

ПРИРОДНЫЕ И ТЕХНОПРИРОДНЫЕ ПРОЦЕССЫ

УДК 551.435.122:551.435.627:624.131.13

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ МОДЕЛЕЙ ПРИ ИЗУЧЕНИИ ЭКЗОГЕННЫХ ГЕОЛОГИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

© 2017 г. А. С. Викторов, С. А. Садков

*Институт геоэкологии им. Е.М. Сергеева Российской академии наук,
Уланский пер., д. 13, стр. 2, Москва, 101000 Россия.
E-mail: vic_as@mail.ru*

Поступила в редакцию 25.02.2016 г.

В работе показаны возможности использования вероятностных моделей математической морфологии ландшафта для решения различных задач, относящихся к изучению экзогенных геологических процессов. В статье рассматривается ряд задач: поражение объекта малых размеров, находящегося на заданном удалении от точки максимального размыва при боковой эрозии, выявление закономерностей строения очагов оползневых процессов, закономерностей развития территорий с широким распространением просадочных процессов. Проведенный анализ показывает, что вероятностные модели могут быть использованы при решении следующих типов задач: анализ и прогноз развития экзогенных геологических процессов, выявление закономерностей развития очагов экзогенных геологических процессов.

Ключевые слова: опасные геологические процессы, оползень, аллювиальная равнина, просадочность лёссовых грунтов, математическая морфология ландшафтов.

В настоящее время моделирование — один из распространенных методов изучения экзогенных геологических процессов. Значительное число работ ориентировано на детерминированные модели, в частности широко развиты геомеханические модели процессов [2, 7, 10]. В то же время, перспективный путь — использование вероятностных моделей при изучении экзогенных геологических процессов.

Цель работы — показать возможности использования вероятностных моделей для решения различных задач, относящихся к изучению экзогенных геологических процессов.

Проведенный анализ показывает, что вероятностные модели могут быть использованы при решении следующих типов задач:

– анализ и прогноз развития экзогенных геологических процессов,

– выявление закономерностей развития очагов экзогенных геологических процессов.

Рассмотрим первую задачу на примере развития боковой эрозии. Пусть рассматривается эрозионная деятельность реки в пределах одной излучины, и интерес представляет поражение объекта малых размеров, находящегося на за-

данном удалении (l) от точки максимального размыва, т.е. “вершины” излучины. Необходимо определить вероятность разрушения объекта. Осложняющий фактором является то, что: излучина испытывает периодические спрямления, при котором русло возвращается в исходное состояние, и вновь начинается искривление излучины.

Для решения задачи можно воспользоваться математической моделью морфологической структуры аллювиальных равнин [4], развитой в пределах нового научного направления — математической морфологии ландшафта [3, 5, 12]. Согласно результатам анализа модели распределение длительности цикла развития излучины (τ) подчиняется пуассоновскому распределению

$$F_{\tau}(x) = 1 - e^{-\frac{x}{\mu}}, \quad (1)$$

где μ — средняя длительность цикла развития излучины.

В этом случае вероятность разрушения объекта в пределах длительности одного цикла развития излучины можно определить, рассчитав вероятность ($P_d(l)$) того, что длительность цикла будет



Рис. 1. Типичное изображение аллювиальной равнины на материалах космической съемки.

больше времени, необходимого для размыва боковой эрозией участка, расположенного между руслом и объектом, удаленным на расстояние l от русла:

$$P_d(l) = \exp\left(-\frac{l}{\mu\epsilon}\right), \quad (2)$$

где ϵ – скорость размыва.

Данный результат получил косвенную экспериментальную проверку. При искривлении излучины формируется пакет грив и межгривных понижений, а толщина этого пакета (“стрелка”) отвечает величине размыва к настоящему моменту времени (рис. 1). Стрелка представляет собой перпендикуляр между основанием пакета, представляющим собой прямую, и параллельной ей касательной к вершине пакета.

Можно определить, каково должно быть распределение ширины стрелки, если верна используемая модель. Действительно, по сути дела в модели процесс искривления–спрямления излучины рассматривается как квазипериодический процесс со случайным периодом, равным продолжительности цикла развития излучины.

