

ACTA UNIVERSITATIS LODZIENSIS FOLIA ZOOLOGICA (Acta. Univ. Lodz., Folia zool.)	1	97-108	1992
--	---	--------	------

*Zbigniew Wojciechowski, Janusz Markowski*

**CHARAKTERYSTYKA WYBRANYCH PARAMETRÓW  
POPULACYJNYCH BOCIANA BIAŁEGO (*CICONIA CICONIA*)  
W ŚRODKOWEJ POLSCE**

**CHARACTERIZATION OF THE SELECTED POPULATION  
PARAMETERS OF THE WHITE STORK (*CICONIA CICONIA*)  
IN CENTRAL POLAND**

On the basis of the so far collected and/or published data on the White Stork of central Poland (the Łódź Upland) the authors undertook an attempt to explain the spatial and temporal distribution of breeding efficiency, population density as well as nests localization and nest distribution in relation to human settlements.

The efficiency of White Stork breeding depends on biotopic conditions and interspecific competition. Precipitation in spring has a positive while precipitation and low temperatures in June a negative impact on interspecific competition.

Habitat conditions of the White Stork have begun to display a constant tendency to decrease in quality, mainly due to land draining.

The interspecific competition depends on biotopic conditions and on density. Optimal habitat conditions, including weather ones, may largely neutralize the impact of the intraspecific competition, which enables the population an increase in density, leading even to the appearance of aggregations and colonies. A deterioration in habitat conditions increases interspecific competition, which decreases breeding success to a lower extent than that which could be expected, caused decomposition of aggregations and decrease in the density of breeding pairs. The appearance of a nest outside of the settlement area is a result of interspecific competition.

**Treść**

1. Wstęp
2. Materiał i metody
3. Wyniki i dyskusja
4. Wnioski
5. Piśmiennictwo
6. Summary

## 1. WSTĘP

Rozwijanie badań zespołowych nad populacją bociana białego w Polsce ma dwojakie znaczenie. Populacja zamieszkująca nasz kraj stanowi 28% liczebności jego w Europie (Jakubiec i in. 1986), a co zatem idzie ma podstawowe znaczenie dla ochrony tego gatunku i wymaga stałego monitoringu. Z drugiej strony bocian biały należy do najlepiej poznanych gatunków, a tym samym rozwijanie badań może posłużyć do lepszego zrozumienia teoretycznych zagadnień ekologii populacyjnej.

W pracy poniższej, na podstawie dotychczas uzyskanych wyników badań, autorzy podjęli się próby wyjaśnienia zróżnicowania przestrzennego i czasowego wybranych parametrów populacyjnych bociana białego na obszarze Wyżyny Łódzkiej w ujęciu Dylikowej (1973).

## 2. MATERIAŁ I METODY

Do opracowania wykorzystano standardowe zestawienia danych, które zostały zebrane metodą ankietową dla lat 1968–1970 (Markowski i in. 1981) oraz dane z przeprowadzonych inwentaryzacji gniazd w latach: 1974, 1975\*, 1983\*\*, 1984 oraz 1985\*\*\*. Pierwsza inwentaryzacja objęła cztery dawne powiaty: Bełchatów (Szmigiero 1985), Łęczyca w 1975 r. (Zuchniewicz 1985), Łowicz (Wojciechowski 1985) i Wieluń (Kurzac 1985). Następny spis bociana przeprowadzono również w granicach dawnych powiatów: Bełchatów (Bartyzel, Kamerdyn 1992), Kutno (Zieliński i in. 1992), Łask (Gabryelak 1992), Łęczyca (Zuchniewicz 1992), Łowicz (Wojciechowski 1992), Poddębice (Olejniczak 1992), Sieradz (Bartyzel, Kamerdyn 1992), Wieluń (Kurzac 1992). Stosowane w pracy symbole zostały wyjaśnione w pracy Wojciechowskiego (1992).

Efektywność lęgową autorzy analizowali na podstawie wartości  $J_{za}$ , z uwzględnieniem poprawki zaproponowanej przez Olejniczaka (1992). Wskaźnik ten najlepiej charakteryzuje wymienioną zmienną, mimo szeregu wad utrudniających stosowanie testów statystycznych, a wynikających z bimodalnych rozkładów gniazd HPO oraz kolejnych klas HPm (Wojciechowski 1992) i – co za tym idzie – konieczności stosowania ich przeliczeń lub transformacji.

