SELEÇÃO DE MODELOS PARA AMOSTRAGEM SEQÜENCIAL DO ÁCARO-DO-BRONZEADO *Dichopelmus notus* KEIFER (ACARI, ERIOPHYIDAE) EM ERVA-MATE

João Vieira Neto[1], Alessandro Dal'Col Lúcio [2], Luis Antônio Chiaradia [3]

(recebido: 16 de maio de 2006; aceito: 27 de agosto de 2007)

RESUMO: Objetivou-se neste trabalho a seleção de modelos para a construção de planos de amostragem seqüencial binomial para o ácaro-do-bronzeado *Dichopelmus notus* Keifer (Acari, Eriophyidae) em cultivos de erva-mate. O estudo foi conduzido no município de Chapecó, SC, em um erval de dez anos. Em três áreas de aproximadamente 2.500 m^2 foram selecionadas 30 plantas, sendo avaliada a infestação do acarino quinzenalmente, no período de janeiro a dezembro de 2004. Foram observadas 18 folhas maduras de dez plantas escolhidas ao acaso em cada área. As inspeções foram executadas diretamente nos ervais utilizando lentes com aumento de dez vezes e 1 cm^2 de campo fixo. As linhas dos planos seqüenciais foram construídas utilizando a metodologia baseada no intervalo de confiança de Iwao (1975), tendo como base os modelos de Aproximação Normal com Correção de Continuida, Aproximação Normal de Blyth (1986), Aproximação de Hall (1982) modificado por Blyth (1986), Aproximação Normal de Molenaar (1973), Aproximação Normal de Pratt (1968) e a metodologia de Leemis & Trivedi (1996). Os modelos foram avaliados por meio de análise da amplitude dos intervalos de confiança. Os resultados evidenciaram que o Modelo de Aproximação Normal com Correção de Continuidade deve ser preferencialmente utilizado na elaboração de planos de amostragem seqüencial binomial para o ácaro-do-bronzeado.

Palavras-chave: *Ilex paraguariensis*, intervalos de confiança, ácaro.

SELECTION OF MODELS FOR SEQUENTIAL SAMPLING OF THE TAN-MITE *Dichopelmus notus* KEIFER (ACARI, ERIOPHYIDAE) IN MATE-TEA

ABSTRACT: *This research established models for the construction of plans of binomial sequential sampling for the tan-mite Dichopelmus notus Keifer (Acari, Eriophyidae) in mate-tea orchards. The study was carried out in a ten years old orchard, located in Chapecó, Santa Catarina state, Brazil. In three areas of approximately 2,500 m^2, 30 plants had been selected randomly. Fortnightly, from January to December, 2004, infestation of D. notus in 18 mature leaves of ten plants in each area were evaluated. The evaluations were executed directly in the orchard, using lenses (10x) and 1 cm^2 of fixed field. The lines of the sequential plans were constructed using the methodology based on the confidence interval of Iwao (1975), considering the models of Normal Approach with Correction of Continuity, Normal Approach of Blyth (1986), Approach of Hall (1982) modified by Blyth (1986), Normal Approach of Molenaar (1973), Normal Approach of Pratt (1968) and Leemis & Trivedi (1996) methodology. The models were evaluated considering amplitude analysis of the confidence intervals. The results had evidenced that the Model of Normal Approach with Correction of Continuity must preferentiably be used in the elaboration of plans of binomial sequential sampling for the tan-mite in mate-tea orchards.*

Key words: Ilex paraguariensis, confidence intervals, mite.

1 INTRODUÇÃO

A erva-mate, *Ilex paraguariensis* St. Hil. (Aquifoliaceae) é uma espécie florestal que ocorre naturalmente nas regiões temperadas e subtropicais da América do Sul. No Brasil, sua ocorrência predominante está nos estados de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul. Durante muitos anos a erva-mate, que é utilizada principalmente para produzir chás e a erva para o chimarrão, foi extraída somente de ervais nativos, mas recentemente passou a ser cultivada também em monocultura. Nessa condição, o ácaro-do-bronzeado *Dichopelmus notus* Keifer (Acari, Eriophyidae), praga específica dessa cultura, aumentou a sua infestação e os danos, causando prejuízos expressivos aos produtores (SANTANA et al., 2000). O conhecimento dos períodos e níveis de infestação dessa praga é importante para implementar práticas racionais de manejo.

