МИНИСТЕРСТВО СТРОИТЕЛЬСТВА ПРЕДПРИЯТИЙ
НЕФТЯНОЙ И ГАЗОВОЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

ВСЕСОЮЗНЫЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ
ПО СТРОИТЕЛЬСТВУ МАГИСТРАЛЬНЫХ ТРУБОПРОВОДОВ
ВНИИСТ

МЕТОДИКА

АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ ОБРАБОТКИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ОБ ИЗМЕНЧИВЫХ ФАКТОРАХ, УЧИТЫВАЕМЫХ В РАСЧЕТАХ НАДЕЖНОСТИ КОНСТРУКЦИЙ МАГИСТРАЛЬНЫХ ТРУБОПРОВОДОВ

Р 600-86

Москва 1987

Настоящий документ устанавливает способы обработки статистической информации об изменчивых факторах, учитываемых в расчетах надежности конструкций трубопроводов, и содержит соответствующие алгоритмы решения задач обработки информации на ЭВМ.

Методика разработана сотрудниками отдела прочности и надежности конструкций магистральных трубопроводов и лаборатории математических методов исследован канд.техн.наук В.Д.Шапиро, зав.группой I.А. [illegible], кандидатами технических наук В.В.[illegible] Е.И.Федоровым, мл.научн.сотрудниками Г.М. [illegible], В.И.Васильевым, ст.инж. Л.Г. Холстовой.

Министерство строительства предприятий нефтяной и газовой промышленности	Методика автоматизированной обработки статистической информации об изменчивых факторах, учитываемых в расчетах надежности конструкций магистральных трубопроводов	Впервые

I. ОБЩИЕ ПОЛОЖЕНИЯ

Для вероятностного прогнозирования надежности конструкций магистральных трубопроводов требуется обработка большого количества статистических данных о различных изменчивых факторах.

Основными изменчивыми факторами, учитываемыми в том или ином сочетании при расчетном прогнозировании показателей надежности конструкций трубопроводов, являются:

механические свойства исходных материалов и конструктивных элементов (предел текучести, временное сопротивление, относительное удлинение, ударная вязкость);

эксплуатационные нагрузки (внутреннее давление в трубопроводе, температура перекачки);

параметры качества сооружения трубопровода (фактические радиусы упругого изгиба, в том числе на прямолинейных по проекту участках линейной части, высота засыпки над трубой по длине трассы, дефектность монтажных сварных соединений, фактические расстояния между пригрузами или анкерными устройствами);

характеристики свойств грунтов на трассе (угол внутреннего трения, удельное сопротивление, объемный вес грунта, удельный вес грунта, пористость);

природно-климатические нагрузки и воздействия (ветровые нагрузки на надземные трубопроводы, температура и влажность наружного воздуха, силы морозного пучения, воздействия вследствие обводнения и другие).

Изменчивые факторы, учитываемые при прогнозировании показателей надежности конструкций трубопроводов, являются с точки зрения теории вероятностей либо случайными величинами, либо случайными функциями (случайными процессами), а совокупности

Внесена ВНИИСТом отделом прочности и надежности конструкций магистральных трубопроводов	Утверждена ВНИИСТом 23 июня 1986 г.	Срок введения в действие I января 1987 г.

сведений об изменчивых факторах образуют массивы исходной статистической информации для расчета характеристик этих случайных величин и функций.

В процессе проводимых отделом прочности и надежности конструкций трубопроводов ВНИИСТа исследований в области конструктивной надежности лабораторией математических методов исследований разработан ряд программ для ЭВМ типа ЕС по обработке информации об указанных выше статистически изменчивых факторах.

Разработанный комплекс программ является частью системы сбора и обработки информации для расчетов надежности конструкций магистральных трубопроводов.

