

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

**Regionalização hidrológica do Estado de Santa Catarina: uma
abordagem sazonal e geoestatística baseada em modelos**

Wagner Wolff

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor
em Ciências. Área de concentração: Engenharia de Sis-
temas Agrícolas

**Piracicaba
2017**

Wagner Wolff
Bacharel em Engenharia Florestal

**Regionalização hidrológica do Estado de Santa Catarina: uma abordagem
sazonal e geoestatística baseada em modelos**
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **SERGIO NASCIMENTO DUARTE**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Engenharia de Sistemas Agrícolas

**Piracicaba
2017**

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

Wolff, Wagner

Regionalização hidrológica do Estado de Santa Catarina: uma abordagem sazonal e geoestatística baseada em modelos / Wagner Wolff. – – versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. – – Piracicaba, 2017.

79 p.

Tese (Doutorado) – – USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Máxima verossimilhança 2. Krigagem 3. Variabilidade climática 4. Gestão de recursos hídricos L. . I. Título.

À minha família e

amigos,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por me guiar nas minhas escolhas e fazer desse universo gerado um ambiente de bem com pessoas especiais. Dentre elas, tenho meus agradecimentos ao meu orientador Sergio Nascimento Duarte; ao pessoal do futebol da ESALQ; ao pessoal do laboratório de irrigação e drenagem da ESALQ, ao pessoal com quem morei em Piracicaba; à família Zanin por me dar uma grande ajuda no início da minha estadia em Piracicaba e é claro, à minha família por sempre me apoiar e me dar suporte nas minhas escolhas.

É um longo caminho ao
topo (se você quer arrebentar).

*It's A Long Way To The
Top (If You Wanna Rock 'n' Roll).*

AC/DC – compositores: Bon
Scott/Angus Young/Malcolm Young

SUMÁRIO

RESUMO	8
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	10
LISTA DE TABELAS	12
1 INTRODUÇÃO	13
1.1 Contexto	13
1.2 Plano de ação	15
Referências	16
2 ESPACIALIZAÇÃO DA PRECIPITAÇÃO MÉDIA ANUAL E SAZO- NAL NO ESTADO DE SANTA CATARINA, BRASIL: UMA ABORDA- GEM GEOESTATÍSTICA BASEADA EM MODELOS	19
Resumo	19
Abstract	19
2.1 Introdução	20
2.2 Material e Métodos	22
2.2.1 Área de estudo e dados	22
2.2.2 Modelagem geoestatística	23
2.2.3 Seleção dos modelos	25
2.2.4 Predição espacial	26
2.3 Resultados e Discussão	28
2.3.1 Análise exploratória dos dados	28
2.3.2 Escolha dos modelos	30
2.3.3 Espacialização da precipitação	33
2.3.4 Validação cruzada	37
2.4 Conclusão	39
Referências	39
3 REGIONALIZAÇÃO DE CURVAS DE PERMANÊNCIA DE VAZÃO PARA OS PERÍODOS TOTAL E SAZONAIS NO ESTADO DE SANTA CATARINA, BRASIL: UMA ABORDAGEM GEOESTATÍSTICA BA- SEADA EM MODELOS	43
Resumo	43
Abstract	43

3.1 Introdução	44
3.2 Material e métodos	47
3.2.1 Área de estudo e dados utilizados	47
3.2.2 Preenchimentos de falhas das séries fluviométricas	50
3.2.3 Delimitação e caracterização morfométrica das bacias de drenagem das estações fluviométricas	51
3.2.4 Caracterização hidrogeológica das bacias de drenagem das estações fluviométricas	53
3.2.5 Curvas de permanência de vazão	54
3.2.6 Modelagem geoestatística dos parâmetros das curvas de permanên- cia de vazão	55
3.3 Resultados e discussão	58
3.3.1 Caracterização morfométrica, hidrogeológica, pluviométrica e hi- drográfica das bacias de drenagem das estações fluviométricas	58
3.3.2 Parâmetros das curvas de permanência de vazão	61
3.3.3 Escolha dos modelos	62
3.3.4 Regionalização das curvas de permanência de vazão	66
3.3.5 Validação cruzada	70
3.4 Conclusão	72
Referências	72
Apêndice A	77
A.1 Modelo de regionalização de vazões	77

RESUMO

Regionalização hidrológica do Estado de Santa Catarina: uma abordagem sazonal e geoestatística baseada em modelos

A regionalização hidrológica é uma técnica que permite transferir informação de regiões hidrologicamente monitoradas, para regiões com pouco ou sem monitoramento. Sendo assim, é uma ferramenta útil, a qual permite uma avaliação dinâmica dos recursos hídricos. No Brasil e no Estado de Santa Catarina as leis que são as principais referências para a gestão de recursos hídricos utilizam critérios anuais de disponibilidade hídrica, impossibilitando um maior uso em épocas onde a disponibilidade é maior e, assim, afetando o desenvolvimento econômico. As previsões sazonais servem de base para uma gestão e utilização sustentável dos recursos hídricos. A justificativa de não se usar critérios sazonais, talvez seja pelo fato de não existir trabalhos ou ferramentas que contemplem o estado da arte da regionalização hidrológica. O objetivo deste trabalho é fazer a regionalização hidrológica do Estado de Santa Catarina, mediante uma abordagem geoestatística baseada em modelos e na sazonalidade. Foram utilizadas estações pluviométricas e fluviométricas disponibilizadas, respectivamente, pela Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (CPRM) e Agência Nacional das Águas (ANA). As estações são distribuídas regularmente e em alta densidade sobre o Estado. Para a modelagem geoestatística, inicialmente foi verificada algumas suposições a serem consideradas, entre elas, a normalidade e a estacionaridade espacial dos dados. Após as suposições terem sido aceitas foi verificado, por meio de testes estatísticos em função da verossimilhança, se a estrutura de dependência espacial do modelo geoestatístico aumentava o desempenho do mesmo, justificando o uso dessa estrutura para a espacialização das variáveis pluviométricas e fluviométricas. Para verificar os pressupostos de uma boa predição, foi avaliada a dispersão dos resíduos das interpolações espaciais, mediante uma validação cruzada. Os resultados mostraram um melhor desempenho para os modelos geoestatísticos com a estrutura de dependência espacial, para todas as variáveis; assim, esses modelos foram utilizados para a interpolação espacial, no qual foi observado pela dispersão dos resíduos uma boa predição. Este trabalho contribui para uma melhor representação espacial de variáveis sazonais no Estado de Santa Catarina e permite um avanço no estado da arte, uma vez que está embasado em critérios de verossimilhança para escolha de modelos que representam melhor o fenômeno estudado no espaço.

Palavras-chave: Máxima verossimilhança; Krigagem; Variabilidade climática; Gestão de recursos hídricos

ABSTRACT

Hydrologic regionalization of Santa Catarina state: a seasonal and geostatistical approach based on models

Hydrologic regionalization is a technique that allows the transfer of information from regions hydrologically monitored, for regions with little or no monitoring. Therefore, this technique allows a dynamic evaluation of water resources being a useful tool. In Brazil and in Santa Catarina state, the laws that are the main references for the management of water resources use annual criteria of water availability. Thus, using a greater amount of resources when availability is greater is infeasible and affects economic development. Seasonal forecasts provide the basis for sustainable management and use of water resources. The justification for not using seasonal criteria may be because there are no works or tools that contemplate the state of the art of hydrologic regionalization. The aim of this work is to make the hydrologic regionalization of Santa Catarina state, using a geostatistical approach based on models and in seasonality. Data from rain gauge and streamflow stations made available by the Mineral Resources Research Company (CPRM) and National Water Agency (ANA), respectively, were used. These stations have regular distribution and high density within the state. For the geostatistical modeling, some basic assumptions such as data normality and spatial stationarity were verified. After accepting the assumptions it was verified through statistical tests regarding its likelihood, if the structure of spatial dependence of the geostatistical model increase its performance, justifying the use of this structure for the precipitation and streamflow spatialization. To check the assumptions of good prediction, the residue dispersion of the spatial interpolations was evaluated through cross-validation. The results showed a better performance for the geostatistical models with the spatial dependence structure, both for precipitation and streamflow. Thus, these models were used to the spatial interpolation, observing a good prediction through the residue dispersion. This work contributes to a better spatial representation of seasonal variables in Santa Catarina state and allows an advance in the state of the art, since it is based on likelihood criteria to choose models that better represent the phenomenon studied in space.

Keywords: Maximum likelihood; Kriging; Climatic variability; Water resource management

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 - Fluxograma de ação da Tese. Nota: modelo digital do terreno – MDT; índice de escoamento de base – IEB; curvas de permanência de vazão – CPVs; parâmetro de escala das CPVs – μ e parâmetro de forma das CPVs – σ	16
Figura 2.1 - Localização das estações pluviométricas sobre o modelo digital do terreno	23
Figura 2.2 - Gráficos exploratórios para a precipitação média anual: (a) histograma de frequência e gráfico <i>Box-Plot</i> ; (b) gráfico <i>Box-Cox</i>	28
Figura 2.3 - Gráficos exploratórios para as precipitações médias sazonais: (a) histograma de frequência e gráfico <i>Box-Plot</i> para o período de verão; (b) gráfico <i>Box-Cox</i> para o período de verão; (c) histograma de frequência e gráfico <i>Box-Plot</i> para o período de outono; (d) gráfico <i>Box-Cox</i> para o período de outono; (e) histograma de frequência e gráfico <i>Box-Plot</i> para o período de inverno; (f) gráfico <i>Box-Cox</i> para o período de inverno; (g) histograma de frequência e gráfico <i>Box-Plot</i> para o período de primavera; (h) gráfico <i>Box-Cox</i> para o período de primavera	29
Figura 2.4 - Espacialização da precipitação média anual no Estado de Santa Catarina	34
Figura 2.5 - Espacialização das precipitações médias sazonais ($\overline{P_s}$): (a) $\overline{P_s}$ para o período de verão; (b) $\overline{P_s}$ para o período de outono; (c) $\overline{P_s}$ para o período de inverno, e; (d) $\overline{P_s}$ para o período de primavera	36
Figura 2.6 - Validação cruzada para a precipitação média anual: (a) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados, e; (b) histograma dos resíduos padronizados	37
Figura 2.7 - Validação cruzada para a precipitação média sazonal: (a) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de verão; (b) histograma dos resíduos padronizados para o período de verão; (c) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de outono; (d) histograma dos resíduos padronizados para o período de outono; (e) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para	

o período de inverno; (f) histograma dos resíduos padronizados para o período de inverno; (g) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de primavera, e; (h) histograma dos resíduos padronizados para o período de primavera	38
Figura 3.1 - Localização das estações fluviométricas utilizadas neste trabalho sobre o modelo digital do terreno	48
Figura 3.2 - Total de dias no ano com medição de vazão e período das séries fluviométricas utilizadas	49
Figura 3.3 - Bacias hidrográficas dos principais cursos d' água do Estado de Santa Catarina	51
Figura 3.4 - Regiões Hidrográficas do Estado de Santa Catarina	56
Figura 3.5 - Bacias de drenagem das estações fluviométricas	59
Figura 3.6 - Espacialização da vazão específica com 98% de permanência no tempo (Q_{98esp}) para o período total no Estado de Santa Catarina . . .	67
Figura 3.7 - Espacialização das vazões específicas com 98% de permanência no tempo (Q_{98esp}) para os períodos sazonais: (a) Q_{98esp} para o período de verão; (b) Q_{98esp} para o período de outono; (c) Q_{98esp} para o período de inverno, e; (d) Q_{98esp} para o período de primavera	69
Figura 3.8 - Validação cruzada da interpolação espacial dos parâmetros das curvas de permanência de vazão. Respectivos gráficos de dispersão e histogramas dos resíduos: (a) e (b) parâmetro de escala período total; (c) e (d) parâmetro de forma período total; (e) e (f) parâmetro de escala sazonal do período de verão; (g) e (h) parâmetro de forma sazonal do período de verão; (i) e (j) parâmetro de escala sazonal do período de outono; (k) e (l) parâmetro de forma sazonal do período de outono; (m) e (n) parâmetro de escala sazonal do período de inverno; (o) e (p) parâmetro de forma sazonal do período de inverno; (q) e (r) parâmetro de escala sazonal do período de primavera e (s) e (t) parâmetro de forma sazonal do período de primavera	71
Figura A.1 - Representação, pela área hachurada em cinza do volume a ser regularizado por um reservatório, a partir da vazão firme, representada pela linha horizontal, considerando um tempo de retorno de 5 anos para atendimento da vazão firme	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 - Avaliação da tendência espacial pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando a função de covariância exponencial . . .	30
Tabela 2.2 - Avaliação das funções de correlação pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando os modelos de tendência escolhidos	31
Tabela 2.3 - Estimativa dos parâmetros dos modelos geoestatísticos	33
Tabela 3.1 - Estatística descritiva das covariáveis utilizadas por meio das caracterizações morfométrica, hidrogeológica e pluviométrica	60
Tabela 3.2 - Estatística descritiva dos parâmetros das curvas de permanência de vazão (CPVs) e transformação <i>Box-Cox</i> dos mesmos	61
Tabela 3.3 - Avaliação da tendência espacial pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando a função de covariância exponencial . . .	62
Tabela 3.4 - Avaliação das funções de correlação pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando os modelos de tendência escolhidos	64
Tabela 3.5 - Estimativa dos parâmetros dos modelos geoestatísticos	65

1 INTRODUÇÃO

1.1 Contexto

Crises de falta de água em todo o mundo frequentemente ocorrem devido a fatores como: a baixa disponibilidade hídrica em períodos de seca, e a crescente demanda desse recurso, para satisfazer os usos múltiplos da humanidade. A organização internacional *United Nations — Water* (UN-Water), financiada pela *United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, United Nations* (UNESCO), possui um programa denominado *World Water Assessment Programme* (WWAP). Esse programa coordena o *The World Water Development Report* (WWDR), que apresenta relatórios nos quais são abordados diferentes questões relacionadas as crises de água, as quais podem-se citar: (i) alterações climáticas, (ii) biodiversidade, (iii) desastres naturais, (iv) qualidade da água, (v) saneamento, (vi) disponibilidade de água, (vii) urbanização, (viii) energia, e (ix) alimentos.

Até o presente momento foram lançados cinco WWDR. Em seu segundo relatório, é enfatizado que, uma das principais razões para as crises de água é a falta de consistentes métodos de gestão de recursos hídricos (UN-WATER, 2006).

Portanto, cabe aos poderes públicos definir estratégias e políticas, a fim de implementar o uso sustentável dos recursos hídricos. No Brasil, a principal referência para a gestão de recursos hídricos é a Lei nº 9433/97, (BRASIL, 1997), que estabelece a Política Nacional de Recursos Hídricos (PNRH) e cria o Sistema Nacional de Gerenciamento dos Recursos Hídricos (SINGREH). Essa lei proporciona os princípios fundamentais para a gestão democrática das águas, ao considerar, dentre outros, os princípios da participação e a descentralização na tomada de decisão.

A outorga dos recursos hídricos é um dos instrumentos previstos na lei supracitada, conhecida também como a Lei das Águas. Este instrumento é intrínseco ao gerenciamento do recurso hídrico, posto que, atribui o quanto o usuário pode derivar, determinando volumes de água para atender suas necessidades. Para a instrução de um processo de outorga, é necessária a comparação de duas grandezas basais: a disponibilidade hídrica (oferta) e a demanda. A demanda pode ser avaliada a partir do cadastro de usuários, dinâmico e contínuo no tempo. A disponibilidade hídrica varia no tempo e no espaço, e é estimada à partir da avaliação do regime hidrológico da bacia hidrográfica.

A adoção de vazões mínimas de referência que correspondem às condições anuais de maior escassez hídrica, atrelada a uma má estimativa da mesma, podem causar certa

subjetividade nos cadastros de usuários e na concessão de uso da água, relacionado à disponibilidade hídrica. Com a referência de um valor anual, torna-se restritivo a disponibilidade em bacias onde há maior demanda de água, principalmente nos períodos chuvosos quando a maior quantidade do recurso poderia ser outorgada, proporcionando maior desenvolvimento dos empreendimentos produtivos sem degradar a bacia hidrográfica. No Estado de Santa Catarina, como na maioria dos Estados do Brasil, a questão de outorga sazonal é algo a ser desenvolvido; talvez essa forma de gestão seja impossibilitada, pela falta de estudos desenvolvidos neste âmbito.

Sendo assim, diante das questões de outorga e disponibilidade hídrica anual e sazonal é importante enfatizar a regionalização hidrológica. Esta técnica consiste em utilizar ferramentas que exploram o máximo de dados disponíveis para transferir informações hidrológicas de bacias hidrográficas com monitoramento para bacias hidrográficas sem ou com pouco monitoramento (BLÖSCHL; SIVAPALAN, 1995; TUCCI, 2009; NEZHAD et al., 2010; ZHANG et al., 2015).

A metodologia mais utilizada para regionalização de variáveis hidrológicas é a que tem como princípio básico a utilização de equações de regressão aplicadas a regiões hidrologicamente homogêneas (NERC, 1975; LIAZI et al., 1988; EUCLYDES et al., 2001; TUCCI, 2002; LI et al., 2010; COSTA; FERNANDES; NAGHETTINI, 2014; MICEVSKI et al., 2015). Além de necessitar a preliminar identificação de regiões homogêneas, para aplicar os modelos de regressão, esta técnica não leva em consideração a existência de um componente espacialmente correlacionado, S_{xi} (estrutura de covariância) em seu modelo de predição. Assim, parte da variabilidade explicada por relações espaciais pode ser perdida, como demonstrado por um modelo geoestatístico (Eq. (1.1)) (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007):

$$Z_{xi} = \mu_{xi} + S_{xi} + \varepsilon_{xi}, \quad (1.1)$$

em que Z_{xi} é o valor amostrado na posição xi ; μ_{xi} é o componente determinístico (média), no qual pode ser associado a uma função de tendência pela inclusão de covariáveis (variáveis extras relacionadas à variável a ser interpolada, podendo ser climáticas ou fisiográficas, bem como as coordenadas longitude e latitude) em um ambiente de regressão, e; ε_{xi} é o resíduos do modelo.

Propõe-se neste estudo testar a hipótese de que ao acrescentar uma estrutura de covariância em um modelo geoestatístico, esse represente uma melhor capacidade de modelar o fenômeno. Os objetivos específicos são: (i) modelar o componente determinístico

do modelo geoestatístico, para remoção de prováveis tendências espaciais; (ii) modelar o componente aleatório do modelo geoestatístico, para verificar uma provável dependência espacial; (iii) utilizar critérios de escolha de modelos baseados na máxima verossimilhança, e; (iv) analisar a dispersão dos resíduos da interpolação espacial. Assim, o objetivo geral é regionalizar variáveis hidrológicas em escala anual e sazonal, afim de auxiliar na gestão de recursos hídricos do Estado de Santa Catarina.

1.2 Plano de ação

Neste trabalho, uma pesquisa sobre a estimativa espacial da precipitação média anual ($\overline{P_a}$) e da média sazonal ($\overline{P_s}$), assim como de curvas de permanência (CPVs), considerando as séries de períodos total e sazonais é apresentada. Isto foi realizado graças a uma extensa pesquisa de bancos de dados hidrológicos e geográficos. A Figura 1.1 ilustra o fluxograma de ação da Tese para os testes de hipótese e conclusão dos objetivos propostos. Os resultados obtidos no Capítulo 2 foram incorporado ao Capítulo 3.

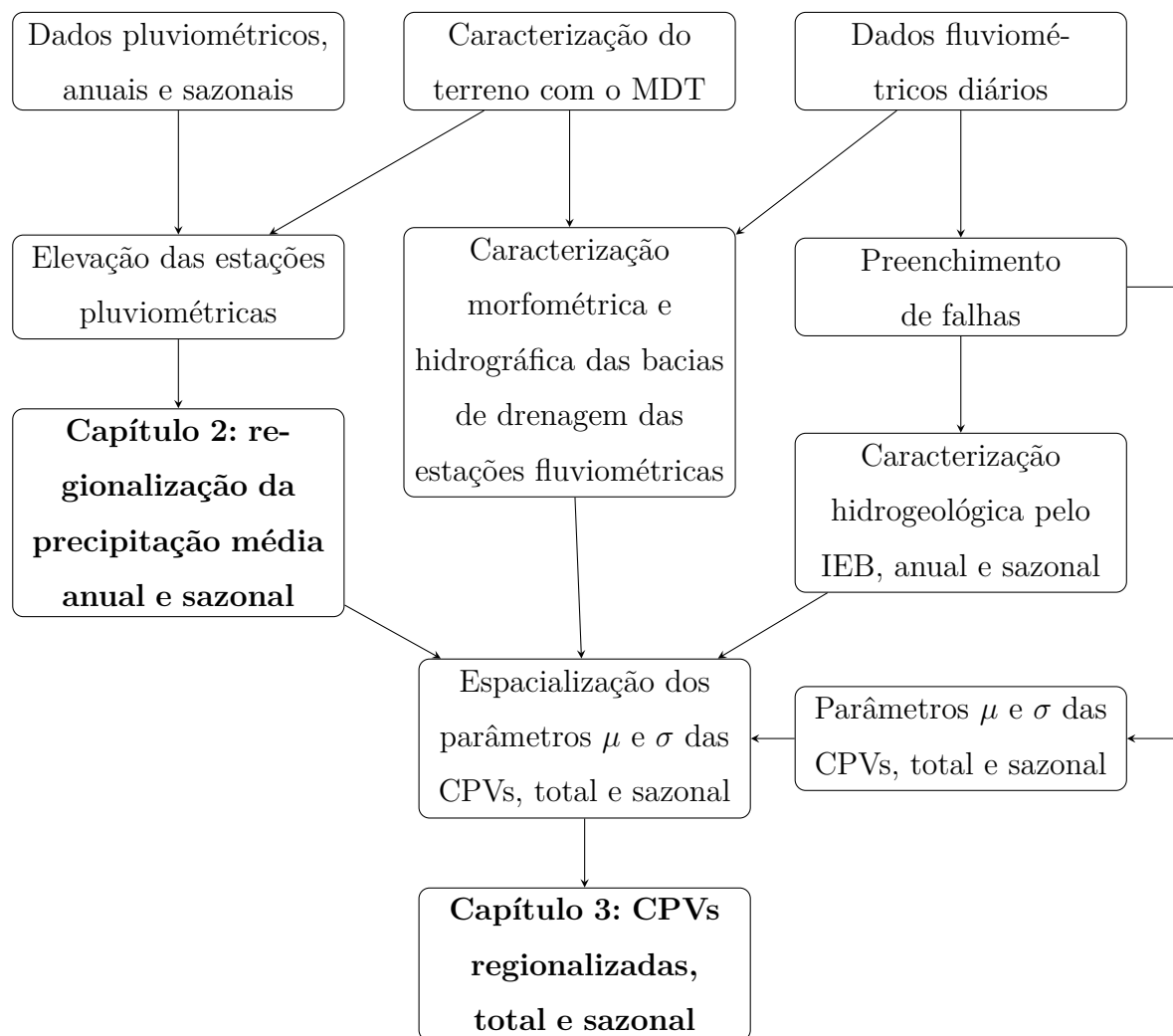


Figura 1.1 - Fluxograma de ação da Tese. Nota: modelo digital do terreno – MDT; índice de escoamento de base – IEB; curvas de permanência de vazão – CPVs; parâmetro de escala das CPVs – μ e parâmetro de forma das CPVs – σ

Referências

BLÖSCHL, G.; SIVAPALAN, M. Scale issues in hydrological modelling: A review. **Hydrological Processes**, Malden, v. 9, n. 3–4, p. 251–290, 1995. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1002/hyp.3360090305>.

BRASIL. Lei nº 9433, de 8 de Janeiro de 1997, Institui a Política Nacional de Recursos Hídricos, cria o Sistema Nacional de Gerenciamento de Recursos Hídricos. **Diário Oficial**, Brasília, 1997. Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/1997/lei-9433-8-janeiro-1997-374778-norma-pl.html>.

COSTA, V.; FERNANDES, W.; NAGHETTINI, M. Regional models of flow-duration curves of perennial and intermittent streams and their use for calibrating the parameters of a rainfall–runoff model. **Hydrological Sciences Journal**, Wallinford, v. 59, n. 2, p. 262–277, 2014.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JR., P.J. **Model-based Geostatistics**. New York: Springer New York, 2007. 229 p.

EUCLYDES, H.P.; FERREIRA, P.A.; HUBERT, O.A.V.; SANTOS, R.M. Regionalização hidrológica na bacia do Alto São Francisco a montante da barragem de Três Marias, Minas Gerais. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 6, n. 2, p. 85–105, 2001. Disponível em: <https://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=41&SUMARIO=621>.

LI, M.; SHAO, Q.; ZHANG, L.; CHIEW, F.H.S. A new regionalization approach and its application to predict flow duration curve in ungauged basins. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 389, n. 1, p. 137–145, 2010.

LIAZI, A.; CONEJO, J.G.L.; PALOS, J.C.F.; CINTRA, P.S. Regionalização Hidrológica no Estado de São Paulo. **Revista Água e Energia Elétrica**, São Paulo, v. 5, 1988. Disponível em: <http://www.scribd.com/doc/164898852/regdaee-artigo>.

MICEVSKI, T.; HACKELBUSCH, A.; HADDAD, K.; KUCZERA, G.; RAHMAN, A. Regionalisation of the parameters of the log-Pearson 3 distribution: a case study for New South Wales, Australia. **Hydrological Processes**, Malden, v. 29, n. 2, p. 250–260, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1002/hyp.10147>.

NERC. **Flood studies report**. London: Natural Environment Research Council, 1975. 106 p. (Flood Studies Report).

