

ОЦЕНКА ПРОГНОЗИРУЕМОСТИ ВУЛКАНОСЕЙСМИЧЕСКИХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ НА ПРИМЕРЕ ИЗВЕРЖЕНИЯ ВУЛКАНА ШИВЕЛУЧ В 1964 г.

© 2012 г. А. И. Малышев

ВВЕДЕНИЕ

Прогноз катастрофических природных процессов, таких как вулканические извержения и разрушительные землетрясения, представляет собой фундаментальную научную проблему, которой посвящено большое количество работ и которая, тем не менее, сохраняет высокую актуальность и в настоящее время. Актуальность прогноза вулканических извержений, в частности, имеет тенденцию к возрастанию вследствие освоения человеком территорий вблизи вулканических центров, в том числе и высоко активных. В данной работе рассматривается возможность оперативного прогноза развития вулканической активности путем выявления и количественной оценки текущих тенденций в развитии вулканической активности и экстраполяции этих тенденций в будущее.

МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЙ

Аппроксимационная модель

В качестве аппроксимационной модели используется предложенное автором [2] уравнение динамики саморазвивающихся природных процессов (далее – уравнение СРП). Уравнение СРП представляет собой нелинейное дифференциальное уравнение второго порядка [6]:

$$d^2x/dt^2 = k|(dx/dt)^\lambda - (dx/dt)_0^{\lambda/\alpha}, \quad (1)$$

где параметр x – любая неубывающая количественная характеристика, естественным образом отражающая развитие процесса; k – коэффициент пропорциональности, а показатели степени λ и α определяют нелинейность развития процесса соответственно в окрестностях стационарного состояния $((dx/dt) \approx (dx/dt)_0)$ и на значительном от него удалении $((dx/dt) \gg (dx/dt)_0)$. Выбор в пользу данной аппроксимационной модели обусловлен тем, что она получена в результате анализа и обобщения закономерностей, установленных первоначально при изучении развития вулканического процесса [3, 5]; следует ожидать, что она отражает динамику развития вулканических процессов лучше, чем другие аппроксимационные модели¹.

¹ Известно [9], что уменьшение ошибок вычисления численными методами разностных аналогов производных достигается на аппроксимационных конструкциях, отражающих рассматриваемый физический процесс.

Извержения, как правило, соответствуют значительным отклонениям вулканической активности от фонового уровня. Поэтому уравнение СРП логично преобразовать для исследований динамики значительных отклонений процесса от стационарного состояния, что соответствует случаю $(dx/dt) \gg (dx/dt)_0$. В этом случае уравнение СРП упрощается до вида

$$d^2x/dt^2 = k|(dx/dt)^\alpha. \quad (2)$$

Для уравнения 2 поиск закономерностей в развитии природных процессов оказывается более простой задачей. В отличие от уравнения 1, решения которого в общем случае не представимы в явном виде и требуют численного интегрирования, уравнение 2 легко решается аналитически. При $\alpha \neq 1$ и $\alpha \neq 2$

$$x = X_a + [k(\alpha - 1)(T_a - t)]^{(a-2)/(\alpha-1)}/[k(2 - \alpha)], \quad (3)$$

где значения X_a и T_a соответствуют горизонтальной и вертикальной асимптотам зависимости значений параметра x от времени t . Эти асимптоты связаны с начальными условиями (значениями параметра x_1 и скорости его изменения V_1 в момент времени t_1) соотношениями $T_a = t_1 + V_1^{1-\alpha}/[k(\alpha - 1)]$ и $X_a = x_1 + V_1^{2-\alpha}/[k(\alpha - 2)]$. При $-\infty < \alpha < 1$ решения этого вида соответствуют классу параболических функций, при $1 < \alpha < 2$ – классу гиперболических функций и при $2 < \alpha < \infty$ – классу “супергиперболических” функций. В природе наиболее известными представителями последнего класса являются зависимости, описывающие свободное движение материальных тел в гравитационном, электрическом и магнитном полях.