В настоящей работе приводится описание разработанных отделом прочности и надежности алгоритмов 3 основных программ указанного комплекса. С учетом задач отрасли разработан также ряд модификаций программы *ООКNВ*, учитывающих возможность поэлементного ввода данных, обработки массива данных по подвыборкам (для целей статистического производственного контроля), программа обработки случайных функций, обладающих свойством эргодичности и др.

С разработкой настоящих программ не исключается применение стандартных программ обработки статистической информации, входящих в математическое обеспечение ЭВМ типа ЕС. Разработанные ВНИИСТом программы унифицируют процедуру обработки информации, исключают в большинстве случаев необходимость подбора подходящих для теоретического описания кривых распределения. Это связано с тем, что возможности стандартных программ при обработке реальных статистик ограничены: кривые распределения, как правило, подбираются лишь по 2 параметрам, поэтому часто требуется проводить перебор различных типов кривых, чтобы удовлетворить критерию согласия. Применяемые в программах ВНИИСТа кривые распределения являются значительно более гибкими, поскольку теоретическое описание для них выполняется по 3 или 4 параметрам, что обеспечивает достаточную универсальность метода. Столь же простой и удобной для применения является также разработанная программа обработки сведений о стационарных или близких к стационарным случайных функциях и процессах.

Указанные преимущества разработанных ВНИИСТом программ дают основание полагать, что они найдут достаточно широкое применение для решения трудоемких в вычислительном отношении задач информационного обеспечения отрасли.

2. ОБРАБОТКА СТАТИСТИЧЕСКИХ СВЕДЕНИЙ ОБ ИЗМЕНЧИВЫХ ФАКТОРАХ, ПРЕДСТАВЛЯЕМЫХ В ВИДЕ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Исходная информация о случайной величине представляется в виде гистограммы, т.е. статистического распределения наблюдаемых частот появления случайной величины по интервалам ее значений.

В зависимости от цели обработки и характера описываемой случайной величины статистическая обработка информации производится либо с использованием распределения Грама-Шарлье (тип А) [1], либо с помощью распределения Крицкого-Менкеля (3-параметрическая модификация гамма-распределения) [2].

2.1. Обработка информации с применением распределения Грама-Шарлье (программа OOKNG)

Программа OOKNG предназначенная для обработки статистической информации о случайных величинах, имеющих распределения, близкие к нормальному, решает задачу теоретического описания статистических наблюдений с помощью кривой Грама-Шарлье с последующей проверкой согласия статистического и теоретического распределений по критерию Пирсона

Обработка статистической информации для любых случайных величин производится по единой схеме:

определение числовых характеристик распределения;

расчет теоретических ординат функций и плотности распределения;

определение выравнивающих частот, их сравнение с наблюдаемыми частотами и проверка согласования теоретического и опытного распределения по критерию χ^2.

Исходными данными для расчета по этой программе являются сведения, характеризующие данную выборку, представленную в виде гистограммы:

k – число интервалов;

x_i – середины интервалов;

n_i – разрядные частоты, где $i = 1, \ldots, k$ – номер разряда гистограммы.

Вычисляются:

сумма частот всех разрядов гистограммы

$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i \; ; \tag{1}$$

шаг гистограммы

$$C = \frac{x_k - x_1}{k-1} \; ; \tag{2}$$

отклонения от начального значения, за которое принимается середина первого разряда гистограммы, в рабочих единицах

$$x_i = \frac{x_i - x_1}{C} \; , \tag{3}$$

четыре обыкновенных начальных момента

$$m_h = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i x_i^h}{N} \; , \tag{4}$$

где $h = 1, \ldots, 4$;

среднее значение

$$\bar{x} = x_1 + m_1 C \; ; \tag{5}$$

центральные моменты

$$\mu_2 = m_2 - m_1^2 \; ; \tag{6}$$

$$\mu_3 = m_3 - 3m_2 m_1 + 2m_1^3 \; ; \tag{7}$$

$$\mu_4 = m_4 - 4m_3 m_1 + 6m_2 m_1^2 - 3m_1^4 \; ; \tag{8}$$

именованный стандарт

$$\sigma = C\sqrt{\mu_2} \; ; \tag{9}$$

коэффициент асимметрии

$$\alpha = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \; ; \tag{10}$$

коэффициент эксцесса

$$\varepsilon = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 \; ; \tag{11}$$

