НАУЧНИ СЪОБЩЕНИЯ

Някои резултати от сравнението на статистическия и векторния метод при изучаването на пукнатините

Б. Манева

Научноизследователски институт по полезни изкопаеми, 1505 София

B. Maneva — Some Results from a Comparison of Statistical and Vector Methods in Studies of Joints. The statistical-geometric method is widely used in studies of joints. However, there are no criteria to evaluate the reality of joint groups derived. The vector method supplies such criteria to divide preferred from chance accumulation of plots on diagrams. A comparison of results, obtained by treatment of data from same locations using the two methods, shows that the statistical-geometric method may lead to the following mistakes: a) two joint groups may be misinterpreted for one when populations of single observations are large and closely spaced; b) nonexistent joint groups may be deduced from submaxima of randomly accumulated single observations.

Изучаването на пукнатините е необходим елемент при структурните изследвания на даден участък от земната кора. То дава възможност за по-пълно изясняване на общата структурна обстановка, за разшифровка на плана на деформация в различните пунктове на наблюдение, за определяне характера на движението по разломите и др. Ето защо отделните пукнатинни групи трябва да бъдат достоверно и еднозначно определени. Според някои автори (Х и л л с, 1954) разшифровката на главните системи пукнатини се извършва още в полеви условия, но според други (Б е л и к о в, 1953) окомерното определяне често пъти показва нехарактерни системи.

Най-общоизвестният и най-широко приложим начин за статистическа обработка на данните от масовите измервания на пукнатини е с помощта на равноплощната мрежа на Валтер — Шмид (М и х а й л о в, 1956). Проектирането се извършва върху долната или горната полусфера. Обикновено се приема, че максимумите, очертани на построените диаграми с изолинии, отразяват пукнатинни групи. Някои от максимумите обаче имат по-сложна, удължена конфигурация, а други са слабо изразени над околния фон. Поради това те не дават възможност за точно и сигурно определяне на пространствените им елементи. Действително, както отбелязва В и с т е л и у с (1958), при статистико-геометричния метод не съществуват критерии за отделяне на причинно от случайно струпаните точки на диаграмите. За да бъдат избягнати субективните определения и да бъде направена преценка за представи-

телността на получените максимуми, е необходимо прилагането на векторния метод.

При изучаване закономерностите в разпределението на пукнатините в Спахиевското рудно поле бе направен опит за съпоставка на резултатите, получени по двата метода, чрез обработка на данни от едни и същи пунктове. Целта на това сравнение беше направените изводи да послужат за оценка на достоверността на изведените по геометрико-статистическия метод групи пукнатини от всички наблюдавани пунктове, тъй като поради голямата си трудоемкост и необходимостта от ползуването на електронноизчислителна машина векторният метод не може да има твърде широко приложение.

Данните, подложени на повторна обработка, са въвеждани в електронноизчислителна машина тип GIER. С помощта на пригоден за целта алгоритъм (Въчев, 1971) на всяка оформена върху точковата диаграма съвкупност са изчислявани параметрите, необходими за проверка на закона за разпределение. За пукнатинна група е приемана онази съвкупност, която се подчинява на закона за нормалното сферично разпределение (Watson и Irwing, 1957). Критерият за съгласуемост между емпиричното и теоритичното разпределение е прилаган по използуваната от Кноринг (1962, 1968, 1969) схема. За целта са спазвани следните изисквания:

1. Равномерно разпределение от 0 до 360° на азимуталните ъгли (ψ_i) между резултатния и индивидуалните вектори.

2. Разпределение на ъглите (θ_i) между резултантния и индивидуалните вектори, подчинено на закона $\Phi(\theta)=e^{-k(1-\cos\theta)}$, където θ е ъгъл между посоката на емпиричния вектор и истинската посока на вектора, $k\geqslant 4$. Статистическата проверка е извършена с критерия

$$\chi^2=\sum_{i=1}^{l,\nu}\frac{m_i^2}{Np_i}-N, \text{ където}$$

l е брой на секторите,
ν — брой на сегментите,
m_i — честота на пукнатините в интервала,
p_i — вероятност за попадане в интервала,
N — общ брой на пукнатините,
N_{pi} — математическо очакване:

за секторите $N_{pi}=\frac{N}{l}$,

за сегментите $N_{pi}=N\,[\Phi(\theta_i)-\Phi(\theta_i+1)]$.

