Ber. Vogelwarte Hiddensee H. 8 (1987) S. 55-66

Varianten der mathematisch-statistischen Analyse von Fluktuationsdaten am Beispiel des Weißstorches (Ciconia ciconia)

Klaus-Dieter Feige

Zusammenfassung

Für die mathematische Analyse von Populationsschwankungen benötigt man umfangreiche Beobachtungsserien. Am Beispiel des Weißstorchs werden deshalb Möglichkeiten der statistischen Auswertung derartiger Serien vorgelegt und diskutiert. Die vorgestellten Verfahren konzentrieren sich auf die Untersuchung von Trends, periodischen Schwingungen, Synchronität der Fluktuation an verschiedenen Orten und von Umwelteinflüssen. Die Bedeutung von Thesen für weitere Untersuchungen wird gezeigt.

Variants in the statistical analysis of fluctuation data in the instance of the White Stork *(Ciconia ciconia)*

For the mathematical analysis of population size variations in the same area extensive time series of observation will be required. Taking the White Stork as an example, some possibilities of statistically evaluating such series are therefore presented discussed. The methods introduced are focusing on examination of trends, periodical oscillations, synchronism of fluctuation at different sites and environmental effects. The importance of these for further research is demonstrated.

Das Ziel dieser Arbeit besteht erst in zweiter Linie darin, neue Erkenntnisse über die Biologie des Weißstorches aufdecken zu wollen. Die folgenden Überlegungen sollen aber am Beispiel dieser populären Art einer biomathematischen Analyse von brutbiologischen und Fluktuationsdaten umreißen.
Trotz der Vielfalt einsetzbarer statistischer Verfahren muß sich deren Anwender jedoch immer darüber im Klaren bleiben, daß alle mathematisch fundierten Aussagen stets wieder auf den biologischen Gegenstand zurückgeführt werden müssen. Die aufgedeckten Zusammenhänge und Wechselbeziehungen zwischen verschiedenen Größen bekommen erst dann einen biologischen Sinn, wenn die Kausalketten zwischen diesen hinreichend genau erkannt worden sind. Die Komplexität der Beziehungen in der uns umgebenden Natur erzwingt andererseits den statistischen Weg als den Weg mit der größten Aussicht, modellhafte Darstellungen entwickeln zu können. Alle in der vorliegenden Studie ausgeführten Ergebnisse über den Weißstorch bedürfen somit der kritischen Sichtung durch Artspezialisten und Ökologen; die methodische Vorgehensweise kann bis zu diesem Schritt aber auch für andere Daten als Muster angesehen werden.

1. Einführung

Häufigkeitsschwankungen ihrer Beutetierpopulationen müssen den Jägern unter unseren Vorfahren schon vor Jahrtausenden allein durch die unterschiedliche Befriedigung ihres Hungergefühls bewußt geworden sein. Seitdem sind viele Jahre ins Land gegangen, und das menschliche Wissen über die Ursachen von Areal- und Dichteschwankungen hat sich beträchtlich erweitert. Trotzdem kommen fast an jedem neuen Beo-

bachtungstag weitere Informationen hinzu, und es ist noch kein Ende für diesbezügliche Forschungen abzusehen.
Die Menschen haben ihre Positionen zur Natur inzwischen verändert und sie sind mehr denn je in der Lage, ihre gesamte Umwelt zu gestalten, aber auch zu zerstören. Zielgerichtete Beeinflussungen der Biosphäre setzen jedoch ein besonders filigranes Wissen über die dem Leben innewohnenden Gesetzmäßigkeiten voraus. Versuche, die Fluktuation von Vogelpopulationen erklären zu wollen, lassen sich bereits im ausklingenden Mittelalter nachweisen. Zunächst wurde wahrscheinlich der Einfluß besonders strenger Winter auf den Umfang von Standvogelpopulationen erkannt (ELTON 1927). Wissenschaftliche Erklärungsversuche des besagten Phänomens nehmen aber erst zum Anfang dieses Jahrhunderts signifikant zu. Sie gehen mit dem beobachtungsmethodischen Aufschwung in den Biowissenschaften konform.
Die Entdeckung zyklischer Bestandsschwankungen (Tab. 1) schließt nun nicht automatisch das Erkennen von deren Ursachen ein. Auslösende Momente wurden anfänglich fast ausschließlich in periodischen astronomischen Ereignissen und Witterungserscheinungen gesucht. Vergleiche von zyklischen Prozessen der unbelebten Natur mit denen der biotischen Umwelt führten jedoch nur selten zu einer befriedigenden Auflösung der gesuchten Ursache-Wirkungs-Gefüge. Ich erinnere hier z. B. an die ehemals den Sonnenflecken zugedachten Wunderwirkungen, ohne den objektiven Einfluß der wechselnden Sonnenaktivität auf die Lebensläufe der Erde leugnen zu wollen.

Tabelle 1
Mittlere Zykluslängen der Fluktuation von Vogel- und Säugerarten aus Untersuchungen der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts

Säuger		
4	Jahre	- Lemminge u. a. Kleinsäuger der Nordhalbkugel
7,5	Jahre	- Hase (England)
8,6	Jahre	- Kaninchen (England)
Vögel		
4	Jahre	- Moorschneehuhn (Norwegen)
4,5	Jahre	- Birkhuhn
		- Auerhuhn
		- Alpenschneehuhn
5,3	Jahre	- Schottisches Moorschneehuhn (3-10 Jahresspannweite)
8-9	Jahre	- Waldschnepfe
9-11	Jahre	- Haselhuhn
		- Schneehühner
		- Präriehuhn
		- Virginia-Wachtel (alle Nordamerika)
9,5	Jahre	- Rebhuhn

(Nach verschiedenen Autoren, zitiert bei FISHER (1959))

Mit der bereits erwähnten Weiterentwicklung der technischen Hilfsmittel für die Beobachtung der Vögel (oder anderer Tiere), der Erfassung diverser Einflußfaktoren bis hin zur erweiterten Datenauswertung (z. B. EDVA) steigt der Informationsgehalt und der Ausschöpfungsgrad der Daten permanent an. Die ornithologische Forschung geht in zunehmend breiterem Maße von der empirisch-qualitativen zur mathema-

tisch-quantitativen Arbeitsweise über. Immer mehr bisher erfahrungsgemäß betrachtete Faktoren wurden und werden numerisch auf ihre bestandslimitierenden Wirkungen untersucht (Tab. 2). Doch nicht erst jetzt stellt man fest, daß jede Art ihre spezifischen Einflußfaktoren der Fluktuation besitzt. Schematische Arbeit verbietet sich so von selbst.

Tabelle 2
Mögliche Einflußfaktoren und Faktorbeziehungen der Fluktuation von Vogelpopulationen

1. abiotische Faktoren
   - Jahreszeitenperiodik
   - Sonnenaktivität, Mondbewegung
   - Klimaschwankungen
   - Naturkatastrophen
   - Witterungseinflüsse und -katastrophen, Winterverluste
   - Erdmagnetfeld

2. interspezifische Regelung
   - Räuber-Beute-Beziehungen
   - Brutfolgen (z. B. Spechte - Höhlenbrüter)
   - Konkurrenz (Brutplatzk., Nahrungsk., Faunenverfälschung)

3. intraspezifische (dichteabhängige) Faktoren
   - Emigration, Immigration
   - Fertilität, Jungensterblichkeit
   - soziale Steuerung (Stimulation, Hemmung in Brutgemeinschaften, Revierkontakte)
   - Synchronisation in Populationen
   - Krankheitsausbreitung

4. anthropogene Faktoren
   - Umgestaltung der Landschaft (z. B. Trockenlegung, Abtorfung)
   - Landwirtschaftliche Produktionsformen
   - Umweltverschmutzung, Massentourismus

Quellen: ELTON (1927, 1942); GAUSE (1934); LACK (1954); FISHER (1952, 1959); SLOBODKIN (1961); GARFUNKEL (1965); SOLLBERGER (1965); CONNEL (1970); RENSING (1973); MAKATSCH (1981); SCHUBERT (1984); MLETZKO, MLETZKO (1985) u. v. a.

