

# **USO DO MÉTODO DA REGRESSÃO MÚLTIPLA NA OTIMIZAÇÃO DE UNIDADES AMOSTRAIS EM LEVANTAMENTOS BOTÂNICOS DO ESTRATO ARBUSTIVO-ARBÓREO EM SOLOS BRUNO NÃO CÁLCICOS DO ESTADO DE PERNAMBUCO**

**ANTONIO JOSÉ NUNES DE VASCONCELOS**  
Prof. do Dep. de Ciência Florestal da UFRPE.

**JOSÉ ANTONIO ALEIXO DA SILVA**  
Prof. do Dep. de Ciência Florestal da UFRPE.

Este trabalho foi desenvolvido em áreas do semi-árido de Pernambuco tendo como objetivo otimizar áreas e formas de unidades amostrais em levantamentos botânicos, através do método da regressão múltipla. Foram instaladas seis unidades amostrais de 400 m<sup>2</sup> (20x20m) pelo sistema inteiramente aleatório, seguindo-se o esquema representativo das diferentes combinações de variação dimensional de 25 a 400 m<sup>2</sup>. O emprego do método apresentou resultados de unidades amostrais com áreas negativas, o que implicou em sua modificação. Os resultados obtidos indicaram que devem ser usadas unidades amostrais de 120 m<sup>2</sup> (6x20m) quando a variável resposta era o número de indivíduos, e 200 m<sup>2</sup> (20x10m) quando a variável resposta era número de espécies.

## **INTRODUÇÃO**

Determinações e estimativas de vários parâmetros de uma população vegetal, entre eles volume, número de indivíduos, número de espécies, etc., podem ser feitas pela medição de todos seus indivíduos através de um censo ou pela medição de parte da população, mediante a utilização de um conjunto representativo de unidades de amostra (Neto et al. 1981).

Dentre as unidades de amostra, encontramos áreas, formas e arranjos que melhor representem as diversas condições de variação da população, o que possibilita inventariar cada uma delas com maior precisão e menor custo, bem como obter uma série de informações imprescindíveis à elaboração de planos de ordenamento florestal. Um problema de ordem prática, que geralmente surge no planejamento de um inventário, reside na determinação da unidade padrão de coleta de dados, sendo necessária a sua caracterização no que se refere área, forma e número. Segundo Neto &

Brena (1993), área e forma de unidades amostrais têm sido escolhidas mais pela praticidade e operacionalidade dos trabalhos de campo, do que qualquer outro critério. Entretanto, Scolforo et al. (1993), considera que a decisão na escolha do tamanho e forma de unidade amostral não deve basear-se apenas na preferência do planejador, mas sim, em uma pesquisa específica para as condições da região em estudo.

O objetivo do presente estudo é analisar e estimar áreas, formas e números de unidades amostrais que melhor representam um população vegetal no semi-árido do Estado de Pernambuco, em locais onde predomina solos brunos não cálcicos, em termos de uma estrutura quali-quantitativa, para serem utilizadas no desenvolvimento de planos de inventários florísticos e/ou levantamentos botânicos, utilizando o método da regressão múltipla.

## REVISÃO DE LITERATURA

A melhor área e forma de unidade amostral é aquela que produz um alto grau de precisão, com custo reduzido (Freese, 1962; Prodan, 1968). O princípio para a escolha da área e da forma da unidade amostral deve considerar uma unidade amostral suficientemente grande para incluir um número representativo de árvores, mas pequena bastante para garantir o tempo mínimo de mensuração (Higuchi et al. 1983). Segundo Freese (1967), o objetivo ao planejar um levantamento florestal deveria ser de tomar observações suficientes para obter a precisão desejada, isto é, a adotado no planejamento amostral.

