名古屋地方における蚊族個体群の発生動態

IV. 野外地域で捕集したアカイエカ群成虫の 判別関数法による形態学的検討

真 喜 屋 清

名古屋大学医学部医動物学教室（名古屋市昭和区鶴舞町）

（受領：1972年6月22日）

Population dynamics of mosquitoes in Nagoya district

IV. Morphological examination of wild-caught adult mosquitoes of the *Culex pipiens* complex by the application of discriminant function

Kiyoshi MAKIYA

Department of Medical Zoology, Nagoya University

School of Medicine, Showa-ku, Nagoya

まえがき

わが国に生息するいわゆるアカイエカ群 *Culex pipiens* Complex は、ネッタイエカ *Culex pipiens fatigans* Wiedemann, 1828（以下ネッタイ型 *Cpf* と略称）、アカイエカ *Culex pipiens pallens* Coquillett, 1898（ニホン型 *Cpp*）およびチカイエカ *Culex pipiens molestus* Forskal, 1778（チカ型, *Cpm*）の三つに分けられ、地理的にはそれぞれ奄美以南、九州以北および大中の都市に分布することが知られている（佐々, 1971）。

このうちチカ型の生息については、長崎市（大森ら, 1955）、松山市（上村, 1963）、岡山市（上村, 1965）、大阪市（生沢, 1955）、京都市（松尾ら, 1964）、名古屋市（正垣, 1967）、横浜市（森谷ら, 1967）、川崎市（和田ら, 1964）、東京都（野口, 1962）、甲府市（斎藤ら, 1969）、新潟市（大森ら, 1967）および仙台市（Ishii, 1967）から報告がある。

これらの報告はほとんど地下の閉鎖水域に発生した例についてであるけれども、地上の開放水域にも発生することは、朝比奈ら（1963）および生沢ら（1967）が報告している。このことから、チカ型成虫が野外地域においてニホン型集団と混在する可能性も考えられるが、このような観点から野外地域のニホン型成虫個体群を分析した報告はまだほとんど見当たらない。

佐々（1971）によると、上記アカイエカ群の3型は形態学的には雄成虫外部生殖器の腹側突起と背側突起との間隔の差異（D/V 比）によって識別できるという。しかし、調べる標本数が多くなるにつれて3型の D/V 比頻度分布のすそが重なり合うようになって、識別困難な個体が出てくる。

また Noguchi & Asahina（1966）によると、チカ型の雌成虫は背中線から数えて背面第4または第5列の個眼数が8個で、ニホン型の9個より少ないことによって区別できるという。しかし、この特徴を使っても標本数が多くなるにつれて識別困難な個体が出る。たとえば筆者ら（1971）は、愛知県下の洞穴内で越冬中のアカイエカ雌成虫個体群が約90%を占める長翅群と10%の短翅群とから混成されていることを報告したが、この際にチカ型混入の有無が問題になり、形態学的には個眼数の組合せのちがいから検討を加えた。その結果、名古屋産チカ型雌群の中に個眼数8-9-9個（背面左第4, 5, 6列上）の個体が約2%含まれていた。

そこで、本報では、これらの有力な特徴の他に現在までにわかっているいくつかの形態学的な特徴を加味し、推計学の判別関数法を応用して総合的に識別する指数を決めた上で、名古屋市の野外地域で捕集されるいわゆるニホン型成虫個体群の中に、形態学的に見てチカ型またはネッタイ型と判定される個体が含まれるかどうかにつ

Fig. 1 A map of Nagoya City showing sampling spots

Specimens of *Cpp* used as a temporary standard for comparison were sampled from St. SG (fertilizer pits in the open field) and those of *Cpm* from Sts. HC and NK (underground water tanks of buildings). Wild-caught "*Cpp* imaginal populations" were sampled by a light trap at St. SY (a hen house).

いて検討を加えた。

調査地域および方法

本報ではニホン型、チカ型およびネッタ型アカイエカの形態学的比較の1基準として、それぞれ名古屋産および那覇産の標本を用いることにする。

名古屋市内における蚊材料の採集地点を図1に示す。名古屋産ニホン型の標本は、名古屋市昭和区天白町菅田の水田地帯 (St. SG) 一帯に多数点する野つぼから、卵塊の形状、卵塊内卵数の点でニホン型のものと見られる卵塊を夏季5か月間 (1970年6月～10月) にわたり毎月10個以上採取して得た。これらの卵塊から孵化した若齢幼虫を取りまぜた上で毎回200匹ずつを無作為に取り出し、水量15ℓ中にマウス用固型飼料の粉末3～5gを与えて屋外条件下で飼育した。羽化した成虫は1昼夜以上飼育を続け虫体が十分に硬化するのを待って回収した。

これらの成虫標本の雄 D/V 比の範囲は0.52～0.94 (平均値±標準偏差は0.79±0.09)、また雌の第Ⅱ翅脈柄室比 ($c/s \times 100$) の範囲は273～584 (427±62) であり、従来の報告 (たとえば別宮, 1956; 堀, 1960; 山口, 1963; 佐々, 1971) を参考にするとこれらはニホン型の個体群と判定される。

名古屋産チカ型は名古屋市瑞穂区萩山町市衛生研究所 (St. HC) の地下水槽から1971年9月20日に採集した

もので、以後恒温器内 (24～25℃) で無吸血産卵によって累代飼育を行なった。その卵塊の形状は菱形ないし六角形で卵数 (平均値±標準偏差) は57.0±17.8個であった。また雄成虫 D/V 比の範囲は0.94～1.21 (平均値±標準偏差は1.08±0.07)、雌成虫第Ⅱ翅脈柄室比の範囲は403～593 (488±52) であった。なお、この他に都心部中区栄2丁目にある名古屋観光会館 (St. NK) の地下水槽からチカ型と思われる成虫群を捕集し、補助的な比較に用いた。