Basicamente, existem dois métodos de amostragem a serem utilizados no levantamento populacional de insetos e ácaros em campo, sendo denominados convencional e seqüencial. Na amostragem convencional, o número de

[1]Engenheiro Agrônomo, Doutor, Universidade Comunitária Regional de Chapecó – Centro Tecnológico, Chapecó – Cx. P. 747 – 89809-000 – SC – jvn@unochapeco.edu.br

[2]Engenheiro Agrônomo, Doutor, Universidade Federal de Santa Maria, Depto de Fitotecnia, Centro de Ciências Rurais – 97105-900 – Santa Maria/RS – adlucio@smail.ufsm.br

[3]Engenheiro Agrônomo, Mestre, Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina, Chapecó – Cx. P. 791 – 89801-970 – SC – chiaradi@epagri.rct-sc.br

amostras é fixo, independentemente do nível de infestação da espécie. A amostragem seqüencial se constitui num método em que o número de unidades amostrais avaliadas é variável em função do nível da infestação existente. Assim, quando a densidade da espécie praga está muito abaixo ou muito acima do nível de controle, a decisão de controlar ou não pode ser tomada com menor número de amostras. O método seqüencial se caracteriza por ser mais vantajoso, pois possibilita reduzir o tempo e custo das amostragens (PIETERS & STERLING, 1975; PINTO et al., 1995). Esse tipo de amostragem pode se tornar ainda mais eficiente quando se baseia apenas na presença ou ausência da praga na unidade de amostragem considerada (planta, fruto, folha, entre outros). Quando construídos dessa forma, os planos de amostragem seqüencial são chamados de binomiais (PEREIRA et al., 2004; WILSON et al., 1983, 1984).

Iwao (1975) criou uma metodologia para a construção de planos de amostragem seqüencial. A metodologia consiste em adaptar um intervalo de confiança em torno da média (nível de controle), gerando duas curvas divergentes, chamadas linhas de decisão. Os valores iguais ou acima da linha superior representam situações nas quais o controle da praga se faz necessário. Valores abaixo da linha inferior indicam que não é necessário adotar medidas de controle.

As linhas para esse plano são dadas a partir da seguinte expressão:

$$Tn = n.m' \pm t(n.S^2)^{1/2}$$

em que: Tn é o número acumulado de espécimes contados em cada unidade amostral; n é o número de unidades amostrais examinadas até um dado momento; m' corresponde ao nível de controle da praga; t é o valor da tabela t de Student para um nível α de significância e infinitos graus de liberdade; e S^2 é a variância em torno do nível de controle (m').

Esse intervalo de confiança tem sido construído geralmente fazendo-se uso da lei da potência de Taylor (1961), dada por:

$$S^2 = am^b$$

em que: "a" e "b" são parâmetros característicos da praga e da unidade de amostragem estimados por regressão, m é a média populacional e S^2 a variância. Outra forma de expressar a relação entre a variância e a média é através do índice de agrupamento m^o (LLOYD, 1967), que utiliza a média populacional (m) para estimar a variância correspondente ao nível de controle. O modelo de regressão é baseado na relação:

$$m^\circ = \alpha + \beta m$$

em que: α e β são parâmetros característicos da praga e da unidade de amostragem, estimados por regressão linear e m^o corresponde a:

$$m^\circ = m + (S^2 / m) - 1$$

Uma modificação na elaboração do plano seqüencial de Iwao (1975), com base na ocorrência ou não da espécie na unidade amostral, foi proposta por Wilson et al. (1983), criando o Plano de Amostragem Seqüencial Binomial. Nesse caso, as linhas do plano são dadas por:

$$Tn = n.y \pm t[y(1 - \frac{y}{n})]^{1/2}$$

em que: Tn é o número acumulado de unidades amostrais infestadas; n é o número de unidades amostrais examinadas até um dado momento;

$$y = n.\hat{P}(I)$$

em que y representa o número de unidades amostrais infestadas; t é o valor da tabela t de Student para um nível α de significância e infinitos graus de liberdade e $\hat{P}(I)$, a estimativa da proporção de unidades amostrais infestadas em torno do nível de controle. O valor de $\hat{P}(I)$ é obtido pela expressão proposta por Wilson & Room (1983):

$$\hat{P}(I) = 1 - e^{-m'[\ln(am'^{b-1}).(am'^{b-1}-1)^{-1}]}$$

sendo "a" e "b" os parâmetros estimados pela lei da potência de Taylor (1961).

