

AMOSTRAS PROBABILÍSTICAS DE IMÓVEIS RURAIS PRODUTORES DE LARANJA NO ESTADO DE SÃO PAULO¹

Juliana Di Giorgio Giannotti²
Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco³
Denise Viani Caser⁴

RESUMO: A cultura da laranja tem expressiva importância econômica no Estado de São Paulo. Porém, para esse setor fundamentar suas políticas agrícolas, há necessidade de se trabalhar com informações fidedignas e obtidas em tempo hábil, que podem ser conseguidas com levantamentos probabilísticos, envolvendo menores custos quando comparados a um censo. O objetivo deste trabalho foi obter amostras de imóveis rurais paulistas produtores de laranja. O número de elementos foi obtido a partir de informações de 31.421 imóveis rurais que desenvolvem a cultura da laranja no Estado de São Paulo, obedecendo a um delineamento amostral duplamente estratificado e alocado proporcionalmente ao tamanho nos estratos. O primeiro estrato foi formado de grupos homogêneos de municípios, por análise de agrupamento, e o segundo estrato por quatro classificações de áreas dos imóveis rurais. Os tamanhos amostrais e coeficientes de variação para quatro amostras foram, respectivamente: 1.330 e 1,39; 817 e 1,39; 563 e 1,48; 669 e 1,28. Foram simuladas, segundo estudo de Monte Carlo, 2.500 amostras para cada cenário, o que auxiliou na conclusão de que a amostra com menor coeficiente de variação pode ser mais apropriada em termos de precisão, acurácia e custo operacional.

Palavras-chave: amostragem estratificada, análise de agrupamento, estudo de Monte Carlo, citricultura

PROBABILITY SAMPLING OF ORANGE FARMS IN THE STATE OF SÃO PAULO, BRAZIL

ABSTRACT: Orange production has significant economic importance in the state of São Paulo. In order to formulate sound agricultural policies, this sector needs timely and reliable information, whose primary sources can be probabilistic samples, often less costly to generate than census data. The aim of this paper is to obtain samples of orange farms in the state of São Paulo. The number of elements was gotten from information on 31,421 orange farms in the state of São Paulo, by stratified random sampling with proportional allocation. The first strata comprised homogeneous clusters of cities, calculated by cluster analysis, while the second strata had four classifications of orange farm areas. Sample sizes and coefficients of variation for four samples were, respectively: 1,330 and 1.39; 817 and 1.39; 563 and 1.48; 669 and 1.28. For each scene 2,500 samples were generated by Monte Carlo simulation, which helped conclude that the sample with the least coefficient of variation can be more appropriate because of its precision, accuracy and operational cost.

Key-words: stratified random sampling, cluster analysis, Monte Carlo, citriculture.

JEL Classification: C42, C15, C10.

¹Registrado no CCTC, ASP-10/2006.

²Engenheira Agrônoma, Doutora, Professora Adjunto, Instituto Multidisciplinar da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) (e-mail: giannotti@ufrj.br).

³Estatística, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: veralfrancisco@iea.sp.gov.br).

⁴Estatística, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: caser@iea.sp.gov.br).

1 - INTRODUÇÃO

O Brasil detém pouco mais de um terço da produção mundial de laranja, distribuída de forma desigual entre os Estados brasileiros. Segundo o IBGE (2005), apenas quatro Estados produziram 92,3% da produção total, estimada em 438,2 milhões de caixas, na safra agrícola 2004/05 (safra industrial 2005/06), a saber: São Paulo (80,4%); Bahia (4,5%); Sergipe (4,2%); e Minas Gerais (3,2%).

O Estado de São Paulo tornou-se importante produtor de laranja, expandindo a área ocupada de 39,6 mil hectares, na década de 1930, para 696,1 mil hectares, entre 2000 e 2004 (CASER e AMARO, 2004). Estudo realizado por Olivette et al. (2003) mostrou que entre 1990 e 2001 a cultura da laranja cedeu área, principalmente, para a cana-de-açúcar. Entretanto, deve-se considerar que a cultura apresentou adensamento do número de pés por área, portanto nem sempre a perda de área significou que houve diminuição no número de pés.

Atualmente, a distribuição espacial da cultura é pouco uniforme, dado que, das 40 regiões agrícolas paulistas (adotadas administrativamente pela Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo), 17 retiveram cerca de 93,0% da produção paulista, estimada em 352,1 milhões de caixas na safra agrícola 2004/05 (CASER et al., 2005). O setor citrícola, o café, as demais frutas, as culturas perenes e as olerícolas formam o conjunto de explorações agrícolas mais intensivas no uso de mão-de-obra e, portanto, geradoras de emprego.

