

Вероятностно-статистически анализ на количествени данни за изучаване съвременната динамика на свлачища от блоков тип

Ц. Ценков, Е. Аврамова-Тачева

Лаборатория по геотехника, 1113 София

T. Tzenkov, E. Avramova-Tacheva — Probability-statistical analysis of quantitative data for studies of the contemporary dynamics of block-type landslides. A new method for analysis of quantitative data is proposed aimed at establishing the regularities and prognostication of the development of block-type landslides. The studies follow the sequence: with a suitable criterion the presence of a trend in the development of the landslide process is tested; a dynamic polyfactor model for quantitative evaluation of the influence of some exogenic factors on the displacements is constructed; in order to forecast the course of development of the landslide process in time the dynamic-statistical method of Алехин is used. As a result of the study it is established that the landsliding process examined is not stationary, the complex of the measured parameters of the climatic factors is not directly influencing the development of the block-type landslides. The efficiency of the method for prognostication is sufficiently high and it may be used in studies of the dynamics of landslide processes.

Тауклиманският свлачищен комплекс е класически пример на блоков тип свлачищни деформации, които през последните петнадесет години са обект на задълбочени полеви, лабораторни, моделни и теоретични изследвания. В резултат на тези изследвания в значителна степен се изясни морфологията на свлачищните деформации, условията и факторите за тяхното възникване, геосторическото им развитие, механизъм и съвременна динамика (Каменов и др., 1969; Раšek & Rubář, 1969; Каменов и др., 1974; Коштяк & Аврамова-Тачева, 1977; Košťák & Avramova-Tacheva, 1981).

За изследване на съвременната активност на свлачищния процес от 1973 г. последователно бяха устроени три наблюдателни пункта в свлачищни пукнатини за измерване на пространствените движения с механо-оптичен прибор ТМ-71. Приборът ТМ-71 е конструиран в Геологическия институт на Чехословашката академия на науките в Прага. С него могат да се измерват премествания до $\pm 5 \cdot 10^{-3}$ m по трите оси X , Y , Z , а при ректификация до $\pm 15 \cdot 10^{-3}$ m с точност $\pm 3 \cdot 10^{-5}$ m. Приборите са монтирани така, че ос X е ориентирана приблизително перпендикулярно на бреговата линия, ос Y — успоредно на нея, а по ос Z се измерват вертикални премествания. Най-продължителен е периодът на измерванията в I наблюдателен пункт, който контролира движенията на най-горното свлачищно стъпало — от 1973 год.

Един епизодичен фактор, какъвто беше заметресението Вранча 77 предизвика промени и голям скок в хода на преместванията по ос X (фиг. 1).

В настоящата работа ще разгледаме няколко съществени въпроса на вероятностно-статистическия анализ на данни от измервания на базата на получените с прибора ТМ-71 в I наблюдателен пункт. В числените примери са използвани данните за преместванията по ос Y . Опит за описване на хода на преместванията по ос X с помощта на полиномна апроксимация е направен от (Ц е н к о в, 1982).

Проверка за наличие на тренд в развитието на свлачищния процес

При блоковия тип свлачища динамиката на процеса се диктува главно от реологичните свойства на долния пластичен слой и почти не се влияе от сезонни и епизодични климатични фактори. Свлачищният процес протича бавно, сравнително еднородно и при известни ограничения може да се счита стационарен за някакъв относително кратък интервал от време в рамките на един свлачищен цикъл. В нашия пример е налице освен висока точност на измерване на преместванията и нарушение в хода на развитието на свлачищния процес под влиянието на епизодичен случаен фактор (земетресението) и е естествено да се очаква нарастване или намаляване на случайните величини Y_t . Като критерий за проверка за наличие на тренд в изследвания временен ред Y_t ще използваме коефициента на рангова корелация на С п и р м а н (З а к с, 1976). За целта се ранжират поотделно членовете на временния ред на преместванията X_t и реда натурални числа от 1 до n , означен с X , и се изчислява статистиката

$$(1) \quad d = \sum_{i=1}^n R(Y_i) - R(X_i)^2,$$

където $R(Y_i)$ и $R(X_i)$ са ранговете на Y_i и X_i в i -тата двойка и статистиката

$$(2) \quad r_s = 1 - \frac{6d}{n(n^2-1)},$$

която е известна като коефициент на рангова корелация на С п и р м а н. За проверка на значимостта на коефициента r_s може да се използва статистиката

$$(3) \quad t_{(r_s)} = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}},$$