отклонения середин интервалов от среднего значения в единицах стандартного отклонения

$$z_i = \frac{x_i - \bar{X}}{\sigma} \; ; \tag{12}$$

плотность нормального распределения, отнесенная к серединам интервалов

$$f(z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z_i^2}{2}}; \tag{13}$$

полиномы Эрмита

$$S = 3z_i - z_i^3; \tag{14}$$

$$H = 3 - 6z_i^2 + z_i^4; \tag{15}$$

производные

$$f''(z_i) = (z_i^2 - 1) f(z_i); \tag{16}$$

$$f'''(z_i) = S f(z_i); \tag{17}$$

$$f^{IV}(z_i) = H f(z_i); \tag{18}$$

коэффициенты

$$C_3 = -\frac{\alpha}{6}; \quad C_4 = \frac{i}{24}$$

значения теоретической плотности распределения кривой Грама-Шарлье в серединах интервалов

$$\varphi(z_i) = f(z_i) + C_3 f'''(z_i) + C_4 f^{IV}(z_i); \tag{19}$$

значения функции распределения по границам интервалов

$$F_i = \int_{-\infty}^{z_i} f(z)\,dz + C_3 f''(z_i) + C_4 f'''(z_i). \tag{20}$$

Далее производится проверка согласия по критерию χ^2 (Пирсона), для чего вычисляются:

теоретические (выравнивающие) частоты по разрядам

$$\Delta \mathcal{F}_i = (\mathcal{F}_i - \mathcal{F}_{i-1}); \tag{21}$$

значение критерия согласия

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{K} \frac{(n_i - \Delta \mathcal{F}_i)^2}{\Delta \mathcal{F}_i}. \tag{22}$$

Число степеней свободы ν составляет $\nu = K - 5$ (где K – число значащих разрядов).

С учетом вычисленного по программе значения χ^2 и соответствующего ему значения ν по таблице χ^2– распределения находим значение $p(\chi^2)$

На рис.I приведен пример использования программы $DORNO$ при статистическом описании сведений о прочности материала труб для магистральных трубопроводов. При описании некоторых массивов данных по указанной программе (как и в приведенном на рисунке примере) наблюдается биение теоретической кривой в хвостах распределения, что несколько снижает эффективность описания статистических данных кривой Грама-Шарлье. Для таких случаев следует применять программу $STAT$, не имеющую указанного недостатка.

2.2. Обработка информации с применением распределения Крицкого-Менкеля (программа $STAT$)

Программа $STAT$ решает задачу теоретического описания непрерывных случайных величин по выборочным данным, представленным в виде гистограммы, с последующей проверкой согласия по критерию χ^2. В отличие от описанных в п.2.I кривых, областью определения которых является вся числовая ось, кривые Крицкого-Менкеля имеют одностороннее (справа или слева) ограничение. Существенное преимущество метода - гарантированная гладкость кривых распределения в области малых вероятностей на асимптотическом хвосте. Данные кривые являются трехпараметрическими. В основе кривых лежит гамма-распределение с плотностью

$$f(x)=\frac{1}{\Gamma(\gamma)}x^{\gamma-1}e^{-x}; \qquad 0\leq x<+\infty \tag{23}$$

и функцией распределения

$$F(x)=\frac{1}{\Gamma(\gamma)}\int_0^x x^{\gamma-1}e^{-x}dx. \tag{24}$$

Первые три начальных момента гамма-распределения вычисляются по формулам:

$$\left.\begin{aligned} m_1&=\gamma;\\ m_2&=\gamma(\gamma+1),\\ m_3&=\gamma(\gamma+1)(\gamma+2) \end{aligned}\right\} \tag{25}$$

