Acta ornithoecol., Jena 1, 4 (1988) 395-413 3. 11. 1988

Die Dispersion des Weißstorches *(Ciconia ciconia)* in zwei Gebieten Nordmecklenburgs

KLAUS-DIETER FEIGE und HANS ZÖLLICK

Abstract: The study describes the dispersion and the breeding habitat structure of the White Stork in northern Mecklenburg (GDR). Some connections between breeding environment and special population and reproduction parameters are presented and also discussed.

Key words: *Ciconia ciconia,* habitat structure, ecology, GDR, mathematical methods, dispersion.

1. Bestandssituation

1.1. Bestandssituation des Weißstorches in Europa

Die IV. internationale Bestandserfassung des Weißstorches fand 1984 statt. Im darauffolgenden Jahr wurde eine erste Auswertung der noch unvollständig vorliegenden Ergebnisse auf dem internationalen Storchensymposium in Walsrode (BRD) vorgenommen (HAMSCH 1986). Vorsichtige Schätzungen ergaben einen Gesamtbrutbestand von ca. 105.000 Brutpaaren, davon ca. 77.000 in Europa, wobei westlich der Zugscheide ca. 9.000 und östlich davon ca. 68.000 Paare angesiedelt sein dürften. In den meisten Ländern ist ein Rückgang des Brutpaarbestandes zu verzeichnen. Obwohl die Literatur oftmals widersprüchliche Angaben über den Storchenbestand enthält, muß man den Rückgang in den Ländern der westlichen Zugstraße als ausgeprägter annehmen als in denen, die im Bereich der östlichen Zugstraße liegen. In Spanien sank die Zahl der Brutpaare von ca. 14.500 im Jahre 1948 über 7.300 im Jahre 1974 auf ca. 5.800 im Jahre 1984. In der Schweiz waren 1950 keine Brutpaare mehr nachzuweisen. Nach dem Wiederansiedlungsversuch erreichte der Bestand gegenwärtig 109 Paare. Der Bestand an Brutpaaren sank in Frankreich (Elsaß) von 1934 bis 1984 von 155 auf 19 ab. Die Niederlande beheimateten 1934 noch 273, 1984 nur noch 34 Brutpaare. Schweden beherbergt seit 1958 keine Störche mehr. In Dänemark brüteten vor 50 Jahren noch ca. 860 Paare. Diese Anzahl ging bis 1980 auf 4 zurück, erhöhte sich erfreulicherweise bis 1984 auf 19, sank aber bis 1986 wieder auf 13 ab. Von 1934 bis 1986 verringerte sich der Storchenbestand in der BRD von ca. 4.400 Brutpaaren auf 649. Auf dem Territorium der DDR waren 1934 ca. 4.600 Paare angesiedelt. Diese Zahl ging bis 1974 bereits auf 2.940 und bis 1984 weiter auf 2.724 herunter. Den höchsten Brutbestand mit 33 000 Paaren und den geringsten jährlichen Schwankungen hat gegenwärtig die VR Polen. In Ungarn sank der Bestand von 1958-1947 von ca. 7.500 Paaren auf ca. 4.000 ab und stieg dank besonderer Schutzmaßnahmen bis 1984 wieder auf ca. 4.700 Paare an. In der ČSSR reduzierte sich der Brutbestand von 1934 - 1984 um rund 700 Paare. Zusammenhängendes, eindeutiges und konkretes Zahlenmaterial über den Storchenbestand in der UdSSR liegt nicht vor. Teilergebnisse von regionalen Zählungen lassen in einigen Unionsrepubliken gleichbleibenden oder auch leicht zunehmenden Brutbestand erkennen. Auf einer kontrollierten Teilfläche der Ukrainischen SSR aber ging der Brutbestand von 1974 bis 1985 von ca. 2.300 auf ca. 1.800 Paare zurück.

Eine der Ursachen für den allgemeinen Bestandsrückgang ist mit Gewißheit in der Veränderung der Lebensräume durch den Menschen zu suchen. Die Trockenlegung großer Feuchtgebiete zerstörte die Nahrungsgrundlage für den Weißstorch. Mit Zurückhaltung kann wohl angenommen werden, daß der Rückgang des Brutbestandes, der

in den westlichen Randgebieten des europäischen Brutareals besonders hoch liegt, nicht den allgemeinen Verlusten gleichzusetzen ist. Noch ungenügend durch Ringkontrollen bestätigt ist die Annahme, daß Brutstörche der westlichen Randzonen der östlichen Zugstrecke in den Nahrung und Lebensraum bietenden östlichen Bereich des Brutareals übersiedeln.

1.2. Bestandssituation des Weißstorches in den Untersuchungsgebieten

Die Kreise Bad Doberan und Ribnitz-Damgarten entstanden durch die Verwaltungsreform von 1952 aus Teilen der ehemaligen Kreise Wismar und Rostock sowie Rostock und Franzburg-Barth. Für den Kreis Bad Doberan liegt das erste zusammenhängende Zählergebnis von WÜSTNEI & CLODIUS (1902) aus dem Jahre 1901 vor. Damals brüteten in diesem Gebiet 250 Paare. Eine Zählung 1912 erbrachte nur noch 66 Brutpaare. Gab es 1901 noch Orte mit 38, 33 und 19 Paaren, brüteten 1912 in denselben Orten nur noch 7, 3 und 1 Storchenpaar. Dieser drastische Rückgang wird allgemein mit konsequenter Verfolgung des Storches als Schädling für die Landwirtschaft erklärt. Bis 1934 erholte sich der Bestand auf 83 Paare, fiel 1974 auf 56 ab und stieg bis 1979 wieder auf 59 an, um dann kontinuierlich bis 1986 auf 25 Paare abzusinken.

Ein großes Teilgebiet des jetzigen Kreises Ribnitz-Damgarten gehörte zum ehemaligen Regierungsbezirk Stettin. Viele Unterlagen gingen verloren oder sind schwer auffindbar. Erst seit 1974 wurde der Bestand im Kreisgebiet wieder flächendeckend erfaßt: 1974 konnten 60 Brutpaare gezählt werden, 1986 nur noch 41.

2. Untersuchungsgebiet und Methode

2.1. Beschreibung der Kontrollflächen

Beide Untersuchungsgebiete liegen im Bereich der Küstenzone und sind in Ost-West-Richtung ca. 50 km voneinander getrennt. Die Grundanlage dieser Gebiete bestimmen hauptsächlich Formen und Sedimente des Pleistozäns, während die Oberflächenstruktur durch eiszeitliche Ablagerungen (Holozän) mit organischen Bildungen (Geschiebemergel und -lehm) und Decksanden entstand und mit einem Oberflächenwassernetz durchzogen ist.

Im Kreis Bad Doberan verläuft eine Endmoräne (die "Kühlung") ost-südostwärts und leitet in das Unterwarnowgebiet über. Ihm vorgelagert ist seeseitig wechselhafte Kliff- und Flachküste mit Niederungs- und Feuchtgebieten - das Bollhäger Fließ und die Conventer Niederung. Landeinwärts schließt niedere Grundmoräne an.

Im Kreis Ribnitz-Damgarten prägt die Kliff- und Flachküste den schmalen Landstreifen zwischen Ostsee und Boddenkette. In die südlich anschließende pleistozäne Grundmoräne des Festlandes schneiden die Recknitz und die Barthe ein. Diese Grundmoränenfläche weist keine so starken morphologischen Prägungen auf, wie sie im Kreis Bad Doberan vorhanden sind.

Infolge der holozänen organischen Ablagerungen herrschten auf beiden Kontrollflächen sehr ertragreiche und sich weithin erstreckende Ackerflächen vor, denen eingeschobene Wiesenniederungen und baumbestandene Wasserlöcher ("Sölle") Abwechslung verleihen. Die Intensivierung der Landwirtschaft und die Mehrfachnutzung der Nutzflächen haben seit 1950 stark zugenommen. Monokulturen auf Schlaggrößen bis zu 300 ha prägen das Bild der heutigen Landwirtschaft. Feldraine, Baumgruppen und "Sölle" verschwanden und auch Ackerwildkräuter wurden stark zurückgedrängt. Neue, leistungsfähige Binnenentwässerungsnetze sind angelegt worden. Das meliorierte Grünland großer und kleiner Niederungen und in den Küstenzonen unterscheidet sich durch hoch-

produktive Grasarten mit darauf abgestimmten Wasserhaushalt und Düngung ganz wesentlich von den traditionellen Wiesen und Weiden. Diese dominierenden Veränderungen belassen dem Storch nur noch Relikte als Nahrungsgebiete.

Kleinere zusammenhängende Waldflächen sind locker in die Agrarstruktur eingestreut und bilden Blickfang in der schwach hügeligen Landschaft. Die Hauptform der Besiedlung sind Dörfer in geschlossener wie auch in offener Bebauung und Kleinstädte mit vorwiegend ländlichem Charakter. Konzentriert wurden Großanlagen der Tier- und Pflanzenproduktion errichtet. Einrichtungen für die Erholung fanden Standorte in Küstennähe.