No que concerne ao valor bruto da produção (receita bruta para os citricultores), a citricultura tem enorme relevância para a economia agrícola paulista. Pesquisa do Instituto de Economia Agrícola (IEA) mostra que, na safra agrícola 2004/05, os citros (laranja, limão e tangerinas) representavam 18,1% (R\$3,5 bilhões), entre os quais a laranja (indústria e mesa), foi responsável por 15,3% (R\$ 2,9 bilhões) do valor bruto da produção vegetal paulista, considerando 41 principais produtos vegetais da agricultura do Estado (TSUNECHIRO et al., 2005).

O Estado de São Paulo coloca-se em primeiro lu-

gar na produção mundial de laranja e de suco concentrado e maior exportador internacional de suco concentrado e de farelo de polpa cítrica (para alimentação animal)⁵.

Estatísticas de boa qualidade e em tempo hábil fornecem subsídios à pesquisa científica, à extensão rural, aos produtores e às instituições governamentais e privadas para melhor planejamento de suas atividades. Essas informações podem ser obtidas por meio de amostras probabilísticas com vantagens de menores custos de implantação, quando comparadas ao censo, o que se justifica ao se observar que a cultura da laranja está disseminada em 467 dos 645 municípios que constituem o Estado de São Paulo (BANCO IEA, 2005).

A utilização de um delineamento amostral baseado em estratificação fornece ganhos quanto: ao aumento da precisão das estimativas, por meio de maior homogeneidade dentro de cada estrato e a heterogeneidade entre eles; à produção de estimativas para sub-populações; à conveniência administrativa (regionalização para diferentes grupos); e à diminuição do número de elementos amostrados (BOLFARINE e BUSSAB, 2005; FRANCISCO e PINO, 2000).

O objetivo principal deste trabalho foi obter amostras probabilísticas das propriedades citrícolas paulistas, estratificadas por município e por área das unidades de produção agropecuárias (UPAS). Cada UPA, descrita em Pino et al. (1997), corresponde, na maioria dos casos, ao imóvel rural. Pretendeu-se também verificar, por meio de simulação, qual das amostras apresentava estimativas mais precisas e acuradas.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

O delineamento amostral utilizado para selecionar as UPAS produtoras de laranja do Estado de São Paulo foi o da amostragem duplamente estratificada, empregando-se a área da cultura como variá-

⁵Em 2005, em termos de divisas, as exportações de sucos de laranjas congelados e não fermentados estavam na oitava posição dos principais produtos exportados pelo Brasil, atingindo US\$755,2 milhões, preço FOB, o que representou quase 2,0% do total nacional, segundo a Secretaria Econômica do Ministério da Fazenda (SECEX, 2005).

vel básica para o dimensionamento.

Para obtenção da primeira estratificação, denominada estrato geográfico, realizou-se análise de agrupamento, procurando reunir dentro de cada grupo os municípios similares, tomando por base as informações da produção de laranja (em caixa de 40,8kg) e dos números de pés de laranja em produção e novos (sem produção), em 467 municípios (onde ocorre a cultura) constantes da previsão e estimativa das safras agrícolas do Estado de São Paulo, entre 2000 e 2004 (BANCO IEA, 2005).

Para formar os estratos geográficos, utilizou-se o método hierárquico da ligação completa (ou vizinho mais distante), em que a distância entre dois grupos é determinada como a máxima distância entre uma observação em um grupo e uma observação em outro grupo. Em cada estágio do processo de agrupamento calculou-se uma medida de distância para todos os pares de grupos, sendo, então, combinados em um único grupo aqueles que apresentaram menor valor da distância, isto é, menor valor máximo (MINGOTI, 2005). Assim, o algoritmo aglomerativo geral novamente iniciou-se procurando a menor distância $D=\{d_{ik}\}$ e juntando os objetos correspondentes, tais como U e V , em um grupo (UV). No passo seguinte, as distâncias entre (UV) e qualquer outro grupo W foram calculadas por $d_{(UV)W} = \max\{d_{UV}, d_{VW}\}$, em que d_{UV} e d_{VW} são as distâncias entre os membros mais distantes dos grupos U e W e dos grupos V e W , respectivamente (JOHNSON e WICHERN, 1998). Para a realização desta análise, utilizou-se o procedimento *cluster* do SAS (SAS INSTITUTE INC., 2005).

