

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE TECNOLOGIA E GEOCIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA CIVIL
TECNOLOGIA AMBIENTAL E RECURSOS HÍDRICOS**

OSVALCÉLIO MERCÊS FURTUNATO

**ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DE
ATRIBUTOS HIDROLÓGICOS EM DIFERENTES ESCALAS NA
BACIA DO RIO CAPIBARIBE (PE)**

Recife

2010

OSVALCÉLIO MERCÊS FURTUNATO

**ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DE
ATRIBUTOS HIDROLÓGICOS EM DIFERENTES ESCALAS NA
BACIA DO RIO CAPIBARIBE (PE)**

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil do Centro de Tecnologia e Geociências da Universidade Federal de Pernambuco, como parte dos requisitos exigidos para obtenção do grau de Doutor em Engenharia Civil.

Área de Concentração: Tecnologia Ambiental e Recursos Hídricos.

Orientadora: Profa. Suzana Maria Gico Lima Montenegro, Ph. D.

Recife

2010

Catálogo na fonte
Bibliotecária Maria Luiza de Moura Ferreira, CRB-4 / 1469

F992a Furtunato, Osvalcélcio Mercês.
Análise da variabilidade espacial e temporal de atributos hidrológicos em diferentes escalas na Bacia do Rio Capibaribe (PE) / Osvalcélcio Mercês Furtunato. - 2010.
144 folhas, il., tabs., simb.

Orientadora: Prof^a. Suzana Maria Gico Lima Montenegro, Ph.D.
Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CTG. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, 2010.
Inclui Referências e Anexos.

1. Engenharia Civil. 2. Atributos hidrológicos. 3. Variabilidade espacial.
4. *Beerkan*. 5. KINEROS2 I. Montenegro, Suzana Maria Gico Lima (Orientadora).
II. Título.

UFPE

624 CDD (22. ed.)

BCTG/2018-18



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA CIVIL

A comissão examinadora da Defesa de Tese de Doutorado

**ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DE ATRIBUTOS
HIDROLÓGICOS EM DIFERENTES ESCALAS NA BACIA DO RIO CAPIBARIBE
(PE)**

defendida por: Osvalcélcio Mercês Furtunato

Considera o candidato APROVADO

Recife, 9 de abril de 2010

Banca Examinadora:

Profa. Suzana Maria Gico Lima Montenegro, Ph. D. – UFPE
(Orientadora)

Prof. Dr. Ricardo de Aragão – UFPE
(Examinador Externo)

Prof. Dr. Alfredo Ribeiro Neto – UFPE
(Examinador Externo)

Prof. Dr. Antônio Celso Dantas Antonino – UFPE
(Examinador Interno)

Prof. Jaime Joaquim da Silva Pereira Cabral, Ph. D. – UFPE
(Examinador Interno)

À minha família
A quem devo muito do tempo
Despendido na realização deste trabalho,
Dedico.

AGRADECIMENTOS

- A Deus, porque sem Ele nada é possível.
- Aos meus pais e irmãos que sempre foram exemplo de força e amor verdadeiro em minha vida. Que acreditaram na minha capacidade e incentivaram a busca incessante pelo estudo.
- Ao meu querido amigo Anderson Paiva, com quem tive a satisfação de trabalhar e dividir a mesma sala.
- Aos meus grandes amigos Aldo e Hildeberto pelo apoio e acolhida na minha chegada ao Recife.
- À Profa. Suzana Maria Gico Lima Montenegro, pela orientação segura e competente, pela amizade e motivação, pelo convívio e apoio recebidos, pelos ensinamentos transmitidos e pelo profissionalismo. Profa. Suzana, muito obrigado.
- Aos professores Antônio Celso Dantas Antonino e Eduardo Souza, pela colaboração e sugestões na elaboração do trabalho, pela amizade e pelos conhecimentos transmitidos, muito obrigado.
- Aos professores Almir Cirilo, Alfredo Neto, Jaime Cabral, Roberto Azevedo e Ricardo Braga, pela amizade e pela colaboração importante na minha formação durante o curso de Pós-Graduação.
- Aos Professores Alfredo Ribeiro Neto, Antônio Celso Dantas Antonino, Jaime Joaquim da Silva Pereira Cabral e Ricardo de Aragão por aceitarem o convite para participação como membros de avaliação desse estudo. Obrigado pelas colaborações e sugestões de vocês.
- Aos meus “irmãos de pesquisa” Leidjane e Albert, pela colaboração e disponibilidade em todos os momentos que necessitei. Obrigado, de coração, pela ajuda de vocês.
- Aos colegas e amigos do Grupo de Recursos Hídricos (GRH) da UFPE: Ada, Carlos Eduardo (Kdu), Cinthia, Claudia, Cristiane, Dayana, Fernanda Paiva, Fernandha, Glawbber, Graciele, Giancarlo, Guilherme Peplau, Laércio, Mariela, Marília, Omena, Stenio, Taciana, Tássia, Tiago, Thompson, Ricardo Cantarelli, Richardes, Saul Guedes e Yuri, com quem tive a oportunidade de desfrutar de momentos de descontração e trocas de conhecimentos.
- A todos os meus professores, desde as séries iniciais ao Doutorado, pelos ensinamentos passados e incentivos, pois sem eles, eu não teria chegado até aqui.
- Aos servidores da secretaria do PPGEC/UFPE, em especial a Andrea Negromonte e também a Janaína, Suely e Dona Walquíria, servidoras do Laboratório de Hidráulica. Jana, obrigado por tudo.

- Aos colegas do Grupo de Física dos Solos (Edvaldo, Manuela, Iane, ...) e aos técnicos do laboratório (Ricardo, Antônio e Cássio) que me ajudaram em diversas formas para o desfecho do trabalho.
- Ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil da Universidade Federal de Pernambuco, pela oportunidade de realização desse trabalho, contribuindo para o meu crescimento profissional e humano.
- Ao CNPq – Fundo Setorial CT-HIDRO, pela concessão de bolsa de Doutorado.
- Enfim, a todos aqueles que de alguma forma contribuíram... meus sinceros agradecimentos.

RESUMO

A ocorrência da precipitação é um dos fenômenos de maior importância na determinação do clima e a que mais afeta a produção agrícola devido a sua característica aleatória. Como a maioria dos demais fenômenos climáticos, apresenta uma variabilidade espacial contínua que pode ser detectada através de métodos geoestatísticos. Este trabalho teve por objetivo realizar uma análise da variabilidade espacial e temporal de atributos hidrológicos em diferentes escalas na bacia do Rio Capibaribe localizada no Estado de Pernambuco, Nordeste brasileiro. Os estudos foram realizados na bacia do Rio Tapacurá e na bacia Experimental do Riacho Gameleira, ambas pertencentes à bacia do Rio Capibaribe. A bacia do Rio Tapacurá é uma das mais importantes para o gerenciamento dos recursos hídricos da Região Metropolitana do Recife. Foram utilizados dados anuais observados de precipitação de 57 postos do período de 1970 a 2001 para analisar a variabilidade espacial e temporal da chuva na Bacia do Rio Tapacurá. Com objetivo de analisar a variabilidade espacial de atributos do solo, foram realizados ensaios de campo através do método Beerkan em 102 pontos, distribuídos sob uma malha de espaçamento de 500m x 500m na área da Bacia Experimental do Riacho Gameleira. A variabilidade espacial foi analisada com base na geoestatística. Os mapas de variabilidade espacial foram produzidos utilizando-se a técnica de Krigagem Ordinária para interpolação de dados. O modelo hidrológico KINEROS2 foi utilizado para avaliar a influência da variabilidade espacial da chuva sobre a produção do escoamento superficial simulado na parte alta da Bacia Experimental do Riacho Gameleira com a parametrização do modelo a partir de dados medidos e considerando, também, a variabilidade espacial dos principais parâmetros do modelo. O método Beerkan apresentou-se como uma ferramenta promissora, robusta e de fácil aplicação. Os resultados das simulações com o modelo KINEROS2 mostram que os ajustes dos valores de vazão máxima simulados aos observados foram considerados bons com R^2 acima de 0,7 para a maioria dos eventos. Quando foram empregados os dados de literatura para os parâmetros na simulação do evento que levou ao maior valor de R^2 (evento 5), os indicadores de eficiência foram bem distantes do esperado, demonstrando a importância dos dados medidos para uma boa modelagem e por consequência para um conhecimento dos processos hidrológicos e gerenciamento dos recursos hídricos nesta bacia.

Palavras-chave: Atributos hidrológicos. Variabilidade espacial. Beerkan. KINEROS2.

ABSTRACT

The rain occurrence is one of the most important phenomena to determinate the climate and a factor that affects the agricultural production due to its random character. Most of the other climatic phenomena, shows a continuous spatial variability that can be detected through geostatistical methods. The objective of this work was to analyze the spatial and temporal variability of hydrological attributes at different scales in the Capibaribe river basin located in the State of Pernambuco, Northeast Brazil. The studies were conducted in the Tapacurá river Basin and in the Experimental Basin of Riacho Gameleira, both within the Capibaribe river basin. The Tapacura river basin is one of the most important for the management of the water resources of the Metropolitan Region of Recife, Pernambuco State. Recorded annual precipitation data over the period 1970 to 2001 from 57 stations were used to analyze the spatial and temporal variability in the Tapacurá River Basin. In order to analyze the spatial variability of soil attributes obtained with the, field tests were carried out based on the Beerkan method in 102 points, distributed under a 500 m x 500 m spacing mesh in the Experimental Basin of Riacho Gameleira. Spatial variability was analyzed based on geostatistics. The spatial variability maps were produced using the ordinary Kriging technique for data interpolation. The hydrological model KINEROS2 was applied to evaluate the influence of the spatial variability of the rainfall on the production of the simulated surface runoff in the upper part of the Experimental Basin of the Gameleira Creek with the parameterization of the model from the measured data and also, considering the spatial variability of the main parameters of model. The Beerkan method presented itself as a promising tool, robust and easy to apply. The results of the simulations with the KINEROS2 model show that the adjustments of the maximum flow simulated to observed were considered good with R^2 above 0.7 for most events. When the literature data on pedological attribute were applied for simulation of event 5 (with the largest R^2 in previous simulation), the efficiency indicators were far from the expected, demonstrating the importance of the measured data for a good modeling, and consequently for a knowledge of hydrological processes and water resources management in this basin.

Keywords: Rain. Spatial variability. Beerkan. KINEROS2.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 2.1-	Exemplo de semivariograma.....	28
Figura 2.2-	Modelos de semivariograma.....	31
Figura 3.1-	Localização da Bacia do Rio Tapacurá.....	51
Figura 3.2-	Localização da Bacia Experimental do Riacho Gameleira.....	52
Figura 3.3-	Mapa de solos com a localização das estações de monitoramento.....	53
Figura 3.4-	Localização da Bacia do Alto Gameleira.....	55
Figura 3.5-	Seção exutória da Bacia do Alto Gameleira.....	55
Figura 3.6-	Usos do solo existentes na Bacia do Alto Gameleira.....	56
Figura 3.7-	Vista da seção de controle da Bacia do Alto Gameleira.....	56
Figura 3.8-	Esquema da seção de controle na Bacia do Alto Gameleira.....	57
Figura 3.9-	Mapa de solos e localização dos pontos amostrados.....	58
Figura 3.10-	Teste de infiltração tridimensional com infiltrômetro de anel.....	59
Figura 3.11-	Descrição dos fenômenos de transição nas análises dos semivariogramas.....	67
Figura 3.12-	Localização dos postos pluviométricos dos quais foram utilizados dados.....	74
Figura 3.13-	Modelo digital de elevação da Bacia do Alto Gameleira.....	76
Figura 3.14-	Discretização da Bacia do Alto Gameleira em planos e canais.....	76
Figura 3.15-	Mapa da distribuição espacial da porosidade na Bacia do Alto Gameleira.....	77
Figura 3.16-	Mapa da distribuição espacial do tamanho dos poros na Bacia do Alto Gameleira.....	78
Figura 3.17-	Mapa da distribuição espacial do tamanho da condutividade hidráulica (mm/h) na Bacia do Alto Gameleira.....	78
Figura 3.18-	Mapa da distribuição espacial da saturação inicial do solo na Bacia do Alto Gameleira.....	79
Figura 4.1-	Semivariograma experimental e modelo ajustado para o ano normal de 1970.....	85
Figura 4.2-	Semivariograma experimental e modelo ajustado para o ano seco de 1993.....	86
Figura 4.3-	Semivariograma experimental e modelo ajustado para o ano úmido de 2001.....	86
Figura 4.4-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o ano normal de 1976.....	87
Figura 4.5-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o ano úmido de 1986.....	88
Figura 4.6-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o ano seco de 1998.....	88
Figura 4.7-	Distribuição espacial da precipitação (mm) na Bacia do Rio Tapacurá no ano normal de 1970.....	89
Figura 4.8-	Distribuição espacial da precipitação (mm) na Bacia do Rio Tapacurá no ano úmido de 1986.....	90
Figura 4.9-	Distribuição espacial da precipitação (mm) na Bacia do Rio Tapacurá no ano seco de 1993.....	90

Figura 4.10-	Diferença relativa intertemporal e desvio padrão para precipitação (mm), listada do menor para o maior valor. Os números referem-se aos locais (postos) de medida.....	91
Figura 4.11-	Comparação entre valores médios da precipitação e a precipitação observada no posto pluviométrico 835045.....	92
Figura 4.12-	Comparação entre a precipitação no posto pluviométrico 835045 e a média histórica.....	93
Figura 4.13-	Precipitação no posto pluviométrico 835045 (regressão linear).....	93
Figura 4.14-	Classes texturais dominantes dos solos nos pontos ensaiados na área . Ar: Areia; ArF: Areia Franca; FAr: Franco Arenoso; F: Franco; FAAr: Franco Argilo Arenoso; FA: Franco Argiloso; FS: Franco Siltoso; S: Silte; FAS: Franco Argilo Siltoso; AS: Argila Siltosa; AAr: Argila Arenosa; A: Argila; MA: Muito Argiloso.....	94
Figura 4.15-	Infiltrações acumuladas em função do tempo para as classes texturais dominantes dos solos nos pontos. (A) FAr; (B) ArF; (C) Ar, AAr e F; (D) FA, A e FAAr.....	95
Figura 4.16-	Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro n	98
Figura 4.17-	Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro η	99
Figura 4.18-	Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro θ_s	99
Figura 4.19-	Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro $\log K_s$	100
Figura 4.20-	Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro $\log h_g $	100
Figura 4.21-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro n	101
Figura 4.22-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro η	102
Figura 4.23-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro θ_s	102
Figura 4.24-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro K_s	103
Figura 4.25-	Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro $ h_g $	103
Figura 4.26-	Mapa da distribuição espacial de n na área de estudo.....	104
Figura 4.27-	Mapa da distribuição espacial de η na área de estudo.....	105
Figura 4.28-	Mapa da distribuição espacial de θ_s ($\text{cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3}$) na área de estudo.....	106
Figura 4.29-	Mapa da distribuição espacial de K_s ($\text{mm} \cdot \text{s}^{-1}$) na área de estudo.....	107
Figura 4.30-	Mapa da distribuição espacial de $ h_g $ (mm) na área de estudo.....	108
Figura 4.31-	Curva de retenção para as classes texturais.....	109
Figura 4.32-	Curva da condutividade hidráulica para as classes texturais.....	110
Figura 4.33-	Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 15/12/2001.....	112
Figura 4.34-	Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 03/02/2002.....	112
Figura 4.35-	Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 10/02/2002.....	113
Figura 4.36-	Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 23/03/2002.....	113
Figura 4.37-	Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 24/10/2003.....	114
Figura 4.38-	Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 21/01/2004.....	114
Figura 4.39-	Comparação dos dados simulados com os valores de Araújo Filho (2004).....	116
Figura 4.40-	Hidrograma observado e calculado para cenário C1 do evento do dia 24/10/2003.....	117

Figura 4.41-	Hidrograma observado e calculado para cenário C2 do evento do dia 24/10/2003.....	118
Figura 4.42-	Hidrograma observado e calculado para cenário C3 do evento do dia 24/10/2003.....	119

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1-	Algumas características dos eventos utilizados na modelagem com o KINERS2.....	75
Tabela 4.1-	Resumo da estatística descritiva para o logaritmo da precipitação anual na Bacia do Rio Tapacurá.....	82
Tabela 4.2-	Resumo da análise geoestatística para o logaritmo da precipitação anual na Bacia do Rio Tapacurá.....	84
Tabela 4.3-	Resumo da estatística descritiva para os parâmetros estudados.....	96
Tabela 4.4-	Resumo da análise geoestatística dos parâmetros estudados.....	97
Tabela 4.5-	Resultados dos processos de simulação dos eventos.....	111
Tabela 4.6-	Resultados das simulações dos cenários.....	117

LISTA DE SÍMBOLOS

f_c	Taxa de infiltração (LT^{-1})
K_s	Condutividade hidráulica saturada efetiva (LT^{-1})
G	Valor efetivo do potencial de capilaridade (L)
h	Profundidade do fluxo (L)
θ_s	Umidade de saturação do solo
θ_i	Umidade inicial do solo
K	Condutividade hidráulica do solo (LT^{-1})
ψ	Potencial mátrico do solo (L)
C_v	Coefficiente de variação da condutividade hidráulica efetiva do solo
S_i	Saturação inicial relativa do solo
ϕ	Porosidade
I	Infiltração acumulada (L)
K_i	Parâmetro de erodibilidade do solo pelo impacto das gotas de chuva (MTL^{-4})
r	Taxa de entrada de água na superfície do solo durante a redistribuição de água (LT^{-1})
Z	Profundidade da frente de molhamento a partir da superfície (L)
Q	Vazão (L^3T^{-1})
a	Coefficiente na relação entre vazão e profundidade do fluxo ou entre vazão e área da secção transversal do canal
m	Expoente na relação entre vazão e profundidade do fluxo ou entre vazão e área da secção transversal do canal
q	Fluxo de entrada lateral por unidade de comprimento do canal ou excesso de precipitação nos planos (LT^{-1})
A	Área de secção transversal do fluxo (L^2)
R	Raio hidráulico (L)

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	17
1.1	HIPÓTESE.....	21
1.2	OBJETIVOS GERAL E ESPECÍFICOS.....	22
1.3	DESCRIÇÃO DOS CAPÍTULOS.....	22
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	23
2.1	MÉTODOS GEOESTATÍSTICOS.....	23
2.1.1	Conceitos Básicos.....	24
2.1.2	Principais Objetivos da Geoestatística.....	25
2.1.3	Elementos Básicos para um Estudo Geoestatístico.....	26
2.1.3.1	Extração de Dados.....	26
2.1.3.2	Modelagem e Análise da Continuidade Espacial.....	26
2.1.3.3	Validação do Modelo.....	31
2.2	VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO.....	36
2.3	VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO.....	39
2.4	SIMULAÇÃO HIDROLÓGICA DISTRIBUÍDA.....	44
3	MATERIAIS E MÉTODOS.....	50
3.1	ÁREA DE ESTUDO.....	50
3.1.1	Bacia do Rio Tapacurá.....	50
3.1.2	Bacia Experimental do Riacho Gameleira.....	52
3.1.3	Bacia do Alto Gameleira.....	54
3.1.4	Procedimentos Experimentais.....	58
3.2	METODOLOGIA BEERKAN.....	60
3.2.1	BEST – Algoritmo e Análise dos Dados (Lassabatère et al., 2006).....	61
3.2.1.1	Determinação dos Parâmetros de Forma (m , n e η).....	61
3.2.1.1	Determinação dos Parâmetros de Normalização (θ_s , K_s e h_g).....	62
3.3	ANÁLISE ESTATÍSTICA E GEOESTATÍSTICA.....	65
3.4	ANÁLISE DA ESTABILIDADE TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO.....	68
3.5	O MODELO KINEROS2.....	68
3.5.1	Modelo de Infiltração.....	68
3.5.2	Escoamento Superficial nos Planos.....	70
3.5.3	Escoamento Superficial nos Canais.....	71

3.5.4	Parâmetros de Entrada do Modelo KINEROS2.....	72
3.5.4.1	Parâmetros Globais.....	72
3.5.4.2	Parâmetros dos Planos.....	72
3.5.4.3	Parâmetros dos Canais.....	73
3.6	DADOS UTILIZADOS.....	73
3.6.1	Dados de Precipitação.....	73
3.6.2	Dados da Simulação Hidrológica Distribuída.....	74
3.6.2.1	Eventos Simulados.....	74
3.6.2.2	Discretização da Bacia do Alto Gameleira em Planos e Canais.....	75
3.6.2.3	Parametrização do Modelo KINEROS2.....	77
3.6.2.4	Efeito da Variabilidade Espacial da Precipitação.....	80
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	81
4.1	VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO NA BACIA DO RIO TAPACURÁ.....	81
4.1.1	Estatística Descritiva dos Dados.....	81
4.1.2	Modelagem e Análise da Continuidade Espacial.....	83
4.1.3	Verificação do Ajuste dos Modelos Teóricos aos Dados Experimentais de Precipitação.....	87
4.1.4	Mapas da Distribuição Espacial da Precipitação.....	89
4.1.5	Avaliação da Estabilidade Temporal da Precipitação.....	91
4.2	VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO NA BACIA EXPERIMENTAL DO RIACHO GAMELEIRA.....	94
4.2.1	Comportamento das Componentes Texturais e da Infiltração.....	94
4.2.2	Análise Estatística e Geoestatística dos Dados.....	96
4.2.3	Verificação do Ajuste dos Modelos Teóricos aos Dados Experimentais de Atributos do Solo.....	101
4.2.4	Mapas da Distribuição Espacial de Atributos do Solo.....	104
4.2.5	Curvas de Retenção e da Condutividade Hidráulica da Água no.....	109
4.3	SIMULAÇÃO HIDROLÓGICA DISTRIBUÍDA NA BACIA DO ALTO GAMELEIRA.....	111
4.3.1	Simulação dos Eventos.....	111
4.3.2	Simulação dos Cenários.....	116
5	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	120

5.1	CONCLUSÕES.....	120
5.2	RECOMENDAÇÕES PARA ESTUDOS FUTUROS.....	121
	REFERÊNCIAS.....	122
	ANEXOS.....	141

1 INTRODUÇÃO

As ações antrópicas têm modificado o clima nas mais diversas regiões do mundo e muitas vezes as condições necessárias à manutenção da vida humana têm sido prejudicadas. A conscientização da importância dos recursos hídricos na qualidade de vida da população vem originando demandas crescentes de informações para a elaboração de projetos, principalmente em pequenas bacias hidrográficas. Os projetos nestas bacias têm atraído a atenção de pesquisadores e tomadores de decisão, visto que os dados coletados nestas regiões são valiosas fontes de informações que poderão ser utilizados em bacias maiores.

A grande variabilidade da disponibilidade hídrica, tanto temporal como espacial, ressalta a necessidade de permanente quantificação de descargas líquidas visando à previsão de futuras vazões produzidas por um evento de chuva. Essa quantificação apenas será possível com a disponibilidade de dados hidrológicos confiáveis e, a partir destes, poderão ser desenvolvidos projetos adequados de reservatórios, canais, diques, estações elevatórias, eclusas, vertedores e outras estruturas hidráulicas (Mendonça, 2003). Contudo, a utilização de dados confiáveis implica na utilização de mão-de-obra qualificada e recursos financeiros para instalação de equipamentos e coleta de dados, o que nem sempre é possível para grandes bacias, principalmente na região Semiárida do Nordeste do Brasil.

Para contornar as dificuldades encontradas na obtenção de dados, tem sido incentivada a instalação de bacias experimentais e representativas de uma grande região (Srinivasan et al., 2004). No mundo são inúmeras as iniciativas de estudos em bacias experimentais, muitas discussões vêm sendo levantadas nas recentes décadas, a exemplo da iniciativa PUB - Predictions in Ungauged Basin, o que mostra os esforços internacionais em monitoramento, experimentação e modelagem em bacias em todo mundo (Santos et al., 2005).

A fim de incrementar o conhecimento dos processos hidrológicos em bacias do Nordeste foi criada a Rede de Hidrologia do Semiárido (REHISA) integrando pesquisadores de diversas instituições do Nordeste. A REHISA, desde 2002 vem desenvolvendo o projeto intitulado “Implantação de Bacias Experimentais no Semiárido” (IBESA). Sete bacias experimentais foram implantadas em bacias representativas do Semiárido ou de zona litorânea adjacente ao Semiárido, de modo a permitir o levantamento de informações hidrológicas e a possibilitar estudos de regionalização de variáveis hidrológicas.

Nesse contexto, destacam-se estudos realizados sobre as relações entre solo, água, vegetação e atmosfera em bacias hidrográficas experimentais, como meio de caracterizar com maior precisão as relações desses processos no meio natural (Medeiros, 2002; Oliveira et al.,

2007; Moura et al., 2009). A compreensão e a descrição dos fenômenos físicos, que ocorrem tanto na superfície do solo como na sua interface com atmosfera (na presença ou não dos vegetais), são indispensáveis para uma gestão adequada do ambiente.

As diferentes formas de estudar o solo despertaram o interesse da física do solo, da hidrologia e de outras áreas de pesquisas ligadas à ciência do solo. Essa interação permite, por exemplo, estudar a relação existente entre a estrutura do solo, o fluxo preferencial e a qualidade da água; compreender as diferentes escalas de observação e de aplicação dos modelos; a utilização de bancos de dados provenientes das pesquisas de solos e dos sistemas de classificação dos mesmos, para obter informações essenciais nas aplicações dos modelos de simulação hidrológica.

Uma das dificuldades encontradas em estudos desse gênero é o fato de se conhecer os mecanismos físicos somente numa escala local, onde sua observação é possível. Para resolver este problema, é preciso encontrar uma forma de passar da escala local (por exemplo, a escala conhecida) para a grande escala (isto é, a escala de interesse na prática) levando em conta a variabilidade espacial e temporal das condições de superfície, e desta forma, fazer a agregação das informações numa escala pequena para uma escala maior.

A abordagem para tratar a transferência dos processos de escalas menores para escalas maiores é denominada de *upscaling*, ou integração, e de escalas maiores para escalas menores chama-se *downscaling*. Blöschl e Sivapalan (1995) citam como exemplos de processo de integração a determinação da condutividade hidráulica em uma área a partir de sondagens e a determinação da cheia com período de retorno de 100 anos a partir de uma série de 10 anos.

O estudo de processos hidrológicos em diferentes escalas pode ser feito através de uma abordagem estocástica ou de uma forma determinística. A abordagem estocástica é mais direta e envolve o uso de funções de distribuição de probabilidades. Já a abordagem determinística é mais complexa, no entanto, possui uma maior capacidade de capturar as variabilidades da bacia hidrográfica. O ideal seria que os processos físicos pudessem ser observados na mesma escala que ocorrem e daí derivar diretamente a melhor relação que descreveria o fenômeno físico. Porém, isso nem sempre é possível para qualquer escala da bacia hidrográfica (Pimentel Da Silva e Ewen, 2000).

Para Mediondo e Tucci (1997), a representação dos processos hidrológicos em diferentes escalas tem esbarrado nos seguintes aspectos principais: a) A heterogeneidade espacial dos sistemas hídricos e a incerteza com a qual os parâmetros e processos são medidos em diferentes escalas; b) A dificuldade de representar os processos caracterizados e

analisados na microescala para outras escalas da bacia hidrográfica; c) A falta de relação entre os parâmetros de modelos matemáticos com as diferentes configurações espaciais encontradas na natureza.

Para se desenvolver parametrizações mais realísticas dos processos hidrológicos, é necessária uma boa compreensão dos balanços de água e de energia da superfície (Zhao et al., 2004). Neste fim, vários modelos têm sido desenvolvidos (Singh, 1995; Figueiredo, 1998; Beven, 2001), mas os modelos que se baseiam nos processos físicos, têm recebido uma maior atenção e preferência, devido ao fato de que, na sua concepção, procura-se representar através de equações diferenciais os processos físicos, o mais próximo possível da realidade.

Ao longo do tempo, os modelos hidrológicos têm evoluído no sentido de melhor representar os processos hidrológicos – modelagem distribuída, base física e uso de grande número de informações. Apesar dessa evolução, ainda se verificam limitações no uso dessa ferramenta, principalmente, no que diz respeito à variabilidade espacial dos atributos hidrológicos, às incertezas envolvidas e às questões de escala do problema.

A informação hidrológica de boa qualidade e disseminada tanto no tempo como no espaço é fundamental para a adequada gestão dos recursos hídricos, assim como para o planejamento ambiental. Por um lado, a informação hidrológica auxilia estudos envolvendo qualidade da água, controle de cheias e aproveitamento de mananciais. Por outro lado, essas informações são utilizadas para avaliação de oferta de água nas bacias e, conseqüentemente, dão suporte para a gestão e planejamento dos recursos hídricos.

Nos últimos anos, tem aumentado a preocupação de gestores e do meio científico para os impactos sobre o meio ambiente decorrentes de mudanças globais como, por exemplo, mudanças do clima e no uso do solo, ambas causadas por ações antrópicas (Andréassian, 2004; Milly et al., 2005; Vicuna e Dracup, 2007). Os efeitos dessas mudanças sobre o ciclo hidrológico são objeto de estudo em diversas pesquisas que buscam estimar, principalmente em termos quantitativos, o comportamento das bacias hidrográficas diante das novas condições impostas.

Dentre as principais variáveis hidrológicas analisadas, a precipitação é de grande valia, principalmente nas áreas de escassez hídrica como o Nordeste brasileiro. A precipitação é um fenômeno caracterizado por alta variabilidade espacial e temporal, traduzindo a vulnerabilidade dos ecossistemas da região (Almeida et al., 2004). Bardossy (2001) ressalta que a precipitação é o parâmetro hidrológico mais importante, tendo influência direta no ciclo hidrológico.

A análise da estabilidade temporal da precipitação se faz relevante por permitir avaliar mudanças no comportamento do regime da mesma registrado na série e até mesmo mudanças no regime climático do local ao longo do tempo. A grande importância desse tipo de análise se deve ao fato de que na agricultura brasileira, o mais importante fator de risco, a ser considerado, é a precipitação pluvial.

O conhecimento da variabilidade espaço-temporal de longas séries de variáveis meteorológicas (e.g. a precipitação), além de auxiliar na indicação de períodos e áreas mais propícias ao plantio/semeadura de culturas, pode também trazer informações extremamente importantes sobre possíveis periodicidades, tendências ou discontinuidades climáticas em uma região. A união (e natural inter-relação) entre esses dois aspectos, oriundos do conhecimento da variabilidade espaço-temporal de longas séries, é etapa fundamental na redução do risco climático associado ao setor agrícola (Blain, 2009).

Porém quando um determinado atributo varia de um local para outro (variabilidade espacial) com algum grau de organização ou continuidade, expresso através da dependência espacial, a estatística clássica não deve ser aplicada e, portanto uma metodologia: a Geoestatística pode substituir a técnica clássica, produzindo melhores resultados de estimativas (Vieira, 2000).

A Geoestatística tem por objetivo, estudar as variáveis que possuem algum grau de dependência espacial ou temporal. Dentro dessa metodologia o semivariograma é muito utilizado na determinação da estrutura de variabilidade espacial e da amplitude da dependência espacial das variáveis em estudo.

De acordo com Silva (2010), a zona litorânea do Nordeste brasileiro apresenta duas características importantes que influenciam diretamente nos estudos hidrológicos, (por exemplo, os de erosão), na região, são elas: (a) variabilidade espacial e temporal da precipitação, decorrente da localização da região em uma zona tropical com grande influência de correntes de ar; e (b) concentração de grande parte da população de toda a região, que depende de atividades econômicas ligadas à agricultura e pecuária. A soma desses dois fatores (variabilidade pluviométrica e alterações no uso e ocupação do solo) intensificam os processos relacionados ao aumento do escoamento superficial e à erosão dos solos, repercutindo sobre o desenvolvimento regional, uma vez que a irregularidade da precipitação e, conseqüentemente, dos processos de escoamento e erosão, acarretam em eventos extremos, que causam danos ao meio ambiente e às cidades.

Além da cobertura do solo, os processos de escoamento superficial e produção de sedimentos em uma bacia são sensíveis às mudanças climáticas, que podem afetar os recursos hídricos, em termos quantitativos e qualitativos. Assim, compreender os impactos da variabilidade espacial e temporal de atributos hidrológicos em uma bacia hidrográfica pode auxiliar numa melhor gestão do território e de seus recursos naturais.

Modelos hidrológicos distribuídos auxiliam no entendimento de peculiaridades que individualizam ou particularizam áreas semelhantes dentro daquela maior que é estudada, e tais observações são expressas nos dados de entrada e saída. Dentre os modelos hidrológicos distribuídos de base física, o KINEROS2 destaca-se pela robustez, capacidade de análise e correlação de diferentes elementos físicos de uma bacia hidrográfica.

O modelo KINEROS2 (*Kinematic Runoff Erosion Model*), que foi proposto por Woolhiser et al., 1990 e Smith et al., 1995 e tem sido bastante aplicado para a simulação da lamina escoada e a produção de sedimentos em pequenas bacias devido a eventos de precipitação (Kalin et al., 2003; Paiva et al., 2005; Santos et al., 2005; Martínez-Carreras et al., 2007; Aragão et al., 2008; Silva, 2007; Silva et al., 2009).

Estudos hidrológicos, em especial para a Bacia do Rio Tapacurá, bacia representativa integrante da Rede de Hidrologia do Semiárido (REHISA), são de suma importância para a gestão dos recursos hídricos da porção litorânea do Estado do Pernambuco, pois essa bacia é uma das responsáveis pelo abastecimento de água da Região Metropolitana do Recife, uma das maiores concentrações populacionais do país, com aproximadamente 3,7 milhões de habitantes (IBGE, 2010), e que já enfrentou períodos de escassez de água, como durante e após a grande seca de 1998, assim como períodos de enchentes, frequentes até a década de 1970 (marcada por ações estruturantes que visavam minimizar os efeitos das enchentes na cidade do Recife, capital do Estado) (Araújo Filho et al., 2006).

1.1. HIPÓTESE

A variabilidade espacial e temporal de atributos hidrológicos influenciam a dinâmica dos processos do ciclo hidrológico na bacia. Os modelos distribuídos de base física podem ser usados para analisar esses efeitos.

1.2. OBJETIVOS GERAL E ESPECÍFICOS

Este estudo tem como objetivo geral realizar uma análise da variabilidade espacial e temporal de atributos hidrológicos em diferentes escalas na Bacia do Rio Capibaribe (PE).

Para tanto, foram traçados os seguintes objetivos específicos:

- Analisar a variabilidade espacial e temporal da precipitação na Bacia do Rio Tapacurá;
- Analisar a variabilidade espacial de atributos do solo na Bacia Experimental do Riacho Gameleira;
- Realizar uma simulação hidrológica na parte alta da Bacia Experimental do Riacho Gameleira com o modelo distribuído de base física KINEROS2.

1.3. DESCRIÇÃO DOS CAPÍTULOS

O presente trabalho está estruturado em cinco capítulos, incluindo esta introdução (capítulo 1). No capítulo 2 é apresentada uma breve revisão de literatura sobre os temas abordados nesta pesquisa; o capítulo 3 apresenta os materiais e métodos utilizados para realização deste trabalho; o capítulo 4 apresenta os resultados e discussões oriundas da pesquisa realizada e, no último capítulo, são apresentadas as conclusões e recomendações do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1. MÉTODOS GEOESTATÍSTICOS

O estudo e a determinação da dependência espacial ou temporal de variáveis aleatórias regionalizadas podem ser realizados utilizando a Geoestatística. Essa metodologia tem por objetivo, estudar as variáveis que possuem algum grau de dependência espacial ou temporal.

Havendo dependência espacial ou temporal, pode-se estimar valores de uma variável em estudo para os locais não amostrados, sem tendenciosidade e com variância mínima através do método denominado Krigagem (Vieira, 1995).

As raízes da Geoestatística estão na indústria de minérios, na década de 50, quando o engenheiro de minas D. G. Krige e o estatístico H. S. Sichel desenvolveram novos métodos de estimação para reservas minerais espalhadas. Entre 1957 e 1962, o engenheiro francês G. Matheron, baseado nas observações de Krige, desenvolveu a Teoria das Variáveis Regionalizadas, a partir dos fundamentos da Geoestatística. Até 1968, a Geoestatística foi empregada para estimativas de reserva de hidrocarbonetos. Entre 1968 e 1970, foi desenvolvida a Teoria da Krigagem Universal (nome introduzido por Matheron em homenagem a Krige), para aplicação à cartografia submarina com tendência sistemática. Em 1972, Matheron criou a teoria Intrínseca de Ordem K, aplicada à meteorologia. Entre 1972 e 1973 surgiram os princípios da Análise Convexa, visando maximizar as reservas recuperáveis das jazidas subterrâneas, bem como aperfeiçoar os métodos de otimização de "pit". Em 1974 nasceu a teoria das funções de recuperação e, baseada nela, a Geoestatística não linear aplicada na seleção de reservas recuperáveis (Guerra, 1988).

Da década de 50, quando surgiu a Geoestatística na África do Sul, até os anos 80, esta técnica foi aplicada quase que exclusivamente em geologia e mineração. A partir da década de 80, com as facilidades computacionais, esta metodologia passou a ser aplicada em diversas áreas do conhecimento.

A variabilidade espacial de propriedades do solo é, ainda, a grande área de aplicação da Geoestatística. Porém, ela também tem sido aplicada em vários campos do conhecimento como ecologia, climatologia, engenharia, dentre outros.

As vantagens reconhecidas da Geoestatística sobre outras técnicas convencionais de predição são o estudo da variabilidade espacial (a análise de um variograma é a técnica disponível para medir a variabilidade espacial de uma variável regionalizada), a suavização (a estimação geoestatística suaviza ou faz a regressão de valores preditos, baseada na proporção da variabilidade total da amostra levada em conta pelas variações aleatórias; quanto maior a

variabilidade da amostra, menos as observações individuais representam a sua vizinhança imediata e mais elas são suavizadas, com maior incerteza associada), o desagrupamento (ou efeito de anular as concentrações localizadas de observações), a determinação da anisotropia (os comportamentos da variabilidade nas diferentes direções são considerados), a precisão (a krigagem fornece valores precisos sobre as áreas ou pontos a serem avaliados) e a incerteza (estimativas obtidas por meio da krigagem associam a margem de erro que acompanha a estimativa).

O objetivo da Geoestatística é melhorar as predições, através da construção de um modelo mais realista da heterogeneidade de uma variável, usando métodos que não consideram médias e assegurando que a realidade do fenômeno ou propriedade em estudo não seja perdida durante a construção do modelo.

2.1.1. Conceitos Básicos

Entenda-se por Variáveis Regionalizadas as variáveis cujos valores são relacionados de algum modo com a posição espacial onde os mesmos são obtidos, ou seja, é uma função que varia de um lugar para outro no espaço, com certa aparência de continuidade.

A continuidade atribuída às variáveis regionalizadas está relacionada com a variabilidade das propriedades da amostra com respeito à distância e direção, ou seja, com a tendência de tomarem valores mais próximos em dois pontos amostrados, quanto menos afastados geograficamente estejam os referidos pontos.

As variáveis regionalizadas são representadas, na prática, por certa quantidade de dados numéricos brutos disponíveis, a partir dos quais são obtidas informações sobre as características do fenômeno natural em estudo. Tais características são:

Localização: Uma variável regionalizada é numericamente definida por um valor, o qual está associado a uma amostra de tamanho, forma e orientação específicos. Essas características geométricas da amostra são denominadas suporte geométrico. O suporte geométrico não necessariamente compreende volumes, podendo se referir também a áreas e linhas. Vale salientar que somente no espaço geométrico onde a variável é susceptível de tomar valores definidos e no interior do qual sua variação será estudada as variáveis regionalizadas tomam seus valores. Este espaço é denominado de campo geométrico.

Continuidade: Dependendo do fenômeno observado, a variação espacial de uma variável regionalizada pode ser grande ou pequena. A existência de uma continuidade mais, ou menos, estável na variação de uma variável regionalizada pode ser expressa através de uma

flutuação mais, ou menos, importante entre os valores de amostras vizinhas. Tal flutuação reflete o grau de dependência ou independência que existe entre um valor e outro. Quando essa continuidade é pouco definida e não pode ser confirmada, diz-se que há a presença do efeito de pepita. Quando os valores representativos das características do reservatório são totalmente independentes, trata-se de uma variável aleatória, considerada como um caso particular de variável regionalizada.

Anisotropia ou Zonalidade: Fenômeno que indica se os valores da variável regionalizada não apresentam variações significativas ao longo de uma direção privilegiada, apresentando, por variações rápidas ou irregulares em outra(s) direção (ões).

Como exemplos de Variáveis Regionalizadas (VRs), podem-se citar o teor de um elemento químico em uma rocha, a precipitação anual de chuva em uma determinada região, a altura piezométrica de um aquífero, a espessura de uma camada de rochas em certa região e a densidade populacional (demográfica) de um país. Quase todas as variáveis quantitativas com que se trabalha nas ciências da Terra podem ser consideradas VRs (Andriotti, 2003).

2.1.2. Principais Objetivos da Geoestatística

Através das técnicas geoestatísticas são realizados estudos que levam em consideração a localização geográfica e a dependência espacial entre os dados, considerando, assim, as duas características essenciais das variáveis regionalizadas: o aspecto aleatório (já que os valores numéricos observados podem variar consideravelmente de um ponto a outro no espaço) e o aspecto espacial (visto que os valores numéricos observados não são inteiramente independentes), reproduzindo os fenômenos naturais, portanto, com maior fidelidade.

Desta forma, os dois principais objetivos de estudo da Geoestatística são:

a) Tentar extrair, da aparente desordem dos dados disponíveis, uma imagem da variabilidade dos mesmos, e uma medida da correlação existente entre os valores tomados em dois pontos do espaço. Este objetivo pode ser alcançado através do variograma e está presente na análise estrutural.

b) Medir a precisão de toda estimativa ou predição feita através de dados fragmentados, tornando necessária uma teoria de estimativa do fenômeno. Isto é feito através da krigagem (Guerra, 1998).

2.1.3. Elementos Básicos para um Estudo Geoestatístico

2.1.3.1. Extração de Dados

Análises de dados em estatística clássica incluem computação de médias, variâncias e outras medidas descritivas, diagramas de dispersão para o estudo da relação entre duas ou mais variáveis e identificação de subpopulações e pontos de alavanca. Apenas após a reunião e descrição dos dados, as análises podem ser feitas com mais segurança, evitando resultados incoerentes. Outro fator que torna a organização dos dados imprescindível é a susceptibilidade de erros cometidos nos estudos envolvendo grandes volumes de dados e utilização de computadores.

2.1.3.2. Modelagem e Análise da Continuidade Espacial

É necessário entender as escalas e os aspectos direcionais das características físicas das propriedades dos fenômenos naturais em estudo, bem como as características do modelo espacial associado às variáveis frutos de um vasto número de processos bastante complexos. A componente espacial torna estas variáveis complicadas, sendo necessário o reconhecimento das incertezas na identificação da distribuição das mesmas.

O modelo precisa, então, descrever a continuidade, a anisotropia e as propriedades azimutais dos dados. As análises de continuidade espacial quantificam a variabilidade das propriedades da amostra relacionadas com a distância e direção, comparando valores de dados em uma locação com valores do mesmo atributo em outras locações. Tais análises, geralmente envolvem grandes volumes de dados e utilização de computadores, através de *softwares* especiais. Uma medida muito comum de continuidade espacial é o variograma.

Variograma

Sejam X e Y duas variáveis regionalizadas, onde $X = Z(x)$ e $Y = Z(x + h)$, referentes ao mesmo atributo (por exemplo, o teor de um contaminante no solo), medido em duas posições diferentes, conforme ilustra a figura a seguir, onde x denota uma posição em duas dimensões, com componentes $(x_1; y_1)$, e h um vetor distância (módulo e direção) que separa os pontos:

O variograma $2\gamma(h)$, definido como sendo a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados por $d = |h|$, representa o nível de dependência entre as duas variáveis regionalizadas, X e Y .

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] \quad (2.1)$$

Através de uma amostra $Z(x_i)$; $i = 1, 2, \dots, n$, o variograma pode ser estimado por:

$$2\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (2.2)$$

onde:

$2\hat{\gamma}(h)$: variograma estimado;

$N(h)$: número de pares de valores medidos, $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados por uma distância $d = |h|$;

$Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$: valores da i -ésima observação da variável regionalizada, coletados nos pontos x_i e $x_i + h$, $i = 1, 2, \dots, n$, separados por $d = |h|$.

