

**Andrzej Jermaczek**

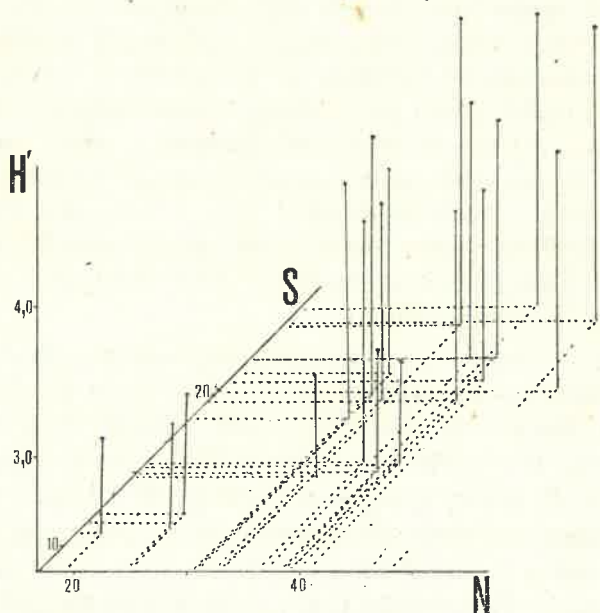
**O NIEKTÓRYCH TRADYCYJNYCH I NOWYCH METODACH  
OPISU I ANALIZY UGRUPOWAŃ ZWIERZĘCYCH**

**About some traditional and new methods of description and  
analysis of animal communities**

Problem optymalizacji i obiektywizacji opisu i analizy ugrupowań zwierzęcych był przedmiotem wielu propozycji metodycznych (Simpson 1949, Balogh 1958, Margalef 1958, Pielou 1966, Tramer 1969, Cieślak 1980 i inni). Poszukiwania większości wymienionych autorów wyrażały się w dążeniu do znalezienia takiego wskaźnika, który pod postacią jednej liczby jak najpełniej charakteryzowałby ugrupowanie. Spośród szeregu zaproponowanych (Odum 1980) największą popularność zyskał oparty na zapożyczonej z teorii informacji funkcji Shannona (Shannon, Weaver 1949) wskaźnik różnorodności gatunkowej  $H'$  oraz obliczany na jego podstawie wskaźnik równomierności struktury dominacji  $J'$  (Pielou 1966).

Mimo powszechnego stosowania obu wskaźników do opisu i analizy ugrupowań zwierzęcych, a nawet opisu struktury środowiska (MacArthur, MacArthur 1961, Blondel et al 1973, Cyr 1977, Wink, Wink 1986 i inni), budzą one ostatnio, a szczególnie wskaźnik  $H'$ , szereg krytycznych uwag. Np. James i Rathbun (1982) podają teoretyczny przykład dwóch ugrupowań; pierwsze złożone jest z 5 gatunków o liczebności 1, 2, 4, 8 i 16, drugie z 7 gatunków o liczebności 1, 2, 4, 8, 16, 32 i 64. Zarówno wskaźnik  $H'$  jak i  $J'$  przyjmują dla pierwszego ugrupowania wartości zdecydowanie wyższe, co stosując popularną interpretację wskazuje na jego większą strukturalną złożoność. Pod względem biologicznym jednoznaczność takiej interpretacji wydaje się dyskusyjna.

Jednym z głównych zastrzeżeń wysuwanych w stosunku do obu wskaźników jest ich duże uzależnienie od bogactwa gatunkowego, przy jednoczesnej niewielkiej zależności od różnic w zagęszczeniu. James i Wamer (1982) podają przykład dwóch ugrupowań ptaków o identycznych prawie wartościach  $H'$  (2,69 i 2,66) i  $J'$  (0,89 i 0,81), podobnych wartościach bogactwa gatunkowego (19 i 20 gatunków), natomiast skrajnie różnym zagęszczeniu (18 i 90 par/10 ha). Niewielką zależność wskaźnika  $H'$  od zagęszczenia, przy jednoczesnym ścisłym związku z bogactwem gatunkowym ( $r = 0,929$ ) ilustruje ryc. 1. sporządzona w oparciu o materiały dotyczące ugrupowań ptaków lęgowych lasów liściastych Ziemi Lubuskiej (Jermaczek w druku). Tak



Ryc. 1. Bogactwo gatunkowe (S), liczebność (N) i różnorodność gatunkowa ( $H'$ ) w 20 ugrupowaniach ptaków lęgowych różnych typów lasów liściastych Ziemi Lubuskiej (Jermaczek, w druku).

