ISSN 0002-306X. Изв. НАН РА и ГИУА. Сер. ТН. 2000. Т. LIII, № 3.

УДК 621.81.002.22 МАШИНОСТРОЕНИЕ

М.Г. СТАКЯН, А.Р. ДЕМИРХАНЯН

МОДИФИЦИРОВАННЫЙ МЕТОД ПРОВЕРКИ НОРМАЛЬНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ МЕХАНИЧЕСКИХ ИСПЫТАНИЙ

Дано описание метода трехуровневой оптимизации для исследования вида распределения данных механических испытаний. Первый уровень обеспечивает оптимальную процедуру разбивки размаха варьирования ряда распределения при расчетах статистики Пирсона χ^2, второй уровень – оптимальное преобразование опытных данных с помощью пакета функций (8 групп, 1430 вариантов преобразований), а третий уровень – представление этих данных в виде сумм детерминированных и случайных составляющих. Указанные процедуры позволяют корректировать асимметрию, эксцесс и многомодальность распределения результатов испытаний во всем интервале изменения их значений. Критерием оптимальности является обеспечение максимального уровня значимости α_{max}. Составлена вычислительная программа и приведены численные примеры.

Ключевые слова: механические испытания, нормальный закон распределения, оптимизация, преобразующая функция.

Многочисленные исследования последних десятилетий показали, что рассеяние результатов прямых и косвенных механических испытаний является объективным свойством конструкционных материалов, эксплуатационных режимов нагружения деталей машин, а также обусловлено воздействием среды. Одним из резервов повышения ресурса и снижения материалоемкости конструкций является получение достоверной информации, базирующейся на статистических оценках исследуемых параметров, что возможно при широком внедрении в практике экспериментирования вероятностных методов планирования испытаний и оценки механических характеристик материалов [1,2].

Механические и, в частности, усталостные испытания относительно трудоемки, длительны и дорогостоящи, а при их реализации временной и экономический факторы преобладают над другими [3]. Натурные испытания, помимо всего, вносят также элемент уникальности эксперимента. Поэтому получение полной и исчерпывающей статистической информации и ускорение на этой основе расчетного этапа проектирования машин всецело зависят от степени использования вычислительной техники и комплексного учета положений теории вероятностей и математической статистики.

Существуют методики по обработке результатов испытаний, охватывающие практически все области научных исследований, в которых по мере совершенствования расчетов появились все новые критериальные оценки, позволяющие проводить комплексное статистическое исследование (расчетное и графическое) в широком спектре изменения характера информации (непрерывное и дискретное распределение данных, ограниченный объем испытаний, условия разнотипности переменных, накопление информации в "размытых" системах и др.). Вместе с тем образовался значительный разрыв между уровнями теоретических разработок и выполнения прикладных статистических задач, который обусловлен отсутствием системного подхода при решении этих задач, а также возрастанием объема вычислений при комплексном использовании нескольких критериальных оценок с числом наблюдений $n > 30$.

Для выполнения трудоемких, но легко поддающихся алгоритмизации статистических расчетов ранее были разработаны стандартные и специальные программы [4], которые не учитывают нововведения в этой области и не соответствуют современным требованиям. Основой для композиционного построения универсальных вычислительных алгоритмов может стать выполненная в [5] систематизация статистических расчетов применительно к механическим испытаниям.

Новый модифицированный метод основан на оптимизационных процедурах, которые позволяют с достаточной точностью рассчитать вероятностные характеристики распределений результатов испытаний. Для этих расчетов предложен метод трехуровневой оптимизации, суть которого заключается в следующем.

Основным этапом выполнения статистического исследования для одномерной задачи является установление закона распределения объема выборки n, полученного в ходе эксперимента. Существует ряд достаточно строгих аналитических решений – критериев согласия результатов наблюдений выбранному виду гипотетического распределения, применение которых зависит от многочисленных факторов (область изменения, характер распределения данных, объем выборки n и др.). Использование каждого из них ограничено определенными условиями, поэтому для разработки универсальной расчетной методики следует создать комплекс вычислительных процедур, который независимо от объема выборки n позволил бы дать оценку распределения при заданном уровне значимости (надежности вывода) α (обычно в машиностроении принимают $\alpha = 0{,}05$).

