

LITERATUR

- AUER, C. (1964): Interner Bericht über die Bekämpfungsaktion gegen den Grauen Lärchenwickler im Goms, 1963: 58—72.
- BOVEY, P. (1958): Beobachtungen über die letzte Lärchenwicklergradation in der Schweiz. 14. Verhandlungsber. d. Deutschen Ges. f. angew. Entom. 1957: 55—59.
- (1964): Action de lutte contre la Tordeuse de Melèze (*Zeiraphera diniana* Gn.) dans la Vallée de Conches, 1963. 1er Rapport préliminaire: 1—10.
- (1965): Id., 2e Rapport préliminaire: 1—9.
- DITTRICH, V. (1966): Investigations on the acute oral toxicity of different pesticides on nestlings of *Parus ater* and adults of *Passer domesticus*. Z. angew. Entom. (im Druck).
- FINLEY, R. B. jr. (1965): Adverse effects of phosphamidon applied to a Montana forest. J. Wildl. Management 29: 580—591.
- FOWLE, C. D. (1965): A preliminary report on the effects of phosphamidon on bird populations in central New Brunswick. Canadian Wildlife Service, Occ. Papers No. 7: 1—53.
- JEFFERIES, D. J., and PRESTI, I. (1966): Post-mortems of Peregrines and Lanners with particular reference to organochlorine residues. Brit. Birds 59: 49—64.
- LOCKIE, J. D. and RATCLIFFE, D. A. (1964): Insecticides and Scottish Golden Eagles. Brit. Birds 57: 89—102.
- PRZYGODDA, W. (1963): Greifvögel und Pflanzenschutzmittel. Internat. Rat f. Vogelschutz, Deutsche Sekt., Bericht Nr. 3: 8—15.
- RATCLIFFE, D. A. (1965): Organo-chlorine residues in some raptor and corvid eggs from northern Britain. Brit. Birds 58: 65—81.
- SCHIFFERLI, A. (1951): Über die Maikäferbekämpfung mit neueren Insektiziden und deren Auswirkung auf die freilebende Tierwelt. Orn. Beob. 48: 2—15.
- TAYLOR, A., and BRADY, J. (1964): Chlorinated pesticide residues in wild bird eggs. Bird Study 11: 192—197.

Dr. A. Schifferli, Schweizerische Vogelwarte, 6204 Sempach

Die Anwendung verteilungsfreier Prüfverfahren zur Auswertung der Ergebnisse der internationalen Wasservogelzählungen 1960/61 bis 1962/63 in der deutschen Schweiz

von FRITZ HANS SCHWARZENBACH

Schweizerische Stiftung für Alpine Forschungen, Zürich

1. Einleitung

In seinem Bericht über die internationalen Wasservogelzählungen 1960/61 bis 1962/63 in der deutschen Schweiz stellt H. LEUZINGER (1964) die Ergebnisse der Wasservogelzählungen in drei aufeinanderfolgenden Wintern zusammen. Der Autor hat die Daten der umfangreichen Erhebungen kritisch gesichtet und die Ergebnisse in übersichtlichen Tabellen zusammengestellt. In seinem Kommentar beschränkt er sich auf eine beschreibende Interpretation der Beobachtungen und verzichtet zum vornherein auf eine Auswertung der Zahlen mit Verfahren der mathematischen Statistik.

Im Rahmen einer Studie über ausgewählte Probleme der biologischen Methodologie wurde nun geprüft, in welcher Weise das von LEUZINGER zusammengestellte Beobachtungsmaterial mit einfachen biometrischen Methoden^{*1} sinnvoll ausgewertet werden könnte. Dabei hat sich gezeigt, dass die internationale Wasser-

¹ Mit * bezeichnete Ausdrücke sind im Anhang erklärt.

vogelzählung in mancher Beziehung als Modell für ähnlich gelagerte Erhebungen in Frage kommt, so dass es sich lohnt, die Ergebnisse dieser methodologischen Analyse an Beispielen aus der Publikation LEUZINGERS zu veröffentlichen.

Das Manuskript wurde durch Dr. E. SUTTER, Basel, PD Dr. U. GLUTZ VON BLOTZHEIM, Sempach, W. WINTER, cand. phil., Meilen, und H. LEUZINGER, Schneit/Elgg, einer kritischen Durchsicht unterzogen. Ich möchte ihnen für ihre Anregungen und Ergänzungen herzlich danken. Die Arbeit wurde durch die *Schweizerische Stiftung für Alpine Forschungen* in Zürich unterstützt.

2. Zusammenstellung der benützten Beobachtungsdaten

Für die Darstellung der biometrischen Auswertung werden der Arbeit LEUZINGERS die Zählwerte für die Tafelente, *Aythya ferina* entnommen und als Grundlage für die nachfolgende Analyse in Tab. 1 bei leicht geänderter Anordnung neu tabelliert.