2.2 Untersuchungsmethoden und Witterung zur Brutzeit

Der Untersuchungszeitraum umfaßt die Jahre 1981-1986. Jährlich wurde in beiden Kreisen der Brutbestand des Weißstorches flächendeckend erfaßt, und zwar etwa Anfang bis Mitte Juli bei Gelegenheit der Beringung und noch einmal etwa Ende Juli/Anfang August. So konnten die Jungenverluste durch Abwürfe oder andere Ereignisse während der Nestlingszeit weitestgehend oder die Anzahl der flügge gewordenen Jungstörche recht genau erfaßt werden. Dadurch, daß für fast alle Storchennester ehrenamtliche Horstbetreuer gewonnen werden konnten, erlangten wir viele Informationen über Ankunfts- und Abflugdaten, Storchenkämpfe, Ei- und Jungenverluste oder andere Besonderheiten, mit denen wir für diese Storchennester eine Datenbank anlegen konnten.

Beide Untersuchungsgebiete liegen nahe der Küstenzone und werden beherrscht durch das Ostseeküsten-Klima mit lebhafter Luftbewegung, niedriger Jahresmitteltemperatur und kleinen Jahresschwankungen. Frühling und Sommer ziehen oft spät ein. Milde Herbst- und Frühjahrstrockenheit sind weitere Merkmale dieses Klimas. Die Winter waren gerade im Untersuchungszeitraum sehr unterschiedlich geprägt. Schneereich mit langanhaltenden Frostperioden und starker Eisbildung auf Binnengewässern und der Ostsee kennzeichneten die Winter 84/85 und 85/86. Nach großräumigen Kälte- und Schlechtwetterperioden kehrten die Störche spät zu den Brutplätzen zurück, was sich auf die Nachwuchsrate auswirken kann, doch sind derartige Ereignisse nicht immer alleiniger Störungsgrund.

Allgemein liegen die Durchschnittstemperaturen Anfang April, zur Ankunftszeit der Störche, noch sehr niedrig. Die jährlichen durchschnittlichen Niederschlagsmengen betrugen 1921 bis 1940 im Kreis Doberan 660-680 mm, im Kreis Ribnitz-Damgarten im Küstenbereich 620 bis 640 mm und in den südlichen Teilen des Kreisgebietes 640-700 mm. Bei aller hier erkennbaren Gleichförmigkeit schwanken die Werte der einzelnen Monate von Jahr zu Jahr doch beachtlich. Die Höhen der Endmoräne bilden oft eine lokale Wetterscheide und beeinflussen die örtliche Niederschlagsmenge wesentlich.

Die folgenden Tabellen, zusammengestellt nach Angaben des Meteorologischen Dienstes der DDR - Amt für Meteorologie Schwerin - enthalten Monatsmittel der Temperaturen in °C, der Niederschlagshöhe in mm und der Sonnenscheindauer für die Monate April bis Juni des Untersuchungszeitraumes (Tab. 1).

2.3 Datenbasis

Um die Wechselbeziehungen zwischen verschiedenen Komponenten der natürlichen Umwelt quantifizieren zu können, muß man die wichtigsten biotischen Faktoren für den jeweiligen Zusammenhang erkennen und diese in Zahlenwerte überführen.

Da die für die vorliegende Untersuchung verwendeten Auswertungsverfahren nur einsetzbar sind, wenn für ein jeweiliges Kontrollgebiet Datensatzserien für gleichwertige Teilflächen vorliegen, haben wir die Erhebungszonen in 1 km^2 große Rasterquadrate

zerlegt.

Für das Gebiet Ribnitz-Damgarten (RD) ergaben sich damit 511, für das Gebiet Bad Doberan (BD) 462 Rastereinheiten. Für jedes dieser 973 Teilgebiete wurde ein Grunddatensatz aus Populationsparametern der Art und Habitatmerkmalen zusammengestellt.

Tab. l: Witterungsparameter in den Kontrollgebieten. Kreis Ribnitz-Damgarten

					Monatsmitteltemperatur °C			Niederschlag mm			Sonnenschein h		
Jahr	HPa	HPm	HPo	JZG	April	Mai	Juni	April	Mai	Juni	April	Mai	Juni
1981	49	34	15	93	6.3	13.3	15.0	6.6	29.0	33.0	73.0	86.0	53.0
1982	47	20	27	46	6.3	11.3	15.0	6.0	16.0	18.0	76.0	70.0	75.0
1983	49	33	16	85	7.3	11.6	15.0	30.0	53.0	18.0	33.0	46.0	85.0
1984	44	20	24	47	10.0	12.0	13.3	17.0	11.3	53.0	66.0	63.0	35.0
1985	37	29	8	73	6.6	12.0	14.0	20.0	16.0	31.0	40.0	80.0	53.0
1986	41	30	11	78	5.3	13.0	14.3	8.0	19.0	19.0	35.0	76.0	93.0
Kreis Bad Doberan													
1981	42	30	14	81	8.3	13.5	14.0	6.0	25.0	27.0	70.0	90.0	50.0
1982	39	21	18	46	7.0	11.5	15.0	6.6	19.0	15.0	70.0	80.0	85.0
1983	38	28	10	70	7.0	11.0	15.0	29.0	39.0	20.0	36.0	50.0	90.0
1984	36	17	19	36	6.6	11.0	14.0	8.0	12.0	48.0	70.0	70.0	45.0
1985	27	18	9	52	6.6	10.5	14.0	16.0	8.0	35.0	45.0	83.0	65.0
1986	25	20	5	53	5.6	13.3	15.0	8.0	17.0	15.0	40.0	83.0	83.0

Die Methodik der Erhebung der brutbiologischen Werte ist im vorhergehenden Abschnitt dargestellt.

In die Analyse eingegangen sind je Rasterelement die Merkmale

- jährliche und mittlere Anzahl der Brutpaare (BP/J),
- jährliche und mittlere Zahl der Jungvögel (juv./J) und
- mittlere Zahl der Jungen je Brutpaar (juv./BP).

An Umweltparametern betrachten wir

- Waldanteil (%),
- bebaute Fläche (%),
- Bebauungstyp (0 = ohne Bebauung, 1 = offene Bebauung, 2 - geschlossenes Dorf, 3 = städtische Bebauung),
- landwirtschaftliche Nutzfläche (ohne Grünland, %),
- Dauergrünland (%),
- Grünlandtyp (0 = trocken, ohne Nahrungsangebot, 1 - trockene Wiesen, Weiden, Hangwiesen, 2 = wie 1, aber mit Wasserlöchern, Bächen und Gräben durchzogen, 3 = nasse Wiesen),
- Wasserfläche (Seen, Teiche, Torflöcher, %),
- Verkehrsflächen und Ödland (%).

Den Wert dieser Merkmale haben wir anhand von Darstellungen in Meßtischblättern bestimmt und durch Fakten aus der genauen Ortskenntnis in den Kontrollgebieten ergänzt. Der relative Schätzfehler der Daten liegt unter 10 %, wie Vergleiche und Mehrfachbewertungen annehmen lassen. Als besonderes Merkmal wurde in die Studie das subjektive, wenn auch auf langjährige Erfahrungen gegründete Urteil, wie sich das Gebiet für Weißstorchbruten eignet, (0 = nicht attraktiv, ... 4 = optimal) aufgenommen.

3. Dispersion

3.1. Auswertungsmethode

Die in Abb. 1 und 2 dargestellten Verteilungen der einzelnen Horstplätze auf den beiden Kontrollflächen zeigen eine kumulare, lokal nahezu insulare Dispersion. Die ahnbaren Konzentrationsgebiete und die storchenfreien Zonen entziehen sich wegen der menschlichen Sehgewohnheiten jedoch weitestgehend einem quantitativen Zugriff.

Die Daten der Punktkarten lassen sich mathematisch auf einfache Weise verdichten und damit in Karten mit Linien gleicher mittlerer Siedlungsdichte quantifizieren (FEIGE 1983, 1986). Die Dichtewerte haben wir für jeden Ort der Untersuchungsflächen durch die gewichtete Einbeziehung der Umgebung um jeden Erfassungspunkt bestimmt.