NEZHAD, M.K.; CHOKMANI, K.; OUARDA, T.B.M.J.; BARBET, M.; BRUNEAU, P. Regional flood frequency analysis using residual kriging in physiographical space. **Hydrological Processes**, Malden, v. 24, n. 15, p. 2045–2055, 2010.

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

_____. **Hidrologia: Ciência e aplicação**. Porto Alegre: UFRGS/ABRH, 2009. 943 p.

UN-WATER. **Water, A Shared responsibility. The United Nations World Water Development Report 2 (WWDR2)**. Paris, 2006. Disponível em: <http://www.unwater.org/publications/publications-detail/en/c/210592/>.

ZHANG, Y.; VAZE, J.; CHIEW, F.H.; LI, M. Comparing flow duration curve and rainfall — runoff modelling for predicting daily runoff in ungauged catchments. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 525, p. 72–86, 2015. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022169415002140>.

2 ESPACIALIZAÇÃO DA PRECIPITAÇÃO MÉDIA ANUAL E SAZONAL NO ESTADO DE SANTA CATARINA, BRASIL: UMA ABORDAGEM GEOESTATÍSTICA BASEADA EM MODELOS

Resumo

A espacialização da precipitação média em escala anual e sazonal fornece uma informação importante para a gestão e o manejo dos recursos hídricos, dinâmica no espaço e tempo, principalmente em regiões na qual existe uma variação climática significativa, tal como no Estado de Santa Catarina. Localizado na região sul do Brasil este Estado tem a água como um dos principais insumos para seu desenvolvimento econômico. Entretanto, as informações disponíveis para o Estado sobre o regime pluviométrico nas escalas mencionadas acima não contemplam o estado da arte atual desta área do conhecimento, qual seja, a modelagem geoestatística. Portanto, o objetivo deste trabalho é espacializar a precipitação média anual e sazonal para o Estado de Santa Catarina, mediante uma abordagem geoestatística baseada em modelos. Foram utilizados estações pluviométricas disponibilizadas pela Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (CPRM) distribuídas regularmente e em alta densidade sobre o Estado. Para a modelagem geoestatística, inicialmente foi investigada a ocorrência de algumas suposições a serem consideradas, entre elas, a normalidade e estacionaridade espacial dos dados. Após as suposições terem sido aceitas foi verificado, por meio de testes estatísticos em função da verossimilhança, se a estrutura de dependência espacial do modelo geoestatístico aumentava o desempenho do mesmo, justificando o uso dessa estrutura para a espacialização das precipitações. Para verificar os pressupostos de uma boa predição, foi avaliada a dispersão dos resíduos das interpolações espaciais, mediante uma validação cruzada. Os resultados mostraram um melhor desempenho para os modelos geoestatísticos com a estrutura de dependência espacial, para todas as precipitações; assim, esses modelos foram utilizados para a interpolação espacial, no qual foi observado pela dispersão dos resíduos uma boa predição. Este trabalho contribui para uma melhor representação espacial da precipitação média anual e sazonal no Estado de Santa Catarina, uma vez que está embasado em critérios de verossimilhança para escolha de modelos que representam melhor o fenômeno estudado no espaço.

Palavras-chave: Máxima verossimilhança; Krigagem; Variabilidade climática; Gestão de recursos hídricos

Abstract

The average precipitation spatialization in annual and seasonal scale provides important information for the management and maintenance of water resources and spatial-temporal dynamics, mainly in regions where there is a significant climatic variation. Located at the south region of Brazil the state of Santa Catarina has water as its main assets for economic development. However, the available information of the state about the precipitation regime at the above mentioned scales does not consider the current state of the art of this knowledge area, which is, geostatistical modeling. Therefore, the aim of this study was to spatialize the average annual and seasonal precipitation for the state of Santa Catarina, by means of a geostatistic approach based in models. Data from rain gauge stations made available by the Mineral Resources Research Company

(CPRM) were used. These stations have regular distribution and high density within the state. For the geostatistical modeling, some basic assumptions such as data normality and spatial stationarity were verified. After accepting the assumptions it was verified through statistical tests regarding its likelihood, if the structure of spatial dependence of the geostatistical model increase its performance, justifying the use of this structure for the precipitation spatialization. To check the assumptions of good prediction, the residue dispersion of the spatial interpolations was evaluated through cross-validation. The results showed a better performance for the geostatistical models with the spatial dependence structure, both for average annual and seasonal precipitation. Thus, these models were used to the spatial interpolation, observing a good prediction through the residue dispersion. This work verified that the likelihood criteria can be a useful method to represent the spatial distribution of annual and seasonal precipitation.

Keywords: Maximum likelihood; Kriging; Climatic variability; Water resource management

2.1 Introdução

A espacialização da precipitação média anual ($\overline{P_a}$) e sazonal ($\overline{P_s}$) é fundamental para execução de diversas atividades humanas, como o manejo de irrigação, o manejo de culturas, o zoneamento agroclimatológico, o controle da erosão, entre outras. Além disso, estas variáveis devem ser consideradas na gestão dos recursos hídricos, por terem uma relação direta com a disponibilidade hídrica de bacias hidrográficas, que são as unidades territoriais de ações relacionadas ao uso da água.

O Estado de Santa Catarina, localizado na região sul do Brasil, possui uma diversidade climática caracterizada pela presença de cadeias de montanhas, ação de massas de ar e correntes marítimas. Estes fatores climáticos atuam diretamente na variabilidade da precipitação, tanto em questões espaciais quanto temporais (ANDRADE; BALDO; NERY, 1999; COAN; BACK; BONETTI, 2014).

A concessão do uso de recursos hídricos no Estado é feita mediante um critério anual de disponibilidade hídrica (SANTA CATARINA, 1994). Este procedimento impossibilita um uso maior do recurso em épocas de maior disponibilidade. Em outras palavras, pode prejudicar o desenvolvimento econômico de empreendimentos que têm o uso da água como um de seus insumos, em épocas de alta disponibilidade hídrica. Destaca-se por exemplo, a irrigação, que varia de acordo com a necessidade hídrica das culturas, nas diferentes fases fenológicas. Portanto, a avaliação sazonal pode melhorar a dinâmica a respeito do uso dos recursos hídricos e, conseqüentemente, a gestão e manejo desses (MCMILLAN et al., 2016).

Existem diferentes métodos para espacialização da $\overline{P_a}$ e da $\overline{P_s}$, esses variam de mais simples, como os polígonos de Thiessen, o inverso da distância ao quadrado e a regressão linear, a mais complexos, como os métodos geoestatísticos, que contemplam o estado da arte atual, relacionado à espacialização dessas variáveis (THIESSEN, 1911; SUBYANI, 2004; INGEBRIGTSEN; LINDGREN; STEINSLAND, 2014; DAHRI et al., 2016).

A abordagem geoestatística mais comum, para a espacialização das variáveis estudadas, leva em consideração a modelagem do semivariograma, mediante o ajuste dos parâmetros, pelo método dos mínimos quadrados e da avaliação da superfície interpolada, pela validação cruzada (BARGAOUI; CHEBBI, 2009; BOSTAN; HEUVELINK; AKYUREK, 2012; RAJA et al., 2016). Diggle e Ribeiro Jr. (2007) propuseram uma abordagem geoestatística baseada em modelos gaussianos estacionários, no qual o ajuste dos parâmetros é feito por métodos de inferência estatística, baseados na função de verossimilhança, obtida de uma distribuição Gaussiana multivariada. Esta abordagem é vantajosa, uma vez que o ajuste é feito diretamente aos dados, e não a um semivariograma empírico, como feito pelo método dos mínimos quadrados. Além disso, a avaliação do modelo pode ser feita por um teste estatístico mais parcimonioso, considerando a verossimilhança, ao invés da validação cruzada, que não é um teste de hipótese e sim um método para examinar a dispersão dos resíduos oriundos da interpolação da variável em questão (DAVIS, 1987).

A hipótese do estudo é verificar se ao acrescentar uma estrutura de covariância em um modelo geoestatístico, esse represente uma melhor capacidade de modelar no espaço a precipitação média anual e sazonal.

Os objetivos específicos são: (i) modelar o componente determinístico do modelo geoestatístico, para remoção de prováveis tendências espaciais; (ii) modelar o componente aleatório do modelo geoestatístico, para verificar uma provável dependência espacial; (iii) utilizar critérios de escolha de modelos baseados na máxima verossimilhança, e; (iv) analisar a dispersão dos resíduos da interpolação espacial. Portanto, o objetivo geral é espacializar a precipitação média anual e sazonal para o Estado de Santa Catarina, Brasil utilizando uma abordagem geoestatística baseada em modelos.

2.2 Material e Métodos

2.2.1 Área de estudo e dados

O Estado de Santa Catarina está localizado na região sul do Brasil, entre os paralelos 25° 57' 41" e 29° 23' 55" de latitude sul e entre os meridianos 48° 19' 37" e 53° 50' 00" de longitude oeste.

Neste estudo, foi utilizado dados de precipitação média anual ($\overline{P_a}$), e sazonal ($\overline{P_s}$) para os períodos de verão (dezembro, janeiro e fevereiro), outono (março, abril e maio), inverno (junho, julho e agosto) e primavera (setembro, outubro e novembro) de 152 estações pluviométricas com 36 anos de duração (1970-2006). A maioria das estações pluviométricas estão localizadas no Estado de Santa Catarina em uma área de 95734 km² e o restante nos Estados vizinhos, Paraná e Rio Grande do Sul (Figura 2.1). Os dados são administrados pela Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (CPRM) e disponibilizados no endereço eletrônico: <http://www.cprm.gov.br>.

O relevo acidentado de Santa Catarina é caracterizado por: (i) Planície Costeira, em uma faixa próxima ao litoral; (ii) Serras Litorâneas; as serras do Mar e Geral dividem o Estado entre a Planície Costeira e a região do Planalto Central; e, (iii) Planalto Ocidental, o qual ocupa a maior parte do Estado e onde está o ponto mais alto, com 1831 m.

Um Modelo Digital do Terreno (MDT) com 90 m de resolução espacial foi obtido mediante a união de imagens do *Shuttle Radar Topography Mission* (SRTM)[®] (FARR et al., 2007). Ao todo, foi necessário utilizar 20 imagens SRTM para gerar o mosaico que abrangeu a área de estudo. As imagens SRTM são disponibilizadas pelo *United States Geological Survey* (USGS) no endereço eletrônico <http://gdex.cr.usgs.gov/gdex/>.

Com o MDT, a elevação das estações pluviométricas foi obtida, e portanto, utilizada como uma covariável na interpolação espacial da $\overline{P_a}$ e das $\overline{P_s}$. Os arquivos vetoriais, necessários para a representação geográfica da área de estudo, foram disponibilizados pelo Centro de Informações de Recursos Ambientais e de Hidrometeorologia de Santa Catarina (CIRAM), no respectivo website <http://ciram.epagri.sc.gov.br/mapoteca/>.

O *Software* utilizado para as análises supracitadas foi o *R Statistical* 3.3.1[®] (R CORE TEAM, 2016), mediante aos pacotes *rgdal* (BIVAND; KEITT; ROWLINGSON, 2014), *maptools* (BIVAND; LEWIN-KOH, 2014) e *rgrass7* (BIVAND, 2016) habilitado pela interface com o Sistema de Informação Geográfica (SIG) GRASS 7.0.1[®] (GRASS DEVELOPMENT TEAM, 2016).

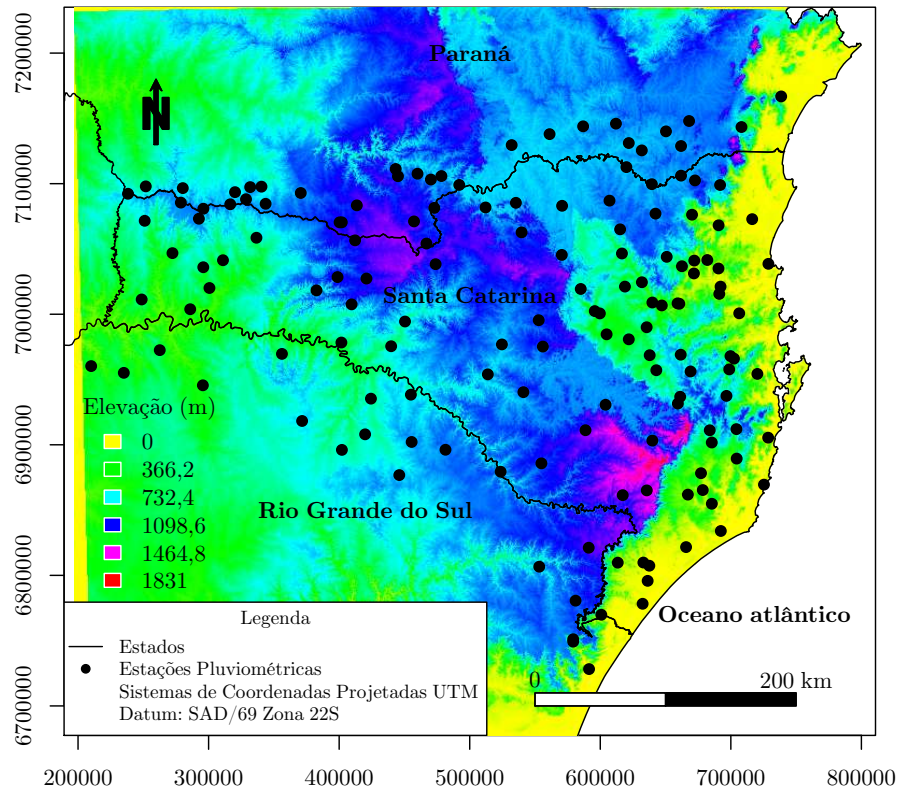


Figura 2.1 - Localização das estações pluviométricas sobre o modelo digital do terreno

2.2.2 Modelagem geoestatística

Assumindo algumas pressuposições descritas por Diggle e Ribeiro Jr. (2007), tais como: (i) estacionaridade espacial da variável de interesse; (ii) a correlação espacial do modelo geoestatístico depende somente da distância entre os locais de observação; e, (iii) uma distribuição aproximadamente normal da variável de interesse a ser interpolada. O modelo que descreve a dependência espacial (modelo geoestatístico), por meio de um componente aleatório e espacialmente correlacionado, considerando um conjunto de observações de precipitação média anual e média sazonal (Z_{xi}, \dots, Z_{xn}) , é dado pela seguinte relação:

$$Z_{xi} = \mu_{xi} + S_{xi} + \varepsilon_{xi}, \quad (2.1)$$

em que Z_{xi} é o valor amostrado da variável a ser estimada em um local (xi) ; μ_{xi} é o componente determinístico, associado a uma média constante, ou a uma função que modela a média chamada de modelo de tendência espacial; S_{xi} é o fator aleatório espacialmente correlacionado; e ε_{xi} é o resíduo do modelo.

Diante da condição de não estacionaridade espacial da variável e , consequente, não representatividade da média para toda a amostra, a tendência espacial deve ser removida pela modelagem do componente determinístico (μ_{xi}). O modelo de tendência, μ_{xi} , pode ser expresso em função das coordenadas, longitude (X) e latitude (Y), bem como em função de covariáveis espacialmente referenciadas.

Assim, foram testados diferentes modelos de tendência, definidos por relações lineares e quadráticas entre as covariáveis X , Y e elevação (Z) nas localizações das estações pluviométricas, como se seguem:

$$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 V1_{xi} + \beta_2 V2_{xi}, \quad (2.2)$$

$$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 V1_{xi} + \beta_2 V1_{xi}^2 + \beta_3 V2_{xi} + \beta_4 V2_{xi}^2 + \beta_5 V1_{xi} V2_{xi}, \quad (2.3)$$

em que $V1$ e $V2$ são as covariáveis, e β_i são os coeficientes do modelo de tendência espacial.

O fator aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}) é representado por uma função de covariância ($C(h)$), definida como o produto de um parâmetro de variância (σ^2) por uma função de correlação positiva definida ($\rho(h)$), em que h é uma distância que separa um par de variáveis localizadas no espaço; sendo assim, a mesma é um indicativo de similaridade dessas variáveis, que varia de acordo com a distância entre as mesmas.

As funções de covariância utilizadas foram: (i) exponencial Eq. (2.4); (ii) gaussiana Eq. (2.5); (iii) esférica Eq. (2.6); (iv) circular Eq. (2.7); e (v) *Matérn* com parâmetro de suavidade κ igual a 1,5 e 2,5 Eq. (2.8).

$$C(h) = \sigma^2 \left[\exp \left(\frac{-h}{\phi} \right) \right], \quad (2.4)$$

$$C(h) = \sigma^2 \left[\exp \left(\frac{-h}{\phi} \right)^2 \right], \quad (2.5)$$

$$C(h) = \begin{cases} \sigma^2 \left[\left(1 - \frac{3h}{2\phi} + \left(\frac{h}{2\phi} \right)^3 \right) \right], & \text{se } 0 \leq h \leq \phi \\ 0, & \text{se } h > \phi, \end{cases} \quad (2.6)$$

$$C(h) = \begin{cases} \sigma^2 \left[\frac{2}{\pi} \left(\arcsin \left(\frac{h}{\phi} \right) + \frac{h}{\phi} \sqrt{1 - \left(\frac{h}{\phi} \right)^2} \right) \right], & \text{se } h \leq \phi \\ 0, & \text{se } h > \phi, \end{cases} \quad (2.7)$$

$$C(h) = \sigma^2 \left[\frac{1}{2^{\kappa-1} \Gamma(\kappa)} \left(\frac{h}{\phi} \right)^\kappa K_\kappa \left(\frac{h}{\phi} \right) \right]. \quad (2.8)$$

O parâmetro ϕ , denominado “alcance”, para as funções esférica e circular, e “alcance prático” para as funções *Matérn*, exponencial e gaussiana. Este parâmetro informa a

distância dentro da qual as amostras são correlacionadas espacialmente. O parâmetro σ^2 é relacionado com a variância espacial e denominado de patamar. Por sua vez, a Eq. (2.8) é uma função denominada de família *Matérn*, em que $K_\kappa(\cdot)$ é a função *Bessel*, $\Gamma(\cdot)$ é a função *Gamma*, e κ é um parâmetro relacionado à suavidade do modelo, sendo que, quanto maior seu valor, maior será a suavidade.

O último componente do modelo geoestatístico (ε_{xi}) é o “efeito pepita”; esse é um termo usado para representar a variância τ^2 não explicada de um ponto para outro, que pode ocorrer devido a erros de medidas ou baixas variações não detectadas por causa da distância da amostragem utilizada.

Uma vez que a variável observada (Z_{xi}) não segue uma distribuição Gaussiana, o valor do erro quadrático médio do preditor pode ser afetado, significando que as aproximações podem ser ruins (MARTINS, 2010). Para contornar este problema, os dados podem ser transformados para que sigam uma distribuição Gaussiana. Sendo assim, Box e Cox (1964) propõem a família de transformações,

$$Z_{xi}^* = \begin{cases} \log(Z_{xi}), & \text{se } \lambda = 0 \\ \frac{Z_{xi}^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{se } \lambda \neq 0, \end{cases} \quad (2.9)$$

em que Z_{xi} é a variável a ser normalizada, λ é o parâmetro da transformação, e Z_{xi}^* é a variável transformada.

Para ajustar os parâmetros citados anteriormente, foi utilizado o método de ajuste direto aos dados, conhecido como método da máxima verossimilhança. Este método assume que as propriedades assintóticas são normalmente distribuídas, consistentes e eficientes, otimizando o ajuste a grandes amostras (COX; HINKLEY, 1974). O princípio do método consiste em obter, a partir de uma amostra, o estimador mais plausível dos parâmetros de um certo modelo probabilístico.

2.2.3 Seleção dos modelos

A avaliação do desempenho de cada modelo na estimativa da precipitação média anual e das médias sazonais foi feita por meio do critério de informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1983). Este critério de avaliação foi desenvolvido a partir da distância ou informação de Kullback e Leibler (1951). Esta distância é uma medida da discrepância entre o modelo verdadeiro e o modelo aproximado. Akaike (1983) relacionou a distância de Kulback e Leibler com a máxima verossimilhança, surgindo o AIC, como segue:

$$\text{AIC} = -2\log(\text{MV}) + 2k, \quad (2.10)$$

em que MV é a verossimilhança maximizada do modelo candidato, e k é o número de parâmetros deste modelo. De acordo com o critério, foi escolhido o melhor modelo pelo menor valor de AIC.

Portanto, considerando os componentes do modelo geoestatístico (Equação (2.1)), a seleção dos modelos, segundo o AIC seguiu as etapas: (i) para o componente μ_{xi} , foi considerado constante o componente S_{xi} , mediante a função de covariância exponencial com parâmetros escolhidos “a sentimento”, e assim foi escolhido o melhor modelo de tendência testado; (ii) para o componente S_{xi} , uma vez modelado o componente μ_{xi} , esse foi fixado, e portanto foi escolhida a melhor função de covariância testada, mediante a re-estimativa de todos os parâmetros do modelo geoestatístico.

Além de inferir sobre o melhor ajuste, esta abordagem permite analisar se o uso do fator aleatório espacialmente correlacionado é justificado pelo ganho de desempenho do modelo, ou seja, a pergunta que se responde é se vale a pena, ou não, o uso do componente S_{xi} para espacializar a variável de interesse, conferindo à mesma a característica de dependência espacial.

2.2.4 Predição espacial

Após a escolha do modelo e a estimativa de seus parâmetros, a krigagem ordinária (KO) foi utilizada para interpolar as variáveis estudadas. A estimativa por KO é considerada linear, não viciada e com mínima variância (*BLUE = Best Linear Unbiased Estimator*); essas propriedades são definidas como: (i) “linear”, suas estimativas são combinações lineares ponderadas dos dados disponíveis; (ii) “não viciada”, busca o valor do erro ou resíduo médio igual a 0; e, (iii) “melhor”, porque minimiza a variância dos erros (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989). Outra característica para esta escolha é enfatizada por Wackernagel (2003); segundo o autor, a KO é um “exato interpolador”, sendo que, para uma estimativa de uma variável em um local já amostrado, o valor da estimativa será igual ao da amostra. Sendo assim, segue a expressão da KO:

$$\hat{Z}_{x0} = \sum_{i=1}^n \omega_i Z_{xi}, \quad (2.11)$$

em que \hat{Z}_{x0} é a variável a ser predita no local ($x0$); Z_{xi} são os pontos amostrais da variável, nos locais (xi); e ω_i são os pesos atribuídos para cada amostra da variável. Estes pesos

são determinados pela solução do sistema de KO, definido como:

$$\begin{pmatrix} C(x_1 - x_1) & \dots & C(x_1 - x_n) & 1 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ C(x_n - x_1) & \dots & C(x_n - x_n) & 1 \\ 1 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_1 \\ \vdots \\ \omega_n \\ \lambda \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C(x_1 - x_0) \\ \vdots \\ C(x_n - x_0) \\ 1 \end{pmatrix}, \quad (2.12)$$

em que, λ é o multiplicador de Lagrange; $C(x_n - x_n)$ é a covariância entre os pares de pontos amostrados; $C(x_n - x_0)$ é a covariância entre o local de predição x_0 aos pontos amostrados; e ω_n é o peso atribuído para cada amostra da variável, com relação à estimativa da variável em local não amostrado.

Sendo assim, a resolução do sistema e obtenção dos pesos é satisfeita pela seguinte relação matricial,

$$\omega = \mathbf{C}^{-1}\mathbf{c}, \quad (2.13)$$

em que, \mathbf{C} é a matriz de covariância entre os pares de pontos amostrados; \mathbf{c} é o vetor de covariância entre o ponto a ser predito para cada ponto amostrado; e ω é o vetor de pesos atribuído às amostras para a estimativa da variável no ponto de predição.

Quando o componente μ_{xi} do modelo geoestatístico (Equação (2.1)) for modelado por uma relação de tendência espacial, a obtenção dos pesos (ω) da KO é feita mediante a obtenção dos parâmetros da função de covariância ajustada aos resíduos do modelo de tendência. Esta relação é também chamada de krigagem universal, no qual estes resíduos devem ter uma distribuição aproximadamente normal.

Por fim, a validação cruzada (VC) foi feita; a mesma consiste na remoção de cada ponto amostrado e da posterior predição desse ponto, pelos pontos restantes. Segundo Davis (1987) a VC não confirma se um modelo é melhor do que outro, pois não é um método de teste de hipótese, e sim um método exploratório para entender o fenômeno sobre a área de estudo. Portanto, para verificar se a interpolação espacial foi admissível, seguindo os pressupostos de normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, uma análise gráfica residual foi feita.

O *Software* utilizado para as análises supracitadas foi o *R Statistical 3.3.1*® (R CORE TEAM, 2016), mediante os pacotes MASS (VENABLES; RIPLEY, 2002), rgdal (BIVAND; KEITT; ROWLINGSON, 2014) e geoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2015).

2.3 Resultados e Discussão

2.3.1 Análise exploratória dos dados

Para que as estimativas dos parâmetros coincidam com o método da máxima verossimilhança é importante que a variável a ser interpolada tenha aproximadamente uma distribuição Gaussiana. Sendo assim, está ilustrado na Figura 2.2 o histograma conjunto ao gráfico *Box-Plot* e o gráfico *Box-Cox*, para a precipitação média anual (\overline{P}_a).

Observa-se que a \overline{P}_a segue uma distribuição aproximadamente Gaussiana, uma vez que o histograma tem uma maior frequência nas classes centrais e menor nas classes marginais, com valores extremos variando entre 1331,83 mm e 2334,39 mm, e uma média de 1743,69 mm. O gráfico *Box-Cox* indica que para a máxima log-verossimilhança, o valor de λ está próximo de 1, para o intervalo de confiança de 95%, o que também confirma o indício de normalidade da variável. Além disso, observa-se pelo *Box-Plot* que não existem valores candidatos a *outliers* ou atípicos.