Fluktuationen, Gradationen, Populationswachstum und -sterben sind andererseits wesensverwandte, zeitabhängige Entwicklungen und in diesem Sinne lediglich verschiedene, sich überlagernde Ausprägungen ein und desselben Phänomens - der umweltgesteuerten Dynamik einer Population.

2. Trend- und Schwingungsanalyse von Populationsmerkmalen

Da Trends und zyklische Bestandsschwankungen sich nur über viele Beobachtungsjahre (bei letzteren mindestens drei Zykluslängen) abzeichnen und beweisen lassen, benötigen wir für eine primäre Datenauswertung eine Datenfolge der Brutpaarzahlen einer Art aus einem fest umrissenen Gebiet, die ununterbrochen über einen möglichst langen Zeitraum erfaßt wurden. In diesem Sinne bot sich die von TANTZEN für das Gebiet Oldenburg (BRD) in CREUTZ (1985) aufgeführte Beobachtungsserie für den Weißstorch *(Ciconia ciconia)* an. Das bei CREUTZ (1985) abgebildete Diagramm konnte für die Horstpaare (HPa), die Brutpaare mit Jungen (HPm) und die Jungengesamtzahl (JZG) mit befriedigender Genauigkeit in eine computergerechte Wertereihe übertragen werden (Abb. 1).

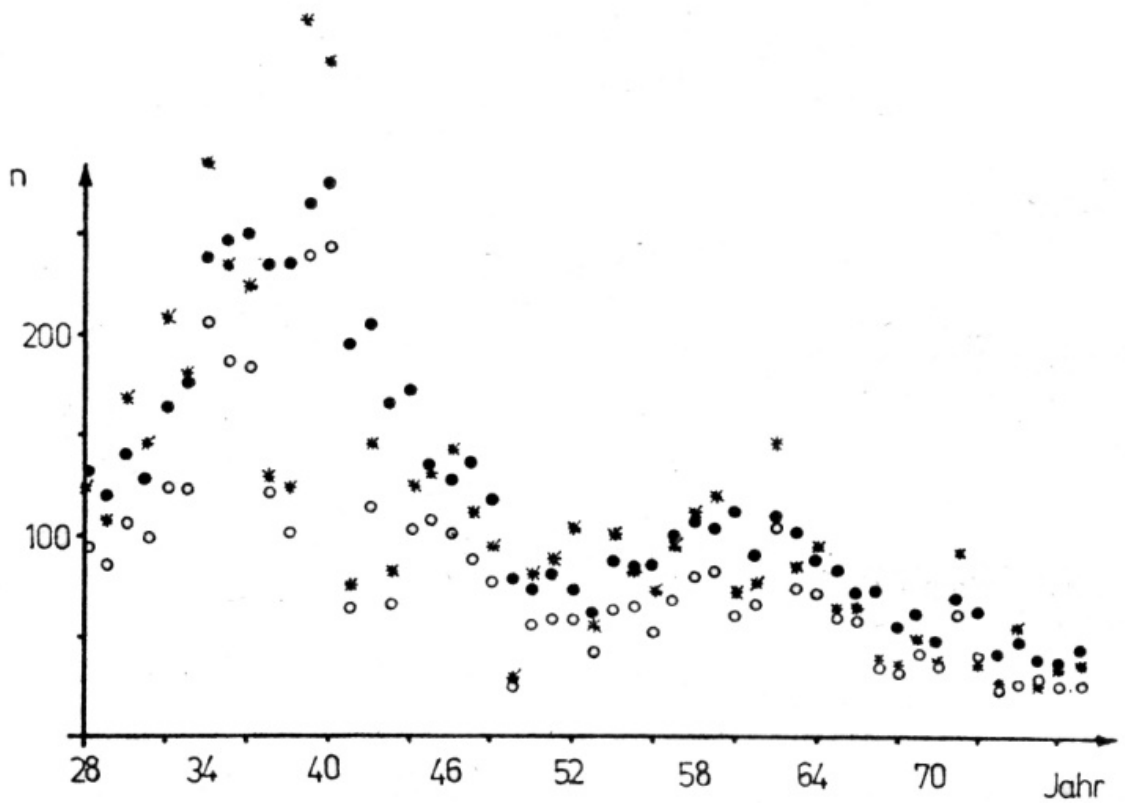

Abb. 1: Zeitliche Variation der Beobachtungswerte im Gebiet Oldenburg (BRD) nach TANTZEN in CREUTZ (1985) - ● HP; o HPm; * $JZG/_2$

Geht man davon aus, daß die Einwirkung der Umwelt auf die Größe einer lokalen Population lediglich zu geringfügigen Schwankungen um eine „Trendfunktion“ führt, läßt sich annehmen, daß die Ausgleichsfunktion mittels Regressionsanalyse schätzbar ist. Quasilineare (polynomiale) Modelle über die Zeit charakterisieren den Verlauf der Punktwolken recht gut; es ist aber nicht auszuschließen, daß durch den Grad des Polynoms einzelne Umwelteffekte bereits mitverrechnet werden (Abb. 2).

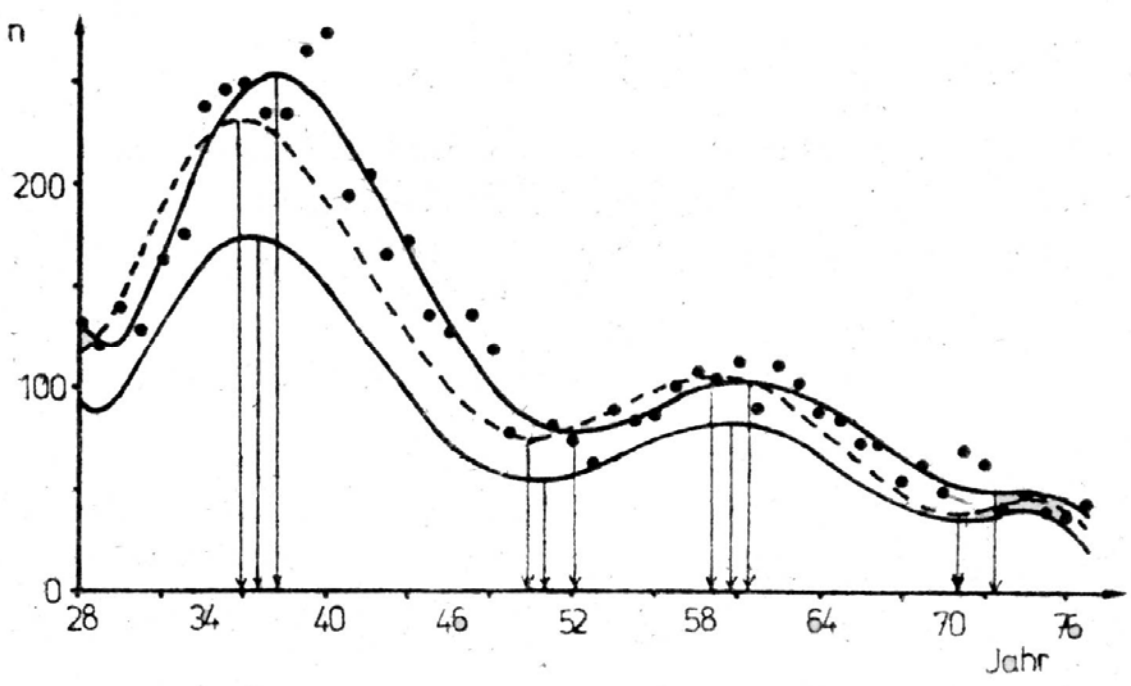

Abb. 2: Ergebnisse der quasilinearen Regressionsanalysen im Gebiet Oldenburg (BRD)
$n(t) = b_o + b_i \bullet t + \ldots + b_7 \bullet t^7$; ● HP ——; $JZG/_2$ - - - -; HPm -----