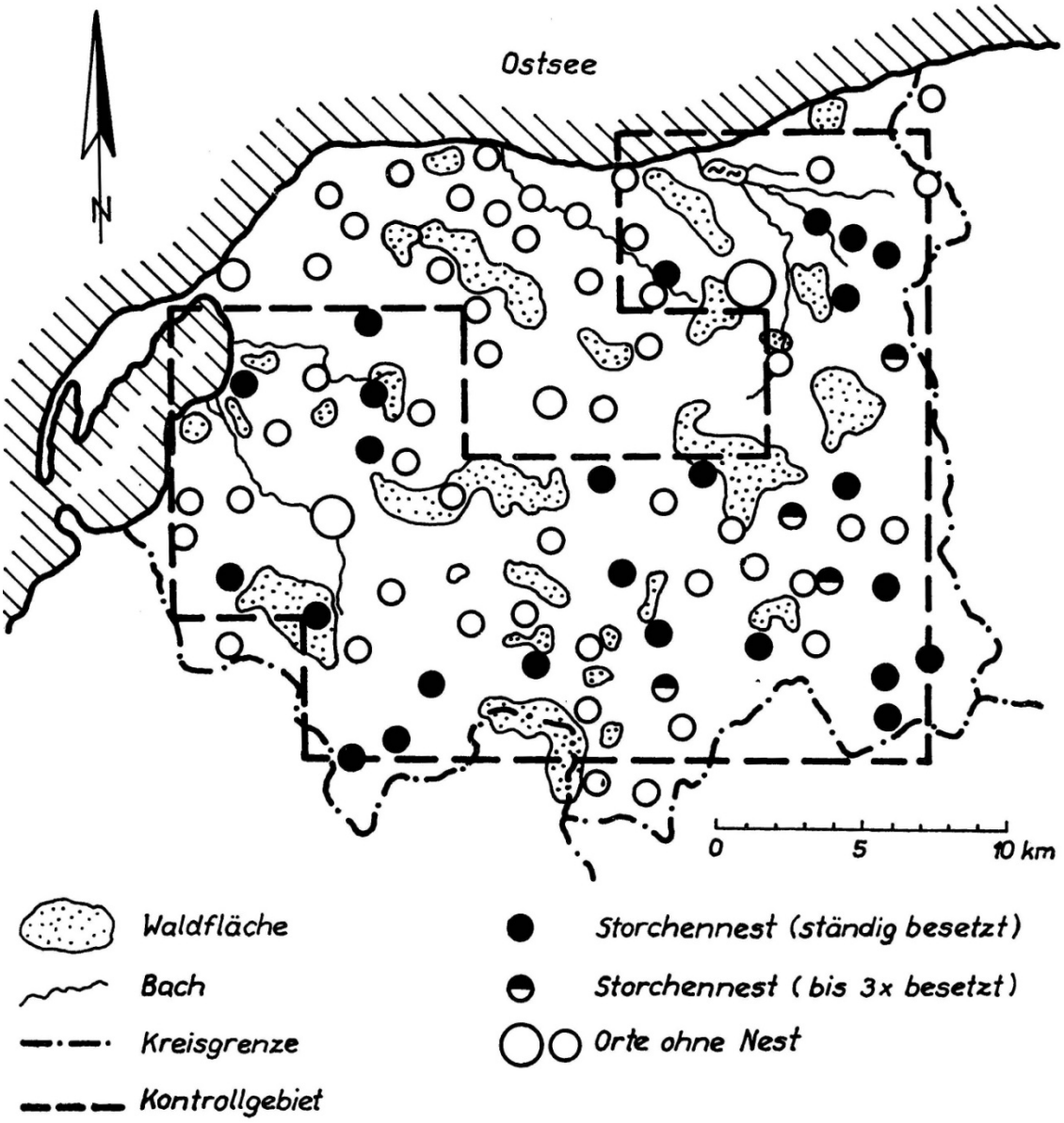

Abb. 1 Punktkarte der Storchennester im Kreis Bad Doberan.

Das Gewicht (g) für den Grad der Berücksichtigung von Brutbeobachtungen in dieser Umgebung hängt neben dem Abstand vom Meßpunkt (a in km) von verschiedenen vorgebbaren Modellparametern ab. Die geeignete Wahl der Parameterausprägungen ist artabhängig vorzunehmen. Bei Annahme des mittleren Aktionskreises eines Weißstorches wurde die Wichtungsfunktion

$$g = 0.9^{2a^2} \qquad (1)$$

verwendet.

Mit allen Beobachtungsdaten w_i von Brutplätzen in einem festgelegten Umkreis des Meßpunktes (Durchmesser = 6 km) ergab sich ein Punktwert (w) für die lokale Siedlungsdichte mittels

$$w = \frac{\sum_i g_i w_i}{\sum_i g_i} \qquad (2)$$

Die hohe Wertedichte (mit linearer Interpolation) gestattete Dichtekarten, wie sie in den Abb. 3 - 7 vorgestellt werden.

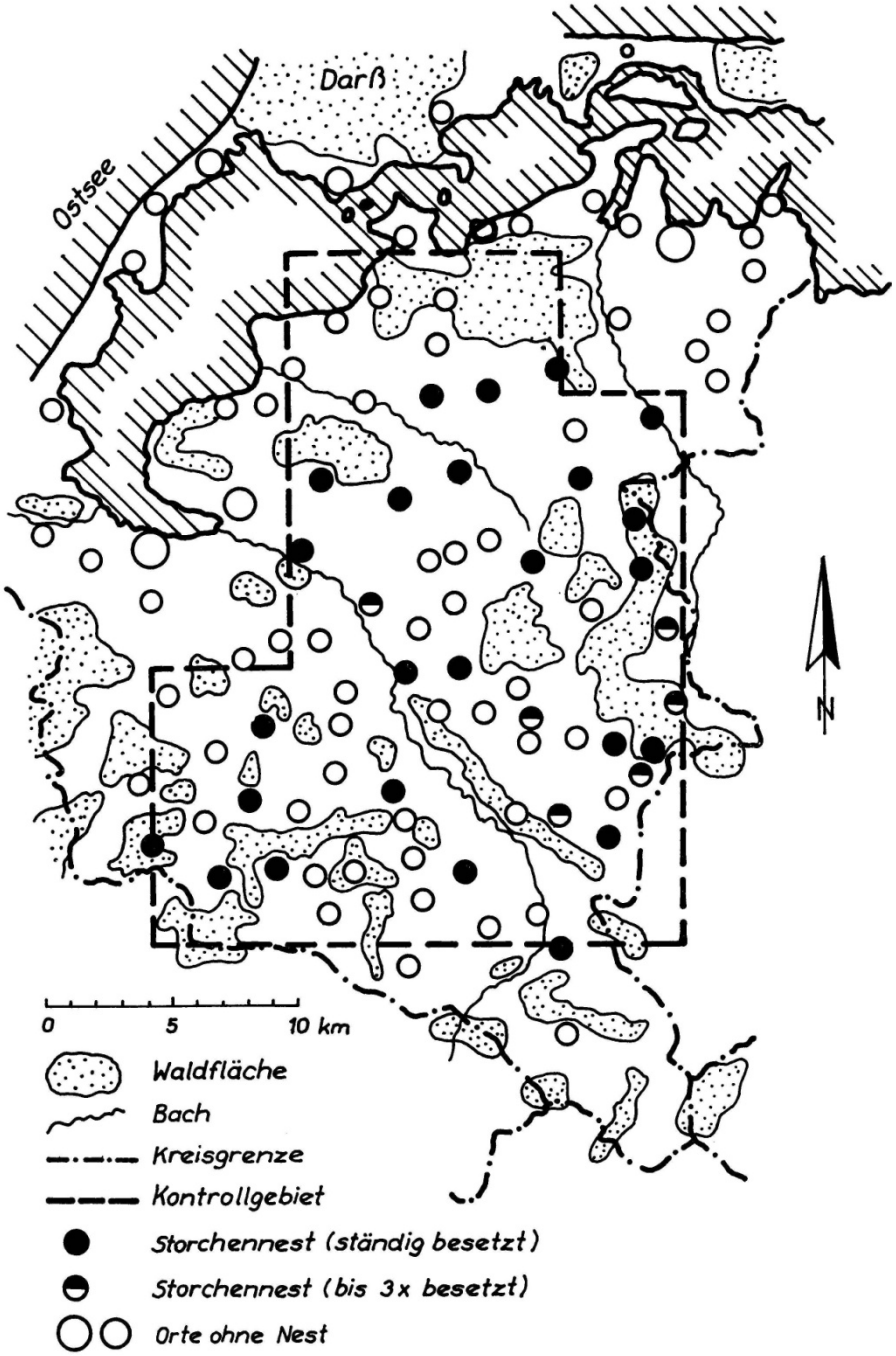

Abb. 2 Punktkarte der Storchennester im Kreis Ribnitz-Damgarten.

3.2 Verteilung der Populationskennziffern

Die gewichteten Flächenmittel lassen sich in Kurvenzüge gleicher lokaler Siedlungsdichte (oder anderer Parameter wie der mittleren Jungenzahl je Rastereinheit und Jahr oder je Brutpaar und Jahr) umsetzen. Der Vergleich der einzelnen Abbildungen ermöglicht Schlußfolgerungen, die aus den Punktdaten selbst nur mit erheblichem Rechenaufwand zu entnehmen sind.

Die Abb. 3a bis 3d veranschaulichen für die Kontrollfläche Ribnitz-Damgarten die Dispersionsbilder für die Jahre 1981-1983 und 1986 und zeigen die erwartet hohe Stabilität der Populationsstruktur der Art, wenngleich sich in der Polarisation (Clusterung) der Siedlungsdichte Unterschiede zwischen den Kreisen abzeichnen. Obwohl die Strukturen von Jahr zu Jahr relativ konstant bleiben, erlaubt der Vergleich von länger auseinander liegenden Jahresbildern das Erkennen von gerichteten Entwicklungen in den Dispersionsmustern. Diese sind nicht nur das Ergebnis des allgemeinen Bestandsrückganges des Weißstorches.