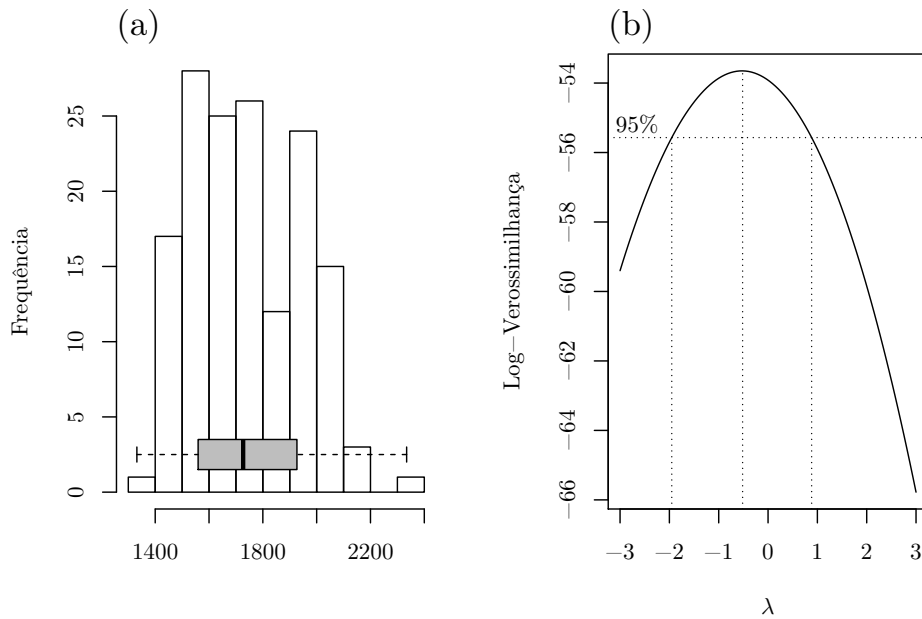


Figura 2.2 - Gráficos exploratórios para a precipitação média anual: (a) histograma de frequência e gráfico *Box-Plot*; (b) gráfico *Box-Cox*

Entretanto, nem sempre a \overline{P}_a apresenta uma distribuição Gaussiana, principalmente para regiões com variabilidade climática significativa, como por exemplo na Turquia, onde Raja et al. (2016) observaram que os dados apresentam uma assimetria positiva alta, sendo necessário a transformação em escala logarítmica para interpolar espacialmente essa variável.

Similar a Figura 2.2, estão ilustradas na Figura 2.3 as mesmas análises exploratórias; entretanto, para as precipitações médias sazonais ($\overline{P_s}$), nos períodos de verão, outono, inverno e primavera.

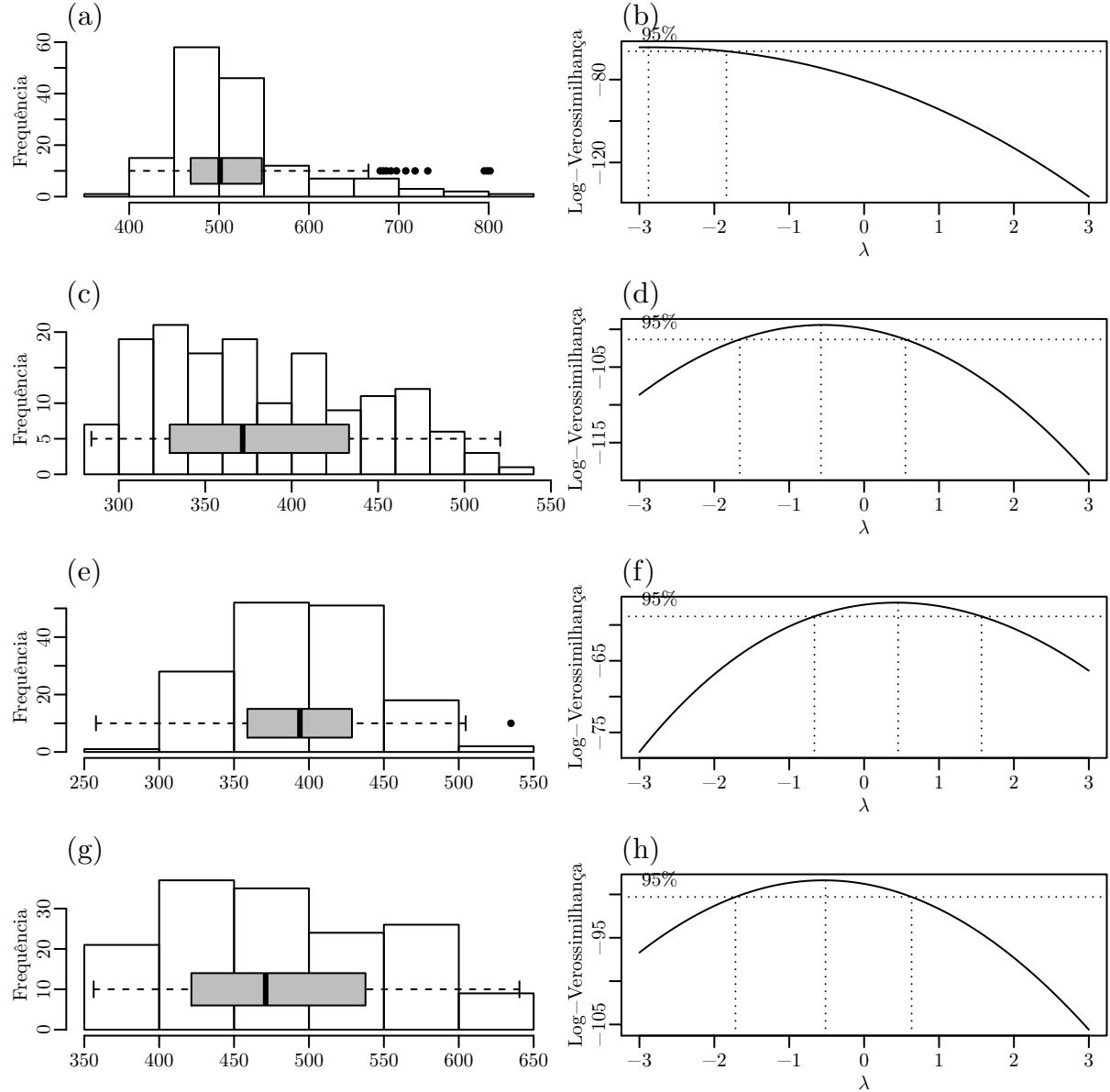


Figura 2.3 - Gráficos exploratórios para as precipitações médias sazonais: (a) histograma de frequência e gráfico *Box-Plot* para o período de verão; (b) gráfico *Box-Cox* para o período de verão; (c) histograma de frequência e gráfico *Box-Plot* para o período de outono; (d) gráfico *Box-Cox* para o período de outono; (e) histograma de frequência e gráfico *Box-Plot* para o período de inverno; (f) gráfico *Box-Cox* para o período de inverno; (g) histograma de frequência e gráfico *Box-Plot* para o período de primavera; (h) gráfico *Box-Cox* para o período de primavera

Para o período de verão houve uma assimetria positiva; todavia, essa assimetria não foi significativa ao ponto de influenciar nas estimativas dos parâmetros do modelo geoestatístico e na krigagem, como será demonstrado pelos demais resultados a serem apresentados nos itens sequenciais. Diferentemente, para os períodos de outono, inverno e primavera, uma distribuição aproximadamente gaussiana foi observada; portanto,

não houve a necessidade de transformação dessas variáveis para seguir os processos metodológicos.

Por sua vez, Subyani e Al-Dakheel (2008) estudaram as \overline{P}_s para a região sudoeste da Arábia Saudita; os autores observaram histogramas com alta assimetria positiva, explicada pelo clima árido da região; portanto, optaram pela transformação logarítmica para determinar uma aproximação das \overline{P}_s à distribuição Gaussiana.

Com relação a existência de valores atípicos ou *outliers*, foi observado para os períodos de verão e inverno alguns valores; entretanto, esses valores não foram retirados para se proceder com as análises, uma vez que nessas épocas do ano são comuns eventos extremos de máxima precipitação para a região, representando uma porção importante no regime hidrológico (ANDRADE; BALDO; NERY, 1999). Portanto, essa informação não foi desconsiderada na interpolação espacial dessas variáveis.

2.3.2 Escolha dos modelos

Para a escolha dos modelos com melhor desempenho, o critério de informação de Akaike (AIC) foi utilizado, tanto para os modelos que representam o componente μ_{xi} (tendência espacial), quanto para os modelos que representam o componente S_{xi} (funções de covariância), do modelo geoestatístico (Equação (2.1)).

Primeiramente, utilizando a função de covariância exponencial, foi fixado o componente S_{xi} e testado os modelos de tendência espacial. Estão apresentados na Tabela 2.1 os modelos com melhor desempenho, bem como os respectivos valores do AIC para esses modelos e para os modelos que consideram a média constante.

Tabela 2.1 - Avaliação da tendência espacial pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando a função de covariância exponencial

Variável	Modelo	AIC ^a	AIC ^b
\overline{P}_a	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Y$	1910,08	1911,06
\overline{P}_s – verão	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z$	1643,71	1648,89
\overline{P}_s – outono	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 Z + \beta_4 Z^2 + \beta_5 Z X$	1484,53	1490,79
\overline{P}_s – inverno	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z$	1427,53	1438,57
\overline{P}_s – primavera	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Y$	1526,77	1533,40

Nota: precipitação média anual – \overline{P}_a ; precipitação média sazonal – \overline{P}_s ; componente determinístico (tendência espacial) – μ_{xi} ; longitude – X ; latitude – Y ; elevação – Z ; AIC para a média modelada por uma tendência – AIC^a e AIC para a média constante – AIC^b.

Para a precipitação média anual (\overline{P}_a) e média sazonal (\overline{P}_s) na primavera, o melhor desempenho foi obtido com um modelo linear em função das coordenadas. Bostan, Heuvelink e Akyurek (2012) testaram diferentes métodos de interpolação da \overline{P}_a e concluíram que a krigagem universal, com modelo de tendência em função das coordenadas, foi o melhor, tal como observado neste estudo.

Com relação as \overline{P}_s para os períodos de verão, outono e inverno foi observado que os modelos tem em comum a presença da variável preditora elevação. Portanto, para os períodos sazonais supracitados, a precipitação tem uma significativa relação com a elevação no Estado de Santa Catarina. Estudos anteriores em outras regiões dão suporte a relação destas duas variáveis (PANG et al., 2014, IMMERZEEL et al., 2015, DAHRI et al., 2016).

Posteriormente, uma vez modelado a tendência espacial pelos modelos da Tabela 2.1), e verificado uma distribuição aproximadamente normal dos seus resíduos, esses modelos foram fixados, e então foram testadas diferentes funções de covariância, a fim de inferir se o fator aleatório espacialmente correlacionado, representado pelo componente S_{xi} , era significativo ao ponto de ser válida sua utilização no modelo geoestatístico e, consequentemente, na espacialização da \overline{P}_a e das \overline{P}_s . A Tabela 2.2 enfatiza a avaliação pelo AIC da relação supracitada.

Tabela 2.2 - Avaliação das funções de correlação pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando os modelos de tendência escolhidos

Variável	Exp	Gau	Esf	Cir	Mat1,5	Mat2,5	Não espacial ^a
\overline{P}_a	1910,08	1911,65	1910,10	1908,69	1909,73	1910,61	1980,98
\overline{P}_s – verão	1643,71	1640,64	1637,57	1639,60	1639,21	1639,50	1727,00
\overline{P}_s – outono	1484,53	1486,28	1483,69	1484,20	1483,01	1483,86	1533,51
\overline{P}_s – inverno	1427,53	1431,49	1431,09	1429,82	1429,01	1429,92	1500,07
\overline{P}_s – primavera	1526,77	1527,11	1525,10	1526,05	1527,22	1527,45	1575,56

Nota: precipitação média anual – \overline{P}_a ; precipitação média sazonal – \overline{P}_s ; função de correlação exponencial – Exp; função de correlação gaussiana – Gau; função de correlação esférica – Esf; função de correlação circular – Cir; função de correlação *Matérn* $\kappa = 1,5$; função de correlação *Matérn* $\kappa = 2,5$ e sem o fator aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}) – Não espacial^a.

Com relação aos valores de AIC, foi observado para todas as variáveis, que ao acrescentar o componente S_{xi} no modelo geoestatístico o valor do AIC foi inferior, comparado ao modelo sem o respectivo componente. Assim, há evidências estatísticas de que as variáveis estudadas têm um padrão de dependência espacial, ou seja, é justificado utilizar o componente S_{xi} no modelo geoestatístico para espacializar as respectivas variáveis.

No que diz respeito às funções de covariância, para a \overline{P}_a o melhor ajuste foi observado pela função circular, enquanto que para \overline{P}_s nos períodos de verão e primavera a melhor função foi a esférica. Ambas as funções, circular e esférica, são consideradas da família de funções esféricas.

Por outro lado, para as \overline{P}_s nos períodos de inverno e outono, as funções de correlação com melhor ajuste foram da família *Matérn*, sendo que quando o parâmetro κ é igual a 0,5, essa é denominada de função exponencial. A família de funções *Matérn* é caracterizada por ser mais flexível que as funções da família esférica, uma vez que apresentam uma interpretação mais clara do parâmetro κ , por intermédio do domínio mais amplo de diferenciação dessas funções (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007).

Embora não utilizando uma abordagem baseada na verossimilhança, para ajuste de parâmetros e seleção de modelos, Bostan, Heuvelink e Akyurek (2012) utilizando como critério de escolha o erro absoluto, observaram que para a \overline{P}_a a melhor função de covariância foi a esférica. Resultados similares para a \overline{P}_a foram obtidos por Subyani (2004). Para a \overline{P}_s , nos períodos de verão e outono. Subyani (2004) também concluiu que a função esférica foi a melhor, enquanto que para os períodos de inverno e primavera a melhor foi a função exponencial.

Considerando a região de estudo de Subyani (2004), o resultado desse autor tem em comum com este resultado apresentado, o fato de que nos períodos chuvosos e anual as melhores funções foram da família esférica, enquanto que para os períodos de estiagem as funções da família *Matérn* foram as melhores. Portanto, foi observado para a modelagem geoestatística da precipitação, que quando a variabilidade dos dados é maior, funções da família esférica tem melhores ajustes, e quando a variabilidade dos dados é menor, os melhores ajustes são obtidos pelas funções da família *Matérn*.

Uma vez que não foi verificado a necessidade de normalização dos dados (parâmetro de transformação *Box-Cox*, $\lambda = 1$), foram escolhidos os modelos de tendência espacial, as funções de covariância e utilizando o método da máxima verossimilhança, foram estimados diretamente todos os parâmetros dos modelos geoestatísticos. Dentre estes, os parâmetros β que condizem com a média, sendo os modelos de tendência espacial (μ_{xi}), os parâmetros das funções de covariância, σ^2 e ϕ , que por sua vez representam o componente S_{xi} e o parâmetro τ que corresponde à variância residual, representado pelo componente ε_{xi} . Na Tabela 2.3 são apresentados os valores destes parâmetros.

Para o parâmetro de variância σ^2 , denominado de “patamar”, os maiores valores foram observados para a \overline{P}_a e as \overline{P}_s nos períodos de verão e primavera, sendo esses

Tabela 2.3 - Estimativa dos parâmetros dos modelos geoestatísticos

Variável	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	σ^2	ϕ (km)	τ^2
\overline{P}_a	-1017,42	-0,66	0,45				22866,60	69,80	2567,67
\overline{P}_s – verão	-1996,52	0,36	0,07				5474,53	110,37	278,43
\overline{P}_s – outono	497,43	-8,93	199,55	971,39	-58,53	-4e-4	1260,06	19,92	265,03
\overline{P}_s – inverno	481,54	-0,19	0,03				1243,29	54,02	58,73
\overline{P}_s – primavera	-291,71	-0,31	0,14				1478,96	106,92	453,52

Nota: precipitação média anual – \overline{P}_a ; precipitação média sazonal – \overline{P}_s ; parâmetros do componente determinístico – β e parâmetros do componente aleatório espacialmente correlacionado – σ^2 , τ e ϕ .

de 22866,60, 5474,53, e 1478,96, respectivamente. Por outro lado, os menores valores foram observados para as \overline{P}_s nos períodos de outono e inverno, sendo iguais a 1260,06 e 1243,29, respectivamente. Esta diferença está associada aos períodos que englobam épocas chuvosas, com maior variância, e épocas de estiagem, com menor variância.

O parâmetro ϕ é intitulado “alcance” para as funções de correlação da família esférica, e “alcance prático” para as funções da família *Matérn*, sendo nessas últimas definido como a distância (h) na qual a correlação é 0,05 (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007). Para os períodos correspondentes, as funções de correlação da família esférica, anual, de verão e primavera, a distância em que as amostras estão correlacionadas espacialmente é respectivamente 69,80, 110,37, e 106,92 km.

Em contrapartida, para as funções da família *Matérn* que representam os períodos de outono e inverno, a distância prática em que as amostras estão correlacionadas espacialmente é aproximadamente 3ϕ e $4,75\phi$, para as funções exponencial e *Matérn* com valor do parâmetro κ igual a 1,5, respectivamente (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007). Portanto, o “alcance prático” para os períodos de outono e inverno foi de 94,64 e 162,05 km, respectivamente.

Por fim, o parâmetro τ^2 , também chamado de “efeito pepita”, revela o ruído ε_{xi} do modelo geoestatístico, ou seja, a variância não explicada. Tal como o parâmetro σ^2 , esse parâmetro é agrupado como um parâmetro de variância; portanto, foi observado a mesma ordem de grandeza comparado ao parâmetro σ^2 , ou seja, maior variância em períodos englobados por épocas chuvosas, e menor para épocas de estiagem.

2.3.3 Espacialização da precipitação

Uma vez escolhidos os modelos geoestatísticos, as precipitações foram espacializadas. Com relação a precipitação média anual (\overline{P}_a), na Figura 2.4 está ilustrada a superfície interpolada para o Estado de Santa Catarina. A variação da \overline{P}_a no Estado

é explicada principalmente por três fatores climáticos: a circulação geral da atmosfera, corrente oceânica e a distribuição das cadeias de montanhas e planaltos.

Com relação à circulação geral da atmosfera, enfatiza a atuação de três massas de ar, tal como: (i) massa tropical atlântica; (ii) massa polar atlântica; e (iii) massa tropical continental. A corrente oceânica existente é a corrente das Malvinas.

De acordo com a distribuição de cadeias de montanhas e planaltos, no Estado existem dois complexos montanhosos, quais sejam, a serra do Mar no norte e a serra Geral que corta o centro do Estado e forma o planalto catarinense (Figura 2.1).

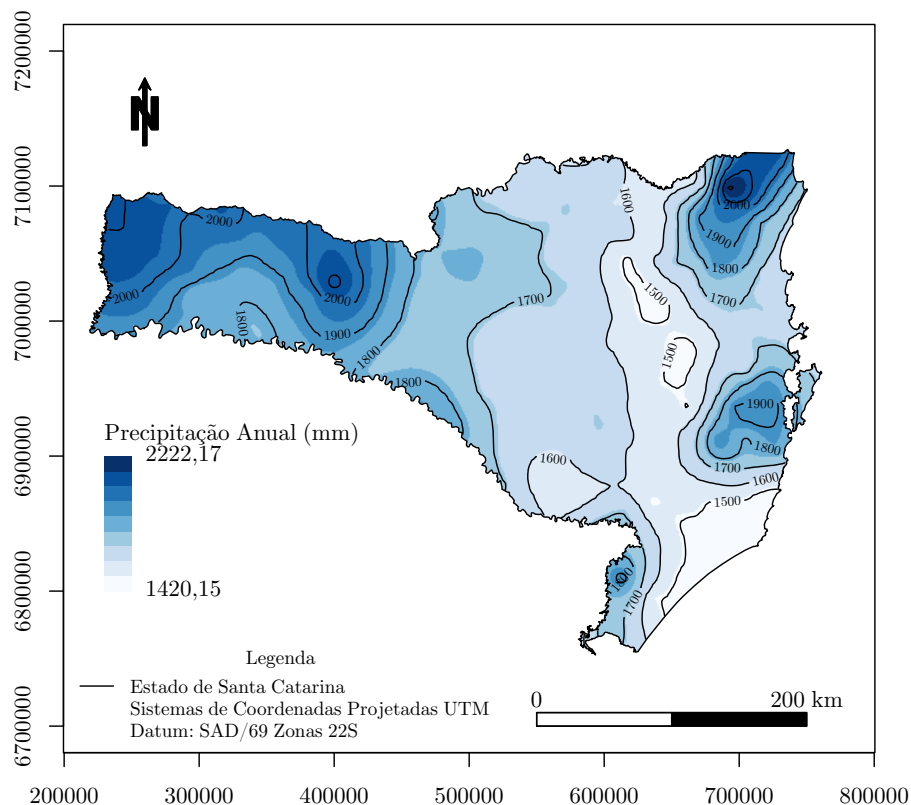


Figura 2.4 - Espacialização da precipitação média anual no Estado de Santa Catarina

Sendo assim, foi observado que a região com menor $\overline{P_a}$ no Estado é a região do litoral sul, com valores na ordem de 1400 a 1500 mm; já os maiores valores ocorrem na região do litoral norte e no oeste com valores variando entre 2000 e 2200 mm. Na região central do Estado (planalto catarinense) a $\overline{P_a}$ fica na faixa de 1500 a 1700 mm. Embora com uma diferença menor em ordem de grandeza, o trabalho de Andrade, Baldo e Nery (1999), bem como o trabalho de Coan, Back e Bonetti (2014), mostram a mesma relação de amplitude para a $\overline{P_a}$ no Estado de Santa Catarina.

Com relação ao fato dos menores valores serem observados no litoral sul do Estado, a explicação é condicionada à presença da corrente das Malvinas na região e

às modificações locais da circulação atmosférica, determinadas pela passagem livre de ventos vindos do oceano, que na sua rota perdem umidade até atingirem a Serra Geral.

A massa tropical atlântica, de característica quente e úmida tem, sua origem no centro de altas pressões subtropicais do oceano Atlântico (HARTMANN, 2016). Esta massa atua no litoral centro-norte do Estado e confere à região alta pluviometria. Além da atuação desta massa de ar na região, existe outro fator importante que condiciona a alta pluviometria. No centro do litoral e no norte, onde se observaram os maiores valores, a distância do litoral às serras Geral e do Mar é a menor observada, sendo de 57 km no norte para a serra do Mar e de 63 km no centro para a serra Geral (Figura 2.1). Portanto, há o favorecimento da precipitação do tipo orográfica, em que os ventos originados no oceano Atlântico vêm em direção às serras carregados de umidade. A elevação da massa de ar provocada pelo relevo induz a condensação do vapor d' água e, conseqüentemente, a precipitação (HARTMANN, 2016).

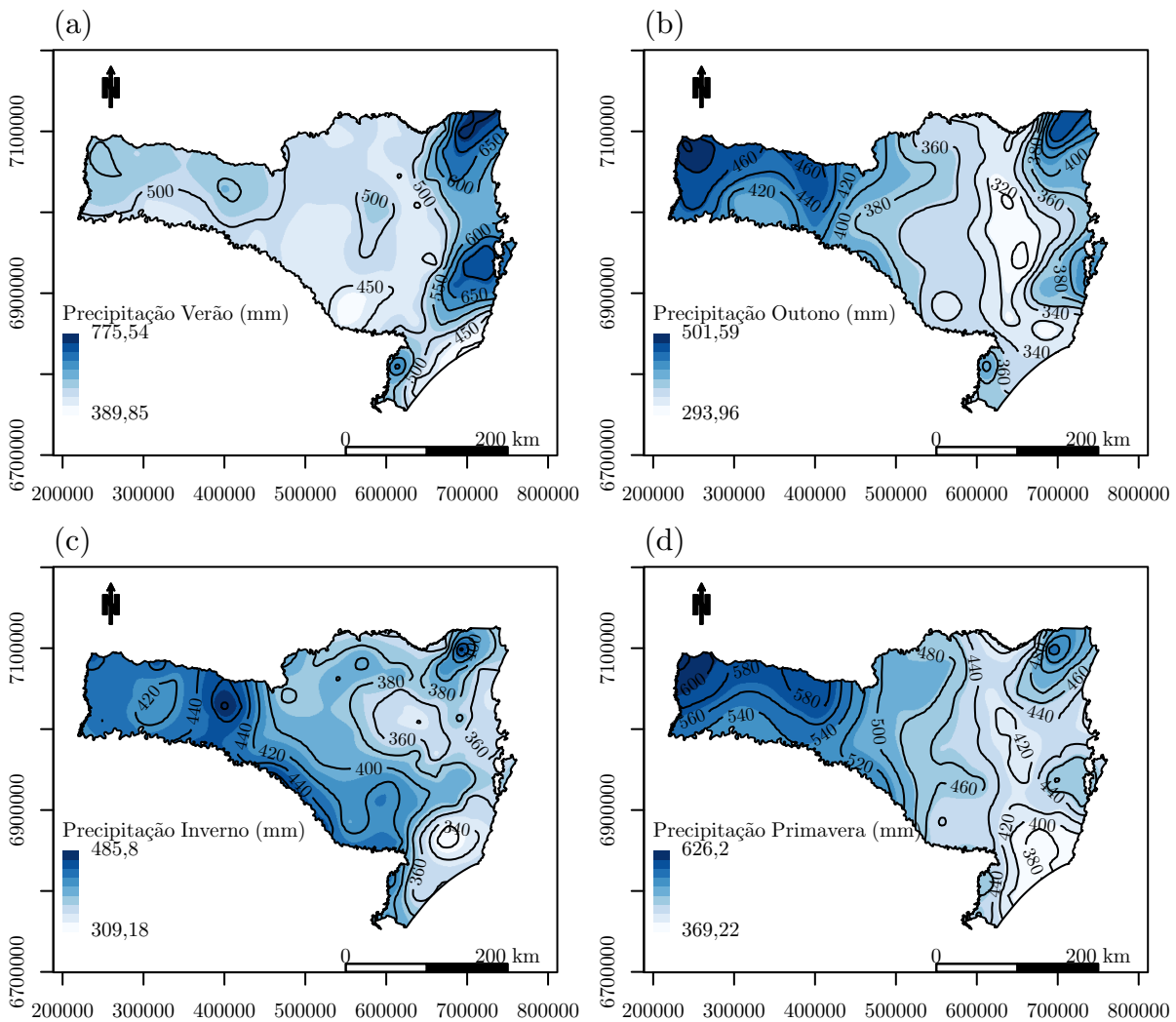
Por fim, considerando a espacialização da \overline{P}_a , a alta pluviometria no oeste do Estado é explicada pela presença da massa polar atlântica na maioria dos meses do ano. Esta massa de ar nasce na região centro-sul da Patagônia (HARTMANN, 2016). Embora sua origem seja fria e seca, após chegar ao oeste do Estado de Santa Catarina, ganha umidade e confere a região essa condição pluviométrica.