При $\alpha = 1$ решения уравнения 2 имеют экспоненциальный вид

$$x - X_a = (x_1 - X_a) \exp[k(t - t_1)], \quad (4)$$

что соответствует наличию горизонтальной асимптоты зависимости значений параметра x от времени t , связанной с начальными условиями соотношением $X_a = x_1 - V_1/k$.

При $\alpha=2$ решения уравнения 2 имеют вид логарифмической зависимости

$$x - x_1 = \ln[(T_a - t_1)/(T_a - t)]. \quad (5)$$

В этом случае зависимость параметра от времени имеет вертикальную асимптоту, связанную с начальными условиями соотношением $T_a = t_1 - 1/(kV_1)$.

Для всех его решений характерна “квазилинейность”, то есть кривые, отражающие развитие процесса в обычных координатах “параметр–время”,

трансформируются в прямолинейные зависимости при переходе к логарифмическим координатам по одной или по обеим осям. В частности, решение 3 после несложных преобразований приводится к линейному в логарифмических координатах виду

$$\ln|x - X_a| = A \ln|t - T_a| + B, \quad (6)$$

где $A = (\alpha - 2)/(\alpha - 1)$ и $B = \ln|k(\alpha - 1)| \times (\alpha - 2)/(\alpha - 1) - \ln|k(\alpha - 2)|$.

В свою очередь, решения 4 и 5 приводятся к линейному виду в логарифмическом масштабе по одной из координат:

$$\ln|x - X_a| = A \times t + B, \quad (7)$$

где $A = k$ и $B = \ln|x_1 - X_a| - k \times t_1$;

$$x = A \times \ln|T_a - t| + B, \quad (8)$$

где $A = -1/k$ и $B = x_1 + \ln|T_a - t_1|/k$ для решений вида 4 и 5 соответственно.

Таким образом, для преобразования решений уравнения 2 к линейному виду необходимо лишь определить соответствующие асимптоты, от которых и производится логарифмирование. Другими словами, поиск решения уравнения 2 сводится к определению одной или двух эмпирических величин, которые позволяют трансформировать кривую, характеризующую процесс в обычных координатах, в близк линейную зависимость для двойных логарифмических или полулогарифмических координат.

Критерий соответствия

Тем не менее даже в случае использования решений уравнения (2) поиск оптимального соответствия между этими решениями и временным рядом, отражающим количественную сторону развития процесса, оказывается не такой простой задачей, как это может показаться на первый взгляд. Основные трудности заключаются в определении критериев соответствия между фактическими и расчетными данными и, как следствие, в определении участка временного ряда, наилучшим образом соответствующего решения уравнения (2).

На начальном этапе исследований [2] использовался упрощенный вариант: логарифмированием одной или обеих осей, введением и варьированием поправок (асимптот) достигалась максимальная линейность графика, а затем по параметрам этого графика (коэффициентам A , B и поправкам к параметру и времени) определялись параметры соответствующего решения уравнения (2). Однако при адаптации на ЭВМ этого, на первый взгляд, простого метода возникли большие сложности.

Эти сложности связаны, прежде всего, с разработкой критерия определения “максимальной линейности” “квазилинейных” функций. Стандартный подход, предполагающий соответствие “максимальной линейности” минимуму среднеквадратического отклонения, оказывается в данном случае малоприменимым, так как в логарифмических ко-

ординатах и сами координаты точек, и их среднеквадратичное отклонение от прямой линии зависят от величины введенных поправок (от значения асимптот). Попытки использовать абсолютные величины отклонений приводили лишь к тому, что в оптимизационном поиске значения асимптот уходились в бесконечность, в результате чего расстояния между точками (а следовательно, и среднеквадратичное отклонение) в логарифмических координатах становились бесконечно малыми. Попытки использовать относительные величины отклонений (относительно всего диапазона изменений логарифмов) приводили к обратной ситуации – в ходе оптимизационного поиска асимптоты максимально приближались к краевым точкам участка временного ряда, делая диапазон изменения логарифмов бесконечно большим, а величину относительных отклонений, соответственно, бесконечно малой. В то же время попытки использования решений (3–5) для аппроксимации в обычных координатах [4] приводили к резкому возрастанию объема вычислений, что было неприемлемо при постановке задачи массовой обработки сейсмических каталогов. В этом случае, в связи с большими затратами вычислительных ресурсов, использование уравнения СРП для прогноза в реальном времени может стать проблематичным даже при современном уровне развития вычислительной техники.

