

УДК 624.131.3:519.22(479.25)

Э. Б. БАРСЕГЯН

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ И РЕШЕНИЯ
НЕКОТОРЫХ ПРАКТИЧЕСКИХ ЗАДАЧ
ИНЖЕНЕРНОЙ ГЕОЛОГИИ

В статье рассматриваются три примера построения статистической модели методом наименьших квадратов (МНК). В каждом примере приводится уравнение регрессии, на основе которого исследуемые свойства грунтов характеризуются исходя из совокупности всех наблюдений. Приведенные в статье примеры относятся к оценке показателей свойств грунтов, отсыпанных в ядре плотины водохранилища на р. Джогаз, сиснанской озерно-диатомовой толщи и др.

Необходимость применения статистических моделей в области инженерной геологии обусловлена решением ряда задач, требующих оценки свойств, процессов, явлений в совокупности тех факторов, которые существенно влияют на данный объект оценки [1]. Такие задачи могут быть решены путем представления результатов наблюдений в виде некоторой математической функции, параметры которой устанавливаются совокупностью частных наблюдений (объему выборок) [1, 4]. Указанная функция с доверительными интервалами изменения ее параметров является статистической моделью инженерно-геологического свойства, процесса, явления.

Начиная с выпуска ГОСТ-20522—75, статистический метод обработки данных показателей всех видов физических, а также некоторых деформационных и прочностных характеристик, стал обязательным по выбору расчетных характеристик для выделенного инженерно-геологического элемента (ИГЭ). Однако по ГОСТу-20522—75 можно установить расчетные характеристики изолированно от других факторов, по которым необходимо оценить те возможные отклонения, которые могут происходить под их влиянием.

Следует отметить, что статистическая модель должна иметь четко сформулированный геологический смысл, без которого построенная модель не может являться той основой, по которой должны быть оценены данное инженерно-геологическое свойство, процесс или явление [4].

Другим немаловажным значением статистической модели является ответ на вопрос «А что будет, если зависимые и независимые переменные будут иметь определенные значения?» [6] — вопрос, на который требуется однозначный ответ, достоверность которого является мерилем качества статистической модели.

Наиболее распространенным способом построения статистических моделей является регрессионный анализ методом наименьших квадратов [1]. Регрессионный анализ можно произвести как на ЭВМ, так и обыкновенной цифровой машиной. В качестве примера в настоящей

статье рассматриваются модели сопротивляемости сдвигу ядра плотины водохранилища на реке Джогаз. физических и водно-физических свойств сиснанской диатомовой толщи, деформации диатомита при испытании в условиях компрессии.

1. После завершения строительства плотины водохранилища на реке Джогаз возникла необходимость сопоставления фактических показателей свойств грунтов ядра плотины с проектными данными. По данным ежемесячных сводок геотехконтроля Главармводстроя в пределах ядра плотины были произведены следующие анализы: объемная масса скелета и весовая влажность—8072 определений, комплекс анализов: грансостав, микроагрегатный состав, пределы пластичности, рН, содержание легкорастворимых солей (анализы водных вытяжек), угол внутреннего трения и сцепление по 64 определениям. Считая, что основными расчетными характеристиками устойчивости плотины являются угол внутреннего трения, сцепление и объемные массы грунта и скелета, был произведен регрессионный анализ методом наименьших квадратов, при этом рассматривались как независимые переменные объемная масса скелета и степень водонасыщения, а зависимые переменные—угол внутреннего трения и сцепление. После вычисления параметров регрессии, считая, что $\varphi = f(\gamma_c, G)$ как линейная $c = f(\gamma_c, G)$ логарифмическая, а $\lg C = f(\gamma_c, G)$ линейная, получим: $\hat{\varphi} = 0,255 - 0,242\gamma_c - 0,31 G$ (1-1) $\hat{\lg C} = 0,81\gamma_c - 0,41 G - 1,13$ (1-2), где φ —угол внутреннего трения в радианах, c —сцепление 10^{-1} МПа (кг/см^2), γ_c —объемная масса скелета 10^{-3} кг/м^3 , G —степень водонасыщения. Следует отметить, что математический смысл равенств (1-1, 1-2) заключается в том, что они характеризуют влияние γ_c и G на значения φ и c наилучшим образом [1,6]. Доверительные интервалы значений φ и c при вероятности $\alpha = 0,95$ и значений $\gamma_c = 1,65 \cdot 10^{-3}$ кг/м^3 при односторонней доверительной вероятности 0,98 (по 8072 определениям), $\hat{\sigma} \cdot t_{\alpha} = \pm \pm 0,035$, где $\hat{\sigma}$ —дисперсия оценок, t_{α} —распределение Стьюдента, равное 1,67 при односторонней доверительной вероятности, при числе степеней свободы $61 \cdot \sigma \cdot t_{\alpha} = -0,035$. Здесь принимается $G = 1$, то есть полное водонасыщение. Таким образом при $\gamma_c = 1,65$ надежное значение $\varphi = 0,309$ радиан или 18 градусов. На вопрос: „А что будет, если?“ рассматривается так: из общего числа определений γ_c несколько определений имеют значение $1,52 \cdot 10^{-3}$ кг/м^3 , что будет, если такие определения были бы значительными по количеству? Аналогичным расчетом $\alpha = 0,278$ радиан или $15^{\circ}53$. Для равенства (1-2) при $\gamma_c = 1,65 \cdot 10^{-3}$ кг/м^3 , $\hat{\sigma} \cdot t_{\alpha} = 0,03$, $\lg c = -1,766$, $c = 0,583 \cdot 10^{-1}$ МПа.