Анализ и систематизация современных критериальных оценок, а также их массовое применение позволили разработать следующий алгоритм выполнения комплексных проверок нормальности распределения:

а) при малых объемах выборок ($n < 30$) – по критериям согласия Шапиро-Уилка w, Колмогорова-Смирнова λ и приближенному критерию Пирсона χ^2:

$$w = b^2 / S^2 \le w_\alpha, \tag{1}$$

$$b = \sum_{i=1}^{k} a_{n-(i-1)}[x_{n-(i-1)} - x_i],\ S^2 = \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2 \Big/ n;$$

$$\lambda = \max\left[D_n^+; D_n^-\right]\left(\sqrt{n} - 0{,}01 + 0{,}85/\sqrt{n}\right) \le \lambda_\alpha, \tag{2}$$

$$D_n^+ = \max\left[i/n - \Phi(z_i)\right],\ D_n^- = \max\left[\Phi(z_i) - (i-1)/n\right],\quad \Phi(z_i) = \int_{-\infty}^{z_i} \exp(-z^2/2)dz;$$

$$\chi^2 = (S_k/S_{ks})^2 + (E_k/E_{ks}) \le \chi_\alpha^2; \qquad (3)$$

$$S_k = \sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^3 / s^3,\ S_{ks} = \sqrt{6(n-1)/(n+1)(n+3)},\ E_k = \sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^4 / s^4 - 3,$$

$$E_{ks} = \sqrt{24(n-2)(n-3)n/(n-1)^2(n+3)(n+5)},$$

$$\overline{x} = \sum_{i=1}^{n} n_i / x_i,\ s = \sqrt{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2/(n-1)};$$

б) при больших объемах выборок ($n \ge 30$) – по критериям согласия Колмогорова-Смирнова λ, Мизеса ω^2 и Пирсона χ^2:

$$W^2 = \omega^2(1 + 1/2n) \le W_\alpha^2, \qquad (4)$$

$$\omega^2 = 1/12n + \sum_{i=1}^{n}[W(x_i) - \Phi(z_i)]^2,\ W(x_i) = (i - 0{,}5)/n_i;$$

$$\chi_1^2 = \sum_{j=1}^{e_1}(n_j - np_j)^2 / np_j \le \chi_\alpha^2, \qquad (5)$$

где ${W^2}_\alpha$, λ_α, w_α и χ_α^2 - критериальные значения оценок при заданных α и числе "степеней свободы" k.

Методы определения параметров (1)–(5) и составления статистических таблиц для реализации указанных критериальных оценок общеизвестны [3]. Из этих оценок наиболее универсальным является условие (5), используемое как при непрерывном, так и при дискретном и выраженно локальном ("сгустки" данных) распределениях результатов испытаний, характерных для многомодальных распределений, которые часто встречаются при механических испытаниях. Однако на формирование значений χ_1^2 существенное влияние оказывает методика разбивки размаха варьирования данных $R = x_n - x_1$, которая приводит к необходимости объединять крайние интервалы [3], что вызывает некоторую потерю статистической информации и расчетные неопределенности, т.к. для той же совокупности данных при разных числах разбивки e_1 статистики χ_1^2 варьируют в широком диапазоне значений и условие (5) может быть удовлетворено на разных уровнях α. Это вносит в статистические оценки механических характеристик элементы субъективизма и требует от расчетчика определенной профессиональной интуиции. С целью преодоления этих трудностей методического характера, которые снижают достоверность статистической информации и затрудняют выявление объективной критериальной оценки, скрытой в "массиве" экспериментальных данных, предложен следующий вычислительный алгоритм для поиска оптимального значения $e_{опт}$ и формирования статистической таблицы χ_1^2, являющийся первым уровнем оптимизационных процедур.