Alguns autores definem variograma considerando o que comumente se refere como semivariograma, termo este advindo da divisão por dois para compatibilização da fórmula.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} 2\gamma(h) \quad (2.3)$$

De (2.2), temos que a função do semivariograma pode ser estimada por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (2.4)$$

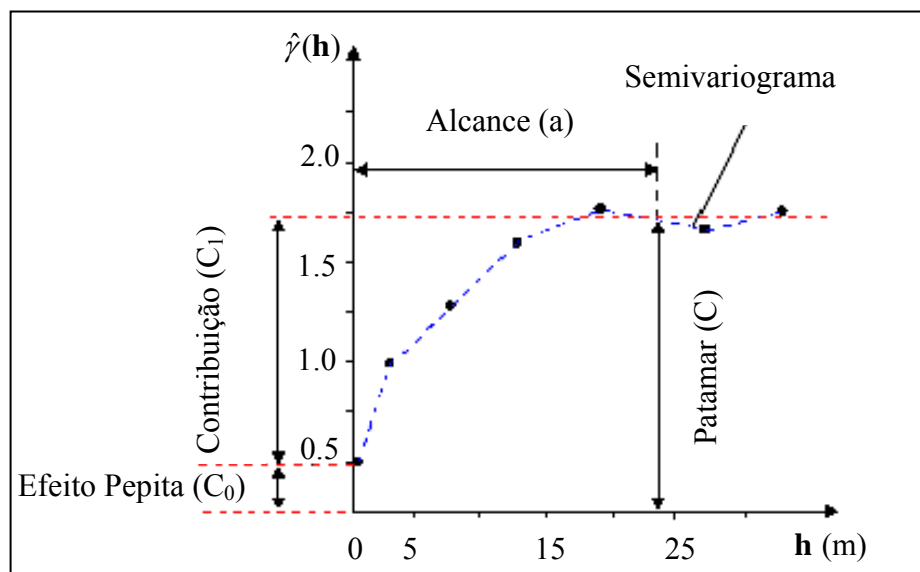
Parâmetros do Semivariograma

Quando os valores de dados em uma localização são comparados com valores do mesmo atributo em outras localizações, espera-se que observações geograficamente mais próximas tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por distâncias maiores. Em outras palavras, espera-se que as diferenças $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]$ sejam

reduzidas, à medida que a distância que os separa, $d = |h|$, decresça, ou seja, que $\gamma(h)$ aumente com a distância $d = |h|$.

A Figura (2.1) a seguir ilustra o exemplo de um semivariograma experimental com características muito próximas do ideal.

Figura 2.1 – Exemplo de Semivariograma.



Fonte: Rocha (2005).

Alcance (a): distância abaixo da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. Na Figura (2.1), o alcance ocorre próximo de 25m.

Patamar (C): é o valor do semivariograma correspondente ao seu alcance (a), ou seja, é o valor constante atingido por $\hat{\gamma}(h)$ quando a distância entre os dados, d , cresce. Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras. Na Figura (2.1), o patamar é aproximadamente 1,75.

Efeito Pepita (C_0): à medida que, $h \rightarrow 0$, $\hat{\gamma}(h)$ se aproxima de um valor positivo denominado Efeito Pepita (C_0). O valor de (C_0) revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (Isaaks & Srivastava, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala, não captada pela amostragem. Na figura 2.1, o efeito pepita é próximo de 0,5.

Contribuição (C_1): é a diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0). Na Figura (2.1), a contribuição é de, aproximadamente, 1,25.

Existem três tipos de semivariograma, a saber:

Semivariograma teórico: é o semivariograma de referência;

Semivariograma experimental: é o semivariograma obtido a partir do conjunto de dados derivados da amostragem realizada;

Semivariograma verdadeiro: é o semivariograma real do atributo.

O principal objetivo de um estudo estrutural consiste em verificar qual é o semivariograma teórico que melhor se ajusta ao semivariograma experimental, de tal forma que o semivariograma verdadeiro possa ser inferido a partir do modelo teórico citado. Após a identificação do semivariograma teórico adequado, suas propriedades são tomadas como base para a análise semivariográfica e para a avaliação do fenômeno natural em estudo.

Principais modelos de Semivariograma

O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é um dos aspectos mais importantes das aplicações da Teoria das Variáveis Regionalizadas e pode ser uma das maiores fontes de ambiguidade e polêmica nestas aplicações. Todos os cálculos de Geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância especificada. Por isto, se o modelo ajustado estiver errado, todos os cálculos seguintes também o estarão (Vieira, 1997).

Dependendo do comportamento de $\hat{\gamma}(h)$ para altos valores de h , os modelos podem ser classificados em: modelos com patamar e modelos sem patamar.

Modelos com patamar

1) Modelo Linear

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + \frac{C_1}{a} h \quad 0 < h < a$$

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \quad h > a \quad (2.5)$$

onde, $\frac{C_1}{a}$ é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Nesse modelo, o patamar é determinado por inspeção; o coeficiente angular, $\frac{C_1}{a}$, é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de $\hat{\gamma}(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem ao maior número

de pares; o efeito pepita, C_0 é determinado pela interseção da reta no eixo $\hat{\gamma}(h)$; o alcance, a , é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; e $C_1 = \text{Patamar} - C_0$.

2) Modelo Esférico

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad 0 < h < a$$

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \quad h > a \quad (2.6)$$

O modelo esférico é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita, C_0 , e do patamar, $C_0 + C_1$, depois se passando uma reta que intercepte o eixo-y em C_0 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h = 0$. Essa reta cruzará o patamar à distância, $a' = \frac{2}{3}a$.

Assim, o alcance, será $a = \frac{3}{2}a'$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $\frac{1}{3}a$.

3) Modelo Exponencial

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3\frac{h}{a}\right) \right] \quad 0 < h < d \quad (2.7)$$

onde d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance. O alcance (a) é determinado visualmente como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza. Os parâmetros C_0 e C_1 para os modelos exponencial e gaussiano são determinados da mesma maneira que para o esférico.

4) Modelo Gaussiano

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \exp\left[-3\left(\frac{h}{a}\right)^2\right] \right\} \quad 0 < h < d \quad (2.8)$$

Modelos sem patamar

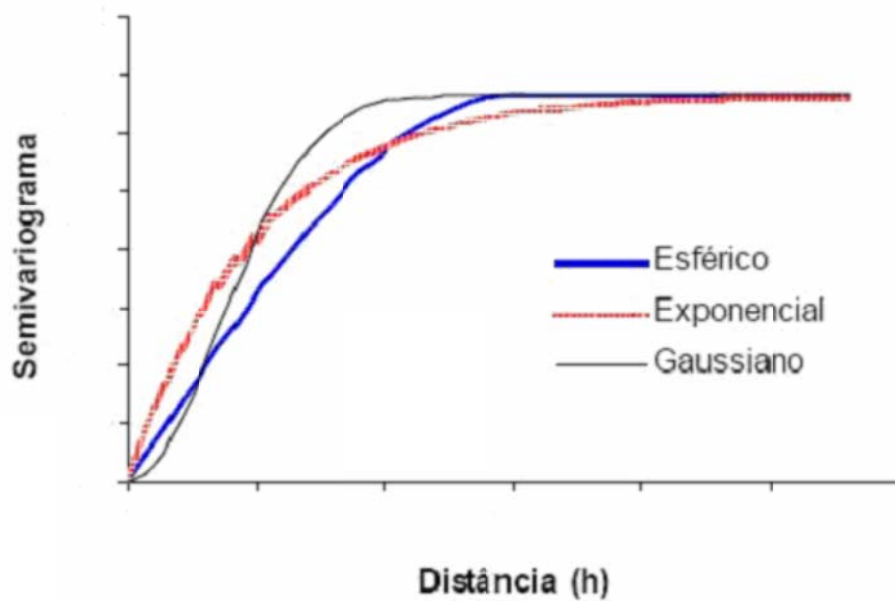
Esses modelos correspondem a fenômenos que tem uma capacidade infinita de dispersão, e por isto, não tem variância finita e a covariância não pode ser definida. Eles podem ser escritos da seguinte maneira:

$$\hat{\gamma}(h) = C + Ah^B \quad 0 < B < 2 \quad (2.9)$$

O parâmetro B tem que ser estritamente maior que zero e menor que 2, a fim de garantir que o semivariograma satisfaça a condição $\hat{\gamma}(h) > 0$ e $\hat{\gamma}(-h) = \hat{\gamma}(h)$.

A Figura 2.2 mostra os aspectos gerais de alguns dos modelos de semivariogramas discutidos anteriormente.

Figura 2.2 – Modelos de Semivariograma.



Fonte: Montenegro (2006).

2.1.3.3. Validação do Modelo

Com o objetivo de testar a eficiência do modelo encontrado, os valores estimados são comparados com os valores observados, através, por exemplo, do histograma dos erros de estimação padronizados, o qual corresponde aos valores estimados menos os valores observados, divididos pela variância da krigagem. Se o histograma for simétrico em torno da média 0 (zero), as estimativas são não tendenciosas.

Krigagem

A krigagem é um processo de estimação de valores de variáveis regionalizadas, a partir de valores adjacentes enquanto considerados independentes na análise semivariográfica (Landim, 1998). Através dela, pode-se obter:

- a) A previsão do valor pontual de uma variável regionalizada em um local específico dentro do espaço geométrico (trata-se de um procedimento exato de interpolação que leva em consideração todos os valores observados);
- b) O cálculo médio de uma variável regionalizada para um volume maior do que o suporte geométrico;
- c) A estimação da tendência principal (*drift*), de modo similar à superfície de tendência.

A diferença entre a krigagem e outros algoritmos à disposição é que ela fornece, além dos valores estimados, o erro associado a tal estimação. Além disso, a maneira como os pesos são atribuídos às distintas amostras também são diferentes. No caso de interpolação linear simples, por exemplo, os pesos são todos iguais a $1/N$, onde N = número de amostras. Na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados. Na krigagem, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos ótimos a serem associados às amostras que irão fornecer estimativas em um ponto, uma área ou um volume são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental. Como o semivariograma é uma função da distância entre locais de amostragens, mesmo mantendo-se o mesmo número de amostras, os pesos serão diferentes, de acordo com seu arranjo geográfico. Além disso, a krigagem fornece em geral, estimativas não tendenciosas e com variância mínima.

1) Krigagem Simples

Seja Z uma propriedade do solo, observada em n pontos distintos, com coordenadas representadas pelo vetor $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, onde x_i identifica uma posição em duas dimensões, representada pelos pares de coordenadas $(x_{i1}; x_{i2})$, para $i = 1, 2, \dots, n$. Assim, tem-se um conjunto de valores $Z(x_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$. Suponha que o objetivo seja estimar o valor desconhecido de Z no ponto x_0 , $Z(x_0)$. Este pode ser estimado a partir de uma combinação linear dos valores observados, adicionado a um parâmetro λ_0 (Journel, 1988).

$$Z^*_{x_0} = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (2.10)$$

$$E[Z^*_{x_0}] = E\left[\lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)\right] = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(x_i)] \quad (2.11)$$

Deseja-se um estimador não tendencioso, isto é,

$$E[Z_{x_0} - Z^*_{x_0}] = 0 \quad (2.12)$$

ou seja,

$$E[Z_{x_0}] = E[Z^*_{x_0}] \quad (2.13)$$

Substituindo a equação (2.11) em (2.13), obtemos o parâmetro λ_0

$$\lambda_0 = E[Z_{x_0}] - \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(x_i)] \quad (2.14)$$

Substituindo o valor de λ_0 na equação (2.10), obtém-se o estimador

$$Z^*_{x_0} = E[Z_{x_0}] - \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(x_i)] + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (2.15)$$

O método da krigagem simples supõe que a média (m) é conhecida e constante a priori, então

$$E[Z_{x_0}] = E[Z(x_i)] = m \quad (2.16)$$

Substituindo a equação (2.16) em (2.15), o estimador de krigagem simples fica

$$Z^*_{x_0} = m - \sum_{i=1}^n \lambda_i m + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) = m + \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(x_i) - m] \quad (2.17)$$

Minimizando a variância do erro $\text{Var}[Z_{x_0} - Z^*_{x_0}]$, os pesos λ_i são obtidos a partir do seguinte sistema de equações, denominado sistema de krigagem simples (Journel, 1988):

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j C(x_i, x_j) = C(x_i, x_0), \text{ para } i = 1, 2, \dots, n, \quad (2.18)$$

onde:

$C(x_i, x_j)$ refere-se à função de covariância correspondente a um vetor h , com origem em x_i e extremidade em x_j .

$C(x_i, x_0)$ refere-se à função de covariância correspondente a um vetor h , com origem em x_i e extremidade no ponto x_0 a ser estimado.

Por exemplo, para $n = 2$, o sistema de krigagem simples constitui-se de duas equações a duas incógnitas (λ_1, λ_2) , a saber:

$$\begin{cases} \lambda_1 C_{11} + \lambda_2 C_{12} = C_{10} \\ \lambda_1 C_{12} + \lambda_2 C_{22} = C_{20} \end{cases} \quad (2.19)$$

A correspondente variância mínima do erro, denominada variância de krigagem simples (σ_{KS}^2) , é dada por (Journel, 1988):

$$\sigma_{KS}^2 = \text{Var}[Z_{x_0} - Z_{x_0}^*] = C(0) - \sum_{i=1}^n \lambda_i C(x_i, x_0) \quad (2.20)$$

Em notação matricial, o sistema de krigagem simples é escrito como:

$$K\lambda = k \Rightarrow \lambda = K^{-1}k \quad (2.21)$$

onde K e k são as matrizes das covariâncias e λ o vetor dos pesos, com

$$K = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \dots & C_{1n} \\ C_{12} & C_{22} & \dots & C_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{n1} & C_{n2} & \dots & C_{nn} \end{bmatrix}, \quad \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \end{bmatrix} \text{ e } k = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ \vdots \\ C_{n0} \end{bmatrix} \quad (2.22)$$

A variância de krigagem simples é dada por (Journel, 1988):

$$\sigma_{KS}^2 = C(0) - \lambda^T k \quad (2.23)$$

2) Krigagem Ordinária

Analogamente à krigagem simples, o valor desconhecido de $Z(x_0)$ pode ser estimado por uma combinação linear dos n valores observados adicionado a um parâmetro, λ_0 (Journel, 1988):

$$Z^*_{x_0} = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (2.24)$$

Deseja-se um estimador não tendencioso, isto é,

$$E[Z_{x_0} - Z^*_{x_0}] = 0 \quad (2.25)$$

A relação acima impõe que as duas médias sejam iguais; assim aplicando-se a equação 2.24 em 2.25, obtém-se:

$$E[Z_{x_0}] = E[\lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)] \Rightarrow m = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i m \quad (2.26)$$

Diferente da krigagem simples, a krigagem ordinária não requer o prévio conhecimento da média (m). Neste caso, para que a igualdade da equação 2.26 seja satisfeita é necessário que:

$$\lambda_0 = 0 \quad \text{e} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

Portanto, o estimador de krigagem ordinária é:

$$Z^*_{x_0} = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad \text{com} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (2.27)$$

Journal (1988) mostra que, minimizando a variância do erro $Var[Z_{x_0} - Z^*_{x_0}]$ sob a condição de que $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$, os pesos λ_i são obtidos a partir do seguinte sistema de equações, denominado sistema de krigagem ordinária:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j C(x_i, x_j) - \alpha = C(x_i, x_0) \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{cases} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, n \quad (2.28)$$

onde,

$C(x_i, x_j)$ e $C(x_i, x_0)$ são definidos como anteriormente e

α é o multiplicador de Lagrange necessário para a minimização da variância do erro.

A correspondente variância minimizada do erro, denominada variância de krigagem ordinária (σ_{KO}^2), é dada pela seguinte expressão (Journel, 1988):

$$\sigma_{KO}^2 = Var[Z_{x_0} - Z^*_{x_0}] = C(0) - \sum_{i=1}^n \lambda_i C(x_i, x_0) - \alpha \quad (2.29)$$

O sistema de krigagem ordinária (2.28) pode ser escrito em notação matricial como:

$$K\lambda = k \Rightarrow \lambda = K^{-1}k \quad (2.30)$$

onde K e k são as matrizes das covariâncias e λ o vetor dos pesos.

$$K = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \dots & C_{1n} & 1 \\ C_{12} & C_{22} & \dots & C_{2n} & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ C_{n1} & C_{n2} & \dots & C_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \alpha \end{bmatrix} \text{ e } k = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ \vdots \\ C_{n0} \\ 1 \end{bmatrix} \quad (2.31)$$

A variância de krigagem ordinária é dada por (Journel, 1988):

$$\sigma_{KO}^2 = C(0) - \lambda^T k \quad (2.32)$$

A krigagem é um método determinístico que tem solução única, oferecendo a melhor estimativa, no sentido de levar em consideração a localização espacial dos pontos (Rocha, 2005).

2.2. VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO

A necessidade de melhor gerenciar os recursos hídricos decorre da preocupação que atualmente assola a humanidade quanto aos seus limites de aproveitamento. O conhecimento da precipitação durante o ano é o fator determinante para estimar, entre outros, a necessidade de irrigação de culturas e o abastecimento de água doméstico e industrial (Bertoni & Tucci, 1993). Sendo assim, o conhecimento das precipitações, indiscutivelmente, assume um requisito fundamental ao desenvolvimento socioeconômico de uma região ou uma bacia hidrográfica. A estimativa dos seus valores mais prováveis, a identificação das áreas de ocorrências e a regularidade com que as mesmas se distribuem, constitui informações imprescindíveis ao planejamento hídrico.

De acordo com Salgueiro (2005), a necessidade de melhoramento da eficiência das redes pluviométricas vem crescendo, impondo-lhes uma condição cada vez mais importante na geração de dados pluviométricos, de boa qualidade e quantidade adequada às análises diversas. O estudo detalhado da variabilidade temporal e espacial das precipitações passa a ser o segmento que pode conduzir à configuração ótima das redes pluviométricas.

Para Medeiros et al. (2007), a análise do comportamento espaço-temporal da precipitação é fundamental na modelagem do processo chuva-vazão, uma vez que o escoamento superficial e sua distribuição na bacia hidrográfica é o resultado das características da chuva.

Os conceitos da Estatística Clássica sempre se mantiveram presentes no estudo da distribuição espacial. Entretanto, Vieira (2000) afirmou que a sua supremacia foi questionada na África do Sul pelo engenheiro Krige (1951), dando origem ao “Método geoestatístico de krigagem”, através das experiências voltadas, desta vez, para concentração de minérios, as quais identificaram as dependências entre as coleções de dados espacializados. Afirmou ainda que Matheron (1963), baseado nos trabalhos deste engenheiro, desenvolveu na França a “Teoria das variáveis regionalizadas”, a qual viria consolidar a Geoestatística como uma ciência, sendo Delhomme (1978) o pioneiro na aplicação em Hidrologia.

É preciso conscientizar-se que os métodos e critérios tradicionais, apesar do reconhecimento às grandes contribuições científicas que continuam conduzindo às pesquisas, devem moderadamente ser complementados ou substituídos por ferramentas de maiores acurácias, como a Krigagem ou outros métodos geoestatísticos, a fim de que os resultados dos estudos da variabilidade espacial sejam mais eficazes, mesmo admitindo a insuficiência de informações hidrológicas adequadamente disponíveis (Salgueiro, 2005).

Há vários trabalhos na literatura que utilizam a metodologia geoestatística como ferramenta de avaliação da variabilidade espacial da precipitação. Bastin et al. (1984) apresentaram uma proposta de estimativa da precipitação média utilizando a Krigagem como ferramenta de estimativa, assim como demonstraram como este método pode ser utilizado para a otimização de redes pluviométricas em uma bacia hidrográfica.

Bacchi & Kottegoda (1994) identificaram e calibraram a correlação espacial dos padrões de chuva no norte da Itália (Lombardia). Usaram o coeficiente de correlação para relacionar as estações pluviométricas e geraram gráficos da correlação versus distância (correlograma) para analisar o comportamento das correlações com a distância. Para aprofundarem as análises em relação à dependência espacial das estações utilizaram a

geoestatística. Chegaram à conclusão de que as correlações e a dependência espacial diminuía à medida que as distâncias entre as estações aumentavam.

Pardo-Igúzquiza (1998) apresentou uma metodologia para a seleção ótima do número e localização das estações pluviométricas para a estimativa de precipitação média espacial, através do uso do método de Geoestatística associado à técnica de Krigagem.

Holawe & Dutter (1999) utilizaram a geoestatística no estudo de séries de precipitação na Áustria, no tempo e espaço. Observaram que a chuva tem uma forte relação com a topografia.

Goovaerts (2000) utilizou a geoestatística multivariada para incorporar a elevação na predição espacial da chuva de Portugal utilizando dados de 36 estações climáticas. Seus resultados confirmaram a necessidade de se utilizar ferramentas que avaliem essa dependência espacial em contraponto a utilização do método de Thiessen.

Silva et al. (2003) avaliaram a variabilidade espacial e temporal das precipitações mensais e anuais da estação climatológica de Uberaba (Minas Gerais) utilizando a geoestatística. Usaram a série de precipitação mensal e anual dessa estação no período de 1914 a 2000. Concluíram que as estimativas de precipitação pluviométrica, tanto mensal quanto anual, podem ser feitas considerando independência entre épocas de coleta de dados.

Lou (2004) avaliou a distribuição espaço-temporal da chuva através da geoestatística. Os dados de chuva foram obtidos pelos postos pluviométricos localizados na Bacia do Alto-Tietê e pelas estimativas feitas pelo radar meteorológico de São Paulo. Os resultados dessa análise estrutural mostraram a presença de correlação espacial dos dados.

Trarbach (2004) aplicou o método Geoestatístico para avaliar a influência da configuração de rede pluviométrica na precisão da estimativa de precipitações médias totais anuais e sazonais (período seco e chuvoso) na bacia do rio São Mateus/ES. Segundo a mesma os resultados das análises demonstraram que o número e a distribuição de estações em uma rede pluviométrica podem ser estabelecidos segundo a precisão desejada, auxiliando a tomada de decisões para o adequado dimensionamento de redes pluviométricas.

Salgueiro (2005) avaliou a rede pluviométrica e a variabilidade espacial da precipitação na bacia do rio Ipojuca em Pernambuco. Na análise utilizou-se a geoestatística como também métodos determinísticos usualmente empregados na determinação das densidades, números de pluviômetros, interpolação de variáveis e estimativas da precipitação anual média. Para ele, dentre os métodos utilizados, os geoestatísticos mostraram-se mais adequados, embora não houvesse vantagem na utilização da co-krigagem na área em estudo, quando comparado com a krigagem ordinária.

Buytaert et al. (2006) estudaram a variabilidade espacial e temporal da chuva em áreas de montanhas, tendo como estudo de caso os Andes Equatorianos. Foram utilizadas 14 estações de chuva para a caracterização espacial e temporal. Para a análise temporal construíram histogramas, função de autocorrelação e o correlograma. Na análise espacial utilizaram dois métodos de interpolação polígonos de Thiessen e Krigagem. Observaram que a Krigagem oferece melhores estimativas.

Fontes et al. (2007) apresentaram três metodologias (a estatística clássica, a geoestatística e a matriz de correlação de Pearson), numa tentativa de determinar a dependência espacial da precipitação na bacia do rio Jacuípe no estado da Bahia. Utilizaram séries temporais de precipitação mensal de 46 estações pluviométricas no período de 1965 a 1990. Os resultados confirmam a alta complexidade da região, não sendo possível, a partir da estatística clássica e da geoestatística a identificação de padrões de dependência espacial que possibilitem uma caracterização da área estudada.

2.3. VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO

A descrição ou predição dos processos da dinâmica da água no solo em condições de campo (em processos de irrigação, drenagem, conservação de água, recarga e contaminação do lençol freático, infiltração e escoamento superficial) necessita do conhecimento das características hidrodinâmicas do solo, ou seja: i) da relação entre o potencial matricial (h) e a umidade volumétrica do solo $\theta(h)$, conhecida como curva característica da umidade do solo ou curva de retenção da água no solo, e ii) da relação entre a condutividade hidráulica e a umidade volumétrica $K(\theta)$, conhecida como curva de condutividade hidráulica (Hillel, 1998).

Normalmente, para se fazer inferências sobre o valor verdadeiro de uma propriedade do solo no campo, é necessário coletar um grande número de informações. No caso da caracterização hidrodinâmica dos solos isto implica em ensaios de campo e de laboratório bastante dispendiosos que oneram e demandam um longo tempo de execução dos experimentos. O custo efetivo dessas determinações levou alguns pesquisadores a utilizarem métodos indiretos que se baseiam em dados do solo prontamente disponíveis, usuais e de baixo custo, tais como, a textura, a massa específica dos solos, a porosidade, o teor de matéria orgânica e outros (Wagner et al., 2001; Minasny et al., 1999; Minasny & McBratney, 2002). Essas relações são comumente chamadas de funções de pedotransferência - FPT (*pedotransfer functions*). Entretanto, o desempenho dessas funções depende essencialmente de fatores, como a analogia entre a região de aplicação e a região da base de dados na qual foram geradas

as FPT, do clima, da geologia e das técnicas de medidas empregadas (Wagner et al., 2001; Wösten et al., 2001).

O termo função de pedotransferência foi introduzido por Bouma (1989) para padronizar outros termos anteriormente utilizados com a mesma finalidade (McBratney et al., 2002). Funções de pedotransferência – FPT podem ser definidas como funções utilizadas para fazer estimativas de propriedades dos solos a partir de outras propriedades medidas rotineiramente com maior facilidade e baixo custo (McBratney et al., 2002). Essas funções são equações de regressão, geralmente obtidas a partir de uma extensa base de dados, entre os parâmetros hidráulicos e selecionadas propriedades físicas do solo, tais como porosidade, conteúdo de areia, silte e argila. Montenegro & Montenegro (1997) testaram algumas FPT em uma área irrigada no agreste do Estado de Pernambuco visando à aplicação das estimativas em modelagem estocástica do transporte e acumulação de sais na zona não saturada. Wagner et al. (2001) apresentaram um extenso inventário das FPT mais utilizadas para o cálculo dos parâmetros das funções de Brooks & Corey (1964) e de Van Genuchten (1980). Especificamente, em solo brasileiro, Berg et al. (1997), Tomasella & Hodnett (1998) e Tomasella et al. (2000) desenvolveram funções de pedotransferência para as curvas de retenção de água do solo, utilizando as equações de Brooks & Corey (1964) ou van Genuchten (1980). Moreira et al. (2004) estimaram as propriedades hidráulicas do solo com FPT para solos no estado do Rio Grande do Norte no Nordeste do Brasil.

Apesar de destacar que as FPT estão se tornando uma metodologia comum para a estimativa de propriedades hidráulicas dos solos, Schaap & Leij (1998) ressaltaram que não há, a priori, nenhuma FPT que possa ser aplicada de forma genérica.

O método “Beerkan” (Haverkamp et al., 1994; Braud et al., 2005; Lassabatère et al., 2006) é uma alternativa, para caracterização hidrodinâmica de solos, que propõe a estimativa dos parâmetros das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$ considerando a textura e a estrutura do solo; neste método, $\theta(h)$ e $K(\theta)$ podem ser descritas, analiticamente, por cinco parâmetros: dois de forma, m ou n e η , relacionado principalmente com a textura, e três de normalização θ_s , K_s e h_g , dependentes da estrutura do solo. Os parâmetros de forma são obtidos a partir da curva de distribuição dos tamanhos das partículas $F(D)$ e da porosidade, enquanto os parâmetros de normalização são determinados a partir de experimentos de infiltração. Os parâmetros de normalização apresentam importantes variações espaço-temporal ligados à estrutura do solo (Haverkamp et al., 1998); desta forma, eles não devem ser calculados a partir de simples caracterizações texturais, como ocorre na maioria das funções de pedotransferência. Uma alternativa para analisar as variações estruturais é através de medidas do fluxo de infiltração.

O método Beerkan propõe a obtenção da curva de infiltração acumulada em função do tempo, com um infiltrômetro a disco ou com um infiltrômetro de anel simples. A referida metodologia permite determinar esses parâmetros hidrodinâmicos do solo, independentemente da escala de estudo (De Condappa et al., 2002; Braud et al., 2005; Lassabatère et al., 2006).

Em comparação com outros métodos experimentais, o método Beerkan é eficiente, de baixo custo, e apresenta uma grande vantagem, pois sua aplicação é bem mais simples e rápida. Tanto as FPT como o método Beerkan surgiram com a proposta de melhorar as perspectivas nas análises de variabilidade espacial das propriedades hidráulicas dos solos, a partir das quantidades e qualidades nas estimativas dessas propriedades (Souza et al., 2008).

Muitos estudos foram realizados no que concerne à variação temporal ou apenas à variabilidade espacial da condutividade hidráulica saturada (por exemplo, Sobieraj et al., 2004) ou da taxa de infiltração (Vieira et al., 1981; Haws et al., 2004). Poucos estudaram a variabilidade espacial dos parâmetros, seja de $\theta(h)$ e, ou, de $K(\theta)$, ou de ambas as curvas, e raros são os que estudaram a variabilidade espacial e temporal dos parâmetros de $\theta(h)$ e $K(\theta)$. Com tal abordagem, destaca-se o trabalho de Souza (2005).

Apesar do avanço nas pesquisas, as determinações das propriedades hidráulicas do solo diretamente no campo continuam complexas (Mualem, 1986; Bouma, 1989). Uma das limitações das medidas diretas é devido à significativa variabilidade espaço-temporal, que requer um grande número de medidas e, conseqüentemente, tempo e dinheiro para a sua execução (Van Genuchten et al., 1999b).

Os estudos iniciais de variabilidade espacial das propriedades físicas do solo frequentemente só levavam em consideração o coeficiente de variação (Babalola, 1977; Warrick & Nielsen, 1980). No entanto, muitas das propriedades físicas do solo que são variáveis no espaço não são distribuídas aleatoriamente, mas são variáveis regionalizadas (Gajem et al., 1981; Vieira et al., 1983). Visto que seus termos de erro estão correlacionados, tais variáveis violam as hipóteses da ANOVA e das técnicas de regressão clássicas. Desse modo, a geoestatística e a análise de séries espaço-temporais têm sido desenvolvidas para tratar as variáveis regionalizadas (Shumway, 1988; Burrough, 1993; Goovaerts, 1999).

Até o final dos anos 80, a geoestatística foi essencialmente vista como um meio de descrever os padrões espaciais por semivariogramas e para prever os valores de atributos do solo em locais não amostrados por meio da krigagem, como exemplo pode-se citar os trabalhos de Vieira et al. (1983), Trangmar et al. (1985) e Warrick et al. (1986). Novas ferramentas foram recentemente desenvolvidas para tentar resolver problemas avançados, tais como, a avaliação da incerteza sobre a qualidade do solo ou sobre as concentrações de

poluentes, a simulação estocástica da distribuição espacial das características do solo e a modelagem dos processos espaço-temporal (Goovaerts, 1999). A geoestatística pode caracterizar e quantificar a variabilidade espacial, desenvolver uma interpolação racional, bem como estimar a variância dos valores interpolados (Feng et al., 2004).

Vieira et al. (1981) caracterizaram a variabilidade espacial de 1280 medições de campo da taxa de infiltração, aplicando técnicas de geoestatística e encontraram que as observações separadas de 50 m ou menos foram dependentes de cada outra, o que foi indicado pelo intervalo dos semivariogramas, e concluíram que 128 valores eram suficientes para se obter essencialmente às mesmas informações que os 1280 valores.

Tsegaye & Hill (1998) empregaram métodos geoestatísticos para avaliar os efeitos do cultivo na variabilidade espacial da textura, da densidade, da curva de retenção, da condutividade hidráulica saturada e da resistência à penetração do solo. Eles encontraram que a dependência de escala aumentou com o aumento da profundidade do solo e decresceu com o aumento da intensidade de preparo do solo.

Queiroz et al. (1999) com o objetivo de estudar a variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea (Gleissolo Eutrófico, textura argilosa), empregaram técnicas estatísticas descritivas e geoestatísticas na análise dos dados. As análises estatísticas mostraram que os dados se ajustaram a uma distribuição normal e apresentaram média variabilidade ($CV = 43,8\%$) além de uma fraca dependência espacial entre as observações (efeito pepita $> 75\%$) com alcance médio de 23 m.

Para identificar a variabilidade espacial da textura e da massa específica das partículas em um solo hidromórfico, Eguchi et al. (2002) realizaram uma amostragem sistemática ao longo de um transecto de 100 m de comprimento, paralela a um curso d'água. Eles utilizaram os métodos da estatística clássica e da geoestatística na identificação do tamanho e da estrutura da variabilidade e encontraram, de modo geral, que em solo aluvial os atributos texturais são espacialmente dependentes, mesmo, em transecção paralela ao curso d'água, considerada sujeita a condições semelhantes de sedimentação de partículas.

Triantafilis et al. (2003) utilizaram métodos geoestatísticos, a técnica da krigagem indicativa, para identificar áreas de risco de salinização do lençol freático de perímetros irrigados e, baseados nesses mapas, sugeriram melhorias na eficiência da irrigação. Montenegro & Montenegro (2006) fizeram uso desta técnica no mapeamento das classes de solo predominantes em uma planície aluvial adotando, como indicador a ausência/presença de uma classe textural e concluíram que os solos dominantes na bacia aluvial tiveram influência na distribuição espacial da condutividade hidráulica e da salinidade.

Feng et al. (2004) utilizaram a geoestatística para identificar padrões de variabilidade espacial no conteúdo volumétrico de água do solo (θ) numa área de 100 ha sob pastagem no Japão, e encontraram que os valores de θ tenderam a ser dependentes para as distâncias de ponto inter-amostragem menores do que 750 m, mas independentes para distâncias além de 800 m.

Souza et al. (2007) estudando a variabilidade espacial das propriedades hidrodinâmicas, obtidas com o método Beerkan, em uma bacia experimental do Semiárido paraibano verificaram que, de acordo com a análise geoestatística, não foi possível determinar estruturas espaciais das variáveis estudadas. Para eles, o comportamento puramente aleatório das variáveis está relacionado às diferentes superfícies de solo na bacia.

Souza et al. (2008) utilizaram métodos geoestatísticos, a técnica da krigagem indicativa, para mapear classes de probabilidade das propriedades hidráulicas, a sorvidade e a condutividade hidráulica saturada de um Neossolo Flúvico, localizado no Semiárido paraibano. Eles verificaram que, com 80% de nível de confiança, para a sorvidade, 38,8% da área apresentaram valores maiores que $0,69 \text{ mm.s}^{-1/2}$ e, para a condutividade hidráulica, 33,1% da área indicaram valores maiores que $0,015 \text{ mm.s}^{-1}$.

As propriedades hidráulicas do solo são afetadas por diversos fatores (ausência ou presença das plantas, diversidade da fauna microbiológica, preparo do solo, exposição do solo à ação direta das chuvas, etc.), principalmente associados a aspectos espacial e temporal relacionados ao manejo agrícola. A importância desses fatores pode ser considerada sob duas diferentes perspectivas: (a) o efeito da magnitude dessas fontes de variabilidade sobre as propriedades hidráulicas do solo, e (b) o impacto da variação nas propriedades hidráulicas do solo sobre os processos simulados, os quais são altamente não lineares (van Es et al., 1999).

O conhecimento das características hidráulicas dos solos, curva de retenção $h(\theta)$ e de condutividade hidráulica $K(\theta)$, é indispensável para a descrição e a modelagem do transporte de água e de poluentes em sistemas agrícolas. O estudo da dinâmica e dos mecanismos de escoamento de água em solos não saturados é de fundamental importância para a agricultura no Nordeste do Brasil, seja ela de sequeiro ou irrigada. Poucos são os estudos, nesta região, que dizem respeito à caracterização dos principais parâmetros hídricos ou ao desenvolvimento de modelos apropriados às condições locais. (Souza, 2005).

Porém, para a implementação de técnicas agrícolas favoráveis, além de se levar em conta o que a planta precisa para produzir, deve-se também considerar o que os solos precisam para manter a sua capacidade produtiva. Por essa razão, a caracterização

hidrodinâmica dos solos não saturados no Nordeste do Brasil é essencial para avaliar as condições naturais e antrópicas às quais estes solos estão submetidos (Souza et al., 2006).

2.4. SIMULAÇÃO HIDROLÓGICA DISTRIBUÍDA

O adequado planejamento e gerenciamento dos sistemas hídricos se tornaram extremamente importantes para a sociedade atual. Nos últimos 30 anos os hidrólogos têm procurado desenvolver ferramentas (e.g. equações, modelos matemáticos e códigos computacionais) mais realistas e confiáveis na representação dos processos hidrológicos, que permitam a tomada de decisão em relação aos sistemas hídricos (Lima et al., 2007).

Os órgãos públicos e entidades privadas, entre outras organizações, vêm perseverando ao longo do tempo, em estudos cada vez mais aprofundados na questão de melhor aproveitar os recursos hídricos. Na maioria das vezes, esses estudos utilizam como ferramenta modelos hidrológicos. Os modelos são calibrados para as condições atuais do meio ambiente e, em seguida, são realizadas simulações que visam dar uma resposta do comportamento hidrológico da bacia após as mudanças ambientais.

A pouca quantidade de dados hidrológicos nas bacias hidrográficas no Nordeste do Brasil constituem um grave problema na realização de estudos sobre os recursos hídricos e naturais nessa região. A complexidade do meio natural, por um lado, se reflete na variabilidade espacial do solo e da vegetação. Por outro lado, a variabilidade espacial e temporal na distribuição da precipitação, aliada aos fatores geomorfológicos da bacia, influenciam os processos de transferência de água numa relação não linear entre os diversos fatores que se influenciam mutuamente. Nos últimos anos, num esforço que parte do reconhecimento da necessidade de avanço no nível de conhecimento dos processos hídricos numa região que apresenta sérias limitações na disponibilidade da água, os processos hidrológicos na região Semiárida nordestina têm sido objeto de investigação (Medeiros et al., 2007).

Para contornar as dificuldades encontradas na obtenção de dados e a fim de incrementar o conhecimento dos processos hidrológicos em bacias do Nordeste, em maio de 2001, foi criada a Rede de Hidrologia do Semiárido (REHISA) integrando pesquisadores de diversas instituições do Nordeste. A REHISA executou, entre 2002 e 2005, o projeto intitulado “Implantação de bacias experimentais no Semiárido” (IBESA). No projeto foram implantadas 7 bacias experimentais inseridas em bacias nomeadas representativas. As bacias implantadas pelo IBESA estão inseridas em bacias representativas localizadas no Semiárido

ou de zona litorânea adjacente ao Semiárido, de modo a possibilitar estudos de regionalização de variáveis hidrológicas. Atualmente, a REHISA executa o projeto BEER (Bacias Experimental e Representativas da Rede de Hidrologia do Semiárido), o qual, de forma integrada, vem desenvolvendo atividades de pesquisas comuns, caracterizando as ações de grupos de pesquisadores através do engajamento com os propósitos da rede (Oliveira et al., 2007).

Com o objetivo de melhor entender como os processos do ciclo hidrológico (e.g. infiltração e escoamento) ocorrem e quais as modificações geradas por esses processos no meio ambiente, duas alternativas tem sido bastante utilizadas: a) a análise das respostas hidrológicas em bacias representativas e experimentais; b) o uso de modelos que representem os processos físicos com base em dados observados, para simular as consequências devido às mudanças no clima e no uso do solo (Aragão, 2000).

O modelo hidrológico é uma das ferramentas que a ciência desenvolveu, para melhor entender e representar o comportamento da bacia hidrográfica e prever condições diferentes das observadas (Tucci, 1998). Através de um modelo pode-se simular e avaliar as mudanças do comportamento da bacia hidrográfica frente às modificações no meio ambiente. Comumente, os modelos são classificados de acordo com o tipo de variáveis utilizadas na modelagem (estocásticos ou determinísticos), com o tipo de relações entre essas variáveis (empíricos ou conceituais), com a forma de representação dos dados (discretos ou contínuos), com a existência ou não de relações espaciais (concentrados ou distribuídos), ou com a existência de dependência temporal (estatísticos ou dinâmicos).

Diferentemente dos modelos empíricos, os modelos conceituais utilizam equações baseadas em conceitos ligados aos processos hidrológicos, as quais podem conter parâmetros que precisam, em geral, calibração. Já os modelos de base física usam leis físicas e apresentam parâmetros que representam propriedades físicas da bacia (e.g. profundidade, porosidade, declividade, potencial mátrico dos solos, etc) e de processos (e.g. condutividade hidráulica do solo e capacidade de infiltração, associados aos processos de infiltração e escoamento, etc). Segundo Refsgaard et al. (1992) os parâmetros de modelos de base física podem ser estimados ou medidos.

Ao longo do tempo, os modelos hidrológicos têm evoluído no sentido de melhor representar os processos hidrológicos – modelagem distribuída, base física e uso de grande número de informações. O desenvolvimento de modelos hidrológicos distribuídos tem conduzido a significativas melhorias nas simulações hidrológicas, uma vez que a análise pode ser realizada do ponto de vista espacial. Apesar dessa evolução, ainda se verificam limitações

no uso dessa ferramenta, principalmente, no que diz respeito às incertezas envolvidas e às questões de escala do problema.

A partir do surgimento dos computadores e o desenvolvimento de máquinas cada vez mais velozes, foram desenvolvidos inúmeros modelos matemáticos de simulação. Atualmente, existem centenas de modelos hidrológicos, cada um com características peculiares ou bastantes comuns. Dentre os modelos de base física utilizados para avaliar as respostas hidrológicas em bacias experimentais e/ou representativas devido, principalmente, às mudanças no clima e no uso do solo, podem ser citados:

a) **O Modelo SHE (*Système Hydrologique Européen*)**: desenvolvido por um consórcio europeu de institutos de hidrologia (Bathurst, 1986a; Bathurst, 1986b; Bathurst et al., 1995), consiste de um modelo distribuído, de base física, cujas equações físicas são resolvidas através do método de diferenças finitas. A bacia é discretizada através de malhas (horizontal e vertical). A sua versão mais avançada, **SHETRAN** (Ewen et al., 2000), considera os processos de erosão, transporte e deposição de sedimento e poluentes. O modelo considera a evapotranspiração entre os eventos. Segundo Lopes (2003), devido à sua concepção, o modelo requer um grande número de informações, tornando difícil sua utilização.

b) **O Modelo WESP (*Watershed Erosion Simulation Program*)**: desenvolvido por Lopes (1987), é um modelo distribuído, orientado a evento, desenvolvido para ser utilizado na simulação do escoamento superficial e da produção de sedimentos em pequenas bacias hidrográficas. A bacia é representada por um conjunto de planos e canais, com os planos contribuindo com fluxo lateral para os canais. A definição dos planos deve ser baseada nas características de solo, declividade e cobertura vegetal. As equações de continuidade para o escoamento superficial e para o transporte de sedimentos são resolvidas numericamente usando um esquema implícito de diferenças finitas definido em quatro pontos. Não considera a evapotranspiração entre os eventos.

c) **O Modelo TOPMODEL (*Topography Based Model*)**: desenvolvido por Beven e Kirkby (1979), é um modelo distribuído, que faz uso de relações físicas para representar os processos hidrológicos. O **TOPMODEL** é baseado na hipótese de que é possível representar as heterogeneidades da bacia analisando a sua topografia. Segundo esta hipótese, a “predisposição” de uma área elementar da bacia gerar escoamento horizontal, seja superficial ou sub-superficial, depende da área que contribui para esta área elementar e da declividade local da área elementar. Áreas elementares em regiões convergentes da bacia, portanto, têm maior “predisposição” para gerar o escoamento. Áreas elementares em regiões de maior

declividade contribuem menos (Beven et al., 1995). Segundo Silva (2005), este modelo é considerado semi-distribuído, pois somente o parâmetro relacionado à topografia é distribuído, os demais parâmetros, como precipitação e transmissividade, são constantes para toda a bacia.

d) **O Modelo KINEROS (*Kinematic Runoff Erosion Model*)**: foi proposto por Woolhiser et al. (1990) que incorporaram ao modelo hidrológico de Rovey et al. (1977) componentes de erosão, transporte e deposição. O **KINEROS** é um modelo distribuído, orientado a evento, capaz de descrever os processos de interceptação, infiltração, escoamento superficial e erosão em pequenas bacias urbanas e rurais. A bacia é representada por uma cascata de planos e de canais. As equações diferenciais parciais, que descrevem o fluxo nos planos e nos canais são resolvidas pelo método das diferenças finitas. A variação espacial da precipitação, da infiltração e do escoamento pode ser considerada. Este modelo pode ser usado para determinar os efeitos de possíveis mudanças nas características da bacia, tais como: urbanização de uma área, construção de reservatórios, desmatamento, etc. O modelo **KINEROS2** é uma versão melhorada do modelo **KINEROS**, e traz como um dos diferenciais a redistribuição da umidade do solo durante a chuva e a capacidade de comportar mais de um pluviógrafo (Smith et al., 1995).

A modelagem hidrológica das alterações em bacias hidrográficas é um problema complexo, e uma questão que vem preocupando os responsáveis pelo gerenciamento dos recursos naturais de bacias urbanas. O desenvolvimento de modelos hidrológicos distribuídos tem conduzido a significativas melhorias nas simulações hidrológicas, uma vez que a análise pode ser realizada do ponto de vista espacial. Contudo, inúmeros estudos têm descrito o uso de técnicas de Geoprocessamento em modelagem hidrológica, enfatizando a importância destas aplicações para o desenvolvimento de novas técnicas no planejamento e gerenciamento dos recursos hídricos (Maidment, 1993; Saghafian et al., 2000).