която има разпределение на С т ю д е н т с $k=n-2$ степени на свобода. От съответни таблици се отчита при зададено ниво на значимост q критичната стойност $t(q/2; k)$. Ако

$$(4) \quad t_{(r_s)} > t(q/2; k),$$

изследваният ред Y_t съдържа тенденция на развитие (тренд).

За нашия пример имаме: $n=58$, $r_s=0,746$, $t_{(r_s)}=8,371$, $t(0,05; 56)=2,005$ (З а к с, 1976). Сравнението на изчислената и критичната стойност ($8,371 > 2,005$) показва, че за разглеждания интервал от време (1973—1980) е налице положителен тренд, т. е. движения на свлачищното стъпало на североизток. В резултат на проверката със съответната доверителна вероятност може да се приеме, че развитието на свлачищния процес е нестационарно.

Установяване на зависимост между преместванията и влиянието на някои екзогенни фактори

Съществен момент от вероятностно-статистическия анализ на данните е установяването на комплекса от фактори, влияещи пряко или косвено върху хода на преместванията по ос Y . Зависимата променлива е временният ред на преместванията Y_t , а независими променливи са временните редове на: атмосферните валежи W , температурата на въздуха T_1 , температурата на скалата на повърхността T_2 , температурата на скалата на дълбочина 2,80 m в свлачищната пукнатина T_3 . В многофакторния модел като независими променливи са включени още: преместванията X_t , преместванията Z_t и времето t , включено като допълнително влияещ фактор за намаляване на съществуващата автокорелация между членовете на временните редове на преместванията и факторите.

Таблица 1

Стъпка № 5

Включена променлива в модела

$T_1 T_2$

Множествен коефициент на корелация

0,35

Квадрат на множествения коефициент на корелация

0,12

Стандартна грешка на оценката

0,90

Променливи в множествения регистрационен модел :

	Оценки				
	регресионен коефициент	стандартна грешка на коефициента	стандартизиран коефициент	частен F критерий	ниво
T_2	0,034	0,096	0,270	0,12	1
T_3	0,040	0,068	0,364	0,35	1
$T_1 T_1$	-0,003	0,004	-0,664	0,65	1
$W T_1$	-0,001	0,001	-0,285	1,70	1
$T_1 T_2$	0,002	0,006	0,376	0,12	1

Променливи извън модела :

	Частни коефициенти на корелация с Y	Стандарт	Частен F критерий	Ниво
t	0,89	0,94	137,42	2
x	0,95	0,94	361,26	2
z	0,97	0,91	632,17	2
w	0,03	0,18	0,03	1
T_1	0,15	0,02	0,86	1
WW	-0,02	0,23	0,01	1
$T_2 T_2$	-0,04	0,00	0,07	1
$T_3 T_3$	-0,20	0,00	1,47	1
$W T_2$	-0,02	0,02	0,02	1
$W T_3$	-0,10	0,01	0,33	1
$T_1 T_2$	-0,08	0,01	0,27	1
$T_2 T_3$	-0,20	0,00	1,47	1

Дисперсионен анализ :

	Суми на квадратите	Степени на свобода	Оценки на депресия	Общ F критерий
Регресия	4,0998	5	0,8200	0,99
Остатъчна	29,6758	36	0,8243	
Обща	33,7756	41	—	

Най-общо зависимостта може да се представи във вида

$$(5) \quad Y=f(X, Z, W, T_1, T_2, T_3, t).$$

Един от сложните проблеми, свързани с използването на множествения регресионен анализ е изборът на вида на модела (5). Добри резултати в този аспект дава процедурата на стъпковия регресионен анализ, подробно описана в Дрейер & Смит (1973). Тук ще дадем някои моменти от изчисленията. Обемът на извадката е $n=43$ измервания за характеризирани на преместванията и факторите. Първоначално се предполага, че регресионният модел е полином от втора степен и се задава максималния набор на функции на факторите

$$(6) \quad Y_t = b_0 + b_1 t + b_2 X + b_3 Z + b_4 W + b_5 T_1 + b_6 T_2 + b_7 T_3 + b_8 W^2 + b_9 T_1^2 + b_{10} T_2^2 + b_{11} T_3^2 + b_{12} W T_1 + b_{13} W T_2 + b_{14} W T_3 + b_{15} T_1 T_2 + b_{16} T_1 T_3 + b_{17} T_1 T_2.$$

