



Ministério da
Ciência e Tecnologia



INPE-16622-TDI/1596

AMOSTRAGEM PROBABILÍSTICA E IMAGENS DE SATÉLITE PARA ESTIMATIVA DE ÁREA DE CITROS

Vagner Azarias Martins

Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto,
orientada pelo Dr. Maurício Alves Moreira, aprovada em 29 de setembro de 2009

Registro do documento original:

<<http://urlib.net/sid.inpe.br/mtc-m18@80/2009/09.12.11.46>>

INPE
São José dos Campos
2009

PUBLICADO POR:

Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais - INPE

Gabinete do Diretor (GB)

Serviço de Informação e Documentação (SID)

Caixa Postal 515 - CEP 12.245-970

São José dos Campos - SP - Brasil

Tel.:(012) 3945-6911/6923

Fax: (012) 3945-6919

E-mail: pubtc@sid.inpe.br

CONSELHO DE EDITORAÇÃO:

Presidente:

Dr. Gerald Jean Francis Banon - Coordenação Observação da Terra (OBT)

Membros:

Dr^a Maria do Carmo de Andrade Nono - Conselho de Pós-Graduação

Dr. Haroldo Fraga de Campos Velho - Centro de Tecnologias Especiais (CTE)

Dr^a Inez Staciarini Batista - Coordenação Ciências Espaciais e Atmosféricas (CEA)

Marciana Leite Ribeiro - Serviço de Informação e Documentação (SID)

Dr. Ralf Gielow - Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPT)

Dr. Wilson Yamaguti - Coordenação Engenharia e Tecnologia Espacial (ETE)

BIBLIOTECA DIGITAL:

Dr. Gerald Jean Francis Banon - Coordenação de Observação da Terra (OBT)

Marciana Leite Ribeiro - Serviço de Informação e Documentação (SID)

Jefferson Andrade Ancelmo - Serviço de Informação e Documentação (SID)

Simone A. Del-Ducca Barbedo - Serviço de Informação e Documentação (SID)

REVISÃO E NORMALIZAÇÃO DOCUMENTÁRIA:

Marciana Leite Ribeiro - Serviço de Informação e Documentação (SID)

Marilúcia Santos Melo Cid - Serviço de Informação e Documentação (SID)

Yolanda Ribeiro da Silva Souza - Serviço de Informação e Documentação (SID)

EDITORAÇÃO ELETRÔNICA:

Viveca Sant´Ana Lemos - Serviço de Informação e Documentação (SID)



Ministério da
Ciência e Tecnologia



INPE-16622-TDI/1596

AMOSTRAGEM PROBABILÍSTICA E IMAGENS DE SATÉLITE PARA ESTIMATIVA DE ÁREA DE CITROS

Vagner Azarias Martins

Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto,
orientada pelo Dr. Maurício Alves Moreira, aprovada em 29 de setembro de 2009

Registro do documento original:

<<http://urlib.net/sid.inpe.br/mtc-m18@80/2009/09.12.11.46>>

INPE
São José dos Campos
2009

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Martins, Vagner Azarias.

M363am Amostragem probabilística e imagens de satélite para estimativa de área de citros / Vagner Azarias Martins. – São José dos Campos : INPE, 2009.

155 p. ; (INPE-16622-TDI/1596)

Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2009.

Orientador : Dr. Maurício Alves Moreira.

1. Citros. 2. Estimativa. 3. Amostragem estratificada. 4. São Paulo. 5. Segmentos regulares. I.Título.

CDU 528.8:519.243 (815.6)

Copyright © 2009 do MCT/INPE. Nenhuma parte desta publicação pode ser reproduzida, armazenada em um sistema de recuperação, ou transmitida sob qualquer forma ou por qualquer meio, eletrônico, mecânico, fotográfico, reprográfico, de microfilmagem ou outros, sem a permissão escrita do INPE, com exceção de qualquer material fornecido especificamente com o propósito de ser entrado e executado num sistema computacional, para o uso exclusivo do leitor da obra.

Copyright © 2009 by MCT/INPE. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system, or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording, microfilming, or otherwise, without written permission from INPE, with the exception of any material supplied specifically for the purpose of being entered and executed on a computer system, for exclusive use of the reader of the work.

**Aprovado (a) pela Banca Examinadora
em cumprimento ao requisito exigido para
obtenção do Título de Mestre em
Sensoriamento Remoto**

Dr. Bernardo Friedrich Theodor Rudorff



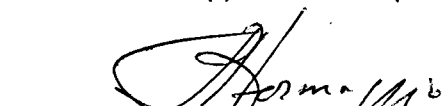
Presidente / INPE / SJCampos - SP

Dr. Maurício Alves Moreira



Orientador(a) / INPE / SJCampos - SP

Dr. Antonio Roberto Formaggio



Membro da Banca / INPE / SJCampos - SP

Dr. Francisco Alberto Pino



Convidado(a) / IEA / São Paulo - SP

Aluno (a): Vagner Azarias Martins

São José dos Campos, 29 de setembro de 2009

“Cada um de nós compõe a sua história. Cada ser em si carrega o dom de ser capaz”.

Almir Sater/Renato Teixeira

A DEUS PAI OFEREÇO,

*A MEUS PAIS JOÃO E NAIR, A MEUS FILHOS GABRIELLA E PEDRO HENRIQUE
E MINHA ESPOSA ELAINE, DEDICO.*

AGRADECIMENTOS

Ao Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (IEA/SAA) pelo apoio financeiro e liberação durante os dois anos e meio do curso. Ao Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), pela oportunidade do mestrado e pela estrutura oferecida aos estudos.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Mauricio Alves Moreira, que, além da orientação técnica, ofereceu apoio, encorajamento e acima de tudo, teve muita paciência e compreensão nos momentos difíceis

Aos professores Antonio Roberto Formaggio, Bernardo Friedrich T. Rudorff, Camilo Daleles Rennó, Corina da Costa Freitas, Flávio Jorge Ponzoni, João Viane Soares, José Carlos N. Epiphanyo, Leila Maria Garcia Fonseca, Luciano Vieira Dutra, Márcio de Morisson Valeriano, Mauricio Alves Moreira, Ronald Buss de Souza e Teresa Galloti Florezano, por terem oferecido uma pequena parcela do seu vasto conhecimento.

À turma de mestrado e doutorado de 2007, em sensoriamento remoto, Adalberto, Alana, Aline, Allan, Bruna, Bruno, Daniel, Denílson, Eric, Ericson, Fábio, Felipe, Fernando, Gustavo, Luis, Márcio, Marta, Paulo, Rafael, Rodrigo, Silvia, Sumaia, Tessio, e Viviana pelo companheirismo. À Giselle Vanessa Trevisan, Luciana Miura Sugawara, Flávio Fortes Camargo, Elisabete Goltz e Marco Aurélio Barros pela amizade e, de forma especial aos doutorandos Adalberto Miura, Ericson Hideki e Marcos Adami pela amizade e apoio em todas as fases do curso e da dissertação. Aos amigos e companheiros do Instituto de Economia Agrícola que, mesmo de longe, sempre deram apoio.

À minha esposa Elaine Viana Vaz Martins que nunca esmoreceu e sempre deu apoio, a meus filhos Gabriella Vaz Martins e Pedro Henrique Vaz Martins que são a razão do esforço e a minha sogra Aparecida Viana Vaz pelo auxílio com as crianças.

RESUMO

A atividade citrícola no Estado de São Paulo tem grande relevância econômica e é responsável por aproximadamente 60% da produção mundial de suco de laranja. Apesar disso, ainda não dispõe de um sistema objetivo de acompanhamento de sua área plantada sustentado em sólidos pilares de informação estatística e preceitos probabilísticos. Este presente estudo objetivou propor um método de estimativa de área plantada com citros através de um delineamento amostral estratificado probabilístico em multiestágios, o qual foi testado nas principais regiões produtoras do Estado de São Paulo. A metodologia deste trabalho foi dividida em três etapas: i) Preparação dos dados: consistiu do pré-processamento das imagens de satélites; da definição das áreas amostrais, não amostrais, área de referência de citros e área de controle. ii) Estratificação e definição do segmento: A estratificação da área de estudo foi realizada em dois estágios. No primeiro, analisaram-se dados de área de citros de uma série temporal de 1998 a 2007 para definir as regiões administrativas (RAs) que compuseram a área de estudo e, no segundo, a estratificação da área de estudo foi realizada através de um indicador de densidade de área. Nesta etapa, também foi definido o tamanho do segmento regular por meio da simulação de Monte Carlo das estimativas dos totais regionais provenientes de um estudo piloto. iii) Estimativas e inferências: Nesta etapa foi definido o tamanho amostral para as áreas de referência e de controle e realizado o sorteio das amostras. Em cada segmento (unidade amostral) sorteado foi realizado o mapeamento da área de citros. Os resultados da interpretação de citros nos segmentos amostrados foram utilizados no estimador de expansão direta para a área de citros na região estudada. Por fim, foram calculados intervalos de confiança para o total estimado e o efeito do planejamento amostral. A área estimada com citros foi 527 mil hectares. Com base nos objetivos propostos, pode-se concluir que a metodologia apresentada por este trabalho permitiu reduzir a variabilidade das estimativas em torno de 80% em relação a um modelo de amostragem aleatória simples (ASS); com a divisão da área de estudo em amostral e não amostral foi possível atenuar a heterogeneidade da área de estudo; com base nos resultados da simulação de Monte Carlo estabeleceu-se que o melhor tamanho de segmento para estimar a área de citros é de 25 ha; o tamanho ideal da amostra foi calculado em função de estimativas piloto e um coeficiente de variação de 5%, porém, uma simulação de Monte Carlo com 10.000 sorteios aleatórios de diferentes tamanhos amostrais demonstrou a necessidade de aumento do número de amostras; o procedimento para obter a área de citros nos segmentos amostrados através da interpretação de imagens TM/Landsat-5 restauradas com pixels de 10m, mostrou ser de grande valia, pois, reduziu a visita ao campo. Com isto o processo de obtenção dos dados para estimativa da área de citros torna-se mais ágil e menos oneroso.

PROBABILISTIC SAMPLING AND SATELLITE IMAGES FOR ESTIMATION OF CITRUS AREA

ABSTRACT

Citrus crop activities have great economic relevance to the State of São Paulo, accounting for some 60% of the world's orange juice production. However, an objective monitoring system has not yet been established for the citrus planted area, one supported by solid precepts of statistics and probability. Thus, the present study proposes a method to estimate the cultivated citrus area using a multistage, stratified probabilistic sampling design, tested in the leading producing regions of the State of São Paulo. The study methodology was divided into three parts. i) *Data preparation*: Pre-processing of satellite images, definition of sampling and non-sampling areas and selection of citrus reference area and control area. ii) *Stratification and segment definition*: Stratification of the study area and definition of the segment conducted in two stages. In the first, data from the citrus area of a 1998-2007 time series were analyzed to define the administrative regions that contained the study area. In the second, study area stratification was carried out by an area density indicator. A Monte Carlo simulation also was implemented to set the size of the regular segment through estimates of regional totals from a pilot study and iii) *Estimates and inferences*: the sampling size of the reference and control areas was defined and the draw of the samples carried out. A mapping of the area of citrus was conducted for each drawn segment (sampling unit). Interpretation results of the sampled citrus segments were used in the estimator of the direct expansion of the citrus area in the region studied. Finally, confidence intervals were calculated for the estimated totals and for the effect of the sample design. The estimated area under citrus was 527 thousand hectares. Thus, based on the objectives of this research, it is possible to conclude that: (i) The proposed model can reduce the variability of estimates by 80% when compared to a simple random sampling (SRS) model, (ii). By dividing the study area into sampling and non-sampling areas the heterogeneity of the study area was reduced, (iii) The best segment size for estimating the citrus area is 25 ha, based on the results of the Monte Carlo simulation, (iv) Although the optimal sample size was calculated according to the pilot estimates and a 5% variation coefficient, a Monte Carlo simulation with 10,000 random drawings of different sample sizes demonstrated the need to increase the number of samples and, (v) The procedure of obtaining the citrus area by mapping the sampling units was performed in a set of LANDSAT-5 TM imagery (10m) made it possible to output the estimates of the cultivated citrus areas, thereby reducing field visits. Therefore the data mining process to estimate the citrus area became more agile and less costly.

SUMÁRIO

Pág.

LISTA DE FIGURAS

LISTA DE TABELAS

1 INTRODUÇÃO.....	19
1.1 Objetivo geral.....	22
1.2 Objetivos específicos.....	22
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	23
2.1 Informações estatísticas nos agronegócios.....	23
2.2 Agronegócio	25
2.3 Importância da citricultura no Estado de São Paulo.....	27
2.4 Descrição botânica e breve histórico da citricultura do Brasil	32
2.5 Solos.....	33
2.6 Principais tratamentos culturais dos citros.....	34
2.7 Sensoriamento remoto na citricultura.....	36
2.8 Modelos amostrais.....	39
2.8.1 Amostragem aleatória simples (AAS).....	40
2.8.2 Amostragem por conglomerados (AC).....	40
2.8.3 Amostragem sistemática (AS).....	41
2.8.4 Amostragem estratificada (AE).....	41
2.8.4.1 Alocação da amostra	46
2.8.4.2 Amostra piloto e definitiva.....	47
2.8.5 Estimadores.....	48
2.8.5.1 Estimador de expansão direta.....	49
2.9 Simulação de Monte Carlo.....	50
2.10 Análise estatística multivariada.....	51

2.10.1	Análise de componentes principais.....	51
2.10.2	Análise de agrupamentos.....	54
2.10.2.1	Técnicas hierárquicas aglomerativas.....	55
2.10.2.2	Método de ligação de Ward.....	56
3	MATERIAIS E MÉTODOS	59
3.1	Área de estudo.....	59
3.1.1	Divisão regional administrativa do Estado de São Paulo.....	60
3.1.2	Região administrativa de Barretos.....	61
3.1.3	Região administrativa de Bauru.....	62
3.1.4	Região administrativa de Campinas.....	63
3.1.5	Região administrativa Central.....	64
3.1.6	Região administrativa de São José do Rio Preto (SJRP).....	65
3.1.7	Região administrativa de Sorocaba.....	66
3.2	Materiais.....	67
3.3	Método.....	69
3.3.1	Estratificação por região administrativa.....	71
3.3.2	Estratificação por densidade de área.....	71
3.3.3	Pré-processamento das imagens.....	74
3.3.1	Restauração das imagens.....	74
3.3.3.2	Registro das imagens.....	75
3.3.4	Áreas amostrais e não amostrais.....	76
3.3.5	Álgebra de mapas.....	77
3.3.6	Definição do segmento regular (unidade amostral).....	80
3.3.7	Definição do tamanho amostral na área de referência.....	82
3.3.7.1	Definição do tamanho amostral na área de controle.....	82
3.3.8	Mapeamento.....	86
3.3.9	Comparativo das estimativas e efeito do planejamento.....	86
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	89
4.1	Estratificação por região administrativa.....	89

4.2	Estratificação por densidade de área.....	92
4.3	Análise das áreas não amostrais.....	98
4.4	Definição do tamanho do segmento regular.....	100
4.5	Análise dos resultados do tamanho amostral.....	108
4.6	Análise das estimativas na área de estudo.....	115
4.6.1	Resultados das estimativas do estrato de Barretos na área de referência.....	119
4.6.2	Resultados das estimativas do estrato de Bauru na área de referência.....	120
4.6.3	Resultados das estimativas do estrato de Campinas na área de referência.....	121
4.6.4	Resultados das estimativas do estrato Central na área de referência.....	122
4.6.5	Resultados das estimativas do estrato de SJRP na área de referência.....	123
4.6.6	Resultados das estimativas do estrato de Sorocaba na área de controle.....	123
4.7	Análise das estimativas na área de controle.....	124
4.8	Comparativo das estimativas e efeito do planejamento.....	125
5 CONCLUSÃO.....		133
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS		135
APÊNDICE A -TABELAS		145
A.1	Tabela com as faixas de densidade de área por município.....	145

LISTA DE FIGURAS

	<u>Pág.</u>
2.1 - Participação dos setores do agronegócio na exportação brasileira em 2007.....	26
2.2 - Participação do Estado de São Paulo na exportação do Brasil de produtos do agronegócio em 2008.....	27
2.3 - Área plantada com laranja no Estado de São Paulo em 2007.....	29
2.4 - Área plantada com tangerinas no Estado de São Paulo em 2007.....	30
2.5 - Área plantada com limão no Estado de São Paulo em 2007.....	30
2.6 - Detalhe do porte de árvore cítrica (foto).....	32
2.7 - Época de colheita da safra principal e extemporânea de diversas variedades de citros.....	36
3.1 - Área de estudo.....	59
3.2 - Divisão por Região administrativa do Estado de São Paulo.....	61
3.3 - Região administrativa de Barretos.....	62
3.4 - Região administrativa de Bauru.....	63
3.5 - Região administrativa de Campinas.....	64
3.6 - Região administrativa Central.....	65
3.7 - Região administrativa de São José do Rio Preto.....	66
3.8 - Região administrativa de Sorocaba.....	67
3.9 - Fluxograma com a metodologia do trabalho.....	70
3.10 - Esquema de criação dos estratos regionais e densidade de área de citros.....	73
3.11 - Processo de restauração de imagens no SPRING.....	75
3.12 - Fluxograma para criar as áreas não amostrais.....	77
3.13 - Processo de obtenção da área de citros em cada segmento nas grades de 25, 100, 400 e 1600 hectares.....	79
3.14 - Passos para a obtenção do tamanho amostral nas áreas de referência e controle..	84
3.15 - Fluxograma com o processo de seleção aleatória dos segmentos amostrais.....	85
4.1 - Evolução da área total de citros em mil hectares por RA no Estado de São Paulo entre 1998 e 2007.....	89
4.2 - Áreas não amostrais nos estratos regionais.....	100
4.3 - Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 1.....	102
4.4 - Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 2.....	103
4.5 - Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 3.....	104
4.6 - Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 4.....	105
4.7 - Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 5.....	107
4.8 - Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 1.....	109
4.9 - Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 2.....	110

4.10 Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 3.....	110
4.11 -Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 4.....	111
4.12 -Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 5.....	111
4.13 -Espacialização dos segmentos amostrais na área de referência.....	113
4.14 -Espacialização dos estratos de densidade de área nos estratos regionais.....	114
4.15 - Exemplo de uma imagem TM-5 restaurada para 10m e uma TM-5 de 30m na escala 1:25000.....	116
4.16 -Principais formas de talhões com pomar de citros.....	118
4.17 -Detalhe de um segmento classificado como “dúvida” com citros novos.....	119

LISTA DE TABELAS

Pág.

2.1 – Participação do agronegócio e demais grupos na balança comercial brasileira em 2007 e 2006.....	26
2.2 – Principais características das variedades de laranja, tangerinas e limão que predominam no Estado de São Paulo.....	28
2.3 – Principais variedades de citros, número total de pés e participação percentual por variedade, Estado de São Paulo, ano de 2007.....	28
2.4 – Principais características e funções paramétricas de uma população estratificada.....	42
3.1 – Relação de cenas utilizadas na área de estudo com órbita, ponto e data de passagem do satélite Landsat-5.....	68
3.2 – Tamanho e área dos segmentos regulares utilizados no trabalho.....	78
3.3 – Limite de área não amostral por tamanho de segmento regular.....	79
4.1 – Área em produção, nova e total de citros em hectares por Estado e pelas RAs da área de estudo e o total das outras RAs e participação percentual e acumulada, Estado de São Paulo, Ano de 2007.....	90
4.2 – Taxa de crescimento anual média das RAs Barretos, Bauru, Campinas, Central, SJRP e Sorocaba, Estado de São Paulo, 1998 a 2007.....	91
4.3 – Número de municípios, participação percentual e acumulada por RA.....	92
4.4 – Matriz de covariâncias das variáveis área total de citros, área em produção de citros, área de citro novo e área municipal sem cana, por RA, Estado de São Paulo, Ano de 2008.....	93
4.5 – Autovalores da matriz de covariâncias das RAs que compõem o estrato regional, Estado de São Paulo, Ano de 2008.....	94
4.6 – Contribuição das variáveis área total de citros (ha), área em produção (ha), área de citro novo (ha) e área municipal sem cana (ha) na determinação dos fatores 1 e 2 das componentes principais para cada RA.....	95
4.7 – Faixas de formação e número de municípios por estrato de densidade de área de citros.....	97
4.8 – Total de municípios por estrato de densidade de área e por estrato regional (RA).....	98
4.9 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo estrato 1.....	101
4.10 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo estrato 2.....	102
4.11 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo estrato 3.....	103
4.12 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo estrato 4.....	104
4.13 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo estrato 5.....	105
4.14 – Tamanho da amostra na área de referência por estrato de densidade de área...	108

4.15 – Tamanho amostral por estrato de densidade de área e RA.....	113
4.16 – Tamanho amostral e alocação proporcional por estratos regionais na área de controle.....	115
4.17 – Estimativas de média, variância, desvio-padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Barretos na área de referência.....	120
4.18 – Estimativas de média, variância, desvio-padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Bauru na área de referência.....	121
4.19 – Estimativas de média, variância, desvio-padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Campinas na área de referência.....	122
4.20 – Estimativas de média, variância, desvio-padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA Central na área de referência.....	122
4.21 – Estimativas de média, variância, desvio-padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de SJRP na área de referência.....	123
4.22 – Estimativas de média, variância, desvio-padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Sorocaba na área de referência.....	124
4.23 – Estimativas de proporção de área de citros e intervalo de confiança para 5% e 1% de nível de significância.....	125
4.24 – Intervalo de confiança a um nível de significância de 5% e 1% para a proporção estratificada.....	125
4.25 – Total estimado da área de referência por estrato regional e área de estudo com intervalo de confiança a um nível de significância de 5% e 1%.....	126
4.26 – Total estimado na área de controle por estrato regional e área de estudo e intervalo de confiança a 5% e 1%.....	127
4.27 – Área estimada de citros por RA e área de estudo pelo modelo estratificado para o ano de 2008 (1), pelo mapa de referência para o ano de 2007 (2) e pelo modelo subjetivo para a área total (3) e em produção de citros (4) em 2008.....	127
4.28 – Densidade de plantio por estrato regional.....	128
4.29 – Diferença percentual da área estimada regional e área de estudo em relação a área total e a área em produção estimada subjetivamente.....	129

1 INTRODUÇÃO

A demanda por informações cresce significativamente e ganha cada vez mais espaço em todos os ramos de atividade, pois, sobre a informação é construído o conhecimento. Em relação à agropecuária, a informação é a fonte principal para a tomada de decisões pelos setores público e privado (VICENTE *et al.*, 1990). No setor público a informação é essencial para prover políticas de segurança alimentar, tendo como exemplo o controle de estoques e de preços mínimos. No setor privado é a base para a tomada de decisões, especialmente sobre investimentos. Para obter a informação são utilizadas diversas ferramentas, estatísticas ou não, conforme a especificidade de cada caso.

Quando a informação é gerada pelo setor privado, raramente chega ao conhecimento da população, pois fica geralmente restrita ao financiador da pesquisa. O oposto acontece com as informações geradas pelo setor público. Segundo Silva e Mello (2009), o setor público é o grande provedor de informações e estatísticas e mantém sob sua égide as principais agências mundiais, como, por exemplo, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o *United States Department of Agriculture* (USDA). Segundo esses mesmos autores, os três principais motivos para que o Estado seja o principal gerador de informações são: 1) a necessidade de levantamentos minuciosos, sistemáticos, metodologicamente harmonizados e multidisciplinares com ampla gama de variáveis, que contemplem os demandadores de informação; 2) o elevado custo deste processo; e 3) a credibilidade, por ser uma fonte isenta de interesses privados específicos. Normalmente, estas informações são disponibilizadas para livre acesso.

Em geral, a informação é de natureza estatística e, por isso, deve ser apoiada em seis pilares definidos como: utilidade, pertinência, validade, visibilidade, continuidade e integridade (SENRA, 1999). Conforme este mesmo autor, os dois primeiros pilares definem a demanda da pesquisa, os três seguintes definem a oferta e o último une o processo. Com base nestes pilares, a informação estatística nasce da necessidade de estudar certa característica de uma população (PINO, 1999). Este mesmo autor cita algumas características necessárias e desejáveis das estatísticas agrícolas, dentre elas: a sistematização, a coerência, a flexibilidade, a qualidade, o dinamismo, a

compatibilidade, o complemento, a homogeneidade, a periodicidade e o prazo, a autonomia, a democratização e a comercialização.

Neste contexto, deve-se ter em mente que o Brasil possui, aproximadamente, 152,5 milhões de hectares de terras agricultáveis, dos quais 62,5 milhões são, efetivamente, utilizados para a agricultura. Além disto, há uma grande variedade de culturas implantadas nessa área (MARQUES, 2008). Devido a isso, pode-se afirmar que a agricultura brasileira possui características de grande extensão territorial e dispersão espacial. Associa-se a isto a variabilidade do tamanho das propriedades, a diversidade no uso de solo e as regiões de difícil acesso. Embora dificultem e onerem a coleta de dados para gerar informações, tais características não as impedem.

Convém ressaltar que, no Brasil, diversas culturas destacam-se por sua importância econômica. A cultura de citros (citricultura) é uma delas, sobretudo para o Estado de São Paulo, que é o maior produtor nacional. Sua importância é verificada por sua capacidade de geração de emprego no setor rural e nas agroindústrias (AMARO *et al.*, 2001) e, por sua grande participação no Produto Interno Bruto (PIB) paulista e brasileiro, principalmente, com o suco de laranja concentrado congelado (SLCC) (NEVES *et.al.*, 2007). Embora seja de grande importância para o país, esta cultura ainda carece de um sistema de estimativa de área fundamentado nos pilares de informação estatística e nos preceitos de amostragem probabilística.

A maioria das instituições que realiza levantamentos de área de citros opta pelo modelo subjetivo, ou seja, não probabilístico. Este modelo, embora não possua uma base probabilística é de fácil aplicabilidade. A escolha desse modelo deve-se a diversas limitações relacionadas aos modelos amostrais probabilísticos. Dentre elas, em um modelo amostral probabilístico baseado em cadastros, duas limitações merecem destaque: i) a falta de um sistema de referências atualizado e, ii) o alto índice de falta de resposta na aplicação de questionários. No Estado de São Paulo, o primeiro fator foi minimizado pelo Levantamento Censitário de Unidades de Produção Agropecuária (LUPA) (SÃO PAULO, 2009). O segundo fator é frequentemente colocado como um dos principais limitantes para a implementação de um sistema amostral probabilístico

(FRANCISCO, 2009). Exemplificado esta situação, Caser *et al.*, 2009 tentaram realizar um levantamento probabilístico da área de laranja no Estado de São Paulo estratificando as unidades de produção agrícola por tamanho da propriedade com base no LUPA. O método para a coleta das informações foi via questionário. Entretanto, quase 30% dos questionários ficaram sem resposta, fato que inviabilizou o levantamento.

O sensoriamento remoto (SR) orbital consegue imagear uma grande extensão do terreno, com repetitividade e de forma não intrusiva (DALLEMAND *et.al.*, 1988). Como instrumento de coleta de informações de área de culturas, o SR não depende, necessariamente, de um cadastro *a priori*, como, por exemplo, o LUPA e tampouco de informações *in-loco*. Essas características, aliadas às da agricultura brasileira e à necessidade de informações estatísticas ágeis e precisas, são fatores que realçam a importância do SR em planejamentos amostrais probabilísticos de estimativas de áreas de culturas agrícolas.

O emprego de dados obtidos por meio de imagens de satélite em modelos estatísticos de amostragem para estimar áreas agrícolas teve início nos anos 70 e é ressaltada por Ruddorff e Moreira (2002) e Luiz (2005). Segundo Gallego (2004), a *National Aeronautics and Space Administration* (NASA) em parceria com a USDA, desenvolveram, em 1974-77, o primeiro grande projeto para aplicar técnicas de sensoriamento remoto para estimar áreas agrícolas, nomeado de *Large Area Crop Inventory Experiment* (LACIE). A partir de então, diversos projetos foram desenvolvidos nos Estados Unidos e em outras regiões como, por exemplo, em 1988 o *Monitoring Agriculture with Remote Sensing* (MARS) na Europa.

No Brasil, podem-se citar dois projetos de coleta sistemática de informações estatísticas na agricultura que utilizaram imagens de satélites e modelos objetivos de amostragem: a Pesquisa de Previsão e Acompanhamento de Safras (PREVS) que, inicialmente, denominava-se Sistema de Informações Agrícolas (SIAG) e o GEOSAFRAS. O SIAG era um sistema com base probabilística que utilizava imagens Landsat/TM-5 e fotografias aéreas para construção do painel de amostras e gerava informações sobre diversas variáveis agrícolas (MUELLER *et al.*, 1988). O projeto GEOSAFRAS,

também de base probabilística, utiliza imagens de satélite para a composição de painéis amostrais tendo como unidade elementar da amostra o “pixel” (CRUSCO, 2006). Em ambos os sistemas, PREVS e GEOSAFRAS, a coleta de dados no campo era bastante intensiva, o que pode ter contribuído pela descontinuidade destes projetos.

1.1 Objetivo geral

Assim, esta pesquisa objetiva estabelecer um sistema de amostragem para estimar a área de citros e que os dados de área dentro dos segmentos amostrados podem ser obtidos por meio da interpretação de imagens de média resolução espacial. Com isto o trabalho de campo fica reduzido apenas à checagem dos pontos de dúvidas.

1.2 Objetivos específicos

- a) Estratificar a área de estudo em dois estágios, o primeiro regional e o segundo por densidade de área.
- b) Criar um painel amostral.
- c) Obter as estimativas de variabilidade da área de estudo através de um mapa referencial.
- d) Definir o tamanho ideal da unidade amostral (segmento regular) através de simulações da área total de citros estimada por amostra piloto utilizando a técnica de simulação de Monte Carlo.
- e) Obter o tamanho amostral com base no coeficiente de variação da estimativa da área total de citros.
- f) Avaliar o procedimento de obter a área de citros nos segmentos amostrados através da interpretação de imagens restauradas com pixels de 10 m.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Informações estatísticas nos agronegócios

A importância da informação estatística no meio agrícola foi percebida há muito tempo. No Congresso Internacional de Estatística, realizado na Bélgica em 1853, foi definido que os recenseamentos agrícolas teriam como objetivo indicar o resultado da estatística agrícola de cada país. Em 1855, em Paris, o segundo Congresso Internacional de Estatística ampliou o escopo, recomendando que se apurassem informações sobre o sistema de exploração rural; a extensão das propriedades agrícolas classificadas por grupos de áreas; o número das parcelas de cada exploração; o valor das terras de várias espécies; as taxas de arrendamento; a duração dos prazos; e, finalmente, a extensão das estradas destinadas à agricultura (IBGE, 2008).

Pino (1999) cita diversos relatos sobre a importância de se acompanhar vários aspectos da agricultura paulista como dados de preços e exportação desde o final do século XIX. Neste sentido, as primeiras pesquisas realizadas para obter informações estatísticas no meio agrícola foram através de censos, cuja importância é ressaltada em diversos trabalhos (e.g. ALMEIDA, 2008; OLIVETTI e NOGUEIRA, 2006; PINO, 2006).

Entre os anos de 1904 e 1905, foi realizado o primeiro censo agrícola no Estado de São Paulo (São Paulo, 1972). Em nível nacional o primeiro censo agrícola foi realizado em 1920, e a partir de então até 1970 teve periodicidade decenal. A partir do VI censo, por força de lei (Brasil, 1965), o levantamento passou a ser quinquenal. A partir do censo de 1975 o IBGE assumiu a responsabilidade de seu planejamento e execução. Mais recentemente a periodicidade tornou-se irregular

Em trabalhos de estimativas de área, o mapeamento total da área de estudo a partir de imagens de satélites assemelha-se a um censo. Podem-se citar três trabalhos que seguem esse formato: i) o projeto CANASAT (RUDORFF *et al.*, 2004) do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) em parceria com outras instituições públicas e privadas que, desde 2003, mapeia a área plantada com cana-de-açúcar no Estado de São Paulo e a

partir de 2005 passou a abranger a região Centro-Sul do país, fornecendo informações sobre sua distribuição espacial; ii) o projeto CAFESAT (MOREIRA *et al.*, 2008) que nasceu de uma parceria entre o INPE e a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) fornecendo um mapeamento completo das lavouras de café no Estado de Minas Gerais e; iii) o mapeamento da área de citros no Estado de São Paulo, a partir da interpretação de imagens TM/Landsat-5 (MOREIRA *et al.*, 2009).

Além dos censos agropecuários, os levantamentos amostrais de estatísticas agrícolas seguem outras duas linhas de pesquisa: probabilística e não probabilística. A primeira linha de pesquisa segue padrões probabilísticos de coleta de dados, em que, cada elemento da população possui uma probabilidade não nula e conhecida de ser escolhido. Esta forma de levantamento possibilita inferências sobre a população, o que permite calcular medidas de variação (KISH, 1965, PINO 1986, BOLFARINE E BUSSAB, 2005). São exemplos de levantamentos probabilísticos de área e produção: a) os trabalhos de Schattan (1953), realizados no Estado de São Paulo, em que o autor procurou estimar a área plantada com diversas culturas através de um modelo de amostragem estratificada probabilística por tamanho de propriedade rural. Esse trabalho, com atualizações cadastrais e pequenas alterações metodológicas, até recentemente foi utilizado para coletar dados sobre variáveis agrícolas tendo tornado referência no âmbito das estatísticas agrícolas probabilísticas de área; b) O projetos PREVS (MUELLER *et al.*, 1988) e, c) o GEOSAFRAS (CRUSCO, 2006). No caso dos dois últimos, foram utilizadas imagens de satélites para estabelecer o painel amostral.

Embora possua base probabilística, esse método de coleta de dados não predomina entre os modelos oficiais de estimativa de área cultivada no Brasil. Os modelos predominantes são os não probabilísticos. Estes estão fundamentados na intencionalidade e não na probabilidade para coleta de dados. A implementação e a coordenação destes modelos na coleta de dados são mais simples em relação aos modelos probabilísticos, pois, não estão presos a regras probabilísticas de seleção. Devido à coleta de dados ser realizada de forma intencional, estes modelos não permitem que se infira sobre suas medidas de variabilidade em relação a sua própria amostra, ou seja, não é possível associar tais medidas ao levantamento (KISH, 1965,

PINO 1986, BOLFARINE E BUSSAB, 2005). Algumas instituições públicas realizam levantamentos não probabilísticos de área e produção, como é o caso do Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) do IBGE com abrangência nacional. Em nível estadual podem ser citados o levantamento subjetivo de Previsão de Safras Agrícolas do Instituto de Economia Agrícola (IEA) no Estado de São Paulo e a Previsão de Safras Subjetivas (PSS) realizada pelo Departamento de Economia Rural (DERAL) do Estado do Paraná.

2.2 Agronegócio

O conceito de agronegócio segue a mesma categorização proposta em 1957 por Jonh Davis e Ray Goldberg para o conceito de *Agribusiness* (DAVIS e GOLDBERG, 1957), o qual soma às operações de produção e distribuição de suprimentos agrícolas, as atividades de produção nas unidades agrícolas, o armazenamento, o processamento e a distribuição de itens produzidos a partir deles, formando a cadeia produtiva.

Farina e Zylbersztajn (1992) definem a cadeia produtiva como um subsistema de um Sistema Agroindustrial (SAG), que privilegia as relações entre agropecuária, indústria de transformação e distribuição, ao redor de um produto específico principal. A cadeia produtiva é entendida como uma sucessão de operações verticalmente organizadas de atividades produtivas desde a produção até o consumidor final.

No Brasil um grande número de pequenas cidades tem sua economia alicerçada no agronegócio (GASQUES *et al.*, 2004). Estes mesmos autores concluíram que foram três os fatores que determinaram o crescimento e a profissionalização do agronegócio no país a partir dos anos 90s: i) investimento em pesquisa; ii) maior facilidade de financiamento; e iii) organização de toda a cadeia produtiva. Desta forma, o agronegócio é um dos carros chefes da economia brasileira. Internamente é um importante gerador de empregos no campo e em toda sua cadeia produtiva, além de tornar o país auto-suficiente para a grande maioria dos alimentos, o que pode ser comprovado pelo baixo valor em importações e pelo alto excedente. Pode-se afirmar

que o superávit da balança comercial brasileira verificado nos anos de 2006 e 2007, em grande parte se deve ao agronegócio (TABELA 2.1).

TABELA 2.1 – Participação do agronegócio e demais grupos na balança comercial brasileira¹ em 2006 e 2007

Total/Grupos	Exportação			Importação			Saldo	
	2007	2006	Var.%	2007	2006	Var.%	2007	2006
Brasil	160,6	137,8	16,6	120,6	91,4	32	40	46,4
Demais Produtos	102	88	15,7	112	85	32,2	-10	3
Agronegócio	58,4	49,4	18,2	8,7	6,7	30,2	49,7	42,7
Part. Perc. Agron	36,4	35,9	-	7,2	7,3	-	-	-

Fonte: AgroStat Brasil a partir de dados do SECEX/MDIC
¹ em bilhões de US\$

Em relação às exportações, o agronegócio brasileiro é bem diversificado (Figura 2.1), sendo responsável por aproximadamente 35% das exportações totais brasileiras (Tabela 2.1). Em 2007, o agronegócio alcançou US\$ 58,4 bilhões, um crescimento de 18,2% em relação a 2006 (MAPA, 2008). O superávit do setor foi de US\$ 49,7 bilhões, ou seja, em 2007 o superávit da balança comercial brasileira foi obtido principalmente em função do agronegócio brasileiro. Os produtos da cadeia citrícola compõem mais de 90% do total do complexo frutas, que participa com 6% do total das exportações do agronegócio.

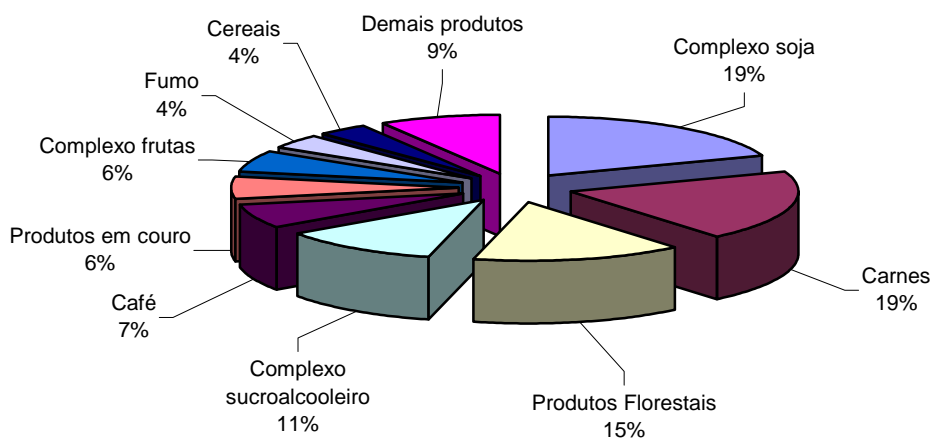


FIGURA 2.1 – Participação dos setores do agronegócio na exportação brasileira em 2007

Fonte: MAPA (2008)

2.3 Importância da citricultura no Estado de São Paulo

Conforme MAPA (2008), o Estado de São Paulo é o que mais gera divisas para o país, sendo o Estado brasileiro que mais exporta bens. Em 2008, participou com aproximadamente 23% do total exportado (FIGURA 2.3). Em relação ao agronegócio, o Estado exportou US\$17,05 bilhões em 2006 (SOUZA; GONÇALVES, 2009). No mercado interno a citricultura possui importante papel no agronegócio paulista. Em 2007, o valor de produção gerado pelos citros foi de 4,9 bilhões de reais (TSUNECHIRO *et al.*, 2008); sendo esse valor superado apenas pela cana-de-açúcar usada na indústria que foi da ordem de 11,5 bilhões de reais. Em termos agroindustriais, o setor citrícola movimenta uma cifra em torno de R\$ 9 bilhões ao ano e gera mais de 400 mil empregos diretos e indiretos (NEVES *et al.*, 2007).

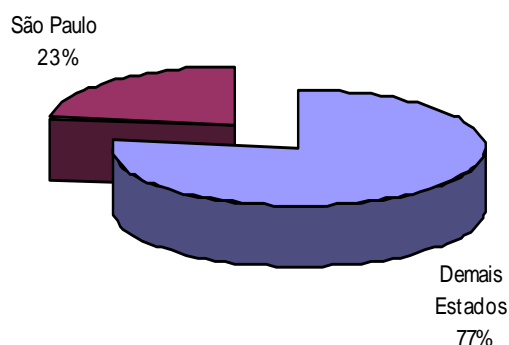


FIGURA 2.2 – Participação do Estado de São Paulo na exportação do Brasil de produtos do agronegócio em 2008.
 Fonte: SOUZA; GONÇALVES (2009)

Esse mercado tomou porte a partir dos anos 60s, quando os citricultores brasileiros, em especial os paulistas, perceberam que o suco industrializado teria um grande mercado interno e principalmente externo e passaram a se especializar na indústria de processamento de suco (NEVES *et al.*, 2001). Com isso, o país em poucos anos passou a ser o maior produtor e exportador mundial de suco. Conforme dados do USDA (2009) o Brasil detém 40% e 60% da produção mundial de laranja e de suco de laranja, respectivamente. O Estado de São Paulo é o maior produtor de citros do país e em 2007 sua participação foi de aproximadamente 75% do total de citros produzido no país (TSUNECHIRO; COELHO, 2009). Segundo dados do IEA, a área plantada com citros no Estado de São Paulo no ano-safra 2007/08 foi de aproximadamente 750 mil hectares (CASER *et al.*, 2009).