A utilização de modelos hidrológicos em bacias experimentais gera uma significativa quantidade de dados, que descrevem a heterogeneidade dos sistemas naturais, estes dados são mais bem trabalhados com o auxílio de ferramentas SIG (Sistemas de Informações Geográficas), pois permitem rapidamente identificar, classificar e processar as informações, através da criação de bancos de dados.

O emprego de uma ferramenta SIG constitui hoje num instrumento de grande valia para o estabelecimento de planos integrados de uso e ocupação do solo e da água, seja no meio rural ou urbano. A principal vantagem na utilização do Geoprocessamento reside na possibilidade de estudar diferentes cenários com um baixo custo e de forma rápida. O

acoplamento de modelos hidrológicos com o SIG não é uma integração recente e nos últimos anos tem aumentado consideravelmente (Silva, 2005).

De acordo com Santos e Zeilhofer (2005), a integração de modelos hidrológicos em ambientes de sistemas de informação geográfica (SIG) subsidia a parametrização de bacias e facilita a manipulação de informações do modelo que agrega equações matemáticas, mapas da região estudada e dados numéricos, além de permitir a visualização e avaliação dos resultados no contexto geográfico.

Porém, a falta ou a pouca quantidade de dados hidrológicos e físicos se torna um problema para os pesquisadores, que buscam a solução deste problema utilizando dados de literatura ou de trabalhos realizados em áreas com características semelhantes.

Kalin et al. (2003) estimaram a vazão e a produção de sedimentos através do acoplamento entre o modelo KINEROS e um SIG, com a sobreposição de mapas físicos da bacia para a obtenção da rede de fluxo, do delineamento da área de drenagem e da declividade média para a parametrização automatizada de parâmetros físicos de duas microbacias experimentais, mas não demonstraram os resultados obtidos em mapas temáticos.

Martínez-Carreras et al. (2007) simularam a erosão em microbacias de uma região semiárida da Espanha também com o KINEROS2, a partir de calibrações realizadas em parcelas experimentais para testar o desempenho do modelo físico na região, e concluíram que nos eventos de pequena intensidade a resposta do modelo durante a calibração foi baixa e nos eventos extremos o modelo obteve melhor desempenho.

Em Aragão et al. (2008), o modelo KINEROS2 foi aplicado com o objetivo de simular os processos hidrossedimentológicos, utilizando duas discretizações para a bacia do rio Japarutuba-Mirim, no estado de Sergipe. Para este trabalho foram utilizados dados observados de precipitação e vazão, devido à indisponibilidade de dados referentes às características do solo (textura do solo, granulometria, horizontes e suas profundidades), tipo de cobertura, topografia, levantamento plani-altimétrico, dentre outros, foram adotados valores sugeridos em literatura. Os resultados da simulação mostraram que não foi possível simular lâmina observada e vazão de pico com um mesmo grupo de parâmetros, tendo a condutividade hidráulica sido calibrada para o ajuste das lâminas e para as vazões de pico. A resposta do modelo não foi sensível às discretizações da bacia. Os autores concluíram que a produção de sedimentos foi compatível com dados de bacias de mesmas dimensões.

Silva et al. (2009) usaram o modelo KINEROS2 para simular a produção de sedimentos na bacia experimental do rio Guaraíra a partir de dados obtidos em campo utilizando o método Beerkan. Os autores concluíram que as simulações realizadas a partir dos

dados obtidos em campo apresentaram uma produção de sedimentos muito baixa quando comparada à produção de sedimentos obtida com dados de literatura. Fato este que deve ter ocorrido, segundo os mesmos, devido ao alto grau de permeabilidade observado nos ensaios de campo.

Mais aplicações do modelo KINEROS2 para bacias do Nordeste do Brasil podem ser encontradas em Paiva et al. (2005), Santos et al. (2005) e Silva (2007).

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1. ÁREA DE ESTUDO

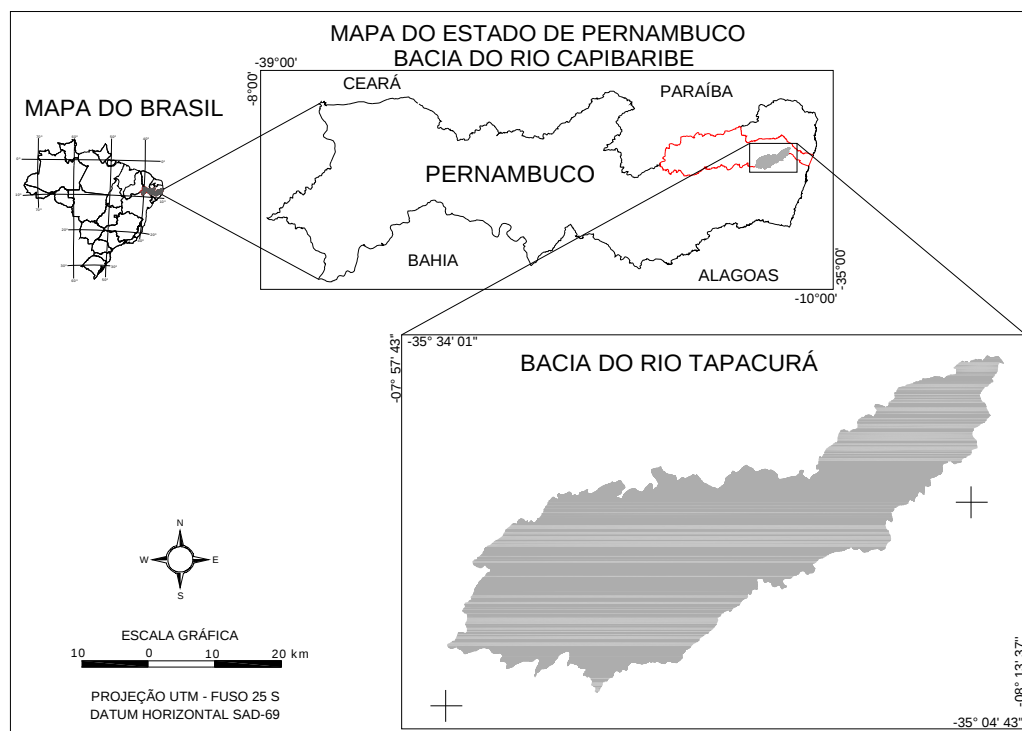
3.1.1. Bacia do Rio Tapacurá

A Bacia do Rio Tapacurá (Figura 3.1), que está situada parte na Zona da Mata pernambucana e parte no Agreste, abrangendo seis municípios, sendo que 38,6% de sua área localizam-se em Vitória de Santo Antão, 31,2% em Pombos, 19,8% em São Lourenço da Mata, 4,3% em Gravatá, 3,3% em Moreno e 2,8% em Chã Grande. A referida bacia é uma sub-bacia da bacia do rio Capibaribe e tem um importante papel potencial na formação de cheias no trecho chamado de baixo Capibaribe. Dentro desta bacia situa-se a barragem do Tapacurá, com capacidade de 93.600.000m³ (Araújo Filho, 2004).

Sua área de drenagem é de 470,5 Km², possuindo doze afluentes. Na margem direita estão os riachos Pororoca, Itapessirica, Água Azul, Miringaba, Natuba, Pacas, Bento Velho e Tamatá-mirim, além do rio Várzea do Una. Pela margem esquerda afluem os riachos Jurubeba, Gameleira e do Meio. Além desses, outros pequenos cursos d'água drenam diretamente para o rio Tapacurá.

Embora contida, em sua quase totalidade na Zona Fisiográfica da Mata Pernambucana, a bacia do Tapacurá caracteriza-se pelo regime temporário da maior parte dos cursos d'água que a banham. Isto decorre, em boa parte, de dois fatores relacionados ao clima dominante na área – o tipo As', clima quente e úmido do tipo pseudo tropical na classificação climática de Köppen – notadamente no que se refere ao volume e à distribuição (anual e espacial) das precipitações. O período chuvoso na bacia é o mesmo da costa oriental do Nordeste – outono-inverno (março a julho) – e tem lugar sob a ação dos ciclones da Frente Polar Atlântica (FPA) que, nessa época do ano, atinge com vigor máximo a costa nordestina, enquanto que o período mais seco corresponde aos meses de outubro, novembro e dezembro (Braga, 2001).

Figura 3.1 – Localização da Bacia do Rio Tapacurá.



Fonte: O autor.

O relevo da área está constituído por morros e cristas, elaborados em estruturas cristalinas do Núcleo Nordestino do Escudo Brasileiro. Os morros ocorrem ao longo da calha do rio Tapacurá, contornando a estreita várzea aluvial e apresentando altitudes que se elevam de 60 a 70 m próximo à confluência com o rio Capibaribe, para 100 a 130 m no entorno da barragem do Tapacurá, e ultrapassam 200 m a montante da cidade de Pombos. As cristas assinalam a projeção, para leste, da escarpa do Planalto da Borborema e estão separadas por falhas e fraturas que ora entrecruzam-se ora apresentam-se ligeiramente paralelas, tendo como resultado a crescente orientação do relevo, à medida que se aproxima da borda do Planalto (Dutra, 2005).

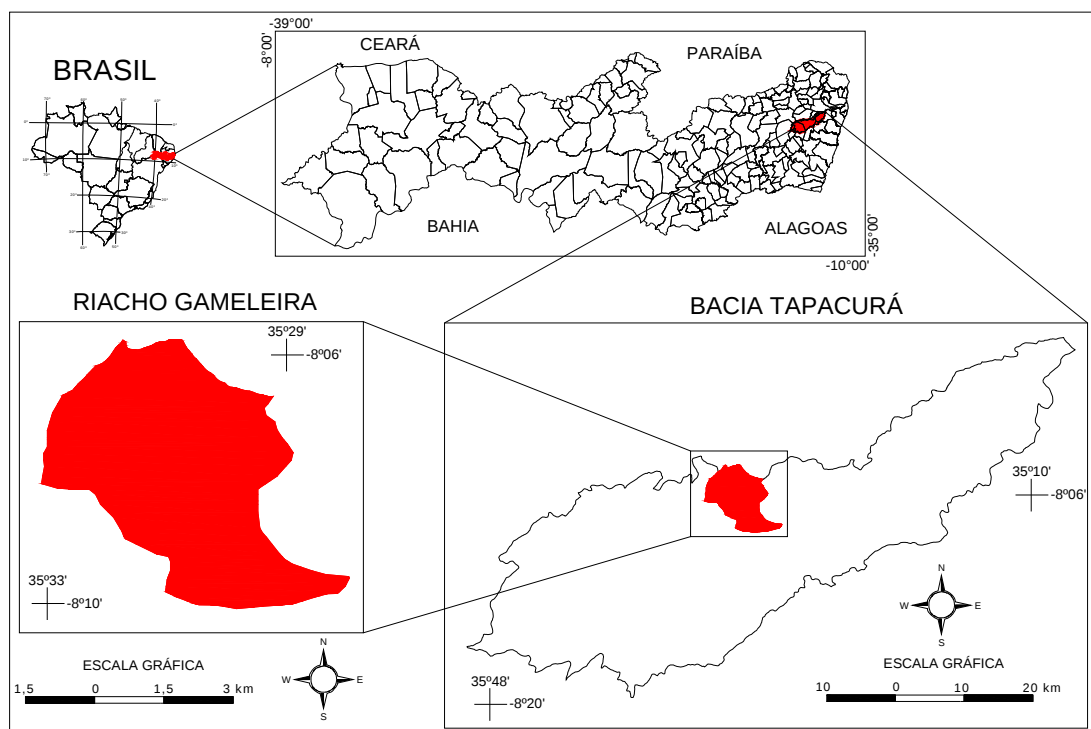
Devido à disposição do relevo, sobretudo a partir do município de Vitória de Santo Antão, o mesmo provoca uma forte influência na precipitação pluviométrica. A topografia funciona como anteparo (barreira topográfica) para os alísios de sudeste, que descarregam parte da umidade nas encostas a barlavento dos divisores de água situados ao sul da bacia e voltados para fora da mesma. A distribuição espacial da precipitação pluviométrica anual varia de 800 mm, na nascente, a 1.850 mm, na foz (Araújo Filho, 2004). A disposição local do relevo é responsável também por pequenas variações da paisagem, notadamente da cobertura vegetal, observadas entre encostas próximas, porém situadas em posição diversa

relativamente aos vales por onde penetram os fluxos de ar úmido provenientes do litoral (Braga, 2001).

3.1.2. Bacia Experimental do Riacho Gameleira

A Bacia Experimental do Riacho Gameleira, que é uma sub-bacia da bacia hidrográfica do rio Tapacurá, localizada no município de Vitória de Santo Antão, na Zona da Mata de Pernambuco, aproximadamente entre 8° 08' de latitude sul e 35° 31' de longitude oeste (Figura 3.2). Esta bacia possui uma área de drenagem de 17 km², e está inserida em uma área de transição entre a zona da mata e o agreste. Limita-se ao norte com os municípios de Glória de Goitá e Chã de Alegria, ao sul com Primavera e Escada, ao leste com Moreno, Cabo e São Lourenço da Mata e a oeste com Pombos (Dutra, 2005).

Figura 3.2 – Localização da Bacia Experimental do Riacho Gameleira.

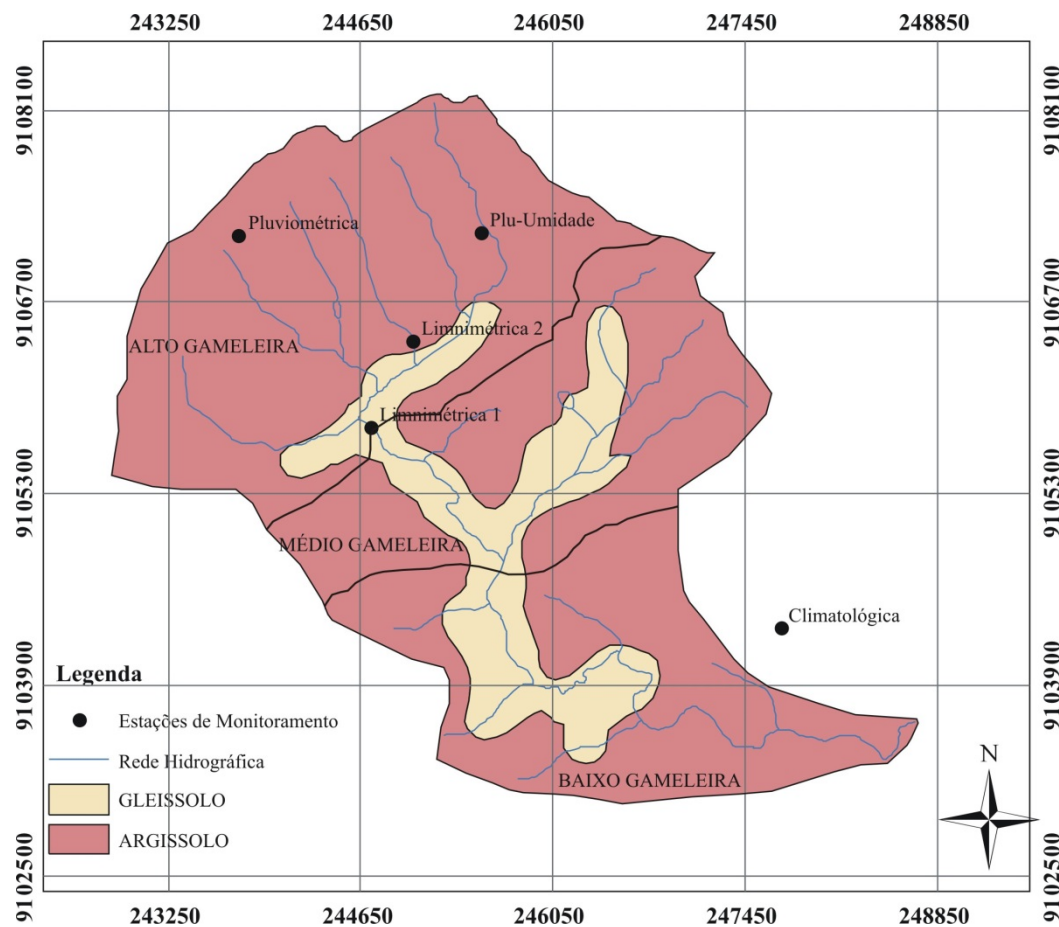


Fonte: Paiva (2008).

A Bacia Experimental do Riacho Gameleira é parte integrante da Rede de Hidrologia do Semiárido (REHISA) que entre os anos de 2002 e 2005 implementou o projeto intitulado “Implantação de bacias experimentais no semiárido” (IBESA), que teve com objetivo instrumentar as bacias experimentais para estudo das variáveis hidrológicas (REHISA, 2004).

Atualmente, a Bacia Experimental do Riacho Gameleira vem sendo monitorada pelo Grupo de Recursos Hídricos da Universidade Federal de Pernambuco (GRH/UFPE), frequentemente através de cinco estações (Figura 3.3) que medem desde precipitação até velocidade do vento. Este monitoramento é feito através de equipamentos com saída em Plataforma de Coleta de Dados (PCDs), atualizado através da coleta mensal dos dados armazenados nas estações.

Figura 3.3 – Mapa de solos com a localização das estações de monitoramento.



Fonte: O autor.

Os solos são predominantemente do tipo Argissolos e Gleissolos (Figura 3.3). Os solos do tipo Argissolo apresentam o mais alto potencial de deflúvio superficial. Também ocorrem os solos do tipo Gleissolo, em faixas marginais aos cursos d'água, caracterizados por baixo coeficiente de infiltração quando saturados e, basicamente constituídos por perfis com uma camada que impede o movimento de água em profundidade ou com textura média a argilosa e baixa condutividade hidráulica (Braga, 2001).

A ocupação do solo na bacia é basicamente feita pela pecuária extensiva praticada por fazendeiros proprietários de glebas maiores e, pela horticultura, praticada por pequenos

agricultores. O relevo é representado por morros de declividade elevada, tendo seu ponto mais alto situado na cota de 430 m e o ponto mais baixo na seção exutória do riacho Gameleira, com 140 m (Braga et al., 2004).

O período chuvoso na Bacia Experimental do Riacho Gameleira acontece entre os meses de março e julho, quando ocorrem 68% da precipitação anual. A precipitação anual média é de 1.047 mm, a temperatura mensal média oscila entre 23 e 27°C, enquanto que a umidade relativa do ar, durante os meses de março a julho, é superior a 70% (Araújo Filho et. al., 2005).

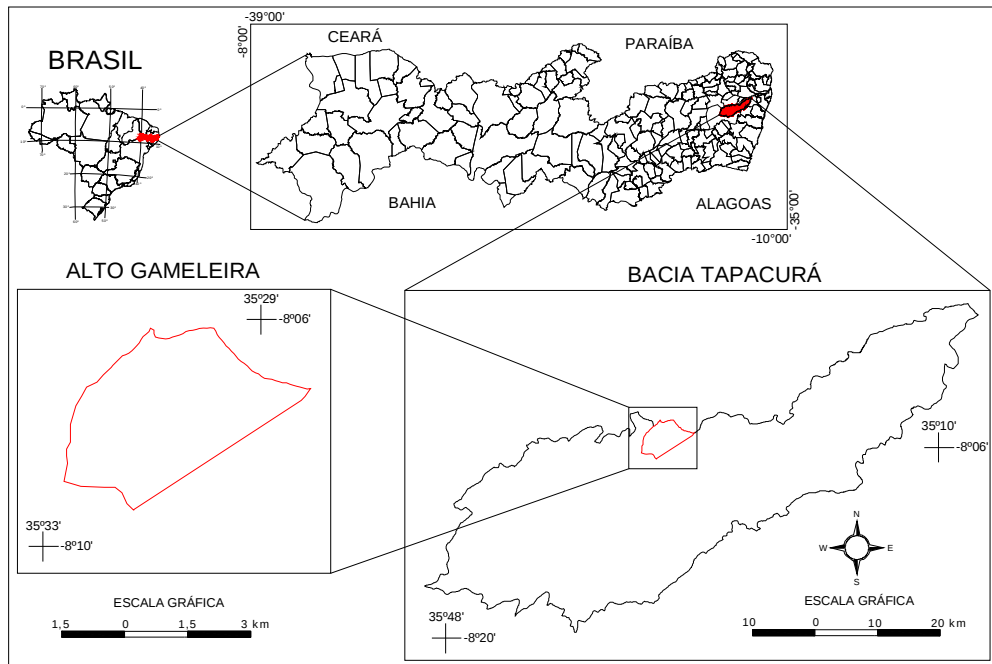
3.1.3. Bacia do Alto Gameleira

Devido aos barramentos existentes ao longo do riacho, que provocam modificações consideráveis no comportamento hidrológico da bacia, optou-se por escolher uma área onde a interferência do homem fosse a menor possível.

A área de estudo corresponde ao segmento superior do riacho Gameleira (Alto Gameleira), que será chamada de Bacia do Alto Gameleira (Figura 3.4), possui área de drenagem de 6,5 km², com o curso principal perene, tornando-se intermitente próximo da sua nascente, devido aos barramentos de água para uso na irrigação. O escoamento subterrâneo é influenciado por precipitações que ocorrem até sete dias antes, no mínimo, representando importante papel na bacia.

O comprimento do riacho principal neste trecho é de 3,1 km. A rede hidrográfica é formada pelo riacho principal, que possui quatro afluentes perenes e alguns intermitentes (Araújo Filho, 2004).

Figura 3.4 – Localização da Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: O autor.

O relevo da Bacia do Alto Gameleira (Figura 3.5) é representado por morros de declividade elevada, tendo seu ponto mais alto situado na cota de 430 m e o ponto mais baixo na seção exutória do riacho Gameleira, com 140 m (Braga et. al., 2004).

Figura 3.5 – Seção exutória da Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: Araújo Filho (2004).

A ocupação do solo (Figura 3.6) era predominantemente com cana de açúcar sendo que atualmente os latifúndios encontram-se parceladas em sítios, onde há predominância do plantio de hortaliças irrigadas e de pastagens (Araújo Filho et. al., 2004).

Figura 3.6 – Usos do solo existentes na Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: Oliveira (2007).

Na Bacia do Alto Gameleira, já existe monitoramento do nível do riacho, onde foi projetada e instalada uma seção de controle (Figura 3.7) na seção exutória da bacia. A construção da seção iniciou-se em março de 2001 e tendo sua obra concluída em abril de 2001. Na seção de controle também foi instalado lance de régua limnimétrica para realização de leituras de nível 3 vezes ao dia por um observador.

Figura 3.7 – Vista da seção de controle da Bacia do Alto Gameleira.



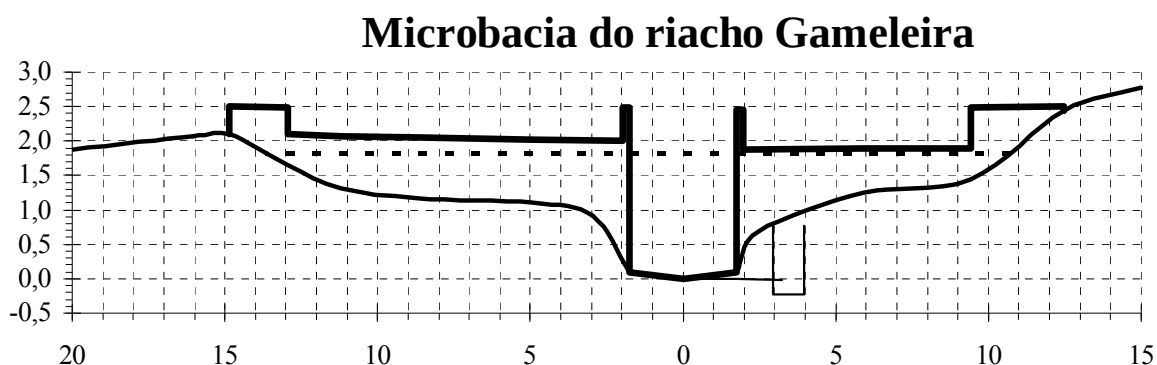
Fonte: O autor.

Para a coleta dos dados, foi construído um poço tranquilizador na margem direita, onde foi instalado um sensor de nível. Também na mesma margem, a 10 m da jusante, foi instalado o sensor de precipitação pluviométrica.

O monitoramento dos dados começou a funcionar em 19/04/2001 armazenando o dado de precipitação a cada minuto e o dado de nível a cada 5 minutos sendo que este, a partir de 29/04/2001, passou a ser armazenado a cada minuto.

A seção de escoamento principal possui 3,5 m de largura, 2,4 m de altura e 1,0 m de comprimento. O fundo da seção tem um declive, cujo desnível da margem para o centro é de 9 cm (Figura 3.8). Esta seção de controle serve para medir o nível do riacho e como seção de medição para elaboração da curva chave cota-vazão.

Figura 3.8 – Esquema da seção de controle na Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: Araújo Filho (2004).

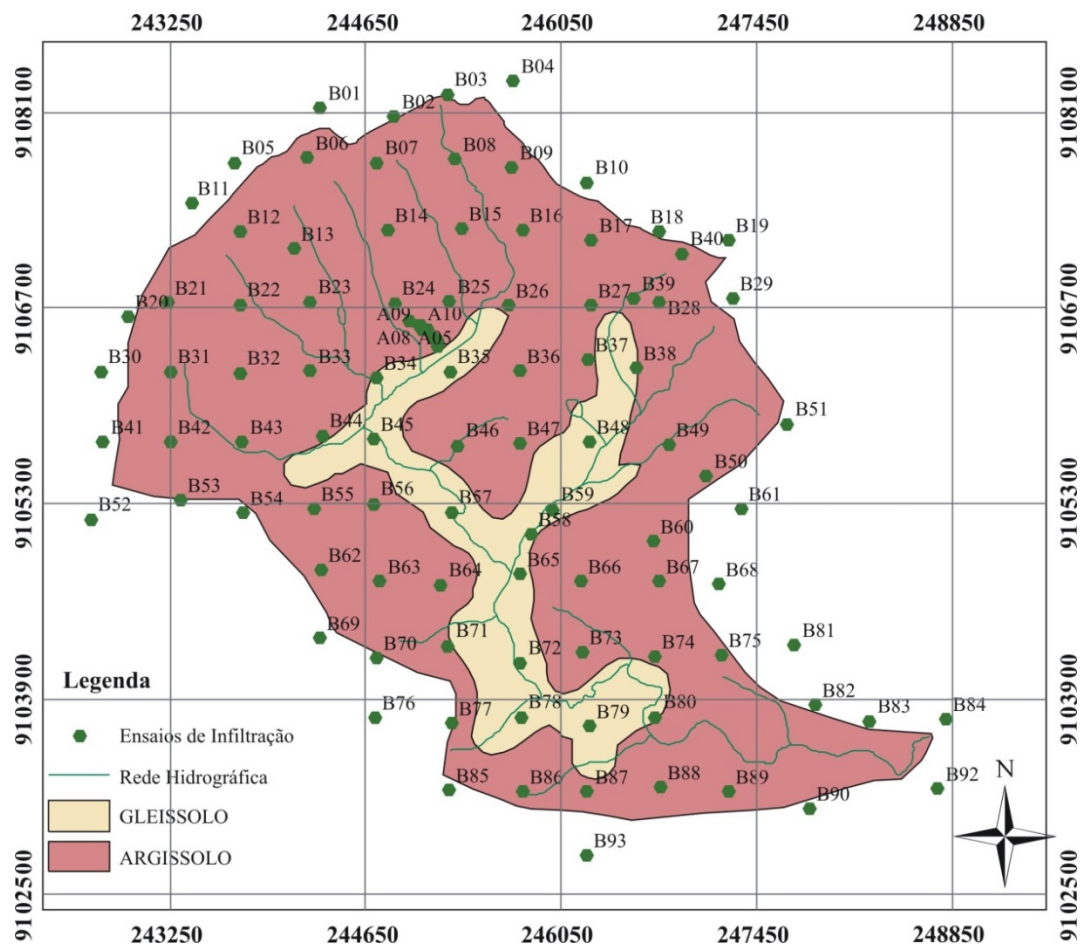
Devido ao formato da seção de controle, a mesma tem três comportamentos distintos. No primeiro, a seção se comporta como um vertedouro triangular de parede espessa, cotas baixas. No último trecho, a seção se comporta como um vertedouro retangular de parede espessa, cotas altas. E no trecho intermediário, só as medições podem especificar o tipo de curva, cotas médias (REHISA, 2004).

A referida seção de controle possui levantada sua curva-chave. Para a elaboração da curva chave foram realizadas 58 medições de vazão a partir de 23/04/2001 até 11/07/2003. As medições cobriram da cota 5,4 cm até a cota de 34,2 cm (Araújo Filho, 2004).

3.1.4. Procedimentos Experimentais

Na área da Bacia Experimental do Riacho Gameleira foram escolhidos 102 pontos (Figura 3.9), onde foram realizados ensaios com infiltrômetro de anel simples de 15 cm de diâmetro e coletas de amostras de solo deformadas para a determinação da curva granulométrica. Os ensaios de infiltração (Figura 3.10) consistem em se anotar o tempo que volumes constantes de água (70 – 250 mL), adicionados continuamente no anel, levam para ser infiltrados. Esse teste fornece a infiltração tridimensional como uma função do tempo I_3 (t).

Figura 3.9 – Mapa de solos e localização dos pontos amostrados.



Fonte: O autor.

Em cada teste também foram coletadas amostras indeformadas para a determinação da massa específica do solo e das umidades inicial θ_0 e final θ_s . As amostras indeformadas foram retiradas através do extrator de Uhland com cilindros de PVC de 50 mm de diâmetro e 50 mm de altura, conforme visto na Figura 3.10.

A análise granulométrica foi realizada utilizando o método da ABNT (1984), o qual permite determinar os diâmetros das partículas mais finas (argila e silte) por sedimentação e as mais grosseiras (areia) por peneiramento.

Figura 3.10 – Teste de infiltração tridimensional com infiltrômetro de anel.



Fonte: O autor.

3.2. METODOLOGIA BEERKAN

O trabalho de Haverkamp et al. (1994) deu origem a um método denominado "Beerkan" (Haverkamp et al., 1998; Soria et al., 2003; Braud et al., 2005; Lassabatère et al., 2006). Este método se baseia, principalmente, em ensaios simplificados de infiltração e na análise da distribuição dos tamanhos das partículas do solo. Em comparação a outros métodos experimentais, o método Beerkan é eficiente, de baixo custo, e apresenta uma grande vantagem, pois sua aplicação é bem mais simples e mais rápida (Souza et al., 2008).

Nesse método, $\theta(h)$ e $K(\theta)$ são descritas, respectivamente, pelos modelos de Van Genuchten (1980) e de Brooks & Corey (1964).

$$\left(\frac{\theta - \theta_r}{\theta_s - \theta_r} \right) = \left[1 + \left(\frac{h}{h_g} \right)^n \right]^{-m} \quad \text{com } m = 1 - \frac{2}{n} \quad (\text{Burdine, 1953}) \quad (3.1)$$

e

$$K(\theta) = K_s \left(\frac{\theta - \theta_r}{\theta_s - \theta_r} \right)^\eta \quad (3.2)$$

sendo θ a umidade volumétrica [$L^3.L^{-3}$]; θ_r e θ_s as umidades volumétricas residual e saturada [$L^3.L^{-3}$], respectivamente; h o potencial matricial [L]; h_g [L] um valor de escala de h ; m e n são parâmetros de forma; K_s a condutividade hidráulica saturada do solo [$L.T^{-1}$] e η o parâmetro de forma para a curva de condutividade hidráulica.

Essas equações contêm cinco parâmetros a serem determinados: dois parâmetros de forma (m ou n e η) e três parâmetros de normalização (θ_s , K_s e h_g). Os parâmetros de forma dependem principalmente da textura, enquanto que os parâmetros de normalização resultam da estrutura dos solos (Haverkamp et al., 1998). Os parâmetros de forma e normalização foram obtidos usando o programa BEST (*Beerkan Estimation of Soil Transfer Parameters through Infiltration Experiments*) proposto por Lassabatère et al. (2006).

3.2.1. BEST – Algoritmo e Análise dos Dados (Lassabatère et al., 2006)

3.2.1.1. Determinação dos Parâmetros de Forma (m , n e η)

Assumindo a similaridade de forma entre a curva de distribuição do tamanho das partículas $F(D)$ e da curva de retenção da água no solo $\theta(h)$, Haverkamp & Parlange (1986) apresentaram a seguinte equação para expressar $F(D)$:

$$F(D) = \left[1 + \left(\frac{D_g}{D} \right)^N \right]^{-M} \quad \text{com} \quad M = 1 - \frac{2}{N} \quad (3.3)$$

sendo D o diâmetro da partícula [L], D_g o parâmetro de escala do tamanho das partículas [L] e M e N os parâmetros de forma da curva de distribuição do tamanho das partículas. Os parâmetros M , N e D_g são obtidos pelo ajuste da equação (3.3) aos dados experimentais granulométricos.

Os parâmetros de forma da curva de retenção m e n são obtidos a partir do índice de forma do meio p_m pelas seguintes relações:

$$m = \frac{1}{p_m} \left(\sqrt{1 + p_m^2} - 1 \right) \quad (3.4)$$

$$n = \frac{2}{1 - m} \quad (3.5)$$

p_m é estimado a partir de M e N por (Zataráin et al., 2003):

$$p_m = \frac{M N}{1 + M} (1 + \kappa)^{-1} \quad (3.6)$$

sendo κ um coeficiente definido por Fuentes et al. (1998):

$$\kappa = \frac{2s - 1}{2s(1 - s)} \quad (3.7)$$

e s a dimensão fractal relativa. A dependência de s ($s = D_f/E$, na qual D_f é a dimensão fractal do solo e $E = 3$ a dimensão de Euclides) com respeito à porosidade total do solo (ϕ) é definida por (Fuentes, 1992):

$$(1 - \phi)^s + \phi^{2s} = 1 \quad \text{com} \quad \frac{1}{2} < s < 1 \quad (3.8)$$

No caso da equação da curva de condutividade hidráulica de Brooks & Corey (1964), o seu parâmetro de forma, η , pode ser expresso como uma função do produto dos parâmetros de forma da curva de retenção e do fator de tortuosidade (p):

$$\eta = \frac{2}{mn} + 2 + p \quad (3.9)$$

sendo $p = 1$ para o modelo de Burdine (1953).

3.2.1.2. Determinação dos Parâmetros de Normalização (θ_s , K_s e h_g)

O primeiro parâmetro de normalização, θ_s , é estimado a partir da umidade gravimétrica saturada e da massa específica do solo. Os outros parâmetros de normalização são obtidos a partir da modelagem dos experimentos de infiltração. Para uma fonte de água circular com um dado potencial de pressão da água sobre uma superfície de solo uniforme e com um conteúdo de água inicial uniforme (θ_0), a infiltração acumulada tridimensional $I(t)$ e a taxa de infiltração $q(t)$ podem ser aproximadas pelas equações para o regime de fluxo transitório (3.10 e 3.11) e estacionário (3.12 e 3.13) (Haverkamp et al., 1994):

$$I(t) = S\sqrt{t} + [aS^2 + bK_s]t \quad (3.10)$$

$$q(t) = \frac{S}{2\sqrt{t}} + [aS^2 + bK_s] \quad (3.11)$$

$$I_{+\infty}(t) = [aS^2 + K_s]t + c \frac{S^2}{K_s} \quad (3.12)$$

$$q_{+\infty}(t) = q_{+\infty} = aS^2 + K_s \quad (3.13)$$

com,

$$a = \frac{\gamma}{r\Delta\theta} \quad (3.14)$$

$$b = \left(\frac{\theta_0}{\theta_s}\right)^\eta + \frac{2-\beta}{3} \cdot \left(1 - \left(\frac{\theta_0}{\theta_s}\right)^\eta\right) \quad (3.15)$$

$$c = \frac{1}{2 \left[1 - \left(\frac{\theta_0}{\theta_s} \right)^\eta \right] (1 - \beta)} \ln \left(\frac{1}{\beta} \right) \quad (3.16)$$

sendo S a sorvidade [$L.T^{-1/2}$], r o raio do cilindro [L]; γ igual a 0,75 e β igual a 0,6.

Para a determinação de K_s e S , o BEST utiliza equações, equivalentes às equações 3.10 e 3.11, obtidas pela substituição de K_s em função da sorvidade S e da taxa de infiltração no regime estacionário $q_{+\infty}$, (3.13) nas equações 3.10 e 3.11:

$$I(t) = S\sqrt{t} + \left[a(1-b)S^2 + bq_{+\infty} \right] t \quad (3.17)$$

$$q(t) = \frac{S}{2\sqrt{t}} + \left[a(1-b)S^2 + bq_{+\infty} \right] \quad (3.18)$$

O ajuste da equação (3.17) aos dados experimentais da infiltração acumulada ($I_{exp}(t)$) é obtido pela minimização da clássica função objeto, dada por:

$$f_1(S, K_s, k) = \sum_{i=1}^k \left[I_{exp}(t_i) - I(t_i) \right]^2 \quad (3.19)$$

na qual k é o número de pontos considerado no regime transitório. O algoritmo usado na minimização de $f_1(S, K_s, k)$ é o de Marquardt (1963). O desempenho dos ajustes é analisado pelos valores correspondentes ao erro quadrático médio (EQM):

$$EQM = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k [I_{exp}(t_i) - I(t_i)]^2}{\sum_{i=1}^k (I_{exp}(t_i))^2}} \quad (3.20)$$

Inicialmente, o BEST estima um valor máximo para a sorvidade, S_{MAX} , a partir do ajuste dos dados experimentais com a equação (3.17). Neste caso, assume-se um fluxo de água dependente apenas da capilaridade, considerando-se b igual a zero.

Como as equações 3.10, 3.11, 3.17 e 3.18 são válidas apenas para o regime transitório, é possível que os ajustes não sejam feitos para todos os valores de k . A sorvidade então é estimada para valores de k de no mínimo cinco pontos para um máximo de N_{tot} . S_{MAX} é considerada o valor máximo de toda a sequência de pontos. Para obter valores positivos de K_s , são levadas em consideração as seguintes condições: S_{MAX}^2 deve ser menor do que a taxa de

infiltração no regime estacionário ($q_{+\infty}$) dividido pelo coeficiente a (3.14). Desse modo, a sorvidade máxima S_{MAX} é definida por:

$$S_{MAX} = \underset{N_{obs}=5 \dots N_{tot}-1}{MAX} \left[MIN \left(S_{N_{obs}}(b=0), \sqrt{\frac{q_{+\infty}}{a}} \right) \right] \quad (3.21)$$

Para a obtenção de K_s , é considerado o valor verdadeiro de b (3.15). O ajuste é executado minimizando a função objeto definida pela equação 3.19. Como os ajustes pela equação 3.17 nem sempre são válidos para todos os pontos (0...k), o BEST ajusta os dados para um mínimo de cinco pontos a um máximo de N_{tot} . Para cada subconjunto de dados que contém os k primeiros pontos, o BEST estima a sorvidade $S(k)$, a condutividade hidráulica $K_s(k)$ em função de $S(k)$ e da equação 3.13 para um tempo máximo $t_{max}(k)$ definido como:

$$t_{max} = \frac{1}{4(1-b)^2} \cdot t_{grav} \quad (3.22)$$

sendo t_{grav} o tempo gravimétrico definido por Philip (1969). O $t_{max}(k)$ é o tempo máximo para o qual as expressões para o regime transitório são consideradas válidas. Logo, o tempo mais longo do subconjunto de dados t_k é comparado com $t_{max}(k)$. Os valores de $S(k)$ e $K_s(k)$ são considerados válidos para t_k menores do que $t_{max}(k)$. Dos valores que cumprirem esta condição, serão escolhidos aqueles correspondentes ao maior k .

Após a determinação de θ_s e K_s , o parâmetro h_g é obtido pela seguinte equação (Lassabatère et al., 2006):

$$h_g = - \frac{S^2}{c_p (\theta_s - \theta_0) \left(1 - \left(\frac{\theta_0}{\theta_s} \right)^\eta \right) K_s} \quad (3.23)$$

na qual c_p é um parâmetro que depende apenas dos parâmetros de formas n , m e η dos modelos (De Condappa et al., 2002; Lassabatère et al., 2006):

$$c_p = \Gamma \left(1 + \frac{1}{n} \right) \cdot \left[\frac{\Gamma \left(m\eta - \frac{1}{n} \right)}{\Gamma(m\eta)} + \frac{\Gamma \left(m\eta + m - \frac{1}{n} \right)}{\Gamma(m\eta + m)} \right] \quad (3.24)$$

sendo Γ a função gama clássica.

3.3. ANÁLISE ESTATÍSTICA E GEOESTATÍSTICA

Com o objetivo de verificar o comportamento dos dados, foi realizada análise estatística descritiva, através da avaliação de medidas de tendência central (média e mediana), dispersão (desvio padrão, variância e coeficiente de variação) sendo também testado o ajuste da distribuição de frequência à distribuição normal e log-normal, segundo o teste de Kolmogorov-Smirnov (DKS) no nível de significância de 5%, utilizando o programa STATISTICA® (StatSoft Inc., 2001). A partir do coeficiente de variação (CV), o grau de variabilidade desses valores foi analisado com base na classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), que sugere os limites $CV < 12 \%$, $12 \leq CV \leq 52 \%$ e $CV \geq 52 \%$ para as propriedades de baixa, média e alta variabilidade, respectivamente.

Para a análise da variabilidade espacial empregou-se métodos geoestatísticos, os quais foram introduzidos no Capítulo 2. O primeiro passo na análise geoestatística é a verificação da dependência espacial, que pode ser estimada pela seguinte equação:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3.25)$$

onde:

$N(h)$: número de pares de valores medidos, $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados por uma distância $d = |h|$;

$Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$: valores da i -ésima observação da variável regionalizada, coletados nos pontos x_i e $x_i + h$, $i = 1, 2, \dots, n$, separados por $d = |h|$.

Segundo Journel e Huijbregts (1978), para o emprego deste estimador, é desejável que o número de pares seja maior que 50. Esta informação, no entanto, é altamente subjetiva e deve ser tomada como apenas uma referência genérica (Gonçalves et al., 2001).

A análise e o ajuste do semivariograma experimental a um modelo teórico denominam-se Análise Estrutural (Guerra, 1988). Esta estrutura é identificada por meio do estudo da forma do semivariograma $\hat{\gamma}(h)$. Basicamente, a estrutura espacial é analisada dependendo do comportamento do semivariograma na origem e dos seus fenômenos de transição (Figura 3.11). A finalidade de um estudo estrutural é analisar quais os semivariogramas teóricos que se ajustem melhor aos semivariogramas experimentais para que possam ser feitas inferências aos semivariogramas verdadeiros.

Teoricamente, há uma tendência de $\hat{\gamma}(h)$ crescer indefinidamente com h . Porém, na prática, as amostras podem não apresentar influência umas sobre as outras a partir de certa distância. Este efeito pode ser observado pelo alcance a (Figura 3.11), ele marca a distância a partir da qual o valor da variável em estudo num ponto não tem mais influência sobre o valor no ponto vizinho. O alcance marca, assim, o início da zona de pura aleatoriedade. Este tipo de situação refere-se a fenômenos de transição que se caracterizam por semivariogramas cujo crescimento tende a até um patamar $C_0 + C_1$ (Figura 3.11). O patamar indica o valor da variância total da variável em estudo. C_1 é denominado de variância de dispersão e representa as diferenças espaciais entre os valores de uma variável tomada em dois pontos separados por distâncias cada vez maiores (Guerra, 1988).

Em seguida à determinação dos semivariogramas experimentais deve-se fazer o ajuste dos modelos teóricos de semivariogramas. A parametrização do variograma é normalmente feita ajustando-se um modelo paramétrico ao semivariograma experimental, destacando-se em pesquisas anteriores o emprego dos seguintes modelos no ajuste: modelo Esférico (Esf), o modelo Exponencial (Exp) e o modelo Gaussiano (Gauss). Os parâmetros a ajustar são aqueles relacionados à caracterização do semivariograma (Figura 3.11), tais como: o efeito pepita (C_0), o patamar ($C_0 + C_1$) e o alcance a (Vieira, 2000).

Segundo classificação proposta por Cambardella et al. (1994), os semivariogramas podem ser considerados como caracterizando forte, moderada ou fraca dependência espacial entre os dados. O critério proposto para classificação é a relação $[C_0/(C_0+C_1)] \times 100$. Valores inferiores a 25% caracterizam forte (Fort) dependência espacial, entre 25% e 75% moderada (Mode) e acima de 75%, fraca (Frac) dependência espacial.