Таким образом для использования нестандартного подхода в выборе критерия соответствия между фактическими данными и аппроксимационной кривой имеются две причины: 1) устранение проблемы, связанной с разработкой критерия определения “максимальной линейности” “квазилинейных” функций, 2) повышение быстродействия алгоритма вычислений. В предыдущих работах [4, 6, 7] в качестве критерия соответствия использовался коэффициент “выпрямления” K_s . Он представлял собой отношение площадей отклонения линии анализируемых данных от прямой, соединяющей начальную и конечную точку кривой, рассчитанных в обычных $\Delta S_{\text{норм}}$ и в логарифмических $\Delta S_{\text{логар}}$ (аппроксимационных) координатах: $K_s = \Delta S_{\text{норм}}/\Delta S_{\text{логар}}$. В обоих случаях изменения координат были нормированы на диапазон изменений от 0 до 1. Данный коэффициент позволял выявить участки максимальной нелинейности процесса ($\Delta S_{\text{норм}}$ в числителе), которые в то же самое время наилучшим образом трансформировались в близк линейные зависимости при использовании оптимизированных логарифмических координат ($\Delta S_{\text{логар}}$ в знаменателе). Все это делало коэффициент выпрямления оптимальным для выявления в развитии сейсмического процесса участков, наиболее значимых для определения основных параметров нелинейности развития сейсмического процесса – показателя α и коэффициента k в уравнении СРП.

Однако в тех же работах [4, 6, 7] было установлено, что показатель α , имея хорошо выраженный максимум по частоте встречаемости, тем не менее не может быть сведен к некоторому фиксированному значению и, оставаясь постоянным в пределах одной последовательности, варьирует при переходе от одной последовательности к другой. Поэтому для решения прогнозных задач коэффициент выпрямления теряет свое значение и на первый план выходит определение соответствия между аппроксимационной кривой и аппроксимируемого ею участка фактических данных. В количественном плане это соответствие отражает используемый в данных исследованиях коэффициент упорядоченности K_{yn} , рассчитываемого по формуле следующего вида:

$$K_{yn} = [n \times (x_n - x_1) \times (t_n - t_1) / \Sigma(\Delta x_i \times \Delta t_i)]^{0.5}. \quad (9)$$

Здесь n – число точек на аппроксимируемом участке фактических данных, $(x_n - x_1)$ и $(t_n - t_1)$ – диапазоны изменения фактических данных на этом участке по параметру x и времени t соответственно (выполняют функции нормирования обеих координат на диапазон изменений от 0 до 1), Δx_i и Δt_i – отклонения каждой точки фактических данных от расчетной кривой по оси абсцисс и по оси ординат соответственно.

Величину, обратную коэффициенту упорядоченности, будем в дальнейшем называть средним бикоординатным отклонением Δ_{xt} , то есть $K_{yn} = 1/\Delta_{xt}$ и, соответственно,

$$\Delta_{xt} = \{\Sigma(\Delta x_i \times \Delta t_i) / [n \times (x_n - x_1) \times (t_n - t_1)]\}^{0.5}. \quad (10)$$

