

Trendanalysen für die Lokalavifauna

Von Hans Wolf

1. Einleitung

Werden auf einer Fläche die Brutpaare oder andere brutbiologische Daten der Vögel über mehrere Brutperioden gezählt, so sind nicht stabile, sondern veränderliche Zahlen die Regel. Die beobachteten Unterschiede können nur zufallsbedingt sein. Es gibt aber auch Fälle, in denen der Zufall und andere Ursachen signifikante Unterschiede bewirken.

Ein Trend ist die signifikante Veränderung der brutbiologischen Zahlen in Abhängigkeit von der Zeit. Er muß in der Tendenz nicht unbedingt linear sein, sondern kann auch exponentiell oder zyklisch verlaufen. Ein starker Trend kann mit Tabellen oder Graphiken erkannt werden. Um einen schwachen

Trend zu erkennen, reichen diese Mittel nicht aus. Es bedarf der statistischen Trendanalyse, um die Grenzen zwischen den zufälligen Schwankungen und den signifikanten Unterschieden zu erkennen.

Zufällige Schwankungen der Brutbestände der Vogelarten dürften in der Regel natürliche Ursachen haben, wie beispielsweise die zufälligen Unterschiede im Verlauf der jährlichen Witterung. Ein Trend aber ist heutzutage meist auf die Veränderung der Umwelt durch den Menschen zurückzuführen. Für die Maßnahmen des Naturschutzes ist es wichtig, ihn zu erkennen, auch wenn er erst schwach ausgeprägt ist.

2. Material und Methode

2.1 Material

Gegenstand der Trendanalyse sind die Zahlen der Brutpaare, der Eier, der Jungen, der singenden Männchen, der Nester oder andere brutbiologische Daten X_i eines abgegrenzten Gebietes:

$$X_1, X_2, X_3, \dots, X_i, \dots, X_n \quad (1).$$

Sie werden im folgenden zur leichteren Lesbarkeit des Textes stets als die Zahl der Brutpaare X_i bezeichnet und sind in den Zeitpunkten T_i beobachtet worden. Wegen der jährlichen Brutperioden sind dies die Jahre

$$T_1, T_2, T_3, \dots, T_i, \dots, T \quad (2).$$

Es wird vorausgesetzt, die Menge der Daten X_i sei nur ein Teil einer sehr viel größeren Datenmenge G . Man kann sich vorstellen, es seien schon vor dem Beginn der Untersuchung Brutpaare auf der Fläche gewesen, und es seien künftig solche anwesend. Ferner gehören zu der Grundgesamtheit G auch jene Paare, die zwar innerhalb des Untersuchungszeitraums gebrütet haben, aber in Jahren, welche aus irgendwelchen Gründen nicht beobachtet worden sind. Es wird vorausgesetzt und später geprüft, die Grundgesamtheit G sei normalverteilt, und die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Wertes X_i folge der glockenförmigen GAUSS'schen Verteilung der Wahrscheinlichkeitsdichte (z. B. SACHS 1984: 49 ff.).

2.2 Trendanalyse

In einem Gedankenmodell sei jedem Wert X_i der Grundgesamtheit G völlig zufällig eine Jahreszahl T_i aus der fortlaufenden Reihe aller Jahre zugeordnet; diese Grundgesamtheit heiße G_0 . In einer anderen Grundgesamtheit G_1 dagegen hat jemand die Werte X_i zeitlich geordnet, jedoch nicht so, daß eine völlig monotone Reihe entsteht, sondern dem Zufall noch einen Spielraum gelassen. Dadurch soll eine Trendreihe der beschriebenen Art entstanden sein.

Wir überblicken weder die Grundgesamtheit G_0 , noch die Grundgesamtheit G_1 vollständig, sondern besitzen nur die Zahlen einiger Jahre. Aus dieser Stichprobe müssen wir schließen, welcher der beiden Grundgesamtheiten unsere Daten angehören. Nur die erste, trendfreie Grundgesamtheit G_0 ist genau zu definieren. Die Nullhypothese ist daher, die Daten gehörten dieser Gesamtheit an, die Alternativhypothese, sie gehörten ihr nicht an, und die Hypothese der Trendfreiheit sei zu verwerfen.

Diese Entscheidung kann nur mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit getroffen werden, denn zufällig könnte die gezogene Stichprobe aus einem Bereich der Grundgesamtheit G_0 gezogen sein, der eine zeitabhängige Entwicklung besitzt, obwohl G_0 insgesamt definitionsgemäß zeitunabhängig ist. Zufällig könnte die Probe umgekehrt der Grundgesamtheit G_1 entstammen, aber wegen des teils noch vorhandenen Zufallseinflusses zufällig aus einem Bereich gezogen worden sein, der keinen Trend erkennen läßt. Diese möglichen Fehler zahlenmäßig abzuschätzen, ist die Aufgabe der Trendanalyse.

2.3 Regressionsmethode für den linearen Trend (Test 1)

Hat man bei der Prüfung der Zahlen den Eindruck, es sei eine zeitliche Entwicklung vorhanden, die am besten durch die Inter-

polation einer Gerade beschrieben werden kann, so wendet man als Trendtest die Regressionsmethode an und betrachtet die Stichprobenwerte X_i gemeinsam mit den fortlaufenden Beobachtungsjahren T_i (KREYSZIK 1982):

$$(T_1, X_1), (T_2, X_2), \dots, (T_i, X_i), \dots, (T_n, X_n) \quad (3).$$

Trägt man die Werte X_i gegen T_i auf, erhält man einen Punkteschwarm. In ihn kann mit der Methode der kleinsten Quadrate eine Gerade gelegt werden, welche sich ihm am besten anpaßt (Beispiele in den Abbildungen). Sie drückt einen Zusammenhang oder eine Regression zwischen den Werten X und der Zeit T aus:

$$X = q \cdot T + k \quad (4).$$

In der Gleichung ist der Wert k der Achsenabschnitt der Gerade auf der nach oben gerichteten X -Achse. Der Wert q ist die Steigung der Gerade, er wird auch als Regressionskoeffizient bezeichnet. In einer für die leichtere Programmierung vorbereiteten Schreibweise gelten die folgenden Beziehungen, wobei die Summen hier und später die Werte $i = 1$ bis $i = n$ durchlaufen:

$$k = \frac{1}{n} (\sum X_i - q \cdot \sum T_i) \quad (5),$$

$$q = \frac{n \cdot \sum T_i \cdot X_i - \sum T_i \cdot \sum X_i}{n \cdot \sum T_i^2 - (\sum T_i)^2} \quad (6).$$

„Ist die Steigung der Regressionsgerade q nach oben oder nach unten gerichtet, q also ungleich Null, ist ein Trend vorhanden, ist aber q gleich Null so nicht“, könnte man eine Definition versuchen. Aus der Stichprobe wird man aber nur in den seltensten Fällen einen Wert q exakt gleich Null erhalten. Folglich ist kein Trend vorhanden, wenn die Steigung q praktisch Null ist, ein Trend ist vorhanden, wenn sie praktisch ungleich Null ist.

Diese Aussagen sind ungenau und müssen auch ungenau bleiben, weil sie nur durch die Stichprobe belegt sind. Der ermittelte Wert q ist nur ein Schätzwert zur Beantwortung der Frage, welcher Grundgesamtheit die Stichprobe zuzuordnen ist.

