

ANNA JERZMAŃSKA¹, JANUSZ KOTLARCZYK², ANDRZEJ J. KRAWCZYK²

WSTĘP DO BADAŃ ILOŚCIOWYCH NAD ZMIENNOŚCIĄ ICHTIOFAUNY PALEOGENU KARPAT

(1 fig., 13 tab.)

*Introduction to quantitative studies on variation of Palaeogene
ichtiofauna of the Carpathians*

(1 Fig., 13 Tab.)

Treść: Autorzy wprowadzają metody statystyki matematycznej do oceny zmienności przestrzennej i czasowej batypelagicznych i nerytycznych zespołów ichtiofauny warstw menilitowych Karpat. W oparciu o korelację rangową, test χ^2 i test wskaźnika struktury, stwierdzono statystycznie istotne różnice między stanowiskami reprezentującymi ten sam zespół ekologiczny. Autorzy tłumaczą te różnice porównaniem heterochronicznych zespołów, pochodzących ze zmieniającej się w czasie biocenozy.

WSTĘP

W ponad stuletniej historii badań nad ichtiofauną karpacką znajdowaną głównie w warstwach menilitowych, można wyróżnić dwa etapy:

Pierwszy — „inwentaryzacyjny” — trwał od połowy XIX w. do około połowy XX w. Mimo pewnych nie zakończonych zresztą powodzeniem prób ogólniejszej interpretacji, np. B ö h m (1930), P a u č a (1934), G o r b a c z (1961), polegał on na taksonomicznym spisie ryb (literatura szczegółowa: J e r z m a ń s k a, 1958, 1968; J e r z m a ń s k a, K o t l a r c z y k, 1968). Obiektem badań był wówczas osobnik jako przedstawiciel gatunku typologicznego opartego wyłącznie na kryteriach morfologicznych. Tendencja ta była zresztą odbiciem stosunków panujących w systematyce zoologicznej. Stąd opisywano coraz to nowe gatunki opierając się na minimalnych nawet przejawach zmienności osobniczej.

Drugi etap przypada na połowę XX w., kiedy to w badaniach nad ichtiofauną występuje zainteresowanie zbiorem osobników, zespołem ekologicznym (np. K a l a b i s, 1948; J e r z m a ń s k a, 1960). Etap ten cechuje również zupełnie inne, biologiczne podejście do gatunku, (por. M a y r, 1965). Dopiero jednak w wyniku szczegółowego opracowania paleontologiczno-geologicznego doszło do stwierdzenia w warstwach menilitowych dwóch odrębnych zespołów: batypelagicznego i nerytycznego

¹ Uniwersytet Wrocławski, Instytut Zoologiczny. Wrocław, ul. Sienkiewicza 21.

² Akademia Górniczo-Hutnicza, Instytut Geologii Regionalnej i Złóż Węgla. Kraków, Al. Mickiewicza 30.

(Jerzmańska, Kotlarczyk, 1968; Jerzmańska, 1968). Fakt ten wytyczył zupełnie nowe perspektywy dla badań paleoichtiologicznych w Karpatach. Są to zagadnienia zmienności czasowej i przestrzennej biocenoz, jak i wykorzystanie zespołów ekologicznych do korelacji warstw. Wyłoniła się tu również potrzeba opracowań ilościowych. W badaniach tych należy opierać się jednak na oznaczeniach rodzajowych, a nie gatunkowych, z następujących względów:

1. W zbieranym materiale obok całych, ładnie zachowanych okazów ryb dających się oznaczyć bez żadnych wątpliwości do gatunku, występują również licznie osobniki niekompletne¹ (lub całe, ale gorzej zachowane), które nawet doświadczony badacz jest w stanie oznaczyć wiarygodnie tylko do rodzaju. Używanie dla części zbioru oznaczeń gatunkowych, a dla części oznaczeń rodzajowych wprowadzałoby niepotrzebne komplikacje.
2. Rodzaje ryb znane z Karpat miały szerokie rozprzestrzenienie w morzach paleogenu i scharakteryzowane na ich podstawie warstwy można porównywać z innymi obszarami Tetydy (np. obecny Iran, Kaukaz, Alpy). Zagadnienie to skomplikuje się, gdy posłużymy się gatunkami, ze względu na znany z biologii morza fakt zastępowania się gatunków w poszczególnych prowincjach geograficznych. Ponadto pokutujące jeszcze typologiczne podejście do gatunku wprowadza dodatkowe trudności. Stąd częste rewizje gatunków.
3. Dla charakterystyki paleoekologicznej wystarczą oznaczenia rodzajowe (Jerzmańska, Kotlarczyk, 1968), natomiast do zagadnień filogenetycznych, systematycznych i innych potrzebne będą opracowania oparte na gatunkach.
4. Z punktu widzenia statystyki operowanie rodzajami zamiast gatunkami wprowadza wygładzenie zespołu. Wykrycie zatem istotnych różnic już przy porównywaniu dwóch zespołów rodzajowych świadczy o jeszcze większych różnicach na poziomie zespołów gatunkowych.

Wspomniana wyżej potrzeba opracowań ilościowych zespołów wyłoniła z kolei konieczność jak najbardziej obiektywnej ich oceny. W prowadzonych przez nas dyskusjach J. Kotlarczyk wyszedł z inicjatywą zastosowania metod matematycznych do badań nad ichtiofauną Karpat. W naszym przypadku służą one do oceny już wcześniej wysuniętych wniosków, jak i do scharakteryzowania zmienności biocenoz. Niezbędnym jest więc zestawienie parametrów zmienności w konkretnych warunkach czasowo-przestrzennych basenu menilitowego, które pozwoli lepiej zrozumieć mechanizm zmian jego ichtiofauny i główne przyczyny tego procesu. Niniejsza praca jest właśnie pierwszą próbą takiego ujęcia na obszarze wschodnich Karpat polskich, skąd dysponujemy już dość licznym materiałem (fig. 1). Opis systematyczny rodzajów tu cytowanych, jak

¹ Niekompletność ta wynika ze złej łupliwości lub braku sąsiedniej partii łupka, a nie z rozpadu szkieletu w osadzie.

i opisy odkrywek znajdują się w pracach: Jerzmańska (1960², 1968), Jerzmańska, Jucha (1963), Jerzmańska, Kotlarczyk (1968), z których pochodzą dane wyjściowe. Jedynie materiał ze stanowisk

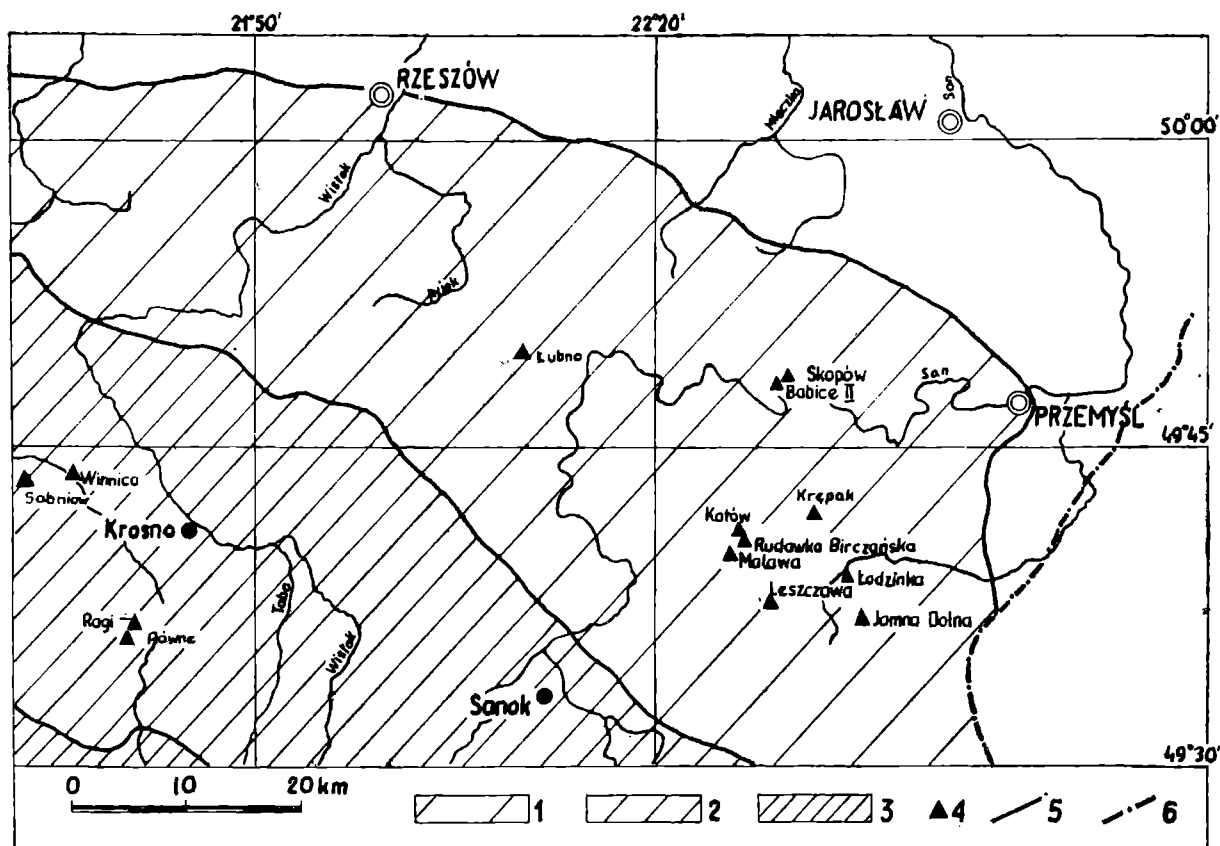


Fig. 1. Rozmieszczenie stanowisk z ichtiofauną w Karpatach środkowych. 1 — jednostka skolska; 2 — jednostki śląskie; 3 — jednostka dukielska; 4 — stanowiska z ichtiofauną; 5 — granice jednostek tektonicznych; 6 — granica państwowa

Fig. 1. Localities with fish fauna in the Central Carpathians. 1 — Skole unit; 2 — Silesian units; 3 — Dukla unit; 4 — fish-bearing localities; 5 — boundaries of tectonic units; 6 — state boundary

w Równem i w Kępaku II nie został dotychczas opublikowany. Odkrywka w Równem znajduje się w bezpośredniej bliskości stanowiska w Rogach, a Kępak II reprezentuje najwyższą część profilu warstw meniliowych.

I. CHARAKTER MATERIAŁU OBSERWACYJNEGO

Posiadany przez nas materiał faunistyczny jest niejednorodny pod względem reprezentatywności i został zebrany w różnych okresach czasu przy stosowaniu różnych metod. Z tego powodu poszczególne metody statystyczne mogły być użyte jedynie do części materiału. Nakłada to już pierwsze ograniczenia i uniemożliwia całościowe opracowanie. Dalsze ograniczenia wpływają z obawy o prawidłowe użycie modelu statystycznego

² Okazy oznaczone w tej pracy jako *Cottidae* A. Jerzmańska uważa obecnie za przedstawicieli rodziny *Gempylidae*.

w ogóle do pewnego typu zagadnień. Wyjaśnimy to dokładniej w dalszym ciągu pracy.

Jak wiadomo z ostatnich badań, zespoły karpackich ryb występują w ściśle określonych warstewkach łupku o nieznacznej grubości, średnio kilku mm, oddzielonych od siebie pozbawionymi ichtiofauny osadami szybszej sedymentacji klastycznej, posiadającymi różną grubość (od kilku mm do kilkudziesięciu, a nawet kilkuset cm). Mimo określonej grubości warstewki z rybami, odpowiadającej trudnemu do określenia interwałowi czasu (najpewniej dłuższemu niż rok), a nie momentowi, można przyjąć z dużym prawdopodobieństwem, iż wydobyty z warstewki zespół ryb odpowiada jakiejś ustalonej i nie zmieniającej się w tym wąskim przedziale czasu biocenozy. Należy jednak pamiętać, że uzyskany z warstewki zespół może reprezentować „średnią” — wypadkową jakiejś zmieniającej się w danym przedziale czasu biocenozy, co zwłaszcza w przypadku grubych warstewek jest prawdopodobne.

