

온주밀감에서 귤응애의 이항표본조사법 개발

Binomial Sampling Plans for the Citrus Red Mite, *Panonychus citri*
(Acari: Tetranychidae) on Satsuma Mandarin Groves in Jeju송정흡* · 이창훈 · 강상훈 · 김동환¹ · 강시용² · 류기중²Jeong-Heub Song*, Chang-Hoon Lee, Sang-Hoon Kang,
Dong-Hwan Kim¹, Si-Yong Kang² and Key-Zung Riu²

Abstract – The density of citrus red mite (CRM), *Panonychus citri* (McGregor), on the commercial satsuma mandarin *Citrus unshiu* L. groves were determined by counts of the number of CRM per leaf using by leaf sample in Jeju for 2 years. Binomial sampling plans were developed based on the relationship between the mean density per leaf (m) and the proportion of leaf infested with less than T mites per leaf (P_T), according to the empirical model $\ln(m) = \alpha + \beta \ln(-\ln(1 - P_T))$. T was defined as tally threshold, and set to 1, 3, 5 and 7 mites per leaf in this study. Increasing sample size, regardless of tally threshold, had little effects on the precision of the binomial sampling plan. Increasing sampling size had little effect on the precision of the estimated mean regardless of tally thresholds. $T = 1$ was chosen as the best tally threshold for estimating densities of CRM based on the precision of the model. The binomial model with $T = 1$ provided reliable predictions of mean densities of CRM observed on the commercial satsuma mandarin groves. Binomial sequential sampling procedure were developed for classifying the density of CRM. A binomial sampling program for decision-making CRM population level based on action threshold of 2 mites per leaf was obtained.

Key Words – *Panonychus citri*, Satsuma mandarin, *Citrus unshiu*, Citrus, Binomial sampling

초 록 – 제주지역의 온주밀감 과수원에서 귤응애 (*Panonychus citri* (McGregor)) 밀도에 대해 일당 응애수를 2년에 걸쳐 조사하였다. 이항표본조사법은 일당 귤응애의 밀도와 (m)와 귤응애가 T 마리보다 많이 존재하는 잎의 비율 (P_T)과의 관계를 기본으로 하며, T 는 경험적 이항분포모형 [$\ln(m) = \alpha + \beta \ln(-\ln(1 - P_T))$]에서의 tally threshold로서 본 연구에서는 1, 3, 5, 7을 사용하였다. 표본단위 수의 증가는 T 와 관계없이 이항분포 모형의 정확도에 영향이 거의 없었던 반면에 T 는 값이 증가함에 따라 표본수를 증가시켜도 정확도가 낮아졌다. 이항분포모형의 정확도는 $T = 1$ 일 때 가장 높았으며, 최적의 tally threshold인 것으로 나타났다. 또한, 이항표본조사의 유효성을 조사하기 위하여 독립된 표본을 추출, 조사하였으며, 그 결과 온주밀감원에서 귤응애 밀도추정에는 $T = 1$ 인 경우가 적합한 것으로 판단되었다. 또한, 귤응애 밀도를 분류하기 위한 이항표본조사과정을 개발하여 action threshold가 귤응애 밀도가 일당 2마리일 때의 이항표본조사 프로그램을 작성하였다.

검색어 – 귤응애, 이항표본조사법, 온주밀감, 감귤

*Corresponding author. E-mail: sjheub@hanmail.net

제주도농업기술원 농업환경과(Agricultural Environment Division, Jeju-do Agricultural Research and Extension Services, Jeju 690-170, Republic of Korea)

¹ 제주농업시험장 감귤시험장(Citrus Experiment Station, National Jeju Agricultural Experiment Station, Jeju 699-800, Republic of Korea)² 제주대학교 아열대원예산업연구센터(Subtropical Horticulture Research Center, Cheju National University, Jeju 690-756, Republic of Korea)

제주에서 재배되고 있는 온주밀감에서 가장 문제가 되고 있는 해충 중의 하나인 귤응애 *Panonychus citri* (McGregor) 방제비는 온주밀감 방제비의 약 20%를 차지하고 있으며, 약제 저항성의 발달로 인해 방제에 어려움을 겪고 있다(Kim *et al.*, 2000).