Na segunda estratificação, denominada estrato de área, foram definidas: a) para a primeira amostra, quatro classes: (0-62,5ha), [62,5-125ha), [125-250ha), e acima de 250ha; b) para a segunda, amostra seis classes: (0-1ha), [1-31,2ha), [31,2-62,5ha), [62,5-125ha), [125-250ha), e acima de 250ha; c) para a terceira amostra, sete classes: (0-1ha), [1-31,2ha), [31,2-62,5ha), [62,5-125ha), [125-250ha), [250-625ha), e acima de 625ha; e d) para a quarta amostra, oito classes: (0-1,5ha), [1,5 a 15,6ha), [15,6 a 31,2ha), [31,2 a 62,5ha), [62,5 a 125ha), [125 a 250ha), [250 a 625ha), e acima de 625ha.

Os limites das classes dos estratos de área foram fixados baseando-se em informações presentes na literatura. Sala (2003) classificou as propriedades como pequenas (menor que 50ha), médias (de 50ha a 200ha), grandes (de 200ha a 1.000ha) e muito grandes (maior que 1.000ha). Amaro e Maia (1997) classificaram as propriedades como pequenas (de 0,6ha a 62,5ha), médias (de 62,5ha a 312,5ha) e grandes (maiores que 312,5ha). Maia (1996) considerou como comerciais os pomares acima de 1,5ha e definiu sete classes de área, a saber: primeira de 0 a 1,5ha; segunda, de 1,5ha a 15,6ha; terceira, de 15,6ha a 37,5ha; quarta, de 37,5ha a 62,5ha; quinta, de 62,5ha a 125ha; sexta, de 125ha a 312,5ha; e sétima acima de 312,5ha.

Dessa maneira, foram estudadas quatro amostras, com o mesmo estrato geográfico e com estratos de área contendo quatro, seis, sete e oito classificações, denominadas, respectivamente, amostra 1, amostra 2, amostra 3 e amostra 4.

Para o cálculo do tamanho da amostra estratificada considerando a localização geográfica e as classes de área, usou-se a expressão, conforme Carvalho (1997):

$$n = \frac{\sum_{h=1}^H N_h^2 S_h^2}{N^2 V^2 + \sum_{h=1}^H N_h S_h^2}$$

em que:

N_h é o tamanho do estrato h ;

S_h^2 é a variância do estrato h , dada por

$S_h^2 = [I/(N_h - I)] \sum_{i=1}^{N_h} (Y_{hi} - \bar{Y}_h)^2$, em que média do

estrato h foi dada por $\bar{Y}_h = (I/N_h) \sum_{i=1}^{N_h} Y_{hi}$, com Y_{hi} o i -ésimo dado do h -ésimo estrato;

N é o tamanho do universo, dado por $N = \sum_{h=1}^H N_h$;

V^2 é o erro desejado (neste trabalho aceitou-se erro de amostragem de 1%).

O procedimento utilizado para a distribuição dos elementos nos estratos foi o da alocação proporcional ao tamanho dos estratos (n_h), isto é, ao número de UPAS em cada estrato, utilizando-se

$n_h = nW_h = n(N_h/N)$, em que W_h é o peso (proporção) do estrato h , dado por $W_h = N_h/N$ com $\sum_{h=1} W_h = 1$.

Os cálculos necessários para os procedimentos amostrais foram realizados no SAS (SAS INSTITUTE INC., 2005). Para tanto, utilizaram-se as informações de 31.421 UPAS produtoras comerciais e não comerciais de laranja, contidas no Levantamento Censitário de Unidades de Produção Agropecuária, da Coordenação de Assistência Técnica Integral (CATI) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (SAA/SP), atualizado entre 1998 e 2003.

A fim de conhecer a distribuição relativa das médias e dos erros de amostragem e investigar qual das quatro amostras produziria estimativas mais precisas, foi realizado um estudo de Monte Carlo com 2.500 iterações, empregando uma variação da técnica de *bootstrap* (EFRON e TIBSHIRANI, 1985; PETERS e FREEDMAN, 1985). Neste estudo, as quatro amostras foram simuladas dentro do cadastro, considerando a média populacional de área e o número de elementos calculados para cada uma delas. Essa simulação foi realizada no SAS (SAS INSTITUTE INC., 2005).

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise de agrupamento dos 467 municípios paulistas produtores de laranja resultou em 10 estratos geográficos (grupos) compostos por: 418 municípios (estrato geográfico 1); 13 municípios (estrato geográfico 2); 14 municípios (estrato geográfico 3); 10 municípios (estrato geográfico 4); 6 municípios (estrato geográfico 5); 2 municípios (estrato geográfico 6); 1 município (estrato geográfico 7); 1 município (estrato geográfico 8); 1 município (estrato geográfico 9); 1 município (estrato geográfico 10) (Figura 1).