Unter „Mitverrechnen“ verstehe ich hierbei den methodisch bedingten Mangel, daß durch das Regressionsmodell nicht nur ein langfristiger Trend über die Zeit dargestellt wird, sondern der Einfluß von zum Untersuchungszeitpunkt unmittelbar wirksamen Faktoren als scheinbarer Zeiteffekt einbezogen wird. Im konkreten Beispiel lassen sich aus den berechneten Modellparametern folgende Thesen ableiten:

- die Bestandsschwankungen um einen Trend sind zyklisch mit einer Periodenlänge von etwa 23 Jahren,
- Minima oder Maxima der HPa-Erwartungswerte folgen den Extremwerten der JZG etwa 2 Jahre zeitversetzt (Geschlechtsreife mit frühestens 3-5 Jahren; sie kann also nicht alleinige Ursache der Phasenverschiebung sein).

Insbesondere die erste These mag recht spektakulär und nach „nur“ 50 Beobachtungsjahren noch zu wenig abgesichert sein. Die hier aufgestellten Thesen sollen jedoch nicht nur perfekt gesicherte Aussagen aus dem Datenmaterial widergeben, sondern auch Vermutungen zulassen. Dabei handelt es sich wiederum nicht um völlig ungedeckte Behauptungen, sondern um Aussagen, die auf einer Datenbasis beruhen - ohne daß der Datenumfang der Basis zur statistischen Sicherung ausreicht. Mit solchen Thesen schafft man Voraussetzungen und Anregungen für weitere gezielte Beobachtungen und Forschungen zu einem so aufgeworfenen Phänomen.

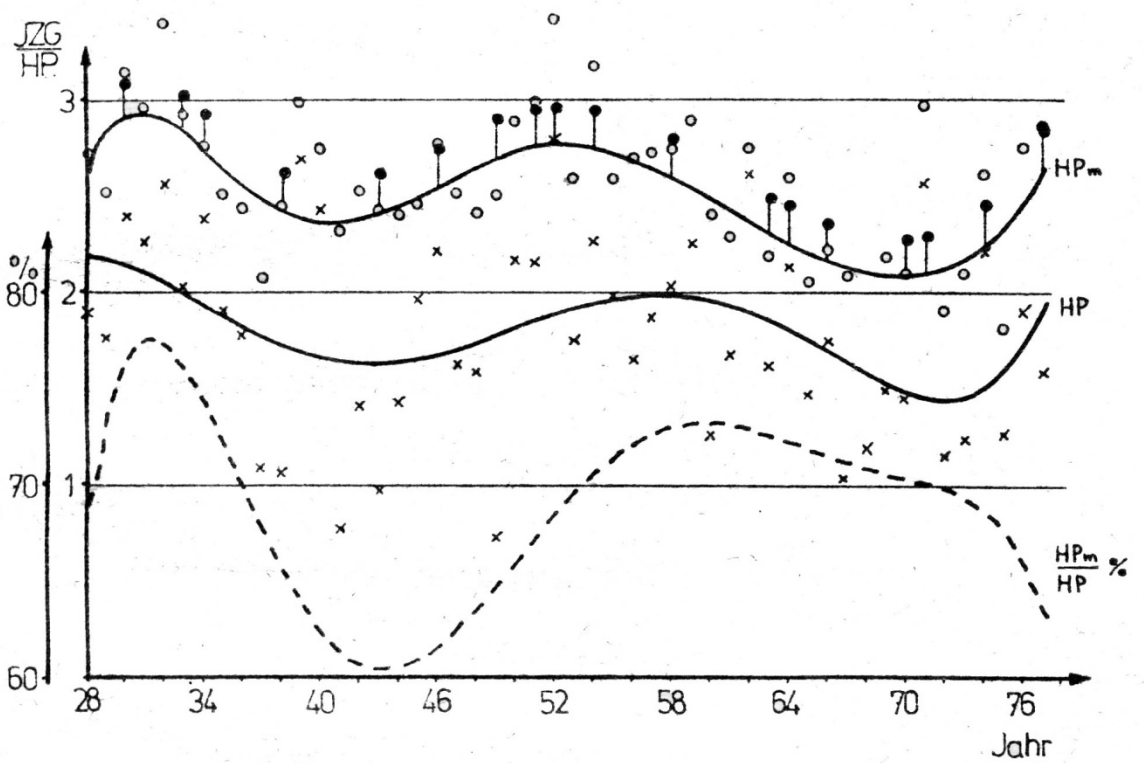

Abb. 3: Originalwerte und Ergebnisse der Regressionsanalysen relativierter Populationsparameter für das Gebiet Oldenburg (BRD)
o = Originalwerte JZG/HPm; ● = Regressionswerte bei Berücksichtigung von Mäusegradationen;
X = Originalwerte JZG/HP ── bzw.- - - - = Regressionsfunktionen ohne Berücksichtigung von Mäusegradationen

Zieht man auch relativierte Fortpflanzungskennziffern (Abb. 3) in Betracht, lassen sich weitere populationsbiologische Folgerungen darlegen:

- der Anteil an Nichtbrütern ist in der Phase des steilsten Brutpopulationsrückgangs am größten sowie analog für die Etappe des steilsten Populationswachstums am kleinsten,
- für eine im Mittel stabile Populationsgröße sind im Kontrollgebiet etwa 1.95 juv./HPa notwendig,
- die Zahl der Jungen je HPa hat ihr Minimum (fortpflanzungsreifeversetzt) vor dem Zeitpunkt eines steilsten Populationsrückgangs,
- die größten juv./HPa-Werte liegen vom Zeitpunkt her (reifeversetzt) vor einem Maximum der HPa-Kurve bzw. nach der steilsten Wachstumsetappe der Populationsentwicklung,
- die Maxima (bzw. Minima) der juv./HPa-Regressionskurven folgen den Jahren des steilsten Populationsanstiegs (bzw. -abfalls) mit einer Verzögerung von etwa 3-4 Jahren, d. h. daß die in der Phase des steilsten Populationsanstiegs (bzw. -abfalls) aufgezogenen Jungen, sobald sie geschlechtsreif geworden sind, eine im Mittel höhere (niedrigere) Jungenzahl aufbringen.

Spätestens jetzt sollte aber der Populationsökologe eingreifen und versuchen, die Thesen durch Unterlegung mit biologischen Kausalketten plausibel zu machen oder zu verwerfen. Diese Aufgabe würde über das geplante Ziel dieser Arbeit hinausgehen; sie ist aber keineswegs leichter und unbedeutender als die mathematische Aufbereitung des Datenmaterials.

