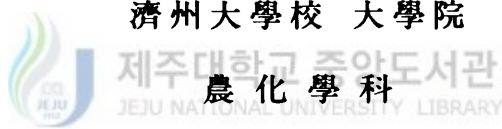


碩士學位論文

# 溫州蜜柑에서 껍응애 空間分布 및 標本調查法



李 昶 勳

110,971

2001年 6月

# 濶州蜜柑에서 굴응애 空間分布 및 標本調查法

指導教授 柳 基 中

李 昶 勳

이 論文을 農學 碩士學位 論文으로 提出함

2001年 6月

李昶勳의 農學 碩士學位 論文을 認准함

審査委員長 \_\_\_\_\_

委 員 \_\_\_\_\_

委 員 \_\_\_\_\_

濟州大學校 大學院

2001年 6月

Dispersion Pattern and Sampling Plans for the Citrus Red  
Mite, *Panonychus citri* (McGregor) (Acari : Tetranychidae)  
on Satsuma Mandarin in Jeju



Chang-Hoon Lee

(Supervised by Professor Key-Zung Riu)

A THESIS SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF  
THE REQUIREMENTS FOR THE DEGREE OF MASTER  
OF AGRICULTURE

DEPARTMENT OF AGRICULTURAL CHEMISTRY  
GRADUATE SCHOOL  
CHEJU NATIONAL UNIVERSITY

2001. 6.

## 目 次

|                         |    |
|-------------------------|----|
| ABSTRACT .....          | 1  |
| I. 序 論 .....            | 3  |
| II. 材 料  및  方 法 .....   | 5  |
| 1. 空間分布分析 및 標本抽出法 ..... | 5  |
| 2. 二項標本調査法 .....        | 8  |
| III. 結 果  및  考 察 .....  | 10 |
| 1. 空間分布分析 및 標本抽出法 ..... | 10 |
| 2. 二項標本調査法 .....        | 16 |
| IV. 要 約 .....           | 22 |
| V. 引用文獻 .....           | 23 |

## ABSTRACT

This study was conducted to develop a sampling plans for the citrus red mite, *Panonychus citri* (McGregor) on satsuma mandarin, *Citrus unshiu* L., in Jeju during 1999~2000

The results are as follows;

1. CRM population was sampled by collecting leaves. Taylor's power law provided better description of mean-variance relationship for the dispersion indices compared to Iwao's patchiness regression. Slopes and intercepts of Taylor's power law from leaf samples did not differ among surveyed groves. Fixed-precision levels ( $D$ ) of a sequential sampling plan were developed using Taylor's power law parameters generated from all motile stages of CRM in leaf sample. This sampling plan for leaf sample estimate was tested with resampling validation for sampling plan using 4 independent data sets. Resampling simulation analysis demonstrated that actual fixed-precision level values were better than desired  $D$  values of 0.20, 0.25 and 0.30. Required numbers of leaf sample at the mean number of mite ranged from 0.6 to 1 were less than 90.

2. Binomial sampling plans were developed based on the relationship between the mean density per leaf ( $m$ ) and the proportion of leaf infested with  $<T$  mites ( $P_T$ ), 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. But the tally thresholds were decreased with higher tally thresholds in

spite of increasing sample size.  $T=1$  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.



## I. 서 론

제주도에서 온주밀감은 농업생산액의 60% 이상을 차지하는 기간작목이다. 온주밀감에 발생하는 해충 중 발생이 많은 것으로는 귤응애 *Panonychus citri* (McGregor), 조팝나무 진딧물 *Aphis citricola* van der Goot, 귤굴나방 *Phyllocnistis citrella* Stainton 등을 들 수 있다. 그 중에 귤응애는 온주밀감에 가장 중요한 해충으로서 연간 10~13세대 발생한다. 귤응애 방제회수는 연간 2 내지 5회 정도로 전체 약제방제 비용의 20% 정도를 차지하고 있으며, 약제저항성으로 인하여 방제가 어려운 실정이다.

귤응애에 의한 온주밀감의 피해는 열매나 나무의 발육에 직, 간접적으로 작용한다. 보통 8월 이전에는 잎이나 어린 가지의 세포액을 흡즙하기 때문에 엽록소가 감소하여 광합성량에 영향을 주어 과실 수확량 감소나 조기낙엽 현상과 같은 나무의 발육에 간접적으로 영향을 끼치는 것으로 알려져 있다(Furuhashi, 1978; Kim *et al.*, 1978 ; Lee *et al.*, 1991). 8월 이후에는 과실에도 피해를 주어 착색 불량원인을 일으켜 열매 품질에 직접적인 영향을 주기도 한다. 최근에는 습관적인 살충제의 사용으로 인하여 천적이 감소되어 귤응애가 폭발적으로 증가함으로써 피해가 많이 발생하기도 한다

귤응애의 방제적기 판단은 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 과학적인 검증은 물론 표본조사법에 대한 연구도 거의 이루어지지 않은 실정이다.

Kennett (1974)은 오렌지에서 0.5마리 이상은 피해허용밀도이며, 0.5마리를 요방제 밀도로 하였고, Riel (1978)은 감귤원에서 종합방제를 실시하는 경우 귤응애의 요방제 밀도를 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 피해허용수준을 잎당 최고 발생 마리수가 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.

병해충종합관리(IPM)에 있어서 신뢰할 수 있고, 경제적인 해충 발생예찰은 절대적으로 필요한 구성요소이며(Ruesink and Kogan, 1982), 효과적인 의사결정을 위해서는 해충의 밀도를 정확히 추정하고, 밀도나 피해수준에 따라 방제여부를 결정하는 방법이 필요하다. 해충의 밀도 추정과 피해수준의 분류를 효율적으로 실천하기 위한 방법으로 표본추출법을 개발, 이용할 수 있다. 표본추출법은 다양하게 조사 표본수를 조정할 수 있기 때문에 고정된 조사 표본수에 기초한 방법보다 비용과 노력이 적게 드는 장점이 있다.(Waters, 1955; Sterling, 1975)

본 연구는 Iwao's regression(Iwao, 1968)과 Taylor's power law(Taylor, 1961)에 기초한 굴응애의 나무내 및 나무간의 굴응애에 대한 일정 정확도 수준에서의 표본추출법을 비교하고 그 조사법을 개발하고, 굴응애의 밀도 추정과 피해수준을 효율적으로 분류할 수 있는 이항표본조사법을 개발, 평가하기 위하여 수행하였다.