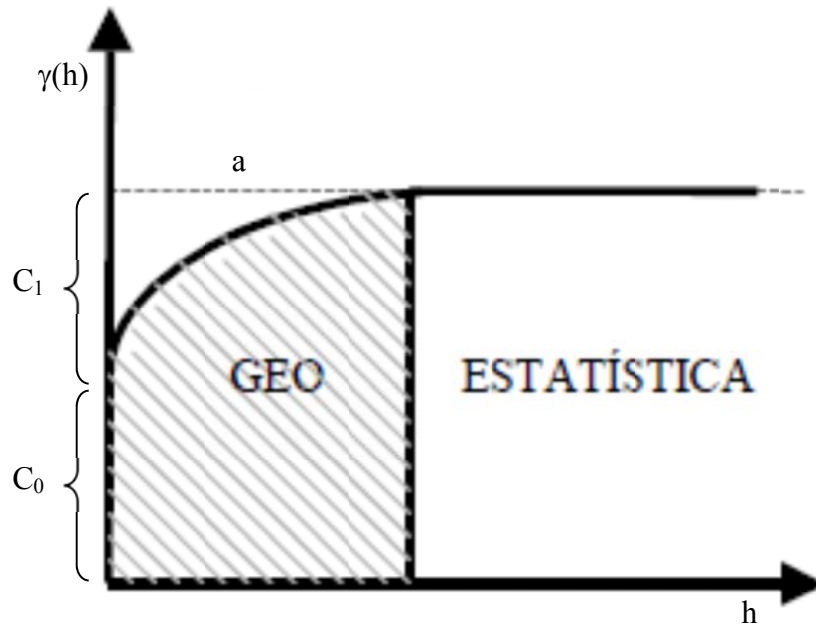
Os semivariogramas experimentais foram calculados e modelados com o programa geoestatístico VARIOWIN® (Pannatier, 1996). A seleção dos modelos teóricos se baseou na inspeção visual e no índice IGF (Indicative goodness of fit) dos semivariogramas experimentais. Quanto mais próximo o valor de IGF for de zero, melhor é o ajuste. Esse índice computado pelo VARIOWIN® é fornecido pela fórmula:

$$IGF = \sum_{i=0}^{N(L)} \frac{P(L)}{\sum_{j=0}^{N(L)} P(j)} \cdot \frac{D(k)}{d(L)} \cdot \left[\frac{\gamma(L) - \gamma^*(L)}{\sigma^2} \right]^2 \quad (3.25)$$

sendo $N(L)$ o número de passos (lag) relativo ao semivariograma, $D(k)$ a distância máxima no semivariograma, $P(L)$ o número de pares do L -ésimo lag do semivariograma, $d(L)$ a

distância média dos pares do L-ésimo lag do semivariograma, $\gamma(L)$ o valor real do semivariograma para o L-ésimo lag, $\gamma^*(L)$ o valor experimental do semivariograma para o L-ésimo lag e σ^2 a variância.

Figura 3.11 – Descrição dos fenômenos de transição nas análises dos semivariogramas



Fonte: Guerra (1988)

A adequação do modelo de semi-variograma, caracterizando a estrutura de um conjunto de pontos, deve ser verificada antes do mesmo ser usado para a geração de mapas, prognósticos e de cenários. O método de Jack – knifing, ou validação cruzada, é usualmente aplicado para tal validação (Vauclin *et al.*, 1983); ele consiste em remover sucessivamente um dado ponto Z_i de cada vez e depois estimá-lo a partir do restante de pontos, produzindo um valor de Z_i^* desta forma, em cada localização dos pontos X_i , se definem um erro reduzido R_i , seu valor médio e sua variância; o erro reduzido médio deve ser próximo de zero, caso não exista erro sistemático, e a variância deve ser próxima de um, sugerindo que a variância dos erros $(Z_i - Z_i^*)$ está consistente com a variância da krigagem $(\sigma_{KR})^2$.

Determinado o modelo teórico de melhor ajuste ao semivariograma experimental, a técnica de interpolação kriging é utilizada para representar a variabilidade espacial das variáveis em estudo, para diferentes períodos (Vieira, 2000). Os mapas de distribuição

espacial das variáveis na área de estudo foram produzidos com o programa ArcMap na versão 8.1 (ESRI, 2001).

3.4. ANÁLISE DA ESTABILIDADE TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO

Para avaliação da estabilidade temporal entre os anos da série em estudo foram utilizada a técnica denominada de cálculo da diferença relativa proposta por Vachud et al. (1985). Essa técnica realiza uma análise dos desvios entre os valores observados individualmente no espaço e a média deles. De acordo com Melo Filho & Libardi (2005), as diferenças relativas, quando ordenadas e plotadas, possibilitam identificar os pontos cujos valores sempre estejam próximos da média, e possam ser utilizados como referência amostral.

Para a série de dados de precipitação em estudo, foram calculadas as diferenças relativas de acordo com a seguinte equação:

$$DR_{ij} = \frac{P_{ij} - \overline{P_j}}{\overline{P_j}} \times 100 \quad \text{Eq. (3.26)}$$

Sendo: DR_{ij} a diferença relativa entre a determinação individual para um local i e tempo j ; P_{ij} a precipitação no local i e no tempo j ; $\overline{P_j}$ a precipitação média para todas as posições, no momento j . Ainda foram determinados os desvios padrão relacionados com as variações espaciais.

Depois de calculadas e ordenadas, as diferenças relativas e seus respectivos desvios padrão foram plotados, cuja observação permitiu identificar os locais que sistematicamente, superestimam ($DR > 0$) ou subestimam ($DR < 0$) os valores médios da precipitação, independentemente do tempo de observação. O posto pluviométrico a ser escolhido para a melhor representatividade da média geral dos dados, cujos valores sejam confiáveis e representativos, deve apresentar uma diferença relativa média igual a zero, ou muito próxima deste valor, e estar associada ao menor desvio padrão (Vachud et al., 1985; Gonçalves et al., 1999; Moreti et al., 2007).

3.5. O MODELO KINEROS2

3.5.1. Modelo de Infiltração

O modelo KINEROS2 é uma versão modificada do modelo KINEROS (Woolhiser et al., 1990), o modelo de infiltração permite uma redistribuição de água no solo, incluindo a

recuperação da capacidade de infiltração durante os intervalos entre as chuvas, determinando as taxas de infiltração durante e após esse intervalo sem chuva. O cálculo da taxa de infiltração f_c (m/s) é feito pela seguinte equação (Smith e Parlange, 1978):

$$f_c = K_s \left[1 + \frac{\alpha}{e^{\alpha I / B} - 1} \right] \quad (3.27)$$

onde a taxa de infiltração f_c é função da lâmina acumulada de infiltração I e de alguns parâmetros básicos que descrevem as propriedades de infiltração no solo: condutividade hidráulica saturada efetiva K_s (m/s), $B = (G + h)(\theta_s - \theta_i)$, combinando os efeitos do potencial efetivo de capilaridade, G , profundidade do fluxo, h (m), e da capacidade de armazenamento de água do solo, $\Delta\theta = (\theta_s - \theta_i)$, onde θ_s é a umidade de saturação do solo (m^3/m^3), α representa o tipo de solo; α se aproxima de 0 para uma areia, e neste caso, a equação (3.27) aproxima-se à equação de Green-Ampt; α se aproxima de 1 para um solo franco bem uniforme, neste caso a equação (3.27) representa a equação de infiltração de Smith-Parlange (Smith e Parlange, 1978).

A maioria dos tipos de solo é mais bem representada por um valor de α igual a 0,85, sendo este o valor adotado no modelo (Smith et al., 1993). O valor do potencial efetivo de capilaridade G (m) é dado pela seguinte expressão:

$$G = \int_{-\infty}^0 \frac{K(\psi)}{K_s} d\psi \quad (3.28)$$

onde Ψ é o potencial mátrico do solo (m).

Há também um parâmetro opcional (C_v), que descreve a variação aleatória espacial da condutividade hidráulica saturada do solo, assim como um parâmetro que representa a porcentagem de rochas, *ROCK*. Existe também uma variável que depende do evento de precipitação, a saturação relativa inicial do solo S_i (m^3/m^3), cujo valor é dado por θ_i / ϕ , onde θ_i é o índice de umidade inicial do solo.

O modelo de infiltração também leva em consideração a recuperação da capacidade de infiltração do solo, a qual ocorre em períodos em que não há precipitação, ou em períodos em que a precipitação não produz escoamento, geralmente quando a intensidade de precipitação é inferior à permeabilidade do solo. A equação utilizada no modelo para o cálculo da variação da umidade do solo nestes períodos é:

$$\frac{d\theta_o}{dt} = \frac{\Delta\theta_{io}}{I} \left[r - K_i - \left(K(\theta_o) + \frac{\beta p K_s \Delta\theta_{io} G(\theta_i, \theta_o)}{I} \right) \right] \quad (3.29a)$$

onde $\Delta\theta_{io} = \theta_o - \theta_i$ é a diferença de umidade do solo acima e abaixo da frente de molhamento, I é a lâmina de infiltração acumulada (m), r é a taxa de entrada de água na superfície do solo durante a redistribuição de água no solo, a qual pode ser menor do que a permeabilidade K_s , negativa (devido à evaporação) ou zero, $\beta = \frac{1}{Z(\theta_o - \theta_i)} \int_0^Z (\theta - \theta_i) dz = 0,85$

é um fator de forma, Z é a profundidade da frente de molhamento, p é um fator efetivo de profundidade ($p = 2$ para $r = 0$); $p = 1,5$ para $0 < r < K_s$; $p = 3$ para $r < 0$), $G(\theta_i, \theta_o)$ é o valor efetivo do potencial de capilaridade na frente de redistribuição de água (m); K_i é o coeficiente de erodibilidade devido ao impacto das gotas de chuva no solo.

Nestes períodos, onde a umidade do solo está abaixo da umidade de saturação, a equação utilizada para calcular a condutividade hidráulica do solo é (Brooks e Corey, 1964):

$$K(\theta) = K_s \left(\frac{\theta - \theta_r}{\theta_s - \theta_r} \right)^{3+2/\lambda} \quad (3.29b)$$

onde θ é a umidade do solo no período de redistribuição de água, K_s é a condutividade hidráulica saturada efetiva do solo (m/s), θ_r é a umidade residual do solo, θ_s é a umidade do solo na saturação, λ é o parâmetro de distribuição do tamanho dos poros (parâmetro de Brooks e Corey).

3.5.2. Escoamento Superficial nos Planos

Visto em uma escala pequena, o fluxo nos planos é um processo tridimensional extremamente complexo. Numa escala maior, entretanto, pode ser visto como um processo unidimensional onde se pode aplicar a seguinte equação:

$$Q = ah^m \quad (3.30)$$

onde Q é a descarga por unidade de largura (m²/s) e h é o volume de água armazenado por unidade da área (m). Os parâmetros a e m são dados por: $a = S^{1/2}/n$ e $m = 5/3$, onde S é a declividade e n é o coeficiente de rugosidade de Manning.

A Equação (3.30) é utilizada juntamente com a equação da continuidade:

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial x} = q(x, t) \quad (3.31)$$

onde t é o tempo (s), x é a distância ao longo do sentido da declividade e $q(x, t)$ é o excesso de precipitação (m/s).

Para a modelagem do fluxo nos planos, a equação (3.30) é substituída na equação (3.31), onde se obtém:

$$\frac{\partial h}{\partial t} + amh^{m-1} \frac{\partial h}{\partial x} = q(x, t) \quad (3.32)$$

As equações de onda cinemática, que são simplificações das equações de Saint-Venant, não preservam todas as suas propriedades, tais como as utilizadas em modelos difusos, os quais consideram os efeitos de jusante sobre o escoamento proveniente de montante, e como nos modelos hidrodinâmicos, onde se consideram as equações de Saint-Venant em sua forma geral, ou seja, incluindo os termos que representam a gravidade, o atrito, a pressão e a inércia do fluxo (Woolhiser et al., 1990).

3.5.3. Escoamento Superficial nos Canais

A equação da continuidade para um canal com entrada lateral de fluxo é:

$$\frac{\partial A}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial x} = q(x, t) \quad (3.33)$$

onde A é a área da seção transversal (m^2), Q é a vazão no canal (m^3/s) e $q(x, t)$ é o fluxo lateral por unidade de comprimento do canal (m^2/s).

A relação entre a vazão no canal e a área de sua seção transversal é dada por:

$$Q = aR^{m-1} A \quad (3.34)$$

onde R é o raio hidráulico (m), $a = S^{1/2}/n$ e $m = 5/3$, onde S é a declividade e n é o coeficiente de rugosidade de Manning

As equações cinemáticas de fluxo para os canais são resolvidas por uma técnica implícita definida em quatro pontos similar àquela para o fluxo nos planos, com a diferença que a incógnita agora é a área A e não a profundidade do fluxo h , e que as mudanças geométricas devido à variação da profundidade devem ser consideradas.

3.5.4. Parâmetros de Entrada do Modelo KNEROS2

Galvão (1990), diz que os modelos hidrológicos possuem uma estrutura definida e alguns parâmetros que controlam sua operação. Esses parâmetros são definidos para determinada bacia, particularizando o modelo para a bacia, para que o mesmo possa reproduzir o comportamento hidrológico da bacia de forma satisfatória.

No KINEROS2, estes parâmetros dividem-se em dois tipos, os parâmetros globais, que se referem às características físicas da bacia como um todo, e os parâmetros distribuídos nos planos e canais.

3.5.4.1. Parâmetros Globais

Units: sistema de unidades utilizado para todos os parâmetros (métrico ou inglês);

Clen: comprimento característico, cujo valor é dado pelo comprimento do maior canal ou da maior cascata de planos.

Temperature: temperatura em graus Celsius ou Fahrenheit

Diameters: diâmetros representativos das partículas do solo, em milímetros ou polegadas. Limite máximo de cinco classes;

Densities: valores das massas específicas dos diâmetros das classes acima determinadas.

3.5.4.2. Parâmetros dos Planos

Identifier: número de identificação do plano;

Upstream: número de identificação do plano a montante (se houver);

Length: comprimento (metros ou pés);

Width: largura (metros ou pés);

Slope: declividade;

Manning: coeficiente de rugosidade de Manning;

Chezy: coeficiente de Chezy;

Relief: altura média do relevo da microtopografia (milímetros ou polegadas);

Spacing: distância média do relevo da microtopografia (metros ou pés);

Interception: interceptação vegetal (milímetros ou polegadas);

Canopy Cover: fração da superfície ocupada por vegetação;

Saturation: saturação inicial relativa do solo, razão entre a umidade inicial e porosidade do solo;

Cv: coeficiente de variação da condutividade hidráulica saturada efetiva;

Ks: condutividade hidráulica saturada efetiva (mm/h ou polegadas/h);

G: valor efetivo do potencial de capilaridade dado pela equação 3.28 (mm ou polegadas);

Distribution (λ): índice de distribuição do tamanho dos poros (índice de Brooks e Corey);

Porosity: porosidade do solo;

Rock: fração volumétrica de rochas. Se a permeabilidade é estimada com base na textura do solo, ela deve ser multiplicada por “1-Rock”, para considerar esse volume de rochas;

Fractions: fração de cada classe de diâmetros representativos do solo.

3.5.4.3. Parâmetros dos Canais

Upstream: número de identificação do elemento (plano ou canal) à montante;

Lateral: número de identificação dos planos que contribuem lateralmente para o canal;

Length: comprimento (metros ou pés);

Width: largura da base (metros ou pés);

Slope: declividade;

Manning: coeficiente de Manning;

Chezy: coeficiente de Chezy;

SS1, SS2: declividades laterais.

3.6. DADOS UTILIZADOS

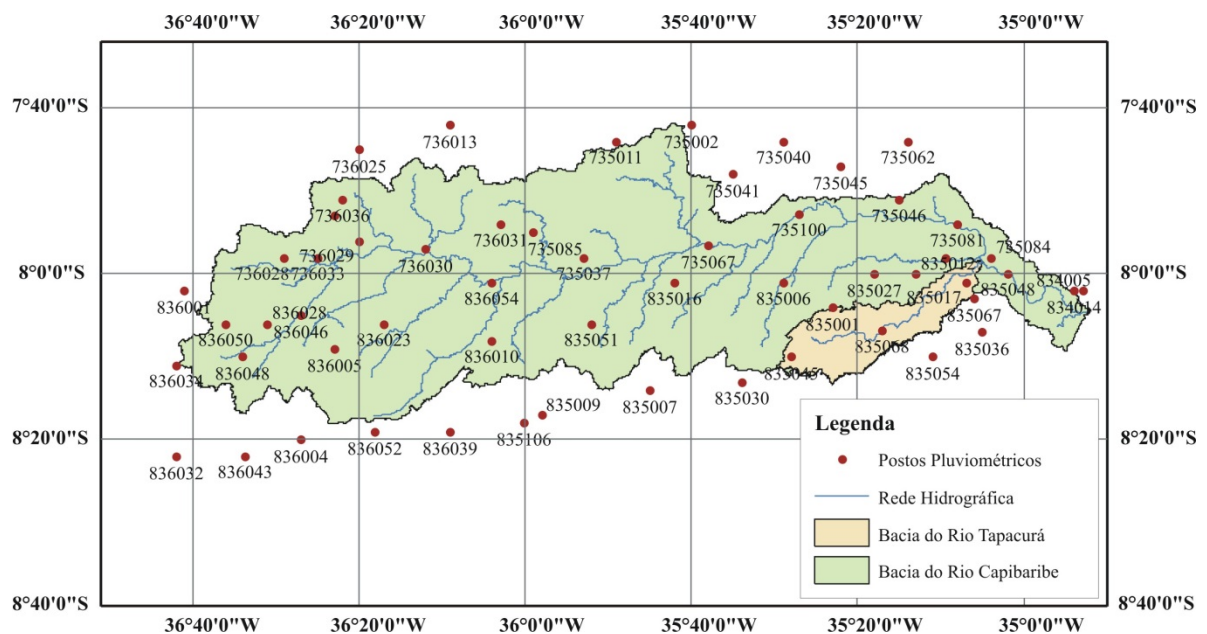
3.6.1. Dados de Precipitação

Para o estudo foram utilizados dados observados do total anual precipitado, no período definido pelo intervalo de 1970 a 2001, em 57 postos (Figura 3.12), localizados dentro e no entorno da bacia do rio Capibaribe. Sendo esse período escolhido por contemplar as recomendações de uma série mínima de 10 anos como referência de estabilidade (Vieira et al., 1991 e Camargo et al., 1999) e fazer parte de um banco de dados já utilizado em trabalhos

anteriores (ANA, 2006). No Anexo são apresentadas mais informações dos postos pluviométricos.

Para a caracterização da variabilidade temporal os anos do período em estudo (1970 a 2001), foram classificados em anos secos, $P_{média} < 650$ mm/ano, normais, $650 \leq P_{média} \leq 850$ mm/ano e úmidos $P_{média} > 850$ mm/ano (Cadier, 1996; Figueiredo & Srinivasan, 1999). Estes intervalos foram determinados a partir dos valores de média (849,7 mm) e moda (654,6 mm) da série histórica dos dados utilizados.

Figura 3.12 – Localização dos postos pluviométricos dos quais foram utilizados os dados



Fonte: O autor.

3.6.2. Dados da Simulação Hidrológica Distribuída

3.6.2.1. Eventos Simulados

Foram utilizados 6 eventos para a simulação hidrológica distribuída com o modelo KINEROS2. Os eventos escolhidos bem como algumas características dos mesmos são apresentados na Tabela 3.1. Apesar de não serem numerosos, os eventos são bem representativos do processo chuva-vazão na bacia sem contar o fato destes eventos já terem sido testados por Araújo Filho (2004), anteriormente.

Tabela 3.1 – Algumas características dos eventos utilizados na modelagem com o KINEROS2

Evento	Período		Precipitação (mm)		Escoamento Superficial	
	Início	Final	Total	5 dias Antes	Volume (m ³)	Vazão Máxima (m ³ .s ⁻¹)
Evento 1	15/12/01 07:45	18/12/01 00:00	24,6	10,2	7190,75	0,323
Evento 2	03/02/02 20:30	05/02/02 00:00	22,9	0,8	4991,29	0,261
Evento 3	10/02/02 11:15	11/02/02 10:00	21,6	4,3	4135,22	0,312
Evento 4	23/03/02 10:15	26/03/02 00:00	15,2	8,4	8486,28	0,325
Evento 5	24/10/03 12:00	25/10/03 03:00	10,7	0,3	4506,08	0,218
Evento 6	21/01/04 11:30	22/01/04 03:30	11,8	48,5	12588,4	0,397

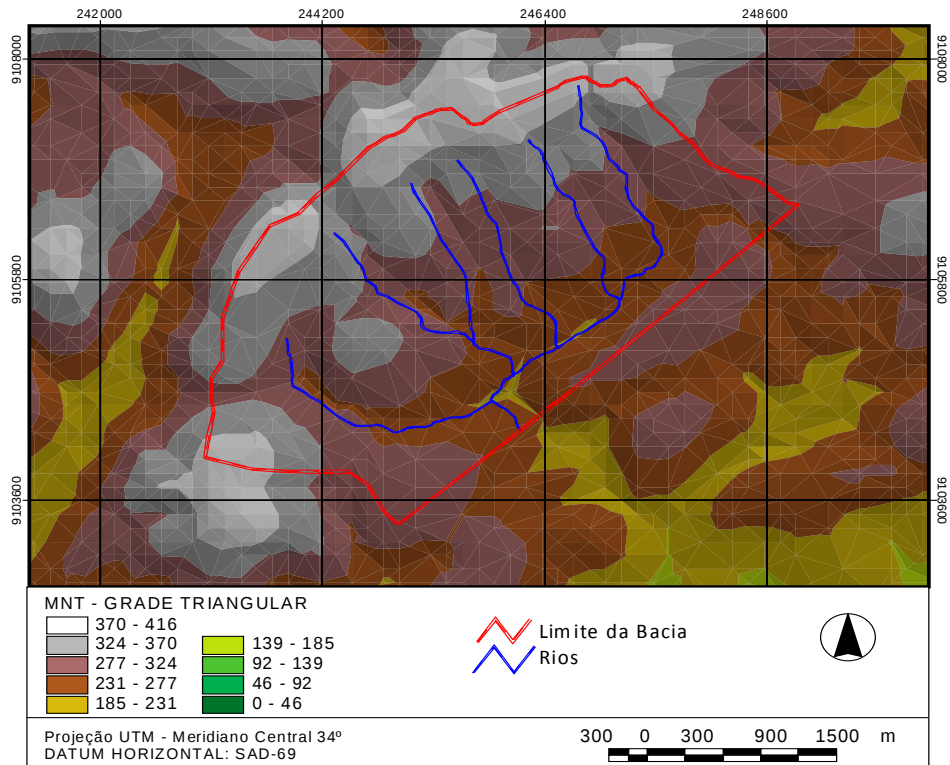
3.6.2.2. Discretização da Bacia do Alto Gameleira em Planos e Canais

No KINEROS2, a bacia é representada no modelo como uma sequência de elementos de planos e canais. Então, para modelarmos o processo de escoamento superficial em tal bacia, deve-se inicialmente realizar a discretização da mesma em elementos planos e canais.

Para a modelagem hidrológica, a parte alta da bacia experimental do riacho Gameleira foi dividida em 58 elementos, dos quais 40 são planos e 18 são canais, baseando-se nos mapas digitais de elevação do terreno (Figura 3.13), de tipos de solo da bacia (Figura 3.3).

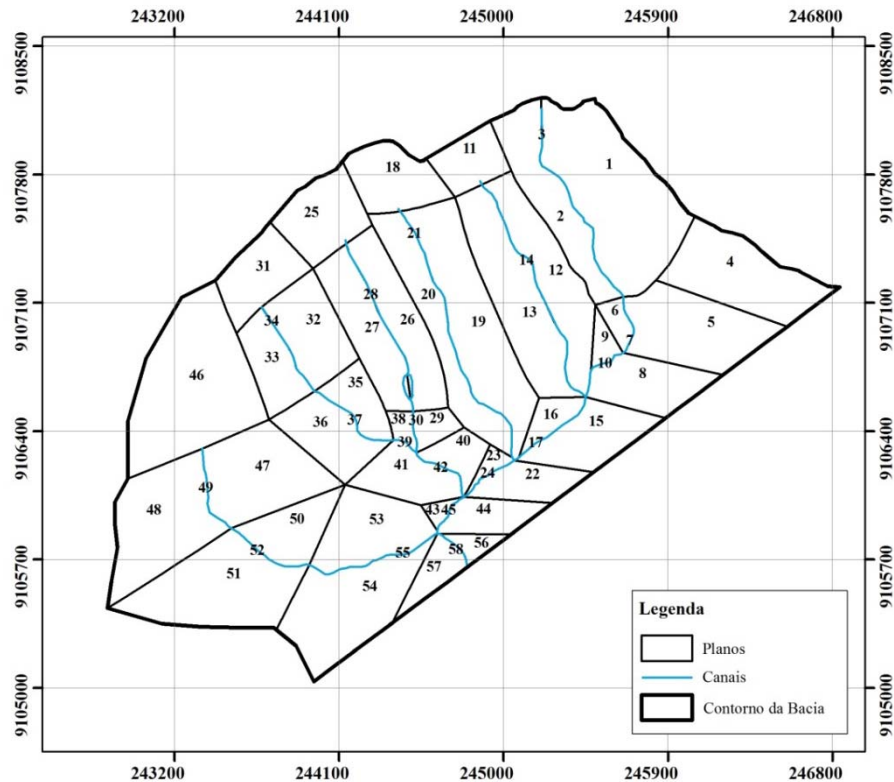
A bacia do alto Gameleira foi discretizada (Figura 3.14), com o objetivo de tornar cada elemento plano ou canal o mais homogêneo possível, ou seja, com uma declividade constante e com um mesmo tipo de solo. Cada elemento plano foi transformado em retângulos, cujas dimensões foram determinadas medindo-se as linhas de fluxo definidas pelas curvas de nível do mapa de relevo, cujo valor seria o comprimento do plano. A largura do plano foi determinada dividindo-se a área do elemento plano medida no mapa, pelo comprimento da linha de fluxo. As declividades dos elementos planos e canais foram determinados pelo quociente entre a diferença de cota ao longo da linha de fluxo pelo comprimento da própria linha de fluxo.

Figura 3.13 – Modelo digital de elevação da Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: Paiva *et al.* (2008).

Figura 3.14 – Discretização da Bacia do Alto Gameleira em Planos e Canais.



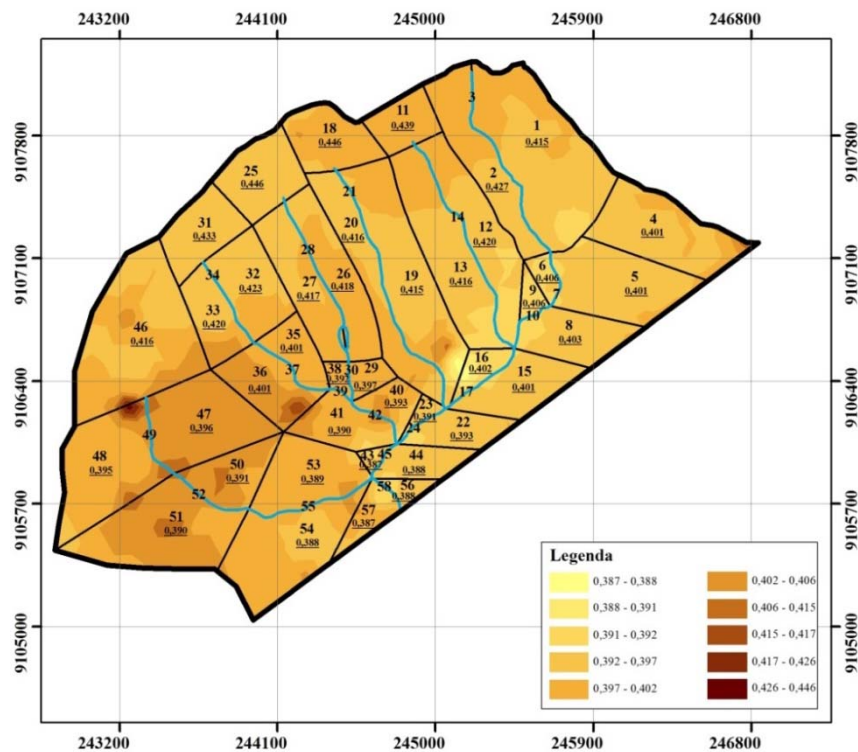
Fonte: O autor.

3.6.2.3. Parametrização do modelo KINEROS2

A partir dos resultados dos ensaios de infiltração realizados na área de estudo foram produzidos mapas da distribuição espacial dos parâmetros mais importantes utilizados na modelagem do escoamento superficial, permitindo assim se considerar a variabilidade espacial dos mesmos no processo de simulação, um diferencial deste trabalho.

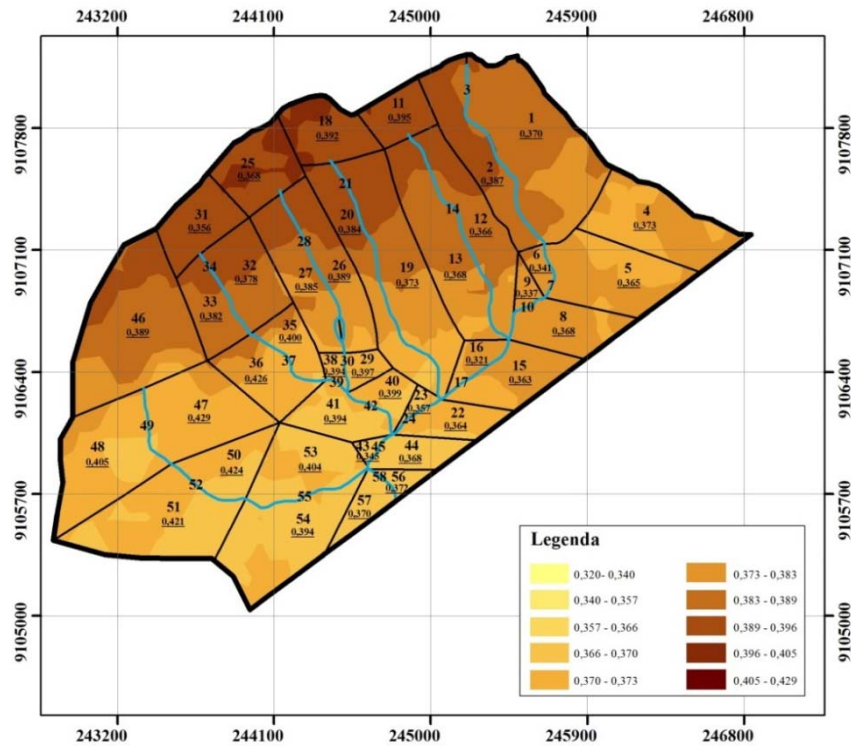
Vale ressaltar que apesar do modelo KINEROS2 ter a capacidade de considerar as características distintas dos planos e dos canais, por falta de dados medidos das propriedades pedológicas, a maioria dos trabalhos que empregam modelos de base física, consideram os mesmos valores das características dos solos para todos os planos da bacia, procedimento não efetuado neste trabalho devido à existência de dados coletados. Os valores médios observados para cada um dos elementos (planos) foram os adotados, como representado nas Figuras 3.15, 3.16, 3.17 e 3.18.

Figura 3.15 – Mapa da distribuição espacial da porosidade na Bacia do Alto Gameleira.



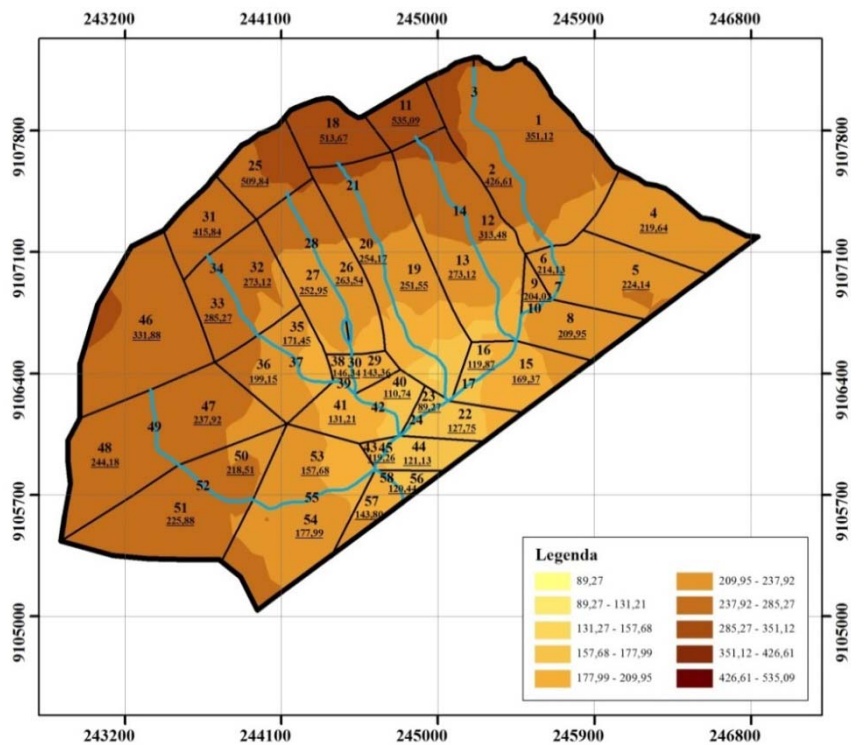
Fonte: O autor.

Figura 3.16 – Mapa da distribuição espacial do tamanho dos poros na Bacia do Alto Gameleira.



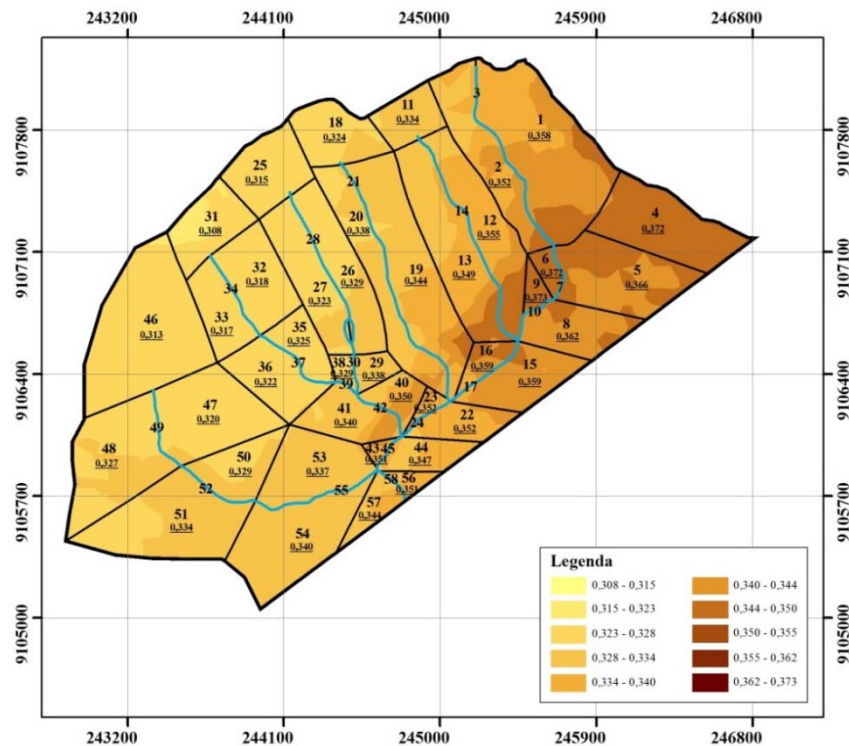
Fonte: O autor.

Figura 3.17 – Mapa da distribuição espacial da condutividade hidráulica (mm/h) na Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: O autor.

Figura 3.18 – Mapa da distribuição espacial da saturação inicial do solo na Bacia do Alto Gameleira.



Fonte: O autor.

De acordo com as amostras coletadas, nos pontos onde foram realizados os ensaios de infiltração, para análise granulométrica verificou-se que na maioria dos pontos foi identificado à classificação textural como franco arenosos. A partir desta informação foi adotado o valor de 150 para o parâmetro G, sendo este o valor recomendado por Rawls et. al. (1982) apud Woolhiser et. al. (1990).

O coeficiente de rugosidade de Manning, inicialmente, foi baseado de acordo com o tipo de textura do solo para cada plano da bacia.

Entretanto, foi necessária a calibração do mesmo a fim de melhorar o ajuste entre os hidrogramas observados e simulados, através do método de tentativa e erro. Vale salientar que nesta fase da simulação foram empregados dados de todos os pluviômetros existentes na bacia, buscando fazer com que a variabilidade espaço-temporal da chuva também fosse representada no resultado.

A calibração da lâmina escoada foi realizada, pelo método de tentativa e erro, buscando aproximar o pico (vazão máxima) e a forma dos hidrogramas calculados aos observados, para todos os eventos avaliados. Esse método, apesar de ser mais laborioso, mostra resultados bem mais consistentes do que quando calibrados pelo total de lâmina

escoada em cada evento. A correlação foi o método utilizado como critério de avaliação dos resultados.

3.6.2.3. Efeito da Variabilidade Espacial da Precipitação

Araújo et al. (2008), avaliando as consequências da densidade de estações pluviométricas sobre as estimativas de vazões e sobre a avaliação de disponibilidade hídrica na bacia experimental de Aiuaba mostraram, a partir dos resultados obtidos, a importância da densidade de informações de qualidade quando se deseja confiabilidade no planejamento dos recursos hídricos. Os autores recomendam a utilização de uma estação pluviométrica ou pluviográfica a cada quatro km² ou mais densa para atender à qualidade demandada por uma bacia experimental.

Osborn et al. (1972), utilizando os dados de uma bacia experimental no Arizona com uma densa rede de postos, concluíram que mesmo em bacias menores que 1,6 km² a distribuição espaço-temporal da chuva tem um efeito importante no volume escoado e na vazão máxima.

Com o objetivo de analisar o efeito da variabilidade espacial da precipitação sobre o escoamento superficial simulado na Bacia do Alto Gameleira com o modelo KINEROS2, foram estabelecidos “cenários” para simular o evento mais bem representado no processo de modelagem. Ou seja, o evento que levou ao maior valor de R² e o menor valor de erro percentual entre o valor observado e o valor calculado de volume escoado. Cada cenário é caracterizado pela forma como os arquivos de chuva, utilizados pelo modelo KINEROS2, foram montados. Os cenários propostos visam permitir a análise dos efeitos da variabilidade espacial da precipitação sobre o escoamento superficial.

O cenário C1 corresponde ao arquivo de chuva montado com os dados observados na estação Pluviométrica. O cenário C2 corresponde ao arquivo de chuva montado com os dados observados na estação Plu-Umididade. O cenário C3 corresponde ao arquivo de chuva montado com os dados observados na estação Climatológica.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO NA BACIA DO RIO TAPACURÁ

4.1.1. Estatística Descritiva dos Dados

A partir da análise exploratória dos dados de precipitação verificou-se a necessidade de fazer uma transformação logarítmica na série a ser avaliada, pois os valores do coeficiente de variação (CV) ficaram acima de 1 (um). Para Andriotti (2003), essa alteração é aconselhável quando tal comportamento é verificado.

Após a referida modificação nos dados de precipitação uma análise das principais estatísticas dos mesmos foi realizada. A Tabela 4.1 apresenta os resultados da estatística descritiva realizada para a série de dados avaliados.

A partir dos resultados mostrados na Tabela 4.1 é possível verificar os parâmetros estatísticos para a série de dados avaliados, onde os valores da média e mediana permanecem próximos. A distribuição log-normal dos dados foi formalmente confirmada comparando-se os valores de D_t (KS) com o valor admissível $D_{c,n,5\%}$ (KS) do teste de Kolmogorov-Smirnov.

Ao analisar os valores dos desvios padrão verifica-se que estes se apresentaram, na maioria das vezes, sempre menores para os anos úmidos apresentando valores anuais entre 0,132 e 0,221 denotando para estes anos uma menor dispersão dos valores observados para eles anos em torno da média. Para a variância o mesmo comportamento foi verificado, ocorrendo o menor valor (0,017), para esse parâmetro no ano úmido de 1985.

As análises estatísticas revelaram também que para os anos secos o coeficiente de variação (CV) foi maior que nos úmidos, apresentando valores anuais entre 5,6 e 10,3% para os anos secos, em comparação com os valores anuais entre 4,3 e 7,3% para os úmidos. Esse comportamento também foi verificado por Fontes et al. (2007), estudando a dependência espacial da precipitação na bacia do rio Jacuípe, que drena uma área de 12.163 km², no Estado da Bahia. De acordo com a classificação sugerida por Warrick & Nielsen (1980), os valores de CV denotaram uma baixa variabilidade para a série dos dados analisados.

Tabela 4.1 - Resumo da estatística descritiva para o logaritmo da precipitação anual na Bacia do Rio Tapacurá

Estatística Descritiva do Logaritmo da Precipitação								
Ano	Classe do Ano	Média (mm)	Mediana (mm)	Desvio Padrão (mm)	Variância (mm)²	CV (%)	D_t (KS)	D_{c,n,5%} (KS)
1970	Normal	2,838	2,766	0,242	0,058	8,519	0,125	0,177
1971	Normal	2,833	2,835	0,197	0,039	6,945	0,079	0,177
1972	Úmido	2,900	2,856	0,185	0,034	6,382	0,119	0,177
1973	Normal	2,837	2,819	0,225	0,050	7,914	0,161	0,177
1974	Úmido	3,006	2,991	0,154	0,024	5,122	0,054	0,177
1975	Úmido	2,957	2,934	0,169	0,029	5,727	0,115	0,177
1976	Normal	2,837	2,842	0,218	0,047	7,676	0,126	0,177
1977	Úmido	3,012	2,996	0,166	0,028	5,515	0,090	0,177
1978	Úmido	3,002	2,947	0,173	0,030	5,752	0,135	0,177
1979	Normal	2,781	2,765	0,289	0,083	10,376	0,119	0,177
1980	Normal	2,775	2,738	0,279	0,078	10,066	0,139	0,177
1981	Normal	2,835	2,847	0,154	0,024	5,432	0,101	0,177
1982	Normal	2,816	2,728	0,248	0,062	8,824	0,151	0,177
1983	Seco	2,718	2,647	0,239	0,057	8,793	0,127	0,177
1984	Úmido	2,948	2,899	0,196	0,039	6,656	0,139	0,177
1985	Úmido	3,060	3,047	0,132	0,017	4,322	0,096	0,177
1986	Úmido	3,041	3,032	0,221	0,049	7,271	0,119	0,177
1987	Normal	2,776	2,724	0,240	0,058	8,648	0,106	0,177
1988	Úmido	2,948	2,920	0,182	0,033	6,177	0,106	0,177
1989	Úmido	3,008	2,978	0,173	0,030	5,753	0,109	0,177
1990	Normal	2,771	2,691	0,270	0,073	9,742	0,143	0,177
1991	Normal	2,816	2,775	0,215	0,046	7,644	0,156	0,177
1992	Úmido	2,943	2,868	0,184	0,034	6,239	0,118	0,177
1993	Seco	2,568	2,444	0,263	0,069	10,257	0,119	0,177
1994	Úmido	2,955	2,876	0,186	0,034	6,285	0,163	0,177
1995	Normal	2,882	2,831	0,150	0,023	5,213	0,143	0,177
1996	Úmido	2,964	2,917	0,144	0,021	4,848	0,146	0,177
1997	Úmido	2,953	2,915	0,149	0,022	5,051	0,118	0,177
1998	Seco	2,666	2,672	0,215	0,046	8,048	0,163	0,177
1999	Seco	2,782	2,733	0,156	0,024	5,607	0,143	0,177
2000	Úmido	3,048	3,047	0,191	0,037	6,273	0,147	0,177
2001	Normal	2,864	2,812	0,180	0,032	6,274	0,140	0,177

D_t (KS) = $\max [F(X)-G(X)]$, em que $F(X)=P(X \leq x)$ e $G(X)$ são as frequências acumuladas dos valores observados;

$D_{c,n,5\%}$ (KS) é o valor crítico do teste KS para $n= N^\circ$ de postos.

4.1.2. Modelagem e Análise da Continuidade Espacial

Na Tabela 4.2 pode ser visualizado o resultado da análise geoestatística dos dados com o modelo de melhor ajuste e seus respectivos parâmetros (efeito pepita = C_0 ; patamar = C_0+C_1 e alcance = a), a dependência espacial e o índice IGF para a série de dados analisada.

Os resultados mostram que os dados apresentaram dependência espacial, ou seja, a variação média entre duas observações é uma função da distância entre elas. Dos principais modelos de semivariogramas teóricos testados, o que melhor se ajustou ao semivariograma experimental foi o modelo Gaussiano (Gauss). Observando-se uma forte (Fort) dependência espacial entre os dados, uma vez que os valores da razão entre o efeito pepita e o patamar ($[C_0/(C_0+C_1)] \times 100$), mantiveram-se inferiores a 25%, limite superior determinado por Cambardella et al. (1994) para caracterizar uma forte dependência entre os dados. O maior valor observado foi de 16,33% para o ano de 1974 (Úmido), denotando-se que para este ano o valor do efeito pepita (C_0) foi menor ou igual a 16,33% do patamar (C_0+C_1).

Salgueiro (2005) avaliando a rede pluviométrica e a variabilidade espacial da precipitação na bacia do rio Ipojuca em Pernambuco observou, conforme proposto por Cambardella et al. (1994), uma forte dependência espacial para os dados de precipitação média anual analisados.