Porównanie ze sobą zespołów ryb pochodzących z kolejnych warstewek uszeregowanych czasowo w konkretnych profilach pozwala wykryć cechy biocenozy i jej zmienność w czasie. Niestety w chwili obecnej nie posiadamy, poza stanowiskiem w Jamnej, opracowanych w ten sposób profili warstw menilitowych. W niektórych odsłonięciach (np. Babice II, Krępak, Rudawka Birczańska) zebrano wprawdzie faunę z dwóch lub kilku sąsiednich warstewek, jednakże nie ma żadnych podstaw do korelowania ich z konkretnymi warstewkami wzorcowego profilu syntetycznego z Jamnej (por. Jerzmańska, Kotlarczyk, 1968). Tylko w jednym przypadku możemy dokonać porównania zespołów ryb, pochodzących z identycznego poziomu, odsłoniętego w dwóch różnych stanowiskach — a mianowicie w przypadku ichtiofauny pochodzącej z jednoczasowego horyzontu stratygraficznego, tzw. łupków jasielskich w Sobniowie i Łubnie.

Większość posiadanego materiału stanowią zespoły ryb, zebrane sumarycznie z wielu warstewek w poszczególnych odkrywkach, i mimo iż ekologicznie reprezentują one zespoły płytko- i głębokowodne, nie mogą dać odpowiedzi na zasadnicze pytanie dotyczące charakteru zmienności określonej biocenozy w czasie. Analiza tych stanowisk pozwoli nam co najwyżej wykryć podobieństwa lub ich brak w przestrzeni basenu sedymentacyjnego między tanatocenezami, jakie nagromadziły się w ciągu dłuższego czasu trwania sedymentacji.

Faunę głębokowodną reprezentują stanowiska: Jamna A—C, Skopów, Malawa I, Kotów, Krępak, Krępak II, Łodzinka i Babice II (trzy ostatnie stanowiska reprezentują wg Jerzmańskiej (1968) górny poziom batypelagiczny), obok wymienionych już Sobniowa i Łubna. Faunę płytkowodną stwierdzono w Rudawce Birczańskiej I, II i III, Malawie II, Leszczawie, Krośnie, Klarowcu, Bóbrce, Wisłoku Wielkim, Winnicy, Rogach, Równem, a przede wszystkim w Jamnej D—G. Ze względu na nie-

Table 1

Udział roczajów ryb w próbkach z poszczególnych stanowisk
The partition of fish genera in samples from individual localities

Stanowisko Locality	Janna D-G z E1	Janna D-G bez E1	Leszczawa	Łalawa II	Rudawka Birez. I	Rudawka Birez. III	Rogi	Równie	Winnica	Janna A-C	Krępak	Skopów	Kotów	Babice II	Krępak II	Sobniów	Kubno	Model 1 /	Model 2 /	Model 3 /
Clupea	35	34	23	2	2	2	145	33	33	18	3	27	7	48	5	20	31	235	237	178
Pomolobus	200	160	17	3	4	4	12	12	26				1					215	215	38
Glossenodon	11	11	2	1	1	1	1		1									13	13	2
Hemiramphus	26	26	8	4	1	5	95	11	22									151	152	117
Ephycis	49	32	1	1	1	1	1											32	32	1
Falaeogadus	8	6	1	1	1	1	35											7	7	1
Hippoxygnathus			1	1	1	1	5	4	1	4								36	37	35
Syngnathus			7	8	16	9	207	14	46									6	6	6
Capros	8	7	1	1	9	6		4										267	283	253
Properas	153	91	1	1	9	1		14										92	92	9
Serranus	52	43	3	1	1	1		17										46	46	1
Trachinus	1	1		1	1	1												1	1	1
Amodytes				1	1	1												2	2	1
Lepidopus				1	1	1												2	2	1
Palaecorhynchus				1	1	1												2	2	1
Scopeloides				1	1	1												2	2	1
Vinciguerrria				1	1	1												2	2	1
Argyropelaeus				1	1	1												12	12	1
Bomycotophum				1	1	1												11	11	1
Merluccius				1	1	1												9	9	1
Centriscus				1	1	1												32	32	1
Palimphyes				1	1	1												21	21	1
Scomber				1	1	1												3	3	1
Archaeus				1	1	1												1	1	1
Idrissia				1	1	1												14	14	1
Polyipnus				1	1	1												38	38	1
Equula				1	1	1												1	1	1
Sarda				1	1	1												1	1	1
Priacanthus				1	1	1												4	4	2
Gempylidae				1	1	1												2	2	1
Σ	543	411	62	17	31	27	501	74	129	166	39	149	18	161	35	263	122	1103	1134	630

1/ Janna D-G bez E1 + Leszczawa + Rogi + Winnica
2/ Janna D-G bez E1 + Leszczawa + Rudawka Birczańska I + Rogi + Winnica
3/ Rogi + Winnica

wielką liczebność niektórych próbek, do badań statystycznych zakwalifikowano ostatecznie 16 stanowisk (tabl. 1), przy czym stanowiska zawierające mniej niż 60 osobników mogły być brane pod uwagę tylko w niektórych rozważaniach.

II. NIEKTÓRE MODELE STATYSTYCZNE ZMIENNOŚCI ICHTIOFAUNY MENILITOWEJ

Jak wspomniano we wstępie, w obrębie tego samego utworu litologicznego, tj. warstw menilitowych, stwierdzono dwa odrębne zespoły ekologiczne — batypelagiczny i nerytyczny. Dało to możliwość porównywania składu rodzajowego w stanowiskach reprezentujących ten sam typ ekologiczny.

Już proste zestawienie list rodzajów ryb z kilkunastu odsłoneń warstw menilitowych pozwala stwierdzić różnice ilościowo-jakościowe w wyżej określonych zespołach.

Zestawienie tego materiału ilościowego może posłużyć do przeprowadzenia szeregu obliczeń statystycznych.

A. Korelacja rangowa zespołów ryb z poszczególnymi stanowiskami

Jednym z ważniejszych zagadnień jest wyjaśnienie, czy w ilościowych (wg rodzajów) rozkładach populacji ryb — charakteryzujących sumaryczne (nagromadzone w ciągu długiego, choć różnego, okresu czasu) i ściśle określone zespoły ekologiczne — obserwujemy zawsze te same prawidłowości.

Zagadnienie można sprowadzić do najprostszego modelu, a mianowicie sprawdzenia, czy istnieje liniowa zależność między udziałem poszczególnych rodzajów ryb w porównywanych zespołach, czy też rozkłady mają charakter przypadkowy. Przy rozwiązywaniu zadania posłużymy się współczynnikiem korelacji rangowej Spearmana (r_s). Tok postępowania wyjaśnimy na kilku przykładach (por. Yule, Kendall, 1966).

Przykład 1

W dwóch sąsiednich odkrywkach: Jamnej (poziomy D — G) i Leszczawie (jednostka skolska) zebrano kolekcje ryb, należących niewątpliwie do zespołu nerytycznego. Udział poszczególnych rodzajów przedstawia tabl. 1. W obrębie każdego zespołu zamieniono liczebności na rangi, będące szeregiem pierwszych liczb naturalnych, przy czym najliczniejszemu rodzajowi przypisano rangę „1”, a następnie rangi te zestawiono parami według rodzajów (tabl. 2). W przypadku zajmowania tego samego miejsca przez kilka elementów, każdemu elementowi przypisano wartość przeciętną rang, jakie uzyskałyby te elementy, gdyby była między nimi jakaś różnica (tzw. rangi połączone, por. Yule, Kendall, 1966).

Następnie utworzono różnice d_i wartości rang poszczególnych rodzajów, a kwadraty tych różnic zesumowano. Ze względu na występowanie w tym przykładzie kilku elementów o jednakowych rangach, nie można było zastosować ogólnie znanego wzoru Spearmana, ale jego modyfikację, uwzględniającą poprawki T :

$$r_s = \frac{1/6(n^3-n) - (T_1+T_2) - \sum_{i=1}^n d_i^2}{\sqrt{1/6(n^3-n) - 2T_1} \sqrt{1/6(n^3-n) - 2T_2}}, \quad (1)$$

gdzie:

$$d_i = R_{1i} - R_{2i}, \quad i=1, 2, \dots, n, \quad (2)$$

przy czym we wzorach tych n jest ilością branych pod uwagę elementów (rodzajów), R_{1i} i R_{2i} są rangami i -tego elementu odpowiednio na pierwszym i drugim stanowisku, a T_1 i T_2 są poprawkami wprowadzanyymi ze względu na łączenie rang także odpowiednio dla pierwszego i drugiego stanowiska; poprawki te oblicza się ze wzoru:

$$T = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^l (t_j^3 - t_j), \quad (3)$$

gdzie l jest ilością zastosowanych połączeń rang, t_j zaś — ilością elementów łączonych w j -tym połączeniu.

Uzyskany wynik ($r_s = +0,392$) wskazuje na bardzo słabą korelację dodatnią. Aby się jednak przekonać, czy wartość ta jest istotna, należy posłużyć się metodą, zaproponowaną przez Van der W a e r d e n a (1957), sprawdzenia hipotezy, iż współczynnik korelacji rangowej jest w rzeczywistości równy zeru, czyli $H_0: r_s = 0$.

Zagadnienie sprowadza się do obliczenia wartości wyrażenia:

$$\varrho_D = \frac{\Psi(1-q)}{\sqrt{n-1}}, \quad (4)$$

gdzie funkcja $\Psi(1-q)$ jest funkcją odwrotną do funkcji rozkładu normalnego, q oznacza poziom istotności, n zaś — ilość badanych elementów (rodzajów). Jeżeli bezwzględnie wartość obliczonego ze wzoru (1) współczynnika korelacji rangowej r_s jest większa niż wartość wyrażenia ϱ_D , to hipoteza zerowa upada, a badana zależność jest istotna (na odpowiednim poziomie).

W omawianym przykładzie, przy $n = 11$ i $q = 0,05$, wartość ϱ_D wynosi 0,620, a zatem jest znacznie większa od obliczonego współczynnika, który wobec tego musimy uznać za nieistotny.

Przykład 2

W zbliżonej sytuacji występują w jednostce śląskiej dwie odkrywki: Rogi i Winnica. Obliczony w podobny sposób współczynnik korelacji rangowej $r_s = +0,739$. Dla sprawdzenia istotności otrzymanej wartości obli-

czamy ϱ_D , które dla $n = 8$ i $q = 0,05$ wynosi 0,741. Możemy więc na poziomie istotności około 5% uznać, iż między częstością występowania poszczególnych rodzajów w obu próbkach istnieje wyraźna zależność liniowa.

Przykład 3

Porównanie próbek ryb należących do dwóch różnych zespołów ekologicznych dostarcza interesujących wyników. Współczynnik korelacji rangowej obliczony dla zespołów z poziomów A — C i D — G z Jamnej wynosi $r_s = -0,600$. Ponieważ przewyższa on co do wartości bezwzględnej obliczoną dla poziomu istotności 5% wartość krytyczną $\varrho_D = 0,490$, zatem między badanymi zespołami istnieje zależność liniowa, wyrażająca się występowaniem różnych maksymalnie licznych rodzajów w obu zespołach.

Rezultaty przeprowadzonych obliczeń współczynników korelacji rangowej między poszczególnymi stanowiskami przedstawione są w tabl. 3, w której podano również (w nawiasach) krytyczne wartości ϱ_D dla poziomu istotności $q = 0,05$.