Es ist leicht zu beweisen, daß die Grundgesamtheit G_0 eine Steigung $q_0 = 0$ besitzt.¹ Mit dieser wird die Steigung q der gezogenen Stichprobe anhand der Größe t verglichen, der Differenz der beiden Steigungen $(q - q_0)$, dividiert durch die Standardabweichung s_q der Steigung q . Nach einigen Umformungen folgt für t aus (7) die Beziehung (8), wiederum vorbereitet für die leichtere Programmierung:

$$t = \frac{q - q_0}{s_q} \quad \text{wobei } q_0 = 0 \quad (7)$$

$$t = \frac{(q - q_0) \cdot \sqrt{n-2} \cdot \sqrt{\sum T_i^2 - 1/n (\sum T_i)^2}}{\sqrt{\sum X_i^2 - 1/n (\sum X_i)^2 - q^2 (\sum T_i^2 - 1/n (\sum T_i)^2)}} \quad \text{wobei } q_0 = 0 \quad (8)$$

Die Größen, welche die t -Werte zahlreicher Stichproben der normalverteilten Grundgesamtheit G_0 annehmen, folgen einer sogenannten t - oder Student-Verteilung, wie WEBER (1986: 217) beweist. Der Tabelle 1 dieser Zufallsverteilung kann die Wahrscheinlichkeit P in Prozent (%) entnommen werden, daß ein betrachteter Wert t in den Bereich links oder rechts der dargestellten Schranken $+S$ und $-S$ fällt. Umgekehrt kann zu einer gegebenen Wahrscheinlichkeit P die zugehörige Schranke S angegeben werden, symbolisch $S_{p\%}$.

Wie man aus der Tabelle 1 erkennt, ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein Stichprobenwert $|t|$ in den Bereich größer $IS_{p\%}$ fällt, um

so geringer, je größer $IS_{p\%}$ ist, denn die Flächen P werden kleiner, je weiter S nach außen rückt. Etwas ungenau ausgedrückt¹ kommen extrem große Werte $|t|$ zufällig nur selten vor. Wahrscheinlich hat sie nicht der Zufall allein verursacht, sondern wegen der Regressionsansätze (4) bis (8) eine Steigung q , die von $q_0 = 0$ wesentlich verschieden ist, so daß die zugrundeliegenden Daten wahrscheinlich der trendbehafteten Gesamtheit G_1 angehören.² Für die Entscheidung, welcher Wert extrem ist, und wo die Grenze zu den normalen Werten liegt, bedarf es der Festlegung einer Schranke. Sie bezeichnen wir als das *Signifikanzniveau* S und verwerfen die Nullhypothese H_0 , es sei kein Trend vorhanden, in all jenen Fällen, in denen der nun als Testparameter \hat{t} bezeichnete Stichprobenwert den Wert $S_{p\%}$ überschreitet:

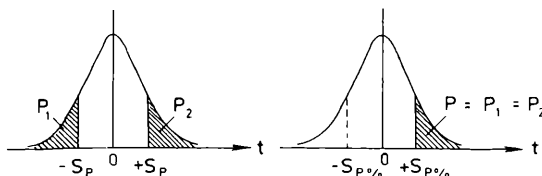
$$|\hat{t}| > S_{p\%}: H_0: q = 0 \text{ wird abgelehnt, symbolisch } H_0: \emptyset \quad (9)$$

Wählen wir das Signifikanzniveau $P = 5\%$, entscheiden wir in 95% der Fälle richtig, machen aber aus den angeführten Gründen, daß selbst der extremste Wert zufällig sein kann, in 5% der Fälle den Fehler, die Nullhypothese H_0 zu unrecht zu verwerfen, obwohl sie wahr ist. Warum nicht 0,1% wählen? Dann würden wir zwar nur in 0,1% der Fälle diesen Fehler machen, vergrößern würden wir aber die Gefahr eines Fehlers zweiter Art, nämlich die Nullhypothese beizubehalten, obwohl sie falsch ist.

Die unberechtigte Annahme eines Abnahmetrends infolge eines Fehlers erster Art kann zu Naturschutzaktivitäten führen, die besser woanders angebracht wären. Übersieht man dagegen einen Abnahmetrend, obwohl einer vorhanden ist, und macht man einen Fehler zweiter Art, kann dieser unter dem Aspekt des Naturschutzes gravie-

¹ In (6) kann für T_i wegen der Zeitunabhängigkeit jeweils derselbe Wert gesetzt werden, etwa $T_i = 1$, so daß $q = 0$ wird.

Tab. 1: Schranken $S_{p\%}$ der t-Verteilung nach SACHS (1984: 111). – Levels $S_{p\%}$ of Student or t-distribution after SACHS (1984: 111).



Die Zahl der Jahre ist n. Abzulesen ist bei (n – 2) Freiheitsgraden

Freiheitsgrade	Schranken $S_{p\%}$					
	Zweiseitig: $P = P_1 + P_2$			Einseitig: $P = P_1 = P_2$		
	$P = 10\%$	$P = 5\%$	$P = 1\%$	$P = 10\%$	$P = 5\%$	$P = 1\%$
3	2,253	3,182	5,841	1,638	2,353	4,541
4	2,132	2,776	4,604	1,533	2,132	3,747
5	2,015	2,571	4,032	1,476	2,015	3,365
6	1,943	2,447	3,707	1,440	1,943	3,143
7	1,895	2,365	3,499	1,415	1,895	2,998
8	1,860	2,306	3,355	1,397	1,860	2,896
9	1,833	2,262	3,250	1,383	1,833	2,821
10	1,812	2,228	3,169	1,372	1,812	2,764
11	1,796	2,201	3,106	1,363	1,796	2,718
12	1,782	2,179	3,055	1,356	1,782	2,681
13	1,771	2,160	3,012	1,350	1,771	2,650
14	1,761	2,145	2,977	1,345	1,761	2,624
15	1,753	2,131	2,947	1,341	1,753	2,602
16	1,746	2,120	2,921	1,337	1,746	2,583
17	1,740	2,110	2,898	1,333	1,740	2,567
18	1,734	2,101	2,878	1,330	1,734	2,552
19	1,729	2,093	2,861	1,328	1,729	2,539
20	1,725	2,086	2,845	1,325	1,725	2,528
21	1,721	2,080	2,831	1,323	1,721	2,518
22	1,717	2,074	2,819	1,321	1,717	2,508
23	1,714	2,069	2,807	1,319	1,714	2,500
24	1,711	2,064	2,797	1,318	1,711	2,492
25	1,708	2,060	2,787	1,316	1,708	2,485
26	1,706	2,056	2,779	1,315	1,706	2,479
27	1,703	2,052	2,771	1,314	1,703	2,473
28	1,701	2,048	2,763	1,313	1,701	2,467
29	1,699	2,045	2,756	1,311	1,699	2,462
30	1,697	2,042	2,750	1,310	1,697	2,457

render sein, und es wurde vorgeschlagen (MANN 1988), das 10%-Signifikanzniveau zu wählen, um ihn zu minimieren. Um sowohl den Fehler erster, als auch den Fehler zweiter Art möglichst gering zu halten, das heißt den Test möglichst stark zu machen, wählt man zweckmäßig einen ganzen Bereich für die Trennung der Nullhypothese von der Alternativhypothese (SACHS 1988: 184):

$$\hat{I}tI < S_{10\%}: H_0 \text{ wird nicht abgelehnt, symbolisch } H_0: \emptyset \quad (10),$$

$$\hat{I}tI > S_{1\%}: H_0 \text{ wird abgelehnt, symbolisch } H_0: \emptyset \quad (11).$$

Fällt das berechnete $\hat{I}tI$ in das „Niemandes-land“ (SACHS 1988: 184) zwischen den beiden Grenzen, wählt man als eine Grenze nach SACHS (1988: 184) entweder $S_{5\%}$, oder aus dem angeführten Grund $S_{10\%}$, nimmt jedoch ein schwächeres Testergebnis in Kauf, indem sich der sichere Grenzstreifen auf eine Linie verschmälert.