いわゆるニホン型成虫の野外個体群は、上記のニホン型およびチカ型の採集地点 St. SG および St. HC から4km圏内にある昭和区天白町下八事の1鶏舎 (St. SY) で捕集した。捕集にはライトトラップ (野沢 NH-3型、照度50 lux以下で作動するフオトスイッチを連結) を用い、1970年5月から11月まで2週間間隔で終夜点灯した。

また、ネッタ型の標本は那覇産のものを室内条件下で累代飼育した中から無作為に取り出したものである。これらの標本の雄 D/V 比の範囲は0.16～0.58 (平均値±標準偏差は0.38±0.09)、また雌第Ⅱ翅脈柄室比の範囲は244～330 (284±22) であり、これらは前掲の報告に基づいて形態学的にネッタ型個体群と判定された。

上述のニホン型、チカ型およびネッタ型成虫のうち雄については腹節の末端部を、雌については腹節末端と頭部を切り取り、それぞれ次の要領でガムクロラル液に封入した。雄の腹節末端は10%苛性カリ液中で煮沸した後水洗し背面を上にして、また雌虫体は苛性カリ液中で煮沸を約2分続けて複眼部の色素を抜いた後に頭部と腹節末端を切り取って水洗し、それぞれ背面および腹面を上にして個体別に封入した。なお、雌雄とも封入の際にはカバーガラスの破片をはさんで標本をおしつぶさないように努め、検鏡は封入1日後に実施した。

計測または計数は次の各部について行なった。すなわち、雄については (1) 外部生殖器の背側突起外郭間および腹側突起外郭間の距離 (図2のD値およびV値)、 (2) 腹側突起鎌状部の最大幅 (図2のSB値)、雌については (1) 複眼の個眼数 (fronsの左側第4, 5, 6, 7, 8列上; 図3参照) および (2) 外部生殖器馬蹄部 (horse shoe) の開口部尖端間の距離 (図3のHS値) である。

上記の計測 (数) 値から得られる量的形質について推計学の判別関数法 (奥津, 1951; Goulden, 1961; 鳥居ら, 1968) を適用し、判別臨界値によってアカイエカの各型を識別した。この方法は、前もって判定された2つの集団 A, B についての測定値をもとにして各個体の測定値とその判別係数との積の総和 (判別値) を計算した

Table 1. Means and standard deviations of diagnostic characters of the three *C. pipiens* types
Frequency distributions of these diagnostic values are graphically presented in Fig. 2 (male) and Fig. 3 (female), excepting for supplementary *Cpm* specimens sampled from St. N.K.

Type	Sampling site	Male			Female		
		No. of mosq. inspected	D/V ratio	SB value (unit)	No. of mosq. inspected	Ommatidial No. (avg/row) ²	HS value (unit)
<i>Cpf</i>	Naha, Okinawa Isl.	46	0.38±0.09	17.1±1.1	31	80.0±3.2	22.5±2.1
<i>Cpp</i>	Nagoya, St. SG	88	0.79±0.09	11.1±1.0	44	78.6±4.8	21.3±2.5
<i>Cpm</i>	Nagoya, St. HC	29	1.08±0.07	5.8±0.7	21	60.7±4.9	25.6±2.7
	Nagoya, St. NK	54	1.16±0.11	5.5±0.9	21	66.4±4.7	23.9±1.7

Fig. 2 Frequency polygons of male diagnostic characters of the three *Culex pipiens* types
V: distance between the extreme tips of the ventral arms

D: distance between the outer sides of the dorsal arms

SB: maximum width of a sickle-blade-shaped part of the ventral arms

Statistical values of these characters are listed in Table 1.

場合、A・B両群での判別値の平均値の差が最大となるように両測定値群に対する判別係数を決める方法であり、いくつかの測定値を総合した結果を使ってAに属するかBに属するかというような二者択一的判定に用いられるものである。

結 果

1. アカイエカ3型の鑑別形質の頻度分布

表1にアカイエカ各型の1基準として用いた那覇産ネッタイ型 (*Cpf*)、名古屋産ニホン型 (*Cpp*) および名古屋産チカ型 (*Cpm*) 成虫の4形質、すなわち、(1) D/V比(佐々, 1971), (2) SB値(野口, 1962), (3) 個眼数(Noguchi & Asahina, 1966) および (4) HS値(正垣, 1967) について、計測個体数と平均値±標準偏差を示した。このうちSB値およびHS値は単位目盛(1 unit=2.5 μ) で表わしてある。また、個眼数については1列当りの平均値を求め、分布型を正規分布に近づけるためにこの数値を2乗した。

Fig. 3 Frequency polygons of female diagnostic characters of the three *Culex pipiens* types

Ommatidia at the 4th to 8th ommatidial rows of the left compound eye were counted from the frons toward left, and average scores per row were transformed to the square values in order to approximate normality before the discriminatory treatment.

HS: distance between the arm tips of the horse shoe

屋産チカ型 (*Cpm*) 成虫の4形質、すなわち、(1) D/V比(佐々, 1971), (2) SB値(野口, 1962), (3) 個眼数(Noguchi & Asahina, 1966) および (4) HS値(正垣, 1967) について、計測個体数と平均値±標準偏差を示した。このうちSB値およびHS値は単位目盛(1 unit=2.5 μ) で表わしてある。また、個眼数については1列当りの平均値を求め、分布型を正規分布に近づけるためにこの数値を2乗した。

表に示したように、雄のD/V比はネッタイ型0.38±

0.09, ニホン型 0.79 ± 0.09 およびチカ型 (St. HC) 1.08 ± 0.07 である。雌の個眼数の平均値はそれぞれ 80.0 個 (1 列当り 8.9 個), 78.6 (8.9/列) および 60.7 (7.8/列) であった。また, 前述のようにこれらと同一の卵塊群に由来する雌成虫の第 II 翅脈柄室比を考慮すると, それぞれ均一性の高いネッタイ型, ニホン型およびチカ型の個体群と考えられた。