\* Inwentaryzacja w pow. Łęczyca.

\*\* Dane uzyskane z wywiadów w trakcie inwentaryzacji w pow. Łowicz i Wieluń.

\*\*\* Dodatkowa inwentaryzacja w pow. Kutno.

Do porównań efektywności lęgowej zastosowano model losowy jednowymiarowej analizy wariancji z dwoma elementami JZa w klasie (O k t a b a 1980). Wyliczono je z materiału rozdzielonego na dwie równe części metodą losowania w obrębie wyróżnionych klas, tj. lat lub powierzchni. Ponadto do weryfikacji hipotez statystycznych zastosowano następujące testy:  $\chi^2$  jednorodności, korelację cząstkową, regresję wielokrotną i związaną z nią „analizę ścieżkową” (*path analysis*) (S o k a l, R o h l f 1981). Wpływ warunków meteorologicznych na efektywność lęgową analizowano posługując się danymi ze Stacji Meteorologicznej w Błoniu.

### 3. WYNIKI I DYSKUSJA

Zdecydowanie najwyższe zagęszczenia bociana odnotowane zostały na dwóch powierzchniach, tj. Poddębice StD – 13,40 i Łowicz – 10,39. Są to obszary, przez które centralnie przechodzi pradolina warszawsko-berlińska, z występującymi podmokłymi łąkami, torfowiskami niskimi i stawami. Dno pradoliny osiąga tam największą szerokość i tworzy liczne i rozległe rozgałęzienia. Na pozostałym obszarze wskaźnik StD waha się w granicach 6,81–4,86.

Między rokiem 1974 a 1984 odnotowano spadek zagęszczenia w trzech na cztery badane powierzchnie, tj. w łowickim z 13,70 do 10,39, w łączyckim

Tabela I

Wyniki analizy wariancji dla JZa między latami w powiecie Łowicz (model losowy)  
Results of the analysis of variance for JZA among years for the Łowicz district (ANOVA II)

Źródło zmienności Source of variation	nS <sup>2</sup>	df	MS	F <sup>0</sup>	$\hat{\sigma}^2$ (%)
Między latami Among years	2,2216	6	0,370	32,20***	93,98
Wewnątrz lat Within years	0,0806	7	0,012		6,02
Całkowita Total	2,3022				100,00

\*\*\* –  $p < 0,001$ .

nS<sup>2</sup> – suma kwadratów; sum of squares. df – stopnie swobody; degrees of freedom.  
MS – średni kwadrat; mean square.  $\hat{\sigma}^2$  – komponent wariancyjny wyrażony w procentach;  
variance component expressed in percentages.

z 9,20 do 6,81, w wieluńskim 7,00 do 6,79. Wzrost nastąpił tylko w bełchatowskim – z 4,86 do 5,72, gdzie zagęszczenie było najniższe z wymienionych. Obserwowane różnice między StD w 1974 i StD w 1984 są dodatnio skorelowane z zagęszczeniem początkowym ( $r = 0,954$ ;  $df = 2$ ;  $p < 0,05$ ). Sugeruje to, że na obserwowany spadek zagęszczenia bardzo duży wpływ wywierać mogła konkurencja wewnątrzgatunkowa.

Tabela II

Wyniki analizy wariancyjnej dla JZa między powierzchniami w roku 1970 (model losowy). Oznaczenia jak w tab. I

Results of the analysis of variance for JZa among areas in year 1970 (ANOWA II). The abbreviations as in tab. I.

Źródło zmienności Source of variation	nS <sup>2</sup>	df	MS	F <sup>0</sup>	$\sigma^2$ (%)
Między powierzchniami Among areas	0,4952	6	0,0825	3,87*	58,96
Wewnątrz powierzchni Within areas	0,1492	7	0,0213		41,04
Całkowita Total	0,6444				100,00

\* –  $p = 0,05$ .