Bei der Ermittlung von $S_{p\%}$ aus P sind zwei Fälle zu unterscheiden: Will man prüfen, ob \hat{t} und folglich q signifikant kleiner oder größer als Null sind, also ob überhaupt ein Trend vorhanden ist, egal in welche Richtung, wendet man den zweiseitigen Test an und prüft $H_0: q_0 = 0$ gegen $H_1: q \neq 0$. Will man aber wissen, ob ein Zunahmetrend vorhanden ist, prüft man H_0 einseitig gegen $H_1: q > 0$, einen vermuteten Abnahmetrend H_0 einseitig gegen $H_1: q < 0$. Stärker ist der einseitige Test. Bei ihm ist die Fläche P_1 , bei den zweiseitigen Tests sind beide Flächen $P_1 + P_2$ der Tabelle 1 zu nehmen. Abzulesen ist bei $(n - 2)$ Freiheitsgraden. In welche Richtung ein festgestellter, signifikanter Trend geht, kann der berechneten Steigung q entnommen werden; er ist bei $q > 0$ steigend, bei $q < 0$ abnehmend.

2.4 Trendtest nach VON NEUMANN für den allgemeinen Trend (Test 2)

Für eine wellenförmige Reihe wie zum Beispiel

$(T_i, X_i) = (1,1), (2,2), (3,3), (4,4), (5,5), (6,6), (7,5), (8,4), (9,3), (10,2), (11,1)$

liefert der Regressionstest eine Steigung der Regressionsgeraden $q = 0$, und der Testparameter ist $\hat{t} = 0$, wonach kein Trend vorhanden ist. Unter einem Trend verstehen wir aber nach der eingangs gegebenen Definition nicht nur lineare Entwicklungen, sondern auch solche, die eine andere Zeitabhängigkeit erkennen lassen. Sie erkennt der VON NEUMANN'sche Test; Originalzitat VON NEUMANN'S (1941: 153): „A trend, which need not be linear“

Der Test setzt wie der vorhergehende voraus, die Glieder X_i entstammten einer normalverteilten Grundgesamtheit, seien also ihrem Wert nach zufallsverteilt. Um zu prüfen, ob sie in der zeitlichen Reihenfolge zufallsmäßig sind, dient die mittlere quadratische sukzessive Differenz Δ^2 . Sie wird ins Verhältnis gesetzt zur Varianz s^2 , das ist das Quadrat der Standardabweichung s , und ergibt einen Quotienten t , der eine andere Größe ist als vorher. Nach SACHS (1984: 292) ist:

$$\Delta^2 = [(X_1 - X_2)^2 + (X_2 - X_3)^2 + \dots + (X_i - X_{i+1})^2 + \dots + (X_{n-1} - X_n)^2] / (n-1) \quad (12),$$

$$s^2 = [\sum X^2 - 1/n (\sum X_i)^2] / (n-1) \quad (13),$$

$$t = \Delta^2 / s^2 \quad (14).$$

Tab. 2: Schranken $S_{p\%}$ der von NEUMANN'schen Verteilung. – Levels $S_{p\%}$ of von NEUMANN distribution.

Jahre n	P = 5%	P = 1%	Jahre n	P = 5%	P = 1%
5	0,8204	0,5379	19	1,2834	1,0199
6	0,8902	0,5615	20	1,2996	1,0406
7	0,9359	0,6140	21	1,3148	1,0601
8	0,9825	0,6628	22	1,3290	1,0785
9	1,0244	0,7088	23	1,3425	1,0958
10	1,0623	0,7518	24	1,3552	1,1122
11	1,0965	0,7915	25	1,3671	1,1278
12	1,1276	0,8280	26	1,3785	1,1426
13	1,1558	0,8618	27	1,3892	1,1567
14	1,1816	0,8931	28	1,3994	1,1702
15	1,2053	0,9221	29	1,4091	1,1830
16	1,2272	0,9491	30	1,4183	1,1951
17	1,2473	0,9743	32	1,4354	1,2177
18	1,2660	0,9979			

Ein Wert t tritt mit einer Wahrscheinlichkeit $P = 0$ auf, da die Zahl der insgesamt möglichen Werte t unendlich ist; nur die Wahrscheinlichkeit, daß er in ein definiertes Intervall fällt, kann mit einer Zahl $P > 0$ angegeben werden.

² Ein Beweis ist unmöglich, weil G_i nicht genau zu definieren ist (Abschnitt 2.2).

Weist die Zeitreihe einen Trend auf, so sind die Zahlen zweier Nachbarglieder einander ähnlicher als jenen entfernter Glieder. Die übergreifenden Differenzen der Zweierpaare sind kleiner, ebenso ihre Quadrate, dies führt zu kleinen Werten Δ^2 und folglich zu kleinen Werten t . Letztere fallen in der VON NEUMANN'schen Verteilung in den Bereich geringer Wahrscheinlichkeiten der t -Werte. Sind die aufeinanderfolgenden Zahlen dagegen voneinander unabhängig und in der Reihenfolge zufällig, so nimmt t größere Werte an mit einer größeren Wahrscheinlichkeit.¹ Die Verteilung ist tabelliert und kann für $P = 1\%$ und $P = 5\%$ SACHS (1984: 292) und HART (1942 b) oder der Tabelle 2 entnommen werden. Die Werte für $P = 10\%$ sind bisher nicht berechnet und werden in einer späteren Publikation mitgeteilt.

Der weitere Test ist gleich dem vorhergehenden: Ein Trend kann nur mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit behauptet oder abgelehnt werden. Man entscheidet sich für ein Signifikanzniveau ähnlich wie vorher und es gilt:

$$\begin{aligned} |\hat{t}| > S_{10\%}: H_0 \text{ wird nicht abgelehnt,} & \quad \text{symbolisch } H_0: \Phi & (15), \\ |\hat{t}| < S_{1\%}: H_0 \text{ wird abgelehnt,} & \quad \text{symbolisch } H_0: x & (16). \end{aligned}$$

n	4	10	15	20	30	50	75	100
R/s	2,43	3,68	4,17	4,49	4,89	5,35	5,68	5,90

Stichprobenwert) und s ihre Standardabweichung:

In den Beispielen hat die Prüfung Normalität ergeben. Kommt man zum Ergebnis, das Material sei nicht normalverteilt, kann man verteilungsfreie Tests anwenden, wie den Test anhand des SPEARMAN'schen

Fällt das Testergebnis in das „Niemandland“, ist es wiederum schwächer, und man wählt wie beim Regressionstest $S_{5\%}$ oder $S_{10\%}$ als punktuelle Signifikanzgrenze. Die Richtung und Ausprägung des Trends ist einer Tabelle oder der graphischen Darstellung der Daten zu entnehmen, wie die Beispiele zeigen werden.

Um eine schnelle Anwendung dieses und des vorhergehenden Tests zu ermöglichen, sind zwei BASIC-Computerprogramme vorhanden, die vom Verfasser bezogen werden können.

2.5 Prüfung auf Normalität

Vor der Anwendung der beiden Tests ist zu prüfen, ob die Eingangsvoraussetzung erfüllt ist, daß nämlich die Zahlen der Brutpaare X_i normalverteilt und ihrem Wert nach zufällig sind. Nur der Zeitparameter darf die festgestellten Unterschiede bewirken!

Für die Normalitätsprüfung wird ein Verfahren nach SACHS (1988: 51) benutzt. Die zu prüfenden Stichprobenwerte entstammen auf dem 5%-Signifikanzniveau zumindest einer angenähert normalverteilten Grundgesamtheit, wenn das Verhältnis R/s kleiner ist als die folgenden tabellierten Werte R/s ; R ist die Spannweite der Werte X_i (Differenz zwischen dem größten und dem kleinsten

Rangkorrelationskoeffizienten (SACHS 1984: 309 ff.; WEBER 1986: 215 ff.). Im anderen Fall ist davon abzuraten, denn wendet man einen verteilungsfreien Test an, obwohl die Voraussetzung der Normalität gegeben ist, so nimmt man einen höheren Fehler zweiter Art in Kauf (SACHS 1984: 103).

¹ Diese Aussagen sind wiederum etwas unexakt, vergleiche die Fußnote 1 von S. 5.