Использование этой нестандартной характеристики, прежде всего, обусловлено тем, что она позволяет эффективно учитывать отклонения фактических данных от аппроксимационной кривой сразу по обеим координатам. Для резко нелинейных зависимостей при использовании для оптимизации отклонений по одной из координат возникают серьезные затруднения. На участках с низкими скоростями изменения параметра разброс его фактических значений много меньше, а по времени – много больше, чем на участках с высокими скоростями. Если использовать в качестве критерия оптимизации, например, отклонения по параметру, то аппроксимационная кривая будет подбираться так, чтобы лучше соответствовать участку с высокой активностью, тогда как небольшие отклонения на участке с низкой активностью в ходе оптимизации будут игнорироваться, и результирующая аппроксимационная кривая на этом участке пойдет с искажением. При использовании в качестве критерия оптимизации отклонений по времени ситуация сменится на противоположную – аппроксимационная кривая будет лучше всего оптимизирована на участке с низкими скоростями изменения параметра, тогда как на участках с высокими скоростями возможны искажения. И эти искажения тем выше, чем больше аппроксимируемая последовательность отлича-

ется от линейной зависимости, то есть чем выше нелинейность исследуемого процесса. Не решают проблему и попытки оптимизации нелинейных последовательностей при помощи анализа отклонений фактических данных от расчетной кривой по нормали. В этом случае аппроксимационная кривая оптимизируется для максимального соответствия значениям параметра на участках с низкими скоростями его изменения, а на участках с высокими скоростями оптимизируется для соответствия значениям времени. Но одновременно при оптимизации игнорируется повышенный разброс данных по второй координате – разброс по времени на участках с низкой активностью и разброс по параметру на участках с высокой активностью. За счет этого также возможен привнос искажений в результирующую аппроксимационную зависимость и ухудшение ее качества.

Естественно, что при использовании критериев, альтернативных бикоординатному, все эти искажения незамедлительно сказываются на попытках экстраполяции аппроксимационных кривых в будущее, делая прогноз практически невозможным. Использование в качестве оптимизационного критерия среднего бикоординатного отклонения, напротив, позволяет получить качественные аппроксимационные зависимости, определенное время сохраняющие соответствие фактическим данным при экстраполяции и, следовательно, вполне пригодные для прогнозных работ. Более того, при прогнозе развития процесса становится возможным по среднему бикоординатному отклонению рассчитывать вероятные отклонения (ошибки) по каждой из координат в зависимости от будущей скорости изменения параметра.

Процедура оптимизации

Процедура поиска оптимальной аппроксимации близка к таковой, ранее описанной в работах [6, 7] и кратко может быть охарактеризована следующим образом. Аппроксимируемый участок фактических данных анализируется на “квазилинейность” для возможных вариантов сочетания асимптот по времени и по параметру. Например, асимптота по времени может быть меньше минимального значения времени на аппроксимируемом участке, может отсутствовать и может быть больше максимального значения времени на аппроксимируемом участке. Три аналогичных варианта имеются и для асимптоты по параметру. Таким образом, возможные сочетания положения обеих (и по времени, и по параметру) асимптот ограничены 9 случаями, для каждого из которых оптимизация выполняется независимо, а затем из 9 выбирается вариант с наибольшим значением коэффициента упорядоченности. Для тех вариантов, в которых определены асимптоты и по времени, и по параметру, поиск значений

этих асимптот выполняется методом рекуррентных сечений (см. [6, 7]). Для вариантов, в которых определена только одна асимптота, поиск ее оптимального значения реализуется путем проб и последующих смещений в сторону более высокого значения коэффициента упорядоченности.

После перевода фактических данных в координаты, для которых предполагается “квазилинейная” форма расчетной зависимости, параметры этой зависимости определяются при помощи линейной аппроксимации. И далее уже по этой зависимости рассчитываются в реальных координатах значения параметра и времени, используемые затем в выражениях 9 и 10 для вычисления отклонений Δx_i и Δt_i .