## II. 재료 및 방법

### 실험 1. 공간분포 및 표본추출법

#### 1) 조사포장, 나무 및 조사잎의 선정

제주도내 농가재배 온주밀감 과수원에서 1999년(3포장)과 2000년(5포장) 2년동안 4월부터 11월까지 7~10일 간격으로 굴응애를 조사하였다. 조사시에 농가가 굴응애 방제를 위해 농약을 살포한 경우에는 10~15일이 경과한 후에 조사하였다. 조사한 온주밀감의 품종은 궁천조생이었으며, 수령은 13~20년생이었고, 조사면적은 0.5~1.2ha였다. 온주밀감의 재배는 지역의 농가관행에 의한 병해충 방제 및 시비를 실시하였으며, 농가 스스로 병해충 방제시기 및 방제농약을 결정하였다.

조사나무의 선정은 조사포장의 형태 및 면적에 따라 나무수(1나무/0.05ha)를 조정하였으며, 조사잎은 조사나무당 지상 60~120cm 높이에서 동, 서, 남, 북 4방향의 바깥쪽과 30cm 안쪽에서 완전히 성숙된 잎을 각 1매씩 임의로 택하여 나무당 총 8잎을 채취하였다. 채취한 잎은 hairspray를 뿌려주어 굴응애가 이동을 못하도록 하였으며, 1~3분간 spray액을 완전히 말린 후 zipper bag에 넣고 실험실로 가져와 실체 현미경( $\times 10$ ) 하에서 잎당 굴응애의 성충과 약충 밀도를 조사하였다.

#### 2) 나무내 분포

본 실험은 1999년과 2000년에 각각 2개(A, B)와 3개(C, D, E)의 포장에서 조사하였다. 잎당 굴응애의 밀도와 분산은 나무의 안쪽과 바깥쪽을 구분하여 각 조사일에 조사 포장별로 계산하였다. 조사기간 동안 굴응애 밀도가 가장 높았던 포장은 E포장으로 조사기간 평균밀도가 잎당 4.7마리였으며, 그외의 포장은 1.0~1.3마리였다. 포장별 조사회수는 A와 B는 12회, C, D, E는 각각 6, 9, 5회였으며, 조사나무수는 각각 17, 15, 12, 16, 24주였다.

### 3) 나무간 분포

본 실험은 1999년과 2000년에 각각 1개(F)와 2개(G, H) 포장에 대해 조사하였다. 나무당 굴응애의 밀도와 분산은 조사한 8잎의 굴응애수를 합하여 각 조사일에 포장별로 계산하였다. 조사기간 동안 나무당(본 연구에서는 30) 굴응애 밀도가 가장 높았던 포장은 H 포장으로 13.5마리였으며, F와 G포장은 각각 8.7, 7.1마리였다.

### 4) 통계분석

분산지수는 Iwao's patchiness regression(IPR)과 Taylor's power law(TPL) 두 가지 방법을 이용하였다. IPR은 잎당 평균밀도( $m$ )에 대한 평균 군집도( $m^*$ )

$$m^* = m + \frac{s^2}{m} - 1$$

의 회귀식



제주대학교 중앙도서관  
JEJU NATIONAL UNIVERSITY LIBRARY

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

이다(Iwao, 1968; Lloyd, 1967).  $\beta$ 는 생물이 환경을 이용하는 형태(분포형태)와 관계되는 반면에  $\alpha$ 는 생물의 단위면적당 밀도를 나타낸다(Southwood, 1978). 또한,  $\alpha + 1$ 은 매우 낮은 밀도에서의 서식처 단위당 공존하는 개체수를 나타낸다(Iwao, 1968).

TPL은  $\log$  평균( $m$ )에 대한  $\log$  분산( $s^2$ )의 회귀식

$$\log s^2 = \log a + b \log m$$

이다(Taylor, 1961, 1971). 기울기( $b$ )는 종 특이적인 집중상수를 나타내는 것이고, 절편( $\log a$ )은 환경, 표본조사 과정과 이용된 표본 단위에 관계되는 규모 요인이다.

회귀식 상수를 추정하는 데는 SAS(SAS Institute, 1995)의 일반선형회귀모델(PROC GLM)을 이용하였고, 각 선형 모델의 적합성은 결정계수( $r^2$ )의 추정에 의해 평가하였다. 또한 회귀선의 기울기가 1.0보다 크다는 것은 Student t-test를 이용하여 판정하였으며, 각 조사포장간 회귀식 절편과 기울기의 동일성은 공분산분석(ANCOVA)으로 검정하였다(Sokal and Rohlf, 1981).

TPL에서 계산된 상수는 고정정확도수준( $D = \frac{SE}{m}$ )에서 개체군 밀도를 추정하는데 필요한 표본크기를 결정하는데 이용된다(Green, 1970). 평균 밀도에 따라  $D$ 값을 유지하는데 필요한 표본 크기( $n$ )는

$$n = a m^{(b-2)} D^{-2}$$

식에 의해 구할 수 있다.

주어진  $D$ 에서의 표본추출중지선은

$$\ln T_n = [\log(D^2/a)/(b-2)] + [(b-1)/(b-2)] \times \log n$$

으로 계산할 수 있으며, 이 때  $T_n$ 은 표본  $n$ 에 대한 누적수,  $n$ 은 표본 크기,  $a$ 와  $b$ 는 TPL의 상수값이다. 중지선을 추정하는데 이용된  $D$ 값은 0.20, 0.25 그리고 0.30을 이용했다. 이들  $D$ 값은 정확도와 표본크기에 대해 일반적으로 받아들여지며, 대부분의 해충 관리에 알맞은 수준인 것으로 알려져 있다(Southwood, 1978).

##### 5) 조사방법의 유효성

특정 정확도 수준에 대한 잎 표본조사에서 얻어진 실질 정확도 수준은 표본추출법 개발에 이용되지 않았던 조사자료에 대해 Resampling Validation for Sampling Plans (RVSP) 프로그램(Naranjo and Hutchison, 1997)을 이용하여 평가하였다. 이를 위해 1999년과 2000년에 조사된 4개의 조사자료를 이용하였으며, 이들의 표본수는 120~224개였다. 이 RVSP simulation은 고정 정확도에서의 중지선을 평가하는데 이용되며, 정확도 값의 분포, 평균 정확도, 평균밀도 그리고 평균 표본크기가 계산된다.

## 실험2. 이항표본조사법

### 1) 조사포장, 나무 및 조사잎의 선정

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

조사나무 및 잎의 선정과 귤응애 밀도는 실험1과 동일하게 조사하였다.

### 2) 이항표본조사법의 개발

평균밀도( $m$ )와 귤응애가  $T$ 마리 보다 더 많이 발생한 엽울간의 관계는 Kono and Sugino(1958)의 관측모델을 이용하였다;

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

이 때,  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 일반선형회귀모델 추정에 의해 추정된 상수값(SAS Institute, 1995)이다.