Da anzunehmen ist, daß das Polynom-Modell neben dem Bestandstrend weitere überlagernde Fluktuationsphänomene einbezogen hat, wurden die Ausgangsdaten durch einen verallgemeinerten GOMPERTZ-Modellansatz (s. FEIGE 1985) auf den „eigentlichen“ Bestandstrend hin untersucht (Abb. 4). Setzt man auch zukünftig einen modelladäquaten Storchenrückgang im Raum Oldenburg voraus, wird sich

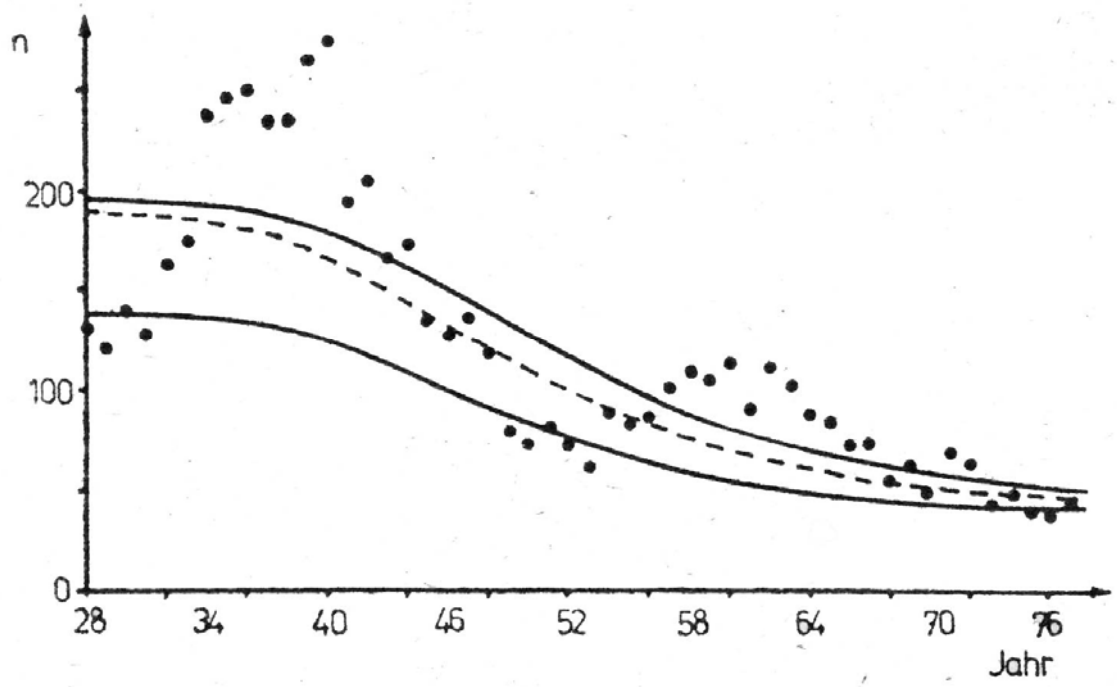

Abb. 4: Ergebnisse der Trendanalysen für das Gebiet Oldenburg (BRD) $n(t) == b_0 + b_1 \bullet e^{b2} \bullet e^{b3} \bullet t$; ● HP ——; $JZG/_2$ - - - -; HPM -----

die HPa-Anzahl auf 43 HP (22% des mittleren Anfangsbestandes),
die HPm-Anzahl auf 38 HP (27,5 % des mittleren Anfangsbestandes),
und
die JZG-Menge auf 85 Expl. (22,5 %) des mittleren Anfangswertes)
einpegeln.

Es sei noch einmal betont, daß diese Aussagen nur für einen weiteren Populationsrückgang gelten, der dem beschriebenen GOMPERTZ-Modell folgt.

Das setzt wiederum voraus, daß sich die Ursachen für den Rückgang nicht verschärfen - ein Status, der wahrscheinlich nicht haltbar ist. In diesem Sinn bleibt die prognostische Wirkung der Modelle beschränkt; sie ermöglichen jedoch erst das sichere Erkennen der veränderten Voraussetzungen für einen Trend und die Isolierung von aktuell oder nur mit einer Verschiebung von wenigen Zeiteinheiten wirkenden Umweltfaktoren. Mit noch geringerer Sicherheit gelten so möglicherweise perspektivische Aussagen über relativierte Merkmale (z. B. JZG/HPa). Die folgenden Aussagen sollen durch eine kritische Diskussion zu weiteren Vermutungen und damit Untersuchungen anregen:
Eine mittlere Relation zu Beginn der Oldenburger Erhebung

$$\text{von } \left(\frac{\text{HPm}}{\text{HPa}}\right)_A \triangleq 70.8\,\% \text{ tendiert auf } \left(\frac{\text{HPm}}{\text{HPa}}\right)_E \triangleq 88.5\,\% \text{ (nach dem Rückgang),}$$

$$\text{von } \left(\frac{\text{JZG}}{\text{HPa}}\right)_A = 1.94 \text{ tendiert auf } \left(\frac{\text{JZG}}{\text{HPa}}\right)_E = 1.96 \text{ und}$$

$$\text{von } \left(\frac{\text{JZG}}{\text{HPm}}\right)_A = 2.73 \text{ tendiert auf } \left(\frac{\text{JZG}}{\text{HPm}}\right)_E = 2.22.$$

Deutlicher kann sich die Frage nach dem „Warum“ nicht aufdrängen.
Interessant ist zudem, daß sich in den Stabilisierungsphasen der Modelldarstellung erneut eine Reproduktionsrate von etwa 1.95 juv./HPa bestätigt!
Berechnungen der Parameter des betrachteten Regressionsmodells oder ähnlicher Beziehungen sind oft außerordentlich rechenintensiv und setzen den Einsatz von Computern voraus.
Dividiert man die HPa- oder JZG-Einzelwerte durch die Funktionswerte des GOMPERTZ-Modells, so folgen die relativierten Fluktuationswerte beider Merkmale etwa sin-Funktionen, so daß man eine Unabhängigkeit zwischen Bestandsrückgang und zyklischer Fluktuation vermuten darf (Abb. 5). Eine relative Trendbereinigung macht sich immer dann notwendig, wenn man annehmen muß, daß die Streuung der Beobachtungen um eine Trendfunktion proportional mit dem mittleren Bestand variiert (d. h., daß für einen hohen Bestand auch die Absolutwerte der Abweichungen vom aktuellen Bestandsmittelwert größer sind als bei niedrigem Bestandsniveau).
Hat man so die Eingangswerte von Trend- und Zyklusdynamik bereinigt (gleich wie diese zustande kommen), verbleibt die eigentliche Bestandsfluktuation, die durch weitere Korrelations- oder Regressionsanalysen mit Witterungs- und Nahrungseinflüssen verbunden werden kann.