Pearce (1983) apud Gomes (1984), comentou que no caso específico de árvores, para economizar áreas deve-se usar unidades amostrais pequenas e, para economizar trabalhos especializados, deve-se preferir unidades amostrais maiores. Para uma determinada intensidade amostral freqüentemente as unidades amostrais menores são mais eficientes que as grandes, existindo uma tendência ao aumento de precisão, desde que o número de unidades amostrais independentemente seja elevado (Husch et al., 1972). Segundo Prodan (1968), um grande número de unidades amostrais pequenas geralmente representa melhor a variação de uma população do que um pequeno número de unidades amostrais maiores. Bhattacharyya & Johnson (1977), argumentam que o aumento do número de unidades amostrais acarreta maiores custos e maior consumo de tempo, tanto nas operações de campo como no processamento de dados. Unidades amostrais muito grandes tendem a apresentar menor variabilidade; porém, em certas circunstâncias, o processo pode tornar-se oneroso em relação ao elevado número de elementos a serem observados (Silva, 1977).

A bibliografia sobre estimação de área ótima de unidades amostrais é relativamente abundante, especialmente no que se refere a plantas anuais. Oliveira & Biava (1982) publicaram uma revisão de literatura muito apurada sobre o assunto.

No Brasil, várias áreas e formas de unidades amostrais têm sido usadas em inventários, porém, em muitos casos, unidades amostrais que proporcionassem estimativas precisas e eficientes não têm sido consideradas (Neto et al., 1984).

Nas chamadas matas xerófilas decíduas ou caatingas, alguns inventários florestais foram realizados. Tavares et al. (1969) realizaram um inventário florestal no município de São José Belmonte utilizando 05 (cinco) unidades amostrais de 1000 m<sup>2</sup> (20x50m). Já no inventário florestal do Estado de Alagoas, Tavares et al. (1975), utilizaram o sistema de amostragem sistemática com 50 (cinqüenta) unidades amostrais de 01 (um) hectare cada, distribuídas nos Municípios de São José dos Campos, Chã de Pilar, Colônia Leopoldina e União dos Palmares. Ururahy & Filho (1984) em trabalho realizados pelo RADAM BRASIL, objetivando uma avaliação mais apuradas dos recursos vegetais arbóreos da caatinga nordestina, fizeram um levantamento estratificado da região a nível de formações dominantes: estepe arbórea e estepe arbórea densa usando parcelas de 200 m<sup>2</sup> (10mx20m). Lima (1984), trabalhando na caatinga, estudou a fitomassa disponível das espécies arbóreas em unidades amostrais de 100 m<sup>2</sup> (10mx10m), repetidas 16 vezes. Para espécies arbustivas adotou subparcelas 0,5 m<sup>2</sup> (2mx0,25m) repetidas 32 vezes. Santos (1987), em um levantamento fito-sociológico no local objeto do presente estudo, usou unidades amostrais de 100 m<sup>2</sup> (10mx10m) para plantas lenhosas e sub-lenhosas e de 1 m<sup>2</sup> (1mx1m) para plantas herbáceas. Lima et al. (1993), estudando a recuperação da caatinga submetida ao manejo para produção de lenha, utilizaram 9 unidades amostrais de áreas de 10 m<sup>2</sup> (2,0mx5,0m) por cada faixa considerada. Nos trabalhos supracitados, critérios para escolha da área, forma mais eficiente não estão citados.

Lira (1979), revisando autores que estudaram os aspectos fisionômicos da caatinga, comenta que estes tiveram o objetivo comum de distinguir tipos de comunidades vegetais da caatinga, desprezando o emprego de métodos estatísticos, o que não é ideal em um processo científico.

Smith (1938), apresentou um método para estimar áreas ótimas de unidades amostrais, o qual relacionava variância do parâmetro considerado e área da unidade amostral, através de um coeficiente de variabilidade do solo (b), ajustado pôr uma equação de regressão simples.

