

Diskriminanzanalytische Untersuchung der Bedeutung verschiedener Körpermaße zur Unterscheidung von männlichen und weiblichen Austernfischern (*Haematopus ostralegus*)

von
Wolfgang Gerß

1 Fragestellung und Ausgangsdaten

In der ornithologischen Literatur werden bei vielen Vogelarten Körpermaße in Form von arithmetischen Mittelwerten und Variationsbreiten oder Standardabweichungen gesondert für männliche und weibliche Tiere angegeben. Dabei wird häufig nicht oder nicht ausreichend statistisch geprüft, ob die Unterscheidung nach dem Geschlecht bei dem betrachteten Körpermaß sinnvoll ist. Mit der Angabe von Werten für männliche und für weibliche Tiere werden jedoch Unterschiede suggeriert, auch wenn diese in den Daten kaum oder gar nicht sichtbar sind. Zweifel an der Bedeutung eines Merkmals für die Unterscheidung der Geschlechter sind vor allem dann angebracht, wenn der Wertebereich vom größten bis zum kleinsten Einzelwert sich bei männlichen und weiblichen Tieren nicht nur geringfügig überschneidet. Die folgende Darstellung soll am Beispiel des Austernfischers die Anwendung multivariater statistischer Modelle zur Quantifizierung und Gewichtung von Unterschieden zwischen den Geschlechtern zeigen. Die Bedeutung ausgewählter Körpermaße wird im Hinblick auf zwei Fragen untersucht:

- 1) Welches Gewicht hat ein Merkmal im Vergleich zu den anderen untersuchten Merkmalen?
- 2) Welches Gewicht hat die Gesamtheit der untersuchten Merkmale?

Ich danke Herrn Dr. Manfred Temme für die Überlassung der von ihm ermittelten biometrischen Daten, auf denen die Beantwortung dieser Fragen beruht.

Das "Handbuch der Vögel Mitteleuropas" gibt unter anderem für britische Austernfischer - jeweils 20 ♂ und ♀ - die folgenden Maße von Balgserien an (GLUTZ VON BLOTZHEIM 1975):

	Arithmetisches Mittel		Variationsbreite (Minimum/Maximum)	
	♂	♀	♂	♀
Flügelänge (mm)	252,7	251,4	241/268	241/266
Laufänge (mm)	43,1	44,2	38/48	40/50
Schnabellänge (mm)	75,8	81,5	67/81	74/90

Die Flügelänge und die Laufänge der ♂ und ♀ haben demnach neben sehr geringen Mittelwertsunterschieden sehr große Überschneidungsbereiche und dürften daher keine nennenswerte Bedeutung für die Unterscheidung der Geschlechter haben. Nur bei der Schnabellänge kann als Arbeitshypothese von einem bedeutsamen Unterschied ausgegangen werden (vgl. hierzu HARRIS 1967), wenn auch zunächst offen bleiben muß, ob aufgrund dieses Merkmals - wie im "Handbuch" behauptet wird - ♂ und ♀ "mit großer Sicherheit" zu bestimmen sind. Zur genauen Beantwortung der o.a. Fragen sind aber Individualdaten erforderlich.

Am 23. Januar 1987 sammelte Manfred Temme 330 verendete (frischtote) Austernfischer an zwei Rastplätzen auf Norderney ein (TEMME & GERSS 1988). Alle Vögel waren stark abgemagert. Bei der späteren Öffnung einiger Mägen und Darmteile erwiesen sich diese als völlig frei von Nahrungsresten. Als primäre Todesursache kann demnach Nahrungsmangel und

nachfolgender hypothermischer Streß angenommen werden. Aus der eingesammelten Gesamtmenge wurden je 20 männliche und weibliche adulte Tiere ausgewählt. Diese Stichprobe im Umfang von 40 Tieren lieferte die Datenbasis für die folgenden Ausführungen. Nachdem die gefrorenen Kadaver bei Zimmertemperatur aufgetaut und dabei die Federn abgetrocknet waren, wurden an jeder Stichprobeneinheit die folgenden metrisch skalierten Merkmale gemessen:

G = Gewicht (auf das Gramm genau)

F = Flügellänge (ermittelt am maximal gestreckten Flügel)

S = Schnabellänge (von der Schnabelspitze bis zum Ansatz der Stirnbefiederung)