이 모델의 상수값은 tally threshold( $T$ )가 잎당 귤응애가 1, 3, 5와 7에 대해 추정했다.

이항표본조사 계획을 평가하는데는 추정평균에 대한 분산을 계산하여야 한다(Binns and Bostanian, 1990). 이 분산을 추정하는 방법은 여러 가지가 있으나, 본 연구에서는 Schaalje *et al.*(1991)의 발생한 표본단위의 비율로부터 평균의 분산( $\text{var}[\ln(m)]$ )을 추정하였다. 이는 tally threshold에 따른 이항표본조사 계획의 정확도를 평가, 비교하는데 이용된다:

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

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

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

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

$$c_4 = \text{MSE}$$

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

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

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

이다.

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

중지상한

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

중지하한

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

여기에서  $P_T$ 는 action threshold(굴응애  $>T$ 인 잎의 비율),  $z_{\alpha/2}$ 는 정규편차단위(여기에서  $z_{\alpha/2}$ 는 1.96)이다. 만일 응애가 있는 잎의 누적수가 UL을 넘으면 조사를 중지하고 응애 밀도가 허용한계를 넘어선 것으로 분류하고, 반대로 LL보다 더 작은 경우에는 응애가 한계밀도 이하로 분류하여 조사를 종료한다. 잎당 굴응애의 누적수가 UL과 LL사이에 있으면 조사는 계속된다.

### 3) 표본조사계획의 유효성

이항표본조사법에 대한 유효성은 RVSP 프로그램의 Fixed Sample Size(FSS)법을 이용하여 평가하였다. 각 독립된 자료에 대해 500 simulation을 실시하였다. FSS법을 실행할 때 action threshold를 물어 왔는데, 이는 잎당 굴응애 밀도가 2마리일 때의 발생엽을 이용하였다. 표본수가 100일 때 FSS법으로 예측된 평균에 대해  $T=1$ 에서의 실질평균과 비교하였다.

### III. 결과 및 고찰

#### 실험 1. 공간분포 및 표본추출법

##### 1) 나무내 분포

TPL의 결정계수( $r^2$ ) 범위는 0.96~0.98이었으나, IPR의  $r^2$  범위는 0.75~0.93으로 꺾음애의 공간분포는 TPL이 IPR보다 더 잘 설명하였다(Table 1).

Table 1. Intra-tree dispersion indices for motile stages of the citrus red mite, *P. citri*, on five satsuma mandarin groves in Jeju, 1999~2000

| Year     | Side    | $n^a$ | Taylor's power law      |                    |       | Iwao's patchiness regression |                        |       |
|----------|---------|-------|-------------------------|--------------------|-------|------------------------------|------------------------|-------|
|          |         |       | $\log a \pm \text{SEM}$ | $b \pm \text{SEM}$ | $r^2$ | $\alpha \pm \text{SEM}$      | $\beta \pm \text{SEM}$ | $r^2$ |
| 1999     | Outside | 22    | 1.41 ± 0.10             | 1.47 ± 0.07        | 0.96  | 1.07 ± 0.53                  | 2.58 ± 0.27            | 0.82  |
|          | Inside  | 22    | 1.28 ± 0.09             | 1.42 ± 0.06        | 0.97  | 0.93 ± 0.33                  | 2.02 ± 0.13            | 0.93  |
| 2000     | Outside | 20    | 1.38 ± 0.11             | 1.35 ± 0.06        | 0.96  | 2.08 ± 0.72                  | 1.75 ± 0.24            | 0.75  |
|          | Inside  | 20    | 1.35 ± 0.07             | 1.44 ± 0.05        | 0.98  | 1.64 ± 0.82                  | 1.98 ± 0.26            | 0.77  |
| Combined |         | 42    | 1.35 ± 0.05             | 1.42 ± 0.03        | 0.98  | 1.42 ± 0.30                  | 2.02 ± 0.11            | 0.81  |

<sup>a</sup> The number of  $m$  and  $s^2$  or  $m^*$  pairs used to calculate the regression statistics.

또한, TPL의 상수값인  $a$ 와  $b$ 값이 IPR의  $\alpha$ 와  $\beta$ 보다 변이가 작았다. 특히 TPL  $b$ 값의 범위는 1.35~1.47이었으나, IPR의  $\beta$  값은 1.75~2.58로 넓게 나타났다. TPL의  $b$ 값과 IPR의  $\beta$  값은 모두 1보다 컸는데( $P < 0.05$ ), 이는 꺾음애가 온주밀감원에서 집중분포형태를 취하고있음을 보여주는 것이다. 이는 레몬에서 꺾음애의 분포(Jones and Parrella, 1984)와 사과에서 사과응애의 분포(Nyrop *et al.*, 1989; Nyrop and Binns, 1991) 결과와 유사한 경향을 나타내었다.

TPL의 절편( $a$ )과 기울기( $b$ )에 대해 공분산분석을 한 결과 둘다 연도 및 잎 위치 간에 유의성이 없었다( $F=0.43$ ,  $df=3$ , 79,  $P>0.1$ ;  $F=0.94$ ,  $df=3$ , 79,  $P>0.1$ ). 따라서, Taylor 일반 회귀식을 이용할 수 있으며, 평균과 분산간의 함수관계 모델에 이용할 수 있다.

TPL의 상수값을 이용하여  $D$ 가 0.20, 0.25와 0.30에서의 잎당 궤웅에 평균밀도와 필요한 표본수는 Fig. 1과 같았다.