TABELLE 1. Zahl der beobachteten Tafelenten *Aythya ferina* in den Wintern 1960/61 bis 1962/63 in der deutschen Schweiz.

	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.	Jan.	Febr.	März	Summe
1960/61	113	725	2 445	4 987	4 872	2 279	510	15 931
1961/62	571	2 816	4 990	7 178	7 818	4 096	2 883	30 352
1962/63	188	2 477	5 401	5 777	9 386	7 271	4 186	34 686
Summe	872	6 018	12 836	17 942	22 076	13 646	7 579	80 969

Die Randsummen in den Monatsspalten dienen der rechnerischen Kontrolle. Sie ergeben bei Addition in horizontaler und in vertikaler Richtung die gleiche Gesamtsumme von 80 969.

3. Ornithologische Fragestellungen

An den Anfang einer biometrischen Bearbeitung gehört die Formulierung der biologischen Problemstellungen. In unserem Beispiel lassen sich aus Tab. 1 folgende ornithologische Fragestellungen herauslesen:

- 3.1 *Verändert sich die Zahl der beobachteten Tafelenten im Verlaufe einer Saison?*
Diese Frage ist für jeden der drei Winter gesondert zu beantworten.
- 3.2 *Stimmen die beobachteten saisonalen Veränderungen in ihrem Verlauf von einem Jahr zum anderen überein?* Diese Frage ist nur dann sinnvoll, wenn Frage 3.1 positiv beantwortet werden konnte.
- 3.3 *Liegen die Zählwerte, über die ganze Saison betrachtet, von Winter zu Winter auf gleicher Höhe?*

Diese drei Fragen bilden die Grundlage für eine weiterführende Interpretation der Beobachtungen, wobei es sich vor allem darum handeln wird, die als statistisch bedeutungsvoll erkannten Zusammenhänge in ihrer Abhängigkeit von bestimmten Faktoren zu deuten.

4. Die biometrische Beurteilung der Beobachtungsdaten und die allgemeine Struktur der ornithologischen Fragestellungen

In einer biometrischen Analyse besteht der erste Schritt darin, die besondere biologische Fragestellung als Spezialfall eines Modells zu erkennen, das eine Auswertung der Beobachtungsdaten mit mathematisch-statistischen Methoden erlaubt.

Erfahrungen aus der Praxis zeigen, dass am ehesten ein geeignetes Modell für die biometrische Bearbeitung gefunden wird, wenn man die vom Biologen gewählte Beobachtungsgrösse in ihrer Eigenart diskutiert. Liegen die Daten als Zählwerte vor, so stehen für die Auswertung die Methoden zur Beurteilung von *Häufigkeiten* zur Verfügung; bilden dagegen gemessene Grössen (Gewichte, Längenmasse, Umsetzungsgeschwindigkeiten, usw.) die Grundlage für die Bearbeitung, so sind die anders gearteten Verfahren zur *Analyse von Messwerten* heranzuziehen. Wieder auf andere Methoden führt die Auswertung von Beobachtungen, in denen der Biologe den Zustand des Objektes nach einem Zahlenschlüssel bewertet. Als Beispiel für eine *Bewertung* mag etwa die Klassierung von infizierten Versuchspflanzen nach dem Befallsgrad gelten.

4.1 Charakterisierung der Beobachtungswerte

Die in Tab. 1 aufgeführten Zahlen sind als *Summen der Zählwerte aus einer grösseren Zahl von Stichproben* aufzufassen, die während des Winterhalbjahres monatlich einmal an den Gewässern der deutschen Schweiz erhoben wurden. Die Zahl der Stichproben stieg vom ersten zum dritten Beobachtungswinter an:

1960/61	43 Zählstrecken
1961/62	48 Zählstrecken
1962/63	50 Zählstrecken

Dieser Vermehrung der Stichprobenzahl ist Rechnung zu tragen, wenn bei der Auswertung der Beobachtungen bei einzelnen Vogelarten eine Zunahme der Vögel vom ersten zum dritten Jahr festgestellt wird (Fragestellung 3.3).

Die Zahlen in Tab. 1 weisen vom biometrischen Gesichtspunkt aus Besonderheiten auf, die bei der Auswertung zu berücksichtigen sind:

a) *Jeder Wert in Tab. 1 gibt die Anzahl der im Zeitpunkt der Erhebung minimal vorhandenen Tafelenten an.* Sofern keine Verwechslungen der Entenarten und keine Zählfehler vorliegen, sind die Zählwerte als zuverlässige *Minimal-schätzungen* des Tafelentenbestandes zu betrachten.