Fig. 1. Species richness (S), number of individuals (N), and diversity ( $H'$ ) in 20 breeding bird communities of different type deciduous forests of Ziemia Lubuska (Jermaczek, in print).

ków, a na drugiej przez 52, identyczność obu wartości nie wydaje się zupełnie jednoznaczna.

Do rozwiązania tego, nie zauważanego do niedawna, problemu James i Rathbun (1982) proponują zastosowanie zapożyczonych z prac dotyczących biologii morza (Sanders 1968) metody rarefakcji, czyli tłumacząc dosłownie rozcieńczania. Nazwa metody pochodzi od sposobu wykreślenia krzywych zależności pomiędzy bogactwem gatunkowym, a wielkością (liczebnością) próbek pobranych z wody morskiej, poprzez stopniowe ich rozcieńczanie i analizę związanych z tym zmian bogactwa gatunkowego (patrz również Odum 1980). Rozcieńczanie można również symulować prowadząc odpowiednie obliczenia, przy znajomości bogactwa gatunkowego, liczebności i struktury dominacji badanej próby, co od kilkunastu lat szeroko wykorzystuje się w paleontologii (Raup 1975, Raup i Stanley 1984), a ostatnio również w ekologii. Podstawą tych analiz jest tzw. wskaźnik rarefakcji  $[E(S_n)]$ , obliczany ze wzoru:

$$E(S_n) = \sum_{i=1}^S \left(1 - \frac{\binom{N - N_i}{n}}{\binom{N}{n}}\right)$$

gdzie: S — liczba gatunków

N — liczebność całego ugrupowania

$N_i$  — liczebność gatunku „i”

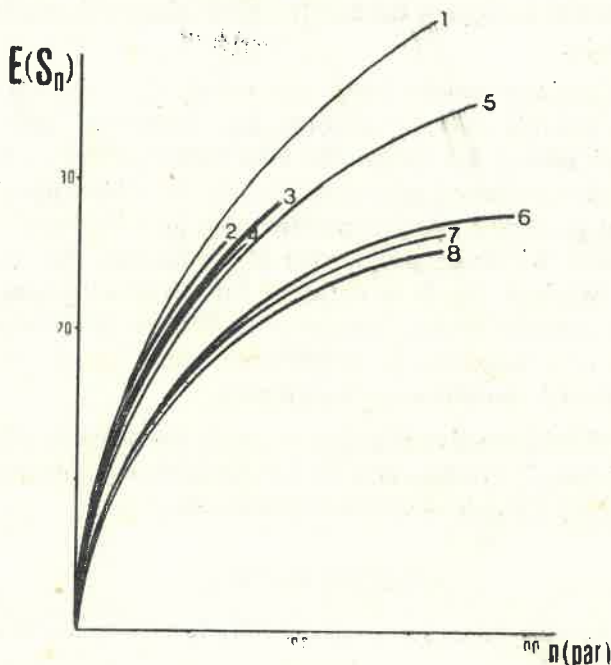
n — dowolna (mniejsza lub równa N) liczebność próby

Obliczenie wskaźnika rarefakcji pozwala odpowiedzieć na pytanie, jakie byłoby bogactwo gatunkowe ugrupowania, gdyby pobrać z niego próbę złożoną z n osobników. W podanym wcześniej przykładzie dwóch powierzchni o pozornie identycznym bogactwie gatunkowym wynoszącym 21 gatunków, można obliczyć, że gdyby z obu powierzchni pobrano próby liczące po 10 par, z dużym prawdopodobieństwem znaleziono by w nich odpowiednio 8 i 7 gatunków, przy próbach złożonych z 20 par liczba wykrytych gatunków wynosiłaby 14 i 12, natomiast przy 30