Tabela III

Wyniki analizy wariancji dla JZa w roku 1984 między powierzchniami (model losowy). Oznaczenia jak w taB. I

Results of the analysis of variance for JZa among areas in year 1984 (ANOWA II). The abbreviations as in Tab. I

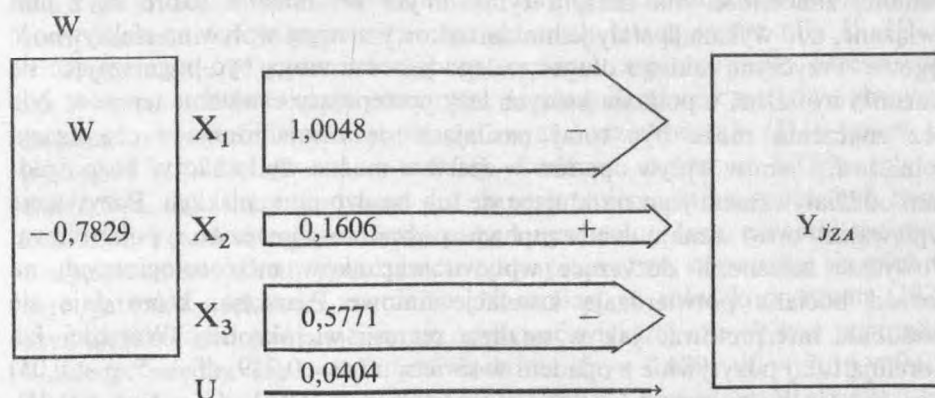
Źródło zmienności Source of variation	nS <sup>2</sup>	df	MS	F <sup>0</sup>	$\sigma^2$ (%)
Między powierzchniami Among areas	1,4460	7	0,2066	14,35***	86,97
Wewnątrz powierzchni Within areas	0,1152	8	0,0144		13,03
Całkowita Total	2,3022				100,00

\*\*\* –  $p < 0,001$ .



Efektywność lęgowa mierzona tutaj wskaźnikiem Jza obok śmiertelności jest najważniejszym parametrem demograficznym. W Polsce środkowej jego przestrzenne zróżnicowanie wydaje się być mniejsze niż zróżnicowanie w czasie, które wyliczono na przykładzie najlepiej zbadanego powiatu Łowicz (tab. I). Zróżnicowanie przestrzenne okazało się szczególnie małe w roku 1970, który był bardzo korzystny dla rozrodu bociana. Natomiast w roku 1984, charakteryzującym się wybitnie niekorzystnymi warunkami, było ono znacznie większe (tab. II, III). Znaczyłoby to, że podczas złych warunków pogodowych szczególnie ważne stają się czynniki środowiskowe związane ze zróżnicowaniem przestrzennym. Powyższe wnioski nie mają jeszcze charakteru formalnego, gdyż komponenty wariacyjne testowane przedziałami ufności Bulmera (Okta 1980) okazały się nieistotne przy  $\alpha = 0,05$ .

Do próby dokładniejszego wyjaśnienia zmienności Jza między latami wykorzystano zarówno średnie miesięczne, jak i średnie minimalne miesięczne temperatury oraz wartości logarytmów dziesiętnych z sum opadów dla poszczególnych miesięcy od kwietnia do lipca badanych lat. Dodatkowo wprowadzono czas, mierzony w latach, który pośrednio i w przybliżeniu objaśnia zachodzenie wszystkich stałych, praktycznie jednokierunkowych procesów.



$$X_1 + X_2 + X_3 + W_{x_1 x_2 x_3} + U = 1$$

Rys. 1. Graficzny model analizy ścieżkowej wyjaśniający zróżnicowanie JZa w zależności od czasu ( $X_1$ ), opadu w maju ( $X_2$ ), opadu w czerwcu ( $X_3$ ), U - zmienne nieokreślone; W - sumaryczny efekt skorelowań  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$

Fig. 1. Graphic model of path analysis explaining the differentiation in JZa in relation to time of year ( $X_1$ ), precipitation in May ( $X_2$ ), precipitation in June ( $X_3$ ), U - residual variable; W - the summarized effect of correlation among  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$

Tabela IV

Regresja wielokrotna wyjaśniająca zmienność JZa  
Multiple regression explaining JZa variation

Zmienne objaśniające Independent variable	Współczynniki równania Coefficients of regression	t <sup>o</sup>
Przesunięcie Y Y - intercept	9,7473	8,6186**
X <sub>1</sub>	-0,0667	-10,2757**
X <sub>2</sub>	1,5300	4,5370**
X <sub>3</sub>	-3,0639	-7,6548**

$$R^2_{Y,123} = 0,9596**$$

\*\* - p < 0,01.