Tabela 4.2 – Resumo da análise geoestatística para o logaritmo da precipitação anual na Bacia do Rio Tapacurá

Análise Geoestatística do Logaritmo da Precipitação								
Ano	Classe do Ano	Modelo Ajustado	C₀	C₀+C₁	[C₀/(C₀+C₁)]x100	Dependência Espacial	Alcance (km)	IGF
1970	Normal	Gauss	0,002	0,123	1,629%	Fort	161,432	0,011
1971	Normal	Gauss	0,005	0,067	6,722%	Fort	142,313	0,013
1972	Úmido	Gauss	0,004	0,069	5,777%	Fort	168,164	0,009
1973	Normal	Gauss	0,004	0,109	3,669%	Fort	164,690	0,015
1974	Úmido	Gauss	0,006	0,038	16,326%	Fort	161,222	0,007
1975	Úmido	Gauss	0,004	0,056	6,536%	Fort	166,464	0,007
1976	Normal	Gauss	0,005	0,092	5,537%	Fort	163,064	0,013
1977	Úmido	Gauss	0,003	0,054	5,776%	Fort	162,713	0,009
1978	Úmido	Gauss	0,003	0,057	5,014%	Fort	157,749	0,014
1979	Normal	Gauss	0,008	0,169	4,821%	Fort	164,764	0,015
1980	Normal	Gauss	0,002	0,163	1,326%	Fort	162,854	0,018
1981	Normal	Gauss	0,006	0,040	13,924%	Fort	161,149	0,010
1982	Normal	Gauss	0,004	0,121	3,367%	Fort	154,286	0,015
1983	Seco	Gauss	0,002	0,122	1,633%	Fort	152,513	0,018
1984	Úmido	Gauss	0,003	0,075	3,681%	Fort	145,713	0,022
1985	Úmido	Gauss	0,004	0,030	12,307%	Fort	157,890	0,011
1986	Úmido	Gauss	0,006	0,096	6,253%	Fort	159,590	0,018
1987	Normal	Gauss	0,004	0,116	3,442%	Fort	161,222	0,013
1988	Úmido	Gauss	0,003	0,063	4,500%	Fort	154,349	0,011
1989	Úmido	Gauss	0,002	0,055	3,921%	Fort	149,249	0,018
1990	Normal	Gauss	0,002	0,151	1,377%	Fort	152,513	0,017
1991	Normal	Gauss	0,002	0,094	2,218%	Fort	157,822	0,012
1992	Úmido	Gauss	0,002	0,065	3,728%	Fort	154,281	0,013
1993	Seco	Gauss	0,002	0,135	1,544%	Fort	149,186	0,016
1994	Úmido	Gauss	0,003	0,072	3,824%	Fort	157,754	0,017
1995	Normal	Gauss	0,004	0,039	9,068%	Fort	156,054	0,016
1996	Úmido	Gauss	0,004	0,039	9,175%	Fort	155,986	0,014
1997	Úmido	Gauss	0,003	0,040	7,693%	Fort	154,354	0,009
1998	Seco	Gauss	0,003	0,090	3,386%	Fort	157,822	0,008
1999	Seco	Gauss	0,003	0,046	6,707%	Fort	156,049	0,016
2000	Úmido	Gauss	0,004	0,066	5,557%	Fort	145,645	0,013
2001	Normal	Gauss	0,004	0,059	6,101%	Fort	156,049	0,009

Os alcances foram praticamente os mesmos, variando de 142,3 a 168,3 km, sendo os maiores valores observados nos anos normais com precipitação em torno da média histórica (849,7). Amaral et al. (2004) fazendo uma análise espacial de eventos máximos de precipitação pelo método geoestatístico nas bacias do alto São Francisco e alto rio Doce observaram que, na grande maioria dos anos avaliados, o valor do alcance ficou entre 110 e 200 km.

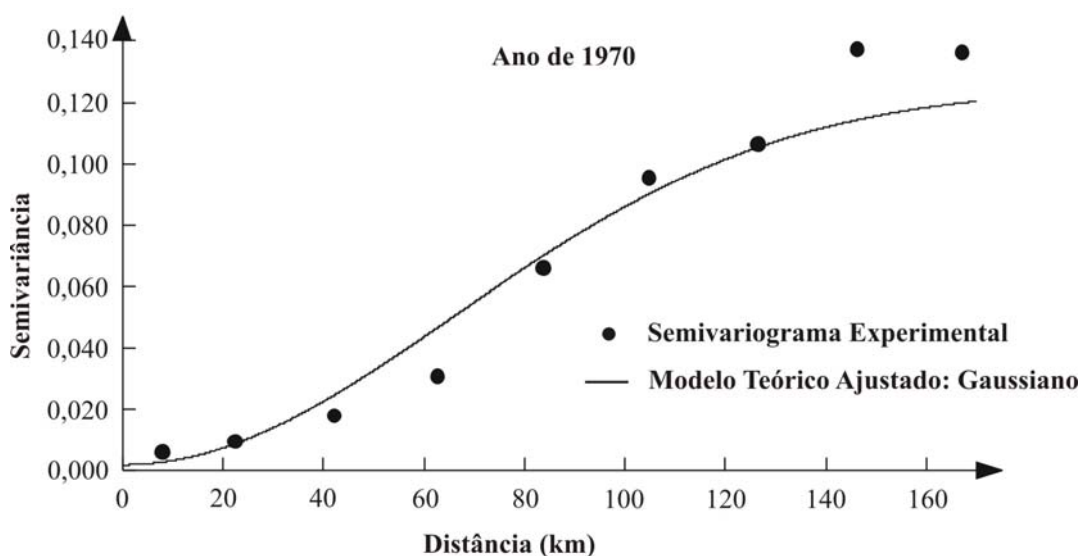
Os valores do IGF (*Indicative goodness of fit*) foram praticamente os mesmos, estando estes também próximos de zero. O maior valor foi de 0,022 para o ano de 1984 (Úmido). A aproximação dos valores observados para todos os anos de zero é uma indicação de um bom ajuste dos semivariogramas experimentais ao modelo teórico escolhido.

Como forma de melhor visualização dos semivariogramas experimentais e o modelo ajustado para alguns dos anos verificados, nas Figuras 4.1, 4.2 e 4.3.

Observa-se que a descontinuidade do semivariograma para curtos espaçamentos ou efeito pepita (C_0), foi mais acentuada na Figura 4.3 do que nas Figuras 4.1 e 4.2, respectivamente. Esse comportamento, mais marcante, verificado para o semivariograma do ano de 2000 pode ser atribuído à variabilidade natural da precipitação nesse ano.

O valor do patamar (C_0+C_1), ou da semivariância correspondente ao ponto em que se verifica a estabilização do semivariograma é praticamente o mesmo nas Figuras 4.1 e 4.2. Sendo este ligeiramente maior para o ano de 1993 (Figura 4.2).

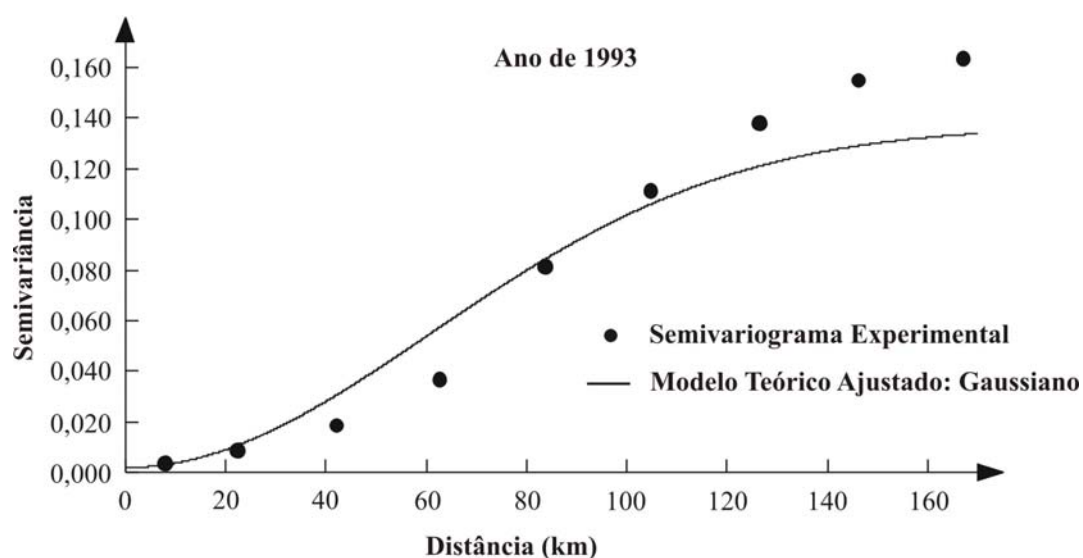
Figura 4.1 – Semivariograma experimental e modelo ajustado para o ano normal de 1970.



Fonte: O autor.

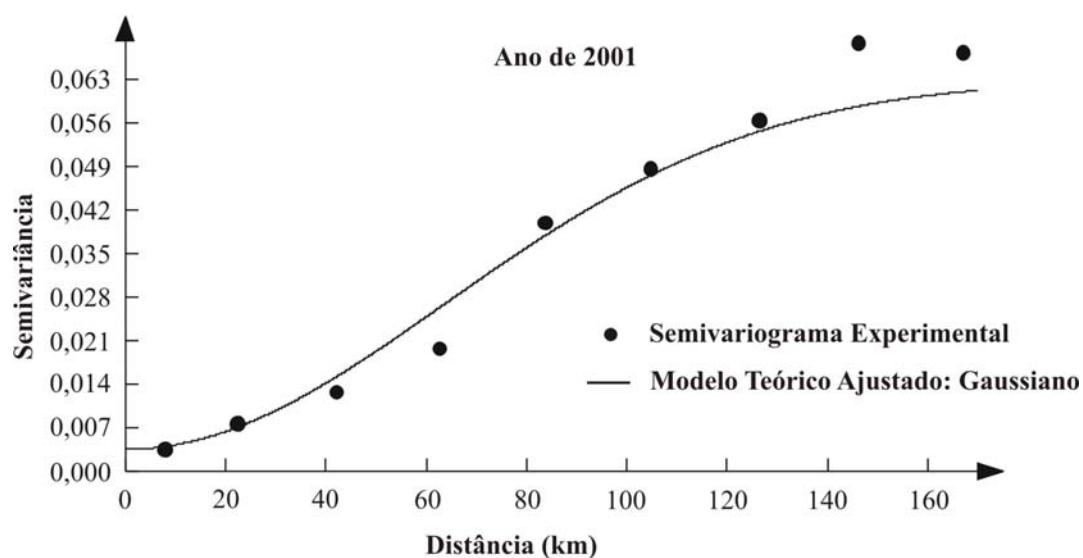
O valor do alcance (a), ou da distância a partir da qual as amostras passam a ser independentes é praticamente o mesmo nas Figuras 4.2 e 4.3. Verificando-se uma dependência espacial entre os dados para distâncias inferiores a 145 km.

Figura 4.2 – Semivariograma experimental e modelo ajustado para o ano seco de 1993.



Fonte: O autor.

Figura 3.3 – Semivariograma experimental e modelo ajustado para o ano úmido de 2001.

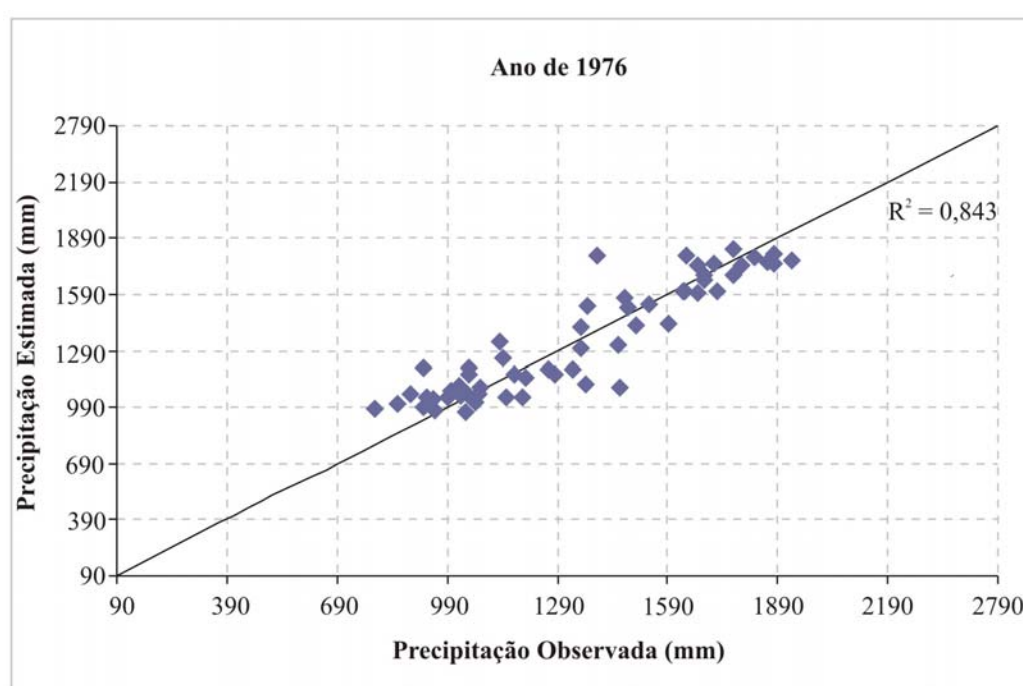


Fonte: O autor.

4.1.3. Verificação do Ajuste dos Modelos Teóricos aos Dados Experimentais de Precipitação

Uma visualização da significância dos ajustes dos modelos teóricos aos dados experimentais é apresentada nas Figuras 4.4, 4.5 e 4.6. Percebe-se um bom ajuste dos dados de precipitação estimados aos observados com valores de coeficiente de determinação (R^2) acima de 0,7 para a maioria dos anos da série avaliada.

Figura 4.4 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o ano normal de 1976.

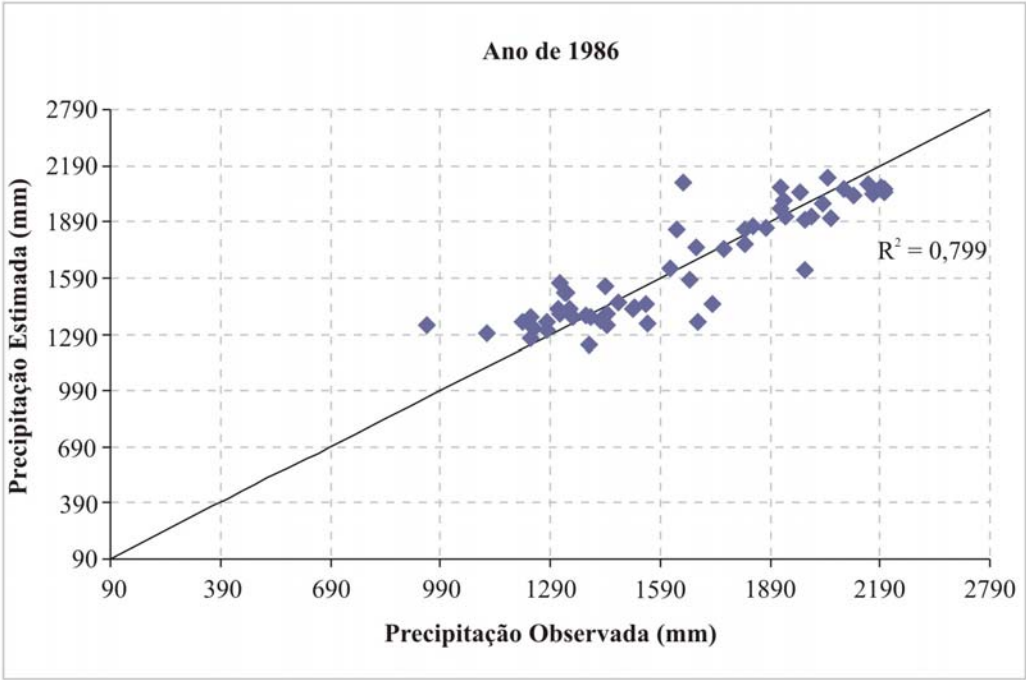


Fonte: O autor.

Analisando os períodos de regimes bastante diferenciados (anos úmidos e secos), apresentados nas Figuras 4.5 e 4.6, verifica-se que tanto para o ano de 1986 quanto para o ano de 1993 que o modelo teórico ajustado ao semivariograma experimental conseguiu uma boa representação do comportamento da precipitação para esses anos.

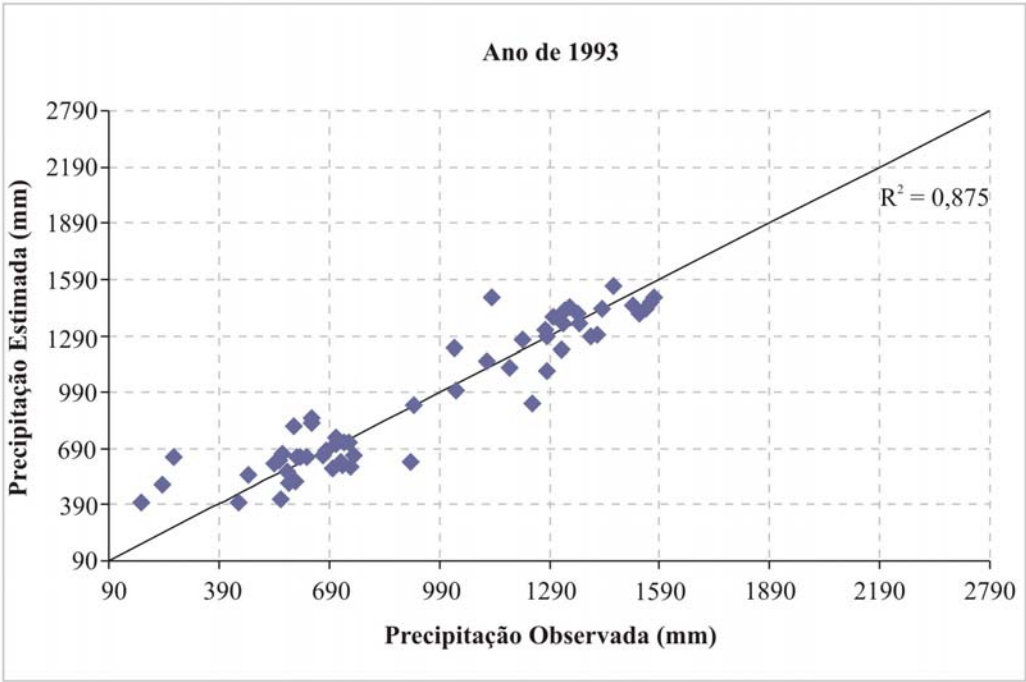
Observando-se, como era esperado, que as maiores amplitudes nos valores de precipitação computados foram observadas para o ano úmido de 1986, ficando os mesmos entre 990 e 2190 mm. E para o ano seco de 1993 permanecendo os mesmos entre 90 e 1590 mm.

Figura 4.5 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o ano úmido de 1986.



Fonte: O autor.

Figura 4.6 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o ano seco de 1998.



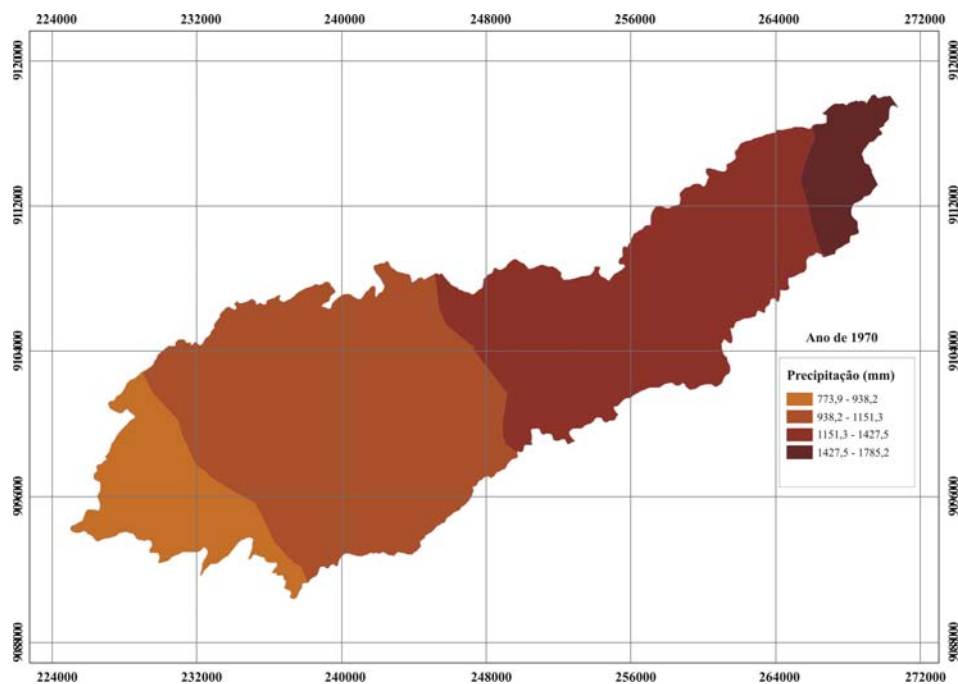
Fonte: O autor.

4.1.4. Mapas da Distribuição Espacial da Precipitação

Nas Figuras 4.7, 4.8 e 4.9 são apresentados os mapas da distribuição espacial da precipitação na bacia do rio Tapacurá produzidos a partir da análise geoestatística e a interpolação por krigagem ordinária utilizando o programa ArcMap na versão 8.1 (ESRI, 2001).

Os cenários de distribuição espacial demonstraram que, mesmo em períodos de regime bem diferenciados (anos secos, normais e úmidos), a precipitação mantém aproximadamente um padrão de distribuição semelhante com os valores de maior amplitude ocorrendo nas proximidades do litoral corroborando com o regime de distribuição das chuvas na bacia do rio Tapacurá.

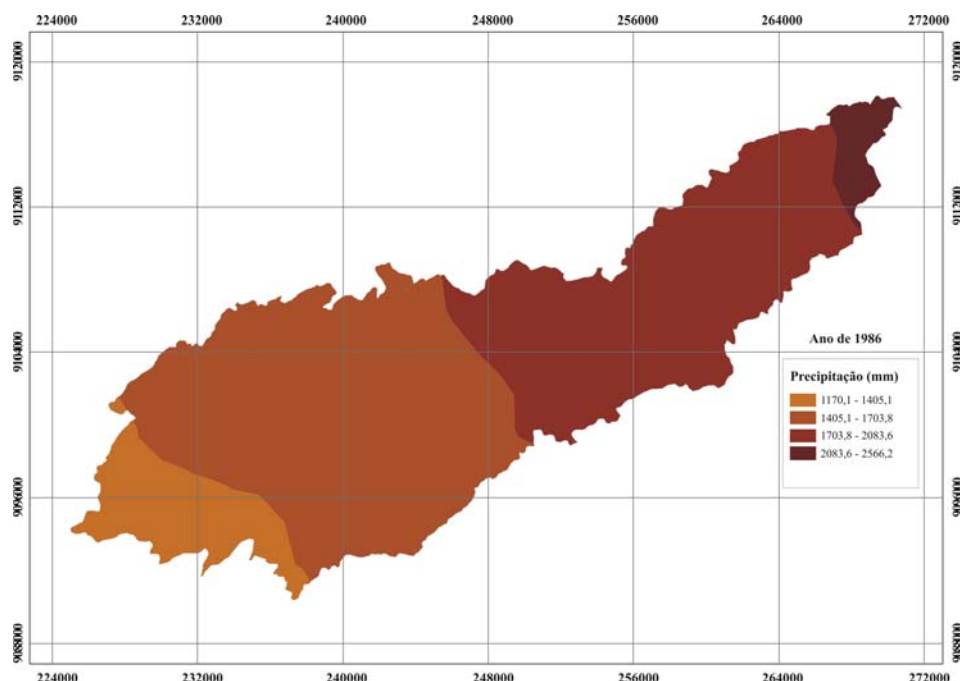
Figura 4.7 – Distribuição espacial da precipitação (mm) na Bacia do Rio Tapacurá no ano normal de 1970.



Fonte: O autor.

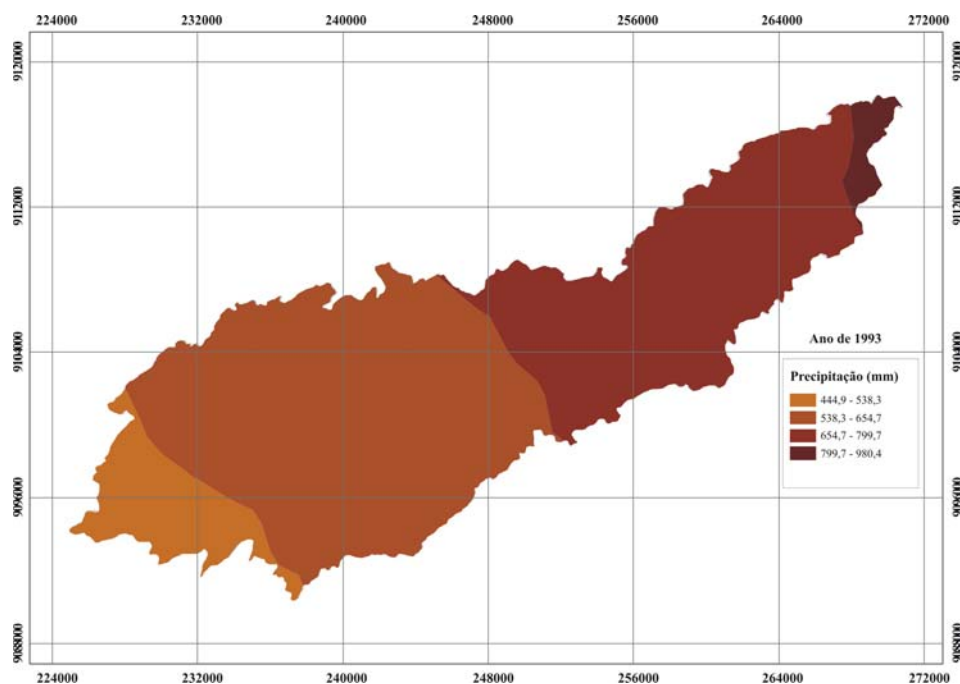
Analisando os períodos de regimes bastante diferenciados (anos úmidos e secos), apresentados nas Figuras 4.8 e 4.9, verifica-se também que a precipitação tem seus valores aumentando na direção do litoral. Esse comportamento, observado para os anos de 1986 e 1993, confirma o que foi dito anteriormente sobre o regime de chuva na área de estudo.

Figura 4.8 – Distribuição espacial da precipitação (mm) na Bacia do Rio Tapacurá no ano úmido de 1986.



Fonte: O autor.

Figura 4.9 – Distribuição espacial da precipitação (mm) na Bacia do Rio Tapacurá no ano seco de 1993.

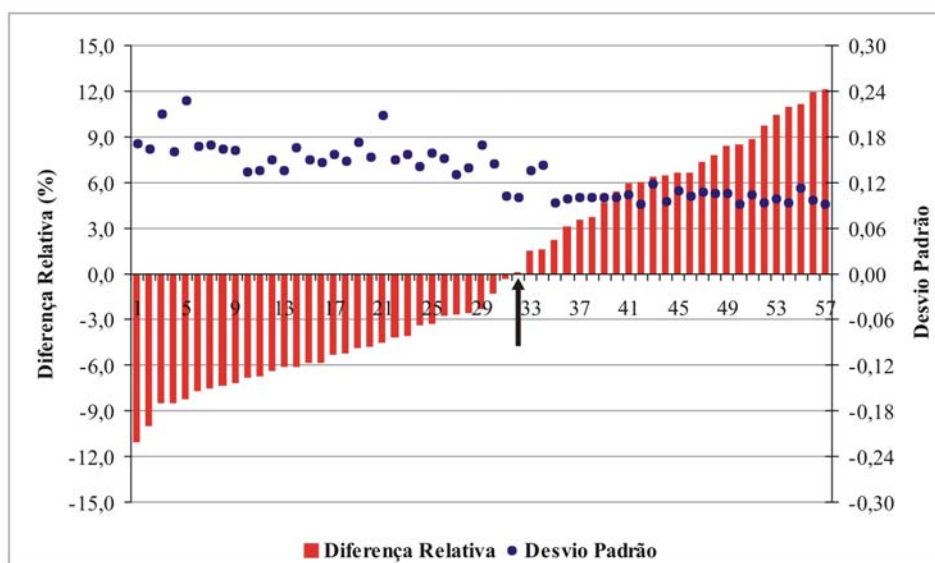


Fonte: O autor.

4.1.5. Avaliação da Estabilidade Temporal da Precipitação

A Figura 4.10 apresenta a diferença relativa média intertemporal e desvio padrão da precipitação. Observa-se que há valores que subestimam ($DR < 0$) ou superestimam ($DR > 0$) os valores médios verificados para a precipitação, independentemente do ano de observação.

Figura 4.10 – Diferença relativa intertemporal e desvio padrão para a precipitação (mm), listada do menor para o maior valor. Os números referem-se aos locais (postos) de medida.

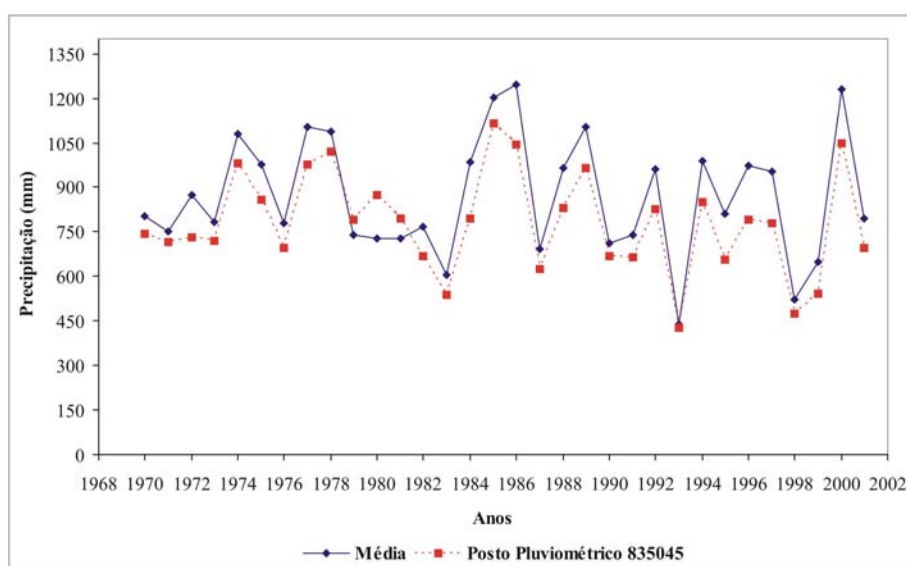


Fonte: O autor.

Como destacado na Figura 4.10 o ponto 32, o qual corresponde ao posto pluviométrico 835045 (Figura 3.12), foi o local de medida da precipitação que apresentou a diferença relativa mais próxima de zero. O posto 835045 foi escolhido, em função do valor da diferença relativa, como o ponto que mais se aproximou do valor médio da precipitação no tempo dentro da área de estudo.

Na Figura 4.11, verifica-se o comportamento da precipitação observada no posto pluviométrico 835045 com relação a a precipitação média, denotando a existência de uma estabilidade temporal para os dados observados nesse posto. Sendo que esse comportamento observado confirma a afirmação anterior.

Figura 4.11 – Comparação entre valores médios da precipitação e a precipitação observada no posto pluviométrico 835045.



Fonte: O autor.

Comparando-se a precipitação medida no posto 835045, com a média histórica dos dados, verifica-se que há uma tendência de diminuição do padrão de chuva nesse local para a maioria dos anos da série avaliada. Na Figura 4.12 apresenta-se denotado esse comportamento.

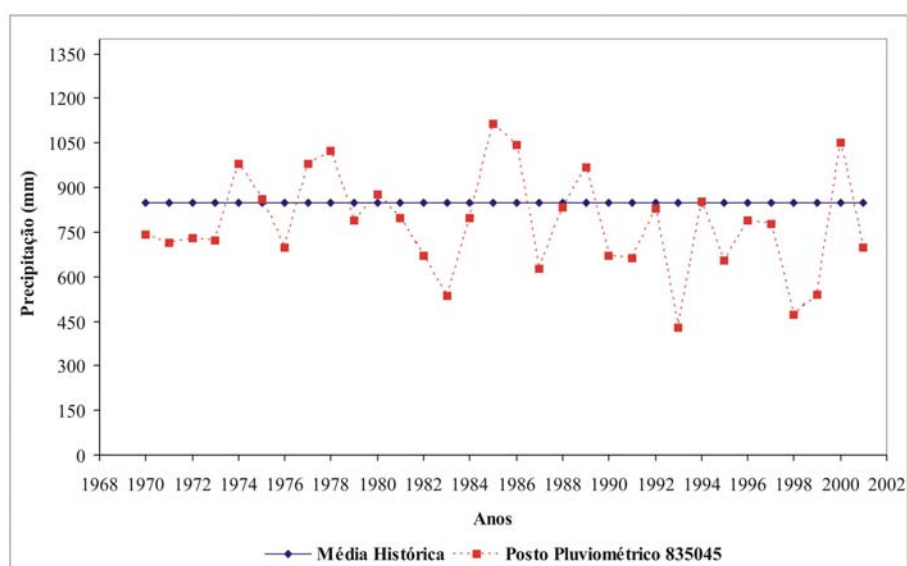
A partir do resultado da análise de regressão linear simples, apresentado na Figura 4.13, verifica-se que o valor negativo do coeficiente angular da reta de melhor ajuste aos dados observados no posto 835045 é a confirmação do comportamento anteriormente observado. Denotando-se, a partir do resultado do teste estatístico *S* o qual segue a distribuição *t* de *Student* com $n-2$ graus de liberdade, que essa tendência de diminuição do padrão da chuva não é estatisticamente significativa haja vista que o valor da estatística do teste ($t_0 = 1,197$) foi menor do que o valor crítico da estatística do teste ($t_c = 1,697$) para um nível de significância de 10%.

Prudêncio et al. (1999), analisando dados de 32 estações pluviométricas do litoral de Santa Catarina, com séries de dados variando entre 1961 a 1995, constataram que em doze estações houve aumento significativo na precipitação total anual, em uma houve diminuição, e nas restantes não houve tendência significativa.

Dai et al. (1997) apresentaram estudos sobre a variação da distribuição da precipitação na superfície do planeta no período de 1900 a 1988, mostrando que em grande parte houve um

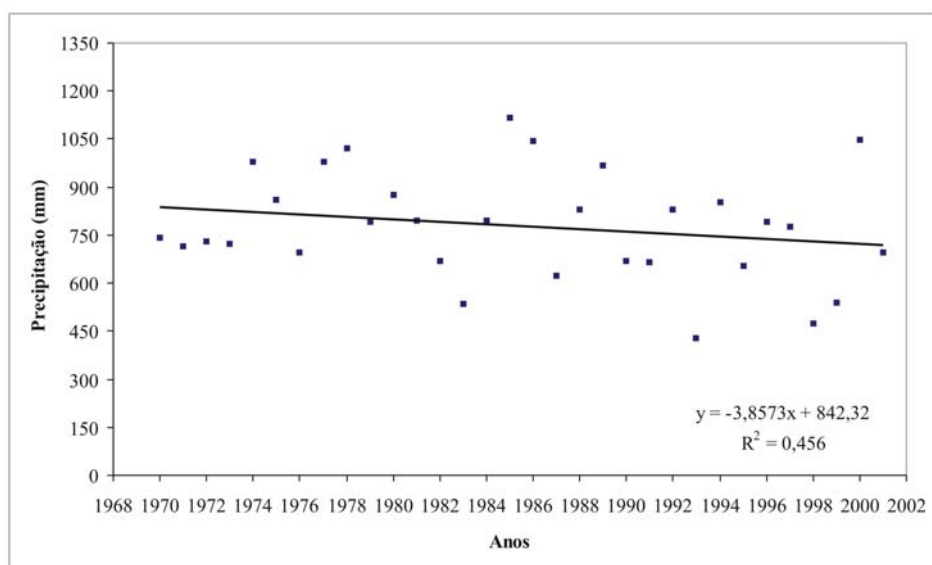
aumento da precipitação, porém em outras regiões foi registrada uma diminuição da precipitação.

Figura 4.12 – Comparação entre a precipitação no posto pluviométrico 835045 e a média histórica.



Fonte: O autor.

Figura 4.13 – Precipitação no posto pluviométrico 835045 (regressão linear).



Fonte: O autor.

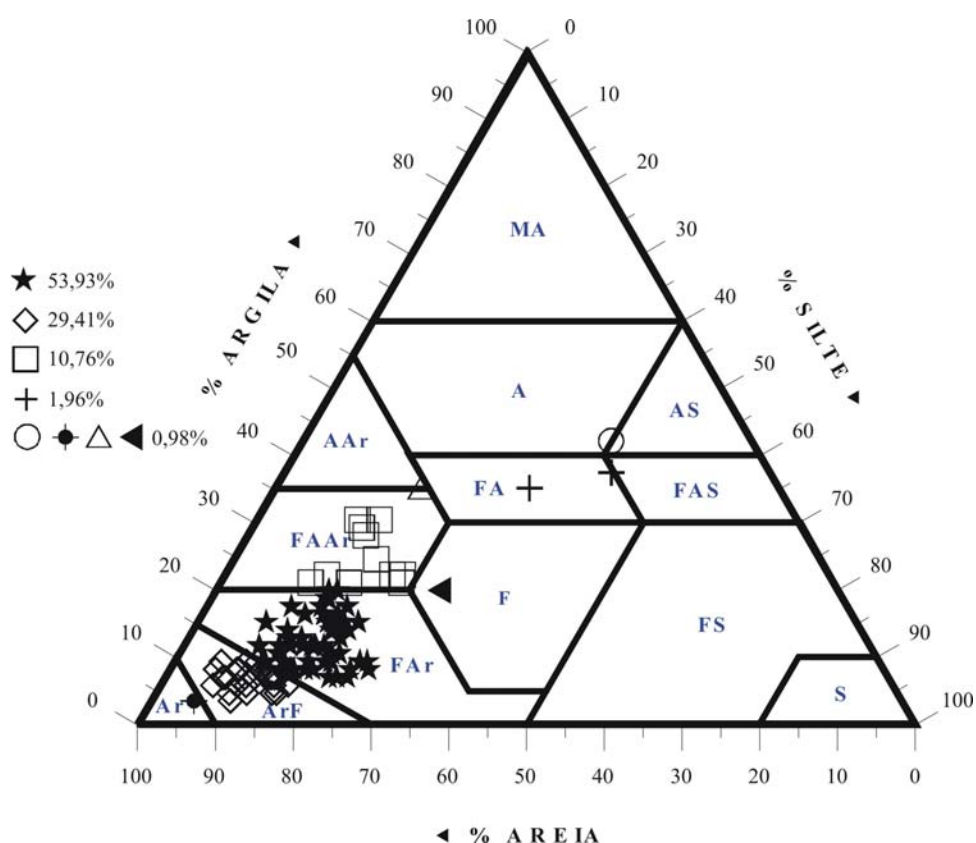
4.2. VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO NA BACIA EXPERIMENTAL DO RIACHO GAMELEIRA

4.2.1. Comportamento das Componentes Texturais e da Infiltração

A partir das curvas de distribuição dos tamanhos das partículas obtidas para cada ponto, foi possível determinar as frações de areia, silte e argila dos solos e, conseqüentemente, suas classes texturais conforme diagrama apresentado na Figura 4.14.

Figura 4.14 - Classes texturais dominantes dos solos nos pontos ensaiados na área. Ar: Areia;

ArF: Areia Franca; FAr: Franco Arenoso; F: Franco; FAAr: Franco Argilo Arenoso; FA: Franco Argiloso; FS: Franco Siltoso; S: Silte; FAS: Franco Argilo Siltoso; AS: Argila Siltosa; AAr: Argila Arenosa; A: Argila; MA: Muito Argiloso.

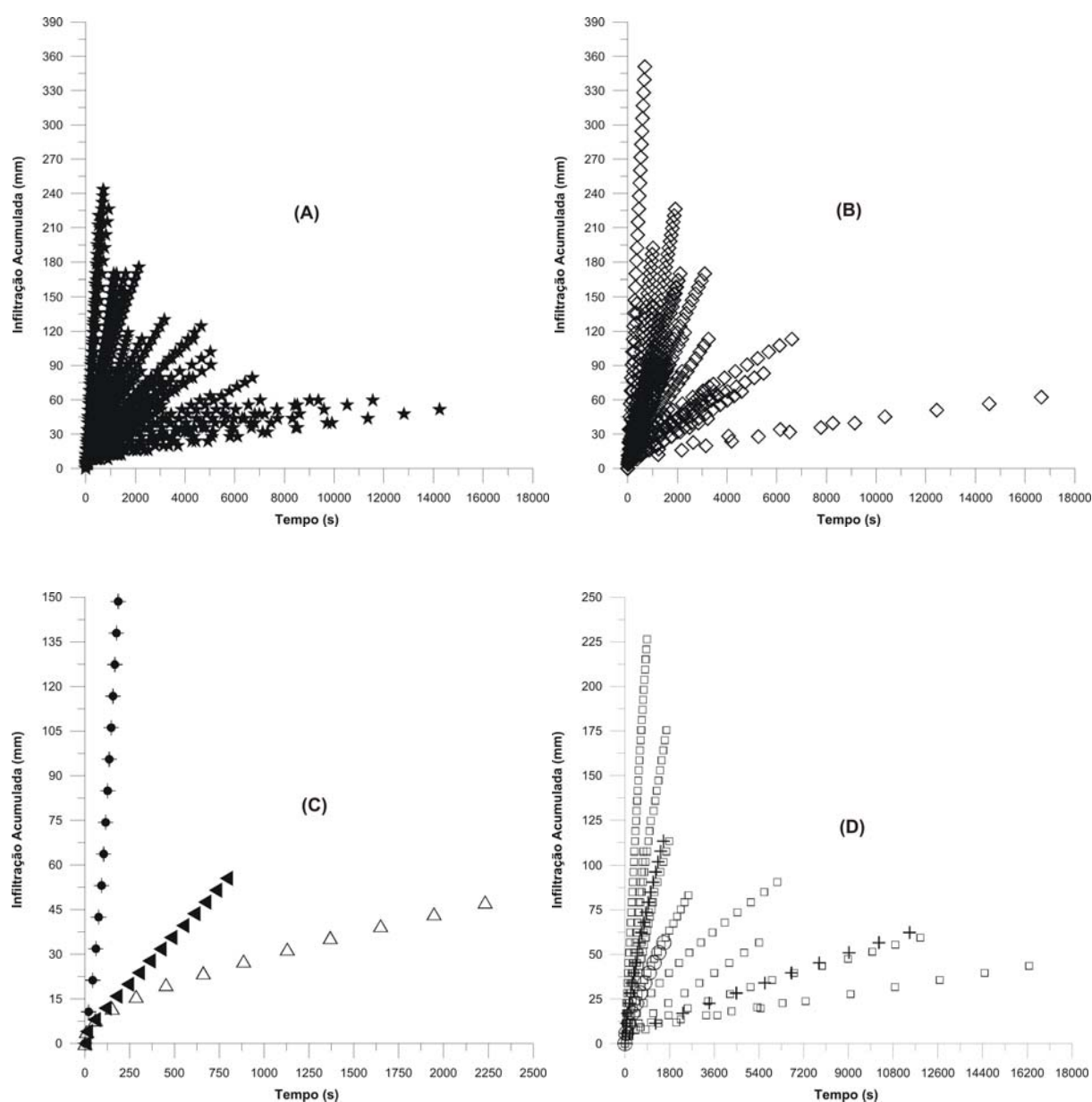


Fonte: O autor.

Dos 102 pontos amostrados na área de estudo, 65,69 % são de textura média (53,93 % são Franco Arenosos, 0,98 % são Franco e 10,78% são Franco Argilo Arenosos), 30,39 % são de textura arenosa (29,41 % de Areia Franca e 0,98 % de Areia) e 3,92 % são de textura argilosa (0,98 % são Argiloso, 1,98 % são Franco Argiloso e 0,98 % são Argilo Arenoso).

Os testes de infiltração (Figura 4.15) estão agrupados de acordo com a textura do solo (Figura 4.14). Por exemplo, 53,93 % dos testes de infiltração foram conduzidos na classe FAR (Figura 4.15a) e 29,41 % na classe ArF (Figura 4.15b). As comparações das lâminas de água medidas nas diferentes classes texturais demonstram diferenças qualitativas e quantitativas dos efeitos texturais e estruturais no fluxo de água.

Figura 4.15 – Infiltrações acumuladas em função do tempo para as classes texturais dominantes dos solos nos pontos. (A) FAR; (B) ArF; (C) Ar, AAr e F; (D) FA, A e FAAr.



Fonte: O autor.

Na maioria dos ensaios a duração do teste de infiltração variou de 200 até 4000 s, para uma variação de lâmina acumulada de 180 a 40 mm, respectivamente (Figura 3.15), desta forma, é possível observar uma variabilidade significativa dos fluxos de infiltração, o que pode ser interpretado como o efeito mais importante da heterogeneidade local; esta variabilidade, por sua vez, deve estar mais associada com os fatores estruturais do solo que com os texturais, uma vez que em uma mesma classe textural (por exemplo, a franco arenosa), existe uma variabilidade elevada nas lâminas infiltradas. Os fatores estruturais do solo podem estar associados à ativação hidráulica dos macroporos, durante a infiltração com pressão zero.