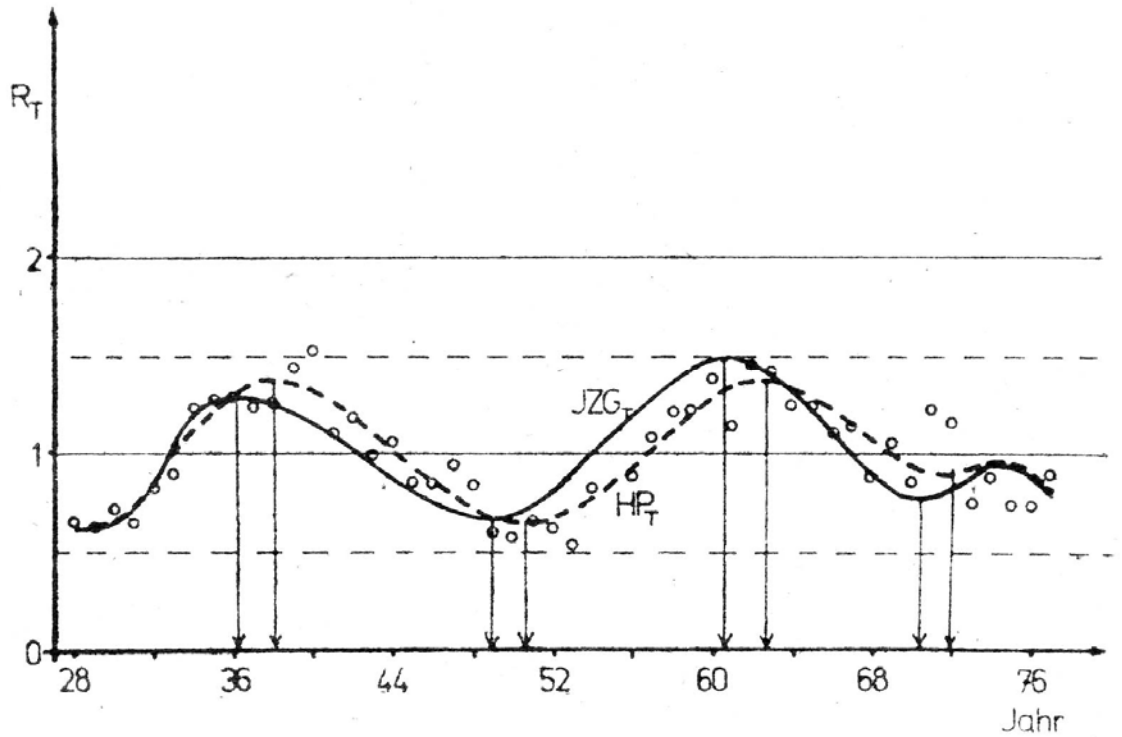

Abb. 5: Originalwerte und Ergebnisse der Regressionsanalysen von trendrelativierten JZG und HP-Daten im Gebiet Oldenburg (BRD)

3. Synchronität der Fluktuation verschiedener Kontrollgebiete

Eine kleine Anzahl von Daten der HPa-Zählungen des Weißstorches, insbesondere aus Mecklenburg, belegt die lokalen Besonderheiten der Fluktuation, die nicht allein auf die unterschiedlichen Größen der Untersuchungsgebiete zurückgehen (Abb. 6). Von „Hagenow“ einmal abgesehen, zeigen jedoch alle anderen Kreise etwa denselben Abschnitt eines möglichen Zyklusbogens mit einem Maximum um 1966; zu einem Zeitpunkt also, an dem im Oldenburger Raum ein Rückgang zu verzeichnen war.
Um die Synchronität der Fluktuation quantifizieren zu können, empfiehlt sich als plausibles Maß der Korrelationskoeffizient r:

$$r = \frac{n \sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i \sum_{i=1}^{n} y_i}{\left(\left(n \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n} x_i \right)^2 \right) \left(n \sum_{i=1}^{n} y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n} y_i \right)^2 \right) \right)^{\frac{1}{2}}}$$

r = 1 ideale gleichsinnige Fluktuation, r = 0 unabhängige Fluktuation, r = -1 völlig gegensinnige Fluktuation, andere Werte ordnen sich entsprechend zwischen diesen Stufen ein.

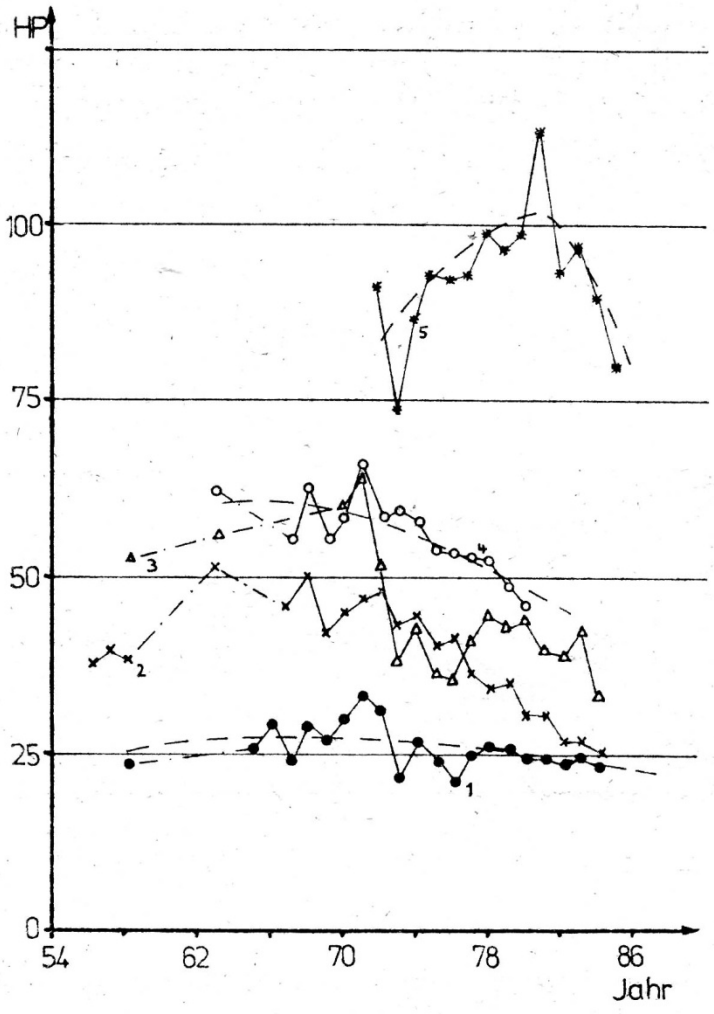

Abb. 6: Zeitliche Variation der HP-Beobachtungswerte in ausgewählten Kreisen Mecklenburgs
1 = Röbel
2 = Waren
3 = Rostock-Land
4 = Güstrow
5 = Hagenow

Tab. 3 zeigt nun, wie die r-Werte der beobachteten Häufigkeiten (x bzw. y)in Abhängigkeit von der mittleren Entfernung der Beobachtungsgebiete variieren. Die Tabelle verdeutlicht aber auch den unterschiedlich starken und zudem nichtlinearen Rückgang der Synchronität mit wachsender Ortsentfernung für verschiedene Merkmale. So erwiesen sich die HPa-Daten in dieser Hinsicht am stabilsten. Die Konformität der mittleren Jungenzahl je HPa baut andererseits mit wachsender Entfernung der Beobachtungsgebiete besonders schnell ab. Die verbleibende nicht unerhebliche Streuung der r-Werte für annähernd gleiche Entfernungen mag durch die unterschiedliche Ähnlichkeit des Wetterverlaufes an den Beobachtungsorten verursacht sein.