Циклы считаются независимыми. Таким образом, указанный процесс можно отнести к специальному классу случайных процессов – процессам восстановления [8]. Процессы восстановления представляют собой последовательности событий (в нашем случае – спрямлений), повторяющихся независимо друг от друга через случайный период времени, имеющий постоянное вероятностное распределение. Как показано в [8], для этих процессов по прошествии длительного вре-

мени выполняется соотношение между распределением периода и распределением времени от настоящего момента до последнего случайного события, в нашем случае – до последнего спрямления:

$$F_1(x) = \frac{1}{M\xi} \int_0^x [1 - F(u)] du, \quad (3)$$

где $F_1(x)$ – распределение интервала времени от настоящего момента до последнего события, $F(x)$ – распределение интервала времени между событиями (период), $M\xi$ – среднее значение периода.

Нетрудно видеть, что аналогичное соотношение должно связывать соответственно и распределение стрелок со сформировавшимися пакетами, и стрелок с пакетами, формирующимися в настоящий момент времени. С учетом (1) получаем, что распределение стрелок формирующихся пакетов должно также отвечать экспоненциальному распределению.

На рис. 2 приведены распределения стрелок формирующихся пакетов, построенные на основе использования материалов космической съемки для выбранных морфологически однородных участков долин рек Вах и Таз. Анализ показывает, что экспериментальные данные отвечают экспоненциальному распределению со сдвигом. Как можно видеть, этот результат согласуется с предложенной моделью. Наличие сдвига можно объяснить тем, что пакет, состоящий из одной гривы, не идентифицируется как пакет. Именно поэтому величина сдвига равна ширине одной гривы.

Другое направление использования вероятностных моделей — выявление закономерностей развития очагов экзогенных геологических процессов. Рассмотрим возможности создания модели развития морфологической структуры территорий с *широким развитием оползневых процессов*, для которых характерны значительные различия площадей, охваченных оползневом процессом при различных активизациях на одном и том же оползневом участке. В большей степени это относится к оползням-потокам.

В рассматриваемых условиях каждый оползневой участок представляет собой результат наложения оползней различного времени активизации (рис. 3). Каждая новая активизация генерирует новое оползневое тело (“цикл развития оползня”), которое может частично или полностью “стереть” следы оползневых тел более ранних генераций. Соответственно есть активизации, инициировавшие оползневые тела, от которых на поверхности остается некоторая часть (“представленный цикл”), и инициировавшие оползневые тела, следы которых на поверхности стерты полностью (“стертый цикл”). Таким образом, современная структура участка предстает как совокупность фрагментов оползневых тел, относящихся к разному времени активизации и не стертых до конца более поздними активизациями. Говоря о стирании, мы не имеем в виду исчезновение самого объема оползневой тела той или иной активизации, речь идет лишь о его следах на поверхности оползневого участка.

Проведем математический анализ дифференциации территории на основе описанной выше качественной схемы. Пусть η_k — площадь k -го представленного цикла развития оползня, которому соответствует оставшийся нестертый фрагмент цикла (отсчет ведется от более поздних, т.е. молодых, к более ранним); ξ_i^k — площадь i -го стертого цикла между k -м и $(k+1)$ -м представленными циклами, $i = 1, \dots, v_k$, v_k — число стертых циклов между k -м и $(k+1)$ -м представленными циклами. Величину k назовем порядком цикла развития оползня.

Представляет интерес вопрос о распределении величин исходных оползневых тел, ныне частично стертых (представленных циклов).

Для анализа перечисленных вопросов воспользуемся следующими допущениями:

— активизации оползня с формированием оползневой тела происходят независимо друг от друга,

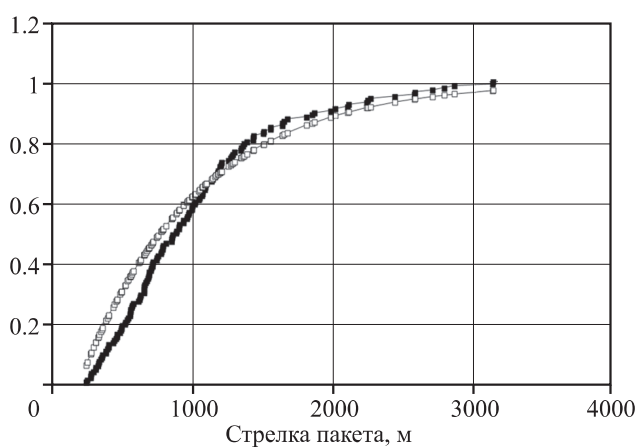
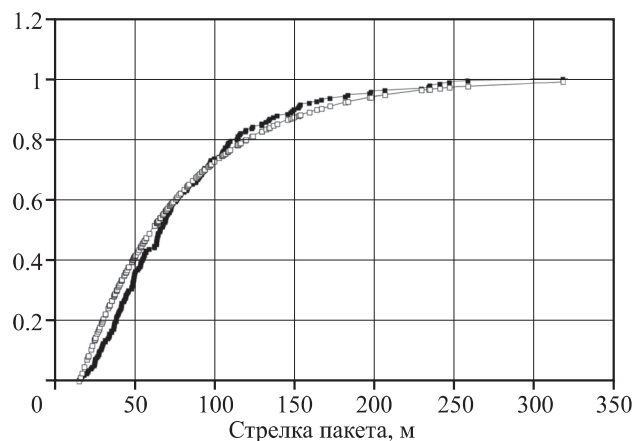