Com relação as precipitações médias sazonais (\overline{P}_s), os fatores climáticos que condicionam o comportamento espacial dessas variáveis são os mesmos encontrados para a \overline{P}_a ; entretanto, para cada estação do ano há um fator climático predominante. Está ilustrada na Figura 2.5 a espacialização das \overline{P}_s .

Assim como observado na \overline{P}_a , a pluviometria no litoral para a \overline{P}_s na estação de verão (Figura 2.5 (a)) é explicada pela atuação da massa tropical atlântica e da serra Geral e do Mar como fator orográfico, no litoral centro-norte e das correntes da Malvinas, no litoral sul. Entretanto, no oeste do Estado é observado uma menor pluviometria; isso é explicado pelo fato de que, nesta época do ano predomina, na região a atuação da massa tropical continental, de característica quente e seca (HARTMANN, 2016). Assim, é observado uma baixa pluviometria da região nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro.

Por sua vez, para a \overline{P}_s na estação de outono (Figura 2.5 (b)), foi observado que a massa tropical continental deixa de atuar na região oeste, e há o predomínio da massa polar atlântica, conferindo uma maior pluviometria (HARTMANN, 2016). Já para o litoral do Estado foi observado os mesmos fatores climáticos que condicionam a pluviometria na estação de verão.

Para os demais períodos, $\overline{P_s}$ na estação de inverno (Figura 2.5 (c)) e $\overline{P_s}$ na estação de primavera (Figura 2.5 (d)), foi observado que, no litoral centro-norte, houve um decréscimo da precipitação, quando comparado com o oeste do Estado. Isto é explicado pelo fato de que nessas épocas do ano existe a presença dos ventos alísios de sudeste, que translocam a massa tropical atlântica para o interior do oceano Atlântico, diminuindo sua atuação no litoral centro-norte do Estado. Por sua vez, na região oeste, como observado na estação de outono, a massa polar atlântica é predominante, conferindo uma maior pluviometria.



Legenda
 — Estado de Santa Catarina
 Sistemas de Coordenadas Projetadas UTM
 Datum: SAD/69 Zonas 22S

Figura 2.5 - Espacialização das precipitações médias sazonais ($\overline{P_s}$): (a) $\overline{P_s}$ para o período de verão; (b) $\overline{P_s}$ para o período de outono; (c) $\overline{P_s}$ para o período de inverno; e, (d) $\overline{P_s}$ para o período de primavera

2.3.4 Validação cruzada

Para finalizar as análises e verificar se a interpolação espacial seguiu alguns pressupostos necessários para uma boa predição, a validação cruzada (VC) foi feita. Na Figura 2.6 está ilustrada os resultados obtidos por essa análise para a da precipitação média anual ($\overline{P_a}$).

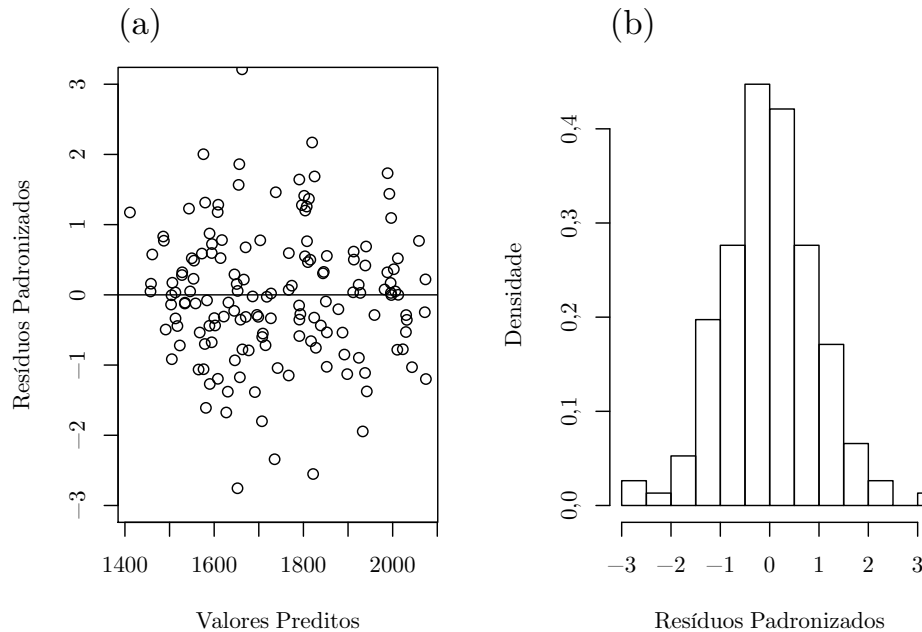


Figura 2.6 - Validação cruzada para a precipitação média anual: (a) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados, e; (b) histograma dos resíduos padronizados

Foi observado que a dispersão entre os resíduos padronizados e os valores preditos (Figura 2.6 (a)) é homogênea, ou seja, não existe uma tendência detectada, uma vez que os pontos estão aleatoriamente distribuídos em torno do 0 (linha horizontal); assim, existe o indício de que a variância dos resíduos é homoscedástica e a estimativa está correta. Em relação à normalidade dos resíduos (Figura 2.6 (b)), foi observado que o comportamento tende a uma distribuição Gaussiana, e assim como a pressuposição de homoscedasticidade, a pressuposição de normalidade foi aceita, conferindo uma estimativa adequada da $\overline{P_a}$.

Com relação às precipitações médias sazonais, estão ilustradas na Figura 2.7 as análises residuais dessas. Conforme observado nos histogramas dos resíduos, todos os períodos seguem uma distribuição Gaussiana e, portanto, as estimativas estão adequadas quanto à normalidade. Segundo a suposição de homoscedasticidade, foi verificado pelos gráficos de dispersão entre os resíduos padronizados e os valores preditos que não houve uma tendência nos pontos. Uma dispersão diferente dos resíduos foi verificada para o período de verão, no qual foi observado uma maior densidade de pontos no intervalo de

445 a 550 mm, comparado ao intervalo, de 550 a 700 mm; entretanto, esta dispersão não implica que a variância dos resíduos não é homoscedástica, uma vez que não foi observado uma tendência linear, quadrática ou em forma de “funil”.

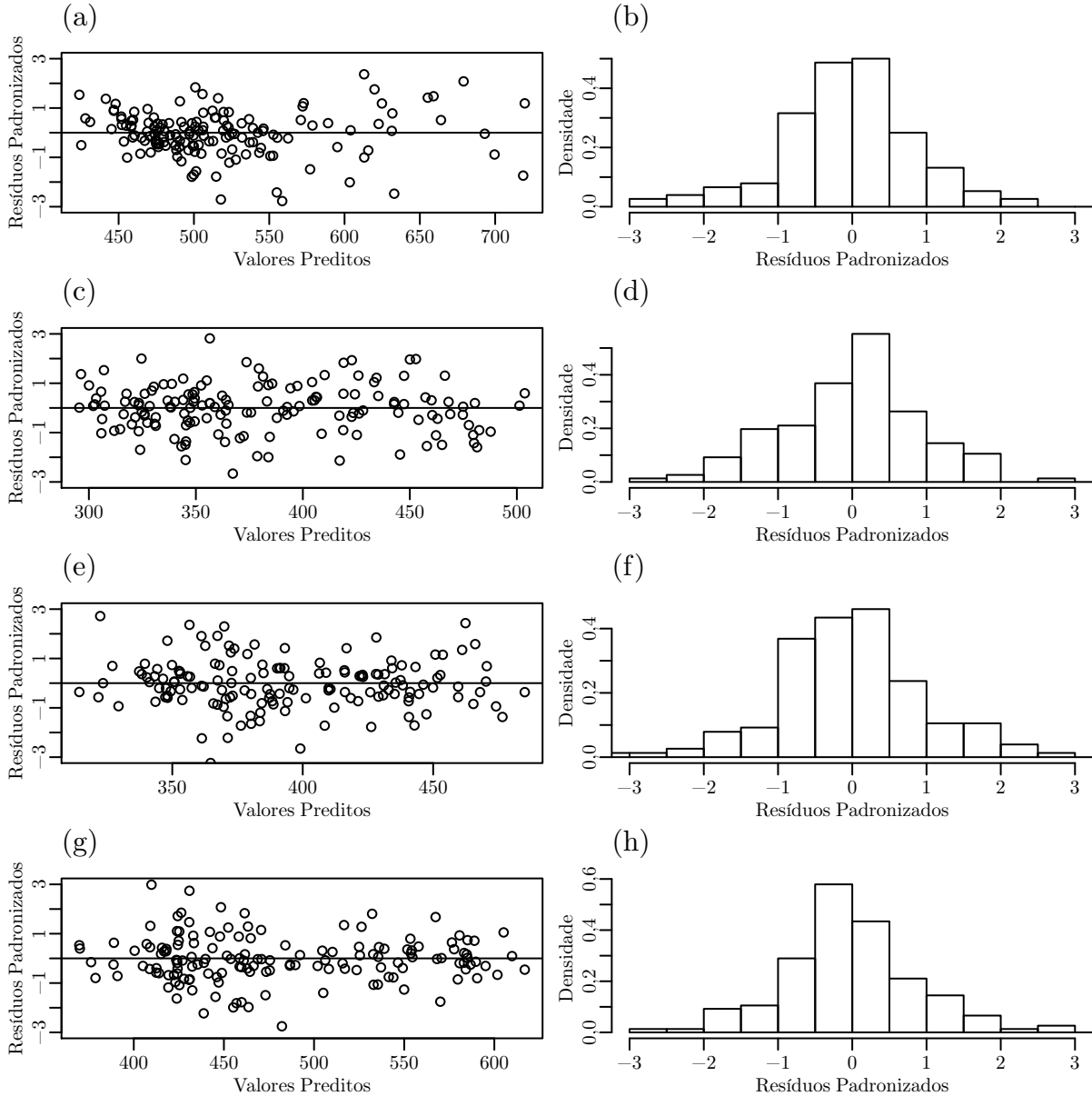


Figura 2.7 - Validação cruzada para a precipitação média sazonal: (a) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de verão; (b) histograma dos resíduos padronizados para o período de verão; (c) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de outono; (d) histograma dos resíduos padronizados para o período de outono; (e) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de inverno; (f) histograma dos resíduos padronizados para o período de inverno; (g) gráfico de dispersão entre valores preditos e resíduos padronizados para o período de primavera, e; (h) histograma dos resíduos padronizados para o período de primavera

2.4 Conclusão

As principais conclusões deste estudo podem ser resumidas, como segue: (i) para a análise exploratória espacial, foi verificado pela utilização do critério de informação de Akaike (AIC), método de escolha de modelos baseado na máxima verossimilhança, que todas as precipitações tiveram tendências espaciais, no qual foram removidas por modelos de regressão que representam o componente determinístico (μ_{xi}) dos respectivos modelos geoestatísticos (Equação (2.1)); (ii) o acréscimo do fator aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}) nos modelos geoestatísticos, para todas as precipitações, garantiu a escolha de modelos com melhor capacidade preditiva quando comparado a modelos sem esse fator, segundo o teste do AIC, e; (iii) foi verificado pela validação cruzada que a metodologia utilizada para a interpolação espacial das precipitações foi coerente, uma vez que foi observado a normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, pela análise gráfica.

Em estudos futuros, outras covariáveis podem ser utilizadas para modelar o componente determinístico do modelo geoestatístico, e assim, testar se essas representam um ganho de predição do modelo. Além disso, a abordagem geoestatística baseada em modelos e na máxima verossimilhança pode ser substituída por uma abordagem feita por inferência bayesiana, contemplando análises de incertezas por meio de intervalos de credibilidade para a espacialização das precipitações estudadas no Estado de Santa Catarina.

Referências

AKAIKE, H. Information measures and model selection. **Bulletin of the International Statistical Institute**, Rome, v. 44, p. 277–769, 1983.

ANDRADE, A.R.D.; BALDO, M.C.; NERY, J.T. Variabilidade sazonal da precipitação pluviométrica de Santa Catarina. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 21, n. 4, p. 923–928, 1999. Disponível em: <http://periodicos.uem.br/ojs/index.php/ActaSciTechnol/article/view/3164/2375>.

BARGAOUI, K.Z.; CHEBBI, A. Comparison of two kriging interpolation methods applied to spatiotemporal rainfall. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 365, p. 56–73, 2009. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2008.11.025>.

BIVAND, R. **rgrass7: Interface Between GRASS 7 Geographical Information System and R**. Vienna, 2016. R package version 0.1-8. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=rgrass7>.

BIVAND, R.; KEITT, T.; ROWLINGSON, B. **rgdal: Bindings for the Geospatial Data Abstraction Library**. Vienna, 2014. R package version 0.8-16. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=rgdal>.

BIVAND, R.; LEWIN-KOH, N. **maptools: Tools for reading and handling spatial objects**. Vienna, 2014. R package version 0.8-30. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=maptools>.

BOSTAN, P.A.; HEUVELINK, G.B.M.; AKYUREK, S.Z. Comparison of regression and kriging techniques for mapping the average annual precipitation of Turkey. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, Amsterdam, v. 19, n. 1, p. 115–126, 2012. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jag.2012.04.010>.

BOX, G.E.; COX, D.R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, Oxford, v. 26, n. 2, p. 211–252, 1964.

COAN, B.D.P.; BACK, A.J.; BONETTI, A.V. Precipitação mensal e anual provável no Estado De Santa Catarina. **Revista Brasileira de Climatologia**, Presidente Prudente, v. 15, p. 122–142, 2014.

COX, D.; HINKLEY, D. **Theoretical statistics**. London: Chapman and Hall, 1974. 511 p.

DAHRI, Z.H.; LUDWIG, F.; MOORS, E.; AHMAD, B.; KHAN, A.; KABAT, P. An appraisal of precipitation distribution in the high-altitude catchments of the Indus basin. **Science of The Total Environment**, Amsterdam, v. 548-549, p. 289–306, 2016. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048969716300018> <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0048969716300018>.

DAVIS, B.M. Uses and abuses of cross-validation in geostatistics. **Mathematical Geology**, New York, v. 19, n. 3, p. 241–248, 1987.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JR., P.J. **Model-based Geostatistics**. New York: Springer New York, 2007. 229 p.

FARR, T.G.; ROSEN, P.A.; CARO, E.; CRIPPEN, R.; DUREN, R.; HENSLEY, S.; KOBRICK, M.; PALLER, M.; RODRIGUEZ, E.; ROTH, L. The shuttle radar topography mission. **Reviews of geophysics**, Oxford, v. 45, n. 2, 2007.

GRASS DEVELOPMENT TEAM. **Geographic Resources Analysis Support System (GRASS GIS) Software, Version 7.0.1**. 2016. Disponível em: <http://grass.osgeo.org>.

HARTMANN, D.L. **Global Climate Models**. 2 ed. Amsterdam: Elsevier, 2016. 485 p. ISBN 9780123285317. Disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780123285317000116>.

IMMERZEEL, W.W.; WANDERS, N.; LUTZ, A.F.; SHEA, J.M.; BIERKENS, M.F.P. Reconciling high-altitude precipitation in the upper indus basin with glacier mass balances and runoff. **Hydrology and Earth System Sciences**, Göttingen, v. 19, n. 11, p. 4673–4687, 2015. Disponível em: <http://www.hydrol-earth-syst-sci.net/19/4673/2015/>.

INGEBRIGTSEN, R.; LINDGREN, F.; STEINSLAND, I. Spatial models with explanatory variables in the dependence structure. **Spatial Statistics**, Amsterdam, v. 8, p. 20–38, 2014. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.spasta.2013.06.002>.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An Introduction to Applied Geostatistics**. Oxford: Oxford University Press, 1989. 561 p.

KULLBACK, S.; LEIBLER, R.A. On information and sufficiency. **The annals of mathematical statistics**, New York, v. 22, n. 1, p. 79–86, 1951.

MARTINS, A.B.T. **Análise geoestatística de dados composicionais**. Tese (Doutorado) — Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

MCMILLAN, H.; MONTANARI, A.; CUDENNEC, C.; SAVENIJE, H.; KREIBICH, H.; KRUEGER, T.; LIU, J.; MEJIA, A.; VAN LOON, A.; AKSOY, H.; DI BALDASSARRE, G.; HUANG, Y.; MAZVIMAVI, D.; ROGGER, M.; SIVAKUMAR, B.; BIBIKOVA, T.; CASTELLARIN, A.; CHEN, Y.; FINGER, D.; GELFAN, A.; HANNAH, D.M.; HOEKSTRA, A.Y.; LI, H.; MASKEY, S.; MATHEVET, T.; MIJIC, A.; PEDROZO ACUÑA, A.; POLO, M.J.; ROSALES, V.; SMITH, P.; VIGLIONE, A.; SRINIVASAN, V.; TOTH, E.; VAN NOOYEN, R.; XIA, J. Panta Rhei 2013–2015: global perspectives on hydrology, society and change. **Hydrological Sciences Journal**, New York, v. 61, n. 7, p. 1174–1191, 2016. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/02626667.2016.1159308>.

PANG, H.; HOU, S.; KASPARI, S.; MAYEWSKI, P.A. Influence of regional precipitation patterns on stable isotopes in ice cores from the central himalayas. **The Cryosphere**, Göttingen, v. 8, n. 1, p. 289–301, 2014. Disponível em: <http://www.the-cryosphere.net/8/289/2014/>.

R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, 2016. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.

RAJA, N.B.; AYDIN, O.; TÜRKOĞLU, N.; ÇİÇEK, I. Space-time kriging of precipitation variability in Turkey for the period 1976–2010. **Theoretical and Applied Climatology**, New York, p. 1–12, 2016. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s00704-016-1788-8>.

RIBEIRO JR., P.J.; DIGGLE, P.J. **geoR: Analysis of Geostatistical Data**. Vienna, 2015. R package version 1.7-5.1. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=geoR>.

SANTA CATARINA. Lei nº 9748, de 30 de novembro de 1994, dispõe sobre a política estadual de recursos hídricos e da outras providências. **Diário Oficial**, Florianópolis, 1994. Disponível em: http://www.aguas.sc.gov.br/jsmallfib_top/DHRI/Legislacao/Lei-Estadual-9748-1994.pdf.

SUBYANI, A.M. Geostatistical study of annual and seasonal mean rainfall patterns in southwest Saudi Arabia. **Hydrological Sciences Journal**, New York, v. 49, n. 5, p. 803–817, 2004. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1623/hysj.49.5.803.55137>.

SUBYANI, A.M.; AL-DAKHEEL, A.M. Multivariate geostatistical methods of mean annual and seasonal rainfall in southwest Saudi Arabia. **Arabian Journal of Geosciences**, New York, v. 2, n. 1, p. 19–27, 2008.

THIESSEN, A.H. Precipitation averages for large areas. **Monthly Weather Review**, Boston, v. 39, n. 7, p. 1082–1089, 1911.

VENABLES, W.N.; RIPLEY, B.D. **Modern Applied Statistics with S**. 4 ed. New York: Springer, 2002. Disponível em: <http://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS4>.

WACKERNAGEL, H. **Multivariate Geostatistics: An Introduction with Applications**. 3 ed. Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2003. 387 p.

3 REGIONALIZAÇÃO DE CURVAS DE PERMANÊNCIA DE VAZÃO PARA OS PERÍODOS TOTAL E SAZONAIS NO ESTADO DE SANTA CATARINA, BRASIL: UMA ABORDAGEM GEOESTATÍSTICA BASEADA EM MODELOS

Resumo

Curvas de permanência de vazão (CPVs) descrevem a porcentagem no tempo (ou duração) em que uma dada vazão foi igualada ou excedida ao longo de um período histórico. As CPVs fornecem uma resposta rápida e direta do comportamento dos recursos hídricos em uma bacia hidrográfica e, assim, é importante prever ou regionalizar as CPVs para bacias com pouco ou sem monitoramento, tanto para o período total quanto para o sazonal. A abordagem geoestatística para regionalização de CPVs é o estado da arte desta área do conhecimento. Entretanto, as abordagens atuais não contemplam a geoestatística baseada em modelos, nem uma avaliação por critérios de verossimilhança, para remoção de tendência e verificação da dependência espacial. O objetivo deste trabalho é regionalizar as CPVs em período total e sazonal para o Estado de Santa Catarina, Brasil, por meio de uma abordagem geoestatística baseada em modelos. Foram utilizadas estações fluviométricas disponibilizadas pela Agência Nacional de Águas (ANA) distribuídas regularmente e em alta densidade sobre o Estado. Para espacializar as CPVs e, conseqüentemente, todas as suas vazões, foi feita uma modelagem geoestatística dos parâmetros de escala e de forma das CPVs. Inicialmente, foram verificadas algumas suposições a serem consideradas, entre elas, a normalidade e a estacionaridade espacial dos parâmetros das CPVs. Após as suposições terem sido aceitas foi verificado, por meio de testes estatísticos em função da verossimilhança, se a estrutura de dependência espacial dos modelos geoestatísticos aumentavam o desempenho dos mesmos, justificando o uso dessa estrutura para a espacialização dos parâmetros das CPVs. Para verificar os pressupostos de uma boa predição, foi avaliada a dispersão dos resíduos das interpolações espaciais, mediante uma validação cruzada. Os resultados mostraram um melhor desempenho para os modelos geoestatísticos que conferem a estrutura de dependência espacial, para todos os parâmetros das CPVs; assim, esses modelos foram utilizados para a interpolação espacial, na qual foi observado pela dispersão dos resíduos uma boa predição. Este trabalho contribui para uma melhor representação espacial das CPVs no Estado de Santa Catarina, uma vez que está embasado em critérios de verossimilhança para a escolha de modelos que representam melhor o fenômeno estudado ao longo do espaço.

Palavras-chave: Máxima verossimilhança; Krigagem; Variabilidade climática; Gestão de recursos hídricos

Abstract

Flow-duration curves (FDCs) represent the percentage of time (or duration) during which a given streamflow was equalled or exceeded over the historical period. FDCs provide a rapid and direct response to the behavior of water resources in a watershed. Thus, predicting or regionalizing FDCs is important in basins with little or no monitoring for both total and seasonal periods. The geostatistical approach for regionalization of FDCs is the state of the art in this area of knowledge. However, current approaches do

not address model-based geostatistics and an assessment by likelihood criteria for trend removal and verification of spatial dependence. The aim of this work is to regionalize the FDCs in a total and seasonal period for Santa Catarina state, Brazil, using a geostatistical approach based on models. Data from streamgauge made available by the National Water Agency (ANA) were used. These stations have regular distribution and high density within the state. For spatialize the FDCs and, consequently, all their permanency streamflows, a geostatistical modeling of the scale and shape parameters of the FDCs was made. Initially, some basic assumptions for the FDCs parameters such as data normality and spatial stationarity were verified. After accepting the assumptions it was verified through statistical tests regarding its likelihood, if the structure of spatial dependence of the geostatistical model increase its performance, justifying the use of this structure for the FDCs parameters spatialization. To check the assumptions of good prediction, the residue dispersion of the spatial interpolations was evaluated through cross-validation. The results showed a better performance for the geostatistical models with the spatial dependence structure, both for period total and seasonal of the FDCs. Thus, these models were used to the spatial interpolation, observing a good prediction through the residue dispersion. This work contributes to a better spatial representation of FDCs in Santa Catarina state, since it is based on likelihood criteria to choose models that better represent the phenomenon studied in space.

Keywords: Maximum likelihood; Kriging; Climatic variability; Water resource management

3.1 Introdução

As curvas de permanência de vazão (CPVs) representam graficamente o tempo, ou duração, durante o qual uma dada vazão é igualada ou excedida em determinado período (VOGEL; FENNESSEY, 1994). As CPVs podem ter dois pontos de vista em termos hidrológicos, um determinístico e outro estatístico. Deterministicamente as CPVs representam o comportamento hidrológico de uma bacia hidrográfica, como resultado da interação entre clima, morfologia, e uso e ocupação do solo. Por sua vez, estatisticamente as CPVs são representadas empiricamente por distribuições de probabilidade ajustadas às séries históricas de vazão, nas quais, mediante a uma função sobrevivência dessas distribuições, é estimada uma vazão para uma dada probabilidade de igualdade ou excedência (CASTELLARIN, 2014).