As frutas cítricas de predomínio comercial no Estado de São Paulo são do grupo das laranjas doces (*Citrus sinensis* (L.) Osbeck) das variedades Pêra, Natal, Valência e Hamlin, do grupo das tangerinas, das variedades Poncã (*Citrus reticulata*) e Murcote (*Citrus sinensis* x *Citrus reticulata*) e a lima ácida Tahiti (*Citrus latifolia*) popularmente chamado de limão, (MATTOS JÚNIOR *et al.*, 2005). A Tabela 2.2 apresenta as variedades mais cultivadas no Estado e suas principais características.

TABELA 2.2 – Principais características das variedades de laranja, tangerina e limão que predominam no Estado de São Paulo¹

Variedade	Origem	Massa do fruto (g)	Teor do suco (%)	Brix	Acidez (%)	Destino dos frutos ²
Laranja Pêra	Desconhecida	145	52	11,8	0,95	MI-E-S
Laranja Natal	Brasil	140	50	12	1	MI-E-S
Laranja Valência	Portugual	150	50	11,8	1,05	MI-E-S
Laranja Hamlin	Estados Unidos	130	41	12	0,96	E-S
Tangerina Murcote	Estados Unidos	140	48	12,6	0,92	MI-E-S
Tangerina Poncã	Índia	138	43	10,8	0,85	MI
Limão Tahiti	Índia	70	50	9	6	MI-E-S

¹ Valores médios obtidos junto às indústrias processadoras

² MI= mercado interno, S= suco e E= exportação

Fonte: Adaptado de Figueiredo (1991)

A laranja predomina no Estado, em relação ao limão e à tangerina, conforme pode ser observado na Tabela 2.3. Segundo Tsunechiro *et al.* (2003), do total da produção de laranjas no Estado de São Paulo, aproximadamente 30% é destinada ao consumo *in-natura*, enquanto, que a maior parte, 70% é destinada à agroindústria de citros.

TABELA 2.3 – Principais variedades de citros, número total de pés e participação percentual por variedade, Estado de São Paulo, ano de 2007

Culturas	Número total de pés	Participação
Laranja	217.485.693	0,94
Limão	8.580.931	0,04
Murcote	2.016.583	0,01
Poncã	3.738.129	0,02
Total	231.821.336	1,00

Fonte: IEA (2009)

As Figuras 2.3, 2.4 e 2.5 ilustram as regiões produtoras de laranja, limão e tangerina no Estado, por Escritório de Desenvolvimento Rural (EDR), por área plantada em hectares e em número de produtores, respectivamente (SÃO PAULO, 2009). Pode-se observar (Figura 2.3) que a laranja está plantada em quase todas as regiões do Estado, concentrando-se na região central e ao norte, que são as regiões tradicionais de produção. Na porção ao sul do Estado estão se intensificando o plantio e alguns

municípios têm área plantada de laranja superior a 3800 hectares. Esta região do Estado é apontada por Neves *et al.* (2007) como uma área de expansão de citros.

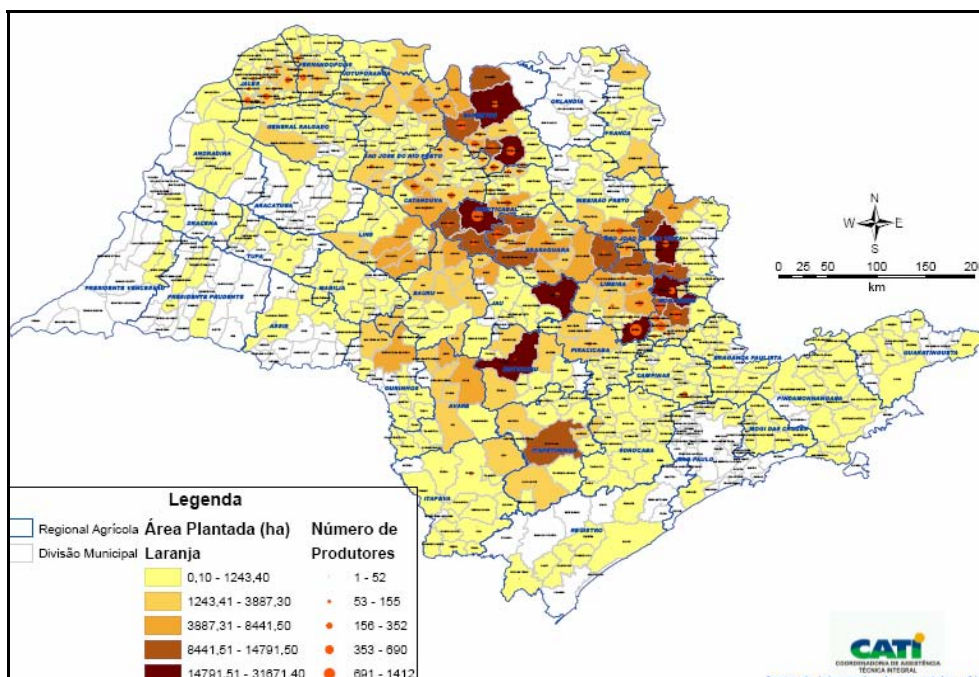


FIGURA 2.3 - Área plantada com laranja no Estado de São Paulo em 2007.
Fonte: Centro de Informações Agropecuárias - CIAGRO

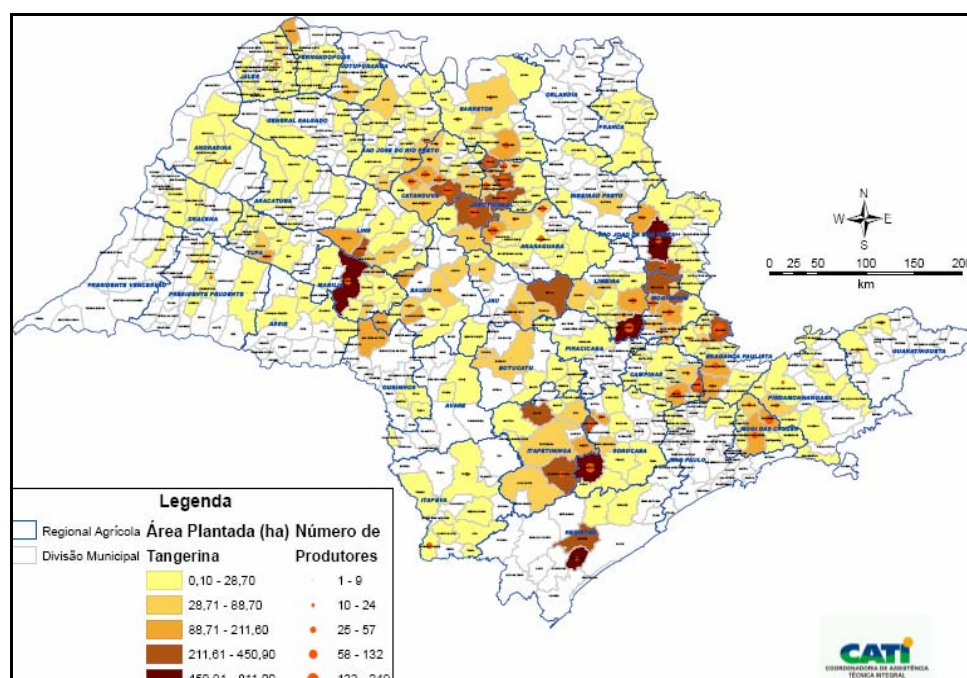


FIGURA 2.4 – Área plantada com tangerinas no Estado de São Paulo em 2007.

Fonte: Centro de Informações Agropecuárias - CIAGRO

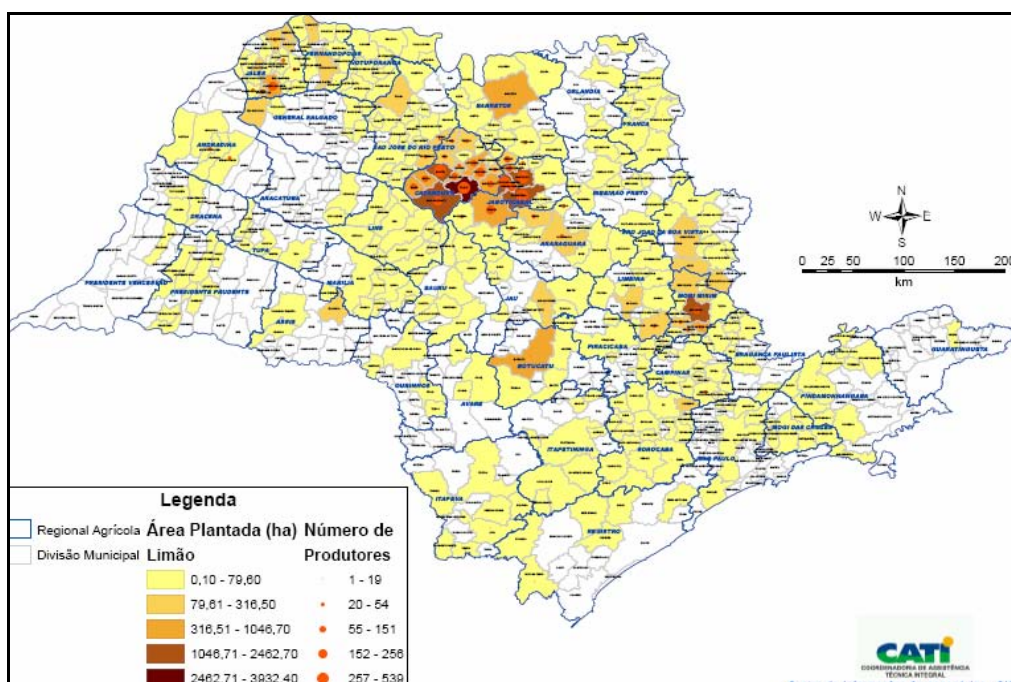


FIGURA 2.5 - Área plantada com limão no Estado de São Paulo em 2007.

Fonte: Centro de Informações Agropecuárias – CIAGRO

A espacialização da área plantada com tangerinas no Estado segue o mesmo padrão da laranja, porém, está disseminada em um número bem menor de municípios (Figura 2.4). A produção de limão, segundo dados do LUPA (SÃO PAULO, 2009), está concentrada na região centro-norte do Estado e não se verifica expansão na região Sul do Estado.

A variedade laranja Pêra é a mais cultivada no Estado de São Paulo e em 2001 participou com cerca de 38% do total da produção de laranjas. Esta variedade, além da adaptabilidade às condições edafoclimáticas do Estado, atende os requisitos para os mercados interno e externo de consumo *in-natura* e para industrialização. As variedades Natal e Valência com aproximadamente 24% e 21% do total de plantas, respectivamente, são as outras duas variedades mais plantadas. As três variedades em conjunto somam mais de 80% da produção total de laranjas (POMPEU JUNIOR, 2001). As variedades Natal e Valência possuem características de mercado semelhantes às da Pêra, mas, com maturação tardia, o que contribui para o prolongamento da safra (RODRIGUEZ; VIÉGAS, 1991). A variedade Hamlin, segundo estes autores, é

destinada ao mercado externo e à industrialização. Suas características não agradam o paladar do brasileiro e, portanto, não é destinada ao mercado interno *in-natura*. Esta variedade é responsável por 6% da produção total de citros.

A variedade de tangerina poncã é a mais cultivada no Estado de São Paulo, suas árvores são de porte médio, com frutos grandes, de maturação meia-estação, casca solta e sabor doce, esse fruto é muito apreciado no consumo *in-natura*. Conforme dados do IEA (2009), representa 2% dos plantios de citros no Estado. A variedade Murcote é a segunda em produção em São Paulo, sua maturação é tardia (abril e maio), possui coloração laranja-avermelhada e casca lisa (SAUNT, 1990), destinando-se tanto para o mercado interno quanto para a industrialização.

A variedade Tahiti, que pertence ao grupo de limas ácidas, é popularmente chamada de “limão tahiti”; sendo essa variedade a mais produzida entre os limões e as limas ácidas em São Paulo. Geralmente, os pomares são uniformes, com plantas de porte elevado, sua safra distribui-se ao longo do ano, com exceção dos meses de outubro e novembro, que é o período de entressafra. Esse produto cítrico destina-se ao mercado interno e à industrialização.

2.4 Descrição botânica e breve histórico da citricultura no Brasil

Os citros compreendem o grupo de plantas do gênero *Citrus* e outros gêneros afins (*Fortunella* e *Poncirus*) ou híbridos da família Rutaceae, representado, na maioria, por laranjas (*Citrus sinensis*), tangerinas (*Citrus reticulata* e *Citrus deliciosa*), limões (*Citrus limon*), limas ácidas como o Tahiti (*Citrus latifolia*) e o Galego (*Citrus aurantiifolia*), e doces como a lima da Pérsia (*Citrus limettioides*), pomelo (*Citrus paradisi*), cidra (*Citrus medica*), laranja-azedada (*Citrus aurantium*) e toranjas (*Citrus grandis*) (MATTOS JUNIOR *et al.*, 2005).

Nesta pesquisa consideraram-se as frutas cítricas laranja, limão e as tangerinas (Murcote e Poncã). Neste contexto, os citros são árvores de porte médio, podem atingir até quatro metros de altura (Figura 2.6). Os frutos são ricos em vitamina C, possuem ainda

vitaminas A e do complexo B, além de sais minerais, principalmente, cálcio, potássio, sódio, fósforo e ferro (MATTOS JUNIOR *et al.*, 2005).



FIGURA 2.6 – Detalhe do porte de árvore cítrica (foto)

As plantas cítricas são originárias principalmente das regiões subtropicais e tropicais do sul e sudeste da Ásia, de áreas da Austrália e da África. Estas plantas foram levadas para a Europa na época das cruzadas e chegaram ao Brasil por intermédio dos portugueses no século XVI (MATTOS JUNIOR *et al.*, 2005). Segundo Neves *et al.*, (2007), o principal objetivo dos portugueses ao trazer plantas cítricas para o território brasileiro, era utilizar a vitamina C que é abundante neste fruto para combater uma doença, o “escorbuto”, que dizimava boa parte das tripulações no período do descobrimento.

Foi a partir do século XIX que a cultura dos citros começou a ter expressão na agricultura brasileira. Nos dias atuais, motivada pela proximidade do mercado consumidor e pelas condições edafoclimáticas, a citricultura expandiu-se na região Centro-Sul do País, especialmente, no Estado do Rio de Janeiro (RODRIGUEZ;

VIÉGAS, 1991). No início do século seguinte os pomares passaram a se expandir para os Estados de Minas Gerais e São Paulo até ocorrer um grande declínio na produção na década de 30 devido a uma doença denominada “tristeza”, que foi a responsável pela eliminação de aproximadamente 10 milhões de pés de citros, somente no Estado de São Paulo (NEVES *et al.*, 2007). Apesar da freqüente ameaça de doenças, a citricultura voltou a se expandir no Estado a partir da década de 60 com a instalação das primeiras agroindústrias de suco de laranja. Em evolução contínua, o país entra no século XXI com a produção de 18,5 milhões de toneladas de frutas cítricas e a liderança mundial na produção e exportação de SLCC (AMARO; SALVA, 2001)

2.5 Solos

Apesar dos citros se adaptarem a vários tipos de solos, como os argilosos e os muito arenosos encontrados na Califórnia e na Flórida, respectivamente (RODRIGUEZ; VIÉGAS, 1991), algumas propriedades físicas e químicas dos solos devem ser verificadas para sua implantação. Os solos devem ser profundos e bem drenados, pois estes são atributos físicos de grande importância para as plantas cítricas, devido ao seu vigoroso sistema radicular. Em relação às propriedades químicas, os solos pouco ácidos (com pH entre 5 e 6), ricos em Magnésio e Cálcio e com baixos níveis de alumínio trocável permitem um bom desenvolvimento das árvores cítricas e maior produção de frutos (OLIVEIRA, 1986; MALAVOLTA; VIOLANTE NETO, 1988). As principais classes de solos onde está localizada a maior parte da citricultura brasileira compreendem os Latossolos, os Argissolos e os Neossolos (MATTOS JUNIOR, 2005).

No Estado de São Paulo, nos Latossolos, são comumente implantadas culturas anuais, perenes, pastagens e reflorestamento. Normalmente estão situados em relevo plano e suave ondulado, com declividade inferior a 7% (EMBRAPA, 2008). Os Latossolos são de coloração vermelha, alaranjada ou amarela, possuem grande profundidade, porosidade e podem conter altos teores de ferro e alumínio. Graças à grande quantidade de poros, estes solos são altamente permeáveis, mesmo quando os teores de argila são elevados (MOREIRA, 2007). No Estado de São Paulo, a maior parte da citricultura é cultivada em Latossolos.

2.6 Principais tratos culturais dos citros

Entende-se por tratos culturais um conjunto de práticas executadas em uma plantação para a conservação do solo e das plantas, com o propósito de produzir condições favoráveis ao crescimento e à produção de certa cultura. Especificamente na citricultura, o plantio de citros é realizado no período chuvoso. O espaçamento das plantas a ser utilizado dependerá do vigor da variedade, do porta-enxerto, da fertilidade do solo e da irrigação. O espaçamento deverá ser aquele que minimize a erosão do solo, seguindo, sempre que possível curvas em nível. Em geral, as mudas são plantadas alinhadas, com espaçamento de cerca de 6 a 7m entre linhas e por 3 a 5m entre plantas. Os espaçamentos maiores são utilizados para plantas de maior porte como o limão, e os menores para as tangerinas (MATTOS JUNIOR, 2005).

A mecanização é utilizada de forma moderada na citricultura para evitar a compactação e degradação do solo. O uso de grade também é evitado, pois, podem acarretar danos prejudiciais aos pomares como o corte das raízes, erosão e compactação (RODRIGUEZ; VIÉGAS, 1991; MATTOS JUNIOR, 2005). O consumo anual de água pelas plantas cítricas varia de 600 a 1200 mm. No Estado de São Paulo o consumo de água é próximo a 3mm dia⁻¹ em pomares irrigados e de 1,5mm dia⁻¹ nos não irrigados. Os sistemas de irrigação mais utilizados são por gotejamento e microaspersão. Segundo Laurindo (2004), estima-se de 10 a 12% a área de citros no Estado de São Paulo seja irrigada.

O manejo das plantas daninhas nos pomares de citros merece atenção especial. Caetano (1980) afirma que há dois períodos com tratos diferenciados relativos ao manejo de ervas daninhas, o seco (abril a agosto) e o chuvoso (setembro a março); no primeiro as fileiras devem ficar livres de ervas daninhas, enquanto, que no segundo deve ser mantida a vegetação. Carvalho (2000) comprovou a importância da manutenção da cobertura dos solos nas linhas e entrelinhas da cultura. As plantas mais utilizadas neste manejo são as leguminosas, as gramíneas e as brássicas. Esta operação de controle de plantas daninhas normalmente é mecanizada, embora não seja de uso intenso, o trânsito de máquinas agrícolas nos pomares contribui para a compactação e a degradação dos

solos, acarretando perda de estabilidade da estrutura física o que diminui o rendimento e a longevidade dos pomares (MATTOS JUNIOR, 2005).

Os pomares de laranja começam a produzir no terceiro ano, em condições ideais de clima e de solo. A produção de frutos aumenta até o 10^o ano, quando as árvores são consideradas adultas. A produtividade mantém-se até os 20 anos, a partir de então a produtividade começa a diminuir. A safra é anual e demora, para cada variedade, entre dois e quatro meses, com produção média de 100 quilos por planta. A Figura 2.7 mostra a época de colheita da safra principal e a extemporânea de diversas variedades de citros. O fruto é colhido manualmente, em geral, pelo processo de arranquio ou por meio de tesoura e alicates (MATTOS JUNIOR, 2005).

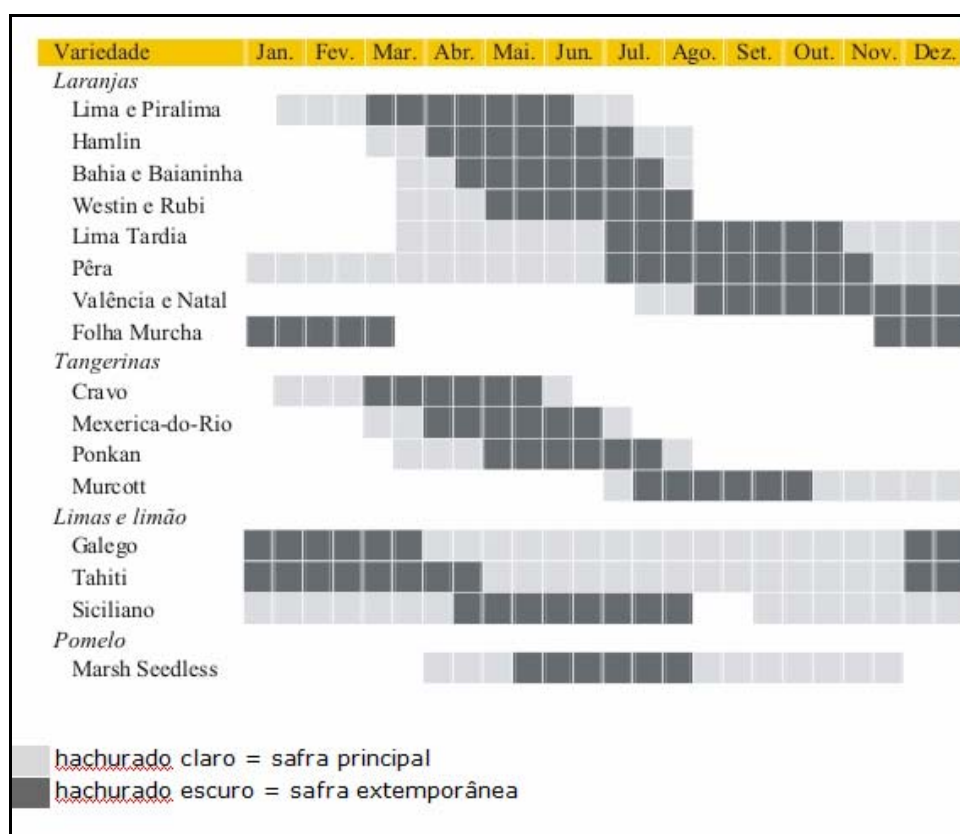


FIGURA 2.7- Época de colheita da safra principal e extemporânea de diversas variedades de citros.

Fonte: (MATTOS JUNIOR, 2005)

2.7 Sensoriamento remoto na citricultura

O potencial das técnicas de sensoriamento remoto e de geoinformação, para monitorar e estimar diversas variáveis agrícolas, como estimativa de área, produtividade e vigor vegetativo, é ressaltado por Rudorff e Moreira (2002). Estes mesmos autores destacam a cana-de-açúcar, o trigo e o arroz irrigado como algumas das culturas mais estudadas por essa técnica. A cultura de citros, embora não seja uma das mais exploradas por dados de sensoriamento remoto, vem sendo estudada já há vários anos. Os principais estudos visam classificação e estimativa de áreas, de discriminação de variedades, estimativa de produtividade e o comportamento espectral desta cultura.

Exemplos destes estudos são os trabalhos de Koffler (1982), em estudo para classificar áreas de cana-de-açúcar em imagens MSS/Landsat obtidas em três datas de passagem do satélite. Verificou que nas duas primeiras datas (abril e julho) não houve diferença estatisticamente significativa entre os talhões de citros e cana-de-açúcar e, na terceira data, em outubro, a confusão foi apenas com a cana adulta e não mais com a nova, a cortada e a anual. Segundo o autor, a semelhança de comportamento espectral da cana com citros nas duas primeiras datas pode estar relacionada ao manejo das ervas daninhas nas fileiras de citros.

Assunção e Duarte (1983), ao mapear áreas de solo preparado para o plantio em uma área de estudo localizada na Divisão Regional Agrícola (DIRA) de Ribeirão Preto no Estado de São Paulo, através da classificação de imagens do MSS/Landsat, concluíram que a resposta espectral das áreas com citros novo é semelhante à de solo exposto e, portanto, foram agrupadas pelo classificador automático na mesma classe.

Com o objetivo de contribuir para uma correta compreensão dos fenômenos e variáveis que influenciam a resposta espectral dos citros, a partir de dados obtidos pelo satélite TM/Landsat-5, Covre (1989) estudou os parâmetros culturais, variedade, idade, índice de cobertura do terreno com árvores de citros, substrato (porção de vegetação nas entrelinhas), orientação das fileiras de plantio, altura das árvores, declividade do plantio, orientação do declive, tipo de solo e uniformidade do talhão. O autor concluiu que os

parâmetros índice de cobertura do terreno com árvores de citros e substrato (porção de vegetação nas entrelinhas), são os que possuem influência mais significativa na resposta espectral dos pomares. Este trabalho é o mais detalhado referente à resposta espectral dos citros utilizando imagens Landsat/TM-5 e, portanto, seus resultados são de suma importância para a identificação desta cultura na imagem, independentemente, do método de classificação utilizado.

Gordon *et al.* (1986) avaliaram o inventário de diversos pomares no Estado de Nova York nos Estados Unidos utilizando imagens TM/Landsat. No Brasil, Tardin *et al.* (1992) utilizaram imagens TM/Landsat para mapear áreas das culturas de café, citros e cana-de-açúcar na região de Furnas – MG. Neste trabalho os autores alertam para problemas de classificação observados em área com níveis intermediários de cobertura de solo, especialmente na cultura de citros. Duarte *et al.* (2001) utilizaram imagens TM/Landsat-5 para obter um mapa de uso do solo no município de Itápolis-SP, que se encontra em uma região de grande atividade citrícola. Neste estudo os autores ressaltam a importância do mapeamento através de edição matricial para a correção dos erros da classificação automática.

Em estudo na região de Limeira, Estado de São Paulo, Castillo e Formaggio (2005) avaliaram diversos classificadores a partir de imagens CCD/CBERS para obter o melhor mapa da cultura de citros na região. Os autores verificaram que o classificador *Bhattacharya* obteve os melhores resultados. Os autores também avaliaram a importância do uso de fotografias aéreas em plantações que ocupam uma pequena área.

Com o intuito de discriminar citros por variedades, Sanches *et al.* (2008) utilizaram imagens CCD/CBERS na região de Itirapina no Estado de São Paulo. Concluíram que na época seca, com um modelo que integra os componentes da cena citrícola, foi possível discriminar citros por variedade com um índice *Kappa* que variou de 0,12 a 0,60.

Moreira *et al.* (2009) aplicaram a metodologia de classificação híbrida (automática e edição matricial) para mapear a área de citros em todo o Estado de São Paulo. Este

trabalho foi o primeiro que procurou estimar a área de citros em todo o Estado de São Paulo. Os autores utilizaram imagens TM/Landsat de 2007 restauradas para 10m e os resultados obtidos na escala municipal podem ser utilizados como referência para outros levantamentos.

Diversos estudos sobre citricultura utilizando técnicas de sensoriamento remoto são observados na agricultura de precisão. Blazquez *et al.* (1998), utilizaram fotografias aéreas para realizar inventário de árvores cítricas em uma propriedade na Flórida nos Estados Unidos. Utilizando técnicas de geoestatística, Farias *et al.* (2003) conseguiram mapear e analisar com eficiência as áreas de risco a doenças em uma propriedade no Estado de São Paulo.

A estimativa da produção de laranja foi obtida por um modelo agrometeorológico em um pomar no município de Matão no Estado de São Paulo por Martins e Ortolani (2006). Nessa estimativa foram utilizados dados meteorológicos, de produção e fenológicos, referentes a 14 anos. Os resultados da estimativa indicaram melhor desempenho quando utilizados os períodos fenológicos de pré-florescimento no bimestre agosto/setembro, do florescimento em outubro/novembro e da colheita dos frutos em dezembro/janeiro.

Também utilizando modelos agrometeorológicos, Paulino *et al.* (2007) estimaram o número de frutos em laranjeiras das variedades Valência e Hamlin em uma propriedade do município de Limeira no Estado de São Paulo. Segundo os autores, as condições meteorológicas durante as fases de crescimento vegetativo de verão, pré-florescimento, florescimento e início de crescimento dos frutos influenciaram a produção de frutos por planta.

Shrivastava e Gebelein (2007) realizaram um estudo dos efeitos econômicos da quebra de safra em diversas regiões produtoras no Estado da Flórida (Estados Unidos), através da correlação entre produtividade e áreas plantadas com citros.

2.8 Modelos Amostrais

A teoria da amostragem está fundamentada em um extenso conjunto de conceitos, definições e termos que estão minuciosamente detalhados em diversos livros específicos (KISH, 1965; COCHRAN, 1977; BOLFARINE; BUSSAB, 2005). Em linhas gerais, a amostragem é um conjunto de técnicas de coleta e análise de um número n de amostras de certa população sobre a qual se podem de realizar inferências.

Há grande diversidade de delineamentos amostrais que são utilizados para a coleta de dados. Os principais modelos objetivos são: Amostragem aleatória simples (AAS), Amostragem por conglomerados (AC), Amostragem sistemática (AS) e Amostragem estratificada (AE). Como o escopo é propor um sistema de amostragem de informação estatística estratificado de base probabilística, este trabalho, vai se ater aos modelos objetivos, dando enfoque ao estratificado.

2.8.1 Amostragem aleatória simples (AAS)

O delineamento AAS é o mais simples dos planos amostrais e serve como base a outros. Neste modelo o sorteio da amostra apresenta-se sob dois critérios, um com reposição e outro sem reposição. O mais utilizado é o sem reposição, pois, acredita-se que na maioria dos casos uma mesma unidade amostral sorteada duas ou mais vezes não acrescenta nova informação ao levantamento. Entretanto, o critério com reposição é mais interessante estatisticamente, pois, recompõe o universo populacional introduzindo vantagens matemáticas e estatísticas, como, a independência entre as unidades sorteadas (BOLFARINE; BUSSAB, 2005).

Neste delineamento, a partir do sistema de referências completo cada unidade elementar é sorteada com igual probabilidade, individualmente e aleatoriamente em um único estágio, repete-se o processo até que o número de amostras prefixados seja obtido. Se for permitido o sorteio de uma unidade amostral diversas vezes, o processo da AAS é com reposição, caso contrário é sem reposição. Embora o comum seja o sorteio com igual probabilidade para todas as n amostras, Bolfarine e Bussab (2005) ressaltam que em alguns casos é conveniente o uso de probabilidades desiguais no sorteio.

2.8.2 Amostragem por conglomerados (AC)

AC é utilizada quando um sistema de referências não está completo ou atualizado, e o custo de sua adequação é muito elevado. Neste caso, os elementos da população são reunidos em grupos e, por sua vez, alguns destes grupos são sorteados para compor a amostra, os conglomerados (LEVY; LEMESHOW, 1980). Segundo Silva (2001), este plano amostral dispensa a necessidade de um sistema de referências completo, pois, serão sorteados conglomerados, e estes irão ser identificados e listados em cada estágio. Embora seja um plano interessante em casos de sistemas de referências incompletos, os elementos que compõem um conglomerado tendem a ter valores parecidos em relação às variáveis que estão sendo pesquisadas, e isso pode tornar este plano menos eficiente (BOLFARINE; BUSSAB, 2005).

2.8.3 Amostragem sistemática (AS)

Este plano amostral é utilizado em populações finitas disponibilizadas em forma de listas e ordenadas obrigatoriamente de 1 a N. Neste plano, a primeira unidade é selecionada através de AAS entre as primeiras unidades do sistema de referência. A partir desta unidade, serão selecionados sistematicamente intervalos com certo comprimento. A principal vantagem da utilização da AS está na facilidade de execução. Entretanto, a eficiência deste modelo de amostragem pode ser prejudicada em populações onde são verificadas tendências do tipo linear. Também é suscetível a efeitos sazonais (BOLFARINE; BUSSAB, 2005).

2.8.4 Amostragem estratificada (AE)

Quando se possuem *a priori* informações adicionais que caracterizam a população em estudo, pode-se dividi-la em subpopulações homogêneas, e então sortear amostras dentro de cada uma delas. Este procedimento é conhecido por plano de Amostragem Estratificada (AE). Este delineamento parte do pressuposto de que, quanto mais homogênea for a população, mais precisas serão suas estimativas. Exemplos de aplicação deste modelo amostral na estimativa de área agrícola são encontrados em Adami *et al.*, (2007); Gianotti *et al.*, (2006); Arcoverde (2008).

O aumento da precisão das estimativas de características da população que a estratificação pode proporcionar é ressaltado por Cochran (1977) na seguinte sentença; *“Talvez seja possível dividir uma população heterogênea em subpopulações que, isoladamente sejam homogêneas. Essa idéia é sugerida pelo nome de estratos, com sua implicação de uma divisão em camadas. Se todos os estratos forem homogêneos, no sentido de que o valor das medidas varie pouco de uma para outra, pode-se obter uma medida precisa do valor médio de um estrato qualquer mediante uma pequena amostra desse estrato. Depois, essas estimativas podem ser combinadas para constituírem uma estimativa precisa do conjunto da população”*.

Silva (2001) enumerou algumas razões para o uso de AE: i.) Aumento da precisão da estimativa global, partindo-se do princípio de que a população é heterogênea; ii.) Obter estimativas para diversos segmentos da população; iii.) Manter a composição da população segundo algumas características básicas; iv.) Conveniência administrativa ou operacional; e v.) Controlar o efeito de alguma variável na distribuição da característica que está sendo avaliada.

Como em todo método de delineamento amostral, o estratificado também possui definições e relações entre seus parâmetros, usualmente, a letra h (minúscula) indica cada subconjunto da população, ou seja, cada estrato, a letra H (maiúscula) indica o conjunto de todos os estratos, portanto, $h = 1, 2, \dots, H$. O tamanho populacional do estrato h , é indicado por N_h . Considerando-se um sistema de referências completo pode-se representar a população em estudo com suas características populacionais e algumas funções paramétricas conforme a Tabela 2.4.

TABELA – 2.4 Principais características e funções paramétricas de uma população estratificada

<i>Estrato</i>	<i>Dados</i>	<i>Total</i>	<i>Média</i>	<i>Variância</i>
1	Y_1^1	τ_1	μ_1	σ_1^2
.
.
h	Y_h^1	τ_h	μ_h	σ_h^2
.
.
.
H	Y_H^1	τ_H	μ_H	σ_H^2

¹ é o vetor de dados no estrato h , $h=1, \dots, H$
 Fonte: BUSSAB; MORETTIN (2005)

As principais funções paramétricas relacionadas a este modelo são: o total populacional no estrato h (Equação 2.1), a média do estrato h (Equação 2.2), a variância do estrato h (Equação 2.3), o tamanho do universo populacional (Equação 2.4), o peso proporcional do estrato h (Equação 2.5), o total populacional estratificado (Equação 2.6), a média populacional estratificada (Equação 2.7), a média da variância dos estratos (Equação 2.8) e a variação das médias dos estratos (Equação 2.9) (KISH, 1965; COCHRAN, 1977; BUSSAB; MORETTIN, 2005):

$$\tau_h = \sum_{i=1}^{N_h} Y_{hi} \quad (2.1)$$

$$\mu_h = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} Y_{hi} \quad (2.2)$$

$$\sigma_h^2 = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} (Y_{hi} - \mu_h)^2 \quad (2.3)$$

$$N = \sum_{h=1}^H N_h \quad (2.4)$$

$$W_h = \frac{N_h}{N}, \text{ com } \sum_{h=1}^H W_h = 1 \quad (2.5)$$

$$\tau = \sum_{h=1}^H \tau_h = \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{N_h} Y_{hi} = \sum_{h=1}^H N_h \mu_h \quad (2.6)$$

$$\mu = \frac{\tau}{N} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{N_h} Y_{hi} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H N_h \mu_h = \sum_{h=1}^H W_h \mu_h \quad (2.7)$$

$$\sigma_d^2 = \sum_{h=1}^H W_h \sigma_h^2 \quad (2.8)$$

$$\sigma_e^2 = \sum_{h=1}^H W_h (\mu_h - \mu)^2 \quad (2.9)$$

A partir do tamanho amostral e de forma análoga às funções paramétricas são obtidas a estatística média amostral (Equação 2.10), o total amostral (Equação 2.11) e a variância amostral (Equação 2.12), onde, $i \in sh$ indicas as observações pertencentes a amostra do estrato.

$$\bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i \in sh} Y_{hi} \quad (2.10)$$

$$T_h = \sum_{i \in sh} Y_{hi} \quad (2.11)$$

$$s_h^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i \in sh} (Y_{hi} - \bar{y}_h)^2 \quad (2.12)$$

A partir dos resultados por estrato pode-se estimar a média e o total populacional estratificado. A notação “*est*” será utilizada para indicar as estimativas estratificadas. A Equação (2.13) apresenta um estimador sem viés para a média populacional e a Equação (2.14) a variância deste estimador. A Equação (2.15) apresenta um estimador sem viés para o total populacional e a Equação (2.15) seu estimador de variância.

$$\bar{y}_{est} = \sum_{h=1}^H W_h \bar{y}_h \quad (2.13)$$

$$s^2_{\bar{y}_{est}} = \sum_{h=1}^H W_h^2 s_h^2 \quad (2.14)$$

$$T_{est} = \sum_{h=1}^H N_h \bar{y}_h \quad (2.15)$$

$$Var_{T_{est}} = \sum_{h=1}^H N_h^2 \left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right) * \frac{s_h^2}{n_h} \quad (2.16)$$

Segundo o teorema do limite central (BUSSAB e MORETTIN, 2000) as distribuições das estimações da média e do total estratificado vão se aproximando da distribuição normal. Portanto, para n_h e N_h suficientemente grandes tem-se a aproximação para a distribuição normal padrão nas Equações (2.17) e (2.18), respectivamente.

$$\left(\frac{\bar{y}_{est} - \mu}{\sqrt{\frac{\sum_{h=1}^H W_h^2 \sigma_h^2}{n_h}}} \right) \approx N(0,1) \quad (2.17)$$

$$\left(\frac{\hat{\tau}_{est} - \tau}{\sqrt{\frac{\sum_{h=1}^H N_h^2 \sigma_h^2}{n_h}}} \right) \approx N(0,1) \quad (2.18)$$

O intervalo de confiança para média populacional sem o conhecimento da variância verdadeira e sua substituição pelo seu estimador sem viés s_h^2 com coeficiente de confiança aproximadamente igual a $1-\alpha$ é fornecido pela Equação (2.19) e de forma semelhante para o total populacional (Equação 2.20).

$$\left(\bar{y}_{est} \pm z_{\alpha} \sqrt{\sum_{h=1}^H W_h^2 \frac{S_h^2}{n_h}} \right) \quad (2.19)$$

$$\left(T_{est} \pm z_{\alpha} \sqrt{\sum_{h=1}^H W_h^2 \frac{S_h^2}{n_h}} \right) \quad (2.20)$$

Resultados eficientes de uma modelagem estratificada dependem fundamentalmente de uma correta formação dos estratos. Um questionamento recorrente e de difícil resposta recai sobre os limites e as variáveis a serem utilizados em cada estrato. De modo geral, a única regra estabelecida é a formação de estratos que melhor homogeneíze a população em estudo. Em relação à natureza dos estratos, Francisco e Pino (2000) sugerem a divisão entre naturais e artificiais, sendo, naturais os estratos com limites existentes *a priori*, como por exemplo, limites geográficos de municípios e regiões. Os estratos artificiais são aqueles em que os limites são definidos *a posteriori*, ou seja, são criados com o objetivo específico de suprir a necessidade da pesquisa.

Em cada estrato, as unidades amostrais em dados provenientes de imagens orbitais mais freqüentemente utilizadas são pontos, ou seja, os próprios “pixels” da imagem como utilizado nas estimativas de áreas agrícolas realizadas por Luiz e Epiphanyo (2001) e Galego (2005) e por áreas de diversas formas e tamanhos, denominadas segmentos (ADAMI *et al.*, 2005). A utilização de unidades amostrais por este método é realizada por Adami (2004) e Bingfang e Quiangzi (2006). Não há restrições estatísticas ao uso de nenhuma das duas formas de unidades amostrais.