Рис. 2. Сравнение теоретических (экспоненциальных со сдвигом — маркеры без заливки) и эмпирических (маркеры с заливкой) распределений стрелок пакетов рек Вах (а) и Таз (б).

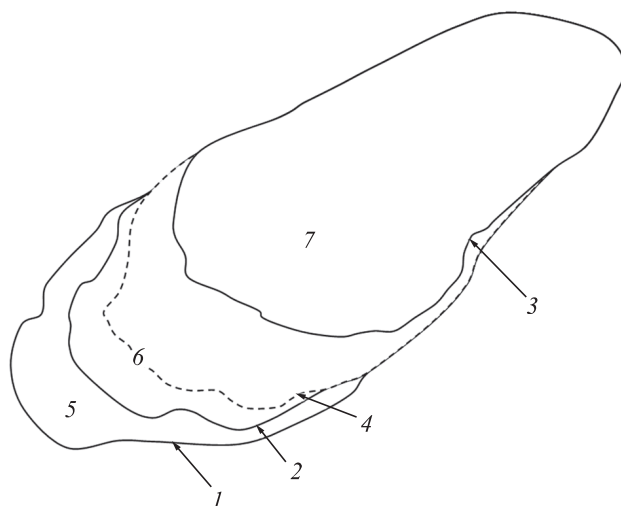


Рис. 3. Схема формирования морфологической структуры оползневой территории: границы представленных циклов: 1 — третий порядок ($k = 3$), 2 — второй порядок ($k = 2$), 3 — первый порядок ($k = 1$); 4 — граница стертого цикла; сохранившиеся фрагменты представленных циклов: 5 — третьего порядка, 6 — второго порядка, 7 — первого порядка.

– площади поверхности оползневых тел для разных активизаций представляют собой независимые случайные величины, и распределение площади поверхности оползневого тела постоянно во времени.

В нашем исследовании мы предполагаем, что величина площади “стирания” оползневого тела более ранней активизации равна площади оползневого тела более поздней активизации.

Определим распределение площадей нестертых фрагментов оползневых тел в современной ландшафтной структуре оползневого участка (“представленный цикл”). Докажем, что это распределение дается выражением:

$$f_n(x) = \frac{(-1)^{n-1}}{(n-1)!} [\ln[1 - F(x)]]^{n-1} f(x), \quad (4)$$

где $F(x)$, $f(x)$ – соответственно распределение и плотность распределения площади оползня, n – порядковый номер представленного оползня от молодых к старым; для этого используем метод математической индукции.

Пусть n равно единице, тогда из выражения (4) получаем

$$f_1(x) = f(x), \quad (5)$$

что соответствует реальности, так как самый молодой последний оползень не подвергался процедуре стирания.

Пусть для $n = k$, верно выражение

$$f_k(x) = \frac{(-1)^{k-1}}{(k-1)!} [\ln[1 - F(x)]]^{k-1} f(x). \quad (6)$$

Докажем, что в этом случае оно справедливо и для $n = k + 1$. Пусть первым нестертым циклом при отсчете от более молодого k -го представленного цикла η_k к более старым является i -й цикл; очевидно, именно он является следующим $(k + 1)$ -м представленным циклом с площадью оползня η_{k+1} . Вероятность, что его длительность будет меньше x с учетом того, что все промежуточные циклы количеством соответственно $(i - 1)$ стерты (т.е. выполняется условие $\xi_j^k < \eta_k$, $j < i$), а распределение площади оползня η_k определяется выражением (4), составляет

$$P_i(x) = \sum_{i=1}^{+\infty} \int_0^x [F(x) - F(u)] [F(u)]^{i-1} \frac{(-1)^k}{(k-1)!} [\ln[1 - F(u)]]^{k-1} f(u) du. \quad (7)$$