Zanim przejdziemy do omówienia tych wyników i ich interpretacji, pragniemy zwrócić uwagę na dwa istotne aspekty metody.

1. Przeprowadzenie korelacji pomiędzy dwoma próbkami izochronicznego zespołu batypelagicznego z łupków jasielskich (stanowiska w Sobniowie i Łubnie), mimo pewnych różnic między nimi i co do składu rodzajowego, i dominujących rodzajów (por. tabl. 1), wykazało duży istotny współczynnik korelacji dodatniej. Może to stanowić argument przemawiający za celowością stosowania opisywanej metody. Widać bowiem, że metoda pozwala na wybranie spośród zespołów pozornie różniących się między sobą tych, które jednak są do siebie podobne. Prócz tego metoda jest łatwa i szybka, może więc być zawsze stosowana do wstępnej analizy badanego materiału.
2. Dla zbadania czułości metody wykonano obliczenia dla zespołu Jamna D — G dwukrotnie, a to: raz dla zespołu pochodzącego ze wszystkich warstewek (zespół 1 na tab. 1) i drugi raz dla zespołu pomniejszonego o zawartość najliczniejszej warstewki E1 (zespół 2 na tab. 1). Omawiany przykład może nam równocześnie pokazać rezultaty przeoczenia jakiejś warstwy przy opróbowywaniu profilu. Widzimy, że mimo pominięcia 132 ryb korelacja obu zespołów ze sobą jest bardzo wysoka ($r_s = +0,984$) i znacząca. Jest to oczywiście rezultat zachowania prawie tych samych rang przez poszczególne rodzaje ryb. Można by wyprowadzić stąd wniosek, iż opuszczenie przy profilowaniu jakiejś warstwy nie zmienia w sposób istotny charakteru zespołu. Z drugiej strony, jeśli przeoczona warstwa zawiera nagromadzenia rzadziej występujących rodzajów, wzrasta szansa na skorelowanie takiego zespołu z innym, co może niekiedy prowadzić do błędnych wniosków i nakazuje zachowanie dużej ostrożności. W naszym przypadku korelacja zespołu nerytycznego ze stanowiska Leszczawa wskazuje właśnie na

większe powiązanie ze zubożonym zespołem Jamnej D — G niż z zespołem całkowitym.

Powracając do rezultatów obliczeń musimy stwierdzić, że w sensie pozytywnym są one nikłe. Udało się jedynie stwierdzić dodatnią korelację rangową między rozkładami rodzajów ryb w położonych blisko siebie

Table 2

Przykład obliczania współczynnika korelacji rangowej dla wybranych zespołów ryb
The example for calculation of rank correlation coefficient for chosen fish assemblages

i	Rodzaj Genus	Jamna D-G z poziomem E1		Leszczawa		Różnica rang Difference of ranks $d_i = R_{1i} - R_{2i}$	d_i^2
		Ilość osobników Number of specimens	Ranga Rank R_{1i}	Ilość osobników Number of specimens	Ranga Rank R_{2i}		
1	Glossanodon	200	1	17	2	- 1,0	1,00
2	Trachinus	153	2	1	7,5	- 5,5	30,25
3	Lepidopus	52	3	3	5	- 2,0	4,00
4	Hipposyngnathus	49	4	0	10	- 6,0	36,00
5	Clupea	35	5	23	1	+ 4,0	16,00
6	Palaeogadus	26	6	8	3	+ 3,0	9,00
7	Eophycis	11	7	2	6	+ 1,0	1,00
8	Syngnathus	8	8,5	0	10	- 1,5	2,25
9	Serranus	8	8,5	7	4	+ 4,5	20,25
10	Palaeorhynchus	1	10	0	10	0,0	0,00
11	Capros	0	11	1	7,5	+ 3,5	12,25
Σ		543		62		0	132,00
$T_1 = 0,5; T_2 = 2,5;$						$r_g = + 0,392$	

stanowiskach zespołu nerytycznego, a mianowicie w Rogach, Winnicy i Równem oraz między tym ostatnim a odleglejszą Leszczawą. Korelacja dodatnia zaznacza się wyraźnie, ale współczynnik r_s nie osiąga wartości krytycznej, przy porównywaniu zespołu Leszczawy z zespołami Rogów, Winnicy i Jamnej D — G — pomniejszonej (współczynnik jest mało istotny, czyli obliczone wartości mogą się również zdarzyć w drodze przypadku).

Nawet takich jednostkowych rezultatów nie udało się osiągnąć w przypadku porównywania stanowisk z zespołami batypelagicznymi. Obserwujemy tu pewne zbliżenie się współczynnika korelacji do wartości krytycznej ϱ_D w przypadku pary Jamna A — C — Skopów, niemniej statystycznie również i tej zależności nie można uznać za istotną.

Natomiast istotne są ujemne współczynniki korelacji rangowej zespołu batypelagicznego Jamnej A — C z zespołami nerytycznymi stanowisk Jamna D — G, Leszczawa, Rudawka Birczańska I, Rogi i Winnica, a także podobnego zespołu Skopowa z Jamną D — G i Rudawką Birczańską I.

Table 3

Zestawienie współczynników korelacji rangowej zespołów ryb z poszczególnych par stanowisk

The comparison of rank correlation coefficients between fish assemblages for individual locality pairs

Jamna D-G bez E1	Leszczawa	Malawa II	Rudawka Bircz. III	Rudawka Bircz. I	Rogi	Winnica	Równe	Jamna A-C	Skopów	Babice II	r s
+0,984 / 0,653/	+0,392 / 0,620/	-	-	-0,549 / 0,566/	-0,204 / 0,566/	-0,054 / 0,591/	+0,012 / 0,620/	-0,600 / 0,490/	-0,618 / 0,544/	-0,423 / 0,524/	Jamna D-G z E1
	+0,501 / 0,620/	+0,089 / 0,653/	-0,172 / 0,591/	-0,482 / 0,566/	-0,132 / 0,566/	+0,034 / 0,591/	-0,119 / 0,620/	-0,576 / 0,490/	-0,578 / 0,544/	-0,387 / 0,524/	Jamna D-G bez E1
				-0,136 / 0,653/	+0,503 / 0,620/	+0,593 / 0,653/	+0,734 / 0,693/	-0,560 / 0,544/	-0,465 / 0,591/	-0,268 / 0,566/	Leszczawa
r s		Sobniów			+0,218 / 0,653/	+0,087 / 0,693/	+0,062 / 0,741/	-0,717 / 0,591/	-0,723 / 0,653/	-0,377 / 0,591/	Rudawka Bircz. III
Łubno		+0,807 / 0,741/				+0,739 / 0,741/	+0,786 / 0,741/	-0,589 / 0,524/	-0,517 / 0,591/	-0,215 / 0,566/	Rogi
Model 2		+0,036 / 0,524					+0,927 / 0,877/	-0,645 / 0,544/	-0,529 / 0,653/	-0,257 / 0,566/	Winnica
Model 3		-0,085 / 0,653/	+0,970 / 0,741/	+0,867 / 0,741/				+0,351 / 0,653/	+0,492 / 0,693/	-0,291 / 0,544/	Kotów
Model 1		+0,142 / 0,524/	+0,659 / 0,566/	+0,606 / 0,566/	+0,647 / 0,566/	+0,877 / 0,566/				-0,467 / 0,566/	Jamna A-C
r s		Rudawka Bircz. I	Rogi	Winnica	Jamna D-G bez E1	Leszczawa				+0,175 / 0,620/	Skopów
											Krepek II

W nawiasach podano wartości krytyczne ρ_0 przy $q = 0,05$
 The critical values of ρ_0 for $q = 0,05$ are mentioned in brackets

Wyniki te należy interpretować następująco: we wspomnianych stanowiskach zespoły są najbardziej odmienne. Na tej drodze wydzielenie zespołów ekologicznych uzyskuje ilustrację statystyczną, a zatem gdybyśmy nawet nie wiedzieli, że zespoły te należą do różnych biocenoz, to i tak nie moglibyśmy ich skorelować.

W przypadku zespołu batypelagicznego górnego, z jakim mamy do czynienia, np. w Babicach II, wartości współczynnika korelacji są nieistotne. Interpretację tego faktu będziemy mogli podać po gruntowniejszym zbadaniu górnego zespołu batypelagicznego.

Porównanie zespołów z poszczególnych stanowisk z zespołami — modelami (których znaczenie zostanie szczegółowo wyjaśnione niżej), utworzonymi przez połączenie kilku najbogatszych stanowisk, wykazuje wysoką istotność współczynnika korelacji Rogów, Winnicy, Jamnej D — G (pomniejszonej) i Leszczawy z modelem 1, złożonym z tych właśnie stanowisk; natomiast brak zgodności wykazuje stanowisko Rudawka, zarówno z tym modelem, jak i z modelem 2 (model 1 powiększony o zespół stanowiska Rudawka). Podobnie bardzo wysokie i istotne współczynniki korelacji występują przy porównywaniu Rogów i Winnicy z modelem 3, będącym sumą obu tych zespołów.

Generalny wniosek, jaki można wyprowadzić z analizy tab. 3, sprowadza się do stwierdzenia dużego zróżnicowania składu rodzajowego ichtiofauny w obrębie każdego zespołu ekologicznego.

B. Wykazanie podobieństw zespołów ryb testem zgodności

Rozpatrywane zagadnienie można próbować rozwiązać bardziej ściśle, porównując rozkłady ryb w poszczególnych stanowiskach za pomocą pearsonowskiego testu χ^2 .

Przyjmujemy przy tym, że każda próba, będąca zbiorem m ryb (należących do k rodzajów) i pochodząca z n dowolnych warstewek, stanowi dobrą reprezentację określonych ekologicznie populacji ryb występujących w danym profilu (zakładamy bowiem, iż rozkład rodzajów ryb jest w całym profilu stały). Ze względu na specyficzny charakter materiału poddanego testowaniu (przedziałami klasowymi są tu rodzaje ryb) nie wszystkie ograniczenia stosowalności metody mogły być w całej rozciągłości respektowane, np. łączenie klas o małych liczebnościach teoretycznych, porównywanie rozkładów o liczebnościach mniejszych niż 60 i in.

Przy obliczaniu wartości statystyki χ^2 możemy wykorzystać wzór ogólny testu:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^l \frac{(f_i - e_i)^2}{e_i}, \quad (5)$$

lub też wzór dla porównywania dwóch rozkładów empirycznych (R o k i c k i j 1967):

$$\chi^2 = \frac{1}{n_1 n_2} \sum_{i=1}^l \frac{(f_{1i} n_2 - f_{2i} n_1)^2}{f_{1i} + f_{2i}}. \quad (6)$$

We wzorze (5) f_i jest liczebnością obserwowaną, a e_i — liczebnością teoretyczną (oczekiwaną) i -tej klasy, l zaś jest ilością klas. We wzorze (6) n_1 i n_2 oznaczają liczebności odpowiednio pierwszej i drugiej z porównywanych próbek, f_{1i} i f_{2i} — liczebności i -tej klasy także odpowiednio w pierwszej i drugiej próbce, l zaś oznacza ilość klas.

Pierwszy ze wzorów można wykorzystać wtedy, gdy istnieje możliwość obliczenia teoretycznych (oczekiwanych) liczebności poszczególnych klas, a więc stworzenia rozkładu — modelu, z którym porównuje się konkretne próby.

Uzyskanie pozytywnego rezultatu dowodzi w sposób statystyczny jednorodności populacji ryb, np. nerytycznych w warstwach menilitowych badanego odcinka Karpat.