귤응애는 연간 10~13세대 발생하며, 잎과 열매에서 엽록소 등 식물체의 세포액을 흡즙하므로써 광합성 작용을 감소시키며 심한 경우 잎이 하얗게 변하여 조기낙엽을 유발한다(Kim *et al.*, 1978; Lee *et al.*, 1991). Kennett (1974)은 오렌지에서 0.5마리를 요방제밀도로 하였고, Riel (1978)은 감귤원에서 종합방제를 실시하는 경우 귤응애의 요방제밀도를 잎당 2마리로 하고 있다. 그러나 이들 값은 모두 구체적인 피해해석에 기초를 두고 결정된 것은 아니다. Yasuda (1972)는 귤응애 피해를 많이 받은 감귤 잎은 건전한 잎에 비해 탄소동화량이 50% 이하였고, 엽록소 함량은 20% 정도라고 하였으며, Furuhashi (1978)는 잎의 피해정도, 낙엽율과 나무의 발육량 등의 관계로부터 피해허용수준이 잎당 최고발생마리수를 기준으로 5.5~6.6마리라고 하였다. 그러나 Hare *et al.* (1992)은 레몬에서 잎당 성충밀도가 19마리 이상 되더라도 열매의 크기나 수량, 품질에 영향이 없었다고 하였다. 국내에서 Choi *et al.* (1998)은 유자에서 발생밀도별 피해정도를 조사한 결과 잎당 성충밀도가 3마리 이하에서 방제하는 것이 월동 후 낙엽율이 낮다고 하였다.

귤응애 방제여부의 결정은 귤응애 밀도에 관계없이 주변농가, 농약시판상 또는 방제력에 기초하여 적용약제를 살포하고 있다. 제주도농업기술원과 제주농업시험장 감귤시험장에서는 귤응애의 방제시기를 잎당 평균밀도 2~3마리를 기준으로 제시하고 있으나, 이에 대한 표본조사방법에 대한 연구는 거의 이루어지지 못했다.

병해충 종합관리(IPM)에서 해충의 밀도를 정확히 추정하고, 밀도나 피해수준(표본단위의 발생 비율)이 요방제밀도에 도달했는지 신속히 판단할 수 있는 방법이 필요하다. 해충의 밀도 추정과 피해수준을 분류하는 효율적인 방법으로 이항표본조사법을 이용할 수 있다. 이와 같은 조사법은 여러 가지의 표본수를 이용하기 때문에 고정된 표본수에 기초한 방법보다 비용이 적게 든다(Waters, 1955; Sterling, 1975). 본 연구는 온주밀감에서 귤응애의 밀도 추정을 위한 이항표본조사법을 개발, 평가하기 위하여 수행되었다.

재료 및 방법

표본조사

귤응애 표본조사는 제주지역 일반농가 5개소의 온주밀감 과수원에서 2년(1999~2000년)동안 4월부터 11월까지 귤응애에 대해 7~10일 간격으로 조사하였다. 온주밀감의 품종은 주로 궁천조생이었으며, 수량은 13~20년생이었고, 조사면적은 0.5~1.2 ha였다. 조사포장의 온주밀감 재배는 지역의 능가관행에 따라 농가가 자율적으로 병해충 방제 및 시비를 실시하였다.