Essa análise proporcionou a reunião de municípios com características semelhantes, de produção, pés em produção e novos, em um mesmo grupo. Tal fato pode ser observado nos gráficos de *box plot*, que ilustram posição, assimetria, dispersão e dados discrepantes das variáveis em questão (BUSSAB e MORETTIN, 2003). Os municípios dos estratos geográficos

1, 2 e 3 têm os menores valores para as variáveis produção e pés em produção, seguidos daqueles dos estratos 4, 5 e 6 e, finalmente, os maiores estão presentes nos estratos 7, 8 e 9. Nos estratos geográficos 4, 8 e 9 verificaram-se números elevados de pés novos. O estrato geográfico 10 deve ser ressaltado em virtude de apresentar os maiores valores nas três variáveis (Figura 2).

Os resultados dos cálculos das amostras, após serem definidos os dez estratos geográficos e as classes de área, encontram-se na tabela 1. Os tamanhos amostrais representaram, respectivamente para as quatro amostras, 4,2%, 2,6%, 1,8% e 2,1% do número total de UPAS presentes no cadastro (Tabela 2).

As classificações de área foram redistribuídas a partir da amostra 2, pois, na amostra 1, devido à grande variabilidade dos elementos, mais de 50% das UPAs foram alocadas nas classes contendo as menores e as maiores áreas. Esta segmentação promoveu uma distribuição mais uniforme dos elementos nas amostras (Tabela 1). Nas amostras 3 e 4 optou-se por realizar censo na última classe de área (UPAs com área cultivada de laranja acima de 625ha) em virtude da elevada variância dos elementos. Seriam obtidos poucos ganhos nos erros amostrais caso se decidisse por mais segmentações nessa classe.

De posse dos números de elementos de cada uma das amostras, os resultados das simulações das 2.500 amostras para cada cenário indicaram que as estimativas das médias de área apresentaram alta frequência de ocorrência próxima à média verdadeira (26,21ha), fator positivo no que diz respeito à precisão dessas estimativas. Quanto à assimetria (s), verificou-se que as distribuições foram aproximadamente simétricas para todas as amostras, porém com as amostras 1 ($s=-0,0071$) e 2 ($s=-0,0047$) contendo valores um pouco mais concentrados à direita, e as amostras 3 ($s=0,0294$) e 4 ($s=0,0068$) valores um pouco mais concentrados à esquerda (Figura 3).

Percebeu-se, também, que as maiores concentrações de frequência dos coeficientes de variação encontraram-se em torno de: 1,55-1,61 (amostra

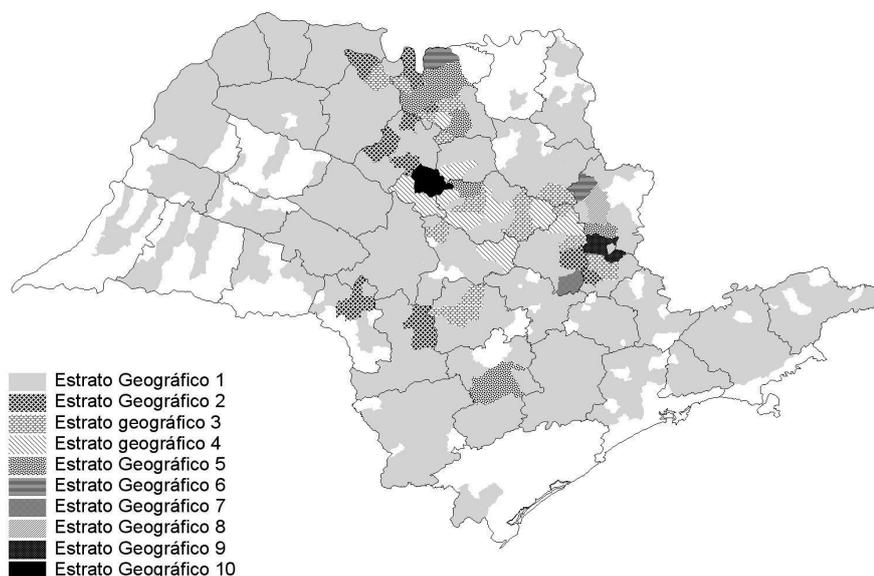


Figura 1 - Municípios Produtores de Laranja das Regiões Agrícolas por Estrato Geográfico, Estado de São Paulo, 2000-2004. Fonte: Dados da pesquisa.