Natomiast brak możliwości dokonania korelacji może świadczyć zarówno o pochodzeniu prób z różnych populacji, jak też dowodzić niesłuszności naszego założenia o niezmienności rozkładu ryb w czasie w obrębie określonego zespołu ekologicznego. Ponieważ obecność różnych populacji ryb na małej przestrzeni, utrzymująca się przez długi okres czasu w sposób ciągły, jest mniej prawdopodobna, druga ewentualność zdaje się być bardziej zbliżona do prawdy.

Hipoteza zerowa, którą testujemy dla omawianego zagadnienia, ma przy wykonywaniu obliczeń według wzoru (6) następującą postać: rozkłady częstości rodzajów ryb w obu populacjach empirycznych nie różnią się między sobą (czyli: zespoły pochodzą z tej samej populacji).

Przykład 4

Przykładowe obliczenie wartości statystyki χ^2 według wzoru (6) pokazuje tab. 4. Jest to porównanie rozkładu częstości rodzajów ryb zespołu nerytycznego Jamnej D — G z tym samym zespołem, pomniejszonym o ryby z warstewki E1. Otrzymana wartość $\chi^2 = 6,85$ jest wyraźnie mniejsza od wartości krytycznej dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$ i 9 stopni swobody $\chi_{0,05;9d.f.}^2 = 16,92$, nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Uzyskany rezultat można wyrazić jeszcze inaczej: jeżeli hipoteza zerowa jest słuszna, to prawdopodobieństwo wystąpienia wartości χ^2 równej lub większej od wartości obliczonej wynosi $P(\chi^2 \geq \chi_{obl.}^2) = 0,653$, jest więc bardzo duże.

Wszystkie otrzymane rezultaty przedstawiono w tab. 5, zawierającej prawdopodobieństwa $P(\chi^2 \geq \chi_{obl.}^2)$ dla każdej pary stanowisk; gwiazdki oznaczają, że $P(\chi^2 \geq \chi_{obl.}^2) < 0,05\%$. Z tablicy widać, że jedynie próbka

z Jamnej D — G jest z wysokim stopniem prawdopodobieństwa podobna do tejże próbki pomniejszonej o liczebność z jednej warstewki (E1). Wykazane zostało również bardzo słabe podobieństwo (na poziomie istotności 0,01) między zespołami ryb z Równego i Winnicy. Obniżając poziom istotności do 0,001 można by doszukać się bardzo słabych podobieństw w przypadku Równego i Leszczawy (na poziomie 0,004) i Winnicy i Leszczawy (na poziomie 0,001). Rejestrowane korelacją rangową (prócz powyższych par) podobieństwa Winnicy i Równego z Rogami nie ujawniły się przy tej metodzie, co jest w pełni zrozumiałe, ponieważ obecnie omawiana metoda bierze pod uwagę nie tylko kolejność poszczególnych rodzajów, ustaloną na podstawie ilości egzemplarzy w próbce, ale także istniejące między nimi proporcje.

Wobec wyjątkowego pojawiania się podobieństw między poszczególnymi stanowiskami postanowiono przeprowadzić porównanie zespołu z jednej próbki (stanowiska) z bardziej ogólną populacją, która ewentualnie mogłaby reprezentować populację generalną ryb z warstw menilitowych (z określonej biocenozy). W tym celu utworzono próby — modele, dodając do siebie najliczniejsze zespoły nerytyczne. Model 1 powstał z prób: Jamna D — G (bez dosyć wyjątkowej warstewki E1), Rogi, Winnica i Leszczawa; model 2 — ze stanowisk wyżej wymienionych plus stanowisko Rudawka Birczańska I.

Zakładając, iż sumaryczny model reprezentuje proporcje udziału poszczególnych rodzajów ryb bardziej zbliżone do proporcji w populacji generalnej, możemy testować podobieństwo konkretnego zespołu do modelu za pomocą ogólnego wzoru χ^2 (wzór (5)). Wartości oczekiwane dla poszczególnych rodzajów ryb otrzymujemy z proporcji występujących w modelu.

Hipoteza zerowa głosi w tym przypadku, iż nie ma różnicy między częstościami rodzajów w próbce, a częstościami panującymi w rozpatrywanej biocenozie ryb.

Przykład 5

Przykładowe obliczenia wartości statystyki χ^2 tą metodą pokazano w tab. 6. Jest to porównanie rozkładów częstości rodzajów ryb w próbkach ze stanowisk Jamna D — G (bez E1) i Rogi z modelem 1, według którego wyliczono teoretyczne (oczekiwane) częstości dla obu tych stanowisk. Otrzymane wartości $\chi^2 = 411,47$ (dla Jamnej) i $\chi^2 = 267,90$ (dla Rogów) znacznie przekraczają wartość krytyczną $\chi^2_{0,05;12d.f.} = 21,03$, co oznacza, iż hipotezę zerową musimy odrzucić.

W podobny sposób dokonano porównania zespołów ze stanowisk Leszczawa i Winnica z modelem 1, zespołu ze stanowiska Rudawka Birczańska I z modelem 2 oraz zespołów ze stanowisk Winnica i Rogi z modelem 3 (ten ostatni model powstał z dodania do siebie zespołów Winnicy i Rogów).

Table 4

Przykład testowania hipotezy o zgodności wybranych zespołów ryb wg wzoru dla dwóch rozkładów empirycznych

The example of testing of hypothesis about goodness of chosen assemblages according to the formula for two empirical distributions

1	Rodzaj Genus	Jamna D-G z E1 f _{1i}	Jamna D-G bez E1 f _{2i}	f _{1i} n ₂ -f _{2i} n ₁	(f _{1i} n ₂ -f _{2i} n ₁) ²	f _{1i} +f _{2i}	$\frac{(f_{1i}n_2-f_{2i}n_1)^2}{f_{1i}+f_{2i}}$
1	Clupea	35	34	- 4077	16621929	69	240897,52
2	Glossanodon	200	160	- 4680	21902400	360	60840,00
3	Eophycis	11	11	- 1452	2108304	22	95832,00
4	Palaeogadus	26	26	- 3432	11778624	52	226512,00
5	Hipposyngnathus	49	32	+ 2763	7634169	81	94249,00
6	Syngnathus	8	6	+ 30	900	14	64,29
7	Serranus	8	7	- 513	263169	15	17544,60
8	Trachinus	153	91	+13470	181440900	244	743610,25
9	Lepidopus	52	43	- 1977	3908529	95	41142,41
10	Palaeorhynchus	1	1	- 132	17424	2	8712,00
	Σ	543	411				1529404,07
$\chi^2 = 6,853$							

Table 5

Wyniki testowania hipotezy o zgodności zespołów ryb w poszczególnych parach stanowisk
 Testing results of hypothesis about goodness of fish assemblages for individual locality pairs

Jamna D-G bez E1	Leszczawa	Malawa II	Rudawka Bircz. III	Rudawka Bircz. I	Rogi	Winnica	Równe	Jamna A-C	Skopów	Babice II	$P/\chi^2 > \chi^2_{obl.}$
0,653	*	-	-	*	*	*	*	*	*	*	Jamna D-G z E1
	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	Jamna D-G bez E1
$P/\chi^2 > \chi^2_{obl.}$	Sobniów					0,001	0,004				Leszczawa
Subno		*			*	*	*	*	*	*	Rudawka Bircz. III
											Rogi
Model 2		*					0,011				Winnica
Model 3		-	0,214	*							Kotów
Model 1		*	*	*	*				*	*	Jamna A-C
$P/\chi^2 > \chi^2_{obl.}$		Rudawka Bircz. I	Rogi	Winnica	Jamna D-G bez E1					*	Skopów
						0,049				*	Krepek II
										*	

Gwiazdki oznaczają, że $P < 0,0005$.
 The asterisks mean that $P < 0,0005$.

Table 6

Przykład testowania hipotezy o zgodności wybranych zespołów ryb wg wzoru ogólnego testu χ^2

The example of testing of hypotheses about goodness of chosen fish assemblages according to the common formula of chi-square test

i	Rodzaj Genus	Model		Jemna D-G bez E1		Rogi		
		Ilość osobników Number of specimens m_i	$p_i = \frac{m_i}{m_1} \cdot 100\%$	Obszerwowa ilość osobników Observed number of specimens f_i	Teoretyczna ilość osobników Theoretical number of specimens $e_i = f_i \cdot \frac{m_i}{m_1}$	Obszerwowa ilość osobników Observed number of specimens f_i	Teoretyczna ilość osobników Theoretical number of specimens $e_i = f_i \cdot \frac{m_i}{m_1}$	$\frac{f_i - e_i}{e_i} / 2$
1	Clupea	235	21,3	34	87,6	145	106,7	13,75
2	Glossanodon	215	19,5	160	80,1	12	97,7	75,17
3	Hemiramphus	2	0,2	0	0,8	1	1,0	0,00
4	Eophycis	13	1,2	11	4,8	0	6,0	6,00
5	Palaeogadus	151	13,7	26	56,3	95	68,6	10,16
6	Hipposyngnathus	32	2,9	32	11,9	0	14,5	14,50
7	Syngnathus	7	0,6	6	2,6	1	3,0	1,33
8	Capros	36	3,3	0	13,4	35	16,5	20,74
9	Properca	6	0,5	0	2,2	5	2,5	2,50
10	Serranus	267	24,2	7	99,5	207	121,3	60,55
11	Trachinus	92	8,3	91	34,3	0	41,8	41,80
12	Lepidopus	46	4,2	43	17,1	0	20,9	20,90
13	Palaeorhynchus	1	0,1	1	0,4	0	0,5	0,50
Σ		1103	100,0	411	411,0	501	501,0	267,90

Przy wykorzystaniu tej metody natrafiono, jak już wyżej wspomniano, na trudności wiążące się z ograniczeniem możliwości stosowania testu χ^2 do przypadków, w których ilość klas z liczebnościami teoretycznymi mniejszymi niż 5 nie przekracza 20% (S. G r e g o r y, 1970).

W tych przypadkach, gdzie możliwość użycia testu nie budzi wątpliwości, hipoteza zerowa została potwierdzona jedynie dla pary Rogi — model 3 na poziomie istotności większym niż 5%. (Przedstawiony powyżej przykład zawierał wprawdzie o jedną klasę więcej niż dopuszczalna ilość klas mało licznych, ale otrzymane wartości χ^2 byłyby i tak bardzo duże, niezależnie od tego, czy połączylibyśmy jakieś dwie klasy, gdyż o końcowej wartości decydują duże rozbieżności w poszczególnych klasach).

Prawie wystarczającą zgodność na poziomie 0,05 obserwujemy dla pary Leszczawa — model 1. Wynik ten jest zgodny z poprzednio otrzymanymi rezultatami, świadczącymi o pewnym podobieństwie Leszczawy do Winnicy i Równego.

Komplet otrzymanych wyników zestawiono w tab. 5.

Uzyskane rezultaty sprawdzania testem χ^2 zgodności częstości występowania poszczególnych rodzajów ryb w porównywanych parach rozkładów pozwalają zasadniczo na odrzucenie przyjętego założenia, iż wszystkie próby pochodzą z tej samej populacji. W większości zbadanych przykładów jest wysoce prawdopodobne, że prawdziwa jest któraś z hipotez konkurujących H_1 , tzn. że występuje istotna różnica pomiędzy badanymi próbkami mimo ich tego samego charakteru ekologicznego.

Pamiętając o tym, że test χ^2 jest testem bardzo mocnym, czułym na częstości klas, można by postawić znak zapytania nad celowością użycia tego testu do rozpatrywanego zagadnienia. Odrzucił on np. hipotezę o podobieństwie zespołów Sobniowa i Łubna, o których wiemy z danych geologicznych, że są jednowiekowe. Jednak w tym przykładzie oba zespoły gromadziły się w nieco odmiennych środowiskach (Sobniów — warstwy krośnieńskie, Łubno — warstwy menilitowe), a więc różnice między zespołami równowiekowymi można by uzasadnić odmiennością środowisk. W pozostałych przypadkach porównywane zespoły gromadziły się w identycznym środowisku warstw menilitowych.