전 조사포장별로 각 조사시기의 2~3일 이내에 실시하였으며, 농가에서 귤응애 방제를 위해 농약을 살포한 경우 15일이 지난 후에 조사를 실시하였다. 조사포장의 면적에 따라 조사나무수(1나무/0.05 ha)를 선정하였으며, 조사일은 조사나무당 지상 60~120 cm 높이에서 바깥 부분과 30 cm 안쪽에서 각각 4개의 잎을 임의로 택했다. 선택한 잎은 hair spray를 뿌려주어 귤응애가 이동을 못하도록 하였으며, spray액을 완전히 말린 후 zipper bag에 넣고 실험실로 가져와 실체현미경 하에서 잎당 귤응애의 성충과 약충 밀도를 조사하였다.

이항표본조사법의 개발

평균밀도(m)와 귤응애가 T 마리 보다 더 많이 발생한 엽울(P_T)간의 관계는 Kono and Sugino (1958)의 경험적 모형을 이용하였다.

$$\ln(m) = \alpha + \beta \ln[-\ln(1 - P_T)] \quad (1)$$

이 때, α 와 β 는 일반선형회귀모형 추정에 의해 추정된 상수값(SAS Institute, 1995)이다. 이 모형의 상수값은 한 잎에 존재하는 귤응애의 최소 마리수인 tally threshold (T) 1, 3, 5와 7에서 추정했다.

이항표본조사 계획의 정확도를 평가하기 위해서는 추정평균의 유효 분산을 계산하여야 한다(Binns and Bostanian, 1990). 이 분산을 추정하는 방법은 여러 가지가 있으나, 본 연구에서는 발생한 표본단위의 비율로부터 평균의 분산($\text{var}[\ln(m)]$) 추정은 Schaalje *et al.* (1991)의 방법을 이용하였다. 이는 tally threshold에 따른 이항표본조사 계획의 정확도를 평가, 비교하는데 이용된다:

$$\text{var}(m) = m^2 [c_1 + c_2 + (c_3 - c_4)] \quad (2)$$

$$c_1 = (\beta^2 P_T) / n(1 - P_T) \ln(1 - P_T)^2$$

$$c_2 = \text{MSE} / N + \{ \ln[-\ln(1 - P_T)] - P_m \}^2 s^2 \beta$$

$$c_3 = \exp \{ \ln a + (b - 2) [\alpha + \beta \ln(-\ln(1 - P_T))] \} / n$$

$$c4 = MSE$$

이 때, MSE 는 식 1의 자승평균오차, N 은 식 1에서 α 와 β 를 추정하는데 이용된 회귀식의 자료수, P_m 은 $\ln(-\ln(1-P_T))$ 의 평균값, s^2_β 는 β 의 분산 추정치, n 은 취한 표본수, a 와 b 는 Taylor's power law의 상수값이다(Taylor, 1961, 1971).

평균(m)에 대한 표준오차(SE)의 비가 정확도($d = (s^2/n)^{0.5}/m$)이며, s^2/n 을 식 2에서 대체하면

$$d = \sqrt{(c1 + c2 + (c4 - c3))} \tag{3}$$

이다.

이항표본조사의 중지한계는 다음 식 4와 5에 의해 계산하였다(Nyrop et al., 1989):

중지상한(UL)

$$UL = nP_T + z_{\alpha/2}n\{[P_T(1-P_T)]/n\}^{0.5} \tag{4}$$

중지하한(LL)

$$LL = nP_T - z_{\alpha/2}n\{[P_T(1-P_T)]/n\}^{0.5} \tag{5}$$

여기에서 P_T 는 action threshold (굴응에 밀도 > T 인 잎의 비율), $z_{\alpha/2}$ 는 정규편차단위(여기에서 $z_{\alpha/2}$ 는 1.96)이다. 만일 응애가 있는 잎의 누적수가 UL 을 넘으면 조사를 중지하고 응애 밀도가 허용한계를 넘어선 것으로 분류하고, 반대로 LL 보다 더 작은 경우에는 응애가 한계밀도 이하로 분류하여 조사를 종료한다. 잎당 굴응애의 누적수가 UL 과 LL 사이에 있으면 조사는 계속된다. 이들의 수행성을 조사하기 위하여 Resampling Validation for Sampling Program (RVSP)의 Wald's Sequential Binomial법을 이용하여 작용특성(OC)와 평균표본수(ASN) 곡선을 구하였다.