Дисперсия гамма-распределения равна:

$$\sigma^2=m_2-m_1^2=\gamma.$$

Для получения трехпараметрической кривой распределения используют функцию:

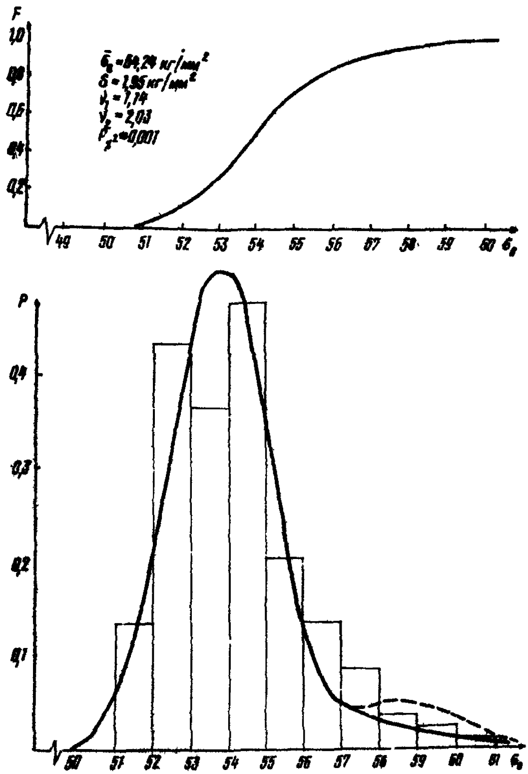

Рис.I. Статистическое описание по программе $OOKNG$ массива заводских лабораторных данных по временному сопротивлению ($\sigma_в$) труб Ø 720х8 мм:

$\sigma_в, S, \nu, \nu_2$ –характеристики распределения, соответственно, среднее, стандарт, косость, крутость; F, P – соответственно функция и плотность распределения

$$y(x)=ax^{b}; \quad a>0,\ b>0, \qquad (26)$$

где случайный аргумент x имеет распределение с плотностью (23). Функция (26) в пределах области определения гамма-функции $0 \leq x < +\infty$ является монотонной, поэтому обратная ей функция является однозначной. Плотность распределения случайной величины y как монотонной функции одного случайного аргумента определяется через плотность распределения аргумента по формуле работы [3]:

$$P(y)=f[\psi(y)]/\psi'(y)/, \qquad (27)$$

где $\psi(y)$ – функция, обратная $y(x)$;

$f[\psi(y)]$ – плотность распределения (23) аргумента, выраженного в виде $x=\psi(y)$;

$/\psi'(y)/$ – модуль производной функции $\psi(y)$

Если учесть, что

$$x=\psi(y)=\left(\frac{y}{a}\right)^{K}, \quad K=\frac{1}{b}, \qquad (28)$$

плотность распределения (27) будет иметь вид:

$$P(y)=f\left[\left(\frac{y}{a}\right)^{K}\right]/K\left(\frac{y}{a}\right)^{K-1}/=\frac{Ka^{-K\gamma}}{\Gamma(\gamma)}\,e^{-\left(\frac{y}{a}\right)^{K}}\cdot y^{K\gamma-1} \qquad (29)$$

Распределение (29) является трехпараметрическим с параметрами a, K, γ. Задача заключается в том, чтобы по выборке значений $y_1, \ldots, y_n$ случайной величины y определить параметры a, K, γ распределения с плотностью $p(y)$.