L = Lauflänge (Tarsometatarsi)

Die drei letztgenannten Maße wurden mit Stechzirkel und Schublehre auf 0,1 mm Genauigkeit abgelesen. Die Individualdaten der 40 untersuchten Austernfischer sind in Tab. 1 aufgelistet. Der danach neben den anderen Maßen auch bei der Flügellänge bestehende Vorsprung des Stichprobenmittelwertes der ♀ ist gegenüber der zitierten Angabe des "Handbuchs der Vögel Mitteleuropas" eher plausibel und wird vom Handbuch selbst für Vögel anderer Herkunft sowie z.B. von CRAMP (1983) bestätigt.

Das Geschlecht wurde in jedem Einzelfall durch Nekropsie ermittelt.

Tab 1: Körpermaße für 40 Austernfischer nach Geschlecht (G = Gewicht in g, F = Flügellänge in mm, L = Lauflänge in mm, S = Schnabellänge in mm; Minima und Maxima unterstrichen)

Body measures for 40 Oystercatchers by sex (G = weight in g, F = wing-length in mm, L = tarsometatarsus-length in mm, S = bill-length in mm; minima und maxima underlined)

♂					♀				
Lfd. Nr.	G	F	L	S	Lfd. Nr.	G	F	L	S
1	348	266	47	<u>64</u>	21	334	253	46	71
2	352	<u>251</u>	46	68	22	387	256	50	<u>68</u>
3	332	260	47	69	23	392	261	50	69
4	334	255	<u>46</u>	70	24	370	266	52	70
5	350	258	48	68	25	328	263	46	76
6	379	261	50	66	26	332	269	48	75
7	350	257	<u>51</u>	69	27	394	267	52	70
8	<u>300</u>	256	48	74	28	386	267	47	73
9	366	262	48	71	29	<u>324</u>	268	47	78
10	378	<u>275</u>	<u>51</u>	70	30	354	269	50	75
11	365	260	47	74	31	370	<u>252</u>	48	76
12	328	263	50	75	32	354	265	51	76
13	374	259	48	74	33	382	<u>271</u>	50	75
14	<u>404</u>	255	47	73	34	400	260	49	75
15	362	260	47	76	35	371	255	48	80
16	354	263	50	76	36	390	<u>252</u>	<u>45</u>	81
17	389	265	50	74	37	<u>440</u>	264	<u>53</u>	76
18	378	267	50	75	38	360	265	<u>53</u>	81
19	384	259	48	77	39	412	263	47	82
20	380	271	<u>51</u>	<u>78</u>	40	385	260	49	<u>84</u>
Arithmetisches Mittel (x̄)	360,4	261,2	48,5	72,1	̄	373,3	262,3	49,1	75,6
Standardabweichung (s)	24,6560	5,6872	1,7014	3,8862	s	29,8767	5,9745	2,3725	4,5245

2 Statistische Modelle und Ergebnisse

Das verwendete Modell zur Beantwortung der Frage nach dem Bedeutungsvergleich der einzelnen Merkmale untereinander ist die Zwei-Gruppen-Diskriminanzanalyse. Diese setzt in den beiden Gruppen - δ und φ - Normalverteilung und Varianz-Kovarianz-Homogenität voraus. Zur Prüfung der Normalität ist bei Stichproben im Umfang von weniger als 50 Einheiten der Shapiro-Wilk-Test besonders zweckmäßig (SHAPIRO & WILK 1965). Die stets positive Prüfgröße dieses Tests erreicht bei vollkommener Normalität ihren maximalen Wert 1 und wird um so kleiner, je weiter die beobachtete Verteilung von der Normalverteilung abweicht. Die Wahrscheinlichkeiten, daß bei gegebener Normalität noch extremere - d.h. noch kleinere - Werte der Prüfgröße auftreten, daß also die Stichprobe aus einer normalverteilten Grundgesamtheit stammt, betragen im vorliegenden Fall:

	δ (n=20)	φ (n=20)	δ und φ zusammen (n=40)
G	0,654	0,553	0,918
F	0,598	0,151	0,710
L	0,021	0,486	0,062
S	0,421	0,463	0,515

Zweifel an der Normalität sind danach unter den üblichen Anforderungen nur bei der Lauflänge der δ gerechtfertigt. Da jedoch die Stichprobenumfänge ausreichend und in beiden Gruppen gleich groß sind, kann diese begrenzte Verletzung einer der Modellvoraussetzungen als unerheblich angesehen werden, wie Simulationsrechnungen im Zusammenhang mit varianzanalytischen Versuchsplänen gezeigt haben (BOX 1953, GLASER 1978). Die Voraussetzung der Normalverteilung der Grundgesamtheiten wird daher hier als in noch befriedigendem Maße erfüllt betrachtet.