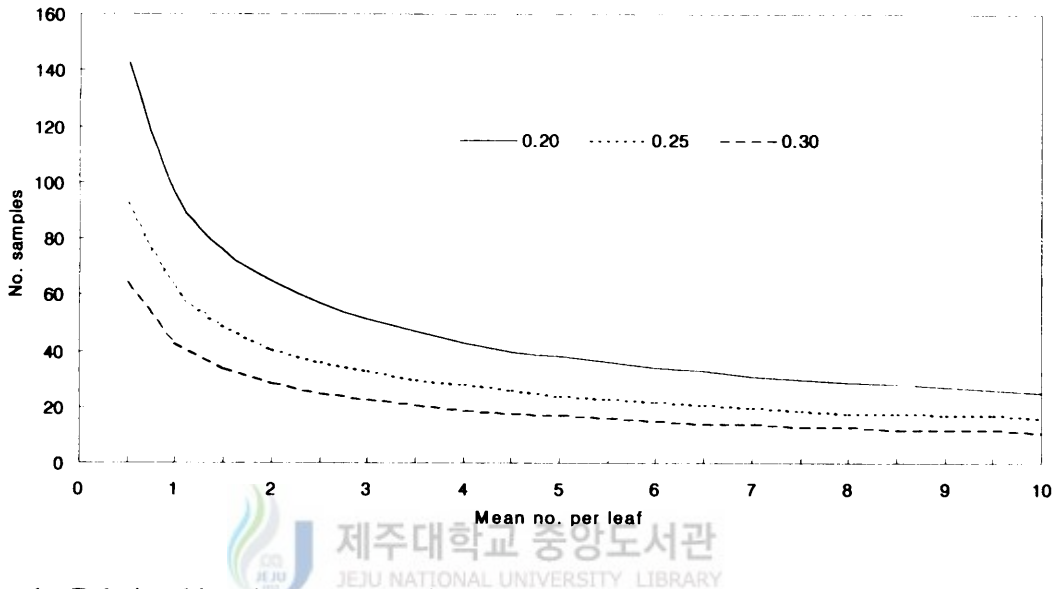


Fig. 1. Relationships between required the number of leaf per sample and mean density per leaf at fixed-precision levels of 0.20, 0.25 and 0.30 for the citrus red mite on satsuma mandarin groves.

$D$ 값이 높을수록 그리고 잎당 궤웅에 평균밀도가 낮을수록 더 많은 표본수가 필요한 것으로 나타났다. 농가에서 일반적으로 이용되고 있는 잎당 궤웅에 평균밀도 2마리를 기준으로 했을 때 필요한 표본수는  $D$ 값이 0.20, 0.25와 0.30에 대해 각각 65, 41, 29개로 나타났다.

TPL의 상수값을 이용하여  $D$ 값에 따른 중지선은 Fig. 2와 같았다.

이 중지선의 이용은 궤웅에 조사시 선정한 잎의 누적 궤웅에 밀도가 중지선을 넘을 때까지 조사하게 된다. 일반적으로 온주밀감에서 궤웅에 조사시 100잎을 조사하는 경우  $D$ 값이 0.20, 0.25와 0.30일 때 궤웅에 누적밀도가 각각 94, 43과 23마리일 때 조사를 종료하게 된다.

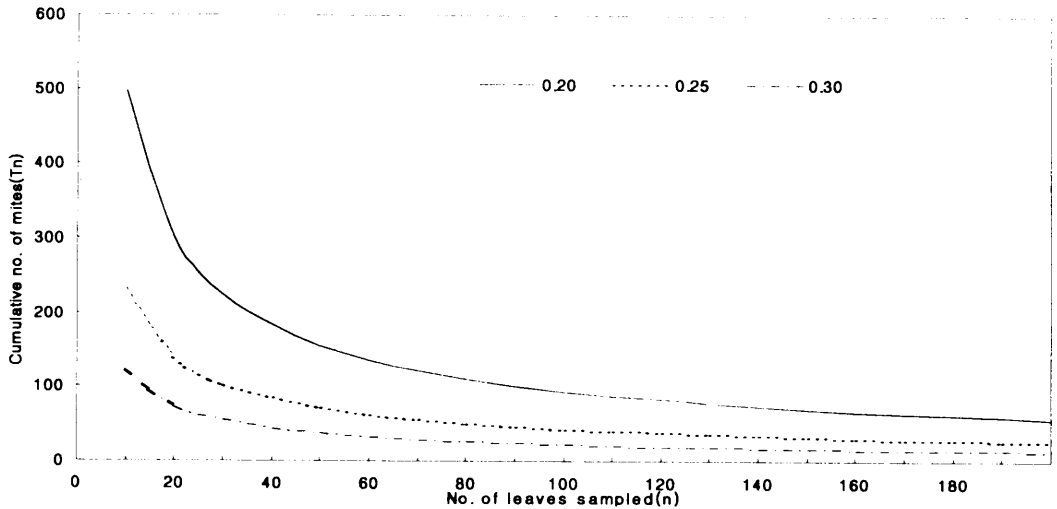


Fig. 2. Intra-tree sequential sampling stop lines for fixed-precision levels( $D$ ) of 0.20, 0.25 and 0.30 on the satsuma mandarin groves.

## 2) 나무간 분포

TPL과 IPR을 가지고 나무간 조사를 분석한 결과 곽응애가 집중분포하는 것으로 나타났으며, 둘 다 일관성을 갖고 있었다(Table 2).

Table 2. Inter-tree dispersion indices for motile stages of the citrus red mite, *P. citri*, on three satsuma mandarin groves in Jeju, 1999~2000

| Grove    | n <sup>a</sup> | Taylor's power law     |                    |       | Iwao's patchiness regression |                        |       | Density range per tree |
|----------|----------------|------------------------|--------------------|-------|------------------------------|------------------------|-------|------------------------|
|          |                | log $a \pm \text{SEM}$ | $b \pm \text{SEM}$ | $r^2$ | $\alpha \pm \text{SEM}$      | $\beta \pm \text{SEM}$ | $r^2$ |                        |
| F        | 12             | 0.96 ± 0.23            | 1.67 ± 0.14        | 0.93  | 2.26 ± 0.79                  | 1.65 ± 0.04            | 0.99  | 0.69 ~ 70.63           |
| G        | 8              | 0.84 ± 0.35            | 1.70 ± 0.18        | 0.94  | 4.41 ± 3.30                  | 1.54 ± 0.30            | 0.82  | 0.61 ~ 25.25           |
| H        | 8              | 1.06 ± 0.31            | 1.53 ± 0.13        | 0.96  | 3.26 ± 2.22                  | 1.45 ± 0.11            | 0.96  | 1.38 ~ 25.69           |
| Combined | 28             | 0.95 ± 0.15            | 1.62 ± 0.08        | 0.94  | 2.80 ± 0.99                  | 1.58 ± 0.05            | 0.97  | 0.61 ~ 70.63           |

<sup>a</sup> The number of  $m$  and  $s^2$  or  $m^*$  pairs used to calculate the regression statistics.



TPL의 결정계수( $r^2$ ) 범위는 0.93-0.96이었고, IPR의  $r^2$  범위는 0.82-0.99였다. TPL의  $b$  값과 IPR의  $\beta$  값은 모두 1보다 컸다( $P < 0.05$ ). 이는 레몬에서 귤응애 나무간 공간분포를 조사했을 때  $b$ 와  $\beta$  값이 각각 1.71과 1.12라 하였는데(Jones and Parrella, 1984), 본 연구 결과와 비슷하였다. 그러나 IPR의  $\alpha$  상수값이 너무 작아 밀도가 아주 낮을 때에는 동일한 잎에 존재하는 귤응애의 수가 너무 적어 발견하기가 어렵다. 따라서, IPR은 결정계수( $r^2$ )가 TPL보다 높으나 나무간 조사시에 이용은 TPL이 더 알맞은 것으로 나타났다.

