

# フィリピンにおける日本住血吸虫中間宿主貝 *Oncomelania quadrasi* 個体群の分布様式 と駆除評価法に関する研究

## 1. 分布様式, 必要標本数および密度 変化の有意差検定法の検討

真喜屋 清

名古屋大学医学部医動物学教室

(昭和54年11月9日 受領)

### はじめに

フィリピンにおける日本住血吸虫症の撲滅には, 中間宿主貝 *Oncomelania quadrasi* の駆除が最も効果的であるとされている (Pesigan *et al.*, 1958 b; Santos, 1976). 貝駆除の効果を判定するためには, 駆除対策の前後における貝個体群密度の的確な推定が必要であるが, すでに Pesigan *et al.* (1958 a) や Tanaka *et al.* (1975, 1976, 1978) が明らかにしたように, この貝の分布が不均一なために貝密度を的確に推定するには高度な分析能力を必要とする.

一方本症の撲滅対策の上で貝の駆除効果を判定することは現地では日常的に必要であり, 誰にでも扱える貝密度の有意差検定法を確立することが強く望まれていた. しかし簡易で実用的な方法はその前提として, 基本となる貝の分布を理論的に究明しその結果に基づいて簡易化をはからなければ, その実用的な価値を失うおそれがある.

本研究では, 流行地の密度調査データから貝個体群の分布様式を明らかにし, その結果に基づいて貝密度の有意差検定法と密度調査に必要なサンプル数について検討を加え, これによつて貝密度調査の簡易化・計画化をはかることを目的にした. その結果, 貝の分布理論に基づいて簡易化され, しかも多少ともデータ処理能力のある技術者であれば容易にかつ短時間で処理と判定ができる実用的な方法が確立された. この方法の導入によつて, フィリピンにおける日本住血吸虫症の撲滅対策が一段と進展するものと期待される.

### 調査地域および方法

本報で解析を行なつたデータは, レイテ島ダガミ Dagami, マタゴブ Matagob およびタクロバン Tacloban の3地域における宿主貝 *O. quadrasi* の密度調査で得られた記録による. 3地域の調査面積はそれぞれ約4.3, 0.5および2.2ヘクタールであつた. 貝密度の調査には直径13.5cmの金属製のリングを用い, 広い区域では格子状に, また水流に沿つた区域では線状に5m間隔にリングを置いて, その中の貝を全部採集する方法でサンプルを採取した.

採集された貝を持ち帰り, 宿主貝の同定・個体数の記録を行なつた上, 本吸虫セルカリアの感染率を調べた. 3地域の平均的なセルカリア感染率は数%程度であるが, 区域によつては10数%に達した.

### 結 果

#### 1. 宿主貝個体群の分布様式

貝密度と本吸虫セルカリア感染率がともに高い Dagami 地域の Digwasay (ディグワサイ) C地区 (面積70×80m<sup>2</sup>)を中心に, データの解析を進めた. Table 1に Digwasay C地区1974年のデータについてサンプル当たり貝個体数の頻度分布を示し, 均等型分布であるポアソン分布 (PO) と集中型分布である (1) 負の二項分布 (NB) (2) 二重ポアソン分布 (DP; Thomas, 1949) (3) ネイマンA型分布 (NE; Neyman, 1939) への適合性の検定結果を掲げた (計算法は伊藤, 1978; 鳥居, 1966による). 表からわかるように, この貝集団はポアソン分布に適合せず, 二重ポアソンまたはネイマンA型に合う分

Table 1 Fitness test of the distribution of *Oncomelania quadrasi* at Digwasay C area in 1974

No. of snails per sample	Frequency observed	Frequency calculated*						
		PO	NB	DP	NE			
0	32	18.3	27.1	32.0	29.3			
1	7	22.9	16.7	7.0	13.1			
2	12	14.3	9.4	8.8	9.7			
3	8	8.5 { 6.0 1.9 0.5 + 0.1	5.1	6.5	5.8			
4	3		5.7 { 2.7 1.4 0.8	9.7 { 4.0 2.4 1.4	6.1 { 3.1 1.6 0.8			
5	0					0.4	0.8	0.4
6	1					+ 0.4	+ 1.1	+ 0.2
7	1							
8	0							
Total	64	64.0	64.0	64.0	64.0			
Parameters		m=1.2500	p=1.0318 k=1.2115	m <sub>c</sub> =0.6932 λ = 1.1534	m <sub>1</sub> =1.2115 m <sub>2</sub> =1.0138			
Fitness		X <sup>2</sup> 24.05	8.97	3.79	4.67			
		df 2	2	2	2			
		pr <0.001	0.01-0.02	0.10-0.20	0.05-0.10			

\* PO: Poisson NB: Negative binomial DP: Double Poisson NE: Neyman type A  
The X<sup>2</sup> values and fitness of these distribution models for other localities are summarized in Table 2.