ściśła zależność różnorodności i bogactwa gatunkowego w praktyce oznacza prawie identyczny przebieg krzywych ilustrujących zmienność obu wartości, co widać również w innych pracach dotyczących ptaków (np. Głowaciński 1981). Przy całej złożoności obliczania, względny charakterze i trudnościach z interpretacją w oderwaniu od konkretnego kontekstu, interpretacją biologiczną, analizowanie różnorodności gatunkowej nie daje właściwie nic ponad to co uzyskać można analizując wartości bogactwa gatunkowego mierzonego liczbą gatunków — wskaźnika będącego konkretną wartością biologiczną, prezentującego dane bezwzględne, nie wymagające żadnych dodatkowych obliczeń. Mając do wyboru dwa wskaźniki, których zmiany wartości przebiegają prawie identycznie należy wybrać prostszy.

Jednak szerokie stosowanie bogactwa gatunkowego do opisu i analizy ugrupowań zwierzęcych; a szczególnie ugrupowań ptaków, nastęrcza również szereg trudności. Pierwsza z nich dotyczy niejednakowej wielkości badanych i porównywanych powierzchni. Wracając do przykładu podanego przez Jamesa i Wamera (1982), fakt, że na pierwszej powierzchni stwierdzono 19 gatunków ptaków, a na drugiej 20 nie świadczy o tym, że ich bogactwo gatunkowe było podobne, gdyż pierwsza próba pobrana została z powierzchni 36,5 ha, druga natomiast z powierzchni 6 ha. Gdyby w obu środowiskach przebadać ugrupowania ptaków na powierzchniach 6 ha, otrzymane wartości bogactwa gatunkowego wynosiłyby odpowiednio 8 i 20 gatunków. Również wprowadzenie jednakowej wielkości powierzchni próbnych nie prowadzi do ostatecznej porównywalności wyników, gdyż nawet bogactwo gatunkowe podane dla dwóch nie różniących się wielkością powierzchni obarczone jest błędem wynikającym z niejednakowej wielkości próby. Np. na dwóch powierzchniach próbnych zlokalizowanych w lasach liściastych Ziemi Lubuskiej (Jermaczek w druku) identycznych pod względem obszaru stwierdzono po 21 gatunków ptaków, a więc bogactwo gatunkowe było identyczne. Jeśli jednak zauważymy, że na jednej powierzchni 21 gatunków reprezentowane było przez 33 pary pta-

parach 19 i 15. Bogactwo gatunkowe obu powierzchni nie jest więc identyczne. Ilustracją obliczeń wykonywanych w oparciu o podany powyżej wzór są krzywe zwane krzywymi rarefakcji (ryc. 2), przedstawiające zależności pomiędzy potencjalną wielkością próby, a liczbą znalezionych w niej gatunków, wykreślone dla kilku różnych ugrupowań.



Ryc. 2. Krzywe rarefakcji dla ugrupowań ptaków lęgowych lasów liściastych Ziemi Lubuskiej. 1—5 — lasy łęgowe, 6 — grądy, 7 — lasy dębo-wo-bukowe, 8 — buczyny (Jermaczek, w druku).

Fig. 2. Rarefaction curves for breeding bird communities of deciduous forests of Ziemia Lubuska. 1—5 — ash-alder, 6 — oak-ornbeam, 7 — oak-beech, 8 — beech (Jermaczek, in print).

Reasumując, metoda rarefakcji daje możliwość sprowadzenia niejako do wspólnego mianownika i uzyskania porównywalności danych dotyczących bogactwa gatunkowego ugrupowań



różniących się wielkością i pobranych z powierzchni niejednakowych pod względem obszaru, bez konieczności odwoływania się do sztucznych, trudnych do biologicznej interpretacji wskaźników. Wadą jej jest stosunkowo skomplikowany sposób obliczania, uniemożliwiający stosowanie bez użycia przynajmniej prostego mikrokomputera, aczkolwiek w związku z coraz powszechniejszym dostępem do komputerów niedogodność ta traci na znaczeniu.