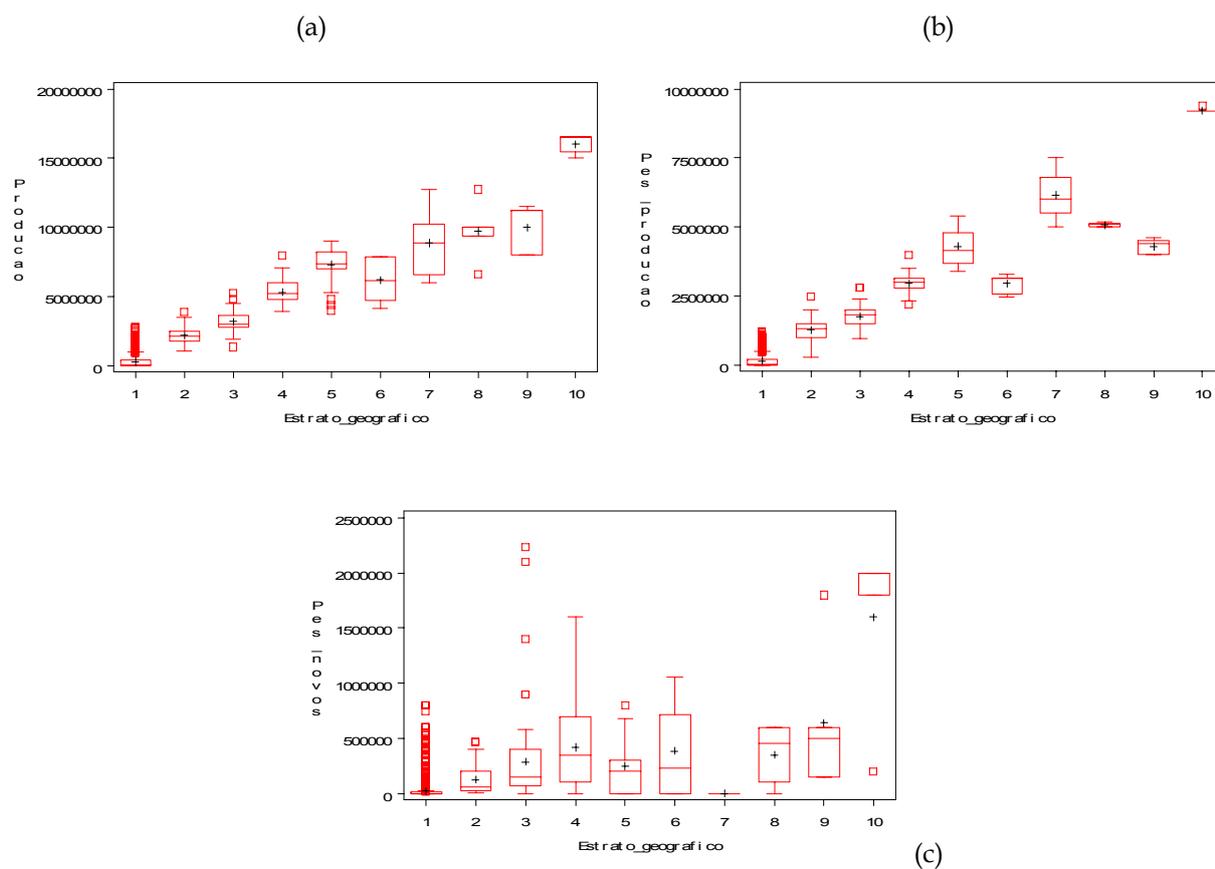


Figura 2 - Box Plots das Variáveis Produção (a), Pés em Produção (b) e Pés Novos (c) de Laranja, Estado de São Paulo, 2000-2004. Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 1 - Tamanho das Amostras por Estrato Geográfico e de Área, Estado de São Paulo

Estrato de área	Estrato geográfico										Soma	Coeficiente de variação
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
Amostra 1												
[0-62,5)	400	88	73	82	66	2	31	6	6	41	795	
[62,5-125)	19	6	7	7	8	2	2	2	2	3	58	
[125-250)	20	6	5	8	8	2	2	2	2	2	57	
> 250	128	42	65	66	70	18	2	12	11	6	420	
Soma	567	142	150	163	152	24	37	22	21	52	1.330	1,39
Amostra 2												
[0-1)	3	2	2	2	2	1	2	2	2	2	20	
[1-31,2)	112	33	26	29	20	2	14	2	2	14	254	
[31,2-62,5)	13	5	5	5	5	2	2	2	2	3	44	
[62,5-125)	14	4	5	6	6	2	2	2	2	2	45	
[125-250)	15	5	4	6	6	2	2	2	2	2	46	
> 250	128	34	65	66	70	18	2	9	11	5	408	
Soma	285	83	107	114	109	27	24	19	21	28	817	1,39
Amostra 3												
[0-1)	3	2	2	2	2	1	2	2	2	2	20	
[1-31,2)	107	32	25	28	19	2	14	2	2	14	245	
[31,2-62,5)	12	4	4	5	5	2	2	2	2	3	41	
[62,5-125)	13	4	5	5	6	2	2	2	2	2	43	
[125-250)	15	5	4	6	6	2	2	2	2	2	46	
[250-625)	17	4	9	8	9	3	2	2	2	2	58	
> 625	26	9	21	24	15	5	-	5	2	3	110	
Soma	193	60	70	78	62	17	24	17	14	28	563	1,48
Amostra 4												
[0-1,5)	4	2	2	2	2	1	2	2	2	2	21	
[1,5-15,6)	32	10	7	7	5	2	5	2	2	4	76	
[15,6-31,2)	10	4	3	4	3	2	2	2	2	2	34	
[31,2-62,5)	10	4	4	4	4	2	2	2	2	3	37	
[62,5-125)	11	3	4	4	5	2	2	2	2	2	37	
[125-250)	12	4	3	5	5	2	2	2	2	2	39	
[250-625)	102	33	44	42	55	13	2	7	9	8	315	
> 625	26	9	21	24	15	5	-	5	2	3	110	
Soma	207	69	88	92	94	29	17	24	23	26	669	1,28