Na wartość testu χ^2 wskazują jednak omówione wyżej rezultaty korelacji rangowej. Otóż nawet w przypadku wzięcia pod uwagę samych tylko rang częstości występowania rodzajów ryb wyniki były bardzo podobne, to znaczy prowadzące do wniosku o istotnych różnicach między zespołami.

Interpretacja wyników, otrzymanych wyżej opisanymi metodami statystycznymi, jest następująca.

Zespoły ryb reprezentowane licznymi próbkami, pobranymi nawet niedaleko od siebie, wykazują istotne różnice. Ponieważ każda próbka reprezentuje dość znaczny (w skali badanego problemu) przedział cza-

sowy, należałoby przyjąć, iż w tym samym basenie przez długi okres czasu żyły obok siebie różniące się istotnie zespoły ryb, co wydaje się mało prawdopodobne.

Wobec powyższego otrzymane rezultaty można zinterpretować jako pośredni dowód zmienności określonych zespołów ekologicznych ryb w czasie oraz pobrania próbek w poszczególnych stanowiskach z różnych stadiów rozwojowych tych zespołów. Ponieważ niemożliwe jest w chwili obecnej dokładne skorelowanie warstewek z rybami między poszczególnymi stanowiskami, wydzielenie odpowiadających sobie interwałów czasowych jest obecnie niewykonalne.

Generalny rezultat zastosowania przedstawionych metod statystycznych sprowadza się do wykrycia istotnych różnic pomiędzy stanowiskami ryb w obrębie tego samego zespołu ekologicznego.

C. Stałość udziału pojedynczych rodzajów ryb w poszczególnych stanowiskach

W rozpatrywanych wyżej zastosowaniach metod statystycznych porównywano ze sobą wielorodzajowe zespoły ryb. Niezależnie od tego interesującą sprawą jest wyjaśnienie zakresu stabilności zachowania się poszczególnych rodzajów. Dla zbadania takich zgodności frakcji można się posłużyć metodą analizy wskaźnika struktury (procentu).

Warunkiem możliwości stosowania testu dla dwóch wskaźników struktury jest odpowiednio duża liczebność prób (n_1 i n_2 większe od 100), których frakcje (p_1 i p_2) ze sobą porównujemy (G r e ń, 1970).

Hipoteza zerowa brzmi: $H_0 : p_1 = p_2$. Konkuruje z nią hipotezy alternatywne: $H_1 : p_1 \neq p_2$.

Testowanie następuje za pomocą statystyki:

$$u = \frac{\frac{m_1}{n_1} - \frac{m_2}{n_2}}{\sqrt{\frac{\bar{p}\bar{q}}{n}}}, \quad (7)$$

przy czym:

$$\bar{p} = \frac{m_1 + m_2}{n_1 + n_2}, \quad (8)$$

$$\bar{q} = 1 - \bar{p}, \quad (9)$$

$$n = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}, \quad (10)$$

We wzorach tych n_1 i n_2 są liczebnościami odpowiednio pierwszej i drugiej próbki, m_1 i m_2 — liczbami elementów wyróżnionych, także odpo-

wiednio w pierwszej i drugiej próbie; wielkość \bar{p} zaś nosi nazwę średniego wskaźnika struktury z obu prób, natomiast n — pseudoliczebności próby.

Przy założeniu prawdziwości hipotezy H_0 statystyka u ma rozkład normalny $N(0,1)$, co pozwala na wyznaczenie z tablic krytycznej wartości u dla danego poziomu istotności tak, aby prawdopodobieństwo $P(|u| \geq u_\alpha) = \alpha$. Hipoteza zerowa musi być odrzucona, jeśli $|u| \geq u_\alpha$.

Przykład 6

Schemat obliczeń przykładowo podaje tabl. 7. Przeprowadzono tu obliczenia dla porównania wskaźnika procentu różnych rodzajów ryb ze stanowiska Jamna D — G (z warstewką E1 i bez niej) oraz stanowiska Rogi. Dwie ostatnie kolumny podają wartości u dla par: Jamna D — G — Rogi (u_{13}) i Jamna D — G (pomniejszona o zawartość warstewki E1) — Rogi (u_{23}). Przy przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wartość krytyczna u_α dla dwustronnego obszaru krytycznego wynosi 1,96. Z porównania obliczonych wartości $|u|$ z wartością krytyczną u_α wynika, że jedynie w przypadku rodzajów *Hemiramphus* i *Palaeorhynchus* hipoteza zerowa nie została obalona. W pozostałych przypadkach musimy przyjąć hipotezę alternatywną, iż wskaźniki procentowe różnią się istotnie. Nie ma przy tym na to wpływu pominięcie zawartości bardzo licznej warstewki E1. Wyróżnione dwa przypadki zgodności są rezultatem nie faktycznych podobieństw, lecz jedynie jednostkowego lub nawet zerowego udziału wspomnianych rodzajów w próbie.

Powyższy wynik potwierdza stwierdzony innymi metodami brak zgodności rozkładu rodzajów ryb w dwóch stanowiskach o identycznym charakterze ekologicznym.

Podobne obliczenia wykonano dla par: Jamna D — G — Jamna D — G (bez warstewki E1), Jamna D — G — Leszczawa, Jamna D — G (bez warstewki E1) — Leszczawa, Rogi — Winnica, Równe — Rogi, Równe — Winnica, Równe — Leszczawa, Jamna A — C — Skopów oraz Łubno — Sobniów. Pozostałych stanowisk nie uwzględniono ze względu na zbyt małe liczebności prób. Dlatego też analiza porównań z Leszczawą może nie być istotna, niemniej wykonano ją dla zestawienia z innymi metodami. Końcowe rezultaty obliczeń zawarte są w tab. 8.

Dość dużą zgodność udziału poszczególnych rodzajów ryb wykazano dla zespołów z Równego i Leszczawy oraz z Rogów i Winnicy. W tym ostatnim przypadku brak zgodności tylko w udziałach rodzajów *Capros* i *Glossanodon* (*Capros* zdaje się być jakimś czułym elementem w zespole). Nierównomierne rozłożenie tych właśnie dwóch rodzajów jest prawdopodobnie powodem odrzucenia testem χ^2 hipotezy zerowej. Natomiast mniej czuła korelacja rangowa wskazywała, jak pamiętamy, na istotną zgodność zespołów z Rogów i Winnicy. W tym ostatnim przypadku obie metody potwierdziły duże podobieństwo zespołów, co jest zrozumiałe,

Table 7

Przykład obliczania wskaźnika procentu dla wybranych zespołów ryb
 The example of calculation of the percentage index for chosen fish assemblages

Rodzaj Genus	1. Jamna Dln. /D-G/ z E1			2. Jamna Dln. /D-G/ bez E1			3. Rogi			n ₁ + n ₃ = 1044			n ₁₃ = 260,5776		
	m ₁	m ₂	m ₃	\bar{p}_{13}	\bar{q}_{13}	$\sqrt{\frac{pq}{n}}_{13}$	\bar{p}_{23}	\bar{q}_{23}	$\sqrt{\frac{pq}{n}}_{23}$	u ₁₃	u ₂₃	u ₁₃	u ₂₃		
Clupea	35	34	145	0,1724	0,8276	0,0234	0,1963	0,8037	0,0264	- 9,615	- 7,830	- 9,615	- 7,830		
Glossanodon	200	160	12	0,2031	0,7969	0,0249	0,1886	0,8114	0,0260	+13,831	+14,050	+13,831	+14,050		
Hemiramphus	0	0	1	0,0010	0,9990	0,0020	0,0011	0,9989	0,0022	- 0,950	- 0,864	- 0,950	- 0,864		
Eophycis	11	11	0	0,0105	0,9895	0,0063	0,0121	0,9879	0,0073	+ 3,206	+ 3,658	+ 3,206	+ 3,658		
Palaeogadus	26	26	95	0,1159	0,8841	0,0198	0,1327	0,8673	0,0226	- 7,162	- 5,593	- 7,162	- 5,593		
Hipposyngnathus	49	32	0	0,0469	0,9531	0,0131	0,0351	0,9649	0,0122	+ 6,885	+ 6,377	+ 6,885	+ 6,377		
Syngnathus	8	6	1	0,0086	0,9914	0,0057	0,0077	0,9923	0,0058	+ 2,246	+ 2,172	+ 2,246	+ 2,172		
Capros	0	0	35	0,0335	0,9665	0,0111	0,0384	0,9616	0,0128	- 6,288	- 5,453	- 6,288	- 5,453		
Properca	0	0	5	0,0048	0,9952	0,0043	0,0055	0,9945	0,0049	- 2,302	- 2,020	- 2,302	- 2,020		
Serranus	8	7	207	0,2059	0,7941	0,0251	0,2346	0,7654	0,0282	-15,873	-14,046	-15,873	-14,046		
Trachinus	153	91	0	0,1466	0,8534	0,0219	0,0998	0,9002	0,0199	+12,863	+11,126	+12,863	+11,126		
Lepidopus	52	43	0	0,0498	0,9502	0,0135	0,0471	0,9529	0,0141	+ 7,089	+ 7,418	+ 7,089	+ 7,418		
Palaeorhynchus	1	1	0	0,0010	0,9990	0,0020	0,0011	0,9989	0,0022	+ 0,900	+ 1,091	+ 0,900	+ 1,091		

gdyż oba stanowiska występują bardzo blisko siebie i próby były zebrane z podobnych warstw.

W innej parze, znajdującej się w podobnej sytuacji, jeśli chodzi o wzajemną odległość, a mianowicie w Jamnie i Leszczawie, na 11 rodzajów zgodne udziały stwierdzono tylko dla rodzajów *Glossanodon*, *Eophycis*, *Syngnathus*, *Lepidopus* i *Palaeorhynchus*, natomiast nie zgadzają się procentowe udziały rodzajów *Clupea*, *Palaeogadus*, *Hipposyngnathus*, *Capros*, *Serranus* i *Trachinus*. Po odrzuceniu z zespołu Jamnej D — G zbioru warstewki E1 podobieństwo zwiększa się o udział rodzaju *Palaeogadus*. Znamienny jest tu zwłaszcza niepodobny udział rodzajów wszędobylskich, jak *Clupea* czy *Palaeogadus*. Być może jest to rezultatem niedostatecznie reprezentatywnej próbki z Leszczawy, której liczebność jest 8—9-krotnie mniejsza, niż próbki z Jamnej D — G.

Przy okazji sprawdzono również, o ile zmieni się częstotliwość udziału rodzajów ryb przy pominięciu warstewki E1. Otóż dla pary Jamna D — G z E1 i Jamna D — G bez E1 różnica występuje wyłącznie w udziale jednego rodzaju *Trachinus*, występującego masowo właśnie w warstewce E1 (nb. poza Jamną i Leszczawą nigdzie nie stwierdzono obecności tego charakterystycznego dla sublitorału rodzaju). Omawiany brak większego wpływu przeoczenia jednej warstewki przy zbieraniu próby na cały zespół stwierdzony został również testem χ^2 .

Analogiczne obliczenia przeprowadzono dla porównania zespołów bitypelagicznych, reprezentowanych próbkami Jamnej A — C i Skopowa. Podobne udziały procentowe mają w obu zespołach rodzaje: *Clupea*, *Centriscus*, *Capros*, *Ammodytes* i *Palimphytes*, natomiast różne udziały mają charakterystyczne dla tego zespołu rodzaje głębokowodne: *Scopeloides*, *Vinciguerria*, *Eomyctophum*, a także wszędobylski *Lepidopus*. Podobieństwa wykazane dla rodzajów *Capros* i *Ammodytes* są zapewne rezultatem niewielkiej ilościowo domieszki tych rodzajów w Jamnej, przy zupełnym ich braku w Skopowie.