Започва се с предположението, че моделът има само свободен член, т. е. $Y_t = b_0$, след което по процедурата на стъпковия регресионен анализ започват да се прибавят и изваждат членове в регресионния модел, докато останат тези функции на факторите, които са със значим принос. На всяка стъпка се отпечатва пълна информация за получения регресионен модел: средни стойности, стандарти, асиметрия, ексцес, максимални и минимални стойности на променливите, матрицата на ковариациите и корелациите между коефициентите и други статистики. За да се получи представа за информацията, в табл. 1 се привеждат резултатите от изчислението на 5-та стъпка. След изчисленията, проведени на 5-та стъпка, включването на повече променливи не води до съществен принос на влияещите фактори, както и до подобряване на структурата на модела. Анализът на данните позволява да се направи обобщеното заключение, че този набор на функции на природни фактори не влияе върху динамиката на преместванията в I наблюдателен пункт за разглеждания интервал от време. Това се потвърждава от оценките на обикновените коефициенти на корелация на променливите с Y_t и от незначимостта на регресионните коефициенти и свободния член. Значимо корелират помежду си само преместванията по трите координатни оси с течение на времето.

Линейният спрямо коефициентите модел има следния числен вид:

$$(7) \quad Y = 0,371 + 0,034T_2 + 0,040T_3 - 0,003T_1^2 - 0,001WT_1 + 0,002T_1T_2.$$

Количествената оценка на зависимостта премествания — фактори потвърждава становището (Аврамова - Тачева & Вутков, 1973), че епизодичните и сезонните климатични фактори не влияят пряко върху динамиката на преместванията при свлачища от блоков тип. Влиянието на активната техногенна дейност, ограничено при този тип свлачища, засега не може да се отчете количествено.

Прогнозиране на преместванията

Едно задоволително познаване на свлачищния процес съвсем естествено поставя въпроса за неговото бъдещо развитие. Критичен разбор на възможностите за прогнози и тяхната обезпеченост, надеждността на едни или други съществуващи методи за прогнозиране на хода на преместванията, прилагани за свлачища, дават редица автори (Емельянова, 1972; Демьянович, 1976; Гулакян и др., 1977; Чуринов и др., 1981). Те отбелязват, че повечето от използваните вероятностни методи за временно локално прогнозиране на преместванията се базират на успешно приложе-

ние в други области и не отчитат правилно някои специфични за развитието на свлачищните процеси особености, като нестационарност, многофакторност, вероятностен характер на прогнозата и нейната оценка, което на практика значително намалява тяхната прогностична ефективност.

Ще разгледаме частен случай на локално прогнозиране по един времеен ред. За целта ще направим опит да характеризираме преместванията на част от свлачищното тяло с помощта на динамико-статистическия метод. Съдейки по публикациите в специалната литература, този опит се явява първо изследване в тази област.

Динамико-статистическият метод е предложен и математически строго обоснован от А л е х и н (1963) и е ефективно приложен за прогнозиране на динамиката на водния отток на реки, атмосферни валежи и други хидрометеорологични процеси. В наши условия е потвърдена приложимостта му чрез издаване на зависими прогнози за оттока на р. Дунав при с. Ново село и валежа над Софийското поле (С т о я н о в & Г е н е в, 1979). Ще разгледаме някои негови особености, които са необходими за решаване на нашата задача. За случая същността на метода се дава от зависимостта

$$(8) \quad Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-n}) = \sum_{j=1}^n k(j) Y_{t-j},$$

елементите на която образуват последователността на членовете на прогнозирания времеен ред $Y_t, t=1, 2, \dots$; j е отнемване във времето, а $k(j)$ са коефициенти за обратна връзка между членовете на реда Y_t . Тук не се отчита влиянието на външни фактори върху преместванията, а прогнозирането на всеки следващ член на временния ред на преместванията се осъществява само по предшестващите го членове, изхождайки от предпоставката за съществуване на вътрешноредова зависимост или обратна връзка в развитието на свлачищните премествания.