TPL과 IPR의 절편( $a$ ,  $\alpha$ )과 기울기( $b$ ,  $\beta$ )에 대해 공분산분석을 한 결과 모두 조사포장간에 유의성이 없었다( $a$ :  $F=0.14$ ,  $df=2, 24$ ,  $P>0.1$ ;  $\alpha$ :  $F=0.69$ ,  $df=2, 24$ ,  $P>0.1$ ;  $b$ :  $F=0.37$ ,  $df=2, 24$ ,  $P>0.1$ ;  $\beta$ :  $F=1.55$ ,  $df=2, 24$ ,  $P>0.1$ ). 따라서, 일반 Taylor의 회귀식을 이용할 수 있으며, 평균과 분산간의 함수관계 모델에 이용할 수 있다.

TPL의 상수값을 이용하여  $D$ 값이 0.20, 0.25와 0.30에서의 중지선은 Fig. 3과 같았다.

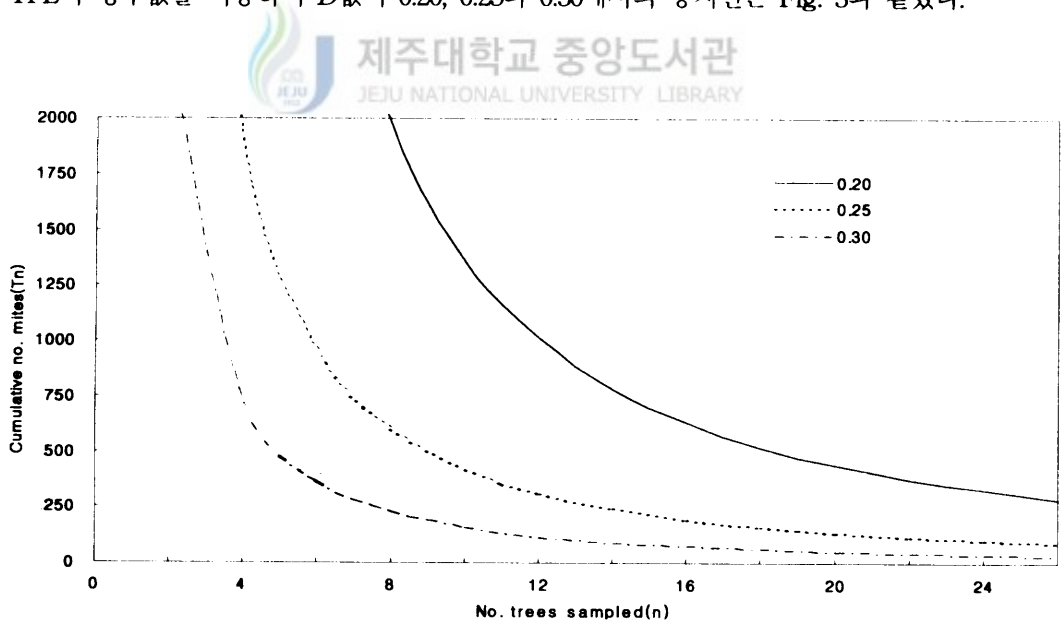


Fig. 3. Inter-tree sequential sampling stop lines for fixed-precision levels( $D$ ) of 0.20, 0.25 and 0.30 on the satsuma mandarin groves.

조사 나무수가 적을수록 그리고  $D$ 값이 높을수록 중지선까지의 누적 굴응애수가 증가하였다. 따라서 굴응애 조사에 있어 시간과 비용을 절약하기 위해서는 최소한 14주 이상을 조사하는 것이 알맞다고 판단되었다. 14주 조사시 나무당 누적 굴응애수는 고정정확도수준 0.20, 0.25와 0.30에서 각각 781, 242, 93마리였다. 이는 나무당 8잎을 조사했을 때,  $D=0.25$ 에서 요방제밀도를 잎당 2마리로 하면 14주를 조사하여 굴응애 밀도를 추정하더라도 충분히 정확도가 있음을 보여 주는 것이다.

### 3) 조사방법의 유효성

개발된 조사법이 이용한계를 결정하기 위하여 실제 포장에서의 조사자료에 의해 평가하는 것은 매우 중요하다(Naranjo and Hutchison, 1997). 본 연구에서는 이를 위해 resampling 기술인 Naranjo and Hutchison (1997)이 개발한 RVSP simulation을 이용하여 평가하였다. 평가에 이용된 4개 포장의 잎당 굴응애 평균밀도는 0.60~3.16이었다(Table 3).

Table 3. RVSP statistics of 500 sequential sampling simulation runs for leaf sampling estimates of the citrus red mite on independent data sets collected in 1999 and 2000

| Grove Data sets | Data set (Year)    | Data set         |     | Simulation        |                |                  |                |
|-----------------|--------------------|------------------|-----|-------------------|----------------|------------------|----------------|
|                 |                    | Estimate density | $n$ | Desired precision | Mean density   | Mean sample size | Mean precision |
| A               | 9 June (1999)      | 1.90             | 128 | 0.20              | 1.95           | 67               | 0.14           |
|                 |                    |                  |     | 0.25              | 1.93           | 43               | 0.17           |
|                 |                    |                  |     | 0.30              | 1.98           | 30               | 0.21           |
| B               | 13 June (1999)     | 0.60             | 120 | 0.20              | - <sup>a</sup> | -                | -              |
|                 |                    |                  |     | 0.25              | 0.62           | 84               | 0.19           |
|                 |                    |                  |     | 0.30              | 0.63           | 59               | 0.23           |
| F               | 11 November (1999) | 1.00             | 128 | 0.20              | 0.99           | 100              | 0.20           |
|                 |                    |                  |     | 0.25              | 1.00           | 65               | 0.25           |
|                 |                    |                  |     | 0.30              | 1.03           | 45               | 0.30           |
| G               | 5 October (2000)   | 3.16             | 224 | 0.20              | 3.23           | 50               | 0.17           |
|                 |                    |                  |     | 0.25              | 3.25           | 33               | 0.21           |
|                 |                    |                  |     | 0.30              | 3.32           | 23               | 0.25           |

<sup>a</sup> Results are not given at  $D=0.20$  because expected sequential sample size was higher than the sample number from data set.