2.8.4.1 Alocação da amostra

Em AE, como a que será utilizada neste trabalho, as n unidades amostrais devem ser particionadas em toda a população. Três métodos são utilizados para essa partição: o uniforme, o proporcional e o método de alocação de *Neyman* (COCHRAN, 1977; BOLFARINE e BUSSAB, 2005). O método uniforme aloca o mesmo tamanho amostral em todos os estratos; esse método é utilizado quando se deseja apresentar estimativas

separadas por estratos, pois, suas estimativas neste nível são não-viesadas (BOLFARINE e BUSSAB, 2005). No método de partição proporcional a amostra de tamanho n é distribuída ao longo dos estratos proporcionalmente ao tamanho de cada estrato, ou seja, em função do peso W_h (Equação 2.5) (BOLFARINE; BUSSAB, 2005). Na alocação de *Neyman*, também conhecida por partição ótima, as n unidades amostrais são alocadas de forma a tornar mínimo o valor da variância da média estratificada (Equação 2.14) dentro de um determinado limite de custo ou tornar mínimo o custo para um valor específico da variância da média estratificada. Quando o custo por unidade não difere nos estratos, tem-se uma partição ótima para uma grandeza amostral fixada (Equação 2.21), onde n_h é o tamanho amostral por estrato e n o tamanho amostral total.

$$n_h = n \cdot \frac{N_h s_h}{\sum_{h=1}^H N_h s_h} \quad (2.21)$$

2.8.4.2 Amostra piloto e definitiva

Para o cálculo do tamanho amostral é necessário conhecer ou estimar a variabilidade da característica de interesse na população em estudo, que, em geral, é desconhecida. Cochran (1977) sugere três formas de se estimar a variância tendo em vista a determinação do tamanho amostral: i.) através de um levantamento piloto, ii.) pelos resultados de amostragens anteriores da mesma população ou semelhante; e iii.) por conjecturas sobre a distribuição da população. Uma amostra piloto é, em geral, pequena, definida coerentemente, que antecede a principal e que é utilizada para calcular o tamanho da amostra definitiva. Na maioria das vezes desconhecemos a distribuição da população e não possuímos resultados de levantamentos semelhantes. A amostra piloto mostra-se o método mais prático para a coleta de estimativas de variabilidade na população devido a sua fácil aplicabilidade e bons resultados gerados, embora, o sucesso deste método dependa do bom senso na definição de seu tamanho e de sua distribuição na população em estudo (COCHRAN, 1977).

Conforme Bolfarine e Bussab (2005) “*uma boa amostra permite a generalização de seus resultados dentro de limites aceitáveis de dúvidas*”. Segundo Cochran (1977),

emprega-se a Equação 2.22 para estimativa do valor total populacional para dados contínuos.

$$n = \frac{\sum \frac{N_h^2 s_h^2}{w_h}}{V + \sum N_h s_h^2} \quad (2.22)$$

Onde a variância fixada V é previamente determinada ou pode ser fornecida pelo coeficiente de variação (cv) pré-fixado de um total populacional de referência dada pela Equação 2.23.

$$V = (cv * T_{ref})^2 \quad (2.23)$$

O tamanho da amostra também pode ser calculado através da função binomial (Cochran, 1975; Thompson, 2002); neste caso, o método de estimativa é por proporção, ou seja, o percentual de uma população que pertencem a uma determinada categoria. A Equação 2.24 calcula as unidades amostrais em uma determinada população, onde, n é o número total de unidades amostrais, $z_{\alpha/2}$ é a distribuição normal padrão a um determinado nível de significância, p é a exatidão desejada e q é complementar a p ($1-p$) e E é o erro desejado de amostragem.

$$n = \frac{(z_{\alpha/2})^2 p \cdot q}{E^2} \quad (2.24)$$

2.8.5 Estimadores

A potencialidade de pacotes estatísticos facilitou a exploração de um grande conjunto de teorias acerca de estimadores. Segundo Cochran (1977), “a maioria dos métodos de estimativa da teoria estatística admite como certo que se conhece a forma funcional da distribuição de frequência apresentada pelos dados da amostra e o processo é cuidadosamente adaptado a esse tipo de distribuição”.

Logo, o chamado “*estimador ideal*” é definido pelo estudo de suas propriedades e a disponibilidade de informações. Por exemplo, em relação às estimativas de áreas plantadas com combinação de amostras obtidas por sensoriamento remoto e em solo, diversos autores apontam o estimador regressão como o mais preciso embora viesado

(GONZÁLES-ALONSO, 1991; PANDEY *et al.* 1992, ADAMI *et al.* 2004; GALEGGO 2005). Em outros casos, em que não há à disposição duas fontes de informações, não se aplicam estimadores do tipo regressão e sim estimadores como o de expansão direta (ADAMI *et al.*, 2004).

2.8.5.1 Estimador de expansão direta

O estimador de expansão direta necessita de apenas uma fonte de dados para realizar as estimativas (COCHRAN, 1977; GALLEGO, 1995). No caso de estimativas de áreas agrícolas com amostras de segmentos regulares, esse estimador utiliza os dados coletados em campo ou identificados e classificados em um mapeamento. Esse estimador é classificado em aberto, fechado ou ponderado (KRUG; YANASSE, 1986; GALLEGO, 1995; FAO, 1996; ADAMI, 2003).

O estimador de expansão direta aberto utiliza a área total da(s) propriedade(s) da(s) qual(is) a unidade amostral foi selecionada. Esse estimador possui a vantagem de permitir a estimativa de diversas variáveis referentes à(s) propriedade(s), contudo, variáveis de cunho sócio-econômico, por exemplo, dependem de entrevistas locais, que podem ser negadas ou conter erros de preenchimento, acarretando erros amostrais e não amostrais; ademais a unidade amostral será descaracterizada, pois, a unidade amostral não será mais o segmento e sim a(s) propriedades(s) pertencentes a este (KRUG; YANASSE, 1986; GALLEGO, 1995; FAO, 1996; ADAMI, 2003).

O estimador do tipo fechado é utilizado exclusivamente para a estimativa de área dentro do segmento. Conforme Gallego (1995), o fato desse estimador não depender de entrevistas locais e sim da área da cultura dentro do segmento reduz o erro, aumentando sua eficácia.

O estimador de expansão direta ponderado é um modelo híbrido do aberto e do fechado. Esse estimador utiliza a área total da(s) propriedade(s) contida no segmento e utiliza a área do segmento como um ponderador; possui a vantagem de poder estimar diversas variáveis como o estimador aberto, e a desvantagem de ser suscetível a erros amostrais e não amostrais.

Conforme Cochran (1977) e Adami (2003), a estimativa por expansão direta é obtida por meio da Equação 2.25.

$$E_{tc} = D * \bar{y}_{seg} \quad (2.25)$$

Onde, E_{tc} é a estimativa total da cultura de interesse, D é a área total da região em estudo, e \bar{y}_{seg} é a média das unidades amostrais (segmentos). Esse estimador foi utilizado por Adami *et al.* (2005) para a estimativa de diversas culturas agrícolas, em um trabalho de amostragem estratificada, utilizando segmentos regulares como unidades amostrais.

2.9 Simulação de Monte Carlo

A simulação de Monte Carlo foi desenvolvida pelo matemático australiano Stanislaw Ulam quando tentava simular a difusão de nêutrons em material nuclear para a construção da bomba atômica durante a Segunda Grande Guerra. A implementação do modelo teve a colaboração de Jonh von Neumann, um dos primeiros cientistas da computação. A simulação de Monte Carlo é uma técnica de avaliação iterativa que envolve a utilização de números randômicos e técnicas probabilísticas para simular centenas e até milhares de cenários para a análise da distribuição de seus resultados (GUJARATI, 2002). Seu objetivo principal, segundo Moore e Weatherford (2006), é a análise da propagação de incerteza, onde, sua grande vantagem é determinar como uma variação estocástica, já conhecida, afeta o desempenho ou a viabilidade de um determinado modelo.

Para avaliar a estratificação por unidades de produção agropecuária, Francisco e Pino (2000) utilizaram a simulação de Monte Carlo para saber *a priori* se o estimador utilizado produziria estimativas precisas. Em um estudo sobre amostras probabilísticas de imóveis rurais de produtores de laranja no Estado de São Paulo, Gianotti *et al.* (2006) utilizaram a simulação de Monte Carlo para avaliar diferentes níveis de coeficientes de variação para quatro diferentes tamanhos amostrais.

A simulação de Monte Carlo pode ser utilizada para avaliar o valor médio estimado através dos intervalos de confiança. Em geral, supõe-se uma distribuição uniforme dos dados para a geração dos números aleatórios no intervalo (0,1). A Equação 2.26 apresenta à forma de estimar a média através da simulação, onde \bar{y}_{sim} é a média simulada e IC_{min} e IC_{max} são os intervalos de confiança mínimo e máximo estimados pela amostra piloto.

$$\bar{y}_{sim} = Aleatório .(IC_{min} - IC_{max}) + IC_{max} \quad (2.26)$$

2.10 Análise estatística multivariada

Pode-se definir a análise estatística univariada, quando o estudo envolve a análise de uma única variável. Quando o estudo envolve duas, chama-se bivariada. Já a análise de um número maior de variáveis recebe a denominação de análise estatística multivariada. O propósito do uso de métodos de estatística multivariada, segundo Mingoti (2005), é o de simplificar ou facilitar a interpretação do fenômeno em estudo através da construção de índices ou variáveis alternativas que sintetizem a informação original. Em linhas gerais, as técnicas multivariadas dividem-se em dois grupos: o grupo exploratório de sintetização e o grupo das técnicas inferenciais. No primeiro, as principais técnicas são: análise de componentes principais, a análise fatorial, análise de correlações canônicas, análise de agrupamentos e análise discriminante. No segundo, encontram-se os métodos de estimação de parâmetros, teste de hipóteses, análise de variância, de covariância e de regressão multivariada (JOHNSON; WICHERN, 2002; MINGOTI, 2005). Neste capítulo serão discutidas as técnicas exploratórias de análise de componentes principais e de agrupamentos.

2.10.1 Análise de componentes principais

A técnica de componentes principais está fundamentada em Hotelling (1933) e tem por objetivo explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório e redução da dimensionalidade do número de variáveis através da construção de combinações

lineares das variáveis originais, que são chamadas de componentes principais (MINGOTI, 2005).

No caso da distribuição de probabilidades das p variáveis aleatórias ser normal, as componentes principais serão descorrelacionadas, independentes e, seguirão uma distribuição normal. No entanto, a suposição de normalidade não é um pressuposto para a utilização desta técnica multivariada (JOHNSON; WICHERN, 2002; MINGOTI, 2005).

Para obter as componentes principais utiliza-se a matriz de covariância do vetor aleatório de interesse. As p -variáveis envolvidas no estudo geralmente são transformadas, para que variáveis de grandeza e unidades diferentes não afetem o estudo de variância e covariância. A transformação usualmente utilizada é a padronização das variáveis pela média e dispersão, gerando-se variáveis centradas em zero com variâncias iguais a 1 (Equação 2.27).

$$x_{pad} = \frac{(X_i - \bar{x})}{s} \quad (2.27)$$

Onde x_{pad} é a variável padronizada, X_i a variável original, \bar{x} a média da variável original e s o desvio padrão da variável original.

Formalizando matematicamente o conceito de análise de principais componentes, tem-se um vetor aleatório $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ com vetor de médias $x_{pad} = (x_{pad_1}, x_{pad_2}, \dots, x_{pad_p})$ e matriz de covariâncias $\sum_{p \times p}$. Sejam $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p$ os autovalores da matriz $\sum_{p \times p}$, com os respectivos autovetores normalizados e_1, e_2, \dots, e_p , onde, os autovalores satisfazem as seguintes condições:

- (i) $e_i' e_j = 0$ para todo $i \neq j$;
- (ii) $e_i' e_i = 1$ para todo $i = 1, 2, \dots, p$;
- (iii) $\sum_{p \times p} e_i = \lambda_i e_i$, para todo $i = 1, 2, \dots, p$

Sendo o autovalor e_i denotado por $e_i = (e_{i1} e_{i2} \dots e_{ip})'$, considera-se o vetor aleatório $Y = O' X$, onde $O_{p \times p}$ é a matriz ortogonal de dimensão $p \times p$, constituída dos autovetores normalizados da matriz $\sum_{p \times p}$. O vetor Y é composto de p combinações lineares das variáveis aleatórias do vetor X , têm o vetor de médias igual a $O' x_{pad}$ e matriz de covariâncias $\Lambda_{p \times p}$, que é uma matriz diagonal, cujos elementos são iguais a

$$a_{ii} = \lambda_i, i=1, 2, \dots, p \text{ isto é, } \Lambda_{p \times p} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & & 0 \\ & \lambda_2 & \\ 0 & & \lambda_3 \end{bmatrix}$$

Portanto, as variáveis aleatórias que constituem o vetor Y são descorrelacionadas entre si. Deste resultado, utilizam-se as combinações lineares em Y , para representar a estrutura de covariâncias do vetor X . Os vetores X e Y possuem a mesma variância, sendo, que o vetor Y é descorrelacionado.

A j -ésima componente principal da matriz $\sum_{p \times p}$, $j=1, 2, \dots, p$, é definida pela Equação (2.28):

$$Y_j = e_j' X = e_{j1} X_1 + e_{j2} X_2 + \dots + e_{jp} X_p \quad (2.28)$$

A esperança e variância da componente Y_j são obtidas, respectivamente, pelas Equações 2.29 e 2.30.

$$E[Y_j] = e_j' x_{pad} = e_{j1} x_{pad} + e_{j2} x_{pad} + \dots + e_{jp} x_{pad} \quad (2.29)$$

$$Var[Y_j] = e_j' \sum_{p \times p} e_j = \lambda_j \quad (2.30)$$

Sendo $Cov[Y_j, Y_k] = 0, j \neq k$, com cada autovalor λ_j representando a variância de uma componente principal Y_j . Como os autovalores estão ordenados de forma decrescente, a primeira componente é a de maior variabilidade e a p -ésima é a de menor. A proporção da variância total de X explicada por cada componente principal é fornecida através da Equação 2.31.

$$\frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^p \lambda_i} \quad (2.31)$$

Em geral, as primeiras componentes principais são as responsáveis pela explicação de grande parte da variância do vetor X (MINGOTI, 2005). O uso de componentes principais em delineamentos amostrais foi utilizado por Francisco e Pino (2000) para obter os fatores para a formação de grupos.

2.10.2 Análise de agrupamentos

O objetivo dessa técnica é dividir os elementos de uma amostra ou população em grupos de forma que os elementos pertencentes a um mesmo grupo sejam similares entre si em respeito às variáveis medidas e que estes grupos sejam heterogêneos em relação a essas mesmas características (MINGOTI, 2005). Conforme Everitt (2001), a análise de agrupamentos ou *clusters* pode ser entendida como um processo para localizar grupos inicialmente indefinidos, de modo que indivíduos da mesma classe sejam similares entre si, em algum sentido definido pelas variáveis consideradas.

Para se criar agrupamento é necessário que a distância entre os elementos de uma amostra ou população seja medida. Segundo Mingoti (2005), para variáveis quantitativas as técnicas mais apropriadas são as do grupo de medidas de dissimilaridade; neste grupo as técnicas mais usuais são: a distância euclidiana, a distância de *Mahalanobis* e a distância de *Manhattan*.

Na distância euclidiana a medida entre dois elementos X_l e X_k , $l \neq k$ é obtida por meio da Equação 2.32:

$$d(X_l, X_k) = \left[\sum_{i=1}^p (X_{il} - X_{ik})^2 \right]^{1/2} \quad (2.32)$$

Portanto, os elementos são comparados em cada variável pertencente ao vetor de observações. A distância de *Mahanalobis* entre X_l e X_k , $l \neq k$ leva em consideração a

dispersão dos elementos, através do desvio padrão s_k , que é determinado através da Equação 2.33.

$$d(X_l, X_k) = \left[\sum_{i=1}^p \frac{(X_{il} - X_{ik})^2}{s_k} \right]^{1/2} \quad (2.33)$$

A distância de *Manhattan* entre X_l e X_k , $l \neq k$ para $\lambda=1$ com pesos w_i 's que ponderam as variáveis é menos afetada pela presença de valores discrepantes (Equação 2.34) (MINGOTI, 2005).

$$d(X_l, X_k) = \left[\sum_{i=1}^p w_i |X_{il} - X_{ik}|^\lambda \right]^{1/\lambda} \quad (2.34)$$

Obtidas as medidas de distâncias entre os elementos de uma amostra ou população, procede-se à formação dos agrupamentos. Em geral, as técnicas utilizadas são classificadas em hierárquicas e não hierárquicas. Nas técnicas hierárquicas objetiva-se encontrar possíveis agrupamentos e o provável número de grupos. E nas técnicas não hierárquicas o número de grupos é definido *a priori*. Como o objetivo do uso da análise de agrupamentos neste estudo é criar estratos homogêneos, serão analisados os grupos criados a cada nível de fusão, portanto, a técnica mais adequada para este objetivo é a hierárquica.

2.10.2.1 Técnicas hierárquicas aglomerativas

Essas técnicas partem do princípio que no primeiro passo do agrupamento, cada elemento constitui-se em um conglomerado, e a cada passo do *algoritmo*, os elementos vão sendo agrupados (MINGOTI, 2005).

Em linhas gerais, independentemente da técnica utilizada, os passos para a criação dos agrupamentos são: i) cada elemento constitui um agrupamento de tamanho 1, ou seja, têm-se n agrupamentos; ii) a cada passo da técnica hierárquica utilizada, os pares de conglomerados mais similares são combinados e passam a constituir um único conglomerado; iii) cada novo conglomerado formado é um agrupamento de conglomerados formados nos estágios anteriores; uma vez que dois conglomerados

fiquem juntos em algum passo, estes sempre estarão unidos até o final do processo; iv) através de um gráfico conhecido por dendograma (TIMM, 2002). Os passos do agrupamento são visualizados no eixo horizontal e marcados. No eixo vertical, está o nível de fusão em que os elementos foram considerados semelhantes, isto é, a distância do agrupamento ou o nível de similaridade a partir do quais os elementos se agrupam.

Segundo Everitt (2001) e Mingoti (2005), o número de grupos dos agrupamentos pode ser definido de forma objetiva ou subjetiva; o mais usual é a definição subjetiva, chamada de “partição natural”. Existem vários métodos hierárquicos de ligação dos agrupamentos, sendo, que os mais comuns e disponíveis na maioria dos softwares estatísticos são: o método de ligação simples, o método de ligação completa, o método de ligação média, o método do centróide e o método de *Ward*. Segundo Mingoti (2005), a característica da maioria dos métodos hierárquicos de agrupamento é a perda de qualidade da partição dos elementos com o aumento da fusão; com isso, o nível de similaridade também diminui. O objetivo central do método de *Ward* é minimizar esse efeito e além disso, dentre os principais métodos é o único estruturado unicamente para aplicação em dados quantitativos, devido a esses fatores, esse método será utilizado em uma das fases de estratificação deste trabalho.

2.10.2.2 Método de ligação de *Ward*

Com uma metodologia fundamentada na mudança de variação entre e dentro dos grupos a cada passo do agrupamento, foi desenvolvido o método de ligação de *Ward* também conhecido por “mínima variância” (EVERITT, 2001; MINGOTI, 2005). Neste método calcula-se a soma dos quadrados dentro de cada agrupamento em relação ao correspondente vetor de médias. A medida utilizada para calcular a distância dos elementos é o quadrado da distância euclidiana (Equação 2.35).

$$SS_i = \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)' (X_{ij} - \bar{X}_i) \quad (2.35)$$

Nesta soma de quadrados, n_i é o número de elementos no conglomerado C_i quando se está no passo k do processo de agrupamento, X_{ij} é o vetor de observações do j -ésimo

elemento amostral ou populacional que pertence ao i -ésimo conglomerado, \bar{X}_i é o centróide do conglomerado C_i e SS_i representa a soma dos quadrados do conglomerado C_i . A Equação 2.36 define no passo k a soma dos quadrados total dentro dos grupos como:

$$SSR = \sum_{i=1}^{g_k} SS_i \quad (2.36)$$

onde g_k é o número de grupos existentes quando se está no passo k .

A distância entre conglomerados, que é a soma de quadrados dos agrupamentos, é determinada através da Equação 2.37.

$$d(C_l, C_i) = \left[\frac{n_l n_i}{n_l + n_i} \right] (\bar{X}_l - \bar{X}_i)' (\bar{X}_l - \bar{X}_i) \quad (2.37)$$

A cada passo desta técnica, os dois conglomerados que minimizam a distância são combinados. O diferencial do cálculo da distância entre conglomerados no método de *Ward* em relação aos demais é o fator de ponderação, também chamado de “fator de penalização” relativo ao tamanho dos conglomerados, onde, quanto maiores forem os valores de n_i e n_l e a discrepância entre eles, maior será o fator de penalização, distanciando, assim, os centróides dos conglomerados comparados.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Área de estudo

O Estado de São Paulo aparece em destaque em todos os setores econômicos. Especificamente no setor primário o Estado se destaca como o principal produtor de diversas culturas, dentre elas as frutas cítricas, em especial, a laranja, que está difundida em grande parte de seu território e possui grande importância econômica, como já descrita anteriormente. A área de estudo está apresentada na Figura 3.1, que, segundo Neves *et al.* (2007) é a principal região produtora de citros. Sua localização geográfica aproximada é latitude 19° 35'S a 24° 45'S e longitude 45° 59'O a 51° 07'O. Compreende seis regiões administrativas (RAs), a saber: Barretos, Bauru, Campinas, Central, São José do Rio Preto e Sorocaba, em uma área total de 129.567km² que contempla 349 municípios (Figura 3.1).

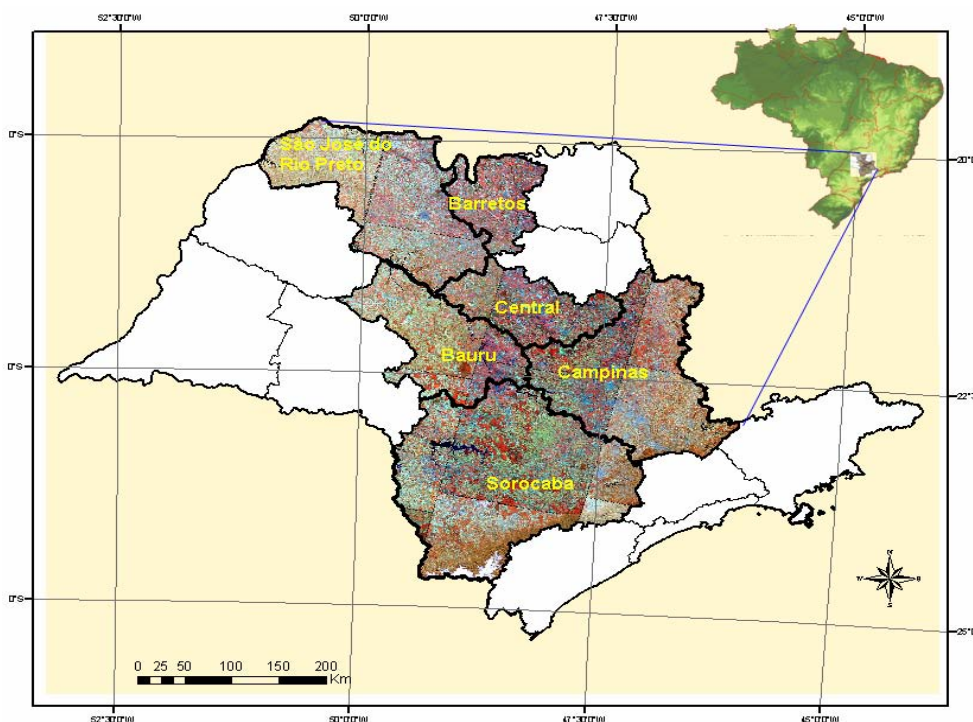


Figura 3.1 – Área de Estudo

Esta região foi selecionada como área de estudo, porque, aproximadamente, 95% de toda produção de citros no Estado de São Paulo encontra-se nesta área.

3.1.1 Divisão regional administrativa do Estado de São Paulo

Quando se objetiva fornecer informações em algum nível geográfico, como regiões, estas, devem estar bem definidas (NEGRI *et al.*,1993). O Estado de São Paulo possui diversas divisões regionais para fins específicos; no caso da agropecuária, as divisões regionais comumente utilizadas são: Divisões Regionais Agrícolas (DIRAS), Escritório de Desenvolvimento Rural (EDRs), Pólos Regionais (PRs) e Regiões Administrativas (RAs).

A criação da divisão por RAs veio da necessidade do Governo Paulista criar um novo padrão organizacional espacial para a administração pública estadual e ocorreu quando o Poder Executivo identificou no ano de 1967 subsistemas de cidades constituídas por áreas contíguas. A partir do primeiro Decreto em julho de 1967, vários outros se sucederam, até que, em agosto de 1990 a divisão por região administrativa foi constituída como se encontra até os dias atuais, com 14 RAs e a região metropolitana de São Paulo, conforme, apresentado na Figura (3.2) (NEGRI *et al.*, 1993).

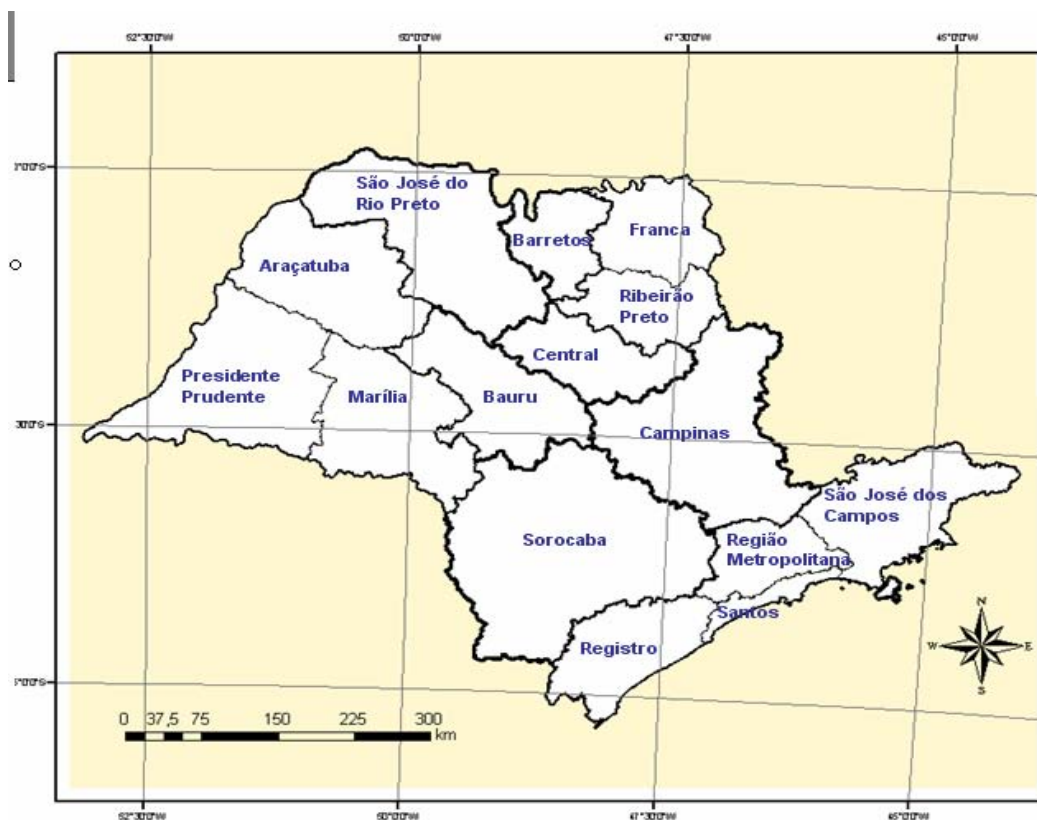


FIGURA 3.2 – Divisão por Região administrativa do Estado de São Paulo
 Fonte: Negri *et al.* (1993)

3.1.2 Região administrativa de Barretos

A RA de Barretos, localizada ao Norte do Estado (Figura 3.3) é composta por 19 municípios, com uma área territorial de 8.376km² e uma população residente de 426.230 habitantes (IBGE, 2008). Nesta RA, com o início da tecnificação da produção agrícola, na década de 70, ocorreram significativas modificações no uso do solo, intensificando-se a utilização de mão-de-obra volante e transferindo o trabalhador rural para os núcleos urbanos. O vigor das transformações na agricultura impulsionou a agroindústria regional, especialmente, os frigoríficos e as indústrias de suco de laranja e óleos vegetais (SEADE, 2008).

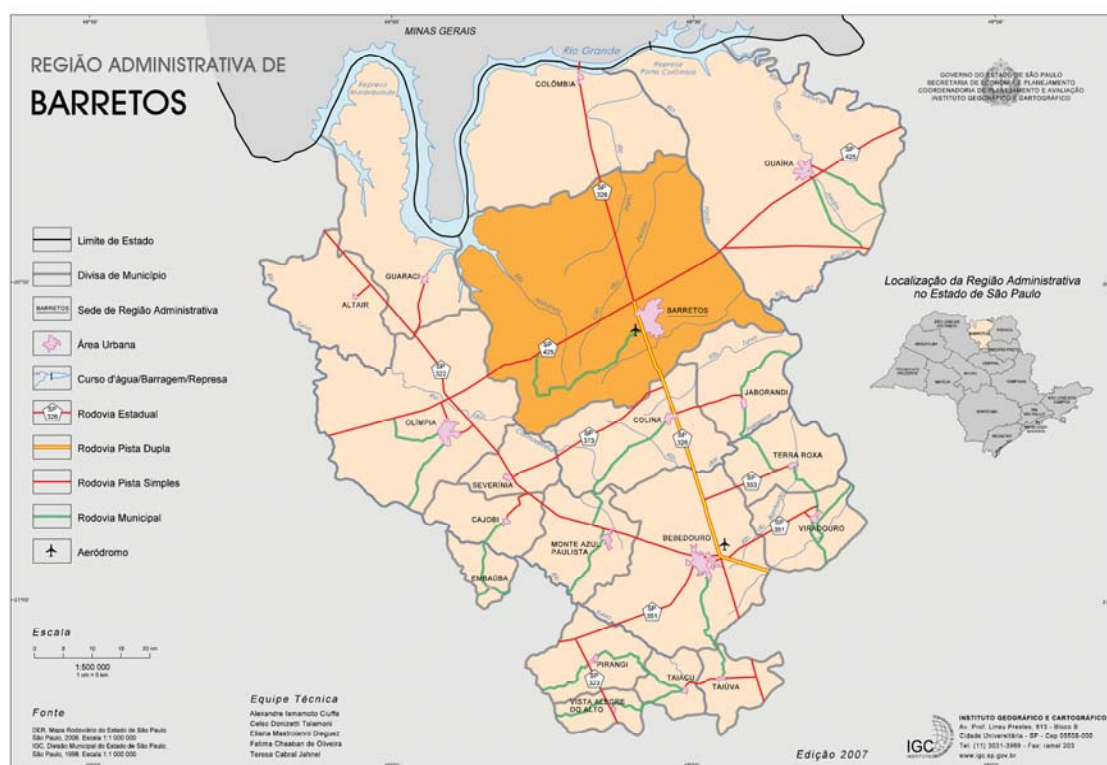


FIGURA 3.3 – Região administrativa de Barretos
Fonte: SEADE (2008)

3.1.3 Região administrativa de Bauru

A RA de Bauru, localizada na região central do Estado (Figura 3.4), é composta por 39 municípios, com uma área territorial de 16.248km², cuja população residente é de 1.054.759 milhões de habitantes (IBGE, 2009). A agropecuária é a base econômica desta RA cujo destaque deve ser dado a cana-de-açúcar. No entanto, devido ao constante processo de mecanização desta e de outras culturas, o desemprego rural é crescente na região. Apesar da preponderância do cultivo da cana-de-açúcar e da produção de carne bovina, destacam-se, ainda, a produção da laranja, do milho, do café e de outros frutos cítricos. Além disso, na região destaca-se, também, a avicultura de corte e de postura e a bovinocultura de leite. Parte dessa diversidade produtiva é dada pela atividade agroindustrial local (SEADE, 2008).

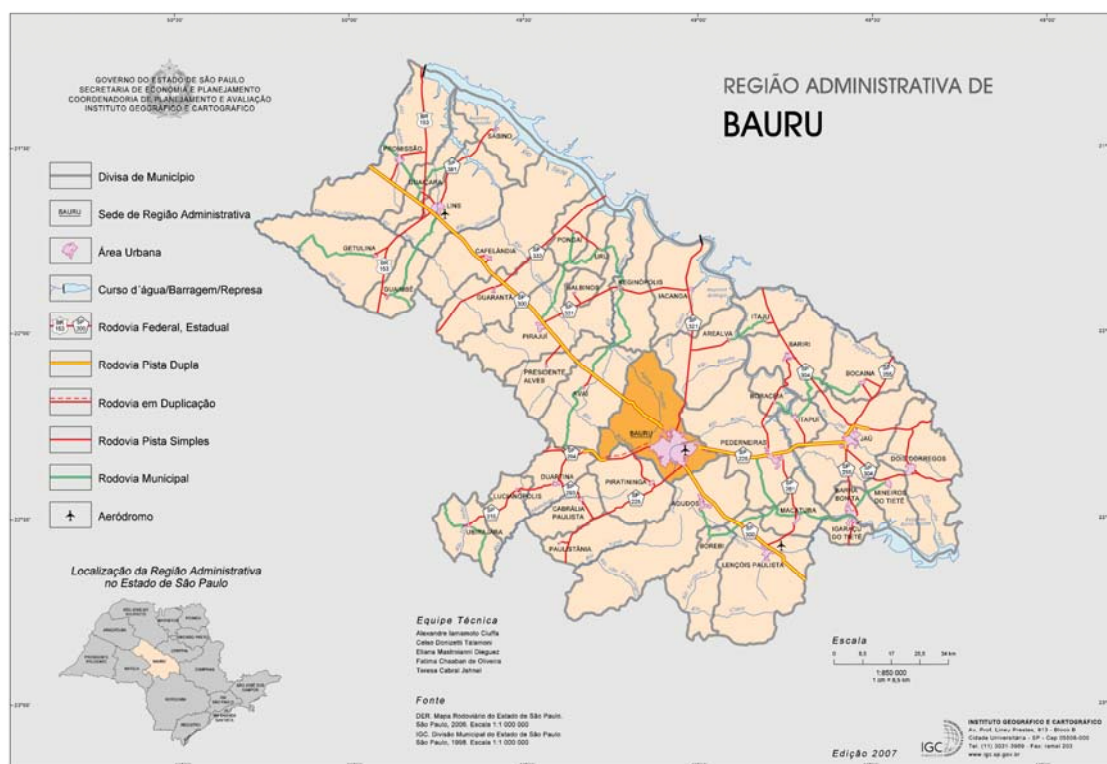


FIGURA 3.4 – Região administrativa de Bauru
 Fonte: SEADE (2008)

3.1.4 Região administrativa de Campinas

A RA de Campinas, localizada na região Nordeste do Estado (Figura 3.5) é composta por 90 municípios, com uma área territorial de 27.265km², a população residente nesta RA é 5,9 milhões de habitantes (IBGE, 2008). É uma região com grande dinamismo econômico e, em 2005 participou com 17,3% do PIB estadual com 94,8 bilhões de reais. A estrutura produtiva regional é bastante complexa, se caracteriza pelo mais expressivo parque industrial do interior do estado, por um setor de serviços moderno, sofisticado e de alta tecnologia e, por uma agricultura moderna e diversificada. Especificamente, na agricultura, a cana-de-açúcar é a cultura predominante e, nos últimos anos, as usinas de açúcar e álcool têm feito investimentos importantes na modernização de seus equipamentos (SEADE, 2008).

Além da cana-de-açúcar, a citricultura possui grande participação na agricultura da região e também, se modernizando, com o adensamento do plantio que contribui para o

aumento da produtividade e para a redução de custos. Além do cultivo de citros e a produção de SLCC, a região é tradicional na produção de mudas. Ressalta-se ainda, a presença nesta RA do tradicional Centro de Citricultura Sylvio Moreira da Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios (APTA), instalado no município de Cordeirópolis. Neste instituto são realizadas, em mais de 80 anos, pesquisas sobre citros nas mais diversas áreas, como por exemplo, Genética e melhoramento, Fitossanidade e Biotecnologia.

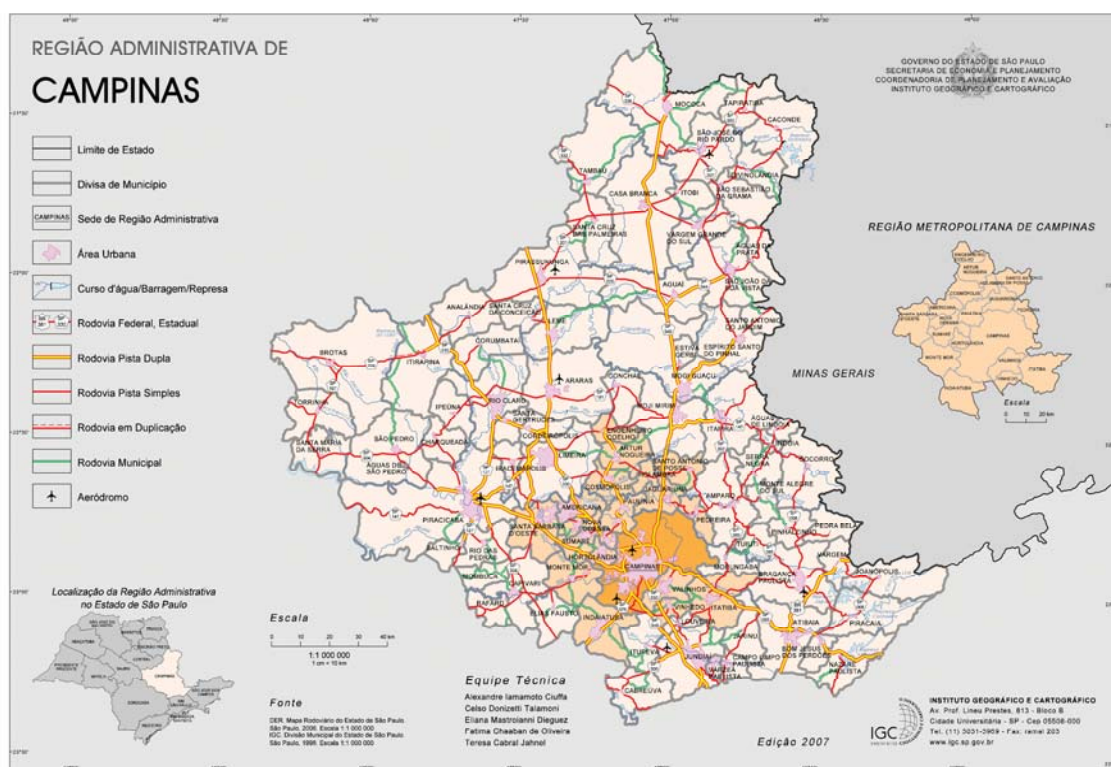


FIGURA 3.5 – Região administrativa de Campinas
Fonte: SEADE (2008)

3.1.5 Região administrativa Central

A RA Central, localizada na região centro-norte do Estado (Figura 3.6), é composta por 26 municípios, com uma área territorial de 11.142km², possui uma população residente de 936.549 mil habitantes (IBGE, 2008). O setor primário regional é dinâmico e acompanhou o movimento de modernização da produção agrícola brasileira, ocorrido nas últimas décadas, através da consolidação e expansão dos complexos agroindustriais. A RA destaca-se pela produção de cana-de-açúcar e de laranja para indústria e mesa,

também possui grande vocação agroindustrial, com o processamento de cana-de-açúcar e, especialmente, de suco de laranja concentrado congelado para exportação. Além disso, nesta RA destaca-se a produção de leite, a produção do milho e de frango. O município de Araraquara integrante desta RA é sede da maior empresa de SLCC do mundo (SEADE 2008).

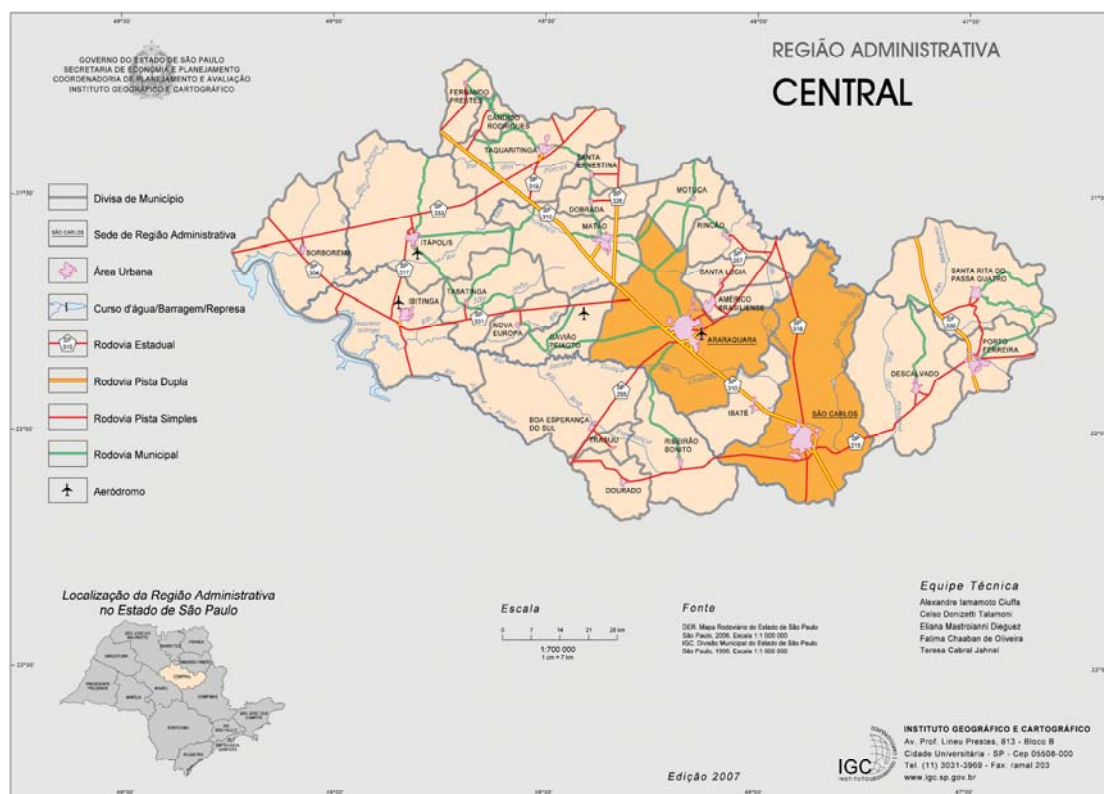


FIGURA 3.6 – Região administrativa de Campinas
Fonte: SEADE (2008)

3.1.6 Região administrativa de São José do Rio Preto (SJRP)

A RA de SJRP, localizada a Noroeste do Estado (Figura 3.7) é composta por 96 municípios, com uma área territorial de 25.492km², sua população residente é de 936.549 mil habitantes (IBGE, 2008). A estrutura produtiva da RA de SJRP possui um perfil marcadamente agroindustrial, com grande integração entre a atividade primária e a secundária. A base da economia regional é a agropecuária, com destaque para a pecuária. A produção agrícola regional vem se desenvolvendo intensa e simultaneamente a um processo de diversificação, principalmente na fruticultura, em

especial, a uva de mesa. A região é a maior produtora de látex coagulado do Estado, ensejando a instalação de diversas indústrias de produtos de borracha, que respondem por parcela expressiva da produção industrial regional, também se destacam as indústrias de sucos, principalmente os cítricos, de líquidos alcoólicos e vinagre, de mobiliário e de curtumes (SEADE, 2008).