² Die Zahlen HARTS (1942 a & 1942 b) sind mit $(n-1)/n$ zu multiplizieren, denn VON NEUMANN (1941) setzt in den Nenner der Varianz s^2 den Wert n , SACHS (1984; 292) aber $(n-1)$.

3. Beispiele

3.1 Mäusebussard *Buteo buteo* in Wasseralfingen und Hofen (Ostalbkreis)

Das 24 km² große Untersuchungsgebiet liegt auf der Hochfläche und am Fuß der Schwäbischen Alb und setzt sich aus Feld und

Wald, sowie städtischen und dörflichen Siedlungen zusammen. F. GEHWELER hat die Brutpaare des Mäusebussards erhoben und mir die folgenden Zahlen schriftlich mitgeteilt. Ist eine Zu- oder Abnahme vorhanden?

Tab. 3: Brutbestände des Mäusebussards *Buteo buteo* in Wasseralfingen und Hofen – *Breeding pairs of Buzzard in Wasseralfingen und Hofen (Baden-Württemberg)*

Jahr 1977: 11 Brutpaare	Jahr 1982: 12 Brutpaare
Jahr 1978: 13 Brutpaare	Jahr 1983: 13 Brutpaare
Jahr 1979: 14 Brutpaare	Jahr 1984: 11 Brutpaare
Jahr 1980: 12 Brutpaare	Jahr 1987: 12 Brutpaare
Jahr 1981: 14 Brutpaare	Jahr 1988: 13 Brutpaare

Zahl der Jahre $n = 10$

Zur Trendanalyse werden der Regressions-test (Test 1) und der VON NEUMANN'sche Test (Test 2) angewandt. In das Rechenprogramm werden die Jahreszahlen 77, 78, 79 usw. eingegeben, nicht 1977, 1978, 1979 usw., da sonst so große Zwischenzahlen entstehen, daß selbst das Computerergebnis ungenau wer-

den könnte. Auch in den weiteren Beispielen werden die Jahreszahlen 19 weggelassen; die berechneten Achsenabschnitte der Regressionsgerade gehören folglich zum Jahr 1900 und sind für die weitere Betrachtung unbedeutend. Das Testergebnis des Beispiels ist:

Methode	Regressionsgerade	t	S _{1%}	S _{5%}	S _{10%}	H ₀
Test 1	$X = -0,012 T + 13,52$	0,12	3,36	zweiseitig:	1,86	⊕
				2,31		
				einseitig:		
			2,90	1,86	1,40	⊕
Test 2	—	2,29	0,75	1,06		⊕

Nach dem Regressionstest ist die Hypothese der Trendfreiheit $H_0: q = 0$ nicht abzulehnen, denn t fällt in einen Bereich mit $P > 10\%$. Dieses Ergebnis gilt sowohl für den zweiseitigen Test, der prüft, ob die berechnete Steigung $q = -0,012$ entweder signifikant kleiner oder signifikant größer als $q_0 = 0$ ist, als auch für den einseitigen Test, der prüft, ob $q = -0,012$ signifikant kleiner als $q_0 = 0$ ist. Behauptungen, die Brutbestände des Mäusebussards würden ab- oder zunehmen, sind zurückzuweisen. Der VON NEUMANN'sche Test

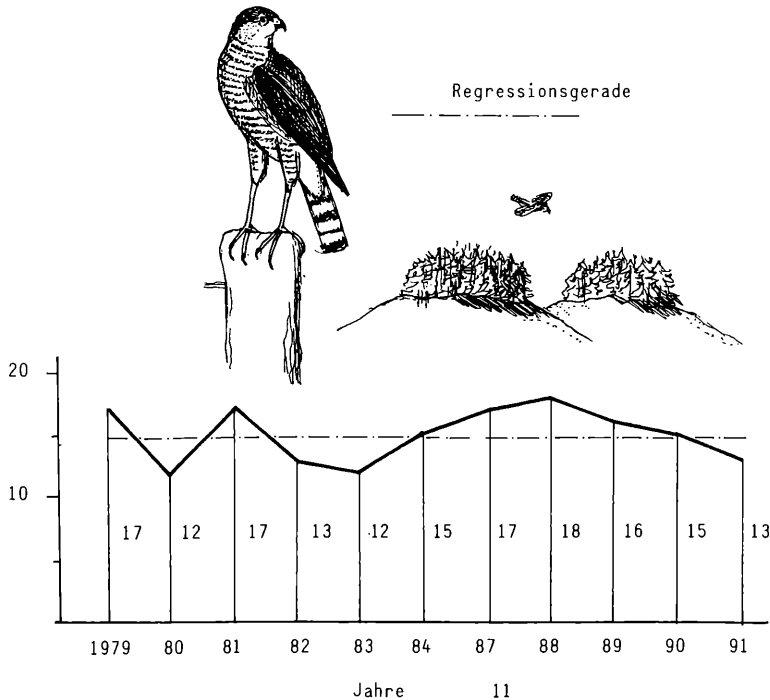
weist ebenfalls keinen Trend aus. Da er auch nichtlineare Fluktuationen erkennen würde, ist die Behauptung zurückzuweisen, die Brutbestände würden trendmäßig fluktuieren. Die wechselnden Zahlen der Brutpaare haben zufällige Ursachen.

3.2 Sperber *Accipiter nisus* im Welland (Ostalbkreis)

Westlich der Stadt Aalen dehnt sich das Welland aus. Das 105 km² große Untersuchungsgebiet besteht aus Wiesen und Äk-

kern, eingestreut sind ländliche Ortschaften. Die Wellenform der Landschaft entsteht durch die Hügel des Opalinustones. Sie tragen auf der Spitze bewaldete Kuppen. In den Fichtenstangenhölzern der kleinen Wäldchen brütet der Sperber; im Wald, auf dem

freien Feld und in den Ortschaften, dort vor allem winters, geht er der Jagd nach. F. GEHWEILER und W. SCHMID haben die in der Abb. 1 dargestellten Zahlen der jährlichen Sperberreviere erhoben und mir schriftlich mitgeteilt.



Wie beim vorherigen Test fallen die Werte \hat{t} bei der Anwendung beider Verfahren in Bereiche mit $P > 10\%$. Auf diesem Niveau kann die Hypothese der Trendfreiheit nicht ver-

worfen werden. Behauptungen, der Sperberbestand würde zu- oder abnehmen oder fluktuieren, sind nach folgendem Testergebnis zurückzuweisen:

Methode	Regressionsgerade	\hat{t}	$S_{1\%}$	$S_{5\%}$	$S_{10\%}$	H_0
Test 1	$X = 0,066 T + 9,37$	0,12	3,25	zweiseitig:		⊕
				2,26	1,83	
				einseitig:		
			2,82	1,83	1,38	⊕
Test 2	—	1,87	0,79	1,10		⊕

3.3 Uferschwalbe *Riparia riparia* in Gaxhardt (Ostalbkreis)

Gaxhardt in der Gemeinde Stöttlen hatte die letzte Uferschwalbenkolonie Nordwürttembergs, bis im Jahr 1989 eine Kolonie in

Rindelbach (Stadt Ellwangen) und 1990 eine weitere in Weiler (Gemeinde Rainau) hinzugekommen sind, vielleicht Ableger der Gaxhardter Kolonie. Die drei Kolonien liegen in ehemaligen oder noch betriebenen Sandgruben.