4. Quantifizierung des Einflusses ausgewählter Umweltfaktoren auf die Populationsfluktuation

Wie bereits im Oldenburger Gebiet zu erkennen war, vollzieht sich in Mecklenburg tendenziell ebenfalls ein Bestandsrückgang beim Weißstorch. Das gilt selbst für das Merkmal JZG/HP. Hier wird der Rückgang gut durch eine Gerade geschätzt, deren Realisationen zwischen 1954 und 1985 unter 1.95 juv./HP lagen. Abb. 7 bestätigt aber auch, daß die Streuung der Beobachtungswerte innerhalb der einzelnen Jahre geringer ist als die Reststreuung um die Regressionsgerade selbst. Hinter diesem Fakt versteckt sich ein möglicherweise von der Witterung während der Brutzeit ausgehender Einfluß. Dazu aber später.

Tabelle 3
Korrelationskoeffizienten r zwischen den Beobachtungswerten verschiedener Kontrollgebiete in Beziehung zu ihrem mittleren Abstand (A)

Kontrollgebiet 1/ Kontrollgebiet 2	A	n	Korrelationskoeffizienten r				
			a	b	c	d	e
Röbel/Waren	16	19	0.76	0.94	0.80	0.53	0.51
Doberan/Rostock	22	15	0.90	0.88	0.90	0.61	0.76
Waren/Rostock	60	17	0.88	0.93	0.82	0.63	0.48
Röbel/Rostock	75	16	0.92	0.95	0.95	0.73	0.47
Doberan/Waren	80	15	0.84	0.93	0.78	0.83	0.59
Doberan/Röbel	90	15	0.86	0.96	0.93	0.65	0.52
Doberan/Oldenburg	260	9	0.89	0.81	0.89	0.70	0.38
Röbel/Bautzen	270	13	0.36	—	0.30	—	0.18
Rostock-Land/Oldenburg	280	10	0.84	0.91	0.93	0.56	0.24
Waren/Bautzen	285	13	0.24	—	0.01	—	0.69
Röbel/Oldenburg	300	15	0.76	0.80	0.88	0.58	0.31
Waren/Oldenburg	300	15	0.79	0.81	0.87	0.61	0.41
Rostock/Bautzen	340	13	0.33	—	0.30	—	0.27
Doberan/Bautzen	360	12	0.67	—	0.63	—	0.27
Bautzen/Oldenburg	480	7	0.35	—	0.27	—	0.20

A = mittlere Entfernung der Beobachtungsgebiete [km]
n = Anzahl der gemeinsamen Beobachtungsjahre
a = JZG
b = HPm
c = HPa
d = JZG/HPa
e = JZG/HPm

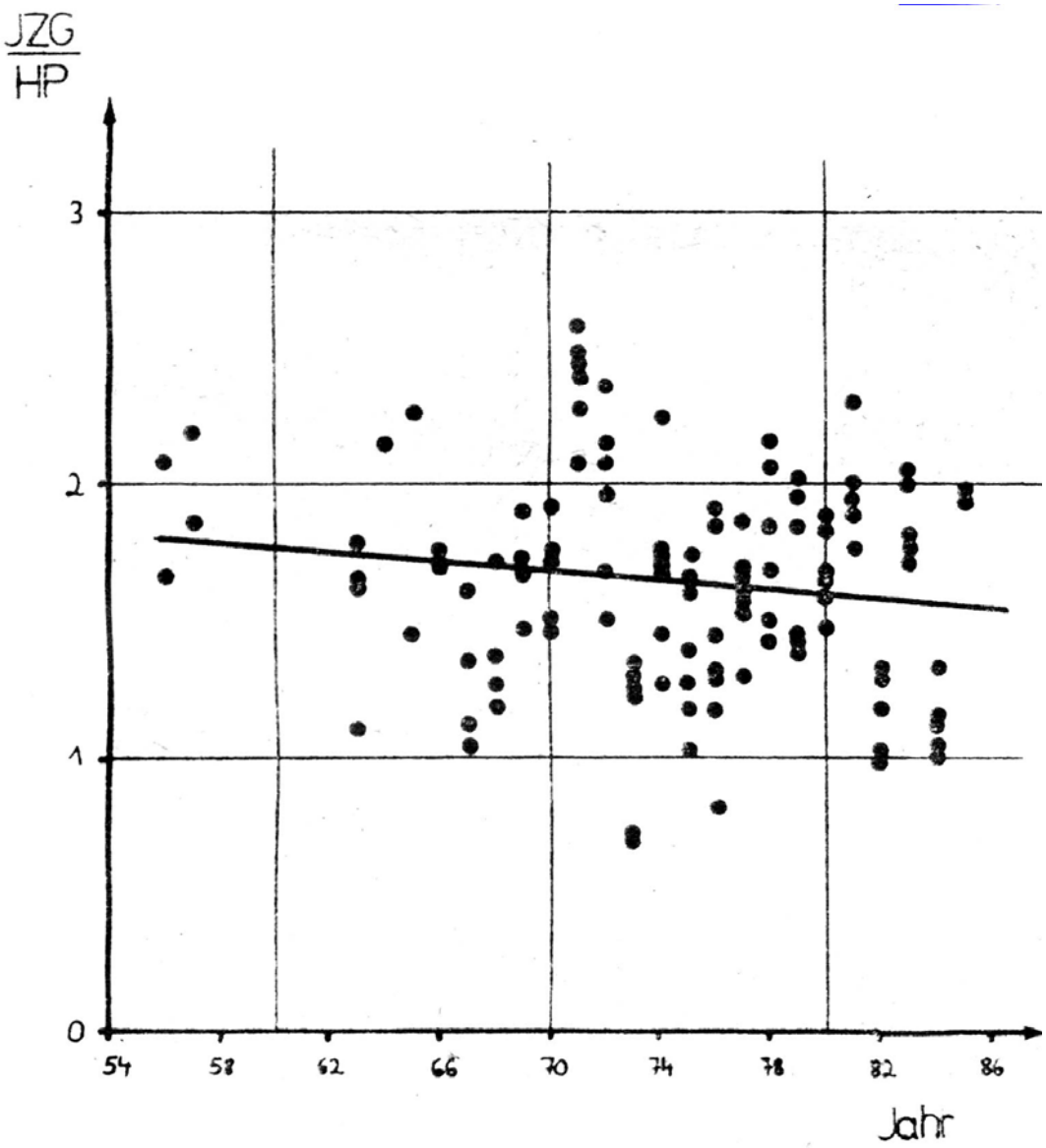

Abb. 7: Originalwerte und linearer Trend der Jungenzahl je Horstpaar in Mecklenburg (verschiedene Kreise)

Bei der Betrachtung der Abb. 7 bleibt verborgen, welche Punkteintragungen verschiedener Jahre zu einem bestimmten Beobachtungsgebiet gehören. Es erhebt sich somit die Frage, ob z.B. die jeweils besonders hoch liegenden relativen Jungenzahlen immer aus demselben Zählareal stammen. Im Gegensatz zu den JZG/HP zeigt sich eine solche geografische Zonierung im untersuchten Datenmaterial erst beim Merkmal JZG/HPm (Abb. 8). Das homogene Bild der Abnahme der JZG/HPm-Zahlen bedarf jedoch einer weiteren Präzisierung durch Daten aus dem Brandenburgischen.

Bei vielen Vogelarten ist der Bruterfolg (durchschnittlich) auch von der lokalen Siedlungsdichte abhängig. Pirole (O. *oriolus*) z. B. reagieren nach eigenen Feststellungen in Zentren erhöhter Paarhäufigkeit durch gesteigerte Aktivität der Reviergrenzstreitigkeiten und geringere Bruterfolgsquoten. Abb. 9 stellt für den Weißstorch die Beziehung zwischen der mittleren Jungenzahl pro Horstpaar und der Anzahl der Brutpaare im Raum Oldenburg (BRD) dar. Der Verdacht, daß eine höhere Siedlungsdichte beim Weißstorch zur Abnahme in der Bruterfolgsbilanz führt, bestätigt sich für dieses Gebiet aber nicht. Auch eine denkbare gegenseitige Stimulierung entfällt anhand dieser Daten.