Определение участка фактических данных для прогнозной аппроксимации

В ходе ретроспективных исследований возможности прогноза каждое событие анализируемого каталога последовательно рассматривалось, как “текущее” событие. Момент времени этого события принимался за “настоящее”. Время, предшествовавшее данному событию, считалось “прошлым”, а последующее время – “будущим”. В алгоритме вычислений были заложены ограничения на число событий, используемых для аппроксимации. Их должно быть не менее 7 и не более 750, включая последнее “текущее” событие. Опорный участок для прогноза выбирался при помощи пробных аппроксимаций. Первая пробная аппроксимация включала минимальное число событий, к каждой последующей добавлялось ближайшее событие из “прошлого”, вплоть до включения первого события в каталоге или достижения ограничения в 750 событий. Опорный участок для прогноза выбирался из числа пробных аппроксимаций по наивысшему значению коэффициента упорядоченности (см. выражение 9).

Оценка эффективности прогноза

Эффективность прогноза в данных исследованиях оценивалась по тому, насколько долго экстраполируемая в будущее аппроксимационная кривая продолжает соответствовать фактическим данным, точнее – насколько долго фактические данные из “будущего” продолжают соответствовать аппроксимационной кривой. В качестве предельного прогнозируемого события принималось событие из “будущего”, непосредственно предшествующее выходу линии фактических данных за пределы полосы допустимых отклонений. В свою очередь, полоса допустимых отклонений задавалась через среднее бикоординатное отклонение. При этом рассматривались три варианта допустимой полосы, задававшееся через одинарную, двойную и тройную величину среднего бикоординатного отклонения.

Количественная оценка дальности прогноза определялась через величину прогнозной дистанции

$$D_{pr} = \left\{ \left[\frac{(x_p - x_n)}{(x_p - x_1)} \right] \times \left[\frac{(t_p - t_n)}{(t_p - t_1)} \right] \right\}^{0.5}, \quad (11)$$

где x_p и t_p – значения параметра и времени предельного прогнозируемого события, x_n и t_n – соответствующие значения для “текущего” события и x_1 и t_1 – для начального события в опорной для аппроксимации и последующего прогноза последовательности.

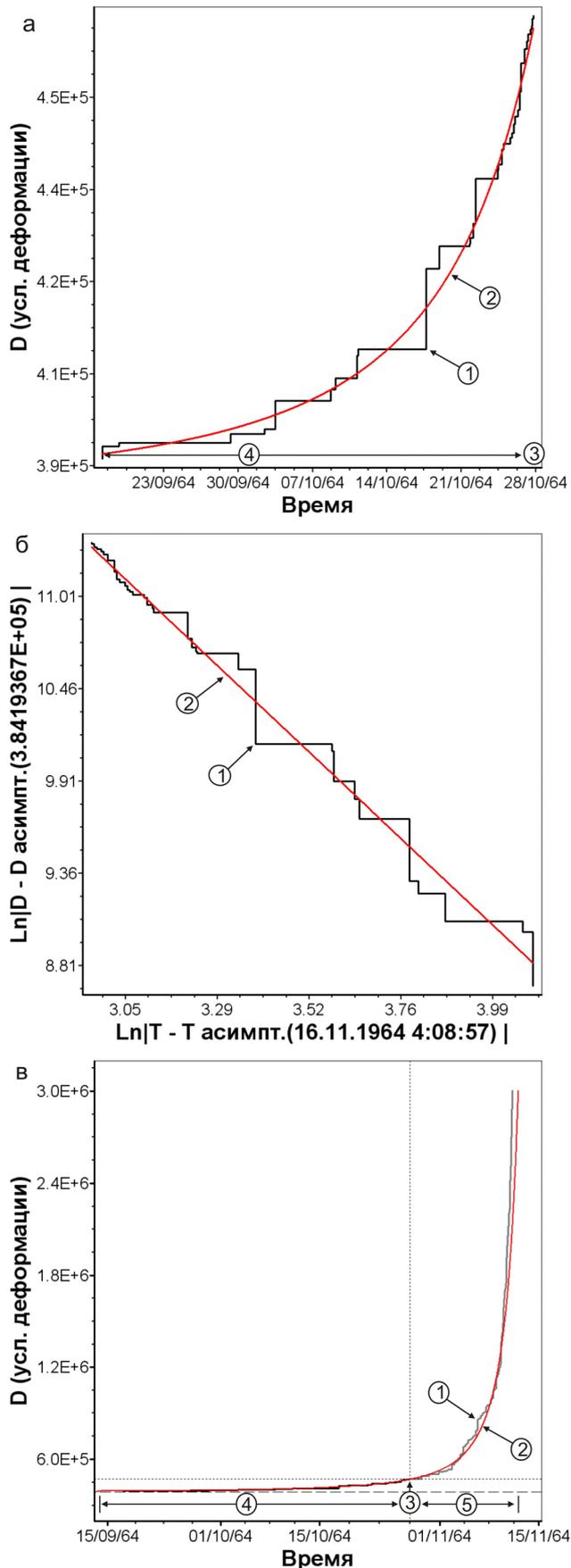
Как можно видеть, выражение 11 для прогнозной дистанции имеет также бикоординатный вид. Это обусловлено необходимостью единообразной оценки прогноза как для последовательностей активизации (у которых прогнозная дистанция по параметру существенно превышает прогнозную дистанцию по времени), так и для последовательностей затухания (для которых, наоборот, прогнозная дистанция по параметру существенно меньше прогнозной дистанции по времени).