FIGURA 3.7 – Região administrativa de São José do Rio Preto
Fonte: SEADE (2008)

3.1.7 Região administrativa de Sorocaba

A RA de Sorocaba, localizada na região Centro-Sul do Estado (Figura 3.8) é composta por 79 municípios, com uma área territorial de 41.044km² e uma população residente de 2,78 milhões de habitantes (IBGE, 2008). Na RA de Sorocaba não há um predomínio das três principais atividades agropecuárias do Estado, ou seja, a cana-de-açúcar, a laranja e a carne bovina. Nesta RA observa-se que há uma diversidade grande de cultivos, como: a batata, o tomate, o feijão, o milho, frutas e hortaliças. Além dos cultivos observa-se a produção de carne suína e de aves, ovos, entre outras. A indústria

regional segue a mesma linha, ou seja, também é bem diversificada, vai desde indústrias de fiação a de insumos aeronáuticos. A proximidade com a região metropolitana de São Paulo contribui para o desenvolvimento da RA, embora, essa situação não seja igual em toda a RA, ficando concentrada no município sede que é Sorocaba e seus circunvizinhos (SEADE, 2008).



FIGURA 3.8 – Região administrativa de Sorocaba
Fonte: SEADE (2008)

3.2 Materiais

Para estabelecer o painel de amostragem e, ao mesmo tempo, obter a área de citros nos segmentos amostrados, foram necessárias 12 cenas do TM/Landsat-5, contidas nas órbitas 219 a 222. Seguindo as recomendações de Duarte *et al.* (2001) e para garantir imagens livres de cobertura de nuvens, optou-se por selecionar as cenas nos meses de menores precipitações (Tabela 3.1).

TABELA 3.1 – Relação de cenas TM utilizadas na área de estudo com órbita, ponto e data de passagem do satélite Landsat-5

Órbita	Ponto	Dia	Mês	Ano
219	75	17	Julho	2008
219	76	17	Julho	2008
219	77	17	Julho	2008
220	75	17	Julho	2008
220	76	17	Julho	2008
220	77	6	Junho	2008
221	74	15	Julho	2008
221	75	15	Julho	2008
221	76	15	Julho	2008
221	77	15	julho	2008
222	74	22	Julho	2008
222	75	22	Julho	2008

O mapa temático de citros e de áreas urbanas no Estado de São Paulo em 2007 (MOREIRA *et al.*, 2009), de cana-de-açúcar da safra 2007/08 (AGUIAR *et al.*, 2009) e o limite de unidades de conservação e áreas indígenas (SÃO PAULO, 2009) foram utilizados para confecção do painel amostral. Também foram utilizados os dados subjetivos de área e produção de citros no Estado de São Paulo (IEA, 2009) para definir a área de estudo.

O aplicativo utilizado para o georreferenciamento e registro das imagens foi o ENVI 4.2 (RSI, 2006). Para os demais processamentos das imagens foram utilizados, também, o SPRING 4.3.3 (CÂMARA *et al.*, 1996) e o ArcGIS 9.2 (ESRI, 2009). Durante os trabalhos de campos foi utilizado o aplicativo TrackMaker (FERREIRA JÚNIOR, 2009) como interface do aparelho GPS 12X (GARMIN, 1998). As análises estatísticas foram realizadas nos softwares estatísticos SPSS 17.0 (SPSS, 2008) e MATLAB r2009a (MATHWORKS, 2009). O editor de textos Word e a planilha Excel do pacote *Office* 2000 também foram utilizados neste trabalho.

3.3 Métodos

A metodologia deste trabalho foi dividida em três etapas. i) **Preparação dos dados:** consistiu no pré-processamento das imagens de satélites (restauração, georreferenciamento e registro); da definição das áreas amostrais, não amostrais, área de referência de citros e da área de controle. Também nesta parte da metodologia foram realizadas as análises preliminares por meio de gráficos e taxas de crescimento, dos dados subjetivos de área e produção de citros no Estado de São Paulo por RA, para o período entre 1998 e 2007. ii) **Estratificação e definição do segmento:** A área de estudo foi estratificada em nível regional, com base nos resultados das análises da etapa anterior. A estratificação teve como base a relação da área de citros pela área do município, a qual foi feita por meio de análise multivariada e posterior clusterização de um indicador de densidade. Nesta etapa também foi definido o tamanho do segmento regular, por meio da simulação de Monte Carlo. iii) **Estimativas e inferências:** Nesta etapa foi definido o tamanho amostral para as áreas de referência e de controle e realizado o sorteio das amostras. Em cada segmento (unidade amostral) sorteado foi realizado o mapeamento da área de citros. As dúvidas de interpretação foram dirimidas através de trabalho de campo, que além desse objetivo serviu também para uma checagem da precisão do mapeamento. O modelo estatístico empregado para estimar a área de citros foi o estimador de expansão direta. Por fim, foram calculados intervalos de confiança para o total estimado e também para verificar o efeito do planejamento amostral. A estrutura do trabalho está apresentada na Figura 3.9 e o detalhamento da metodologia nos tópicos a seguir.

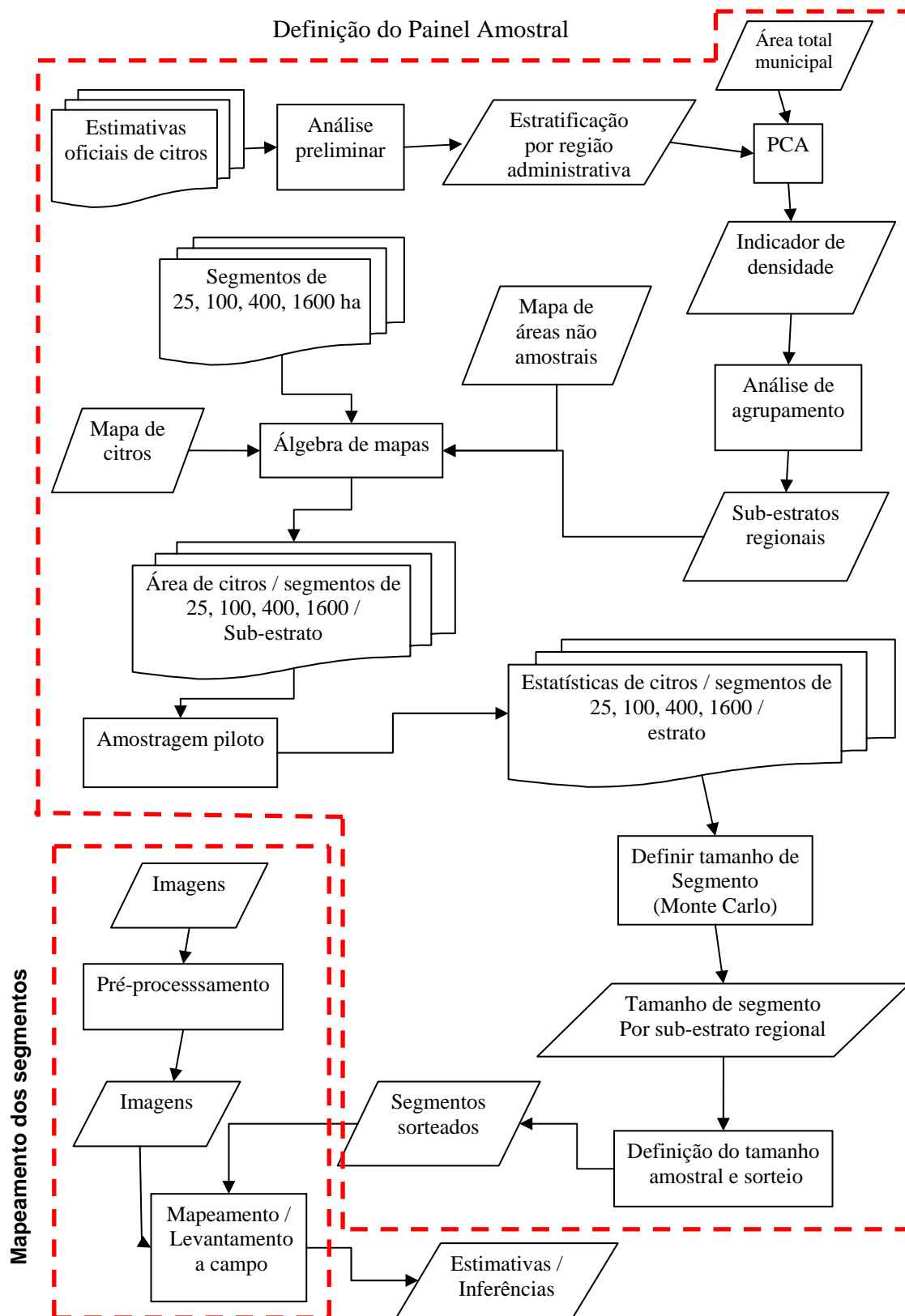


FIGURA 3.9 – Fluxograma com a metodologia do trabalho.

3.3.1 Estratificação por região administrativa

O primeiro nível de estratificação do delineamento amostral deste trabalho foi realizado por RAs. Em outras palavras, o processo de seleção das RAs para compor a área de estudo foi fundamentado na análise da série temporal dos dados de áreas de citros novos e em produção de todas as 15 RAs do Estado de São Paulo, para o período de 1998 a 2007 (Figura 3.10). Como o objetivo do trabalho é fornecer estatísticas a respeito da área de citros, em hectares, e não de suas variedades, as frutas cítricas (laranja, limão, tangerina murcote e poncã) foram agrupadas em único grupo, denominadas “citros”. Os dados subjetivos de área e produção de citros fornecidos pelo IEA (2009) estão em número de pés. Para converter este dado na mesma unidade da pesquisa (hectare), utilizou-se a densidade de plantio sugerida por Caser *et al.* (2000) que é de 320 pés por hectare para a laranja, 285 pés para o limão e de 360 pés para as tangerinas. Os dados de áreas de citros novo e em produção foram somados, criando-se assim, uma nova variável chamada “área total de citros”. Também foram calculadas as taxas de crescimento da área de citros nas RAs para verificar possíveis tendências de aumento e/ou recuo da área total de citros. Com base nestes valores selecionaram-se as RAs que seriam estudadas.

3.3.2 Estratificação por densidade de área

Na etapa 3.3.1 foi então definido que a área de estudo seria constituída por 6 RAs e formada por 349 municípios, apresentadas no item 3.1. Este universo é formado por um rol de municípios que vão desde sem área cultivada com citros a outros com mais de 20.000 hectares de área total de citros (IEA, 2009). Além da amplitude da área total de citros, foram utilizados a área municipal e a área total de cana-de-açúcar para diferenciar os municípios. Segundo dados do IEA (2009), a cana-de-açúcar ocupa aproximadamente 30.000km², ou seja, quase ¼ da área de estudo. Como a estratificação neste nível será realizada por meio de um indicador municipal de área de citros, essa extensa área destinada à cultura da cana-de-açúcar poderia influenciar diretamente na formação do indicador, distorcendo seus resultados. Portanto, a área de cana-de-açúcar contida nestas 6 RAs foi subtraída da área municipal. Com isto, foi criada a variável “área municipal sem cana”. Essa variável, em conjunto com as variáveis: área nova de

citros, área em produção de citros e área total de citros por município, foram utilizadas para homogeneizar a área de estudo, uma vez que este é um dos preceitos da amostragem estratificada. Segundo Johnson e Wichern (2002) e Mingoti (2005), para realizar um estudo multivariado é aconselhável a padronização das variáveis. Neste estudo, optou-se utilizar a média e o desvio-padrão para padronizar (Equação 2.27), ou seja, as variáveis terão médias iguais a zero e variâncias iguais a um. De acordo com as recomendações de Johnson e Wichern (2002) e Mingoti (2005), utilizou-se a técnica de componentes principais para análise da estrutura de variância, da covariância e da dimensionalidade das variáveis. Por essa técnica, foram obtidos os resultados da matriz de covariâncias, autovetores e autovalores, para todos os estratos regionais.

Além desses resultados, a análise de componentes principais fornece os coeficientes (escores) para cada componente. Esses componentes são frequentemente utilizados para a formação de agrupamentos (*clusters*), porém, Mingoti (2005) ressalta que a simples ordenação e posterior agrupamento desses componentes estão sujeitas à variação amostral oriunda do planejamento amostral utilizado na coleta dos dados. Neste trabalho, optou-se por estudar através desta técnica a estrutura de variância e covariância das variáveis envolvidas no processo e não utilizar seus escores. A partir dos resultados da matriz de covariâncias e da importância de cada variável na explicação da variância, foi criado um indicador de densidade I_{dens} (Equação 3.1).

$$I_{dens} = \frac{AP_{citros} + AN_{citros}}{AM_{s/cana}} \quad (3.1)$$

em que, AP_{citros} é a variável área em produção municipal de citros, AN_{citros} é a variável área nova municipal de citros e $AM_{s/cana}$ é a variável área municipal sem cana.

Os valores de I_{dens} foram utilizados para agrupar os municípios. Estes agrupamentos foram formados com base em um dendograma que utilizou o método de ligação de *Ward*. Com base nestes agrupamentos fez-se a estratificação da área de estudo. De acordo com Mingoti (2005), o método de ligação de *Ward* reduz a influência da variância a cada passo (fusão) do algoritmo. Como medida de distância entre

conglomerados esse método utiliza o quadrado da distância euclidiana (Equação 2.35). Os passos para a criação deste nível de estratificação são apresentados na Figura 3.10.

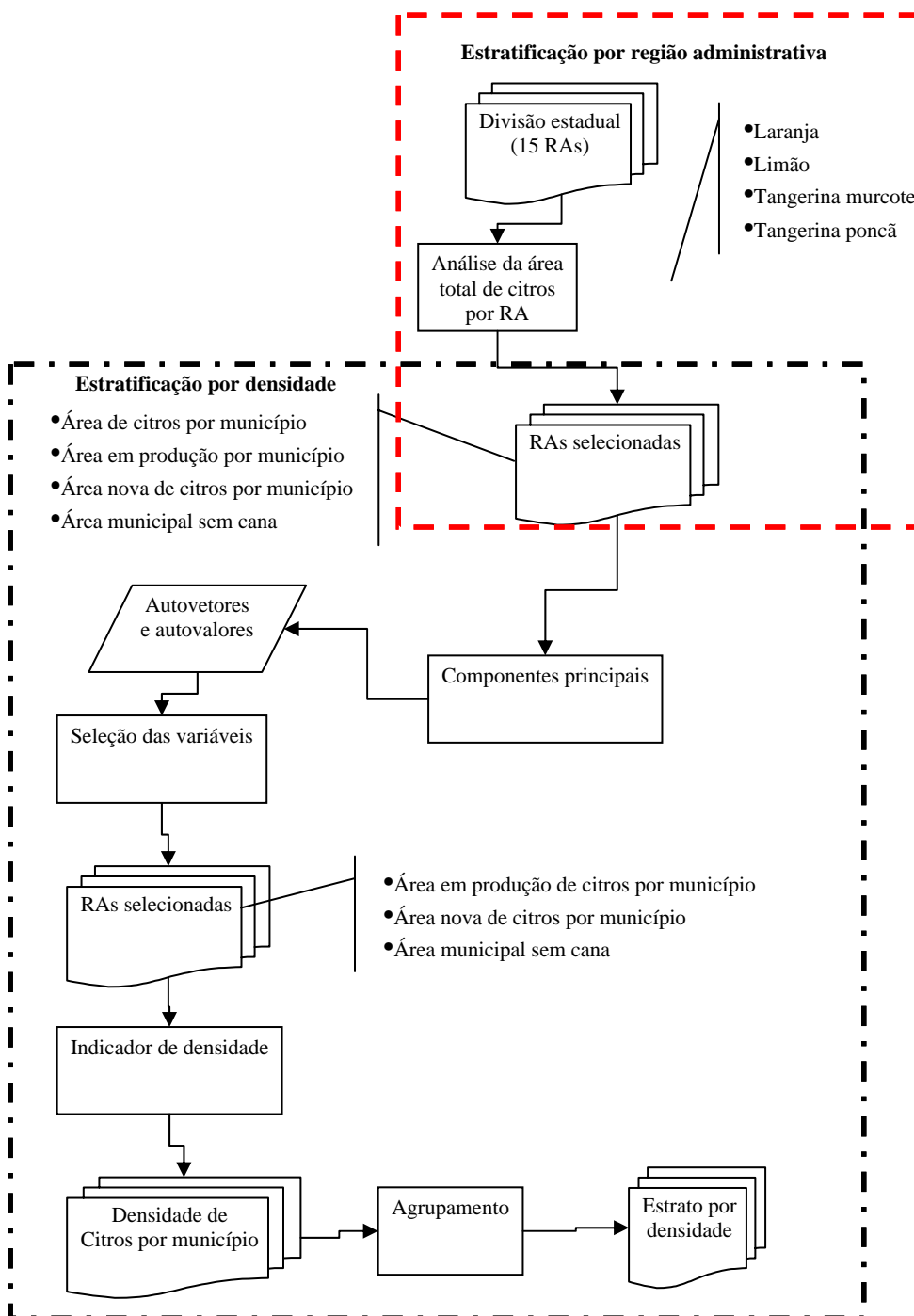


FIGURA 3.10 - Esquema de criação dos estratos regionais e densidade de área de citros.

3.3.3 Pré-processamento das imagens

Para mapear a área de estudo são necessárias 12 órbitas/ponto do TM/Landsat-5. Essas imagens nas bandas 3, 4 e 5, foram georreferenciadas e importadas para dentro de um banco de dados criado no aplicativo SPRING 4.3.3. Por abranger mais de uma órbita o sistema de projeção adotado foi Policônica/SAD69, o retângulo envolvente do projeto está compreendido entre as latitudes 18°s e 26°s e longitudes 42°o e 54°o. Os dados vetoriais de divisão municipal e por região administrativa do Estado de São Paulo, o mapeamento de cana no Estado no ano safra 2007/08 (AGUIAR *et al.*, 2009), o mapeamento de áreas urbanas (MOREIRA *et al.*, 2009) e o limite de unidades de conservação e áreas indígenas (SÃO PAULO, 2009) também foram importados.

3.3.3.1 Restauração das imagens

O sensor TM do Landsat-5 está em operação desde 1984. Esse longo tempo de operação faz com que haja uma degradação da resolução espacial efetiva. De acordo com Fonseca (1998), essa degradação natural do sensor causa na imagem um efeito de filtro passa-baixa (borramento), o que reduz o nível de detalhamento da cena. Uma alternativa para amenizar este problema é a técnica de restauração de imagens (FONSECA, 1998; MATHER, 1999). Segundo Fonseca (1998), a restauração é realizada por um filtro linear. Os pesos do filtro são obtidos a partir das características do sensor para cada banda espectral, e não de forma empírica como é feito no caso dos filtros de realce tradicionais. No caso do sensor TM, a resolução espacial efetiva “*Effective Instantaneous Field of View*” (EIFOV), que é pior que a resolução nominal que é de 30m pode ser melhorada para até 5m. Neste trabalho foi utilizada a restauração para 10m.

O modelo matemático utilizado para restaurar foi implementado no SPRING para alguns sistemas sensores, inclusive o TM. Moreira *et al.* (2007) comentam que, para restaurar, seleciona-se no painel de controle a categoria imagem, em seguida seleciona-se a opção restauração. Na janela auxiliar é feita a seleção do sensor, no caso o TM. Como a restauração é feita banda-a-banda é necessário indicar qual imagem deseja

restaurar. Em seguida define-se um plano de informação (PI) e o tamanho de pixel. Uma vez definidos os parâmetros para restaurar a imagem, é só iniciar o processo (FIGURA 3.11).

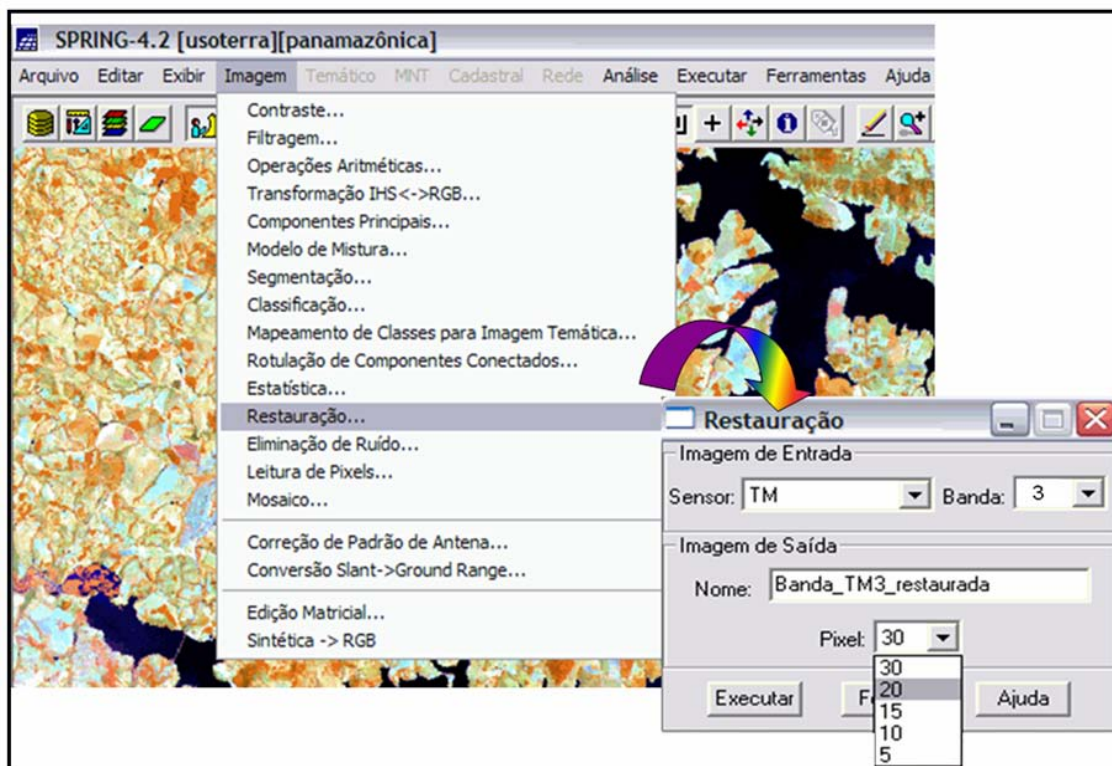


FIGURA 3.11 – Processo de restauração de imagens no SPRING
Fonte: MOREIRA *et al.* (2007)

3.3.3.2 Registro das imagens

O registro das imagens objetiva associar a cada pixel da imagem um valor de longitude e latitude. Para realização deste processo é necessário localizar pontos distribuídos uniformemente na imagem e em alguma fonte de referência com a maior precisão possível. Moreira *et al.* (2007) apontam três fontes que podem ser utilizadas para a localização desses pontos: i) por meio de cartas topográficas; ii) por meio de pontos coletados no campo com o *Global Positioning System* (GPS); iii) utilizando-se uma imagem já referenciada.

Neste trabalho, os pontos de controle para registrar as imagens foram obtidos de um banco de dados já existente para o Estado de São Paulo, do ano de 2007 (MOREIRA *et*

al., 2009). Este procedimento foi realizado no aplicativo ENVI 4.2. Assim, as imagens referências foram exportadas do banco de dados do SPRING e importadas para o aplicativo ENVI. Numa segunda janela do ENVI, abriram-se as imagens a serem registradas. Foram, então, coletados os pontos de controle (aproximadamente 20 pontos bem distribuídos na imagem) e realizou-se o registro. Feito isso, as imagens registradas foram salvas em formato *Tiff-Geotiff* e importadas para dentro do banco de dados do SPRING, para realizar a interpretação das áreas de citros nos segmentos amostrados.

3.3.4 Áreas amostrais e não amostrais

Segundo dados do IEA (2009), em 2007 a área total ocupada com a cultura de citros na área de estudo foi de pouco mais de 7.240km² (724.000ha), ou seja, aproximadamente 5,5% da área. Em relação à área de estudo, a de citros é pouco representativa, por isso, optou-se por reduzir a área de estudo através da exclusão das áreas em que havia o conhecimento *a priori* de outros usos do solo no ano estudado. Este procedimento foi adotado para reduzir a variabilidade dos dados. Nesta situação, para construir o painel amostral, Mueller *et al.* (1998) e FAO (1996) recomendam dividir a área de estudo em áreas amostrais e não amostrais. Incluiu-se em uma categoria de área não amostral a área ocupada com cana-de-açúcar do ano safra 07/08 (AGUIAR *et al.*, 2009), as unidades de conservação permanente e parques (APPs) (SÃO PAULO, 2009), as áreas urbanas (MOREIRA *et al.*, 2009) e os rios e lagos expressivos. Para gerar estas áreas amostrais e não amostrais empregou-se um programa desenvolvido em Linguagem Espacial para Geoprocessamento Algébrico (LEGAL).

A área não amostral foi obtida através do mosaico dos mapas existentes (cana-de-açúcar, APPs, áreas urbanas) no formato matriz e do mapa resultante da classificação de rios e lagos. Essa união foi feita através de um programa feito em linguagem LEGAL. O detalhamento deste processo é apresentado na Figura 3.12. Por outro lado a área amostral consistiu do restante da área de estudo.

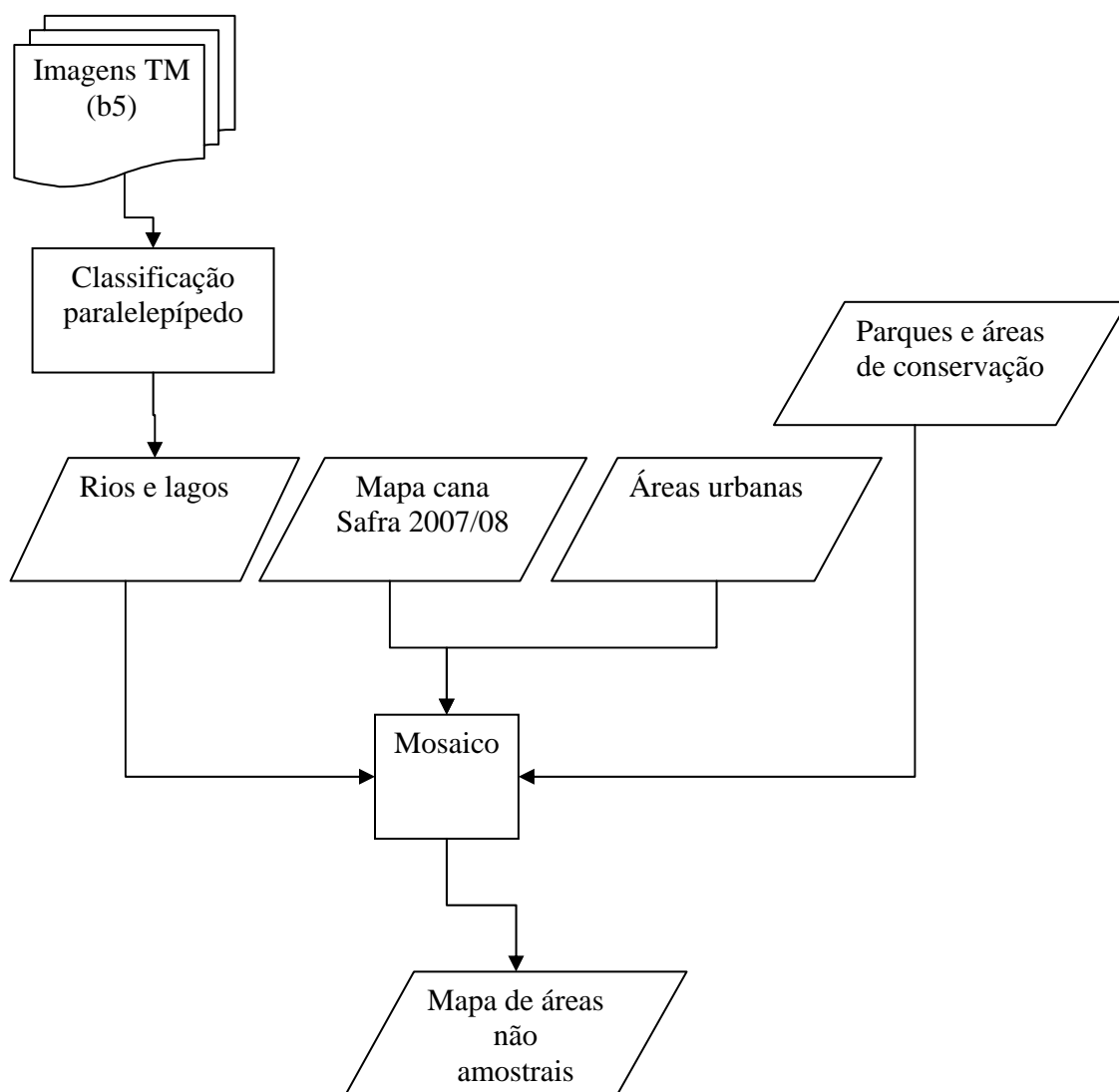


FIGURA 3.12 – Fluxograma para criar as áreas não amostrais

3.3.5 Álgebra de mapas

Na construção do painel amostral uma variável importante é o tamanho da unidade amostral. Foram testados quatro diferentes tamanhos de segmento regular (Tabela 3.2). A malha de segmentos, para cada tamanho, foi obtida por um programa desenvolvido no LEGAL.

TABELA 3.2 – Tamanho e área dos segmentos regulares utilizados no trabalho

Tamanho do Segmento (m)	Área do segmento (ha)
500x500	25
1000x1000	100
2000x2000	400
4000x4000	1600

Utilizando outro programa desenvolvido em LEGAL, converteu-se a matriz contendo o painel amostral para uma categoria numérica, em que foi atribuído o valor (100) para as áreas amostrais e (0) para as não amostrais. O passo seguinte foi obter a área mapeada com citros dentro de cada tamanho de segmentos, usando como base o mapa de interpretação realizado por Moreira *et al.* (2009). Essa etapa foi então realizada no *software* ArcGis devido à facilidade e ao tempo de processamento deste procedimento. Dentro do ArcGis criou-se um projeto em que foram importados no formato imagem o arquivo numérico, as grades retangulares com os diferentes tamanhos e o arquivo vetorial do mapeamento de citros de Moreira *et al.* 2009. Além disso, importaram-se também os limites referentes à estratificação regional.

Para cada tamanho de segmento foram calculadas as áreas não amostrais utilizando o operador de média zonal. Conhecida essa área, foi determinado um limite máximo de área não amostral para cada tamanho de segmento (Tabela 3.3). Esse critério, foi adotado para reduzir a variabilidade dos segmentos devido ao seu alto percentual de áreas não amostrais. Utilizando novamente o operador de média zonal, foi determinada a área de citros em cada segmento, para cada tamanho de unidade (Figura 3.13). A partir do procedimento de amostra piloto, foram geradas estimativas que permitiram simular os resultados para cada um dos diferentes tamanhos de segmentos e permitiu assim definir o tamanho de segmento com maior potencial de fornecer estimativas mais precisas.

TABELA 3.3 – Limite de área não amostral por tamanho de segmento regular

Tamanho do segmento	Área em hectares	Área não amostral
500x500m	25	>75%
1000x1000m	100	>75%
2000x2000m	400	>85%
4000x4000m	1600	>90%

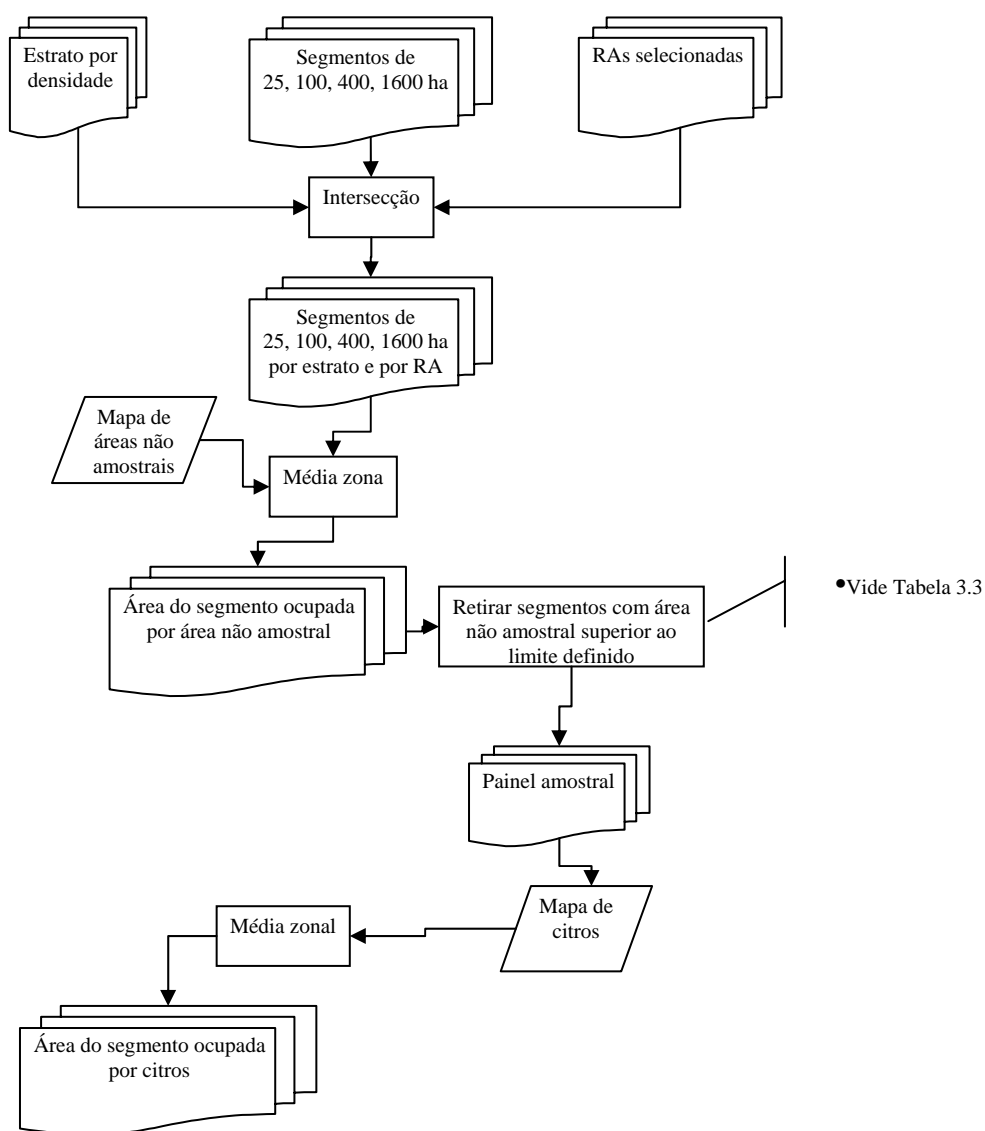


FIGURA 3.13 – Processo de obtenção da área de citros em cada segmento nas grades de 25, 100, 400 e 1600 hectares.

3.3.6 Definição do segmento regular (unidade amostral)

Após obter a área de citros de cada segmento em cada tamanho de segmento, o painel amostral foi dividido em dois grupos: área de referência e de controle. Com base no mapeamento realizado por Moreira *et al.* (2009), a área de referência foi composta pelos segmentos com algum percentual de área de citros, enquanto que a de controle, pelos segmentos sem área mapeada com citros. O tamanho do segmento regular capaz de obter estimativas mais precisas da área estudada foi definido a partir de estudo piloto da área de referência para os quatro tamanhos de segmentos.

Em um arquivo de formato planilha *Excel* foram inseridos os resultados de área de citros para os quatro tamanhos de segmentos e para cada um dos estratos definidos anteriormente. Atribuiu-se, para cada valor de área de citros no segmento, um número randômico utilizando a função ‘ALEATORIO’ no Excel; que gera números entre 0 e 1; em seguida, os resultados de área de citros foram ordenados por ordem decrescente pelo valor aleatório gerado. Esse processo garante a aleatoriedade no sorteio.

Além disso, foi definido um tamanho de amostra piloto de 1% do total populacional de cada estrato regional, para cada tamanho de segmento considerado; porém, se por esse critério o tamanho da amostra fosse inferior a três unidades (segmentos), adotou-se como menor tamanho de amostra amostral piloto três segmentos. Assim, os segmentos selecionados para o cálculo das estimativas foram obtidos a partir do primeiro valor na ordem decrescente até o tamanho n da amostra piloto.

Para obter a estimativa regional do total de área de citros, por tamanho de segmento em cada estrato, foram calculadas as estimativas das estatísticas de área média de citros (Equação 3.1).

$$\bar{y}_{kji} = \frac{1}{n_{kji}} \sum_{kji=1}^{n_{kji}} y_{kji} \quad (3.1)$$

Em que, \bar{y}_{kji} é a média do segmento i no estrato regional k e estrato por densidade de plantio j , y_{kji} é a área do segmento i no estrato regional k e estrato por densidade de

plantio j , n_{kji} é o tamanho da amostra piloto do segmento i no estrato regional k e estrato por densidade de plantio j .

A variância da área de citros foi estimada pela Equação 3.2

$$s_{kji}^2 = \frac{1}{n_{kji} - 1} \sum_{kji=1}^{n_{kji}} (y_{kji} - \bar{y}_{kji})^2 \quad (3.2)$$

em que s_{kji}^2 é a variância do segmento i no estrato regional k e estrato por densidade de plantio j .

Depois de obtidas essas estimativas, foi calculada a área média estratificada regional em cada estrato por densidade de plantio (Equação 3.3),

$$\bar{y}_{estji} = \frac{1}{N_{ki}} \sum_{ki=1}^N N_{ki} \bar{y}_{kji} \quad (3.3)$$

sendo \bar{y}_{estji} é a área média estratificada regional.

O intervalo de confiança da área média estratificada em todos os tamanhos de segmento regular nos estratos de densidade de plantio foi calculado pela Equação 2.19, do Capítulo 2.

Utilizando os limites máximo e mínimo do intervalo de confiança, calculados por meio da Equação 2.19, foram estimadas 500 médias estratificadas regionais em todos os tamanhos de segmento regular para cada estrato de densidade de plantio, utilizando a técnica de simulação de Monte Carlo (Equação 2.25, do Capítulo 2).

As estimativas de média regional de todos os tamanhos de segmento, simuladas pelo método de Monte Carlo, foram utilizadas para o cálculo da estimativa da área total de citros em cada um dos estratos, através do estimador de expansão direta (Equação 2.26). Os totais de área de citros obtidos pela Equação 2.26 foram comparados com a área mapeada por Moreira *et al.* (2009), através de análise gráfica.

3.3.7 Definição do tamanho amostral da área de referência

Conforme dito anteriormente, as áreas amostrais foram divididas em controle e referência, conforme detalhado nos itens 3.3.4 e 3.3.6. O tamanho amostral da área de referência foi calculado com base nos resultados das estimativas obtidas por amostra piloto, conforme detalhado no tópico 3.3.6.

De acordo com Cochran (1977), o tamanho amostral pode ser obtido com base em um valor esperado de coeficiente de variação da estimativa do total de uma dada característica de interesse. Portanto, o tamanho amostral para cada estrato de densidade de plantio foi calculado atribuindo-se um valor de coeficiente de variação de 5% para o total de área de citros em cada estrato de densidade de plantio. As Equações utilizadas foram a 2.22 e 2.23. Entretanto, as estimativas, independentemente do processo utilizado, estão sujeitas à variabilidade pertinente ao próprio processo aleatório. Para evitar uma possível sub ou superestimativa da amostra foram estimados pela simulação de Monte Carlo 10.000 totais populacionais, para cada estrato de densidade de área e a cada tamanho amostral de 30 segmentos. Este procedimento foi realizado no software Matlab r2009a. Os resultados da simulação foram analisados graficamente.