名古屋産チカ型のうち St. NK から捕集した成虫群については無吸血産卵能の有無を確かめていないけれども, 雄の D/V 比 (範囲 0.95~1.48, 平均値 $\pm$ 標準偏差 1.16 ± 0.11), 雌の第 II 翅脈柄室比 (357~664, 489 ± 62) および生息水域の閉鎖性から考えてチカ型個体群と判定した。このチカ型と無吸血産卵を確かめた St. HC のチカ型について上記 4 形質の母分散の差を検定したところ, 危険率 1% で有意差が認められなかったけれども, D/V 比, 個眼数および HS 値については平均値に有意差が認められたため両個体群を一つにまとめず個別的にとり扱った。

雄成虫の D/V 比, SB 値および雌成虫の個眼数, HS 値の頻度分布をそれぞれ図 2 および図 3 に示した。縦軸の頻度は計測個体数 (表 1) に対する百分率によって表わしてある。なお, St. NK のチカ型はここでは除外した。

図 2 に示したように, D/V 比の分布はネッタイ型とニホン型相互間でそれぞれ 2% および 4% 程度, またニホン型とチカ型間でそれぞれ 5% および 4% 程度の重なり合いが見られた。SB 値については 3 型相互間で分布の重なりは認められず, この点から見た限りでは D/V 比に優るとも劣らぬ鑑別形質と思われる。

一方図 3 からわかるとおり, 雌の個眼数についてはネッタイ型とニホン型相互間で分布範囲がほとんど重なり合い相互の鑑別が困難であるけれども, これらとチカ型との間には重なりが認められず, チカ型で個眼数 70 個 (8.4 個/列) 以上の個体は見られなかった。

なお, 本報では背中線から第 4, 5, 6, 7, 8 列 (計 5 列) 上の個眼数を数え, 1 列当りの数をもとにして上記の結果を得たけれども, Noguchi & Asahina (1966) に従い第 4 または第 5 列上の個眼数のみに基づいて判定すると, それぞれ名古屋産ニホン型の 23% または 32% 程度および那覇産ネッタイ型の 13% 程度が名古屋産チカ型の約 62% または 71% と重なり合い, チカ型との鑑別が困難な結果となった。したがって個眼数のちがいによってチカ型との鑑別を行なう場合には, なるべく多くの列について個眼数を数える方が有利である。

雌の HS 値はネッタイ型とニホン型との間で分布範囲がほとんど重なり, 個眼数の場合と同様に両型の鑑別

Fig. 4 Scatter diagram for D/V ratios against SB values of male and frequency distributions of their discriminant values

The critical points of discriminant values were calculated as $Z_m = 0.284$ (a) and $Z_m = 1.006$ (b), from which the boundary lines were determined as $x_1 - 0.160 x_2 + 0.284 = 0$ (AB) and $x_1 - 0.114 x_2 + 1.006 = 0$ (CD).

は困難である。ニホン型とチカ型との間ではそれぞれの 75% および 43% 程度が重なるけれども, 約半数のチカ型では HS 値がニホン型より大きいことを利用すれば, 鑑別がある程度可能になると考えられる。正垣 (1967) も HS 値を使ってこれと同様な結果を報告している。

2. 判別関数法によるアカイエカ 3 型の鑑別

同一個体について計測した雄の D/V 比と SB 値および雌の個眼数と HS 値とを平面座標にプロットするとそれぞれ図 4 および図 5 の散布図 (scatter diagram) のようになる。図 4 では D/V 比を縦軸に SB 値を横軸にとり, 図 5 では個眼数 (1 列当り平均値の平方) を縦軸に HS 値を横軸にとって表わしてある。なお, 図 5 の散布図には複雑になるのをさけるために, ネッタイ型雌の計測値はプロットしていない。

Fig. 5 Scatter diagram for ommatidial numbers against HS values of female and frequency distributions of their discriminant values

The lower rejection limit of the discriminant values for *Cpm*, $d(Z_f = 49.78; \text{one sided probability of type I error, } \alpha = 0.01)$, was used as the critical point in differentiation *Cpm* from *Cpf*. The boundary line (GH) was subsequently determined as $1.085 x_1' - x_2' - 49.78 = 0$.

An alternative line, EF ($1.085 x_1' - x_2' - 52.16 = 0$), which was obtained when probability of type I error (α) was equal to that of type II error (β), was not employed here in order to reduce probability of type I error (α).

Table 2. Discriminant functions for the differentiation of the three *C. pipiens* types and their test of significance

Frequency distributions of discriminant values in each combination are shown by histograms in Figs. 4 and 5.

Sex	Combination of populations	Coefficient		Discriminant function*	Test of significance
		λ_1	λ_2		
Male	<i>Cpm</i> $\leftrightarrow$ <i>Cpf</i> **	-0.361	0.0576	$Z_m = -x_1 + 0.160 x_2$	$P < 0.01$
	<i>Cpm</i> $\leftrightarrow$ <i>Cpf</i>	0.387	-0.0443	$Z_m = -x_1 + 0.114 x_2$	$P < 0.01$
Female	<i>Cpm</i> $\leftrightarrow$ <i>Cpf</i> **	0.0120	-0.0110	$Z_f = 1.085 x_1' - x_2'$	$P < 0.01$
	<i>Cpm</i> $\leftrightarrow$ <i>Cpf</i>	-0.000784	-0.00278	$Z_f = 0.283 x_1' + x_2'$	$P > 0.05$

* The final function obtained by deviding by one of the coefficients.