Приемаме, че временният ред на изследваните премествания има n члена. Задава се една условна граница във времето, която разделя временния ред на две основни части. Първата част на реда е предистория, част от която се изключва като недостоверна, при което се определя ново начало на трансформирания времеен ред на преместванията

$$(9) \quad Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_n,$$

на чиято основа се решава поставената прогностична задача. Втората част на изследвания времеен ред заедно с предисторията на трансформирания ред на преместванията се използва за определяне на характеристиките на метода и за проверка на издадените зависими прогнози.

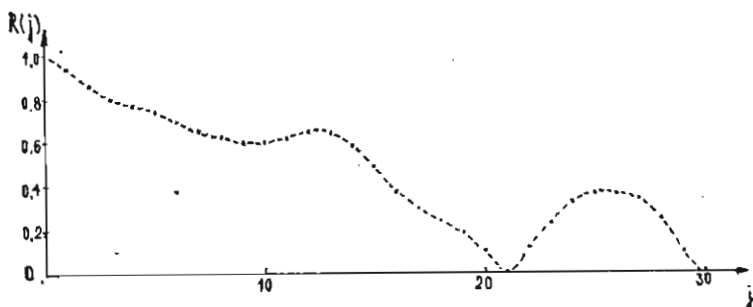
Ще покажем как се определят характерни за метода характеристики и по някои от тях ще оценим успешността на прогнозата.

Съществуващата автокорелация между последователните членове на изследвания времеен ред в зависимост от отнемването j между тях може да се даде от корелационната функция $R(j)$, която има вида

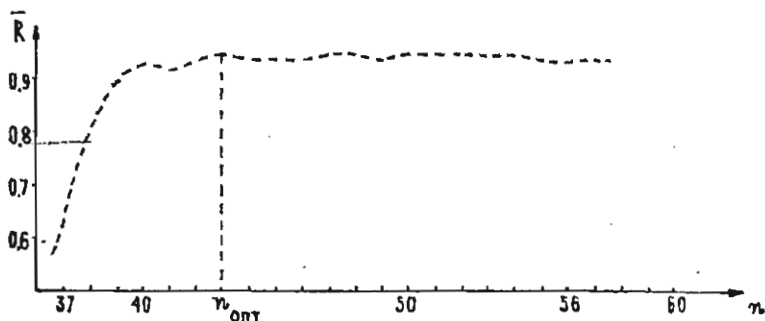
$$(10) \quad R(j) = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} (Y_i - Y_1)(Y_{i+j} - Y_{1+j})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-j} (Y_i - \bar{Y}_1)^2 \sum_{i=1}^{n-j} (Y_{i+j} - \bar{Y}_{1+j})^2}},$$

където \bar{Y}_1 е средната стойност на Y_t .

От анализа на графиката на корелационната функция $R(j)$ може да се съди за вътрешната корелационна зависимост между членовете на реда, а от това и за практическия смисъл на прогнозирането. Най-благоприятно за прогнозата е, ако корелационната функция $R(j)$ е или слабозатихваща, или



Фиг. 2. Изменение на корелационната функция R в зависимост от отместването във времето j



Фиг. 3. Изменение на общата емпирична корелационна функция \bar{R} в зависимост от броя на членовете n на временния ред на преместванията по ос Y

периодична. За нашия случай разполагаме с 58 стойности, определени през равни интервали от време $\Delta t=2$ месеца за периода 1973—1980 г. Резултатите от изчислената корелационна функция $R(j)$ с отместване $j=1, 2, \dots, 30$ са дадени на фиг. 2. Анализът на графиката показва висока значимост на коефициентите на автокорелация чак до $j=15$, което на този етап на изследване показва принципната приложимост на динамико-статистическия метод за прогнозиране на преместванията по ос Y в I наблюдателен пункт.