Após a definição do tamanho amostral de cada estrato de densidade de plantio, foi realizada a alocação da amostra em cada estrato regional. O método de alocação adotado foi o de *Neyman* com n fixado (Equação 2.21).

3.3.7.1 Definição do tamanho amostral da área de controle

Para o cálculo do tamanho da amostra na área de controle empregou-se a função binomial (COCHRAN, 1977; THOMPSON, 2002). Segundo Cochran (1977) e Thompson (2002), o tamanho amostral é obtido através da proporção de unidades que pertencem a uma determinada característica.

Com o objetivo de verificar possíveis áreas novas de plantio de citros nessa região, dado que é uma área potencialmente agricultável, atribui-se um valor de 0,5 para a característica área de citros. Segundo Thompson (2002), quando se determina um valor

de 0,5 para a característica de interesse em uma função binomial, obtêm-se o tamanho amostral máximo. Para o cálculo do tamanho da amostra de controle utilizou-se a Equação 2.24. A distribuição dessa amostra pela área de estudo foi realizada pela alocação proporcional, portanto, o número de amostras foi proporcionalmente distribuído pelo número de segmentos nos estratos regionais em cada estrato de densidade de plantio através da Equação 3.4. Como se trata de uma área de controle, ou seja, de verificação de possíveis áreas de expansão, e conforme o mapa de referência não havia a presença de citros, a estratificação foi realizada apenas no nível regional.

$$n = \frac{N_{kj}}{N_c} \quad (3.4)$$

sendo N_{kj} o número de segmentos no estrato regional k e estrato de densidade j e, N_c o número total de segmentos na área de controle. A Figura 3.14 apresenta os passos para a obtenção do tamanho amostral das áreas de referência e controle.

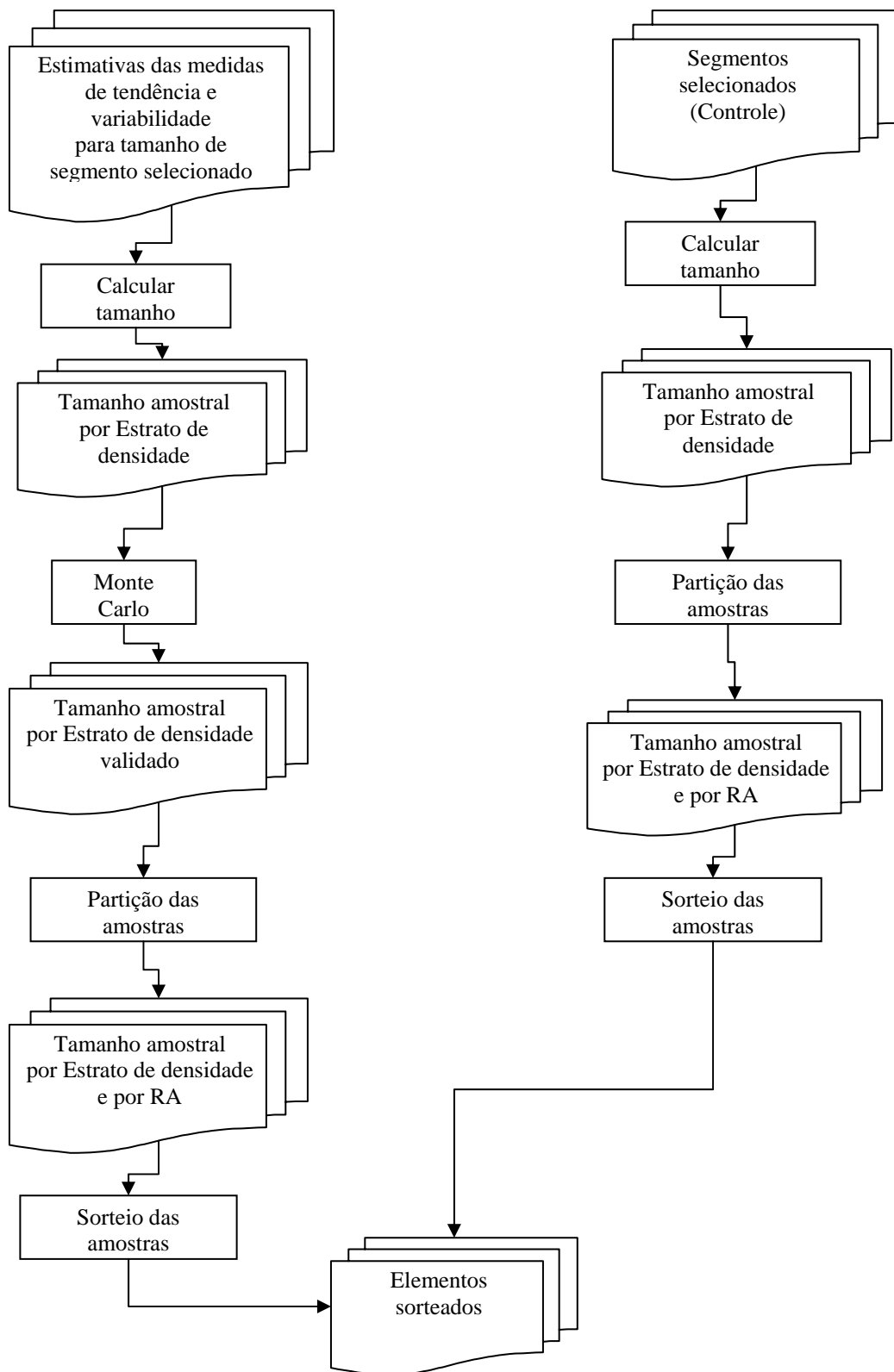


FIGURA 3.14 – Passos para a obtenção do tamanho amostral nas áreas de referência e controle

A partir da definição do tamanho da amostra das áreas de referência e de controle e sua partição pelos dois níveis de estratificação, foram importados todos os segmentos do tamanho de grade definida no tópico 3.3.6 em formato *ASCII*. Em uma planilha *Excel* foram sorteados os segmentos para compor a amostra nas áreas de referência e de controle. O sorteio aleatório dos segmentos foi realizado de forma idêntica ao realizado no sorteio para o estudo piloto. A seqüência de processos desde a exportação de todos os segmentos que compõem o painel amostral até a importação dos segmentos amostrais sorteados aleatoriamente é apresentada na Figura 3.15.

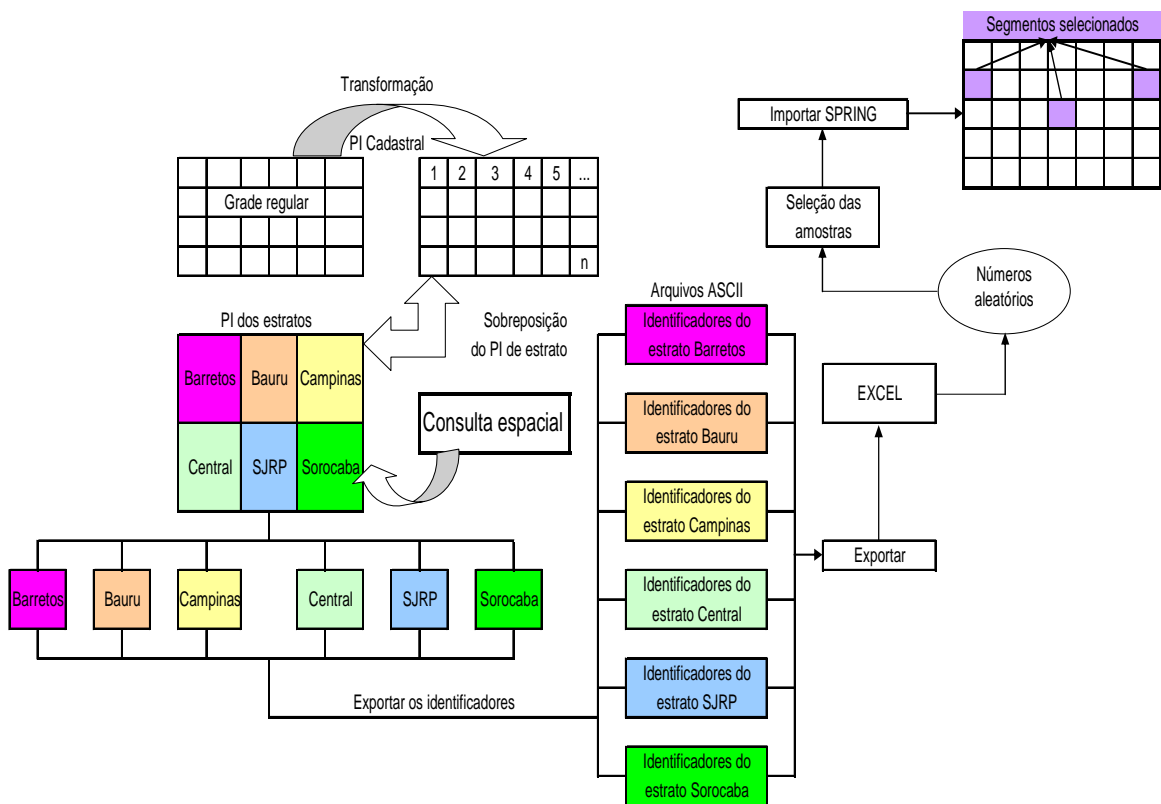


FIGURA 3.15 – Fluxograma com o processo de seleção aleatória dos segmentos amostrais
 Fonte: Adami (2003)

3.3.8 Mapeamento

As áreas de citros contidas nos segmentos amostrais foram determinadas através da classificação denominada mapeamento, realizada no interior dos segmentos; essa abordagem é realizada através de interpretação visual utilizando-se uma função denominada edição matricial, disponível no SPRING.

Para realizar esta classificação foram criadas no ambiente do projeto do trabalho dentro do SPRING duas categorias temáticas para alocar os resultados obtidos nos segmentos selecionados aleatoriamente, uma chamada “Amostra_cont” para os segmentos referentes à área de controle e outra chamada “Amostra_ref” para alocar os segmentos amostrados na área de referência. Uma categoria temática chamada “Map_est” com um plano de informação nomeado “Area_citrus”. Para auxiliar no mapeamento, além das imagens TM/Landsat (Tabela 3.1), foram utilizadas as imagens de alta resolução disponíveis no site Google Earth. O cálculo dos percentuais de citros dentro dos segmentos foi realizado por meio da ferramenta *Estatística de imagem por polígono*, implementada no SPRING.

Após realizar a interpretação do uso e ocupação dentro de cada segmento da amostra foi realizado um trabalho de campo para eliminar as dúvidas de interpretação. Este trabalho foi realizado com auxílio de um GPS de navegação. O trabalho de campo também serviu para checar a precisão da área interpretada com citros.

3.3.9 Comparativo das estimativas e efeito do planejamento

Para a estimativa da área de citros nas seis RAs que constituíram a área de estudo, foram unidos os segmentos amostrais das áreas de referência e controle, incluindo os segmentos que tinham áreas de dúvida. Os dados estimados de área de citros por estrato regional foram comparados com o levantamento subjetivo de safras agrícolas do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Alem disto, comparou-se a estimativa gerada pela AE com uma estimativa gerada por uma AAS. Para verificar se houve ganho relevante na estimativa da área, quando se fez a estratificação, aplicou-se a Equação 3.5.

$$e_p = \left(\frac{s_{AE}^2}{s_{AAS}^2} \right) \cdot 100 \quad (3.5)$$

Sendo, e_p o efeito do planejamento (*design effect*), s_{AE}^2 a variância estratificada do planejamento estratificado e s_{AAS}^2 a variância do planejamento amostral simples.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Estratificação por região administrativa

A evolução da área total de citros por RA no período entre 1998 e 2007 pode ser observada no gráfico da Figura 4.1. Observam-se nessa figura que as RAs Barretos, Bauru, Campinas, Central, SJRP e Sorocaba são as únicas que em todo o período analisado (1998 a 2007) apresentaram área total de citros superior a 20.000 hectares (IEA, 2009). As RAs de Ribeirão Preto e a de Marília estão se aproximando dessa faixa, enquanto, que as demais RAs apresentam áreas de citros pouco expressivas.

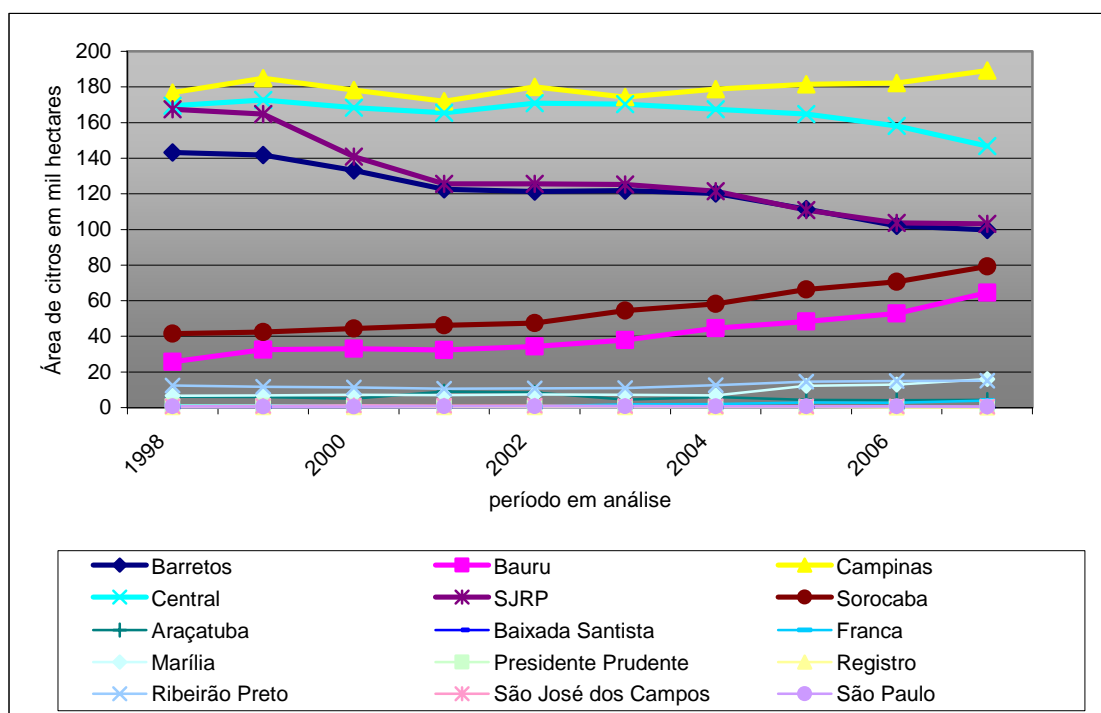


FIGURA 4.1 – Evolução da área total de citros em mil hectares por RA no Estado de São Paulo entre 1998 e 2007.

Fonte: IEA (2009)

As seis RAs mais relevantes (Barretos, Bauru, Campinas, Central, SJRP e Sorocaba) foram responsáveis por 94% da área total cultivada com citros no Estado de São Paulo, no ano de 2007 (Tabela 4.1). Por outro lado, não se observou, entre essas seis RAs, uma supremacia de área cultivada com citros. No entanto, ao observar o gráfico da Figura 4.1 nota-se que a RA de Campinas foi a que apresentou maior área plantada com citros

durante todo o período analisado. Para o ano de 2007 o citros cultivado na RA de Campinas representou 26% do total do Estado (IEA, 2009).

TABELA 4.1 – Área em produção, nova e total de citros em hectares por Estado e pelas RAs da área de estudo e o total das outras RAs e participação percentual e acumulada, Estado de São Paulo, Ano de 2007

RA	Área em prod. (ha)	Citro novo (ha)	Área total (ha)	Part.Perc. Área total	Acumulado
Barretos	90.259	9.551	99.810	0,14	0,14
Bauru	47.554	17.415	64.969	0,09	0,23
Campinas	168.735	20.500	189.236	0,26	0,49
Central	133.243	13.548	146.791	0,20	0,69
SJRP	90.922	12.258	103.180	0,14	0,83
Sorocaba	53.764	25.508	79.272	0,11	0,94
Outras RAs	29.373	11.811	41.185	0,06	1,00
Estado	613.849	110.592	724.442	1,00	-

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA)

Em relação à área de citro novo verificou-se que a RA de Sorocaba, que é a quinta em área de citros no Estado, apresentou em 2007 a maior área em expansão, enquanto, que as RAs ao norte e a noroeste do Estado, Barretos e SJRP, foram as que apresentaram a menor área de expansão.

Com relação à taxa de crescimento anual, as RAs de Sorocaba e Bauru, localizadas na região Sul da área de estudo, foram as que apresentaram as maiores taxas de crescimento no período entre 1998 a 2007, com 7,69% e 9,26%, respectivamente (Tabela 4.2). Esse fato está relacionado, segundo Neves *et al.* (2007), com a menor ocorrência de doenças e com uma precipitação pluviométrica média adequada à cultura de citros, em relação às RAs localizadas na região Central, Norte e Noroeste da área de estudo, onde ocorre o cultivo tradicional do citros, ou seja, por onde começou o cultivo do citros no Estado. Nestas regiões há freqüentes problemas de doenças como o *greening*¹, principalmente, nos pomares mais antigos. Pode-se observar na Tabela 4.2

¹ O *greening* ou *huanglongbing* (HBL) é uma doença causada pelas bactérias *Candidatus Liberibacter spp*, *Candidatus Liberibacter africanus*, *Candidatus Liberibacter asiaticus* e *Candidatus Liberibacter americanus*. O *greening* afeta os citros deixando suas folhas amareladas onde podem ser observadas

que as RAs de Barretos, Central e SJRP foram as que apresentaram taxas médias anuais de crescimento negativas no período, -1,19%, -5,25% e -3,86, respectivamente.

TABELA 4.2 – Taxa de crescimento anual média das RAs Barretos, Bauru, Campinas, Central, SJRP e Sorocaba, Estado de São Paulo, 1998 a 2007

RA	Taxa média de crescimento anual
Barretos	-3,86
Bauru	9,26
Campinas	0,41
Central	-1,19
SJRP	-5,25
Sorocaba	7,69

Nas demais RAs do Estado o cultivo do citros é pouco representativo, o somatório das áreas plantadas com citros nessas regiões corresponde a 6% da área total. Por essa razão essas RAs foram excluídos desta pesquisa.

Portanto, de acordo com os resultados de evolução da área de citros no período de 1998 a 2007 definiu-se a composição da área de estudo com as seguintes RAs: Barretos, Bauru, Central, Campinas, SJRP e Sorocaba (Tabela 4.3). Ressalta-se também a presença nessa estratificação da área tradicional de citros e a área em expansão, conforme resultados da taxa de crescimento anual no período analisado. Essas RAs são compostas por 349 municípios.

manchas irregulares. Ocorre também mal-formações nos frutos e a árvore necessita ser arrancada pela raiz para não contaminar o pomar inteiro (FUNDECITRUS, 2009).

TABELA 4.3 – Número de municípios, participação percentual e acumulada por RA

Estrato	RA	N. de Municípios	Participação	Acumulado
1	Barretos	19	0,05	0,05
2	Bauru	39	0,11	0,17
3	Campinas	90	0,26	0,42
4	Central	26	0,07	0,50
5	S.J.R.P	96	0,28	0,77
6	Sorocaba	79	0,23	1,00
Total	-	349	1,00	-

4.2 Estratificação por densidade de área

As variáveis áreas de citro novo, área de citros em produção e área total de citros por município e área municipal sem cana foram utilizadas para estabelecer os estratos neste nível de estratificação. A contribuição de cada uma das quatro variáveis citadas acima por município foi avaliada através da técnica de componentes principais e, posteriormente, utilizadas para construir uma tabela de indicador de densidade de área. A formação de estratos pela densidade agrícola para homogeneização da área de estudo é recomendada por Krug e Yanasse (1986).

TABELA 4.4 – Matriz de covariâncias das variáveis área total de citros, área em produção de citros, áreas de citro novo e área municipal sem cana-de-açúcar, por RA, Estado de São Paulo, Ano de 2008

Variáveis	Área total de citros (ha)	Área em produção de citros (ha)	Área de citro novo (ha)	Área municipal sem cana (ha)
Estrato 1 - Barretos				
Área total de citros(ha)	1,00			
Área em produção de citros(ha)	0,99	1,00		
Área de citro novo (ha)	0,69	0,59	1,00	
Área municipal sem cana (ha)	0,10	0,07	0,22	1,00
Estrato 2 - Bauru				
Área total de citros(ha)	1,00			
Área em produção de citros(ha)	0,83	1,00		
Área de citro novo (ha)	0,45	-0,13	1,00	
Área municipal sem cana (ha)	0,77	0,71	0,22	1,00
Estrato 3 - Campinas				
Área total de citros(ha)	1,00			
Área em produção de citros(ha)	0,99	1,00		
Área de citro novo (ha)	0,80	0,72	1,00	
Área municipal sem cana (ha)	0,75	0,78	0,44	1,00
Estrato 4 - Central				
Área total de citros(ha)	1,00			
Área em produção de citros(ha)	0,99	1,00		
Área de citro novo (ha)	0,63	0,53	1,00	
Área municipal sem cana (ha)	0,65	0,61	0,59	1,00
Estrato 5 - SJRP				
Área total de citros(ha)	1,00			
Área em produção de citros(ha)	0,99	1,00		
Área de citro novo (ha)	0,54	0,39	1,00	
Área municipal sem cana (ha)	0,68	0,70	0,25	1,00
Estrato 6- Sorocaba				
Área total de citros(ha)	1,00			
Área em produção de citros(ha)	0,96	1,00		
Área nova de citros (ha)	0,84	0,65	1,00	
Área municipal sem cana (ha)	0,65	0,63	0,55	1,00

De acordo com Johnson e Wichern (2002) e Mingoti (2005), quando a matriz de covariâncias é calculada em dados padronizados, esta equivale a uma matriz de correlação. Conforme se verifica na Tabela 4.4, a variável área total de citros é

altamente correlacionada com a variável área de citros em produção em todas as RAs e, também com a variável áreas de citro novo, principalmente, nas RAs de Campinas e de Sorocaba. Este resultado está relacionado com a formação da variável área total de citros, que é a soma das variáveis área de citros em produção e áreas de citro novo, sendo, que geralmente o maior percentual é relativo à variável área de citros em produção. Os valores dos autovetores, calculados a partir da matriz de covariâncias, define a contribuição de cada variável na explicação da variância de cada fator (Tabela 4.5).

TABELA 4.5 – Autovalores da matriz de covariâncias das RAs que compõem o estrato regional, Estado de São Paulo, Ano de 2008

Estrato Barretos			
Fator	Autovalores	Total da Variância (%)	Total da Variância Acum* (%)
1	2,56	63,93	63,93
2	1,00	25,01	88,93
Estrato Bauru			
1	2,60	65,12	65,12
2	1,11	27,83	92,95
Estrato Campinas			
1	3,27	81,63	81,63
2	0,56	14,08	95,71
Estrato Central			
1	3,02	75,47	75,47
2	0,58	14,43	89,90
Estrato SJRP			
1	2,85	71,21	71,21
2	0,79	19,82	91,03
Estrato Sorocaba			
1	3,15	78,85	78,85
2	0,49	12,17	91,02

*Significa a soma da variância do 1º e do 2º fator.

Os resultados contidos na Tabela 4.5 mostram que são necessários dois fatores de componentes principais, para explicar aproximadamente 90% da variância (variância acumulada) por região administrativa (RA), para as quatro variáveis em estudo. A contribuição de cada uma das quatro variáveis estudadas nesta fase nos fatores 1 e 2, da Tabela 4.5 pode ser observada na Tabela 4.6.

TABELA 4.6 – Contribuição das variáveis área total de citros (ha), área em produção (ha), áreas de citro novo (ha) e área municipal sem cana (ha) na determinação dos fatores 1 e 2 das componentes principais para cada RA

Estrato Barretos		
Variáveis	Fator 1	Fator 2
Área total de citros(ha)	0,37	0,02
Área em produção de citros(ha)	0,35	0,04
Área de citro novo (ha)	0,26	0,02
Área municipal sem cana (ha)	0,02	0,92
Estrato Bauru		
Área total de citros(ha)	0,36	0,02
Área em produção de citros(ha)	0,29	0,18
Área de citro novo (ha)	0,04	0,80
Área municipal sem cana (ha)	0,31	0,00
Estrato Campinas		
Área total de citros(ha)	0,30	0,00
Área em produção de citros(ha)	0,29	0,00
Área de citro novo (ha)	0,20	0,50
Área municipal sem cana (ha)	0,21	0,49
Estrato Central		
Área total de citros(ha)	0,30	0,14
Área em produção de citros(ha)	0,28	0,26
Área de citro novo (ha)	0,20	0,45
Área municipal sem cana (ha)	0,22	0,15
Estrato SJRP		
Área total de citros(ha)	0,33	0,00
Área em produção de citros(ha)	0,32	0,03
Área de citro novo (ha)	0,13	0,77
Área municipal sem cana (ha)	0,22	0,19
Estrato Sorocaba		
Área total de citros(ha)	0,30	0,05
Área em produção de citros(ha)	0,27	0,01
Área de citro novo (ha)	0,23	0,17
Área municipal sem cana (ha)	0,19	0,76

Pode-se observar na Tabela 4.6 que, com exceção das RAs de Barretos e Bauru, há um equilíbrio na distribuição da contribuição de cada variável na explicação da variância na 1ª componente principal (Fator 1). Essa componente, segundo Mingoti (2005), é

basicamente um índice de desempenho global das variáveis envolvidas. Ao contrário, na segunda componente principal (Fator 2) não houve equilíbrio entre as variáveis para a formação desta componente. Nas RAs de Barretos e Sorocaba o principal fator formador da segunda componente foi a área municipal sem cana. Na RA de Bauru e SJRP a áreas de citro novo foi o principal fator formador da segunda componente principal. Na RA de Campinas a variância é explicada pelas variáveis área de citros novo e área municipal sem cana e, para a RA Central houve certo equilíbrio na distribuição do valor de contribuição de cada variável na explicação da variância nessa componente. Dado que o total da variância explicada pela primeira componente variou de 63,93 a 81,63%, seria necessária a utilização das duas principais componentes para criar os agrupamentos.

Desta forma, conhecendo a contribuição de cada variável na formação das componentes, optou-se por criar um índice que agregasse essas informações. Assim, a próxima etapa do trabalho foi usar um indicador de densidade de área para estratificar a área de estudo, visto que as quatro variáveis se mostraram importantes na explicação da variância na 1º componente em quase todas as RAs. Sabendo-se que a variável área total de citros possui alta correlação com as variáveis: áreas de citro novo e área de citros em produção e, por ser composta pela soma dessas duas variáveis, (Tabela 4.4) provavelmente, não irá acrescentar nova informação na formação do indicador de densidade de área. Então, para a formação do indicador de densidade se fez uso das variáveis: área de citros em produção, áreas de citro novo e área municipal sem cana.

Analisando a formação dos grupos, estabeleceu-se que os municípios seriam agrupados em cinco grupos, cujo resultado do agrupamento, utilizando o método de ligação de *ward* pode ser observado na Tabela 4.7. Posteriormente, os municípios foram reagrupados dentro de suas respectivas RAs, obedecendo ao agrupamento. Assim, o estrato 1 resultou do conjunto dos municípios dentro das RAs, cujo indicador de densidade de áreas encontrava na faixa de 0 a 0,061. O mesmo procedimento foi aplicado para estabelecer os demais estratos.

TABELA 4.7 – Faixas de formação e número de municípios por estrato de densidade de área de citros

Estrato	Faixas (%)*	N.municípios	Descrição
1	$\geq 0,000 \leq 0,061$	229	Baixa densidade (BD)
2	$> 0,061 \leq 0,1340$	51	Média baixa densidade (MBD)
3	$> 0,1340 \leq 0,2051$	26	Média densidade (MD)
4	$> 0,2051 \leq 0,3877$	30	Média alta densidade (MAD)
5	$> 0,3877 \leq 0,6531$	13	Alta densidade (AD)
Total	-	349	-

* razão da área total de citros (citro novo + citros em produção) pela área municipal sem cana-de-açúcar

O estrato 1 concentra 66% do total dos municípios da área de estudo, sendo, que destes 63 municípios não possuíam nenhuma área de citros em 2007, conforme IEA (2009). Apenas 13 municípios pertencem ao estrato 5, de alta densidade de plantio de citros (Tabela 4.7). A estratificação por densidade de área foi utilizada por Mueller *et al.* (1988) na formação dos estratos, neste trabalho, a delimitação dos estratos era realizada de forma visual na imagem, ou seja, localizavam-se na imagem áreas com densidade agrícola semelhante e essas eram agrupadas em estratos. Adami (2003) também criou estratos por densidade de área com base nas faixas de estratificação recomendada por Krug e Yanasse (1986); este autor utilizou as técnicas de segmentação e classificação híbrida (automática e visual) para a formação dos estratos.

A estratificação por densidade de área de citros proposta por este estudo é específica para esta cultura, além de considerar a relação da área plantada com citros e a área municipal sem cana, e não apenas a área total de área no município na formação de estratos como propõem Epiphanyo *et al.* (2006). Na metodologia proposta, os municípios com as maiores áreas de citros, podem ser alocados em estratos diferentes, pois são consideradas três variáveis, área plantada com citros (novo e em produção) e os limites municipais sem a área de cana-de-açúcar; com este método, a variabilidade tende a ser menor, pois, municípios com grande área destinada a certa cultura não possuem necessariamente uma alta densidade da mesma, por exemplo, os quatro municípios com a maior área total de citros do Estado (Casa Branca, Itápolis, Botucatu e Brotas), não estão alocados no estrato 5 (alta densidade de citros). Pela estratificação por densidade de área os municípios, Casa Branca, Itápolis e Brotas foram alocados no

estrato 4 (MAD) e Botucatu no estrato 3 (MD). Esse critério de estratificação procurou atenuar os efeitos da extensa área de cana-de-açúcar na área de estudo e a área municipal.

A Tabela 4.8 apresenta o número de municípios por estratificação de densidade de área e por RA. Verifica-se nesta tabela que o estrato 5 (AD) nas RAs de Bauru, de SJRP e de Sorocaba não possuem municípios alocados, o mesmo ocorre para o estrato 4 (MAD) na RA de Sorocaba, isso ocorre, porque nessa RA não havia municípios com densidades de área nessas faixas de estratificação. A RA de Barretos possui o menor número de municípios, comparada com as outras RAs. Entretanto, esta RA contribui com o maior número de municípios (8) para compor o estrato 5 (AD). Dos 26 municípios que constitui a RA Central, 11 deles estão contidos no estrato 4 (MAD). Por outro lado, o estrato 1 foi constituído em grande parte pelas RAs que concentram o maior número de municípios: SJRP, Campinas, Sorocaba e Bauru.

TABELA 4.8 – Total de municípios por estrato de densidade de área e por estrato regional (RA)

Estrato regional	Total de municípios por estrato de densidade de plantio					Total de municípios por estrato regional
	BD	MBD	MD	MAD	AD	
Barretos	1	1	3	6	8	19
Bauru	26	10	1	2	0	39
Campinas	67	5	6	9	3	90
Centra	5	5	3	11	2	26
SJRP	59	25	10	2	0	96
Sorocaba	71	5	3	0	0	79
Área de estudo	229	51	26	30	13	349

4.3 Análise das áreas não amostrais

As áreas de cana-de-açúcar no ano-safra 2007/08, as APP's, as áreas urbanas e os principais rios e lagos, formaram as áreas não amostrais deste trabalho (Figura 4.2). Verifica-se na Figura 4.2 que as áreas de cana-de-açúcar ocupam grande parte da área de estudo, à exceção da RA de Sorocaba. Entretanto, nas regiões com predomínio da cana-de-açúcar há também a concentração da área de citros no Estado (Neves *et al.*,

2007), por exemplo, a RA de Barretos em 2007 participou com 14% do total da área de citros no Estado (Tabela 4.1). Segundo os dados do IEA (2009), no ano de 1998 a área ocupada com citros foi em torno de 140.000 ha, ao passo que no ano de 2007 a área de citros foi de 100.000 ha. Embora não seja possível inferir com esses dados que a área de citros está perdendo área para a cana-de-açúcar nesta RA, pode-se afirmar que essa grande concentração de cana-de-açúcar acarreta em um aumento na variabilidade dos dados. Neste sentido, a exclusão dessas áreas, facilita a criação do painel amostral e por consequência diminui a variabilidade dentro dele. A RA de Sorocaba, dentre as RAs estudadas, é a que mantém a menor área de cana-de-açúcar e também, segundo Neves *et al.* (2007), é uma área de expansão de citros, conforme é comprovada pela taxa de crescimento de 7,69% (Tabela 4.2) no período compreendido entre os anos de 1998 a 2007. As demais áreas não amostrais, embora, não sejam tão relevantes em relação à extensão de suas áreas quanto a de cana-de-açúcar, também foram importantes para a redução da variabilidade na formação do painel amostral.

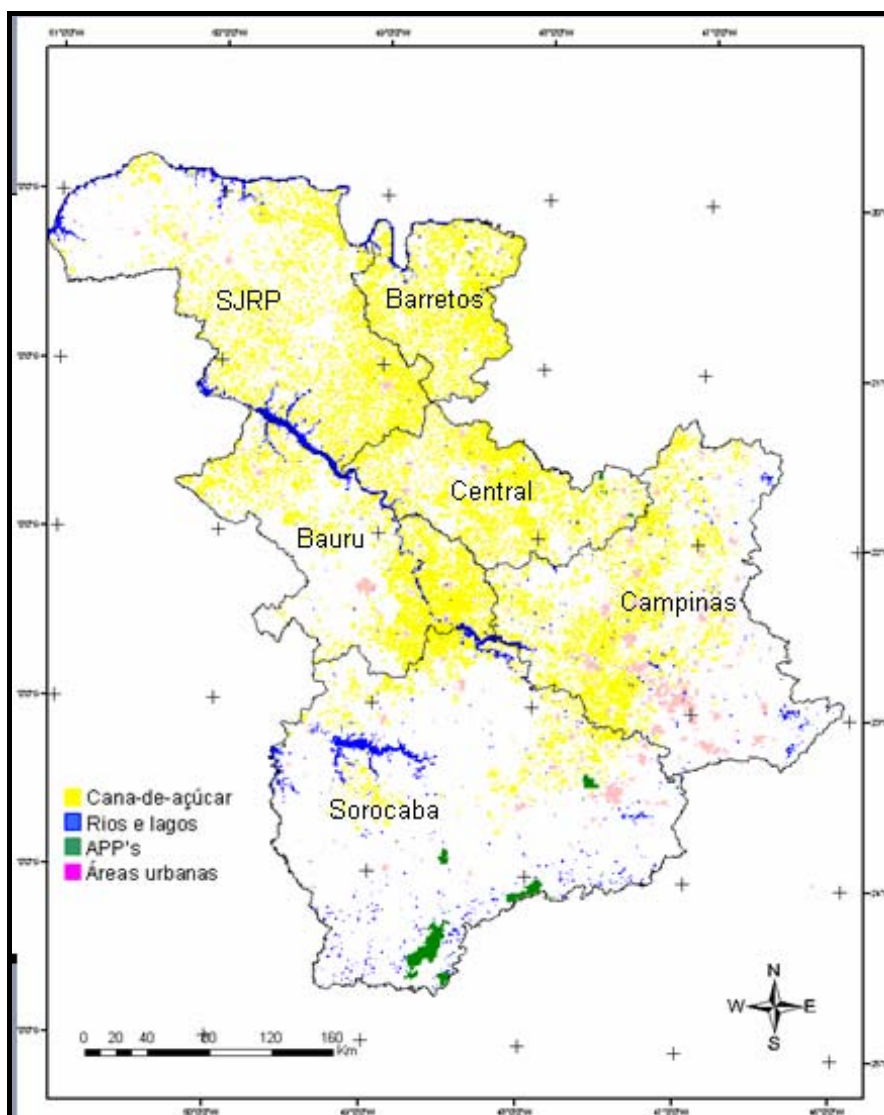


FIGURA 4.2 – Áreas não amostrais nos estratos regionais

4.4 Definição do tamanho de segmento regular

Para definir o tamanho do segmento regular (unidade amostral) empregou-se a metodologia descrita em 3.3.6. Nesta metodologia, foram calculadas as estimativas da área média de citros, variância e desvio padrão através de amostra piloto. A partir desses resultados foi determinada a média estratificada estimada por tamanho de segmento através da Equação 2.13 e o desvio padrão estimado foi obtido através da raiz quadrada da estimativa da variância estratificada (Equação 2.14), o intervalo de confiança da média estratificada foi calculado conforme a Equação 2.19 para cada estrato de

densidade de área e para cada tamanho de segmento (25, 100, 400 e 1600 ha) para um nível de significância de 5 %. Em seguida, foram simuladas 500 estimativas de área de citros em cada RA para cada tamanho de segmento e seus resultados foram analisados em função das estimativas obtidas por Moreira *et al.* (2009).

É importante ressaltar que o objetivo da metodologia deste tópico é avaliar o tamanho de segmento com maior potencial de fornecer estimativas mais precisas e com menor variabilidade e não discutir os resultados de média, total e desvio, dado que esses resultados são provenientes de um estudo piloto com teto do tamanho amostral de 1 % da população de segmentos em cada estrato regional.

TABELA 4.9 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo no estrato 1

Tamanho de segmento	Total estimado de área de citros	Coeficiente de variação	Diferença % média em relação ao total de referência
25	117.789,5	7,9 %	2,8 %
100	126.247,7	14,0 %	10,2 %
400	118.576,9	20,9 %	3,5 %
1600	117.419,9	43,4 %	2,5 %
Referência	114.554,0	-	-

A Tabela 4.9 apresenta os resultados da simulação de Monte Carlo para o estrato 1 (BD). Verifica-se por essa simulação que os segmentos de 25 e de 1600 ha forneceram estimativas próximas do valor de referência, com uma diferença percentual média de 2,8% e 2,5%, respectivamente. Embora o tamanho de segmento de 1600 ha tenha estimado um total de área de citros mais próximo do valor de referência, seu coeficiente de variação foi de 43,4%, o mais alto entre os quatro tamanhos, enquanto, que o de 25 ha apresentou um coeficiente de variação de 7,9%, o menor entre os quatro. A Figura 4.3 apresenta graficamente o comparativo dos quatro tamanhos de segmento em relação ao valor de referência obtido por Moreira *et al.* (2009); por esta figura observa-se que, com exceção do tamanho de segmento de 100ha, que tende a superestimar o total de área de citros, os demais produzem estimativas centradas no valor de referência.

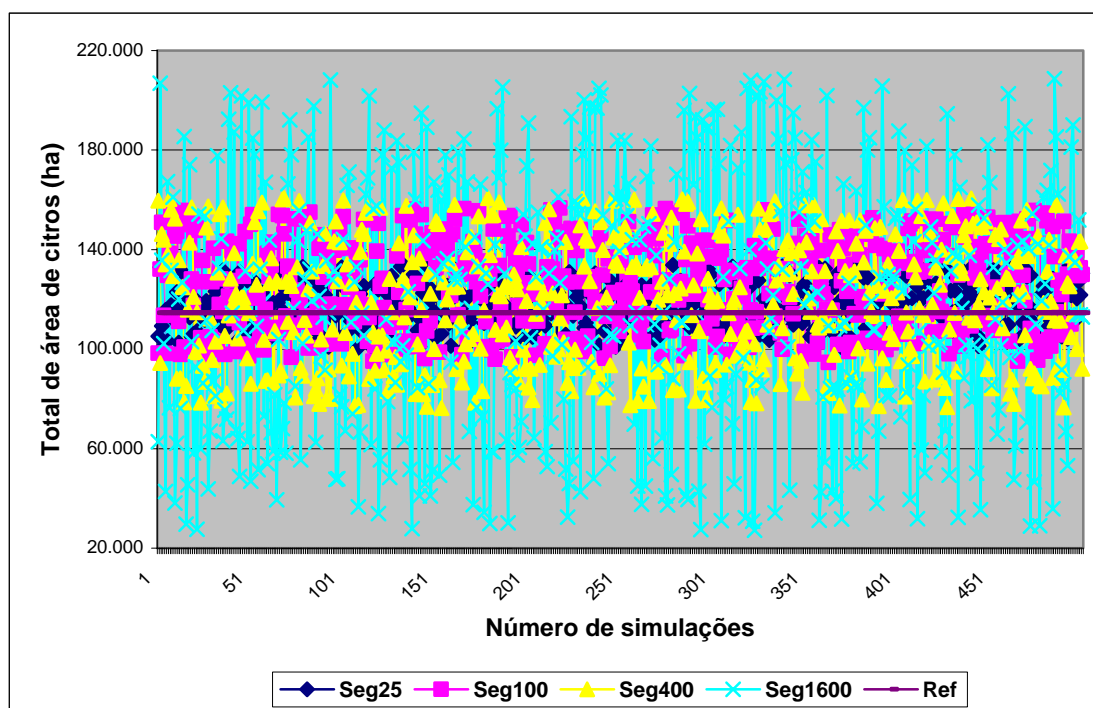


FIGURA 4.3 – Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 1

TABELA 4.10 – Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo no estrato 2

Tamanho de segmento	Total estimado de área de citros	Coeficiente de variação	Diferença % média em relação ao total de referência
25	66.305,8	10,72 %	-15,6 %
100	103.673,4	18,44 %	32,0 %
400	56.572,6	20,33 %	28,0 %
1600	113.501,6	24,26 %	44,5 %
Referência	78.533,5	-	-

A Tabela 4.10 indica que nenhum tamanho de segmento foi capaz de produzir estimativa de área de citros próxima ao valor de referência para esse estrato. O tamanho de segmento de 25 ha pela simulação tende a subestimar o total de área, enquanto que os demais tendem a superestimar a área de citros. Em relação ao coeficiente de variação, o segmento de 25 ha produz estimativas com menor variabilidade, com 10,72%. A Figura 4.4 mostra que as estimativas produzidas pelos quatro tamanhos de segmentos não estão centradas em relação ao valor de referência.