표본조사계획의 유효성

이항표본조사법과 중지한계에 대한 유효성은 Resampling Validation for Sampling Program (RVSP)의 Fixed Sample Size (FSS)법과 Wald's Sequential Binomial (SPRT)법을 이용하여 평가하였다(Naranjo and Hutchison, 1997). 각 독립된 자료에 대해 500 simulation을 실시하였으며, action threshold는 현재 방제시점으로 이용되고 있는 잎당 굴응애 밀도 2마리일 때의 발생엽울을 이용하였다. FSS법에서는 표본수가 100일 때 예측된 평균에 대해 $T=1$ 에서의 실질평균과 비교하였고, SPRT법에서 상위경계와 하위경계는 각각 0.450과 0.250으로 하였으며, α 와 β 오류는 모두 0.100으로 하였다.

결과 및 고찰

이항표본조사법 개발

조사한 42개 자료의 굴응애 평균밀도는 잎당 0.04~9.03마리였으며, P_T 값이 0인 것을 제외한 40개의 자료를 가지고 분석하였다.

$\ln(m)$ 과 $\ln[-\ln(1-P_T)]$ 의 회귀식에서 구한 상수 값을 기초로 한 발생엽울과 평균밀도와의 함수식은 Table 1과 같았다. 이 경험이항모델의 결정계수(r^2)가 0.84~0.99로 굴응애 발생엽울에 의한 평균밀도 추정이 가능한 것으로 나타났다. 결정계수의 값은 $T=1$ 과 3에서 각각 0.99와 0.95로 매우 높았으며, MSE 의 값은 T 값이 1보다 커짐에 따라 함께 증가하는 경향을 보여 $T=1$ 일 때가 이항표본조사에 가장 알맞은 것으로 나타났다.

Fig. 1은 $T=1, 3, 5$ 와 7일 때의 잎당 굴응애 평균 밀도와 발생엽울간의 관계를 나타낸 것이다. 이항표본조사 모델에서 중요한 것은 모델이 무한대로 접근되기 전에 추정될 수 있는 평균밀도의 한계이다(Naranjo et al., 1996). P_T 값이 0.99에서 굴응애의 추정 평균밀도는 $T=1, 3, 5$ 와 7에서 각각 19.4, 16.91, 12.89와 10.31이였으며, P_T 값이 0.01에서는 각각 0.06, 0.26, 0.58과 0.91이였다. 이와 같이 $T=1$ 에서 다른 값들보다 추정할 수 있는 밀도 범위가 더 넓

Table 1. Parameters of an empirical binomial model $\ln(m) = a + b \ln[-\ln(1-P_T)]$ relating mean mites per leaf to the proportion of leaves infested with more than T mites

T	α	β	N	r^2	P_m	s^2_β	MSE
1	1.5218	0.9852	42	0.99	-1.9495	0.0003	0.0230
3	1.7881	0.6809	42	0.95	-3.2116	0.0007	0.1119
5	1.7845	0.5055	42	0.89	-4.3191	0.0009	0.2364
7	1.7273	0.3965	42	0.84	-5.3625	0.0008	0.3413

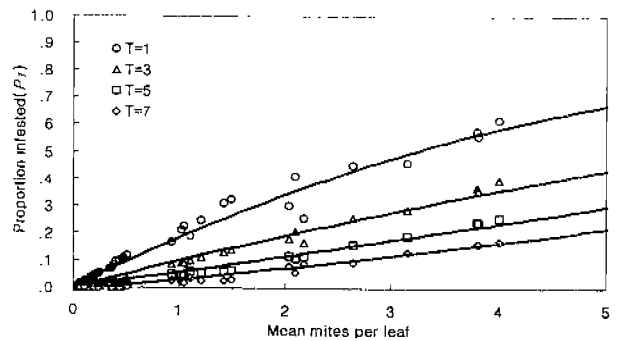


Fig. 1. Relationship between the proportion of leaves infested and the mean number of mites per leaf with $T=1, 3, 5$, and 7.