X<sub>1</sub>, X<sub>2</sub>, X<sub>3</sub> - objaśnienia jak na rys. 1; explanation in Fig. 1.

Za pomocą regresji wielokrotnej i analizy ścieżkowej ustalono, że wartości JZa determinowane są przez trzy zmienne, które objaśniają w sumie 96% całkowitej zmienności (tab. IV, rys.1). Największy udział w wyjaśnieniu badanej zmienności ma czas, a tym samym te zmienne, które są z nim związane, tzn. wykazują stały jednokierunkowy ujemny wpływ na efektywność łęgową. Przyczyną takiego długotrwałego procesu mogą być pogarszające się warunki troficzne, u podłoża których leży postępujące osuszanie terenów. Nie bez znaczenia może być tutaj nasilająca się mechanizacja i chemizacja rolnictwa. Ujemny wpływ opadów w czerwcu można wytłumaczyć bezpośrednim oddziaływaniem jego na klujące się lub bardzo małe pisklęta. Pozytywnie wpływający opad w maju działa zapewne pośrednio poprzez bazę pokarmową. Powyższe zależności dotyczące wpływu warunków meteorologicznych na rozród bociana potwierdzają korelacje liniowe Pearsona, które dają się podobnie interpretować jak w analizie regresji wielokrotnej. Wartości JZa korelują tutaj pozytywnie z opadem w kwietniu ( $r = 0,789$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0,05$ ) i ze średnią miesięczną temperaturą czerwca ( $r = 0,839$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0,05$ ). W podsumowaniu należy stwierdzić, że wśród czynników meteorologicznych dodatnio wpływających na rozród populacji bociana należy wymienić wysoki opad wiosenny i niski w czerwcu przy wysokiej przeciętnej temperaturze. Niekorzystny wpływ suszy wiosennej na efektywność łęgową był sygnalizowany wcześniej (Borowski i in. 1985, Jagodziński 1985, Kahl, Markowski 1985), z kolei na złe warunki pogodowe czerwca zwracali uwagę Borowski (1963), Szymura i Walasz (1985) oraz Domaszewicz i Lewartowski (1985). Niestety, we wszystkich przypadkach wnioski nie poparte zostały metodami formalnymi. Nie cytujemy tu wielu prac zawierają-

cych jeszcze bardziej ogólnikowe wzmianki o wpływie warunków pogodowych na rozród.

Wyjaśnione na przykładzie powiatu Łowicz zróżnicowanie wartości Jza między latami na innych powierzchniach przybiera różny stopień zmienności. Wyrażając je współczynnikiem zmienności (V) dla każdego powiatu, znaleziono istotną korelację między nim a zagęszczeniem w roku 1984, z którego dane były najbardziej pełne ( $r = 0,792$ ;  $df = 6$ ;  $p < 0,02$ ). Zależność powyższa wskazuje, że wpływ wcześniej wykazanych warunków biotopowych jest modyfikowany dodatnio przez zagęszczenie, a tym samym przez konkurencję. Jeżeli bowiem założyć, że konkurencja zależy głównie od zagęszczenia i warunków biotopowych, to należy przyjąć, że współczynnik zmienności z wartości Jza na różnych powierzchniach w roku korzystnym (1970), kiedy w znacznym stopniu wyłącza się konkurencja, powinien być mniejszy niż w niekorzystnym (1984). Konkurencja się wówczas nasiliła i różnicowała w zależności od zagęszczenia i warunków biotopowych, tym bardziej że w obu latach zagęszczenia bociana były bardzo zbliżone na poszczególnych powierzchniach. Uzyskane wyniki potwierdzają powyższą tezę. Współczynnik zmienności (V) w roku 1970 wynosił 8,91%, podczas gdy w 1984 – 19,09%. Różnice te okazały się istotne na podstawie testu dla prób zależnych ( $t^0 = 1,81$ ;  $df = 12$ ;  $p < 0,05$ ;  $H_A$  – jednostronna) rekomendowanym przez Sokala i Braumanna (1980). Wynik testowania udowadnia także istnienie różnic między komponentami wariacyjnymi w rozważanych latach (patrz tab. II, III).