실제 평균  $D$ 값은 모든 밀도에서 원하는  $D$ 값보다 낮았다. 이는 조사법이 약, 성충이 공존하는 포장에서 이용할 수 있다는 것을 보여주는 것이다. 굴응애 방제에 이용되고 있는 잎당 굴응애 평균밀도 2마리 이상의 조사에 필요한 표본수는  $D$ 값이 0.25인 경우에 43보다 적은 것으로 나타났다. 또한, 잎당 굴응애 평균밀도가 0.6~1.0일 때 필요한 표본수는 84이하인 것으로 조사되었다.

이를 종합하여 보면, 굴응애는 온주밀감원에서 집중분포를 하고 있다는 것을 보여주었으며, 고정정확도에서의 표본추출법을 이용하면 온주밀감원에서 굴응애 밀도를 효율적으로 추정할 수 있는 것으로 나타났다.



## 실험 2. 이항표본조사법

### 1) 이항표본조사법

조사한 42개 자료의 굴응애 평균밀도는 잎당 0.04~9.03마리였으며,  $P_T$  값이 0인 것을 제외한 40개의 자료를 가지고 분석하였다. 각 조사일의 잎당 최대밀도( $y$ )는 평균밀도( $m$ )로부터 예측할 수 있었다:  $y=4.735+6.667 \times m(r^2=0.91, F=364.78, df=38, P>0.0001)$ .

$\ln(m)$ 과  $\ln[-\ln(1-P_T)]$ 의 회귀식에서 구한 parameter를 기초로 한 발생엽율과 평균밀도와의 함수식은 Table 4와 같았다.

Table 4. Parameters of an empirical binomial model  $\ln(m) = \alpha + \beta \ln[-\ln(1-P_T)]$  relating mean mites per leaf to the proportion of leaves infested with more than  $>T$  mites

| $T$ | $\alpha$ | $\beta$ | $n$ | $r^2$ | $P_m$   | $S^2_{\beta}$ | $MSE$  |
|-----|----------|---------|-----|-------|---------|---------------|--------|
| 1   | 1.5218   | 0.9852  | 40  | 0.99  | -1.9495 | 0.0003        | 0.0230 |
| 3   | 1.7881   | 0.6809  | 40  | 0.95  | -3.2116 | 0.0007        | 0.1119 |
| 5   | 1.7845   | 0.5055  | 40  | 0.89  | -4.3191 | 0.0009        | 0.2364 |
| 7   | 1.7273   | 0.3965  | 40  | 0.84  | -5.3625 | 0.0008        | 0.3413 |

이 관측이항모델의 결정계수( $r^2$ )가 0.84~0.99로 굴응애 발생엽율에 의한 평균밀도 추정 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. 4는  $T=1, 3, 5$ 와 7일 때의 잎당 굴응애 평균밀도와 발생엽율간의 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 10.31이었으며,  $P_T$ 값이 0.01에서는 각각 0.06, 0.26, 0.58과 0.91이었다. 이와 같이  $T=1$ 에서 다른 값들보다 추정할 수 있는 밀도 범위가 더 넓은 것으로 나타났다.

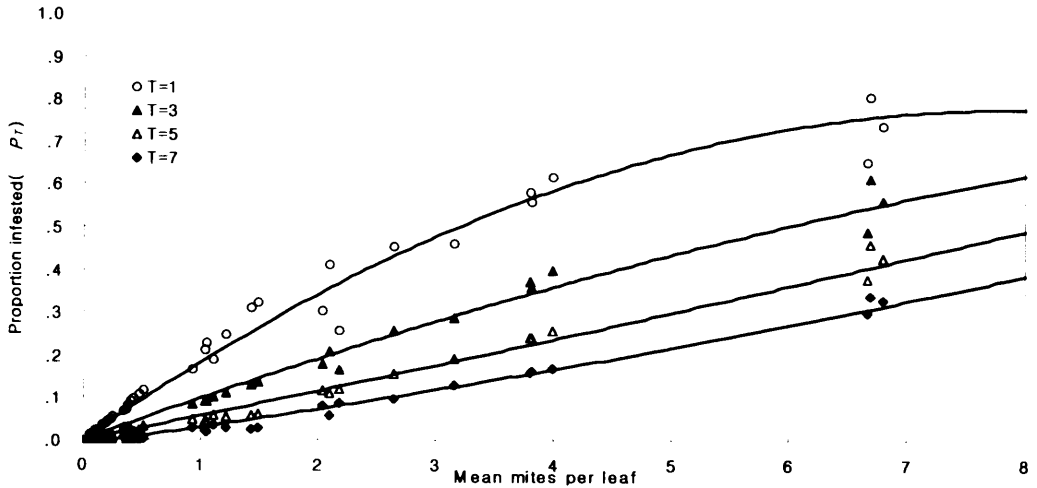


Fig. 4. Relationship between the proportion of leaves infested and the mean number of mites per leaf with  $T=1, 3, 5,$  and  $7$ .

tally threshold를 적합하게 선택해야 추정평균의 가변성과 편이의 영향을 줄일 수 있다(Nyrop and Binns, 1991). 평균밀도의 추정에 대한 표본크기와 tally threshold의 영향을 발생엽율과 조사된 표본단위수의 함수로써 정확도를 결정하여 조사하였다(Fig. 5).

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  $MSE$ 가 가장 큰 변이 요소이기 때문에  $MSE$ 의 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. 굴응애는 7-8월의 고온기에 알에서 성충까지의 발육기간은 6~12일로 매우 짧고(Lee *et al.*, 1991), 여름철에 굴응애가 2배로 증가하는 기간이

4~5일이기 때문에(Furuhashi, 1978) 이 시기에는 굴용애의 방제시기 결정에 있어 낮은 밀도에서 이루어져야 할 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서 정확하게  $P_T$ 를 추정하는데 필요한 표본수는 낮은 밀도에서도 정확도가 높으면서 표본수가 적은 100이 적당한 것으로 판단되었다.