** *C. p. molestus* sampled from St. HC.

図4の散布図から一目瞭然のようにネット型、ニホン型およびチカ型雄の計測値群は画然と分れ、鑑別形質として D/V 比と SB 値とを同時に使えばアカイエカ3型の雄成虫が容易にしかも確実に識別できると考えられる。また、図5の散布図からわかるように個眼数と HS 値とを同時に使って判定すれば、ニホン型とチカ型の雌成虫の鑑別が個々の形質を個別的に使うより確実になることが期待される。

このように D/V 比または無吸血産卵能の有無等によって同定された個体群の2形質についての計測値群をあらかじめ分けておき、新しく鑑別しようとする個体がいずれの群に属するかを判別しようとする際に、計測値群の分布範囲が次の問題になる。とくに図5の散布図のように計測値群の分布が相接している場合には、鑑別は容易ではない。そこで、いくつかの計測値を使って2群のうちいずれに属するかを総合的に判定する判別関数法 (discriminant function) の応用を試みる。

まず雄成虫の場合には D/V 比を x_1 , SB 値を x_2 とし、一方、雌については個眼数 (平均数の平方値) を x_1' , HS 値を x_2' として判別係数 (λ_1, λ_2) を計算すると表2に示すような結果になり、判別関数として一般式 $Z'_m = \lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2$ (雄) または $Z'_f = \lambda_1 x_1' + \lambda_2 x_2'$ (雌) が得られた。表には右边を判別係数 λ_1 または λ_2 で割って簡略化した判別式を示してある。

これらの判別式に対象とするアカイエカ各型の全個体の計測値を代入すると2つの判別値群が得られるが、これら判別値の頻度分布は図4 (雄) および図5 (雌) のヒストグラムで示すようになり、正規確率紙にプロットするとほぼ直線性を示すので正規型と認められた。なお、ニホン型の判別値については月別の平均値間に有意差が認められない (危険率5%) ので、年間の判別値を一括してとり扱った。図では横軸に判別値を示し、縦軸には頻度を計測個体数 (表1) に対する百分率で表わし

である。

雄成虫 (図4) についてはチカ型・ニホン型相互間およびニホン型・ネッタイ型間のいずれの場合にも分布の範囲が画然とはなれるけれども、雌 (図5) については分布のはなれ具合が顕著でなく、とくにニホン型・ネッタイ型相互間では分布範囲の大部分が重なり合った。判別値について平均値の差を検定したところ表2末欄のような結果になり、ニホン型・ネッタイ型相互間においては有意差が認められなかった。

このように、それぞれの判別式に1対の計測値を代入して求めた判別値の分布に基づいて、新しい未知の個体がいずれに属するかを判別するわけであるが、ある臨界点を人為的に定めて判定すると必ず一定の誤りをおかす危険率が伴う。ここでは (1) ニホン型である個体をチカ型 (またはネッタイ型) と判定する危険率 (α)、および (2) チカ型 (またはネッタイ型) である個体をニホン型と判定する危険率 (β) の2つが考えられる。

両方の危険率が等しくなるように、すなわち $\alpha = \beta$ となるように判別値の臨界点を決めると、雄についてはチカ型・ニホン型相互間で $Z_m = 0.284$ 、ニホン型・ネッタイ型間で $Z_m = 1.006$ となり、それぞれ図4のヒストグラムのa点およびb点がこれに当る。これらの臨界値を表2に示したそれぞれの判別式に代入すると、図4の散布図に示した境界線が得られる。計算の結果境界線ABについては $x_1 - 0.160x_2 + 0.284 = 0$ が、またCDについては $x_1 - 0.114x_2 + 1.006 = 0$ が導かれた。

こうして未同定雄成虫がチカ型・ニホン型のいずれに属するか、またはニホン型・ネッタイ型のいずれかという二者択一的な判定の際には、その個体のD/V比とSB値とを図4の散布図にプロットしてみて、それぞれ境界線ABまたはCDのいずれの側に含まれるかによって容易に判別することができる。なお、上記のように臨界値を $Z_m = 0.284$ および $Z_m = 1.006$ に決めた場合の片側危険率 $\alpha (= \beta)$ を標準単位を用いて計算するとそれぞれ0.0032%および0.018%となり、著しく小さかった。

一方、雌についてはチカ型・ニホン型間で $\alpha = \beta$ となるように臨界値を定めると $Z_f = 52.16$ (図5のc点) となり、境界線EF ($1.085x'_1 - x'_2 - 52.16 = 0$) が得られた。しかし危険率 α, β は2.33%となり、ニホン型およびチカ型の雌は50匹に1匹強の割合で誤って判定されることになる。事実図5の散布図からわかるとおり、雄のD/V比および雌第II翅脈の柄室比から見て名古屋産ニホン型と同定された44匹のうち1匹は、境界線EFによってすでにチカ型として判定されている。この危険率は雄の場合と比較すると大きいので、本来ならばもっと有効な鑑別形質を使うことによって判定の危

険率を小さくすることが望ましい。

しかし、有効な形態学的鑑別形質が他に得られていない状況下において、一定の危険率を伴いながらも次善の策としてこれらの形質による判定方法を採用せざる得ない場合が起こる。そのような場合には、目的によって2つの危険率 α, β のうちいずれか一方のきわめて小さい判定基準を採用しておき、必然的に大きくなる他方の誤りは別の方法によって改めて除外するという解決策をとることが望まれる。

前述のチカ型とニホン型雌成虫との判別の場合には、本報の主な目的が「野外で捕集されるニホン型成虫集団の中に形態学的に見て確かにチカ型と判定される個体がどの程度含まれるか」について知ることであるから、2つの危険率のうちニホン型の個体を誤ってチカ型と判定する危険率 α の小さい判定基準を採用することにする。

そして、本例ではニホン型の判別値について棄却限界を設けて、判別しようとする個体が棄却域以外の区間に落ちるならばニホン型を否定できないし、棄却域に含まれるならばニホン型を否定してチカ型と判定するという論法をとる。図5中段に示してあるように、ニホン型の判別値はチカ型よりも大きいからニホン型の棄却下限のみを判定臨界値として決め、これより判別値が大きい小さいかを判定すればよい。