b) *Die Zahlen in Tab. 1 geben einen unbekanntem Anteil des Gesamtbestandes an Tafelenten an.* Wie von LEUZINGER ausführlich dargelegt wird, hängt der vom Beobachter erfasste Anteil an Vögeln von zahlreichen Bedingungen ab: Sichtverhältnisse, Witterung, Tageszeit, usw. In übersichtlichen Beobachtungsgebieten wird durch die Zählung unter Umständen der Gesamtbestand erfasst; an anderen Orten und unter ungünstigen Beobachtungsbedingungen sinkt der Prozentsatz der festgestellten Tafelenten wesentlich ab. Da nach den Erfahrungen der Beobachter angenommen werden muss, dass der Anteil der erfassten Vögel starken Schwankungen unterworfen ist, *darf aus Veränderungen der Zählwerte nicht ohne weiteres auf entsprechende Populationsschwankungen geschlossen werden.* Um bei der Interpretation der Daten diesem Unsicherheitsfaktor Rechnung tragen zu können, werden die Zahlen in Tab. 1 als «*Zählwerte*» bezeichnet, während wir unter dem Ausdruck «*Bestand*» die unbekanntem Gesamtzahl der im Zählgebiet vorhandenen Tafelenten verstehen.

4.2 Allgemeine Struktur der biologischen Fragestellung

Die Erhebung zielt darauf ab, zeitlich bedingte Veränderungen in der Individuenzahl einer Vogelart während der Wintersaison zu erfassen. Die Beobachtungsanordnung lässt sich in Form einer *Regression 1. Art** in einem *rechtwinkligen Koordinatensystem* graphisch darstellen. Auf der Abszisse* (= Horizontalachse) als Zeitachse werden die Beobachtungsmonate als *unabhängige Variable** aufge-

tragen. Als *Abhängigkeitsmass* dienen die Zählwerte (= Frequenzen f_j), die den einzelnen Monaten entsprechen. Der relative Anteil der Zählwerte am Gesamtbestand B_j ist unbekannt und darf nicht als konstant vorausgesetzt werden.

Eine Regression 1. Art wird zweckmässig in drei Schritten ausgewertet:

a) *Wir prüfen, ob die Ordinatenwerte nur im Rahmen des Zufalles um ihren Durchschnitt streuen.* Dieser erste Schritt in der Analyse setzt keine Kenntnisse über die mathematische Funktion voraus, die zwischen den beiden Variablen besteht.

b) *Im weiteren diskutieren wir die Frage, ob in den zeitlichen Veränderungen der abhängigen Grösse ein ordnendes Prinzip erkennbar ist.* Zu diesem Zwecke stellen wir die Prüfhypothese auf, dass die Veränderungen der Zählwerte keine zeitlich bedingte Abhängigkeit zeigen. Muss im späteren Verlauf der biometrischen Analyse diese Annahme verworfen werden, so schliessen wir, dass in der zeitlichen Abfolge der Beobachtungswerte eine bestimmte Ordnung erkennbar ist.

Im ersten Augenblicke wird dem Biologen der dargestellte Gedankengang fremd erscheinen. Wir müssen uns jedoch bewusst sein, dass der mathematische Statistiker bei seinen Überlegungen von anderen Voraussetzungen ausgeht. Als Ausgangspunkt für den Aufbau seiner Methoden dient ihm die Erfahrung, dass biologischen Objekten eine Variabilität innerhalb bestimmter Grenzen innewohnt. Ausdruck findet diese Erkenntnis in der Feststellung, dass bei der Untersuchung von mehreren Stichproben, die aus der gleichen Population von Lebewesen stammen, die beobachteten Werte in mehr oder weniger starkem Ausmass voneinander abweichen, ohne dass für diese Abweichungen eine augenfällige Ursache gefunden werden kann. Der Biometriker belegt diese eigenartige Erscheinung mit dem Ausdruck «*zufallsbedingte Variabilität*». Durch Analyse vieler Beispiele aus der Biologie ist es dem mathematischen Statistiker gelungen, die Regeln zu erkennen, nach welchen bei zufallsbedingter Variabilität die beobachteten Werte um ihren Durchschnitt streuen.

Die Kenntnis dieser Regeln bietet dem Statistiker die Möglichkeit, den Bereich der zufallsbedingten Variabilität zahlenmässig abzugrenzen und Werte, die ausserhalb dieses Bereiches liegen, als «*nichtzufällig abweichend*» zu erkennen.

c) *Stellen wir eine Abhängigkeit der Zählwerte von der Zeit fest, so versuchen wir in einem dritten Schritt, die formale Beziehung zwischen den beiden variablen Grössen als mathematische Funktion zu beschreiben.* Bei dieser Deutung der Funktion bedienen wir uns im allgemeinen der Verfahren der *Regressionsanalyse*.*