布型を示した。

この結果も含めダガミ、マタゴブ、タクロバン3地域内の12地区30例について、分布の集中度を示す  $I\delta$  指数 (Morisita, 1959, くわしくは後述) と各分布型への適合性の検定結果をまとめてTable 2に示した。表に示すように、ポアソン型に適合するのは2例(約7%)だけで残りはほとんどすべて有意に  $I\delta > 1$  で集中性を示し、二重ポアソン型、ネイマンA型および負の二項型に適合するのは、それぞれ21例(70%)、17例(57%)および13例(43%)であった。

これらの結果から、この貝は集団の全域に均等に分布することはほとんどなく、多かれ少なかれ集中して不均等に分布するものと考えられる。そして負の二項型より二重ポアソンやネイマンA型モデルに適合する例の多いことから、各個体が集中的に分布すると考えるより、小集団が単位になって、しかも全体として集中型の分布をすると推定される場合が多かった。

2. 密度変化の有意差検定法

集中分布をする集団の生息密度を比較する際には、有意差検定に先だつて分散(バリエーション)が均一になるよ

うに、個体数(x)を変換しなければならない。このための変換法として、現在までに次の諸式が報告されている。

- (1)  $y = \log(x+1)$  (Williams, 1937)
- (2)  $y = k^{-1/2} \sin h^{-1} \sqrt{kx}$  (Beall, 1942)
- (3)  $y = k^{-1/2} \sin h^{-1} \sqrt{k(x+1/2)}$  (Bartlett, 1947)
- (4)  $y = \log(x+k/2)$  (Anscombe, 1949)
- (5)  $y = \sin h^{-1} \sqrt{(x+0.375)/(k-0.75)}$  (Anscombe, 1949)
- (6)  $y = x^{1-c/2}$  (Taylor, 1961)
- (7)  $y = \sin h^{-1} \sqrt{x(\beta-1)/(\alpha+1)}$  (Iwao and Kuno, 1968)

このうち(5)式は集中度k(負の二項分布の定数)が0.75以上の場合にしか成立しないが、本報の3地域を含め野外調査ではkが0.75以下の貝集団がふつうに見られるのでここでは除外した。また、(6)式は経験則に基づく式で本研究の3地域のデータからは  $y = x^{0.3394}$  (c=1.3213) が得られたが、低密度では信頼度が低く (Taylor, 1961; Yeo, 1962) x=0では使えないので除外した。

Table 2 Summary of the fitness test of *O. quadrasi* distribution in three areas in Leyte

Locality	Year	No. of samples	Mean density ( $\bar{x}$ )	Dispersion <sup>1)</sup> index ( $I\delta$ )	Fitness test of distribution indicated by $X^2$ value <sup>2)</sup>			
					PO	NB	DP	NE
DAGAMI (I) (Grid-wise sampling)								
Digwasay A	1974	540	0.9111	6.053†	727.54	20.90	92.82	54.43
	1975	540	0.1962	6.016†	85.49	5.34*	0.01†	0.42†
	1976	540	0.1130	2.066†	5.57	1.29†	0.78†	1.21†
Digwasay B	1974	154	4.2208	1.399†	79.89	27.85	13.72*	14.63*
	1975	196	0.5867	2.153†	48.66	9.38	1.91†	5.36*
	1976	182	0.3571	5.950†	32.19	2.79*	0.002‡	4.96
Digwasay C	1977	154	1.1623	4.002†	35.66	9.94	4.09†	237.26
	1974	64	1.2500	1.823†	24.05	8.97	3.79†	4.67*
	1975	79	1.3671	1.805†	45.40	17.71	4.74†	10.17
Digwasay D	1976	72	0.5139	1.946†	11.71	4.89	1.37†	3.26*
	1977	64	0.4375	7.111†	11.29	0.15‡	2.65*	11.34
	1974	147	3.8639	1.450†	86.21	36.28	14.09*	17.01
Lumbia II	1975	182	0.3462	1.677*	11.32	6.74	3.46*	5.59
	1976	37	2.1081	1.318†	16.01	5.07*	3.99†	4.17†
	1974	48	0.5625	4.786†	60.16	3.20*	2.13†	1.69†
	1976	33	1.4545	1.814†	30.77	12.19	0.18*	7.83
DAGAMI (II) (Linear transect sampling)								
Lumbia I	1974	35	1.1714	1.537*	8.09	6.57	6.38	5.62
	1975	35	1.0857	1.734†	14.83	4.96	0.03‡	2.98*
	1976	30	1.1667	0.857	2.46†	1.74†	14.81	1.80†
Upper ditch	1975	82	0.3415	5.857†	25.98	3.86	0.04‡	2.73*
	1976	82	0.3171	3.532†	6.84	1.65†	4.91	2.80*
Front ditch	1974	23	2.3043	2.921†	7.00	0.37*	0.11‡	16.33
	1975	23	1.4348	0.828	3.72‡	3.15*	—	3.22*
MATAGOB (Linear transect sampling)								
Depression I	1974	150	2.0533	2.294†	152.64	6.66†	23.31	15.57
	1975	60	0.4833	4.729†	17.94	2.31†	1.45†	1.31†
	1976	31	1.2258	1.279	9.99	7.09	4.60	6.46
Canal I	1974	21	4.0952	1.471†	11.34	4.39	14.97	3.29*
Canal II	1974	24	3.7917	2.907†	20.58	2.54†	0.34‡	27.25
TACLOBAN (Linear transect sampling)								
Caibaan stream	1974	569	0.4763	4.666†	282.09	27.71	2.11†	2.19‡
	1977	552	0.4819	5.466†	322.21	18.16	8.38	3.58*

1) Contagiousness is significant at 5% (\*) and 1% level (†) (Morisita, 1959)

2) PO: Poisson NB: Negative binomial DP: Double Poisson NE: Neyman type A

\*  $pr > 0.05$  †  $pr > 0.10$  ‡  $pr > 0.50$

直径13.5cm のリングを用いる通常の野外調査では個体数0のサンプルが多いが、この0サンプルは貝駆除効果の評価の上で重要である。そこで (1) 式の定数を0

に近づけ、0サンプルをより有効に評価ができるように修正した次の2式

$$(8) y = \log(x+1/10)$$

$$(9) y = \log(x+1/100)$$

を追加し、(5) (6) 式を除く計 7 式について各式が分散を均一化する効率を比較した (Table 3).