Posteriormente foi desenvolvido o método da regressão múltipla baseado no método da máxima curvatura. Como qualquer unidade

amostral tem geralmente duas dimensões (comprimento e largura), a variação de erro experimental é função da magnitude dessas duas dimensões. Portanto, através de um conjunto de unidades amostrais pode-se gerar novas unidades amostrais de diferentes dimensões de acordo com uma estrutura fatorial, onde a resposta de qualquer unidade amostral maior é a soma das unidades amostrais unitárias conjugadas (Hach & Morales, 1976; Lugo, 1977).

Neste mesmo método, a variável resposta (dependente) é o coeficiente de variação (CV), obtido de um conjunto fatorial, cuja superfície de resposta é representada pelo modelo de regressão linearmúltipla:

$$CV_1 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 X_2^2 + \beta_5 X_1 X_2 + \xi_1$$

Onde:  $CV_1$  = Coeficiente de variação da unidade amostral de largura  $X_1$  e comprimento  $X_2$

$X_1$  = largura da unidade amostral

$X_2$  = comprimento da unidade amostral

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_5$  = coeficientes da regressão

$\xi_1$  = erro aleatório

Para se encontrar a unidade amostral de área ótima, obtêm-se as derivadas parciais da equação em relação a  $X_1$  e  $X_2$ , igualando-se geralmente a (-1). Resolvido o sistema de equações resultantes das derivadas parciais, encontram-se os valores ótimos de  $X_1$  e  $X_2$ , que fornecem a forma e o tamanho ideal da unidade amostral a ser considerada ótima.

Silva et al. (1984), além do procedimento descrito, fizeram estimativas de  $X_1$  e  $X_2$  através do estudo das superfícies ajustadas com gráficos de contornos.

Um problema que pode surgir em tal método corresponde a valores negativos para  $X_1$  e ou  $X_2$ . Em tais casos, deve-se mudar os valores de (-1) das derivadas parciais para outros valores que geralmente são determinados pela experiência do pesquisador. Processos de simulação para igualar as derivadas a diferentes valores podem ser valiosos nestes casos.

## MATERIAL E MÉTODOS

A região semi-árida do Brasil incluída na área circunscrita pelo polígono das secas. Climaticamente a região está demarcada, abrangendo

de forma grosseira a área limitada pela isoeta de 1000 mm, onde se instala o domínio das caatingas (Andrade Lima, 1966).

Para execução deste estudo, instalaram-se aleatoriamente 06 (seis) unidades amostrais de 400 m<sup>2</sup> (20mx20m) em áreas localizadas no polígono das secas, na microrregião de Salgueiro, Pernambuco. Três unidades amostrais foram instaladas no município de Terra Nova e as restantes no município de Parnamirim, que apresentaram uma precipitação média anual de 585,4mm com clima BSh de Koeppen. A região caracteriza-se por um relevo suave ondulado com predominância de solos brunos não cálcicos.

Jacomine et al. (1973), descreveram os solos brunos não cálcicos como solos com B textural, não hidromorfos e com argilas de alta atividade, cores avermelhas moderada, apresentando geralmente caráter abrupto, a superfície coberta por cascalho e calhau de quartzo constituindo um pavimento desértico, sendo característico de áreas pediplanadas do semi-árido nordestino, onde ocupam os trechos mais dessecados, quase sempre associados a solos litólicos ou planossolos solódicos.



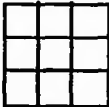
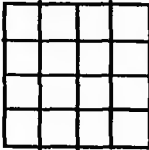




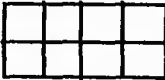

Após selecionada a área de estudo, por ser bastante homogênea e menos devastada possível, para representar a vegetação da caatinga, foram instaladas as diferentes áreas e formas de unidades amostrais utilizadas no estrato arbustivo-arbóreo.

A figura 1 mostra o esquema representativo das diferentes combinações de unidades amostrais quadradas e retangulares utilizadas.