Outros cinco intervalos de confiança aproximados e um exato são descritos por Blyth (1986) e Leemis & Trivedi (1996), respectivamente. Esses intervalos podem ser aplicados na construção das linhas de decisão de um plano de amostragem seqüencial binomial.

Diante das várias alternativas de modelos presentes na literatura para elaboração de planos de amostragem seqüencial binomial, é necessário determinar, por meio de critérios estatísticos, aquele que mais se adapta às peculiaridades do ácaro-do-bronzeado em cultivos comerciais de erva-mate. Salienta-se que ainda não existe uma especificação de plano de amostragem convencional e nem seqüencial para essa espécie.

Objetivou-se neste trabalho a seleção de modelos para a construção de planos de amostragem seqüencial binomial para o ácaro-do-bronzeado em lavouras de erva-mate, nas condições do município de Chapecó, SC.

2 MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi conduzido em um erval de dez anos, de propriedade da empresa Ouro Verde, cujas árvores estavam espaçadas no arranjo de 2,5 X 4,0 m e altura de poda de 1,5 m. Trata-se de um plantio comercial de erva-mate solteira a pleno sol, onde as colheitas são realizadas anualmente, no sistema manual. Durante os estudos, as plantas não foram submetidas a tratamentos com produtos fitossanitários e a roçada mecânica foi adotada para o controle de ervas daninhas. A área localiza-se no distrito de Marechal Bormann, município de Chapecó, SC, com coordenadas geográficas: 27°05' de latitude Sul e 52°56' de longitude Oeste, a uma altitude média de 550 m. Segundo a classificação climática de Köppen, a região apresenta um clima mesotérmico úmido, com verão quente (Cfa) (SANTA CATARINA, 1994). As médias das temperaturas mínimas e máximas mensais variam em torno de 10,4 °C e 28,8 °C e a precipitação média anual é de 2090 mm, com desvio padrão de 478 mm.

Em três áreas de aproximadamente 2500 m^2 distantes entre si cerca de 100 m, foram selecionadas 30 plantas ao acaso, em cada área. Quinzenalmente, no período de 27/01/2004 a 10/01/2005, foi avaliada a infestação de *Dichopelmus notus* em 18 folhas maduras de dez plantas em cada área. As avaliações foram executadas diretamente nos ervais, utilizando lentes com aumento de dez vezes e 1 cm^2 de campo fixo. Na parte superior de cada folha foi realizada uma única contagem do número de ácaros, na área previamente delimitada pelo campo fixo da lupa, conforme metodologia preconizada por Oliveira et al. (1982).

Os dados referentes ao número de ácaros por cm^2 de folha, obtidos em cada data de amostragem, foram inseridos em planilha eletrônica Excel, sendo utilizados para calcular a média (m), a variância (S^2) e o índice de agrupamento m^o (LLOYD, 1967). Em seguida, os dados foram ajustados à lei da potência de Taylor (1961) e ao modelo de Lloyd (1967), a fim de estimar os parâmetros "a", "b" e α , β , respectivamente. A qualidade dos ajustes de regressão foi verificada pelo coeficiente de determinação (R^2) e pela análise de variância de regressão.

Os planos seqüenciais foram construídos utilizando a metodologia do intervalo de confiança de Iwao (1975), com 90% de confiança, em torno do nível de controle (m'). Dada a inexistência de uma recomendação científica do nível de controle para o ácaro em estudo, os modelos foram testados em três níveis de infestação, sendo: m' = 0,16 ácaros por cm^2 de folha, correspondente à menor infestação média verificada nas observações de campo, m' = 5,0, valor intermediário da infestação da praga e m' = 10,25, maior infestação média observada.

As linhas dos planos foram construídas com base nos modelos de Aproximação Normal com Correção de Continuidade, Aproximação Normal de Blyth (1986), Aproximação de Hall (1982) modificado por Blyth (1986), Aproximação Normal de Molenaar (1973), Aproximação Normal de Pratt (1968) e pela metodologia de Leemis & Trivedi (1996). Os modelos foram avaliados por meio de análises da amplitude dos intervalos de confiança gerados por cada modelo. Utilizaram-se as seguintes estatísticas para comparar os seus desempenhos:

a) Amplitude Total do Intervalo (AT%) em torno do nível de controle da praga (m'), dada por:

$$AT\% = \frac{Tn_S - Tn_I}{n.P(I)} \times 100$$

b) Semi-amplitude do Intervalo à Esquerda (SAe%) de m', expressa por:

$$SAe\% = \frac{n.P(I) - Tn_I}{n.P(I)} \times 100$$

c) Semi-amplitude do Intervalo à Direita (SAd%) de m', expressa por:

$$SAd\% = \frac{Tn_S - n.P(I)}{n.P(I)} \times 100$$

Para as expressões apresentadas anteriormente: m' corresponde ao nível de controle da praga; Tn_S é o número acumulado de unidades amostrais infestadas acima do nível de controle (limite superior); Tn_I é o número acumulado de unidades amostrais infestadas abaixo do nível de controle (limite inferior); n é o número total de unidades amostrais inspecionadas; $\hat{P}(I)$, a estimativa da proporção de unidades amostrais infestadas em torno do nível de controle. O valor de $\hat{P}(I)$ é obtido pela expressão proposta por Wilson & Room (1983).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As médias e as variâncias de ácaros por cm^2 de folha estimadas em cada data e local de amostragem e o índice de agrupamento m^o (LLOYD, 1967) registram-se na Tabela 1. Os resultados evidenciam que o período de maior densidade populacional do ácaro *D. notus* ocorre no final de fevereiro a meados de maio, com pico populacional no início do mês de abril, quando foi constatada a média de 10,25 ácaros por cm^2 de folha.

Os coeficientes de determinação indicam que os modelos de regressão Lloyd (1967) e Taylor (1961) ajustaram-se bem aos dados em todos os locais de amostragem (Tabela 2).

As linhas dos planos de amostragem seqüencial para os seis modelos em avaliação, considerando diferentes intensidades de amostragem (número de plantas), em três níveis de infestação (m' = 0,16 ácaros por cm² de folha, m' = 5,0 e m' = 10,25), são apresentadas na Tabela 3.

Utilizando-se a expressão proposta por Wilson & Room (1983), obteve-se os valores de P(I) para cada nível de infestação considerado e para a área total de amostragem, sendo respectivamente: $\hat{P}(I) = 0,1985$, $\hat{P}(I) = 0,8075$ e $\hat{P}(I) = 0,9043$.

Verificou-se que, independente do nível médio de infestação (m'), os modelos apresentam o mesmo padrão de comportamento quanto à geração das linhas do plano de amostragem seqüencial binomial (Tabela 3). Em todas as situações as linhas de decisão tiveram os mesmos valores para os modelos de Aproximação Normal de Molenaar (1973) (Modelo 4), Aproximação Normal de Pratt (1968) (Modelo 5) e Leemis & Trivedi (1996) (Modelo 6), enquanto que os modelos de Aproximação Normal com Correção de Continuidade (Modelo 1), Aproximação Normal de Blyth (1986) (Modelo 2) e Aproximação de Hall (1982) modificado por Blyth (1986) (Modelo 3) apresentaram ligeiras diferenças nos valores. Esse resultado sugere que, quando se muda o valor de m', muda-se apenas uma escala de trabalho, não afetando as propriedades dos intervalos de confiança.

Tabela 1 – Estimativa média (m), da variância (S^2) e do índice de grupamento (m^o) do número de *Dichopelmus notus* por cm² de folha de erva-mate.

Table 1 – *Estimate average (m), variance (S^2) and the mean crowding (m^o) of the number of Dichopelmus notus for cm² of leaf of mate-tea.*