データとしては、生息面積の大きい貝集団で平均密度、集中度とも年度によって変動の著しい Digwasay A, B, C, D 4 地区の資料を適用し、集中度  $k$  には“共通の  $k$ ” (計算法は Bliss and Owen, 1958 による) を用いた。分散均一化の効率を示す標指として (i) 標準偏差 ( $s$ ) の平均値 ( $\bar{y}$  または  $\bar{x}$ ) への回帰係数  $a$  と (ii) Cochran の等分散検定のための  $F$  値 (計算法は肥田ら, 1967) を用いた。

Table 3 からわかるように、これらの式によって貝の個体数 ( $x$ ) を変換した結果  $a$  値および  $F$  値とも無変換の場合に比べて顕著に小さくなり、データの分散が著しく均一化されたことを示す。なかでも (9) 式の効率は最も良好で、集中度指数に基づく (2) 式や (7) 式より変換効率が良く、この程度の集中度を持つ野外集団には最も適した変換法であると考えられた。

一方、分布のパラメータ  $k$ ,  $\alpha$  および  $\beta$  に基づく変換式では、これを求めた上で個々の変換値を算出しなければならないため、データ処理が著しく煩雑であるのに比べ、分布の指数に関係なく対数を求めるだけですむ (9) 式は実用的にも簡便である。

これらの結果から、 $t$  検定や分散分析のような分散の均一性を必要とする統計的検定には、特別な分布指数を要しない  $\log(x+1/100)$  変換法が従来報告された変換法より有効であり、多数の 0 サンプルを含めたデータ処理に適用した場合にも信頼性のある結論が導かれるものと考えられた。

このデータ変換法によって、貝密度の有意差検定を行なった実例を Table 4 に示した。表に示すように  $y = \log(x+1/100)$  変換式でサンプル当り貝数 ( $x$ ) を変換し、分散の均一化をはかした後で求めた平均値  $\bar{y}$  ( $= \Sigma \log(x+1/100)/n$ ) について  $t$  検定を行なった所、どの地区でも初年度 (貝駆除対策前) 以降貝密度の有意な減少が認められた (危険率 0.1% および 1%)。

なお、表には対数変換後の平均密度 ( $\bar{y}$ ) とその 95% 信頼区間 ( $y_1 \sim y_2$ ) を、 $A_y = \text{antilog } y - 1/100$  によって真数にもどした平均密度 ( $A\bar{y}$ ) とその信頼区間 ( $Ay_1 \sim Ay_2$ ) を示してある。負号のつかないこの数値は、貝平均密度の有意差を比較する際に貝の実数として理解するのに都合がよい。また比較のために、無変換データの算術平均 ( $\bar{x}$ ) を示しておいた。

### 3. 密度調査に必要なサンプル数の決定

普通に行なわれる貝の密度調査では、サンプル数が貝集団の平均密度と集中度に関係なく機械的に決められる結果、必要以上にサンプル数が多くて労力がかかりすぎたり、逆にサンプル数が少なすぎて目標とする精度が達成できなかつたりした。この点を改善するために、集中分布をする貝集団の密度調査に必要なサンプル数を前もって知ることによって、計画的な密度調査を可能にする方法について検討した。

ここでは、このような目的のために集中度を考慮に入れて編み出された次式 (Morisita, 1962; 小野・森下, 1970) に基づいて、必要サンプル数 ( $q$ ) を求めた。

$$q > \frac{t^2}{\epsilon^2} (I_0 - 1 + \frac{1}{\bar{x}})$$

( $I_0$ : 集中度指数,  $\bar{x}$ : 平均密度,  $t$ : Student の  $t$ ,  $\epsilon$ : 相対誤差, なお,  $\epsilon = t s_x / \bar{x}$  で  $s_x$  は標準誤差)

式からわかるように、必要サンプル数は目標とする精度 ( $t, \epsilon$ ) を一定にすると集中度 ( $I_0$ ) と平均密度 ( $\bar{x}$ ) によって決まり、集中度が強い程また平均密度が低い程多数のサンプルが必要である。

Table 2 に示したように、本研究の 3 地域における貝集団の集中度と平均密度の範囲は、それぞれ  $I_0 = 0.83 \sim 7.11$  および  $\bar{x} = 0.11 \sim 4.22$  程度であった。そこで、この範囲のいろいろな集中度と平均密度の場合の必要最少サンプル数を求めてノモグラフを作り、サンプル数を定めるための目安とした (Fig. 1)。本図は通常の野外調査として十分信頼できる精度を目標にして、 $t = 1$ ,  $\epsilon = 0.3$  として必要な最少サンプル数を計算してある。

なお、集中度指数  $I_0$  は次式 (Morisita, 1959) によって求めた。

$$I_0 = n \frac{\sum_{i=1}^n x_i(x_i-1)}{N(N-1)}$$

( $n$ : サンプル数,  $N$ : 総個体数 ( $= \sum_{i=1}^n x_i$ ),

$x_i$ :  $i$  番目のサンプルに含まれる個体数)

この  $I_0$  指数が 1 より大きい、1 に等しいまたは 1 より小さい場合、それぞれ集中分布、ランダム分布または一様分布をするものと判定され、本報の 3 地域の貝集団に適用した結果については前述した (Table 2)。

Fig. 1 に示すように、例えば集中度  $I_0 = 3 \sim 7$  の時平均密度 ( $\bar{x}$ ) が 0.5, 0.2, 0.1, 0.01 と低くなると、必要最少サンプル数はそれぞれ 45~90 個, 78~122 個, 134~178 個, 245~289 個, 1,134~1,178 個とかなり多数のサンプルが必要となる。しかし、密度がある程度以上高くなると必要サンプル数はいろいろな集中度でそれぞれほ