은 것으로 나타났다.

Tally threshold를 적합하게 선택해야 추정평균의 가변성과 편이의 영향을 줄일 수 있다(Nyrop and Binns, 1991; Cho *et al.*, 2000). 평균밀도의 추정에 대한 표본크기와 tally threshold의 영향을 발생엽을과 조사된 표본단위수의 함수로써 정확도를 결정하여 조사하였다(Fig. 2). 표본크기는 T 에 관계없이 정확도에 미치는 영향이 적었으나(Jones, 1994; Naranjo *et al.*, 1996; Cho *et al.*, 2000), T 값이 증가함에 따라 이항표본조사법의 정확도가 크게 달라졌다. 정확도는 T 가 1보다 클수록 낮아지는 경향이었으며, $T=1$ 을 제외한 나머지 tally threshold의 d 값은 해충 관리 프로그램에 대한 $d=0.25$ 수준(Southwood, 1978)을 얻지 못했다. 이는 식 2에서 MSE가 가장 큰 변이 요소이기 때문에 MSE의 안정성에 일차적으로 관계된다(Jones, 1994). $T=1$ 에서는 P_T 값이 0.15~0.97의 범위에서 표본크기에 관계없이 0.25보다 높은 정확도를 나타내었으나, 그보다 큰 P_T 값에서는 표본크기가 증가할수록 d 값이 낮아지는 경향을 보였다.

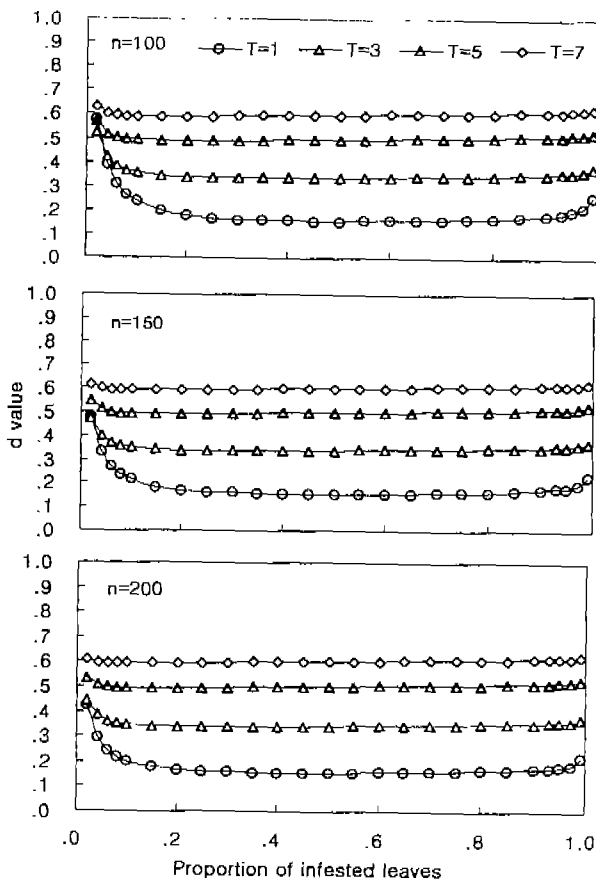


Fig. 2. Sampling precision (d) expressed as a function of proportion of infested leaves at the sample size of 100, 150 and 200.