Embora existam algumas variações, as CPVs geralmente são formadas por vazões diárias, e consideram cada ano individualmente ou todo o período amostrado conjuntamente. Neste trabalho é dado enfoque as CPVs diárias para todo o período amostrado e para períodos sazonais, os quais são importantes para projetos e sistemas de abastecimento de água, planejamento e gestão da irrigação, alocação de carga de resíduos, estudos de sedimentação, potencial hidrelétrico, entre outros (VOGEL; FENNESSEY, 1995).

Além disso, pelo conhecimento das CPVs é possível determinar as vazões que são referências para a outorga de recursos hídricos; esse é um dos instrumentos de leis que tangem o manejo e a gestão adequada dos recursos hídricos no Brasil e no Estado de Santa Catarina. A legislação brasileira trata de questões de dominialidade dos cursos d'água para determinar em qual critério está estabelecida a outorga de recursos hídricos superficiais. Para cursos d'água, tidos de domínio da união, no qual a nascente e a foz estão em Estados diferentes, a vazão de referência é a vazão com 95% de permanência no tempo (Q_{95}) e o órgão responsável pela gestão é a Agência Nacional de Águas (ANA) (BRASIL, 1997). Por outro lado, para cursos d'água, tidos de domínio dos Estados, a nascente e a foz estão localizadas no mesmo Estado. O órgão estadual responsável pela gestão de recursos hídricos no Estado de Santa Catarina é a Superintendência de Desenvolvimento Social (SDS), o qual atribuí a vazão com 98% de permanência no tempo (Q_{98}) como a vazão de referência (SANTA CATARINA, 1994).

Uma vez que as CPVs fornecem uma caracterização importante da magnitude das vazões em uma bacia hidrográfica, essas necessitam de dados de vazão dos cursos d'água medidos continuamente. Entretanto, devido a falta de monitoramento os dados de vazão não estão disponíveis para toda a rede de drenagem. Geralmente, áreas nas quais as vazões não são monitoradas são as áreas mais problemáticas do ponto de vista hidrológico e, assim, são aquelas em que o conhecimento do comportamento das vazões é mais importante. Portanto, diante dessa necessidade, a regionalização de CPVs tem sido uma área de pesquisa intensa (NERC, 1975; LI et al., 2010; COSTA; FERNANDES; NAGHETTINI, 2014; PUGLIESE; CASTELLARIN; BRATH, 2014; PUGLIESE et al., 2016). Dada a crescente preocupação com a previsão de vazões em locais sem monitoramento, a *International Association of Hydrological Sciences* (IAHS) promoveu uma iniciativa para incentivar estudos de previsões em bacias sem monitoramento, denominado de *Predictions in Ungauged Basins* (PUB) (SIVAPALAN et al., 2003). A regionalização de CPVs em locais sem monitoramento foi um dos principais objetivos da PUB, devido à sua grande utilização no planejamento, manejo e gestão de recursos hídricos.

Com relação à predição das CPVs em locais sem monitoramento, existem na literatura diferentes abordagens para esse fim (CASTELLARIN, 2014). Dentre as abordagens existentes, a mais utilizada é a que utiliza equações regionais de regressão, tanto para estimar os quantis quanto os parâmetros de modelos probabilísticos que representam as CPVs (MOHAMOUD, 2008; LI et al., 2010; LONGOBARDI; VILLANI,

2013; COSTA; FERNANDES; NAGHETTINI, 2014). A desvantagem desta metodologia é o fato de ser previamente necessário a delimitação de regiões hidrologicamente semelhantes. Além disso, devido a diferentes tipos de variáveis físicas e climáticas que condicionam o regime hídrico de uma bacia, as estimativas por modelos regionais geram incertezas (CASTELLARIN; CAMORANI; BRATH, 2007).

Neste contexto, as abordagens geostatísticas têm demonstrado ser eficazes em dispensar a identificação preliminar de regiões hidrologicamente homogêneas, ao mesmo tempo em que utilizam informações hidrológicas regionais, para regionalizar as mesmas em bacias não monitoradas (SKØIEN; MERZ; BLÖSCHL, 2005; MÜLLER; THOMPSON, 2015). Com relação a regionalização de CPVs por abordagens geoestatísticas, o método proposto por Pugliese, Castellarin e Brath (2014) é tido como o estado atual da arte. Pugliese, Castellarin e Brath (2014) utilizaram o método *top-kriging* (SKØIEN; MERZ; BLÖSCHL, 2005) para interpolar espacialmente CPVs normalizadas pela vazão média plurianual (\bar{Q}) e, assim, estimar as CPVs em locais sem monitoramento. Em comparação com o método de regressão multivariada dos quantis de vazão, o método supracitado é favorável, uma vez que necessita apenas de informação das séries históricas de vazão (PUGLIESE et al., 2016).

Entretanto, como o método de Pugliese, Castellarin e Brath (2014) utiliza CPVs padronizadas pela \bar{Q} , é necessário regionalizar a \bar{Q} por equações de regressão e, assim, a justificativa de usar uma abordagem geoestatística pode não ser válida. Além disso, Pugliese et al. (2016) concluíram que este método tem um mal desempenho para regiões caracterizadas por alta temperatura média anual, baixa elevação média, baixa razão de escoamento superficial e elevado potencial de evapotranspiração. Isso ocorre pelo fato de que nessas regiões a média local difere significativamente da média global e, assim, a interpolação espacial acaba sendo tendenciosa e gerando estimativas ruins. Neste enfoque, para contornar estes problemas e promover evolução nesta área do conhecimento, é proposto neste trabalho uma regionalização dos parâmetros das CPVs padronizadas pelas áreas das bacias de drenagem, por meio de uma abordagem geoestatística baseada em modelos, e na verossimilhança para avaliar a remoção de tendência e a dependência espacial.

Diggle e Ribeiro Jr. (2007) propuseram uma metodologia geoestatística baseada em modelos gaussianos estacionários, no qual o ajuste dos parâmetros é feito por métodos de inferência estatística, baseados na função de verossimilhança, obtida de uma distribuição Gaussiana multivariada. Esta abordagem é vantajosa, uma vez que

o ajuste é feito diretamente aos dados, e não a um semivariograma empírico, como é feito pelo método dos mínimos quadrados. Além disso, a avaliação do modelo e de seus componentes, o determinístico, para remoção de tendência espacial, e o espacialmente correlacionado, para testar a dependência espacial, pode ser feita por um teste estatístico mais parcimonioso, considerando a verossimilhança, ao invés da validação cruzada, essa última não é um teste de hipótese e sim um método para examinar a dispersão dos resíduos oriundos da interpolação da variável em questão (DAVIS, 1987).

Portanto, a hipótese do estudo é verificar se ao acrescentar uma estrutura de covariância em um modelo geoestatístico, esse represente uma melhor capacidade para modelar no espaço os parâmetros de escala e de forma das CPVs. O objetivo geral do trabalho é o de regionalizar as CPVs, considerando os períodos total e sazonais para o Estado de Santa Catarina, Brasil, por meio de uma abordagem geoestatística baseada em modelos. Os objetivos específicos são: (i) modelar o componente determinístico do modelo geoestatístico, para remoção de prováveis tendências espaciais; (ii) modelar o componente aleatório do modelo geoestatístico, para verificar uma provável dependência espacial; (iii) utilizar critérios de escolha de modelos baseados na máxima verossimilhança, e; (iv) analisar a dispersão dos resíduos da interpolação espacial.

3.2 Material e métodos

3.2.1 Área de estudo e dados utilizados

Localizado na região Sul do Brasil, o Estado de Santa Catarina está entre as latitudes $25^{\circ} 57' 41''$ e $29^{\circ} 23' 55''$ e entre as longitudes $48^{\circ} 19' 37''$ e $53^{\circ} 50' 00''$.

Neste trabalho, foram utilizados dados de vazão média diária de 83 estações fluviométricas divididos em séries com período completo e sazonais para as estações de verão (dezembro, janeiro e fevereiro), outono (março, abril e maio), inverno (junho, julho e agosto) e primavera (setembro, outubro e novembro). A maioria das estações fluviométricas estão localizadas no Estado de Santa Catarina em uma área de 95734 km^2 e o restante nos Estados vizinhos, Paraná e Rio Grande do Sul (Figura 3.1).

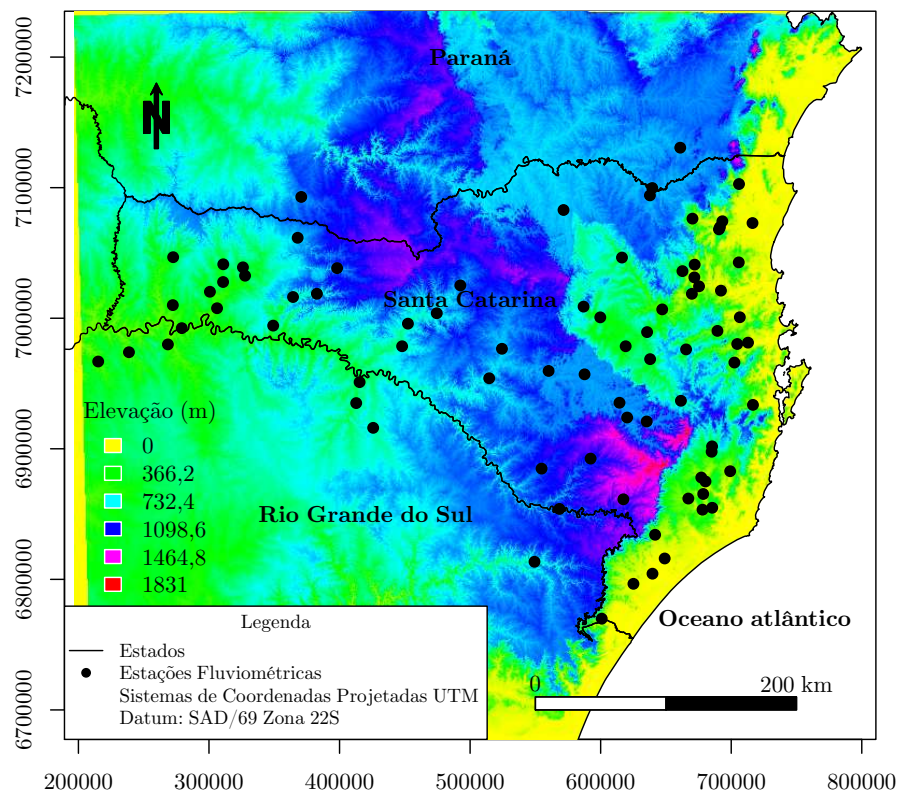


Figura 3.1 - Localização das estações fluviométricas utilizadas neste trabalho sobre o modelo digital do terreno

Os dados são administrados pela Agência Nacional de Águas (ANA) e disponibilizados no endereço eletrônico: <http://hidroweb.ana.gov.br/default.asp>. A Figura 3.2 ilustra a disponibilidade anual dos dados de vazão diária para as respectivas estações fluviométricas.

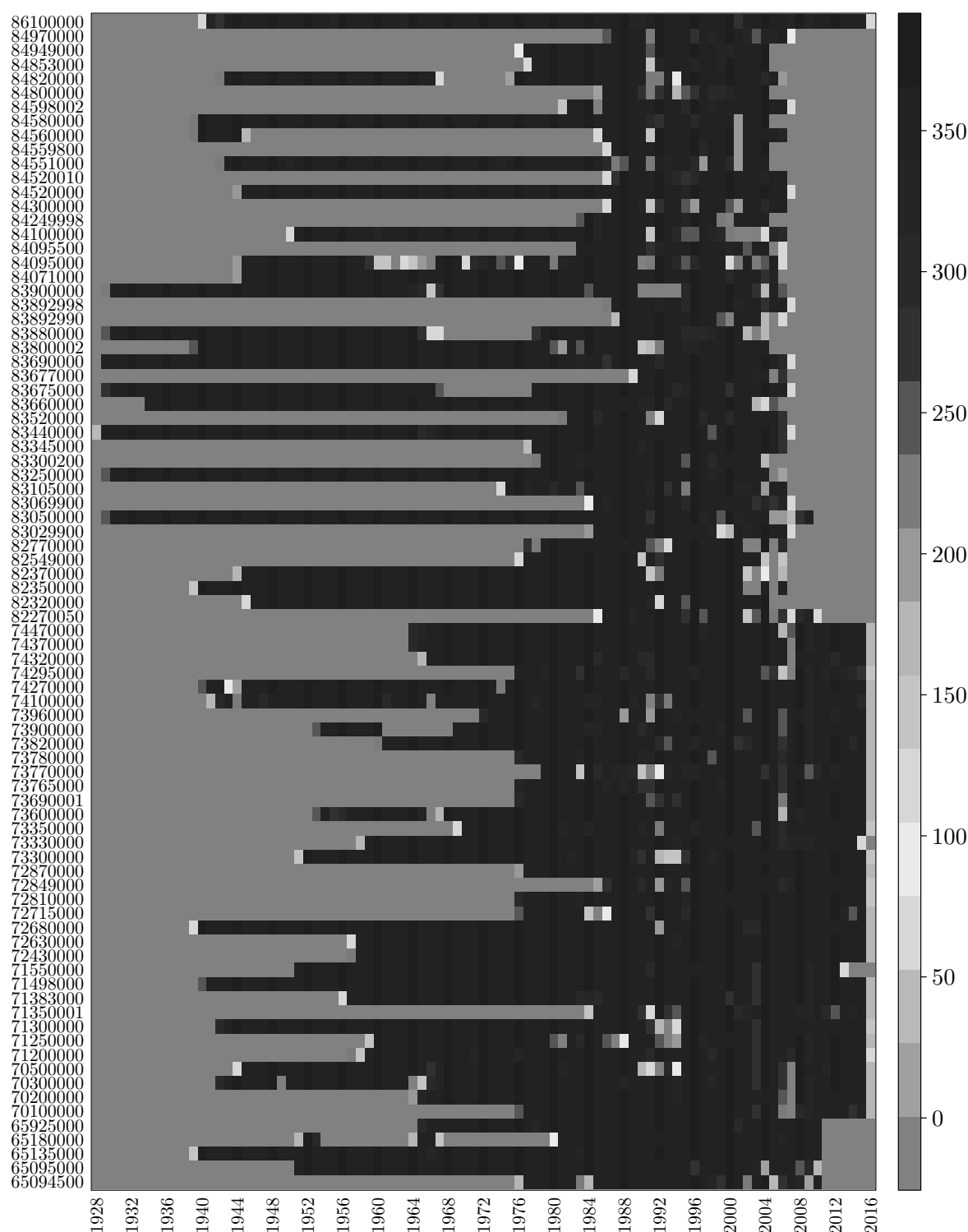


Figura 3.2 - Total de dias no ano com medição de vazão e período das séries fluviométricas utilizadas

O relevo acidentado de Santa Catarina é caracterizado por: (i) Planície Costeira, em uma faixa próxima ao litoral; (ii) Serras Litorâneas; as Serras do Mar e Geral dividem o Estado entre a Planície Costeira e a região do Planalto Central; e, (iii) Planalto Ocidental, que ocupa a maior parte do Estado e onde está localizado o ponto mais alto, com 1831 m.

Um modelo digital do terreno com 90 m de resolução espacial foi obtido mediante a união de imagens do *Shuttle Radar Topography Mission* (SRTM)[®] (FARR et al., 2007). Ao todo, foi necessário utilizar 20 imagens SRTM para gerar o mosaico que abrangeu a área de estudo. As imagens SRTM são disponibilizadas pelo *United States Geological Survey* (USGS) no endereço eletrônico <http://gdex.cr.usgs.gov/gdex/>.

Os arquivos vetoriais, necessários para a representação geográfica da área de estudo, foram disponibilizados pelo Centro de Informações de Recursos Ambientais e de Hidrometeorologia de Santa Catarina (CIRAM) e pela ANA, nos respectivos websites <http://ciram.epagri.sc.gov.br/mapoteca/> e <http://metadados.ana.gov.br/geonetwork/srv/pt/main.home>.

O Sistema de Informação Geográfica (SIG) GRASS 7.0.1[®] (GRASS DEVELOPMENT TEAM, 2016) foi utilizado para o geoprocessamento dos arquivos supracitados.

3.2.2 Preenchimentos de falhas das séries fluviométricas

O preenchimento de falhas nas séries diárias de vazão foi feito pela técnica de imputação de dados, que consiste em preencher os dados faltantes de um banco de dados, por meio de metodologias estatísticas.

Testando diferentes metodologias, Ruiz-Cárdenas e Krainski (2011) concluíram que, para o preenchimento de falhas em bancos de dados meteorológicos diários, a metodologia que utiliza o algoritmo EM (Esperança Maximizada) foi a melhor. Além da estrutura de correlação entre as estações, levada em consideração na matriz de covariâncias dos dados, esta metodologia considera também a correlação temporal, por meio da modelagem independente das séries temporais em cada estação (JUNGER; LEON, 2015).

Sendo assim, a metodologia supracitada foi utilizada para o preenchimento de falhas nas séries de vazão. O preenchimento foi feito utilizando estações com períodos de amostragem condizentes e localizadas na mesma macrobacia. As macrobacias foram determinadas de acordo com os principais cursos d' água do Estado de Santa Catarina, Figura 3.3. Além disso, por meio da razão entre as vazões diárias e as áreas das bacias de drenagem das estações fluviométricas (Equação (3.1)), foram utilizadas as vazões específicas, calculadas tal como:

$$Q_{esp} = \frac{Q}{A}, \quad (3.1)$$

em que Q_{esp} é a vazão específica diária, $\text{m}^3 \text{s}^{-1} \text{km}^{-2}$; Q é a vazão média diária, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$; e A é a área de drenagem da bacia hidrográfica da estação fluviométrica, km^2 .

Portanto, os dados de vazão foram padronizados pelas áreas das bacias, visto que essa é uma variável diretamente relacionada com a amplitude de vazão. O *software R Statistical 3.3.1*® (R CORE TEAM, 2016), por intermédio do pacote *mtsdi* (JUNGER; LEON, 2012) foi utilizado para o preenchimento das falhas nas séries de vazão.

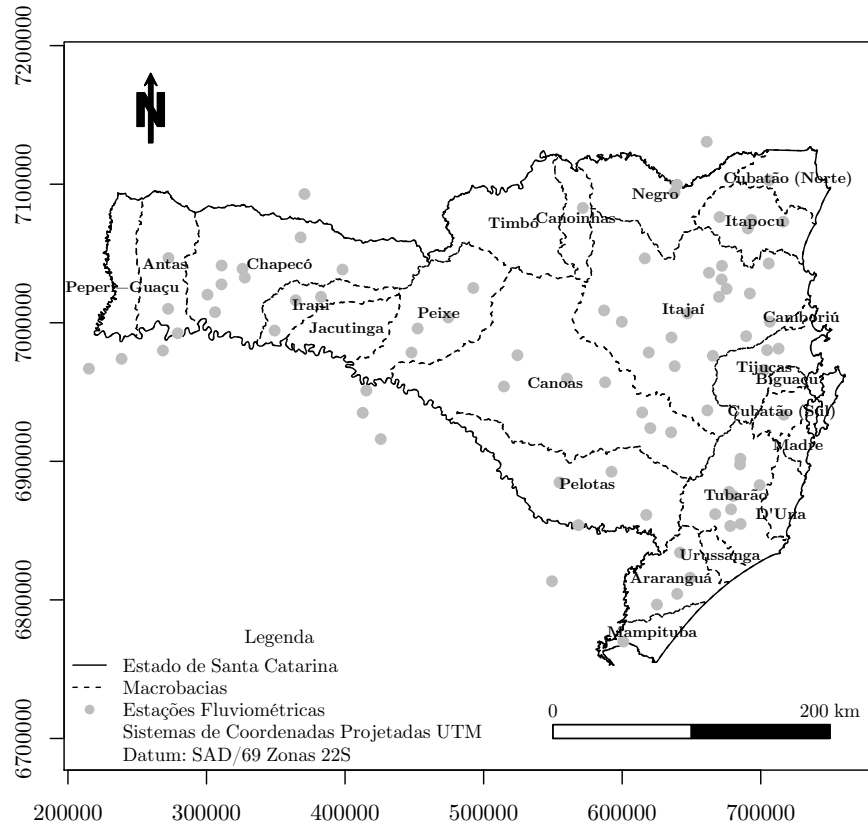


Figura 3.3 - Bacias hidrográficas dos principais cursos d' água do Estado de Santa Catarina

3.2.3 Delimitação e caracterização morfométrica das bacias de drenagem das estações fluviométricas

Mediante o modelo digital do terreno (MDT) e a localização geográfica das estações fluviométricas, foram delimitadas as bacias de drenagem, bem como foram determinadas diferentes variáveis morfométricas, quais sejam: (i) coeficiente de compacidade, K_c (adimensional), que é a razão entre o perímetro da bacia e o diâmetro de um círculo tendo a mesma área da bacia; (ii) comprimento da rede de drenagem, L_d (m), que é a soma do comprimento dos cursos d' água dentro na bacia; (iii) comprimento do talvegue principal, L_t (m), que é o comprimento do maior curso d' água da bacia, que liga a nascente mais distante à seção de saída da bacia; (iv) densidade de drenagem, D_d (km km^{-2}), que é a razão entre o comprimento da rede de drenagem e a área da bacia; (v) maior diferença de elevação, ΔZ (m), que é a diferença entre a altitude do mais alto

divisor topográfico e a seção de saída da bacia; (vi) fator de forma, Kf (adimensional), que é a razão entre a área da bacia e o quadrado do comprimento do talvegue principal; (vii) frequência de rios de 1ª ordem, Fr (decimal), que é razão entre o número de cursos d' água de 1ª ordem, segundo a hierarquia fluvial de Strahler (STRAHLER, 1957), e o número total de cursos d' água na área da bacia; (viii) elevação média, \bar{Z} (m), que é a média das elevações, representadas pelos pixels do MDT contidas na bacia; (ix) declividade média da bacia, \bar{S} (m m⁻¹), que é a média da declividade dos pixels do MDT contidos na bacia; (x) área de drenagem, A (km²), que é a soma das áreas dos pixels dentro do polígono que delimita a bacia de drenagem; (xi) número de rios, N (adimensional), que é o número total de cursos d' água na bacia; (xii) diâmetro topológico, Dt (adimensional), que é o número de trechos no qual o talvegue principal pode ser dividido em função das confluências; e, (xiii) perímetro da bacia, P (m), que é o comprimento do contorno da delimitação da bacia projetada em um plano horizontal.

Além das variáveis já mencionadas, também foram determinadas as razões de Horton (HORTON, 1945), baseadas na hierarquia fluvial do mesmo autor, quais sejam: (xiv) razão de alongamento, r_{al} (adimensional), que é a razão entre o diâmetro de um círculo com a mesma área da bacia e o comprimento do talvegue principal; (xv) razão de área, r_{ar} (adimensional), que é a média da razão entre a área média dos cursos d' água para uma dada ordem superior $i + 1$, pela área média dos cursos d' água de ordem i ; (xvi) razão de bifurcação, r_b (adimensional), que é a média da razão do número médio de bifurcações, de cursos d' água de ordem i , por cursos d' água de ordem superior $i + 1$; (xvii) razão de circularidade, r_c (adimensional), que é a razão entre a área da bacia e a área de um círculo com mesmo perímetro da bacia; (xviii) razão de comprimento, r_l (adimensional), que é a média da razão do comprimento médio, de cursos d' água de ordem superior $i + 1$, por cursos d' água de ordem i ; e, (xix) razão de declividade, r_s (adimensional), que é a média da razão da declividade média, de cursos d' água de ordem $i + 1$, por cursos d' água de ordem superior $i + 1$.

O SIG GRASS 7.0.1® (GRASS DEVELOPMENT TEAM, 2016), mediante a extensão *r.basin* (DI LEO; DI STEFANO, 2013) foi utilizado para a obtenção das variáveis supracitadas.

3.2.4 Caracterização hidrogeológica das bacias de drenagem das estações fluviométricas

A caracterização hidrogeológica foi feita pelo índice de escoamento de base (IEB). O IEB é a razão entre o volume de escoamento de base proveniente da água armazenada no subsolo, e o volume de escoamento total, em uma bacia hidrográfica.

Para determinar estes volumes, inicialmente foi necessário separar nos hidrogramas das séries de vazões diárias, o escoamento de base. O método utilizado para separação dos hidrogramas foi o do filtro digital recursivo. Este procedimento é comumente utilizado em análise de sinais e processamento (LYNE; HOLLICK, 1979). O filtro tem a seguinte forma:

$$f_k = \alpha f_{k-1} + \frac{(1 + \alpha)}{2} (y_k - y_{k-1}), \quad (3.2)$$

em que f_k é a resposta rápida filtrada no instante amostral de ordem k ; y_k é a vazão, e α é o parâmetro de filtro. O escoamento de base filtrado é definido como $f_k - y_k$. O valor ótimo do parâmetro α foi determinado como 0,925 (NATHAN; MCMAHON, 1990).

A justificativa para a utilização deste método é baseada no fato de que a filtragem de sinais de alta frequência é semelhante à separação do escoamento de base de baixa frequência, por meio de frequências mais elevadas, oriundas do escoamento superficial (NATHAN; MCMAHON, 1990).