За всяка от анализираните съвкупности е изследвано разпределението на единичните вектори около сумарния вектор по азимутални ъгли. Изчислени са стойностите на $\chi\varphi^2$ (табл. 1). Резултатите от изследваните разпределения на единичните вектори около сумарния вектор по ъглови отклонения дават $\chi^2\theta$. Получените значения се сравняват с табличните (Смирнов и Дунин-Барковский, 1969). Ако $\chi^2\leq\chi_{0,05}$ хипотезата е валидна. При опровергана хипотеза нееднородността се отстранява и отново се определят параметрите на коригираната съвкупност. Когато и при повторни изчисления хипотезата не се потвърждава (Д-2—VI), тогава се предполага, че съвкупността е нееднородна (съчетание от близко разположени пукнатинни групи) или че пукнатините са изпитали известни деформации след тяхното възникване (Кноринг, 1968).

Така чрез векторния метод обективно, еднозначно и пълно се определят всички пукнатинни групи в даден пункт. Сравнението на резултатите, получени по двата метода, позволи да се изведат някои по-точни критерии за

Таблица 1

№ на диаграмата	Вид на скалите	изследвана съвкупност	Характеристика на резултиращия вектор					
			правоъгълни координати			дължина	ъглови координати градуси	
			R_x	R_y	R_z	R	α	β
Д-1	кварц-трахити	I	—0,9936	0,1104	0,0250	30,50	88,57	6,34
		II	—0,4811	—0,8588	0,1759	9,88	79,87	60,74
		III	0,5323	—0,7414	0,4086	19,67	65,89	—54,32
		IV	—0,3994	0,7215	0,5656	9,81	55,56	—61,03
		V	0,8579	—0,1840	0,4798	24,62	61,33	—12,11
Д-2	андезитолатити	I	—0,6401	—0,7238	0,2575	8,94	75,08	48,51
		II	—0,3368	—0,9387	0,0737	18,66	85,77	70,26
		III	0,2664	0,8406	0,4715	13,85	61,87	72,41
		IV	—0,8820	0,3471	0,3187	7,94	71,42	—21,48
		V	—0,8785	—0,0847	0,4701	5,99	61,96	5,51
		VI	0,8940	0,3997	0,2024	8,96	78,32	24,09
		VII	0,8204	—0,3432	0,4573	8,95	62,79	—22,70
		VIII	0,8781	—0,4704	0,0871	5,96	85,00	—28,18
		IX	—0,9947	0,0545	0,0873	6,98	84,99	— 3,14
Д-3	адезитолатити	I	—0,7781	0,5221	0,3493	10,83	69,55	—33,86
		II	0,7744	—0,4390	0,4015	15,72	66,33	—32,27
		III	—0,1588	0,9379	0,3085	30,79	72,03	—80,39
		IV	0,2848	—0,9120	0,2954	6,85	72,82	—72,67
		V	—0,2250	—0,9478	0,2257	8,86	76,96	76,64
		VI	—0,8748	—0,2968	0,3828	31,63	67,49	18,74
Д-4	адезитолатити	I	—0,1247	—0,9708	0,2047	13,89	78,19	82,68
		II	—0,4872	—0,8482	0,2081	7,96	77,99	60,13
		III	—0,3254	0,9430	0,0698	24,82	86,00	—70,96
		IV	—0,0693	0,9447	0,3204	41,10	71,31	—85,80
		V	—0,9887	0,1360	0,0626	11,97	86,41	— 7,83
		VI	0,6157	—0,7860	0,0548	14,90	86,86	—51,93
		VII	0,8272	0,1347	0,5455	11,88	56,94	9,25
		VIII	0,6700	0,5285	0,5213	10,89	58,58	38,27
Д-5	едропорфирни латити	I	0,4612	0,7742	0,4335	14,38	64,31	59,22
		II	—0,3007	—0,9479	0,1049	7,96	83,98	72,40
		III	0,1256	—0,9832	0,1324	8,88	82,39	—82,72
		IV	0,9281	—0,1215	0,3519	9,76	69,40	— 7,46
		V	—0,9314	0,1612	0,3264	12,68	70,95	9,82