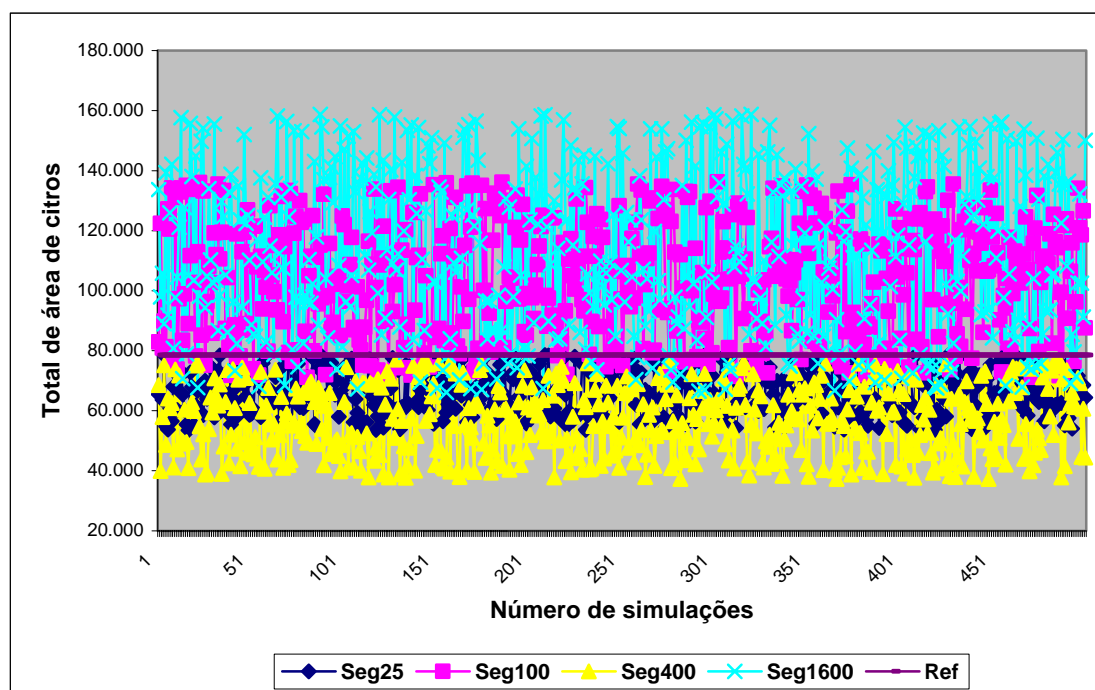


FIGURA 4.4 – Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 2

TABELA 4.11 - Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo no estrato 3

Tamanho de segmento	Total estimado de área de citros	Coeficiente de variação	Diferença % média em relação ao total de referência
25	89.848,6	9,26 %	-2,31%
100	82.519,8	16,99 %	-10,28%
400	97.416,9	28,25 %	5,92%
1600	102.260,6	40,22 %	11,19%
Referência	91.970,8	-	-

Comparando os resultados da simulação, verifica-se na Tabela 4.11 que os segmentos de 25 e de 400 ha obtiveram totais médios de área de citros com as menores diferenças percentuais em relação ao valor de referência, sendo, que o segmento de 25 ha obteve um resultado 2,31 % inferior e o de 400 ha um resultado 5,92 % superior ao valor de referência. Os segmentos de 100 e 1600 ha estimaram totais médios de área de citros para este estrato (MD) afastados do valor de referência, sendo, que o primeiro subestimou em 10,28 % e o segundo superestimou o total de área de citros em 11,19 %.

Em relação ao coeficiente de variação, o menor, foi obtido pelo segmento de 25 hectares. A Figura 4.5 mostra graficamente a situação verificada na Tabela 4.11.

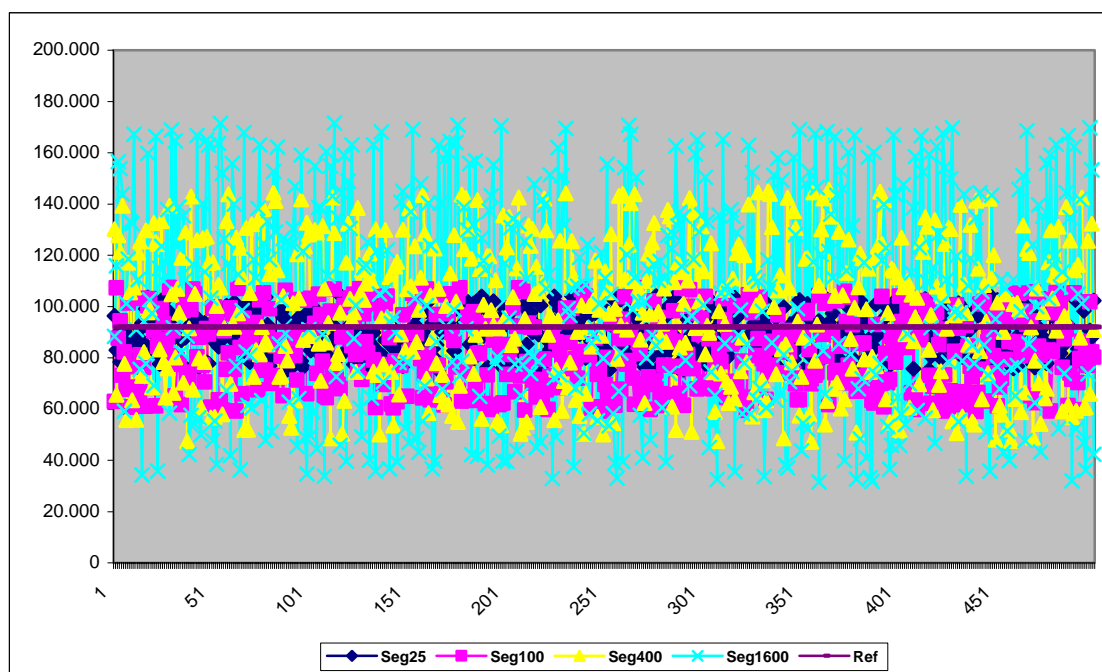


FIGURA 4.5 – Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 3

TABELA 4.12 - Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo no estrato 4

Tamanho de segmento	Total estimado de área de citros	Coeficiente de variação	Diferença % média em relação ao total de referência
25	178.071,0	6,88 %	1,08%
100	174.650,5	12,06 %	-0,86%
400	166.068,1	16,81 %	-5,73%
1600	190.863,5	19,83 %	8,34%
Referência	176.165,1	-	-

No estrato de média alta densidade de citros (MAD), os resultados da simulação de Monte Carlo (Tabela 4.12) mostraram que os segmentos de 25 e de 100 ha obtiveram resultados próximos do valor de referência, com uma diferença percentual média de 1,08% e -0,86%, respectivamente, em relação à variabilidade das estimativas, sendo que o segmento de 25 ha obteve um coeficiente de variação de 6,88 %, enquanto que o

segmento de 100 ha quase o dobro (12,06%). Os segmentos de 400 e de 1600 ha obtiveram resultados piores, com diferença percentual média e coeficientes de variação maiores que os obtidos pelos segmentos de 25 e de 100 hectares. A Figura 4.6 mostra que as estimativas de área simuladas pelos segmentos de 25 e de 100 ha estão bem centradas em relação ao valor de referência.

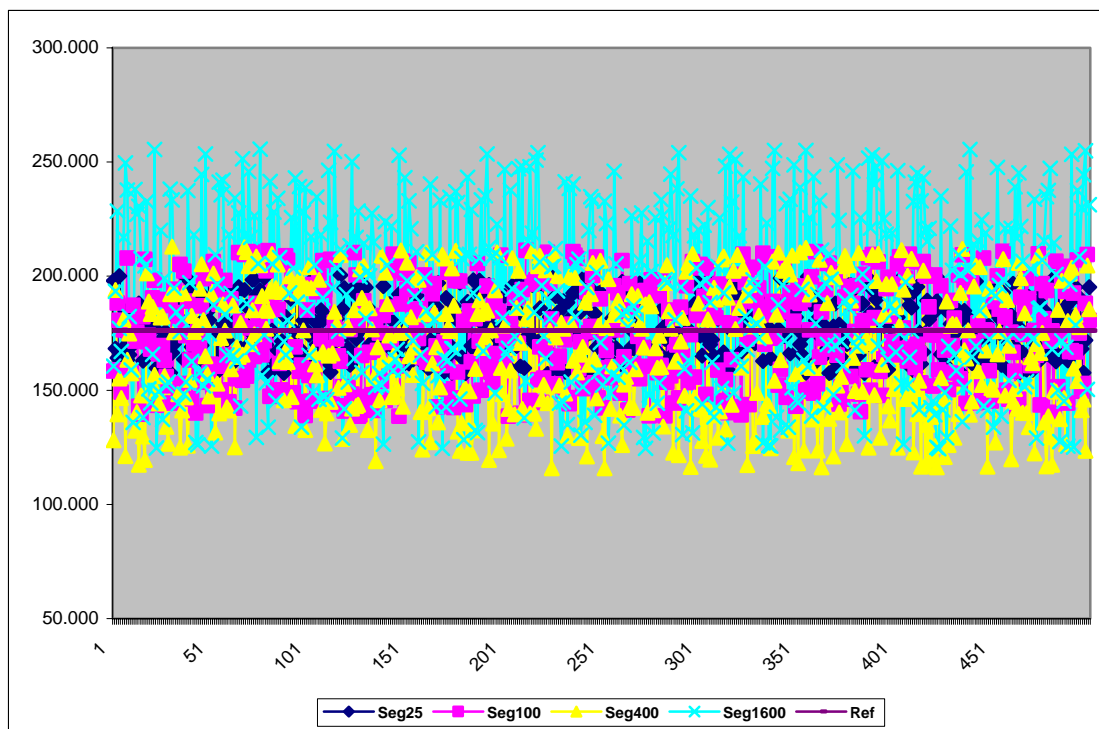


FIGURA 4.6 – Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 4

TABELA 4.13 - Total estimado de área de citros, coeficiente de variação e comparativo com o valor de referência na simulação de Monte Carlo no estrato 5

Tamanho de segmento	Total estimado de área de citros	Coeficiente de variação	Diferença % média em relação ao total de referência
25	52.915,0	12,76	-14,11%
100	68.463,6	16,78	11,13%
400	78.804,5	22,39	27,92%
1600	32.054,9	30,12	-47,97%
Referência	61.604,4	-	-

Para o estrato de alta densidade de área de citros (AD) verifica-se na Tabela 4.13 que a diferença percentual média em relação ao valor de referência foi relativamente alta para os quatro tamanhos de segmento, sendo, que o de 1600 ha apresenta uma diferença percentual média de quase 50 %. O segmento de 100 ha obteve a menor diferença média, com tendência a superestimar a área de citros, enquanto, que o de 25 ha apresenta uma tendência a subestimar a área de citros. Em relação ao coeficiente de variação, o segmento de 25 ha apresentou o menor valor (12,76%), sendo que esse valor é o maior em relação aos cinco estratos de densidade para este tamanho de segmento. A Figura 4.7 mostra que as estimativas simuladas pelos quatro tamanhos de segmento não se posicionaram ao redor do valor de referência; essa situação é semelhante à verificada no estrato 2 (BD). O estrato 5 (AD) é o que apresenta a menor população de segmentos com 6113 e apenas três das seis RAs possuem municípios nessa faixa de densidade; o estrato 2 possui a terceira menor população de segmentos com 8991 ante 8864 do segmento de média densidade de área de citros; o que diferencia estes dois estratos é que o estrato 2 é formado por municípios em 5 RAs e o estrato 3 é formado por municípios em todas as seis regiões administrativas. Possivelmente, o tamanho da amostra piloto foi insuficiente para gerar estimativas mais precisas e com menor variabilidade.

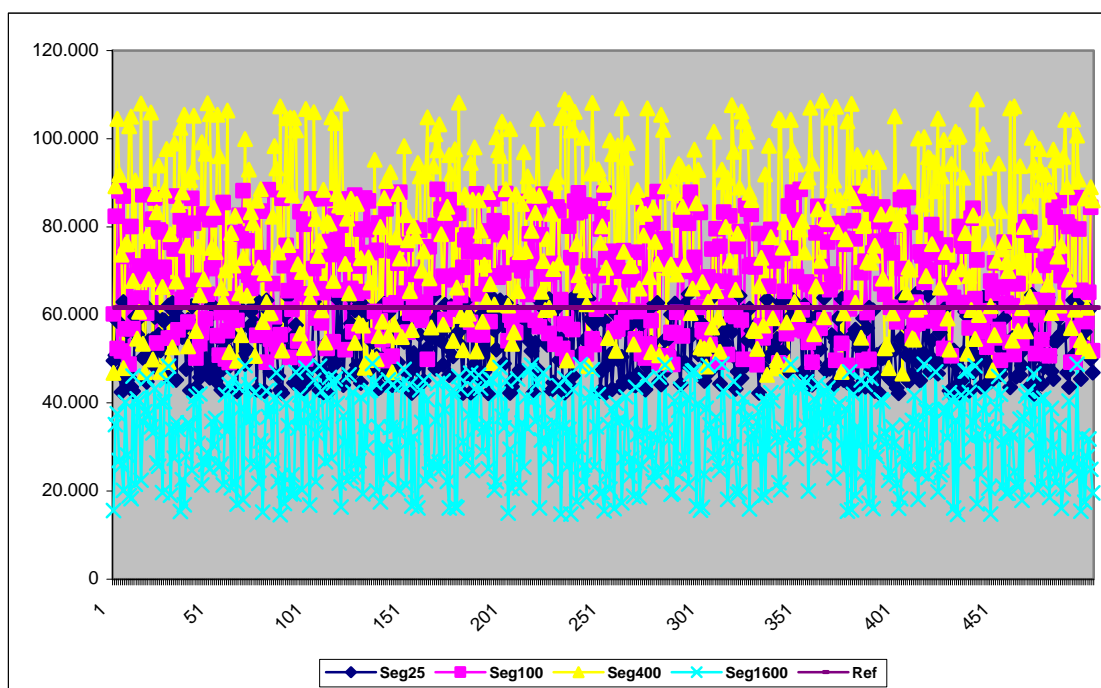


FIGURA 4.7 – Simulação de Monte Carlo do total regional por tamanho de segmento no estrato 5

Pelos resultados apresentados, o tamanho de segmento de 25 ha apresenta maior potencial de apresentar melhores estimativas do que os segmentos maiores, tanto nos estratos de menor densidade de área de citros, como nos de maior densidade de área de citros, apesar de que nos estratos 2 e 5 os resultados apresentam uma tendência deste tamanho de segmento a subestimar o total de área de citros. Gianotti *et al.* (2006) avaliaram diversos tamanhos amostrais por simulação de Monte Carlo em uma população de 31.421 imóveis rurais produtores de laranja no Estado de São Paulo, os autores obtiveram coeficientes de variação de aproximadamente 1,35 % com tamanhos amostrais de 2 a 4 % do total populacional, esse valor de coeficiente de variação é inferior ao obtido por esse estudo, pois, o cv variou de 6,8 a 12,7 %, contudo, o resultado obtido por Gianotti *et al.* (2006) foi através de uma simulação realizada na amostra final, enquanto, que neste estudo os coeficientes foram obtidos em amostras piloto de até 1 % da população por estrato regional.

4.5 Análise dos resultados do tamanho amostral

O painel amostral é formado por duas áreas, a de referência e a de controle, sendo que, na área de referência, o tamanho da amostra de cada estrato de densidade de área de citros foi calculado com base em um coeficiente de variação de 5% para o total de área de citros estimado no tamanho de segmento de 25 ha, conforme recomenda Cochran (1977) nas Equações 2.22 e 2.23. O tamanho da amostra (N_h) por estrato de densidade de área é apresentado na Tabela 4.14.

TABELA 4.14 – Tamanho da amostra na área de referência por estrato de densidade de área

Estrato	N_h	s_{est}^2	Amostra	% N_h
1	12918	59,10	285	0,02
2	8991	47,33	241	0,03
3	8864	64,74	237	0,03
4	16839	73,72	272	0,02
5	6113	57,13	220	0,04
Total	53725	-	1255	0,02

O tamanho amostral total foi de 1255 amostras, ou seja, aproximadamente 2% do total populacional da área de referência que é constituído de 53.725 segmentos de 25 hectares cada. Esse tamanho amostral foi alocado pelos cinco estratos de densidade de área, considerando a variabilidade verificada no estudo piloto. O estrato 1 é o que demanda maior número de amostras (285), embora, levando em consideração o percentual em relação ao total populacional, verifica-se que o estrato 5 com a necessidade de 220 amostras, numericamente a menor entre os tamanhos amostrais, possui o maior percentual em relação a sua população (Tabela 4.14).

O cálculo da amostra foi realizado em estimativas obtidas por uma amostra piloto de até 1 % do total de segmentos em cada estrato regional, considerando que este é um procedimento aleatório e, portanto sujeito a variabilidade pertinente ao próprio processo, optou-se por simular 10.000 sorteios aleatórios a cada tamanho amostral de trinta segmentos e verificar seu coeficiente de variação. O processo foi realizado a cada

tamanho amostral de trinta amostras. Esse intervalo de tamanho amostral de trinta amostras foi utilizado para otimizar o algoritmo. A análise do tamanho amostral para cada estrato de densidade de área de citros em relação ao coeficiente de variação foi realizada graficamente (Figuras 4.8, 4.9, 4.10, 4.11 e 4.12).

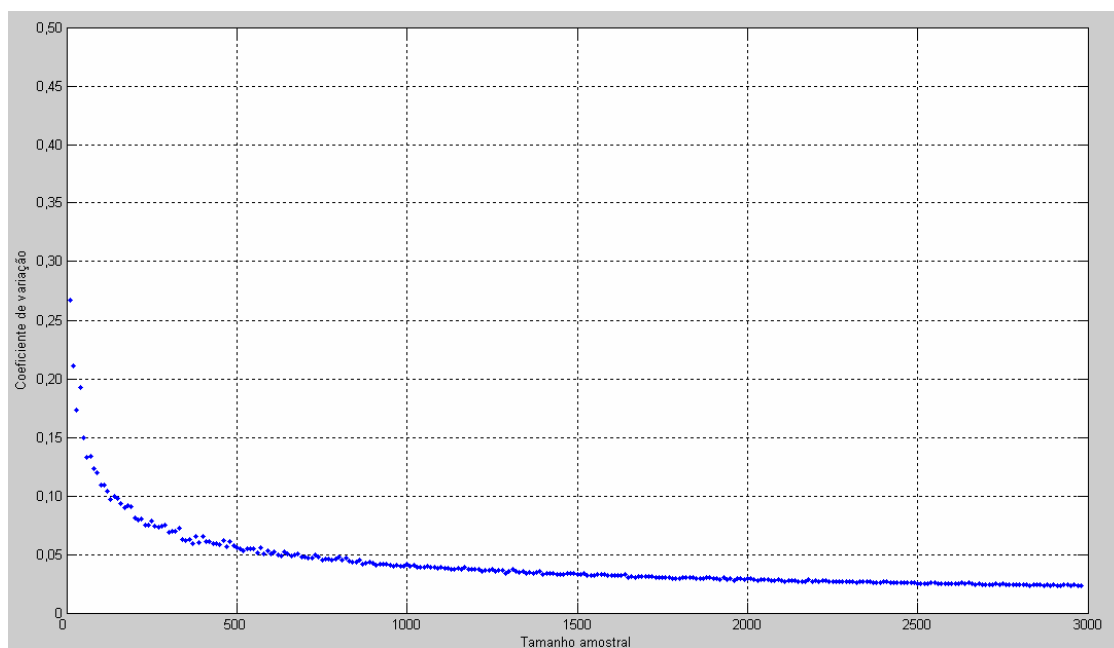


FIGURA 4.8 – Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 1

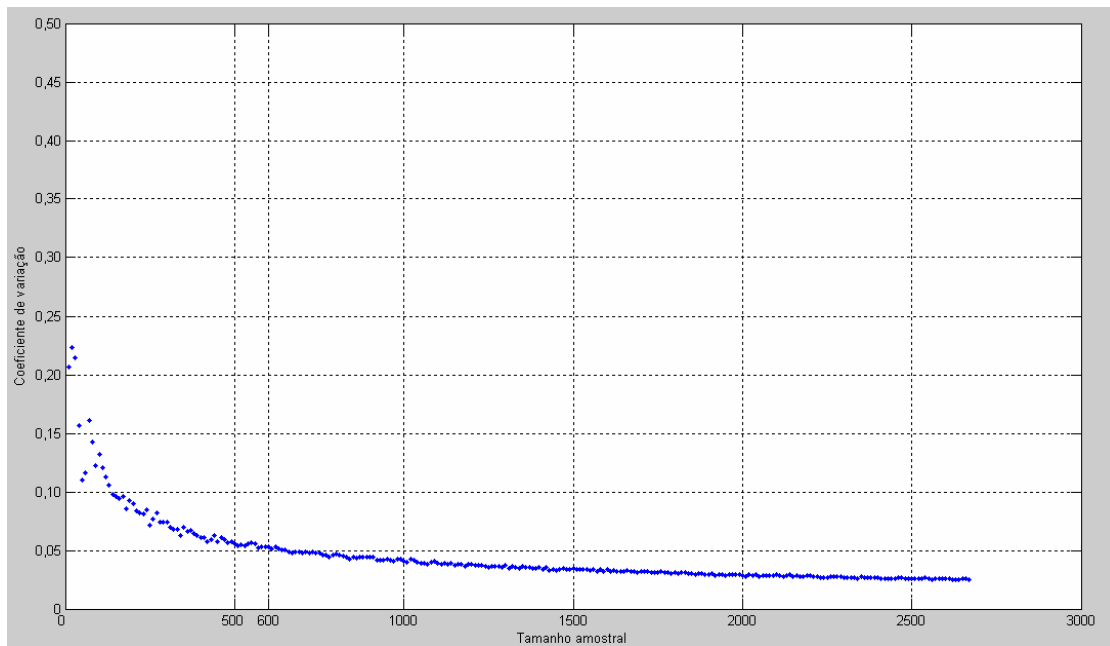


FIGURA 4.9 – Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 2

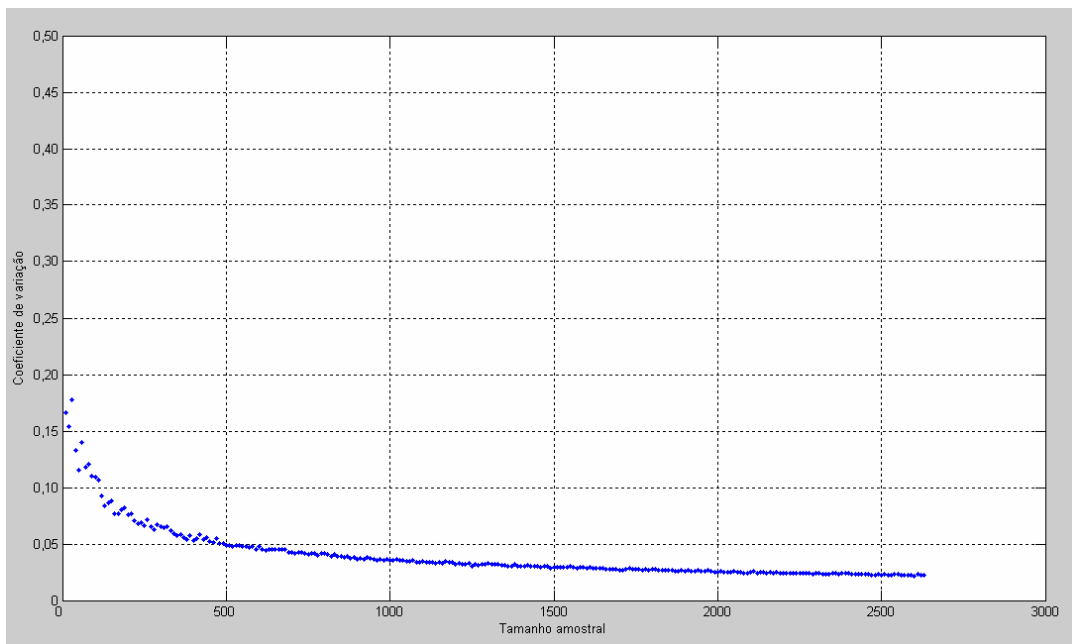


FIGURA 4.10 – Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 3

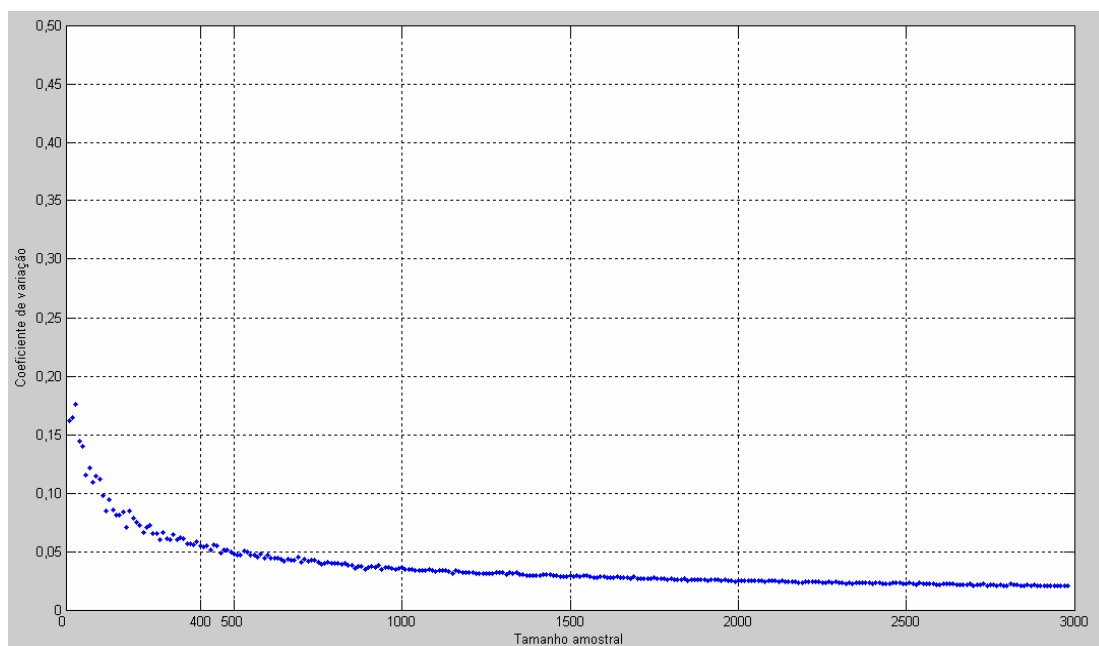


FIGURA 4.11 – Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 4

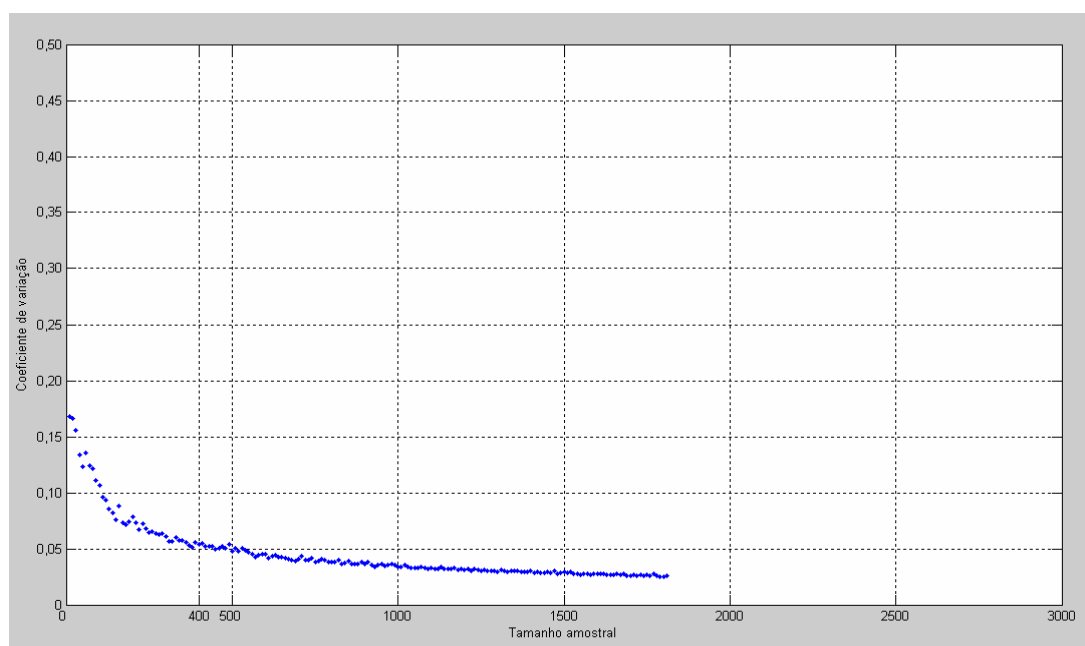


FIGURA 4.12 – Análise do tamanho amostral por simulação de Monte Carlo no estrato 5

Ao observarmos os gráficos das Figuras 4.8 a 4.12, nota-se que em todas as simulações a exigência de tamanho da amostra para atingir um coeficiente de variação (CV) de 5% é maior do que o calculado conforme Cochran (1977). Nos estratos 1 e 2 foram

necessárias aproximadamente 500 unidades amostrais para atingir um CV de 5%, enquanto, que nos demais estratos este nível de variação foi obtido com uma amostra de aproximadamente 400 unidades.

A partir dos resultados da simulação da amostra optou-se por utilizar o tamanho amostral de 500 segmentos para os estratos de menor densidade de citros (1 e 2) e de 400 segmentos para os estratos 3, 4 e 5. Com isto, o tamanho amostral total passou de 1255 para 2200; equivalente a 4% do total populacional. O total de amostras definido para esse estudo é semelhante ao obtido por Giannotti *et al.* (2006) em uma simulação de quatro diferentes estratificações de imóveis rurais produtores de laranja; em que o tamanho da amostra obtida por esses autores variou de 2 a 4 % da população de imóveis. Adami (2003), utilizando estratos por densidade de área, calculou um tamanho amostral de 1,23 % da população de segmentos na região e de 5,4 % na população de segmentos nos municípios. Dado o baixo percentual de área de citros perante o universo estudado e a variabilidade apresentada no estudo piloto, além de ser percentualmente semelhante ao obtido por outros autores, o tamanho amostral de 4 % da população de segmentos na área de referência pode ser considerado adequado.

A alocação da amostra foi realizada conforme descrito em 3.3.7. O método utilizado distribui as amostras conforme a variabilidade verificada na amostra piloto. A espacialização das amostras em toda a região de estudo pode ser observada na Figura 4.13. Na Figura 4.14 observa-se a formação dos estratos conforme os resultados obtidos por Moreira *et al.* (2009). Comparando os dois resultados, verifica-se a coerência na distribuição dos segmentos amostrais.

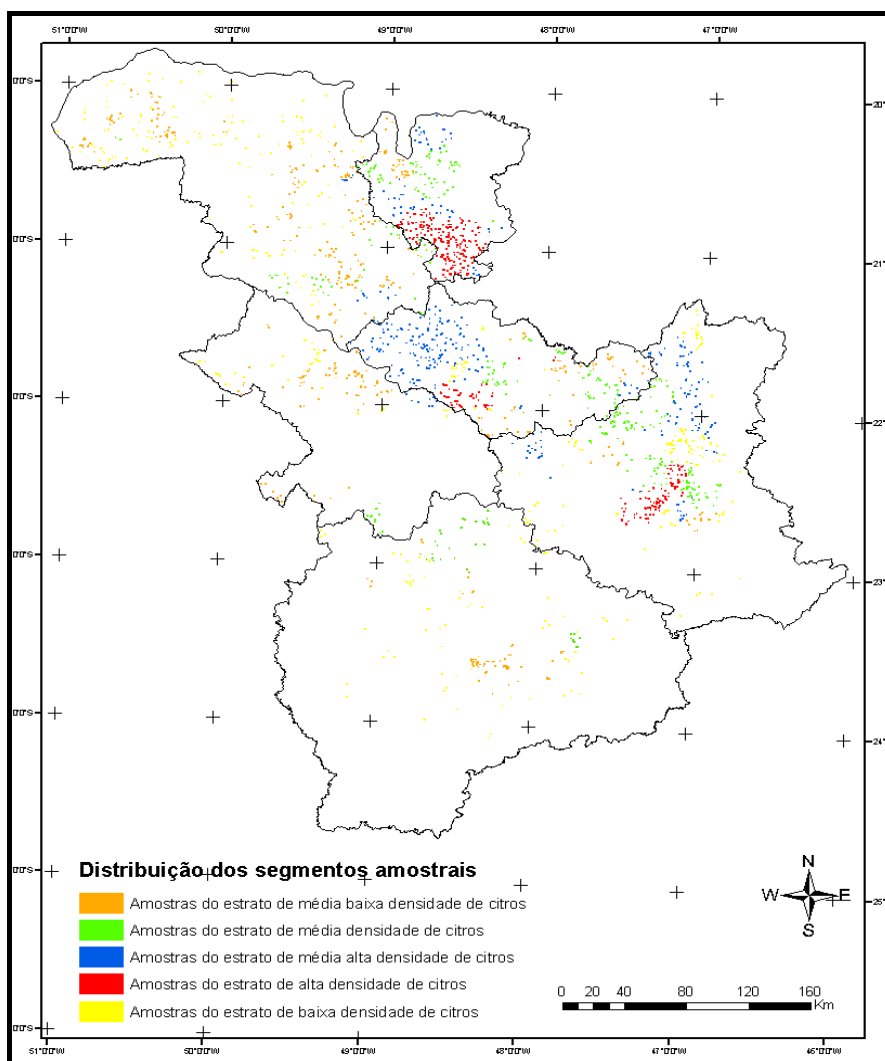


FIGURA 4.13 – Espacialização dos segmentos amostrais na área de referência

TABELA 4.15 – Tamanho amostral por estrato de densidade de área e RA

Estrato de área	Estrato regional						Tamanho da amostra	População de segmentos	Perc.da população
	Barretos	Bauru	Campinas	Central	SJRP	Sorocaba			
1	0	88	150	20	161	81	500	12918	3,87%
2	31	86	22	63	232	66	500	8991	5,56%
3	81	13	142	68	52	43	400	8864	4,51%
4	63	10	116	189	22		400	16839	2,38%
5	237	0	104	59	0		400	6113	6,54%
Total	412	197	534	399	467	190	2200	53725	4,09%

Pelos resultados da Tabela 4.15 verifica-se que os estratos de densidade de área 2 e 5 exigiram um tamanho amostral em relação à população de segmentos nestes estratos maior que os demais, este resultados, estão em concordância com os resultados obtidos no estudo piloto, no qual, estes estratos apresentaram estimativas menos precisas e mais variáveis.

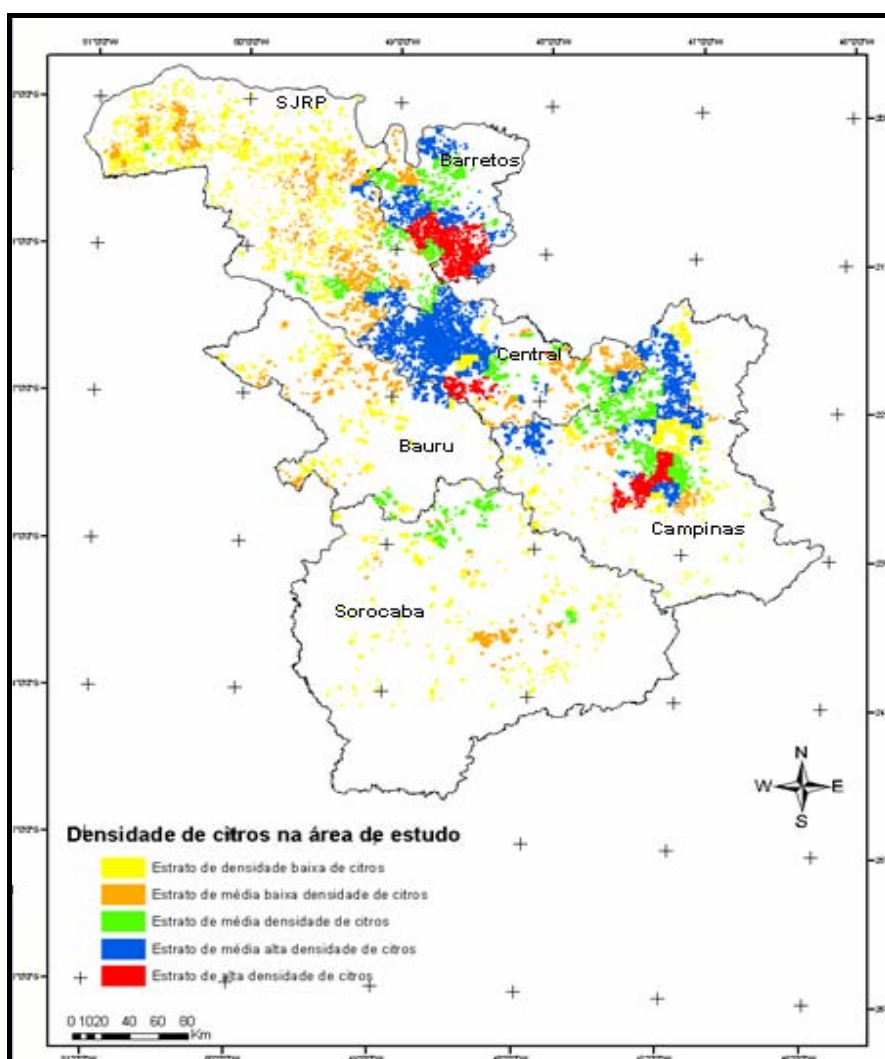


FIGURA 4.14 - Espacialização dos estratos de densidade de área nos estratos regionais

O tamanho amostral na área de controle, ou seja, na área onde os segmentos amostrais não possuem qualquer informação da presença de citros no mapeamento realizado em 2007 por Moreira *et al.* (2009) foi calculado conforme descrito no tópico 3.3.7.1 e os resultados são apresentados na Tabela 4.21.

TABELA 4.16 - Tamanho amostral e alocação proporcional por estratos regionais na área de controle

RA	N_h	Amostra	Part. %
Bauru	47597	44	12%
Barretos	21461	20	5%
Campinas	90442	90	22%
Central	31487	30	8%
SJRP	82447	80	20%
Sorocaba	138417	132	34%
Total	411851	396	100%

A distribuição aleatória das amostras pelos estratos regionais seguiu a mesma metodologia aplicada na área de referência. O total de segmentos nessa área é de 411.851 ante 53.725 da área de referência, portanto, o painel amostral é formado por 465.576 segmentos regulares de 25 ha, sendo, 88% dos segmentos na área de controle e 12% na área de referência. A alocação dos segmentos amostrais foi realizada proporcionalmente ao número de segmentos em cada estrato regional. Portanto, o estrato regional de Sorocaba concentra o maior número de amostras (132), ou seja, 34% do número total de amostras nessa área por possuir a maior população de segmentos e, o estrato de Barretos que concentra o menor número de segmentos, possui o menor tamanho amostral (20) (Tabela 4.16).

4.6 Análise das estimativas na área de estudo

As estimativas das áreas regionais e totais de área de citros foram realizadas através da expansão direta dos resultados do mapeamento nos segmentos amostrais nas imagens TM-5 de 30m restauradas para 10m nas áreas de referência e de controle do painel amostral.

A importância do processo de restauração é exemplificada na Figura 4.15, onde, em uma imagem restaurada para pixels de 10m x 10m, o efeito de borramento é bem menor quando comparado a uma imagem com pixels de 30mx30m. Desta forma, facilita a

identificação do uso do solo e principalmente das bordas dos alvos. Portanto, o processo de restauração realizado nas imagens TM-5, transformando-as de uma resolução de 30 para uma de 10m, possibilitou realizar o mapeamento com uma escala de 1:25.000 com maior precisão.