Размах варьирования разбивают на равные интервалы длиной $\delta = R / e$, закругляют границы интервалов с точностью до $0{,}01\,\delta$ и определяют значения X_j на этих границах: $X_1, X_2, ..., X_j, ..., X_e, X_{e+1}$. Далее определяют числа попадания экспериментов в интервалы: $n_1, n_2, ..., n_j, ..., n_e$. Если для j-го интервала $n_j < 5$, его объединяют с соседним, а если таких интервалов больше $0{,}2\,e$, допускают таковые при $n_j > 2$. После их объединения уточняют границы интервалов. Дальнейшие расчеты проводят при скорректированном значении $e_1 \le e$. Затем определяют значения квантилей z_j функции $\Phi(z_j)$ на границах интервалов, а по ним - значения $\Phi(z_j)$.

Для поиска оптимального числа разбивки, обеспечивающего значение

$$\alpha_{max} = \max\left[P\left(\chi^2 > \chi_1^2\right)\right], \qquad (6)$$

определяемое из выражения

$$P\left(\chi^2 > \chi_1^2\right) = [2^{k/2}\Gamma(k/2)]^{-1} \int_{\chi_1^2}^{\infty} (\chi^2)^{(k/2)-1} \exp\left(-\frac{1}{2}\chi^2\right) d\chi^2, \qquad (7)$$

где $\Gamma(k/2) = \int_0^{\infty} x^{(k/2)-1} \exp(-x) dx$, $k = e - 3$, предусмотрены: цикл повторных вычислений для всех значений $e = 8, 9, ..., 12$, рекомендуемых [3] для интервала $n = 30...100$; составление результатов расчетов в виде ряда e, α, χ_1^2; выбор $e_{опт}$, обеспечивающего условие (6); печать таблицы χ_1^2 для результатов оптимальных вычислений.

Вторым уровнем оптимизационных процедур является использование преобразующих функций и замена случайной величины x на v, рассчитываемой согласно одной из этих функций $v = f(x)$. Для большого круга вопросов, связанных с оценкой тепловых процессов в машинах, износо- и трещиностойкости ответственных деталей, их циклической долговечности и показателей надежности, обнаруживается логарифмически нормальный закон распределения результатов экспериментов, т.е. при проверке "нулевой" гипотезы нормальности распределения вводится процедура преобразования исследуемых величин x на $v = \lg x$. В теории оптимального эксперимента это положение имеет определенный физический смысл и связано с вариацией градиента исследуемых величин в различных интервалах их значений вследствие разнородного характера действия того или иного фактора в реальном масштабе времени (старение, релаксация, облитерация, воздействие среды и различных физических полей, охрупчивание, возникновение и накопление повреждений и др.), или с одновременным действием нескольких факторов, вызывающих процессы затухания, насыщения, равномерного или лавинообразного протекания. В совокупности это приводит к так называемым непараметрическим отклонениям от нормальности распределения - появлению асимметрии и эксцесса, многомодальности, композиции разных законов распределения и др.

Отмеченное разнообразие действия факторов с целью полного охвата возможных вариантов диктует необходимость классифицировать и вводить преобразования и по другим видам функций (экспоненциальных, гиперболических и параболических), позволяющих корректировать асимметрию и эксцесс с переменным градиентом "уплотнения" или "расширения" результатов эксперимента во всем интервале изменения их значений.