Zagęszczenie (1) również dobrze wyjaśnia zróżnicowanie przestrzenne Jza (y) w roku 1984 (niekorzystnym) za pomocą korelacji cząstkowej drugiego stopnia, przy stabilizowaniu procentowych udziałów łąk (2) i lasów (3) ( $r_{1y \cdot 23} = -0,931$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0,01$ ). Oznacza to, że aż 86,7% ( $r_{1y \cdot 23}^2$ ) zmienności Jza determinowane jest zagęszczeniem, które może być miarą konkurencji wewnątrzgatunkowej w badanym roku. Inne czynniki związane z zagęszczeniem, jak np. pasożytnictwo, drapieżnictwo, nie wydają się mieć dla tego gatunku większego znaczenia. Natomiast w roku korzystnym (1970) czynnik konkurencji wydaje się nie odgrywać większej roli. W tym przypadku korelacja między Jza i StD jest dodatnia ( $r = 0,679$ ;  $df = 7$ ;  $p < 0,05$ ). Uwzględniono tutaj dodatkowo dane ankietowe z powiatów: Brzeziny, Piotrków Tryb., Radomsko, skąd uzyskano wiarygodne dane dotyczące liczby par lęgowych (Markowski i in. 1970). Wyżej przedstawiona zależność pozwala wyjaśnić dotąd niezrozumiały proces powstawania dużych zgrupowań gniazd bociana, w których wykazano bardzo silne oddziaływania konkurencyjne uwidocznione m. in. wyraźnym ograniczeniem rozrodu (Wojciechowski, Ogrodowczyk 1978, Górski i in. 1980, Wojciechowski 1992). Rodzi się wówczas pytanie o przyczyny powstawania różnego rodzaju skupisk, a nawet kolonii. Zdaniem autorów, mogły powstawać jedynie w bardzo sprzyjających warunkach siedliskowych, w tym i pogodowych, które neu-

tralizowały w znacznym stopniu wpływ konkurencji wewnątrzgatunkowej. Natomiast w okresie pogarszających się warunków siedliskowych, co miało miejsce między rokiem 1974 a 1984, ujawniły się szczególnie silne oddziaływania konkurencyjne. Doprowadziły one do znacznego rozpadu kolonii np. w Mąkolicach (pow. Łowicz) i największego spadku liczebności w rejonach o najwyższych zagęszczeniach. Potwierdza to wykazana wyżej dodatnia zależność między zagęszczeniem początkowym a późniejszym jego spadkiem ( $r = 0,954$ ). Podobnie w skali całego kraju największy spadek odnotowano w Polsce północno-wschodniej charakteryzującej się najwyższymi wartościami StD, podczas gdy w rejonach o niskim zagęszczeniu obserwowany był jego nieznaczny spadek a niekiedy wzrost (Profus i in. 1984).

Potwierdzeniem nasilania się oddziaływań konkurencyjnych w okresie niesprzyjającym jest także wzrost udziału gniazd położonych w odległości większej niż 100 m od zabudowań, jaki zaobserwowano między rokiem 1974 (2,88%,  $n = 416$ ) a 1984 (7,41%,  $n = 405$ );  $\chi^2 = 8,80$ ;  $p < 0,005$ . Najbardziej odległe gniazda notowane były w rejonach najbogatszych troficznie, tj. w pobliżu stawów i zabagnionych łąk.

Wykazywane we wszystkich pracach zjawisko spadku udziału gniazd na budynkach daje się statystycznie udowodnić na całym analizowanym tutaj materiale. W 1970 r. zarejestrowano 10,36% ( $n = 502$ ) gniazd na budynkach, podczas gdy w 1984 – 5,97% ( $n = 637$ );  $\chi^2_0 = 20,10$ ;  $df = 1$ ;  $p < 0,0005$ . Zjawisko to jest związane z ogólną tendencją do zmian pokryć dachowych i niechęcią do umieszczania podstaw pod gniazdo na nowych budynkach. W centralnej Polsce powiaty północne (Poddębice, Łęczyca, Kutno, Łowicz) cechuje niższy udział gniazd na budynkach w porównaniu do południowych (Sieradz, Łask, Bełchatów) (tab. V). Różnice te wykazano zarówno dla roku 1970 ( $\chi^2_0 = 12,58$ ;  $df = 1$ ;  $p < 0,0005$ ), jak i dla 1984 ( $\chi^2_0 = 12,44$ ;  $df = 1$ ;  $p < 0,0005$ ).