Примечание. Применяемые ранее для решения этой задачи способы предполагали непосредственное использование выражений для первых трех моментов распределения (29). Полученные при этом три условия для определения параметров удается свести к решению системы двух нелинейных уравнений. Такую систему требуется решать методом подбора корней, что весьма затруднительно как при ручном счете, так и при решении задачи на ЭВМ. Существующие таблицы [4-5] и другие, в которых указанная система нелинейных уравнений решается для некоторых значений коэффициентов вариации и асимметрии, не обеспечивают эффективного решения задачи. Указанные обстоятельства привели к необходимости поиска более эффективного решения задачи параметризации распределения Крицкого-Менкеля. Такое решение было найдено с помощью описанного ниже преобразования.

Для решения задачи параметризации следует произвести преобразование исходной выборки $y_1, \ldots, y_n$ случайной величины y с использованием условия (28). Исходная статистика при этом приобретает вид:

$$\left(\frac{y_1}{a}\right)^K, \ldots, \left(\frac{y_n}{a}\right)^K, \qquad (30)$$

где $K = \frac{1}{b}$.

Так как исходная выборка $y_1, \ldots, y_n$ аппроксимировалась трехпараметрической кривой Крицкого-Менкеля с параметрами a, K и γ, преобразование (30) превращает ее при соответствующем подборе параметров в однопараметрическое гамма-распределение с плотностью (23) и параметром γ. С использованием соотношения (25) условия оценки трех первых начальных моментов гамма-распределения по выборочным данным можно представить в виде:

$$\left.\begin{aligned} &\sum_i \left(\frac{y_i}{a}\right)^K p_i = \gamma; \\ &\sum_i \left(\frac{y_i}{a}\right)^{2K} p_i = \gamma(\gamma+1); \\ &\sum_i \left(\frac{y_i}{a}\right)^{3K} p_i = \gamma(\gamma+1)(\gamma+2) \end{aligned}\right\}, \qquad (31)$$

где p_i – относительная частота (вероятность) i-го значения случайной величины $x = \left(\frac{y}{a}\right)^K = \left(\frac{y}{a}\right)^{\frac{1}{b}}$, имеющей гамма-распределение.

После преобразования левых частей (31) эти условия будут иметь вид:

$$\begin{aligned} &\frac{\sum_i y_i^K p_i}{a^K} = \gamma; \\ &\frac{\sum_i y_i^{2K} p_i}{a^{2K}} = \gamma(\gamma+1); \\ &\frac{\sum_i y_i^{3K} p_i}{a^{3K}} = \gamma(\gamma+1)(\gamma+2). \end{aligned} \qquad (32)$$

Возведем в квадрат первое из выражений (32), и разделив на полученный результат второе из выражений (32), получим:

$$F_2 = \frac{\sum_i y_i^{2K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^2} = \frac{\gamma+1}{\gamma}. \qquad (33)$$

Возведем в куб первое из выражений (32), и разделив на полученный результат третье из выражений (32), получим:

$$F_3 = \frac{\sum_i y_i^{3K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^3} = \frac{(\gamma+1)(\gamma+2)}{\gamma^2}. \qquad (34)$$

Выражения (33) и (34) не содержат параметра a. Так как

$$F_3 = F_2\left(\frac{\gamma+2}{\gamma}\right);$$

$$\frac{\gamma+2}{\gamma} = \frac{\gamma+2}{\gamma} + 1 - 1 = 2\,\frac{\gamma+1}{\gamma} - 1 = 2F_2 - 1,$$

получаем условие

$$F_3 - F_2(2F_2 - 1) = 0,$$

не содержащее как параметра a, так и параметра γ.

Таким образом, с учетом выражений для F_2 и F_3 окончательно получаем одно нелинейное уравнение с одним неизвестным К

$$\frac{\sum_i y_i^{3K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^3} - \frac{\sum_i y_i^{2K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^2}\cdot\left(\frac{2\sum_i y_i^{2K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^2} - 1\right) = 0, \qquad (35)$$

Анализ функции

$$f(K) = F_3 - F_2(2F_2 - 1)$$

показал, что в реальном диапазоне значений K она не является монотонной, и уравнение (35) может иметь один - три корня, поэтому выбор лучшего решения производится с помощью оптимизации по критерию χ^2 и исходя из физических соображений.