Trotzdem bleibt die Frage nach den Ursachen der unterschiedlichen lokalen Siedlungsdichte offen. Da die Dispersion geographisch variiert, empfiehlt sich der Vergleich der aufgezeigten Muster mit geographischen Informationen (z. B. Wald- oder Wiesenlagen). Um Zufälligkeiten noch weiter einzuschränken, werden beim Vergleich mit diesen, oft mehrjährig stabilen Gebietsfaktoren besser auch über 3-10 Jahre gemittelte Flächenmittel-Darstellungen genutzt (Abb. 4 Ribnitz-Damgarten 1981-1986).

Aber selbst bei gewissenhafter Arbeit geht dieser Vergleich nicht immer in Erkenntnisse über, da viele natürliche Zusammenhänge mehrfaktoriell sind und sich der visuellen Auswertung entziehen können. Im vorliegenden Fall stellte sich die Arbeitsthese, daß im wesentlichen nur die Lage der Ortschaften und der Bebauungstyp Einfluß auf die Wahl des Nistplatzes haben. Parameter wie Grünlandanteil und Feuchtgebietsflächen wurden dahingehend offenbar kaum wirksam.

Ein Vergleich der Strukturmuster der Jungenzahl für 1986 mit dem Jahresmittel von 1981-1986 belegt eine größere Fluktuation als beim Merkmal Siedlungsdichte (Abb. 5 und 6). Die Unterschiede der Verteilungsbilder Siedlungsdichte und Jungenzahl lassen die Annahme eines unterschiedlichen Wechselverhältnisses zwischen der Umwelt und dem jeweiligen Reproduktionsparameter zu. Die Abb. 7 stellt das Strukturmuster des Merkmals "mittlere Jungenzahl je Brutpaar" für den Zeitraum 1981-1986 dar.

Der Vergleich mit dem Merkmal "mittlere Jungenzahl" zeigt eine auffällige Übereinstimmung und läßt vermuten, daß Paare ohne oder mit niedrigem Bruterfolg unabhängig von der Landschaftsstruktur vorkommen. Auf die Darstellung analoger Abbildungen für den Kreis Bad Doberan verzichten wir hier, denn die für die beiden Kreise gewonnenen Aussagen sind in den Grundzügen äquivalent.

Zusammenfassend ergibt sich für die gewichteten Flächenmittelwerte:

- die Dispersion wird anschaulich und interpretierbar dargestellt,
- Trends verschiedener Populationsparameter sind auch lokal leicht erkennbar,
- Wechselbeziehungen zwischen Kontrollgebietsstruktur und Dispersion können empirisch aufgedeckt werden,
- der Erkenntnisgewinn besteht in erster Linie in der Bildung von Arbeitsthesen und
- die Beobachtungen können zielgerichteter mathematisch-statistisch analysiert werden als mit Punktkarten.

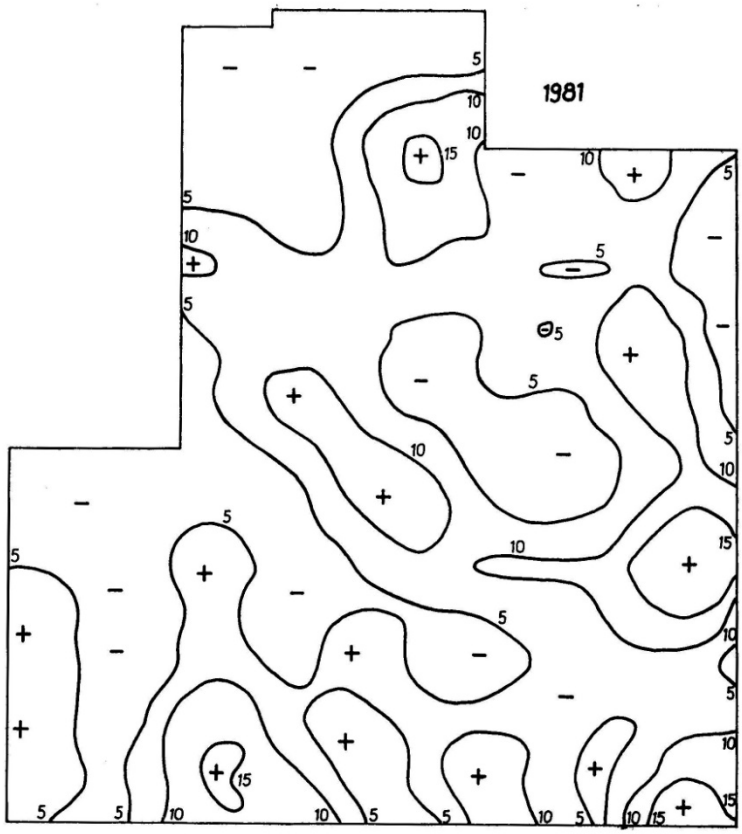

Abb. 3a Konturkarte der gewichteten Flächenmittel für die Kontrollfläche Ribnitz-Damgarten — BP/J 1981 (+ = lokales Wertehoch, — = lokales Wertetief).

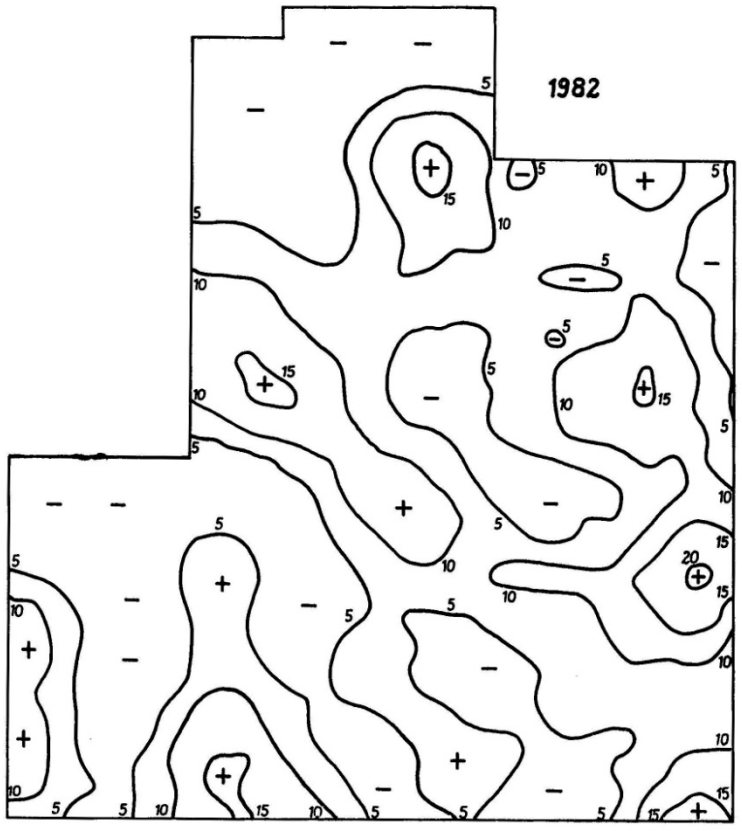

Abb. 3b BP/J 1982 (Erklärung vgl. 3a).