Tabela V

Procent gniazd (H) na budynkach w rejonach północnych (N) i południowych (S) środkowej Polski

Percentage frequencies of nests located on buildings (H) in northern (N) and southern (S) areas of central Poland

Rok Year	% gniazd na budynkach N Percent of nests located on buildings N	n	% gniazd na budynkach S Percent of nests located on buildings S	n
1970	6,51	307	16,41	195
1984	4,02	473	11,59	164

Wykazywany ostatnio przez wielu autorów stały wzrost liczby gniazd bociana umieszczanych na słupach linii przesyłowych prądu elektrycznego i telefonicznych co można traktować jako swoistą adaptację został tutaj pominięty, gdyż w pracach materiałowych (patrz wstęp) był on statystycznie dowiedziony i dyskutowany.

#### 4. WNIOSKI

1. Efektywność lęgowa bociana białego zależy od warunków biotopowych i konkurencji wewnątrzgatunkowej. Dodatkowo wpływają tutaj opady wiosenne a ujemnie opad i niska temperatura w czerwcu oraz konkurencja wewnątrzgatunkowa.

2. Warunki siedliskowe bociana zaczynają wykazywać stałą tendencję do pogarszania się, głównie na skutek osuszania terenu.

3. Konkurencja wewnątrzgatunkowa zależy od warunków biotopowych i od zagęszczenia:

a) optymalne warunki siedliskowe i pogodowe mogą w znacznym stopniu neutralizować wpływ konkurencji wewnątrzgatunkowej, co umożliwia wzrost zagęszczenia prowadzący nawet do powstawania skupisk i kolonii;

b) pogarszanie warunków siedliskowych wzmacnia konkurencję wewnątrzgatunkową, która bardziej niż można oczekiwać obniża rozrodczość, wywołuje rozpad skupisk i spadek zagęszczenia par lęgowych.

4. Występowanie gniazd poza obszarem zabudowań jest efektem wewnątrzgatunkowej konkurencji.

#### 5. PIŚMIENNICTWO

- Bartyzel P., Kamerdyn C. 1992. Wyniki liczenia gniazd bociana białego (*Ciconia ciconia*) na terenie byłych powiatów Belchatów i Sieradz. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 71–82.
- Borowski S. 1963. Przyczyny katastrofalnych strat lęgowych bocianów białych, *Ciconia ciconia* (L.) w Białowieży, w roku 1961. Not. Orn., 4: 27–29.
- Borowski S., Lewartowski Z., Piotrowska M., Wołk K. 1985. Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w Puszczy Białowiejskiej w latach 1976–1979. Stud. Naturae, A, 28: 71–76.
- Domaszewicz A., Lewartowski Z. 1985. Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiatach leżajskim i niskim oraz krośnieńskim i strzyżowskim w 1974 roku. Stud. Naturae, A, 28: 212–222.