Но функцията $R(j)$ не може да информира за ефективността на прогнозата по (8). В този смисъл ефективна характеристика се явява общата корелационна функция $\bar{R}(n)$, която дава корелацията на всеки член на реда с предшестващите го членове. Общата корелационна функция $\bar{R}(n)$ на временния ред на преместванията Y_t се получава по формулата (А л е х и н, 1965)

$$(11) \quad \bar{R}^2(n) = 1 - \frac{|R_n|}{|R_{n-1}|},$$

където $|R_n|$ и $|R_{n-1}|$ са детерминанти, образувани от съответни последователности на n и $n-1$ стойности на функцията $R(j)$. На фиг. 3 е показано изменението на общата корелационна функция $\bar{R}(n)$. Резултатите от изчисленията показват, че за един сравнително дълъг интервал от време (до $n=58$) стойностите на $R(n)$ остават близки до максималната стойност на тази функция, която е достатъчно висока ($\bar{R}_{\max}=0,95$), за да бъде прогнозирането на изследвания временен ред успешно.

Първата характеристика, която определя възможността за практическото използване на динамико-статистическия метод за прогнозиране е средният период t_R на корелационната функция $R(j)$, който може да се получи по формулата (А л е х и н, 1975)

$$(12) \quad t_R = 2 \frac{j_k - j_1}{N-1},$$

където j_1 и j_k са абсциси, съответно на първата и последната точка на пресичане на оста на времето от кривата на корелационната функция, а N — общият брой на точките с такива пресичания. Прогнозирането е целесъобразно, ако

$$(13) \quad t_R \geq 4,5.$$

За нашия случай средният период на корелационната функция е $t_R=18$.

Втората характеристика за успешност на прогнозирането е максималната стойност на $R(n)$ да удовлетворява условието (А л е х и н, 1978)

$$(14) \quad 0,6 \leq \bar{R}_{\max} \leq 1,0.$$

В случая $\bar{R}_{\max}=0,95$.

Третата характеристика, посредством която се оценява успешността на издадените прогнози, се получава по следния начин. Ако с Y_R означим последния член на оптималната предистория на изходния временен ред, то фактическите стойности, за които ще бъдат издадени прогнози се представя чрез временния ред

$$(15) \quad Y_{n-h-k}, Y_{n-h-(k+1)}, \dots, Y_n,$$

където с h е означена срочността на прогнозата, а съответните стойности образуват временния ред

$$(16) \quad Y'_{n-h-k}, Y'_{n-h-(k+1)}, \dots, Y'_n.$$

Да образуваме нов ред

$$(17) \quad \Delta_{n-h-k}, \Delta_{n-h-(k+1)}, \dots, \Delta_n,$$

чиито членове са разликите между съответстващите членове на временните редове (15) и (16). Ако с s_Y^2 означим оценката на дисперсията на реда (15), а с s_Δ^2 — оценката на дисперсията на реда (17), търсената характеристика за оценяване успешността на прогнозирането е

$$(18) \quad \delta = s_\Delta^2 / s_Y^2$$

при изпълнение на условието

$$(19) \quad \delta \leq 0,64.$$

За нашия изследван временен ред характеристиката $\delta=0,10$.

За да се проследи изменението на грешката в прогнозирането във връзка с изменението на обема на прогностичния ред, е необходимо да се изследва зависимостта $\delta=f(n)$. На фиг. 4 е дадена графиката на функцията $\delta(n)$, чиито стойности остават под критерийните за успешно прогнозиране в един относително дълъг временен интервал, приблизително равен на интервала, определен чрез общата корелационна функция.

Проведеният досега анализ, илюстриран чрез фиг. 2, 3 и 4, потвърждава ефективността на метода и позволява по-нататъшното му прилагане за прогнозиране на изследвания временен ред.

Съществено за динамико-статистическия метод е обстоятелството, че съществува мярка за оптимално прогнозиране. Това е обемът на оптималната предистория $n_{\text{опт}}$, на чиято основа се издават прогнозите. За нашия изследван ред $n_{\text{опт}}=43$. На основата на така определената предистория са издадени 43 проверочни прогнози със стъпки $m=1$ и техните числени стойности заедно с фактическите стойности са показани на фиг. 5. Фигурата илюстрира много доброто съвпадение между измерени и предсказани стойности на преместванията.