При оценке качества прогноза необходимо учитывать, что прогнозная дистанция зависит от ширины полосы допустимых отклонений. В свою очередь, полоса допустимых отклонений задается через среднее бикоординатное отклонение. При этом чем больше среднее бикоординатное отклонение (чем хуже качество используемой для прогноза аппроксимации), тем шире полоса допустимых отклонений, а следовательно, тем больше может быть величина прогнозной дистанции. Поэтому использовать величину прогнозной дистанции для характеристики качества прогноза не корректно и для количественной оценки эффективности прогноза в данных исследованиях используется величина, именуемая уровнем прогнозируемости $L_{pr} = D_{pr}/\Delta_{xt}$. Уровень прогнозируемости показывает, во сколько раз прогнозная дистанция D_{pr} превышает среднее бикоординатное отклонение Δ_{xt} и тем самым характеризует соотношение дальности прогноза с шириной полосы допустимых отклонений.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

В качестве исходного материала для оценки прогнозируемости в данной работе используется составленный П.И. Токаревым [1981] каталог вулканических землетрясений, сопровождавших подготовку и развитие извержения вулкана Шивелуч в 1964 г. Каталог включает сведения о 587 землетрясениях с энергетическими классами от 5.0 до 12.3, произошедших в районе вулкана в период с 30 декабря 1958 г. по 26 января 1965 г.

Кульминация извержения произошла ранним утром 12 ноября 1964 г., когда мощное эксплозивное извержение полностью разрушило выросшие в ходе предыдущих периодов активности вулкана купол Суелич и несколько безымянных куполов. На их месте образовался открытый к югу кратер с размерами 2×3 км. В течение нескольких часов бы-



ло извергнуто около 1.5 км^3 пирокластического материала, большая часть которого в форме пирокластических потоков распространилась на расстояние до 16 км от вулкана, превратив от 70 км^2 [8] до 98 км^2 [1] в выжженную пустыню, а остальное в виде пепла выпало на площади свыше 100 тыс. км^2 .

Каталог анализировался независимо по трем параметрам: N – суммарному количеству толчков, D – “накопленным условным деформациям”, представляющим сумму корней квадратных из энергии землетрясений, и E – суммарной энергии землетрясений.