Die bisher dargelegte Analyse beschränkt sich darauf, die Zählwerte innerhalb einer Saison auszuwerten. Da aber in der internationalen Wasservogelzählung die Erhebungen in mehreren aufeinanderfolgenden Wintern in gleicher Weise wiederholt werden, ergeben sich zusätzlich zwei weitere Auswertungsmöglichkeiten:

d) *Es kann geprüft werden, ob sich die saisonalen Veränderungen Jahr für Jahr in der gleichen Weise wiederholen.* In die Sprache des mathematischen Statistikers übersetzt, lautet die Aufgabe, die jahreszeitliche Abhängigkeit der Zählwerte in den verschiedenen Wintern auf Übereinstimmung im Typus der Funktion zu untersuchen.

e) *Es lässt sich abklären, ob die im ersten Winter festgestellte jahreszeitliche Abhängigkeit der Zählwerte in den folgenden Jahren auf dem gleichen oder auf einem anderen Niveau liegt.*

Der in den vorangehenden Ausführungen dargelegte Auswertungsgang wird im allgemeinen gewählt, wenn die abhängige Variable eine *gemessene Grösse* (Gewicht, Länge, Reaktionszeit, usw.) darstellt. Er lässt sich im Prinzip auch verwenden, wenn die Ordinatenwerte in Form von *relativen Häufigkeiten* (Prozentzahlen) zur Verfügung stehen; allerdings setzt dann die rechnerische Bearbeitung

in der Regel aufwendige Transformationen* (Probittransformation, arc sin-Transformation, usw.) voraus (LINDER, 1960).

Da wir aber festgestellt haben, dass in unserem Beispiel die Zählwerte *unbekannten, vermutlich inkonstanten Anteilen eines Gesamtbestandes* entsprechen, lassen sich die üblichen Verfahren nicht ohne Schwierigkeiten anwenden. Es scheint mir deshalb zweckmässig zu sein, auf biometrische Methoden zurückzugreifen, die keine Voraussetzungen in bezug auf die Eigenart der gewählten Beobachtungsgrösse in sich schliessen. Da es sich bei diesen «*verteilungsfreien Methoden*» zum Teil um wenig bekannte Verfahren handelt, rechtfertigt sich meines Erachtens eine ausführliche Beschreibung anhand eines konkreten Beispiels. Für die mathematischen Grundlagen der Methoden sei der Leser auf die Spezialliteratur verwiesen, die bei den einzelnen Anwendungen angeführt wird.

5. Prüfung der Zählwerte auf ihre Konstanz innerhalb der Saison mit Hilfe eines Iterationstests nach Olmstead

5.1 Beschreibung des Verfahrens

Um zu prüfen, ob innerhalb der Wintersaison die Veränderung der Zählwerte einer bestimmten Tendenz folgt und damit als nichtzufällig zu bewerten ist, lässt sich ein *Iterationstest nach OLMSTEAD* (1946 a, b) anwenden, der in den DOCUMENTA GEIGY (1960, Tab. 130) beschrieben ist.

TABELLE 2. Iterationstest zur Erfassung einer zeitabhängigen Veränderungstendenz der Zählwerte für Tafelenten im Winter 1961/62

Zählwerte 1961/62	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.	Jan.	Febr.	März
Zunahme (+) oder Abnahme (—) von Monat zu Monat	—	571	2816	4990	7178	7818	4096	2883
		+	+	+	+	+	—	—
Zahl aufeinanderfolgender gleichgerichteter Veränderungen (Iterationen)					5 «+»		2 «—»	
					Anzahl Stichproben n = 7			

Der biometrischen Prüfung liegt die Annahme zugrunde, dass sich hohe und niedrige Zahlenwerte rein zufällig folgen. Unter dieser Voraussetzung ist zu erwarten, dass Zunahmen und Abnahmen in unregelmässiger Folge abwechseln, wobei längere gleichgerichtete Iterationen nur selten auftreten.

In unserem Beispiel haben wir bei 7 Stichproben eine aufsteigende Iteration der Länge 5 und eine absteigende Iteration der Länge 2. Aus Tab. 130 in den DOCUMENTA GEIGY (1960) ergibt sich, dass bei zufälliger Verteilung der auf- und absteigenden Veränderungen eine Iteration der Länge 5 in Folgen von 7—9 Stichproben nur mit einer Wahrscheinlichkeit von $P \approx 0,01$ zu erwarten ist. Wir verwerfen daher die Annahme einer zufällig angeordneten Sequenz und interpretieren unseren Befund dahin, dass in der zeitlichen Abfolge der Zählwerte eine nichtzufällige, saisonbedingte Tendenz besteht.

Wenden wir zum Vergleich die gleiche Methode für die Beurteilung der Zählwerte in den Vergleichswintern 1960/61 und 1962/63 an, so finden wir in der Saison 1960/61 eine längste Iteration von 4, der eine Wahrscheinlichkeit von $P \leq 0,05$ entspricht. Für den Winter 1962/63 ist eine längste Iteration von 5 festzustellen, was wiederum eine statistische Sicherung von $P \leq 0,01$ ergibt.