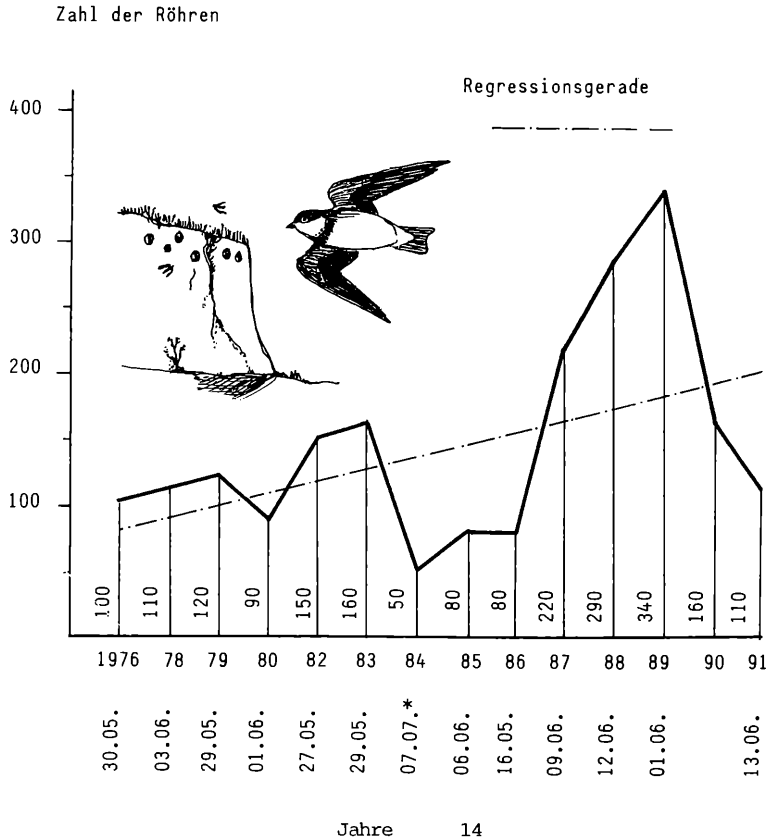


Abb. 2:

Röhren der Uferschwalbe *Riparia riparia* in Gaxhardt. – Holes of Sand Martin in Gaxhardt (Baden-Württemberg). * – Später Zähltermin, da das Brutgeschehen durch Kälte um etwa drei Wochen verzögert ist. ** – Zähltermin Anfang Juni.

Sobald die Uferschwalben Anfang Mai aus dem Winterquartier zurückkehren, beginnen sie Röhren in den Sand zu graben. Ihre Zahl ist ein Maß für die Brutbestände, wenn auch nur 50 bis 60% der Röhren mit Nestern belegt sind. Da die Röhrenzahl im Lauf der Brut-

periode zunimmt, wurde als Zähltermin jeweils die Zeit gegen Ende Mai und Anfang Juni gewählt, nachdem die Röhren der Erstbrut fertig sind. Die Zahlen der Abb. 2 haben mir H. BALTERS, A. WOLF und P. WOLF schriftlich, sowie H. LÖFFELAD mündlich mitgeteilt.

Das Ergebnis des Trendtests ist:

Methode	Regressionsgerade	\hat{t}	$S_{1\%}$	$S_{5\%}$	$S_{10\%}$	H_0
Test 1	$X = 8,10 T - 534,80$	1,77	2,68	1,78	1,35	\oplus/\emptyset
Test 2	—	0,88	0,89	1,18		\emptyset

Die Testgröße des Regressionstests fällt in das „Niemandland“ zwischen $S_{5\%}$ und $S_{10\%}$. Ein linearer Trend ist unsicher, obwohl die Steigung der Regressionsgerade in der Abb. 2 steil nach oben weist. Ob die Steigung praktisch Null oder praktisch ungleich Null ist, entscheidet aber nicht die Größe der Steigung q , sondern der Wert \hat{t} . In ihn geht gemäß (7) und (8) außer q die Standardabweichung von q ein.

Wegen der starken Fluktuation der Zahlen ist der Ansatz eines linearen Trends problematisch und der von NEUMANN'schen Test 2 vorzuziehen. Danach ist H_0 abzulehnen, da $\hat{t} = 0,88$ kleiner als $S_{1\%}$ ist. Der Test erkennt auf einem Niveau von $P < 1\%$ einen Trend. Wie der Trend beschaffen ist, läßt sich aus den genannten Gründen nicht beweisen, er dürfte aber durch die aus der Abbildung ersichtlichen Wellen hervorgerufen sein. Diese sind nach dem Test nicht zufällig und zeitunabhängig, sondern weisen eine signifikante, wahrscheinlich zyklische Entwicklung der Röhrenzahl aus.

Im Jahr 1976 wurde der Sandabbau eingestellt, die Sandgrube vom Land Baden-Württemberg erworben, und vom Landratsamt Ostalbkreis als Naturdenkmal ausgewiesen. Im Winter aber bröckelt der Sand von der vier Meter hohen Wand und bleibt am Fuß liegen, was die Bruten hemmt (ein Fuchs kletterte in die Wand und scharrte an den Röhren, ein Marder drang ein). Um die Wand steil zu machen, haben die Ortsgruppen Ellwangen und Aalen des Naturschutzbundes Deutschland den abgebröckelten Sand jährlich vor dem Beginn der Brutzeit mit dem Bagger entfernt.

Wegen der Konstanz der Sandwand und des unveränderten Nahrungsbiotops der Schwalben im nahen Rotachtal dürften die festgestellten signifikanten Schwankungen der Brutzahlen andere innere oder äußere Gründe der Schwalbenpopulation haben.

3.4 Raufußkauz *Aegolius funereus* auf der Ostalb

Das Albuch ist die Hochfläche der Schwäbischen Alb zwischen der Fils im Westen und der Brenz und dem Kocher im Osten. Auf ihm lebt, entfernt von den übrigen baden-württembergischen Vorkommen, eine kleine Population des Raufußkauzes. Daß der Kauz nur in diesem Teil der Schwäbischen Alb vorkommt, dürfte an der Überdeckung der Weißjurakalke durch saure Feuersteinlehme liegen. Diese waren für die Verjüngung der natürlich vorkommenden Buche ungünstig, so daß schon zu Beginn des neunzehnten Jahrhunderts begonnen wurde, die Flächen mit Fichten aufzuforsten (SCHURR 1979). In den Nadelwäldungen, dem allgemeinen Habitat des Kauzes (GLUTZ VON BLOTZHEIM 1980: 566), jagt er Mäuse und Vögel, in den erhaltenen Buchenalthölzern und in den aufgehängten Nistkästen sind seine Brutplätze (Mündliche und schriftliche Mitteilungen von E. LANG, ferner KÖNIG 1964, KÖNIG 1968 und KÖNIG 1969).

Das Raufußkauzvorkommen wurde von W GATTER im Jahr 1961 entdeckt (KÖNIG 1964). Seit dem Jahr 1978 werden die Vögel von E. LANG gezählt, der mir die Zahlen der Abb. 3 zur Verfügung gestellt hat. Nehmen die Bestände ab oder zu? Dazu folgendes Testergebnis:

Methode	Regressionsgerade	$\hat{t} $	$S_{1\%}$	$S_{5\%}$	$S_{10\%}$	H_0
Ausgeflogene Jungen						
Test 1	$X = 0,97 T - 64,9$			einseitig:		
		0,80	2,68	1,78	1,36	⊕
Test 2	—	3,12	0,89	1,18		⊕
Erfolgreiche Bruten						
Test 1	$X = 0,25 T - 15,51$			einseitig:		
		0,87	2,68	1,78	1,36	⊕
Test 2	—	3,06	0,89	1,18		⊕
Bruten insgesamt						
Test 1	$X = 0,64 T - 44,14$			einseitig:		
		1,32	2,68	1,78	1,36	⊕
Test 2	—	2,88	0,89	1,18		⊕