4.2.2. Análise Estatística e Geoestatística dos Dados

A partir A Tabela 4.3 apresenta os resultados da estatística descritiva realizada para a série de dados. A partir dos resultados mostrados é possível verificar os parâmetros estatísticos para a série de dados avaliados, onde a média e mediana permanecem próximas, sendo verificada uma distribuição normal para os valores de n , η e θ_s e log-normal os dados de K_s e $|h_g|$. O teste de Kolmogorov-Smirnov, cujo resultado também está presente na referida tabela, confirma a observação anterior.

Analisando a variabilidade espacial dos parâmetros das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$, obtidos com o método Beerkan, em dois solos cultivados na Paraíba, Souza et al. (2008) observaram também que os valores de n , η e θ_s se aproximam da distribuição normal e que os de K_s e $|h_g|$ se aproximam da distribuição log-normal. Em seus trabalhos Sisson & Wirenga (1981) e Luxmoore & Sharma (1980) verificaram também uma distribuição log-normal para K_s .

Tabela 4.3 - Resumo da estatística descritiva para os parâmetros estudados

Estatística	Parâmetros				
	n	η	$\theta_s(\text{cm}^3.\text{cm}^{-3})$	$\log K_s(\text{mm.s}^{-1})$	$\log h_g (\text{mm})$
Média	2,219	13,159	0,356	-1,655	1,426
Mediana	2,216	12,239	0,359	-1,680	1,411
Desvio Padrão	0,066	3,718	0,060	0,608	0,222
CV (%)	2,995	28,257	16,821	-36,759	15,567
$D_t(KS)$	0,048	0,130	0,056	0,051	0,067
$D_{c,n,5\%}(KS)$	0,133	0,133	0,133	0,133	0,133

$D_t(KS) = \max [F(X)-G(X)]$, em que $F(X)=P(X \leq x)$ e $G(X)$ são as frequências acumuladas dos valores observados;

$D_{c,n,5\%}(KS)$ é o valor crítico do teste KS para $n= N^\circ$ de postos.

Como o grau de variabilidade é dependente da natureza das propriedades que estão sendo examinadas, as propriedades do solo foram agrupadas de acordo com critérios utilizados por Warrick & Nielsen (1980), ou seja, em função dos seus respectivos coeficientes de variação (CV). Analisando-se os resultados explicitados na Tabela 4.3, pode-se observar que os parâmetros de formas n e η são, respectivamente, de baixa e média variabilidade; os valores de θ_s são classificados como de média variabilidade; os valores de $\log K_s$ e $\log |h_g|$ são também classificados como média variabilidade.

Souza et al. (2007) estudando a variabilidade espacial das propriedades hidrodinâmicas, obtidas com o método Beerkan, em uma bacia experimental do semi-árido paraibano também verificaram uma média variabilidade para a variável θ_s .

Gonçalves e Folegatti (1995), em pesquisas sobre a variabilidade espacial de uma Terra Roxa Estruturada, com o uso de irrigação, verificaram que os maiores valores de CV foram obtidos para a variável condutividade hidráulica do solo saturado.

Os resultados da análise geoestatística dos parâmetros avaliados estão apresentados na Tabela 4.4, com o modelo de melhor ajuste e seus respectivos parâmetros (efeito pepita = C_0 ; patamar = $C_0 + C_1$ e alcance = a), a dependência espacial e os valores do índice IGF. O modelo esférico foi escolhido, haja vista que se ajustou melhor às semivariâncias experimentais.

O modelo matemático esférico ajustado a todos os semivariogramas é o que predomina nos trabalhos em ciência do solo (Vieira, 1997; Souza et al., 2001; Carvalho et al., 2002). McBratney & Webster (1986) estudaram modelos de ajuste do semivariograma para as propriedades do solo e relataram que os modelos esférico e exponencial são os mais frequentemente encontrados.

Tabela 4.4 – Resumo da análise geoestatística dos parâmetros estudados

Análise Geoestatística	Parâmetros				
	n	η	$\theta_s(\text{cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3})$	$\log K_s(\text{mm} \cdot \text{s}^{-1})$	$\log h_g (\text{mm})$
Modelo Ajustado	Esférico	Esférico	Esférico	Esférico	Esférico
C_0	0,672	0,486	0,482	0,523	0,681
C_1	0,348	0,574	0,506	0,429	0,342
Alcance (km)	1,023	1,339	1,226	1,231	1,089
$[C_0/(C_0+C_1)] \times 100$	65,882	45,849	48,785	54,937	66,569
Dependência Espacial	Mode	Mode	Mode	Mode	Mode
IGF	0,013	0,041	0,011	0,005	0,002

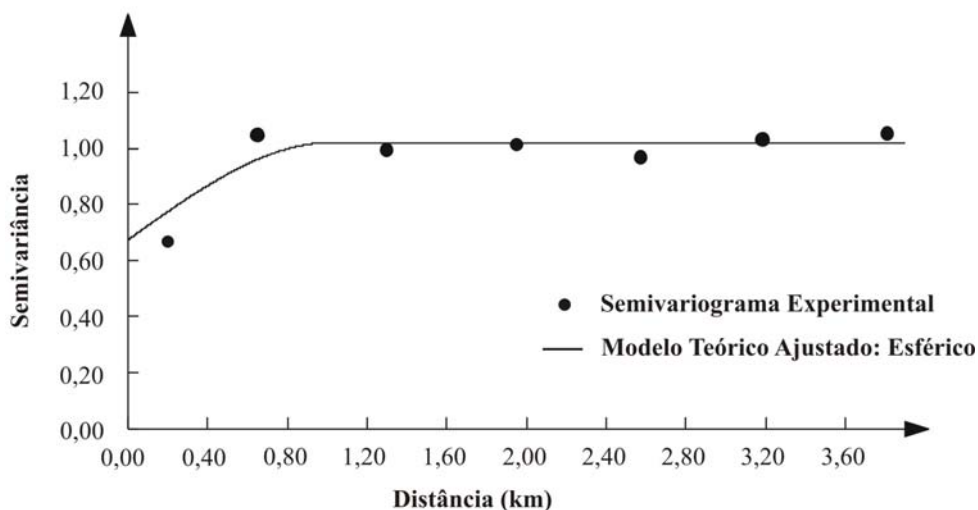
De acordo com os critérios de Cambardella et al. (1994), as razões entre o efeito pepita e o patamar ($[C_0/(C_0+C_1)] \times 100$), dos parâmetros estudados apresentaram dependência espacial moderadas (Mode). Cambardella et al. (1994) avaliaram o grau de dependência espacial, segundo este critério, em 27 atributos do solo, e identificaram diferentes níveis de dependência. Abreu et al. (2003) destacam que, de maneira geral, as propriedades do solo apresentam moderada dependência espacial.

Farias et al. (2005) também avaliaram o grau de dependência espacial de atributos físico-hídricos de solo seguindo o critério de Cambardella et al. (1994) e identificaram diferentes graus de dependência espacial, destacando-se a influência de práticas agrícolas neste comportamento.

Os modelos teóricos de semivariogramas usualmente considerados foram testados e somente os que apresentaram os valores de IGF próximos de zero foram mostrados. Os semivariogramas experimentais, bem como o modelo teórico ajustado, correspondentes aos parâmetros do solo estudados são apresentados nas Figuras 4.16, 4.17, 4.18, 4.19 e 4.20.

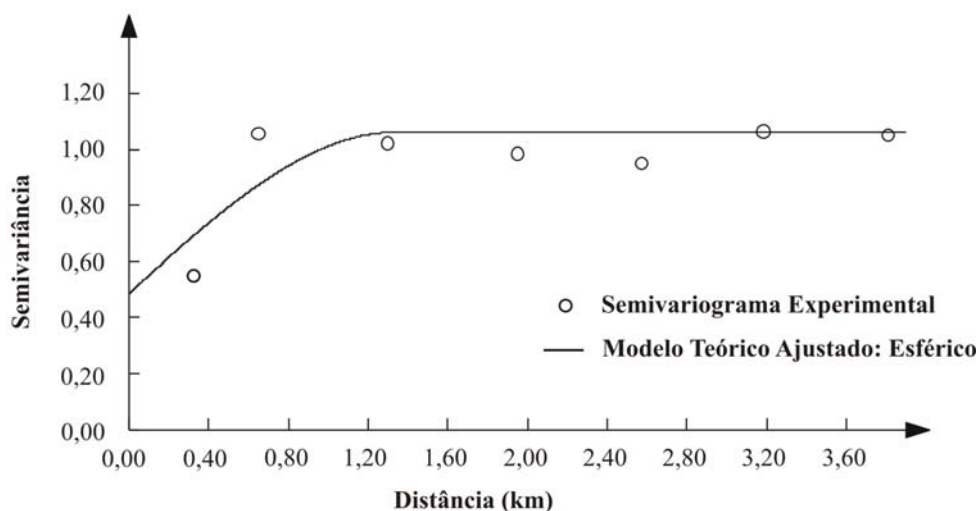
Os menores valores para o alcance foram observados para n e $\log |h_g|$ (Figuras 4.16 e 4.20), indicando que os pontos são mais semelhantes entre si num raio de 1 km aproximadamente, já, para os demais parâmetros (Figuras 4.17, 4.18 e 4.19), os raios aumentam na média para 1,26 km. Isto mostra que o alcance da dependência espacial depende do parâmetro e que, se as amostragens realizadas nesta área considerassem este alcance, os dados obtidos poderiam representar melhor a realidade da área amostrada. Variáveis como o parâmetro η podem ser amostradas em espaçamentos maiores, pois o alcance obtido foi maior do que para os demais parâmetros avaliados.

Figura 4.16 – Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro n .



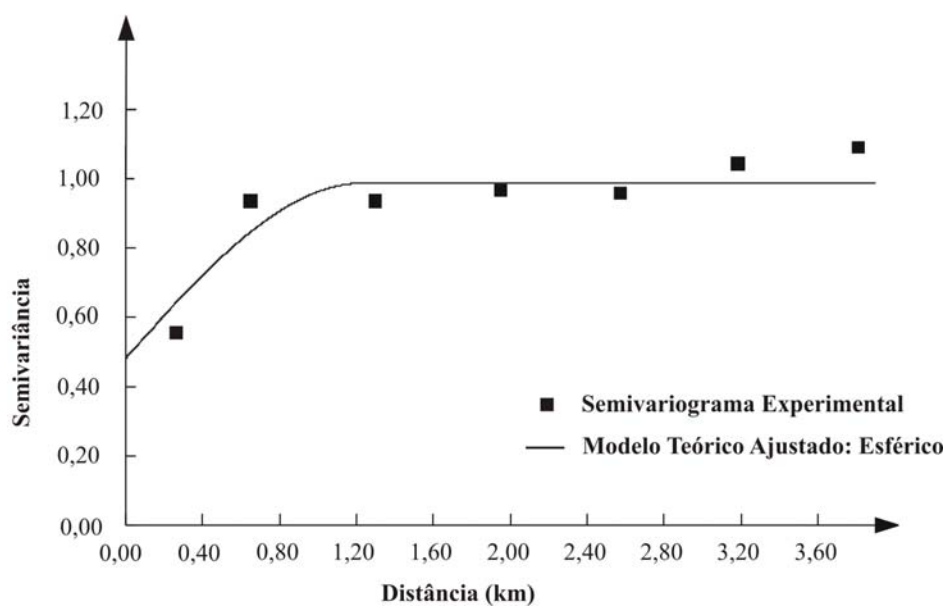
Fonte: O autor.

Figura 4.17 – Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro η .



Fonte: O autor.

Figura 4.18 – Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro θ_s .

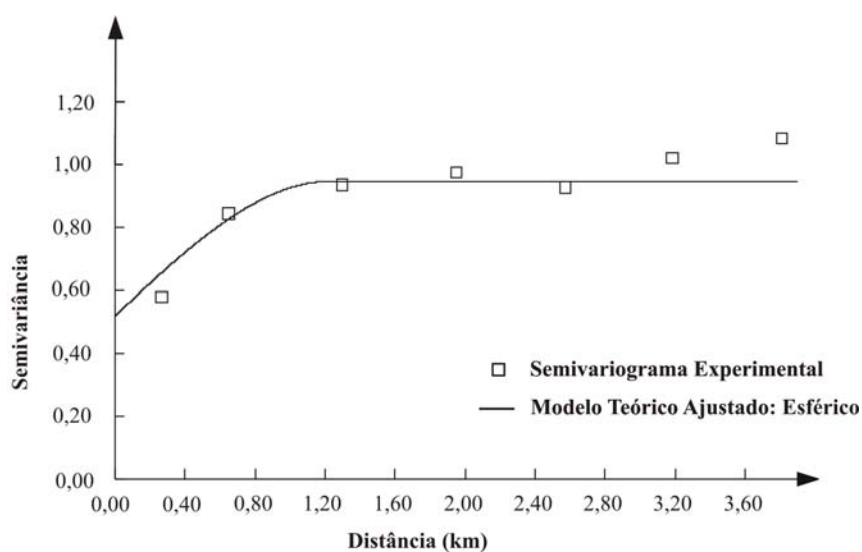


Fonte: O autor.

O parâmetro $\log |h_g|$ (Figura 4.20) apresentou maior valor de efeito pepita (C_0), igual a 0,681, que os demais parâmetros. Os valores de efeito pepita refletem a variabilidade provavelmente não detectada pelas distâncias dos pontos de amostragem. Já para os parâmetros η e θ_s (Figuras 3.17 e 3.18), os valores foram praticamente os mesmos.

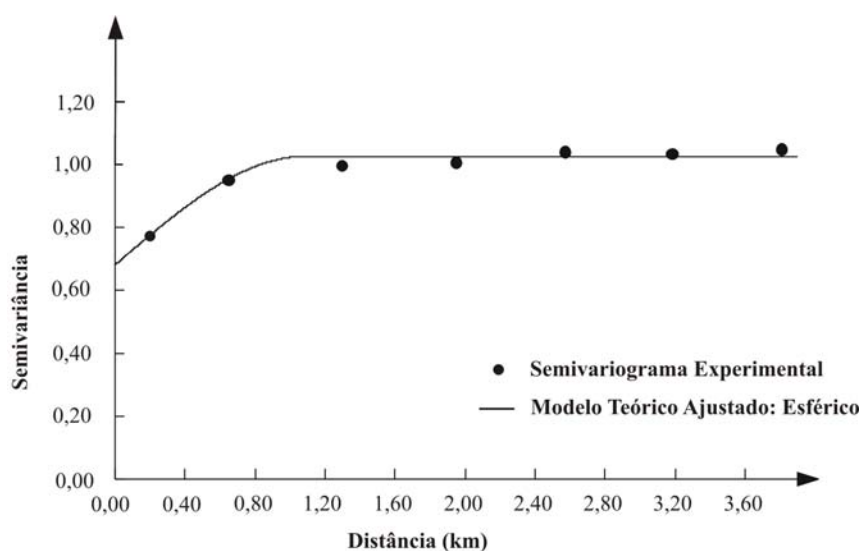
Para estudos de solos agrícolas, Tsegaye & Hill (1998) e Bosch & West (1998) indicam as práticas de cultivo como as principais causadoras dos elevados efeitos pepita, (C_0), nas camadas mais superficiais. Segundo Mohanty & Mousli (2000), além do cultivo, os efeitos do tráfego, das raízes, das minhocas e dos ciclos de congelamento e descongelamento, promovem um aumento de C_0 nas camadas mais superficiais.

Figura 4.19 – Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro $\log K_s$.



Fonte: O autor.

Figura 3.20 – Semivariogramas experimentais e teóricos do parâmetro $\log |h_g|$.



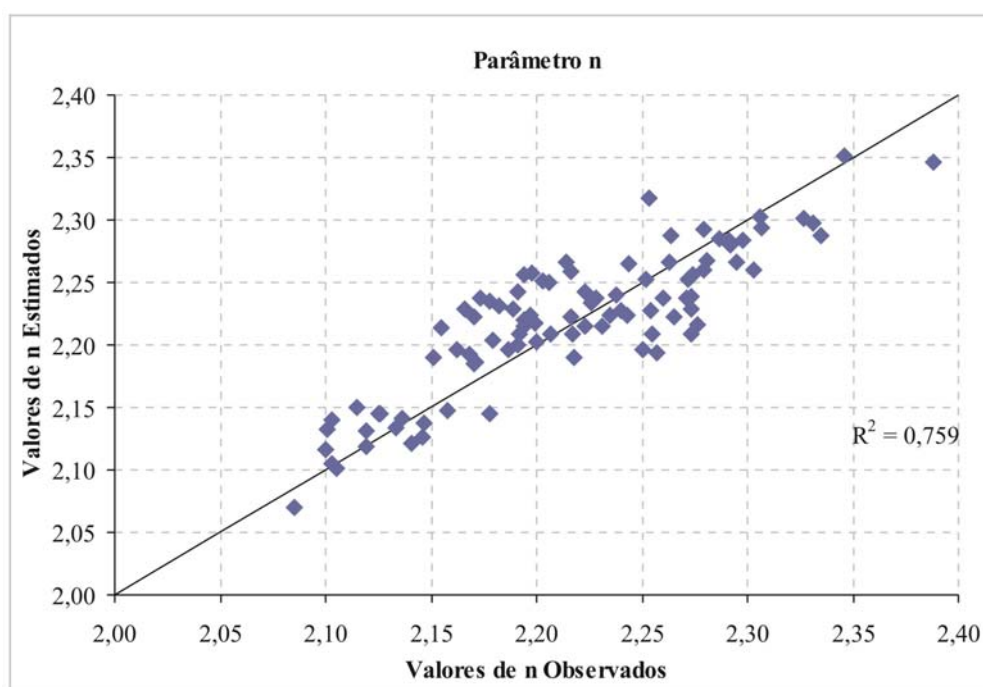
Fonte: O autor.

4.2.3. Verificação do Ajuste dos Modelos Teóricos aos Dados Experimentais de Atributos do Solo

Uma visualização da significância dos ajustes dos modelos teóricos de semivariogramas aos dados experimentais é apresentada nas Figuras 4.21, 4.22, 4.23, 4.24 e 4.25. Percebe-se um bom ajuste dos parâmetros de forma (n e η) e de normalização (θ_s , K_s e h_g) das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$ estimados aos observados com valores de coeficiente de determinação (R^2) acima de 0,7 para todos eles.

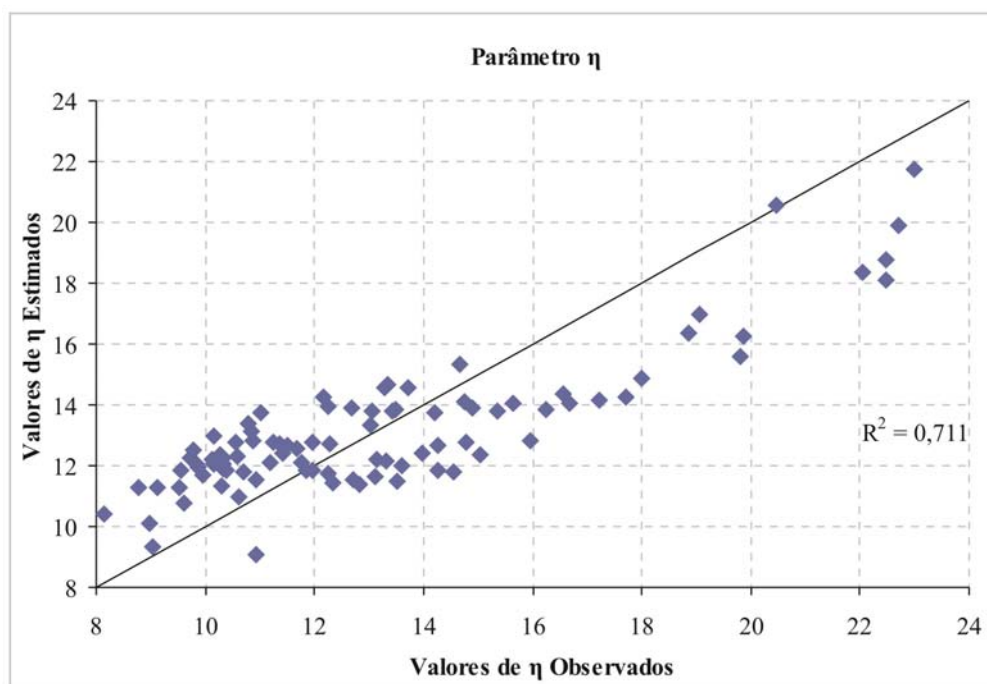
Para os parâmetros de forma das referidas curvas verifica-se para os valores de n (Figura 4.21), uma menor dispersão entre os dados observados e os estimados. Sendo explicitada pela melhor distribuição dos valores em torno da reta de igual valor e confirmado pelo maior valor de R^2 denotada para esse parâmetro.

Figura 4.21 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro n .



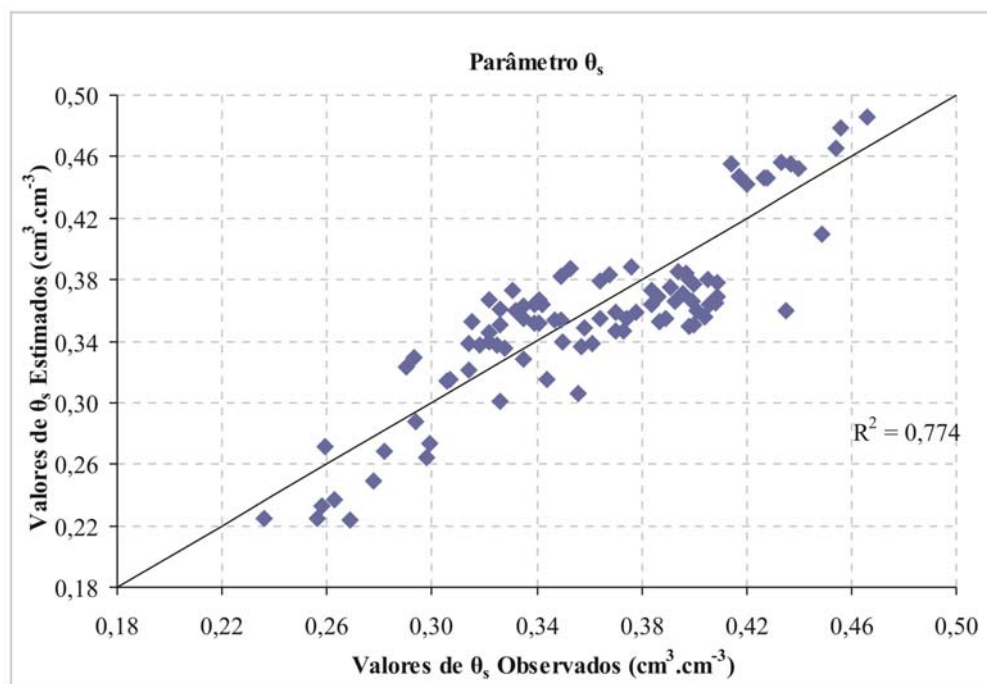
Fonte: O autor.

Figura 4.22 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro η .



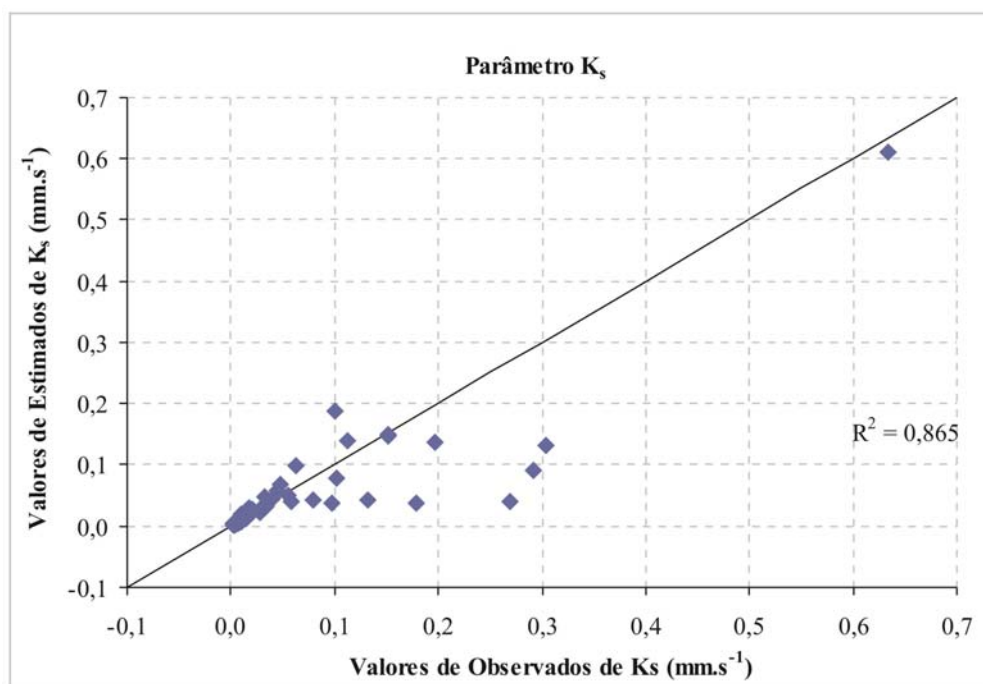
Fonte: O autor.

Figura 4.23 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro θ_s .



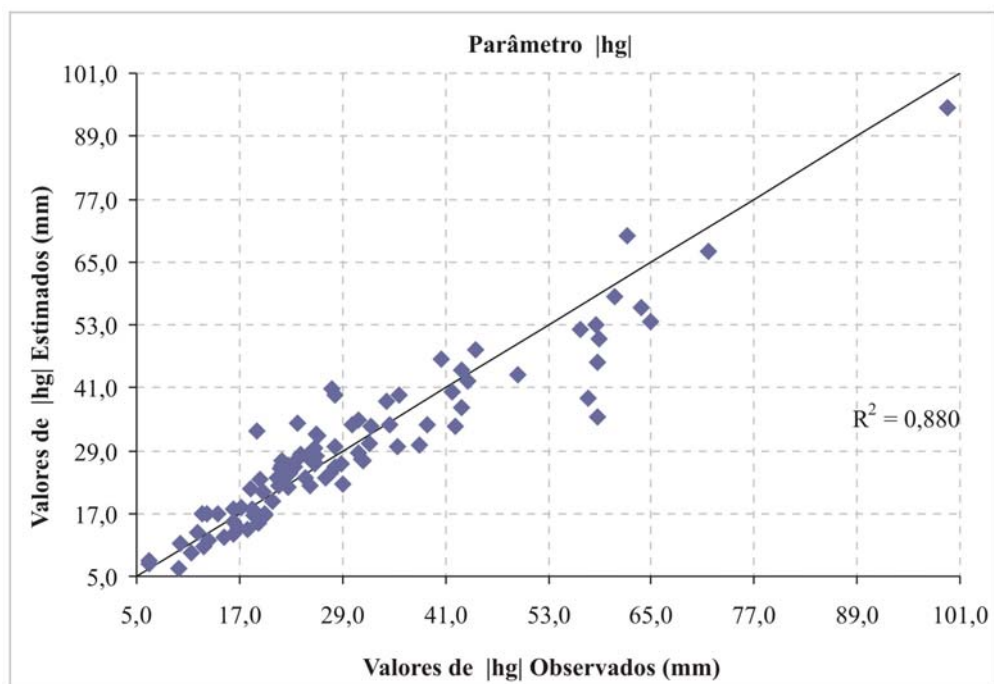
Fonte: O autor.

Figura 4.24 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro K_s .



Fonte: O autor.

Figura 4.25 – Valores medidos e estimados pela validação cruzada para o parâmetro $|h_g|$.



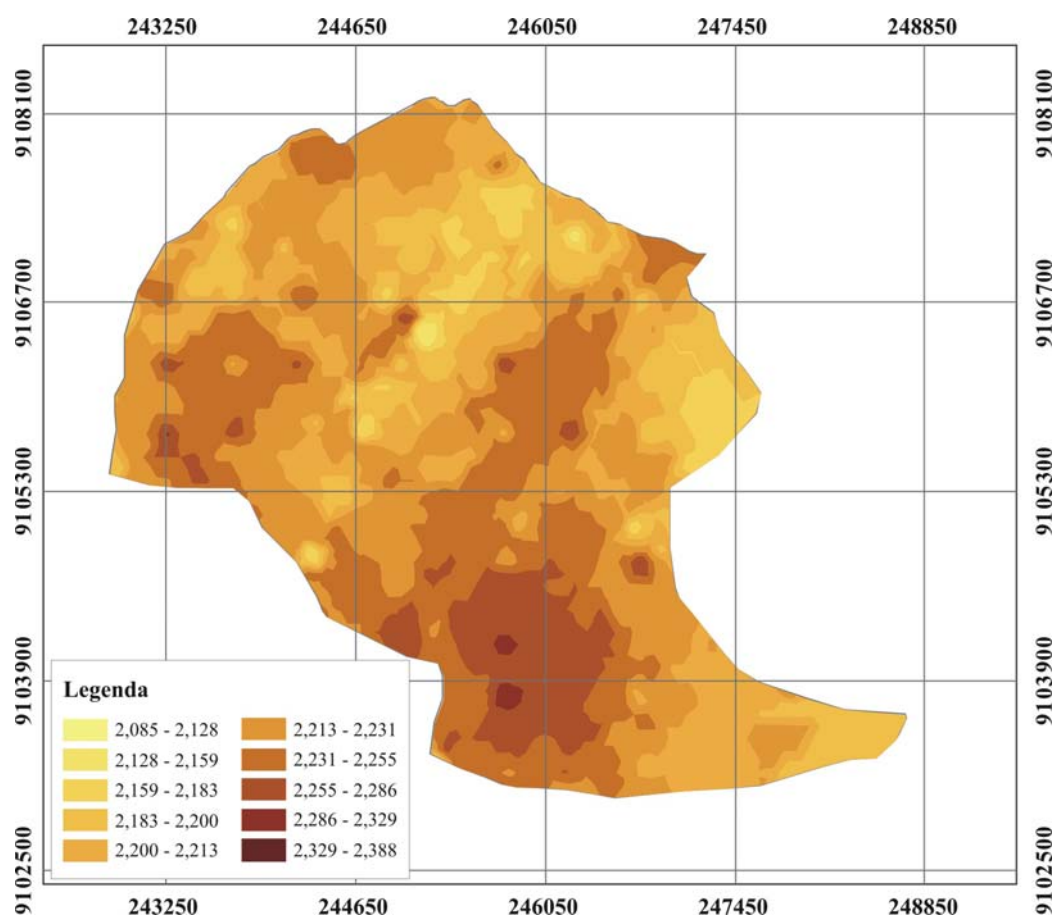
Fonte: O autor.

Observando-se os resultados apresentados nas Figuras 4.24 e 4.25, verifica-se que os parâmetros de normalização (K_s e h_g) foram os que tiveram os melhores ajustes dos dados estimados aos observados com os maiores valores de coeficiente de determinação (R^2) denotados para os mesmos. Confirmando os valores mais baixos do índice IGF (Tabela 4.4) observados para eles.

4.2.4. Mapas da Distribuição Espacial dos Atributos do Solo

As Figuras 4.26 a 4.30 apresentam os mapas de distribuição espacial dos parâmetros de forma (n e η) e de normalização (θ_s , K_s e h_g) das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$ produzidos a partir da análise geoestatística e a interpolação por krigagem ordinária na bacia experimental do riacho Gameleira utilizando o programa ArcMap na versão 8.1 (ESRI, 2001).

Figura 4.26 – Mapa da distribuição espacial de n na área de estudo.

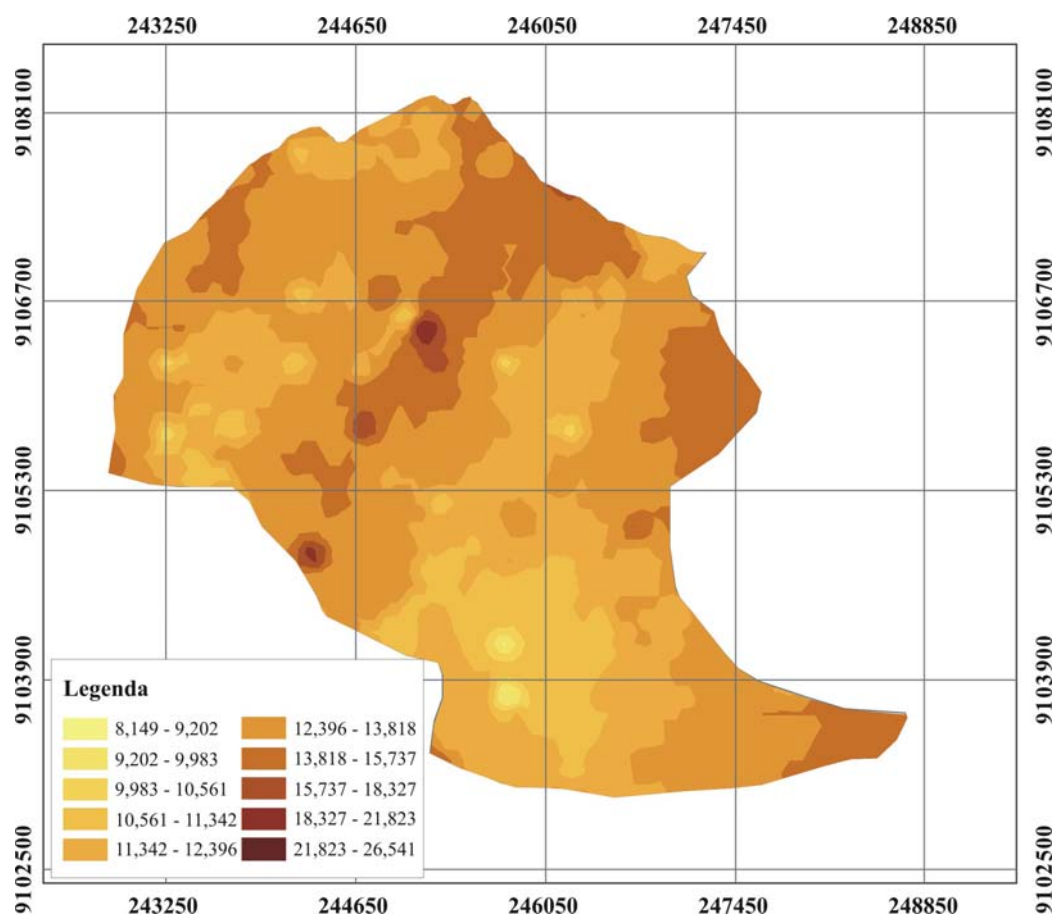


Fonte: O autor.

Na Figura 4.26, verifica-se que o mapa da distribuição espacial do parâmetro n na área da bacia experimental do riacho Gameleira tem valores com amplitude que variam de 2,13 a 2,33, observando-se uma maior variabilidade entre os valores ocorrendo na direção NS da área da bacia.

Lassabatère et al. (2006) utilizaram o método Beerkan em três solos diferentes: um solo siltoso extremamente fino (Roujan); um solo estruturado com partículas maiores que 2 mm (Django Reinhardt) e um solo com aspectos texturais e estruturais intermediários aos dois primeiros solos (Chernobyl). Os valores de n encontrados pelos autores foram iguais a 2,20, 2,97 e 2,65 para Roujan, Chernobyl e Django Reinhardt, respectivamente.

Figura 4.27 – Mapa da distribuição espacial de η na área de estudo.

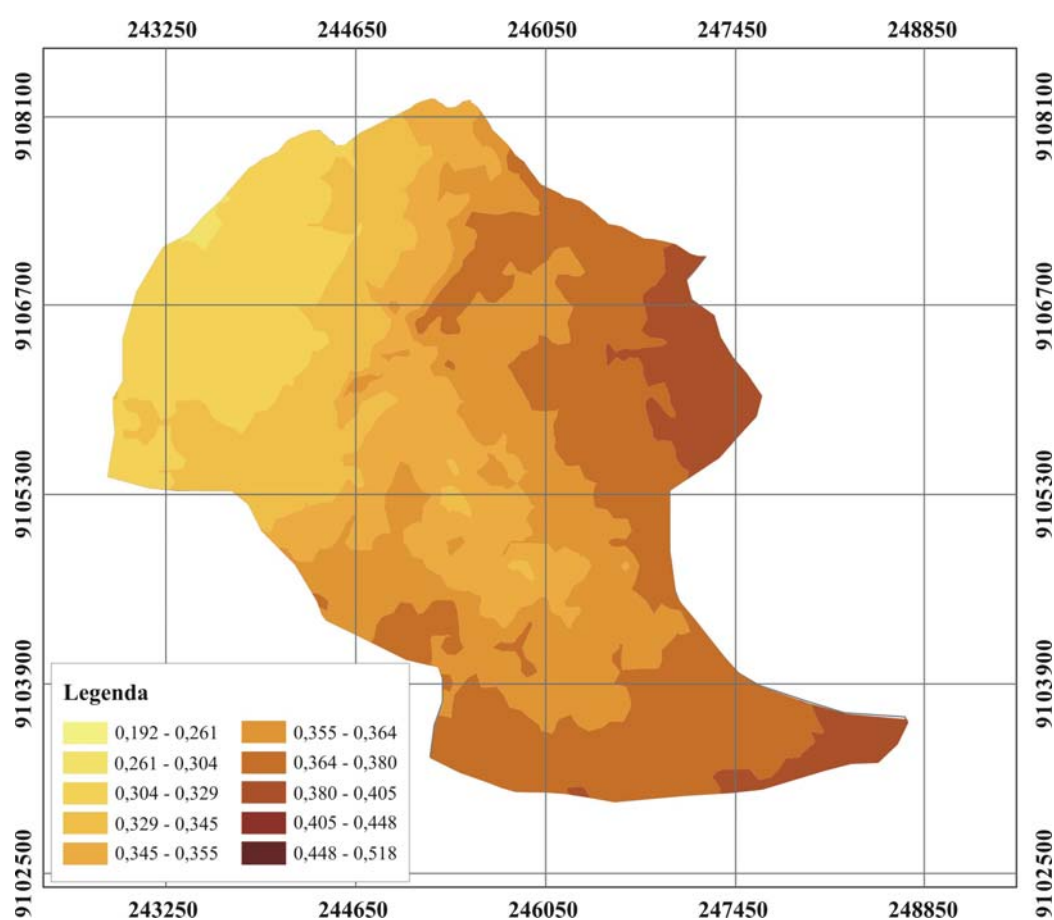


Fonte: O autor.

Na Figura 4.27, observa-se que o mapa tem valores com amplitude de 8,15 a 21,82, verificando-se uma ocorrência das menores amplitudes na parte sul da área de estudo.

Souza (2005), analisando a variabilidade espacial e temporal dos cinco parâmetros que descrevem as curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$, obtidos com o método Beerkan, em duas áreas experimentais cultivadas com feijão no estado da Paraíba. A primeira foi num Neossolo Flúvico (NF) da Fazenda Várzea Grande, e a segunda parcela foi num Latossolo Amarelo (LA) da Fazenda Experimental Chã de Jardim. O mesmo observou valores de η com amplitude de 7,5 a 15,5 para a primeira área experimental e 9,5 a 15 para a segunda área experimental.

Figura 4.28 – Mapa da distribuição espacial de θ_s ($\text{cm}^3.\text{cm}^{-3}$) na área de estudo.



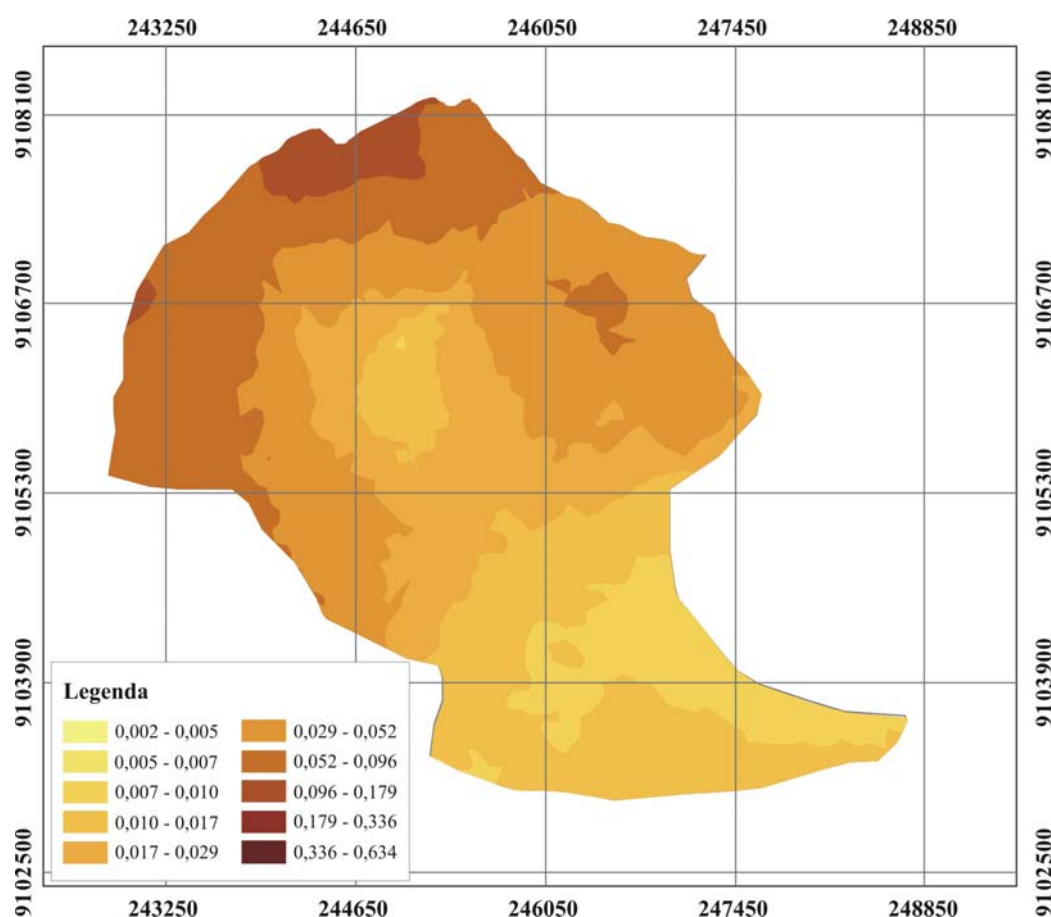
Fonte: O autor.

Na figura 4.28, percebe-se que o mapa da distribuição espacial do parâmetro θ_s tem valores com amplitude de 0,261 a 0,405 $\text{cm}^3.\text{cm}^{-3}$, verificando-se uma variação nas amplitudes dos valores no sentido noroeste (NO) para sudoeste (SO) da área da bacia experimental do riacho Gameleira, além de acompanhar aproximadamente o curso do rio principal (Figura 3.9).

Silva et al. (2009) analisando amostras de solos com diferentes classes texturais (areia, areia franca e franco arenosa), verificaram para o parâmetro θ_s valores com amplitudes de 0,28 a 0,53 $\text{cm}^3.\text{cm}^{-3}$ no mapa da distribuição espacial do mesmo na área da bacia do rio Guaraíra.

Souza et al. (2006) analisando a variabilidade espacial dos parâmetros hidrodinâmicos de um solo não saturado de uma parcela agrícola reportaram para o parâmetro de normalização θ_s valores que variaram entre 0,29 a 0,47 $\text{cm}^3.\text{cm}^{-3}$.

Figura 4.29 – Mapa da distribuição espacial de K_s (mm.s^{-1}) na área de estudo.



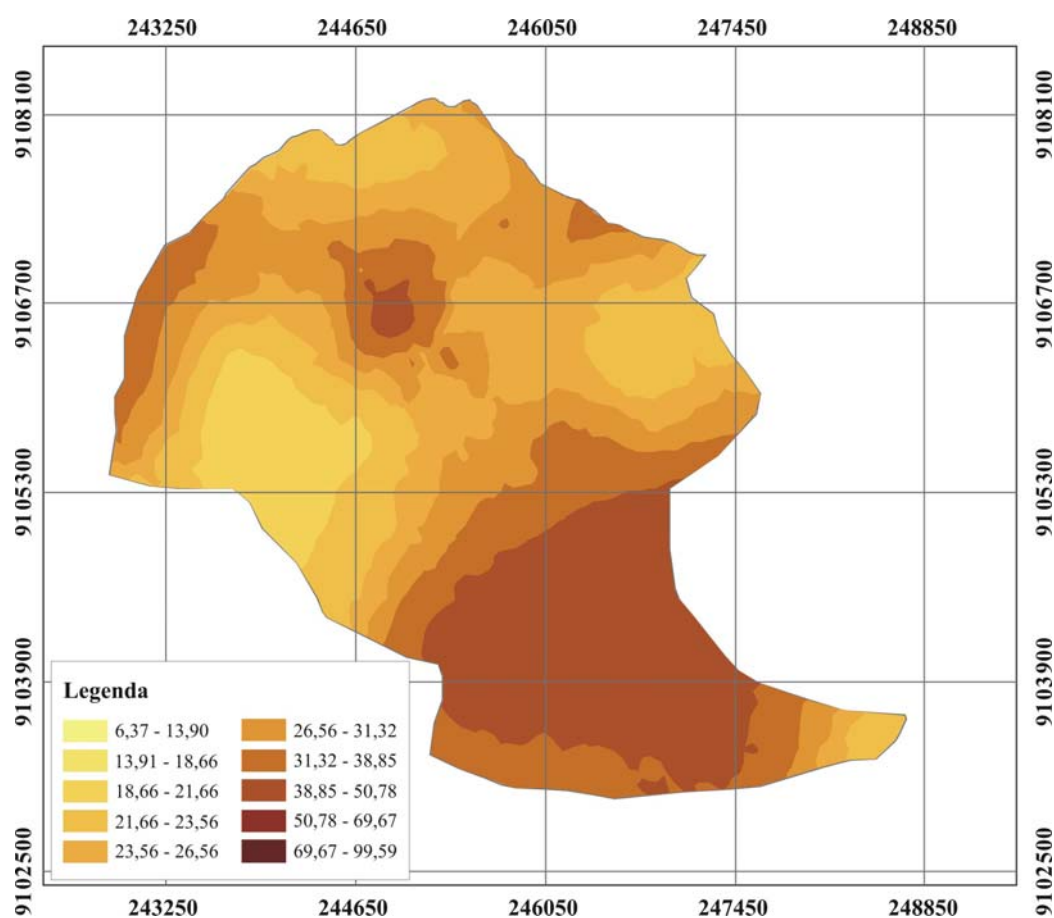
Fonte: O autor.