Para cada unidade amostral de área equivalente a 400 m<sup>2</sup>, seguiu-se o esquema representativo das diferentes combinações de variação dimensional de 25 a 400 m<sup>2</sup>, com formas quadradas e retangulares para o estrato arbustivo-arbóreo. Na quantificação e mensuração dos indivíduos, para melhor nortear o desempenho dos trabalhos de campo, adotaram-se critérios com relação à altura, onde foram quantificados e mensurados os indivíduos que apresentaram altura igual ou superior a 1,0 (um) metro.

Em cada tipo de unidade amostral, foram contados os números de indivíduos e de espécies existentes. Com base nos resultados obtidos, os coeficientes de variação foram estimados.

FIGURA 1 - Esquema representativo das diferentes combinações de unidades amostrais quadradas e retangulares.

COMBINAÇÕES	UNIDADES AMOSTRAIS
	Quadrada 25 m <sup>2</sup> (5m x 5m)
	Quadrada 100 m <sup>2</sup> (10m x 10m)
	Quadrada 225 m <sup>2</sup> (15m x 15m)
	Quadrada 400 m <sup>2</sup> (20m x 20m)
	Retangular 50 m <sup>2</sup> (5m x 10m)
	Retangular 75 m <sup>2</sup> (5m x 15m)
	Retangular 100 m <sup>2</sup> (5m x 20m)
	Retangular 150 m <sup>2</sup> (10m x 15m)
	Retangular 200 m <sup>2</sup> (10m x 20m)
	Retangular 300 m <sup>2</sup> (15m x 20m)

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos para número de indivíduos e número de espécies encontram-se na tabela 1.

Tabela 1- Valores de área, comprimento e largura de unidades amostrais usados e coeficientes de variação encontrados.

Área (m <sup>2</sup> )	X <sub>1</sub> (m)	X <sub>2</sub> (m)	N	Indivíduos	Espécies	CVI%	CVE%
25	5	5	96	20	4	47,14	43,76
50	5	10	48	40	5	40,84	32,94
75	5	15	30	59	7	39,59	31,92
100	5	20	24	79	8	37,60	29,62
100	10	10	24	79	8	38,21	28,35
150	10	15	12	114	10	40,57	27,35
200	10	20	12	160	10	34,19	30,79
225	15	15	6	168	11	48,91	29,88
300	15	20	6	233	13	43,19	29,33
400	20	20	6	318	14	35,07	31,29

Onde: X<sub>1</sub> = largura da unidade amostral

X<sub>2</sub> = comprimento da unidade amostral

N = número de unidades amostrais mensuradas

Indivíduos = média do número de indivíduos encontrados por unidade amostral

Espécies = média do número de espécies encontradas por unidade amostral

CVI% = coeficiente de variação para número de indivíduos

CVE% = coeficiente de variação para número de espécies.

Os coeficientes do modelo de regressão linear múltipla:

$$CV_1 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 X_2^2 + \beta_5 X_1 X_2 + \xi_1$$

foram estimados pelo método dos mínimos quadrados, ponderando-se o modelo pelo número de unidades amostrais mensuradas (N). Os resultados obtidos foram os que se seguem:

## a) Número de indivíduos

$CVI\% = 55,5118 - 0,4288X_1 - 1,6502X_2 + 0,0132X_1^2 + 0,0385X_2^2 + 0,0134X_1X_2$   
com a seguinte análise da variância (tabela 2).

Tabela 2 - Análise da variância para o número de indivíduos.

FV	GL	SQ	QM	F	R <sup>2</sup>
Regressão	5	3543,5062	708,7012	133,83**	0,72
Resíduo	258	1366,3134	5,2958		
Total	263	4909,8196			

Onde: FV = fonte de variação

GL = graus de liberdade

SQ = soma de quadrados

QM = quadrados médios

F = teste de F

R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação

\*\* = significativo a nível de 1% de probabilidade

## b) número de espécies

$CVE\% = 67,8488 - 2,1373X_1 - 3,7740X_2 + 0,0205X_1^2 + 0,0992X_2^2 + 0,0871X_1X_2$

com a seguinte análise da variância (tabela 3).