Com a divisão dos hidrogramas e, conseqüentemente, obtenção das séries de vazões diárias, referentes ao escoamento total e de base, para determinar os respectivos volumes foi recorrido às análises numéricas de interpolação e integração. Inicialmente, foram determinadas funções de interpolação, para os hidrogramas de escoamento total e de base, utilizando *spline* cúbica (FORSYTHE; MALCOLM; MOLER, 1977). Posteriormente, estas funções foram utilizadas para obtenção dos volumes de escoamento total e de base, que foram determinados calculando-se a área sob os respectivos hidrogramas. Portanto, estas áreas foram obtidas por meio da integração das funções de interpolação, utilizando o método de Simpson (FORSYTHE; MALCOLM; MOLER, 1977).

Por fim, conhecendo-se os volumes de escoamento de base e total, foi determinado pela razão entre eles o IEB, em escala anual e sazonal.

O *Software* utilizado para as análises supracitadas foi o *R Statistical* 3.3.1® (R CORE TEAM, 2016), com auxílio dos pacotes *hydroTSM* (ZAMBRANO-BIGIARINI, 2014) e *EcoHydRology* (FUKA et al., 2014).

3.2.5 Curvas de permanência de vazão

Uma vez preenchidas as falhas nas séries históricas das estações fluviométricas, as vazões específicas foram ajustadas à distribuição de probabilidade Log-normal (LN), para representar as curvas de permanência de vazão (CPVs) para séries completas e sazonais. Li et al. (2010) sugeriram algumas considerações sobre a escolha desta distribuição: (a) o modelo selecionado é parcimonioso e envolve o menor número de parâmetros possível; (b) LN tem uma forma paramétrica simples, com apenas dois parâmetros; (c) os parâmetros podem ser estimados facilmente, como por exemplo pelo método da máxima verossimilhança (MV), utilizando a transformação logarítmica dos dados; (d) os parâmetros de um modelo parcimonioso geralmente têm interpretação física bastante clara e não são muitas vezes confundidos um com o outro. Assim, o modelo selecionado é suficiente para representar o padrão principal das CPVs.

As funções desta distribuição que foram utilizadas são a função sobrevivência e a inversa da função sobrevivência, como segue respectivamente:

$$S(x) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(x) - \mu}{\sigma}\right), \quad (3.3)$$

$$Z(p) = \exp(\mu + \sigma\Phi^{-1}(1 - p)), \quad (3.4)$$

em que μ e σ são os parâmetros que indicam a escala e forma da distribuição, respectivamente; $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada normal padrão; x é a variável observada; e $\Phi^{-1}(1 - p)$ é a função inversa ou quantil da distribuição acumulada normal padrão, para uma probabilidade p de igualdade ou superação. $S(x)$ representa a probabilidade de ocorrer valores maiores ou iguais aos valores amostrados x , enquanto que, $Z(p)$ representa o valor da variável x , para uma dada probabilidade p de ocorrer valores maiores ou iguais a esse. Em suma, as CPVs equivalem a inversa da função sobrevivência.

O método da máxima verossimilhança foi utilizado para ajustar os parâmetros da LN. Por este método os parâmetros μ e σ condizem, respectivamente, com a média e o desvio-padrão da transformação logarítmica dos dados. Além disso, as estimativas são estatisticamente mais eficientes (FERGUSON, 1996).

Portanto, as CPVs foram obtidas substituindo a vazão específica (Q_{esp}), Equação (3.1), por $Z(p)$ na Equação (3.4), tal como:

$$Q(p) = \exp(\mu + \sigma\phi^{-1}(1 - p)) A, \quad (3.5)$$

em que $Q(p)$ corresponde a vazão de permanência, $m^3 s^{-1}$.

Assim, para todas as estações fluviométricas foram obtidas as CPVs para os períodos total e sazonais, além dos parâmetros μ e σ .

3.2.6 Modelagem geoestatística dos parâmetros das curvas de permanência de vazão

Assumindo algumas pressuposições descritas por Diggle e Ribeiro Jr. (2007), tais como: (i) estacionaridade espacial da variável de interesse; (ii) correlação espacial do modelo geoestatístico depende somente da distância entre os locais de observação; e, (iii) distribuição aproximadamente normal da variável de interesse a ser interpolada. O modelo que descreve a dependência espacial (modelo geoestatístico), por meio de um componente aleatório e espacialmente correlacionado, considerando um conjunto de observações dos parâmetros das curvas de permanência de vazão (CPVs), μ e σ (Z_{xi}, \dots, Z_{xn}), é dado pela seguinte relação:

$$Z_{xi} = \mu_{xi} + S_{xi} + \varepsilon_{xi}, \quad (3.6)$$

em que Z_{xi} é o valor amostrado da variável a ser estimada em um local (xi); μ_{xi} é o componente determinístico, associado a uma média constante, ou a uma função que modela a média chamada de modelo de tendência espacial; S_{xi} é o fator aleatório espacialmente correlacionado; e ε_{xi} é o resíduo do modelo.

Diante da condição de não estacionaridade espacial da variável e, conseqüente, não representatividade da média para toda a amostra, a tendência espacial deve ser removida pela modelagem do componente determinístico (μ_{xi}). O modelo de tendência, μ_{xi} , pode ser expresso em função das coordenadas, longitude (X) e latitude (Y), bem como em função de covariáveis espacialmente referenciadas e relacionadas com a variável a ser predita.

Portanto, foram testados diferentes modelos de tendência, definidos por relações lineares e quadráticas em função das coordenadas X , Y e de covariáveis originadas das caracterizações morfométrica (Seção 3.2.3), hidrogeológica (Seção 3.2.4) e pluviométrica (Capítulo 2) das bacias de drenagem das estações fluviométricas. Além disso, foi feita uma caracterização hidrográfica, atribuindo valores inteiros positivos, para representar as Regiões Hidrográficas do Estado de Santa Catarina (Figura 3.4) nas quais as estações estavam inseridas. O método *forward stepwise* foi utilizado para avaliar a combinação de 24 covariáveis em modelos de tendência bi-variados.

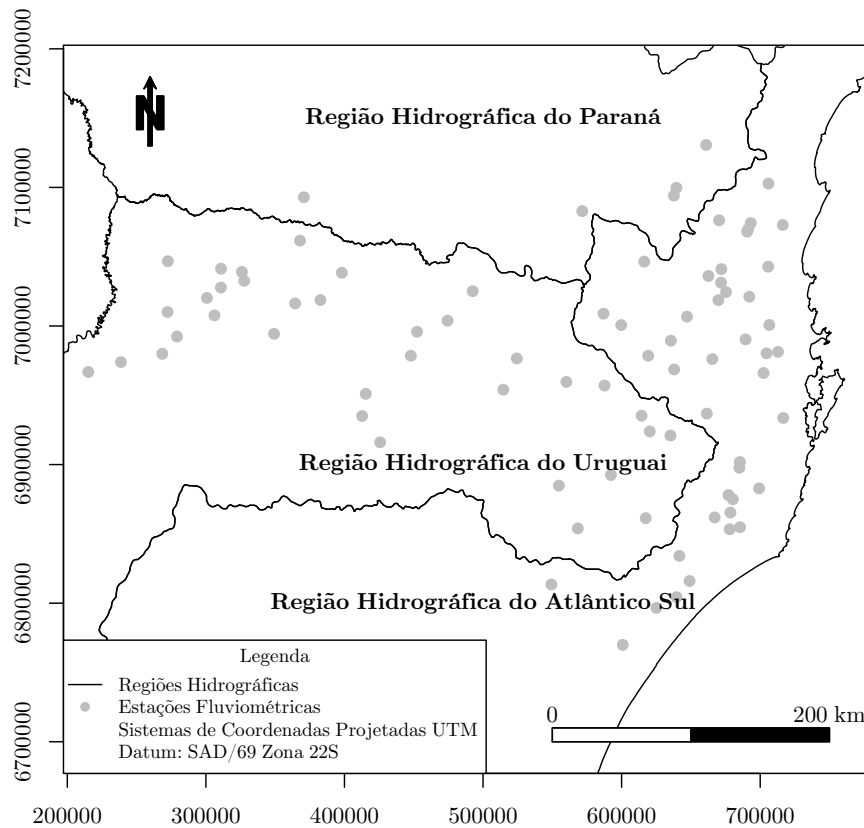


Figura 3.4 - Regiões Hidrográficas do Estado de Santa Catarina

O fator aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}) é representado por uma função de covariância ($C(h)$), definida como o produto de um parâmetro de variância (σ^2) por uma função de correlação positiva definida ($\rho(h)$), em que h é uma distância que separa um par de variáveis localizadas no espaço; sendo assim, a mesma é um indicativo de similaridade dessas variáveis, que varia de acordo com a distância entre as mesmas. As funções de covariância utilizadas foram: (i) exponencial; (ii) gaussiana; (iii) esférica; (iv) circular; e (v) *Matérn* com parâmetros de suavidade κ iguais a 1,5 e 2,5.

O último componente do modelo geoestatístico (ε_{xi}) é o “efeito pepita”; esse é um termo usado para representar a variância τ^2 não explicada de um ponto para outro, que pode ocorrer devido a erros de medidas ou baixas variações não detectadas por causa da distância da amostragem utilizada.

Uma vez que a variável observada (Z_{xi}) não segue uma distribuição Gaussiana, o valor do erro quadrático médio do preditor pode ser afetado, significando que as aproximações podem ser ruins (MARTINS, 2010). Para contornar este problema, os dados podem ser transformados para que sigam uma distribuição Gaussiana. Sendo assim, a família de transformações *Box-Cox* (BOX; COX, 1964) foi utilizada quando necessário.

Para ajustar os parâmetros supracitados, foi utilizado o método de ajuste direto aos dados, conhecido como método da máxima verossimilhança. Este método assume que as propriedades assintóticas são normalmente distribuídas, consistentes e eficientes, otimizando o ajuste a grandes amostras (COX; HINKLEY, 1974). O princípio do método consiste em obter, a partir de uma amostra, o estimador mais plausível dos parâmetros de um certo modelo probabilístico.

A avaliação do desempenho de cada modelo na estimativa dos parâmetros μ e σ das CPVs foi feita por meio do critério de informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1983). Portanto, considerando os componentes do modelo geoestatístico (Equação (3.6)), a seleção dos modelos, segundo o AIC seguiu as etapas: (i) para o componente μ_{xi} , foi considerado constante o componente S_{xi} , mediante a função de covariância exponencial com parâmetros escolhidos “a sentimento”, e assim foi escolhido o melhor modelo de tendência testado e (ii) para o componente S_{xi} , uma vez modelado o componente μ_{xi} , esse foi fixado, e portanto foi escolhida a melhor função de covariância testada, mediante a re-estimativa de todos os parâmetros do modelo geoestatístico.

Além de inferir sobre o melhor ajuste, esta abordagem permite analisar se o uso do fator aleatório espacialmente correlacionado é justificado pelo ganho de desempenho do modelo, ou seja, se vale a pena, ou não, o uso do componente S_{xi} para espacializar a variável de interesse, conferindo à mesma a característica de dependência espacial.

Após a escolha dos modelos geoestatísticos e estimativa de seus parâmetros, a krigagem ordinária (KO) foi utilizada para interpolar as variáveis estudadas. A estimativa por KO é considerada linear, não viciada e com mínima variância (*BLUE = Best Linear Unbiased Estimator*); essas propriedades são definidas como: (i) “linear”, suas estimativas são combinações lineares ponderadas dos dados disponíveis; (ii) “não viciada”, busca o valor do erro ou resíduo médio igual a 0 e (iii) “melhor”, porque minimiza a variância dos erros (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989). Outra característica para esta escolha é enfatizada por Wackernagel (2003); segundo o autor, a KO é um “exato interpolador”, sendo que, para uma estimativa de uma variável em um local já amostrado, o valor da estimativa será igual ao da amostra.

Quando o componente μ_{xi} do modelo geoestatístico for modelado por uma relação de tendência espacial, a obtenção dos pesos (ω) da KO é feita mediante a obtenção dos parâmetros da função de covariância ajustada aos resíduos do modelo de tendência. Esta relação é também chamada de krigagem universal (KU). Assim como a variável

a ser interpolada, os resíduos do modelo de tendência devem ter uma distribuição aproximadamente gaussiana, para proceder adequadamente a interpolação pela KU.

Por fim, a validação cruzada (VC) foi feita; a mesma consiste na remoção de cada ponto amostrado e da posterior predição desse ponto, pelos pontos restantes. Segundo Davis (1987) a VC não confirma se um modelo é melhor do que outro, pois não é um método de teste de hipótese, e sim um método exploratório para entender o fenômeno sobre a área de estudo. Portanto, para verificar se a interpolação espacial foi admissível, seguindo os pressupostos de normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, uma análise gráfica residual foi feita.

O *Software* utilizado para as análises supracitadas foi o *R Statistical* 3.3.1® (R CORE TEAM, 2016), mediante os pacotes MASS (VENABLES; RIPLEY, 2002), rgdal (BIVAND; KEITT; ROWLINGSON, 2014) e geoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2015).

3.3 Resultados e discussão

3.3.1 Caracterização morfométrica, hidrogeológica, pluviométrica e hidrográfica das bacias de drenagem das estações fluviométricas

Primeiramente, para a caracterização das estações fluviométricas foi delimitado as bacias de drenagem. O processo de delimitação foi automatizado em ambiente de sistema de informação geográfica. Os valores de área obtidos foram comparados com os valores fornecidos pela Agência Nacional das Águas, no qual para diferenças acima de 5%, o polígono que representa os limites da bacia foi editado e corrigido. As áreas das bacias variaram de aproximadamente 103 a 62000 km² (Figura 3.5).

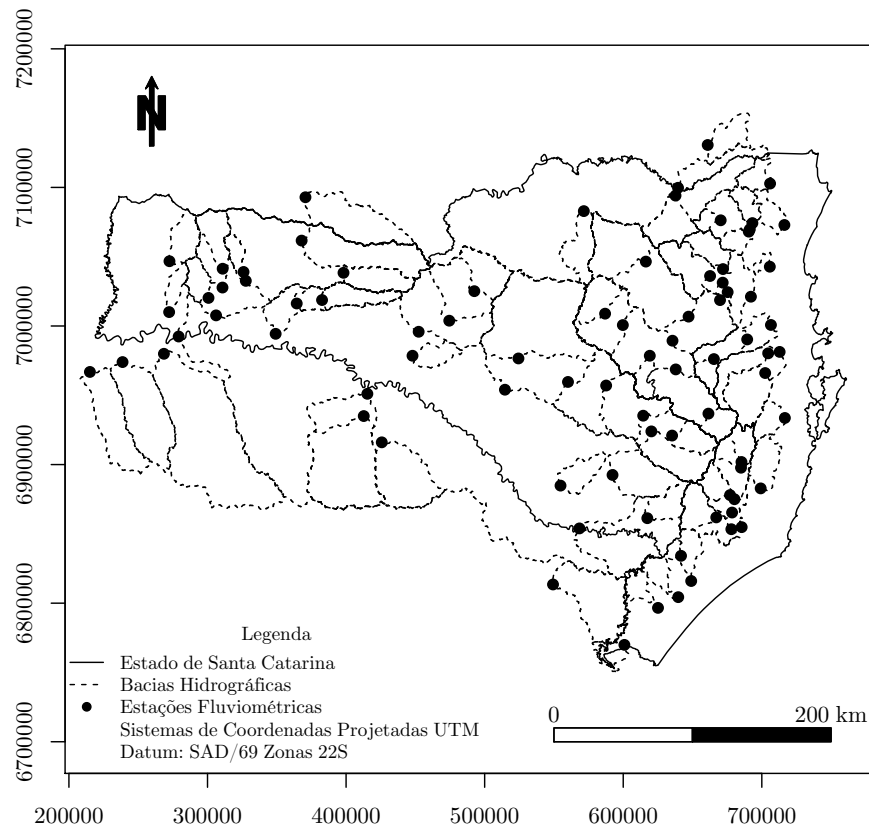


Figura 3.5 - Bacias de drenagem das estações fluviométricas

Para o estudo sobre as covariáveis físicas e climatológicas, que atuam no regime hidrológico de uma bacia foram feitas as caracterizações morfométrica, pluviométrica, hidrogeológica e hidrográfica das 83 bacias das estações fluviométricas.

O Estado de Santa Catarina apresenta uma hidrografia individualizada pela presença da serra Geral, que divide os cursos d' água que drenam para o oceano Atlântico e para o interior do Estado. Portanto, é importante o estudo de covariáveis que representam a variabilidade física e climatológica, contemplando a dinâmica do regime hidrológico.

Pelas caracterizações morfométrica, hidrogeológica e pluviométrica foram obtidas 21 covariáveis (Tabela 3.1). Este estudo apresenta uma maior representatividade de covariáveis que são diretamente ligadas à variabilidade das vazões, comparado a outros estudos de regionalização de vazões (CASTELLARIN, 2014; COSTA; FERNANDES; NAGHETTINI, 2014; PUGLIESE; CASTELLARIN; BRATH, 2014). Além disso, foi estudada a remoção de tendência espacial, por meio da modelagem do componente determinístico, μ_{xi} , do modelo geoestatístico (Equação (3.6)), utilizando critérios de

Tabela 3.1 - Estatística descritiva das covariáveis utilizadas por meio das caracterizações morfométrica, hidrogeológica e pluviométrica

Variável	Mínimo	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máximo
Kc (-)	4,51	5,10	5,48	5,60	6,06	7,30
Ld (m)	88,65	426,36	803,87	2378,47	1800,59	56997,35
Lt (m)	2,87	53,37	80,43	122,23	144,63	1001,26
Dd (km km ⁻²)	0,85	0,90	0,92	0,92	0,94	1,10
ΔZ (m)	252,00	648,50	976,00	985,92	1254,50	1782,00
Kf (-)	4,83	8,84	11,51	15,95	17,64	130,52
Fr (-)	0,34	0,38	0,39	0,40	0,41	0,64
\bar{Z} (m)	156,64	574,18	691,98	737,77	917,74	1400,16
\bar{S} (m m ⁻¹)	3,71	7,17	9,30	9,24	11,24	22,60
P (m)	56,30	132,63	187,24	259,84	292,51	1707,03
r_{al} (-)	0,23	0,34	0,43	0,54	0,54	7,60
r_{ar} (-)	2,98	3,43	3,61	3,76	3,96	6,45
r_b (-)	3,46	3,99	4,21	4,46	4,62	9,94
r_c (-)	0,19	0,27	0,33	0,33	0,38	0,49
r_l (-)	1,78	2,21	2,44	2,80	2,87	10,44
r_s (-)	1,41	1,74	1,93	1,98	2,10	3,44
N (-)	59,00	302,00	510,00	1500,00	1130,00	35348,00
Dt (-)	19,00	62,00	92,00	125,90	144,50	999,00
A (km ²)	103,16	461,07	914,93	2598,07	1999,47	62019,56
\bar{P}_a (mm)	1498,89	1604,12	1693,31	1740,30	1874,86	2044,28
\bar{P}_s – verão (mm)	428,48	485,40	518,66	535,02	552,90	734,16
\bar{P}_s – outono (mm)	303,31	332,98	360,11	374,71	422,38	469,73
\bar{P}_s – inverno (mm)	338,95	370,71	392,13	397,29	420,64	477,46
\bar{P}_s – primavera (mm)	386,38	434,00	449,40	474,63	522,70	584,16
IEB_a (-)	0,18	0,36	0,45	0,44	0,52	0,67
IEB_s – verão (-)	0,16	0,35	0,42	0,41	0,49	0,60
IEB_s – outono (-)	0,16	0,35	0,43	0,44	0,53	0,70
IEB_s – inverno (-)	0,19	0,34	0,43	0,43	0,52	0,73
IEB_s – primavera (-)	0,14	0,32	0,42	0,41	0,49	0,65

Nota: coeficiente de compacidade – Kc ; comprimento da rede de drenagem – Ld ; comprimento do talvegue principal – Lt ; densidade de drenagem – Dd ; maior diferença de elevação – ΔZ ; fator de forma – Kf ; frequência de rios de 1ª ordem – Fr ; elevação média – \bar{Z} ; declividade média – \bar{S} ; perímetro – P ; razão de alongamento – r_{al} ; razão de área – r_{ar} ; razão de bifurcação – r_b ; razão de circularidade – r_c ; razão de comprimento – r_l ; razão de declividade – r_s ; número de rios – N ; diâmetro topológico – Dt ; área de drenagem – A ; precipitação média anual – \bar{P}_a ; precipitação média sazonal – \bar{P}_s ; índice de escoamento de base anual – IEB_a e índice de escoamento de base sazonal – IEB_s .

verossimilhança para escolha dos respectivos modelos, o que representa uma evolução no estado da arte.

Com relação a caracterização hidrográfica foram observadas 43 estações fluviométricas na Região Hidrográfica do Atlântico Sul, 35 na Região Hidrográfica do Uruguai e 5 na Região Hidrográfica do Paraná.

3.3.2 Parâmetros das curvas de permanência de vazão

As séries de vazão específica diária para os períodos total e sazonais foram ajustadas à distribuição Log-normal (LN) e os parâmetros de escala (μ) e de forma (σ) foram estimados de modo a representar a média e o desvio padrão do logaritmo das vazões, respectivamente. Assim, com a função sobrevivência da distribuição LN foram obtidas as curvas de permanência de vazão (CPVs) das estações fluviométricas.

Para que os parâmetros das CPVs sejam interpolados espacialmente é importante que os mesmos tenham uma distribuição aproximadamente Gaussiana. Os valores de média e mediana dos parâmetros foram próximos; portanto, há indícios estatísticos de que os mesmos tendem a normalidade (Tabela 3.2).

Além disso, a Tabela 3.2 destaca os valores dos parâmetros de transformação *Box-Cox*. Para o parâmetro σ_s no período de verão foi observado que houve uma maior discrepância do valor ideal ($\lambda = 1$). Entretanto, esta diferença não foi significativa ao ponto de influenciar na análise geoestatística deste parâmetro. Portanto, não foi necessário recorrer à transformação dos parâmetros para atendimento da normalidade.

Resultados relacionados à qualidade da predição espacial serão apresentados nos itens sequenciais, confirmando a afirmativa supracitada.

Tabela 3.2 - Estatística descritiva dos parâmetros das curvas de permanência de vazão (CPVs) e transformação *Box-Cox* dos mesmos

Parâmetro das CPVs	Mínimo	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máximo	λ
μ_t	-4,67	-4,19	-4,01	-3,98	-3,79	-3,14	0,55
σ_t	0,51	0,77	0,88	0,92	1,02	1,92	-0,30
μ_s – verão	-4,87	-4,22	-3,96	-3,93	-3,69	-2,87	0,75
σ_s – verão	0,56	0,72	0,85	0,89	0,95	2,18	-1,35
μ_s – outono	-4,79	-4,41	-4,21	-4,13	-3,90	-3,14	0,42
σ_s – outono	0,43	0,73	0,87	0,89	1,03	1,73	0,22
μ_s – inverno	-4,86	-4,26	-4,03	-4,03	-3,82	-3,38	1,07
σ_s – inverno	0,40	0,77	0,87	0,89	1,01	1,72	0,55
μ_s – primavera	-4,71	-3,99	-3,85	-3,81	-3,65	-3,08	1,03
σ_s – primavera	0,47	0,77	0,89	0,92	1,02	1,98	-0,38

Nota: parâmetro de escala para período total – μ_t ; parâmetro de forma para período total – σ_t ; parâmetro de escala para período sazonal – μ_s ; parâmetro de forma para período sazonal – σ_s e parâmetro de transformação *Box-Cox* – λ .

Diferentes trabalhos utilizam a regionalização de parâmetros de CPVs para estimar vazões das respectivas curvas em locais com pouco ou sem monitoramento fluviométrico (LI et al., 2010; MICEVSKI et al., 2015; ZHANG et al., 2015). A

maioria destes trabalhos utilizam modelos de regressão regional baseados em variáveis explanatórias relacionadas a características das bacias de drenagem monitoradas.

Portanto, não consideram a possível variabilidade espacial dos parâmetros das CPVs e, conseqüentemente, o estudo da normalidade para atender as suposições de uma análise espacial não é feita.

3.3.3 Escolha dos modelos

Para escolha dos modelos com melhor desempenho, o critério de informação de Akaike (AIC) foi utilizado, tanto para os modelos que representam o componente determinístico (μ_{xi}), quanto para os modelos que representam o componente aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}), do modelo geoestatístico (Equação (3.6)). O componente μ_{xi} corresponde ao modelo de tendência espacial, enquanto que o componente S_{xi} à função de covariância.

Primeiramente, utilizando a função de covariância exponencial, foi fixado o componente S_{xi} e testados os modelos de tendência espacial em função das covariáveis obtidas pelas caracterizações morfométrica, hidrogeológica, pluviométrica e hidrográfica. A Tabela 3.3 destaca os modelos com melhor desempenho de acordo com os valores do AIC, e os modelos que consideram a média constante.