После определения значения K из решения уравнения (35) следует из условия (33) вычислить значение параметра γ:

$$\gamma = \frac{1}{F_2 - 1}, \qquad (36)$$

а также параметров b и a

$$b = \frac{1}{K}; \qquad (37)$$

$$a = \left(\frac{\sum_i y_i^K p_i}{\gamma}\right)^{\frac{1}{K}}, \qquad (38)$$

после чего могут быть вычислены плотность (29) распределения Крицкого-Менкеля, функция распределения и все необходимые числовые характеристики случайной величины y (среднее, стандарт, коэффициенты асимметрии и эксцесса и др.).

Данное решение реализовано на ЭВМ. На рис.2 приведен пример описания статистических данных о случайной величине прочности (пределе текучести) металла спиральношовных труб диаметром 820х9 мм для нефтегазопроводов с применением кривой Крицкого-Менкеля.

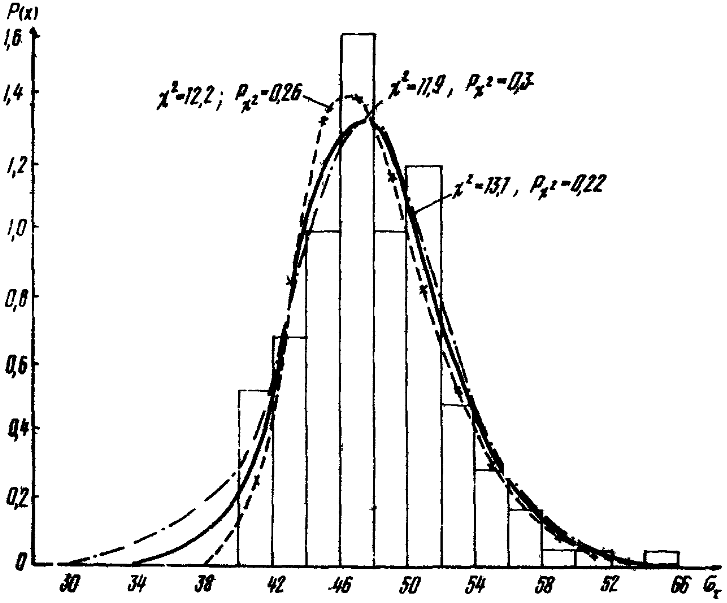

Рис.2. Статистическое описание по программе *STAT* массива заводских лабораторных данных по пределу текучести ($\sigma_т$) труб Ø 820х9 мм для значений условного нуля E_x = 30, 32 и 34 (при решении задачи экстраполяции в область малых вероятностей больших значений $\sigma_т$)

Следует подчеркнуть, что на этапе подготовки статистических данных к обработке по программе $STAT$, помимо формирования гистограммы, должно быть зафиксировано крайнее (минимальное или максимальное - в зависимости от задачи) значение случайной величины, так называемый условный нуль. Выбор условного нуля производится с той стороны от гистограммы, с которой не предусматривается экстраполяция в область малых вероятностей. При этом взаимное расположение на оси абсцисс самой гистограммы и условного нуля с точки зрения области определения гамма-функции не играет роли, так как в программе предусмотрено приведение теоретической кривой распределения к стандартному виду.

Как показал анализ, точность выбора условного нуля в определенных пределах мало влияет на асимптотический хвост распределения, в чем можно убедиться (например, из рис.2) по близости значений критерия согласия для 3 вариантов значений условного нуля.