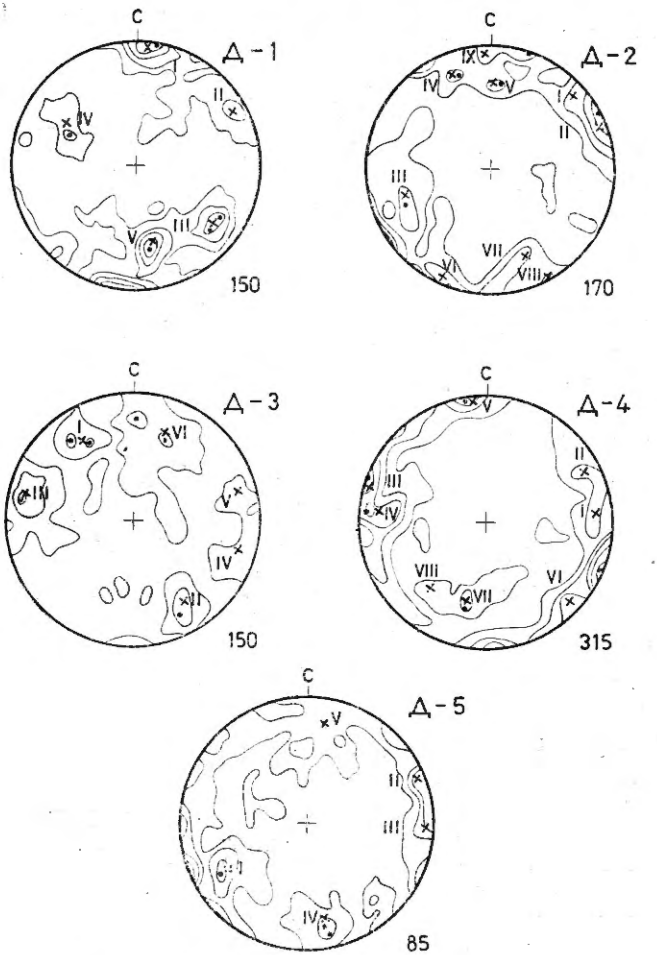
[1] Табличното значение на χ^2_ψ при 5 % уровен на значимост и 3 степени на свобода е 7,8, а на χ^2_θ при 5 % уро-

доверителен радиус при 5% уровен на значимост	полярни координати		Критерии на съгласуемост[1] по азимут	по ъгъл	Средни стойности (в градуси) на ъгловите елементи на пукнатинните групи на векторния метод		по статистико-геометричния метод	
	ϱ_0	α_0	χ^2_ψ	χ^2_θ	ъгъл на наклона	наклон	ъгъл на наклона	наклон
3,38	1,43	98,37	3,71	2,14	88,57	186,34	90	190
5,58	10,13	98,81	3,60	0,29	79,87	239,24	80	240
4,33	24,11	98,35	8,4	—	65,89	305,68	68	302—312
7,07	34,44	98,13	4,4	—	55,56	118,97	50	112
3,68	28,67	98,48	1,7	1,3	61,33	347,89	60	352
4,64	14,92	99,28	0,22	2,12	75,08	228,51	—	—
4,67	4,23	98,20	6,05	1,12	85,77	250,26	90	248
4,24	28,13	98,95	5,43	2,63	61,87	72,41	60	70
5,07	18,58	99,27	2,00	0,25	71,42	158,52	70	160
3,28	28,04	99,80	0,64	1,20	61,96	185,51	59	189
3,59	11,68	99,57	2,99	4,12	78,32	24,09	90	20
4,10	27,21	99,44	0,56	0,63	62,79	337,30	—	—
5,82	5,00	99,38	3,32	1,01	85,00	331,82	90	328
3,73	5,01	99,67	0,44	3,35	84,99	176,86	—	—
5,95	20,45	98,48	2,46	1,08	69,55	146,14	72	140
							62	150
5,11	23,67	98,23	2,50	1,09	66,33	327,73	70	334
5,12	17,97	96,21	3,26	0,33	72,03	99,61	80	100
9,50	17,18	97,93	1,57	0,85	72,82	287,33	—	—
6,80	13,04	98,48	2,11	0,56	76,96	256,64	—	—
5,28	22,51	95,86	2,82	8,40	67,49	198,71	60	199
3,63	11,81	99,23	1,42	0,95	78,19	262,68	80	260
4,04	12,01	99,54	1,00	1,50	77,99	240,13	—	—
2,49	4,00	99,30	3,64	2,15	86,00	109,04	90	110
3,29	18,69	97,87	1,23	3,76	71,31	94,20	81	91
2,09	3,59	99,79	3,32	0,36	86,41	172,17	90	170
3,28	3,14	99,32	1,26	0,84	86,86	308,07	90	312
4,64	33,06	98,96	1,32	0,86	56,94	9,25	50—60	10
4,87	31,42	98,98	0,26	0,47	58,58	38,28	—	—
8,24	25,69	95,85	3,94	0,31	64,31	59,22	70	60
4,45	6,02	99,44	2,00		83,98	252,40	90	251
6,41	7,61	98,64	1,88	4,78	82,39	262,72	90	270
8,06	20,60	97,56	3,6	0,77	69,40	352,54	70—80	352
6,88	19,05	97,52	1,44	1,33	70,95	189,82	80	189

вен на значимост и 1 степен на свобода е 3,8 (0).