Na figura 4.29, verifica-se que o mapa da distribuição espacial de K_s na área da bacia experimental do riacho Gameleira tem valores para esse parâmetro com amplitude de 0,010 a 0,179, observando-se que as menores amplitudes são verificadas, principalmente, nas faixas marginais aos cursos d'água onde ocorrem os Gleissolos (Figura 3.9), os quais se caracterizam como solos de baixa condutividade hidráulica, sendo estes basicamente

constituídos por perfis com uma camada que impede o movimento de água em profundidade ou com textura média a argilosa.

Gonçalves e Folegatti (1995) comentam que uma alta variabilidade de propriedades físicas do solo, tais como a densidade do solo e o conteúdo de areia, argila e silte, causam uma alta variabilidade na condutividade hidráulica.

Figura 4.30 – Mapa da distribuição espacial do $|h_g|$ (mm) na área de estudo.



Fonte: O autor.

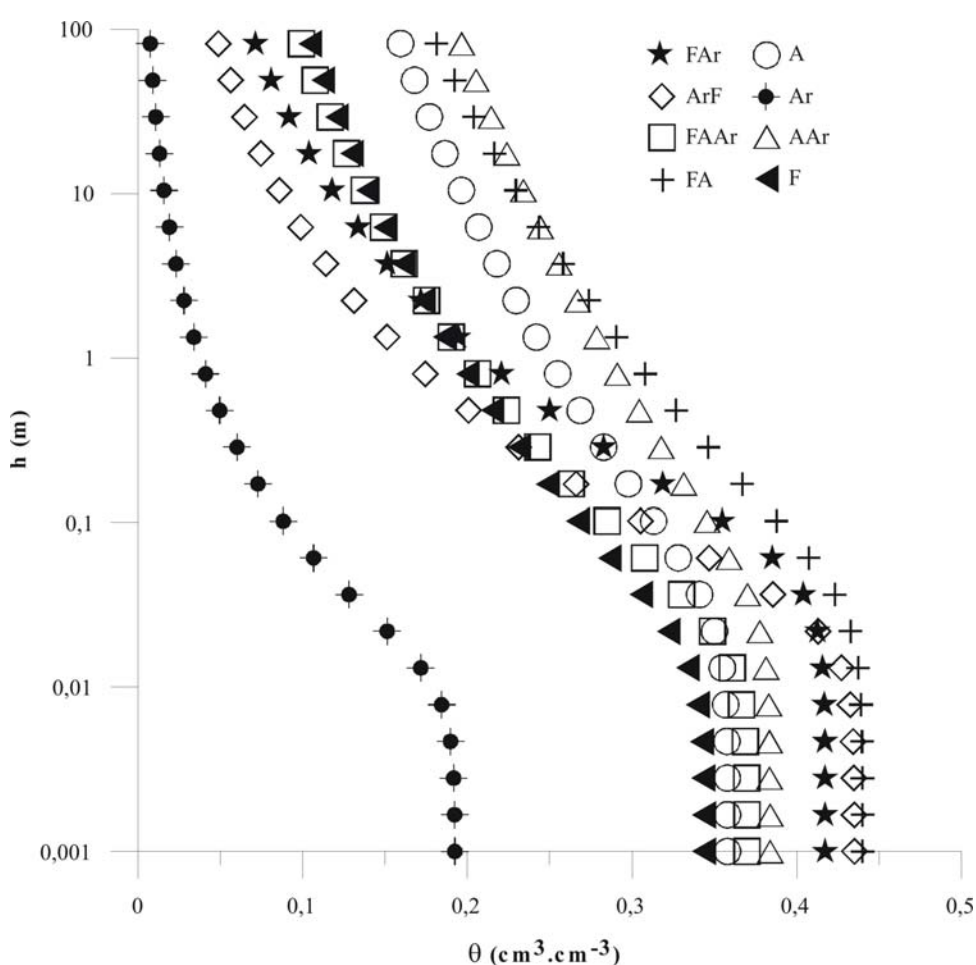
Na Figura 4.30, observa-se que o mapa tem valores com amplitude de 18,66 a 50,78 mm, verificando-se a ocorrência de uma variação nas amplitudes dos valores tanto no sentido NS como de noroeste (NO) para sudoeste (SO) na área de estudo.

Souza et al. (2008) analisaram amostras de solos com diferentes classes texturais (areia, areia franca, franco argila arenosa, franco argilosa e franco arenosa) e reportaram valores para o parâmetro $|h_g|$ com amplitude que variaram entre 12,25 a 84,30 mm.

4.2.5. Curvas de Retenção e da Condutividade Hidráulica da Água no Solo

Definidos os parâmetros de forma (m ou n e η) e de normalização (θ_s , K_s e h_g) para as Equações 3.1 e 3.2, construíram-se as curvas $\theta(h)$ (Figura 4.31) e $K(\theta)$ (Figura 4.32) para as classes texturais dominantes dos solos nos pontos onde foram realizados os ensaios de infiltração, em cada curva, o ponto de origem, θ_s , foi determinado durante os ensaios; elas apresentam claramente a inflexão característica do modelo, logo após a saturação, correspondente ao valor do potencial de entrada de ar (h_g) na matriz porosa do solo.

Figura 4.31 – Curva de retenção para as classes texturais.

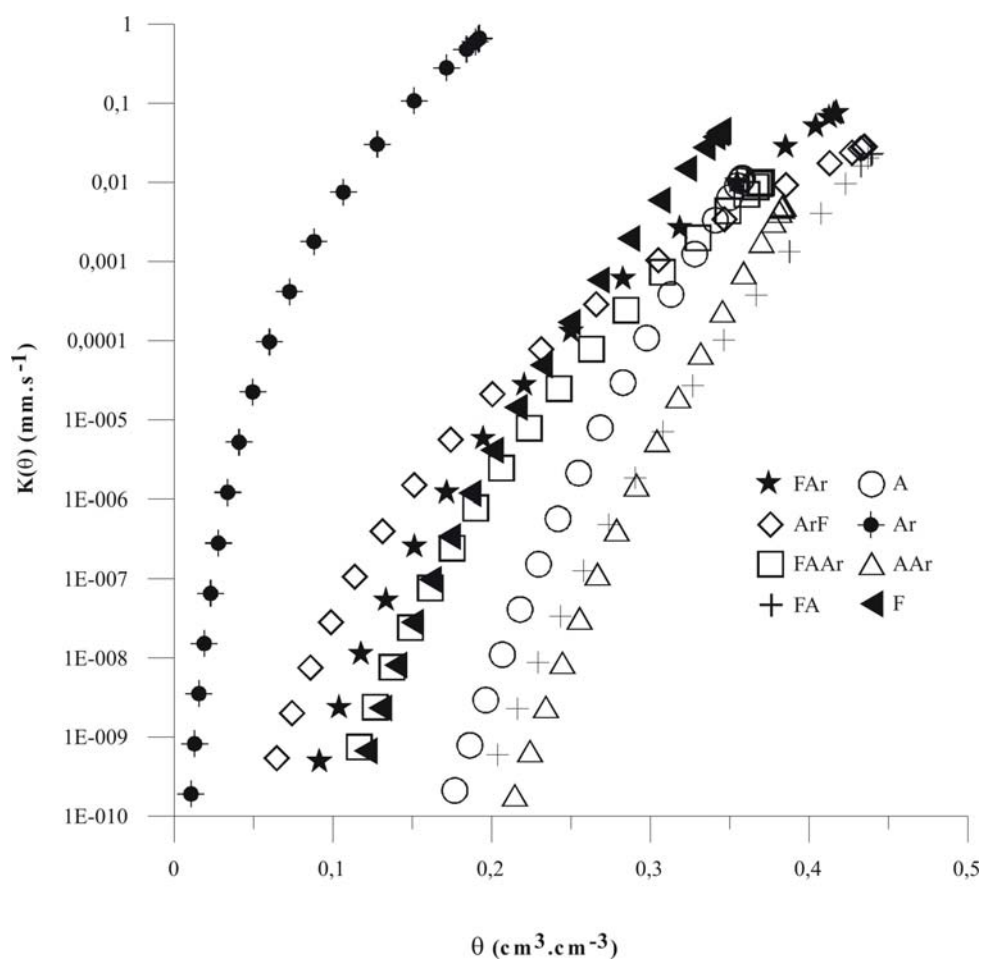


Analisando-se as situações extremas, FA (Franco Argiloso) e Ar (Areia), observa-se que a variação nos teores de umidade do FA são bem menores que na Areia, porém a sua capacidade de retenção é bem maior. Para $h = 1$ m, as umidades do solo correspondentes a FA e a Areia foram iguais a 0,31 e 0,04 $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$, respectivamente, enquanto para $h = 10$ m, os valores de θ foram iguais a 0,23 e 0,02 $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$, respectivamente. A maior proximidade das

partículas do FA faz com que os efeitos de adsorção e capilaridade sejam mais intensos que na Areia, retendo maior quantidade de água.

Segundo Beutler et al. (2002), as propriedades hídricas, como a curva de retenção de água, dependem do tipo de solo, histórico de uso e preparo do solo.

Figura 4.32 – Curva da condutividade hidráulica para as classes texturais.



Fonte: O autor.

A análise das curvas de condutividade hidráulica ajuda a entender melhor o comportamento hidráulico nos solos dos pontos ensaiados (Figura 4.32). Para F, FAr e ArF, por exemplo, observa-se inversão de comportamento nas curvas de $K(\theta)$ a partir do conteúdo volumétrico de água igual a $0,25 \text{ cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3}$. Para $\theta < 0,25 \text{ cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3}$, os valores de $K(\theta)$ para F são menores que os do FAr e do ArF, enquanto para $\theta > 0,25 \text{ cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3}$ esta condição se inverte e os valores de $K(\theta)$ de F passam a ser maiores.

4.3. SIMULAÇÃO HIDROLÓGICA DISTRIBUÍDA NA BACIA DO ALTO GAMELEIRA

4.3.1. Simulação dos Eventos

O resultado da simulação empregando atributos pedológicos medidos em campo, bem como com a calibração do n de Manning encontra-se listado na Tabela 4.5 e ilustrado nas Figuras 4.33 a 4.38. Observa-se uma boa correlação entre as vazões calculadas e as observadas, R^2 acima de 0,7, o que orienta Iorgulescu e Jordan (1994), citado por Mine e Clarke (1996), para considerar um modelo de alta eficiência. Quando foram empregados os dados de literatura para a simulação do evento 5 (Tabela 4.5) os indicadores de eficiência ($R^2=-1,2$; Erro=-42%) foram bem distantes do esperado, demonstrando a importância da utilização dos dados medidos para uma boa modelagem. De forma geral, o modelo conseguiu ajustar bem a vazão máxima calculada da observada para todos os eventos.

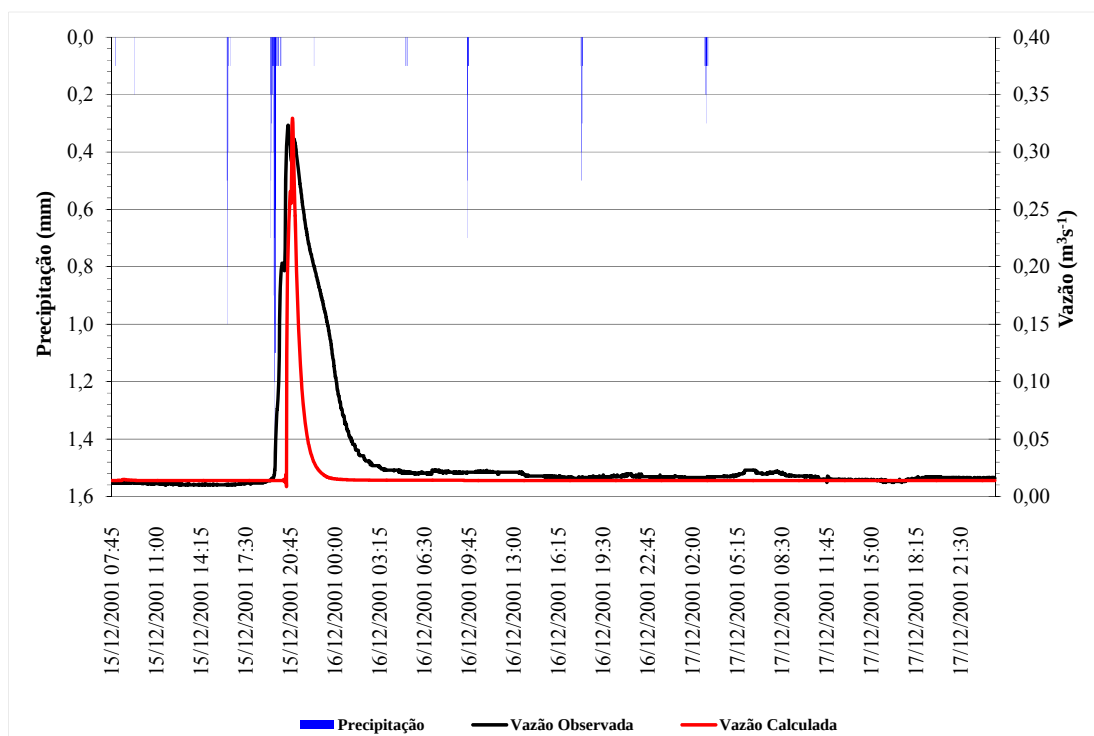
Com relação aos volumes calculados, observa-se que, exceto para o evento 3 e 5, onde o percentual de erro para o evento 3, igual a +2% e para o evento 5, igual a -14,20%, para os outros eventos, os volumes calculados divergiram dos observados numa variação de -42,81 a -8,93%, ou seja, subestimados. Assim, dos eventos simulados, o evento 5 foi aquele onde, simultaneamente, teve o maior R^2 e o menor valor de erro percentual no volume calculado.

Tabela 4.5 – Resultados dos processos de simulação dos eventos

Evento	Vazão Máxima (m^3s^{-1})			Volume (m^3)			R^2
	Observada	Calculada	Erro Percentual	Observado	Calculado	Erro Percentual	
Evento 1	0,323	0,329	1,86%	7190,75	4188,37	-41,80%	0,430
Evento 2	0,258	0,262	1,55%	4991,29	2854,31	-42,81%	0,568
Evento 3	0,301	0,312	3,65%	4135,22	4217,76	2,00%	0,723
Evento 4	0,322	0,325	0,93%	8347,63	6402,76	-23,30%	0,816
Evento 5	0,218	0,227	4,13%	4506,08	3866,33	-14,20%	0,869
Evento 6	0,397	0,397	0%	12588,37	11463,96	-8,93%	0,724
Evento 5*	0,218	0,561	157,34%	4506,08	2610,37	-42,07%	-1,204

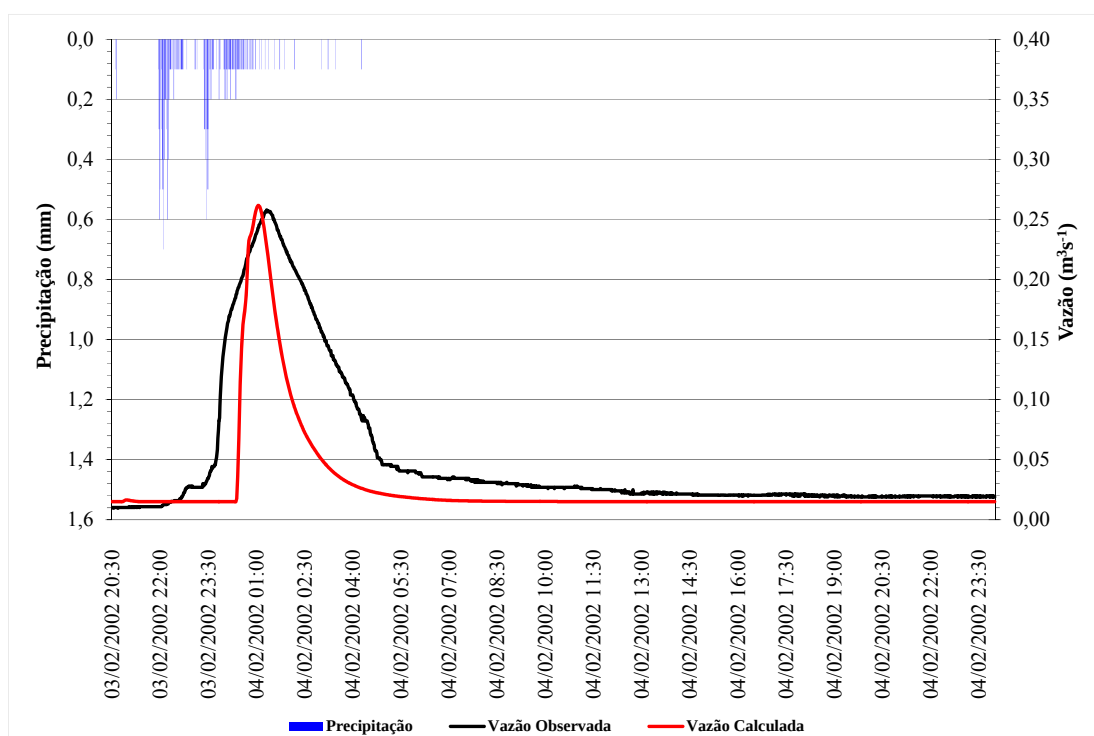
*Evento simulado com base em atributos pedológicos obtidos de literatura e iguais para todos os planos

Figura 4.33 - Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 15/12/2001.



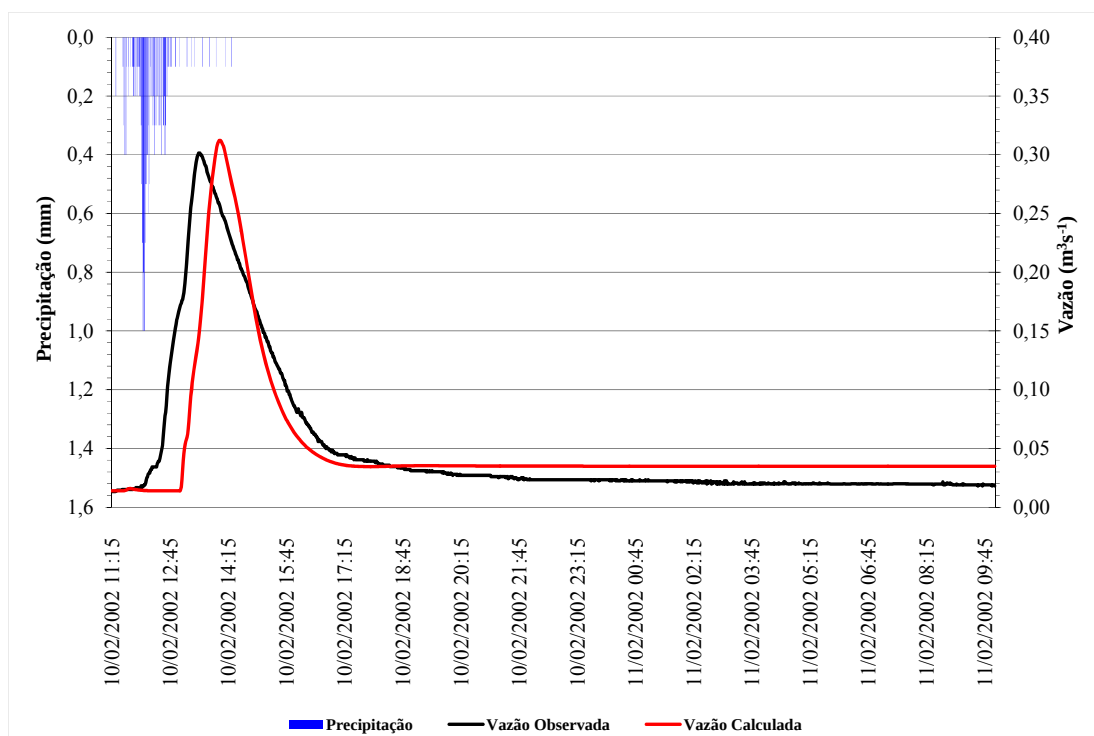
Fonte: O autor.

Figura 4.34 - Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 03/02/2002.



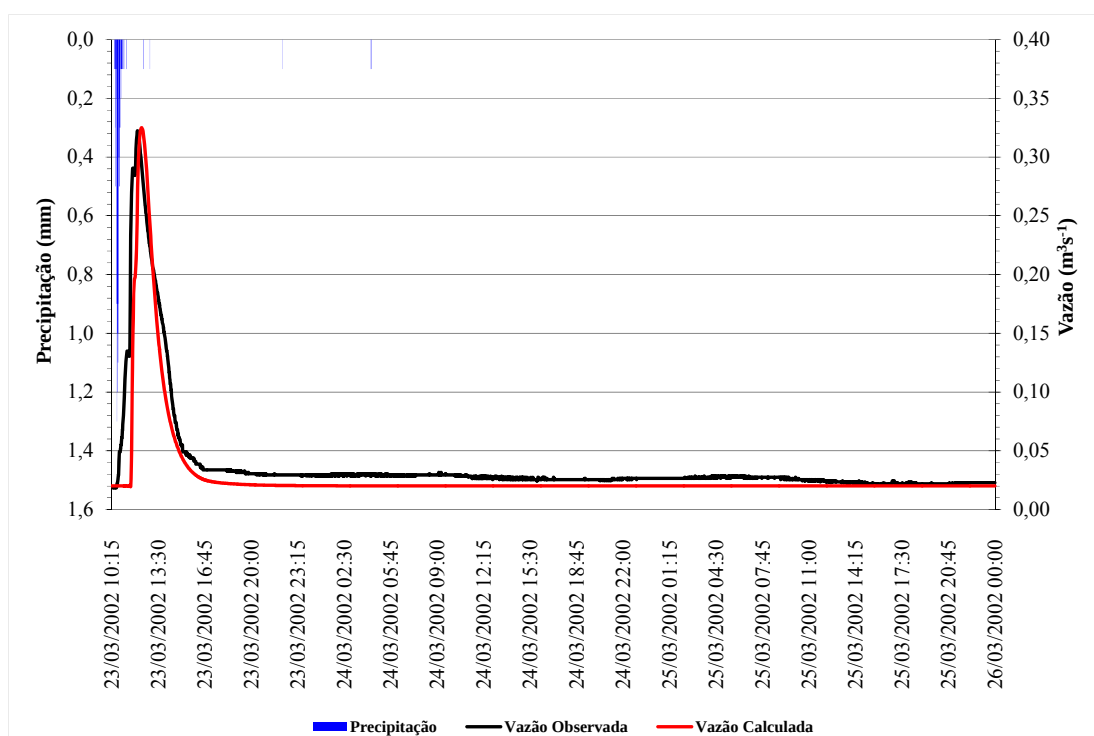
Fonte: O autor.

Figura 4.35 - Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 10/02/2002.



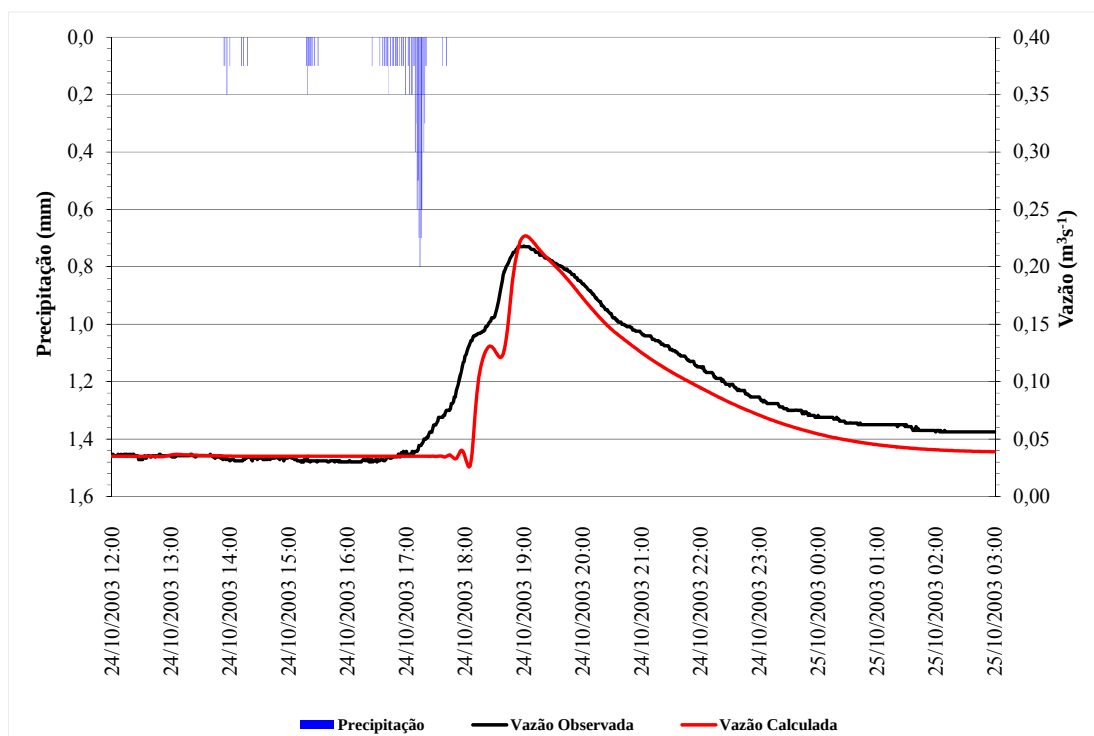
Fonte: O autor.

Figura 4.36 - Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 23/03/2002.



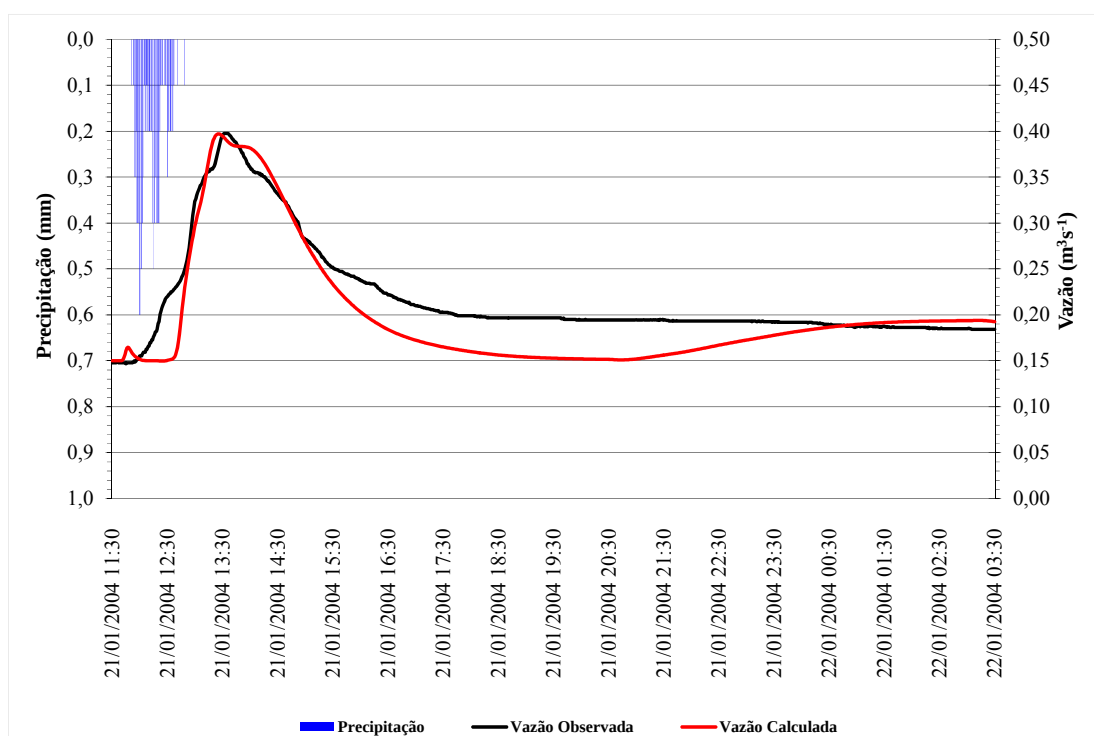
Fonte: O autor.

Figura 4.37 - Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 24/10/2003.



Fonte: O autor.

Figura 4.38 - Hidrograma observado e calculado para o evento do dia 21/01/2004



Fonte: O autor.

Verifica-se que o evento 5, o qual representa o período seco na bacia, foi o que apresentou uma melhor representação (Figura 4.37), tanto na vazão máxima quanto no volume e forma do hidrograma, do escoamento superficial observado na parte alta do riacho Gameleira.

Esse melhor ajuste para o período seco pode ser atribuído ao fato de que o modelo KINEROS2 considera a recuperação da capacidade de infiltração do solo em períodos em que não há precipitação, ou em períodos em que a precipitação não produz escoamento.

Os bons resultados observados na simulação do escoamento superficial levando em consideração atributos pedológicos particulares para cada plano da bacia e, portanto, a variabilidade espacial dos parâmetros do modelo KINEROS2 e com o ajuste apenas do coeficiente de Manning, denota a importância de se evitar as incertezas inerentes ao processo de calibração, fato esse abordado por muitos pesquisadores (e. g. Figueiredo et al., 2006).

A importância da utilização de parâmetros medidos na modelagem hidrológica é destacada por diversos autores. Montenegro & Ragab (2010) avaliaram o escoamento superficial na Bacia do rio Mimoso (Pernambuco), aplicando modelo hidrológico distribuído e destacaram que a carência de medições de campo limita as previsões de escoamento.

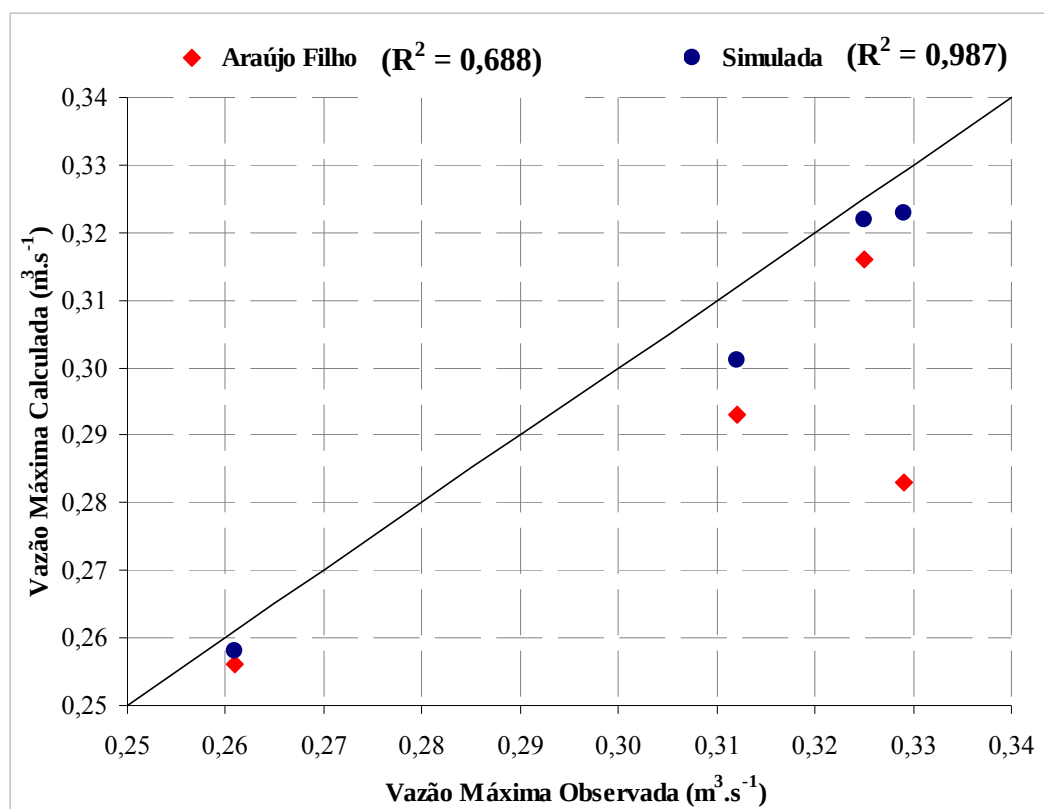
Quando os valores verificados para a vazão máxima nos eventos utilizados na simulação com o modelo KINEROS2 são comparados aos encontrados por Araújo Filho (2004) utilizando o modelo TOPMODEL, observa-se um melhor ajuste dos mesmos aos dados observados em todos os eventos. Na Figura 4.39 pode ser visualizado esse comportamento.

Esse melhor ajuste pode ser atribuído ao fato de que o modelo TOPMODEL, considera apenas a variabilidade espacial do índice topográfico e por isso é classificado como semi-distribuído por alguns autores (e.g. Silva, 2005). No KINEROS2 essa análise é possível e foi objeto de investigação nesse trabalho.

O modelo representou bem os eventos empregados na calibração quando dados de atributos pedológicos foram empregados;

O emprego de atributos pedológicos da literatura na modelagem do evento 5 levou a um aumento na vazão máxima calculada de 57,8% e um volume menor do que o observado o que mostra a importância de se ter dados pedológicos coletados para uma boa modelagem.

Figura 4.39 – Comparação dos dados simulados com os valores de Araújo Filho (2004).



Fonte: O autor.

4.3.2. Simulação dos Cenários

Considerando os resultados apresentados na Tabela 4.5, o evento 5 (maior R^2 e menor erro percentual entre volume observado e calculado) foi utilizado para a simulação dos cenários. Os resultados obtidos a partir da simulação dos mesmos são apresentados na Tabela 4.6 e mostrados nas Figuras 4.40, 4.41 e 4.42.

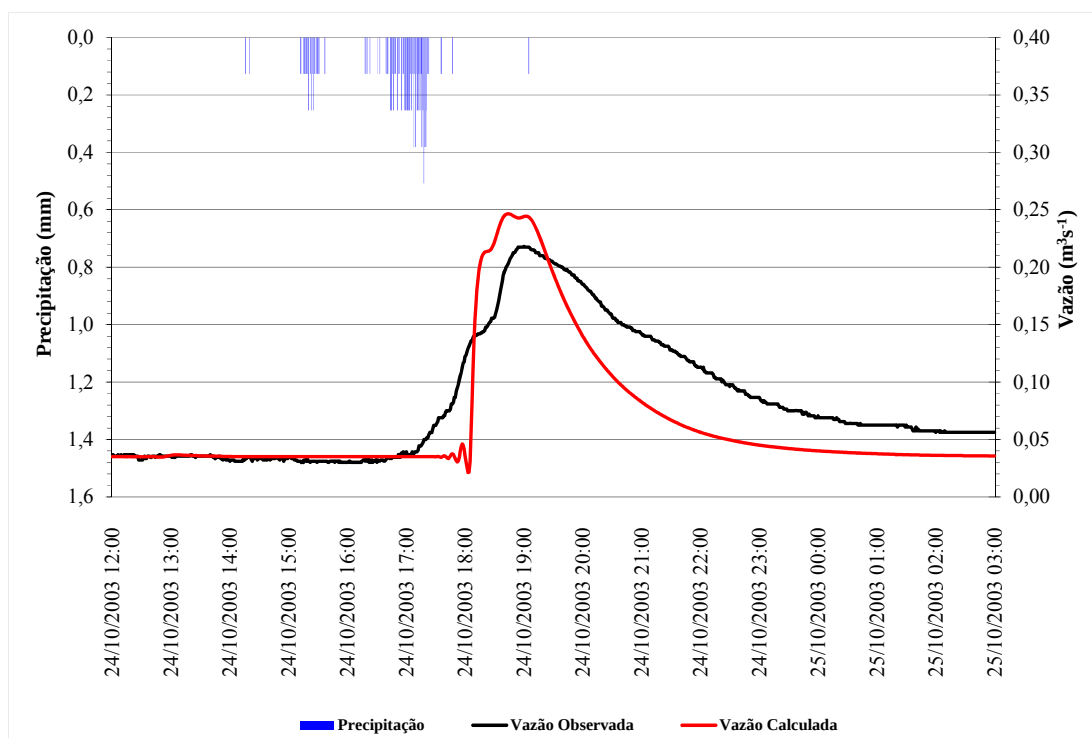
Tabela 4.6 – Resultados das simulações dos cenários

Cenários	Vazão Máxima ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)			Volume (m^3)		
	Observada	Calculada	Erro Percentual	Observado	Calculado	Erro Percentual
C1	0,218	0,247	13,30%	4506,08	3547,55	-21,27%
C2	0,218	0,253	16,06%	4506,08	3752,00	-16,73%
C3	0,218	0,204	-6,42%	4506,08	3510,11	-22,10%
Todos*	0,218	0,227	4,13%	4506,08	3866,33	-14,20%

*Dados de todos os pluviômetros existentes na bacia.

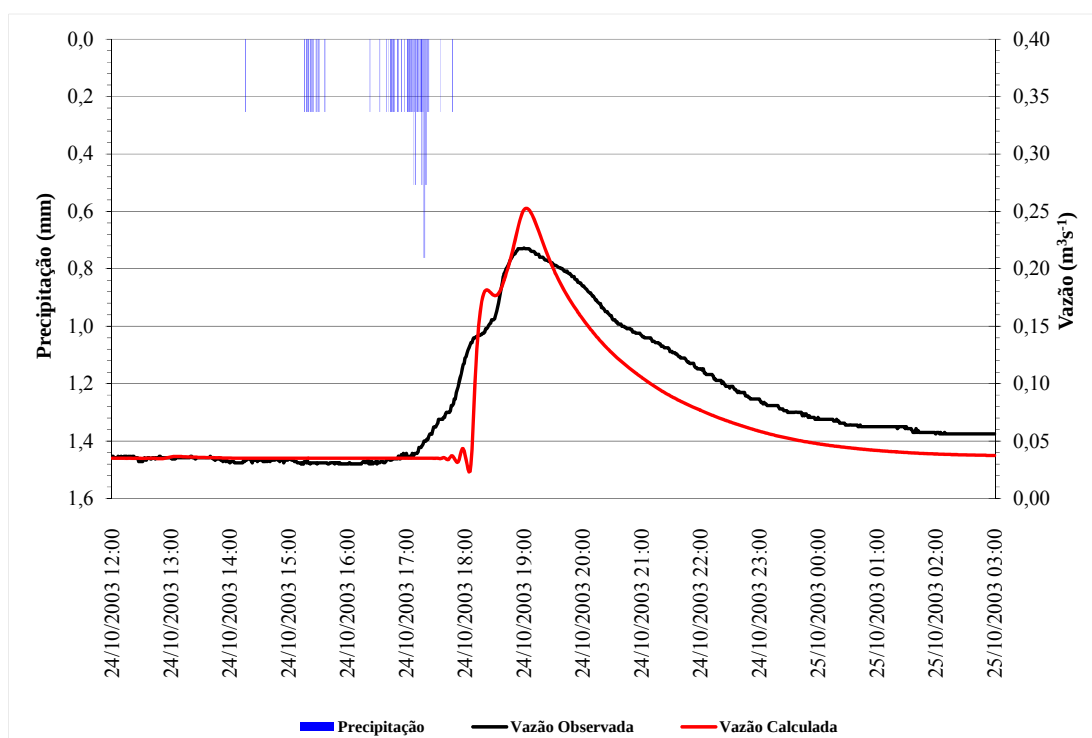
Observam-se diferenças nas vazões máximas e volumes simulados entre os cenários e o evento 5 calibrado, o que era esperado uma vez que a precipitação é o fator preponderante no processo de formação do escoamento superficial.

4.40 - Hidrograma observado e calculado para cenário C1 do evento do dia 24/10/2003



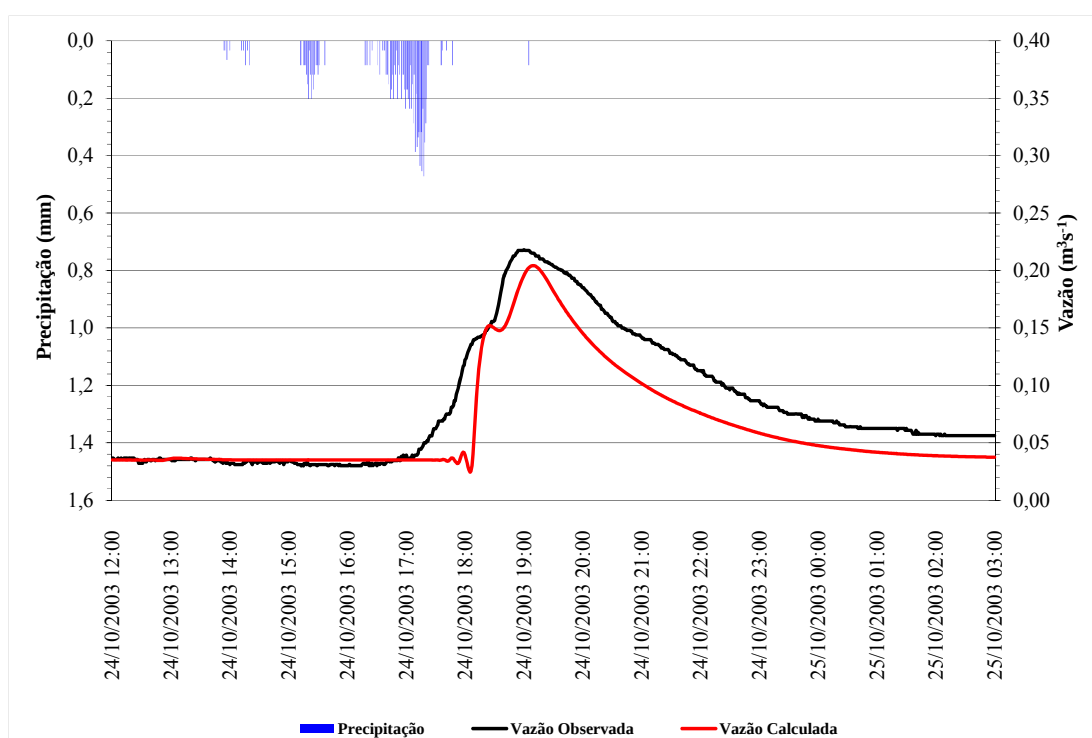
Fonte: O autor.

Figura 4.41 - Hidrograma observado e calculado para cenário C2 do evento do dia 24/10/2003



Fonte: O autor.

Figura 4.42 - Hidrograma observado e calculado para cenário C3 do evento do dia 24/10/2003



Fonte: O autor.

Percebem-se mudanças na forma dos hidrogramas calculados, denotando assim a importância da consideração do efeito da variabilidade espacial da chuva na simulação hidrológica.

Medeiros et al. (2007), analisando o efeito da variabilidade espacial da precipitação na modelagem do escoamento numa bacia experimental no semiárido nordestino concluíram que, de um modo geral, o nível de ajuste entre os hidrogramas está relacionado com a representação da variabilidade espacial da chuva, o que, por sua vez, depende do padrão de medição (densidade e arranjo espacial dos postos). Os autores atestam que os dados de precipitação de um único posto resultam numa representação inadequada do comportamento espacial da chuva na bacia, anulando o importante efeito da variabilidade.

A espacialização da chuva influencia tanto na forma como no volume do hidrograma calculado e, conseqüentemente, na lâmina escoada.

5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

5.1. CONCLUSÕES

Verificou-se, através da geoestatística, a existência de uma dependência espacial da precipitação para distâncias inferiores a 145 km para todos os anos da série avaliada. Sendo que o modelo Gaussiano foi o que melhor se ajustou aos semivariogramas experimentais dos dados.

Os cenários de distribuição espacial demonstraram que, mesmo em períodos de regime bem diferenciados (anos secos, normais e úmidos), a precipitação mantém aproximadamente um padrão de distribuição semelhante com os valores de maior amplitude ocorrendo nas proximidades do litoral corroborando com o regime de distribuição das chuvas na bacia estudada;

Verificou-se, que o modelo esférico foi o que melhor se ajustou às semivariâncias experimentais dos atributos do solo.