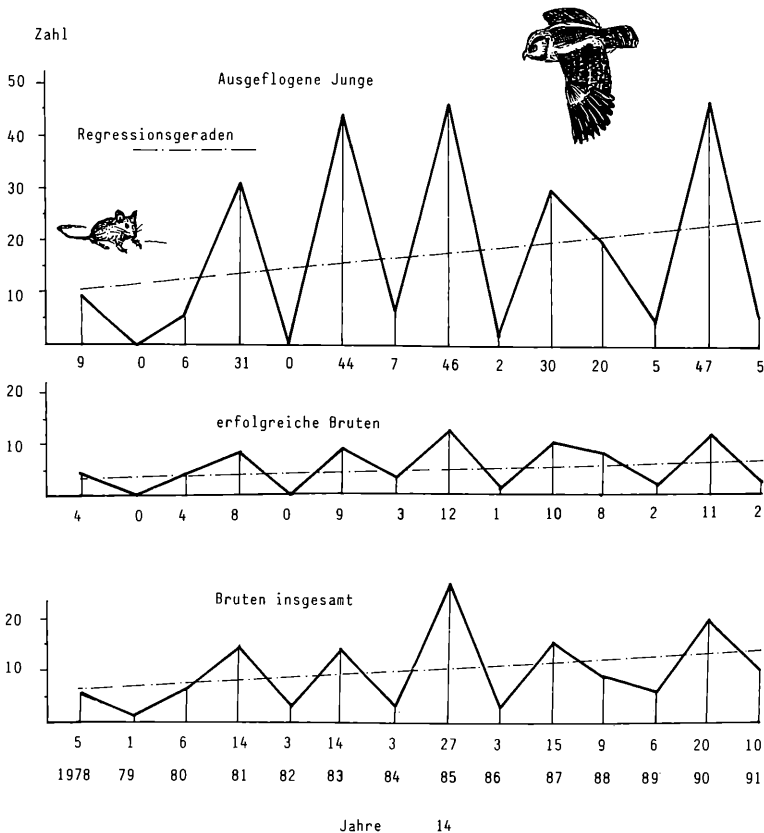


Abb. 3:

Rauhfußkauz *Aegolius funereus* auf dem Albuch (Schwäbische Alb). – Tengmalm's Owl in Albuch on the Swabian Alb; Number of fledging youngs, of breeding pairs with fledging youngs and of all breeding pairs.

Die Hypothese, die beobachteten Zahlen gehörten einer zeitunabhängigen Verteilung an, ist nach beiden Tests anzunehmen. Maßgebend ist wiederum das Rechenergebnis, nicht der optische Eindruck der Zeichnung Abb. 3; zieht man nämlich die Einteilung der Zeitachse auseinander, so werden die Steigungen flacher, und man erkennt die Relativität der graphischen Darstellung.

Weil der VON NEUMANN'sche Test die Fluktuationen anders als bei den Uferschwalben übersieht, dürften die aufeinanderfolgenden Gipfel und Täler zufällige Gründe haben. Es ist das wechselnde Angebot von Mäusen, das sie verursacht. Fehlt es an Mäusen, werden Bruten aufgegeben, oder der Kauz setzt im betreffenden Jahr mit der Brut aus. Eintretende Mäuseknappheit ist am ersten daran zu

erkennen, daß vermehrt Vögel in die Höhlen eingetragen werden (E. LANG mündlich).

3.5 Großer Brachvogel *Numenius arquata* im Ries (Donau-Ries-Kreis)

Das Nördlinger Ries ist ein Kessel mit etwa 25 Kilometer Durchmesser, eingesenkt in die Schwäbische und Fränkische Alb durch den Einschlag eines Meteors in der Zeit des Obermiozäns. Er füllte sich mit Wasser und bildete einen See; dieser lief später leer, geblieben sind die Seeablagerungen und feuchte Wiesen, worin der Brachvogel brütet. Die Zahlen der jährlichen Brachvogelpaare sind nach GREINER (1988, 1990 & 1991) in der Abb. 4 enthalten. Nehmen die Bestände zu oder ab? Das Testergebnis ist folgendes:

Methode	Regressionsgerade	$\hat{t} $	$S_{1\%}$	$S_{5\%}$	$S_{10\%}$	H_0
Pfäfflinger Wiesen						
Test 1	$X = 1,82 T - 127,5$	11,65	3,00	einseitig: 1,90	1,42	\emptyset
Test 2	—	0,26	0,71	1,02	—	\emptyset
Übriges Ries						
Test 1	$X = -2,34 T + 255,8$	3,11	3,00	einseitig: 1,90	1,42	\emptyset
Test 2	—	0,32	0,71	1,02	—	\emptyset
Gesamtes Ries						
Test 1	$X = -0,62 T + 128,3$	0,84	3,50	zweiseitig: 2,36	1,90	\oplus
Test 2	—	0,62	0,71	1,02	—	\emptyset

Für die Pfäfflinger Wiesen vermutet man aus der Abb. 4 eine Zunahme. Daher wird $H_0: q=0$ gegenüber $H_1: q>1$ einseitig getestet. Auf einem Niveau von $S_{1\%}$ ist die These der Trendfreiheit H_0 zu verwerfen, der festgestellte Trend geht angesichts der positiven Steigung $q = + 1,82$ wie vermutet nach oben. In Pfäfflingen sind die Wiesen gegen eine Entschädigung zwischen Anfang April und Mitte Juni ohne Bewirtschaftung (GREINER 1988), ihre Fläche hat neuerdings wieder etwas zugenommen, vielleicht auch haben die Flachteiche, welche man ausgehoben hat, eine Anziehungskraft auf den Brachvogel.

Für das übrige Ries wird in ähnlicher Weise ein abnehmender, signifikanter Trend gefunden mit $q = -2,34$. Er dürfte von den Veränderungen der Landwirtschaft kommen: Die Kuhhaltung wird aufgegeben, Wiesen werden umgebrochen und zu Äckern gemacht (GREINER 1991).

Im gesamten Ries summieren sich die gegenläufigen Entwicklungen und die These der Trendfreiheit H_0 ist mit dem Regressionstest nicht abzulehnen; die Regressionsgerade hat eine Steigung $q = -0,62$, die nach dem berechneten \hat{t} nicht signifikant von $q_0 = 0$ verschieden ist. Der VON NEUMANN'sche Test

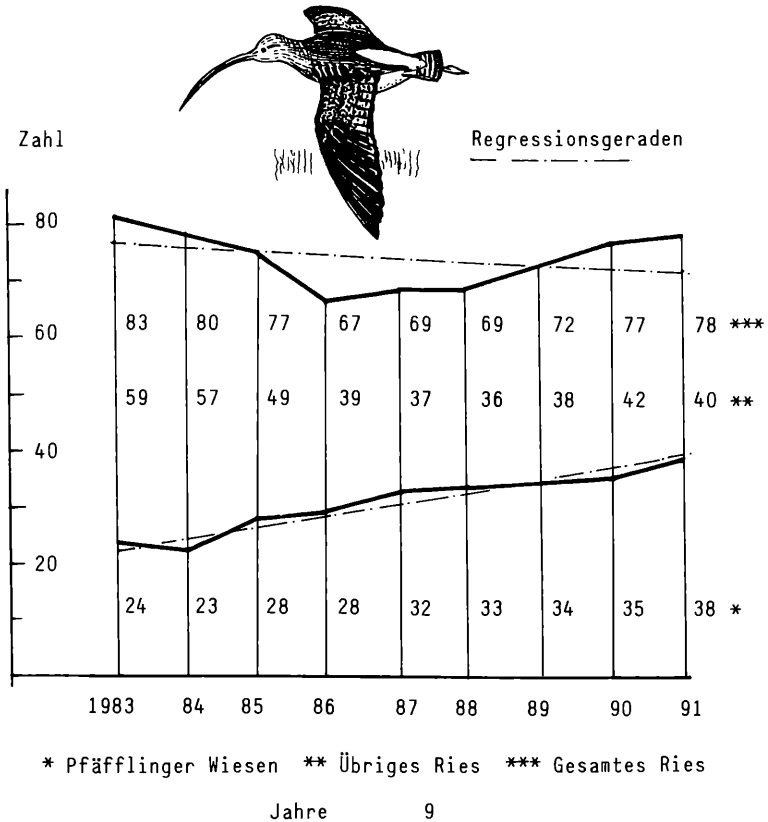


Abb. 4:

Großer Brachvogel *Numenius arquata* im Rias; Zahl der Paare. – Curlew in the Bavarian Rias; number of pairs.

dagegen zeigt eine zeitabhängige Entwicklung, hervorgerufen wahrscheinlich durch das Tal mit dem Tiefpunkt im Jahr 1986: Der Abstieg, wahrscheinlich verursacht durch die Verschlechterung der Brachvogelhabitate, und der folgende Anstieg, hervorgerufen wahrscheinlich durch die geschilderten Naturschutzmaßnahmen, werden als signifikant erkannt, während der lineare Regressionstest sie übersieht.

