外部形態測定値によるヒヨドリの雌雄判別

中村和雄*・佐藤文男**・杉森文夫**

今村知子**

Sex Discrimination Based on External Morphological Measurements in Brown-eared Bulbul *Hypsipetes amaurotis*

Kazuo Nakamura*, Fumio Sato**, Fumio Sugimori**
and Tomoko Imamura**

Abstract Ten external morphological variables were obtained from four different kinds of specimens of Brown-eared Bulbul *Hypsipetes amaurotis* which differed both in capture site and in condition of storage. Almost all the variables were larger in males than in females, showing a pronounced sexual size dimorphism. The specimens kept as study skins differed in both means and variances of almost all of the variables from fresh or frozen specimens.

A discriminant function analysis was done for the specimens which had been collected from the same site in the same season. As a result, a discriminant function incorporating the lengths of tarsus, bill from nostril, total length, wing span, total head and width of bill at nostril could discriminate sex correctly at the probability of wrong discrimination of 0.021. Another two discriminant functions for more general situations were derived from an analysis of specimens collected from various sites, incorporating lengths of tail, tarsus, bill from nostril, wing span and total head, or the lengths of natural wing, tail, tarsus, exposed culmen and total head. We can use these functions for discriminating sex with an accuracy of 95%.

These functions correctly classified sex of only 74% of study skins, showing that they could not be reliably applied to these specimens.

はじめに

ヒヨドリ *Hypsipetes amaurotis* は、現在では全国で留鳥として生息する。しかし、北海道、東北地方などで繁殖した個体群の多くのものは、秋から冬にかけて本州の西南部から四国、九州方面へ移動するといわれているものの、その実態はほとんど分かっていない(吉井 1979)。一方、ヒヨドリは冬期に作付されるキャベツやハクサイ、ホウレンソウなどの野菜の葉を食害し、大きな被害を与えており、その被害の発生はヒヨドリ個体群の移動と深く係っていることが推察されるが(中村ら 1983)、その実態はやはり不明である。

ヒヨドリの移動の実態を解析するためには、全国各地で採集された標本を比較して地域個体群について解析することが考えられるが (James *et al.* 1984)、その際、捕獲された標本の雌雄

Received 17 July 1989, accepted 21 August 1989

* Bird Control Laboratory, National Agriculture Research Center, Kannondai, Tsukuba, Ibaraki, 305 Japan.

** Yamashina Institute for Ornithology, Konoyama, Abiko, Chiba, 270-11 Japan

を判定する必要がある。しかし、ヒヨドリでは雌雄間で異なる羽色などの特徴は知られていないため(清棲 1978), 捕獲した個体の雌雄を判定する方法が確立される必要がある。村田(1986)は、山口県宇部市で採集された個体の翼長を測定した結果, ある値を境にして雌雄を判別できることを見いだした。しかし, 雌雄の翼長の頻度分布は互いに重なっており, この判別は絶対的なものではない。

そこで, 複数の形態部位の計測値を基に判別分析を行って, できる限り精度が高く, 一般的な判別式を得ようとした。判別分析は, 多変量解析の一つで, 2 種以上の異なったグループを判別するのに広く用いられている方法で, 鳥類の雌雄や幼・成鳥の判別のためには, Bald Eagle (Bortolotti 1984, Garcelon *et al.* 1985), Red-legged Partridge (Pepin 1985), タンチョウ(村田ら 1988), Tundra Swan (Miller *et al.* 1988), Great Crested Grebes (Piersma 1988) 等で行われている。

なお, 著者らはここで用いた標本を基に, 頭骨の骨化の進行状況から年齢の推定を試み, また計測値の主成分分析から地域個体群の形態上の変異について解析中であり, これらの結果は別途発表する予定である。

