Vogelkundliche Hefte Edertal 16 (1990): S. 125–134

Ornithologie methodisch:

WOLFGANG MANN

Anwendung einfacher Arbeitsmethoden in der Ornithologie

1. Einleitung

BEZZEL (1982) zitiert einen Universitätszoologen mit den Worten: „Moderne avifaunistische Arbeiten kann man wegen der vielen Tabellen und Statistiken kaum mehr lesen." Dieser Sachverhalt gilt nach wie vor, und je mehr die elektronische Datenverarbeitung und deren statistische Auswertung die Literatur durchsetzen, desto schwieriger wird es, solche Aufsätze zu bewältigen.
Da aber auch im „feldornithologischen" und in der Regel naturschutzorientierten Schrifttum diese Methoden zunehmend Anwendung finden, soll mit der Beitragsreihe „Ornithologie methodisch" versucht werden, einige Schwerpunkte zu erläutern. Die Auswahl ist dabei natürlich subjektiv, die Inhalte sind keineswegs vollständig (schließlich gibt es eine ganze Reihe von Büchern zu ökologischen Arbeitsmethoden, angewandter Statistik etc.) Deshalb wird vielfach auf weiterführende Literatur verwiesen werden. Das wesentliche Ziel der Beitragsreihe soll es sein, ein Interesse für ökologische Arbeitsmethoden zu wecken, sowie die Unsicherheit gegenüber der Anwendung solcher Methoden (z. B. Statistik) abzubauen. Wir wollen bei den Beispielen möglichst auf Arbeiten aus den Vogelkundlichen Heften zurückgreifen, so daß die Rechnungen transparent und nachvollziehbar werden.

2. **Grundbegriffe:** Nullhypothese, Alternativhypothese

Die typische Vorgehensweise, um eine Frage mit statistischer Sicherheit beantworten zu wollen, ist die Formulierung von Hypothesen. Grundsätzlich kann man mit Hilfe der hier vorgestellten statistischen Tests nur Unterschiede zwischen verschiedenen Grundgesamtheiten feststellen, nicht aber die Gemeinsamkeit in bezug auf ein Merkmal mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit belegen. Es wird also z. B. danach gefragt, ob sich zwei Vogelpopulationen hinsichtlich der Eizahl/Gelege signifikant unterscheiden. Die Nullhypothese (meist H_0) heißt hier: die zwei Grundgesamtheiten (Populationen) stimmen hinsichtlich des untersuchten Parameters (Eizahl/Gelege) überein. Diese Hypothese wird eigentlich nur aufgestellt, um sie mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit wieder zu verwerfen; dies geschieht dann zugunsten der Alternativhypothese (oft H_A): es besteht ein nicht zufälliger Unterschied zwischen den Grundgesamtheiten bezogen auf das Merkmal. Es kann natürlich sein, daß man H_0 aufgrund des Tests ablehnt (im Beispiel: Eizahl/Gelege sind verschieden für die beiden Populationen), obwohl in Wirklichkeit doch kein Unterschied besteht. Die Zuverlässigkeit einer statistischen Aussage ist mit einem gewissen Fehler behaftet, den man normalerweise mit der Irrtumswahrscheinlichkeit α (Fehler 1. Art) bezeichnet. Eine Zuverlässigkeit von 95 % heißt demnach gleichermaßen ein Irrtumsrisiko von 5 % (oft $p = 0.05$). Der Fehler 2. Art (als β bezeichnet) kann gerade bei Naturschutzfragestellungen ins Gewicht fallen (MANN & BRANDL 1989): Es ist sicher besser, den Rückgang einer Art anzunehmen und Maßnahmen für ihren Schutz zu ergreifen, obwohl man sich eigentlich getäuscht hat und ein signifikant negativer Trend eigentlich nicht vorliegt. Dieser Sachverhalt bleibt aber in der Regel unberücksichtigt und wird an dieser Stelle auch nicht weiter behandelt. Den Unterschied zwischen Fehlern 1. und 2. Art sollte man sich aber dennoch klarmachen.

