

УДК 624,131:577,4

ВЕРОЯТНОСТНЫЙ ПРОГНОЗ ВРЕМЕНИ ОБРУШЕНИЕ ОПОЛЗНЯ

Алешин Ю.Г., Торгоев И.А., Шикерук А.Н.

Институт геомеханики и освоения недр НАН КР

Все современные методы оползневого прогнозирования игнорируют небольшие изменения во влияющих факторах, например, слабых временных трендов, низкочастотных малоамплитудных составляющих природных процессов и т.д. Это приводит к серьёзному ограничению, когда имеют дело с долгосрочными прогнозами. Согласно современной теории хаоса качество долговременного прогноза строго определяется влиянием хаоса и поэтому не может быть точным /1/. Среднесрочный прогноз, может быть достигнут посредством детерминированных методов, однако и при этом возникает некоторая неопределённость. Критический (оперативный) временной прогноз, выполненный незадолго до обрушения, когда уже имеется сильная неустойчивость, является относительно точным, при условии, что минимизировано влияние хаоса. Визуальная экспертиза графиков данных мониторинга деформации/смещения оползня специалистами позволяет приблизительно оценить текущую стадию ползучести глинистых грунтов плоскости скольжения. Если эта стадия идентифицируется как третичная/ускоренная, то склон находится в критическом состоянии, близком к обрушению, при этом доверие к прогнозу должно быть выше. Тем не менее, вслед за R. Fell'ом с соавторами /2/ мы покажем, что не рекомендуется придавать слишком

большое доверие прогнозам времени обрушения склона, поскольку очевидно, что они содержат неопределенность.

Наиболее распространённым современным методом прогноза времени обрушения t_f оползневого склона (TSF-TimetoSlopeFailure) является эмпирический метод, предложенный М. Saito&Н. Uezawa/3/ или его модификация по Т. Fukuzono/4/, которые предложили простую зависимость скорости деформации $\dot{\epsilon}$ твердых сред, находящихся под нагрузкой в стадии третичной/ускоренной ползучести в виде

$$\dot{\epsilon} = A/(t_f - t), \quad (1)$$

где t - текущее время, A - константа процесса, откуда, в частности, следует, что инверсия скорости деформации является линейной функцией времени:

$$\dot{\epsilon}^{-1} = -At + At_f, \quad (2)$$

и это определяет простую аппроксимацию TSF по Т. Fukuzono:

$$t_f = t \text{ при } \dot{\epsilon}^{-1} = 0 \quad (3)$$

В модификации М. Saito прогноз является детерминированным, когда для его формирования используются данные по скоростям смещения $v(t)$ оползня, измеренных по крайней мере в двух последовательных одинаковых интервалах времени $\Delta t = (t_{i-1} - t_{i-2}) = (t_i - t_{i-1})$ с последующей оценкой TSF по формуле

$$t_f = t_{i-1} + \frac{v_i \Delta t}{v_i - v_{i-1}} \quad (4)$$

В модификации Т. Fukuzono путем обработки некоторого множества данных $v^{-1}(t)$ на интервале $\Delta t = t_2 - t_1$ деформируется функция линейного тренда (2) $\in$ продолжением ее до пересечения с осью абсцисс (t) в точке $t = t_f$, значение которой и принимается за квазидетерминированный прогноз TSF.

Прогнозы в такой форме являются идеальными для лиц, принимающих решения (ЛПР), в частности, для органов МЧС. К сожалению, сделанные заблаговременно, они подтверждаются редко,

поскольку формулируются в условиях воздействия множества неконтролируемых и/или не учитываемых случайных по своей форме факторов и по ограниченной выборке. Поспешно сформулированный и впоследствии не подтверждённый в реальности прогноз снижает доверие к методу или приводит к отказу от его использования. Пример неудачного поспешного прогнозирования TSF по методике М. Saito показан на рис.1, где приведена запись смещения оползня «Тектоник» в Майлуу-Суу с 1 января 1997 г. и ряд прогнозных кривых в момент активизации смещения. На протяжении первого полугодия можно было бы сформулировать до 10 прогнозов представляющего обрушения в моменты времени $t = 8; 70; 82; 124$ и т.д. суток, которые не подтвердились бы в реальности. При этом прогнозы, выполненные в марте и последующее время ($t > 85$ суток) можно было бы своевременно отменить, отслеживая реальные и прогнозные характеристики оползневоего смещения, в то время как три первых прогноза вызвали бы ложную тревогу.