оценка на пукнатинните групи, определени по максимумите на кръговите диаграми. Установени бяха следните закономерности:

1. Ясно изразените максимуми със стойности над 5% от диаграмите с изолинии (фиг. 1, Д-1–I, III, V, Д-2–II, Д-4–III, V) съвпадат с резултантните вектори или попадат в границите на доверителния кръг. Всички те



Фиг. 1. Диаграми на пукнатините

Вдясно горе е даден номерът на диаграмата, а вдясно долу — броят на измерванията. Изолинии 1-3-5-7-10%. Мястото на резултантните вектори е отбелязано с кръстчета, а изследваната съвкупност, която те отразяват — с римски цифри. Проекция на долна полусфера

определят пукнатинни групи. Изтеглените еднакви по стойност максимуми също отразяват пукнатинни групи. Те се фиксират еднозначно чрез резултантните вектори. Единичните им вектори имат плътност съответна на разпределението на Ф и ш е р ($\chi^2 < \chi^2_{0,05}$) и разсейване в границите до 10—15° по азимут и ъгъл спрямо съответните ъглови елементи на сумиращия вектор.

По-големите по обхват съвкупности от пукнатини (около 40—50° по ъгъл и азимут) показват разпределение, което противоречи на теоретичното. В тези случаи очевидно съвкупностите са нееднородни. Те са съчетани от

две близко разположени групи, което се потвърждава от повторните изследвания на коригираните съвкупности чрез векторния метод и по наличието на два максимума на кръговите диаграми.

2. Субмаксимумите от 3 до 5% в едни случаи съвпадат, а в други не съвпадат с резултатните вектори. Направените проверки по метода χ^2 сочат, че субмаксимумите не са сигурно указание за съществуването на пукнатинни групи. Такива отразяват онези от тях, които са получени от добре концентрирани и по-ясно отделящи се съвкупности от пукнатини (Д-2–IV, V). Изтеглените и слабо изразени субмаксимуми не определят пукнатинни групи. В някои случаи два близки максимума отразяват една пукнатинна група (Д-3–I) с резултантен вектор, разположен между тях, а в други — две групи с два резултантни вектора са изразени на диаграмата с изолинии чрез един максимум (Д-4– VII, VIII).

Субмаксимумите отразяват по-малки съвкупности от пукнатини и затова за коригиране и повторна оценка на закона за тяхното разпределение невинаги има достатично данни.

3. В границите на 3%-овия контур на диаграмите с изолинии, в които не се получават максимуми, обикновено няма пукнатинни групи. В този контур понякога се установява само относително неравномерно разпределение на единичните вектори.

От изложените данни става ясно, че при оценка на напукаността в един участък по геометрико-статистическия метод могат да се допуснат следните грешки: а) смесване на две пукнатинни групи в една при по-големи и близко разположени съвкупности от единични наблюдения и б) отделяне на недействителни групи пукнатини по субмаксимуми от случайно струпани единични наблюдения. Въпреки голямата си трудоемкост векторният метод следва да се прилага в няколко опорни пункта и получените резултати да се използват за сравнение с данните от статистико-геометричната обработка на пукнатините.

Литература

Беликов, Б. П. 1953. *О методе изучения трещинной тектоники месторождений строительного и облицовочного камня.* М., Изд. АН СССР.

Вистелиус, А. Б. 1958. *Структурные диаграммы,* М.-Л., Изд. АН СССР, 158 с.

Въчев, В. 1971. *Анализ на напукването в мезозойските скали на Михайловградската антиклинала.* С. Автореферат на дисертация. 15 с.

Кноринг, Л. Д. 1962. О выделении систем трещин векторным методом.—*Тр. ВНИГРИ. 193,* 192—218.

Кноринг, Л. Д. 1968. О связи направлений трещин с элементами тектонических структур. — В: *Вопросы математической геологии.* Л., Наука. 45—67.

Кноринг, Л. Д. 1969. *Математические методы при изучении механизма образования тектонической трещиноватости.* Л., Недра.

Михайлов, А. Е. 1956. *Полевые методы изучения трещин в горных породах.* М., Госгеолтехиздат. 131 с.

Смирнов, Н. В. и И. В. Дунин-Барковский. 1969. *Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений.* М., Наука. 511 с.

Хиллс, Е. 1954. *Очерки структурной геологии.* М., И. Л. 177 с.

Watson, G. S., E. Irving. 1957. Statistical methods in rock magnetism. — *Monthly not. Roy Astron. Soc., Geophys. Suppl.,* 7, 6, 289—299.

(*Приета на 11. 12. 1979*)