	Talhão 1			Talhão 2			Talhão 3			Área total		
Data	m	S^2	m^o	m	S^2	m^o	m	S^2	m^o	m	S^2	m^o
27/01/04	0,47	0,85	1,28	0,97	1,69	1,71	0,32	0,58	1,13	0,59	1,11	1,48
12/02/04	0,59	1,66	2,41	0,93	1,67	1,72	0,59	0,98	1,25	0,70	1,46	1,78
28/02/04	2,38	16,77	8,43	2,14	11,86	6,69	1,95	5,65	3,85	2,16	11,42	6,45
17/03/04	7,48	126,38	23,38	8,17	111,91	20,87	4,49	77,61	20,76	6,71	107,46	21,72
02/04/04	9,22	198,15	29,72	13,70	469,46	46,97	7,84	235,15	36,84	10,25	306,08	39,11
16/04/04	3,90	23,02	8,80	4,58	8,62	5,46	7,33	187,76	31,95	5,27	75,06	18,51
03/05/04	3,53	22,62	8,94	2,97	11,95	5,99	3,48	24,97	9,65	3,33	19,83	8,29
18/05/04	1,46	1,85	1,73	2,45	5,23	3,59	1,81	4,10	3,08	1,91	3,88	2,94
04/06/04	1,43	1,63	1,57	1,20	1,81	1,71	0,92	0,80	0,79	1,18	1,45	1,41
17/06/04	1,16	1,48	1,44	1,31	1,84	1,72	1,30	1,76	1,66	1,25	1,70	1,61
01/07/04	1,23	1,41	1,37	1,33	1,58	1,51	1,40	1,60	1,55	1,32	1,53	1,48
17/07/04	0,71	0,71	0,71	1,04	1,18	1,17	0,63	0,76	0,83	0,79	0,91	0,94
03/08/04	1,42	2,28	2,02	1,33	1,03	1,10	1,84	2,62	2,27	1,53	2,02	1,85
19/08/04	1,82	1,63	1,72	1,37	1,36	1,36	1,91	2,06	1,99	1,70	1,74	1,72
03/09/04	2,22	2,97	2,56	1,91	4,63	3,33	2,29	6,11	3,96	2,14	4,58	3,28
17/09/04	2,33	4,29	3,17	1,56	5,81	4,28	3,46	9,91	5,33	2,45	7,26	4,41
01/10/04	1,24	1,11	1,14	1,64	3,10	2,53	1,23	1,39	1,36	1,37	1,90	1,76
15/10/04	3,31	12,88	6,20	2,42	6,97	4,30	3,33	17,46	7,58	3,02	12,57	6,18
28/10/04	0,68	0,99	1,13	0,75	1,40	1,61	1,27	3,16	2,76	0,90	1,91	2,02
11/11/04	0,54	0,79	0,99	0,40	0,72	1,20	0,48	0,72	0,97	0,48	0,74	1,04
26/11/04	0,09	0,11	0,38	0,14	0,17	0,31	0,25	0,45	1,03	0,16	0,25	0,69
09/12/04	0,73	2,49	3,15	1,04	2,33	2,28	0,58	0,88	1,10	0,78	1,93	2,25
22/12/04	1,24	3,94	3,41	0,96	1,64	1,67	1,03	1,48	1,47	1,08	2,36	2,27
10/01/05	1,56	7,32	5,26	0,68	0,90	1,00	1,45	10,67	7,81	1,23	6,43	5,46

Sendo assim, o plano de amostragem seqüencial binomial pode ser elaborado para o nível de controle que vier a ser preconizado pela pesquisa, para a praga em questão. Essa metodologia vem sendo utilizada com freqüência na elaboração de planos de amostragem seqüencial para inspeções populacionais de ácaros, em diferentes culturas (ONZO et al., 2005; PINTO et al., 1995; RIBEIRO, 1988). No entanto, há a necessidade de testar o comportamento dos modelos para cada espécie que se deseja construir o plano de amostragem seqüencial binomial, pois os valores dos coeficientes "a" e "b" de Taylor (1961) variam em função da espécie em estudo.

Por causa da constatação de que o nível de infestação não afetou o comportamento dos modelos, foi considerada apenas a infestação média m' = 5,0, para testar o desempenho dos modelos na construção das linhas de decisão dos planos de amostragem seqüenciais do tipo presença-ausência (Tabela 4).

Tabela 2 – Ajuste da lei da potência de Taylor (1961) e do modelo de Lloyd (1967) ao número de *Dichopelmus notus* por cm² de folha de erva-mate.

Table 2 – *Fitting of Taylor (1961) power law and Lloyd (1967) model to the number of Dichopelmus notus for cm² of leaf of mate-tea.*

Local de amostragem	$\ln S^2 = \ln a + b.\ln m$			$m^\circ = \alpha + \beta m$		
	Ln a	b	R^2	α	β	R^2
Talhão 1	0,6858 *	1,5959 *	0,8353	-1,7185 *	3,1965 *	0,9382
	(0,1525) [I]	(0,1510)		(0,5241)	(0,1748)	
Talhão 2	0,5521 *	1,6746 *	0,8803	-2,2720 *	3,2482 *	0,9465
	(0,1288)	(0,1316)		(0,6049)	(0,1646)	
Talhão 3	0,6802 *	1,8221 *	0,8520	-3,5180 *	4,5985 *	0,9052
	(0,1559)	(0,1618)		(0,9205)	(0,3171)	
Área total	0,7017 *	1,7579 *	0,8706	-2,4543 *	3,7702 *	0,9572
	(0,1384)	(0,1444)		(0,5323)	(0,1702)	

*- Significativo em 5% de probabilidade de erro, pelo teste t de Student;

[I] - Valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão da estimativa.