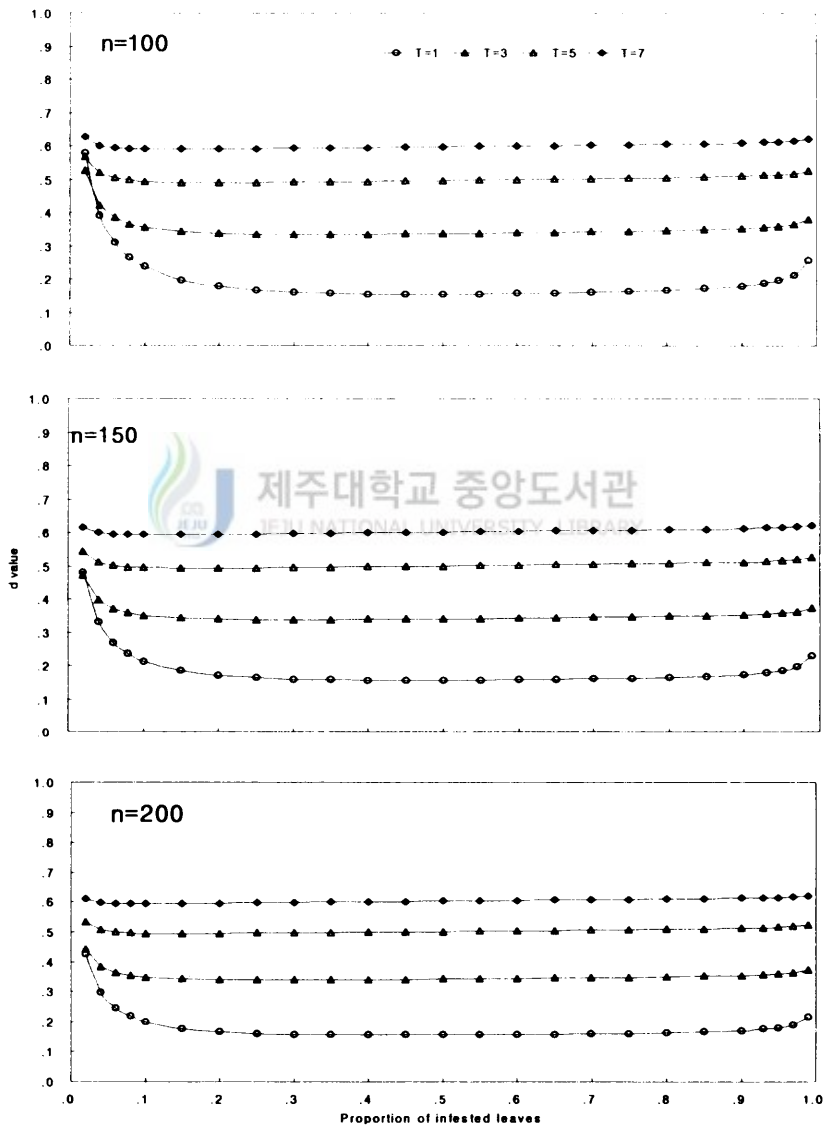


Fig. 5. Sampling precision( $d$ ) expressed as a function of proportion of infested leaves at the sample size of 100, 150 and 200.

해충관리에 있어 요구되는 높은 수준의 정확도와 넓은 범위의 밀도에 대해 밀도를 추정하려면 가장 좋은 tally threshold를 선택해야 한다(Cho *et al.*, 2000). 본 연구에서는  $T=1$ 에서 넓은 범위의 밀도에서 정확도가 0.25이하이기 때문에 가장 알맞은 것으로 나타났다.

Table 5.는 action threshold를 잎당 2마리로 했을 때의 이항표본조사 프로그램을 나타낸 것이다.

Table 5. A binomial sampling program for estimating citrus red mite population densities on satsuma mandarin groves based on action threshold of 2 mites per leaf

| No. leaves sampled | Spray decision level ( $N_i^z$ ) |                         |
|--------------------|----------------------------------|-------------------------|
|                    | 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      |                                  |                         |

<sup>z</sup>  $N_i$ , Total number of leaf infested with more than 1 citrus red mite.

잎당 평균밀도가 2마리일 때, 식 2를 가지고 잎에 1마리보다 많은 잎의 비율을 구할 수 있으며, 이 때의 값은 약 0.35였다. 이 값을 이용하여 식 4와 5로부터 이항표본조사 프로그램을 구했다. 만약, 감귤잎을 100개 조사했을 때, 1마리보다 많은 귤응애가 존재하는 잎수가 44개 이상이 되면 조사를 중지하고 방제를 실시하며, 발생잎수가 26개 이하이면 방제를 하지 않고 조사를 중지한다. 그러나 발생잎수가 그 사이에 있게 되면 계속 조사를 실시하게 된다.

## 2) 표본조사계획의 유효성

표본수를 100으로 고정시킨 이항표본조사를 통해 추정된 밀도와 모든 조사자료(표본수:120~224)를 계수하여 얻은 값과 비교하였다(Table 6).

Table 6. Resampling validation of fixed-sample-size 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 <sup>z</sup> |      |         |          |
|----------|----------------|---------|-----------------|----------------|---|------|---------|----------|
|          | Date           | Density | PI <sup>y</sup> | n <sup>x</sup> | Density   | PI   | PI max. | PI mini. |
| Ora      | 27 Apr.        | 2.49    | 0.60            | 128            | 2.49  | 0.60 | 0.66    | 0.54     |
|          | 29 May         | 2.96    | 0.61            | 128            | 2.94  | 0.61 | 0.68    | 0.55     |
|          | 21 Sept.       | 0.23    | 0.08            | 128            | 0.23  | 0.08 | 0.10    | 0.04     |
|          | 11 Nov.        | 1.00    | 0.36            | 128            | 0.98  | 0.36 | 0.43    | 0.30     |
| Weolsan  | 12 Apr.        | 0.22    | 0.07            | 128            | 0.18  | 0.07 | 0.09    | 0.02     |
|          | 13 June        | 0.60    | 0.36            | 120            | 0.60  | 0.36 | 0.41    | 0.30     |
|          | 5 Oct.         | 3.16    | 0.73            | 224            | 3.14  | 0.73 | 0.81    | 0.63     |

<sup>z</sup> Number of sample sizes for a fixed-sample-size binomial sampling plan was 100.

<sup>y</sup> Proportion of infested

<sup>x</sup> Number of sample sizes for each data set

일반적으로 이항모델( $T=1$ )에 의해 추정된 평균은 실지 계수조사에서 얻어진 것과 일치하였다. 또한, 독립적으로 조사한 모든 값이 관측모델에 대한 95% 신뢰구간 내에 들어갔다(Fig. 6).

이와 같은 결과를 종합하여 보면, 이항표본조사법은 온주밀감원에서 귤응애의 밀도를 추정할 수 있는 것으로 나타났다. tally threshold가 1일 때 온주밀감원에서 주로 얻을 수 있는 귤응애 밀도범위인 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.