ここでは片側危険率 $\alpha = 0.01$ となるように棄却下限を定めて臨界値 $Z_f = 49.78$ (図5のd点) を求め、境界線GH ($1.085x'_1 - x'_2 - 49.78 = 0$) を得た。この結果ニホン型をチカ型と判定する危険率 α は1%に押えられるけれども、チカ型をニホン型と判定する危険率 β は5.3%になり、チカ型雌の20匹のうち1匹程度は誤ってニホン型と判定されることになる。なお、判別値の平均値に有意差の認められなかったニホン型・ネッタイ型間については、判別臨界値を求めなかった。

3. 野外地域のニホン型成虫個体群に含まれるチカ型およびネッタイ型の割合

判別臨界値を設定した後、野外地域の鶏舎 (図1のSt. SY) で捕集したいわゆるニホン型成虫個体群の中にチカ型およびネッタイ型と判定される個体が含まれるかどうかについて検討した。野外のニホン型個体群における判別値の分布を調べ、判別臨界値を越えてチカ型またはネッタイ型と判定される個体が現われるかどうかを時期別に分析した結果を図6, 7, 8に示した。

図6, 7, 8には、アカイエカ3型のそれぞれの組合せの場合の判別値を横軸にとり、縦軸には各捕集時期における頻度を、判別した個体数に対する百分率で表わしてある。全期間の集計結果を黒いヒストグラムで示し、前述の比較基準として用いた分布と判別臨界値とを同時

Fig. 6 Seasonal change of the discriminant value distributions in wild-caught *Cpp* imaginal populations (male) (1)

The discriminant values were calculated using the equation, $Z_m = -x_1 + 0.160 x_2$ (cf. Table 2). The result is summarized in Table 3.

に示した。

まず図6は、チカ型と判定される雄成虫が野外のニホン型個体群に含まれるかどうかについて見た結果であるが、5月から10月までの半年間に捕集された個体はすべて0.55以上の判別値を有し、チカ型と判定される雄は全く含まれなかった。

図7はネッタイ型の雄成虫が含まれるかどうかを分析した結果であるけれども、この場合には1.006以上の判別値を持つ個体が6月前半に1匹 ($Z_m = 1.09$)、6月後半に1匹 ($Z_m = 1.03$) 認められ、形態学的には一応ネッタイ型と判定された。これらの雄蚊の D/V 比, SB 値個々の値はそれぞれ (0.51, 14 unit) および (0.68, 15 unit) であった。

雌の場合には、前述の理由でチカ型が含まれるか否かについてのみ分析を行なった。また、野外のニホン型については良好な封入標本から得た確実な資料だけを取り扱った。その結果、図8に示したように49.78以下の判

Fig. 7 Seasonal change of the discriminant value distributions in wild-caught *Cpp* imaginal populations (male) (2)

The discriminant values were calculated using the equation, $Z_m = -x_1 + 0.114 x_2$ (cf. Table 2). The result is summarized in Table 3.

別値を持つ雌は6月26日に1匹 ($Z_f = 47.9$)、8月9日に1匹 ($Z_f = 46.4$) 含まれ、形態学的には一応チカ型と判定された。これら雌蚊の個眼数, HS 値個々の値はそれぞれ (67.2 個, 25 unit) および (64.0 個, 23 unit) であった。なお、図8のヒストグラムでは7月9日も臨界値以下の判別値を持つ個体が現われたかのように見えるけれども、これは階級限界値 (class limit) が50.0でありこれと臨界値との区間に落ちる $Z_f = 49.9$ の雌蚊が2匹含まれていたためである。

これらの結果をまとめて示したのが表3である。表には野外地域の鶏舎で年間にわたって捕集した蚊成虫のうち判別を行なった個体数と、その中で前記の2形質を用いた判別値に基づいて形態学的にチカ型またはネッタイ

Fig. 8 Seasonal change of the discriminant value distributions in wild-caught *Cpp* imaginal populations (female)

The discriminant values were calculated using the equation, $Z_f = 1.085 x_1' - x_2'$ (cf. Table 2). The result is summarized in Table 3.

The second clear histogram (Jul. 9) includes no female mosquito with a smaller Z_f value than the critical point (49.78) but two females with intermediate values (49.9) between the critical point and the class limit (50.0).

型と判定された個体数を示し、判定に伴う危険率 (α , β) を改めて掲げた。

表からわかるように、野外地域のニホン型成虫個体群の中にはチカ型と判定される雄蚊は全く含まれないけれども、一応ネッタイ型と判定される雄が2匹(約0.5%)含まれた。また、雌については一応チカ型と判定される個体が2匹(約2%)含まれていた。

なお、St. NK から捕集したチカ型は前述のように無吸血産卵能を確認しておらず、また D/V 比、個眼数および HS 値の平均値について有意差が認められたため、今回は St. HC 産のものとは一つにまとめず別個に取扱ったけれども、St. NK 産のものを名古屋産チカ型の基準とした場合には、ニホン型・チカ型間の判別式は雄について $Z_m = -x_1 + 0.104 x_2$, 雌について $Z_f = 0.867 x_1' - x_2'$ が得られ、両式を使って計算された判別値の臨界点はそれぞれ $Z_m = 0.006$ および $Z_f = 38.52$ であった。そしてこの臨界値に基づいて判定すると、野外のニホン型個体群に含まれるチカ型の雄成虫は0% (0/414; $\alpha = \beta = 0.04\%$), 雌は5.7% (6/105; $\alpha = 1.0\%$, $\beta = 15.2\%$) となった。