Tabela 3 – Limite Inferior (Tn_I), Limite Superior (Tn_S) das linhas de decisão do plano de amostragem seqüencial binomial para diferentes infestações médias (m') de *Dichopelmus notus* por cm² de folha de erva-mate, considerando diversos modelos.

Table 3 – *Inferior threshold (Tn_I), Superior (Tn_S) of decision lines of the plan of binomial sequential sampling for different means infestations (m') of Dichopelmus notus for cm² of leaf of mate-tea, considering several models.*

	Infestação média (m' = 0,16)							
	Modelo 1[I]		Modelo 2		Modelo 3		Modelos 4, 5, 6	
n*	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S
5	0	3	0	3	0	4	0	3
15	0	6	1	7	1	7	1	7
25	1	9	2	10	2	10	2	9
35	3	11	4	12	3	12	3	12
45	4	14	5	15	5	15	5	15
55	6	16	7	17	6	17	6	17
65	7	19	8	20	8	20	8	19
75	9	21	10	22	10	22	10	22

Continua...
To be continued...

Tabela 3 – Continuação...

***Table 3** – Continued...*

Infestação média (m' = 5,0)								
	Modelo 1[I]		Modelo 2		Modelo 3		Modelos 4, 5 ,6	
n*	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S
5	2	5	2	5	1	5	2	5
15	9	15	8	14	8	14	8	14
25	16	24	16	23	15	23	16	23
35	24	32	23	32	23	32	23	32
45	31	41	30	40	30	40	30	40
55	39	49	38	49	38	49	38	49
65	46	58	45	57	45	57	46	57
75	55	67	54	66	54	66	54	66
Infestação média (m' = 10,25)								
	Modelo 1[I]		Modelo 2		Modelo 3		Modelos 4, 5 ,6	
n*	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S	Tn_I	Tn_S
5	3	5	3	5	3	5	3	5
15	12	15	11	15	10	15	11	15
25	20	25	19	25	19	25	19	25
35	29	35	28	34	28	34	28	34
45	37	44	36	44	36	44	36	44
55	46	54	45	53	45	53	45	53
65	55	63	53	62	54	62	54	62
75	63	73	62	72	62	72	62	72

I - Modelos de Aproximação Normal com Correção de Continuidade (Modelo 1), Aproximação Normal de Blyth (1986) (Modelo 2), Aproximação de Hall (1982) modificado por Blyth (1986) (Modelo 3), Aproximação Normal de Molenaar (1973) (Modelo 4), Aproximação Normal de Pratt (1968) (Modelo 5) e Leemis & Trivedi (1996) (Modelo 6). *: Número de plantas.

Embora todos os modelos gerem intervalos em torno da infestação média (m'), com amplitudes totais (AT%) semelhantes para os diferentes tamanhos de amostras (n), o modelo da aproximação normal com correção de continuidade tende mais rapidamente a um intervalo simétrico em torno de m', ou seja, à medida que aumenta o tamanho da amostra os valores de SAe% e SAd% se aproximam. Ocorre também, que os valores para SAe% são ligeiramente menores nesse modelo, independente do tamanho da amostra, enquanto que os valores de SAd% apresentam-se mais elevados, especialmente para amostras abaixo de 25 plantas (Figura 1), ou seja, esse modelo gera intervalos maiores para baixos valores de n, reduzindo-se à medida que n aumenta.

Esse comportamento é desejável em planos de amostragem seqüencial, pois funciona como um mecanismo de proteção contra a tomada de decisão errada quando a amostra ainda é pequena. Sendo assim, a tomada de decisão de controlar ou não a praga é transferida para uma situação mais segura, ou seja, quando se tem amostras maiores, reduzindo o erro na tomada de decisão. No entanto, é preciso salientar que essa situação acontece quando o nível de infestação da praga se aproxima do nível de controle, para infestações muito abaixo ou muito acima do nível de controle, a tomada de decisão requer amostras menores. Esse aspecto constitui a grande vantagem da amostragem seqüencial em relação à amostragem convencional. Na pior das hipóteses, o maior tamanho de amostra exigido pela amostragem seqüencial é equivalente ao tamanho da amostra fixada pela amostragem convencional.