この分析に用いた標本の収集と捕獲には, 以下の方々にお世話になった。神奈川県園芸試験場三浦分場 大林延夫氏, 神奈川県横須賀市 西脇一夫氏, 森林総合研究所鳥獣管理研究室 平川浩文氏, 愛知県農業総合試験場作物研究所 種田芳基氏, 奈良県農林部 杉浦哲也氏, 奈良県林業試験場 柴田叡弋氏, 果樹試験場興津支場 是永龍二氏, 静岡県柑橘試験場 古橋嘉一氏, 東京大学農学部森林動物学研究室 宮下直氏, 食品総合研究所 小滝豊美氏, 山階鳥類研究所資料室, 池谷犬・猫・鳥の病院 池谷奉文氏とそのスタッフの皆様, 千葉県行徳野鳥観察舎 蓮尾嘉彪氏・純子氏, 柏動物病院 栗原秀樹氏, 日本大学農獣医学部 野谷靖浩氏, 鴨川市 前原一統氏。また, 農業研究センター鳥害研究室 松岡 茂氏には, ヒヨドリの捕獲にお世話になったほか, 本論文の取りまとめに当たり, 貴重な意見をいただいた。農業環境技術研究所植生管理科 塩見正衛氏からは, 本論文の特に統計学的な取扱いについて適切な助言をいただいた。これらの方々深く感謝する。

材 料 と 方 法

1. 標本

この分析に用いた標本は, Table 1 の通りで, 雌 235 羽, 雄 159 羽, 計 394 羽である。このうち, A および C は, 標本収集直後に計測を行った。B は, 各地から収集されたのち, ディープフリーザー内で冷凍保存されていたものである。これらは, 主として有害鳥獣駆除のために銃で捕獲されたものと, 学術研究のために果物を餌としたトラップで捕獲されたものである。

また, D は, 山階鳥類研究所標本室に保存されていたヒヨドリのうち, 北海道, 本州および九州で採集されたものである。

2. 形態測定

標本 A, B, C について (Table 1), 自然翼長 Natural wing, 尾長 Tail, 跗蹠長 Tarsus, 露出嘴峰長 Exposed culmen, 鼻孔前端から嘴先端までの長さ(鼻孔前端長) Bill from nostril, 全長 Total length, 翼開長 Wing span, 全頭長 Total head, 鼻孔前端の嘴高 Height of bill at nostril, 鼻孔前端の嘴幅 Width of bill at nostril, 体重 Body weight を測定した。ただし, 破

損等により測定できなかった測定部位を持つ標本が多くあった。測定には、著者のうち佐藤一人が当たり、測定者の違いによる誤差が生じないようにした。各部位の測定にはノギスを用いて、1/10 mm まで読み取り、体重は電子天秤を用いて、1/10 g まで読み取った。標本は計測後、解剖して精巣あるいは卵巣の存在に基づいて雌雄を判定した。

標本 D については、跗蹠長その他の部位の正確な測定が困難であったため、自然翼長、尾長、露出嘴峰長、鼻孔前端長、嘴高、嘴幅の 6 部位だけを測定した。

結 果

1. 計測値の雌雄間と標本間の比較

ここで用いた標本 (Table 1 の標本 A~D) ごとに得られた計測値を、雌雄に分けてそれぞれの平均値と分散とを求めた (Table 2)。その結果を、まず、各標本ごとに雌雄間で比較してみると、標本 A~B ではすべての変数 (計測値) で有意差が認められ、雄の値が雌の値よりも常に大きかった。標本 C では、跗蹠長、鼻孔前端長、嘴幅以外の変数で有意差が認められた。それに対して、標本 D では、自然翼長と尾長で有意差が認められたが、それ以外の変数では有意差は認められなかった。