Test	Realität	
	H_0 ist korrekt	H_0 ist falsch
H_0 abgelehnt	FEHLER 1. Art	-
H_0 akzeptiert	-	FEHLER 2. ART

Es muß hier noch darauf hingewiesen werden, daß ein Unterschied besteht zwischen einseitiger und zweiseitiger Fragestellung: im Beispiel war nach einem signifikanten Unterschied bezogen auf Eizahl/Gelege gefragt worden, d. h. für zwei gemessene Mittelwerte soll nur nach einem Unterschied gefragt werden, unabhängig davon, welcher der beiden der größere oder kleinere ist (zweiseitige Fragestellung). Liegt aber die Vermutung (aus sachlichen Gründen) darüber nahe, welcher der beiden Werte größer ist, so handelt es sich um eine gerichtete oder einseitige Alternativhypothese: Wert A > Wert B. Die Ablehnung der Nullhypothese ist bei einseitiger Fragestellung eher möglich als beim zweiseitigen Test. Um nun errechnete Prüfgrößen auf ihre Signifikanz hin zu überprüfen, bedarf es tabellierter Werte, die (meist) überschritten werden müssen, um eine Hypothese mit statistischer Signifikanz zu verwerfen und die Alternative zu akzeptieren. Solche Tabellen werden zunehmend in praxisorientierte Ökologiebücher übernommen. Dort finden sich auch ausführliche Beschreibungen der hier verwendeten Begriffe. Für den Einstieg sei MÜHLENBERG (1989, „Freilandökologie") immer noch empfohlen.

Gut lesbare, wissenschaftliche Einführungen in das Gebiet der Statistik und detaillierte Begriffserklärungen geben SACHS (1984) und BORTZ (1989), sowie für den Anwender WEBER (1972), mit anschaulichen Beispielen und den wichtigsten Grundbegriffen auch PRECHT (1989).

3. Exkurs: Die Normalverteilung

Obwohl in diesem ersten Beitrag nicht konkret auf das obige Beispiel und den Vergleich von Mittelwerten eingegangen wird, so soll es doch dazu dienen, einen wichtigen Begriff zu klären, den der Normalverteilung. Schlägt man einen Test - in diesem Fall so etwas wie Vergleich von zwei Mittelwerten - in einem Lehrbuch nach, so findet man oft als Voraussetzung für den Test, daß die Meßwerte oder Beobachtungen „zufällig" sein und einer „normalverteilten Grundgesamtheit" entstammen müssen. Alle Tests, die solche Voraussetzungen benötigen, werden oft als parametrische Tests zusammengefaßt und den nichtparametrischen (oder verteilungsfreien) gegenübergestellt. Dieser Unterschied ist so wesentlich, daß er hier erklärt werden muß.

Die Vogelpopulationen A und B können bezüglich des **Parameters** Eizahl/Gelege beschrieben werden. Werden aus einer Population **zufällig** einzelne Nester ausgewählt und die Eizahl bestimmt, so kann man einen durchschnittlichen Zahlenwert errechnen, indem man die Gesamtzahl der Eier durch die Gesamtzahl der Nester teilt; da dies Ergebnis aber nicht dem wahren Mittelwert μ entspricht (dazu hätte man alle Nester suchen müssen), handelt es sich nur um eine **Schätzung** des Mittelwertes anhand einer zufällig gezogenen Stichprobe, diese wird mit $\bar{x}$ bezeichnet.

Stellt man die gemessenen Werte graphisch dar (Häufigkeitsklassen: Nester mit 1, 2, 3 ... Eiern), so ergibt sich angenähert oft die sogenannte „Glockenkurve" oder Normalverteilung (Abbildung 1a). Sie liegt symmetrisch um den wahren Mittelwert und kann durch die Parameter Mittelwert (μ) und Standardabweichung (σ) beschrieben werden. Diesen graphischen Test auf Normalverteilung sollte man bei einer derartigen Fragestellung immer vornehmen. Weicht die Kurve völlig von einer Glockenkurve ab (z. B. zweigipflig oder einseitig schief), dann sind parametrische Tests mit normalverteilten Grundgesamtheiten als Voraussetzung strenggenommen nicht zulässig (die rechnerische Prüfung auf Normalverteilung ist für einen späteren Beitrag in Zusammenhang mit dem Chi^2-Test geplant). An der Graphik kann man auch gut deutlich machen, daß ein Unterschied der Mittelwerte auf der Information aller Meßpunkte beider Populationen beruhen muß (Abbildung 1b und c), die Größe des Unterschiedes ist dabei nicht entscheidend. So kann ein hochsignifikanter Unterschied in absoluten Zahlen sehr klein sein, bis hin

zu dem Umstand, daß er biologisch praktisch ohne Bedeutung ist (auf diesen Punkt wird bei den folgenden Trendanalysen noch hingewiesen werden). Der Einsatz statistischer Methoden befreit also nicht davon, über die Relevanz der Ergebnisse auch nachzudenken.
Bei den nichtparametrischen Tests ist die Verteilung der Grundgesamtheit nicht von Bedeutung (sie darf natürlich normalverteilt sein), wohl aber die Zufälligkeit der Stichprobe.