굴응애는 7~8월의 고온기에 알→성충까지의 발육 기간은 6~12일로 매우 짧고(Lee *et al.*, 1991), 여름철에 굴응애 밀도가 2배로 증가하는 기간이 4~5일이기 때문에(Furuhashi, 1978) 이 시기에는 굴응애의 방제시기 결정에 있어 낮은 밀도에서 이루어져야 할 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서 정밀하게 P_T 를 추정하는데 필요한 표본수는 낮은 밀도에서도 정확도가 높으면서 표본수가 적은 100이 적당한 것으로 판단되었으며, $T=1$ 에서 넓은 범위의 밀도에서 정확도가 0.25 이하이기 때문에 가장 알맞은 것으로 나타났다.

Table 2는 action threshold를 잎당 2마리로 했을 때의 이항표본조사 프로그램을 나타낸 것이다. 잎당 평균밀도가 2마리일 때, 식 2를 가지고 잎에 1마리보다 많은 잎의 비율을 구할 수 있었으며, 이 때의 값은 약 0.35였다. 이 값을 이용하여 식 4와 5로부터 상한중지값과 하한중지값을 구했다. 만약, 감귤잎을 100개 조사했을 때, 1마리보다 많은 굴응애가 존

Table 2. A binomial sampling program for decision-making citrus red mite population level on satsuma mandarin groves based on action threshold of 2 mites per leaf

No. leaves sampled	Spray decision level (N_i^2)	
	Spray if $N_i >$	Do not spray if $N_i <$
50	24	11
75	34	18
100	44	26
125	54	33
150	64	41
175	74	49
200	83	57
225	93	65
250	102	73
300	121	89
Stop sampling		

N_i^2 , Total number of leaf infested with more than 1 citrus red mite.

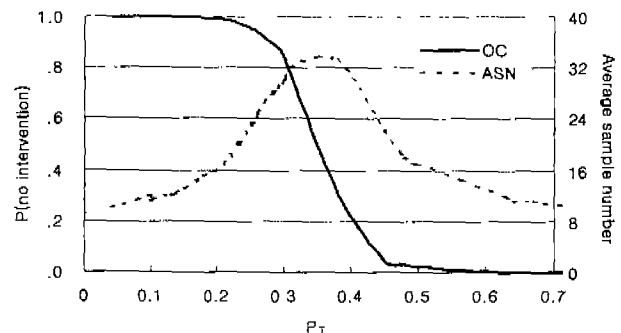


Fig. 3. Operating characteristic (OC) and average sample number (ASN) curves for binomial sequential probability ratio test with upper bound = 0.45, lower bound = 0.25, a error = 0.10 and b error = 0.10.

재하는 잎수가 44개 이상이 되면 조사를 중지하고, 방제를 실시하며, 발생잎수가 26개 이하이면 방제를 하지 않고 조사를 중지한다(Table 2). 그러나 발생잎수가 그 사이에 있게 되면 계속 조사를 실시하게 된다.

발생잎율에 대한 작용특성(OC)과 평균표본수(ASN)의 관계는 Fig. 3과 같았다. 작용특성 곡선은 발생잎율이 18% 이하에서는 1이었으며, 64% 이상에서는 0이었다. 특히, 발생잎율 23% 부근에서 급격히 낮아지는 경향이였다. 평균표본수는 방제기준인 발생잎율 0.35 부근에서 가장 많았으며, 굴응애의 발생엽율이 상, 하위 경계 내(일당 굴응애 밀도 1~1.5 마리)에 있을 때 평균표본수는 증가하였으며, 그 외의 영역에서는 줄어드는 경향이였다. 의사결정 경계선의 기울기와 상위와 하위 절편값은 각각 0.345와 ± 2.447 이었다.

표본조사계획의 유효성

표본수를 100으로 고정시킨 이항표본조사를 통해 추정된 밀도와 모든 조사자료(표본수: 120~224)를 계수하여 얻은 값과 비교하였다(Table 3). 일반적으로 이항모델($T=1$)에 의해 추정된 평균은 실지 계수조사에서 얻어진 것과 일치하였으며, 독립적으로 조사한 모든 값이 관측모델에 대한 95% 신뢰구간 내에 들어 갔다(Fig. 4).