Die Prüfung der Varianz-Kovarianz-Homogenität erfolgt mit dem Box-Test (HOPE 1968). Die folgende Matrix enthält in der Hauptdiagonalen die Varianzen der δ (oben) und der φ (unten) sowie in den übrigen Feldern die Kovarianzen der δ (oberes Dreieck) und der φ (unteres Dreieck):

	G	F	L	S
G	607,8184 892,6184	43,7868	10,1842	19,9816
F	- 21,0789	32,3447 35,6947	6,4474	3,8868
L	25,1974	5,8789	2,8947 5,6289	1,6053
S	3,8553	- 2,5421	- 2,6605	15,1026 20,4711

Die Prüfgröße des Box-Tests erreicht einen Wert von 10,7589. Bei Verwendung der Chi-Quadrat-Verteilung beträgt die Wahrscheinlichkeit, daß bei gegebener Gleichheit der Varianz-Kovarianz-Matrizen in den Grundgesamtheiten der δ und der φ noch extremere - d.h. noch größere - Werte der Prüfgröße auftreten, daß also die Stichprobenvarianzen und -kovarianzen homogen sind, 0,377. Die Voraussetzung der Homogenität kann damit als erfüllt betrachtet werden.

Abgesehen von den statistischen Voraussetzungen ist die Diskriminanzanalyse in fachlicher Hinsicht nur dann sinnvoll, wenn zwischen den beiden Gruppen in mindestens einer Variablen oder Variablenkombination

ein signifikanter Mittelwertsunterschied besteht. Die Prüfung dieses Unterschiedes erfolgt mit der multivariaten Varianzanalyse (SCHEFFE 1959). Die Prüfgröße "Wilks' Lambda" hat die möglichen Grenzwerte 1 (wenn kein Mittelwertsunterschied zwischen den Gruppen besteht) und Null (wenn sich die Einzelwerte der Variablen innerhalb der Gruppen nicht unterscheiden) (SCHATZOFF 1966). Die Wahrscheinlichkeit, daß unter der Nullhypothese "Es gibt keinen Mittelwertsunterschied zwischen den beiden Grundgesamtheiten" noch extremere - d.h. noch kleinere - Werte der Prüfgröße auftreten, daß sich also die Stichprobenmittelwerte nur zufällig unterscheiden, beträgt im vorliegenden Fall bei Einbeziehung aller vier Variablen in das Modell 0,1111. Bei sukzessiver Elimination derjenigen Variablen, die zu dem multivariaten Mittelwertsunterschied jeweils am wenigsten beiträgt, sinkt die Wahrscheinlichkeit für die Gültigkeit der Nullhypothese nach Ausschluß der Variablen F auf 0,0550, nach zusätzlichem Ausschluß der Variablen L auf 0,0250 und nach zusätzlichem Ausschluß der Variablen G auf 0,0124. Der letztgenannte Wert der Wahrscheinlichkeit ergibt sich also, wenn nur noch die Variable S im Modell enthalten ist; hierin deutet sich die im Vergleich zu den anderen Variablen besondere Bedeutung der Schnabellänge als Unterscheidungsmerkmal männlicher und weiblicher Austernfischer an. Nach diesen Ergebnissen muß die Nullhypothese völlig fehlender Mittelwertsunterschiede nicht aufrechterhalten werden, zumal bei der schrittweisen Analyse auch größere Irrtumswahrscheinlichkeiten tolerierbar sind (CO-STANZA & AFIFI 1979). Die Diskriminanzanalyse ist also sinnvoll.