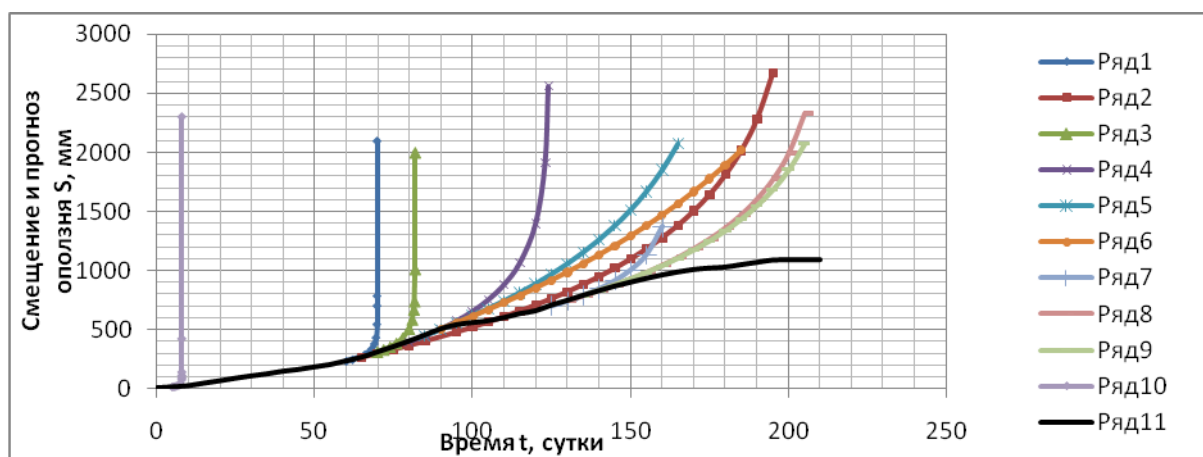


Рис.1. Реальная кривая смещения (ряд 11) и прогнозные накануне предполагаемого времени обрушения по методике М.Сайто (ряды 1-10) оползня «Тектоник» в 1997 году.

В то же время, вероятностный прогноз мог бы удовлетворить обе стороны – прогнозиста и ЛПР. Покажем эту технологию на примере прогноза времени обрушения оползня длительной ползучести «Изолит» в Майлуу–Суу. В конце зимы 1998 года произошла его

очередная резкая активизация и средняя скорость смещения в мае этого года достигла даже превысила 100 мм/сутки. При этом режим смещения оползня имел своеобразный «рваный» характер, когда периоды ускорения чередовались с временной стабилизацией, что всегда наблюдается для неглубоких гидрогенных оползней в периоды интенсивных атмосферных осадков. На рис. 2. приведён фрагмент записи движения головной части оползня в наиболее активной стадии. Тенденция линейного тренда снижения инверсии скорости описывается следующим уравнением:

$$\hat{v}_*^{-1}(t) = -6,82 \cdot 10^{-4}t + 0,04341 \quad (5)$$

На временном интервале Δt с 28 апреля по 19 мая т.е. на протяжении 20 суток, несмотря на значительную стохастическую компоненту процесса. Попытки формирования квазидетерминированного прогноза TSF по данным скорости смещения в указанном временном интервале при условии $\hat{v}^{-1}(t) = 0$ приводит к точечной оценке $\hat{t}_f = 63,6$ суток, т.е. «остаток времени жизни» оползневого склона по состоянию на 18.05.1998 года составлял 17 суток. Однако ожидаемого обрушения склона в интерпретации M.Saito ($\lim_{t \rightarrow t_f} \hat{v}_*^{-1}(t) = \infty$) не произошло. Оползневая активность в конце мая- начале июня этого же года существенно снизилась и оползень временно стабилизировался (рис. 2,Б). Прогноз, если бы он был передан, например, органам МЧС, оказался ошибочным (ошибка первого рода α , когда неопасная ситуация признана опасной в момент времени t_f), а последующие прогнозы вызывали бы скептическое отношении со стороны этих организаций.