Общее распределение получаем, перебирая последовательно все возможные количества стертых циклов, т.е. суммируя по i :

$$P(x) = \sum_{i=1}^{+\infty} \int_0^x [F(x) - F(u)] [F(u)]^{i-1} \frac{(-1)^k}{(k-1)!} [\ln[1 - F(u)]]^{k-1} f(u) du. \quad (8)$$

После изменения порядка операций суммирования и интегрирования и с учетом формулы суммы геометрической прогрессии получаем

$$F_k(x) = \int_0^x [F(x) - F(u)] \frac{(-1)^k}{(k-1)!} \frac{[\ln[1 - F(u)]]^{k-1}}{1 - F(u)} f(u) du. \quad (9)$$

Отсюда, вынося член, зависящий от x , за знак интеграла и дифференцируя на основании использования правил дифференцирования произведения и дифференцирования интеграла по верхнему пределу, после упрощения получаем плотность распределения длительности $(k + 1)$ -го представленного цикла:

$$f_{k+1}(x) = \frac{(-1)^k}{k!} [\ln[1 - F(x)]]^k f(x), \quad (10)$$

т.е. она соответствует формуле (4) при $n = k + 1$. Таким образом, гипотеза о виде распределения подтвердилась для η_{k+1} , и значит, согласно методу математической индукции, верна для всех циклов развития.

Таким образом, создание вероятностной модели развития ландшафтов с широким развитием оползневых процессов, для которых характерны значительные различия площадей, охваченных оползневом процессом при различных активизациях на одном и том же оползневом участке, позволило теоретически получить количественные закономерности строения очага оползневого процесса.

Вероятностные модели могут быть использованы при анализе развития *просадочных процессов* в различных модификациях. Рассмотрим развитие просадочных процессов в пределах участка равнины, обладающего геоморфологической и геологической однородностью. Морфологически такие участки представляют собой субгоризонтальные поверхности, на которых беспорядочно расположены просадочные понижения, имеющие, как правило, округлые очертания

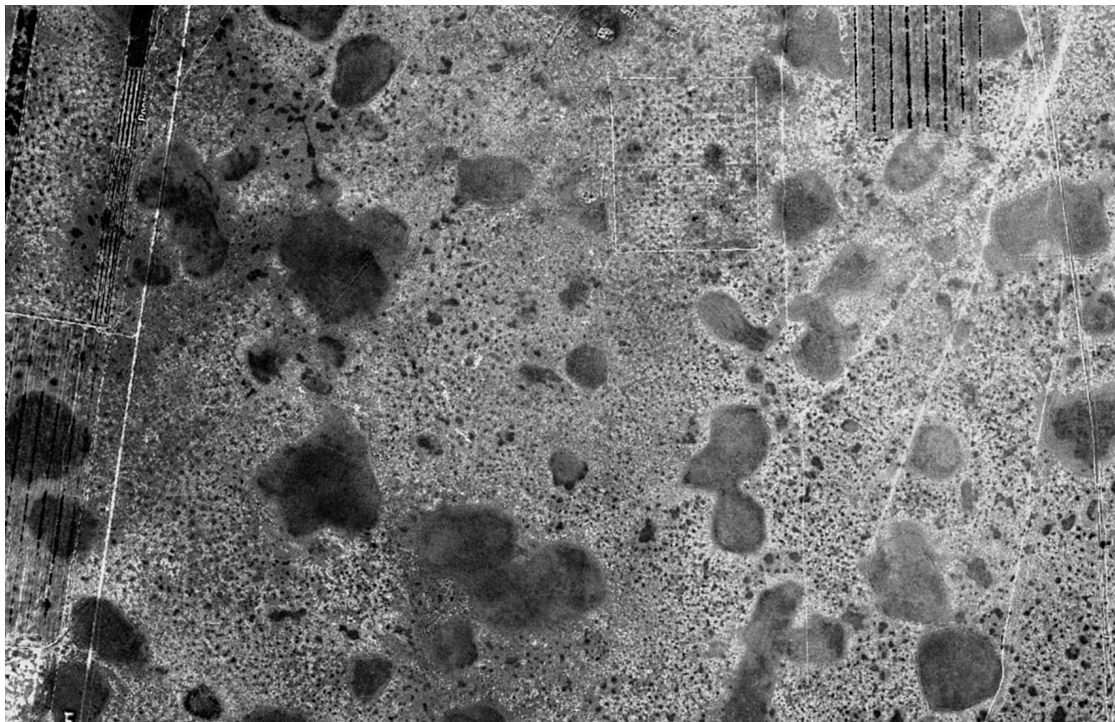


Рис. 4. Типичное изображение равнины с развитием просадочно-суффозионных процессов на материалах космической съемки (район Джаныбекского стационара, Волгоградская обл.).