4. Schätzung von Bestandstrends

Diese Fragestellung dürfte für alle Feldornithologen von vorrangiger Bedeutung sein. Aber die Frage, welche Daten einer Trendanalyse zugrunde liegen, sind Anlaß zu regen Diskussionen; so sind z. B. Fangzahlen strenggenommen nicht als Grundlage zulässig, weil sie nicht „zufällige Stichproben" aus der Grundgesamtheit (was ist dabei Grundgesamtheit?) darstellen (SCHERNER 1989 a, b).
Zentrale Fragen bei Trendanalysen sind also die nach der Grundgesamtheit, für die ein Trend geschätzt werden soll, sowie nach der Zufälligkeit der gezogenen Stichprobe. SCHERNER (1989 b) stellt fest, daß es natürlich sinnlos ist, einen Trend zu schätzen, wenn man die Grundgesamtheit selbst kennt. Als Beispiel führt er Tordalk, Trottellumme, Eissturmvogel und Dreizehenmöwe an, die im deutschen Nordseebereich nur auf Helgoland brüten und für die damit die Gesamtbrutbestände (also die Grundgesamtheiten selbst) bekannt sind. Als Beispiel für uns sollen zehnjährige Bestandsentwicklungen verschiedener Vogelarten auf der Halbinsel Scheid/Edersee dienen (STEIN 1985). Faßt man den Gesamtbestand einer Vogelart auf Scheid als Grundgesamtheit auf, so ist mit der Zählung entlang eines festgelegten Weges eine Stichprobe gezogen, aus der der Trend des Gesamtbestandes geschätzt werden kann. [Transektzählungen bergen ihre eigenen Schwierigkeiten (s. JÄRVINEN & VÄISÄNEN 1975), und für eine echte Zufallsstichprobe würde man keine vorgegebenen Wege abgehen. Man muß als Feldornithologe aber immer Kompromisse eingehen, die statistische Voraussetzung absoluter Zufälligkeit ist allenfalls im Labor gegeben, wenn man Kugeln aus einer Urne zieht.]
Eine sehr einfache Prüfung solcher Zeitreihen auf einen Trend ist der Vorzeichen-Test (beschrieben in SACHS 1984, S. 296). Man zerlegt die Zeitreihe zunächst in drei Drittel; ist die Anzahl der Jahre nicht durch drei teilbar, so reduziert sich das mittlere Drittel entsprechend. Auf jeden Fall müssen erstes und letztes Drittel gleich viele Werte beinhalten.

Beispiel Kohlmeise:	Jahr:	1975	76	77	78	79	80	81	82	83	84
	Bestand:	5	11	8	18	17	9	13	14	11	13

Die Bestandszahlen aus erstem und letzten Drittel werden untereinander geschrieben und der jeweilige Trend mit einem Plus- oder Minuszeichen erfaßt:

1. Drittel: 5 11 8 18
3. Drittel: 13 14 11 13
Trend: + + + -

Für kleine Stichproben (n < 30 Jahre) errechnet sich die Prüfgröße Z nach:
$Z = [(S - n/6) - 0{,}5] / [\sqrt{(n/12)}]$
mit n = Stichprobenumfang, S = Summe + oder - Zeichen.
Setzen wir also ein: n = 10, S = 3 (positiv); es errechnet sich Z = 0,913; schlagen wir diesen Wert in der entsprechenden Tabelle nach (z. B. SACHS 1984, S. 53, Tab. 13), so finden wir, daß er kleiner als der für die Signifikanz nötige Schwellenwert ist (H_0 wird also beibehalten). Ein Trend liegt demnach nicht vor [„Eine deutliche und sicher nicht zufallsbedingte Steigerung ist (...) weniger deutlich auch bei der Kohlmeise und dem Zaunkönig zu erkennen"], vielmehr liegt der scheinbare Trend für die Kohlmeise im Bereich des Zufalls.
Ein ebenfalls sehr einfacher Test, der nicht nur bei Trendanalysen Verwendung findet, ist die Rangkorrelation nach Spearman (Korrelations- und Regressionsanalyse sollen später noch ausführlicher folgen). Im Gegensatz zum Vorzeichentest ist dieser Test nicht verteilungsfrei, auf die Problematik wurde bereits hingewiesen (SCHERNER 1989 a). Dennoch haben Korrelationskoeffizienten auch für Trendanalysen bereits Anwendung gefunden (z. B. WINK 1980).
Korrelationskoeffizienten sind ein Maß für den stochastischen Zusammenhang zweier Variablen. „Stochastisch" bedeutet, daß der Zusammenhang nicht ganz exakt ist. So besteht z. B. ein „stochastischer" Zusammenhang zwischen den beiden Variablen Körpergröße und -gewicht beim Menschen. Demgegenüber bezeichnet man einen exakten Zusammenhang, wie den zwischen Kreisfläche F und jeweiligem Radius r ($F = r^{2} * \pi$), als „funktional".