考 察

形質の量的差異によって種や亜種を分類する場合、分類の客観化のためには個体変異を考慮に入れて個体群として分類する方向に進むことが望まれる。そして、ある形質について母集団の型の想定が正しくなされ、標本抽出が無作為に行なわれたならば、標本から得られた統計量から推計学を使って母集団の平均値や変異の幅を一定の危険率の下に推定することができ、2つの個体群の比較が可能になる。

鑑別のために用いられる量的形質は1つより2つ、2つよりは3つと多くなり、分類の根拠が多面的になればなるほど分類の精度が良くなるのは当然であるが、従来

Table 3. Percentage of the mosquitoes morphologically identified as *Cpm* and *Cpf* in wild-caught *Cpp* imaginal populations

Sex	No. of mosq. inspected	<i>Cpm</i>		<i>Cpf</i>	
		No. (%)	Error (%)*	No. (%)	Error (%)*
Male	414	0	$\alpha = \beta = 0.0032$	2 (0.48)	$\alpha = \beta = 0.018$
Femal	105	2 (1.90)	$\alpha = 1.00$ $\beta = 5.26$	—	—

* Probabilities of committing type I error (α) and type II error (β) when the mosquitoes with smaller discriminant values than the critical points ($Z_m = 0.284$ and $Z_f = 49.78$ in Figs. 6, 8 respectively) are identified as *Cpm*, and when those with larger values than the critical point ($Z_m = 1.006$ in Fig. 7) are identified as *Cpf*.

はせっかく複数の形質について計測資料が得られても実際には個々の形質に基づいて判定がなされる場合が多く、複数の形質のうちいくつかの、そしてどの形質に基づいて分類するかという総合的判定は主に主観にゆだねられていた。

本報においては、このような場合に総合的判断の客観化に役立つと考えられる推計学的な2つの方法、すなわち判別関数法 (discriminant function) および棄却楕円の方法 (rejection ellipse) のうち前者を応用してアカイエカ3型の分類を行ない、野外地域で捕集されるいわゆるニホン型個体群の均一性について形態学的に再検討した。

その結果、野外のニホン型成虫個体群は形態学的に見てかなり均一性の高い集団であることが明らかになった。しかし、その中に形態学的には一応チカ型と判定される雌成虫が、第1種の誤りを犯す危険率 α を1%に設定すれば、約2~6% (2~6/105) 含まれるという結果が得られた。これらの雌蚊がチカ型であるかどうかについては本報の形態学的な結果からだけではもちろん決定できず、生理的な性質等、別の側面からの検討が必要である。

本報では形態学的な鑑別形質として雌雄とも2個ずつを用いたけれども、将来有効な鑑別形質が別に見出されれば、3個以上の量的形質について判別関数法を適用して判定の精度を増すことが期待される。また、鑑別形質として本報では形態学的なものだけを用いたけれども、量的に表現され得る形質ならば形態学的なものに限られないから、別の側面から測定された鑑別資料をも併用すれば同定の困難な種や亜種間の識別判定をますます総合的にしかも確実にこなうことができると考えられる。

わが国の前述の都市の主として地下水域に生息するチカ型の起原について、佐々(1971)は同所的種形成 (sympatric speciation) によって生じたものと推測している。もしこの推測が正しいとすると、野外のニホン型個体群の中にチカ型の個体の派生に与る潜在能がなければならぬと考えられるけれども、この前提へのアプローチとして“チカ型的”と見なされる個体を確実にしかも鋭敏に検出できる判定方法が要求される。この点において、多面的な量的形質を総合して判定ができ、かつ鑑別力の優れた判別関数法は有用な手段になり得ると考えられる。

筆者は第I報(1970)、第II報(1971)、第III報(1972)および真喜屋ら(1971)において、本報の調査対象地域である昭和区天白町一帯のアカイエカ個体群を調査してきた。本報の結果から考えるとこの地域の個体群は均一

性の高いニホン型の集団であると推察される。

名古屋産チカ型個体群については St. HC 産と St. NK 産の4形質の母分散に有意差は認められないけれども、D/V 比、個眼数および HS 値の平均値に有意差が認められたため、両個体群を別個にとり扱い、無吸血産卵能を確かめた St. HC 産のチカ型を主な比較基準にして St. NK 産のものは副次的な基準として用いた。そして、それぞれを比較の基準とした場合に異なった判別式が導かれ、異なった判別臨界値が得られた。

判別に伴う危険率が著しく小さい雄成虫の場合にはいずれの臨界値で判定しても、野外のニホン型成虫個体群に含まれるチカ型雄の割合は0%となり同じ結論が得られたけれども、判別の危険率の大きい雌についてはチカ型の含まれる割合が異なる結果となり、それぞれ約2%および約6%であった。

このように、同一方法で標本を作り計測を行なっても生息場所または採集時期により鑑別形質の計測値が異なることから考えて、本報で設定した判別臨界値は固定的で普遍性のある物差ではなく、本地域以外の個体群に適用すれば、判定を誤る危険率も本報の場合と異なってくることはもちろんである。

しかし、雄成虫の場合のように判別値の分布が画然とはなれ判別の危険率が著しく小さければ、判別臨界値が多少動いてもその実用性はかなり大きいことが期待される。そこで雌成虫についても、生息環境や季節による影響が少ない効率の良い鑑別形質を数多く用いて、危険率のより小さい判別値を求めることが望ましい。この点については次報においてさらに検討を加える予定である。

複数の量的形質を併用して判別関数を導き判別値に基づいて近縁種を鑑別する方法は、多面的に判定を行ない判定の精度を高める利点のある反面、判別式を導く計算が複雑な上に個々の計測値を判別式に代入して判別値を求めなければならないので、煩雑さをまぬがれない。