Mit der Diskriminanzanalyse wird die relative Wichtigkeit der einzelnen Variablen für die Trennung der Gruppen ermittelt (FISHER 1936). Im Zwei-Gruppen-Modell genügt dazu die Definition eines Spaltenvektors d , dessen Elemente die Differenzen " φ abzüglich δ " zwischen den Gruppenmittelwerten in den vier Variablen sind, und einer Varianz-Kovarianz-Matrix V , die die mit der Anzahl der Freiheitsgrade ($n-1$) der Gruppe der δ bzw. der φ gewogenen arithmetischen Mittel der beiden jeweiligen gruppenspezifischen Varianzen bzw. Kovarianzen der vier Variablen enthält.

Die Beantwortung der gestellten Frage ergibt sich dann über die folgenden Matrizenmultiplikationen:

$$w = V^{-1}d \qquad D^2 = d'w$$

d' ist der transponierte Vektor d , V^{-1} die Inverse der Matrix V . w ist der "Vektor der relativen Wichtigkeit"; der Skalar D^2 ist die quadrierte Mahalanobis-Distanz zwischen den beiden Gruppen (MAHALANOBIS 1936). Im vorliegenden Fall ergeben sich (gerundet) $D^2 = 0,8827$ sowie als Elemente des Vektors w 0,0119 (für die Variable G), 0,0100 (für F), 0,0889 (für L) und 0,1911 (für S). Die relative Wichtigkeit einer Variablen für die Unterscheidung der δ und φ ist der Anteil des Produkts der Elemente der Vektoren w und d für diese Variable an D^2 . Danach beträgt die relative Wichtigkeit der Variablen G 17,41 %, der Variablen F 1,30 %, der Variablen L 5,54 % und der Variablen S 75,75 %. Die überragende Bedeutung der Schnabellänge als Unterscheidungsmerkmal wird somit bestätigt. Diese Aussage betrifft jedoch nur die relative Bedeutung der vier untersuchten Variablen im Vergleich zueinander. Ob die Gesamtheit der vier Variablen zu einer "guten" Trennung der Gruppen führt, bleibt zunächst offen.

Für jede Stichprobeneinheit ergibt sich durch Multiplikation der in Tab. 1 enthaltenen Ausgangsdaten der einzelnen Variablen mit den jeweils zugehörigen Elementen des Vektors w und Addition dieser Produkte über alle Variablen der "standardisierte Meßwert auf der Diskriminanzfunktion". Dieser führt nach Division durch die (nichtquadrierte) Mahalanobis-Distanz zu dem "standardisierten Meßwert auf der Diskrimi-

nanzfunktion". Diese Meßwerte betragen für die einzelnen δ (lfd. Nr. 1 bis 20) und φ (lfd. Nr. 21 bis 40):

1: 24.6907	11: 26.8762	21: 25.7043	31: 27.3562
2: 25.3014	12: 26.9259	22: 26.1765	32: 27.5747
3: 25.4410	13: 27.0744	23: 26.4962	33: 27.6954
4: 25.5222	14: 27.1145	24: 26.6627	34: 27.7126
5: 25.5393	15: 27.2449	25: 26.7510	35: 28.2140
6: 25.7213	16: 27.4590	26: 26.8510	36: 28.3428
7: 26.0158	17: 27.5173	27: 26.9776	37: 28.8439
8: 26.1042	18: 27.6023	28: 27.0134	38: 28.8567
9: 26.3946	19: 27.8112	29: 27.2545	39: 29.1308
10: 26.7649	20: 28.3747	30: 27.3192	40: 29.3525

Als arithmetisches Mittel der standardisierten Meßwerte auf der Diskriminanzfunktion ergibt sich für die δ 26,5748 und für die φ 27,5143. Unter der naheliegenden Annahme, daß die Grundgesamtheiten der δ und der φ etwa gleich groß sind, ist das optimale Kriterium für die Trennung der beiden Gruppen die Mitte zwischen diesen beiden arithmetischen Mitteln, also 27,04455. Bei vollkommener Trennung der Gruppen wäre der standardisierte Meßwert für jedes δ kleiner und für jedes φ größer als das Kriterium. In Wirklichkeit liegt der standardisierte Meßwert jedoch bei acht δ oberhalb und bei acht φ unterhalb des Kriteriums. Diese Tiere würden nach den vier untersuchten Merkmalen irrtümlich der jeweiligen andersgeschlechtlichen Gruppe zugeordnet werden. Die Gruppenmittelwerte der standardisierten Meßwerte weichen von dem Kriterium um den Betrag 0,46975 nach unten (δ) bzw. oben (φ) ab. Die Wahrscheinlichkeit der Fehlklassifikation - eines δ zur Gruppe der φ bzw. eines φ zur Gruppe der δ - ist somit gleich der Wahrscheinlichkeit, mit der ein δ seinen Gruppenmittelwert um mehr als 0,46975 überschreitet bzw. mit der ein φ seinen Gruppenmittelwert um mehr als diesen Betrag unterschreitet. Diese Wahrscheinlichkeit kann näherungsweise mit der Standardnormalverteilung - als Verteilungsfunktion an der Stelle 0,46975 - ermittelt werden (GERSS 1988) und beträgt danach 0,3193. Das Geschlecht eines Austernfischers wird also nach den vier Merkmalen mit ca. 68 % Wahrscheinlichkeit richtig und mit ca. 32 % Wahrscheinlichkeit falsch diagnostiziert. Die Trennung der beiden Gruppen ist offensichtlich sehr unvollkommen.