Fonte: Dados da pesquisa.

1); 1,35-1,41 (amostra 2); 1,42-1,48 (amostra 3); e 1,21-1,29 (amostra 4). Esses valores, apesar de estarem acima de 1%, mostraram-se coerentes com aqueles obtidos nos cálculos das amostras. Quanto à assimetria, verificou-se que todas as amostras apresentaram distribuição um pouco assimétrica, com valores um pouco mais concentrados à direita. Os valores de assimetria para as amostras 1, 2, 3 e 4 foram, respectivamente, -0,0662, -0,1116, -0,0847 e -0,0736 (Figura 3).

Em trabalho realizado por Santos et al. (1987), foram calculadas amostras das propriedades citricolas paulistas considerando-se como variável básica o número total de pés plantados e utilizando-se três

delineamentos distintos: amostragem casual simples; amostragem duplamente estratificada, por região administrativa (Divisão Regional Agrícola - DIRA) e tamanho (número de pés); e amostragem triplamente estratificada, por região administrativa (DIRA), tamanho (número de pés) e grupo (valor da produção da citricultura municipal). Os resultados obtidos apontaram como a mais indicada a amostra triplamente estratificada, com 583 elementos, em uma população de 18.277 citricultores, e erro amostral de 1%.

Comparando-se os dois trabalhos, verificou-se que eles convergiram quanto ao número de elementos, ambos em torno de 600 para as amostras

Tabela 2 - Tamanho da População por Estrato Geográfico e de Área, Estado de São Paulo

Estrato de área	Estrato geográfico										Soma
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	População 1										
[0-62,5)	15.791	3.090	2.389	2.688	1.969	77	1.294	151	190	1.365	29.004
[62,5-125)	449	147	157	187	193	20	18	33	32	75	1.311
[125-250)	255	77	66	103	98	22	7	13	16	24	681
> 250	128	42	65	66	70	18	2	12	11	11	425
Soma	16.623	3.356	2.677	3.044	2.330	137	1.321	209	249	1.475	31.421
	População 2										
[0-1)	6.124	136	106	125	129	1	28	9	25	10	6.693
[1-31,2)	8.836	2.635	1.960	2.215	1.489	57	1.191	106	133	1.128	19.750
[31,2-62,5)	831	319	323	348	351	19	75	36	32	227	2.561
[62,5-125)	449	147	157	187	193	20	18	33	32	75	1.311
[125-250)	255	77	66	103	98	22	7	13	16	24	681
> 250	128	42	65	66	70	18	2	12	11	11	425
Soma	16.623	3.356	2.677	3.044	2.330	137	1.321	209	249	1.475	31.421
	População 3										
[0-1)	6.124	136	106	125	129	1	28	9	25	10	6.693
[1-31,2)	8.836	2.635	1.960	2.215	1.489	57	1.191	106	133	1.128	19.750
[31,2-62,5)	831	319	323	348	351	19	75	36	32	227	2.561
[62,5-125)	449	147	157	187	193	20	18	33	32	75	1.311
[125-250)	255	77	66	103	98	22	7	13	16	24	681
[250-625)	102	33	44	42	55	13	2	7	9	8	315
> 625	26	9	21	24	15	5	0	5	2	3	110
Soma	16.623	3.356	2.677	3.044	2.330	137	1.321	209	249	1.475	31.421
	População 4										
[0-1,5)	6.821	193	157	181	154	1	47	14	27	19	7.614
[1,5-15,6)	6.365	1.959	1.346	1.475	931	18	946	69	86	734	13.929
[15,6-31,2)	1.774	619	563	684	533	39	226	32	45	385	4.900
[31,2-62,5)	831	319	323	348	351	19	75	36	32	227	2.561
[62,5-125)	449	147	157	187	193	20	18	33	32	75	1.311
[125-250)	255	77	66	103	98	22	7	13	16	24	681
[250-625)	102	33	44	42	55	13	2	7	9	8	315
> 625	26	9	21	24	15	5	0	5	2	3	110
Soma	16.623	3.356	2.677	3.044	2.330	137	1.321	209	249	1.475	31.421