При реализации научного эксперимента общим является случай, когда исследуемая величина рассматривается как сумма или произведение детерминированных и стохастических составляющих [6], требующих их раздельной оценки для устранения "смазывания" результатов от нормального закона. Коррекция и максимальное устранение отклонений, а также приведение вариационных рядов результатов эксперимента к удобному виду для выполнения параметрических оценок является третьим уровнем реализации оптимизационных процедур, вскрывающим внутренний механизм формирования результатов эксперимента и позволяющим точнее определить их вероятностные значения и границы доверительных интервалов. Необходимость такого подхода была продиктована практикой реализации массовых механических испытаний, выполненных для уточнения параметров закона распределения несущей способности и долговечности ответственных деталей [7,8]. При этом обнаружилось также отклонение от логарифмически нормального закона распределения долговечности валов, которое усилилось с переходом к низким уровням перенапряжений σ_i [8]. Было установлено наличие детерминированной составляющей долговечности, постоянной для данного уровня σ_i, до достижения которого разрушение считалось невозможным событием. Эта составляющая была названа "порогом чувствительности", и ее вводом была уточнена статистическая модель усталостного разрушения [8], а также скорректированы доверительные границы эмпирической функции распределения долговечностей, повышающие точность вероятностных сроков службы узлов и деталей оборудования, работающих в экстремальных условиях. Применительно к двумерным задачам (например, связь между напряжениями и долговечностями при усталостных испытаниях) была доказана переменность "порога чувствительности" в зависимости от уровня σ_i. Аналогичным образом для одномерной задачи в пределах размаха варьирования данных детерминированная составляющая γ может быть переменной величиной, и отыскание этих форм связей является актуальной задачей. Но в первом приближении при отсутствии предварительной информации о характере изменения $\gamma = \varphi(x)$ можно варьировать только дискретными значениями этой составляющей $(\gamma_i = \text{const})$, что и сделано в данной работе.

Выполненные многочисленные статистические расчеты позволили составить сводную таблицу (табл.1), содержащую три класса преобразующих функций v=f(x) (8 групп функций и 1430 возможных вариантов), в которых учтена также процедура поиска оптимальной формы разделения исследуемой величины на две составляющие.

Для выполнения трехуровневых оптимизационных процедур на алгоритмическом языке Pascal составлена программа SMDA (62,5кБт), согласно которой, помимо выполнения основных вычислений по (1) – (7), производится также:

а) проверка “нулевой гипотезы” принадлежности крайних членов вариационного ряда той же генеральной совокупности согласно критерию Смирнова u:

$$u_1 = (\bar{x} - x_1)/s \le u_\alpha \,, u_n = (x_n - \bar{x})/s \le u_\alpha \,, \qquad (8)$$

где u_α - критериальное значение u при заданных (и n.

При несоблюдении условий (8) отбрасывают резко выделяющиеся крайние члены, и цикл вычислений повторяют для скорректированных значений n_ϕ ряда, причем вычисления останавливают до значений $n_\phi \ge 0{,}85n$;

б) масштабирование членов вариационного ряда и приведение их к удобному для ЭВМ интервалу значений $1 \le v_i \le 2$ $(1 \le x_i \le 2)$, сохраняя характер их распределения.

При этом критерием оптимального поиска функции $v = f(x)$ является значение α_{max}, достигнутое после выполнения расчетов по всем 1430 вариантам преобразований. При переходе от одной группы функций к другой реализуется предварительная фаза преобразований, которая затем уточняется вариацией параметров n, k и γ внутри каждой функции (табл. 1), завершающей этап преобразований.

По результатам вычислений составляется дополнительная таблица значений α_{max} для всех групп функций $v = f(x)$ с указанием их параметров n, k, γ и выбирается оптимальная функция $v_{опт}$, обеспечивающая $\max[\alpha_{max}]$. Программа может работать в автоматическом режиме и завершить расчеты при оптимальном преобразовании вариационного ряда x_i, или в диалоговом режиме - для заданного вида функции $v = f(x)$. Это необходимо для случаев, когда при незначительной потере уровня значимости α_{max} из альтернативных вариантов выбирается та преобразующая функция, которая удобна для выполнения расчетов и графической интерпретации результатов эксперимента.