そこでこの方法の利点を取り入れて実用化するために、次の例のような補助的な利用法が考えられる。すなわち、ニホン型とチカ型雄成虫の場合にまず D/V 比によって両者を鑑別することにとすると、両者の分布はすそが互いに重なり合いこの範囲に落ちる個体については鑑別が困難である(図2)。今、片側危険率1%の棄却限界を求めるとニホン型の上限として1.007、チカ型の下限として0.901が得られるので、D/V 比 (x_1) が1.007より大きければチカ型、0.901未満ならばニホン型と判定する。そして、 $0.901 \leq x_1 \leq 1.007$ の個体だけについて判別式 $Z_m = -x_1 + 0.160 x_2$ (表2) を適用することによれば、判定の精度をそこなうことなく鑑別の手間を軽減できるものと考えられる。

ま と め

わが国に生息するアカイエカ群のうち那覇産ネッタイイエカ (ネッタイ型), 名古屋産アカイエカ (ニホン型) および名古屋産チカイエカ (チカ型) の3型を, 判別関数法を応用して総合的に識別判定する指数を決め, これに基づいて名古屋市野外地域で捕集されるいわゆるニホン型成虫個体群の中にチカ型, ネッタイ型と判定される個体が含まれるかどうかを調べた。

1) 比較の1基準として用いた那覇産ネッタイ型, 名古屋産ニホン型および名古屋産チカ型の鑑別形質の平均値は, 雄成虫外部生殖器の D/V 比 (図2) についてはそれぞれ 0.38, 0.79 および 1.08 で, SB 値 (図2) についてはそれぞれ 17.1 unit (1 unit = 2.5 μ), 11.1 および 5.8 であった。また, 雌成虫複眼の個眼数 (図3) についてはそれぞれ 80.0 個 (8.9個/列, 78.6 (8.9/列) および 60.7 (7.8/列) で, 外部生殖器の HS 値 (図3) については 22.5 unit, 21.3 および 25.6 であった (表1, 図2, 3)。

2) 雄の場合には D/V 値を x_1 , SB 値を x_2 とし, また雌の場合には個眼数 (1列当り平均数の平方) を x_1' , HS 値を x_2' とし判別関数を求めると, 一般式 $Z_m = \lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2$ (または $Z_f = \lambda_1 x_1' + \lambda_2 x_2'$) が得られた (表2)。それぞれの組合せの判別式に全個体の計測値を代入して得られる判別値の分布には, 雌のアカ型とネッタイ型の組合せを除いて, 重なり合いが見られなかった (図4, 5)。

3) ニホン型をチカ型 (またはネッタイ型) と判定する危険率を α , チカ型 (またはネッタイ型) をニホン型とする危険率を β とし, 雄の場合には $\alpha = \beta$ となるように判別値の臨界点を求めた (図4)。雌の場合にはチカ型とニホン型間の判別値について棄却限界を求め, $\alpha = 0.01$ となるように判別臨界値を決めた (図5)。

4) 名古屋市の野外地域 (図1, St. SY) で捕集したニホン型成虫個体群の中に, これらの判別臨界値に基づいてチカ型またはネッタイ型と判定される個体が含まれるか否かについて調べた。その結果, チカ型と判定される雄蚊は含まれないけれども, 一応ネッタイ型と判定される雄蚊が2匹 (約0.5%) 含まれていた。また, チカ型と判定される雌蚊が2匹 (約2%) 含まれていた (図6, 7, 8および表3)。

5) 鑑別の困難な近縁種を識別判定する際に, 量的に表現できる複数の形質について判別関数法を適用すれば, 総合的客観的に判定できる利点について考察を加えた。また, 一つの形質で鑑別困難な個体だけに対し, 補助的にこの方法を適用する例について述べた。

助言と校閲を賜った熊田信夫教授に謝意を表する。種々便宜を計っていただいた正垣幸男講師, 文献の貸与と助言をいただいた内川公人助手に謝意を表する。また, チカイエカの標本を提供していただいた名古屋市衛生研究所衛生動物室伊藤秀子, 須藤千春両技師に感謝する。

文 献

- 朝比奈正二郎, 安富和男, 野口圭子 (1963): 東京営林署江貯木場における蚊の調査と駆除実験. 衛生動物, 14(3): 167-175.
- 別宮久夫 (1956): 日本産 *Culex pipiens* group の研究 1. 極東及び日本各地のものの形態学的比較研究. 長崎医学会誌, 31(11): 956-966.
- Goulden, C. H. (1961): Methods of statistical analysis. 452 pp., C. H. Tuttle Co., New York and Tokyo.
- 堀栄太郎 (1960): 日本産 *Culex pipiens pallens* の形態学的変異性とその変異型のバンクロフト糸状虫症の伝播性に関する研究. 第1編 日本産 *Culex pipiens pallens* の個体変異並びにその移動について. 鹿児島医誌, 12(4): 21-35.
- 生沢万寿夫 (1955): 無吸血生殖を営む *Culex pipiens* 系統の研究並びに所謂 *Culex pipiens* complex の検討. 衛生動物, 6(3, 4): 147-157.
- 生沢万寿夫, 米本伸一, 西尾恭好, 伊藤辰二郎, 加古正彦 (1967): 大阪市大正保健所管内の地上開放水域に見られるチカイエカについて (予報). 第22回日本衛動学会西日本支部大会講演抄録, 14.
- Ishii, T. (1967): On the *Culex pipiens* group in Japan Part II, I. Some larval characters of auto-genous *Culex pipiens* L. collected in Sendai (Diptera, Culicidae). Sci. Rep. Tohoku Univ. Ser. IV (Biol.), 33: 509-517.
- 上村清 (1963): 四国地方における蚊族とその棲息環境について (6未記録種を含む). 第18回日本衛動学会西日本支部大会講演抄録, 6-7.
- 上村清 (1965): 中国地方における蚊の分布について. 第21回日本衛動学会西日本支部大会講演抄録, 8.
- 真喜屋清 (1970): 名古屋地方における蚊族個体群の発生動態 I. 1967年名古屋市内の水田および溜池における幼虫個体群. 衛生動物, 21(1): 60-70.
- 真喜屋清 (1971): 名古屋地方における蚊族個体群の発生動態 II. 1968年名古屋市内の水田地帯における蚊族幼虫および成虫個体群. 衛生動物, 22(1): 31-38.
- 真喜屋清 (1972): 名古屋地方における蚊族個体群の発生動態 III. アカイエカ幼虫個体群と成虫個体群とにおける発生動態の関連性. 衛生動物, 23(1): 15-22.
- 真喜屋清, 熊田信夫, 正垣幸男, 大宅さほ子 (1971): 愛知県における越冬蚊成虫群の動態, 特にアカイエカの翅長分布に基く考察. 衛生動物, 22(3): 186-199.
- 松尾喜久男, 田村辰夫 (1964): 京都産チカイエカについて, 第1報 (抄). 第19回日本衛動学会西日本支部大会講演抄録, 8.
- 森谷清樹, 原田文雄, 矢部辰雄 (1967): し尿浄化そう