Korrelationskoeffizienten werden in der Literatur meist mit r bezeichnet. Die Rangkorrelation erhält nach ihrem Autor einen Index, r_s. Wie der Name bereits angibt, werden für die gemessenen Werte Rangzahlen vergeben, im Fall einer Zeitreihe können die Untersuchungsjahre sofort als Ränge notiert werden. Anschließend ermittelt man die Differenzen (D) dieser Rangzahlen. Treten gleiche Bestandszahlen auf, so werden die betreffenden Rangzahlen halbiert (was in nicht mehr als 20 % der Beobachtungen der Fall sein darf). Diese Differenzwerte werden nun quadriert (D^2) und dann aufsummiert (ΣD^2). Nehmen wir das obige Beispiel mit den Bestandszahlen der Kohlmeise auf der Halbinsel Scheid/Edersee, so ergibt sich:

Bestand:	5	11	8	18	17	9	13	14	11	13
Rangzahl:	1	4,5	2	10	9	3	6,5	8	4,5	6,5
Jahr:	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Diff. D	0	2,5	1	6	4	3	0,5	0	4,5	3,5
D^2	0	6,25	1	36	16	9	0,25	0	20,25	12,25
ΣD^2	0 + 6,25 + 1 + 36 + 16 + . . . = 101									

Die vollständige Formel zur Berechnung von r_s lautet:
$r_s = 1 - [6 \Sigma D^2 / n(n^2-1)]$
mit D^2 = quadrierte Differenzen und n = Stichprobenumfang
Im Beispiel: $r_s = 1 - [6 \times 101 / 10 (100-1)] = 1 - 0{,}612 = 0{,}388$.

In der entsprechenden Tabelle (z. B. SACHS 1984, S. 310, Tab. 103) finden wir, daß für n = 10 der kritische Wert für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\,\%$ mindestens 0,552 (errechnet: 0,388) betragen müßte. Wie im Vorzeichentest ist also auch hier kein Trend nachzuweisen (zur Veranschaulichung sollte man die Bestandsentwicklung einmal kurz skizzieren!).
Der Korrelationskoeffizient r_s kann Werte zwischen +1 und -1 annehmen, je nach Trend (positiv oder negativ); die Korrelation ist am stärksten, je besser die Extremwerte erreicht werden. Es muß hier aber ausdrücklich darauf hingewiesen werden, daß eine besonders hohe Signifikanz (z. B. 99,9 %) nichts mit der „biologischen Signifikanz" des Befundes zu tun hat. Eine Bestandszunahme einer Art von 100 Brutpaaren um jeweils ein Brutpaar/Jahr auf 110 Paare nach 10 Jahren ergibt einen Wert von $r_s = 1$! (Anwendungen von r_s siehe auch LÜBCKE & MANN 1984, MANN & LÜBCKE 1985, STIEBEL et al. 1989).
Während der Vorzeichentest auf einen generellen Trend prüft, ist r_s nur für lineare Zu- oder Abnahme gedacht. Bevor man sich für einen Test entscheidet, sollte man die beobachteten Häufigkeiten auf jeden Fall graphisch darstellen: Der Bestandsentwicklung der Bachstelze auf Scheid (STEIN 1985) liegt vielleicht ein Trend, sicherlich aber kein linearer, zugrunde: 1-2-1-7-5-5-6-4-3-2.
Die Beschreibung nichtlinearer Zusammenhänge (z. B. Fluktuationen, Sättigungskurven etc.) ist aber ungleich schwieriger als die Prüfung auf einen linearen Trend, und die mathematische Behandlung solcher Populationskurven ist ein Forschungsgebiet für sich. Es sollte aber nicht der Eindruck entstehen, daß mit dieser Art von Beschreibung allein ein Formalismus erfüllt wird. Ein einfacher Trendtest über wenige Jahre (10 Jahre Bestandserfassung einer Art sind in diesem Fall noch wenig) kann Teilverhältnisse innerhalb größerer Schwankungen widerspiegeln. Oftmals findet man auch exponentielle Zunahme von Brutvögeln. In einem solchen Fall ist zu vermuten, daß die betreffende Art ein Areal neu besiedelt und sich zunächst