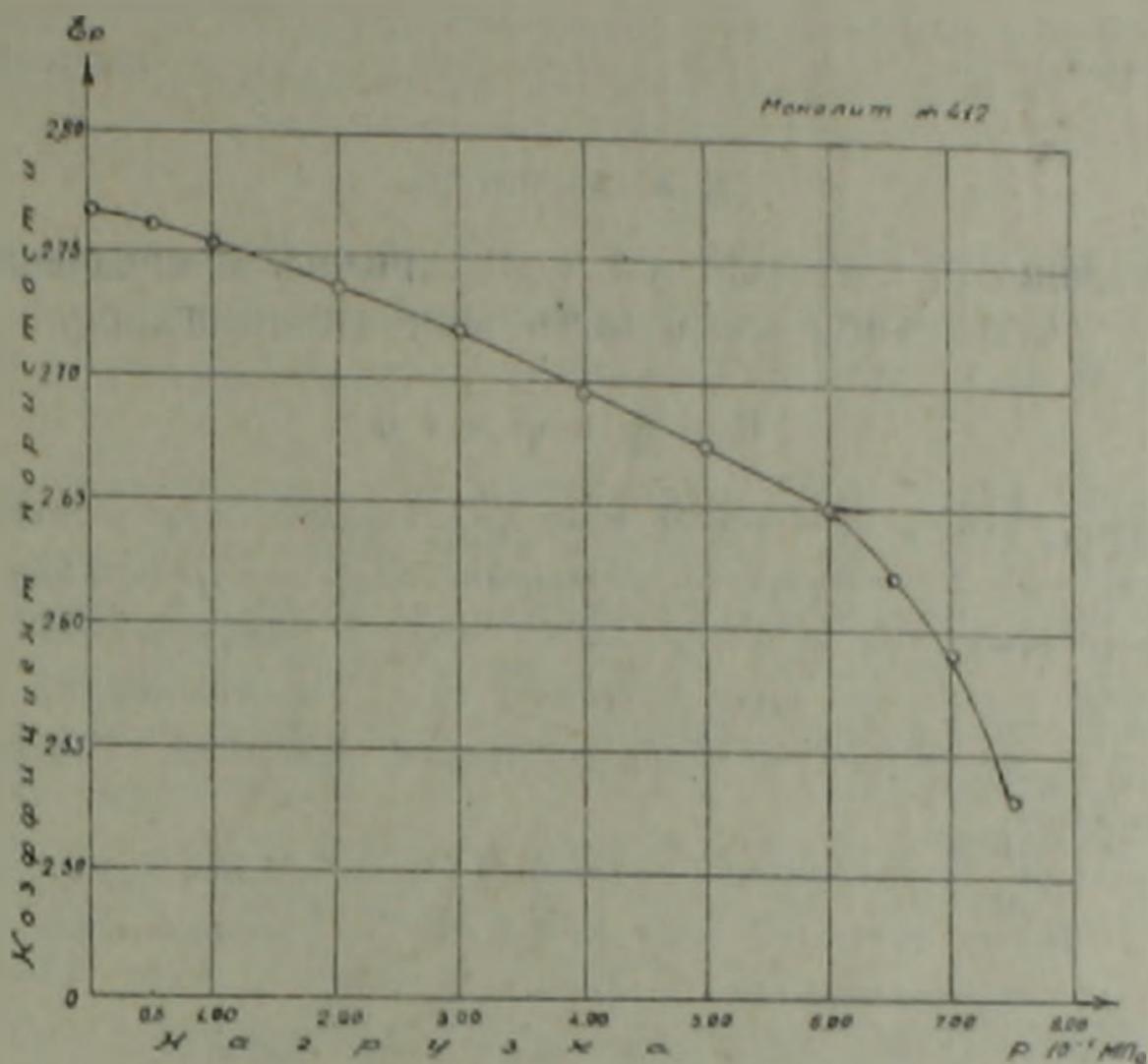
Проектные значения $\varphi = 15^{\circ}$, $c = 0,3 - 10^{-1}$ МПа. Причиной таких сравнительно высоких фактических значений показателей сопротивляемости сдвигу является высокая плотность, что в свою очередь обусловлено применением высокоэффективных средств укатки. Другой причиной является возникновение структурных связей после уплотнения