이와 같은 결과를 종합하여 보면, 이항표본조사법은 온주밀감원에서 굴응애의 밀도를 추정할 수 있는 것으로 나타났다. Tally threshold가 1일 때 온주 밀감원에서 주로 얻을 수 있는 굴응애 밀도범위인

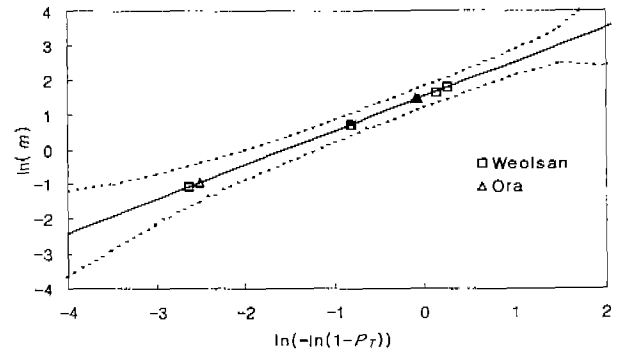


Fig. 4. The fit of the empirical model for independent collected data sets using tally threshold of 1 mite per leaf. The dotted lines represent 95% confidence intervals around the predicted equation (solid line).

0.5~8마리에서 정확도가 0.25보다 높아 밀도를 정확하게 추정할 수 있었다. 또한, 이항표본조사법을 이용하여 조사표본수에 따른 방제시기 판단자료를 활용하면 IPM 체계에서 비용을 줄이면서 효율적인 예찰이 가능할 것으로 판단된다.

사 사

본 연구는 한국과학재단 지정 RRC인 제주대학교 아열대원예산업연구센터(SHRC)의 연구과제로 수행되었으며, 연구비를 지원해준 SHRC에 감사드린다.

Literature Cited

Binns, M.R. and N.J. Bostanian. 1990. Robust binomial decision rules for integrated pest management based on negative binomial distribution. *Am. Entomol.* 36: 50~54.
 Cho, K., S.H. Kang and G.S. Lee. 2000. Spatial distribution and sampling plans for *Thrips palmi* (Thysanoptera: Thripidae) infesting fall potato in Korea. *J. Econ. Entomol.* 93: 503~510.
 Choi, D.S. and K.C. Kim. 1998. Population fluctuation, developmental character of *Panonychus citri* and damage degree as its control density on young Yuzu (*Citrus junos*). *Korean J. Appl. Entomol.* 37: 193~198.
 Furuhashi, K. 1978. Economic threshold level of citrus red mite. *Plant Protec. (Japan)* 30: 335~340.
 Hare, J.D., J.E. Peherson, T. Clemens, J.A. Menge, C.W. jr. Coggins, T.W. Embleton and J.L. Meyer. 1992. Effect of citrus red mite (Acari: Tetranychidae) and cultural practices on total yield, fruit size, and crop value of 'navel' orange: year 3 and 4. *J. Econ. Entomol.* 85: 486~495.
 Jones, V.P. 1994. Sequential estimation and classification procedures for binomial counts. pp. 175~205. *In* L. P. Pedigo and G.D. Buntin [eds.], *Handbook of Sampling Methods for Arthropods in Agriculture*. CRC. Boca Ralton, FL.
 Kennett, C.E. 1974. Spider mites, *Citrus Pest Management* Co-

Table 3. Resampling validation of fixed-sample-size binomial plan and Wald's sequential binomial plan for independent collected data sets based on binomial counts with the tally threshold of 1 mite per leaf