Fonte: Dados da pesquisa.

recomendadas, e ao erro amostral, cerca de 1%. Porém, este trabalho apresentou uma nova abordagem no que diz respeito à estratificação geográfica, realizada por meio da análise de agrupamento, e utilizando municípios ao invés da região administrativa (DIRA), sendo os primeiros mais homogêneos. Além disso, com essa estratificação atual é possível obter estimativas para os principais municípios produtores.

4 - CONCLUSÕES

As quatro amostras apresentam resultados satisfatórios no que diz respeito à precisão e acurácia das estimativas. Entretanto, a amostra 4 pode ser mais indicada por proporcionar a combinação de menores coeficientes de variação, quando se observam os resultados das simulações e número reduzido de imóveis rurais

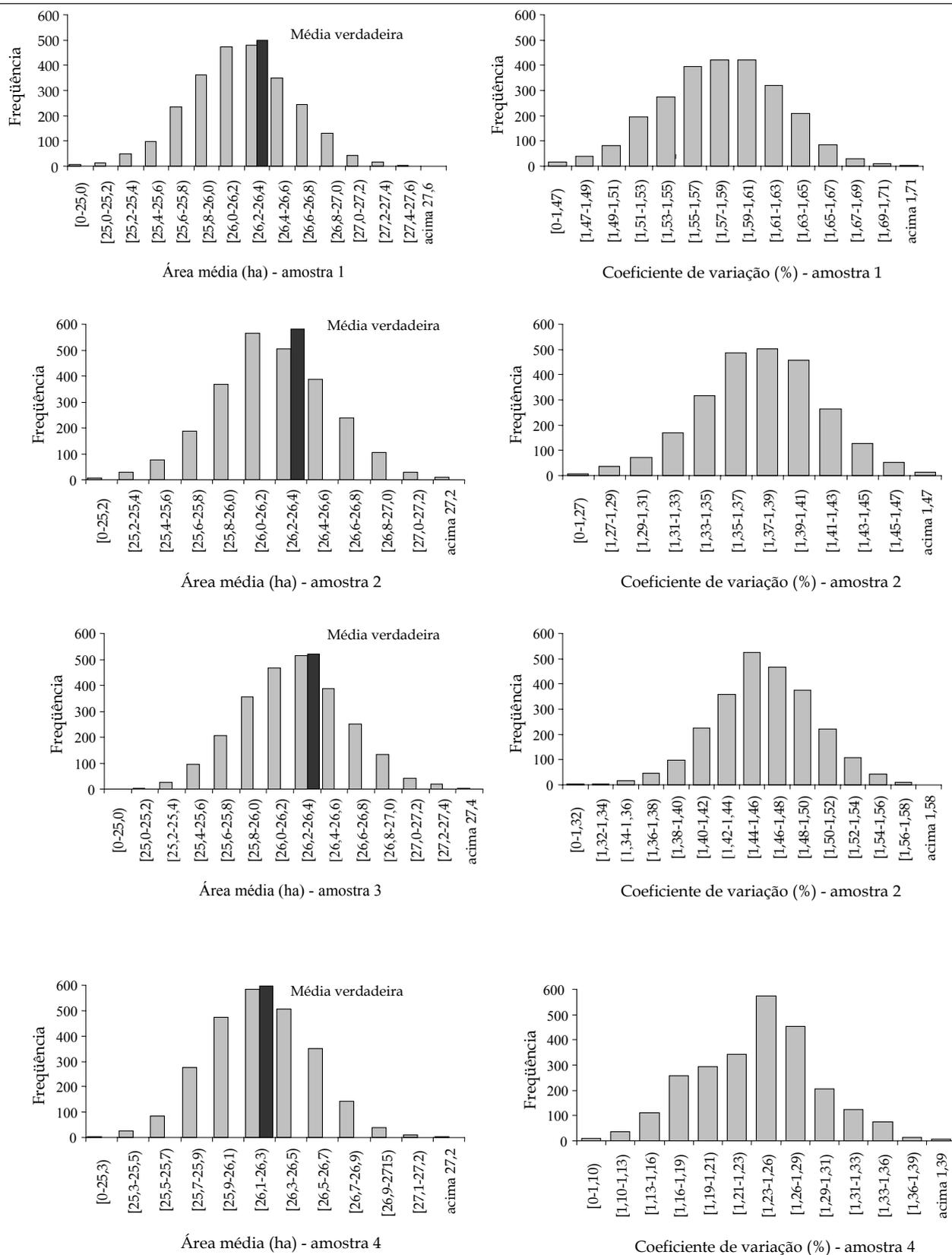


Figura 3 - Distribuição de Frequência da Média de Área e do Coeficiente de Variação para as Amostras
 Fonte: Dados da pesquisa.