Всяка статистически обоснована оценка на прогнозата предполага използването на количествени критерии за определяне границите на допустимата грешка при прогнозирането.

При прогнозиране на преместванията под грешка на издадената прогноза се разбира разликата между предсказаната и фактическата стойност $e=Y_{\text{пр}}-Y_{\text{факт}}$. Един от критериите за допустима грешка е

$$(20) \quad \Delta e_1 = 0,2A_M,$$

където A_M е многогодишната амплитуда в измененията на прогнозираното-свлачищно движение. Критерият (20) зависи от обема на извадката и затова е целесъобразно използването и на критерия

$$(21) \quad \Delta e_2 = \pm 0,674s_Y,$$

където s_Y е оценката на стандарта на изследвания временен ред на преместванията.

Третият критерий е величината

$$(22) \quad \Delta e_3 = \pm s_Y.$$

Числените стойности на параметрите потвърждават оценката на прогнозата: грешката Δe на 42 от издадените 43 е по-малка от критерийната стойност (20), на 41 от издадените 43 прогнози е по-малка от критерийната стойност (21) и на 43 прогнози е по-малка от критерийната стойност (22), т. е. безпечеността на издадените прогнози при посочените допустими грешки е съответно 98, 95 и 100%, с което се удовлетворяват условията за всяка от зададените характеристики.

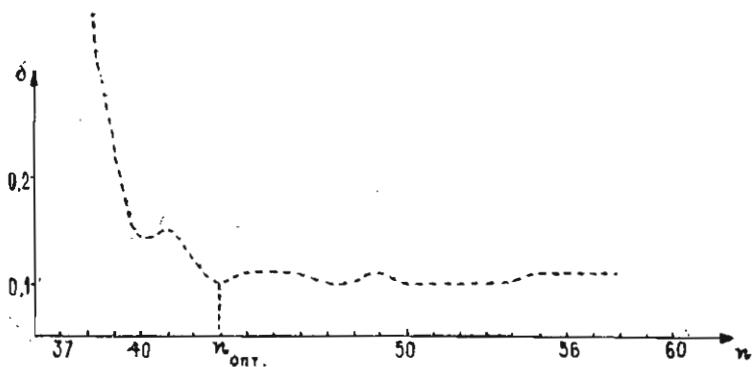
В случая оценката на точността на прогнозата се основава на сравнения и зависимости между прогнозираните и фактически стойности на преместванията вътре в интервала на измерванията. Тъй като за практиката е особено важна оценката на независимите прогнози, т. е. на прогнозите извън границите на изследвания временен ред на преместванията, следва да се приложи методът и за тях. За целта ще разгледаме два важни момента от изследванията: какъв трябва да бъде обемът на извадката n за всеки конкретен случай и каква трябва да бъде максималната възможна срочност на стъпката h при определяне на $k(j)$ и прогнозата Y_t . Големината на n се определя от вида и устойчивостта на корелационната функция и от цикличността на процеса. Според (Алехин, 1963)

(23)

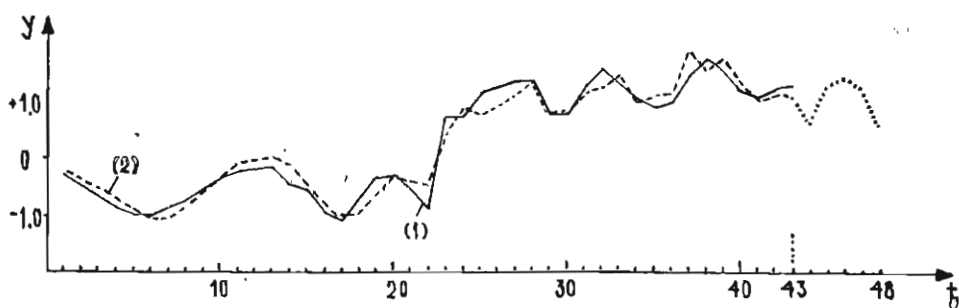
$$n \approx 2j_0,$$

където j_0 — период на затихване на функцията $R(j)$.