РЕЗУЛЬТАТЫ

В качестве примера ретроспективного прогноза приведем анализ вулканосейсмической последовательности по параметру D на 18:35 27.10.1964 г. (рис. 1), что соответствует взятому в качестве “текущего” события 109 землетрясению по каталогу П.И. Токарева [10]. Пробные аппроксимации показывают, что наилучший коэффициент упорядоченности ($K_{\text{уп}} = 31.827$) соответствует участку последовательности, начиная с 76 события (5:36 17.09.1964 г.). Участок включает в себя 34 события и имеет продолжительность 40.541 сут. Указанный участок последовательности имеет асимптоты по параметру $X_a = 3.842 \cdot 10^5 \text{ Дж}^{0.5}$ и по времени $T_a = 4:08:57$ 16.11.1964 г. С учетом этих асимптот в логарифмических координатах данный участок последовательности приобретает “квазилинейный” вид (рис. 1б). Линейная аппроксимация этого участка в соответствии с выражением 6 дает значения для показателя степени $\alpha = 1.3124$ и коэффициента $k = 9.512 \cdot 10^{-3}$. Подстановка этих значений в выражение 3 дает результирующую аппроксимационную зависимость для данного участка вулканосейсмической последовательности

$$x = 3.842 \cdot 10^5 + 5.577 \cdot 10^7 \times [(T_a - t)]^{-2.201} \text{ Дж}^{0.5}. \quad (12)$$

Экстраполяция этой последовательности в “будущее” показывает (рис. 1в), что фактические данные продолжают оставаться в полосе 3-х средних бикординатных отклонений вплоть до 445 события в каталоге (7:35 11.11.1964 г.). Это соответствует уровню прогнозируемости $L_{\text{пр}} = 92.8$, то есть бикординатная прогнозная дистанция в указанное число раз превышает среднее бикординатное отклонение аппроксимируемого участка. Таким образом, определенная по параметру D и состоянию

Рис. 1. Пример ретроспективного прогноза по параметру D по состоянию на 18:35 27.10.1964 г.

а, б – аппроксимируемый участок последовательности и аппроксимационная зависимость в реальных (а) и логарифмических (б) координатах, в – прогнозная оценка; 1, 2 – линии фактических данных (1) и расчетной зависимости (2), 3–5 – “настоящее” (3), “прошлое (4)” и “будущее” (5) в данном примере ретроспективного прогноза.

на 18:35 27.10.1964 г. аппроксимационная зависимость сохраняла свое прогнозное значение в течение 14.542 суток.

Подобные прогнозные оценки были выполнены для всех событий в каталоге по всем трем исследуемым параметрам. Статистика этих оценок приведена в табл. 1. В таблицу включены все оценки с уровнем прогнозируемости $L_{pr} > 1$, т.е. все случаи, в которых значение прогнозной дистанции превышает среднюю величину бикоординатного отклонения. Как можно видеть, подобный прогноз возможен для большинства событий каталога по всем проанализированным параметрам, лучше для количества событий (N) и условных деформаций (D), чуть хуже для суммарной энергии землетрясений (E). При этом средневзвешенная по уровню прогнозируемости прогнозная дистанция по времени имеет величину от первых суток (для процесса в режиме активизации) до почти двух месяцев (в режиме затухания активности).

РЕКОМЕНДАЦИИ ДЛЯ ПРАКТИЧЕСКОГО ИСПОЛЬЗОВАНИЯ

В плане практического использования имеет значение не столько сама аппроксимационная зависимость (см., например, выражение 12), позволяющая при экстраполяции в будущее рассчитывать возможные значения параметра, сколько первая производная этой зависимости по времени. Представляется, что именно скорость изменения параметра лучше всего коррелирует с энергетикой и феноменологией процесса вулканических извержений. Поэтому при определении этой корреляционной зависимости появляется практическая возможность по расчетным значениям скорости изменения параметра судить, когда и как будет меняться феноменология вулканической активности, например, когда обвальные каменные лавины могут смениться автоэксплозивными, определить расчетное время формирования первых пирокластических потоков, оценить, как будут меняться высота газопепловых выбросов и скорость истечения лавового материала и так далее.

ВЫВОД

Описанная методика позволяет осуществлять оперативный (краткосрочный) прогноз вулканической активности и может быть рекомендована для практического использования.

Работа выполнена при финансовой поддержке по Программе № 4 фундаментальных исследований Президиума РАН "Природная среда России: Адаптационные процессы в условиях изменяющегося климата и развития атомной энергетики" (проект 12-П-5-1010).