produtores de laranja a serem visitados, fato que certamente diminuirá, de maneira considerável, o custo de um levantamento probabilístico.

A estratificação geográfica, por meio da análise de agrupamento, proporcionou regionalização dos resultados e segregou os municípios mais importantes quanto à produção e à produtividade dos pomares citrícolas paulistas.

A estratificação de área, que promoveu maior diferenciação nos limites inferior e superior das categorias de área, ou seja, que utilizou uma classe de produtores não comerciais (até 1,5ha) e uma classe censitária dos produtores com área acima de 625ha, contribuiu para diminuir a variabilidade amostral.

LITERATURA CITADA

- AMARO, A. A.; MAIA, M. L. Produção e comércio de laranja e suco no Brasil. *Laranja*, Cordeirópolis, v. 18, n. 1, p. 1-26, 1997.
- BANCOIEA. **Previsões e estimativas das safras agrícolas do estado de São Paulo**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>>. Acesso em: 20 jul. 2005.
- BOLFARINE, H.; BUSSAB, W. O. **Elementos de amostragem**. São Paulo: Edgard Blücher, 2005. 274 p.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 5.ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 526 p.
- CARVALHO, J. F. de. Elementos de amostragem. In: CONGRESSO DOS USUÁRIOS SAS, 6., 1997, São Paulo.
- CASER, D. V.; AMARO, A. A. Evolução da produtividade na citricultura paulista. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 34, n. 10, p. 7-12, out. 2004.
- _____. et al. Previsões e estimativas das safras agrícolas do estado de São Paulo, ano agrícola 2005/06, intenção de plantio e levantamento final, ano agrícola 2004/05, setembro de 2005. _____, *São Paulo*, v. 35, n. 11, p. 108-124, nov. 2005.
- EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. The bootstrap method for assessing statistical accuracy. *Behaviormetrika*, n. 17, p. 1-35, 1985.
- FRANCISCO, V. L. DOS S.; PINO, F. A. Estratificação de unidades de produção agrícola para levantamentos por amostragem no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, t. 1, p. 79-110, 2000.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Produção agrícola municipal**. Rio de Janeiro, 2005. Disponível em: <www.sidra.ibge.gov.br> Acesso em: 2 fev. 2006.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 4. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1998. 816 p.
- MAIA, M. L. Citricultura paulista: evolução, estrutura e acordos de preços. São Paulo: IEA, 1996. 155 p. (Coleção Estudos Agrícolas).
- MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 295 p.
- OLIVETTE, M. P. DE A. et al. Uso do solo agrícola paulista e sua distribuição regional, 1990-2001. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 33, n. 10, p. 41-77, out. 2003.
- PETERS, S. C.; FREEDMAN, D. A. Using the bootstrap to evaluate forecasting equations. *Journal of Forecasting*, v. 4, p. 251-262, 1985.
- PINO, F. A. et al. (Orgs.). **Levantamento censitário de unidades de produção agrícola no estado de São Paulo**. São Paulo: IEA/CATII/SAA, 1997. 4v. 1996p.
- SALA, S. P. **Qualidade fitossanitária**: proposição de um modelo para gestão da prevenção do cancro cítrico na produção de laranjas no Estado de São Paulo. 2003. 188 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de São Carlos.
- SANTOS, V. L. F. dos. et al. Dimensionamento de amostra para levantamento da citricultura paulista. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 11, n. 1, p. 15-21, 1987.
- SAS INSTITUTE INC. **SAS OnlineDoc version eight**. 2005. Disponível em: <<http://v8doc.sas.com/sashtml/>>. Acesso em: 13 jul. 2005.
- SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR – SECEX. **Balança comercial de São Paulo, dezembro de 2005**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/comex/bal-dez05.php>>. Acesso em: 1 fev. 2006.
- TSUNECHIRO A. et al. Valor da produção agropecuária do estado de São Paulo em 2005: estimativa preliminar. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 35, n. 10, p. 42-52, out. 2005.

Recebido em 03/03/2006. Liberado para publicação em 18/05/2006.