Otrzymane rezultaty wskazują przyczyny braku zgodności rozkładów w obu zespołach, wykazanego wyżej przytaczanymi metodami.

Również brak podobieństw wskaźników procentowych dla trzech rodzajów (*Clupea*, *Eomyctophum*, *Priacantus*) na osiem znalezionych w profilach Łubna i Sobniowa, jest odpowiedzialny za odrzucenie hipotezy o zgodności rozkładów zespołów ryb obu tych stanowisk.

D. Zmienność zespołu w profilu czasowym

Kolejnym zagadnieniem, które poddaje się badaniu statystycznemu, a wiąże pośrednio z poprzednim, jest badanie zmienności udziału ryb w profilu pionowym. Dysponujemy tu jednak materiałem tylko z jednego stanowiska w Jamnej.

Najprostsze zagadnienie, które możemy przebadać, dotyczy zależności

ilości wszystkich ryb od ilości warstewek „rybnych” występujących w kolejnych, dających się wydzielić, pakietach litologicznych. Problem ten możemy rozwiązać stosując test χ^2 sposobem użytym przez S. G r e g o r y' e g o (1970).

Hipoteza zerowa brzmi: udział ryb w pakietach profilu stratygraficznego jest zgodny z częstością występowania warstewek z rybami w tych pakietach.

Table 9

Przykład testowania hipotezy o zgodności rozkładu ilości ryb z rozkładem ilości poziomów w poszczególnych pakietach stanowiska Jamna

The example of testing of hypothesis about the goodness of distribution of number of fishes with the distribution of number of levels in individual complexes /Jamna locality/

Pakiet Complex	Jamna z E1 Jamna with E1					Jamna bez E1 Jamna without E1				
	Poziomy Levels		Ilość ryb Number of fishes			Poziomy Levels		Ilość ryb Number of fishes		
	Ilość Number	%	f_i	e_i	$\frac{ f_i - e_i ^2}{e_i}$	Ilość Number	%	f_i	e_i	$\frac{ f_i - e_i ^2}{e_i}$
G	4	14,8	11	45,0	25,69	4	15,4	11	26,6	9,15
F	2	7,4	15	22,5	2,50	2	7,7	15	13,2	0,25
E	4	14,8	144	45,0	217,80	3	11,5	12	19,8	3,07
D	3	11,2	29	34,8	0,97	3	11,5	29	19,8	4,27
C	6	22,2	60	67,5	0,83	6	23,1	60	39,7	10,38
B	6	22,2	41	67,5	10,40	6	23,1	41	39,7	0,04
A	2	7,4	4	22,5	15,21	2	7,7	4	13,2	6,41
Σ	27	100,0	304	304,0	273,40	26	100,0	172	172,0	33,57

Tabela 9 przedstawia sposób obliczenia wartości χ^2 dla wszystkich poziomów w Jamnej, a także dla poziomów tych bez specjalnie bogatej warstewki E1. Wartość krytyczna χ^2 wyznaczona dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$ przy 6 stopniach swobody wynosi 12,59, a więc jest znacznie niższa od obliczonej. W obu zatem przypadkach hipotezę zerową musimy odrzucić. Wynika z tego, iż częstotliwość występowania wszystkich rodzajów ryb (branych łącznie) w kolejnych pakietach jest nierównomierna, czyli istnieje związek ilości ryb z pewnymi uprzywilejowanymi poziomami. Widać to zresztą szczególnie dobrze na przykładzie pakietu E, gdzie usunięcie jednej warstewki (E1) powoduje znaczne obniżenie obliczonej wartości χ^2 .

Prawdopodobnie pewien wpływ na wykazaną nierównomierność wywiera niejednakowa dokładność przy zbieraniu ryb w poszczególnych pakietach ze względu na ich dostępność przy eksploatacji (np. w pakietach A i G zebrano zbyt mało egzemplarzy) oraz być może faktycznie mniejsza ilość ryb w pakiecie A, rozpoczynającym sedymentację bogatych w tanatocenozy ryb warstw menilitowych.

Dla sprawdzenia tej tezy przeprowadzono testowanie dla modelu bez pakietów A i G oraz przy pominięciu znalezionych, lecz nie eksploatowa-

nych warstewek z rybami i warstewki E1. Obliczona wartość $\chi^2 = 9,64$ tylko nieznacznie przekracza wartość krytyczną $\chi^2_{0,05;4d.f.} = 9,49$. Na poziomie istotności około 0,05 można by zatem przyjąć, że w tym przypadku rozkład ryb jest zgodny z rozkładem ilości zbadanych warstewek.

Jeszcze bardziej interesującym zagadnieniem jest problem zależności występowania ryb wszędobylskich (rodzaje *Clupea* i *Lepidopus*) od ilości wszystkich ryb w poszczególnych poziomach — od batypelagicznych po nerytyczne.

Hipoteza zerowa ma teraz postać H_0 : udział ryb wszędobylskich w poszczególnych pakietach jest proporcjonalny do ilości wszystkich ryb

Table 10

Wyniki testowania hipotezy o zgodności rozkładu ilości wszystkich ryb z rozkładami ilości ryb wszędobylskich i ilości poziomów /wg wzoru /6// w stanowisku Jamma

Testing results of hypothesis about the goodness of distribution of all fishes number with the distributions of wide distribution fishes number and levels number /according to formula /6// in Jamma locality

$P / \chi^2 > \chi^2_{0,05}$	Ilość poziomów /z E1/ Number of levels /with E1/	Ilość poziomów /bez E1/ Number of levels /without E1/	Ilość ryb wszędobylskich /z E1/ Number of fishes of wide distribution /with E1/	Ilość ryb wszędobylskich /bez E1/ Number of fishes of wide distribution /without E1/
Ilość wszystkich ryb /z E1/ Number of all fishes /with E1/	0,035		0,495	
Ilość wszystkich ryb /bez E1/ Number of all fishes /without E1/		0,596		0,207

w tych pakietach. Stosując wzór podstawowy testu χ^2 otrzymujemy wartość tej statystyki równą 6,52. Wartość krytyczna $\chi^2_{0,05;4d.f.} = 9,49$, a więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Ponieważ powyższy sposób obliczania wartości χ^2 budzi pewne zastrzeżenia (zwłaszcza w przypadku porównywania rozkładu ilości warstewek z rozkładem ilości ryb), zastosowano także wzory na obliczanie χ^2 z porównania dwóch rozkładów empirycznych (wzór (6)), uzyskując podobne wyniki (tab. 10). Nie ma zgodności rozkładu wszystkich ryb z ilością warstewek w pakietach Jamnej, natomiast udział ryb wszędobylskich stanowi proporcjonalną domieszkę we wszystkich pakietach ze współczynnikiem ufności 0,95. Różnice w wynikach obliczeń występują tylko w przypadku badania zależności rozkładu wszystkich ryb od ilości warstewek po sztucznym odjęciu warstewki E1. Być może jest to również rezultatem niebrania pod uwagę poziomów nie eksploatowanych. Okazało się tu bowiem, iż w tym przypadku rozkład jest zgodny na poziomie istotności 0,6.

Otrzymany wynik o jednakowym zachowaniu się ryb wszędobylskich zarówno w pakietach z zespołem batypelagicznym, jak i nerytycznym, zdaje się wskazywać w pewnym sensie na autochtoniczność zespołów eko-

logicznych ryb. Otóż gdyby przyjąć, iż kopalne zespoły ryb sublitoralno-nerytycznych były elementem napływowym do zbiornika głębokowodnego, pozbawionego czasowo autochtonicznej fauny batypelagicznej (ze względu na obecność np. H₂S), a posiadającego tylko faunę pelagiczną, to w kopalnych zespołach tanatocenozy winno nastąpić znaczne podwyższenie zawartości elementów wszędobylskich. Do autochtonicznego zespołu ryb wszędobylskich doszłaby bowiem pewna ilość tych ryb, przyniesionych łącznie z rybami nerytyczno-sublitoralnymi. Porównanie procentu udziału ryb wszędobylskich w stosunku do wszystkich ryb w kolejnych pakietach wskazuje jednak na stabilność tego udziału (patrz tab. 11), a nawet na

Table 11

Procent ryb wszędobylskich w poszczególnych pakietach stanowiska Jamma
Percentage of fishes of wide distribution in individual complexes in the Jamma locality

Pakiet Complex	Z poziomem E1 With level E1			Bez poziomu E1 Without level E1		
	Ilość wszystkich ryb Number of all fishes	W tym ryby wszędob. 1/ Fishes of wide distribution only		Ilość wszystkich ryb Number of all fishes	W tym ryby wszędob. 1/ Fishes of wide distribution only	
		Ilość Number	%		Ilość Number	%
G	11	3	25	11	3	25
F	15	5	33	15	5	33
E	144	20	14	12	10	85
D	29	5	17	29	5	17
C	60	14	25	60	14	25
B	41	12	35	41	12	35
A	4	1	25	4	1	25
Σ	304	60		172	50	

1/ Clupea + Lepidopus

pewne zmniejszenie się udziału ryb wszędobylskich w pakietach z fauną nerytyczną. Musimy jednak pamiętać, że stabilność ta dotyczy zespołów pochodzących z kilku warstewek zawartych w pakietach, a nie z pojedynczych warstw z rybami, gdzie zmienność może być duża (wynika ona jednak z małych próbek pobranych z pojedynczych warstewek).

Interesujące jest tu porównanie udziału ryb wszędobylskich w dużych (powyżej 100 osobników) próbkach zebranych z pakietów C i E w ciągu kilku lat (materiały zamieszczone w tabeli II pracy: J e r z m a ń s k a, K o t l a r c z y k, 1968). Procent ryb wszędobylskich, niezależnie od charakteru ekologicznego pozostałych ryb, utrzymuje się około wartości 15.

Podobne badanie zmienności poszczególnych rodzajów ryb w przekroju pionowym napotyka znaczne trudności wobec szczupłości materiału

obserwacyjnego. W obu rozpatrywanych wyżej pakietach, dość reprezentatywnych, nie występują niestety — poza rybami wszędobyłskimi — inne wspólne rodzaje.

Zachowanie się wszędobyłskich rodzajów *Lepidopus* i *Clupea* prześledzono w 24 warstewkach profilu Jamnej. Zastosowano metodę korelacji rangowej dla wykrycia ewentualnego wzrostu lub spadku ilości osobników tych rodzajów w czasie (wyznaczanym kolejnością poziomów). Obliczone przedstawionymi wyżej metodami współczynniki r_s kształtują się następująco: — 0,293 dla rozkładu *Clupea* i — 0,274 dla rozkładu *Lepidopus*; są one mało znaczące i hipotezę o zależności liniowej musimy odrzucić.

Dla stwierdzenia, czy nie istnieje jakaś zależność liniowa między wymieniowymi rodzajami a następstwem określonych pakietów litologicznych, przeprowadzono w podobny sposób obliczenia, biorąc za system odniesienia kolejność czasową tych pakietów. Również i w tym przypadku nie stwierdzono żadnej wyraźnej zależności: odpowiednie współczynniki r_s wyniosły bowiem — 0,260 i — 0,036. Ten drugi współczynnik, przeciwnie, zdaje się dość mocno wskazywać, że rozkład rodzaju *Lepidopus* w czasie jest zupełnie losowy. Mogłoby to świadczyć o braku jakiegokolwiek ukierunkowanej zmiany tego składnika biocenozy w czasie.