Die Frage nach der Bedeutung der Gesamtheit der untersuchten Merkmale für die Unterscheidung der Geschlechter im Vergleich zu anderen nicht untersuchten Merkmalen ist identisch mit der Frage nach der Stärke des Zusammenhangs zwischen den vier quantitativen Körpermaßen als unabhängigen Variablen und dem zweikategorialen qualitativen Merkmal Geschlecht als abhängiger Variabler (Y). Die Stärke des Zusammenhangs wird bei zwei quantitativen Variablen mit dem Bravais/Pearson-Korrelationskoeffizienten (TIEDE 1987), bei einer quantitativen und einer zweikategorialen Variablen mit dem punktbiserialen Korrelationskoeffizienten gemessen (TATE 1954). Da für jede quantitative Variable das arithmetische Mittel der φ größer ist als das der δ , können die beiden qualitativen Kategorien hier so angeordnet werden, daß alle punktbiserialen Koeffizienten positiv werden. Die folgende Matrix enthält alle berechenbaren Korrelationskoeffizienten (n=40):

	G	F	L	S	Y
G	1	0,0924	0,3331	0,1843	0,2319
F		1	0,5182	0,0644	0,0994
L			1	-0,0022	0,1337
S				1	0,3868
Y					1

Das Geschlecht korreliert danach weitaus am stärksten mit der Schnabellänge; die Ergebnisse der multivariaten Varianzanalyse und der Diskriminanzanalyse werden im wesentlichen bestätigt. Auch innerhalb der Gruppe der quantitativen Variablen gibt es nur zwischen der Flügellänge und der Lauflänge eine noch stärkere Korrelation. Der multiple Korrelationskoeffizient als Maß für die Stärke des Zusammenhangs zwischen dem Geschlecht einerseits und der Gesamtheit der vier Körpermaße andererseits ist eine Funktion der Pearson- und punktbiserialen Koeffizienten (DRAPER & SMITH 1966). Er beträgt 0,4287. Das Quadrat des multiplen Korrelationskoeffizienten (0,1838) ist als erklärter Anteil an der Gesamtvarianz der Beobachtungsdaten interpretierbar. Die vier Körpermaße tragen somit insgesamt zu ca. 18 % zur Unterscheidung der Geschlechter bei; d.h. ca. 82 % der Unterschiede zwischen ♂ und ♀ sind aus der Sicht der verwendeten Modelle zufällig.

Zusammenfassung

Daten über 40 auf der Insel Norderney gesammelte frisch tote Austernfischer werden mit multivariaten statistischen Methoden nach dem Zusammenhang zwischen dem Geschlecht und den vier Körpermaßen Gewicht, Flügellänge, Lauflänge und Schnabellänge untersucht. Die angewendeten Modelle sind in erster Linie die Zwei-Gruppen-Diskriminanzanalyse und zur Ergänzung die multivariate Varianzanalyse und die multiple Korrelation. Im Durchschnitt haben die ♀ in allen Maßen größere Werte als die ♂. Von den vier untersuchten Merkmalen hat die Schnabellänge mit 76 % den weitaus größten Anteil an der Erklärung der multivariaten Unterschiede zwischen den Geschlechtern. An zweiter Stelle folgt das Gewicht mit einer relativen Wichtigkeit von 17 %. Auf die Lauflänge entfällt ein Erklärungsanteil von 6 %. Für die Flügellänge verbleibt ein Anteil von 1 %. Die vier Merkmale tragen zusammen jedoch nur zu 18 % zur Unterscheidung der Geschlechter bei. 82 % der Unterschiede sind auf diese Weise nicht zu erklären.