Table 3 Comparison of several transformation methods in their efficiency of stabilizing variance

Transformation	Digwasay A				Digwasay B						
	1974	1975	1976	a*	F†	1974	1975	1976	1977	a*	F†
No transformation (arithmetic)	0.911	0.196	0.113	2.348	880.2	4.221	0.587	0.357	1.162	0.596	123.3
	2.260	0.623	0.356			3.371	0.991	0.991	2.285		
$k^{-\frac{1}{2}} \sin h^{-1} \sqrt{kx}$ †	0.361	0.137	0.101	1.619	228.4	1.109	0.318	0.181	0.511	0.110	6.5
	0.737	0.392	0.307			0.522	0.472	0.393	0.539		
$k^{-\frac{1}{2}} \sin h^{-1} \sqrt{k(x + \frac{1}{2})}$ †	0.932	0.771	0.746	1.832	388.1	1.248	0.779	0.717	0.875	0.241	18.5
	0.506	0.225	0.157			0.323	0.223	0.188	0.274		
$\sin h^{-1} \sqrt{x(\beta-1) / (\alpha+1)}$ §	0.491	0.224	0.179	1.333	103.8	0.145	0.034	0.020	0.057	0.259	21.0
	0.965	0.626	0.290			0.006	0.003	0.002	0.004		
$\log(x+k/2)$ †	-0.648	-0.830	-0.861	1.443	143.9	0.587	0.078	0.012	0.181	0.242	20.0
	0.631	0.382	0.316			0.124	0.057	0.040	0.087		
$\log(x+1)$	0.139	0.047	0.032	1.758	330.8	0.612	0.139	0.080	0.232	0.257	22.7
	0.291	0.139	0.099			0.330	0.215	0.182	0.269		
$\log(x+1/10)$	-0.676	-0.861	-0.892	1.435	140.8	0.375	-0.631	-0.774	-0.362	0.105	6.3
	0.645	0.392	0.325			0.643	0.578	0.491	0.672		
$\log(x+1/100)$	-1.468	-1.749	-1.796	1.273	85.2	0.210	-1.288	-1.597	-0.880	0.034	4.8
	1.042	0.701	0.614			0.986	1.044	0.865	1.153		

\* Regression coefficient in  $s = \bar{a}y + b$  or  $s = \bar{a}x + b$ . † F value in Cochran's stability test of variance.  
 ‡ Common  $k$  was used as a parameter:  $k=0.216$  (Digwasay A),  $1.6795$  (B),  $1.1596$  (C) and  $2.2228$  (D).  
 §  $\alpha, \beta$ : Parameters in the mean crowding-mean density relation (Iwao, 1968).

Table 3 Comparison of several transformation methods in their efficiency of stabilizing variance (continued)

Transformation	Digwasay C					Digwasay D						
	1974	1975	1976	1977	a*	F†	1974	1975	1976	a*	F†	
No transformation (arithmetic)	{ Mean ( $\bar{x}$ )	1.250	1.367	0.514	0.438	0.674	11.3	{ 3.864	0.346	2.108	0.740	167.3
	{ SD (s)	1.594	1.696	0.872	1.258			{ 3.258	0.653	1.882		
$k^{-\frac{1}{2}} \sin h^{-1} \sqrt{kx}$ †	{ Mean ( $\bar{y}$ )	0.582	0.587	0.314	0.205	0.461	3.7	{ 0.968	0.220	0.775	0.204	9.1
	{ SD (s)	0.604	0.629	0.485	0.446			{ 0.532	0.383	0.507		
$k^{-\frac{1}{2}} \sin h^{-1} \sqrt{k(x + \frac{1}{2})}$ †	{ $\bar{y}$	0.951	0.963	0.801	0.754	0.536	5.7	{ 1.131	0.706	0.990	0.355	34.9
	{ s	0.325	0.345	0.236	0.236			{ 0.308	0.159	0.268		
$\sin h^{-1} \sqrt{x(\beta-1)/(\alpha+1)}$ §	{ $\bar{y}$	0.490	0.498	0.260	0.172	0.476	4.1	{ 0.885	0.177	0.673	0.281	19.6
	{ s	0.513	0.537	0.403	0.377			{ 0.507	0.311	0.458		
$\log(x+k/2)$ †	{ $\bar{y}$	0.107	0.118	-0.062	-0.119	0.520	5.2	{ 0.582	0.132	0.425	0.401	46.7
	{ s	0.369	0.391	0.275	0.268			{ 0.335	0.154	0.282		
$\log(x+1)$	{ $\bar{y}$	0.258	0.269	0.127	0.088	0.548	6.0	{ 0.569	0.092	0.402	0.391	43.9
	{ s	0.282	0.300	0.202	0.204			{ 0.349	0.165	0.297		
$\log(x+1/10)$	{ $\bar{y}$	-0.320	-0.316	-0.628	-0.760	0.451	3.5	{ 0.282	-0.711	0.024	0.209	9.6
	{ s	0.703	0.730	0.573	0.519			{ 0.705	0.503	0.672		
$\log(x+1/100)$	{ $\bar{y}$	-0.829	-0.843	-1.331	-1.577	0.405	2.6	{ 0.062	-1.466	-0.261	0.123	2.7
	{ s	1.191	1.219	1.021	0.897			{ 1.097	0.923	1.100		