Table 1. Specimens used for the discriminant function analysis

Specimen	Capture			No. of individuals			
	Site	Year	Month	♀	♂	U*	Total
A.	Miura, Kanagawa Pref.	1988	1	56	26	0	82
		1988	2	52	8	0	60
		1988	3	12	8	0	20
	Total			120	42	0	162
B.	Tsukuba, Ibaraki Pref.	1983~88	10~2	14	20	5	39
	Miura, Kanagawa Pref.	1984	2	28	11	2	41
	Shimizu, Shizuoka Pref.	1985	3~4	1	4	0	5
	Toyohashi, Aichi Pref.	1984	1~2	11	5	4	20
	Kooriyama, Nara Pref.	1986	3	17	6	0	23
	Kashihara, Nara Pref.	1984	3~4	5	18	1	24
	Arita, Wakayama Pref.	1986	1	1	2	0	3
	Total			77	66	12	155
C.	Miura, Kanagawa Pref.	1988	9~10	5	4	0	9
	Tokyo and its outskirts	1985~88	12~8	5	3	0	8
	Total			10	7	0	17
D.	Hokkaido	1921~51	1~12	4	12	1	17
	Kanto	1883~1985	7~4	12	21	2	35
	Kyusyu and others	1891~1971	10~4	12	11	0	23
	Total			28	44	3	75

* U: Unidentified.

Specimen A and C were measured just after the capture. Specimen B had been stored in a freezer. Specimen D is study skins kept in Yamashina Institute for Ornithology.

Table 2. Comparisons of mean ($\bar{x}$) and variance (V) of each variables measured between sexes. * or ** was put on the larger value when a difference was recognized significantly at $P<0.05$ or $P<0.01$ in the result of t -test (for mean) or F -test (for variance).

Specimen		Natural wing	Tail	Tarsus	Exposed Culmen	Bill from nostril	Total length	Wing span	Total head	Height of bill at nostril	Width of bill at nostril	Body weight
A	$\bar{x}$	♀ 120.9	113.2	22.4	24.6	15.5	273.9	366.8	52.9	6.4	5.6	89.7
		♂ 129.2**	120.8**	22.6*	26.2**	16.6**	291.3**	389.9**	55.9**	6.7**	5.9**	99.8**
	<i>V</i>	♀ 6.575	6.574	0.350	0.773	0.428	25.904	93.717	1.003	0.056	0.056	188.659
		♂ 14.421**	13.211**	0.398	0.610	0.573	40.081	114.114	1.272	0.043	0.061	177.634
B	$\bar{x}$	♀ 121.8	112.9	22.8	24.4	15.4	260.8	354.6	53.2	6.4	5.7	
		♂ 129.3**	120.2**	23.1*	26.0**	16.4**	277.7**	377.7**	56.0**	6.8**	5.9**	
	<i>V</i>	♀ 10.140	9.127	0.571	1.140	0.363	51.491	156.001	1.472	0.076	0.102	
		♂ 14.350	14.901	0.399	0.997	0.625	60.398	246.895	1.405	0.057	0.092	
C	$\bar{x}$	♀ 122.5	114.0	22.0	23.7	15.6	272.0	359.1	52.9	6.4	5.7	
		♂ 132.3**	123.1**	22.3	25.6**	16.4	287.3*	385.4*	55.7**	6.8**	5.9	
	<i>V</i>	♀ 8.202	17.407	0.490	1.504	0.346	130.000	104.810	1.525	0.054	0.036	
		♂ 11.884	10.701	0.206	0.872	1.065	49.231	257.619	2.831	0.073	0.035	
D	$\bar{x}$	♀ 125.0	111.4		24.0	15.5				6.4	5.5	
		♂ 129.4**	115.9**		24.6	15.8				6.6	5.6	
	<i>V</i>	♀ 35.154	26.965		1.111	0.312				0.118	0.073	
		♂ 49.504	33.814		1.947	1.472**				0.165	0.120	

All measurements are in mm except for body weight (g).

一方、分散は二、三の場合で雌雄間で有意差が認められたほかは、大部分の場合で、有意差が認められなかった。

次に、各標本間の採集地あるいは採集時期の異なるグループ (Table 1 参照) 間で、雌雄それぞれの変数の平均値および分散を比較したところ、両者ともほとんどの場合で有意差は認められなかった。

続いて、自然翼長について同様な比較を標本を異にするグループ間あるいは標本間で行った (Table 3)。まず、同一の採集場所 (神奈川県三浦半島) で採集された雄では、採集時期あるいは標本の保存状態の違いによっては、平均値および分散には有意差が認められなかった。雌では、標本 A と B 間で 5% 水準で有意差が認められた。標本 A と乾燥標本である標本 D の間には、雄の平均値では有意差が認められなかったが、雌の平均値および雌雄の分散とも 1% 水準で有意差が認められた。