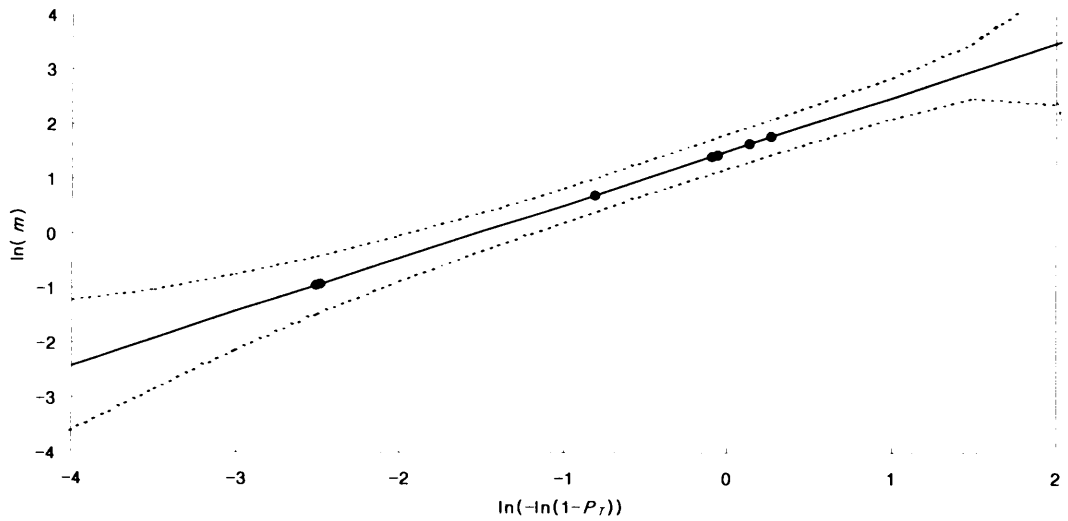


Fig. 6. The fit of the empirical model for independent collected data sets using tally threshold of 1 mite per leaf. The dotted lines represent 95% confidence intervals around the predicted equation(solid line).

## IV. 요약

굴응애의 예찰방법을 개발하기 위하여 제주지역의 온주밀감원에서 굴응애 분산형태에 대해 2개년(1999~2000년)에 걸쳐 잎 표본에 대하여 각 조사일에 평균밀도를 조사하였다. Taylor's power law와 Iwao's patchiness regression을 이용하여 분산지수를 비교하였으며, 잎 표본조사에서는 일반적으로 Taylor's power law가 Iwao's patchiness regression보다 평균-분산 관계를 더 잘 나타내었다. Taylor's power law의 기울기와 절편은 조사한 포장간에 차이가 없었으며, 여기에서 얻어진 상수값을 이용하여 잎 표본 조사에 의한 굴응애 약·성충에 대한 고정정확도수준에서의 표본조사법을 개발하였다. 이 조사법에 대해 resampling 기법을 이용하여 독립된 4개의 조사자료를 이용하여 분석한 결과 실질 고정정확도( $D$ )값이 요구되는  $D$ 값보다 항상 낮았으며, 잎당 굴응애 밀도가 0.6-1마리 범위에서 필요한 조사잎수는 90보다 작았다.

이항표본조사법은 잎당 굴응애의 밀도와( $m$ )와 굴응애가  $T$ 마리보다 많이 존재하는 잎의 비율( $P_T$ )과의 관계를 기본으로 하며,  $T$ 는 관측적 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 굴응애 밀도추정에는  $T=1$ 인 경우가 적합한 것으로 판단되었다

## V. 인용문헌

- Furuhashi, K. 1978. Economic threshold level of citrus red mite. *Plant Protec. (Japan)* 30(8): 335~340.
- Green, R.H. 1970. On fixed precision sequential sampling. *Res. Popul. Ecol. (Kyoto)* 12: 249~251.
- Iwao, S. 1968. A new regression method for analyzing the aggregation pattern of animal population. *Res. Popul. Ecol. (Kyoto)* 10: 1~20.
- Jones, V.P. and M.P. Parrella. 1984. Dispersion Indices and sequential sampling plans for the citrus red mite (Acari: Tetranychidae). *J. Econ. Entomol.* 77: 75~79.
- Lloyd, M. 1967. Mean crowing. *J. Anim. Ecol.* 36: 1~30.
- 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., 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.
- 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.
- Ruesink, W.G. and Kogan M. 1982. The quantitative basis of pest management: sampling and measuring. pp. 315~352. *In* *Introduction to Insect Pest Management*, [eds] R.L. Metcalf and W.H. Luckmann, Wiley, New York.
- SAS Institute. 1995. The SAS system for window. release 6.11. SAS institute Inc. Cary, NC 27513, USA.

- Sokal, R.R. and F.J. Rohlf. 1981. Biometry. 2nd ed. Freeman. New York.
- Southwood, T.R.E. 1978. Ecological methods. 2nd ed. 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. pp. 357~377. *In* G.P. Patil, E.C. Pielou and W.E. Waters [eds.], *Statistical ecology*. Vol. 1. Penn. State Univ. Press, Philadelphia.
- Waters, W.E. 1995. Sequential sampling in forest insect surveys. *Forest Science* 1, pp. 68~79
- 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.J., 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(2): 503~510.
- 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 Cooperative Extension Service*, Univ. of California. p. 30.
- 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.
- Schaalje, G.B., R.A. Butts and T.J. Lysyk. 991. 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.



## 감사의 글

본 논문 수행에 있어 여러 가지로 부족한 저에게 아낌없는 충고와 격려를 해주신 류기중 교수님과 바쁘심에도 불구하고 세심하게 논문을 심사해 주신 현해남 교수님, 권혁모 연구관님께 진심으로 깊은 감사를 드리며, 대학원 과정동안 많은 가르침을 주신 유장걸 교수님, 고정삼 교수님, 김찬식 교수님께도 감사의 말씀을 드립니다.

또한 본 연구가 원활히 수행될 수 있도록 따뜻한 관심과 배려를 아끼지 않으신 김광호 원장님, 김영휘 전원장님, 강명선 국장님, 고두배 과장님을 비롯한 전직원에게도 감사드리며, 특히 언제나 친형님처럼 실험과 자료정리에 고생을 같이한 송정흡연구사님께도 그 고마움을 전합니다.

늘 한없는 사랑으로 보살펴 주신 어머니, 언제나 입버릇처럼 바쁘다는 핑계로 많이 찾아뵙지 못한 장인, 장모님, 언제나 나의 주위에서 아낌없는 응원으로 든든한 힘이 되어주신 가족, 친지 여러분들께도 감사를 드립니다.

끝으로 늘 내곁에서 묵묵히 뒷바라지를 해준 사랑하는 아내 은주와 12월이면 태어날 나의 아기, 그리고 살아생전 언제나 이 아들이 깨끗하게 살아가기를 소원했던 아버님의 영전에 이 소고를 바칩니다.