Вероятностный прогноз для этого случая следовало бы формировать с учетом стохастической составляющей оползневого процесса

$$v_{\sim}^{-1}(t) = v^{-1}(t) - \hat{v}_*^{-1}(t). \quad (6)$$

Поскольку параметры эмпирической функции $\hat{v}^{-1}(t)$ (тренда) – случайные величины (они формируются на основе небольшой выборки случайных величин $v^{-1}(t)$ с использованием, например, метода наименьших квадратов), то значение этой функции на интересующем нас временном интервале также являются случайными величинами. Поэтому доверительная зона для линии тренда $\hat{v}_*^{-1}(t)$ при уровне доверительной вероятности $(1-\alpha) \cdot 100\%$ выглядит следующим образом:

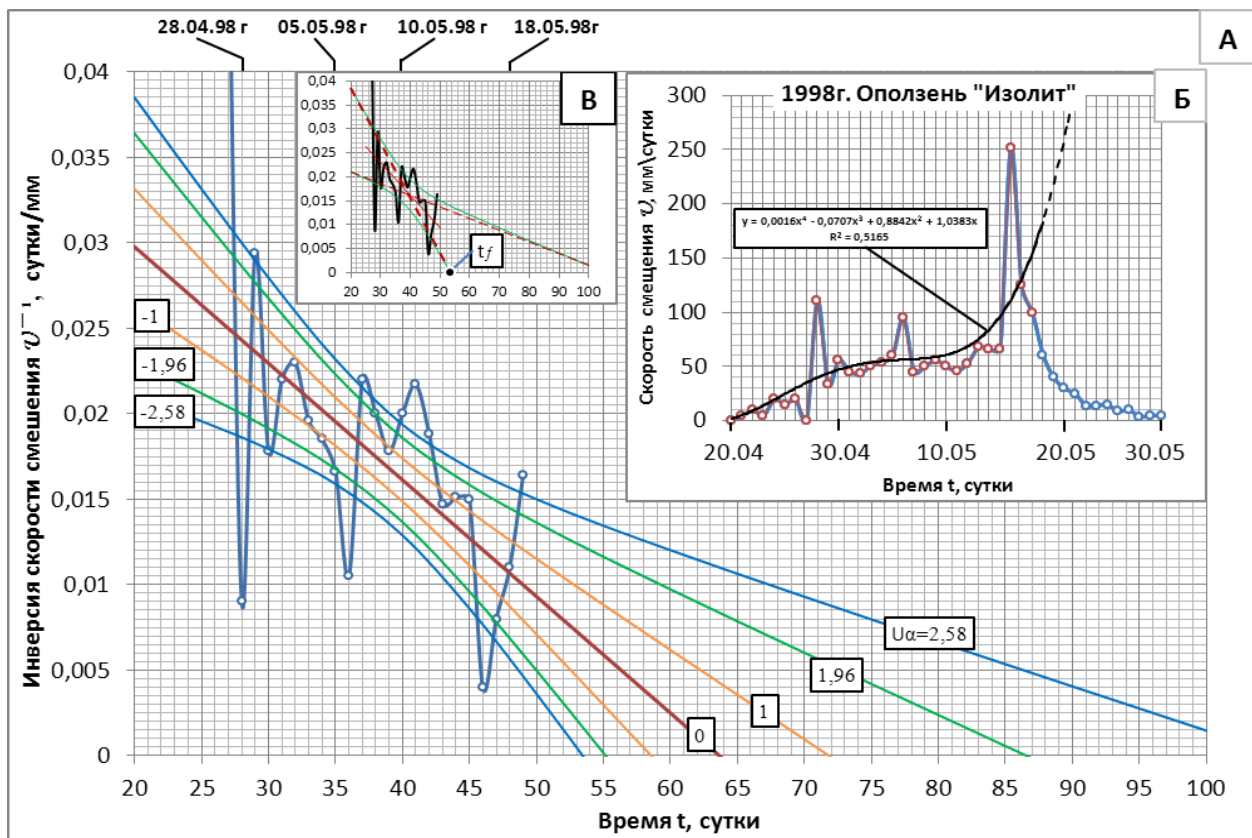


Рис.2. Технология вероятностного прогнозирования времени t_f оползневого обрушения.

$$\hat{v}_*^{-1}(t) - U_\alpha \sigma_{\hat{v}_*^{-1}}(t) < V^{-1}(t) < \hat{v}_*^{-1}(t) + U_\alpha \sigma_{\hat{v}_*^{-1}}(t) \quad (7)$$

где: U_α -квантиль нормального при $(n > 30)$ или Стьюдента при $(n < 30)$ распределения α значимости; $\sigma_{\hat{v}_*^{-1}}(t)$ -стандартная ошибка условного среднего на линии тренда: $\sigma_{\hat{v}_*^{-1}}(t) = \sigma \sqrt{1 + y^2} / \sqrt{n}$

$y = (t_i - \bar{t})/\sigma_t$; σ -среднее квадратичное отклонение функции $v_{\sim}^{-1}(t)$ от линии регрессии $\hat{v}_{\sim}^{-1}(t)$; n - объем выборки на интервале формирования прогноза. Как и $\hat{v}_{\sim}^{-1}(t)$ по (5), так и доверительные границы (верхняя и нижняя) по (7) являются функциями; их графики приведены на рис. 2А.