Ponieważ w Jamnej mamy do czynienia z dwoma odrębnymi zespołami ekologicznymi, przeprowadzono analogiczne badania w obrębie każdego z tych zespołów oddzielnie, przy czym można było w tym przypadku uwzględnić większą ilość rodzajów w każdym zespole. I tak w zespole batypelagicznym rozkłady rodzajów *Clupea*, *Lepidopus*, *Vinciguerrria* i *Centriscus* w 13 kolejnych warstewkach przyniosły odpowiednio następujące współczynniki r_s : — 0,111, — 0,456, — 0,152 i + 0,222; w zespole nerytycznym zaś dla 11 warstewek i rodzajów: *Clupea*, *Lepidopus* i *Glossanodon* wartości współczynnika r_s wyniosły odpowiednio: — 0,143, + 0,318 i + 0,230. We wszystkich tych przypadkach współczynniki są nieznaczne i przeważnie oscylują w pobliżu zera, co potwierdza wcześniejszą uwagę o losowym ich rozkładzie w kolejnych warstewkach.

E. Ocena wielkości próbki reprezentatywnej

Jednym z podstawowych zagadnień ilościowego badania fauny rybiej jest zagadnienie wiarygodności próbek pobranych z poszczególnych stanowisk. Problem ten zilustrujemy na przykładzie odsłonięcia w Rogach. W kolejnych latach: 1954, 1955 i 1956, w tej samej odkrywce, przy użyciu tej samej metody, zostały zebrane przez tę samą osobę trzy próbki o liczebnościach: 98,195 i 82 sztuki ryb, należących do sześciu rodzajów.

Ze sumy liczebności kolejnych lat utworzono model, z którym porównywano testem χ^2 poszczególne próbki (tab. 12). Obliczone wartości χ^2 wskazują na podobieństwo do modelu próby z roku 1954 na poziomie

istotności 0,01, próby z roku 1955 na poziomie istotności 0,05, i próby z roku 1956 na poziomie istotności 0,1. W dwóch ostatnich przypadkach uzyskano zgodność wystarczającą dla przyjęcia hipotezy zerowej ze współczynnikiem ufności 0,95. Z powyższych danych można by wyprowadzić wniosek, iż próba o liczebności około 100 sztuk może stanowić od-

Table 12

Wyniki testowania hipotezy o zgodności rozkładów ryb z próbek zebranych w stanowisku Rogi w poszczególnych latach między sobą i z próbą zbiorczą /model/

Testing results of hypothesis about the distribution goodness of fishes in samples, which were sampled during individual years in the Rogi locality between each other and with total sample /model/

Rogi $P \chi^2 \gg \chi^2_{obl} $	1954 r.	1955 r.	1956 r.
1954 r.	-	*	0,016
1955 r.	*	-	0,003
1956 r.	0,016	0,003	-
Model	0,010	0,078	0,110

Gwiazdki oznaczają, że $P < 0,0005$

The asterisks mean that $P < 0,0005$

powiednią reprezentację populacji odsłonięcia. Z drugiej strony porównane ze sobą parami (testem wskaźników struktury) próbki z kolejnych lat wykazują podobne udziały ryb tylko dla $\frac{1}{2}$ do $\frac{2}{3}$ rodzajów (tab. 13). Świadczy to o wahaniach częstotliwości poszczególnych rodzajów między próbkami, a więc o niepełnej reprezentatywności prób liczących około 100 sztuk.

Statystyczne wyznaczenie niezbędnej minimalnej liczebności próby nie zawsze może być zrealizowane. W przypadku niezależnego losowania próbek istnieje jednak możliwość prostego określenia liczebności próbki, potrzebnej do oszacowania wskaźnika struktury z wymaganą dokładnością (por. Gr e ń, 1970). W naszym przypadku losowanie elementów próbki odbywało się bez zwrotu, nie został zatem spełniony warunek stosowalności testu, z drugiej jednak strony — ponieważ nie znamy parametrów rozkładu populacji generalnej ani jej liczebności — nie możemy stosować odpowiednich testów dla losowania zależnego. Wydaje się jednak, że trudność tę można pokonać, biorąc pod uwagę charakter populacji.

Ponieważ praktycznie rzecz biorąc populację ryb występujących we wszystkich warstewkach i odkrywkach warstw menilitowych możemy

Table 13

Przykład obliczenia wskaźnika procentu dla zespołów ryb zebranych w poszczególnych latach w stanowisku Rogi
 The example of calculation of the percentage index for fish assemblages
 which were sampled in individual years in the Rogi locality

Rodzaj Genus	1. 1954 r.			2. 1955 r.			3. 1956 r.			n ₁₂ = 65,2218 n ₁₃ = 44,6444 n ₂₃ = 57,7256					
	m ₁	m ₂	m ₃	\bar{P}_{12}	\bar{q}_{12}	$\sqrt{\frac{pq}{n}}_{12}$	\bar{P}_{13}	\bar{q}_{13}	$\sqrt{\frac{pq}{n}}_{13}$	\bar{P}_{23}	\bar{q}_{23}	$\sqrt{\frac{pq}{n}}_{23}$	u ₁₂	u ₁₃	u ₂₃
Clupea	44	33	21	0,2628	0,7372	0,0545	0,3611	0,6389	0,0719	0,1949	0,8051	0,0521	+5,132	+2,683	-1,666
Glossanodon	4	2	3	0,0205	0,9795	0,0175	0,0389	0,9611	0,0289	0,0181	0,9819	0,0175	+1,749	+0,149	-1,503
Palaeogadus	13	43	21	0,1911	0,8089	0,0487	0,1889	0,8111	0,0586	0,2310	0,7690	0,0555	-1,805	-2,106	-0,640
Capros	3	7	10	0,0341	0,9659	0,0225	0,0722	0,9278	0,0387	0,0614	0,9386	0,0316	-0,231	-2,359	-2,725
Properca	1	3	0	0,0137	0,9863	0,0144	0,0056	0,9944	0,0112	0,0108	0,9892	0,0136	-0,354	+0,911	+1,125
Serranus	33	107	27	0,4778	0,5222	0,0619	0,3333	0,6667	0,0705	0,4838	0,5162	0,0658	-3,425	+0,106	-3,336

uznać za nieskończenie wielką, losowanie bez zwrotu nie zmienia liczebności populacji, a zatem zastosowanie wzoru na losowanie niezależne byłoby możliwe.

Niezbędną wielkość próbki obliczamy więc następująco:

$$n = \frac{u_{\alpha}^2}{4d^2}, \quad (11)$$

gdzie: u_{α} przedstawia stabilizowaną wartość zmiennej rozkładu $N(0,1)$, odczytaną dla zadanego współczynnika ufności $1 - \alpha$, a d jest dopuszczalnym maksymalnym błędem szacunku wskaźnika struktury.

Przyjmując dla naszych obliczeń współczynnik ufności równy 0,95 i zakładając kolejno dopuszczalny błąd maksymalny 5 % i 10 %, otrzymujemy odpowiednio wymagane liczebności prób — 384 i 96 sztuk. Przy obniżonym do 0,90 współczynniku ufności i dla tych samych dopuszczalnych błędów, liczebności prób spadają do 269 i 67 sztuk.

Jak widać z powyższego, w przypadku próbek liczących około 100 sztuk (Winnica, Skopów, Jamna A — C, Łubno, Babice II) wskaźnik struktury określono z błędem 10-procentowym (dla powszechnie przyjmowanego współczynnika ufności). Z drugiej strony różnice w częstotliwościach udziału rodzajów ryb między dwoma bardzo licznymi próbkami ze stanowisk Jamna D — G i Rogi są istotne i nie mogą być spowodowane przez błąd szacunku, który będzie tu mniejszy od 5 %.

Próbki z Leszczawy i Równego są szacowane przy współczynniku ufności 0,90 z błędem 10-procentowym, a próbka z Sobniowa — z błędem 5-procentowym.

IV. WNIOSKI

Analiza statystyczna zebranego materiału, mimo różnych jego niedostatków i ograniczeń metod, dostarcza interesujących i wiarygodnych wniosków. Należy przy tym podkreślić, że bez użycia metod statystycznych otrzymanie tych rezultatów byłoby niemożliwe.

1. Za najbardziej ważki wynik należy uznać stwierdzenie braku podobieństw między zespołami ryb pochodzącymi z różnych odsłoneń, choć jakościowo należących do tej samej biocenozy (nerytycznej lub batypelagicznej). Biorąc pod uwagę próbki nawet bardzo liczne, jak np. ze stanowisk Jamna i Rogi, obserwujemy istotne różnice w rozkładach częstości występowania poszczególnych rodzajów ryb jak i całych zespołów. Bardzo znamieny jest również fakt występowania istotnych różnic między zespołami batypelagicznymi, do których ze względu na warunki bytowania należą rodzaje kosmopolityczne, co powinno prowadzić do zunifikowania składu.

Ponieważ zebrane próby reprezentują dość znaczne interwały czasowe,

prowadzi nas to do wniosku, iż albo w niewielkim basenie morskim żyły obok siebie różne populacje, albo ta sama populacja zmieniała się w czasie i nasze próby reprezentują różne etapy rozwoju tej populacji. Ze względu na małe prawdopodobieństwo pierwszej alternatywy musimy przyjąć, że obserwowane zmiany są wynikiem sukcesji endogenicznych i egzogenicznych w obrębie zespołów batypelagicznego, jak i nerytycznego.

2. Zastosowanymi w niniejszej pracy modelami statystycznymi nie udało się wykazać zmienności czasowej o charakterze liniowym. Być może, metoda korelacji rangowej jest mało czuła na różnice ilościowe albo badane w stanowisku Jamna rodzaje nie reprezentują rodzajów odpowiedzialnych za zmienność populacji (badanie wszystkich rodzajów było niemożliwe ze względu na szczupłe ilości), bądź też sprawdzano zmienność w zbyt małym interwale czasowym. Nie wykluczony jest także inny model zmienności, czego jednak nie sprawdzano na obecnym etapie badań.

3. Występowanie ryb wszędobylskich w poszczególnych pakietach jest proporcjonalne do ilości wszystkich ryb w tych pakietach, zarówno w zespole batypelagicznym, jak i nerytycznym. Wskazuje to na autochtoniczność zespołów ekologicznych ryb.

4. O ile zastosowana metoda wyznaczania wielkości próbki reprezentatywnej jest słuszna, to dla uzyskania współczynnika ufności 0,95 i dopuszczalnego — jak się nam wydaje — 5 % błędu szacunku, minimalna liczebność ryb w próbie powinna wynosić około 400 sztuk. Uzyskanie tak licznych prób z jednego stanowiska natrafia jednak w praktyce na poważne trudności.

5. Dalsze badania ilościowo-statystyczne w Karpatach muszą oprzeć się na materiale zbieranym systematycznie z poszczególnych warstewek rybnych w możliwie najdłuższych profilach. Tylko tak zebrany materiał będzie mógł służyć jako podstawa dla korelacji nie tylko zespołów ekologicznych, ale i dla wykrycia prawidłowości zmienności czasowo-przestrzennej ichtiofauny. W rezultacie może to ułatwić szczegółową korelację warstw menilitowych.

Instytut Geologii Regionalnej i Złóż Węgla AGH, Kraków
Instytut Zoologiczny Uniwersytetu Wrocławskiego, Wrocław

WYKAZ LITERATURY REFERENCES

- B ö h m B. (1930), Stratygrafia trzeciorzędu karpackiego na podstawie fauny rybiej. *Pam. I Zjazdu Geol.-Naft. we Lwowie. Państw. Inst. Geol., Karpacka Stacja Geol.* Warszawa-Borysław-Lwów.
- G o r b a c z L. P. — Г о р б а ч Л. П. (1961), Ископаемые рыбы верхнего горизонта менилитовой свиты на р. Чечье в Восточных Карпатах. *Геол. сборник Львов. Геол. Общества*, № 7—8. Львов.