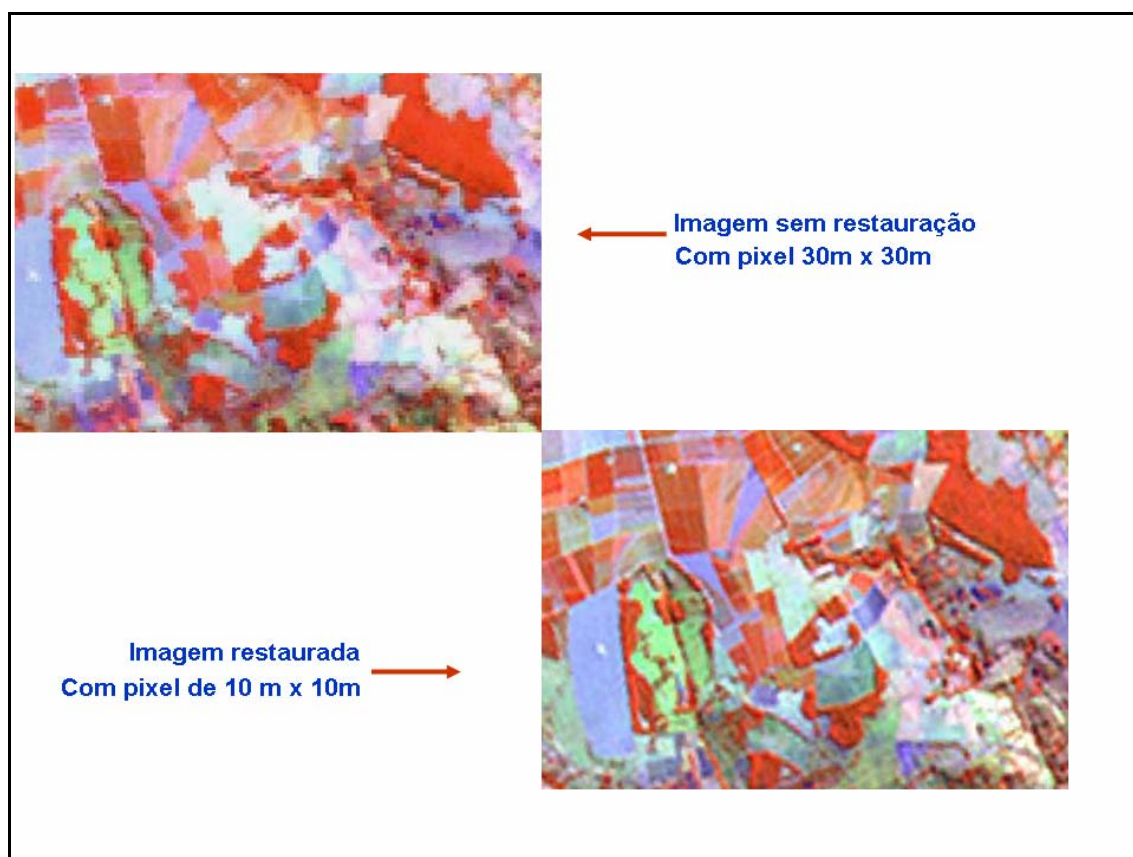


FIGURA 4.15 – Exemplo de uma imagem TM-5 restaurada para 10m e uma TM-5 de 30m na escala 1:25000

Para maior precisão das estimativas é necessário, além de um modelo amostral adequado, o conhecimento das características de plantio da cultura em estudo. Conforme Moreira (2007) para uma correta interpretação visual de imagens orbitais são utilizados alguns elementos fotointerpretativos como: forma, tamanho, tonalidade ou cor. As informações obtidas dos trabalhos relacionados à estimativa e mapeamento de citros realizado nas últimas décadas (Assunção e Duarte (1983); Tardin *et al.*, 1992; Duarte *et al.*, 2001; Moreira *et al.*, 2009), foram de suma importância para realizar o mapeamento nos segmentos amostrais.

Uma importante chave de interpretação é o conhecimento do sistema de plantio e formato dos talhões de citros. Mattos Junior *et al.* (2005) informam que os talhões que vão ser implantados dependem, principalmente, da declividade e da uniformidade do terreno. Em geral, na cultura de citros utilizam-se dois tipos de talhões, o quadrado e o retangular, indicados em terrenos planos ou com pequena declividade (5 a 6%), uniformes e, portanto, pouco sujeitos à erosão. Em terrenos irregulares, com declividade maior e mais sujeitos à erosão, os talhões são formados respeitando as curvas de nível do terreno e, neste caso, os talhões possuem um formato mais alongado e estreito. Na Figura 4.15, pode-se visualizar a diferença entre estes dois tipos de talhões, em uma área no município de Nova Europa no estrato regional Central.

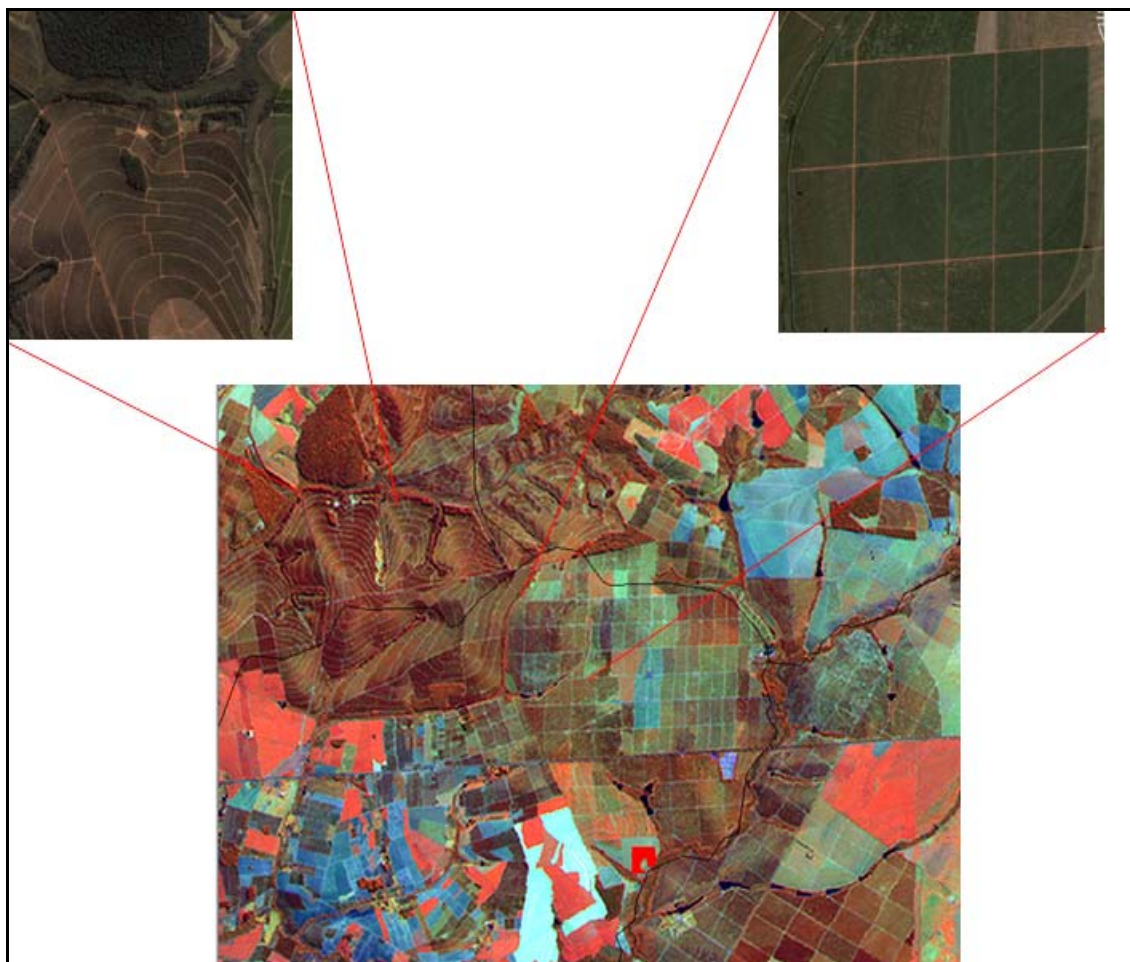


FIGURA 4.16 – Principais formas de talhões com pomar de citros

Em alguns segmentos amostrais das áreas de referência e de controle não foi possível ter certeza do uso do solo por meio da interpretação das imagens. Esses segmentos foram então classificados como “dúvida” para posterior verificação *in-loco* e a Figura 4.16 mostra um segmento classificado como dúvida e a foto referente a esta área. Neste caso, a área em dúvida era de citros novos, portanto, este segmento foi reclassificado, desta vez como citros.

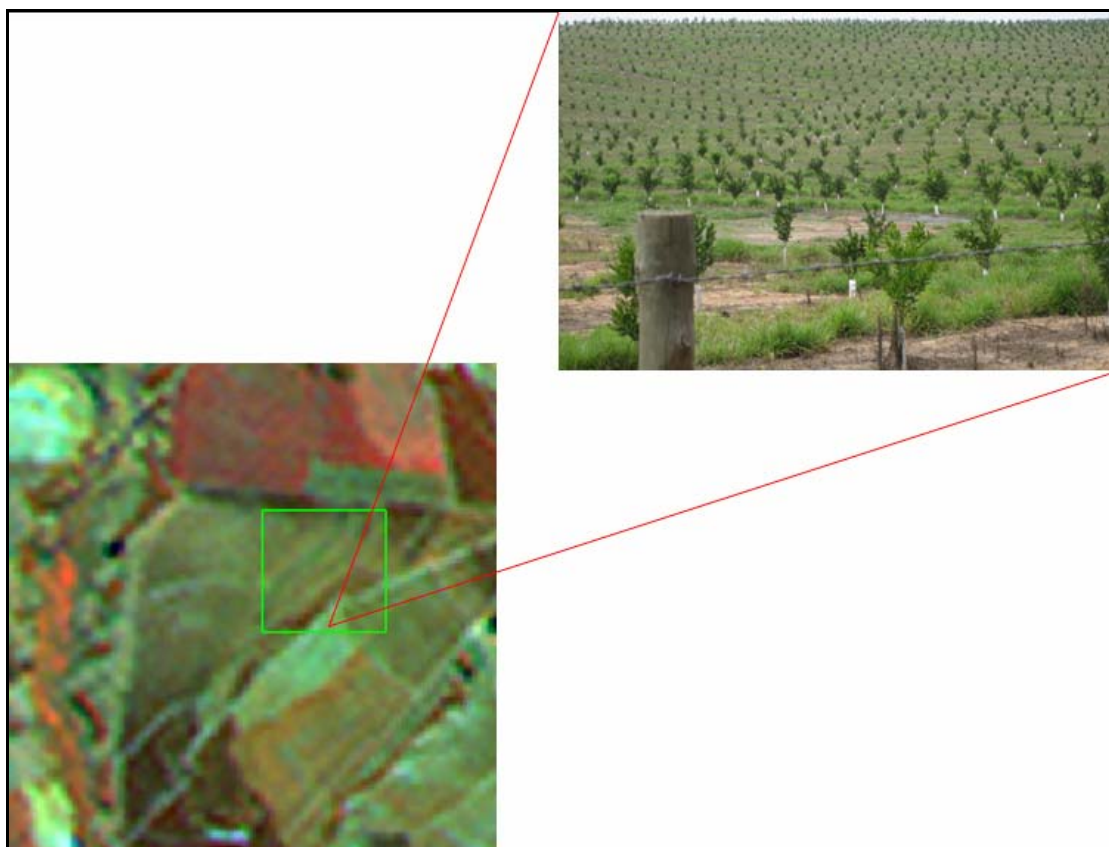


FIGURA 4.17 – Detalhe de um segmento classificado como “dúvida” com citros novos

Durante o mapeamento das áreas de citros nos segmentos amostrais, 53 deles apresentaram área em que não foi possível identificar o tipo de uso. Essas áreas foram classificadas como áreas de “dúvidas”. Cabe ressalva que esse reduzido número de segmentos de dúvida se deve, principalmente, ao uso de imagens de alta resolução

disponíveis no site Google Earth como ferramenta de apoio ao mapeamento. Por outro lado, em algumas áreas do Estado estas imagens são de três ou quatro anos atrás, o que dificulta o seu uso no momento da interpretação. As áreas classificadas como “dúvidas” foram visitadas no trabalho de campo para sua correta classificação.

4.6.1 Resultados das estimativas do estrato de Barretos na área de referência

Pela Tabela 4.17 se verifica que a média estratificada do estrato regional de Barretos é de 8,9 ha e a variância estratificada é de (57,2), o intervalo de confiança para a média estratificada a um nível de significância de 5 % é de 1,6 ha, enquanto, que para 1% é de 2,1ha. O estrato 3 foi o que apresentou a maior variabilidade e, o estrato 2 a menor. Esse estrato regional não possui áreas de densidade de citros no estrato 1 (BD).

TABELA 4.17 – Estimativas de média, variância, desvio padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Barretos na área de referência

Estrato de densidade de área	Amostra	Média (ha)	Variância	Desvio padrão	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
Estrato 1	-	-	-	-						
Estrato 2	31	8,1	37,3	6,1						
Estrato 3	81	11,6	69,9	8,4						
Estrato 4	63	7,7	58,8	7,7						
Estrato 5	237	8,6	52,6	7,3						
Total	412	8,9	57,2	-	1,6	7,3	10,5	2,1	6,8	11,0

4.6.2 Resultados das estimativas do estrato de Bauru na área de referência

Dentre as regiões analisadas neste trabalho, essa é a que destina a menor área à cultura de citros (Tabela 4.1), entretanto, essa RA possui a maior taxa de crescimento anual entre as seis RAs que compõem a área de estudo (9,26%) considerando o período de 1998 a 2007. Conforme os resultados apresentados na Tabela 4.18, verifica-se que a média estratificada deste estrato regional, 11, 6 ha, é maior do que a verificada no estrato de Barretos (8,9 ha), embora, este estrato possua área bem menor de citros em relação ao estrato regional de Barretos (Tabela 4.1); esse resultado é explicado pela população de segmentos na área de referência. O estrato regional de Barretos é formado

por 7977 unidades amostrais, enquanto, que na RA de Bauru a população é de 3792 segmentos.

TABELA 4.18 – Estimativas de média, variância, desvio padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Bauru na área de referência

Estrato de densidade de área	Amostra	Média (ha)	Variância	Desvio padrão	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
Estrato 1	88	13,3	75,1	8,7						
Estrato 2	86	11,1	74,0	8,6						
Estrato 3	13	2,5	37,2	6,1						
Estrato 4	10	11,7	74,0	8,6						
Estrato 5	-	-	-	-						
Total	196	11,6	72,1	-	2,6	9,0	14,3	3,4	8,2	15,1

O estrato de Bauru não conta com o estrato de alta densidade de área de citros; a variância estratificada verificada nesta RA (72,1) é maior do que a verificada no estrato de Barretos (57,2) esse resultado acarreta em um intervalo de confiança com maior amplitude. O estrato 3 apresenta a menor variância entre os estratos de densidade de área de citros, embora, o resultado de 2,5 ha está muito abaixo dos demais estratos. Esse estrato possui uma população de apenas 249 segmentos e foi o que apresentou a maior variância entre todos os estratos regionais (Tabela 4.18).

4.6.3 Resultados das estimativas do estrato de Campinas na área de referência

A Tabela 4.19 mostra uma média estratificada estimada de 10,2 ha para essa RA; essa média é um pouco menor que a obtida nas RAs de Bauru e Central, porém, a RA de Campinas possui a maior população entre os seis estratos com 13.494 segmentos. A variância estimada foi de 68,3, o intervalo de confiança a um nível de significância de 5% ficou entre 8,7 e 11,7 hectares e a um nível de 1% o limite mínimo e máximo foram de 8,2 e 12,2 ha, respectivamente. Essa RA possui todos os estratos de densidade de área. Essa RA, segundo dados do IEA (2009), possui a maior área destinada ao plantio de citros.

TABELA 4.19 – Estimativas de média, variância, desvio padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Campinas na área de referência

Estrato de densidade de área	Amostra	Média (ha)	Variância	Desvio padrão	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
Estrato 1	150	11,4	82,9	9,1						
Estrato 2	22	5,9	35,4	6,0						
Estrato 3	142	8,9	54,1	7,4						
Estrato 4	116	11,8	75,7	8,7						
Estrato 5	104	7,6	58,8	7,7						
Total	535	10,2	68,3	-	1,5	8,7	11,7	2,0	8,2	12,2

4.6.4 Resultados das estimativas do estrato Central na área de referência

Pela análise da série temporal (Tabela 4.2) nota-se que nos últimos anos esta RA apresenta queda na área destinada ao plantio de árvores cítricas; essa situação é ressaltada pela taxa de crescimento anual de -1,19% apurada entre os anos de 1998 a 2007 . A Tabela 4.20 aponta a média estratificada estimada de 11,1 ha, embora essa não seja a maior média entre todos os estratos, destaca-se o estrato 5 que apresentou o maior valor médio de 16,1 ha por segmento. A variância estratificada nesta RA foi 69,0. O intervalo de confiança para a média estratificada a um nível de significância de 5% foi de 1,8 ha, enquanto, que para o nível de 1% foi de 2,3 ha.

TABELA 4.20 – Estimativas de média, variância, desvio padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA Central na área de referência

Estrato de densidade de área	Amostra	Média (ha)	Variância	Desvio padrão	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
estrato 1	20	13,2	96,7	9,8						
estrato 2	63	12,3	91,7	9,6						
estrato 3	68	11,4	98,9	9,9						
estrato 4	189	10,2	57,8	7,6						
estrato 5	59	16,1	75,9	8,7						
Total	400	11,1	69,0	-	1,8	9,3	12,9	2,3	8,7	13,4

4.6.5 Análise das estimativas do estrato de SJRP na área de referência

A Tabela 4.21 aponta uma média estratificada estimada para esse estrato regional de 7,8 ha, a menor entre todos os estratos regionais. De acordo com Neves *et al.* (2007), na região norte e noroeste do Estado, onde se localiza esta RA, os citros estão sendo aos poucos substituídos por cana-de-açúcar; em 2001 a área de cana-de-açúcar era o dobro da área de citros; em 2005 essa relação passou a ser praticamente três vezes superior. Apesar da variância no estrato (MAD) ser de 81,8, a mais alta se comparada com as demais, a variância estratificada de 48,5 é a mais baixa entre os estratos regionais. Os valores dos intervalos de confiança para os níveis de significância de 5% e 1% foram 1,5 e 1,9 ha, respectivamente.

TABELA 4.21 – Estimativas de média, variância, desvio padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de SJRP na área de referência

Estrato de densidade de área	Amostra	Média (ha)	Variância	Desvio padrão	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
Estrato 1	161	6,6	46,4	6,8						
Estrato 2	232	9,1	50,2	7,1						
Estrato 3	52	5,6	30,5	5,5						
Estrato 4	22	12,6	81,8	9,0						
Estrato 5	-	-	-	-						
Total	467	7,8	48,5	-	1,5	6,4	9,3	1,9	5,9	9,8

4.6.6 Análise das estimativas do estrato de Sorocaba na área de referência

Pela análise da série temporal nota-se que nesta RA o citros vem crescendo ano após ano, conforme evolução demonstrada no período entre 1998 e 2007, com uma taxa de crescimento anual de 7,69% no mesmo período. A Tabela 4.22 mostra uma média estratificada de 9,2 hectares e uma variância estratificada de 74,7. Nesta RA o intervalo de confiança a um nível de significância de 5% para a média estratificada está entre 8,0 e 10,4 ha e, para 1% está entre 7,6 e 10,8ha; o intervalo de confiança deste estrato regional é o menor entre os seis.

TABELA 4.22 – Estimativas de média, variância, desvio padrão e intervalo de confiança a 5% e 1% na RA de Sorocaba na área de referência

Estrato de densidade de área	Amostra	Média (ha)	Variância	Desvio padrão	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
Estrato 1	81	8,2	72,0	8,5						
Estrato 2	66	11,1	74,6	8,6						
Estrato 3	43	9,5	79,8	8,9						
Estrato 4	-	-	-	-						
Estrato 5	-	-	-	-						
Total	190	9,2	74,7	-	1,2	8,0	10,4	1,6	7,6	10,8

4.7 Análise das estimativas na área de controle

Na área de controle as estimativas foram calculadas pelo método de amostragem estratificada pelas proporções, conforme Cochran (1977) e Thompson (2002). Por este método foi calculada a proporção de citros por segmento em cada estrato regional, e o intervalo de confiança para o nível de significância de 5 % e 1 %. Os resultados mostraram intervalos de grande amplitude, o que indica grande variabilidade. A grande população de segmentos nos estratos regionais e a baixa presença de áreas de citros nestas regiões são possivelmente os responsáveis por intervalos tão amplos (Tabela 4.23). Ainda com resultados desta tabela se verifica que não há uma grande diferença de proporção de áreas de citros entre as RAs, sendo, a menor proporção na RA de Bauru e a maior em SJRP. Essas estimativas foram calculadas a partir do mapeamento nos segmentos amostrais, conforme definido em 3.3.7.1.

TABELA 4.23 – Estimativa de proporção de áreas de citros e intervalo de confiança para 5 % e 1 % de nível de significância

Região administrativa	proporção estimada	IC 5%		IC 1%			
		Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo		
Barretos	0,0150	0,0359	0,0000	0,0509	0,0473	0,0000	0,0623
Bauru	0,0110	0,0457	0,0000	0,0567	0,0602	0,0000	0,0712
Campinas	0,0170	0,0267	0,0000	0,0437	0,0352	0,0000	0,0522
Central	0,0160	0,0449	0,0000	0,0609	0,0591	0,0000	0,0751
SJRP	0,0180	0,0291	0,0000	0,0471	0,0384	0,0000	0,0564
Sorocaba	0,0150	0,0207	0,0000	0,0357	0,0273	0,0000	0,0423

TABELA 4.24 – Intervalo de confiança a um nível de significância de 5% e 1% para a proporção estratificada

Proporção estratificada	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
0,016	0,030	0,000	0,046	0,040	0,000	0,056

A Tabela 4.24 mostra o intervalo de confiança a um nível de significância de 5% e 1%; esse resultado reflete a grande amplitude verificada nos estratos regionais.

4.8 Comparativo das estimativas e efeito do planejamento

As estimativas de média estratificada regional por segmentos na área de referência e a proporção estratificada para a área de estudo na área de controle foram expandidas pelo estimador de expansão direta para a obtenção da área de citros por região administrativa e pela área de estudo. Apesar de não haver outro levantamento amostral probabilístico da área de citros no Estado de São Paulo e, devido a isso não ser possível realizar comparações das estimativas e dos erros. As estimativas totais e regionais de área de citros foram comparadas com os resultados obtidos por Moreira *et al.* (2009) apesar deste se referir a dados de 2007 e, com os dados subjetivos de 2008 estimados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) que é vinculado à Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (SAA/SP).

A Tabela 4.25 apresenta o total de área estimada de citros na área de referência pelo estimador de expansão direta nos estratos regionais e na área de estudo e os intervalos de confiança a um nível de significância de 5% e 1% para todos os estratos regionais e para a área de estudo. O intervalo de confiança para a área de estudo a um nível de significância de 5% foi de 11.716,1 há; esse valor equivale a 2% do total estimado, enquanto, que para o nível de 1% foi de 15.422,2 ha, esse valor equivale a 3% do total estimado de citros na área de estudo. A amplitude do intervalo de confiança foi reduzida significativamente se comparada com os resultados do estudo piloto. A área estimada para as RAs de Campinas e Central são praticamente iguais, a diferença percentual entre elas é de 0,02%, ou 22,6 ha, em 2007; conforme a Tabela 4.1, a RA de Campinas possuía 35.492 ha a mais que a RA Central.

TABELA 4.25 – Total estimado da área de referência por estrato regional e área de estudo com intervalo de confiança a um nível de significância de 5% e 1%

Estrato regional	Total	IC 0,05	Mínimo	Máximo	IC 0,01	Mínimo	Máximo
Barretos	71.040,4	3.561,0	67.479,4	74.601,4	4.687,4	66.353,0	75.727,9
Bauru	44.166,4	2.742,0	41.424,4	46.908,3	3.609,3	40.557,0	47.775,7
Campinas	137.260,4	5.440,3	131.820,1	142.700,7	7.161,3	130.099,1	144.421,7
Central	137.283,0	7.454,6	129.828,5	144.737,6	9.812,7	127.470,4	147.095,7
SJRP	94.064,8	4.619,3	89.445,5	98.684,1	6.080,5	87.984,3	100.145,3
Sorocaba	37.310,5	3.249,9	34.060,6	40.560,4	4.278,0	33.032,5	41.588,5
Área de estudo	521.125,5	11.716,1	509.409,4	532.841,6	15.422,2	505.703,3	536.547,8

A Tabela 4.26 apresenta os resultados de área de citros na área de controle em cada estrato regional e na área de estudo, como também, seus respectivos intervalos de confiança a 5 % e 1 %. Esses resultados foram obtidos pela expansão direta da proporção estimada em cada estrato regional; verifica-se nesta tabela que o intervalo de confiança para os dois níveis de significância é maior do que o total estimado, chegando a ser quatro vezes maior do que o estimado a um nível de significância de 5 % como ocorre na RA de Bauru; a única exceção é em relação ao intervalo a 5 % para a área de estudo, os motivos que possivelmente levaram a essa grande amplitude foram comentados no item 4.6. O valor estimado nessa área equivale a pouco mais de 1% da área de referência.

TABELA 4.26 – Total estimado da área de controle por estrato regional e área de estudo e intervalo de confiança a 5 % e 1 %

Região administrativa	Área total	IC 5%	IC 1%
Barretos	714,0	1.709,5	2.250,3
Bauru	236,1	981,0	1.291,4
Campinas	1.537,5	2.415,4	3.179,6
Central	503,8	1.413,8	1.861,0
SJRP	1.484,0	2.402,0	3.161,9
Sorocaba	2.076,3	2.870,2	3.778,2
Área de estudo	6.551,7	5.089,9	6.699,9

As estimativas obtidas pelas áreas de referência e de controle foram somadas criando-se assim uma única estimativa. A Tabela 4.27 é composta dos resultados obtidos no painel amostral (1), no mapa de referência (MOREIRA *et al.*, 2009) relativo à área estimada para o ano de 2007 (2) e, os resultados do levantamento subjetivo realizado pelo Instituto de Economia Agrícola para o total de citros na área de estudo (3) e a área em produção (4). Os dados do IEA são divulgados em número de pés, para a comparação com os resultados obtidos pelo modelo estratificado, foi realizada a conversão para hectares, utilizando os resultados de densidade de plantio obtidos pelo LUPA (SAA, 2009) (TABELA 4.28).

TABELA 4.27 – Área estimada de citros por RA e área de estudo pelo modelo estratificado para o ano de 2008 (1), pelo mapa de referência para o ano de 2007 (2) e pelo modelo subjetivo para a área total (3) e em produção de citros (4) em 2008

Estrato regional	Área total estimada (1)	Área total mapa de referência (2)	Área total método subjetivo (IEA) (3)	Área em produção método subjetivo (IEA) (4)
Barretos	71.754,4	82.270,6	106.387,7	95.135,6
Bauru	44.402,4	42.737,2	58.444,8	40.651,0
Campinas	138.797,9	133.205,8	161.010,0	142.042,4
Central	137.786,8	134.058,7	145.624,6	132.468,9
SJRP	95.548,8	82.500,5	117.527,3	100.972,7
Sorocaba	39.386,7	41.994,6	69.805,8	45.745,7
Área de estudo	527.677,2	516.767,5	658.800,2	557.016,3

TABELA 4.28 – Densidade de plantio por estrato regional

Estrato regional	Densidade
Barretos	288
Bauru	397
Campinas	398
Central	314
SJRP	299
Sorocaba	465

Fonte: SÃO PAULO (2009)

De acordo com as estimativas obtidas na Tabela 4.27 a área estimada pelo modelo estratificado é menor em todos os estratos se comparada com a área total estimada pelo modelo subjetivo do Instituto de Economia Agrícola e pouco maior do que o estimado por Moreira *et al.* (2009) para o ano de 2007. Como já comentado anteriormente, a área com citros novo em alguns segmentos amostrais foi classificada como “dúvida” no mapeamento; possivelmente a diferença verificada entre os modelos foi influenciada pela dificuldade de identificar as áreas de citros novo. Assunção e Duarte (1983) e Tardin *et al.* (1992) já comentaram a respeito da dificuldade de mapear área nova de citros. Este trabalho vem corroborar com os resultados destes autores. Por outro lado, a transformação de número de pés para hectare é bastante discutível, dado, que há uma grande variabilidade no número de pés por hectare por regiões produtoras (NEVES *et al.*, 2007). Nesse sentido, estudos específicos para esta questão são necessários para que seja possível uma comparação efetiva. Comparando os resultados obtidos pelo modelo estratificado com os resultados de área em produção do IEA, ou seja, excluindo as áreas de citros novo no levantamento do IEA, a diferença entre os dois modelos é de -5,27%, ou seja, a área estimada pelo modelo estratificado é 5,27% menor que a estimada pelo IEA (Tabela 4.29).

TABELA 4.29 – Diferença percentual da área estimada regional e área de estudo em relação a área total e a área em produção estimada subjetivamente

Estrato regional	Dif % entre Área total (IEA)	Dif % entre Área em produção (IEA)
Barretos	-32,55	-24,58
Bauru	-24,03	9,23
Campinas	-13,80	-2,28
Central	-5,38	4,01
SJRP	-18,70	-5,37
Sorocaba	-43,58	-13,90
Área de estudo	-19,90	-5,27

Embora possua uma defasagem de um ano, a diferença estimada de área de citros nas regiões estudadas entre os resultados obtidos pelo modelo estratificado e por Moreira *et al.* (2009) é de aproximadamente 2%. É importante ressaltar que essa diferença é composta em sua maioria pela área de controle, ou seja, a área onde não foi verificada a presença de citros no mapeamento realizado por Moreira *et al.* (2009), podendo ser considerado um incremento na área de citros, embora, os resultados tenham sido obtidos por metodologias distintas.

Comparando-se a variabilidade do modelo estratificado aqui proposto com a de um modelo aleatório simples, ou seja, sem a divisão do painel amostral em estratos, conforme definido no tópico 3.3.9. O ganho do modelo estratificado em relação ao simples foi de 79%, ou seja, a variância do estimador foi reduzida em quase 80%.

A área de citros estimada por este trabalho é de aproximadamente 5% da área de estudo; além deste percentual não ser alto, as áreas de citros estão espalhadas em quase toda a área com diferentes densidades de plantio; essa situação indica que a população em estudo é heterogênea e possui grande variabilidade. Portanto, dadas características e a extensão do plantio na área de estudo, verifica-se que a geração de boas estimativas depende fundamentalmente das técnicas utilizadas para a criação de estratos homogêneos.

A definição de uma área não amostral através de um mosaico das áreas de cana-de-açúcar, APP's, áreas urbanas e os principais rios e lagos presentes na área de estudo, proporcionou uma redução na área de estudo devido ao conhecimento *a priori* do uso do solo no ano do estudo; esse processo foi uma etapa importante para a homogeneização da área de estudo. A redução da área de estudo através desse mosaico de áreas não amostrais possibilitou a criação de um painel amostral com menor variabilidade.

Nesse estudo, foram criados estratos por densidade de área; esse método produziu estratos considerando a área municipal e a área destinada ao plantio de cana-de-açúcar, e com isto estas variáveis não influíram na distribuição dos municípios neste nível de estratificação.

O uso de um mapa de referência foi importante, pois permitiu a divisão do painel amostral em duas áreas, referência e controle, sendo, a primeira composta por segmentos com alguma área de citros e, a segunda sem área de citros. Esse conhecimento permitiu elaborar uma metodologia para cada caso. Esse mapa possibilitou ainda o cálculo das estimativas de média e de dispersão para a definição do segmento regular e do tamanho amostral.

A definição do tamanho do segmento amostral com maior potencial de fornecer estimativas mais precisas e com menor variabilidade da área de estudo foi obtida através de simulações realizadas a partir de estimativas obtidas por meio de estudo piloto realizado com base no mapa de referência. Os resultados mostraram que independentemente da densidade de área plantada com citros, o tamanho de segmento capaz de produzir estimativas mais precisas e menos variáveis foi o de 25 ha, ou seja, o menor entre os analisados

O procedimento de simular 10.000 sorteios aleatórios a cada tamanho amostral de 30 segmentos e relacionar as estimativas obtidas por esses tamanhos amostrais com o coeficiente de variação correspondente, possibilitou visualizar com clareza o tamanho amostral suficiente para atingir um determinado valor de coeficiente de variação;

através deste processo foi determinada uma amostra representativa da população em estudo.

O processo de restauração das imagens para pixels de 10x10m possibilitou uma maior precisão no mapeamento dos segmentos amostrais, por gerar imagens mais nítidas, sem o efeito de borramento, além de permitir realizar o mapeamento em uma escala de 1:25000. É importante ressaltar que o inconveniente deste processo é o aumento substancial do tamanho das imagens, exigindo um tempo maior de processamento.

Os resultados apresentados com intervalos de confiança a níveis de significância de 5 % e 1 % podem ser considerados bons, pois, o total da área de citros estimada nas regiões de estudo varia em 2 % e 3 %, respectivamente.

As áreas de citros novo apresentaram certa dificuldade de serem identificadas nas imagens e, possivelmente, interferiram nos resultados, ocasionando uma subestimação das áreas totais.

O método de amostragem estratificada em multiestágios foi capaz de produzir estimativas com uma variabilidade de aproximadamente 80% inferior se comparada ao modelo amostral simples, ou seja, por esse resultado fica bem evidenciada a necessidade de homogeneização da área de estudo.

5 CONCLUSÃO

Com base nos objetivos propostos pode-se concluir que:

- a) A metodologia apresentada por este trabalho permitiu estratificar a área de estudo levando em consideração dois estágios. Com a estratificação foi possível ter um ganho de amostragem em torno de 80%, com relação a AAS.
- b) Foi possível criar um painel amostral que levasse em conta as diferentes características dos estratos.
- c) Com base nos resultados da simulação de monte Carlo estabeleceu-se que o melhor tamanho de segmento para estimar a área de citros é de 25 ha.
- d) O tamanho ideal da amostra definido por meio de equações em função de um nível estipulado de coeficiente de variação foi alterado em função da simulação de 10.000 sorteios aleatórios a cada tamanho amostral de 30 segmentos que demonstrou ser necessários aumentar o número de elementos amostrais.
- e) O procedimento para obter a área de citros nos segmentos amostrados através da interpretação de imagens restauradas com pixels de 10 m mostrou ser de grande valia, pois reduziu a visita a campo a apenas 53 unidades amostrais. Com isto o processo de obtenção dos dados para estimativa da área de citros torna-se menos oneroso.

De forma geral, esta metodologia permitiu estimar a área de citros para a principal região produtora do Estado de São Paulo e reduzir significativamente sua heterogeneidade. Os resultados apresentados com intervalos de confiança a níveis de significância de 5% e 1% podem ser considerados bons, pois, o total da área de citros estimada nas regiões de estudo varia em 2% e 3%, respectivamente.

Recomendam-se mais estudos relativos ao reconhecimento das áreas de citros novo, para evitar possíveis subestimações nos resultados.

Embora os resultados apresentem intervalos de confiança com pouca amplitude, recomenda-se ampliar os estudos visando reduzir a variabilidade, lembrando que se o estudo for realizado em nível estadual a tendência é de ampliação da variabilidade.

O mapa de referência que serviu de base para a construção do painel amostral deve ser atualizado a cada três anos, pois, se verifica um importante crescimento das áreas de citros nas regiões sul e sudoeste do Estado como ressaltado por suas taxas de crescimento.

O mapa de cana que foi de grande importância para a definição das áreas não amostrais e por consequência reduzir a variância, deve ser atualizado anualmente dada à dinâmica dessa cultura no Estado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADAMI, M. **Estimativas de áreas agrícolas por meio de técnica de sensoriamento remoto, geoprocessamento e amostragem**. 2003. 183p. (INPE-10235 –TDI/900). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2003.
- ADAMI, M; MOREIRA, M. A.; RUDDORFF, B. F. T; FREITAS, C. C. Análise da eficiência dos estimadores de expansão direta e de regressão para áreas cultivadas com café, milho e soja no município de Cornélio Procópio, Estado do Paraná. **Agricultura em São Paulo**, v.51, n.2, p.5-13, jul/dez. 2004.
- ADAMI, M.; MOREIRA, M. A.; RUDORFF, B. F. T.; FREITAS, C. C.; FARIA, R. T. Expansão direta na estimativa de culturas agrícolas por meio de segmentos regulares. **Revista Brasileira de Cartografia**, v.1, p.22-27, 2005.
- ADAMI, M; MOREIRA, M. A.; RUDDORFF, B. F. T.; FREITAS, C. C.; FARIA, R. T.; DEPPE, F. Painel amostral para estimativas de áreas agrícolas. **Pesq. Agropec. Bras.**, v.42, n.1, p.81-88, jan.2007.
- AGUIAR, D. A.; SILVA, W. F.; RUDORFF, B. F. T.; SUGAWARA, L. M.; CARVALHO, M. A. Expansão da cana-de-açúcar no Estado de São Paulo: safras 2003/2004 a 2008/2009. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 14. (SBSR), 2009, Natal. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2009. p. 9-16. DVD, On-line. ISBN 978-85-17-00044-7. (INPE-15801-PRE/10411). Disponível em: <<http://urlib.net/dpi.inpe.br/sbsr@80/2008/11.17.18.21>>. Acesso em: 19 jan. 2009.
- ALMEIDA, A. D. **Sem o novo censo agropecuário, agronegócio não pode planejar. Confederação da Agricultura e Pecuária no Brasil (CNA)**. Disponível em <http://www.cna.org.br/site/noticia.php?n=7458> . Acesso em jan. 2008.
- AMARO, A. A.; SALVA, R. A. Production of citrus nursery trees in São Paulo State: an economic vision. In: INT. CONG. CITRUS NURSERYMEN, 6., 2001. **Proceedings...** Ribeirão Preto: EECB, 2001. p.55-66.
- AMARO, A. A.; VICENTE, M. C. M.; BAPTISTELLA, C. S. L. Citricultura paulista: tecnologia e mão de obra. **Informações Econômicas**, v.31, n.2, p.35-48, out/2001.
- ARCOVERDE, G. F. B. **Estratificação espacial para estimativa da área de culturas agrícolas de verão com imagens de pré-plantio**. 2008. 179p. (INPE-15385 – TDI/1404). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2008.
- ASSUNÇÃO, G. V.; DUARTE, V. **Avaliação de áreas preparadas para plantio (SOLONU) utilizando dados do satélite Landsat**. São José dos Campos, 75p. (INPE-

2637-TDL/113). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto e Aplicações). Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 1983.

BINGFANG, W.; QIANGZI, L. Crop area estimation using remote sensing on two-stage stratified sampling. In: INTERNATIONAL SOCIETY FOR PHOTOGRAMMETRY AND REMOTE SENSING (ISPRS), 20., 2004, Istambul. **Proceedings...** Istambul: ISPRS, 2004. p.12-23.

BLAZQUEZ, C. H.; ADAIR Jr, R. C.; DENNIS, G. D.; BUTTS, J.; BRADY, D.; WHITTAKER, H. M. Application of aerial photography and videograph to citrus tree inventory. In: FLORIDA STATE HORTICULTURAL SOCIETY MEETING, 1-3, 1988, St. Petersburg. **Proceedings...** St. Petersburg: 1988, p. 173-177.

BOLFARINE, H.; BUSSAB, W. O. **Elementos de amostragem** 1 ed. São Paulo. Editora Edgard Blucher, 2005, 274p.

BRASIL. Leis, Decretos. Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento Lei que determinou que os censos fossem quinquenais. Lei n. 4789, de 14 de out. 1965.

CAETANO, A. A. Tratos culturais. In: RODRIGUEZ, O.; VIÉGAS, F. C. P. (Ed). **Citricultura brasileira**. 1.ed. Campinas: Fundação Cargill, 1980, v.2, p.429-444, 1980.

CÂMARA, G.; SOUZA, R. C. M.; FREITAS, U. M.; GARRIDO, J. SPRING: integrating remote sensing and GIS by object-oriented data modeling. **Computers & Graphics**, v.20, n.3, p.395-403, maio/jun. 1996.

CARVALHO, J. E. B. **Manejo do solo em pomares**. Bebedouro, São Paulo: Fundação Cargill, 2000, p.107-146, 2006

CASER, D. V. CAMARGO, A. M. M. P.; AMARO, A. A. Densidades de plantio em culturas perenes na agricultura paulista. **Informações Econômicas**. São Paulo, v.30, n.7, jul./2000, p.45-53.

CASER, D. V.; FRANCISCO, V. L. F.; PINO, F. A.; SILVA, P. R.; COELHO, P. J.; CAMARGO, F. P.; GRASSI, A. M.; KAVATI, R. Previsão da safra agrícola 2007/08 para a cultura da laranja. **Análise e Indicadores do Agronegócio**, v.4, n.1, jan/2009. Disponível em <http://www.iea.sp.gov.br>. Acesso em jul./2009.

CASTILLO PAYACAN, S. C.; FORMAGGIO, A. R. Evaluación de datos del satélite CBERS para mapeamiento de áreas citrícolas a nivel municipal. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 12. (SBSR), 2005, Goiânia. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2005. p. 865-872. CD-ROM, On-line. ISBN 85-17-00018-8. (INPE-12614-PRE/7907). Disponível em: <<http://urlib.net/ltid.inpe.br/sbsr/2004/11.21.19.10>>. Acesso em: 12 nov. 2008.