5.2 Allgemeine Bemerkungen zum Verfahren

Das noch wenig bekannte Iterationsverfahren zur Prüfung der beobachteten Werte auf ihre Abhängigkeit von der zeitlichen Abfolge besticht durch seine Einfachheit und den geringen Arbeitsaufwand. Seine Brauchbarkeit erweist sich am Beispiel der Wasservogelzählungen in eindrücklicher Weise, ergeben sich doch anhand der Daten für 1960/61 (LEUZINGER, 1964, Tab. 1) statistisch gesicherte, saisonale Abhängigkeiten für folgende Vogelarten:

$$P \leq 0,01$$

Stockente *Anas platyrhynchos*

Krickente *Anas crecca*

Reiherente *Aythya fuligula*

Gänsesäger *Mergus merganser*

Blässhuhn *Fulica atra*

$$P \leq 0,05$$

Schnatterente *Anas strepera*

Tafelente *Aythya ferina*

Schellente *Bucephala clangula*

6. Beschreibung der funktionalen Abhängigkeit der Zählwerte von der Jahreszeit

Bei der Beschränkung der biometrischen Methoden auf verteilungsfreie Prüfverfahren muss man sich damit begnügen, die Funktion der zeitlichen Abhängigkeit in einfachen Ausdrücken zu beschreiben. Aus den Tab. 1 und 2 ergibt sich, dass die Zählwerte für die Tafelente einer *eingipfligen Häufigkeitsverteilung mit einem Maximum im Januar (1961/62, 1962/63) oder im Februar (1960/61)* folgen.

7. Berechnung des Spearman'schen Rang-Korrelationskoeffizienten zum Nachweis einer übereinstimmenden, saisonalen Abhängigkeit der Zählwerte in zwei Vergleichswintern

7.1 Beschreibung des Verfahrens

Unter der Voraussetzung, dass die saisonalen Veränderungen der Zählwerte in verschiedenen Wintern den gleichen Gesetzmässigkeiten folgen, ist anzunehmen, dass sich die *Rangfolge der monatlichen Zählwerte* von einer Saison zur andern nicht wesentlich verändert. Zur Prüfung dieser Hypothese wird der SPEARMAN'sche Rang-Korrelationskoeffizient berechnet (DOCUMENTA GEIGY, 1960).

Dem Verfahren liegt die Vorstellung zugrunde, dass bei einem übereinstimmenden Verlauf der saisonalen Veränderungen in zwei Vergleichsjahren auch die Rangfolge der monatlichen Zählwerte übereinstimmt. Ordnen wir daher die Zählwerte einer Saison nach ihrer Grösse auf- oder absteigend in eine Rangliste ein, so sollten sich die Listen zweier Vergleichsjahre decken, sofern die gleiche saisonale Veränderung vorliegt.

Ein Verfahren zum Vergleich solcher Ranglisten hat SPEARMAN beschrieben.

Als Prüfhypothese wählen wir die Annahme, dass die beiden zu vergleichenden Rangfolgen voneinander unabhängig sind. Aus einer einschlägigen Tabelle (DOCUMENTA GEIGY, Tab. S. 66) entnehmen wir, dass diese Annahme bei 7 Stichproben und einer Signifikanzgrenze von $P = 0,01$ vertretbar ist, wenn die Summe der D^2 zwischen den Grenzen 4 und 108 liegt. Wird die untere Grenze erreicht oder unterschritten, so besteht zwischen den beiden Rangfolgen eine *positive Korrelation* (= übereinstimmende Rangfolge); wird die rechte Grenze erreicht oder überschritten, so ist die *negative Korrelation* (= gegenläufige Rangfolge) gesichert.

TABELLE 3. Berechnung des Spearman'schen Rang-Korrelationskoeffizienten zum Vergleich der Zählwerte für Tafelenten in den Wintern 1960/61 und 1961/62. Zeitliche Rangfolge der Zählwerte für Tafelenten:

Monat	Rangziffer 1960/61	Rangziffer 1961/62	Differenz der Rangziffern = D	D ²
September	1	1	0	0
Oktober	3	2	1	1
November	5	5	0	0
Dezember	7	6	1	1
Januar	6	7	-1	1
Februar	4	4	0	0
März	2	3	-1	1
Summe D ² =				4

In unserem Beispiel dürfen wir annehmen, dass die Rangfolgen in den Wintern übereinstimmen und die saisonale Abhängigkeit der Zählwerte der gleichen Gesetzmässigkeit folgt ($P = 0,01$).

7.2 Allgemeine Bemerkungen zum Verfahren

Der Vorteil des Verfahrens liegt darin, dass für den Vergleich nur die relative Rangfolge innerhalb der Saison, nicht aber die absolute Höhe der Zählwerte benötigt wird. Je grösser die Differenzen zwischen den Zählwerten innerhalb einer Saison sind, desto günstiger sind die Voraussetzungen für die Anwendung dieser Prüfmethode.