Daß der Bruterfolg der langlebigen Brachvögel gering ist, und im Jahr 1988 nur 23, im Jahr 1990 vielleicht sogar nur vier Junge flügge geworden sind (GREINER 1990), steht auf einem anderen Blatt, und wäre mit einem Test der Zahl der Jungen zu prüfen. Aus dem

brandenburgischen Havelland ist bekannt, daß die Jungen selbst in den Wiesen nicht genügend zu fressen finden, vor allem keine Großinsekten; als Gründe werden die Düngung, sowie der abwechselnde Umbruch und die nachfolgende Neueinsaat ertragreicher Gräser im sogenannten Saatgrünland genannt, wodurch die Zahl der Insekten abnehme (LITZBARSKI 1988).

3.6 Weißstorch *Ciconia ciconia* in Illmitz (Burgenland)

Am Ostufer des Neusiedler Sees liegt der Ort Illmitz mit vielen Storchennestern auf den Häusern. Die Bruten werden begünstigt

durch das kontinentale, sommerwarme Klima der pannonischen Tiefebene, die Wiesen und Weiden im Umkreis des Ortes, sowie die feuchten Randzonen der Lacken, kleinen stehenden Gewässern an den tiefsten Punkten

der Ebene. Nach RANNER (ohne Jahr) und einer schriftlichen Mitteilung des Vereins für Vogel- und Landschaftsschutz Illmitz sind die Zahlen der Storchenbruten in der Abb. 5 dargestellt. Das Testergebnis ist:

Methode	Regressionsgerade	$\hat{t} t $	$S_{1\%}$	$S_{5\%}$	$S_{10\%}$	H_0
Horstpaare						
Test 1	$X = -0,51 T + 53,94$			zweiseitig:		
		6,03	3,06	2,18	1,78	∅
Test 2	—	0,36	0,89	1,18		∅
Brutpaare						
Test 1	$X = -0,23 T + 26,60$			zweiseitig:		
		1,81	3,06	2,18	1,78	⊕
Test 2	—	1,73	0,89	1,18		⊕
Ausgeflogene Junge						
Test 1	$X = -0,25 T + 38,32$			zweiseitig:		
		0,86	3,06	2,18	1,78	⊕
Test 2	—	2,39	0,89	1,18		⊕

Mit der Regressionsmethode wird zweiseitig getestet, weil die unbekannte wirkliche Steigung q sowohl größer als auch kleiner als $q_0 = 0$ sein könnte. Die Hypothese der Trendfreiheit $H_0: q = 0$ ist im Fall der Brutpaare und der ausgeflogenen Jungen nicht abzulehnen, denn die ermittelten Wahrscheinlichkeiten P liegen im Bereich $P \geq 10\%$. Der von NEUMANN'sche Test liefert dasselbe Ergebnis. Die zufälligen Unterschiede der Zahl der Brutpaare und der ausgeflogenen Jungen dürfte der zufällige Wechsel von den Störungs-, Normal- und Bestjahren verursachen, wie RANNER (o. J.) die unterschiedlichen Jahre nennt. In Störungsjahren herrschten in den Überwinterungsgebieten und auf dem Heimzug ungünstige Witterungsbedingungen; sie verzögerten die Ankunft der Störche im Brutgebiet und verminderten den Bruterfolg.

Die Horstpaare sind alle Paare, die einen Horst besetzen, mit und ohne ausgeflogenen Jungen. Bei ihnen ist $P < 1\%$ nach beiden Methoden. Die Regressionsmethode liefert eine Steigung $q = -0,52$, die signifikant von $q_0 = 0$ verschieden ist und einen signifikanten Rückgang ausweist. Da aber die Zahl der erfolgreichen Brutpaare nach dem Test gleichbleibt, ist ein Rückgang der erfolglos brütenden Horstpaare anzunehmen. Er kann nach RANNER (o. J.) auf den Verlust von Wiesen und Weiden im Umkreis von Illmitz zurückgeführt werden durch die Ausdehnung des Ortes und seiner Weinbaufläche. Am Ortsrand müssen nach RANNER (o. J.) verwilderte Zonen im Umkreis von drei Kilometern um die Horste Wiesen und Feuchtgebiete als Nahrungsgründe bestehen bleiben, um den Storchenbestand zu erhalten.

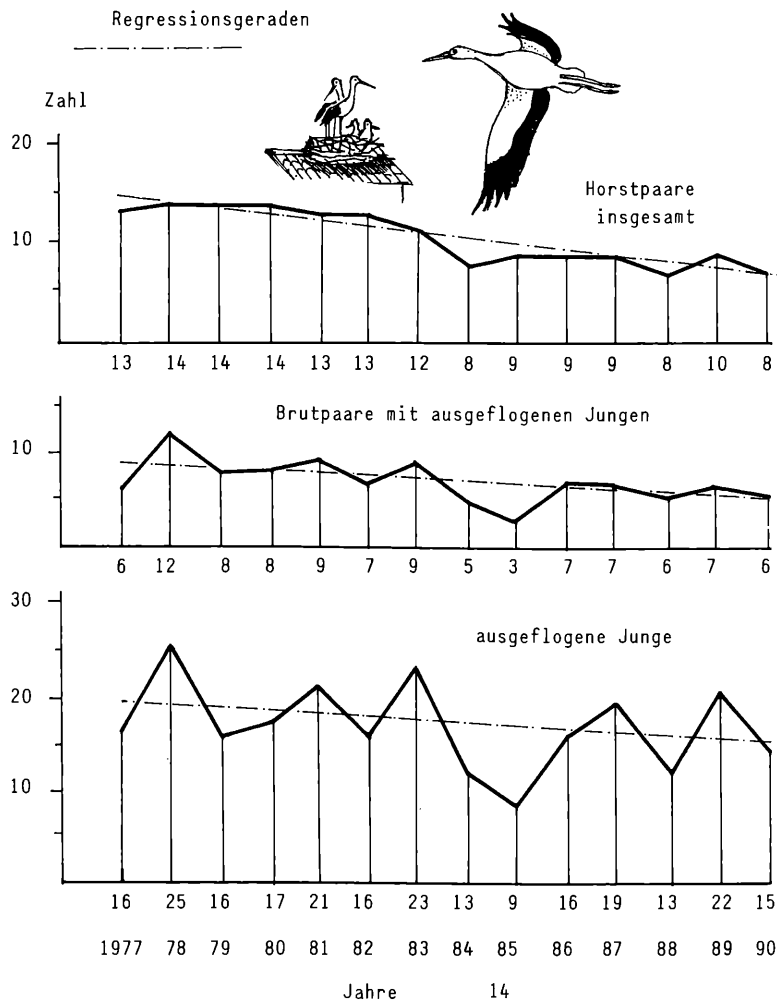


Abb. 5:

Weißstorch *Ciconia ciconia* in Illmitz (Burgenland) – White stork in Illmitz in the region of Burgenland (Austria); Number of nesting pairs, of pairs with fledging youngs and of fledging youngs.