Таблица 1

№	Преобразующая функция $v = f(x)$	Ограничения	Параметры функций $v = f(x)$
1	$y = (x+\gamma)^n$	$x+\gamma \neq 0$	$n = \pm1, \pm2, ..., \pm10,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
2	$y = (x+\gamma)^{1/n}$	$x+\gamma > 0$, если n четное	$n = \pm2, ..., \pm10,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
3	$\lg(x+\gamma)^n$	$x+\gamma > 0$, $x+\gamma \neq 1$, $\lg(x+\gamma) \neq 0$	$n = \pm1, \pm2, ..., \pm10,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
4	$\lg(x+\gamma)^{1/n}$	$x+\gamma > 0$, $x+\gamma \neq 1$, $\lg(x+\gamma) \neq 0$	$n = \pm2, ..., \pm10,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
5	$e^{(x+\gamma)n}$	-	$n = \pm1, \pm2, ..., \pm5,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
6	$e^{(x+\gamma)/n}$	-	$n = \pm2, ..., \pm5,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
7	$e^{(x+\gamma)^n}$	$x+\gamma \neq 0$	$n = \pm1, \pm2, ..., \pm5,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$
8	$e^{(x+\gamma)^{1/n}}$	$x+\gamma \neq 0$, $x+\gamma > 0$, если n четное	$n = \pm1, \pm2, ..., \pm5,$ $\gamma = kx_1$, $k = 0, \pm0{,}2, ..., \pm1{,}0$

Р ассмотрим несколько примеров расчетов, произведенных с помощью новой трехуровневой оптимизационной программы SMDA. Данные для распределений с лево- и правосторонней асимметрией и эксцессом приведены в [9].Согласно расчетам, полученным по ранее известному логарифмическому закону распределения ($v_i = \lg(x_i)$), уровень значимости составляет $\alpha = 0{,}7150$ для распределения с левосторонней и $\alpha = 0{,}005$ - для правосторонней асимметрий, при коэффициентах асимметрии соответственно $S_k = 2{,}195$ и $E_k = 7{,}144$ для лево- и $S_k = -2{,}195$ и $E_k = 7{,}144$ - для правосторонней асимметрий. С использованием преобразующих функций значения α_{max} повышаются (табл.2). Вычисления показывают, что использование логарифмического преобразования также требует учета детерминированной составляющей значений x_i, при которых α_{max} повышается до $0{,}9261$ (функция $v = \lg(x+1{,}0)^2$). Но при этом условие $\max[\alpha_{max}]$ обеспечивает функция $v = e^{(x+1)^{-1/4}}$ - $\alpha_{max} = 0{,}9786$ с коэффициентами $S_k = 0{,}306$ и $E_k = 0{,}011$ (табл.2). Аналогично для правосторонней асимметрии условие $\alpha_{max} = 0,9520$ обеспечивает функция $v = (x + 0,2)^3$, а $S_k = -0,501$ и $E_k = -0,024$. Графическая интерпретация расчетов дана на рис.1.

Таблица 2

№	Преобра-зующая функция $v = f(x)$	α_{max}		n		γ	
		левая асимм.	правая асимм.	левая асимм.	правая асимм.	левая асимм	правая асимм.
1	$y = (x+\gamma)^n$	0,4202	0,9520	1	3	-1,0	0,2
2	$y = (x+\gamma)^{1/n}$	0,9483	0,6068	2	2	0,8	0,4
3	$\lg(x+\gamma)^n$	0,9261	0,8984	2	10	1,0	- 0,6
4	$\lg(x+\gamma)^{1/n}$	0,8336	0	- 6	10	1,0	- 1,0
5	$e^{(x+\gamma)n}$	0	0	- 6	10	-1,0	- 1,0
6	$e^{(x+\gamma)/n}$	0	0	- 6	10	-1,0	- 1,0
7	$e^{(x+\gamma)^{1/n}}$	0,9786	0,8599	4	3	-1,0	- 0,8

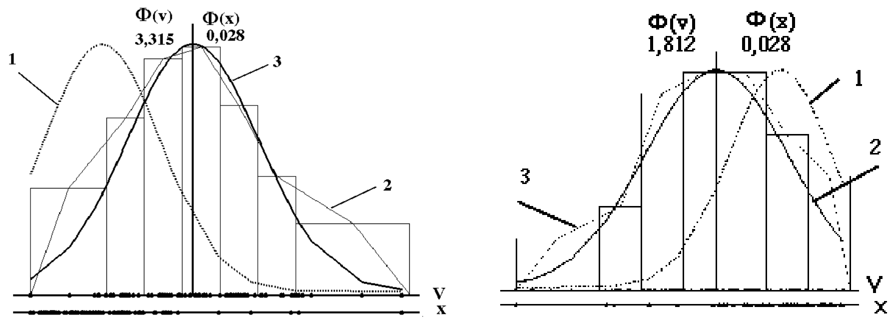
Р ассмотрим случаи с островершинным и пологим распределениями данных (рис.2). Расчеты показывают, что разделение данных на случайную и детерминированную составляющие (третий уровень оптимизации) в значительной мере и одновременно снижает степень асимметрии и эксцесса.