Таблица 1. Ретроспективная прогнозируемость сейсмического сопровождения извержения влк. Шивелуч в 1964 г.

σ	Параметр	Режим активности*	n_{pr}	$n_{pr}/n, \%$	L_{pr}	$\Delta t_{pr}, \text{сут}$
1	N	активизация	310	52.811	7.682	2.278
		затухание	7	1.193	7.456	77.553
		все режимы	317	54.003	7.677	3.892
	D	активизация	210	35.775	4.589	2.897
		затухание	33	5.622	4.021	10.034
		все режимы	243	41.397	4.512	3.760
	E	активизация	146	24.872	3.544	1.773
		затухание	25	4.259	3.949	28.783
		все режимы	171	29.131	3.604	6.101
2	N	активизация	517	88.075	11.487	4.660
		затухание	23	3.918	5.155	55.823
		все режимы	540	91.993	11.217	5.662
	D	активизация	429	73.083	13.564	3.025
		затухание	36	6.133	7.233	53.397
		все режимы	465	79.216	13.074	5.183
	E	активизация	372	63.373	16.829	1.538
		затухание	10	1.704	4.198	4.856
		все режимы	382	65.077	16.499	1.560
3	N	активизация	519	88.416	14.549	6.703
		затухание	23	3.918	6.340	55.800
		все режимы	542	92.334	14.200	7.633
	D	активизация	429	73.083	19.795	3.434
		затухание	18	3.066	5.046	19.641
		все режимы	447	76.150	19.201	3.606
	E	активизация	378	64.395	24.445	1.804
		затухание	9	1.533	4.281	6.348
		все режимы	387	65.928	23.976	1.823

Примечание. σ – ширина полосы допустимых отклонений прогнозной кривой от фактических данных (в средних бикоординатных отклонениях базовой аппроксимации), n_{pr} – число прогнозных определений, n – общее число событий в каталоге (587), L_{pr} – уровень прогнозируемости (среднее значение по всем прогнозным определениям n_{pr}), Δt_{pr} – дистанция прогноза по времени (средневзвешенное значение по всем прогнозным определениям n_{pr} , в качестве веса используется уровень прогнозируемости каждого из прогнозных определений). * – участки со стационарным режимом развития активности, которые могли бы иметь прогнозное значение, в данном каталоге не обнаружены ни по одному из исследуемых параметров.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Горшков Г.С., Дубик Ю.М. Направленный взрыв на вулкане Шивелуч // Вулканы и извержения. М.: Наука. 1969. С. 3–37.
2. Малышев А.И. Динамика саморазвивающихся процессов // Вулканология и сейсмология. 1991. № 4. С. 61–72.
3. Малышев А.И. Динамика эруптивной активности вулкана Безымянный в 1986–1987 гг. // Вулканология и сейсмология. 1995. № 3. С. 16–27.
4. Малышев А.И. Гиперболические закономерности сейсмической подготовки извержения в. Шивелуч 12 ноября 1964 г. // Вулканология и сейсмология. 2000. № 3. С. 70–78.
5. Малышев А.И. Жизнь вулкана. Екатеринбург: УрО

- РАН, 2000. 262 с.
6. *Мальшев А.И.* Закономерности нелинейного развития сейсмического процесса. Екатеринбург: ИГГ УрО РАН, 2005. 111 с.
 7. *Мальшев А.И., Тихонов И.Н.* Нелинейные закономерности развития сейсмического процесса во времени // *Физика Земли*. 2007. № 6. С. 37–51.
 8. *Пийп Б.И., Мархинин Е.К.* Гигантское извержение вулкана Шивелуч 12 ноября 1964 г. Бюл. вулканологических станций. 1965. № 39. С. 28–34.
 9. *Стечкин С.Б., Субботин Ю.Н.* Сплайны в вычислительной математике. М.: Наука, 1976. 248 с.
 10. *Токарев П.И.* Вулканические землетрясения Камчатки. М.: Наука. 1981. 164 с.