Tabela 4 – Semi-amplitude do Intervalo à Esquerda de m' (SAe%), Semi-amplitude do Intervalo à Direita de m' (SAd%) e Amplitude Total do Intervalo (AT%) da infestação média de *Dichopelmus notus* (m' = 5,0 ácaros por cm² de folha de erva-mate), considerando diferentes modelos.

Table 4 – *Half-amplitude of the Interval to the Left of m'(SAe%), Half-amplitude of the Interval to the Right of m'(SAd%) and Total Amplitude of the Interval (AT%) of the mean infestation of Dichopelmus notus (m' = 5,0 mites for cm² of leaf of mate-tea), considering different models.*

	Aproximação Normal com Correção de Continuidade			Aproximação Normal de Blyth (1986)		
n*	SAe%	SAd%	AT%	SAe%	SAd%	AT%
5	50,46	23,84	74,30	50,46	23,84	74,30
15	25,70	23,84	49,54	33,95	15,58	49,54
25	20,74	18,89	39,63	20,74	13,93	34,68
35	15,08	13,23	28,31	18,62	13,23	31,84
45	14,69	12,83	27,52	17,44	10,08	27,52
55	12,19	10,33	22,52	14,44	10,33	24,77
65	12,36	10,50	22,86	14,26	8,60	22,86
75	9,18	10,63	19,81	10,83	8,98	19,81
	Aproximação de Hall (1982) modificada por Blyth (1986)			Aproximação Normal de Molenaar (1973), Aproximação Normal de Pratt (1968) e metodologia de Leenis & Trivedi (1996)		
n*	SAe%	SAd%	AT%	SAe%	SAd%	AT%
5	75,23	23,84	99,07	50,46	23,84	74,30
15	33,95	15,58	49,54	33,95	15,58	49,54
25	25,70	13,93	39,63	20,74	13,93	34,68
35	18,62	13,23	31,84	18,62	13,23	31,84
45	17,44	10,08	27,52	17,44	10,08	27,52
55	14,44	10,33	24,77	14,44	10,33	24,77
65	14,26	8,60	22,86	12,36	8,60	20,96
75	10,83	8,98	19,81	10,83	8,98	19,81

* - Número de plantas.

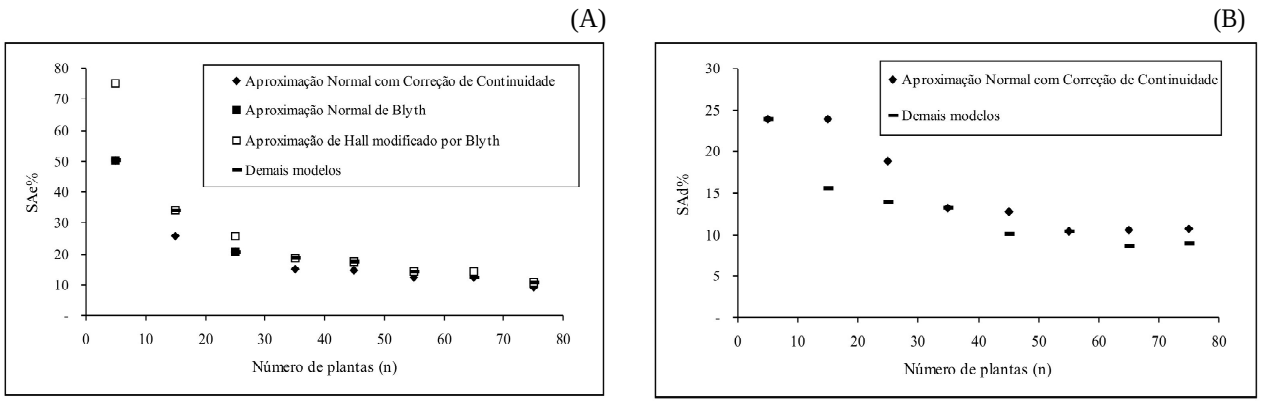

Figura 1 – Semi-amplitude do Intervalo à Esquerda de m' (SAe%) (A) e à Direita de m' (SAd%) (B) da infestação média de *Dichopelmus notus* (m' = 5,0 ácaros por cm² de folha de erva-mate) em função do tamanho da amostra (n), considerando os diferentes modelos.