Table 4 Significance test of snail reduction at Digwasay A, B, C and D using the  $\log(x+1/100)$ -transformed data

Locality	Year	log(x+1/100)-transformed value			Reconverted value <sup>2)</sup>		Arithmetic mean ( $\bar{x}$ ) (No transformation)
		Mean density ( $\bar{y}$ )	95% confidence interval ( $y_1 \sim y_2$ )	t-value <sup>1)</sup>	Mean density ( $A\bar{y}$ )	95% confidence interval ( $Ay_1 \sim Ay_2$ )	
Digwasay A	1974	-1.468	-1.555 ~ -1.380	—	0.024	0.018 ~ 0.032	0.9111
	1975	-1.749	-1.808 ~ -1.690	5.21†	0.008	0.006 ~ 0.010	0.1962
	1976	-1.796	-1.848 ~ -1.744	6.31†	0.006	0.004 ~ 0.008	0.1130
Digwasay B	1974	0.210	0.052 ~ 0.367	—	1.611	1.118 ~ 2.319	4.2208
	1975	-1.288	-1.436 ~ -1.140	13.65†	0.042	0.027 ~ 0.062	0.5867
	1976	-1.597	-1.724 ~ -1.470	17.89†	0.015	0.009 ~ 0.024	0.3571
	1977	-0.880	-1.064 ~ -0.696	8.91†	0.122	0.076 ~ 0.192	1.1623
Digwasay C	1974	-0.829	-1.127 ~ -0.532	—	0.138	0.065 ~ 0.284	1.2500
	1975	-0.843	-1.118 ~ -0.569	0.07	0.134	0.066 ~ 0.260	1.3671
	1976	-1.331	-1.571 ~ -1.090	2.64*	0.037	0.017 ~ 0.071	0.5139
	1977	-1.577	-1.801 ~ -1.352	4.01†	0.017	0.006 ~ 0.034	0.4375
Digwasay D	1974	0.062	-0.117 ~ 0.241	—	1.144	0.754 ~ 1.733	3.8639
	1975	-1.466	-1.602 ~ -1.331	13.78†	0.024	0.015 ~ 0.037	0.3462
	1976	-0.261	-0.619 ~ 0.097	1.68	0.539	0.231 ~ 1.241	2.1081

1) The reduction of snail density was tested by t-value between the base-line survey and each survey in consecutive years.

\* significant at 1% level

† significant at 0.1% level

2) The values  $\bar{y}$ ,  $y_1$  and  $y_2$  were reconverted into the respective antilogarithms using  $Ay = \text{antilog } y - 1/100$ .

ば一定になり、例えば  $I_0 = 3, 4, 5, 7$  の場合それぞれ25個、35個、47個、70個程度上記30%の精度が得られる。

このように、貝の密度調査の際には予備的にサンプルを取って集中度 ( $I_0$ ) と平均密度 ( $\bar{x}$ ) を求め、Fig. 1 によって必要な最少サンプル数を定めることができる。本研究の3地域データのデータについて標準誤差 ( $s_x$ )、相対誤差 ( $\epsilon$ ) を算出し、この方法によって求めた必要最少サンプル数 ( $q_0$ ) を Table 5 に示した。これに対し従来の5 m 間隔で採取したサンプル数 ( $n$ ) を同時に示してある。

表5からわかるように、調査の精度を示す相対誤差 ( $\epsilon$ ) は大部分の例について20%以下になっており、この調査結果が野外の貝密度調査データとして信頼性の高いことを示す。そして前述の通り、野外調査として実用的に許容できる相対誤差 ( $\epsilon$ ) を30%とすると、必要な最少サンプル数 ( $q_0$ ) は一部を除いて実際に採取したサンプル数 ( $n$ ) より少なくすみ、両者の割合 ( $n/q_0$ ) が示すように従来の30回の調査で9回の採集以外は許容最低水準の2倍以上のサンプル数が採取されたことになる。

従って、労力を軽減する必要がある場合には、従来の5 m 間隔を線状サンプリングについては10 m 間隔 (=  $2 \times 5$  m) に、格子状サンプリングの場合には約7 m 間隔 ( $\approx \sqrt{2} \times 5$  m) にし、サンプル数をほぼ半分に減らして労力を半減することができる。

しかしながら、貝個体群の集中度と平均密度は環境要因の変化や駆除対策の実施によって同一地域でも調査年度によって著しく変動するのが普通であり (Table 2 参照)、集中度と貝密度の推定値を求めるための予備調査を本調査のたびに頻繁に行なうと、労力の点でかえって不利な場合が起こりうる。このような時には、5 m 間隔で十分な数のサンプルを採取する現行の調査法が、むしろ流行地の状況に合った実用的な簡便法であろう。

## 考 察

フィリピンの日本住血吸虫症患者は、1975年現在60数万人と推定され、本症の流行は保健衛生上のみならず深刻な社会的・経済的問題となっている (Santos, 1976)。本症は主として平野部の低湿地帯に分布し、流行地 (感

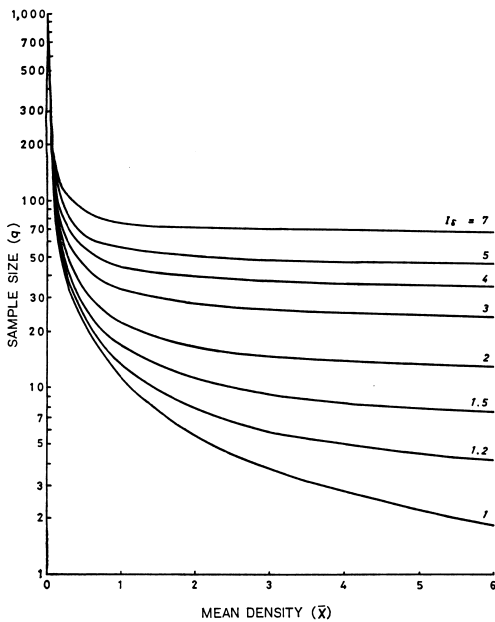


Fig. 1 Nomograph for deciding the minimal sample size in density survey of *O. quadrasi*.