次に、全長および翼開長を、測定された標本 A, B, C 間で比較してみると (Table 4)、標本 A と B、および標本 B と C との間で有意差が認められた場合が多く、標本 B のこれらの値は、他の標本のものよりも小さかった。しかし、その他の変数では、標本 A, C と標本 B との間には有意差は認められなかった。

以上の結果から、長期間冷凍保存されていた標本 B は、その間に変形したと思われる全長および翼開長を除くと、標本 A, C と同じ母集団からの抽出標本であると判定できよう。それに対して、乾燥標本 D は他のものとは異なったもので、両者を同一に扱うことはできないといえる。

Table 3. Comparison of mean ($\bar{x}$) and variance (V) in the length of natural wing among Specimen A and other specimens.

		Miura in Specimen B	Specimen B (whole)	Miura in Specimen C	Kanto in Specimen D	Hokkaido Specimen D	Specimen D (whole)
$\bar{x}$	♀	N	*	N	*	**	**
	♂	N	N	N	N	*	N
V	♀	*	*	N	**	**	**
	♂	N	N	N	**	**	**

* and ** are significant at $P < 0.05$ and $P < 0.01$, respectively. N is not significant.

Table 4. Comparison of mean ($\bar{x}$) and variance (V) in total length and wing span among specimens.

		Total length			Wing span		
		A : B	A : C	B : C	A : B	A : C	B : C
$\bar{x}$	♀	**	N	**	**	*	N
	♂	**	N	**	**	N	N
V	♀	*	**	N	N	N	N
	♂	N	N	N	*	N	N

* and ** are significant at $P < 0.05$ and $P < 0.01$, respectively. N is not significant. A, B and C means Specimens A, B and C, respectively.

Table 5. Correlation coefficients among variables in Specimen A.

	Natural wing	Tail	Tarsus	Exposed culmen	Bill from nostril	Total length	Wing span	Total head	Height of bill at nostril	Width of bill at nostril	Body weight
Natural wing	1.000										
Tail	0.663	1.000									
Tarsus	0.397	0.120	1.000								
Exposed culmen	0.182	0.138	0.126	1.000							
Bill from nostril	0.318	0.295	0.124	0.662	1.000						
Total length	0.649	0.665	0.223	0.365	0.445	1.000					
Wing span	0.618	0.436	0.451	0.165	0.205	0.507	1.000				
Total head	0.457	0.320	0.338	0.769	0.719	0.557	0.311	1.000			
Height of bill	0.262	0.204	0.165	0.320	0.248	0.231	0.296	0.319	1.000		
Width of bill	0.168	0.084	0.198	0.447	0.381	0.338	0.315	0.467	0.310	1.000	
Body weight	0.100	0.053	0.147	0.276	0.083	0.254	0.321	0.130	0.292	0.238	1.000

Values larger than 0.7 or 0.6 are underlined with double or single line, respectively.

2. 雌雄判別に有効な変数の検討

初めに、判別式に組み込むべき変数を検討するために、同一シーズンに同一場所で採集された標本 A を用いて、判別分析を行った。まず、測定した全変数 (11 変数) 間の相関行列を得た (Table 5)。標本数は、測定できなかった部位を持つ標本を除いたため、雌 96, 雄 38, 合計 134 羽であった。

この表から、自然翼長、尾長、全長、翼開長の間には、お互いに高い相関が見られた (相関係数 r がおおむね 0.6 以上)。また、露出嘴峰長、鼻孔前端長、全頭長の間にも、お互いに高い相関が得られた。後者の変数間での相関は、当然予想されることである。

体重は、他の変数間との間で、いずれも高い相関は認められなかった。これは、採集日間で体重が大きく異なったためで、体重の個体間の変異が季節変動によって覆い隠されてしまったためである。この結果は、以下の判別分析において、体重はほとんど効いていないことを意味する。