- に発生する無吸血生殖性チカイエカの季節的消長について. 日生態会誌, **17**(3): 126-134.
- 野口圭子(1962): 無吸血生殖イエカいわゆる “*moletus*” の研究 第1報. 東京において初冬期に活動するイエカについて. 衛生動物, **13**(3): 185-189.
- Noguchi, Y. and S. Asahina (1966): Ommatidial number as a diagnostic character for Japanese autogenous *Culex molestus* J. Med. Ent., **3**(2): 146-148.
- 奥津恭(1951): 工場における推計学の問題とその解き方. 314 pp., 共立出版, 東京.
- 大森南三郎, 別宮久夫, 嘉村猛, 大沢茂久, 下釜勝(1955): 長崎市内で発見された *Culex pipiens molestus* について(予報). 長崎医学会誌, **30**(11): 1572-1576.
- 大森康正, 大鶴正満, 関川弘雄(1967): チカイエカの産卵能力(予報). 第19回日本衛働学会東日本支部大会プログラム, 7-8.
- 斎藤一三, 飯島利彦, 葉袋勝(1969): 山梨県産チカイエカ集団の Age 構成の変動について(抄). 衛生動物, **20**(2): 113-114.
- 佐々学(1971): 衛生動物の進歩, 第1集. 49-65 pp., 学術書出版会, 東京.
- 正垣幸男(1967): 名古屋におけるチカイエカ *Culex pipiens molestus* Forskal の形態について(抄). 動物学雑誌, **76**(3): 378.
- 鳥居敏雄, 高橋昶正, 土肥一郎(1968): 医学生物学のための推計学. 406 pp., 東大出版会, 東京.
- 和田明, 西条良雄, 阿部義昭, 鈴木猛(1964): 川崎市の浄化そう等におけるチカイエカの発生状況と駆除実験. 衛生動物, **15**(3): 187-192.
- 山口昇(1963): 東京産奄美大島産, 琉球産アカイエカの諸系, およびそれらの交雑系成虫の形態比較. 衛生動物, **14**(1): 1-6.

Summary

Trial application of discriminant function was proposed for the differentiation of three types of *Culex pipiens* complex, *C. p. fatigans* Wiedemann, 1828 (*Cpf*), *C. p. pallens* Coquillett, 1898 (*Cpp*) and *C. p. molestus* Forskal, 1778 (*Cpm*) in Japan.

Using this method, a new approach was made to the problem whether *Cpm* or *Cpf* adults were mixed or not in “*Cpp* imaginal populations” captured in the open field of Nagoya City, central Japan.

1) The mean values of diagnostic characters in the specimens of *Cpf* (Naha strain), *Cpp* (Na-

goya strain) and *Cpm* (Nagoya strain) used as a temporary standard for comparison were as follows respectively: D/V ratio of male genitalia (Fig. 2)=0.38, 0.79 and 1.08; SB value (Fig. 2)=17.1, 11.1 and 5.8 unit (1 unit=2.5 μ); ommatidial number of female (Fig. 3)=80.0 (8.9/row), 78.6 (8.9/row) and 60.7 (7.8/row); HS value of female genitalia (Fig. 3)=22.5, 21.3 and 25.6 unit (Table 1 and Figs. 2, 3).

2) When x_1 denotes the D/V ratio, x_2 the SB value of male, and x_1' denotes the ommatidial number (square value of the average number per row), x_2' the HS value of female, the discriminant functions are determined as general equations, $Z_m = \lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2$ and $Z_f = \lambda_1 x_1' + \lambda_2 x_2'$ (Table 2).

The discriminant values in all of the specimens were calculated by substituting corresponding values of the above characters for x_1 or x_1' and x_2 or x_2' in the respective equation. As a result, frequency distributions of these discriminant values were clearly separated from each other with only a few exceptions (Figs. 4, 5).

3) The critical point of the discriminant values was fixed so that α might be equal to β for male mosquitoes, where α signified the probability of committing type I error in which *Cpp* might be mistaken for *Cpm* (or *Cpf*) and β signified that of type II error in which *Cpm* (or *Cpf*) might be mistaken for *Cpp* (Fig. 4).

The rejection limit of the discriminant values of *Cpp* (one sided probability of type I error, $\alpha=0.01$) was used as a critical point in differentiating *Cpm* from *Cpp* in the case of female (Fig. 5).

4) Judging by the above critical discriminant values, the number of male mosquitoes morphologically identified as *Cpm* and *Cpf* was 0 and 2 (ca. 0.5%) respectively, and the number of female identified as *Cpm* was 2 (ca. 2%) in the *Cpp* imaginal populations captured in the open field (Figs. 6, 7, 8 and Table 3).

5) An advantage was discussed that an integrated and objective discrimination could be expected when the discriminant function derived from the quantitative diagnostic characters is properly applied to the identification of allied species.

A discussion was given of supplementary use of the function as an aid to differentiate only indistinguishable individuals by one character.