ohne Regelung durch die eigene Bestandsdichte vermehren kann (s. z. B. BEZZEL 1982, S. 104). Wesentlich häufiger ist aber leider die exponentielle Abnahme von Arten zu beobachten. Ein solcher Befund kann ebenfalls einen ökologischen Hintergrund haben: er deutet auf Faktoren hin, die unabhängig von der Bestandsdichte der Art wirken (z. B. Verlust von Bruthabitaten). Nach POLTZ (1975) befand sich eine Neuntöterpopulation am Bodensee mit dieser Entwicklung auf „Aussterbekurs".
Als Beispiel greifen wir die Entwicklung des Braunkehlchens in der Werbeniederung (KUPRIAN 1986) auf. Die Bestandszahlen sind in Abbildung 2 dargestellt, zweifellos (und ohne Statistik) kann man eine Abnahme annehmen. Überdies wäre eine Trendschätzung sinnlos, da in diesem Fall sicherlich der gesamte Bestand der Probefläche (die Grundgesamtheit selbst, s. o.) erfaßt wurde. Allenfalls könnte man eine Schätzung für eine andere Grundgesamtheit anstellen, z. B. das gesamte Kreisgebiet.
Es wurde nun eine Kurve gesucht, die sich möglichst gut an die Punkte anschmiegt: tatsächlich kann eine Exponentialfunktion mit negativem Exponenten angepaßt werden ($y = e^{(-0.163x+2.86)}$; die Berechnung und die Abschätzung der Genauigkeit der Kurve ist aufwendig und würde hier zu weit führen). Der Hintergrund für diese Art von Bestandsrückgang ist ganz offensichtlich durch menschliche Eingriffe (kein Einfluß der eigenen Bestandsdichte) gegeben.
Eine Technik, die sehr oft nützlich ist, um Muster in Bestandsentwicklungen besser einzuschätzen, soll hier ebenfalls noch dargestellt werden. Gerade bei Kleinvögeln sind große Schwankungen nicht nur möglich, sondern sogar die Regel. Um das ständige „Auf und Ab" von Bestandskurven etwas zu glätten, berechnet man einen gleitenden Mittelwert. Für ein jeweils fest gewähltes Zeitintervall (z. B. zwei oder drei Jahre) werden die Mittelwerte errechnet. Man „gleitet" dabei für den nächsten Mittelwert nur um ein Jahr weiter. Beispielhaft soll hier die Entwicklung des Neuntöters im Edergebiet gezeigt werden (LÜBCKE & MANN 1984, sowie jährliche avifaunistische Sammelberichte). In Abbildung 3 sind die Originalwerte (a) und ein gleitender Mittelwert aus je 2 Jahren (b) dargestellt (der letzte Punkt in b ist dann kein Mittelwert mehr, da die Zahl für 1990 natürlich noch nicht vorliegt). Durch die graphische Darstellung läßt sich erkennen, daß der Bestand offensichtlich regelmäßige Fluktuationen auf ständig steigendem Bestandsniveau durchmacht. Vielleicht spiegeln sich in diesen Zahlen die besonderen ökologischen Verhältnisse des Neuntöters im Edertal (vgl. BRANDL et al. 1986).
Bei größeren Zählungen (z. B. von Wasservögeln) können auf diese Weise auch Zählungsgenauigkeiten (evtl. durch verschiedene Beobachter) etwas ausgeglichen werden. Man muß aber ausdrücklich darauf hinweisen, daß

keinesfalls über drastische Bestandsveränderungen, für die Gründe bekannt sind, durch die formale Berechnung eines gleitenden Mittelwertes hinweggetäuscht werden sollte.