Pôde-se concluir que o método Beerkan apresentou-se como uma ferramenta promissora, robusta e de fácil aplicação o que poderá ajudar a parametrização de modelos hidrológicos do tipo físicos e distribuídos para a modelagem.

Verificou-se, de uma forma geral, que o modelo KINEROS2 conseguiu ajustar bem a vazão máxima calculada da observada para todos os eventos utilizados no processo de calibração do mesmo. Sendo que os volumes calculados foram subestimados com relação aos valores observados.

A partir dos resultados da análise do efeito da variabilidade espacial da precipitação na simulação do escoamento na parte alta da bacia experimental do riacho Gameleira observou-se diferenças nas vazões máximas e volumes simulados, denotando assim a importância desse tipo de estudo.

Os bons resultados encontrados nas simulações com o modelo KINEROS2 com a parametrização do mesmo a partir de valores medidos em campo, denota a importância de se evitar as incertezas inerentes ao processo de calibração tornando essa pesquisa muito relevante para nortear trabalhos futuros.

5.2. RECOMENDAÇÕES PARA ESTUDOS FUTUROS

Fazer a simulação da produção de sedimentos na bacia experimental do riacho Gameleira através da simulação com o modelo KINEROS2 utilizando os dados da parametrização do mesmo e compará-los com os valores observados em bacias de escalas semelhantes.

Efetuar simulações do escoamento superficial levando em consideração a variabilidade espacial dos parâmetros do solo e da precipitação em pontos não monitorados na bacia buscando uma melhor gestão dos recursos hídricos na Bacia do Rio Tapacurá.

Estudar o efeito de escala sobre os parâmetros do modelo KINEROS2 na simulação hidrológica distribuída na bacia buscando-se formas de extrapolar esses resultados para outras escalas.

REFERÊNCIAS

- ABNT – Associação Brasileira de Normas Técnicas. ABNT NBR – 7181. **Análise granulométrica**. Rio de Janeiro: ABNT, 13p. 1984.
- ABREU, S. L. de; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R. da; REINERT, D. J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, v.33, n.2, p. 275-282. 2003.
- ALMEIDA, T. A.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO, A. A. A.; OLIVEIRA, O. F. Análise da variabilidade espacial da precipitação na bacia do rio Ipanema, Pernambuco, Brasil. **Anais do VII Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, São Luís – MA, nov. 2004, CD-ROM. 2004.
- AMARAL, I. R.; GRIPP, A. H.; VERSIANI, B. R. Análise espacial de eventos máximos de precipitação pelo método geoestatístico estudo das bacias do alto São Francisco e alto rio Doce. **Anais do VII Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, São Luís – MA, nov. 2004, CD-ROM. 2004.
- ANA. **Atlas Nordeste: abastecimento urbano de água: alternativas de oferta de água para as sedes municipais da região Nordeste do Brasil e do norte de Minas Gerais: resumo executivo**. 2006. 154p. Agência Nacional de Águas, Superintendência de Planejamento de Recursos Hídricos, Brasília. 2006.
- ANDRÉASSIAN, V. Waters and forests: from historical controversy to scientific debate. **Journal of Hydrology**, v. 291, n. 1-2, p. 1-27. 2004.
- ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. Editora Unisinos, São Leopoldo-RS, 163p. 2003.
- ARAGÃO, R. **Estimativa dos parâmetros do modelo distribuído WESP com os dados da bacia experimental de Sumé – PB**. 2000. 185p. Dissertação de mestrado. Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande. 2000.

ARAGÃO, R.; FIGUEIREDO, E. E.; SRINIVASAN, V. S.; DALTRO FILHO, J. Avaliação do Processo Hidrossedimentológico na Bacia do Rio Japarutuba-Mirim através do Modelo KINEROS2. **Anais do IX Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, Salvador - BA, nov. 2008, CD-ROM. 2008.

ARAÚJO FILHO, P. F. **Modelagem hidrológica, com implantação de um limite máximo no déficit hídrico do modelo TOPMODEL, e aplicação na região de transição entre a Zona da Mata e o Agreste pernambucano**. 2004. 152p. Tese de Doutorado – Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2004.

ARAÚJO FILHO, P. F.; CABRAL, J. J. P.; ANTONINO, A. C. D. Modelagem hidrológica da micro bacia do riacho Gameleira – PE utilizando o modelo TOPSIMPL. **Anais do VII Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**. São Luís – MA, nov. 2004. CD-ROM. 2004.

ARAÚJO FILHO, P. F.; CABRAL, J. J. S. P.; AZEVEDO, J. R. G. (2005). Considerações sobre a variabilidade espacial da precipitação na bacia do riacho Gameleira em Pernambuco. **Anais do XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**. João Pessoa-PB, nov. 2005. CD-ROM. 2005.

ARAÚJO, J. C.; PIEDRA, J. I. G.; COSTA, A. C. Densidade de medições pluviométricas e planejamento de recursos hídricos: o caso da bacia experimental de Aiuaba, Ceará. **Anais do IX Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, Salvador - BA, nov. 2008, CD-ROM. 2008.

BABALOA, O. Spatial variability of soil water properties in tropical soil of Nigéria. **Soil Science**, v. 126, n.5, p. 269 – 279. 1977.

BACCHI, B.; KOTTEGODA, N. T. Identification and calibration of spatial correlation patterns of rainfall. **Journal of Hydrology**, v. 165, n. 4, p.311-348. 1994.

BARDOSSY, A. Statistical investigation of precipitation changes from a hydrological viewpoint. In: LOZÁN, J. L.; GRABI, H.; HUPFER, P. (eds) **Climate of the 21 st Century: Changes and Risks**. Wissenschaftliche Auswertungen, Hamburgo, Alemanha. 2001.

BATHURST, J. C. Physically-based distributed modelling of an upland catchment using the système hydrologique Européen. **J. Hydrol.**, 87, p. 79-102. 1986a.

BATHURST, J. C. Sensitivity analysis of the système hydrologique Européen for an upland catchment. **J. Hydrol.**, 87, p. 103-123. 1986b.

BATHURST, J. C., WICKS, J. M., and O'CONNELL, P. E. The SHE/SHESED basin scale water flow and sediment transport modelling system. In: V.P. SINGH (editor). **Computer Models of Watershed Hydrology**. Water Resources Publications, Highlands Ranch, Colorado, United States. 1995.

BASTIN, G.; LORENT, B.; DUQUÉ, C.; GEVERS, M. Optimal estimation of the average areal rainfall and optimal selection of rain-gauge locations. **Water Resource Research**, v.20(4), April 1984, p.463-470. 1984.

BERG, M. V. D.; KLAMT, E.; REEUWIJK, L. P. V.; SOMBROEK, W. G. Pedotransfer functions for the estimation of moisture characteristics of Ferralsols and related soils. **Geoderma**, 78, p.161-180. 1997.

BERTONI, J. C.; TUCCI, C. E. M. Precipitação. In: TUCCI, C. E. M. Org. **Hidrologia: Ciência e Aplicação**. UFRGS, ABRH, Porto Alegre-RS, Cap. 5, p177-200. 1993.

BEVEN, K. J.; KIRKBY, M. J. A physically based variable contributing area model of basin hydrology. **Hydrological Scienc Bulletin**, v. 24, p. 43-69. 1979.

BEVEN, K. J.; LAMB, R.; QUINN, P.; ROMANOWICZ, R.; FREER, J. TOPMODEL. In: Models of watersheds hydrology. **Water Resources Publications**, c.18. 1995.

BEVEN, K. J. **Rainfall-Runoff Modelling-The Primer**. John Wiley & Sons Ltd. West Sussex, England. 360p. 2001.

BEUTLER, A. N.; CENTURION, J. F.; SOUZA, Z. M.; ANDRIOLI, I.; ROQUE, C. G. Retenção de água em dois tipos de Latossolo sob diferentes usos. **R. Bras. Ci. Solo**, 26:829-834. 2002.

BLAIN, G. C. Considerações estatísticas relativas à oito séries de precipitação pluvial da secretaria de agricultura e abastecimento do Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.24, n.1, p. 12-23. 2009.

BLÖSCHL, G. e SIVAPALAN, M. Scale issues in hydrological modelling: a review. In: KALMA, J.D. e SIVAPALAN, M. (ed.), **Scale Issues in Hydrological Modelling**, 1 ed., Capítulo 2, Chichester, Inglaterra, John Wiley & Sons. 1995.

BOSCH, D.D.; WEST, L.T. Hydraulic conductivity variability for two sandy soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.62, p.90–98. 1998.

BOUMA, J. Using soil survey data for quantitative land evaluation. **Adv. Soil Sci.** 9, p.177-213. 1989.

BRAGA, L. P. V. Geoestatística e aplicações. **Anais do 9º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística**, São Paulo. 1990.

BRAGA, R. A. P. **Gestão ambiental da bacia do rio Tapacurá – Plano de ação**. Recife: Ed. Universitária da UFPE. 101p. 2001.

BRAGA, R. A. P.; DUTRA, M. T. D.; CABRAL, J. J. P. Instrumentos de ordenamento territorial para a conservação dos recursos hídricos e florestais na bacia do riacho Gameleira (PE). **Anais do VII Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, São Luís – MA, nov. 2004, CD-ROM. 2004.

BRAUD, I.; De CONDAPPA, D.; SORIA UGLADE, J. M.; HAVERKAMP, R.; ANGULO-JARAMILLO, R.; GALLE, S.; VAUCLIN, M. Use of scaled forms of the infiltration equation for the estimation of unsaturated soil hydraulic properties (the Beerkan method). **European Journal of Soil Science**, v.56, p.361-374. 2005.

BROOKS, R. H.; COREY, A. T. Hydraulic properties of porous media. **Hydrology Paper**, v.3, p.1-27. 1964.

BURDINE, N. T. Relative permeability calculations from pore-size distribution data. **America Institute Mining and Metallurgy Engineering**, v.198, p.71-77. 1953.

BURROUGH, P. A. **Principles of geographical information systems for land resources assessment**. Oxford, Clarendon Press. 193p. 1987.

BURROUGH, P.A. Soil variability: A late 20th century view. **Soils Fertility**, v.56, p.529-562. 1993.

BUYTAERT, W. et al. Spatial and temporal rainfall variability in mountainous areas: A case study from the South Ecuadorian Andes. **Journal of Hydrology**, v. 329, n. 3, p.413-421. 2006.

CADIER, E. Hydrologie des petits bassins du Nordeste Brésilien Semi-Aride: Tupologie dès bassins et transposition écoulements annuels. **Journal of Hydrology**, 182, p.117-141. 1996.

CAMARGO, M.B.P.; HUBBARD, K.G. Spatial and temporal variability of daily weather variables in sub-humid and semi-arid areas of the United States high plains. **Agriculture and Forest Meteorology**, v.93, p.141-148. 1999.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIM, T. B.; KARLEN, D. I.; TURCO, R. F.; KOOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p.1501-1511. 1994.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. Agropec. Bras.**, 37, p.1151-1159. 2002.

CHAMBERS, R. L.; YARUS, J. M.; HIRD, K. B. Petroleum geostatistics for nongeostatiticians. **Geologic Column of The Leading Edge**, May/2000. 2000.

CHOW, V.T.; MAIDMENT, D.R.; MAYS, L.W. **Applied Hydrology**. McGraw-Hill series in water resources and environmental engineering. Singapore. 572p. 1988.

DAI, A.; FUNG, I.; GENIO, A. D. del. Surface observed global land precipitation variations during 1900-1988. **Journal of Climate**, Boston, v. 10, p. 2946-2962. 1997.

DAVID, M. **Geostatistical ore reserve estimation**. New York, Elsevier Scientific. 364 p. 1977.

De CONDAPPA, D.; SORIA UGALDE, J. M.; ANGULO-JARAMILLO, R.; HAVERKAMP, R. **Méthode Beerkan. Caractérisation des propriétés hydrodynamiques des sols non saturés**. Rapport interne Hydrologie de la Zone non Saturés-LTHE, Grenoble: Université de Grenoble. 82 p. 2002.

DELHOMME, J. P. (1978). Kriging in Hidrosociences. **Advances in Water Resources**, 1(5), p.251-266. 1978.

DUTRA, M. T. D. **Uso dos recursos hídricos e florestais e sua relação com áreas de preservação permanente na bacia experimental do riacho Gameleira, afluente do Tapacurá-PE**. 2005. 105p. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2005.

EGUCHI, E.S.; SILVA, E.L.; OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.6, n.2, p.242-246. 2002.

ESRI. Inc. **ArcMap** versão 8.1. Copyright – US Patent No. 5710835. 2001.

EWEN, J., PARKIN, G. AND O'CONNELL, P. E. SHETRAN: Distributed river basin flow and transport modeling system. **J. Hydrologic Engineering**, v. 5, n. 3, ASCE. 2000.

FARIAS, L. N.; CEDDIA, M. B.; VIEIRA, S. R.; COSTA, A. D.; GONÇALVES, M. G.; CARVALHO, D. F. de; RAVELLI NETO, A. Variabilidade espacial de alguns atributos físico-hídricos de solos em sistema de produção agroecológico. **Congresso Brasileiro de Ciência do Solo**, 30, Recife, PE. CD-ROM. 2005.

FENG, Q.; LIU, Y.; MIKAMI, M. Geostatistical analysis of soil moisture variability in grassland. **Journal of Arid Environments**, v.58, p.357–372. 2004.

FIGUEIREDO, E. E. **Scale effects and land use change impacts in sediment yield modelling in a Semi-arid region of Brazil**. 1998. Ph.D Thesis, Department of Civil Engineering, University of Newcastle upon Tyne, Newcastle, UK. 1998.

FIGUEIREDO, E. E.; SRINIVASAN, V. S. Avaliação dos impactos do uso do solo e da influência dos açudes sobre o escoamento para o açude Sumé - PB. **Anais do XIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, Belo Horizonte – MG, nov. 1999, CD-ROM. 1999.

FIGUEIREDO, E. E.; LACERDA Jr, H. B.; FURTUNATO, O. M.; CRISPIM, A. M. C. Parameter scale analysis in runoff modeling in semi-arid regions of Brazil with the model NAVMO. **Proc. 7 th Int. Conf. on Hydroinformatics**, pp. 1527-1534. 2006.

FONTES, A. S.; CIDREIRA, M. A. S.; ALMEIDA, R. B.; MIRANDA, J. G. V.; SILVA, E. D.; SANTANA, C. N.; GONZÁLES, A.; MEDEIROS, Y. D. P. Estudo da dependência espacial da precipitação no Semi-Árido baiano – Bacia do Rio Jacuípe. **Anais do XVII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, São Paulo – SP, nov. 2007, CD-ROM. 2007.

FUENTES, C. **Approche fractale des transferts hydriques dans les sols non-saturés**. 1992. 444p. Tese de Doutorado. Grenoble: Université Joseph Fourier. 1992.

FUENTES, C.; VAUCLIN, M.; PARLANGE, J. Y.; HAVERKAMP, R. Soil water conductivity of a fractal soil. In: BAVEYE, P.; PARLANGE, J. Y.; STEWART, B. A. (eds.). **Fractals in soil science**. Boca Raton: CRC. cap. 11, p.333-340. 1998.

GAJEM, Y.M.; WARRICK, A.W.; MYERS, D.E. Spatial dependence of physical properties of a Typic Torrifluvent soil. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.45, n.4, p.709-715. 1981.

GALVÃO, C. de O. (1990). **Modelagem do escoamento superficial e da erosão do solo em microbacias**. 1990. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande. 1990.

GONÇALVES, A. C.; FOLEGATTI, M. V. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo, ao longo de uma transeção em área irrigada por pivô central. **XXIV Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola**. n. 95-3-190, Viçosa, MG, julho, 1995. 1995.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. A.; SILVA, A. P. Estabilidade temporal da distribuição espacial da umidade do solo em uma área irrigada por pivô central. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 23, p.155-164. 1999.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análise exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-1157. 2001

GOOVAERTS, P. Geostatistical in soil science: State-of-the-art and perspectives. **Geoderma**, v.89, p.1-45. 1999.

GOOVAERTS, P. Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. **Journal of Hydrology**, n. 228, p. 113-129. 2000.

GUERRA, P. A. L. G. **Geoestatística operacional**. Brasília: Ministério das Minas e Energia – Departamento Nacional da Produção Mineral, 145p. 1988.

HAVERKAMP, R.; PARLANGE, J. R. Predicting the water retention curve from particle size distribution: I Sandy soils without organic matter. **Soil Science**, Baltimore, v.1, n.142, p.325-335. 1986.

HAVERKAMP, R.; ROSS, P. J.; SMETTEM, K. R. J.; PARLANGE, J. Y. Three dimensional analysis of infiltration from the disc infiltrometer. 2. Physically based infiltration equation. **Water Resources Research**, v.30, p. 2931-2935. 1994.

HAVERKAMP, R.; BOURAOU, F.; ANGULO-JARAMILLO, R.; ZAMMIT, C.; DELLEUR, J. W. Soil properties and moisture movement in the unsaturated zone. In: DEULLEUR, J. W. (Ed.). **CRC Groundwater Engineering Handbook**, 120 p. 1998.

HAWS, N. W.; LIU, B.; BOAST, C. W.; RAO, P. S. C; KLADIVKO, E. J.; FRANZMEIER, D. P. Spatial variability and measurement scale of infiltration rate on an agricultural landscape. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.68, p.1818-1826. 2004.

HILLEL, D. **Environmental soil physics**. New York: Academic press, 771p.1998.

HOLAWA, F.; DUTTER, R. Geoestatistical study of precipitation series in Austria: time and space. **Journal of Hydrology**, n. 219, p.70-82. 1999.

IMAM, B. Range of Manning Number. 2000. Disponível em:<
http://hydis.eng.uci.edu/CEE273/Homeworks/Homework_3/Range%20of%20Manning%20Numbers.pdf>. Acesso em 02 de junho de 2009.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press. 1989.

JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining Geostatistics**. London: Academic Press. 1978.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of geostatistics in five lessons**. Stanford Center for Reservoir Forecasting Applied Earth Sciences Department, California. 1988.

KALIN, L.; GOVINDARAJU, R. S.; HANTUSH, M. M. Effect of geomorphologic resolution on modeling of runoff hydrograph and sedimentograph over small watersheds. **Journal of Hydrology**, 276, pp. 89-111.2003

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the witwatersrand. **J. Chem. Metall. Min. Soc. S. Afri.**, Johannesburg, v. 52, p.151-163. 1951.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. Fundação Editora da UNESP, São Paulo. 1998.

LASSABATÈRE, L.; ANGULO-JARAMILLO, R.; SORIA, J.M.; CUENCA, R.; BRAUD, I.; HAVERKAMP, R.. Beerkan estimation of soil transfer parameters through infiltration experiments – BEST. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.70, p.521-532. 2006.

LOPES, V.L. **A numerical model of watershed erosion and sediment yield**. 1987. 148p. Ph.D. Thesis, University of Arizona, Tucson, EUA. 1987.

LOPES, W.T.A. **Efeitos de escala na modelagem hidrossedimentológica na região Semi-árida da Paraíba**. 2003. 174p. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande. 2003.

LOU, A. P. F. **Modelagem geoestatística aplicada à integração entre dados de postos pluviométricos e radar meteorológico**. 2004.147p. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. 2004.

LUXMOORE, R.J.; SHARMA, M.L. Runnof responses to soil heterogeneity: experimental and simulation comparisons for two contrasting watersheds. **Water Resources Research**, v.16, n.4, p.675-684. 1980.

MAIDMENT, D. R. Developing a spatially distributed unit hydrograph by using GIS. In: DOVAR, K.; NATCHNEBEL, H. P. (eds.) Application of geographic information systems in hydrology and water resources. **Proceedings of the Vienna Conference**, Vienna: Int. Assoc. of Hydrological Sci.; p. 181-192. 1993.

MARQUARDT, D. W. An algorithm for least squares estimation of non linear parameters. **SIAM Journal of Applied Mathematics**, v.11, p.431-441. 1963.

MARTÍNEZ-CARRERAS, N.; SOLER, M.; HERNÁNDEZ, E.; GALLART, F. Simulating badland erosion with KINEROS2 in a small Mediterranean mountain basin (Vallcebre, Eastern Pyrenees). **Catena**, n. 71, p. 145–154. 2007

MATHERON, G. Principles of Geostatistics. **Economic Geology**, V. 58, p.1246-1266. 1963.
MC BRATNEY, A. B. & WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **J. Soil Sci.**, 37, p.617-639. 1986.

McBRATNEY, A. B.; MINASNY, B.; CATTLES, S. R.; VEERVOORT, R. W. From pedotransfer functions to soil inferences systems. **Geoderma**, v.109, p.41-73. 2002.

MEDEIROS, A.T. **Estimativa da evapotranspiração de referência a partir da equação de Penman-Monteith, de medidas lisimétricas e de equações empíricas em Paraíba, CE.** 2002. 95p. Tese de Doutorado – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz: Universidade de São Paulo, São Paulo. 2002.

MEDEIROS, V. M. A.; MOREIRA, L. F. F.; RIGHETTO, A. M. Análise do Efeito da Variabilidade Espacial da Precipitação na Modelagem do Escoamento numa Bacia Experimental no Semi-Árido Nordeste. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, 12 (3), 129-139. 2007.

MEDIONDO, E. M.; TUCCI, C. E. M. Escalas Hidrológicas. I. Conceitos. **RBRH – Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 2, n. 1, p. 59-79. 1997.

MELO FILHO, J. F.; LIBARDI, P. L. Estabilidade temporal de medidas do teor e do potencial mátrico da água no solo em uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, p.497-506. 2005.

MENDONÇA, A. S. *Introdução: Razões para quantificação.* **Hidrologia aplicada à gestão de pequenas bacias hidrográficas.** FINEP – RECOPE/SEHIDRO/SUB-REDE1. ABRH - 2003. 2003.

MILLY, P. C. D.; DUNNE, K. A.; VECCHIA, A. V. Global pattern of trends in streamflow and water availability in a changing climate. **Nature**, v. 438, n. 7066, p. 347-350. 2005.

MINASNY, B.; McBRATNEY, A. B.; BRISTOW, K. L. Comparison of different approaches to the development of pedotransfer functions for water retention curves. **Geoderma**, v.93, p.225-253. 1999.

MINASNY, B.; McBRATNEY, A. B. The efficiency of various approaches to obtaining estimates of soil hydraulic properties. **Geoderma**, v.107, p.55-70. 2002.

MINE, M. R.; CLARKE, R. O uso do TOPMODEL em condições brasileiras: resultados preliminares. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, 1 (2): 89-105. 1996.

MOHANTY, B.P.; MOUSLI, Z. Saturated hydraulic conductivity and soil water retention properties across a soil-slope transition. **Water Resources Research**, v.36, p.3311– 3324. 2000.

MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO, A. A. A. Uso de funções de transferência hidropedológica em uma área irrigada do estado de Pernambuco visando aplicação em modelagem espacial estocástica. **Anais do XII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, Vitória – ES, nov. 1997, CD-ROM. 1997.

MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO, A. A. A.; FURTUNATO, O. M.; LIMA, A. N. Variabilidade espacial e temporal de nível d'água e salinidade em aquífero aluvial sob uso agrícola no semi-árido do Nordeste do Brasil. **Anais do VIII Congresso Latinoamericano de Hidrologia Subterrânea**, Asunción – Paraguay, set. 2006, CD-ROM. 2006.

MONTENEGRO, A. A. A.; MONTENEGRO, S. M. G. L. Variabilidade espacial de classes de textura, salinidade e condutividade hidráulica de solos em planície Aluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.10, n.1, p.30–37. 2006.

MONTENEGRO, A. A. A.; RAGAB, R. Hydrological response of a Brazilian semi-arid catchment to diferente land use and climate change scenarios: a modelling study. **Hydrological Processes**, 24: 2705-2723. 2010

MOREIRA, L. F. F.; RIGHETTO, A. M.; MEDEIROS, V. M. A. Soil hydraulics properties estimation by using pedotransfer functions in a Northeastern Semiarid zone catchment, Brazil. **Proceeding of International Conference on Environmental Modelling and Software**. Osnabruck, Alemanha : IEMSS Germany, 2004. v. 1. p.01-06. 2004.

MORETI, D.; LIBARDI, P. L.; ROCHA, G. C.; LOVATTI, M. J.; AGUIAR, L. I. G. Avaliação espaço-temporal das armazenagens gravimétrica e volumétrica da água num Latossolo com Citros. **R. Bras. Ci. Solo**, 31, p.1281-1290. 2007.

MOURA, A. R. C.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; ANTONINO, A. C. D. Estimativa da evapotranspiração de referência através das equações de Thornthwaite e Thornthwaite modificada na bacia experimental do riacho Gameleira-Pernambuco. **Anais do XVIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, Campo Grande – MS, nov. 2009, CD-ROM. 2009.

MUALEM, Y. Hydraulic conductivity of unsaturated soils: Predictions and formulas In: Klute, A. (ed.) **Methods of soil analysis**. Part 1. 2nd ed. SSSA Book Ser. 5. SSSA, Madison, WI. p. 799–823. 1986.

OLIVEIRA, L. M. M.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; SILVA, J. A. A.; FURTUNATO, O. M.; NASCIMENTO, R. M.; MONTENEGRO, A. A. A.; AZEVEDO, J. R. G. Modelos de regressão linear e não linear usando variáveis meteorológicas locais na estimativa da evapotranspiração de referência (ET_o), comparados com métodos indiretos, na bacia experimental do riacho Gameleira - PE. **Anais do XVII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, São Paulo – SP, Nov. 2007, CD-ROM. 2007.

OSBORN, H. B.; LANE, L. J.; HUNDLEY, J. F. Optimum gaging of thunderstorm rainfall in southeastern Arizona. **Water Resources Research**, 8 (1), p. 259-265. 1972.

PAIVA, F. M. L.; SANTOS, C. A. G.; SILVA, R. M. Study of vegetal cover influence on experimental erosion plots by a runoff-erosion modeling. **Revista Sociedade e Natureza**, Special Issue, Uberlândia, p. 235-242. 2005.

PAIVA, F. M. L.; SILVA, R. M.; FURTUNATO, O. M.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; SANTOS, C. A. G. Modelagem hidrológica e estimativa preliminar da produção de sedimentos na bacia experimental Gameleira, Pernambuco. **Anais do IX Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, Salvador – BA, nov. 2008, CD-ROM. 2008.

PANNATIER, Y. **Variowin**: Software for spatial data analysis in 2D Springer, New York. 1996.

PARDO-IGÚZQUIZA, E. Optimal selection of number and location of rainfallgauges for areal rainfall estimation using geoestistics and simulated annealing. **Journal of Hydrology**, v. 210, p.206-220, 1998.

PHILIP, J. R. Theory of infiltration. In: CHOW, V. T. (ed). **Advances in Hydrosience**. New York Academic Press, v. 5, p.215-296. 1969.

PIMENTEL DA SILVA, L. e EWEN, J. Modelagem hidrológica para grandes bacias hidrográficas: a necessidade de novas metodologias. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**. Vol. 5, n. 5, p.81-92. 2000.

PRUDÊNCIO, R. S.; GEREMIAS, R.; VEADO, R. W. V. Análise do ritmo pluviométrico do litoral catarinense. **Anais do Congresso Brasileiro de Agrometeorologia**, Florianópolis – SC, nov. 1999, p. 1055-1063. 1999.

QUEIROZ, J.E.; CRUCIANI, D.E.; LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea, no município de piracicaba, estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.3, n.2, p.135-139. 1999.

REFSGAARD, J.C., SETH, S.M., BATHURST, J.C., ERLICH, M., STORM, B., JORGENSEN, G.H., AND CHANDRA, S. Application of the SHE to catchments in India. Part 1. General Results. **J. Hydrol.**, 140, p. 1-23. 1992.

REHISA. **Relatório Final da Caracterização das bacias experimentais do semi-árido, Projeto IBESA – Implantação de bacias experimentais do semi-árido para o desenvolvimento de metodologias de avaliação dos balanços hídricos e energéticos em diferentes escalas temporais e espaciais**. 2004. 143p. Projeto integrado UFRN-UFC-UFPB-UFCG-UFRPE-UFPE-UFBA. 2004.

ROCHA, A. C. B. **A geoestatística aplicada à avaliação e caracterização de reservatórios petrolíferos**. 2005. 67p. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande. 2005.

ROVEY, E. W.; WOOLHISER, D. A. e SMITH, R. E. **A distributed kinematic model of upland watersheds**. 1977. 52p. Fort Collins, Colorado State University. Hydrologic Papers 93. 1977.

SAGHAFIAN, B.; VAN LIESHOUT, A. M.; RAJAEIL, H. M. Distributed catchment simulation using a raster GIS. **Environmental Modelling and Software**, v. 2, issue 3-4, july, p. 199-203. 2000.

SALGUEIRO, J. H. P. B. **Avaliação de rede pluviométrica e análise de variabilidade espacial da precipitação: Estudo de caso na Bacia do Rio Ipojuca em Pernambuco**. 2005. 122p. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2005.

SANTOS, C. A. G.; SILVA, R. M.; PAIVA, F. M. L. Evaluation of a runoff-erosion model in Experimental Basin of the Northeast of Brazil. **IAHS, Work Shopping- Prediction of Ungaged Basins, Foz do Iguassu, 2005**. 2005.

SANTOS, I. M.; ZEILHOFER, P. Modelagem Hidrológica Integrada em Sistemas de Informação Geográfica. **Geodesia online**, Florianópolis, v. 4, p. 1-16. 2005.

SCHAAP, M. G. E.; LEIJ, F. J. Database- related accuracy and uncertainty of pedotransfer functions. **Soil Science**, v. 163, n. 10, p.765-779. 1998.

SHUMWAY, R.H. **Applied statistical time series analysis**. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ. 1988.

SILVA, J. W.; GUIMARÃES, E. C.; TAVARES, M. Variabilidade temporal da precipitação mensal e anual na estação climatológica de Uberaba-MG. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 27, n. 3, p.665-674. 2003.

SILVA, R.V. **Análise comparativa de três formulações do TOPMODEL na bacia do Rio Pequeno – PR**. 2005. 128p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) - Programa de Pós-graduação em Engenharia Ambiental, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis. 2005.

SILVA, R. M., **Previsão hidrossedimentológica numa bacia periurbana através do acoplamento de modelos climatológicos e hidrológicos**. 2005. 171p. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa. 2005.

SILVA, R. M.; SANTOS, C. A. G.; SILVA, L. P.; SILVA, J. F. C. B. C. Soil loss prediction in Guaraíra river experimental basin, Paraíba, Brazil based on two erosion simulation models. **Revista Ambiente e Água - An Interdisciplinary Journal of Applied Science**, v.2, n.3, p.19-33. 2007.

SILVA, J. F. C. B. C. **Análise espacial das características hidrodinâmicas e do uso e ocupação do solo da bacia experimental do rio Guaraíra mediante uso de geotecnologias**. 2009. 85p. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa. 2009.

SINGH, V.P. Watershed Modelling. In: V.P. SINGH (editor). **Computer Models of Watershed Hydrology**, Water Resources Publication, Highlands Ranch, Colorado, United States. 1995.

SISSON, J.B.; WIERENGA, P.J. Spatial variability of steady-state infiltration rates as a stochastic process. **Soil Science Society of America. Journal**, v.45, n.5, p.699-704. 1981.

SMITH, R. E.; PARLANGE, J. Y. A Parameter-efficient hydrologic infiltration model. **Water Resources Research**, 14(3): 533-538. 1978.

SMITH, R. E., CORRADINI, C. e MELONE, F. Modeling infiltration for multistorm runoff events. **Water Resources Research**, 29(1): 133-144. 1993.

SMITH R. E., GOODRICH, D. C., WOOLHISER, D. A., AND UNKRICH, C. L. KINEROS – A Kinematic Runoff and Erosion model. In: V. P. SINGH (editor). **Computer Models of Watershed Hydrology**. Water Resources Publications, Highlands Ranch, Colorado, United States. 1995.

SOBIERAJ, J. A; ELSENBEER, H.; CAMERON, G. Scale dependency in spatial patterns of saturated hydraulic conductivity. **Catena**, v.55, p.49-77. 2004

SORIA, J. M.; LEIJ, F. J.; ANGULO-JARAMILLO, R.; FUENTES, C.; HAVERKAMP, R.; PARLANGE, J. Y. Aggregation scenarios to model water fluxes in watersheds with spatial changes in soil texture. 23rd. Hydrology Days AGU. **Proceedings...** Colorado State University. Fort Collins, Colorado, USA. March 31-April 2. 2003.

SOUZA, E.S. **Caracterização hidrodinâmica na escala local e da parcela agrícola de dois solos do estado da Paraíba: Variabilidade espacial e temporal, e meio homogêneo equivalente.** 2005. 138p. Tese de Doutorado – Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2005.

SOUZA, E.S.; ANTONINO, A.C.D.; NETTO, A.M.; CABRAL, J.J.S.P.; ANGULO-JARAMILLO, R.; ROULIER, S. Análise do regime transitório da infiltração tridimensional sob sucção controlada. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v.11, n.1, p.5-13. 2006.

SOUZA, E. S.; WERLANG, L. M.; SILANS, A. M. B. P.; FIGUEIRAS, H. J. A.. Variabilidade espacial das propriedades hidrodinâmicas de uma Bacia Experimental no Semi-Árido Paraibano. **Anais do XVII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, São Paulo – SP, nov. 2007, CD-ROM. 2007.

SOUZA, E. S.; WERLANG, L. M.; SILANS, A. M. B. P.; FIGUEIRAS, H. J. A.. Variabilidade espacial das propriedades hidrodinâmicas de uma Bacia Experimental no Semi-Árido Paraibano. **Anais do VIII Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste**, Gravata – PE, nov. 2006, CD-ROM. 2006.

SOUZA, E. S.; ANTONINO, A. C. D.; ANGULO-JARAMILLO, R.; NETTO, A. M. MONTENEGRO, S. M. G. L.; SILVA E. B. Variabilidade espacial dos parâmetros hidrodinâmicos de duas parcelas agrícolas no Estado da Paraíba. **R. Bras. Ci. Solo**, 32, p.1795-1804. 2008.

SOUZA, M.Z.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; AMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P. & PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **R. Bras. Ci. Solo**, 25, p.699-707. 2001.

SRINIVASAN, V.S.; GALVÃO, C. O.; SANTOS, C. A. G.; FIGUEIREDO, E. E.; REGO, J. C.; ALCÂNTARA, H. M.; ALBUQUERQUE, J. P. T.; ARAGÃO, R.; MELO, R. N. T.; CRUZ, E.; GUEDES, G. A.; LACERDA, I.; SANTOS, L. L.; ALVES, F. M. Bacia Experimental de São João do Cariri-PB. In: Righetto, A. M. (Org.), **Implantação de Bacias Experimentais no Semi-árido**, Cap. 4, FINEP/FUNPEC/CNPq/CTBRASIL. 93-126. 2004.

STATSOFT. **STATISTICA**: Data analysis software system. Version 6. [S. L.]. 2001.

TOMASELLA, J.; HODNETT, M. G. Estimating soil water retention characteristics from limited data in Brazilian Amazonia. **Soil Science**, v. 163, n. 10, p.190-202. 1998.

TOMASELLA, J.; HODNETT, M. G.; ROSSATO, L. Pedotransfer functions for the estimation of soil water retention in Brazilian soils. **Soil Sci. Soc. Am., J.** 64, p.327-338. 2000.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistic to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v. 38, p. 45–94. 1985.

TRARBACH, J. (2004). **Aplicação do método geoestatístico no dimensionamento de redes pluviométricas e na avaliação da precisão da estimativa de precipitações médias totais anuais e sazonais sobre uma área**. 2004. 94p. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória. 2004.

TRIANAFILIS, J.; HUCKEL, A. I.; ODEH, I.O.A. Field-scale assessment of deep drainage risk. **Irrigation Science**, v.21, p.183–192. 2003.

TSEGAYE, T.; HILL, R. L. Intensive tillage effects on spatial variability of soil physical properties. **Soil Science**, v.163, p.143-154. 1998.

TUCCI, C. E. M. **Modelos hidrológicos**. Ed. Universidade /UFRGS/Associação Brasileira de Recursos Hídricos, Porto Alegre.1998. 668p. 1998.

VACHAUD, G.; SILANS, A. M. B. P.; BALABANIS, P.; VAUCLIN, M. Temporal stability of spatially measured soil water probability density function. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 49, p.822-827. 1985.

van ES, H. M.; OGDEN, C. B.; HILL, R. L.; SCHINDELBECK, R. R.; TSEGAYE, T. Integrated assessment of space, time, and management-related variability of soil hydraulic properties. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.63, p.1599-1608. 1999.

van GENUCHTEN, M. Th. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 44, p.892-898. 1980.

van GENUCHTEN, M. TH.; SCHAAP, M.G.; MOHANTY, B.P.; SIMUNEK, J.; LEIJ, F.J. Modeling flow and transport processes at the local scale. In: FEYEN, J.; WIYO, K. (ed.) **Modeling of transport process in soils at various scales in time and space**. Wageningen Pers, Wageningen, The Netherlands. p. 23–45. 1999b.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S. R.; VACHAUD, G. and NIELSEN, D. R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 47, p.175-184. 1983.

VICUNA, S.; DRACUP, J. A. The evolution of climate change impact studies on hydrology and water resources in California. **Climatic Change**, v. 82, n. 3-4, p. 327-350. 2007.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.45, p.1040-1048. 1981.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.51, p.1-75. 1983.

VIEIRA, S.R., LOMBARDI NETO, E., BURROWS, L.T. Mapeamento da chuva diária máxima provável para o Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.51, n.1, p.93-98. 1991.

VIEIRA, S. R.; De MARIA, I. C. **Delineamento experimental e análise estatística na pesquisa de conservação do solo**. In: Reunión sobre metodologia para investigación en manejo de suelos, Montevideo, 1995. Dialogo. Montevideo: IICA, p.3-11. 1995.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, v.56, n.1, p.181-190. 1997.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R., (eds). **Tópicos em Ciências do Solo**. Sociedade Brasileira de Ciências do Solo, Viçosa-MG, v 1, p.1-54. 2000.

WAGNER, B.; TARNAWSKI, V. R.; HENNINGS, V.; MÜLLER, U.; WESSOLEK, G.; PLAGGE, R. Evaluation of pedotransfer functions for unsaturated soil hydraulic conductivity using an independent data set. **Geoderma**, v.102, p.275-297. 2001.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physics properties in the field. In: HILLEL, D. (ed) **Applications of soil physics**. New York, Academic Press, p.319-344. 1980.

WARRICK, A.W.; MYERS, D.E.; NIELSEN, D.R. Geostatistical methods applied to soil science. In: **Methods of Soil Analysis**, Part 1. Physical and Mineralogical Methods. Agronomy Monograph no. 9, 2nd edn., pp. 53–82. 1986.

WOOLHISER, D. A., SMITH, R. E. e GOODRICH, D. C. **KINEROS: A Kinematic Runoff and Erosion Model: Documentation and User Manual**. 1990. 130p. U. S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service, ARS-77. 1990.

WÖSTEN, J. H. M.; PACHEPSKY, Y. A. A; RAWLS, W. J. Pedotransfer functions: Bridging the gap between available basic soil data and missing soil hydraulic characteristics. **Journal of Hydrology**, v.251, p.123–150. 2001.

ZHAO, C.; WANG, Y.; HU, S.; LI, Y. Effects of spatial variability on estimation of evapotranspiration in the continent river basin. **Journal of Arid Environments**, v.56, p.373-382. 2004.

ZATARÁIN, F.; FUENTES, C.; HAVERKAMP, R.; ANTONIO, A. C. D. Predicción de la forma de la característica de humedad del suelo a partir de la curva granulométrica. In: **XIII Congreso Nacional de Irrigación Zacatecas**, Zac., México. Mesa 7, Desarrollo y transferencia de tecnología de riego y drenaje. 2003.

ANEXOS

Anexo – Informações dos Postos Pluviométricos Utilizados na Pesquisa

Código	Nome	Coordenadas		Responsável
		Latitude	Longitude	
735002	Umbuzeiro	-7°42'00''	-35°40'00''	AESA
735011	Mata Vrgem	-7°44'00''	-35°49'00''	AESA
735037	Algodão do Manso	-7°58'00''	-35°53'00''	SUDENE
735040	Bizarra	-7°44'00''	-35°29'00''	SUDENE
735041	Bom Jardim	-7°48'00''	-35°35'00''	DNOCS
735045	Buenos Aires	-7°47'00''	-35°22'00''	SUDENE
735046	Carpina (Floresta dos Leões)	-7°51'00''	-35°15'00''	DNOCS
735050	Engenho Sítio	-7°42'00''	-35°40'00''	ANA
735062	Nazaré da Mata	-7°44'00''	-35°14'00''	SUDENE
735067	Salgadinho	-7°56'34''	-35°38'04''	ANA
735081	Usina Mussurepe	-7°54'00''	-35°08'00''	SUDENE
735084	Usina Tiuma (IAA)	-7°58'00''	-35°04'00''	IAA
735085	Vertentes	-7°55'00''	-35°59'00''	DNOCS
735100	Limoeiro	-7°52'44''	-35°27'07''	ANA
736013	Riacho Santo Antônio	-7°42'00''	-36°09'00''	AESA
736025	Barra de São Miguel	-7°45'00''	-36°20'00''	AESA
736028	Jataúba (Jatobá)	-7°58'00''	-36°29'00''	SUDENE
736029	Poço Fundo	-7°56'00''	-36°20'00''	SUDENE
736030	Santa Cruz do Capibaribe	-7°57'00''	-35°12'00''	SUDENE
736031	Taquaritinga do Norte	-7°54'00''	-36°03'00''	DNOCS
736032	Sítio Mulungu	-7°53'00''	-36°23'00''	SUDENE
736033	Sítio Salgado	-7°58'00''	-36°25'00''	SUDENE
736036	Vila do Pará	-7°51'00''	-36°22'00''	SUDENE

Anexo – Informações dos Postos Pluviométricos Utilizados na Pesquisa (continuação)

Código	Nome	Coordenadas		Responsável
		Latitude	Longitude	
834005	Recife (Caxangá)	-8°02'00''	-34°53'00''	DNOCS
834014	Recife (Central) (RFN)	-8°02'00''	-34°54'00''	RFFSA
835001	Apoti (Duarte Dias)	-8°04'00''	-35°23'00''	SUDENE
835006	Bengalas	-8°01'00''	-35°29'00''	SUDENE
835007	Bezerros	-8°14'00''	-35°45'00''	SUDENE
835009	Caruaru	-8°17'00''	-35°58'00''	SUDENE
835012	Chã de Alegria	-8°00'00''	-35°13'00''	SUDENE
835016	Cumaru (Malhadinha)	-8°01'00''	-35°42'00''	SUDENE
835017	Engenho Bela Rosa	-8°01'00''	-35°07'00''	ANA
835027	Glória de Goitá	-8°00'00''	-35°18'00''	SUDENE
835030	Gravatá	-8°13'00''	-35°34'00''	DNOCS
835036	Moreno	-8°07'00''	-35°05'00''	SUDENE
835045	Russinha	-8°10'00''	-35°28'00''	SUDENE
835048	São Lourenço da Mata	-7°59'55''	-35°01'55''	ANA
835051	Sítio Barriguda	-8°06'00''	-35°52'00''	SUDENE
835054	Tapacurá	-8°10'00''	-35°11'00''	INMET
835067	Nossa Senhora da Luz	-8°03'00''	-35°06'00''	SUDENE
835068	Vitória de Santo Antão	-8°06'49''	-35°17'02''	ANA
835106	Caruaru	-8°17'57''	-36°00'10''	ANA
836001	Santa Maria da Paraíba	-8°02'00''	-36°41'00''	AESA
836004	Belo Jardim	-8°20'00''	-36°27'00''	SUDENE
836005	Brejo de Madre de Deus	-8°09'00''	-36°23'00''	DNOCS
836010	Carapotos (Riacho Doce)	-8°08'00''	-36°04'00''	SUDENE

Anexo – Informações dos Postos Pluviométricos Utilizados na Pesquisa (continuação)

Código	Nome	Coordenadas		Responsável
		Latitude	Longitude	
836023	Mandacaia	-8°06'00''	-36°17'00''	SUDENE
836028	Passagem do Tó	-8°06'00''	-36°31'00''	SUDENE
836032	Pesqueira	-8°22'00''	-36°42'00''	DNOCS
836034	Poção	-8°11'00''	-36°42'00''	SUDENE
836039	São Caetano	-8°19'00''	-36°09'00''	DNOCS
836043	Sanharó	-8°21'56''	-36°33'37''	ANA
836046	Sítio Apolinário	-8°05'00''	-36°27'00''	SUDENE
836048	Sítio Lagoa do Felix	-8°10'00''	-36°34'00''	SUDENE
836050	Sítio Muquem	-8°06'00''	-36°36'00''	SUDENE
836052	Tacaimbó	-8°19'00''	-36°18'00''	SUDENE
836054	Toritama (Torres)	-8°01'00''	-36°04'00''	SUDENE