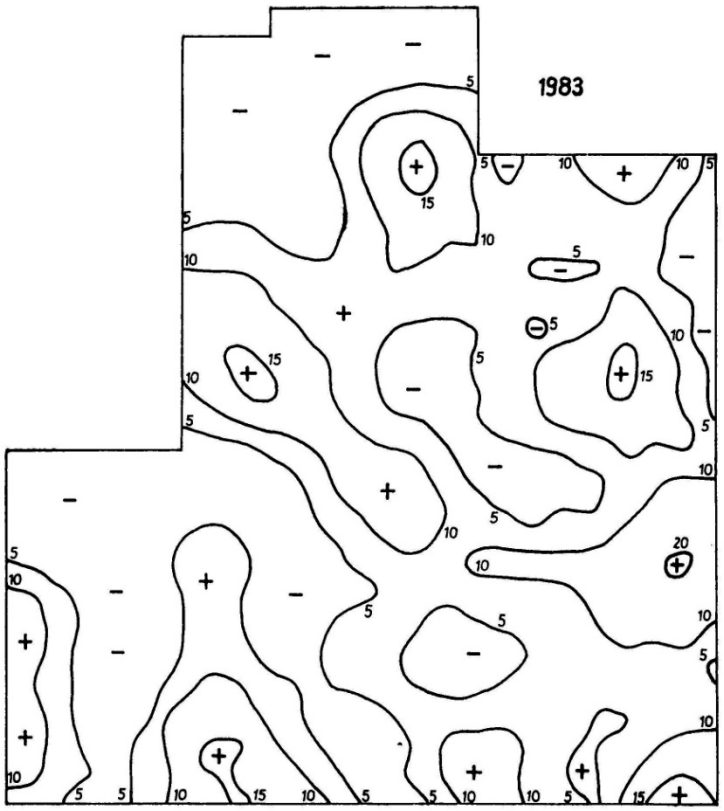

Abb. 3c BP/J 1983

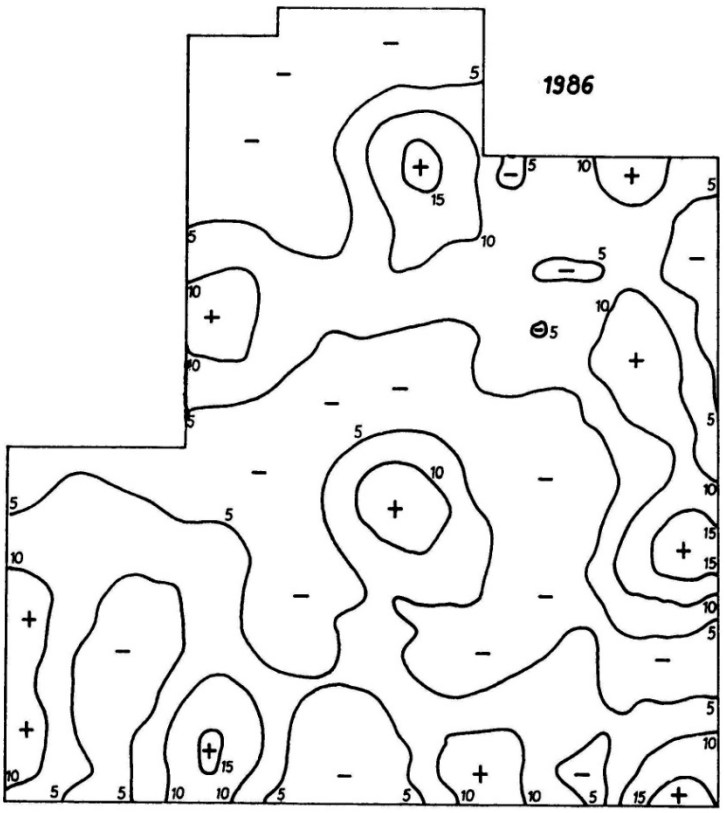

Abb. 3d BP/J 1986

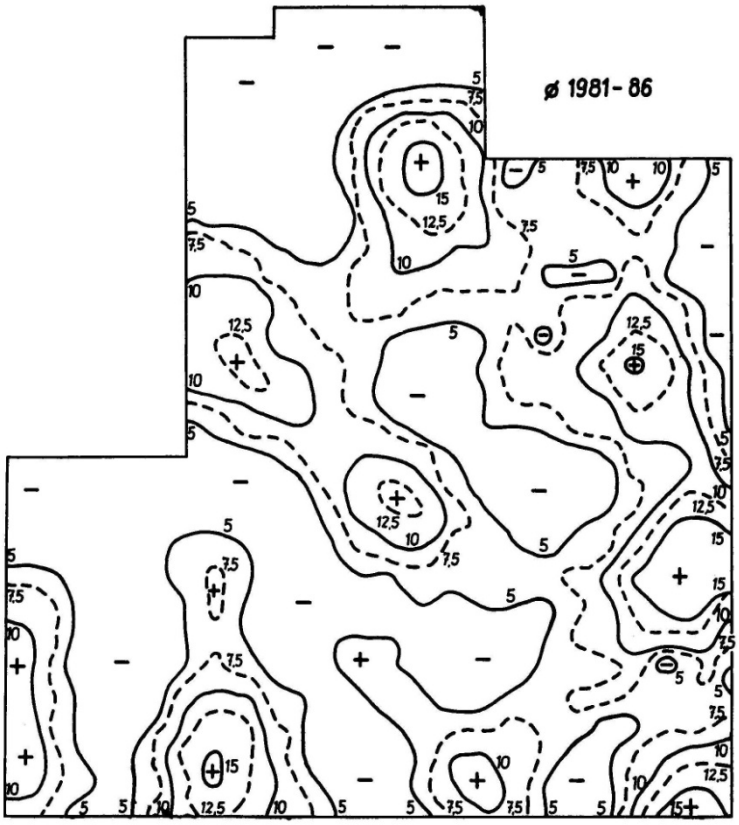

Abb. 4 Kontrollfläche Ribnitz-Damgarten — BP/J; Durchschnitt 1981—1986. Zahlenangaben an Konturlinien entsprechen Siedlungsdichtedaten, z. B. 5 = 0,05 BP/km², 10 = 0,10 BP/km².

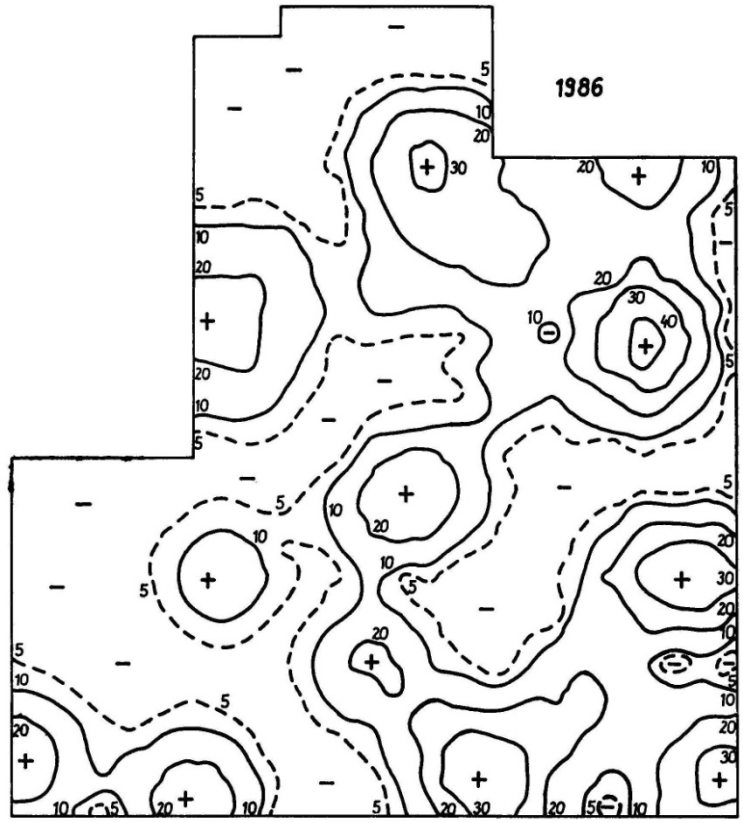

Abb. 5 Kontrollfläche Ribnitz-Damgarten — juv./J 1986. Zahlenangaben an Konturlinien entsprechen Jungvogelaufzuchten, z. B. 20 = 0,20 juv./km².

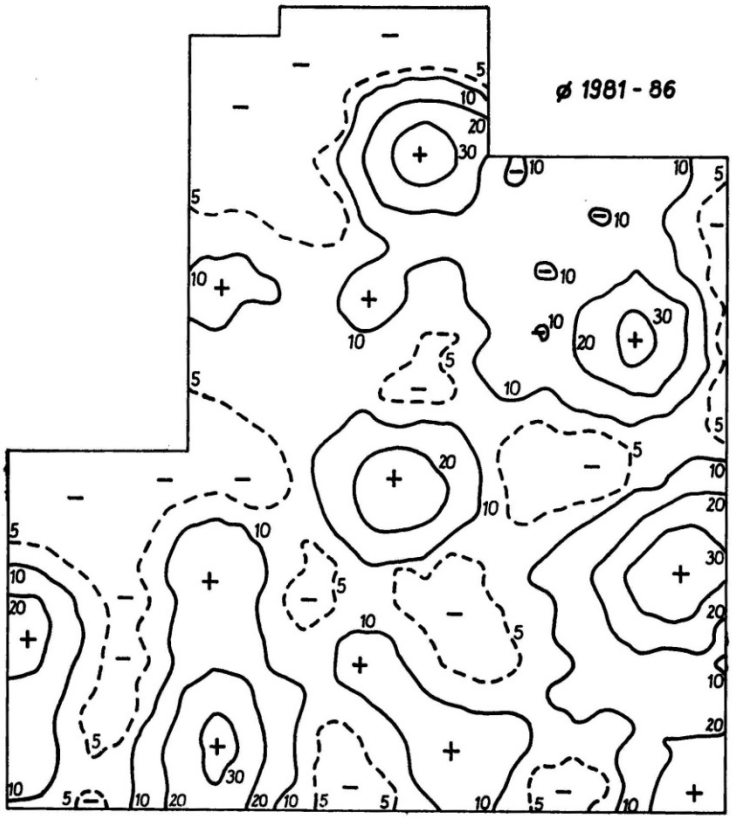

Abb. 6. Kontrollfläche Ribnitz-Damgarten — juv./J; Durchschnitt 1981—1986. (Zahlen vgl. Abb. 5).