Таблица 3

№	Преобразую-щая функция v = f(x)	α_{max}		n		γ	
		остр.	полог.	остр.	полог.	остр.	полог.
1	$y = (x+\gamma)^n$	0,1451	0,8435	6	- 8	1,0	0,6
2	$y = (x+\gamma)^{1/n}$	0,1114	0,8955	7	1	-0,2	0,4
3	$\lg(x+\gamma)^n$	0,2865	0,8504	1	3	-0,4	-0,6
4	$\lg(x+\gamma)^{1/n}$	$\boxed{0,5936}$	$\boxed{0,9964}$	2	3	-0,4	0,6
5	$e^{(x+\gamma)n}$	0,0667	0,5344	2	-1	-1,0	-1,0
6	$e^{(x+\gamma)/n}$	0,1277	0,8607	4	4	-1,0	-1,0
7	$e^{(x+\gamma)^{1/n}}$	0,1277	0,9181	-4	2	0,8	0,8

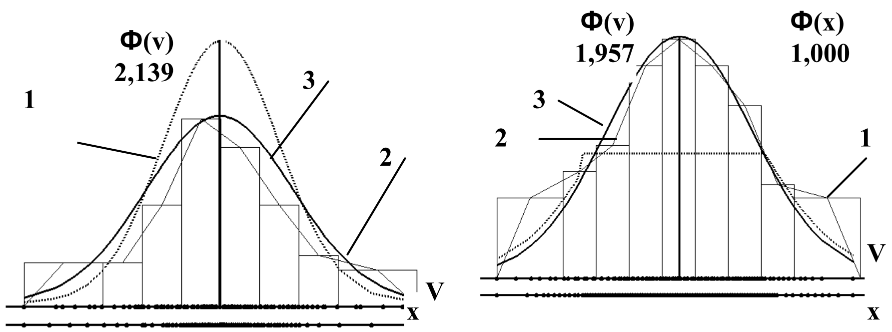
С огласно ранее проведенным расчетам ($v_i=\lg(x_i)$), для островершинного распределения (рис.2а) получены: $S_k = -0,364$, $E_k = 2,491$ и $\alpha_{max} = 0,111$, а для пологого (рис.2б) - $S_k = -0,133$, $E_k = -0,324$ и $\alpha_{max} = 0,119$. С использованием преобразующих функций и вводом детерминированной составляющей для первого случая при функции $v = \lg(x - 0,4)^{1/2}$ (табл.3) значение α_{max} повышается до $0,5936$, а соответствующие коэффициенты снижаются до $S_k = 0,019$ и

$E_k = -0{,}773$. Для второго случая при функции $v = \lg(x + 0{,}6)^3$ (табл.3) получаем: $\alpha_{max} = 0{,}9964$, $S_k = 0{,}071$ и $E_k = 0{,}191$.



а) б)

Рис.1. Результаты вычислений для распределений с: а - левосторонней,
б – правосторонней асимметрией.
1- функции плотности распределения до преобразования, 2 и 3- эмпирические и теоретические функции плотности распределения после преобразования



а) б)

Рис.2. Результаты вычислений для случаев с: а - островершинным,
б - пологим (композиционным) распределением.
Обозначения аналогичны рис.1

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Стакян М.Г., Геворкян А.К.** и др. Комплексное исследование надежности и долговечности элементов передаточных механизмов // Перспективные направления создания новых и совершенствования существующих конструкций тяжелонагруженных редукторов и прогрессивная технология их изготовления: Тез. докл. науч.-тех. конф., г. Краматорск, 18-19 июня, 1987г. -Краматорск, 1987. -С.124-125.
2. **Стакян М.Г., Исаханян Н.С.** и др. Комплексное исследование надежности и долговечности деталей передаточных механизмов // Межвуз. сб. науч. тр. по маш., посвящ. 50-лет. ММФ ЕрПИ / ГИУА. –Ереван, 1996. –С. 65-73.