(рис. 4). Понижения на участках имеют глубину до нескольких метров.

В основу модели развития подобных процессов на однородном участке, следуя более ранним подходам [11], положим следующие предположения.

1. Понижения формируются независимо друг от друга в течение относительно короткого отрезка времени (“синхронный старт”), при этом вероятность возникновения понижений на пробной площадке зависит только от ее площади; причем для небольшой площадки вероятность возникновения нескольких понижений пренебрежимо мала по сравнению с возникновением одного понижения.

2. Рост размеров возникших понижений вследствие прогрессирующего уплотнения просадочных толщ происходит независимо друг от друга, и величина прироста радиуса понижения – случайная величина, прямо пропорциональная удельному расходу воды, аккумулировавшейся в понижении, через ее боковую границу.

На основании второго предположения нетрудно показать, что величина удельного расхода воды пропорциональна отношению внутреннего объема к площади боковой поверхности понижения, т.е. также пропорциональна его текущему радиусу.

Математический анализ этих предположений позволил получить две основные закономерности, которым подчиняется просадочно-суффозионный процесс [11].

1. Число центров понижений на случайно выбранной площадке однородного участка – случайная величина, имеющая пуассоновское распределение.

2. Площадь понижений на однородном участке – случайная величина, имеющая логнормальное распределение.

Эта базовая модель может быть модифицирована, если второе ее положение будет сформулировано следующим образом: рост размеров понижений происходит независимо друг от друга и имеет постоянное вероятностное распределение (модель квазиравномерного роста).

В этом случае нетрудно показать [6], что средние радиусы просадочных понижений должны иметь нормальное распределение.

В рамках проведенных исследований была предпринята проверка полученных закономерностей. Исследования проводились на 12 ключевых участках в различных климатических зонах Евразии, имеющих описанные выше характерные морфологические особенности (рис. 5).

Несколько отличны участки, расположенные на юге Западной Сибири, где заметны приуро-