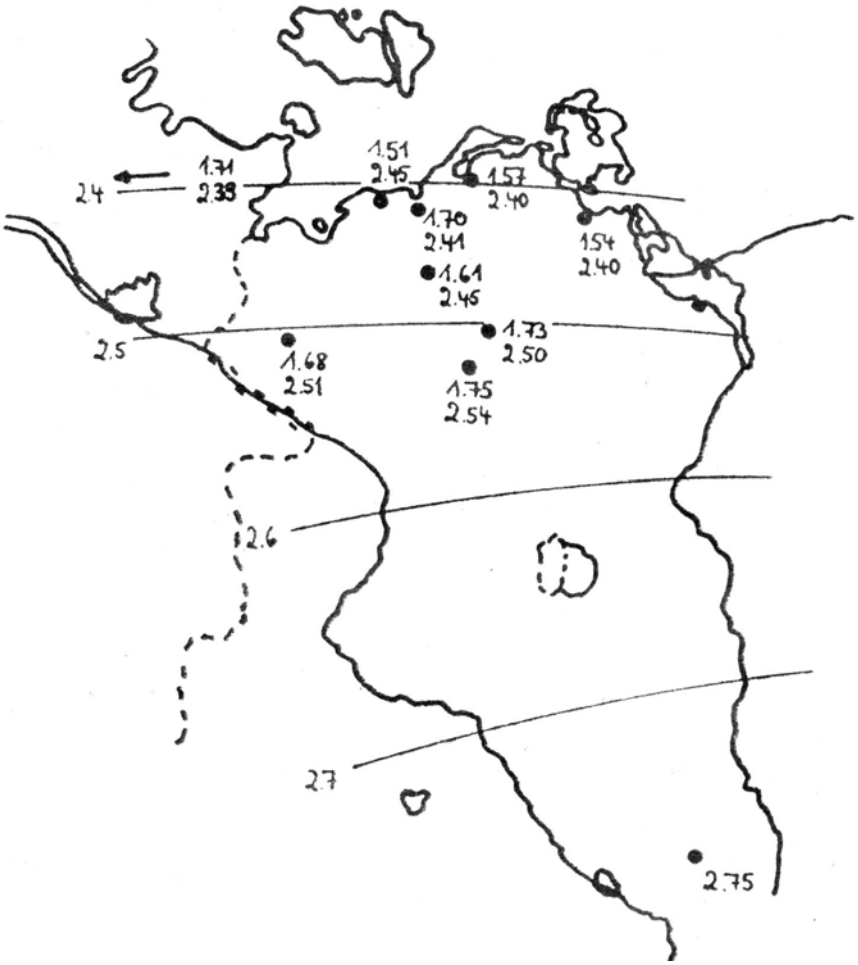

Abb. 8: Geographische Verteilung der JZG/HP (oben) und JZG/HPm-Werte aus ausgewählten Kreisen der DDR; —— Oldenburg (BRD); - - - - geschätzte Linie gleicher JZG/HPm-Daten

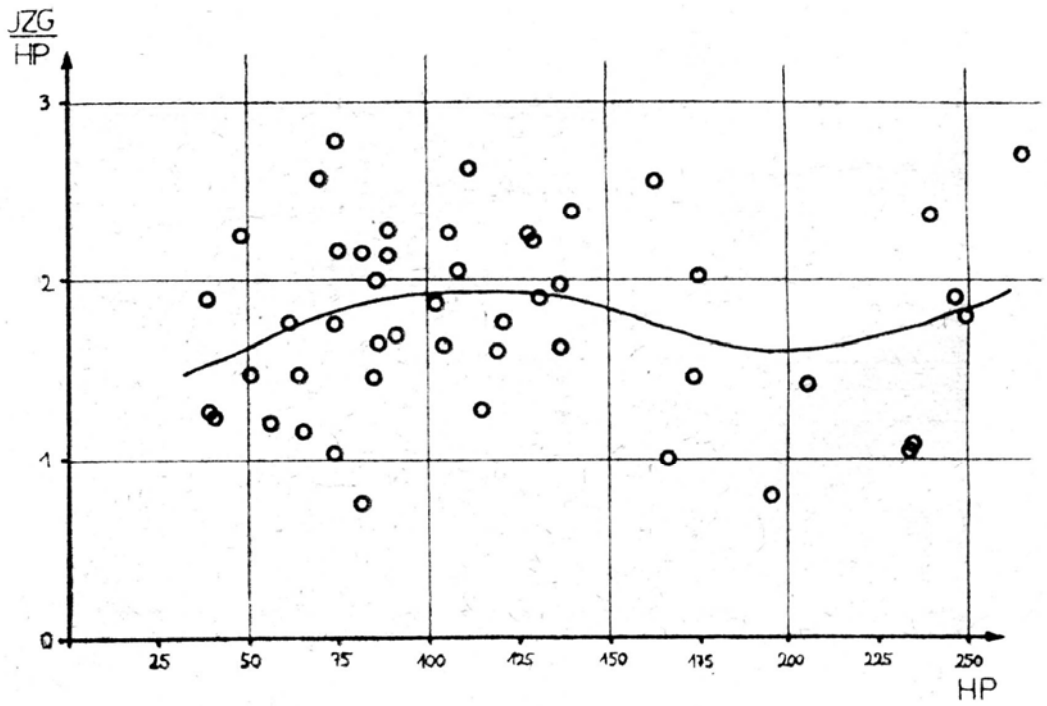

Abb. 9: JZG/HP-HP-Diagramm einer 50jährigen Beobachtungsserie aus dem Gebiet Oldenburg (BRD)

Wie bereits erwähnt, bedarf es bei freilebenden Tieren einer Analyse des Einflußfaktors Witterung. Die riesige Datenfülle des Phänomens Wetter setzt andererseits bei der Verifizierung dessen Einflusses auf das Brutgeschehen wiederum lange Beobachtungsserien voraus. Ein Kompromiß besteht in der Erfassung mehrerer kürzerer und zeitparalleler Serien. Dennoch verbleibt die Notwendigkeit der Beschränkung auf wenige ausgewählte Einzelfaktoren. Die trotz der Einschränkung noch vorhandene Datenmannigfaltigkeit erzwingt in den meisten Fällen den Einsatz eines Computers. Die heuristische Auswertung der einfaktoriellen Beziehungen (z. B. mittels x-y-Diagramm) führt nur selten zum Ziel, ist aber für die Thesenbildung von Interesse.