Summary

Discriminant-analytical investigation of the importance of several body measures for the distinction of male and female oystercatchers (*Haematopus ostralegus*)

Data on 40 oystercatchers, just died and gathered on Norderney island, are investigated by multivariate statistical methods for the connection between sex and the four body measures weight, wing-length, tarsometatarsus-length and bill-length. The models used are above all the two-groups analysis of discriminance and, in addition, the multivariate analysis of variance and the multiple correlation. On the average, in all measures the ♀ have higher values than the ♂. Among the four variables investigated, the bill-length has by far the greatest proportion (76 %) in the explanation of the multivariate differences between the sexes. The weight follows in the second place with a relative importance of 17 %. A proportion of 6 % in the explanation falls to the tarsometatarsus-length. A proportion of 1 % is left to the wing-length. However, the four variables together contribute only 18 % to the distinction of the sexes. 82 % of the differences cannot be explained in this way.

Literatur

BOX, G.E.P. (1953): Nonnormality and tests on variances. *Biometrika* 40: 318-335. - COSTANZA, M.C., & A.A. AFIFI (1979): Comparison of stopping rules in forward stepwise discriminant analysis. *Journal of the American Statistical Association* 74: 777-785. - CRAMP, S., et al. (Hrsg.) (1983): *Handbook of the birds of Europe, the Middle East and North-Africa - The birds of the Western Palearctic*, Vol. III: 17-35. Oxford University Press, Oxford. - DRAPER, N.R., & H. SMITH (1966): *Applied*

regression analysis. John Wiley & Sons, New York. S. 407 ff. - FISHER, R.A. (1936): The use of multiple measurements in taxonomic problems. Ann. Eugen. 7: 179-188. - GERSS, W. (1988): Klausuraufgaben; Statistik für Soziologen, Pädagogen, Psychologen und Mediziner Band 3. Verlag Harri Deutsch, Thun und Frankfurt am Main, 2. Auflage. S. 202. - GLASER, W.R. (1978): Varianzanalyse. Gustav-Fischer Verlag, Stuttgart - New York. S. 110 f. - GLUTZ VON BLOTZHEIM, U.N. (Hrsg.) (1975): Handbuch der Vögel Mitteleuropas Bd. 6: 26-91. Akademische Verlagsgesellschaft, Wiesbaden. - HARRIS, M.P. (1967): The biology of oystercatchers on Skokholm Island, S. Wales. Ibis 109: 180-193. - HOPE, K. (1968): Methods of multivariate analysis. University of London Press, London. S. 30. - MAHALANOBIS, P.C. (1936): On the generalized distance in statistics. Proc. Nat. Inst. Sci. India 2: 49-55. - SCHATZOFF, M. (1966): Exact distributions of Wilks' likelihood ratio criterion. Biometrika 53: 347-358. - SCHEFFÉ, H. (1959): The analysis of variance. John Wiley & Sons, New York. - SHAPIRO, S.S., & M.B. WILK (1965): An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika 52: 591-611. - TATE, R.F. (1954): Correlation between a discrete and a continuous variable; pointbiserial correlation. Ann. Math. Statist. 25: 603-607. - TEMME, M., & W. GERSS (1988): Maße, Gewichte und mögliche Todesursachen der im Januar 1987 auf Norderney verendeten Austernfischer (*Haematopus ostralegus*). Seevögel 9: 63-69. - TIEDE, M. (1987): Statistik; Regressions- und Korrelationsanalyse. R. Oldenbourg Verlag, München-Wien.

Anschrift des Verfassers: Prof. Dr. Wolfgang Gerß, Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, Postfach 1105, D-4000 Düsseldorf 1

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Beiträge zur Naturkunde Niedersachsens](#)

Jahr/Year: 1990

Band/Volume: [43](#)

Autor(en)/Author(s): Gerß Wolfgang

Artikel/Article: [Diskriminanzanalytische Untersuchung der Bedeutung verschiedener Körpermaße zur Unterscheidung von männlichen und weiblichen Austernfischern \(*Haematopus ostralegus*\) 55-61](#)