3. **Степнов М.Н.** Статистические методы обработки результатов механических испытаний: Справ. – М.:Машиностр., 1985.- 232 с.
4. **Львовский Е.Н.** Статистические методы построения эмпирических формул. –М.: Высш. школа, 1982. –224 с.
5. **Стакян М.Г., Оганисян Л.Г., Манукян Г.А.** Комплексная программа проверки нормальности распределения по критериям согласия // Алгоритмы и программы: Инф. Бюл. ВНТИ Центр, ГФАП СССР, ЦИФ.-1989.-№.2. - С.15.
6. **Айвазян С.А., Бежаева З.И., Староверов О.В.** Классификация многомерных наблюдений. –М.:Статистика, 1974.- 240 с.
7. Испытание деталей машин на прочность: Сб. ст./ Под ред. **С.В. Серенсена.** –М.: Машгиз, 1960.- 257 с.
8. **Когаев В.П., Махутов М.А., Гусенков А.В.** Расчеты деталей машин и конструкций на прочность и долговечность: Справ. –М.: Машиностр., 1985.- 223 с.
9. **Стакян М.Г., Демирханян А.Р.** Применение преобразующих функций для приведения результатов механических испытаний к нормальному закону распределения // Информационные технологии и управление: Сб. - Ереван, 2000.- №1.– С. 89-96.

ГИУА. Материал поступил в редакцию 12.03.2000.

Մ.Գ. ՍՏԱԿՅԱՆ, Ա.Ռ. ԴԵՄԻՐԽԱՆՅԱՆ

ՄԵԽԱՆԻԿԱԿԱՆ ՓՈՐՁԱՐԿՈՒՄՆԵՐԻ ԱՐԴՅՈՒՆՔՆԵՐԻ ԲԱՇԽՄԱՆ ՆՈՐՄԱԼՈՒԹՅԱՆ ՍՏՈՒԳՄԱՆ ՁԵՎԱՓՈԽՎԱԾ ՄԵԹՈԴ

Տրված է մեխանիկական փորձարկումների արդյունքների բաշխման հետազոտման եռամակարդակ լավարկման մեթոդի նկարագրությունը բաշխման տեսքի վիճակագրական ստուգումների ընթացքում: Առաջին մակարդակը Պիրսոնի χ^2 վիճակագրական մեծության հաշվարկման ընթացքում ապահովում է բաշխման շարքի փոփոխակման լայնույթի մասնատման լավարկման ընթացակարգը, երկրորդ մակարդակը՝ ֆունկցիաների փաթեթի օգնությամբ (8 խումբ, ձևափոխման 1430 տարբերակ), փորձի տվյալների լավարկված ձևափոխումը, իսկ երրորդ մակարդակը՝ այդ տվյալների ներկայացումը դետերմինացված և պատահական բաղադրիչների գումարների տեսքով: Նշված ընթացակարգերը հնարավորություն են ընձեռում փորձի արդյունքների փոփոխման ողջ միջակայքում ուղղել տվյալների բաշխման անհամաչափությունը, շեղումը և բազմագագաթությունը: Լավարկման չափանիշը նշանակալիության α_{max} մակարդակի ապահովումն է: Կազմված է հաշվողական ծրագիր և բերված են թվային օրինակներ:

M. G. STAKYAN, A.R. DEMIRKHANYAN

MODIFIED CHECKING METHOD OF NORMAL DISTRIBUTION OF MECHANICAL TEST RESULTS

A description of a three-level optimization method for studying the data distribution type of mechanical test results is given. An idea of using a computer for test result analysis is proposed. The package of transforming functions (8 groups of functions and 1430 possible versions of functions), enabling to correct the asymmetry, excess and multimodality of the test result allocation in the entire interval of their alternation, is obtained. The optimum criterion is to control the maximum level of the significance α_{max}. A computer program is formulated and numerical data are given.