- Gregory S. (1970), *Metody statystyki w geografii*. Warszawa.
- Greń J. (1970), *Modele i zadania statystyki matematycznej*. Warszawa.
- Jerzmańska A. (1958), Stan badań nad rybami trzeciorzędowymi w Polsce. *Kwart. geol.*, 2, 1, Warszawa.
- Jerzmańska A. (1960), Ichtiofauna łupków jasielskich z Sobniowa. *Acta palaeont. pol.* 5, 4, Warszawa.
- Jerzmańska A. (1968), Ichtiofaune des couches à menilite (Flysch des Karpathes). *Acta palaeont. pol.* 13, 3, Warszawa.
- Jerzmańska A., Jucha S. (1963), Stanowisko ryb w łupkach jasielskich z Łubna koło Dynowa. *Rocz. Pol. Tow. Geol.* 33, 2, Kraków.
- Jerzmańska A., Kotlarczyk J. (1968), Zespoły ichtiofauny z warstw menilitowych Karpat jako wskaźnik zmian środowiska sedymentacyjnego. *Rocz. Pol. Tow. Geol.* 38, 1, Kraków.
- Kalabis V. (1948), Ryby se svetelnými orgány z moravského paleogénu (menilitových bridlic). *Cas. Zemsk. Musea v Brně* 32, Brno.
- Mayr E. (1965), *Animal species and evolution*, London-Oxford.
- Pauca M. (1934), Die fossile Fauna und Flora aus dem Oligozän von Suslänesti-Muscel in Rumänien. Eine systematische und palaeologische Studie. *Ann. Inst. Geol. Roum.* 16, Bucuresti.
- Rokickij P. F. — Рокицкий П. Ф. (1967), Биологическая статистика. Минск.
- Van der Waerden B. L. (1957), *Mathematische Statistik*. Berlin.
- Yule G. U., Kendall M. G. (1966), *Wstęp do teorii statystyki*. Warszawa.

SUMMARY

This paper is a continuation of palaeoichtiological and geological studies carried out by A. Jerzmańska and J. Kotlarczyk in the eastern part of the Polish Carpathians. The finding of two fossil fish assemblages, a sublittoral-neritic one and a bathypelagic one, within the Menilite beds (Palaeogene), permitted a qualitative correlations of the localities containing the same assemblages. Already a preliminary analysis of the collected material (Fig. 1) indicated quantitative differences in the composition of the two fish assemblages from these localities. (In the opinion of the authors generic determinations are more adequate for statistical analysis than specific determinations). The authors had to resort to simple statistical methods for proving the significance of these differences and the possible similarities.

The descriptions of the determined genera and of the outcrops which yielded the fish faunas were published by Jerzmańska, 1960 (the specimens determined as Cottidae in this paper are now regarded by the author as belonging to the family Gempylidae), 1968, Jerzmańska and Jucha 1963, Jerzmańska and Kotlarczyk 1968. Descriptions of fish from the localities Równe and Krępak II were not published previously. The Równe locality (Silesian unit) represents the lower part of the Menilite beds, and is situated near the Rogi locality, while the locality Krępak II (Skole unit) represents the uppermost part of the Menilite beds in the profile at Krępak.

The deep-water assemblage is present in the localities Łubno, Sobniów, Jamna A—C, Skopów, Malawa I, Kotów, Krępak II, Łodzinka and Babice II (the latter three represent the upper bathypelagic zone, according to Jerzmańska, 1968). The shallow-water assemblage is present at Rudawka Birczańska I, II, and III, Malawa II, Leszczawa, Krosno, Klarowiec, Bóbrka, Wisłok Wielki, Winnica, Rogi, Równe and first of all at Jamna D—G. Only 16 localities were selected for statistical studies (Table 1), as the number of individuals collected in other localities was small. Localities from which less than 60 specimens were collected could be only partly utilized.

The fish occur in siliceous shales marking episodes of quiet sedimentation, ranging in thickness from a few mm to several mm. Layers of these shales are separated by sandstones, marls or cherts of variable thickness, forming individualized lithological units (designated A, B, C,...).

The variation of the ichthiofauna of the Menilite beds in time cannot be discussed in details, as only one locality was sampled systematically — layer after layer, and it represents only a part of the whole profile of the Menilite beds. The major part of the material studied represents bulk samples collected from many layers of siliceous shales in the individual outcrops.

STATISTICAL MODELS

The statistical model of the investigated ichthiofauna is a fish population of a definite ecologic character, constant in the space of the sedimentary basin and during the period of occurrence of the assemblage. Samples taken from such a population (fish assemblages from the individual localities) should provide the same estimate of the population, and therefore the distribution of genera in the localities, or the percentages of individual genera in the assemblages should be the same.

The rank correlation was used for testing the similarity of distribution of the individual genera in pairs of localities. The Spearman's coefficients (r_s) calculated according to the formulas (1), (2) and (3), and their critical values calculated according to the formula (4) are listed in Table 3.

The obtained results are not highly significant. A positive rank correlation was obtained only for three assemblages from nearby localities Rogi, Winnica and Równe) within the Silesian unit, and only in one case between localities situated in two different tectonic units (Równe, Leszczawa). Comparisons of localities with bathypelagic and with neritic assemblages yielded significantly negative correlations coefficients. A comparison of assemblages from individual localities with a model assemblage consisting of pooled several richest localities showed significant positive rank correlation only for some of the compared pairs.

The chi-square test for goodness of fit was utilized both in the form of the formula for comparison of two empirical distributions (6) and the

general formula (5). The results of these tests are listed in Table 5. The null hypothesis stating that the compared assemblages do not differ significantly has been not rejected only for the sample Jamna D—G (neritic assemblage) and the same sample reduced by the frequency of one — rather unusual layer E1, which contains three genera not found elsewhere. On a significance level reduced to 0,01 a similarity appears between the localities Równe and Winnica.

The comparison of fish assemblages from the individual localities with model assemblages (with the use of formula (5)) permit to accept the null hypothesis only for pairs Rogi — Model 3, and Leszczawa — Model 2. Therefore it is concluded that significant differences occur between localities in the same ecologic type of assemblage.

The stability of contribution of the individual genera in fish samples from various localities was analysed with the use of the percentage index. The tests were carried out according to formula (7), (8), (9) and (10). The results, shown in Table 8, concern only selected pairs of localities. Among the localities with the neritic assemblage a great similarity was stated only for the pair Rogi—Winnica (differences only in the genera *Capros* and *Glossanodon*) and for the pair Równe—Leszczawa. In the remaining pairs only a few genera show similar percentages. Among the localities with the bathypelagic assemblage (Jamna A—C — Skopów, Łubno—Sobniów) similarities were stated only for some genera. Therefore the null hypothesis had to be rejected.

Some problems concerning the variation of the fish assemblages with time can be discussed on the basis of evidence provided by the systematically sampled outcrop at Jamna. The three tested statistical models were: 1. the contribution of fish from the consecutive different lithologic complexes corresponds to the frequency of fish-bearing layers in these complexes; 2. the proportion of ubiquitous genera (*Clupea*, *Lepidopus*) in the individual lithologic complexes is proportional to the total number of fish in these complexes; 3. a linear relationship exists between the frequency of the individual genera and the sequence of stratigraphically arranged fish-bearing layers.

The first two models were tested by the chi-square method of Gregory (1970). The results of the analysis of the first model are shown in Table 9. The null hypothesis is rejected and it is concluded therefore that a relation exists between the number of fish and some privileged horizons. The model 2 was accepted. The results were checked by the formula (6) and similar results were obtained (Table 10). The proportions of ubiquitous genera to the total number of fish suggest the autochthonous character of the ecologic assemblages. Assuming that the neritic-sublittoral assemblages were moving into the deep-water basin temporarily devoid of autochthonous bathypelagic fauna (e.g. because of the presence of H₂S) and supporting only a pelagic fauna, it should be expected that

in fossil thanatocenoses the proportion of ubiquitous pelagic genera should be increased by the specimens introduced with the neritic fauna. However the percentage of ubiquitous genera in the total number of fish in the consecutive lithologic complexes is constant, slightly diminishing in the lower part of the shallow-water assemblage (Table 11).

The model 3 was tested for the ubiquitous genera *Clupea* and *Lepidopus* in 24 layers of the Jamna profile, for the above two genera and the genera *Vinciguerria* and *Centriscus* in 13 layers of the bathypelagic assemblage, and for the *Glossanodon* genus in 11 layers of the neritic assemblage. The rank correlation coefficient values range from — 0,456 to + 0,318. In all cases these coefficients are not significant, and often they have values near to 0, indicating the lack of linear correlation of these genera with the time axis, and their random distribution. Such analysis was not possible for other genera because of the small numbers of specimens.

The problem of minimal size of the samples is of great importance as it bears on the validity of results and on the practical problems of field exploration of the fossil fish.

Some indications are provided by the analysis of the generic composition of fish collected in one outcrop by one operator and with the use of the same method during three consecutive years. The sum of frequencies of fish genera in the three samples was used as a model compared with the use of the chi-square test with the individual samples. Comparisons of pairs of samples were also made (Table 12). In two cases the compared pairs fitted at the significance level of 0,05, and in two others at the level of 0,01. In two further cases the null hypothesis was rejected. It is concluded tentatively that samples consisting of c. 100 specimens give a good representation of the population of the sampled outcrop. On the other hand, the analysis of percentage indicators (Table 13), shows a similarity of proportion of only one half to two third of the total number of genera, suggesting an inadequate sample size.

The minimum sample size can be estimated from formula (11) used for random sampling with replacement. Assuming that the fish population in all layers and the whole area is infinite, the sampling without replacement does not change the population, and practically is equivalent to sampling with replacement.

Setting the confidence level ($1 - \alpha$) at 0,95 and assuming a permissible maximum error (d) at 5% or 10%, the required sample sizes are 384 and 96, respectively. In the case of samples consisting of c. 100 specimens (Winnica, Skopów, Jamna A—C, Łubno, Babice II) the structure index was determined with a 10% error. On the other hand, the differences of frequency of fish genera between the very numerous samples from the localities Jamna D—G and Rogi are significant and can not be caused by an error of estimation.

CONCLUSIONS

In spite of the shortcomings of the analysed material (e.g. in the analysis of goodness of fit by the chi-square test the class frequencies were in some cases smaller than 5 and for subject-matter reasons the neighbouring classes could not be pooled), the statistical analysis lead to conclusions which could not be reached without the use of statistical methods.

1. There is a lack of similarity between fish assemblages from various localities, qualitatively belonging to one biocenose (neritic or bathypelagic). Even in the very numerous samples (Jamna and Rogi) the differences are significant both for genera and for whole assemblages. It is worth noting that differences between bathypelagic assemblages are also significant, although, because of life conditions, these assemblages are represented by cosmopolitan genera, and this should result in a homogenous character of the thanatocenoses. As the samples represent rather large time intervals, the authors conclude that the observed changes are the consequence of succession within the bathypelagic and the neritic assemblage.

2. No linear variation with time has been found in the fish assemblage. It is possible that the rank correlation method is not sensitive to quantitative differences, or the genera studied in the Jamna profile are not the genera responsible for the variations of the population (because of small frequencies some genera were not taken into account), or the variation was studied in a too small time interval. It is also possible that some other statistical model of the variation would be more adequate.

3. The proportion of ubiquitous fish genera in the individual lithologic complexes is proportional to the total number of fish in these complexes both in the bathypelagic and in the neritic assemblage. This indicates the autochthonous character of the ecological fish assemblages.

4. If the determination of the size of representative sample is methodologically correct, the minimum sample size amounts to c. 400 specimens. However it is very difficult to obtain such large samples from one locality.

5. Further quantitative-statistical studies of fossil fish in the Carpathians should be based upon material collected systematically from individual layers. Such studies may contribute to a detailed correlation of the Menilite beds.

translated by R. Unrug

*Institute of Regional Geology and Coal Deposits, Academy
of Mining and Metallurgy, Kraków
Zoological Institute, University of Wrocław*