まず、ここで得られた 11 変数を使って判別分析を行った。その結果、誤判別率 0.020 で、雌雄を判別することができた (Table 7)。次に、この 11 変数のうち雌雄の判別に有意に効いている変数を選択するため、変数増加法によって誤判別率を最小にする変数を選択していったところ、全長、全頭長、鼻孔前端長、跗蹠長、翼開長、嘴幅の 6 変数が選択され、このときの誤判別率は 0.021 であった (Table 6, 7)。また、判別関数として、

$$d = 219.441 + 2.549x_3 + 2.323x_5 - 0.338x_6 - 0.164x_7 - 3.387x_8 + 4.549x_{10} \quad (1)$$

が得られた。ここで、 x_3 : 跗蹠長, x_5 : 鼻孔前端長, x_6 : 全長, x_7 : 翼開長, x_8 : 全頭長, x_{10} : 嘴

Table 6. Selection of variables for discriminating sex by step-wise method in Specimen A.

Step	Variables	Probability of wrong discrimination
1	Total length	0.051
2	Total head	0.039
3	Bill from nostril	0.033
4	Tarsus	0.030
5	Wing span	0.027
6	Width of bill at nostril	0.021

Table 7. Summary of discriminant function analysis in Specimen A.

Variables used	No. of variables	Discriminant efficiency	Probability of wrong discrimination
All variables	11	16.733	0.020
Selected variables*	6	16.446	0.021
Basic variables**	4	10.862	0.050
Natural wing	1	7.619	0.084

* Variables selected by the step-wise method (Table 6).

** Lengths of natural wing, tail, tarsus and exposed culmen.

Number of specimens used are 96 for females and 38 for males.

幅 (単位は mm) で, $d > 0$ のとき雌, $d < 0$ のとき雄と判定される。

したがって, この式を用いれば, 11 変数を用いたときとほぼ同じ判別効率でヒヨドリの雌雄判別を行うことができる。

次に, 比較のために同じ標本を用いて, 自然翼長, 尾長, 跗蹠長, 露出嘴峰長の 4 変数 (これをここでは, 基本計測部位と呼ぶ) を用いた場合と, 自然翼長のみの場合について, 判別分析を行った。その結果は, 基本計測部位のみでは, 誤判別率は 0.050 に上昇し, さらに自然翼長のみでは 0.084 に上昇した (Table 7)。

変数選択をさせた 6 変数による判別関数を, 分析に用いた標本に適用して雌雄を判別させたところ, 誤判別率は雌では 0.011, 雄では 0.086, 全体では 0.030 であった。

3. 一般的な判別関数の作成

前節の検討は, 同一シーズンに同一場所で採集された標本について行ったものであるから, そこで得られた判別関数が他の場所で採集されたヒヨドリの標本にもそのまま当てはまるかどうかは, 分からない。そこで, より一般的な判別関数を得るために, 先に行った平均値および分散の比較から同質の標本と考えられる標本 A~C について, 判別分析を行った。

まず, 計測した 10 部位 (前節の分析で含めた体重を除く) を用いたときの誤判別率は 0.041 であった (Table 8)。次に, 変数増加法で変数を選択したところ, 全頭長, 尾長, 鼻孔前端長, 翼開長, 跗蹠長の 5 変数が選択され, そのときの誤判別率は 0.043 であった。これを前節の結果 (Table 6) と比較すると, 全長の代わりに尾長が選択され, 嘴幅が除かれた。変数の平均値と分散を標本間で比較した結果 (Table 4), 標本 B の全長および翼開長は, 標本 A, C のそれよりも有意に小さかったが, そのため全長は雌雄の判別のための変数としては有効でなかったものと考えられる。

これらの変数の代替として, 自然翼長, 尾長, 跗蹠長, 露出嘴峰長の基本部位に全頭長を加えた 5 変数を用いた場合には, 誤判別率は 0.055 であった。これらは, 前節の分析で得られた結果 (Table 7) よりも劣るが, 捕獲した個体の雌雄を判別するためには許容できる範囲と考えられる。

Table 8. Summary of discriminant function analysis in Specimen A~C.