8. Vergleich der Zählwerte in aufeinanderfolgenden Jahren in bezug auf ihre absolute Höhe nach dem Wilcoxon-Test zum Vergleich von zwei Stichproben

8.1 Beschreibung des Verfahrens

Aus Tab.1 geht hervor, dass die Zählwerte für die Tafelente in der Beobachtungssaison 1960/61 auf einem tieferen Niveau liegen als in den beiden nachfolgenden Wintern. Um zu prüfen, ob der Niveau-Unterschied zwischen 1960/61 und 1961/62 bzw. 1962/63 statistisch gesichert ist, wenden wir den WILCOXON-Test zum Vergleich von zwei Stichproben an. Dieses verteilungsfreie Prüfverfahren ist in DOCUMENTA GEIGY (1960) beschrieben.

Der WILCOXON-Test zum Vergleich von zwei Stichproben ist ein *Rangfolgenverfahren*, das sich für Häufigkeiten wie auch für Messwerte eignet.

Die beobachteten Werte der beiden zu vergleichenden Stichproben werden vorerst auf- oder absteigend zu einer Gesamttranzliste geordnet. Als nächstes summiert man die Rangziffern der beiden Stichproben. Besteht zwischen den beiden Stichproben kein wesentlicher Unterschied, so werden die Summen der Rangziffern im Rahmen des Zufalles übereinstimmen. Überschreitet der Unterschied zwischen den beiden Rangsummen einen bestimmten Schwellenwert, so muss die Nullhypothese verworfen werden.

Für unser Beispiel entnehmen wir aus den einschlägigen Tabellen (DOCUMENTA GEIGY 1960, Tab. 124—127), dass die beiden Stichproben nur mit einer Wahrscheinlichkeit P übereinstimmen, die zwischen $P = 0,10$ und $P = 0,05$ liegt. Wir interpretieren diesen Befund dahin, dass *Anhaltspunkte für eine Zunahme der Tafelenten-Zählwerte vom ersten zum zweiten Winter bestehen*.

TABELLE 4. Tafelente *Aythya ferina*. Vergleich der Zählwerte in den Wintern 1960/61 und 1962/63 nach dem WILCOXON-Test.

Rangfolge der Zählwerte unter Zusammenfassung der beiden Stichproben

Zählwerte 1960/61	111	510	725	2279	2445	4872	4987							
Zählwerte 1962/63		188				2477	4186	5401	5777	7271	9386			
Rangziffern 1960/61	1	3	4	5	6			9	10					Summe = 38
Rangziffern 1962/63		2					7	8		11	12	13	14	Summe = 67

Vergleichen wir die Zählwerte 1961/62 und 1962/63 miteinander, so erhalten wir die Rangsummen 49 und 56, so dass wir annehmen dürfen, dass die Höhe der Zählwerte in den beiden Vergleichswintern übereinstimmt.

8.2 Allgemeine Bemerkungen zum Verfahren

Der WILCOXON-Test zum Vergleich zweier Stichproben ist wenig empfindlich. Wenden wir das Verfahren zur Beurteilung der Zählwerte in LEUZINGER (1964, Tab. 1 und 2) an, so ergeben sich nur gesicherte Differenzen für folgende Vogelarten:

$$P \leq 0,01$$

Zwergtaucher *Podiceps ruficollis*

$$P \leq 0,05$$

Fischreiher *Ardea cinerea*

Stockente *Anas platyrhynchos*

$$P \leq 0,10$$

Tafelente *Aythya ferina*

Schnatterente *Anas strepera*

Die geringe Empfindlichkeit des WILCOXON-Tests kommt vor allem im Vergleich zum Chi²-Test zum Ausdruck, der üblicherweise zum Vergleich von Häufigkeiten angewendet wird.

ZUSAMMENFASSUNG

Zur biometrischen Auswertung der von LEUZINGER (1964) veröffentlichten Ergebnisse der internationalen Wasservogelzählung 1960/61 bis 1962/63 in der deutschen Schweiz werden aus mathematischen Gründen *verteilungsfreie Prüfverfahren* vorgeschlagen und am Beispiel der Tafelentenzählungen demonstriert. Die angewendeten Prüfmethoden sind in den wissenschaftlichen Tabellen Geigy (DOCUMENTA GEIGY, 1960) beschrieben.

Um die monatlichen Zählwerte eines Winters auf *Homogenität* zu prüfen, wird ein *Iterationstest nach OLMSTEAD* (1946 a, b) angewendet.