В пределах доверительной зоны значимости α можно провести бесчисленное множество прямых линий тренда $\hat{v}^{-1}(t)$ с несколько различающимися угловыми коэффициентами и свободными членами, которые не противоречат существующему статистическому материалу на интервале формирования прогноза $t \in (28; 49)$ суток. При этом существуют всего лишь две предельные линии тренда, которые являются касательные одновременно к граничным кривым доверительной зоны (на рис. 2В они показаны для зоны с $U_{\alpha}=2,58$). Уравнения этих прямых нетрудно получить как уравнения касательных, проходящих через 2 точки $t_1, v_1(t_1, U_{\alpha^*})$ и $t_2, v_2(t_2, U_{\alpha^*})$ при условии:

$$\frac{\partial v_1(t_1)}{\partial t} = \frac{\partial v_2(t_2)}{\partial t} \quad \text{при заданном } \alpha^*, \quad (8)$$

где $v_1(t, U_{\alpha^*})$ -уравнение доверительной границы значимости α^* .

Дополнительным условием может служить требование прохождения этих касательных через центр симметрии кривых $v(t, U_{\alpha^*})$ при любых значения α^*

$$\begin{cases} v_1(t_1, U_{\alpha^*}) - \hat{v}_0 = \frac{\partial v_1(t_1)}{\partial t} \cdot (t_1 - \hat{t}_0), \\ v_2(t_2, U_{\alpha^*}) - \hat{v}_0 = \frac{\partial v_2(t_2)}{\partial t} \cdot (t_2 - \hat{t}_0), \end{cases} \quad (9)$$

$$(10)$$

где $\hat{t}_0$ и $\hat{v}_0$ – координаты центра отрезка линии тренда в пределах использованных для ее построения данных.