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
No. of variables used.	10	5	5	6
Probability of wrong discrimination	0.041	0.043	0.055	0.067
Actual ratio of wrong discrimination* ♀	0.008	0.000	0.017	0.017
♂	0.069	0.065	0.065	0.086
Total	0.028	0.022	0.034	0.039

* Result of the discrimination of sex in original specimens used for each analysis.

Variables used are: Case 1..All variables measured.

Case 2..Lengths of tail, tarsus, bill from nostril, wing span, and total head.

Case 3..Lengths of natural wing, tail, tarsus, exposed culmen and total head.

Case 4..Lengths of natural wing, tail, exposed culmen, bill from nostril, height of bill and width of bill at nostril.

Number of specimens used are 120 for females and 58 for males.

得られた判別関数は、

1) 選択させた変数によるもの:

$$d = 192.488 - 0.465x_2 + 0.886x_3 \\ + 2.679x_5 - 0.076x_7 - 3.168x_8. \quad (2)$$

2) その代替:

$$d = 164.183 - 0.224x_1 - 0.394x_2 \\ + 0.383x_3 - 0.085x_4 - 1.856x_8. \quad (3)$$

Table 9. Results of sex discrimination in Specimen D based on the discriminant function obtained in the Case 4 in Table 8.

Sex	No. of specimens	No. of wrong discrimination	Ratio
♀	19	5	0.263
♂	35	9	0.257
Total	54	14	0.259

ここで、 x_1 : 自然翼長、 x_2 : 尾長、 x_3 : 跗蹠長、 x_4 : 露出嘴峰長、 x_5 : 鼻孔前端長、 x_7 : 翼開長、 x_8 : 全頭長 (単位は mm) で、 $d > 0$ のとき雌、 $d < 0$ のとき雄と判定される。

次に、これらの式を、分析に用いた標本に適用したときの誤判別率を求めたところ (Table 8), いずれも雌の値が雄よりも低く、雌の方がより精度の高い判別が行われることを示した。

4. 乾燥標本への適用

先に検討した標本ごとの平均値と分散の比較 (Table 3) からは、捕獲直後に測定したものおよび冷凍後解凍したもの (標本 A~C) と乾燥標本として長期間保存されていたもの (標本 D) とは、異質の母集団からの抽出標本であると結論された。このことから、前節で得られた判別関数は、乾燥標本には適用しにくいことが予想されるが、あえて適用した場合の判別精度はどのくらいであろうか? このことを知るため、標本 D の測定結果を用いて、以下の検討を行った。

標本 D では、跗蹠長のほか 3 部位の測定ができなかったため、前節で得られた二つの判別関数 (式 (2), (3)) はいずれも適用することができない。そこで、標本 A, B, C を合わせたデータについて、標本 D で測定された 6 変数を用いた判別分析を行った。その結果 (Table 8 の Case 4), 先に得られたものよりも多少高い誤判別率をもった判別関数が得られた。

次に、この判別関数に標本 D の測定値を当てはめて、雌雄を判定し、実際の雌雄 (標本のラベルに記載されていたもの) と比較した (Table 9)。その結果は、全体での誤判別率が、0.259 で、分析の結果から予想されるもの (0.067) よりはるかに高かった。この場合は、新しい標本に判別関数を適用したわけであるから、判別分析に用いた標本の誤判別率より高くなることは当然であるが、得られた値はその場合に予想されるよりも高い値である。また、雌雄それぞれの誤判別率は、雌雄間でほとんど差がなかった。誤判別率と標本の採集地あるいは採集された年との間には、特別な関係はみられなかった。

考 察

ヒヨドリの形態測定値の平均値の比較では (Table 2), 標本 A~C ではここで測定したほとんどの部位が雄の方が雌よりも有意に長く、体のサイズにおける明瞭な性的二型が示された。ヒヨドリの体のサイズは雄の方が雌よりも大きいことは、山階 (1933), 清棲 (1978) が示している計測値や、村田 (1986) の翼長の測定結果から示唆されていたことである。しかし、自然翼長