Tabela 3.3 - Avaliação da tendência espacial pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando a função de covariância exponencial

Parâmetros das CPVs	Modelos	AIC ^a	AIC ^b
μ_t	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 IEB_a + \beta_2 IEB_a^2 + \beta_3 r_s + \beta_4 r_s^2 + \beta_5 IEB_a r_s$	-25,70	22,78
σ_t	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 Kf + \beta_2 Kf^2 + \beta_3 r_s + \beta_4 r_s^2$	-76,63	-45,21
μ_s - verão	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 IEB_s + \beta_2 IEB_s^2 + \beta_3 r_s + \beta_4 r_s^2 + \beta_5 IEB_s r_s$	1,94	51,60
σ_s - verão	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 Fr + \beta_2 Fr^2 + \beta_3 Dt + \beta_4 Dt^2 + \beta_5 Fr Dt$	-67,27	-21,17
μ_s - outono	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 IEB_s + \beta_2 IEB_s^2 + \beta_3 r_s + \beta_4 r_s^2 + \beta_5 IEB_s r_s$	-11,96	36,61
σ_s - outono	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 Kf + \beta_2 Kf^2 + \beta_3 X + \beta_4 X^2 + \beta_5 Kf X$	-68,96	
μ_s - inverno	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 IEB_s + \beta_2 r_{al}$	-27,81	19,77
σ_s - inverno	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 Kf + \beta_2 Kf^2 + \beta_3 r_s + \beta_4 r_s^2 + \beta_5 Kf r_s$	-86,25	-55,11
μ_s - primavera	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 IEB_s + \beta_2 IEB_s^2 + \beta_3 r_s + \beta_4 r_s^2$	-20,95	19,20
σ_s - primavera	$\mu_{xi} = \beta_0 + \beta_1 Fr + \beta_2 Fr^2 + \beta_3 Dt + \beta_4 Dt^2 + \beta_5 Fr Dt$	-89,67	-41,54

Nota: curvas de permanência de vazão – CPVs; parâmetro de escala para período total – μ_t ; parâmetro de forma para período total – σ_t ; parâmetro de escala para período sazonal – μ_s ; parâmetro de forma para período sazonal – σ_s ; componente determinístico (tendência espacial) – μ_{xi} ; índice de escoamento de base anual – IEB_a e índice de escoamento de base sazonal – IEB_s ; razão de declividade – r_s ; fator de forma – Kf ; razão de alongamento – r_{al} ; diâmetro topológico – Dt ; longitude – X ; frequência de rios de 1ª ordem – Fr ; AIC para a média modelada por uma tendência – AIC^a e AIC para a média constante – AIC^b.

Com relação aos parâmetros μ das curvas de permanência de vazão (CPVs), foi observada uma relação direta com o índice de escoamento de base (IEB). Para os períodos total e sazonal de verão, outono e primavera essa relação foi quadrática com a covariável razão de declividade (r_s); enquanto que, para o período sazonal de inverno foi linear com a razão de alongamento (r_{al}).

O parâmetro μ corresponde à escala das CPVs e, consequentemente, representa a magnitude das vazões. Portanto, os resultados afirmam que o IEB é importante para a caracterização quantitativa dos recursos hídricos em uma bacia hidrográfica.

Embora sem a finalidade de remoção de tendências espaciais, estudos anteriores reforçam a importância da caracterização hidrogeológica pelo IEB na regionalização de CPVs (LONGOBARDI; VILLANI, 2013; ATIEH; GHARABAGHI; RUDRA, 2015; JAVEED; APOORVA, 2015).

Para os parâmetros σ , que representam a forma das CPVs, foram observados relações quadráticas com as covariáveis fator de forma (Kf), frequência de rios de 1ª ordem (Fr), longitude (X), diâmetro topológico (Dt) e r_s . Dentre as covariáveis, o Kf foi o mais utilizado nos modelos de tendência.

Utilizando a distribuição Burr XII, Costa, Fernandes e Naghettini (2014) concluíram que o Kf foi uma variável independente no modelo de regressão para prever os parâmetros de forma. Atieh, Gharabaghi e Rudra (2015), também utilizaram o Kf como variável de entrada em um modelo de redes neurais para representar a forma das CPVs.

Em resumo, dentre as 24 covariáveis testadas para a modelagem do componente μ_{xi} do modelo geostatístico, foi observado que as covariáveis IEB, Kf e r_s foram as que apresentaram melhores resultados para a remoção da tendência espacial na espacialização dos parâmetros de escala e forma das CPVs. Portanto, estudos futuros sobre o manejo de bacias hidrográficas na região devem considerar as covariáveis supracitadas.

Posteriormente, uma vez modelada a tendência espacial pelos modelos da Tabela 3.3 e verificado a normalidade dos resíduos, esses modelos foram fixados, e então foram testadas diferentes funções de covariância, a fim de inferir se o componente S_{xi} , era significativo a ponto de ser válida sua utilização no modelo geoestatístico e, consequentemente, na espacialização dos parâmetros das CPVs para os períodos total e sazonais. A Tabela 3.4 enfatiza a avaliação pelo AIC da relação supracitada.

De acordo com os valores de AIC, foi observado para todas as variáveis, que ao acrescentar o componente S_{xi} no modelo geoestatístico o valor do AIC foi inferior,

comparado ao modelo sem o respectivo componente. Assim, há evidências estatísticas de que os parâmetros das CPVs para os períodos total e sazonais têm um padrão de dependência espacial, ou seja, é justificado utilizar o componente S_{xi} no modelo geoestatístico para espacializar os respectivos parâmetros.

Tabela 3.4 - Avaliação das funções de correlação pelo critério de informação de Akaike (AIC), considerando os modelos de tendência escolhidos

Parâmetros das CPVs	Exp	Gau	Esf	Cir	Mat1,5	Mat2,5	Não espacial ^a
μ_t	-25,70	-31,36	-30,87	-31,22	-29,93	-30,77	-0,84
σ_t	-79,63	-80,70	-80,92	-80,24	-79,97	-80,09	-34,79
μ_s – verão	1,94	-1,03	2,00	-0,46	-0,24	-0,18	71,30
σ_s – verão	-67,27	-73,36	-71,89	-72,89	-69,93	-71,04	-34,13
μ_s – outono	-11,96	-22,35	-18,76	-20,08	-18,84	-20,49	25,89
σ_s – outono	-68,96	-70,53	-71,22	-71,09	-69,89	-70,14	-57,72
μ_s – inverno	-27,89	-29,86	-29,24	-29,23	-28,23	-28,18	17,19
σ_s – inverno	-86,24	-88,09	-87,32	-87,36	-87,33	-87,69	-55,15
μ_s – primavera	-20,95	-22,13	-22,53	-21,03	-21,80	-21,98	-1,76
σ_s – primavera	-89,67	-92,97	-92,67	-91,84	-92,42	-92,69	-34,08

Nota: curvas de permanência de vazão – CPVs; parâmetro de escala para período total – μ_t ; parâmetro de forma para período total – σ_t ; parâmetro de escala para período sazonal – μ_s ; parâmetro de forma para período sazonal – σ_s ; função de correlação exponencial – Exp; função de correlação gaussiana – Gau; função de correlação esférica – Esf; função de correlação circular – Cir; função de correlação *Matérn* $\kappa = 1,5$; função de correlação *Matérn* $\kappa = 2,5$ e sem o fator aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}) – Não espacial^a.

Com relação às funções de covariância, foi observado que prevaleceu a função gaussiana. Esta função faz parte da família de funções *Matérn* e é obtida quando o parâmetro $\kappa \rightarrow \infty$. A função gaussiana é caracterizada por ser mais flexível que a função esférica, uma vez que apresenta uma interpretação mais clara do parâmetro κ , por intermédio do domínio mais amplo de diferenciação (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007).

Uma vez que não foi verificada a necessidade de normalização dos dados (parâmetro de transformação *Box-Cox*, $\lambda = 1$), foram escolhidos os modelos de tendência espacial, as funções de covariância e utilizando o método da máxima verossimilhança foram estimados diretamente, todos os parâmetros dos modelos geoestatísticos. Dentre estes, os parâmetros β que condizem com a média, sendo os modelos de tendência espacial (μ_{xi}), os parâmetros das funções de covariância, σ^2 e ϕ , que por sua vez representam o componente S_{xi} e o parâmetro τ que corresponde à variância residual, representado pelo componente ε_{xi} . Na Tabela 3.5 são apresentados os valores destes parâmetros.

Considerando os parâmetros do modelo geoestatístico, para o parâmetro de variância σ^2 , denominado de “patamar”, o maior valor foi observado para μ_s – verão e o menor para σ_s – inverno, sendo respectivamente iguais a 0,11 e 0,01. O parâmetro μ indica

Tabela 3.5 - Estimativa dos parâmetros dos modelos geoestatísticos

Parâmetros das CPVs	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	τ^2	σ^2	ϕ (km)
μ_t	-3,00	4,40	-0,49	1,97	0,60	-1,15	0,02	0,04	57,86
σ_t	0,94	0,33	0,67	0,46	-0,38		0,01	0,03	145,03
μ_s – verão	-2,74	5,08	-0,78	2,54	0,80	-1,59	0,02	0,11	74,91
σ_s – verão	-1,92	-0,20	0,88	-25,12	0,34	0,06	0,01	0,03	78,56
μ_s – outono	-2,81	6,14	-0,50	2,62	0,55	-1,57	0,02	0,06	59,45
σ_s – outono	0,71	-1,34	0,72	-1,49	-0,64	1,9e-5	0,01	0,02	96,12
μ_s – inverno	-4,75	1,98	-0,09				0,02	0,07	87,14
σ_s – inverno	1,11	2,38	0,83	0,65	-0,32	-0,01	0,01	0,01	88,84
μ_s – primavera	-3,76	1,53	-0,75	0,32	0,75		0,02	0,04	142,71
σ_s – primavera	-0,55	0,11	0,76	-13,37	0,21	0,03	0,01	0,03	88,33

Nota: curvas de permanência de vazão – CPVs; parâmetro de escala para período total – μ_t ; parâmetro de forma para período total – σ_t ; parâmetro de escala para período sazonal – μ_s ; parâmetro de forma para período sazonal – σ_s ; parâmetros do componente determinístico – β e parâmetros do componente aleatório espacialmente correlacionado – σ^2 , τ e ϕ .

a escala das CPVs e, portanto, está diretamente associado às variáveis climatológicas, como a precipitação. Uma vez que a precipitação na época de verão apresenta uma maior variabilidade no Estado de Santa Catarina (Capítulo 2) foi observado uma maior variância. Por outro lado, o parâmetro σ indica a forma e está associado às variáveis morfométricas das bacias de drenagem, as quais apresentam uma menor variabilidade; assim, foi observado uma menor variância.

O parâmetro ϕ é intitulado “alcance” para a função de correlação esférica, e “alcance prático” para a função de correlação gaussiana, sendo nessa última definido como a distância (h) na qual a correlação é 0,05 (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007).

Para os parâmetros das CPVs, de forma σ_t e σ_s – outono e de escala μ_s – primavera, correspondentes às funções de correlação esférica, as distâncias em que as amostras estão correlacionadas espacialmente são respectivamente, 145,03, 96,12, e 142,71 km.

Em contrapartida, para a função gaussiana, que representa os demais parâmetros das CPVs, a distância prática em que as amostras estão correlacionadas espacialmente é aproximadamente $\sqrt{3}\phi$ (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007). Portanto, o maior “alcance prático” foi observado para o parâmetro σ_s – outono, enquanto que o menor para o parâmetro μ_t , sendo respectivamente iguais a 153,87 e 100,21 km.

Por fim, o parâmetro τ^2 , também chamado de “efeito pepita”, revela o ruído ε_{xi} do modelo geoestatístico, ou seja, a variância não explicada. Tal como o parâmetro σ^2 , este parâmetro é agrupado como um parâmetro de variância; portanto, foi observado a mesma

ordem de grandeza relativa ao parâmetro σ^2 , ou seja, maior variância para o parâmetro de escala e menor para o parâmetro de forma das CPVs.

3.3.4 Regionalização das curvas de permanência de vazão

Uma vez escolhidos os modelos geoestatísticos, os parâmetros das curvas de permanência (CPVs) foram espacializados. Esta metodologia consiste em obter toda a curva de permanência; assim, qualquer vazão relacionada a uma permanência no tempo pode ser estimada. Além disso, pode ser estimada a vazão média plurianual e volumes de regularização de vazão pelos reservatórios. O Apêndice A destaca o algoritmo do modelo de regionalização de vazões oriundo do estudo das CPVs. O link para acessar este modelo está disponível no repositório do *GitHub*: https://github.com/wwolff7/Tese_dados.

O órgão responsável pela gestão de recursos hídricos no Estado de Santa Catarina é a Superintendência de Desenvolvimento Social (SDS). O mesmo atribuiu a vazão com 98% de permanência no tempo (Q_{98}), como a vazão de referência para outorga de captação de águas superficiais (SANTA CATARINA, 1994). Portanto, os resultados aqui apresentados serão referentes a vazão com 98% de permanência no tempo por unidade de área (Q_{98esp}) para os períodos total e sazonais.

Com relação a Q_{98esp} para o período total, na Figura 3.6 está ilustrada a superfície interpolada para o Estado de Santa Catarina. Assim como a precipitação média anual, a qual foi estudada no Capítulo 2, a variação da Q_{98esp} para o período total é explicada pelos fatores climáticos: a circulação geral da atmosfera, presença de correntes oceânicas e a distribuição das cadeias de montanhas e planaltos. Além desses fatores climáticos, ocorre a influência hidrogeológica, principalmente para as vazões no extremo inferior das CPVs, por serem consideradas vazões de ocorrência em épocas de menor pluviometria, como a Q_{98esp} .

No que diz respeito à distribuição de cadeias de montanhas e planaltos, existem dois complexos montanhosos no Estado, quais sejam, a serra do Mar no norte e a serra Geral que corta o centro do Estado e forma o planalto catarinense (Figura 3.1). Dentre esses complexos, o mais importante no ponto de vista hidrográfico é a serra Geral, uma vez que divide o Estado em dois sistemas de drenagem, um com as vertentes voltadas para o oceano Atlântico e outro voltadas para o interior.

Com relação à circulação geral da atmosfera ocorre a atuação de três massas de ar, tal como: (i) massa tropical atlântica; (ii) massa polar atlântica; e (iii) massa tropical continental. A corrente oceânica existente é a corrente das Malvinas.

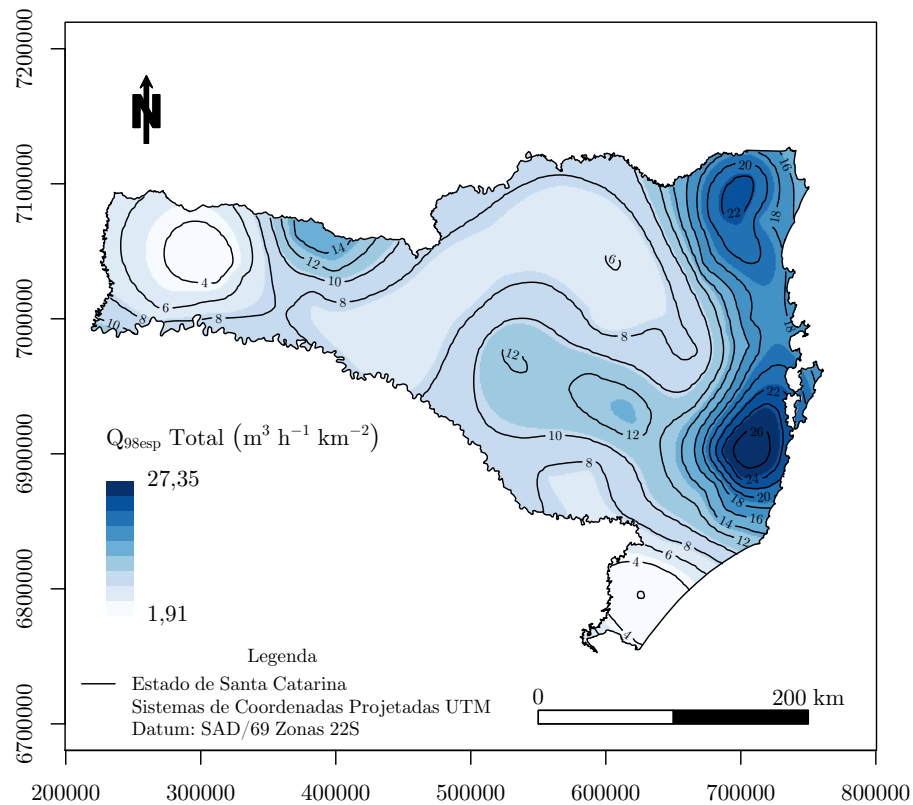


Figura 3.6 - Espacialização da vazão específica com 98% de permanência no tempo (Q_{98esp}) para o período total no Estado de Santa Catarina

Portanto, foi observado que a região com a menor Q_{98esp} para o período total no Estado é a região do litoral sul, e no oeste com valores na ordem de 2 a 4 $m^3 h^{-1} km^2$; já os maiores valores ocorrem na região do litoral norte e central, com valores variando entre 16 e 27 $m^3 h^{-1} km^2$. Na região central do Estado (planalto catarinense), a Q_{98esp} anual obteve valores na faixa de 6 a 12 $m^3 h^{-1} km^2$.

Os menores valores observados no litoral sul do Estado são explicados pela presença da corrente das Malvinas na região e às modificações locais da circulação atmosférica, determinadas pela passagem livre de ventos oriundos do oceano, que na sua rota perdem umidade até atingirem a serra Geral, conferindo baixa pluviometria e vazão.

A massa tropical atlântica, de característica quente e úmida tem, sua origem no centro de altas pressões subtropicais do Atlântico (HARTMANN, 2016). Esta massa atua no litoral centro-norte do Estado e confere à região alta pluviometria e, consequentemente, alta vazão. Além da atuação desta massa de ar na região, existe outro fator importante que condiciona a alta pluviometria e vazão. No centro do litoral e no norte, onde se observaram os maiores valores, a distância do litoral às serras Geral e do Mar é a menor

observada, sendo aproximadamente de 57 km no norte para a Serra do Mar e de 63 km no centro para a Serra Geral (Figura 3.1). Portanto, há o favorecimento da precipitação do tipo orográfica, em que os ventos originados no oceano Atlântico vêm em direção às serras carregados de umidade. A elevação da massa de ar provocada pelo relevo induz a condensação do vapor d' água e, conseqüentemente, a precipitação (HARTMANN, 2016).

Diferentemente de como foi observado na região litoral, no qual a amplitude dos valores de vazão coincidiram com as de precipitação e foram explicadas pelos mesmos fatores climáticos, na região oeste do Estado não foi observado a mesma ordem de grandeza. Ou seja, mesmo o oeste sendo uma região de alta pluviometria, não foram observados altos valores de vazão quando comparados às do litoral. Portanto, há indícios de que a maioria do volume precipitado de água está sendo armazenado pelo aquífero Serra Geral localizado na região e classificado como poroso por fraturamento do basalto, sendo extenso e altamente produtivo (MACHADO, 2013).

Mesmo que, para cada estação do ano haja um fator climático predominante e isso gere um padrão espacial diferenciado da precipitação, como estudado no Capítulo 2, não foi observada uma diferença no padrão espacial das Q_{98esp} para os períodos sazonais comparadas à Q_{98esp} para o período total (Figura 3.7).

Assim como observado para a Q_{98esp} para o período total, os maiores valores para as Q_{98esp} sazonais foram observados na região do litoral norte e central, a qual fazem parte do sistema de drenagem com as vertentes para o Atlântico. Por outro lado, os valores médios e menores foram observados, respectivamente, nas regiões central e oeste do Estado, as quais fazem parte do sistema de drenagem com as vertentes para o interior.

O principal fato que explica o mesmo comportamento espacial das vazões estudadas é a característica hidrogeológica do Estado. Na região do litoral central e norte há ocorrência do aquífero Cristalino Sudeste, que tem uma extensa área aflorante (MACHADO, 2013). Em vias de regra, a pluviometria local é considerada suficiente para garantir a perenização dos rios e a contribuição para o aquífero, no qual as reservas são restituídas aos cursos d' água devido a grande área aflorante. Portanto, mesmo em épocas de estiagem, as reservas armazenadas nas épocas chuvosas garantem uma maior regularização e disponibilidade da Q_{98esp} .

Por sua vez, para as regiões central e oeste do Estado, há a ocorrência do aquífero Serra Geral, que está sobre o aquífero Guarani. Na região oeste do Estado o aquífero é mais profundo, e a restituição aos cursos d' água é menor; por outro lado, na região central há o afloramento do aquífero e uma maior restituição aos cursos d' água (MACHADO,

2013). Assim, é explicado o fato da região central ter uma maior disponibilidade da Q_{98esp} comparada à região oeste, mesmo tendo a mesma caracterização hidrogeológica.

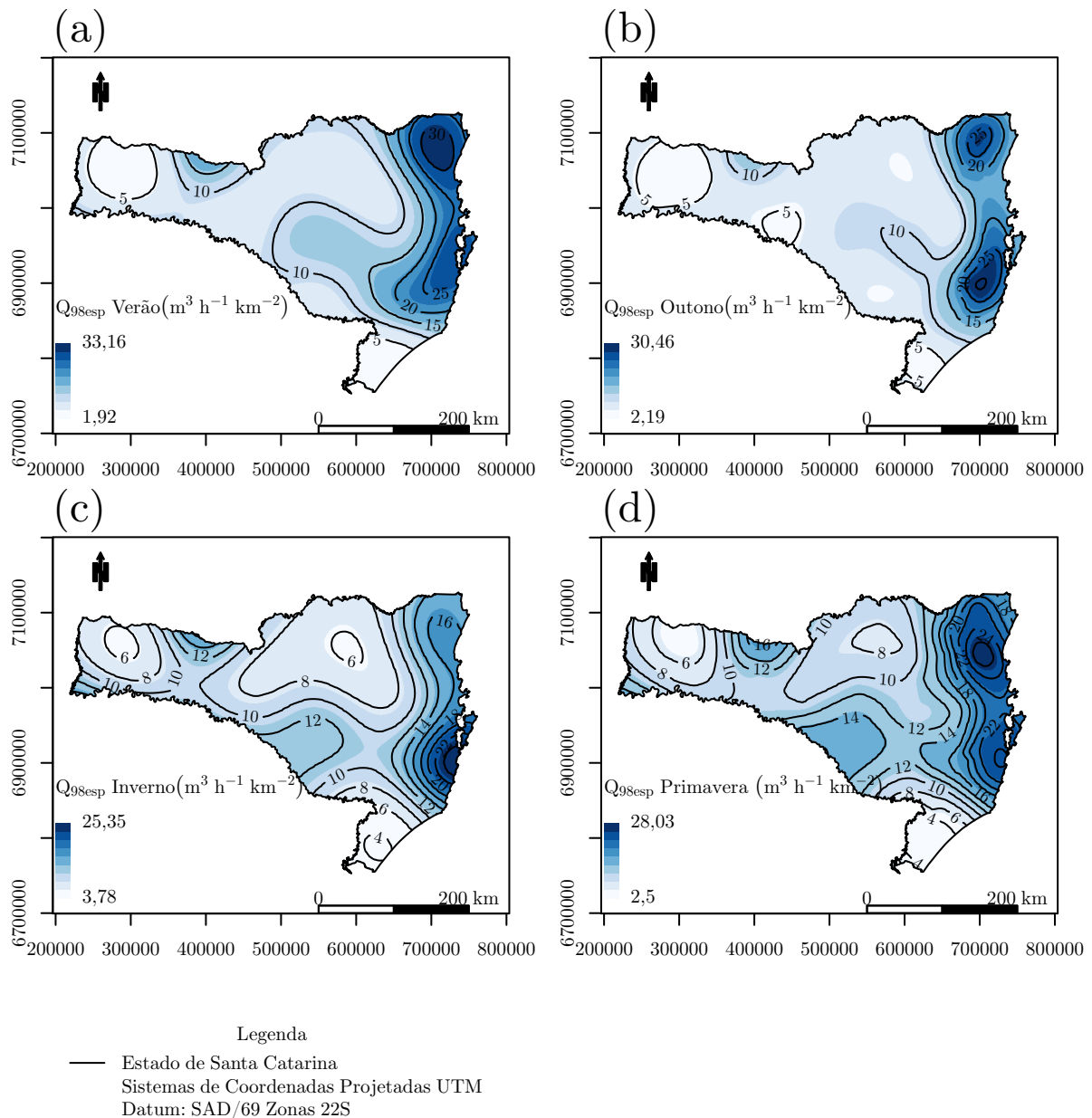


Figura 3.7 - Espacialização das vazões específicas com 98% de permanência no tempo (Q_{98esp}) para os períodos sazonais: (a) Q_{98esp} para o período de verão; (b) Q_{98esp} para o período de outono; (c) Q_{98esp} para o período de inverno, e; (d) Q_{98esp} para o período de primavera

Os resultados apresentados reforçam a importância da caracterização hidrogeológica pelo índice de escoamento de base (IEB), na modelagem geoestatística do parâmetro de escala das CPVs e, consequentemente, na regionalização de vazões. Estudos anteriores dão suporte a importância do IEB (LONGOBARDI; VILLANI, 2013; ATIEH; GHARABAGHI; RUDRA, 2015; JAVEED; APOORVA, 2015).

Atualmente o SDS utiliza como suporte aos processos de outorga de recursos hídricos superficiais o modelo de regionalização de vazões proposto pelo projeto Micro

Bacias 2 (SANTA CATARINA, 2006). Uma vez que este modelo é baseado em equações de regressão, entre a variável dependente vazão média plurianual e as variáveis preditoras precipitação média anual e área de drenagem, o mesmo não contempla o IEB e, assim, importantes respostas do regime hídrico podem ser perdidas.

Neste estudo, o IEB foi utilizado em modelos para remoção de tendências espaciais e, conseqüentemente, a predição espacial foi realizada utilizando os resíduos desses modelos, o qual é denominada de krigagem universal. O uso desta metodologia permite que o IEB não precise ser previamente determinado para obtenção das vazões de permanência e, assim, a metodologia proposta é mais parcimoniosa, comparada às metodologias que utilizam equações de regressão em função de variáveis relacionadas às características das bacias de drenagem, como por exemplo a precipitação média anual, a densidade de drenagem e o fator de forma da bacia.

3.3.5 Validação cruzada

Para finalizar as análises e verificar se a interpolação espacial seguiu alguns pressupostos de uma boa predição, a validação cruzada (VC) foi feita.