с увлажнением. По данным анализов, коэффициент агрегированности составляет 1,1—1,32 для частиц менее 0,005 мм, что говорит о возникших после отсыпки связях [2]. Цементирующим материалом здесь является нерастворимый карбонат кальция.

II. Множественным регрессионным анализом построена модель некоторых физических и водно-физических показателей свойств грунтов сиссиановой диатомовой толщи. Подбором 105 наиболее полных анализов, выполненных в различных лабораториях республики, было произведено вычисление на ЭВМ Минск-32. В результате было получено $W_r = 1,13 + 0,42\gamma_v - 1,3\gamma_c$ (II-1), где W_r — предел текучести в долях единицы, γ_v , γ_c — удельная и объемная массы частиц и скелета в 10^{-3} кг/м³. Дисперсия оценок при частных значениях γ_v и γ_c составляет $\sigma \cdot t_a = 0,40 t_a$. Единственным способом оценки параметров по сближению к допустимым пределам это снижение t_a путем снижения доверительной вероятности α . При $\alpha = 0,70$, $\sigma t_a = 0,041$, то есть при частных значениях γ_v и γ_c — предел текучести W_r можно вычислить в пределах допустимых ошибок, с доверительной вероятностью $\alpha = 0,70$. Разброс при этом составит $\pm 0,04$ или 8%. Равенством II-1 можно решать некоторые практические задачи предварительного характера, а для сооружений III и IV классов 70% обеспеченность вполне приемлема. Это равенство можно записать и в следующем виде: $\gamma_c = 0,57 + 0,32\gamma_v - 0,77 W_r$ (II-2), по которому простейшими анализами образцов нарушенной структуры (определив W_r и γ_v) можно определить значения коэффициента пористости и других показателей свойств по имеющимся детерминированным зависимостям.

III. Статистическим методом можно установить также математическую зависимость понятийной модели. В качестве примера приводим компрессионную кривую наиболее чистого диатомита бассейна среднего течения р. Ахурян из участка Вартапети-Баха (рис. 1). Здесь представлена зависимость $E_p = f(P)$, где P — нагрузка, E_p — коэффициент пористости. В первом приближении видно (рис. 1), что кривая компрессии имеет параболическую зависимость. Принимая нагрузку P как независимую переменную, а E_p как зависимую, по численным значениям рис. 1 проводится парный регрессионный анализ, считая, что если зависимость $E_p = f(P)$ параболическая, то зависимость $E_p = f(P^2)$ будет линейной [6] типа $y = a + bx$, ($E_p = y$, $P^2 = x$). В результате вычислений получается $b = -0,004$, $\alpha = 2,769$. Как видно из рис. 1, параметр α численно равен E_0 — начальному коэффициенту пористости. Уравнение кривой компрессии рис. 1 имеет вид $E_p = 2,769 - 0,004 P^2$, (III-2). Дисперсия параметров $\sigma \cdot t_a$, при объеме выборок, равном 11, составляет $a = \hat{a} \pm 0,0095$, $b = \hat{b} \pm 0,001$ при $t_a = 2,82$. Значение t_a можно снизить путем увеличения объема выборок (увеличением числа точек наблюдений), путем сокращения ступеней нагрузок. Автором произведено свыше 10 таких регрессионных анализов, которые дали дисперсию значений параметров в пределах ошибок лабораторных анализов.

Таким образом, обобщенным уравнением кривой компрессии диатомита следует считать $E_p = E_0 + AP^2$ (III-3), где A некоторая постоянная, $A = \frac{E_p \cdot E_0}{P^2}$ и так как $E_p < E_0$ значение A всегда отрицательное. Отметим, что данное уравнение обусловлено внутренним строением диатомитов и зависит от содержания диатомовых частиц.