Minimal sample size was calculated on the basis of the  $I_{\delta}$  dispersion index (Morisita, 1962) where  $t=1$  and  $\epsilon=0.3$ .

染源) は次の5つの地形に大別される (Pesigan *et al.*, 1958 a). すなわち, (1) 川の氾濫原からなる沼沢地帯 (2) 水田地帯 (3) 川の蛇行流域 (4) 地下水の滲出するくぼ地 (5) 道路造成後にできる側溝・低湿地である。しかし, 実際にはこれらのいくつかが組合わさった低湿地帯に宿主貝の集団が分布し, 本報で扱った3流行地域は (1) (2) または (3) の組合わさった湿地帯とみなされた。

このような湿地帯における貝集団の分布様式については Pesigan *et al.* (1958 a) および Tanaka *et al.* (1975, 1976, 1978) の研究があり, この貝がいろいろな程度の集中度を持つ不均一な分布をすることがわかっている。

不均一な分布をする貝集団の密度調査に必要なサンプル数の決定は困難で, 過大なサンプル数を取りやすい。また, 貝の駆除効果の評価には単に減少率を算術平均で求めても, その有意性は決められない。このような場合に貝密度のデータを処理する方法についてはすでに多くの報告があるが, 計算が煩雑で実際に応用されることは

ほとんどない。貝集団の分布様式, 密度調査データの変換法, サンプル数の決定などを十分検討した上で, これらの理論が実際に使えるように簡易化することは, 貝の駆除対策の上で重要であり, 貝駆除対策が日本住血吸虫撲滅対策の主体となっている現状では, 欠くことのできない基本的な問題である。

本報では, 住血吸虫症対策を推進するための基礎的研究として, まず宿主貝個体群の分布様式を明らかにすることに主眼をおいた。貝駆除対策の効果判定を行なうためには, まず生息地における貝集団の分布様式を明らかにした上で, 分布理論に基づいて貝集団の密度を的確に推定し, 貝密度減少の有意性を決める必要があるからである。

解析の結果, 種々の生息地における貝集団30例のうち27例までが集中度  $I_{\delta}=1.68\sim 7.11$  (負の二項分布の  $k=0.10\sim 3.57$ ) の集中型分布をすることが, 本報でも明らかになった (Table 2)。

さらに本報では, 従来適合性が良いとされていた負の二項分布よりも, 二重ポアソンやネイマンA型分布モデルの方が流行地の貝集団にもっと良く適合する例の多いことが明らかになった (Table 2)。これは貝集団がもともと個体を構成単位として分布する場合より, 小集団(コロニー)を単位として分布する場合の多いことを示唆するものと考えられる。このように, 貝集団の分布様式を量的に解析し記載することは, 貝の生息分布を決定する生態的要因を明らかにし, 貝集団を効率良く駆除する手がかりを与える上で重要である。

これに関連して, 第2報で報告するように排水工事による駆除対策の後, 貝個体群内の小集団が崩壊して個体単位の集団に変化するにつれて, 二重ポアソンやネイマンA型より負の二項分布への適合度が良くなる現象が認められたが, 本報の3地域のデータ (Table 2) についてもこれと同様に, 駆除対策の実施に伴って初年度以降分布様式の適合度が変化する傾向が見られたことは興味深い。

集中度分布をする貝集団の平均密度の有意差を検定する際には, 観測値の分散(バリエーション)を均一にするためにデータを変換する必要がある。本報ではこれまでに提出された変換法に  $\log(x+1/10)$  と  $\log(x+1/100)$  変換法を追加して, その効率と実用性を比較した (Table 3)。その結果, 分散均一化の効率が最も良好で実用的にも簡便な  $\log(x+1/100)$  変換法を採用した。特別な集中度指数の計算を必要としない上記のデータ変換法の導入によって, 集中度の異なる貝集団間でも密度の有意差を的確



Table 5 Relative error and minimal necessary sample size in three areas in Leyte

Locality	Year	No. of samples (n)	Standard error ( $s_{\bar{x}}$ )	Relative error ( $\epsilon$ )	Minimal sample size ( $q_0$ )	Ratio (n/ $q_0$ )
DAGAMI (I) (Grid-wise sampling)						
Digwasay A	1974	540	0.097	0.107	69	7.83
	1975	540	0.027	0.137	113	4.78
	1976	540	0.015	0.136	111	4.87
Digwasay B	1974	154	0.272	0.065	8	19.25
	1975	196	0.071	0.121	34	5.76
	1976	182	0.073	0.207	87	2.09
	1977	154	0.184	0.159	43	3.58
Digwasay C	1974	64	0.199	0.160	19	3.37
	1975	79	0.191	0.140	18	4.39
	1976	72	0.103	0.201	33	2.18
	1977	64	0.157	0.364	94	0.68
Digwasay D	1974	147	0.269	0.070	8	18.38
	1975	182	0.048	0.140	40	4.55
	1976	37	0.309	0.147	9	4.11
Lumbia II	1974	48	0.190	0.343	62	0.77
	1976	33	0.311	0.215	17	1.94
DAGAMI (II) (Linear transect sampling)						
Lumbia I	1974	35	0.234	0.200	16	2.19
	1975	35	0.237	0.219	19	1.84
	1976	30	0.180	0.154	8	3.75
Upper ditch	1975	82	0.104	0.309	87	0.94
	1976	82	0.083	0.264	64	1.28
Front ditch	1974	23	0.745	0.326	27	0.85
	1975	23	0.216	0.150	6	3.83
MATAGOB (Linear transect sampling)						
Depression I	1974	150	0.224	0.109	20	7.50
	1975	60	0.149	0.286	65	0.92
	1976	31	0.231	0.189	13	2.38
Canal I	1974	21	0.765	0.188	8	2.63
Canal II	1974	24	1.156	0.306	25	0.96
TACLOBAN (Linear transect sampling)						
Caibaan stream	1974	569	0.048	0.101	65	8.75
	1977	552	0.052	0.109	73	7.56