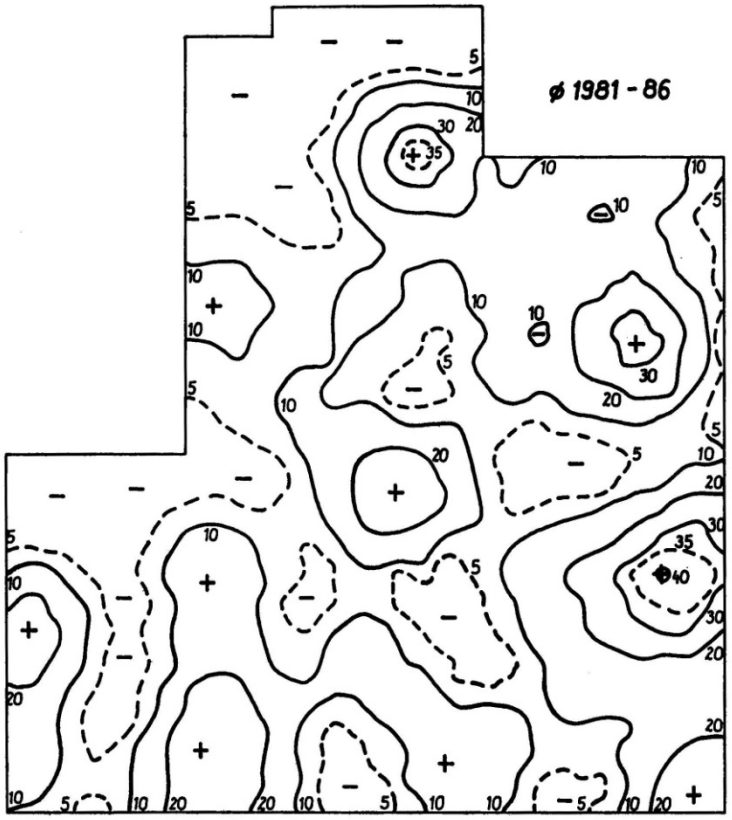

Abb. 7 Kontrollfläche Ribnitz-Damgarten — juv./BP; Durchschnitt 1981—1986. Zahlenangaben an Konturlinien entsprechen Jungvogelaufzuchtquoten je Brutpaar, z. B. 20 = 0,20 juv./km².

4. Habitatparameter

4.1. Auswertungsmethode

Analysen von Zusammenhängen zwischen Faktoren, insbesondere mehrfaktorielle, sind auf verschiedenen Wegen möglich. Die Palette geeigneter mathematisch-statistischer Verfahren ist größer als die hier verwendeten Algorithmen vermuten lassen. Positive Erfahrungen mit diesen Methoden und die Verfügbarkeit entsprechender EDV-Programme veranlaßten uns, die Korrelations- und die multiple, quasilineare Regressionsanalyse zu wählen.

Alle Merkmale wurden zunächst grundlegend biometrisch ausgewertet (Mittelwerte, Streuungsmaße, Konfidenzintervalle). Bei der Quantifizierung der linearen Zusammenhänge zwischen Merkmalen x und y fand der Korrelationskoeffizient Verwendung:

$$\sqrt{xy} = \frac{n\sum_{i=1} x_i y_i - \left(\sum_{i=1} x_i\right)\left(\sum_{i=1} y_i\right)}{\left[n\sum_{i=1} x_i^2 - \left(\sum_{i=1} x_i\right)^2\right]^{0.5}\left[n\sum_{i=1} y_i^2 - \left(\sum_{i=1} y_i\right)^2\right]^{0.5}} \qquad (3)$$

Die quasilineare Regressionsanalyse nahmen wir bei Vorgabe eines Maximalmodells mit einem Computerprogramm vor, das die Reduktion des Originalmodells um nichtsignifikante Einflußgrößen automatisch schrittweise vollzog. Die so gewonnenen Regressionsmodelle enthielten dann nur noch Einflußfaktoren, die gesichert auf die Zielgröße wirkten.

Das Bestimmtheitsmaß

$$B = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2} \qquad (4)$$

und das korrigierte Bestimmtheitsmaß (zum Vergleich zwischen Modellen mit unterschiedlicher Parameterzahl k)

$$B_k = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 (n-1)}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 (n-k-1)} \qquad (5)$$

(mit y_i = Zielgrößenwerte, $\bar{y}$= Mittelwert der y_j und $\hat{y}_i$ = Modellwerte zu y_i) sind Maßzahlen für die Stärke einer dargestellten Beziehung ($0 \leq B \leq 1$), wobei für B und B_k = 1 ein totaler, funktionaler Zusammenhang existiert. Weitere methodische Hinweise findet man bei RASCH et al. (1973, 1983).

Da die Habitatparameter umliegender Rastereinheiten die Populationskennziffern beeinflussen können, mußten (neben der Auswertung der für jede Rastereinheit beobachteten Rasterdaten) die transformierten Dispersions- und Habitatdaten (im Sinne einer gewichteten Einbeziehung von Umgebungswerten) untersucht werden. In den Aktionskreis sind alle Rasterelemente einbezogen, deren Zentren bis zu 4 km vom Zentrum des

Zentralrasters entfernt waren. Die Gewichtsfunktion verändert sich analog (1) in

$$g = 1{,}71^{-a} \qquad (6)$$

Die Transformation ist wie in (2) vorzunehmen.

4.2 Statistische Maßzahlen und Korrelationen

Die Tabelle 2 enthält für alle betrachteten Habitatparameter und die Bruterfolgskennziffern die entsprechenden statistischen Maßzahlen:

Tab. 2 Statistische Maßzahlen (Ribnitz-Damgarten [RD] n = 511; Bad Doberan [BD] n = 462)

		Originaldaten				umgebungstransformierte Daten			
Merkmal	KF	$\bar{x}$	s	min	max	$\bar{x}$	s	min	max
1. Waldfläche	RD	23.5	27.9	0	100	23.4	12.9	2.1	64.0
	BD	13.7	19.9	0	100	13.9	7.1	2.0	40.7
2. Bebauung	RD	5.03	8.02	0	60	5.03	1.41	1.8	9.3
	BD	5.71	10.2	0	95	5.71	2.22	0.5	20.4
3. Bebauungstyp	RD	0.62	0.79	0	3	0.62	0.15	0.26	1.1
	BD	0.70	0.79	0	3	0.70	0.14	0.13	1.15
4. landw. Nutzfläche	RD	39.0	26.8	0	100	39.1	10.4	14.3	57.4
	BD	46.1	23.9	0	100	45.9	9.9	10.1	86.9
5. Dauergrünland	RD	21.5	18.3	0	90	21.6	9.14	8.7	61.2
	BD	23.5	16.2	0	100	23.7	5.81	6.3	43.2
6. Dauergrünlandtyp	RD	1.22	0.64	0	3	1.22	0.26	0.62	2.06
	BD	1.51	0.62	0	3	1.52	0.23	0.73	1.92
7. Wasserflächen	RD	3.91	8.82	0	100	3.81	3.82	0.34	44.4
	BD	4.56	14.2	0	100	4.37	8.53	0.0	74.6
8. Verkehrsflächen	RD	7.54	4.10	0	20	7.56	1.51	2.2	10.8
	BD	6.24	4.41	0	27	6.26	1.94	0.37	9.03
9. allgemeine Eignung	RD	1.14	1.09	0	4	1.16	0.55	0.25	3.05
	BD	1.50	1.02	0	4	1.50	0.39	0.19	2.39
10. BP./J.	RD	0.067	0.24	0	1	0.066	0.033	0	0.22
	BD	0.068	0.25	0	2	0.069	0.034	0	0.22
11. juv./J.	RD	0.113	0.46	0	2.83	0.113	0.068	0	0.43
	BD	0.122	0.51	0	4.33	0.125	0.076	0	0.48
12. juv./BP.	RD	0.118	0.474	0	2.83	0.117	0.069	0	0.44
	BD	0.129	0.520	0	4.33	0.132	0.073	0	0.44

$\bar{x}$ = Mittelwert, s = Standardabweichung der Stichprobe und min, max = Extremwerte.

Die aus Originalwerten gewonnenen Maßzahlen belegen die stärkere Bewaldung auf Kosten der landwirtschaftlichen Nutzfläche im Gebiet Ribnitz-Damgarten.

Im Kontrollgebiet Bad Doberan sind die Dauergrünland-Typisierungen im Mittel höher. Bei sonst annähernd gleichen Habitatwerten scheint die allgemeine Eignung von BD höher zu sein. Das spiegelt sich aber andererseits nicht sehr deutlich in den brutbiologischen Daten wider. Einer ungefähr gleichen Zahl an BP/J stehen hier nur geringfügig erhöhte juv./J und juv./BP gegenüber. Die umgebungstransformierten Daten zeigen erwartungsgemäß die gleichen Mittelwerte wie die Originaldaten. Differenzen ergeben sich durch numerische Effekte aus der geringeren Gewichtung von Feldern im Randbereich der Kontrollfläche. Auch die z. T. geringeren Standardabweichungen waren hier vorhersehbar.

Tab. 3: Interkorrelationen der Original- und transformierten brutbiologischen Merkmale.