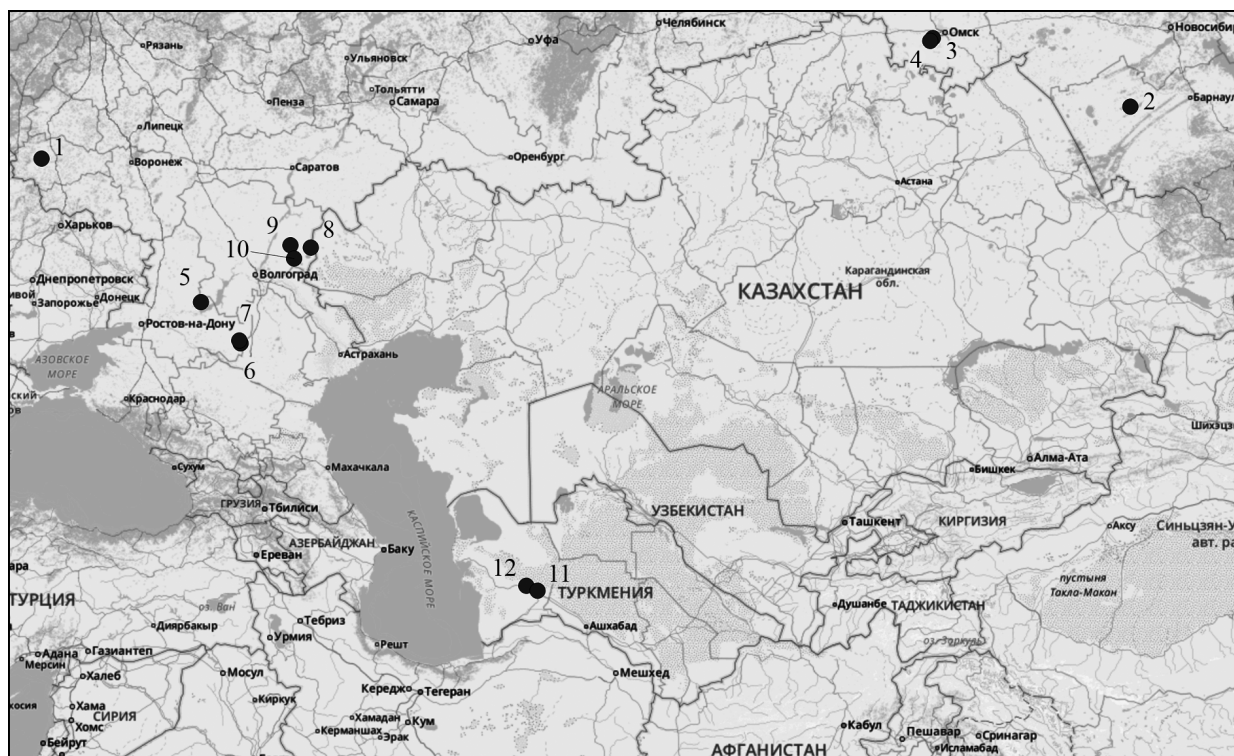


Рис. 5. Расположение ключевых участков для проверки математической модели морфологической структуры равнин с развитием просадочных процессов.

ченность понижений к фрагментам дуг и подчиненность этим дугам формы просадок.

Методика статистической проверки теоретических распределений включала дешифрирование понижений на основе космических снимков высокого разрешения (1–2 м) с выборочной полевой заверкой и дальнейшую статистическую обработку. Границы понижений на снимках выделялись по текстуре и аспекту растительного покрова. К участкам с хорошо выраженной дифференциацией понижений по яркости применялась сегментация монохромного изображения по яркости.

Из слоя контуров понижений, созданного при дешифрировании в геоинформационной системе, создавались таблица площадей просадок и слой центров просадок. Дальнейшее исследование заключалось в выборе в пределах ключевого участка с помощью датчика случайных чисел пробных круговых площадок и подсчета числа центров просадок, расположенных внутри каждой из них, для четырех выборок, содержащих 100 кругов. Радиусы кругов определялись как R , $1.5R$, $2R$ и $3R$, где R – радиус круга площадью, равной площади ключевого участка, приходящейся на одну просадку. Далее проверялась гипотеза о согласии выборки с распределением Пуассона. Выборки пло-

щадей просадок сопоставлялись с теоретическим логнормальным распределением.

Средние диаметры понижений определялись для каждого понижения как диаметры кругов, чья площадь равна площади соответствующего понижения. Выборки средних диаметров сопоставлялись с нормальным распределением.

Непосредственную проверку статистических гипотез осуществляли при помощи критерия Пирсона с использованием программных пакетов статистического анализа в соответствии с принятой методикой [9].

Результаты проверки (таблица) показывают, что ключевые участки в степной, полупустынной и, в меньшей степени, пустынной зонах демонстрируют сходство с моделью логарифмического роста. На лесостепных участках, границы понижений на которых определены по опашке, также наблюдается сходство с моделью логарифмического роста.

На участке 1 сходство с моделью логарифмического роста отмечается как для выборки из всех понижений, так и только для незалесенных. Для выборки из залесенных просадок не подтверждено пуассоновское распределение их на ключевом участке, в то время как распределение и площа-

Результаты статистической проверки согласия эмпирических и теоретических распределений на уровне значимости 0.95

Ключевой участок	Проверяемая выборка	Число понижений	Значение p					
			логнормальность площадей	нормальность средних диаметров	пуассоновское распределение (для площадок разных размеров)			
					R	1.5R	2R	3R
1	Залесенные и незалесенные	121			0.263	0.398	0.768	0.567
	Залесенные	49	0.801	0.779	0.027	0.000	0.000	0.000
	Незалесенные	72	0.181	0.010	0.142	0.085	0.317	0.000
	“Пятна вымокания”	69	0.033	0.194	0.006	0.219	0.267	0.000
2	По границе леса	756	0.000	0.000	0.276	0.330	0.000	0.000
3	По опашке	274	0.083	0.000	0.616	0.914	0.411	0.000
4	По границе леса	448	0.126	0.000	0.343	0.001	0.000	0.000
5	“Пятна вымокания”	119	0.431	0.440	0.000	0.000	0.000	0.000
6		217	0.155	0.000	0.673	0.075	0.000	0.000
7		207	0.720	0.000	0.125	0.489	0.022	0.920
8		101	0.116	0.000	0.095	0.651	0.910	0.116
9		103	0.054	0.000	0.936	0.365	0.183	0.582
10		70	0.594	0.000	0.055	0.247	0.183	0.001
11		109	0.139	0.001	0.000	0.195	0.715	0.075
12		134	0.161	0.000	0.530	0.046	0.000	0.000

*В таблице даны величины p — дополнений до единицы квантилей, отвечающих вычисленному значению критерия Пирсона; соответственно гипотеза выполняется на уровне 0.95, если приведенная величина больше 0.05.