Tabela 3 - Análise da variância para o número de espécies.

FV	GL	SQ	QM	F	R <sup>2</sup>
Regressão	5	10505,7684	2101,1537	1417,53**	0,96
Resíduo	258	382,4230	1,4823		
Total	263	10888,1914			

O próximo passo seria derivar as equações obtidas em função de  $X_1$  e  $X_2$ , respectivamente, e igualá-las a valores de  $K$  (geralmente - 1,0) para se obter os valores ótimos de  $X_1$  e  $X_2$ , e por conseguinte, às áreas ótimas das unidades amostrais. Segundo Hach & Morales (1976), os valores de  $K$  são fixados independentemente com base no decréscimo da variabilidade da característica estudada em relação ao aumento da magnitude das dimensões da unidade amostral, ou de outros critérios preestabelecidos pelos pesquisadores. Entretanto, algumas vezes, tais relações proporcionam valores negativos para  $X_1$  e  $X_2$ , o que não faz sentido, pois não existe área negativa. Nessa situação os mesmos autores recomendam modificar este procedimento e trabalhar com o modelo na forma canônica. Tal procedimento envolve métodos matemáticos mais trabalhosos e não foi considerado neste estudo.

Ao invés de simular valores de  $K$  possibilitassem respostas positivas para  $X_1$  e  $X_2$ , optou-se por uma modificação no método proposto e que constitui em simular valores de  $X_1$  e  $X_2$ , diretamente nas equações para os casos estudados. Na simulação com  $X_1$  e  $X_2$ , seguiu-se diferentes valores dos coeficientes de variação, variando-se  $X_1$  e  $X_2$ . Acredita-se que, desta forma, tal solução se faz mais simples, não se obtêm valores negativos e a unidade amostral de melhor área e forma será aquela que apresentar o menor coeficiente de variação estimado em função de  $X_1$  e  $X_2$  utilizados no campo. Fundamentado em tal procedimento, os seguintes resultados foram encontrados (tabela 4).

Tabela 4 - Áreas e formas de unidades amostrais obtidas pelo método da regressão múltipla

VARIÁVEL	Largura (m)	Comprimento (m)	Área (m <sup>2</sup> )	CV%
NI	6,0	20,0	120,0	37,42
NE	20,0	10,0	200,0	22,90

Onde: NI = número de indivíduos no estrato arbustivo-arbóreo  
NE = número de espécies no estrato arbustivo-arbóreo

Antes de empregar o processo modificado, estimativas de  $X_1$  e  $X_2$  foram calculadas da maneira tradicional, isto é, encontrada a equação resultante, derivou-se em função de  $X_1$  e  $X_2$ , igualando-se as derivadas a -1,0 (valores de  $K$ ). Para o caso do NE, os valores encontrados

foram  $X_1 = 26,83 \cong 27,0$  m., e  $X_2 = -29,26 \cong -30,0$  m., o que é incorreto pois não existe área negativa. Simulando-se outros valores para K, obteve-se respostas positivas para  $K = -0,9$  e  $-1,0$  respectivamente em valores de  $X_1 = 6,98 \cong 7,0$  m., e  $X_2 = 10,98 \cong 11,0$  m.. Com tais dimensões, o coeficiente de variação estimado pela equação resultante para tal caso é 31,96, que é superior ao encontrado pelo método modificado, que foi de 22,89. Pode-se questionar o porquê do coeficiente de variação ter sido critério de escolha ao invés da menor área (resultante da simulação dos valores de K). Entretanto, em se tratando de amostragem, sabe-se que deve haver uma equivalência em termos de área amostrada (número de unidades amostrais X área da unidade amostral) para representar uma mesma população usando diferentes métodos. Isso implicaria em um maior número de unidades amostrais menores, resultando conseqüentemente em maior tempo de locação e deslocamento entre as mesmas. Portanto, optou-se pelo método modificado como sendo o selecionado neste estudo.