1	BP/J	RD						
		BD						
2	juv./J	RD	0.92					
		BD	0.92					
3	juv./BP	RD	0.92	0.996				
		BD	0.87	0.95				
4	BP/J (transf.)	RB	0.46	0.43	0.43			
		BD	0.46	0.43	0.39			
5	juv./J (transf.)	RD	0.41	0.47	0.46	0.86		
		BD	0.40	0.45	0.41	0.89		
6	juv./BP (transf.)	RD	0.41	0.47	0.46	0.89	0.99	
		BD	0.39	0.45	0.46	0.79	0.91	
			1	2	3	4	5	6

Die Tab. 3 zeigt die linearen Korrelationskoeffizienten zwischen den Original werten und den transformierten brutbiologischen Merkmalen. Auffällige Unterschiede zwischen den beiden Kontrollgebieten sind nicht zu verzeichnen, die Korrelation für Bad Doberan sind jedoch fast immer etwas kleiner. Die Ursache hierfür ist unklar und vielleicht in den Differenzen der Habitatparameter zu suchen. Die Zusammenhangsmaße zwischen den beiden Gruppen der brutbiologischen Merkmale schwanken um 0.4 und messen die dämpfende Wirkung der Transformation durch gewichtete Flächenmitteldarstellung.

Tab. 4: Interkorrelationen der Habitatparameter

1.	Wald	RD							
		BD							
2.	Bebauung	RD	—0.21						
		BD	—0.12						
3.	Bebauung-Typ	RD	—0.23	0.83					
		BD	—0.16	0.73					
4.	landw. Nutzfl.	RD	—0.66	(—0.01)	(0.04)				
		BD	—0.54	—0.20	—0.10				
5.	Dauergrünld.	RD	—0.37	(—0.09)	(—0.08)	—0.31			
		BD	—0.26	—0.17	—0.11	—0.33			
6.	Dauergrünld.-Typ	RD	—0.35	(—0.02)	(—0.01)	—0.18	0.72		
		BD	—0.10	(—0.09)	(0.02)	—0.14	0.46		
7.	Wasserfläche	RD	—0.17	(—0.05)	(—0.07)	—0.22	0.12	0.12	
		BD	—0.09	(—0.08)	(—0.09)	—0.38	—0.10	—0.15	
8.	Verkehrsfl.	RD	—0.28	0.21	0.26	0.12	(0.00)	0.14	(—0.08)
		DB	(—0.06)	—0.17	0.20	—0.09	(0.00)	0.15	—0.20
9.	allg. Eignung	RD	—0.42	(0.08)	0.12	—0.09	0.69	0.43	0.11 (0.04)
		BD	—0.28	(—0.06)	(0.06)	(0.04)	0.45	0.46	—0.15 (0.03)
			1	2	3	4	5	6	7 8

Werte in ( ) = nicht signifikant bei $\alpha = 0.05$, zweiseitiger Test gegen Null.

Die Tab. 4 stellt die Interkorrelationskoeffizienten zwischen den Habitatparametern dar. Diese Werte dienen der weiteren Beschreibung der Kontrollflächen und sind in diesem Sinne Hilfsmittel der Interpretation der Regressionsanalysen. Da in dieser Tabelle auch das Merkmal "allgemeine Eignung" aufgenommen ist, kann man jetzt auch gut erkennen, welche Habitatfaktoren die subjektive Meinung "beeinflussen" konnten. Bei diesem Merkmal zeigen sich übereinstimmend für beide Kontrollflächen negative Effekte eines hohen Waldanteils und die positive Beziehung zu den Grünlandwerten. Der Widerspruch in der Stellung der Wasserflächen erklärt sich aus dem Charakter der Gewässer in beiden Untersuchungsgebieten (Küsten- oder Binnengewässer). Die weiteren r-Werte der Tabelle sind zu erwarten und vielfach plausibel (z. B. wenn viel Wald vorhanden ist, kann es

nur noch wenig Grünlandfläche u. a. geben). Unterschiede zwischen den Gebieten haben ihre Erklärung wahrscheinlich darin, daß das Straßennetz von Ribnitz-Damgarten deutlicher ausgeprägt ist als im "ruhigeren" Bad Doberan und daß im Kreis Bad Doberan keine größere Wasserader mit ihren nassen Niederungen vorkommt.

Ein Überblick der Korrelationswerte zwischen Habitatdaten und brutbiologischen Merkmalen erübrigt sich, da nur wenige Einzelbeziehungen signifikant ($\alpha = 0.05$) sind. Insgesamt zeichnet sich aber ab, daß die Wirkung einzelner Lebensraumparameter auf die Fortpflanzungsdaten des Weißstorches bei größeren Kontrollflächen (Flächenmittel entsprechen einer größeren Betrachtungsfläche als Einzelraster) deutlicher ist. Die Beachtung des Aktionsraumes einer Art ist bei der Analyse von Dispersionsmustern folglich nicht unerheblich. Die höchsten Korrelationen (transformierte Daten) zeichnen sich ab für

die Bebauung	(RD = 0,2 bis 0,23),
die landwirtschaftliche Nutzfläche	(BD = 0,2 bis 0,4),
den Dauergrünland-Typ	(BD = 0,17 bis 0,31),
die Wasserfläche	(RD = -0,24 bis -0,26),
die Verkehrsfläche	(RD = 0,16 bis 0,34).

Die Unterschiede zwischen den Kreisen sind z. T. erheblich, ohne sich aber in der Beziehungsrichtung zu widersprechen.

4.3 Quasilineare Regressionsanalysen

Zur simultanen Analyse des Einflusses mehrerer Habitatparameter auf die Zielgröße eignet sich das Verfahren der Reduktion eines Maximalmodells durch Maximierung der Vorhersagebestimmtheit (ENDERLEIN 1971). Im reduzierten Modell verbleiben dann nur Faktoren oder deren Kombinationen, die einen statistisch gesicherten Einfluß auf die Zielgröße ausüben.

Indem wir die Merkmalsnummern aus Tab. 2 (x_j = Waldfläche, …, x_8 = Verkehrsfläche) beibehielten, haben wir folgende Maximalmodelle untersucht:

$$y = b_0 + b_i x_i + b_2 x_2 + ... + b_8 x_8 \qquad (7)$$

und

$$\begin{aligned} y = {} & b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + ... + b_8 x_8 \\ & + b_9 x_4 x_2 + b_{10} x_1 x_4 - b_{11} x_1 x_5 + b_{12x1} x_7 + b_{13} x_2 x_3 + b_{14} x_2 x_4 + b_{15} x_2 x_5 + b_{16}\, x_2 x_7 \\ & + b_{17} x_2 x_8 + b_{18} x_3 x_4 + b_{19} x_3 x_5 + b_{20} x_3 x_6 + b_{21}\, x_4 x_5 + b_{22} x_4 x_7 + b_{23} x_4 x_8 + b_{24} x_5 x_6 \\ & + b_{25} x_5 x_7 + b_{26} x_5 x_8 + b_{27} x_6 x_7 + b_{28} x_6 x_8 + b_{29} x_7 x_8 \qquad (8) \end{aligned}$$

Im Falle der Originalwerte, d. h. der "Rasterfeld"-orientierten Datenanalysen ergeben sich für die Zielgröße y_1 = BP/J, y_2 = juv./J und y_3 = juv./BP in beiden Kontrollgebieten Bestimmtheitsmaße von 0.12 bis 0.16 (Modell 7) und 0.14 bis 0.17 (Modell 8). Im reduzierten Modell verbleiben für y_1 die Merkmale (oder entsprechende Merkmalskombinationen): **Bebauung, Bebauungstyp, Dauergrünland** und **Dauergrünlandtyp**

für y_2 zudem Verkehrsfläche, für y_3 (alle Merkmale) **Waldfläche, Bebauung, Bebauungstyp, landwirtschaftl. Nutzfläche, Dauergrünland, Dauergrünlandtyp, Wasserfläche** und **Verkehrsflächen.**

Will man y_1, y_2 und y_3 aus den umgebungstransformierten Habitatfaktoren erklären, liegen die Bestimmtheitsmaße unter 0,04, verbleiben also deutlich unter den obigen B-Werten. Das belegt die Dominanz der Habitatstruktur im Raster gegenüber benachbarten Feldern. Trotzdem erweist sich die gewählte Merkmalspalette x_1 bis x_8 als zu klein

oder vielleicht ungeeignet. Interessanterweise verschieben sich diese Bestimmtheiten in einen Bereich um 0,4, wenn mit transformierten y-Werten gerechnet wird. Das bedeutet aber, daß die gewählten Merkmale erst über größere Kontrollflächen gemittelt auf die dann auch durchschnittlichen Brutergebnisse wirken. Die "Feindispersion" innerhalb dieser vergrößerten Gebiete regelt sich darüber hinaus möglicherweise über das artspezifische Verhalten oder auch weitere Habitatfaktoren. Die höchsten Bestimmtheitsmaße wurden erwartungsgemäß für Modell (8) ermittelt, was das Vorhandensein von signifikanten Wechselwirkungen verschiedener Faktoren belegt (s. Tab. 5).