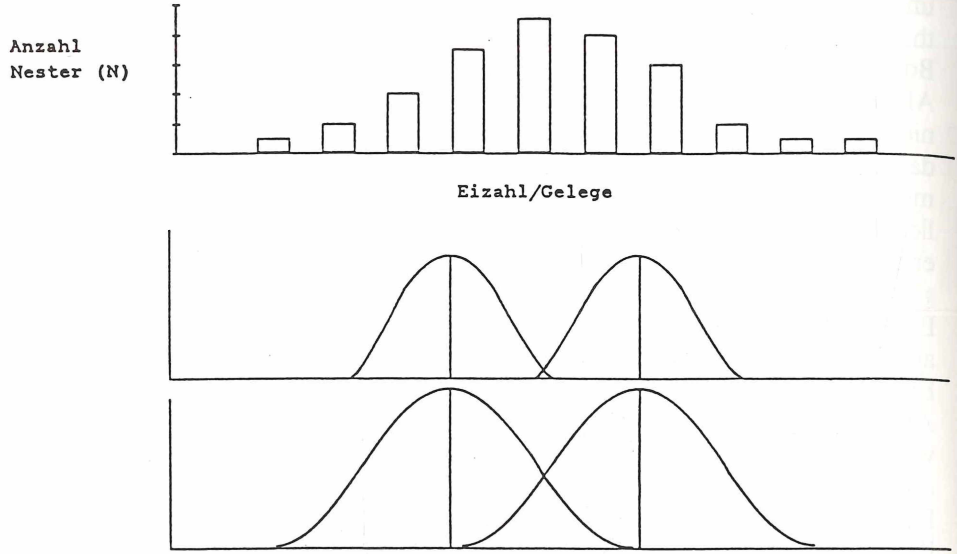

Abb. 1a-c: Erläuterungen zur Normalverteilung
Beachte: bei b und c sind die Unterschiede der Mittelwerte zwar gleich, im Fall b ist aber eher ein signifikanter Unterschied eher zu erwarten

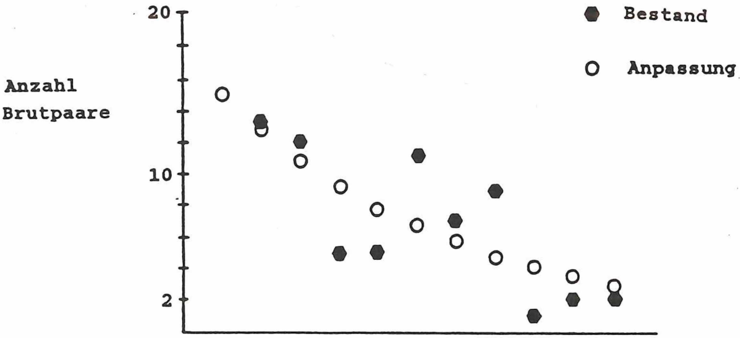

Abb. 2: Bestandsentwicklung einer Population des Braunkehlchens

(Daten aus KUPRIAN 1986)

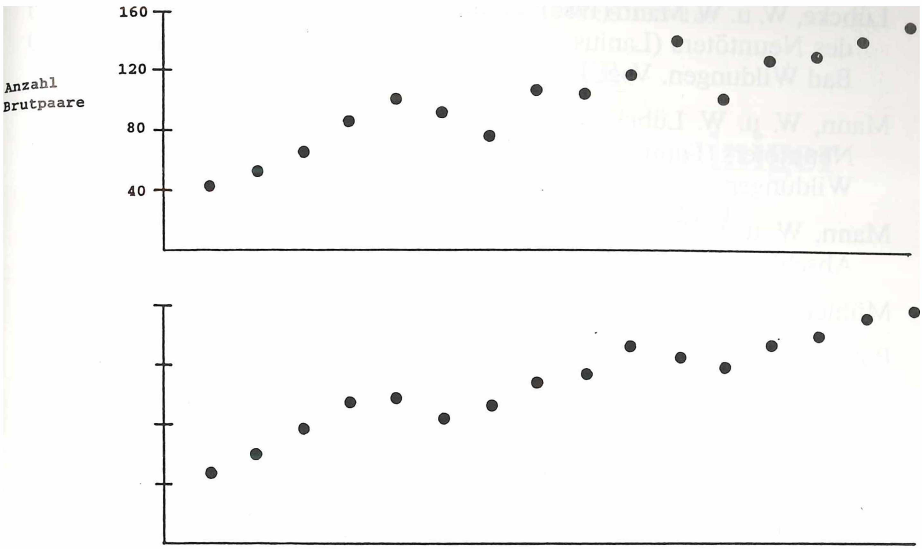

Abb. 3: Bestandsentwicklung des Neuntöters (MTB Bad Wildungen, Daten aus LÜBCKE & MANN 1984 sowie Avif. Sammelberichte)
a: kartierte Brutpaare, b: "Gleitender Mittelwert"