Na tabela 4, a área ótimas da unidade amostral, quando a variável mensurada foi o número de indivíduos, é menor, embora o coeficiente de variação seja maior que para o número de espécies. Isto parece um paradoxo, entretanto na realidade, neste procedimento o componente básico em amostragem não é considerado: número mínimo de amostras representativo da população. Como esta variável é função direta da variação da população, no caso, coeficiente de variação, tal número de unidades amostrais, ao que parece, será maior para o caso em que se mede número de indivíduos, ao invés de número de espécies. Daí pode-se afirmar que no final deve existir uma tendência de equilíbrio para a área amostrada em ambos os casos.

Portanto, conclui-se que a modificação no método da regressão múltipla mostrou-se como efetiva opção para o método quando este apresentar resultados inaceitáveis. Mesmo no caso em que obteve-se resultados com valores positivos para  $X_1$  e  $X_2$ , o coeficiente de variação do método modificado apresentou um CV = 22,89%, que foi inferior ao encontrado pelo método tradicional (CV = 31,96%).

## ABSTRACT

This work was done in semi arid zones of Pernambuco with the main goal to optimize area shapes of plots in botanical surveys, through multiple regression methodology. Six plots of 400 m<sup>2</sup> (20 x 20 m) were located at random in the field. Different combinations of plot areas (25 to 400 m<sup>2</sup>) were considered. The methodology showed plots with negative areas. This, a modification in the methodology was done. From the results, it can be concluded that plots with 120 m<sup>2</sup> (6 x 20 m) and 200 m<sup>2</sup> (20 x 10 m) are the best for number of trees and number of species, respectively.

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

1. ANDRADE LIMA, D. de. Estudo crítico da nomenclatura fitogeográfica latino-americana. *Revista Geográfica*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 3, p. 109-116.
2. BHATTACHARYYA, G. K.; JOHNSON, R. A. *Statistical concepts and methods*. New York, John Wiley, 1977. 639 p.
3. FREESE, F. *Forest sampling*. Washington DC., USDA-Forest Service, 1962, 91 p.
4. FREESE, F. *Elementary forest sampling*. Rev. Técnica Superior de Ingenieros de Montes, 1967, 69 p.
5. GOMES, P. F. O problema do tamanho das parcelas em experimentos em plantas arbóreas. *Revista Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 19, n. 12, p. 1507-1512, 1984.
6. HACH, J. L. P. & MORALES, A. C. Determinación del tamaño de parcelas experimental optimo mediante la forma canónica. *Agrociencia*, Chapingo, México, v. 23, p. 29-48, 1976.
7. HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; JARDIM, F. C. Tamanho de parcela amostral para inventários florestais. In: CONGRESSO BRASILEIRO FLORESTAL, 4, 1982. Belo Horizonte *Anais...* Belo Horizonte: [s.n.], 1982. p. 649-656.
8. HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. *Forest mensuration*. The Ronald Press, 2ª Ed., New York, John Wiley & Sons, 1982. 402 p.
9. JACOMINE, P. K. T.; CAVALCANTI, A. C.; PESSOA, S. C. P.; SILVEIRA, C. O. *Levantamento exploratório - reconhecimento de solos do Estado de Pernambuco*. Recife, Ministério de Agricultura/SUDENE, Vol. 1, 1973, 359 p.
10. LIMA, G. F. da C. *Determinação da fitomassa disponível ao acesso animal em caatinga pastejada*. Recife, Dissertação (Mestrado em Nutrição Animal), 244 p., Universidade Federal Rural de Pernambuco, 1984.
11. LIMA, F. L.; OLIVEIRA, C. R. de.; RODRIGUES, S. R. S.; SILVA, F. M.; BUSSONS, N. L. Estudo da recuperação da caatinga submetida ao manejo visando a produção sustentada de lenha. In: CONGRESSO FLORESTAL PAN-AMERICANO, 1. e CONGRESSO BRASILEIRO, 7. Curitiba, Anais... Curitiba. SBS/SBEF, v. 1 p. 356-358, 1993.
12. LIRA, O. C. *Continuun vegetacional nos Carris Velhos, Paraíba*. Recife, Dissertação (Mestrado de Botânica), 113 p., Universidade Federal Rural de Pernambuco, 1979.
13. LUGO, F. C. Tamanho de parcela experimental y su forma. Maracay, *Revista de la Facultad de Agricultura*, v. 9, h. 3, p. 55-75, 1977.
14. NETO, F. de P.; SOARES, V. P.; SOUZA, A. L.; RIBEIRO, J. C. Influência do tamanho e da forma de unidade de amostra na estimativa do volume, número de árvores e porcentagem de sobrevivência de plantações de *Eucalyptus grandis*, na região de Bom Despacho - MG. *Revista Árvore*. Viçosa, v. 5, n.2, p. 148-160, 1981.