Przedstawiony powyżej szczegółowy problem skłania do postawienia pytania szerszej natury, czy bogactwo gatunkowe ugrupowań należy interpretować jako liczbę gatunków stwierdzonych na określonej powierzchni, jak w fitosocjologii, czy większości prac dotyczących ptaków, czy jako liczbę gatunków w określonej wielkości próbie, jak w badaniach innych grup zwierząt. Wydaje się, że o wyborze interpretacji przesądza tu specyfika metody badań terenowych. Ważne jest, aby przy wnioskowaniu pamiętać o przedstawionych wyżej nieścisłościach i szukać sposobów ich uniknięcia.

Za dyskusję przedstawionych w pracy problemów autor serdecznie dziękuje Panom: doc. dr hab. Zdzisławowi Boguckiemu i doc. dr hab. Zbigniewowi Głowacińskiemu.

#### PIŚMIENNICTWO

- BALOGH J., 1958. *Lebensgemeinschaften der Landtiere*. Berlin u. Budapest.
- BLONDEL J., FERRY C., FROCHOT B., 1973. *Avifaune et végétation essai d'analyse de la diversité*. *Alauda*, 41: 63—84.
- CIEŚLAK M., 1980. *Propozycja określania struktury dominacji i różnorodności gatunkowej zespołów*. *Wiad. ekol.*, 26, 2: 141—149.
- CYR A., 1977. *A method of describing habitat structure and its use in bird population studies*. *Pol. ecol. Stud.*, 3, 4: 41—52.
- GŁOWACIŃSKI Z., 1981. *Wtórna sukcesja ptaków w dojrzewającym ekosystemie leśnym (synteza)*. *Studia Nature*, 1, 26: 1—64.
- JAMES F. C., RATHBUN S., 1981. *Rarefaction, relative abundance and diversity of avian communities*. *Auk*, 98: 785—800.

- JAMES F. C., WAMER N. O., 1982. *Relationships between temperate forest bird communities and vegetation structure*. Ecology, 63: 159—171.
- JERMACZEK A., (w druku). *Ugrupowania ptaków lęgowych lasów liściastych Ziemi Lubuskiej*. Acta orn.
- Mac ARTHUR R. H., Mac ARTHUR J. W., 1961. *On bird species diversity*. Ecology, 42: 594—598.
- MARGALEF R., 1958. *Information theory in ecology*. Gen. Syst., 3: 36—71.
- ODUM E. P., 1980. *Podstawy ekologii*. PWRiL, Warszawa.
- PIELOU E. C., 1966. *The measurement of diversity in different types of biological collections*. J. Theor. Biol., 13: 131—144.
- RAUP D. M., 1975. *Taxonomic diversity estimation usig rarefaction*. Paleobiol., 1: 333—342.
- RAUP D. M., STANLEY S. M., 1984. *Podstawy paleontologii*. PWN, Warszawa.
- SANDERS H. L., 1968. *Marine benthic diversity: a comparative study*. Amer. Nat., 102: 243—282.
- SHANNON C. E., WEAVER W., 1949. *The mathematical theory of communication*. Univ. Illinois Press. Urbana.
- SIMPSON E. H., 1949. *Measurement of diversity*. Nature, 163: 688.
- WINK K., WINK C., 1986. *Diversität und Abundanz der Vogelgesellschaften von Buchen-Eichen-Hochwäldern in Relation zu Exposition, Vegetation und Höhenlage*. Ökol. Vögel, 8: 179—188.

#### SUMMARY

*In the paper a number of critical remarks are given, concerning application of two indices widespread in biocenotical ecology — diversity index  $H'$ , and evenness index  $J'$ .*

*As one of the main qualifications regarding index  $H'$ , a considerable dependence of its value upon species richness has been set forth (Fig. 1). It has been postulated to replace diversity analysis by the simpler species richness analysis.*

*Extensive use of species richness analysis is facet with a number of difficulties, which are results of uncomparability of samples differing in numebr of individuals or collected on plots of different size. In order to solve these problems the rarefactions method, common in American*

*papers, has been proposed. This method makes it possible, knowing the number of species, number of individuals, and domination structure, to draft the relation between the size of sample collected from a certain community and the species richness of this community. The obtained values, in numerical or curve form (Fig. 2), enable a direct, methodically correct comparison of species richness of different communities.*

Adres autora:

**MUZEUM REGIONALNE**

**Ratusz**

**66-200 Swiebodzin**