4. Literatur:

Berthold, P., Fliege G., Querner, U. u. H. Winkler (1986): Die Bestandsentwicklung von Kleinvögeln in Mitteleuropa: Analyse von Fangzahlen. J. Orn. 127, S. 397-437.

Bezzel, E. (1982): Vögel in der Kulturlandschaft. Ulmer Verlag.

Brandl, R., Lübcke, W. u. W. Mann: Habitatwahl beim Neuntöter (Lanius collurio). J. Orn. 127, S. 69-78.

Bortz, J. (1989): Statistik für Sozialwissenschaftler. Springer Verlag.

Järvinen, O. u. R. A. Väisänen (1975): Estimating relative densities of breeding birds by the line transect method. Oikos 26, S. 316-322.

Kuprian, A. (1986): Bestandserfassung des Braunkehlchens (Saxicola rubetra) auf einer Probefläche bei Korbach (Nordhessen) von 1976-1986. Vogelkdl. Hefte Edertal 12, S. 4-14.

Lübcke, W. u. W. Mann (1986): Zehnjährige Bestandserfassung (1974–1983) des Neuntöters (Lanius collurio) im Gebiet des Meßtischblattes 4820 Bad Wildungen. Vogelkdl. Hefte Edertal 10, S. 12–38.

Mann, W. u. W. Lübcke (1985): Möglichkeit zur Bestandsschätzung des Neuntöters (Lanius collurio) im Bereich des Meßtischblattes 4820 Bad Wildungen. Vogelkdl. Hefte Edertal 11, S. 66–68.

Mann, W. u. R. Brandl (1987): Der Wert von Zufallsbeobachtungen zur Abschätzung von Bestandstrends. Anz. orn. Ges. Bayern 26, S. 221–227.

Mühlenberg, M. (1989): Freilandökologie. 2. Aufl., Quelle & Meyer.

Poltz, W. (1975): Über den Rückgang des Neuntöters (Lanius collurio). Vogelwelt 96, S. 1–19.

Precht, M. (1989): Bio-Statistik 1. Eine Einführung für Studierende der biologischen Wissenschaften. R. Oldenburg Verlag.

Sachs, L. (1984): Angewandte Statistik. Springer Verlag.

Scherner, R. (1989 a): „Trendanalysen" mit Fangzahlen. Beitr. Naturk. Niedersachsens 42, S. 100–104.

Scherner, R. (1989 b): Welche Signifikanz haben Ergebnisse langfristiger Brutvogel-Bestandsaufnahmen? Limicola 3, S. 137–143.

Stein, W. (1985): Die Entwicklung des Vogelbestandes in einem Freizeit-und Erholungsgebiet (Waldeck-Scheid, Edersee) im Verlaufe von 10 Jahren. Vogelkdl. Hefte Edertal 11, S. 48–61.

Schwimmvogelzählung im Ederseegebiet (1989): 15 Jahre Internationale Schwimmvogelzählung im Ederseegebiet (Winterhalbjahr 1970/71–1984/85. Vogelkdl. Hefte Edertal 15, S. 5–37.

Weber, E. (1972): Grundriß der biologischen Statistik. Fischer, Stuttgart.

Wink, M. (1980): Aussagemöglichkeit der Rasterkartierung für langfristige und großflächige Brutvogel-Bestandsaufnahmen: Ergebnisse im Großraum Bonn. J. Orn. 121, S. 245–256.

Anschrift des Verfassers:

Wolfgang Mann, Bachstr. 2, 3593 Edertal-Wellen.

Zeitschrift/Journal: Vogelkundliche Hefte Edertal

Jahr/Year: 1990

Band/Volume: 16

Autor(en)/Author(s): Mann Wolfgang

Artikel/Article: Anwendung einfacher Arbeitsmethoden in der Ornithologie 125-134