15. NETO, S. P.; BRENA, D. A. *Inventário florestal*. Curitiba, Universidade Federal do Paraná, 1993, 268 p.
16. OLIVEIRA, E. B. ; BIAVA, M. L. *Bibliografia sobre tamanho e forma de parcelas experimentais*. Brasília, EMBRAPA/DID, 1982. 201 p.
17. PRODAN, M. *Forest biometrics*. Oxford, Pergamon Press, 1968, 477 p.
18. SANTOS, M. F. A. V. *Características dos solos e da vegetação em sete áreas de Parnamirim, Pernambuco*. Recife, Dissertação (Mestrado de Botânica), 255 p., Universidade Federal Rural de Pernambuco, 1987.
19. SCOLFORO, J. R.; CHAVES, A. L.; MELO, J. M. de. Definição de tamanho de parcela para inventário florestal em floresta semidecídua montana. In: CONGRESSO FLORESTAL PAN-AMERICANO, 1. e CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 7. Curitiba, Anais... SBS/SBEF, Curitiba, v. 1, p. 333-337, 1993.
20. SILVA, L. B. X. Tamanho e forma de amostras aleatórias e sistemática para florestas plantadas de *Eucalyptus alba*. Curitiba. *Revista Floresta*. v. 8, n. 1, p. 13-18, 1977.
21. SILVA, E. C.; RIBEIRO, V. Q.; ANDRADE, D. R. Uso de um modelo quadrático na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos com caupi consorciado com milho. Brasília, *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 19, n. 20, p. 1267-1270, 1984.
22. SMITH, F. H. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Journal of Agricultural Science*, Cambridge, v. 28, n. 15, p. 1-23, 1938.
23. TAVARES, S.; PAIVA, R. A. R.; TAVARES, E. J. de S.; LIMA, J. L. S. de; CARVALHO, F. H. de. Inventário florestal de Pernambuco I. Estudo preliminar das matas remanescentes do município de São José Belmonte. Recife, SUDENE, *Boletim de Recursos Naturais*, v. 7, n. (1/4), p. 113-39, 1969.
24. TAVARES, S.; SOUZA, E. J.; PAIVA, R. A. R. *Nova contribuição para o inventário florestal de Alagoas*. Recife, SUDENE, 1975, 114 p.
25. URURAHY, F. C. C.; FILHO, L. C. O. Estimativa de volume de fitomassa parcial das formações arbóreas da caatinga. In: SIMPÓSIO SOBRE CAATINGA E SUA EXPLORAÇÃO RACIONAL, 1986, Brasília. Anais... Brasília : EMBRAPA/DDT, 1986. p. 243-259.

Recebido para publicação em 19/10/95