Ergibt der vorgenannte Test, dass die Zählwerte innerhalb einer Saison heterogen sind, so kann durch Berechnung des SPEARMAN'schen *Rang-Korrelationskoeffizienten* festgestellt werden, ob in zwei Vergleichswintern die saisonalen Veränderungen der Zählwerte in ihrem Verlauf übereinstimmen. Dieser Test basiert auf der relativen Rangfolge der monatlichen Zählungen und ist von der absoluten Höhe der Zählwerte unabhängig.

Mit Hilfe des WILCOXON-Tests zum Vergleich zweier Stichproben lässt sich prüfen, ob die Zählwerte eines Winters signifikant von den Zählwerten eines Folgewinters differieren.

LITERATUR

- DOCUMENTA GEIGY (Wissenschaftliche Tabellen Geigy) 6. Aufl. (1960), Basel.
- LEUZINGER, H. (1964): Bericht über die internationalen Wasservogelzählungen 1960/61 bis 1962/63 und die nationale Wasservogelzählung 1962/63 in der deutschen Schweiz. Orn. Beob. 61: 141—176.
- LINDER, A. (1960): Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure. Birkhäuser Verlag Basel und Stuttgart. 3. Aufl.
- OLMSTEAD, P. S. (1946 a): Distribution of sample arrangements for runs up and down. Bell Telephone System, Technical Publications, Monograph 2286, New York.
- (1946 b): Runs determined in a sample by an arbitrary cut. Bell Telephone System, Technical Publications, Monograph 2937, New York.
- WILCOXON, F. (1945): Individual comparisons by ranking-methods. Biometrics 1: 80—82.
- (1947): Probability tables for individual comparisons by ranking methods. Biometrics 3: 119—122.

ERKLÄRUNGEN VON FACHAUSDRÜCKEN

Abszisse: wagrechte Achse in einem rechtwinkligen Koordinatensystem.

Biometrie: Anwendung mathematisch-statistischer Methoden zur Planung und Auswertung von Beobachtungen und Versuchen aus der quantitativ orientierten Biologie.

Homogenität: Übereinstimmung von zwei Kollektiven innerhalb des Rahmens der zufälligen Variabilität.

Korrelation: Durch mathematisch-statistische Analyse erhärtete Feststellung, dass zwei verschiedene Messgrößen gesetzmässig miteinander verknüpft sind, sei es, dass die beiden Masse gleichsinnige (positive Korrelation) oder gegenläufige (negative Korrelation) Veränderungstendenz aufweisen.

Ordinate: Senkrechte Achse in einem rechtwinkligen Koordinatensystem.

Regression: Gegenseitige Beziehung zwischen zwei veränderlichen Größen, wobei die Werte der einen Variablen auf der horizontalen, die Werte der zweiten Variablen auf der senkrechten Achse eines rechtwinkligen Koordinatennetzes graphisch aufgetragen werden. Um die Regression zu beschreiben, untersucht der Biometriker die Anordnung der experimentell erhaltenen Messpunkte im Koordinatensystem. Von einer Regression 1. Art (Definition nach DOCUMENTA GEIGY) spricht man, wenn auf der wagrechten Achse veränderliche Größen aufgetragen werden, die nach dem Ermessen des Experimentators oder des Beobachters variiert werden können (unabhängige Variable wie z. B. Beobachtungszeitpunkt, Temperatur, Konzentration eines Stoffes). Der Biologe ist in diesem Fall daran interessiert, die Auswirkungen eines von ihm kontrollierten Faktors auf ein Forschungsobjekt zu studieren. Die Wirkung wird durch die Ordinatenwerte (abhängige Variable) bestimmt.

Bei der Regression 2. Art werden zwei verschiedene Masse, die an Stichproben erhoben werden, miteinander in Beziehung gesetzt. Der Variationsbereich ist in diesem Fall bei beiden Messgrößen durch den biologisch möglichen Spielraum begrenzt. Bei dieser Anordnung erhält der Biologe Aufschluss über die Frage, ob zwischen den beiden zu vergleichenden Massen eine Beziehung besteht, die sich formal-mathematisch beschreiben lässt.

Regressionsanalyse: Interpretation der Beziehung zwischen zwei Veränderlichen, die graphisch in einem rechtwinkligen Koordinatensystem aufgetragen sind, mit mathematisch-analytischen Methoden.

Es liegt im Ermessen des Biometrikers, die Marken zur Abgrenzung des Bereiches zu setzen, den er als «zufallsbedingte Variabilität» annehmen will. Im allgemeinen wird eine erste Grenze zwischen «zufälliger Variabilität» und «nichtzufälliger Abweichung» bei jener Differenz vom Durchschnitt gezogen, die bei einem genügend grossen Vergleichskollektiv nur von 5 % aller Stichproben (Einzelwerte) erreicht oder überschritten wird. Soweit die Häufigkeitsverteilungen der Einzelwerte um ihren Durchschnitt symmetrisch verteilt sind, liegen bei dieser Abgrenzung je 2,5 % Abweicher nach oben und unten ausserhalb des Zufallsbereiches.