だけを用いたときの誤判別率は、同一シーズンに同一場所で採集された標本を用いた場合でも 0.084 であったから (Table 6)、翼長だけを用いた村田 (1986) による方法では、判別精度はそれほど高くないといわなければならない。

この標本では、単一の変数だけによる判別では全長を用いた場合の誤判別率 (0.051) が最も低く (Table 6)、判別のための変数には翼長よりはすぐれていることを示している。これに、さらに別の変数を加えていくと誤判別率は低下していったから、単一の変数によるよりは複数個の変数を用いた多変量解析の効果が大きいことが分かる。しかし、6 変数を用いたときの誤判別率は、ここで測定した全変数である 11 変数を用いたときとほとんど同じ値であったから、このデータでは 6 変数以上を取り込んでも雌雄の判別にはほとんど効果がないことを示している。さらに、Table 6 の結果をみると、実用的なヒヨドリの雌雄判別のためには、2 個ないし 3 個の変数を用いることで十分であるといえる。

一方、全国各地から採集された標本も加えて検討した結果では、基本計測部位 (自然翼長、尾長、跗蹠長、露出嘴峰長) に全頭長を加えた 5 変数で、誤判別率が約 0.055 の精度を持った判別が可能であった (Table 8)。この場合の誤判別率は、同一場所からの採集によるもの (標本 A) よりも高かったが、その原因は、異なった採集地の標本が加えられたことのほかに、長期間、冷凍保存されていたことによる測定部位の変形 (特に、全長の短縮) によるものと考えられる。

しかし、誤判別率 0.055 は、例えば野外で採集した個体の計測値から雌雄を判定して、個体群の性比を知ろうとする目的の場合などでは、許容できる範囲であろう。したがって、野外で捕獲時に得た計測値を (2) 式あるいは (3) 式に適用することで、誤判別率 5% 以内の精度で、雌雄判別を行うことができる。

ただし、分析に用いた標本の計測値を得られた判別式に当てはめて雌雄を判別したときの誤判別率は、同一場所からの採集標本の場合も、各地からの標本の場合 (Table 8) も、いずれも雌では低く、雄では高かった。これは、分析に用いた標本の性比が雌に極端にかたよっていたことの反映であると考えられる (奥野ら 1971)。(標本の性比が雌にかたよっていたのは、有害鳥獣駆除による採集標本が常に雌の方が多かったためであるが、その原因は今の所不明である。) 判別の精度をさらに高めるためには、雄の標本を増やして分析し直すことが必要であろう。また、ここでは計測値 (それもすべて長さという 1 次元の測値) だけを用いたが、村田 (1986) が示唆しているように、羽色なども雌雄判別のための変数として有効であるかも知れない。その場合は、羽色を数量化する必要が生じるが、それらも含めて、今後検討する必要がある。

ここで得られた判別関数は、乾燥標本には適用できないことが示された。これは標本 A~C がヒヨドリの非繁殖期に採集されたものであり、繁殖期の標本を含んでいる標本 D は同様に扱えないことによる。さらに、変数の平均値を比較した結果では、標本 D は標本 A~C に比べて雌の自然翼長が有意に大きかった (Table 1 and 3)。また、標本 D の分散は、採集地に関係なく標本 A~C よりも常に高かった。この原因としては、標本が固化しているため、翼長や尾長などの測定がしにくく、測定精度が落ちたこと、標本によっては翼端や尾端が摩耗しているため、計測値が小さくなりやすかったことなどが考えられる。今後、繁殖期に採集した標本を集め判別式を求め、地域固体群体の比較を行っていきたいと考えている。いずれにしても、乾燥標本の雌雄判別は、別途検討する必要がある。

摘 要

ヒヨドリの雌雄を判別する方法を確立するために、外部形態部位の計測値を基に、判別分析を行った。分析には、神奈川県三浦半島および東京周辺で捕獲されたもので、捕獲直後に計測したもの（標本 A, C）、関東～関西の各地で採集された後、冷凍保存されていたもの（標本 B）、北海道～九州の各地で採集され、山階鳥研標本室に保存されていたもの（標本 D）を用いた。