Tab. 5: Bestimmtheitsmaße der Regressionsbeziehungen zwischen umgebungstransformierten Brut- und Habitatmerkmalen

		Ribnitz-Damgarten		Bad Doberan	
		Modell (7)	Modell (8)	Modell (7)	Modell (8)
BP/J	B	0.178	0.418	0.208	0.462
	Bv	0.158	0.360	0.190	0.409
juv./J	B	0.134	0.363	0.230	0.502
	Bv	0.113	0.308	0.202	0.453
juv./BP	B	0.162	0.388	0.181	0.483
	Bv	0.142	0.337	0.155	0.428

Alle diesbezüglichen Modelle enthalten den vollständigen Merkmalssatz und einige Wechselwirkungen. Da diese reduzierten Modelle für die Interpretation nicht sofort überschaubar sind, führt erst eine detailliertere Funktionsprüfung zu Merkmalswertesätzen mit maximalen brutbiologischen Erwartungswerten. Annähernd übereinstimmend in beiden Erhebungsgebieten sind für eine hohe Siedlungsdichte (BP/J)

- eine kleine bis fehlende Waldfläche (2-20 %),
- eine relativ große bebaute Fläche (10-20 %),
- eine kleine landwirtschaftliche Nutzfläche (10-15 %),
- eine relativ kleine Dauergrünlandfläche (6-9 %) mit jedoch möglichst hohem Typwert (um 2) und
- eine große Wasserfläche (45-52 %) notwendig.

Verkehrsflächen und Bebauungstypwerte spielen keine wesentliche Rolle; anders dagegen die Reproduktionskennziffern, bei denen die maximierten Merkmalsausprägungen nicht derart eindeutig klassifizierbar sind. Mit gebotener Vorsicht läßt sich formulieren: eine hohe Jungenzahl je Rasterelement (juv./J) ist mit einer geringen Waldfläche (um 6 %), einer kleinen bis mittleren bebauten Fläche (2-6 %) bei niedrigem bis mittlerem Bebauungstyp, einem mittleren bis hohen Grünlandtyp (1.2-2) und einer kleinen Wasserfläche (0.1-4 %) bei wechselnden, weiteren Merkmalswerten verbunden. Noch vager sind die Aussagen für die juv./BP. Sie entsprechen aber annähernd denen für juv./J.

Die Ergebnisse der multiplen Regressionsanalysen stehen nun aber scheinbar im Widerspruch zu den Informationen aus den linearen Korrelationsanalysen. Während im Abschnitt 4.2. z. B. für die Beziehung zwischen Siedlungsdichte und Wasserfläche noch eine negative Korrelation ausgewiesen wurde, ist die Richtung dieses Zusammenhangs jetzt positiv. Schon dieses Beispiel zeigt, wie problematisch eine sichere Interpretation der statistischen Ergebnisse ist. Die "Rücktransformation" der biomathematischen Modelle auf das biologische Objekt, die erneute kausal-biologische Durchdringung macht also die komprimierten Daten erst zur anwendbaren Information. In diesem Sinne müssen die Korrelationswerte allein wegen der gefundenen Autokorrelationen zwischen den Habitatparametern den multiplen Modellen unterliegen.

5. Konsequenzen für den Artenschutz und Ansatzpunkte für weitere Erhebungen

Über den Schutz des Weißstorches ist bereits viel publiziert worden. Die Schutzmaßnahmen für die Art erstrecken sich in einer breiten Palette vom Horstschutz und Aufzucht verunglückter Jungvögel bis hin zur Biotopgestaltung sogar an den Winterungs- und Rastplätzen (ZÖLLICK 1984, CREUTZ 1985).

Die meisten Erkenntnisse zur Biologie der Art wurden dabei sicher empirisch gewonnen. Der jährliche Informationszuwachs ist bei dieser Vorgehensweise jedoch relativ gering. Die gleichzeitige Betrachtung von mehr als 3-4 Faktoren übersteigt zudem das simultane Analysevermögen der meisten Menschen. In diesem Sinne bieten die dargestellten Verfahren der mathematischen Statistik einen qualitativen Sprung im Erfassen der komplexen Beziehungsstruktur Art-Umwelt. Angesichts des bedrohlichen Rückgangs der Art erscheint es sogar notwendig, sich dieser Auswertungsmethoden zu versichern.

Die Aussagen zum quantitativen Optimum der Habitatstruktur in den Untersuchungsgebieten, über die signifikanten Habitatfaktoren sowie der Nachweis der integrierten Beziehung zwischen Dispersion und Lebensraum des Weißstorches waren nur auf diesem Wege zu erhalten.



Abb. 8 Gebäude mit zwei Storchennestern in Bahrenhorst (Kr. Bad Doberan). Foto: H. ZÖLLICK (1976)



Abb. 9 Junge Weißstörche auf dem Horst in Bahrenhorst. Die Vögel dürfen nur noch unterhalb des Intertarsalgelenks beringt werden! Foto: H. ZÖLLICK (1982)

Als Fortschreibung dieser Arbeit wären exakte Untersuchungen über den Aktionsradius der Nahrungsflüge, die Größe des Einzugsgebietes und über die in diesem Gebiet vorhandene, für den Storch relevante Biomasse erforderlich. Weiterführende statistische Studien bedürfen einer Vergrößerung des Habitatparameterspektrums und möglicherweise eine noch feinere Rasterung der Kontrollflächen. Insbesondere lohnt die eingehende Untersuchung des quantitativen Einflusses von meßbaren Landschaftsumgestaltungen auf die Brutdaten des Weißstorches. Für die Art liegen hierfür die Daten aber bei den Horstbetreuern schon vor. Diese zusammenzufassen, auszuwerten und die Ergebnisse zu popularisieren und umzusetzen, übersteigt die Kräfte einzelner Ornithologen. Derartige Aufgaben können, wenn wir den Artenschutz ernst nehmen, nur gesamtgesellschaftlich gelöst werden.

Zusammenfassung

Die Bestandsentwicklung des Weißstorches besitzt in den meisten Ländern Europas einen negativen Trend. Die Ursachen für diesen Rückgang sind vielfältig. Zu den wichtigsten Faktoren zählt in diesem Sinne die Veränderung der Brutplatzumgebung der Storchenpaare. Anhand mehrjähriger Bestandserhebungen auf zwei Untersuchungsflächen in Nord-Mecklenburg wurden optimale Habitatansprüche des Weißstorches mit verschiedenen mathematisch-statistischen Verfahren quantifiziert. Für die grafische Darstellung der Dispersion der Art auf den Kontrollflächen eignet sich besonders die "Methode der gewichteten Flächenmittel".

Zur biometrischen Verifikation von Zusammenhängen zwischen Umwelt- und Reproduktionsparametern wurden multiple Regressionsanalysen und lineare Korrelationskoeffizienten genutzt.

Mit diesen Ergebnissen werden Forderungen für den Schutz der Art abgeleitet und diskutiert.

Summary

In most countries of Europe, the breeding pair stock of White Stork shows a negative trend. The reasons for this decrease are various. The change of environment of nests belongs to this causes.

By means of severals years bird census in two investigation fields in northern Mecklenburg and by means of mathematical-statistical procedures an optimal habitat structure was calculated.

For the graphic description of dispersion, a good descriptive method is the algorithm of "weighted area average".

The biometrical verification of connections between environment and reproduction parameters was realised with multiple regression analysis and by the estimation of correlation coefficients.

Suggestions for the protection of the White Stork are discussed.

Literatur

CREUTZ, G. (1985): Der Weißstorch *Ciconia ciconia.* - Neue Brehm-Bücherei *375,* Wittenberg Lutherstadt.

ENDERLEIN, G. (1971): Die Anwendung des Vorhersagebestimmtheitsmaßes zum Aufbau und Reduktion des Modellansatzes in der Regressionsanalyse. - Biom. Z. *13,* 130-156.

FEIGE, K.-D. (1983): Gewichtete Flächenmittel - eine Methode zur numerischen Differentiation von Populationsstrukturen. - Zool. Abh. Ber. Tierk. Dresden *39,* 107-114.

FEIGE, K.-D. (1986): Die räumliche Struktur einer Pirolpopulation. - Falke *33,* 209-215.

HAMSCH, S. (1986): Internationales Symposium zum Schutz des Weißstorches. - Falke *33,* 191-197.

RASCH, D., J. BOCK, H. DÖRFEL, G. HERRENDÖRFER, E. THOMAS & H. WILLMER (1983): Biometrie - Einführung in die Biostatistik. - Berlin.

WÜSTNEI, C. & G. CLODIUS (1902): Der weisse Storch, *Ciconia alba* Bechst. in Mecklenburg. - Arch. Ver. Freunde Naturgesch. Meckl. 56, 1-57.

ZÖLLICK, H. (1984): Auswirkungen der Verdrahtung der Landschaft auf die Vogelwelt im Bezirk Rostock. - Natur u. Umwelt H. 6, 42-55.

Dr. KLAUS-DIETER FEIGE, PF 702, DDR - 2551 Dummerstorf
HANS ZÖLLICK ,Mozartstraße 28, DDR - 2500 Rostock