- Dylikowa A. 1973. *Geografia Polski. Krainy geograficzne*. Warszawa.
- Gabryelak J. 1992. *Bocian biały (Ciconia ciconia) na terenie byłego powiatu łaskiego w roku 1984*. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 65–70.
- Górski W., Górská E., Kaczmarek S., Wisnowska J. 1980. *Liczebność, rozmieszczenie, efektywność lęgów oraz niektóre zagadnienia fenologii bociana białego, Ciconia ciconia (L.), w północnych rejonach Wybrzeża Środkowego w latach 1973–1976*. [W:] *Ekologia ptaków wybrzeża. Bocian biały, Ciconia ciconia (L.)*. Red. S. Strawiński, Acta Biol. (Gdańsk), 6: 25–43.
- Jagodziński M. 1985. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiecie rawickim w 1974 roku*. Stud. Naturae, A, 28: 115–118.
- Jakubiec Z., Profus P., Szecówka J. 1986. *Zum Status des Weißstorches (Ciconia ciconia) in Polen*. Beih. Veröff. Naturschutz Landschaftspflege Bad.-Württ., 43: 131–146.
- Kahl K., Markowski J. 1985. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiecie białobrzeskim w 1974 roku*. Stud. Naturae, A, 28: 156–159.
- Kurzac T. 1985. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiecie wieluńskim w 1974 roku*. Stud. Naturae, A, 28: 148–150.
- Kurzac T. 1992. *Bocian biały (Ciconia ciconia) na terenie byłego powiatu wieluńskiego w latach 1974–1984*. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 83–95.
- Markowski J., Tranda E., Wojciechowski Z. 1981. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego Ciconia ciconia (L.) w byłym województwie łódzkim dla lat 1968–1970 na podstawie ankiety*. Acta Univ. Lodz., Fol. zool. anthrop., 1: 107–126.
- Oktała W. 1980. *Metody statystyki matematycznej w doświadczeniach*. PWN, Warszawa.
- Olejniczak P. 1992. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego (Ciconia ciconia) w gminach: Poddebice, Uniejów, Pęczniew i Zadzim w roku 1984*. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 29–38.
- Profus P. 1986. *Zur Brutbiologie und Bioenergetik des Weißstorchs in Polen*. Beih. Veröff. Naturschutz Landschaftspflege Bad.-Württ. 43: 205–220.
- Profus P., Jakubiec Z., Mielczarek P. 1984. *Zur Situation des Weißstorchs, Ciconia ciconia L., in Polen, Stand 1984*. [W:] *Weißstorch- White Stork. Proc. I. Int. Stork Conserv. Symp.* Hrsg. G. Rheinwald, J. Ogden, H. Schulz. Schriftenreihe des DDA, 10: 81–97.
- Sokal R.R., Braumann C. A. 1980. *Significance tests for coefficients of variations and variability profiles*. Syst. Zool., 29: 50–66.
- Sokal R. R., Rohlf F. J. 1981. *Biometry*. W. H. Freeman and Company; San Francisco.
- Szmigiero L. 1985. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiecie belchatowskim w 1974 roku*. Stud. Naturae, A, 28: 150–152.
- Szymura A., Walasz K. 1985. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiecie Dąbrowa Tarnowska w 1974 roku*. Stud. Naturae, A, 28: 207–210.
- Wojciechowski Z. 1985. *Wyniki inwentaryzacji gniazd bociana białego w powiecie łowickim w latach 1974–1975*. Stud. Naturae, A, 28: 130–133.
- Wojciechowski Z. 1992. *Bocian biały (Ciconia ciconia) na Ziemi Łowickiej*. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 5–28.
- Wojciechowski Z., Ogrodowczyk E. 1978. *Rozmieszczenie i efektywność lęgów bociana białego (Ciconia ciconia) w województwie łódzkim: w porównaniu z materiałami z obszarów byłych powiatów Łowicz i Łęczyca*. Not. Orn., 19: 1–4: 27–38.
- Zieliński P., Andrzejczak S., Studziński J. 1992. *Bocian biały (Ciconia ciconia) na terenie byłego powiatu kutnowskiego w latach 1984 i 1985*. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 39–51.
- Zuchniewicz A. 1992. *Bocian biały (Ciconia ciconia) na terenie Ziemi Łęczyckiej*. Acta Univ. Lodz., Folia zool., 1: 53–64.

## 6. SUMMARY

The authors undertook an attempt to explain the spatial and temporal distribution of the efficiency of breeding, population density, as well as nests localization and their distribution in the Łódź Upland (central Poland). The analysis presented is based on materials from 1968–1970, 1974 and also on those from 1975, 1983, 1985 for single districts.