3. ОБРАБОТКА СТАТИСТИЧЕСКИХ СВЕДЕНИЙ ОБ ИЗМЕНЧИВЫХ ФАКТОРАХ, ПРЕДСТАВЛЯЕМЫХ В ВИДЕ СЛУЧАЙНЫХ ФУНКЦИЙ И ПРОЦЕССОВ (ПРОГРАММА $ONTRO$)

Программа $ONTRO$, предназначенная для обработки статистической информации о случайных функциях, решает задачу расчета характеристик стационарной случайной функции, заданной совокупностью реализаций [3]. Метод решения заключается в сведении случайных функций к системе случайных величин и определении вторых смешанных моментов с последующим составлением матрицы корреляционных моментов.

В качестве массивов наблюдений здесь могут фигурировать данные о случайных радиусах упругого изгиба по длине трубопровода, значения механических характеристик грунтов вдоль трассы, колебания нагрузок во времени (при установившемся режиме работы трубопровода) и другие сведения.

Зарегистрированные значения случайной функции $K_r(x_j)$ заносятся в табл.I, каждая строка которой соответствует определенной реализации случайной функции, а число строк соответствует числу наблюдаемых реализаций.

В качестве реализаций случайной функции обычно принимаются совокупности ее значений по сериям последовательно проводимых наблюдений.

Таблица I

Совокупность реализаций случайной функции

	x_1	x_2	....	x_j	....	x_ℓ	....	x_n
$K_1(x)$	$K_1(x_1)$	$K_1(x_2)$	....	$K_1(x_j)$	....	$K_1(x_\ell)$	....	$K_1(x_n)$
$K_2(x)$	$K_2(x_1)$	$K_2(x_2)$	....	$K_2(x_j)$	....	$K_2(x_\ell)$	....	$K_2(x_n)$
....	....	....	....	...	....	....	....	....
$K_i(x)$	$K_i(x_1)$	$K_i(x_2)$	....	$K_i(x_j)$	....	$K_i(x_\ell)$	....	$K_i(x_n)$
....	....	....	....	....	....	....	....	....
$K_m(x)$	$K_m(x_1)$	$K_m(x_2)$	....	$K_m(x_j)$	....	$K_m(x_\ell)$	....	$K_m(x_n)$

В табл.I n – число наблюдений в пределах одной реализации;

m – число реализаций.

Массивы значений по столбцам образуют систему случайных величин $K(x_1), K(x_2), \dots, K(x_n)$. Каждый из массивов имеет m значений.

Для каждого массива вычисляется:

среднее значение

$$\bar{K}(x_j) = \frac{\sum_{i=1}^{m} K_i(x_j)}{m},$$

где $j = 1, \dots, n$;

дисперсия

$$D_K(x_j) = \frac{\sum_{i=1}^{m} \left[K_i(x_j) - \bar{K}(x_j)\right]^2}{m-1},$$

где $j = 1, \dots, n$,

стандарт

$$\sigma_K(x_j) = \sqrt{D_K(x_j)}$$

Вычисляются значения корреляционных моментов по формуле:

$$k_K(x_j, x_\ell) = \frac{\sum_{i=1}^{m}[\bar{K}_i(x_j) - \bar{\bar{K}}(x_j)][K_i(x_\ell) - \bar{\bar{K}}(x_\ell)]}{m-1},$$

члены корреляционной матрицы см. в табл.2.

Таблица 2

Корреляционная матрица

	x_1	x_2	...	x_j	...	x_ℓ	..	x_n
x_1	$D_K(x_1,x_1)$	$k(x_2,x_1)$	...	$k(x_j,x_1)$	...	$k(x_\ell,x_1)$	...	$k(x_n,x_1)$
x_2		$D_K(x_2,x_2)$	...	$k(x_j,x_2)$	...	$k(x_\ell,x_2)$	...	$k(x_n,x_2)$
...			...	...	...	...	..	...
x_j				$D_K(x_j,x_j)$	...	$k(x_\ell,x_j)$	...	$k(x_n,x_j)$
...					...	...	...	...
x_ℓ						$D_K(x_\ell,x_\ell)$		$k(x_n,x_\ell)$
..							...	...
x_n								$D_K(x_n,x_n)$

Корреляционная матрица содержит $\frac{n(n-1)}{2}$ значений.