Продолжая отрезки этих прямых до оси абсцисс (ось времени) получаем прогнозные оценки TSF, соответствующие верхнему и нижнему пределу доверительной зоны. В таблице приведены квантили нормального распределения U_α , соответствующие им уравнения предельных линий тренда, оценки момента времени обрушения t_f оползня «Изолит» и прогнозные остатки «времени жизни» оползневого склона $\tau = t_f - t_2$. При доверительной вероятности $2\Phi u = 0,95$, которая устроила бы ЛПР следует сформулировать прогноз «остатка времени жизни» оползневого склона как $7,2 < \tau_{ж} < 67,9$ суток, т.е. обрушение склона с указанной вероятностью следует ожидать с 16 мая по 16 июля 1998 года. Безусловно, это довольно широкий временной диапазон, но он целиком обоснован имеющимся статистическим материалом

Таблица 1. Результаты вероятностного прогнозирования времени обрушение оползневого склона

Вероятность обрушения	Квантиль нормального распределения U_α	Уравнение линии тренда $\hat{\varphi}^{-1}(t)$	Прогноз времени, сутки		
			Обрушения		остатка жизни τ
			расчёт ное	кален дарное	
*	0	$-6,82 \cdot 10^{-4} t + 0,04341$	63,65	3 июня	17,13
0,683	1 min	$-9,16 \cdot 10^{-4} t + 0,3427$	57,34	28 мая	10,82
	1 max	$-4,48 \cdot 10^{-4} t + 0,03427$	76,53	16 июня	30,01
0,95	1.96 min	$-11,41 \cdot 10^{-4} t + 0,06133$	53,73	25 мая	7,12
	1.96 max	$-2,29 \cdot 10^{-4} t + 0,02551$	114,42	24 июля	67,91
0,99	2.58 min	$-12,86 \cdot 10^{-4} t + 0,06697$	52,07	23 мая	5,55
	2.58 max	$-0,778 \cdot 10^{-4} t + 0,01984$	255,05	5 декабря	208,54

Примечание: *квазидетерминированная оценка геоконтроля оползневого смещения и принятой моделью завершающей стадии ползучести грунтов горного склона.

Одновременно с этим становится понятно, что в указанном прогнозом временном интервале могли измениться и действительно изменились условия оползнеообразования: снизился потенциал ползучести грунтов из-за прекращения интенсивных весенних осадков и резкого повышения температуры воздуха, что увеличило интенсивность испарения влаги с дневной поверхности во время последующих редких осадков.

Развивая далее вероятностный подход к прогнозированию времени обрушения оползневого, склона можно синтезировать функцию плотности вероятности (ФПВ) остатка времени жизни склона τ , опять таки, используя квантили нормального или Стюдента распределения случайных величин отклонения v_i^{-1} от линии тренда $\hat{v}_*^{-1}$. При этом вначале синтезируемая функция распределения $F(\tau)$ при среднем значении τ^* (в данном примере $\tau^* = 17$ суток), согласно следующему правилу:

$$F(\tau, \alpha) = \int_{-\infty}^{U_x} \varphi(z) dz, \quad (11)$$

где $\varphi(z)$ - ФПВ нормального или Стюдента распределения. Дифференцирую функцию (11) по τ получим искомую ФПВ остатка времени жизни склона τ . На рис. 3 показаны эти функции для рассматриваемого примера. Хорошей аппроксимацией их является гамма- распределение τ с параметрами $v = 5,0$ с $= 3,4$. После этого возможен более детальный/дифференцированный подход к прогнозированию τ - оценки вероятности любого значение τ из области его существования $(0; \infty)$.

Прогноз времени обрушения оползней в глинистых грунтах требует понимания их реологических свойств, которые могут быть подтверждены кривой зависимости смещения при ползучести от времени. Вместе с тем, применимость такой зависимости все ещё сомнительна, поскольку фундаментальная геомеханика, лежащая в ее

основе, до настоящего времени ещё не сформирована полностью. Это тем более справедливо для решения крупномасштабных задач, учитывая неоднородность грунтового массива и не стационарность воздействующих факторов. Кроме того, в большинстве случаев геомеханические параметры и граничные условия задачи не могут быть определены с необходимой точностью, но определённые единожды, они имеют ограниченный период достоверности по сравнению с продолжительностью ползучести. В таких случаях методики на основе предложений М. Saito и Т. Fukuzono должны применяться с осторожностью, избегая долгосрочных прогнозов, либо