In 1984 the highest density of White Stork nest StD (number of nests occupied by pairs per 100 km<sup>2</sup>), was recorded in the former districts of Poddębice, 13.40, and Łowicz, 10.39. These are the areas that are cut across by the Warsaw–Berlin valley section of the PaleoVistula River, with numerous bogs and ponds. In the other parts of the region the StD coefficient ranged from 4.86 to 6.81. Between 1974 and 1984 a decrease in the StD values, which were negatively correlated with the initial StD, was observed ( $r = 0.954$ ;  $df = 2$ ;  $p < 0.05$ ). The spatial differentiation of the efficiency of breeding between years measured with the value of JZa (number of fledged young per pair) was presented using the district investigated for the longest period, as an example, i.e. that of Łowicz (Tab. I). A more precise explanation of this differentiation was obtained using multiple regression and path analysis (Tab. IV and Fig. 1). The widest range of variability in this model is explained by the introduced here variable of time over years. It will approximately substitute for these variables whose impact is practically unidirectional, thus these variables would be connected with the continuously occurring processes of draining of land and degradation of countryside, ensuing from economic changes. The negative impact of June is attributed to the harmful influence of this factor on eggs and the newly hatched young. The positive impact of May precipitation probably acts indirectly through the food base. A similar dependence of JZa on climatic conditions is proved by Pearson's linear correlations. JZa values correlated positively here with April precipitation ( $r = 0.789$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0.05$ ) and with the mean June temperature ( $r = 0.839$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0.05$ ). Yet, the high precipitation in spring and low in June at a high mean temperature of that month should be mentioned among the factors influencing the development of White Stork population. A significant correlation was found between the densities in various areas in 1984 and coefficients of variability (V) calculated from the JZa values in investigated years ( $r = 0.792$ ;  $df = 6$ ;  $p < 0.02$ ). The above relation indicates that the impact of the above mentioned biotopic factors is positively modified by density and thus by competition. If we assume that competition depends mainly on density and biotopic conditions than we should conclude that the coefficient of variability from JZa values in various areas in the favourable year (1970), when competition was largely absent, should be lower than that in the unfavourable year (1984), when competition aggravated and differentiated, depending on density and biotopic conditions; still so that in both the investigated years the densities of white stork were very similar in given areas. The results obtained confirm this assumption. The coefficient of variability (V) was 8.91% in 1970, while 19.09% in 1984. The differences proved highly statistically significant as tested with the test of independent pairs ( $t^0 = 1.81$ ;  $df = 12$ ;  $p < 0.05$ ;  $H_A$  – one-tailed). The result of the testing proved also the occurrence of differences between the variance components in the discussed years, which could not be proved with the Bulmer confidence intervals (Tabs. II, III). In the unfavourable year for white stork development (1984) a negative dependence between density and JZa was determined, while in the favourable year (1970) the relation in question was positive. This means that in the favourable year density was not a factor limiting reproduction. In 1984 the partial correlation between JZa(y) and StD(1) in various areas at the stabilized percentages of meadows (2) and forests (3) was negative ( $r_{1y.23} = -0.931$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0.01$ ). In contrast, in 1970 the relation between JZa and density was positive ( $r = 0.679$ ;  $df = 7$ ;  $p < 0.05$ ). Both these decisively different relations indicate that in the unfavourable period density is a measure of competition, whereas in the favourable one rather a measure of habitat conditions. The relations presented allow to understand better why aggregations and colonies of white stork

keep appearing despite strong competitive interrelations recorded in the areas, manifesting themselves in a uniform distribution and decisively decreased efficiency of breeding. Consequently, colonies and aggregations may occur only during the occurrence of optimal habitat conditions, ones that rule out interspecific competition. In contrast, during the worsening of habitat conditions, including weather ones, highest declines in abundance occur in places of highest population density. This is confirmed by the formerly proved positive correlation between the decrease in the density of white stork in 1974–1984 and the initial density, as well as by the occasional decomposition of nesting colonies of white stork. Similarly, as far as the whole of Poland is concerned the highest decline in density was noted within in north-east Poland, where the density was highest. In regions of decisively lower densities its very slight fluctuations were recorded, sometimes even slight increases.

The observed in recent years increased percentage of nests located over 100 m from settlements is also a confirmation of increasing interspecimen competition in periods of declining biotopic conditions. Such nests were met in the most trophically rich places.

The authors noted a significant decline in the proportion of nests located on buildings and this occurred both in the northern and southern parts of the Łódź Upland, where the percentage of such nests is higher (Tab. V). This decrease is related by them to changes of roof covers from soft to hard, which has had to be done due to fire security reasons. On the other hand the local population is reluctant to fix bases for nests on modernized roofs. They usually transfer the base to the neighbouring tree.

Zbigniew Wojciechowski  
Janusz Markowski  
Katedra Ekologii i Zoologii Kręgowców  
Uniwersytet Łódzki  
90-237 Łódź ul. Banacha 12/16