1. 標本 A～C では、測定した 10 部位の大きさと体重の平均値は、ほとんどの場合で、雄の方が雌よりも有意に大きく、体のサイズにおける明瞭な性的二型を示した。

2. 各計測値の標本ごとの平均値と分散を標本間で比較した結果、捕獲後冷凍保存されていた標本 B の一部の部位を除くと、標本 A～C は同じ母集団からの抽出標本と考えられた。それに対して、乾燥標本（標本 D）はこれらとは異なった母集団からのものと結論された。

3. 同一シーズンに同一場所から捕獲された標本 A について、判別分析を行った結果、翼長のみを用いた場合には、誤判別率は 0.08 であったが、変数の数を増やしていくと、誤判別率は低下した。しかし、跗蹠長、鼻孔前端長、全長、翼開長、全頭長、嘴幅の 6 変数を用いたときは、測定した全変数（11 変数）を用いた場合とほぼ同程度の判別効率（誤判別率 0.021）を示した。

4. より一般的な判別関数を得るために、各地で得られた標本も加えて判別分析を行った結果、尾長、跗蹠長、鼻孔前端長、翼開長、全頭長の 5 変数を用いることで、誤判別率 0.043 の判別関数が得られた。また、この代替として、自然翼長、尾長、跗蹠長、嘴峰長、全頭長の 5 変数を用いた場合には、誤判別率は 0.055 であった。したがって、これらの関数を用いて、野外で捕獲したヒヨドリの雌雄を判別できる。

5. 標本 A～C で得られた判別関数を乾燥標本（標本 D）に適用したところ、誤判別率は 0.26 であった。このため、乾燥標本の雌雄判別は、別途検討する必要がある。

引 用 文 献

- Bortolotti, G. R. 1984. Sexual size dimorphism and age-related size variation in bald eagles. *J. Wildl. Manage.* 48: 72-81.
- Garcelton, D. K., Martell, M. S., Redig, P. T. and Buoen, L. C. 1985. Morphometric, karyotypic, and laparoscopic techniques for determining sex in bald eagles. *J. Wildl. Manage.* 49: 595-599.
- James, F. C., Engstrom, R. T., Nesmith, C. and Laybourn, R. 1984. Inferences about population movements of Red-Winged Blackbirds from morphological data. *Am. Midl. Nat.* 111: 319-331.
- 清棲幸保 1978. 日本鳥類大図鑑. I. (増補改訂版), 講談社.
- Miller, S. L., Gregg, M. A., Kuritsubo, A. R., Combs, S. M., Murdock, M. K., Nilsson, J. A., Noon, B. R. and Botzler, R. G. 1988. Morphometric variation in tundra swans: relationships among sex and age classes. *Condor* 90: 802-815.
- 村田浩一・鈴木 忠・安福 守・吉竹 渡 1988. 判別分析によるタンチョウの雌雄鑑別. *山階鳥研報* 20: 101-106.
- 村田省吾 1986. 翼長によるヒヨドリの雌雄の判別. *日本鳥類標識協会誌* 1: 27-29.
- 中村和雄・松岡 茂・宮下 直 1984. 冬期の農耕地(筑波)におけるヒヨドリ個体群の動き(講要). *鳥* 33: 93.
- 奥野忠一・久米 均・芳賀敏郎・吉沢 正 1971. 多変量解析法, 日科技連.
- Pepin, D. 1985. Morphological characteristics and sex classification of red-legged partridge. *J. Wildl. Manage.* 49: 228-237.
- Piersma, T. 1988. Morphological variation in European population of Great Crested Grebes *Podiceps cristatus* in relation to age, sex and season. *J. Orn.* 129: 299-316.

山階芳麿 1933. 日本の鳥類と其の生態, 第一巻, 梓書房.

吉井 正 1979. わたり鳥. 東海大学出版会.

中村和雄: 農業研究センター鳥害研究室. 〒305 茨城県つくば市観音台 3-1-1

佐藤文男・杉森文夫・今村知子: 山階鳥類研究所. 〒270-11 千葉県我孫子市高野山