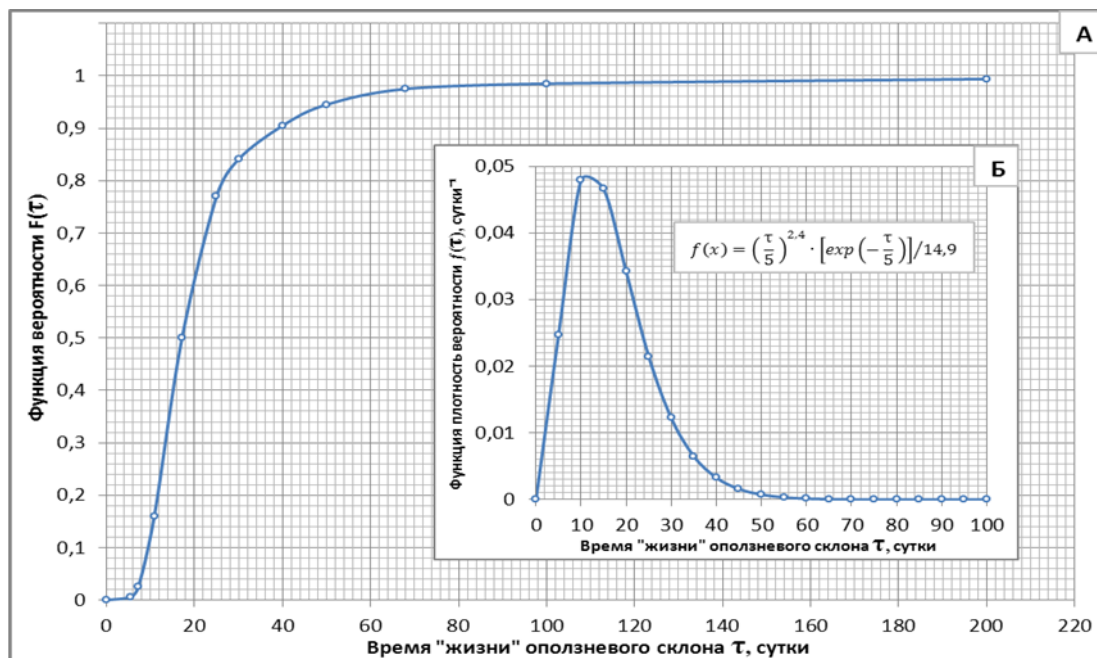


Рис.3. Вероятностное распределение времени «жизни» τ_f оползневого склона.

подобный прогноз должен быть перманентным, в темпе получения обновлённых данных оползневого мониторинга. Последнее не всегда возможно по техническим причинам или соображениям безопасности. Вероятностный подход к подобным прогнозам может оказаться при этом полезным, поскольку представляет важную дополнительную информацию для принятия решений и позволит избежать конфликтных ситуаций при взаимодействии прогнозиста с ЛПР.

ЛИТЕРАТУРА

1. Qin S.Q, Jiao J.J., Wang S.J. The predictable time scale of landslides//Bull. Eng. Geol. Environ. 2001. №59(4). P. 307-312
2. Fell R., Hungr O., Lerouel S., Riemer W. Geotechnical engineering of the stability of natural slopes and cuts and fills in soil//Proc.of Jnt. Conf. on Geotech. and Geolog. Eng. Melburn. 2000. P. 21-120.
3. Saito M. Forecasting time of slope failure by tetrary creep//Proc. Seventh. Jnt. Conf Mech. Found. Eng. Mexico city. 1969. V.2. P. 677-683.
4. Fukuzono T. A simple method for predicting the failure time of slope//Technology for Disaster Prevention. Science and Technology Agency. 1989. V.13.P. 111-128
5. Щварц Г. Выборочный метод/Перевод с немецкого Я.Ш. Паппэ. Под.ред. И.Г. Венецкого и В.М. Ивановой М.: Статистика 1978. 213с.