P	0	0,5	1,0	2,0	3,0	4,0	5,0	6,0	6,5	7,0	7,5
E_p	277	2765	2753	2739	272	269	2679	265	262	2585	254

Рис. 1. Кривая компрессии $E_p - f(P)$ диатомита (левый склон долины р. Ахурия, участок Вартапети-бах).

По мере уменьшения количества последних парабола выпрямляется и при значениях объемной массы скелета $0,9 - 1,1 \cdot 10^{-3} \text{ кг/м}^3$ становится линейной $E_p = E_0 - AP$, дальнейшее уменьшение количества диатомовых частиц в грунте приводит к логарифмической зависимости, присущей нормально глинистым грунтам $E_p = E_0 - A \lg P$ [5].

Приведенные примеры практического применения статистических моделей показывают, что при наличии определенного объема выборки можно с достаточной надежностью предсказать возможные результаты тех или иных инженерно-геологических процессов и явлений, исходя из характеристик, влияющих на данный процесс или явление. Статистические модели могут быть применены также при математическом моделировании геодинамических процессов (оценки устойчивости земляных массивов, оползневых склонов, переработки берегов водохранилищ и др.), где вместо среднеарифметических или среднестатистических значений можно закладывать регрессионные уравнения с доверительными интервалами, обеспечивающими надежность расчетов в широком диапазоне. Необходимо отметить, что для любого объекта моделирования

при наличии геологического смысла зависимых и независимых переменных, существенно влияющих друг на друга, можно построить статистические модели с заданной доверительной вероятностью (точностью оценки). Например, равенства II—1 и II—2 можно построить с доверительной вероятностью 0,95, если диатомиты отделить от диатомовых глин, например Толорсского участка, и иметь объем выработок не менее 30.

Արմհնրօվոճ

Սօսուիլա 27. IV. 1981.

Է. Բ. ԲԱՐՍԵՂՅԱՆ

ՎԻՃԱԿԱԿՐԱԿԱՆ ՄՈՂԵԼՆԵՐ ԵՎ ԻՆՃԵՆԵՐԱԿԱՆ ԵՐԿՐԱԲԱՆՈՒԹՅԱՆ
ՈՐՈՇ ԿՈՐՄԱԿԱՆ ԽՆԴԻՐՆԵՐԻ ԼՈՒՍՈՒՄՆԵՐԸ

Ա մ փ ո փ ու մ

Ինժեներական-երկրաբանական որոշ գործնական հարցեր լուծելիս հաճախ անհրաժեշտություն է առաջանում գիտարկումների արդյունքները ներկայացնել վիճակագրական մոդելի ձևով: Նման մոդելը ներկայացվում է այնպիսի մի ֆունկցիայի ձևով, որը որոշ իմաստով «լավ» գնահատական հանդիսանալուսումնասիրվող ինժեներական-երկրաբանական պրոցեսի, հատկության կամ երևույթի համար:

Ինժեներական-երկրաբանական պրակտիկայում վիճակագրական մոդելների կառուցման ամենատարածված ձևը ռեգրեսիայի հավասարման կազմումն է փոքրագույն բառակուսիների եղանակով:

Հողվածում բերված է նման մոդելների Երեք օրինակ:

E. B. BARSEGHIAN

STATISTICAL MODELS AND SOLUTIONS OF SOME GEOLOGICAL
ENGINEERING PRACTICAL PROBLEMS

A b s t r a c t

Three examples of statistical models construction are considered by the method of the least squares (MLS). In each example the regression equations are brought on the basis of which the grounds properties are characterized proceeding from the whole complex of observations.

The brought examples concern the estimation of those grounds characteristics indices which are poured out in the Djoghaz reservoir weir core as well as the Sisian lacustrine-diatomic series etc.

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. Амбарцумян Г. А. Теория вероятностей (на армянском языке). Изд. «Луйс», Ереван, 1977.
2. Горькова И. М. Структурные и деформационные особенности осадочных пород различной степени уплотнений и литификации. «Наука», М., 1965.
3. ГОСТ 20522—75. Грунты. Метод статистической обработки результатов определений характеристик. Изд. стандартов, 1975.
4. Крамбейн У. и Грейбилл Ф. Статистические модели в геологии. «Мир», М., 1969.
5. Маслов Н. Н. Основы механики грунтов и инженерной геологии. Изд. II, «Высшая школа», М., 1968.
6. Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования. «Статистика», М., 1977.