かつ容易に検定することが可能になった。

従来、集中分布をする生物集団の密度データを扱う際に、分布を表わす特別な指数を用いない  $\log(x+1)$  変換法によつて信頼できる結論の得られる例が、他の動物について報告されている (真喜屋, 1975; Makiya, 1976; 伊藤, 1978)。本報で扱つた例のように 個体数 0 のサン

プルの多い時に、0 サンプルを含めて密度変化の有意差を判定する場合には、 $\log(x+1)$  より  $\log(x+1/100)$  や  $\log(x+1/10)$  変換の方が有効であると思われる。

このように貝集団の分布様式が明らかになった結果、住血吸虫症対策の上で日常的に必要な貝駆除効果の判定を行なうための、簡便で信頼性のあるデータ処理法が確

立された。これに加えて、流行地における貝集団の集中度指数が明らかになった結果、密度調査のための必要サンプル数や調査の精度を決定できるようになった。このことは、貝密度調査の労力や費用に合わせて調査規模を決定したり調査精度を予測したりして、宿主貝対策に計画性を持たせることが可能になったことを意味し、熱帯における苛酷な野外調査を精度を落さずに簡易化できる点で重要である。

### まとめ

フィリピンの日本住血吸虫症対策のための基礎的研究として、中間宿主貝 *Oncomelania quadrasi* 個体群の流行地における分布様式を明らかにし、その結果に基づいて貝密度の有意差を検定するためのデータ処理法、密度調査のための必要サンプル数の決定について検討を加えた。

(1) 流行地の貝個体群30例について、個体数の頻度分布をポアソン分布、二重ポアソン分布、ネイマンA型分布、負の二項分布にあてはめた結果、ポアソン型に適合するのは2例(7%)だけで、後3者の集中型分布にはそれぞれ21例(70%)、17例(57%)、13例(43%)の順に適合性が良かった(Tables 1, 2)。この結果、貝が集団全域に均一に分布する例はほとんどなく、多かれ少なかれ集中して不均一に分布すること、また各個体が集中的に分布すると考えるよりも、小集団(コロニー)が単位になって全体として集中的に分布すると推定される場合が多かった。

(2) 集中分布をする貝集団の平均密度の有意差検定を行なう際に、分散を均一化するためのデータ変換法について変換効率と実用性の点から比較検討した(Table 3)。その結果、変換効率が最も良好で特別な集中度指数を用いない  $\log(x+1/100)$  変換法を、簡便で信頼性のあるデータ変換法として採用した。この変換法を用いて駆除対策前後の貝密度の有意差を  $t$  検定によつて判定し、妥当な結論を得ることができた(Table 4)。

(3) 流行地の貝密度調査に必要な最少サンプル数を、いろいろな集中度と平均密度について求めるノモグラフを示した(Fig. 1)。その結果、貝密度が低い時にはかなり多くのサンプル数を必要とするが、密度がある程度以上になると必要サンプル数はほぼ一定になることがわかった。この方法によつて、不均一な分布をする貝集団の調査に必要なサンプル数と調査精度を前もつて決めることができ、密度調査の簡易化と計画化をはかることが可能になった。

本研究に対して懇切な指導と校閲を賜つた名古屋大学医学部医動物学教室熊田信夫教授および東京大学医学部研究所寄生虫研究部田中寛教授に深謝する。また、日比共同調査の宿主貝に関する資料を提供していただいたフィリピン保健省住血吸虫症研究対策機関(Schistosomiasis Control and Research Project) 所長 Bayani L. Blas 博士および同貝学部 Eraklio E. Bañez 主任に謝意を表す。なお、本研究は国際協力事業団の日比共同プロジェクトの一環として行なわれた。記して感謝の意を表す。

### 文 献

- 1) Anscombe, F. J. (1949): The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics*, 5, 165-173.
- 2) Bartlett, M. S. (1947): The use of transformations. *Biometrics*, 3, 39-50.
- 3) Beall, G. (1942): Transformation of data from entomological field experiments so that the analysis of variance becomes applicable. *Biometrika*, 32, 243-262.
- 4) Bliss, C. I. and Owen, A. R. G. (1958): Negative binomial distribution with a common  $k$ . *Biometrika*, 45, 37-58.
- 5) 肥田野直・瀬谷正敏・大川信明(1967): 心理教育統計学, 346頁, 培風館, 東京.
- 6) 伊藤嘉昭(1978): 個体数調査法(統計). 伊藤・村井, 動物生態学研究法(上), 古今書院, 東京, 25-92.
- 7) Iwao, S. and Kuno, E. (1968): Use of the regression of mean crowding on mean density for estimating sample size and the transformation of data for the analysis of variance. *Res. Popul. Ecol.*, 10, 210-214.
- 8) 真喜屋清(1975): ライトトラップの捕集数に基づく蚊族個体群サイズの変動に関する一考察. *衛生動物*, 26, 73-82.
- 9) Makiya, K. (1976): Some considerations on the distribution pattern of the mosquito *Aedes albopictus* (Skuse) and the practical usefulness of the  $\log(x+1)$  transformation for the field collection data. *Jap. J. Sanit. Zool.*, 27, 399-404.
- 10) Morisita, M. (1959): Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. *Mem. Facul. Sci. Kyushu Univ. Ser. E*, 2, 215-235.
- 11) Morisita, M. (1962):  $I_s$ -index, a measure of dispersion of individuals. *Res. Popul. Ecol.* 4, 1-7.
- 12) Neyman, J. (1939): On a new class of