Data set	Complete count				Average statistics over 500 simulation ²			
	Date	Density	PI ³	n	Density	PI	ASN ⁴	OC ⁵
Ora	27 Apr.	2.49	0.60	128	2.49	0.60	12	0.002
	29 May	2.96	0.61	128	2.94	0.61	12	0.000
	21 Sept.	0.23	0.08	128	0.23	0.08	11	1.000
	11 Nov.	1.00	0.36	128	0.98	0.36	31	0.430
Weolsan	12 Apr.	0.22	0.07	128	0.18	0.07	10	1.000
	13 June	0.60	0.36	120	0.60	0.36	30	0.388
	5 Oct.	3.16	0.73	224	3.14	0.73	10	0.000

n, Number of sample sizes for each data set
²Number of sample sizes for a fixed-sample-size binomial sampling plan was 100. And the required parameters, lower bound and upper bound, α and β , for Wald's sequential plan were 0.25, 0.45, 0.10 and 0.10, respectively
³ Proportion of infested of leaf
⁴ Average sample number
⁵ Operating characteristic.

- perative Extension Service, Univ. of California. p. 30.
- Kim, D.H., H.M. Kwon and K.S. Kim. 2000. Current status of the occurrence of the insect pests in the citrus orchard in Cheju island. *Korean J. Appl. Entomol.* 39: 267~274.
- Kim, H.S., D.Y. Moon, P.C. Lippold, Y.D. Chang and J.S. Park. 1978. Studies on the integrated control of citrus pests. I. Bionomics of citrus red mite and natural enemies. *Kor. J. Plant Prot.* 7: 7~13.
- Kono, T. and T. Sugino. 1958. On the estimation of the density of rice stem borer. *Jpn. J. Appl. Entomol. Zool.* 2: 184~188.
- Lee, S.C., S.S. Kim and D.I. Kim. 1991. Ecological characteristics and control of *Phyllocnistis citrella* and *Panonychus citri* at the citron plantation. Res. Rept. RDA (Agri. institution cooperation). 34: 125~138.
- Naranjo, S.E., H.M. Flint and T.J. Henneberry. 1996. Binomial sampling plans for estimating and classifying population density of adult *Bemisia tabaci* in cotton. *Entomol. Exp. Appl.* 80: 343~353.
- Naranjo, S.E. and W.D. Hutchison. 1997. Validation of arthropod sampling plans using a resampling approach: Software and analysis. *Am. Entomol.* 43: 48~57.
- Nyrop, J.P. and M. Binns. 1991. Quantitative methods for designing and analyzing sampling program for use in pest management. pp. 67~132. *In* D. Pimentel [eds.], *Handbook of Pest Management in Agriculture*, Vol. 2. CRC, Boca Raton, FL.
- Nyrop, J.P., A.M. Agnello, J. Kovach and W.H. Reissig. 1989. Binomial sequential classification sampling plans for European red mite (Acari: Tetranychidae) with special reference to performance criteria. *J. Econ. Entomol.* 82: 482~490.
- Riel, L.A. 1978. *Citrograph* 1978. p. 175~176.
- SAS Institute. 1995. The SAS system for window. release 6.11. SAS institute Inc. Cary, NC, USA.
- Schaalje, G.B., R.A. Butts and T.J. Lysyk. 1991. Simulation studies of binomial sampling: A new variance estimator and density predictor, with special reference to russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae). *J. Econ. Entomol.* 84: 140~147.
- Southwood, T.R.E. 1978. *Ecological methods*. 2nd eds. Chapman & Hall, London.
- Sterling, W.L. 1975. Sequential sampling of cotton insect populations. *In* Proceedings of the Beltwide Cotton Production and Research Conference. pp. 133~135. National Cotton Council of America, Memphis, Tennessee.
- Taylor, L.R. 1961. Aggregation, variance and the mean. *Nature* 189: 732~755.
- Taylor, L.R. 1971. Aggregation as a species characteristic. *In* G.P. Patil, E.C. Pielou and W.E. Waters [eds.], *Statistical ecology*. Vol. 1. Penn. State Univ. Press, Philadelphia. pp. 357~377.
- Waters, W.E. 1995. Sequential sampling in forest insect surveys. *Forest Science* 1, p. 68~79.

(Received for publication 26 December 2000; accepted 31 March 2001)