дей, и средних диаметров демонстрирует сходство с обеими моделями.

Особняком стоят результаты исследований “пятен вымокания” — понижений со слабо выраженными бортами. Эти формы рельефа не видны на участках, покрытых естественной растительностью, но могут быть отдешифрованы на распаханных участках. Анализ рисунка “пятен вымокания” на участках 1 и 5 подтверждает сходство их распределения с моделью квазиравномерного роста и не отвечает первой модели. Для участка 5 также не отмечено соответствие распределения количества просадок на случайной площадке пуассоновскому распределению.

Таким образом, для большинства ключевых участков с развитием просадочных процессов вне зависимости от конкретных особенностей процесса наблюдается сходство эмпирических параметров ландшафтного рисунка с результатами анализа теоретической модели с синхронным стартом и логарифмическим ростом площади просадок.

Выполненные исследования позволяют сделать следующие выводы.

Использование вероятностных моделей перспективно для анализа экзогенных геологических процессов.

Основное современное направление использования моделей — анализ динамики экзогенных геологических процессов, изучение закономерностей развития очагов процессов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Абатуров Б.Д.* Западинный микрорельеф Прикаспийской низменности и механизмы его формирования // *Аридные экосистемы*. 2010. Т. 16. № 5. С. 31–45.
2. *Аникеев А.В.* Провалы и оседания земной поверхности в карстовых районах: Автореф. дис. ... д-ра геол.-мин. наук. М.: “11-й ФОРМАТ”, 2014. 48 с.
3. *Викторов А.С.* Методы математической морфологии ландшафта в инженерной геологии и геоэкологии // *Геоэкология*. 2003. № 5. С. 448–555.
4. *Викторов А.С.* Модель возрастной дифференциации аллювиальных равнин // *Геоэкология*. 2007. № 4. С. 302–309.
5. *Викторов А.С., Капранова В.Н.* Применение методов математической морфологии ландшафта для оценки риска поражения линейных инженерных сооружений опасными экзогенными процессами // *Геоэкология*. 2011. № 2. С. 165–174.
6. *Викторов А.С., Капранова В.Н., Орлов Т.В., Трапезникова О.Н., Архипова М.В., Березин П.В., Зверев А.В., Садков С.А.* Анализ развития морфологической структуры озерно-термокарстовых равнин на основе математической модели // *Геоморфология*. 2015. № 3. С. 3–13.