- “contagious” distributions, applicable in entomology and bacteriology. *Ann. Math. Stat.*, 10, 35-37.
- 13) 小野勇一・森下正明(1970) : I; 法によるサンプリングの問題. 個体群生態学会会報, No. 17, 5-22.
  - 14) Pesigan, T. P., Farooq, M., Hairston, N. G., Jauregui, J. J., Garcia, E. G., Santos, A. T., Santos, B. C. and Besa, A. A. (1958 a) : Studies on *Schistosoma japonicum* infection in the Philippines. 2. The molluscan host. *Bull. Wld. Hlth. Org.*, 18, 481-578.
  - 15) Pesigan, T. P., Farooq, M., Hairston, N. G., Jauregui, J. J., Garcia, E. G., Santos, A. T., Santos, B. C. and Besa, A. A. (1958 b) : Studies on *Schistosoma japonicum* infection in the Philippines. 3. Preliminary control experiments. *Bull. Wld. Hlth. Org.*, 19, 223-261.
  - 16) Santos, A. T. Jr. (1976) : Review of schistosomiasis control in the Philippines. *Southeast Asian J. Trop. Med. Publ. Hlth.*, 7, 133-136.
  - 17) Tanaka, H., Santos, M. J., Matsuda, H., Yasuraoka, K. and Santos, A. T. (1975) : A quantitative sampling method for *Oncomelania quadrasi* by filter paper. *Jap. J. Exp. Med.*, 45, 255-262.
  - 18) Tanaka, H. and Santos, A. T. (1976) : Population research on *Oncomelania quadrasi* in Leyte, Philippines. *Southeast Asian J. Trop. Med. Pub. Hlth.*, 7, 244-246.
  - 19) Tanaka, H., Santos, M. J., Bañez, E. A., Pascua, L. M., Matsuda, H. and Santos, A. T. Jr. (1978) : Type of distribution, transformation of sampling data and population estimation of *Oncomelania quadrasi* in the Philippines. *Research in filariasis and schistosomiasis*, Vol. 3, 77-96, Bunka Shoin, Tokyo.
  - 20) Taylor, L. R. (1961) : Aggregation, variance and the mean. *Nature*, 189, 732-735.
  - 21) Thomas, M. (1949) : A generalization of Poisson's binomial unit for use in ecology. *Biometrika*, 36, 18-25.
  - 22) 鳥居會藏(1966) : 昆虫集団の pattern とその見わけかた. 細川・加藤・北沢他, 新編生態学汎論, 養賢堂, 東京, 375-435.
  - 23) Williams, C. B. (1937) : The use of logarithms in the interpretation of certain entomological problems. *Appl. Biol.*, 24, 404-414.
  - 24) Yeo, D. (1962) : A preliminary statistical analysis of snail counts. *Bull. Wld. Hlth. Org.*, 27, 183-187.

**Abstract**

STUDIES ON THE DISTRIBUTION PATTERN AND THE EVALUATION  
METHOD OF CONTROL MEASURE OF THE INTERMEDIATE  
HOST SNAIL *ONCOMELANIA QUADRASI* OF *SCHISTOSOMA*  
*JAPONICUM* IN THE PHILIPPINES

1. DISTRIBUTION PATTERN OF THE SNAIL, NECESSARY  
SAMPLE SIZE FOR DENSITY SURVEY AND  
SIGNIFICANCE TEST OF SNAIL DENSITY

KIYOSHI MAKIYA

(Department of Medical Zoology, Nogoya University  
School of Medicine)

An ecological study was carried out to elucidate the distribution pattern of the intermediate host snail, *O. quadrasi*, of *S. japonicum* in the Philippines, and thereby to improve the data transformation for significance test and determination of necessary sample size for density survey.

(1) The frequency distribution of snail counts per sample was examined for the best fit to the theoretical distribution models, i. e., (i) double Poisson (ii) Neyman type A (iii) negative binomial and (iv) Poisson. The goodness of fit of sampling data was shown in Tables 1 and 2. From this result, this snail was found to be distributed not randomly but contagiously over the field following the double Poisson, Neyman type A and negative binomial in this order. The populations consisted of unevenly distributed small clusters in many cases.

(2) In order to stabilize the variance of snail counts in many surveys, comparison was made for the efficiency of variance stabilization and the readiness of practical use among several transformation methods. The transformation  $y = \log(x+1/100)$  was determined to be most reliable and practical for this purpose (Table 3). The *t*-test was applied to the existing survey data using this transformation and a rational conclusion was obtained (Table 4).

(3) The minimal necessary sample size was calculated using the formula based on the  $I\delta$  dispersion index and a nomograph was made on the various snail densities and contagiousness to be observed in the infested field (Fig. 1). As a practical application, a comparison was made between the actually taken sample size and the minimal necessity determined by this method (Table 5).