A dispersão entre os resíduos padronizados e os valores preditos, obtidos da interpolação espacial dos parâmetros de escala (μ) e forma (σ) das curvas de permanência de vazão (CPVs) para os períodos total e sazonais, foi homogênea (Figura 3.8). Uma vez que os pontos estão aleatoriamente distribuídos em torno do 0 (linha horizontal) não foi detectado nenhuma tendência linear, quadrática ou em forma de “funil”; portanto, existe o indício de que a variância dos resíduos é homoscedástica e a predição foi correta.

Em relação à normalidade dos resíduos, foram gerados os histogramas desses (Figura 3.8). Uma vez que foi observada uma maior densidade nas classes centrais e menor nos extremos, conclui-se que a distribuição dos resíduos para todos os parâmetros das CPVs tende a normalidade. Assim, como a pressuposição de homoscedasticidade, a pressuposição de normalidade foi aceita, conferindo uma estimativa satisfatória.

Neste estudo a VC foi utilizada para verificar a aceitação da predição do modelo geoestatístico e não para comparar e selecionar o respectivo modelo, uma vez que foram utilizados métodos diretos baseados na verossimilhança para esse fim. Portanto, os resultados da VC confirmaram a metodologia para seleção dos melhores modelos.

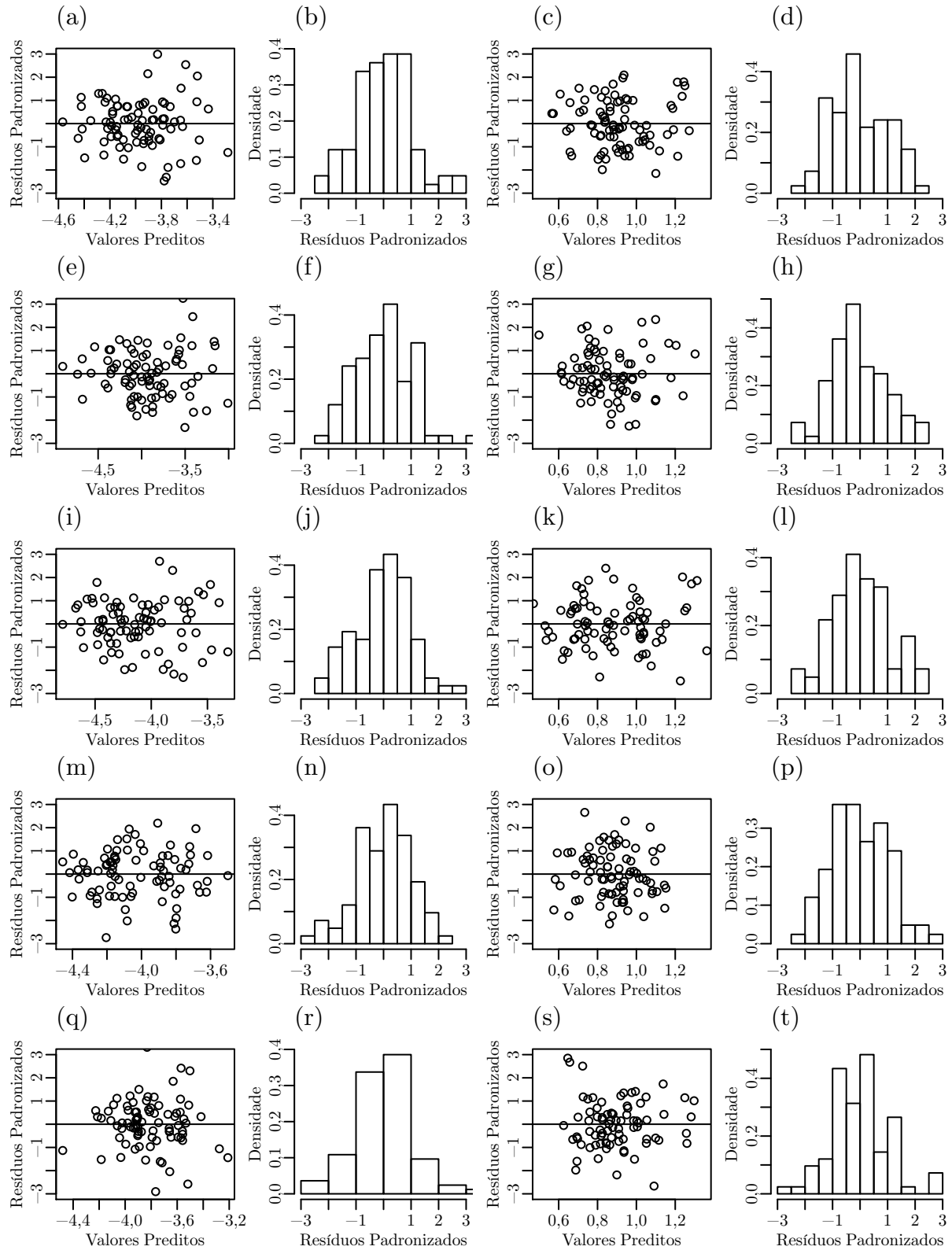


Figura 3.8 - Validação cruzada da interpolação espacial dos parâmetros das curvas de permanência de vazão. Respectivos gráficos de dispersão e histogramas dos resíduos: (a) e (b) parâmetro de escala período total; (c) e (d) parâmetro de forma período total; (e) e (f) parâmetro de escala sazonal do período de verão; (g) e (h) parâmetro de forma sazonal do período de verão; (i) e (j) parâmetro de escala sazonal do período de outono; (k) e (l) parâmetro de forma sazonal do período de outono; (m) e (n) parâmetro de escala sazonal do período de inverno; (o) e (p) parâmetro de forma sazonal do período de inverno; (q) e (r) parâmetro de escala sazonal do período de primavera e (s) e (t) parâmetro de forma sazonal do período de primavera

3.4 Conclusão

A representação completa e sazonal das CPVs permitiu um melhor conhecimento da dinâmica sazonal das vazões importantes para a outorga de recursos hídricos superficiais, como por exemplo a vazão específica com 98% de permanência no tempo (Q_{98esp}). As principais conclusões deste estudo podem ser resumidas, como segue: (i) para a análise exploratória espacial, foi verificado pela utilização do critério de informação de Akaike (AIC), método de escolha de modelos baseado na verossimilhança, que todos os parâmetros das CPVs tiveram tendências espaciais, que foram removidas por modelos de regressão em função de 22 covariáveis oriundas das caracterizações pluviométrica, morfométrica, hidrogeológica e hidrográfica e da longitude e latitude, tendo ao todo 24 covariáveis. Estes modelos representam o componente determinístico (μ_{xi}) dos respectivos modelos geoestatísticos (Equação (3.6)); (ii) o acréscimo do fator aleatório espacialmente correlacionado (S_{xi}) nos modelos geoestatísticos, para todas os parâmetros das CPVs, garantiu a escolha de modelos com melhor capacidade preditiva, quando comparado a modelos sem esse fator, segundo o teste do AIC, e; (iii) foi verificado pela validação cruzada que a metodologia utilizada para a interpolação espacial dos parâmetros das CPVs foi coerente, uma vez que foram observadas a normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, pela análise gráfica.

Em estudos futuros, a abordagem geoestatística baseada em modelos e na verossimilhança pode ser substituída por uma abordagem feita por inferência bayesiana, contemplando análises de incertezas para a espacialização dos parâmetros das CPVs e, conseqüente, regionalização de vazões para o Estado de Santa Catarina.

Referências

- AKAIKE, H. Information measures and model selection. **Bulletin of the International Statistical Institute**, Rome, v. 44, p. 277–769, 1983.
- ATIEH, M.; GHARABAGHI, B.; RUDRA, R. Entropy-based neural networks model for flow duration curves at ungauged sites. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 529, p. 1007–1020, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.08.068>.
- BIVAND, R.; KEITT, T.; ROWLINGSON, B. **rgdal: Bindings for the Geospatial Data Abstraction Library**. Vienna, 2014. R package version 0.8-16. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=rgdal>.
- BOX, G.E.; COX, D.R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, Oxford, v. 26, n. 2, p. 211–252, 1964.

BRASIL. Lei nº 9433, de 8 de Janeiro de 1997, Institui a Política Nacional de Recursos Hídricos, cria o Sistema Nacional de Gerenciamento de Recursos Hídricos. **Diário Oficial**, Brasília, 1997. Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/1997/lei-9433-8-janeiro-1997-374778-norma-pl.html>.

CASTELLARIN, A. Regional prediction of flow-duration curves using a three-dimensional kriging. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 513, p. 179–191, 2014. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022169414002352>.

CASTELLARIN, A.; CAMORANI, G.; BRATH, A. Predicting annual and long-term flow-duration curves in ungauged basins. **Advances in Water Resources**, Amsterdam, v. 30, n. 4, p. 937–953, 2007. Disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0309170806001503>.

COSTA, V.; FERNANDES, W.; NAGHETTINI, M. Regional models of flow-duration curves of perennial and intermittent streams and their use for calibrating the parameters of a rainfall–runoff model. **Hydrological Sciences Journal**, Wallinford, v. 59, n. 2, p. 262–277, 2014.

COX, D.; HINKLEY, D. **Theoretical statistics**. London: Chapman and Hall, 1974. 511 p.

DAVIS, B.M. Uses and abuses of cross-validation in geostatistics. **Mathematical Geology**, New York, v. 19, n. 3, p. 241–248, 1987.

DI LEO, M.; DI STEFANO, M. An Open-Source Approach for Catchment's Physiographic Characterization. In: **American Geosciences Union (AGU) Fall Meeting**. San Francisco: American Geophysical Union, 2013. p. 9–13.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JR., P.J. **Model-based Geostatistics**. New York: Springer New York, 2007. 229 p.

FARR, T.G.; ROSEN, P.A.; CARO, E.; CRIPPEN, R.; DUREN, R.; HENSLEY, S.; KOBRICK, M.; PALLER, M.; RODRIGUEZ, E.; ROTH, L. The shuttle radar topography mission. **Reviews of geophysics**, Oxford, v. 45, n. 2, 2007.

FERGUSON, T.S. **A course in large sample theory**. 1 ed. London: Chapman and Hall, 1996. 245 p.

FORSYTHE, G.E.; MALCOLM, M.A.; MOLER, C.B. **Computer Methods for Mathematical Computations**. New Jersey: Prentice-Hall, 1977. 267 p.

FUKA, D.R.; WALTER, M.T.; ARCHIBALD, J.A.; STEENHUIS, T.S.; EASTON, Z.M. **EcoHydRology: A community modeling foundation for Eco-Hydrology**. Vienna, 2014. R package version 0.4.12. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=EcoHydRology>.

GRASS DEVELOPMENT TEAM. **Geographic Resources Analysis Support System (GRASS GIS) Software, Version 7.0.1**. 2016. Disponível em: <http://grass.osgeo.org>.

HARTMANN, D.L. **Global Climate Models**. 2 ed. Amsterdam: Elsevier, 2016. 485 p. ISBN 9780123285317. Disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780123285317000116>.

HORTON, R.E. Erosional development of streams and their drainage basins; hydrophysical approach to quantitative morphology. **Geological Society of America Bulletin**, New York, v. 56, p. 275–370, 1945.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An Introduction to Applied Geostatistics**. Oxford: Oxford University Press, 1989. 561 p.

JAVEED, Y.; APOORVA, K. Flow regionalization under limited data availability—application of IHACRES in the western ghats. **Aquatic Procedia**, Amsterdam, v. 4, p. 933–941, 2015. Disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2214241X15001182>.

JUNGER, W.; LEON, A.P. de. **mtsdi: Multivariate time series data imputation**. Vienna, 2012. R package version 3.2.1. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=mtsdi>.

JUNGER, W.L.; LEON, A.P. de. Imputation of missing data in time series for air pollutants. **Atmospheric Environment**, Amsterdam, v. 102, p. 96–104, 2015. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1352231014009145>.

LI, M.; SHAO, Q.; ZHANG, L.; CHIEW, F.H.S. A new regionalization approach and its application to predict flow duration curve in ungauged basins. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 389, n. 1, p. 137–145, 2010.

LONGOBARDI, A.; VILLANI, P. A statistical, parsimonious, empirical framework for regional flow duration curve shape prediction in high permeability Mediterranean region. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 507, p. 174–185, 2013. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.10.019>.

LYNE, V.; HOLLICK, M. Stochastic Time-Variable Rainfall-Runoff Modelling. In: **Institute of Engineers Australia National Conference**. Canberra: Institute of Engineers Australia, 1979. p. 89–92.

MACHADO, J.L.F. **Mapa hidrogeológico do estado de Santa Catarina**. Porto Alegre: Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (CPRM), 2013. 90 p. Disponível em: http://www.cprm.gov.br/publique/media/rel_mapa_hid_sc.pdf.

MARTINS, A.B.T. **Análise geoestatística de dados composicionais**. Tese (Doutorado) — Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

MICEVSKI, T.; HACKELBUSCH, A.; HADDAD, K.; KUCZERA, G.; RAHMAN, A. Regionalisation of the parameters of the log-Pearson 3 distribution: a case study for New South Wales, Australia. **Hydrological Processes**, Malden, v. 29, n. 2, p. 250–260, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1002/hyp.10147>.

MOHAMOUD, Y.M. Prediction of daily flow duration curves and streamflow for ungauged catchments using regional flow duration curves. **Hydrological Sciences Journal**, New York, v. 53, n. 4, p. 706–724, 2008. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1623/hysj.53.4.706>.

MÜLLER, M.F.; THOMPSON, S.E. TopREML: a topological restricted maximum likelihood approach to regionalize trended runoff signatures in stream networks. **Hydrology and Earth System Sciences**, Göttingen, v. 19, n. 6, p. 2925–2942, 2015. Disponível em: <http://www.hydrol-earth-syst-sci.net/19/2925/2015/hess-19-2925-2015.html>.

NATHAN, R.J.; MCMAHON, T.A. Evaluation of automated techniques for base flow and recession analyses. **Water Resources Research**, New Jersey, v. 26, n. 7, p. 1465–1473, 1990. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1029/WR026i007p01465>.

NERC. **Flood studies report**. London: Natural Environment Research Council, 1975. 106 p. (Flood Studies Report).

PUGLIESE, A.; CASTELLARIN, A.; BRATH, A. Geostatistical prediction of flow–duration curves in an index-flow framework. **Hydrology and Earth System Sciences**, Göttingen, v. 18, n. 9, p. 3801–3816, 2014. Disponível em: <http://www.hydrol-earth-syst-sci.net/18/3801/2014/>.

PUGLIESE, A.; FARMER, W.H.; CASTELLARIN, A.; ARCHFIELD, S.A.; VOGEL, R.M. Regional flow duration curves: Geostatistical techniques versus multivariate regression. **Advances in Water Resources**, Amsterdam, v. 96, p. 11–22, 2016.

R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, 2016. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.

RIBEIRO JR., P.J.; DIGGLE, P.J. **geoR: Analysis of Geostatistical Data**. Vienna, 2015. R package version 1.7-5.1. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=geoR>.

RUIZ-CÁRDENAS, R.; KRAINSKI, E.T. Preenchimento de falhas em bancos de dados meteorológicos diários: uma comparação de abordagens. In: **XVII Congresso Brasileiro de Agrometeorologia**. Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 2011. Disponível em: http://www.sbagro.org.br/anais_congresso_2011/cba2011/trabalhos/04/cba04_382_682.pdf.

SANTA CATARINA. Lei nº 9748, de 30 de novembro de 1994, dispõe sobre a política estadual de recursos hídricos e da outras providências. **Diário Oficial**, Florianópolis,

1994. Disponível em: http://www.aguas.sc.gov.br/jsmallfib_top/DHRI/Legislacao/Lei-Estadual-9748-1994.pdf.

_____. **Regionalização de vazões das bacias hidrográficas estaduais do Estado de Santa Catarina**. Florianópolis, 2006. v. 1, 141 p. Disponível em: http://www.aguas.sc.gov.br/jsmallfib_top/DHRI/Legislacao/estudo_de_regionalizacao_hidrologica.pdf.

SIVAPALAN, M.; TAKEUCHI, K.; FRANKS, S.W.; GUPTA, V.K.; KARAMBIRI, H.; LAKSHMI, V.; LIANG, X.; MCDONNELL, J.J.; MENDIONDO, E.M.; O'CONNELL, P.E.; OKI, T.; POMEROY, J.W.; SCHERTZER, D.; UHLENBROOK, S.; ZEHE, E. IAHS Decade on Predictions in Ungauged Basins (PUB), 2003–2012: Shaping an exciting future for the hydrological sciences. **Hydrological Sciences Journal**, Oxford, v. 48, n. 6, p. 857–880, 2003. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1623/hysj.48.6.857.51421>.

SKØIEN, J.O.; MERZ, R.; BLÖSCHL, G. Top-kriging – geostatistics on stream networks. **Hydrology and Earth System Sciences Discussions**, Göttingen, v. 2, n. 6, p. 2253–2286, 2005. Disponível em: <http://www.hydrol-earth-syst-sci-discuss.net/2/2253/2005/>.

STRAHLER, A.N. Quantitative analysis of watershed geomorphology. **Transactions American Geophysical Union**, Washington, v. 38, n. 6, p. 913–920, 1957. Disponível em: <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Quantitative+Analysis+of+Watershed+Geomorpho>.

VENABLES, W.N.; RIPLEY, B.D. **Modern Applied Statistics with S**. 4 ed. New York: Springer, 2002. Disponível em: <http://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS4>.

VOGEL, R.M.; FENNESSEY, N.M. Flow-duration curves. I: new interpretation and confidence intervals. **Journal of Water Resources Planning and Management**, New York, v. 120, n. 4, p. 485–504, 1994. Disponível em: <http://ascelibrary.org/doi/10.1061/%28ASCE%290733-9496%281994%29120%3A4%28485%29>.

_____. Flow duration curves II: a review of applications in water resources planning. **Journal of the American Water Resources Association**, New York, v. 31, n. 6, p. 1029–1039, 1995. Disponível em: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1752-1688.1995.tb03419.x/pdf>.

WACKERNAGEL, H. **Multivariate Geostatistics: An Introduction with Applications**. 3 ed. Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2003. 387 p.

ZAMBRANO-BIGIARINI, M. **hydroTSM: Time series management, analysis and interpolation for hydrological modelling**. Vienna, 2014. R package version 0.4-2-1. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=hydroTSM>.

ZHANG, Y.; VAZE, J.; CHIEW, F.H.; LI, M. Comparing flow duration curve and rainfall — runoff modelling for predicting daily runoff in ungauged catchments. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 525, p. 72–86, 2015. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022169415002140>.

Apêndice A

A.1 Modelo de regionalização de vazões

Pela espacialização dos parâmetros das curvas de permanência de vazão, tanto para as séries de período total quanto para de períodos sazonais e pela área de drenagem do ponto estudado é possível estimar as principais vazões que auxiliam o manejo e gestão de recursos hídricos no Estado de Santa Catarina. Dentre elas, a vazão média plurianual, a vazão firme e as vazões de permanência para os períodos total e sazonais (Equação (A.1)). O modelo de regionalização de vazões proposto está disponível como um link no repositório *GitHub* https://github.com/wwolff7/Tese_dados. Além disso, os dados brutos utilizados neste trabalho estão disponibilizados para uso da comunidade científica, no referido repositório.

$$Q(p) = \exp(\mu + \sigma \Phi^{-1}(1 - p)) A, \quad (A.1)$$

em que μ e σ são os parâmetros que indicam a escala e forma da distribuição, respectivamente; $\Phi^{-1}(1 - p)$ é a função inversa ou quantil da distribuição acumulada normal padrão, para uma probabilidade p de igualdade ou superação; A é a área da bacia de drenagem em questão, km^2 e $Q(p)$ corresponde a vazão de permanência, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$.

A vazão média plurianual pode ser estimada a partir da curva de permanência, em que é obtida pela área sob a respectiva curva. Portanto, para obtenção desta variável é feito a integração da Equação (A.2), definida no intervalo de p , correspondente aos limites superior e inferior da curva de permanência.

$$\bar{Q} = \int_{p \approx 0}^{p \approx 1} Q(p) dp, \quad (A.2)$$

em que \bar{Q} é a vazão média plurianual, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$. Como a integral definida, representada pela Equação (A.2) não apresenta solução analítica, a integração é feita numericamente utilizando o método de Simpson.

O órgão responsável pela gestão de recursos hídricos no Estado de Santa Catarina é a Superintendência de Desenvolvimento Social (SDS). O mesmo atribui a vazão com 98% de permanência no tempo (Q_{98}), como a vazão de referência para outorga de captação de

águas superficiais, e estabelece como critério de criticidade que o máximo ofertado para a bacia estudada deva ser 50% da vazão de referência supracitada.

Portanto, para determinar o volume sazonal de um possível reservatório destinado a manter no mínimo 50% da Q_{98} à jusante na seção fluvial em questão, a vazão firme é estimada, em que representa a vazão potencial a ser regularizada. A vazão firme é determinada pela soma, entre a vazão demandada, a vazão a jusante e as perdas por evaporação no espelho hidráulico da represa e infiltração no maciço da barragem. A vazão a jusante é calculada por meio da subtração entre a Q_{98} e a vazão outorgada pelo SDS. Estas relações estão apresentadas na Equação (A.3) e (A.4), respectivamente. Como critério prático as perdas podem ser estabelecidas em 10% da vazão firme.

$$Q_f = Q_d + Q_j + P, \quad (A.3)$$

$$Q_j = Q_{98} - Q_{out}, \quad (A.4)$$

em que Q_f é a vazão firme, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$; Q_d é a vazão demandada, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$; Q_j é a vazão a jusante, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$; P são as perdas; Q_{98} é a vazão com 98% de permanência no tempo, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$; e Q_{out} é a vazão outorgada, $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$.

Sendo assim, o volume a ser acumulado durante o período chuvoso é estimado pela diferença entre a área compreendida por uma linha horizontal que representa a Q_f e a área sob a curva de permanência para o período total, ambas calculadas a partir do ponto da interseção das linhas correspondentes (Figura A.1). Esta demonstrada pela Equação (A.5) e Equação (A.6) como é estimado o volume regularizável (V_r) nos reservatórios, para garantir determinada vazão firme Q_f .

$$p_{Q_f} = 1 - \Phi \left(\frac{\ln(Q_f/A) - \mu}{\sigma} \right), \quad (A.5)$$

$$V_r = \left[\left(1 - \left(\frac{1}{T} \right) - p_{Q_f} \right) Q_f - \int_{p_{Q_f}}^{1-(1/T)} \exp(\mu + \sigma \Phi^{-1}(1-p)) A dp \right] \Delta t 10^{-6}, \quad (A.6)$$

em que $\Phi(\cdot)$ é a função da distribuição acumulada normal padrão; p_{Q_f} é a probabilidade da vazão firme na curva de permanência; T é o tempo de retorno relacionado ao deficit hídrico, dado em anos; Δt é o número de segundos no ano, 31536000 s; e V_r é o volume possível de ser regularizado, $\text{m}^3 10^6$.

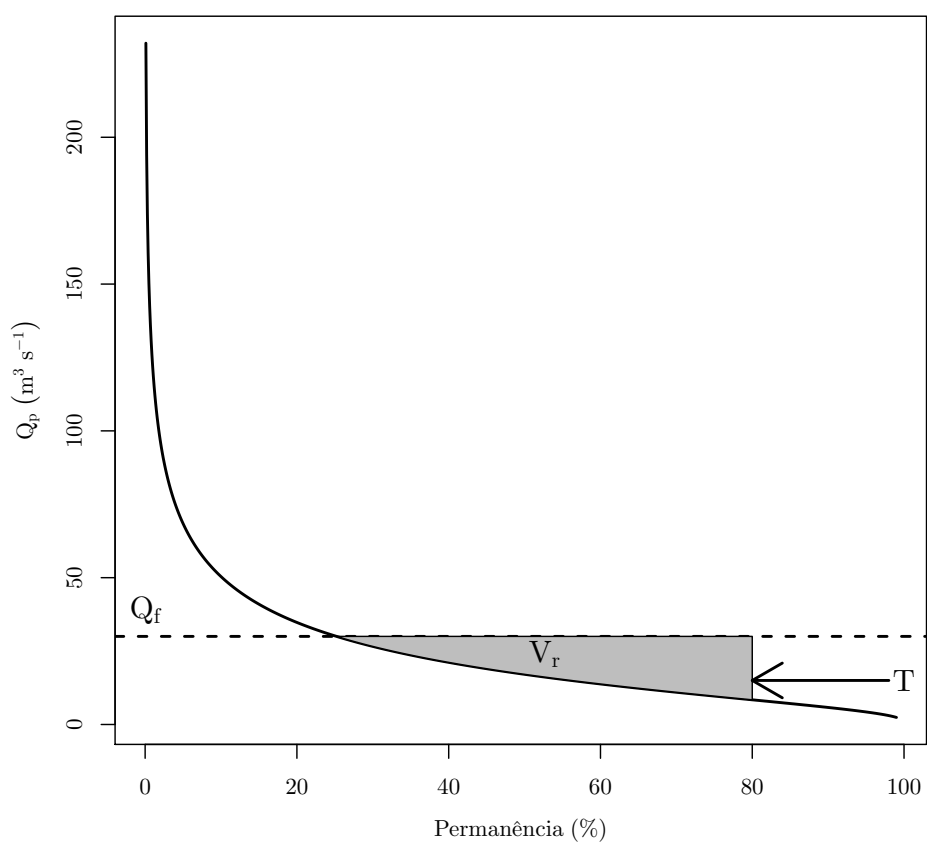


Figura A.1 - Representação, pela área hachurada em cinza do volume a ser regularizado por um reservatório, a partir da vazão firme, representada pela linha horizontal, considerando um tempo de retorno de 5 anos para atendimento da vazão firme