Според нас стъпката на независимите прогнози извън границата, фиксирана от последния член на реда, не трябва да надвишава стойността 3—4



Фиг. 4. Изменение на критерия δ в зависимост от членовете на временния ред на преместванията Y_t



Фиг. 5. Фактически (1) и прогнозирани (2) стойности на временния ред на преместванията Y_t при стъпка $m=1$ за зависимите прогнози и стъпка $h=1$ за независимите прогнози

(при $h=1$ год.), защото с по-нататъшното увеличение на h силно нараства ролята на случайността в развитието на свлачищния процес. На фиг. 5 се дава оценката на прогнозите извън границите на изследвания временен ред на преместванията Y_t със стъпка $h=1, 2, 3, 4, 5$ (при $h=\Delta t=2$ месеца). Тази оценка се основава на предположението, че разпределението на грешките на бъдещите прогнози е същото, както и на прогнозите вътре в границите на реда. Единственият критерий, който може да потвърди или отхвърли тази хипотеза, могат да бъдат резултатите от измерванията в следващите моменти от време.

Заклучение

В резултат на направените в настоящата работа изследвания, свързани с вероятностно-статистически анализ на количествени данни, получени от измервания с прибора ТМ-71, могат да се направят следните изводи:

1. Потвърждава се (на примера на Тауклиманския свлачищен комплекс), че при блоков тип свлачища епизодични и сезонни климатични фактори не влияят пряко върху развитието на свлачищния процес.

2. Могат да се разширят възможностите на динамико-статистическото прогнозиране, както е показано в настоящата работа, заедно с успешното издаване на зависими и независими прогнози на преместванията при нестационарно развитие на свлачищния процес.

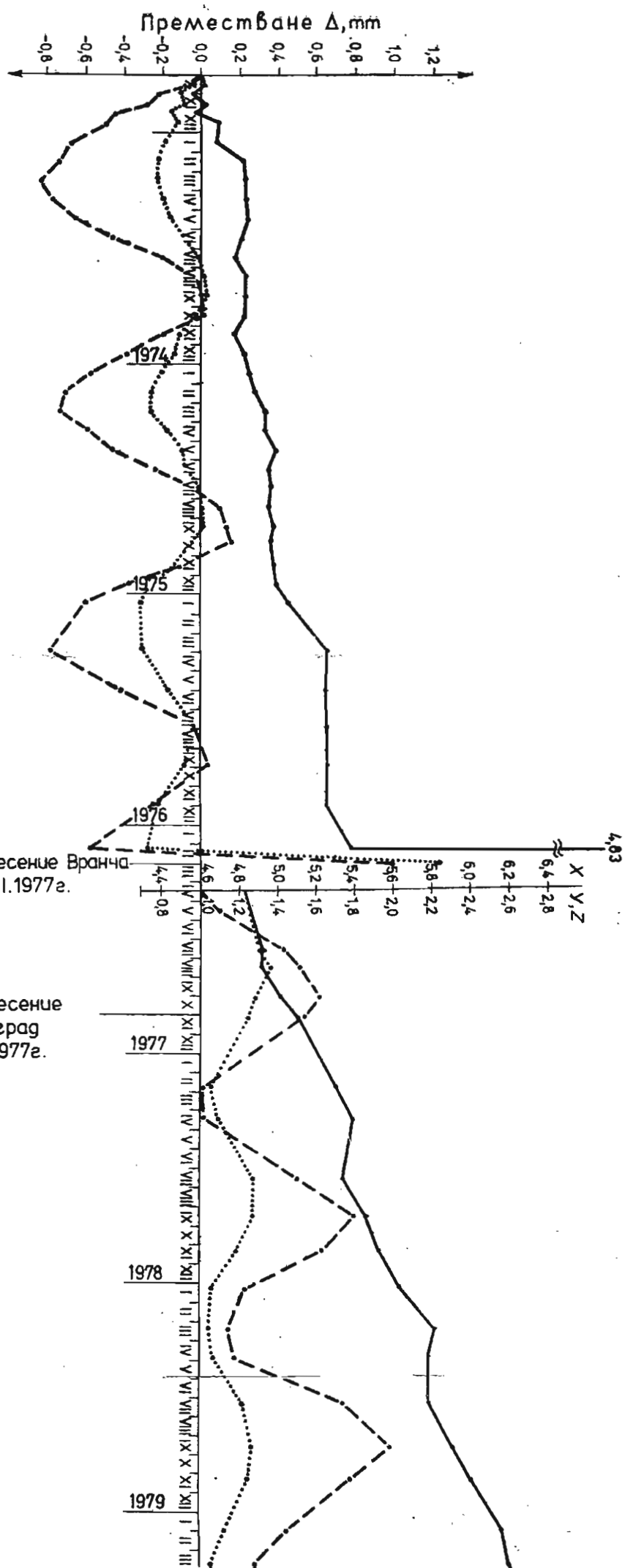
3. Характерните за динамико-статистическия метод критерии за успешност на прогнозата показват, че ефективността на използвания метод е достатъчно висока, за да бъде приложим в изучаване на динамиката на свлачищни процеси.