7. Казеев А. И. Механизм и закономерности развития глубоких оползневых подвижек в г. Москве в фазу катастрофической активизации оползневого процесса // Автореф. дисс на соиск. уч. ст. канд. геол.-мин. наук. М.: "11-й ФОРМАТ", 2012. 24 с.
8. Королюк В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В. и др. Справочник по теории вероятности и математической статистике. М.: Наука, 1985. 640 с.
9. Крамер Г. Математические методы статистики. М.: Мир, 1975. 648 с.
10. Трофимов В. Т. Инженерная геология массивов лесовых пород: уч. пос.. М.: КДУ, 2007. 398 с.
11. Viktorov A. S. Mathematical-model of thermokarst lacustrine plains as a basis for interpretation of space survey data // *Earth observation and remote sensing*. 1996. 13(5), P. 739–749.
12. Viktorov A. S. Risk Assessment Based on the Mathematical Model of Diffuse Exogenous Geological Processes // *Mathematical Geology*. 2007. V. 39. N8. P. 735–748.
5. Victorov, A.S., Kapralova, V.N. *Primeneniye metodov matematicheskoi morfologii landshaftov dlya otsenki riska porazheniya lineinykh inzhenernykh sooruzhenii opasnymi ekzogennymi protsessami* [Application of methods of mathematical morphology of landscapes to assessing risk of affection of linear engineering structures by exogenous geohazards] *Geoekologiya*, 2011, no. 2, pp. 165–174. (in Russian).
6. Victorov, A.S., Kapralova, V.N., Orlov, T.V., Trapeznikova, O.N., Arkhipova, M.V., Berezin, P.V., Zverev, A.V., Sadkov, S.A. *Analiz razvitiya morfologicheskoi struktury ozyorno-termokarstovykh ravnin na osnove matematicheskoi modeli* [Analysis of the morphological structure development in the thermal karst-lacustrine plains on the basis of the mathematical model]. *Geomorfologiya*, 2015, no. 3, pp. 3–13. (in Russian).
7. Kazeev, A. I. *Mekhanizm i zakonmernosti razvitiya glubokikh opolznevnykh podvizhek v g. Moskve v fazu katastroficheskoi aktivizatsii opolzneвого protsessa*. *Avtoref. kand. geol.-min. nauk* [Mechanisms and regularities of deep landslide movements development in Moscow in the phase of catastrophic landslide process activation. Extended abstract of Cand. Sci. (Geol.-Min.) Dissertation]. Moscow, 11-FORMAT Publ., 2014, 24 p. (in Russian).
8. Korolyuk, V.S., Portenko, N.I., Skorokhod, A.V. etc. *Spravochnik po teorii veroyatnosti i matematicheskoi statistike* [A guidebook in probability theory and mathematical statistics]. Moscow, Nauka Publ., 1985, 640 p. (in Russian).
9. Cramer, H. *Matematicheskiye metody statistiki* [Mathematical methods of statistics]. Translated from English. Moscow, Mir Publ., 1975, 648 p. (in Russian).
10. Trofimov, V. T. *Inzhenernaya geologiya massivov lyossovykh porod* [Engineering geology of loess massifs]. Moscow, KDU Publ., 2007, 398 p. (in Russian).
11. Victorov, A. S. Mathematical model of thermokarst lacustrine plains as a basis for interpretation of space survey data. *Earth observation and remote sensing*, 1996, no. 13(5), pp. 739–749.
12. Viktorov, A. S. Risk assessment based on the mathematical model of diffuse exogenous geological processes. *Mathematical geology*, 2007, vol. 39, no. 8, pp. 735–748.

REFERENCES

1. Abaturon, B. D. *Zapadinyi mikrorel'ef Prikaspiiskoi nizmennosti i mekhanizmy ego formirovaniya* [Microdepressional microrelief of Caspian Lowland and mechanisms of its formation]. *Aridnye ekosistemy*, 2010, vol. 16, no. 5, pp. 31–45. (in Russian).
2. Anikeev, A. V. *Provaly i osedaniya zemnoi poverkhnosti v karstovykh raionakh*. *Avtoref. diss. dokt. geol.-min. nauk* [Surface collapses and subsidence in karst areas. Extended abstract of Doctoral (Geol.-Min.) Dissertation]. Moscow, 11-FORMAT Publ., 2014, 48 p. (in Russian).
3. Victorov, A. S. *Metody matematicheskoi morfologii landshafta v inzhenernoi geologii i geoekologii* [Methods of mathematical landscape morphology in engineering geology and environmental geoscience]. *Geoekologiya*, 2003, no. 5, pp. 448–555. (in Russian).
4. Victorov, A. S. *Model vozrastnoi differentsiatsii allyuvial'nykh ravnin* [The age differentiation model for alluvial plains]. *Geoekologiya*, 2007, no. 4, pp.302–309 (in Russian).

APPLICATION OF PROBABILISTIC MODELS TO THE STUDY OF EXOGENOUS GEOLOGICAL PROCESSES

A. S. Victorov, S. A. Sadkov

Sergeev Institute of Environmental Geoscience, Russian Academy of Sciences, Ulanskii per. 13, str.2, Moscow, 101000 Russia. E-mail: vic-as@mail.ru

The paper focuses on mathematic morphology of landscapes and the application of stochastic models to the study of exogenous geological processes. The paper considers an exogenous process affecting a small object, which is located at a predefined distance from the maximum erosion point upon the lateral erosion. We also investigated the landslide area pattern and the dynamics of areas with wide-spread soil subsidence. The performed analysis showed that the stochastic models are applicable for analyzing and forecasting the development of exogenous geological processes.

Key words: *hazardous geological processes, landslide, alluvial plain, collapsibility of loess, mathematical morphology of landscapes.*