Далее вычисляются основные числовые характеристики стационарной случайной функции:

среднее значение случайной функции

$$\bar{\bar{K}}(x) = \frac{\sum_{j=1} K(x_j)}{n};$$

дисперсия случайной функции

$$\bar{\bar{D}}_K(x) = \frac{\sum_{j=1} D_K(x_j)}{n};$$

стандарт случайной функции

$$\bar{\bar{S}}_K = \sqrt{\bar{\bar{D}}_K(x)};$$

значения нормированной корреляционной функции

$$r_K(x_\ell, x_j) = \frac{k(x_\ell, x_j)}{\sigma_K(x_\ell)\sigma_K(x_j)},$$

образующие матрицу значений нормированной корреляционной функции (табл.3).

Таблица 3

Матрица значений нормированной корреляционной функции

	x_1	x_2	...	x_j	...	x_l	...	x_n
x_1	1	$r_K(x_2,x_1)$	...	$r_K(x_j,x_1)$	...	$r_K(x_l,x_1)$	...	$r_K(x_n,x_1)$
x_2		1	...	$r_K(x_j,x_2)$	...	$r_K(x_l,x_2)$	...	$r_K(x_n,x_2)$
...			...	...	...	...	...	...
x_j				1	...	$r_K(x_l,x_j)$	...	$r_K(x_n,x_j)$
...					...	...	...	...
x_l						1	...	$r_K(x_n,x_l)$
...							...	...
x_n								1

Значения $\bar{\bar{K}}(x)$, $\bar{\bar{D}}_K(x)$, $\bar{\bar{S}}_K(x)$ и значения нормированной корреляционной функции (в количестве $\frac{n(n-1)}{2}$) выводятся на печать.

Вычисляются осредненные значения нормированной корреляционной функции

$$r_{K_2}=\frac{r_K(x_2,x_1)+r_K(x_3,x_2)+\dots+r_K(x_n,x_{n-1})}{n-1};$$

$$r_{K_3}=\frac{r_K(x_3,x_1)+r_K(x_4,x_2)+\dots+r_K(x_n,x_{n-2})}{n-2};$$

. . . .

$$r_{K_n}=\frac{r_n(x_n,x_1)}{1},$$

т.е. осредняются значения, параллельные главной диагонали матрицы.

Полученные значения $r_{K_1}, \dots, r_{K_n}$ выводятся на печать и используются для построения графика нормированной корреляционной функции.

Таким образом, в результате обработки статистических данных о стационарной случайной функции получаем все необходимые ее характеристики: математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию.

ЛИТЕРАТУРА

1. Митропольский А.К. Техника статистических вычислений. - М.: Наука, 1971.

2. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы речной гидротехники. - Изд. АН СССР,1950.

3. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1969.

4. Муллер Р.А. К вопросу определения коэффициентов однородности и перегрузки по статистическим данным. В сб.:"Вопросы безопасности и прочности строительных конструкций. М.: ЦНИИПС, 1952.

5. Константинов Н.М. Гидрология и гидрометрия. - М.: Высшая школа, 1980.

СОДЕРЖАНИЕ

Методика
автоматизированной обработки статистической
информации об изменчивых факторах, учитываемых
в расчетах надежности конструкций магистральных
трубопроводов

Р 600-86

Издание ВНИИСТа

Редактор Ф.Д.Остаева
Корректор Г.Ф.Меликова
Технический редактор Т.Л.Датнова

Л- 105094 Подписано в печать 23/XII 1986 Формат 60х84/16
Печ.л. 1,25 Уч.изд.л. 1,1 Бум.л. 0,625
Тираж 450 экз. Цена 11 коп. Заказ 177

Ротапринт ВНИИСТа