Л и т е р а т у р а

- Аврамова-Тачева, Е., В. Вутков. 1974. Върху типизацията на свлачищните явления. — *Изв. Геол. инст., сер. инж. геология и хидрогеол.*, 23, 133—147.
- Алехин, Ю. 1963. *Статистические прогнозы в геофизике*. ЛГУ. 87 с.
- Алехин, Ю. 1965. Об общих (сводных) корреляционных функциях естественных макропроцессов (на примере рядов годового стока). — *Тр. ЛГМИ*, 23, 18—27.
- Алехин, Ю. 1975. О некоторых проблемных вопросах динамико-статистического метода прогнозирования. — *Тр. ЛГМИ*, 56, 32—43.
- Алехин, Ю. 1978. О некоторых проблемных вопросах динамико-статистического метода прогнозирования. — *Хидрология и метеорология*, 3, 3—12.
- Гулакян, К., В. Кюнцель, Г. Постоев. 1977. *Прогнозирование оползневых процессов*. М., Недра. 135 с.
- Демьянович, Н. 1976. *Прогноз оползней на Ангарских водохранилищах*. Новосибирск., Наука. 80 с.
- Емельянова, Е. 1972. *Основные закономерности оползневых процессов*. М., Недра, 310 с.
- Каменов и др. 1969. Свлачищата в района на Тауклиман (Птичия залив) — Толбухинско. — *Сб. доклади „Хидрогеология и инж. геология“ при НТС по водно дело в България*, 15—20.
- Каменов, Б., Я. Пашек и др. 1973. О некоторых оползнях блокового типа в Болгарии и Чехословакии. — *Проблемы геомеханики*, 6, 49—61.
- Коштяк, Б., Е. Аврамова-Тачева. 1977. Современная динамика оползней блокового типа. — *Casopis pro mineralogii a geologii*, 22, 2, 139—149.
- Стоянов, С., М. Генев. 1979. Исследование динамико-статистических прогнозов некоторых геофизических процессов. — *Хидрология и метеорология*, 3, 18—23.
- Ценков, Ц. 1982. Приложение на полином регресионен модел за изучаване динамиката на свлачищни процеси. — *Геодезия, картография, земеустройство*, 5, 17—20.
- Чуринов, М., Е. Емельянова, Г. Хоситашвили. 1981. *Современные методы прогноза оползневого процесса*. М., Недра. 119 с.
- Коšťák, В., Е. Аврамова-Тачева. 1981. Propagation of coastal slope deformations at Taukliman, Bulgaria. — *Bull. of the IAGG*, 23, 67—73.
- Раšek, J., J. Rubář. 1969. Svahové pohyby na černomořském pobřeží Bulharska. — *Cas. Mineral. Geol.*, 14, 3—4.

(Постъпила на 6. V. 1983 г.)

НАБЛЮДАТЕЛЕН ПУНКТ (1)



Фиг. 1. Графики на преместванията в посока X, Y, Z по данни от прибора ТМ-71 в I наблюдателен пункт Ц. Ценов, Е. Аврамова-Тачева — Сп. на Вългарското геологическо д-во, год. XLV, кн. 45/2, 1984