4. Diskussion und Zusammenfassung

Die rechnerische Trendanalyse kann eine Hilfe sein, um in zweifelhaften Fällen zu entscheiden, ob eine Zu- oder Abnahme brütender Vogelarten vorhanden ist. Vorgestellt werden die Regressionsmethode für die Analyse des linearen, sowie die VON NEUMANN'sche

Methode für die Analyse des allgemeinen Trends. Beispiele aus Ostwürttemberg, dem bayerischen Ries und dem österreichischen Burgenland veranschaulichen die Anwendung und Interpretation der Ergebnisse. Interessant sind besonders jene Fälle, in denen

die beiden Tests unterschiedliche Ergebnisse liefern. Die Regressionsmethode zeigt die mittlere Entwicklung der Bestände, während die VON NEUMANN'sche Methode auch periodi-

sche und zyklische Entwicklungen analysieren kann. Beschrieben wird die Bedeutung der beiden Tests für den Naturschutz.

Summary

Test for trend and its use for local avifauna.

The test for trend can help to decide if there is an increase or a decrease in the number of breeding birds in cases of doubt. Two methods are presented, the regression-method for testing the linear trend, and a test from VON NEUMANN for testing a trend, which needs not to be linear. Examples from the regions of Eastern Württemberg, the Bavarian Ries and Burgenland in Austria illustrate the

procedure. In estimating the results cases are especially interesting, in which the two methods have different results: the regression-method analyses the average trend, while the VON NEUMANN-method is able to analyse also periodical trends. Significance of results for the protection of birds and their habitats is discussed.

Dank

Herrn Dipl.-Mathematiker Dr. O. Kopecek danke ich für die Durchsicht des Manuskripts, wichtige Anregungen, sowie die Erstellung der Computerprogramme. Herrn Dr. H. Balters, Herrn F. Gehweiler, Herrn Dr. H. Greiner, Herrn E. Lang, Herrn H. Löffelad, Herrn W. Schmid, sowie Herrn P. Wolf danke ich für die Mitteilung der Daten. Ich

danke meiner Frau Alosia Wolf. Zu meinem größtem Leid ist sie gestorben, ehe diese Abhandlung im Druck erschienen ist; ohne ihre Hilfe beim Sammeln der Beobachtungen und bei der Erörterung des Textes wäre dieser Beitrag unmöglich gewesen.

Literatur

Das Literaturverzeichnis nennt alle Autoren, die vorhergehenden Zitate nur den Erstautor:

GLUTZ VON BLOTZHEIM, U. & K. M. BAUER (1980): Handbuch der Vögel Mitteleuropas. Band 6. – Wiesbaden (Akademische Verlagsgesellschaft), 1148 S.

GREINER, H. & F. WAGNER (1988): Der Große Brachvogel 1988 im Ries. Vogelschutz (Zeitschrift des Landesbundes für Vogelschutz in Bayern e. V.) 1988 (4): 26.

-- & H. RUF jun. (1990): Die Brachvogeljahre 1989 und 1990. – Natur und Naturschutz im Ries. Heft 5: 35.

-- (1991): Brief vom 22. August 1991 an die Mitglieder des Vereins für Naturschutz und Landschaftspflege im Ries e. V. – 6 S. (Typoskript).

HART, B. I. (1942 a): Tabulation of the probabilities for the ratio of the mean square successive

difference to the variance. – Ann. Math. Statist. 1942 (12): 213.

-- (1942 b): Significance levels for the ratio of the mean square successive difference to the variance. – Ann. Math. Statist. 1942 (13): 445–447.

KÖNIG, C. (1964): Rauhußkauz (*Aegolius funereus*) und Sperlingskauz (*Glaucidium passerinum*) in Baden-Württemberg. – Schriftenreihe Landesstelle Naturschutz Landschaftspflege Nordrhein-Westfalen 1: 63–66.

--- (1968): Zum Schutz des Rauhußkauzes (*Aegolius funereus*) in Baden-Württemberg. – Angewandte Ornithologie 3 (2): 65–71

-- (1969): Sechsjährige Untersuchungen an einer Population des Rauhußkauzes *Aegolius funereus* (L.). – Journal für Ornithologie 110 (2): 133–147.

KREYSZIG, E. (1982): Statistische Methoden und ihre Anwendungen. – Göttingen (Vandenhoeck & Ruprecht), 451 S.

- LITZBARI, B., H. LITZBARI & W. JASCHKE (1988): Habitatstruktur und Nahrungsangebot für ausgewählte Vogelarten unter den Bedingungen intensiver landwirtschaftlicher Produktion. – Einfluß von Agrochemikalien auf die Populationsdynamik von Vogelarten in der Kulturlandschaft. Festsymposium Sebach 1988. S. 116–124.
- MANN, W. & W. BRANDL (1988): Der Wert von Zufallsbeobachtungen zur Abschätzung von Bestandstrends. – Anzeiger Ornitholog. Gesellschaft in Bayern 26 (3): 221–227.
- NEUMANN, J. VON, R. H. KENT, H. B. BELLINSON & B. I. HART (1941): The mean square successive difference. *Ann. Math. Statist.* 1941 (12): 153–162.
- RANNER, A. (o. J. [etwa 1988]): Zur Bestandsentwicklung und Nahrungsökologie der Illmitzer Weißstörche (Hrsg. Verein für Vogel- und Landschaftsschutz Illmitz in Illmitz). – Pinkafeld (Druckerei Doncses), 20 S.
- SACHS, L. (1984): *Angewandte Statistik*. – Berlin (Springer-Verlag), 552 S.
- (1988): *Statistische Methoden: Planung und Auswertung*. – Berlin (Springer Verlag), 298 S.
- SCHURR, K. (1979): Die Wälder der Ostalb. In: *Albuch – Härtsfeld – Ries* (Hg. Schwäbischer Albverein): 31–35. – Stuttgart (Konrad Theiss Verlag), 192 S. + 1 Karte.
- WEBER, E. (1986): *Grundriß der Biologischen Statistik*. – Jena (Gustav Fischer Verlag), 652 S.

Anschrift des Verfassers:
Dipl.-Ing. Hans Wolf
Schafhofstraße 3
73479 Ellwangen (Jagst)

Statistische Größen

Statistical terms

X_1, \dots, X_n	Zahl der Brutpaare der ausgeflogenen Jungen, der Horstpaare. – <i>Number of breeding pairs, fledging youngs, nesting pairs.</i>
T_1, \dots, T_n	Jahre 1 bis n. – <i>Years from 1 to n.</i>
n	Zahl der Jahre. – <i>Number of years.</i>
T	Zeit in Jahren. – <i>Time in years.</i>
q	Steigung der Regressionsgeraden. – <i>Gradient of regression line.</i>
t	Werte der t-Verteilung nach Student und Testgröße. – <i>t-Values of Student-distribution and testing statistic.</i>
t	Werte der VON NEUMANN'schen Verteilung und Testgröße. – <i>Values of VON NEUMANN distribution and testing statistic.</i>
t	Testgröße der konkreten Zeitreihe. – <i>Testing statistic for special series.</i>
Δ^2	Mittlere quadratische sukzessive Differenz. – <i>Mean square successive difference.</i>
P	Wahrscheinlichkeit. – <i>Probability.</i>
S	Signifikanzniveau. – <i>Significance level.</i>
$S_{p\%}$	Signifikanzniveau zum Wert P in Prozent (%). – <i>Level of significance to the probability P in percent (%).</i>
	Standardabweichung der Zahlen x_1 bis x_n . – <i>Standard deviation of the values x_1 to x_n.</i>
R	Spannweite der Werte x_i ; Differenz zwischen dem kleinsten und dem größten Wert x_i . – <i>Range of values x_i; difference between the lowest and the highest value x_i.</i>

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Verhandlungen der Ornithologischen Gesellschaft in Bayern](#)

Jahr/Year: 1993

Band/Volume: [25_2-3_1993](#)

Autor(en)/Author(s): Wolf Hans

Artikel/Article: [Trendanalysen für die Lokalavifauna 169-186](#)