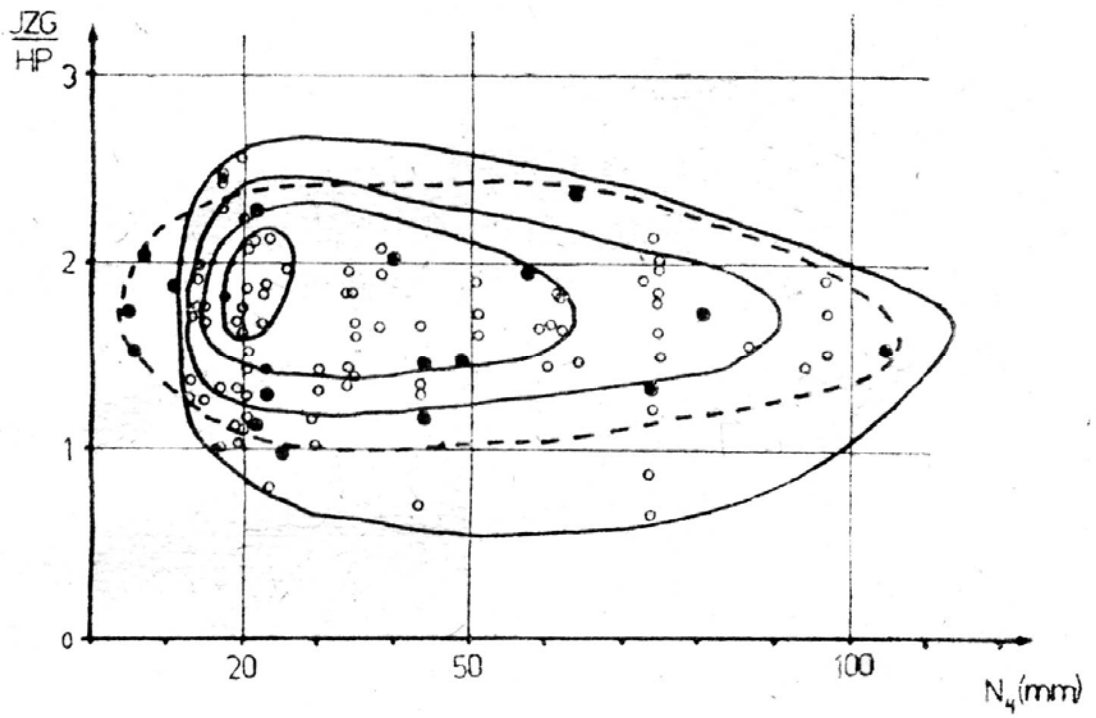

Abb. 10: Beziehungsdiagramm zwischen JZG/HP- Werten und der Aprilniederschlagssumme - O = Mecklenburg; ● = Bautzen; —— = Mecklenburg mit Dichtezonen; - - - - = Bautzen

Im konkreten Beispiel sind die entsprechenden Umrisse der Punktwolken für die Merkmale „Monatsniederschlagssumme April“ (Abb. 10) und „Monatsmitteltemperatur Mai“ (Abb. 11) hinsichtlich des Zielmerkmals JZG/HP in Mecklenburg dargestellt. Während der Aprilniederschlag ohne Folgen für das Brutergebnis ist, signalisiert Abb. 11 andeutungsweise eine Zunahme der JZG/HP-Daten mit dem Anstieg der " Maitemperaturen.

Welche Faktoren einen signifikanten Einfluß auf ein Untersuchungsmerkmal zeigen, ist dem Untersuchenden meist unbekannt. Es bedarf daher oft einer emsigen Fleißarbeit und etwas Fingerspitzengefühls, um das Wirkgefüge „Witterung - Bruterfolg“ erhellen zu können. Interessant ist wohl auch, daß Mäusegradationen (in sogenannten „Mäusejahren“) einen statistisch gesicherten Einfluß auf das Brutgeschehen und den Bruterfolg beim Weißstorch haben.
Der Einsatz moderner, multivariater statistischer Verfahren und entsprechender Datenverarbeitungsanlagen erscheint mir in diesem Sinne aber der vorerst einzige Ausweg, um die außerordentlich komplizierten Wechselverhältnisse in der Natur komplex aufdecken zu helfen.

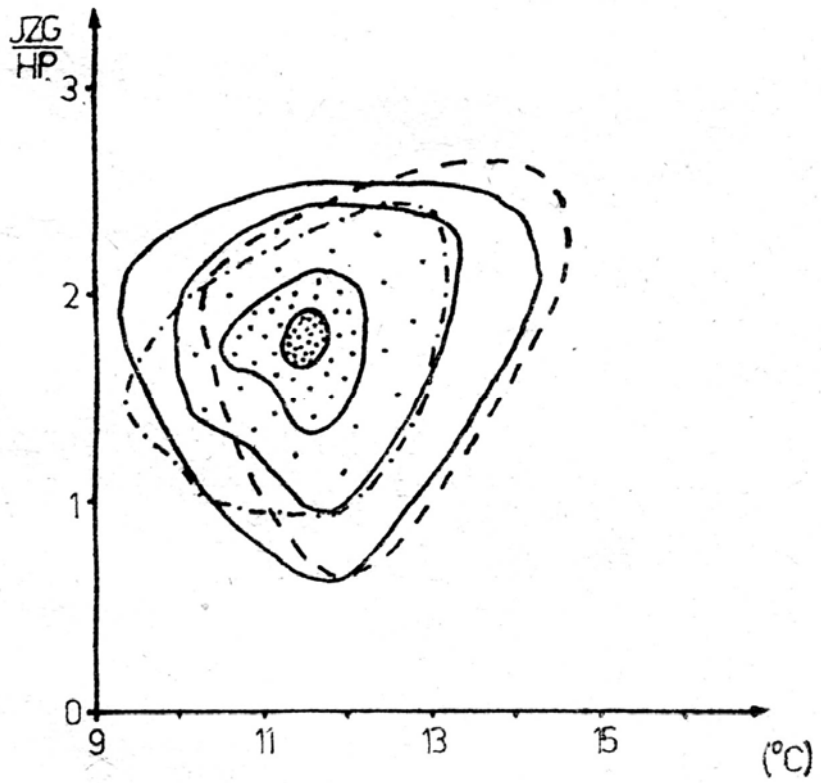

Abb. 11: Beziehungsdiagramm zwischen JZG/HP- Werten und der Mai-Monatsmitteltemperatur; —— = Mecklenburg mit Dichtezonen; - - - - = Bautzen; - . - . - = Nordmecklenburg

Literatur

- CONNEL, J. H. (1970): Biologie der Population. München, Basel, Wien.
- CREUTZ, G. (1985): Der Weißstorch. NBB 375. Wittenberg Lutherstadt.
- ELTON, C. (1927): Animal ecology. London.
- ELTON, C. (1942): Voles, mice and lemmings. Oxford.
- FEIGE, K.-D. (1985): Zur Methodik der Modellwahl und Parameterschätzung in der nichtlinearen Regressionsanalyse - Tag.-Ber, Akad, Landwirtsch.-Wiss. der DDR. Berlin 223, S. 5-11.
- FISHER, J. (1952):• The Fulmar. London.
- FISHER, J. (1959): Geschichte der Vögel. Jena.
- GARFUNKEL, D. (1965): in T. H. WATERMAN, H. MOROWITZ (eds.): Theoretical and Mathematical Biology. New York.
- GAUSE, G. F. (1934): The struggle for existence. Baltimore.
- LACK, D. (1954): The natural regulation of animal numbers. Oxford.
- MAKATSCH, W. (1981): Verzeichnis der Vögel der DDR. Leipzig, Radebeul.
- MLETZKO, H. G.; MLETZKO, I. (1985): Biorhythmik. NBB. 507 - Wittenberg Lutherstadt. RENSING, L. (1973): Biologische Rhythmen und Regulation. Jena.
- SCHUBERT, R. (1984): Lehrbuch der Ökologie. Jena.
- SLOBODKIN. L. B. (1961): Growth and regulation of animal population. New York.
- SOLLBERGER, A. (1965): Biological rhythm research. Amsterdam, London, New York.

Verfasser: Dr. Klaus-Dieter Feige**;** PF 702; DDR-2551 Dummerstorf