COCHRAN, W. G. **Técnicas de amostragem** 2 ed. Rio de Janeiro. Fundo de Cultura, 1977, 555p.

COVRE, M. **Influência de parâmetros culturais de citrus sobre os dados TM/Landsat**. 1989. 241 p. (INPE-4856-TDL/367). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos. 1989. Disponível em: <<http://urlib.net/sid.inpe.br/iris@1912/2005/07.18.23.38.59>>. Acesso em: 10 ago. 2008.

CRUSCO, N. A. **Sensoriamento remoto para análise multitemporal da dinâmica de áreas agrícolas**. 2006. 107 p. (INPE-14826-TDI/1266). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos. 2006. Disponível em: <<http://urlib.net/sid.inpe.br/MTC-m13@80/2006/08.25.14.03>>. Acesso em: 29 nov. 2008.

DALLEMAND, J.F.; TARDIN, A.T.; BATISTA, G.T. Sensoriamento remoto e agricultura. **Ciência Hoje**, v.8, p.44-51, 1988.

DAVIS, J. H; GOLDENBERG, R. A. **A concept of agribusiness**. Boston: Harvard University, Graduate School of Business Administration, 1957

DUARTE, V.; MOREIRA, M. A.; RUDORFF, B. F. T.; SHIMABUKURO, Y. E. Banco de informações agrícolas do Município de Itápolis – SP, utilizando imagens de satélite e sistema de informações geográficas. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 10. (SBSR), 2001, Foz do Iguaçu. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2001. p. 51-58. CD-ROM, On-line. ISBN 85-17-00016-1. (INPE-8214-PRE/4003). Disponível em: <<http://urlib.net/dpi.inpe.br/lise/2001/09.12.16.46>>. Acesso em: 19 fev. 2009.

EMBRAPA. **Produção integrada de citros – BA**. Embrapa Mandioca e Fruticultura Tropical 2 ed., nov. 2007. Versão eletrônica disponível em <http://www.sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br> . Acesso em fev. 2008.

EPIPHANIO, J. C. N.; FORMAGGIO, A. R.; VALERIANO, M. M.; OLIVEIRA, J. B. **Comportamento espectral de solos do Estado de São Paulo**. São José dos Campos: INPE, 1992. 132 p. (INPE-5424-PRP/172). Projeto financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo - FAPESP. Disponível em: <<http://urlib.net/sid.inpe.br/iris@1912/2005/07.19.23.05>>. Acesso em: 19 nov. 2008.

EPIPHANIO, J. C. N.; FORMAGGIO, A. R.; BRANDÃO, D.; GOLTZ, E.; ARENAS, J. **Relatório de avaliação e proposição de amostragem para as culturas de soja/PR, milho/PR e soja/RS para o ano de 2006**. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. São José dos Campos. São Paulo, nov./2006.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE, INC. (ESRI). **ArcGis 9.2**. Disponível em <<http://www.esri.com/products/index.html>>. Acesso em fev./2009.

EVERITT, B. S. **Cluster analysis**. London: Edward, 2001.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (FAO). **Multiple frame agricultural surveys**: current survey based on area and list sampling methods. Roma, 1996. v.1.

FARIAS, P. R. S.; NOCITI, L. A. S.; BARBOSA, J. C.; PERECIN, D. Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade em pomares cítricos usando geoestatística. **Revista Brasileira de Fruticultura**. São Paulo, v.25, n.2, p.235-241, ago./2003.

FARINA, E. M. M. Q.; ZYBERSZTAJN, D. Organização das cadeias agroindustriais de alimentos. **Série Estudos Temáticos 006/92**. PENSA, FEA-USP, 1992.

FERREIRA JÚNIOR, O. **GPS - TrackMaker® V. 13.5**: guia de referência. Belo Horizonte, 2008. 176p. Disponível em: <<http://www.gpstm.com>>. Acesso em: 2 jul. 2009.

FRANCISCO, V. L. F. **Dificuldades para a obtenção de informações estatísticas**. Disponível em <<http://www.iea.sp.gov.br>>. Acesso em jun./2009.

FRANCISCO, V. L. F.; PINO, F. A. Estratificação de unidades de produção agrícola para levantamento por amostragem no Estado de São Paulo- set/2000. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, v.47, n.1, p.79-110, 2000

FONSECA, L. M. G. **Método para restauração e reamostragem de imagens do sensor TM**. São José dos Campos: INPE, 1988, 15p. (INPE – 4491 – PRE/1255)

FUNDECITRUS. **Doenças nos citros**. Disponível em <<http://www.fundecitrus.com.br>> Acesso em jun./2009.

GALLEGO, F. J. **Sampling frames of square segments**. Luxembourg: Joint Research Centre, 1995, 72p.

GALLEGO, F. J. Remote sensing and land cover area estimation. **International Journal of Remote Sensing**, v.25, n.15, p.3019-3047, 2004.

GARMIN Coop. (GARMIN) **GPS 12XL: Owner's manual and reference**. Olathe: Garmin, 1998. 60p.

GASQUES, J. G.; REZENDE, G. C.; VILLA VERDE, C. M.; SALERNO, M. S.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; CARVALHO, J. C. S. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Brasília. Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicada (IPEA) Texto Para Discussão n. 1009, fev. 2004.

GIANNOTTI, J. G.; FRANCISCO, V. L. F.; CASER, D. V. Amostras probabilísticas de imóveis rurais produtores de laranja no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, v.53, n.2, p.97-105, jul/dez. 2006.

GONZÁLES-ALONSO, F.; SORIA, S. L.; GOZALO, J. M. C. Comparing two methodologies for crop estimation in Spain using Landsat TM images and ground-gathered data. **Remote Sensing Environment**, v.35, n.1, p.29-35, jan. 1991.

GORDON, D. K.; PHILIPSON, W. R.; PHILPOT, W. D. Fruit tree inventory with Landsat Thematic Mapper data. **Photogrammetric Engineering Remote Sensing**, v.52, n.12, p.301-304, 1986.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2002.

HOLLAND, M. How FASS forecasts the citrus crop. **Citrus Industry**, v.74, n.3, p.24-26, 1993.

HOTELLING, H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. **Journal of Educational Psychology**, 24, p.417-441, 498-520, 1933.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo demográfico agropecuário**. História do censo agropecuário. Disponível em <http://censos2007.ibge.gov.br/hist_agro.shtm>. Acesso em jan. 2008.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA). **Área e produção dos principais produtos da agropecuária do Estado de São Paulo**. Disponível em <<http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>> . Acesso em maio de 2009.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

KISH, L. **Survey sampling**. New York. Ed. John Wiley, 1965, 643p.

KOFFLER, N. F. **Identificação da cultura da cana-de-açúcar (*Saccharum spp*) através de fotografias aéreas infravermelhas coloridas e dados multiespectrais do satélite Landsat**. Piracicaba, 1982, 234p. (Tese de doutorado) Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”- USP.

KRUG, T.; YANASSE, C. C. F. **Estimativa de safras agrícolas utilizando dados coletados por satélites de sensoriamento remoto e dados terrestres através de amostras de substratos geográficos**. São José dos Campos: INPE, 1986. 51p. (INPE 4102 – RPE/534).

LAURINDO, V. T. **Resultados dos pomares de citros irrigados**. In: SIMPÓSIO DE CITRICULTURA IRRIGADA, 2., 2004. Bebedouro-SP. **Anais...** Bebedouro: GTACC, 2004.

LEVY, P. S.; LEMESHOW, S. **Sampling for health professionals**. Belmont, CA: Lifetime Learning Publications, 1980.

LUIZ, A. J. B. Estatísticas agrícolas por amostragem auxiliadas pelo sensoriamento remoto. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 12. (SBSR), 2005, Goiânia. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2005. p. 181-188. CD-ROM, On-line. ISBN 85-17-00018-8. Disponível em: <<http://urlib.net/ltid.inpe.br/sbsr/2004/11.19.22.11>>. Acesso em: 23 nov. 2008.

LUIZ, A. J. B.; EPIPHANIO, J. C. N. Amostragem por pontos em imagens de sensoriamento remoto para estimativa de área plantada por município. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 10. (SBSR), 2001, Foz do Iguaçu. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2001. p. 111-118. CD-ROM, On-line. ISBN 85-17-00016-1. (INPE-8212-PRE/4001). Disponível em: <<http://urlib.net/dpi.inpe.br/lise/2001/09.13.10.55>>. Acesso em: 19 nov. 2008.

MALAVOLTA, E.; VIOLANTE NETO, A. Nutrição mineral, calagem, gessagem e nutrição dos citros. In: DONADIO, L. C. (Ed.). **Produtividade de citros**. 2.ed. Jaboticabal: Funep, 1988. p.233-284.

MARQUES, E. S. **O estado da arte da agricultura brasileira. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento**. Disponível em <http://www.bnds.gov.br/conhecimentoseminario/EduardoSampaio.pdf> . Acesso em jan. 2008.

MARTINS, A. N.; ORTOLANI, A. A. Estimativa de produção de laranja valência pela adaptação de um modelo agrometeorológico. **Bragantia**, v.65, n.2, p. 355-361, 2006.

MATHER, P. M. **Computer processing of remotely-sensed images: an introduction**. 2.e. Chichester: John Wiley & Sons, 1999, 292p.

MATHWORKS. **Matlab** r2009a. Disponível em <<http://www.mathworks.com/products>>. Acesso em fev./2009.

MATOS JUNIOR, D.; DE NEGRI, J. D.; FIGUEIREDO, J. O.; POMPEU JUNIOR, J. **Citros**. São Paulo. Centro APTA Citros Sylvio Moreira, 2005, 929p.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada uma abordagem aplicada** 1.ed. Belo Horizonte: UFMG, 2005, 297p.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Balança do agronegócio em 2007**. Disponível em <http://www.agricultura.gov.br> . Acesso em jan. 2008.

MOORE, J.; WEATHERFORD, L. R. **Tomada de decisão em administração com planilhas eletrônicas**. 6.ed. Porto Alegre: Bookman Companhia Editora, 2006.

MOREIRA, M. A.; ADAMI, M.; BARROS, M. A.; FARIA, V. G. C.; RUDORFF, B. F. T. Imagens Landsat/TM restauradas para mapeamento de lavouras cafeeiras no Estado de Minas Gerais. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13. (SBSR), 2007, Florianópolis. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2007. p. 6359-6366. CD-ROM; On-line. ISBN 978-85-17-00031-7. (INPE-16454-PRE/11032). Disponível em: <<http://urlib.net/dpi.inpe.br/sbsr@80/2006/11.14.19.38>>. Acesso em: 14 jul. 2009.

MOREIRA, M. A.; BARROS, M. A.; FARIA, V. G. C.; ADAMI, M. Tecnologia da informação: imagens de satélite para o mapeamento de áreas de café de Minas Gerais. **Informe Agropecuário**, v.28, n. 241, nov/dez./2007, p.27-37.

MOREIRA, M. A. **Fundamentos do sensoriamento remoto e metodologias de aplicação** 3 ed. Viçosa: UFV, 2007, 320p.

MOREIRA, M. A.; AULICIANO, T. L. I. N; CARVALHO, M. A.; RAFAELLI, D. R.; BARROS, M. A.; FARIA, V. G. C. **Uso da geotecnologia para avaliar e monitorar a cafeicultura brasileira: Fase 1 – Estado de Minas Gerais**. Disponível em http://www.inpe.br/cafesat/data/artigos/Relatorio_Cafe.pdf . Acesso em 15 de fev. 2008.

MOREIRA, M. A.; ADAMI, M.; BARROS, M. A.; RUDORFF, B. F. T. Emprego de imagens do TM/Landsat-5 e da abordagem de classificação híbrida para mapear áreas de citros no estado de São Paulo. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 14. (SBSR), 2009, Natal. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2009. p. 309-316. DVD, On-line. ISBN 978-85-17-00044-7. (INPE-15949-PRE/10559). Disponível em: <<http://urlib.net/dpi.inpe.br/sbsr@80/2008/11.17.18.40.16>>. Acesso em: 19 ago. 2009.

MUELLER, C. C.; SILVA, G.; VILLALOBOS, A. G. Pesquisa Agropecuária do Paraná – Safra 1986/87 (Programa de Aperfeiçoamento de Estatísticas Agropecuárias). **Revista Brasileira de Estatística**, v.49, n.191, p.55-84, 1988.

NEGRI, A. N. COELHO, P. J.; MOREIRA, I. R. O. Divisão regional agrícola e região administrativa do Estado de São Paulo: histórico, semelhança, diferença. **Informações Econômicas**. São Paulo, v.23, n.6, jun./1993.

NEVES, E. M.; DAYOUB, M.; DRAGONE, D. S.; NEVES, M. F. Citricultura brasileira: efeitos econômico-financeiros, 1996-2000. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal-SP, v.23, n.2, p.432-436, ago.2001.

NEVES, M. F.; LOPES, F. F.; TROMBIN, V. G.; AMARO, A. A.; NEVES, E. M.; JANK, M. S. **Caminhos para a citricultura: uma agenda para manter a liderança mundial** 1 ed. São Paulo. Editora Atlas, 2007, 110p.

- OLIVEIRA, J. B. **Solos para citricultura no Estado de São Paulo**. Laranja, v.7, p.337-351, 1986.
- OLIVETTI, M. P. A.; NOGUEIRA, E. A. Geografia regional e planejamento rural: o papel do censo agropecuário. **Informações Econômicas**, v.36, n.11, p.58-64, nov. 2006.
- PANDEY, P. C.; DADHWAL, V. K.; SAHAI, B.; KALE, P. P. An optimal estimation technique for increasing the accuracy of crop forecasts by combining remotely sensed and conventional forecast results. **International Journal of Remote Sensing**, v.13,1992.
- PRADHAN, S. Crop area estimation using GIS, remote sensing and area frame sampling. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, p.86-92, 2001.
- PAULINO, S. E. P.; MOURÃO FILHO, F. A.; MAIA, A. H. N.; AVILÉS, T. E. C.; DOURADO NETO, D. Agrometeorological models for 'Valencia' and 'Hamlin'sweet oranges to estimate the number of fruits per plant. **Scientia Agricola**, v.64, n.1, jan./fev. 2007.
- PINO, F. A. Detecção e correção de erros em levantamentos agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.21, n.9, p.979-985, set.1986.
- PINO, F. A. Estatísticas agrícolas para o século XXI. **Agricultura em São Paulo**, v.46, n.2, p.71-105, 1999.
- PINO, F. A. Quem tem medo do censo agropecuário? **Análises e Indicadores do Agronegócio**, v1, n.3, mar.2006.
- POMPEU JUNIOR, J. Rootstocks and scions in the citriculture of the São Paulo. In: INT. CONG. CITRUS NURSERYMEN, 6., 2001. Ribeirão Preto. **Proceedings**. Ribeirão Preto: {s.n}, 2001. p.75-82
- RICHARDSON, A. J.; WIEGAND, C. L.; TORLINE, R. J.; GAUTREAUX, M. R. Landsat agricultural land-use survey. **Photogrammetric Engineering and Remote Sensing**, v.43, p.207-216, 1977.
- RODRIGUEZ, O; VIÉGAS, F. **Citricultura brasileira**. 2.ed. Campinas: Fundação Cargill, 1991, v.1, p.228-257
- RESEARCH SYSTEMS, INC. (RSI). **Envi 4.3.**, Boulder: RSI 2006. 1 CD ROM.
- RUDORFF, B. F. T.; MOREIRA, M. A. Sensoriamento remoto aplicado à agricultura. In: RUDORFF, Bernardo Friedrich Theodor; MORAES, Elisabete Caria; PONZONI, Flávio Jorge; CAMARGO JÚNIOR, Hélio; CONFORTE, Jorge Conrado; MOREIRA,;

EPIPHANIO, J. C. N.; MOREIRA, M. A.; KAMPEL, M.; ALBUQUERQUE, P. C. G.; MARTINI, P. R.; FERREIRA, S. H.; TAVARES JÚNIOR, S. S.; SANTOS, V. M. N. (Ed.). **Curso de uso de sensoriamento remoto no estudo do meio ambiente**. São José dos Campos: INPE, 2002. p. 19. Capítulo 9. (INPE-8984-PUD/62). Disponível em: <<http://urlib.net/sid.inpe.br/sergio/2005/06.14.13.14>>. Acesso em: 11 mar. 2009.

RUDORFF, B. F. T.; BERKA, L. M. S.; XAVIER, A. C.; MOREIRA, M. A.; DUARTE, V.; ROSA, V. G. C.; SHIMABUKURO, Y. E. **Estimativa de área plantada com cana-de-açúcar em municípios do estado de São Paulo por meio de imagens de satélites e técnicas de geoprocessamento: ano safra 2003/2004**. São José dos Campos: INPE, 2004. 47 p. (INPE-10791-RPQ/759). Disponível em: <<http://urlib.net/sid.inpe.br/sergio/2004/07.02.14.36>>. Acesso em: 22 jun. 2009.

SANCHES, I. D. A.; FORMAGGIO, A. R. Discriminação de variedades de citros em imagens CCD/CBERS-2. **Ciência Rural**, v.38, n.1, p.103-108, jan-fev. 2008.

SÃO PAULO. Secretaria da Agricultura. Instituto de Economia Agrícola. **Desenvolvimento da Agricultura Paulista**. São Paulo, 1972, 319p.

SÃO PAULO (estado). Secretaria de Agricultura e Abastecimento. Coordenadoria de Assistência Técnica Integral. Instituto de Economia Agrícola. **Levantamento censitário de unidades de produção agrícola do Estado de São Paulo – LUPA 2007/2008**. Disponível em <<http://www.cati.sp.gov.br/projetolupa>>. Acesso em jun./2009.

SÃO PAULO. Secretaria do Meio Ambiente. Coordenadoria de Informações Técnicas, Documentação e Pesquisa Ambiental. Instituto Florestal. **Inventário florestal do Estado de São Paulo**. Disponível em <<http://www.iflorestal.sp.gov.br>>. Acesso em fev./2009.

SAUNT, J. **Citrus varieties of the world: na illustrated guide**. Norwick: Sinclair International, 1990, 128p.

SCHATTAN, S. **Obtenção de estatísticas agrícolas pelo método de amostragem**. São Paulo: Secretaria da Agricultura/Divisão de Economia Rural, set./1953, 39p.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS (SEADE). **Perfil regional paulista**. Disponível em <<http://www.seade.gov.br>>. Acesso em no./2008

SENRA, N. C. Informação estatística: política, regulação, coordenação. **Ciência da Informação**, v.28, n.2, maio/ago. 1999.

SHIRIVASTAVA, R. J.; GEBELEIN, J. L. Land cover classification and economic assessment of citrus groves using remote sensing. **Journal of Photogrammetry & Remote Sensing**, v.61, 2007, p.341-353.

SILVA, N. N. **Amostragem probabilística**. 2ed. São Paulo. Editora da Universidade de São Paulo, 2001, 120p.

SILVA, V.; MELLO, N. T. C. A função social da informação: o Estado como agente de geração e difusão. **Análises e Indicadores do Agronegócio**, v.4, n.3, mar/2009. Disponível em <http://www.iea.sp.gov.br>. Acesso em maio de 2009.

SOUZA, S. A. M.; GONÇALVES, J. S. Composição do comércio exterior da agricultura paulista e brasileira no período 1997-2008. **Informações Econômicas**. São Paulo, v.39, n.6, jun./2009, p.6-17.

STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES INC. (SPSS) **SPSS 17.0**. Chicago: SPSS Inc., 2008.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). **Citrus Fruits 2007 Summary**. National Agricultural Statistics Service, NASS/USDA, September 2007. Disponível em <<http://www.usda.gov>>. Acesso em jan./2009.

TARDIN, A. T.; ASSUNÇÃO, G. V.; SOARES, J. V. Análise preliminar de imagens TM visando a discriminação de café, citrus e cana-de-açúcar na região de Furnas, MG. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v.27, n.9, p.1355-1361, set.1992.

THOMPSON, S. K. **Sampling**. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, Inc, 2002, 343p.

TIMM, N. H. **Applied multivariate analysis**. New York: Springer Verlag, 2002.

TSUNECHIRO, A.; COELHO, P. J.; CASER, D. V.; AMARAL, A. M. P.; MARTINS, V. A; BUENO. Estimativa da produção do valor da produção agropecuária do Estado de São Paulo em 2003. **Informações Econômicas**, v.33, n.11, p.47-57, nov./2003.

TSUNECHIRO, A.; COELHO, P. J.; CASER, D. V.; AMARAL, A. M. P.; MARTINS, V. A; BUENO, C. R. F; GHOBRIEL, C. N.; PINATTI, E. Valor da produção agropecuária do Estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, v.38, n.4, p.79-89, abr/2008.

TSUNECHIRO, A.; COELHO, P. J. Valor da produção agropecuária do Brasil em 2007, por unidade da federação. **Informações Econômicas**. São Paulo, v.39, n.1, jan./2009, p.69-84.

VICENTE, J.R.; CASER, D.V.; CAMARGO, A.M.M.P.; OLIVETTI, M.P.A.; PIVA, L.H.O. Comparações entre dados dos censos agropecuários e estimativas das safras agrícolas do Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, v.37, p.97-104, 1990.

APÊNDICE A.1 Tabela com as faixas de densidade de área por município

RA	MUNIC	RAZAO	ESTRATO	DESCRICA0
BARRETOS	GUAIRA	0,0000	1	BD
BAURU	AGUDOS	0,0028	1	BD
BAURU	AREALVA	0,0467	1	BD
BAURU	AVAI	0,0132	1	BD
BAURU	BALBINOS	0,0387	1	BD
BAURU	BARRA BONITA	0,0000	1	BD
BAURU	BAURU	0,0289	1	BD
BAURU	BOCAINA	0,0026	1	BD
BAURU	BORACEIA	0,0000	1	BD
BAURU	CABRALIA PAULISTA	0,0528	1	BD
BAURU	CAFELANDIA	0,0437	1	BD
BAURU	DOIS CORREGOS	0,0193	1	BD
BAURU	DUARTINA	0,0202	1	BD
BAURU	GETULINA	0,0305	1	BD
BAURU	IGARACU DO TIETE	0,0000	1	BD
BAURU	ITAPUI	0,0044	1	BD
BAURU	JAU	0,0006	1	BD
BAURU	LENCOIS PAULISTA	0,0478	1	BD
BAURU	LINS	0,0173	1	BD
BAURU	LUCIANOPOLIS	0,0000	1	BD
BAURU	MACATUBA	0,0000	1	BD
BAURU	MINEIROS DO TIETE	0,0279	1	BD
BAURU	PEDERNEIRAS	0,0539	1	BD
BAURU	PIRATININGA	0,0605	1	BD
BAURU	PRESIDENTE ALVES	0,0072	1	BD
BAURU	PROMISSAO	0,0000	1	BD
BAURU	SABINO	0,0090	1	BD
CAMPINAS	AGUAS DA PRATA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	AGUAS DE LINDOIA	0,0053	1	BD
CAMPINAS	AGUAS DE SAO PEDRO	0,0000	1	BD
CAMPINAS	AMERICANA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	AMPARO	0,0301	1	BD
CAMPINAS	ATIBAIA	0,0026	1	BD
CAMPINAS	BOM JESUS DOS PERDOES	0,0000	1	BD
CAMPINAS	BRAGANCA PAULISTA	0,0067	1	BD
CAMPINAS	CABREUVA	0,0199	1	BD
CAMPINAS	CACONDE	0,0008	1	BD
CAMPINAS	CAMPINAS	0,0008	1	BD
CAMPINAS	CAMPO LIMPO PAULISTA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	CAPIVARI	0,0000	1	BD
CAMPINAS	CHARQUEADA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	COSMOPOLIS	0,0000	1	BD
CAMPINAS	DIVINOLANDIA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	ELIAS FAUSTO	0,0000	1	BD
CAMPINAS	ESPIRITO SANTO DO PINHAL	0,0182	1	BD
CAMPINAS	HORTOLANDIA	0,0000	1	BD

				Continua
CAMPINAS	INDAIATUBA	0,0059	1	BD
CAMPINAS	IPEUNA	0,0112	1	BD
CAMPINAS	IRACEMAPOLIS	0,0342	1	BD
CAMPINAS	ITAPIRA	0,0303	1	BD
CAMPINAS	ITATIBA	0,0037	1	BD
CAMPINAS	ITIRAPINA	0,0569	1	BD
CAMPINAS	ITOBI	0,0000	1	BD
CAMPINAS	ITUPEVA	0,0007	1	BD
CAMPINAS	JARINU	0,0264	1	BD
CAMPINAS	JOANOPOLIS	0,0002	1	BD
CAMPINAS	JUNDIAI	0,0074	1	BD
CAMPINAS	LINDOIA	0,0019	1	BD
CAMPINAS	LOUVEIRA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	MOCOCA	0,0573	1	BD
CAMPINAS	MOGII-GUACU	0,0000	1	BD
CAMPINAS	MOMBUCA	0,0020	1	BD
CAMPINAS	MONTE ALEGRE DO SUL	0,0018	1	BD
CAMPINAS	MONTE MOR	0,0000	1	BD
CAMPINAS	MORUNGABA	0,0032	1	BD
CAMPINAS	NAZARE PAULISTA	0,0031	1	BD
CAMPINAS	NOVA ODESSA	0,0136	1	BD
CAMPINAS	PAULINIA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	PEDRA BELA	0,0005	1	BD
CAMPINAS	PEDREIRA	0,0141	1	BD
CAMPINAS	PINHALZINHO	0,0000	1	BD
CAMPINAS	PIRACAIA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	PIRACICABA	0,0485	1	BD
CAMPINAS	RAFARD	0,0009	1	BD
CAMPINAS	RIO DAS PEDRAS	0,0000	1	BD
CAMPINAS	SALTINHO	0,0000	1	BD
CAMPINAS	SANTA BARBARA D'OESTE	0,0149	1	BD
CAMPINAS	SANTA GERTRUDES	0,0357	1	BD
CAMPINAS	SANTA MARIA DA SERRA	0,0041	1	BD
CAMPINAS	SANTO ANTONIO DO JARDIM	0,0000	1	BD
CAMPINAS	SAO JOSE DO RIO PARDO	0,0000	1	BD
CAMPINAS	SAO PEDRO	0,0477	1	BD
CAMPINAS	SAO SEBASTIAO DA GRAMA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	SERRA NEGRA	0,0018	1	BD
CAMPINAS	SOCORRO	0,0151	1	BD
CAMPINAS	SUMARE	0,0000	1	BD
CAMPINAS	TAPIRATIBA	0,0011	1	BD
CAMPINAS	TORRINHA	0,0544	1	BD
CAMPINAS	TUIUTI	0,0011	1	BD
CAMPINAS	VALINHOS	0,0000	1	BD
CAMPINAS	VARGEM	0,0001	1	BD
CAMPINAS	VARGEM GRANDE DO SUL	0,0182	1	BD
CAMPINAS	VARZEA PAULISTA	0,0000	1	BD
CAMPINAS	VINHEDO	0,0048	1	BD
CENTRAL	AMERICO BRASILIENSE	0,0000	1	BD

				continua
CENTRAL	DOBRADA	0,0322	1	BD
CENTRAL	NOVA EUROPA	0,0000	1	BD
CENTRAL	SANTA ERNESTINA	0,0150	1	BD
CENTRAL	TRABIJU	0,0000	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ALVARES FLORENCE	0,0170	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	AMERICO DE CAMPOS	0,0211	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	APARECIDA D'OESTE	0,0399	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	BADY BASSITT	0,0435	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	BALSAMO	0,0455	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	CARDOSO	0,0139	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	CEDRAL	0,0499	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	COSMORAMA	0,0518	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	DIRCE REIS	0,0132	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	DOLCINOPOLIS	0,0179	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	FERNANDOPOLIS	0,0506	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	FLOREAL	0,0268	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	GUARANI D'OESTE	0,0065	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ICEM	0,0411	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	INDIAPORA	0,0119	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	IPIGUA	0,0431	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	JALES	0,0336	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	JOSE BONIFACIO	0,0381	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MACAUBAL	0,0065	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MACEDONIA	0,0156	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MAGDA	0,0068	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MENDONCA	0,0435	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MERIDIANO	0,0472	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MESOPOLIS	0,0106	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MIRA ESTRELA	0,0025	1	BD

continua

SAO JOSE DO RIO PRETO	MIRASSOL	0,0322	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MIRASSOLANDIA	0,0326	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MONCOES	0,0301	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MONTE APRAZIVEL	0,0100	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NHANDEARA	0,0000	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NOVA ALIANCA	0,0438	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ORINDIUVA	0,0402	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	OUROESTE	0,0173	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PALESTINA	0,0514	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PALMEIRA D'OESTE	0,0539	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PAULO DE FARIA	0,0363	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PEDRANOPOLIS	0,0195	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PLANALTO	0,0389	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	POLONI	0,0433	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PONTALINDA	0,0407	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PONTES GESTAL	0,0059	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	POPULINA	0,0407	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	RIOLANDIA	0,0068	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	RUBINEIA	0,0013	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SALES	0,0523	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTA ALBERTINA	0,0148	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTA CLARA D'OESTE	0,0015	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTA FE DO SUL	0,0109	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTA RITA D'OESTE	0,0202	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTANA DA PONTE PENSA	0,0385	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SAO JOAO DAS DUAS PONTES	0,0000	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SAO JOSE DO RIO PRETO	0,0155	1	BD

continua

SAO JOSE DO RIO PRETO	SEBASTIANOPOLIS DO SUL	0,0029	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	TRES FRONTEIRAS	0,0300	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	UNIAO PAULISTA	0,0299	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	URANIA	0,0383	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	VALENTIM GENTIL	0,0539	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	VOTUPORANGA	0,0401	1	BD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ZACARIAS	0,0161	1	BD
SOROCABA	AGUAS DE SANTA BARBARA	0,0494	1	BD
SOROCABA	ALUMINIO	0,0000	1	BD
SOROCABA	ANGATUBA	0,0180	1	BD
SOROCABA	ANHEMBI	0,0349	1	BD
SOROCABA	APIAI	0,0001	1	BD
SOROCABA	ARACARIGUAMA	0,0000	1	BD
SOROCABA	ARACOIABA DA SERRA	0,0025	1	BD
SOROCABA	AREIOPOLIS	0,0000	1	BD
SOROCABA	AVARE	0,0407	1	BD
SOROCABA	BARAO DE ANTONINA	0,0089	1	BD
SOROCABA	BARRA DO CHAPEU	0,0000	1	BD
SOROCABA	BOFETE	0,0228	1	BD
SOROCABA	BOITUVA	0,0058	1	BD
SOROCABA	BOM SUCESSO DE ITARARE	0,0000	1	BD
SOROCABA	BURI	0,0326	1	BD
SOROCABA	CAMPINA DO MONTE ALEGRE	0,0463	1	BD
SOROCABA	CAPAO BONITO	0,0101	1	BD
SOROCABA	CERQUEIRA CESAR	0,0444	1	BD
SOROCABA	CERQUILHO	0,0000	1	BD
SOROCABA	CESARIO LANGE	0,0324	1	BD
SOROCABA	CONCHAS	0,0141	1	BD
SOROCABA	CORONEL MACEDO	0,0247	1	BD
SOROCABA	FARTURA	0,0000	1	BD
SOROCABA	GUAPIARA	0,0006	1	BD
SOROCABA	GUAREI	0,0060	1	BD
SOROCABA	IARAS	0,0141	1	BD
SOROCABA	IBIUNA	0,0003	1	BD
SOROCABA	IPERO	0,0000	1	BD
SOROCABA	IPORANGA	0,0000	1	BD
SOROCABA	ITABERA	0,0083	1	BD
SOROCABA	ITAI	0,0132	1	BD
SOROCABA	ITAOCA	0,0001	1	BD
SOROCABA	ITAPEVA	0,0072	1	BD
SOROCABA	ITAPIRAPUA PAULISTA	0,0015	1	BD
SOROCABA	ITAPORANGA	0,0000	1	BD
SOROCABA	ITARARE	0,0000	1	BD

				continua
SOROCABA	ITATINGA	0,0375	1	BD
SOROCABA	ITU	0,0000	1	BD
SOROCABA	JUMIRIM	0,0000	1	BD
SOROCABA	LARANJAL PAULISTA	0,0000	1	BD
SOROCABA	MAIRINQUE	0,0010	1	BD
SOROCABA	MANDURI	0,0151	1	BD
SOROCABA	NOVA CAMPINA	0,0000	1	BD
SOROCABA	PARANAPANEMA	0,0025	1	BD
SOROCABA	PEREIRAS	0,0000	1	BD
SOROCABA	PIEDADE	0,0004	1	BD
SOROCABA	PILAR DO SUL	0,0077	1	BD
SOROCABA	PIRAJU	0,0007	1	BD
SOROCABA	PORANGABA	0,0035	1	BD
SOROCABA	PORTO FELIZ	0,0223	1	BD
SOROCABA	QUADRA	0,0000	1	BD
SOROCABA	RIBEIRA	0,0000	1	BD
SOROCABA	RIBEIRAO BRANCO	0,0000	1	BD
SOROCABA	RIBEIRAO GRANDE	0,0008	1	BD
SOROCABA	RIVERSUL	0,0000	1	BD
SOROCABA	SALTO	0,0000	1	BD
SOROCABA	SALTO DE PIRAPORA	0,0031	1	BD
SOROCABA	SAO MIGUEL ARCANJO	0,0137	1	BD
SOROCABA	SAO ROQUE	0,0000	1	BD
SOROCABA	SARAPUI	0,0024	1	BD
SOROCABA	SARUTAIA	0,0067	1	BD
SOROCABA	SOROCABA	0,0099	1	BD
SOROCABA	TAGUAI	0,0000	1	BD
SOROCABA	TAPIRAI	0,0000	1	BD
SOROCABA	TAQUARITUBA	0,0203	1	BD
SOROCABA	TAQUARIVAI	0,0321	1	BD
SOROCABA	TATUI	0,0288	1	BD
SOROCABA	TEJUPA	0,0026	1	BD
SOROCABA	TIETE	0,0018	1	BD
SOROCABA	TORRE DE PEDRA	0,0000	1	BD
SOROCABA	VOTORANTIM	0,0020	1	BD
BARRETOS	GUARACI	0,0956	2	MBD
BAURU	GUAICARA	0,0668	2	MBD
BAURU	GUAIMBE	0,0830	2	MBD
BAURU	GUARANTA	0,0945	2	MBD
BAURU	IACANGA	0,1160	2	MBD
BAURU	PAULISTANIA	0,0696	2	MBD
BAURU	PIRAJUI	0,0713	2	MBD
BAURU	PONGAI	0,0821	2	MBD
BAURU	REGINOPOLIS	0,1251	2	MBD
BAURU	UBIRAJARA	0,1197	2	MBD
BAURU	URU	0,1034	2	MBD
CAMPINAS	CORUMBATAI	0,0806	2	MBD
CAMPINAS	JAGUARIUNA	0,0844	2	MBD

				continua
CAMPINAS	RIO CLARO	0,0640	2	MBD
CAMPINAS	SANTO ANTONIO DE POSSE	0,1264	2	MBD
CAMPINAS	SAO JOAO DA BOA VISTA	0,0953	2	MBD
CENTRAL	DOURADO	0,0948	2	MBD
CENTRAL	MOTUCA	0,1085	2	MBD
CENTRAL	RIBEIRAO BONITO	0,1089	2	MBD
	SANTA RITA DO PASSA			MB
CENTRAL	QUATRO	0,1331	2	
CENTRAL	SAO CARLOS	0,0750	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ASPASIA	0,1024	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	CATANDUVA	0,0671	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	CATIGUA	0,0695	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ESTRELA D'OESTE	0,1068	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	GUAPIACU	0,1079	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	IBIRA	0,1153	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	JACI	0,1166	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MARINOPOLIS	0,1214	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NEVES PAULISTA	0,0657	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NIPOA	0,0811	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NOVA CANAA PAULISTA	0,0652	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NOVA GRANADA	0,0784	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NOVAIS	0,0772	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	NOVO HORIZONTE	0,0857	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PALMARES PAULISTA	0,0716	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PARANAPUA	0,0617	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PARISI	0,1210	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PINDORAMA	0,1141	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	POTIRENDABA	0,0658	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTA SALETE	0,0846	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	TANABI	0,0878	2	MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	TURMALINA	0,1168	2	MBD

					continua
SAO JOSE DO RIO PRETO	UCHOA	0,0775	2		MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	URUPES	0,1000	2		MBD
SAO JOSE DO RIO PRETO	VITORIA BRASIL	0,0887	2		MBD
SOROCABA	ALAMBARI	0,0646	2		MBD
SOROCABA	ARANDU	0,0667	2		MBD
SOROCABA	ITAPETININGA	0,0633	2		MBD
SOROCABA	PARDINHO	0,1044	2		MBD
SOROCABA	PRATANIA	0,0856	2		MBD
BARRETOS	ALTAIR	0,1897	3		MD
BARRETOS	BARRETOS	0,1343	3		MD
BARRETOS	TERRA ROXA	0,2009	3		MD
BAURU	BOREBI	0,1553	3		MD
CAMPINAS	ANALANDIA	0,1389	3		MD
CAMPINAS	ARARAS	0,1898	3		MD
CAMPINAS	MOJI-MIRIM	0,2036	3		MD
CAMPINAS	PIRASSUNUNGA	0,1807	3		MD
CAMPINAS	SANTA CRUZ DA CONCEICAO	0,1611	3		MD
CAMPINAS	SANTA CRUZ DAS PALMEIRAS	0,1914	3		MD
CENTRAL	ARARAQUARA	0,1594	3		MD
CENTRAL	DESCALVADO	0,1716	3		MD
CENTRAL	RINCAO	0,1666	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ADOLFO	0,1361	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ARIRANHA	0,1433	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ELISIARIO	0,1562	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	IRAPUA	0,1992	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	MARAPOAMA	0,1817	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	PARAISO	0,1341	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SANTA ADELIA	0,1362	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	SAO FRANCISCO	0,1422	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	TABAPUA	0,1556	3		MD
SAO JOSE DO RIO PRETO	UBARANA	0,1535	3		MD
SOROCABA	BOTUCATU	0,1423	3		MD
SOROCABA	CAPELA DO ALTO	0,1799	3		MD
SOROCABA	SAO MANUEL	0,1360	3		MD
BARRETOS	COLINA	0,2398	4		MAD
BARRETOS	COLOMBIA	0,2873	4		MAD
BARRETOS	JABORANDI	0,2757	4		MAD

				conclusão
BARRETOS	OLIMPIA	0,2829	4	MAD
BARRETOS	TAIUVA	0,3046	4	MAD
BARRETOS	VIRADOURO	0,2476	4	MAD
BAURU	BARIRI	0,2194	4	MAD
BAURU	ITAJU	0,3486	4	MAD
CAMPINAS	AGUAI	0,3385	4	MAD
CAMPINAS	ARTUR NOGUEIRA	0,2966	4	MAD
CAMPINAS	BROTAS	0,2626	4	MAD
CAMPINAS	CASA BRANCA	0,3735	4	MAD
CAMPINAS	CORDEIROPOLIS	0,2483	4	MAD
CAMPINAS	ESTIVA GERBI	0,2196	4	MAD
CAMPINAS	HOLAMBRA	0,2235	4	MAD
CAMPINAS	LEME	0,2542	4	MAD
CAMPINAS	TAMBAU	0,3826	4	MAD
CENTRAL	BORBOREMA	0,2861	4	MAD
CENTRAL	CANDIDO RODRIGUES	0,2929	4	MAD
CENTRAL	FERNANDO PRESTES	0,2248	4	MAD
CENTRAL	GAVIAO PEIXOTO	0,3782	4	MAD
CENTRAL	IBATE	0,3206	4	MAD
CENTRAL	IBITINGA	0,2304	4	MAD
CENTRAL	ITAPOLIS	0,2852	4	MAD
CENTRAL	MATAO	0,3625	4	MAD
CENTRAL	PORTO FERREIRA	0,3221	4	MAD
CENTRAL	TABATINGA	0,2944	4	MAD
CENTRAL	TAQUARITINGA	0,3002	4	MAD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ITAJOBI	0,2178	4	MAD
SAO JOSE DO RIO PRETO	ONDA VERDE	0,2580	4	MAD
BARRETOS	BEBEDOURO	0,4742	5	AD
BARRETOS	CAJOBI	0,4993	5	AD
BARRETOS	EMBAUBA	0,4532	5	AD
BARRETOS	MONTE AZUL PAULISTA	0,4498	5	AD
BARRETOS	PIRANGI	0,5088	5	AD
BARRETOS	SEVERINIA	0,6258	5	AD
BARRETOS	TAIACU	0,4221	5	AD
BARRETOS	VISTA ALEGRE DO ALTO	0,4912	5	AD
CAMPINAS	CONCHAL	0,5138	5	AD
CAMPINAS	ENGENHEIRO COELHO	0,4477	5	AD
CAMPINAS	LIMEIRA	0,6428	5	AD
CENTRAL	BOA ESPERANCA DO SUL	0,3974	5	AD
CENTRAL	SANTA LUCIA	0,5887	5	AD