Figure 1 – *Half-amplitude of the Interval to the Left of m' (SAe%) (A) and to the Right of m' (SAd%) (B) of the mean infestation of Dichopelmus notus (m' = 5,0 mites for cm² of leaf of mate-tea) due to the size of the sample (n), considering different models.*

4 CONCLUSÃO

O Modelo de Aproximação Normal com Correção de Continuidade deve ser preferencialmente utilizado na elaboração de planos de amostragem seqüencial binomial para *D. notus*, em cultivos comerciais de erva-mate, quando o nível de controle para essa espécie for definido pela pesquisa.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BLYTH, C. R. Approximate binomial confidence limits. **Journal of Statistical Association**, Ontario, v. 81, n. 395, p. 843-856, 1986.

HALL, P. Improving the normal approximation when constructing one-sided confidence intervals for binomial and poisson parameters. **Biometrika**, Londres, v. 69, p. 647-652, 1982.

IWAO, S. A new method of sequential sampling to classify populations relative to a critical density. **Research on Population Ecology**, Kyoto, v. 16, p. 281-288, 1975.

LEEMIS, L. M.; TRIVEDI, K. S. A comparison of approximate interval estimators for the Bernoulli parameter. **The American Statistician Association**, [S.l.], v. 50, n. 1, p. 63-68, 1996.

LLOYD, M. Mean crowding. **Journal of Animal Ecology**, [S.l.], v. 36, p. 1-30, 1967.

MOLENAAR, W. **Approximations to the poisson, binomial and hypergeometric distribuition function**. Amsterdam: Mathematisch Centrum, 1973.

OLIVEIRA, C. A. L. de et al. Comparação de métodos para estimativa da população do ácaro *Phyllocoptruta oleivora* (Ashmead, 1879) na cultura dos citrus. **Anais da Sociedade Entomológica do Brasil**, Jaboticabal, v. 11, n. 1, p. 101-114, 1982.

ONZO, A. et al. Temporal and spatial dynamics of an exotic predatory mite and its herbivorous mite prey on cassava in Benin, West Africa. **Environmental Entomology**, College Park, v. 34, n. 4, p. 866-874, 2005.

PEREIRA, M. F. A. et al. Amostragem seqüencial (presença-ausência) para *Bemisia tabaci* (Genn.) biótipo B (Hemiptera: Aleyrodidae) em feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). **Neotropical entomology**, Londrina, v. 33, n. 4, p. 499-504, 2004.

PIETERS, E. P.; STERLING, W. L. Sequential sampling cotton squares damaged by boll weevils and *Heliothis* spp. In the coastal bend of Texas. **Journal of Economic Entomology**, Lanhan, v. 68, n. 4, p. 543-545, 1975.

PINTO, R. A. et al. Amostragem seqüencial de pragas na citricultura como método rápido e seguro. **Laranja**, Cordeirópolis, v. 16, n. 1, p. 133-148, 1995.

PRATT, J. W. A normal approximation for binomial, F, Beta, and other common, related tail probabilities, II. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 63, p. 1457-1483, 1968.

RIBEIRO, L. G. **Plano de amostragem de presença-ausência e ciclo de vida de *Panonychus ulmi* (Koch, 1836) (Acari:Tetranychidae) em macieira *Malus domestica* Bork 1803**. 1988. 125 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Biológicas) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1988.

SANTA CATARINA. Secretaria do Estado da Agricultura e Abastecimento. **Manual de uso, manejo e conservação do solo e da água**: projeto de recuperação, conservação e manejo dos recursos naturais em microbacias hidrográficas. Florianópolis, 1994. 384 p.

SANTANA, D. L. de. Q. et al. Principias características de três espécies de ácaros em erva-mate, no sul do Brasil. **Perspectiva**, Erechim, v. 24, n. 88, p. 135-137, 2000.

TAYLOR, L. R. Agregation, variance and the mean. **Nature**, London, v. 189, n. 4766, p. 732-735, 1961.

WILSON, L. T. et al. Presence-absence sampling for cabbage aphid and green peach aphid (Homoptera: Aphididae) on Brussels sprouts. **Journal of Economic Entomology**, Lanhan, v. 76, n. 3, p. 476-479, 1983.

WILSON, L. T. et al. Sampling mites in almonds: I. within-tree distribution and clumping pattern of mites with comments on predator-prey interactions. **Hilgardia**, [S.l.], v. 52, p. 1-13, 1984.

WILSON, L. T.; ROOM, P. M. Clumping patterns of fruit and arthropods in cotton with implications for binomial sampling. **Environmental Entomology**, College Park, v. 12, n. 1, p. 50-54, 1983.