Sehr oft wird der Bereich der zufallsbedingten Variabilität weiter gezogen, indem man erst Werte als «signifikant abweichend» bezeichnet, deren Abweichung bei zufäl-

liger Verteilung der Einzelwerte um den Durchschnitt nur in 1 % oder weniger aller Proben zu erwarten ist.

Die Kenntnis der mathematischen Formeln erlaubt dem Biometriker, mit verhältnismässig geringem Aufwand die Wahrscheinlichkeit für die Zugehörigkeit eines Einzelwertes zu einem Vergleichskollektiv zu berechnen, wenn er die Annahme trifft, dass der beobachtete Einzelwert dem Bereich der zufallsbedingten Variabilität angehört und somit vom Durchschnitt der Grundgesamtheit um die Differenz $D = 0$ abweicht. Diese Formulierung lässt erkennen, weshalb der Biometriker die soeben dargestellte Annahme als «Nullhypothese» bezeichnet.

Ergibt die biometrische Analyse, dass ein zu diskutierender Einzelwert nur mit einer Wahrscheinlichkeit unter der gewählten Sicherheitsschwelle ($P = 0,05$ bzw. $P = 0,01$) dem Bereich der «zufälligen Variabilität» zugewiesen werden kann, so wird er den Schluss ziehen, dass die betreffende Abweichung durch einen nichtzufälligen Einfluss hervorgerufen worden sei. Die Kunst des Biologen besteht nun darin, den wirksamen Faktor zu erkennen und damit eine kausalanalytische Deutung der Abweichung zu geben.

Transformation: Überführung der beobachteten Einzelwerte in neue Recheneinheiten, welche eine zweckmässige Auswertung der Ergebnisse gestatten. Eine der häufigsten Transformationen ist: das Logarithmieren der beobachteten Einzelwerte.

Dr. F. H. Schwarzenbach, Zürcher Hochgebirgsklinik, 7272 Clavadel

KURZE MITTEILUNGEN

Zaunammer-Bruten bei Kaiserstuhl und Giswil (Obwalden). — Am 25. Juli 1960 fand ich unweit der Station Kaiserstuhl OW, 700 m ü. M., ein Nest der Zaunammer *Emberiza cirrus* mit drei bald flüggen Jungen und einem unbefruchteten Ei. Es stand gut versteckt in einer kleinen, dichtverwachsenen Fichtenhecke, 70 cm über dem Boden. Da die Altvögel hier schon vom Frühjahr an öfters beobachtet worden waren, handelte es sich möglicherweise um eine zweite Brut. Diesen Fund habe ich damals leider nicht bekanntgegeben, weshalb er auch in der von U. GLUTZ (1962, «Die Brutvögel der Schweiz») entworfenen Verbreitungskarte nicht enthalten ist.

1965 war bei Giswil OW, 520 m ü. M., in einem eng umgrenzten Gebiet regelmässig ein Paar Zaunammern anzutreffen. Die Stelle liegt 2 km nördlich von Kaiserstuhl, ebenfalls auf der östlichen Talseite. Da sich Katzen und Rabenkrähen im Gebiet aufhielten, verzichtete ich auf eine Nestsuche. Am 8. Juli traf ich jedoch das ♀ mit vier frisch ausgeflogenen Jungen. Bis zum 11. Juli war die Familie an der gleichen Stelle beieinander, später sah ich sie nicht mehr. Auch bei Kaiserstuhl hielt sich in diesem Jahr wieder ein Paar auf, so dass es sich um zwei verschiedene Familien handeln dürfte.

Über das Vorkommen der Zaunammer in der Umgebung des Vierwaldstättersees hat zuletzt U. GLUTZ (1962, Orn. Beob. 59: 98—99) berichtet. Danach wurde im Gebiet des Kantons Unterwalden 1962 ein brütendes Paar am Bürgenberg bei Stansstad NW gefunden, ferner wird auf Feststellungen (ohne Brutnachweis) bei Alpnachstad hingewiesen, offenbar bisher die einzigen aus Obwalden (Mai 1920 und 1923, A. SCHIFFERLI, Orn. Beob. 21/1923: 14). Durch unsere Beobachtungen sind nun erstmals Niststellen im oberen Talabschnitt Obwaldens belegt.

HANS KUNZ-PLÜSS, Meiringen

Zaunammer-Beobachtungen in Meilen (Zürich). — Aus dem schweizerischen Mittelland sind in jüngerer Zeit nur wenige Bruten der Zaunammer *Emberiza cirrus* bekannt geworden. Die Gegend um Zürich und Winterthur wird von GÉROUDET (1962, in GLUTZ VON BLOTZHEIM «Die Brutvögel der Schweiz») nur als früherer Brutplatz erwähnt. Der gleiche Autor weist ferner darauf hin, dass