

Расчет и конструирование машин

УДК 621.01/.03

Использование методов математической статистики при контроле точности изготовления валов редуктора

С.В. Албул, Л.В. Седых

Проанализирована точность изготовления валов редуктора методами математической статистики. Расчет базируется на предположении, что диаметр данного участка вала — нормально распределенная случайная величина. По выборке из партии деталей вычисляются оценки для среднего квадратического отклонения и проверяется соответствие теоретического поля допуска с расчетным. Приведена проверка того, что рассматриваемая выборка является случайной.

Ключевые слова: контроль качества, поле допуска, нормальное распределение, оценки параметров, критерий Колмогорова.

Use of Mathematical Statistics Methods for the Precision Control of the Gear Shaft Production

S.V. Albul, L.V. Sedykh

The precision of the gear shaft production has been analysed by the mathematical statistics methods. Calculations are based on the assumption that the diameter of a given part of the shaft is a normally distributed random variable. Using a sample from a given set of machine parts the estimations for the standard deviation are calculated and the correspondence of the theoretical tolerance is checked against the calculated one. In the conclusion a considered sample is checked to be random.

Keywords: quality control, tolerance, normal distribution, parameter estimations, Kolmogorov test.



АЛБУЛ
Сергей Валерьевич
аспирант
(Национальный
исследовательский
технологический университет
МИСиС)
ALBUL
Sergey Valerievich
Post-Graduate
(National University of Science
and Technology «MISIS»)



СЕДЫХ
Лариса Владимировна
доцент
(Национальный
исследовательский
технологический университет
МИСиС)
SEDYKH
Larisa Vladimirovna
Assoc. Prof.
(National University of Science
and Technology «MISIS»)

Важнейшим этапом производства является контроль качества выпускаемой продукции. В крупносерийном производстве измерить каждое изделие невозможно, поэтому для анализа качества продукции используют методы математической статистики [1].

В математической статистике изучают свойства и количественные характеристики случайных величин по небольшим выборкам их значений. Применительно к практическим задачам технологии машиностроения, это означает, что для анализа конкретной числовой характеристики деталей большой партии необходимо измерить эту характеристику у небольшой их

Пусть необходимо произвести контроль 1 500 валов редуктора. Выберем случайным образом 50 тихоходных валов и измерим диаметр консольного участка вала, мм (табл. 1).

Для удобства дальнейших вычислений составим табл. 2 выборочных значений x_i в порядке возрастания и с указанием их кратностей k_i .

Диаметр X является непрерывной случайной величиной, которая обычно распределена по нормальному закону (закону Гаусса). Этот закон полностью определяется двумя числовыми характеристиками: математическим ожиданием $M(X)$ и дисперсией $D(X)$ (или средним квадратическим отклонением $\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$).

Таблица 1

49,973	49,978	49,980	49,983	49,994	49,985	49,988	49,986	49,987
49,977	49,979	49,982	49,984	49,991	49,987	49,987	49,987	49,986
49,981	49,980	49,993	49,994	49,981	49,986	49,985	49,988	49,990
49,997	49,984	49,983	49,988	49,995	49,991	49,986	49,991	49,989
49,978	49,998	49,995	49,989	49,992	49,985	49,987	49,985	49,987
49,987	49,986	49,985	49,984	49,989				

Таблица 2

x_i	49,973	49,977	49,978	49,979	49,980	49,981	49,982	49,983
k_i	1	1	2	1	2	2	1	2
x_i	49,984	49,985	49,986	49,987	49,988	49,989	49,990	49,991
k_i	3	5	5	7	3	3	1	3
x_i	49,992	49,993	49,994	49,995	49,997	49,998		
k_i	1	1	2	2	1	1		

случайной выборки. По полученным результатам можно сделать заключение о точности изготовления деталей всей партии [2].

Продemonстрируем применение методов математической статистики на примере анализа точности изготовления деталей типа вала редуктора. Диаметр вала в идеале должен быть равен заданной величине a . Истинный же диаметр X вала отличается от номинального значения a . Величина X является случайной и наша задача изучить свойства этой величины по выборке ее значений x_1, \dots, x_n небольшого объема n .

Пусть задан диаметр вала с допуском $50h7$. Тогда $M(X) = a = 49,985$. Далее определена оценка для $\sigma(X)$.

Выборочной средней \bar{X}_n выборки называется среднее арифметическое выборочных значений

$$\bar{X}_n = \frac{x_1 + \dots + x_n}{n}.$$

В нашем случае

Выборочной дисперсией \bar{D}_n выборки x_1, \dots, x_n называется среднее арифметическое квадратов отклонений выборочных значений от выборочного среднего:

$$\begin{aligned} \bar{X}_n = & \frac{49,973 + 49,977 + 49,978 \cdot 2 + 49,979 + 49,980 \cdot 2 + 49,981 \cdot 2 + 49,982 + 49,983 \cdot 2 +}{50} + \\ & + \frac{49,984 \cdot 3 + 49,985 \cdot 5 + 49,986 \cdot 5 + 49,987 \cdot 7 + 49,988 \cdot 3 + 49,989 \cdot 3 + 49,990 + 49,991 \cdot 3}{50} + \\ & + \frac{49,992 + 49,993 + 49,994 \cdot 2 + 49,995 \cdot 2 + 49,997 + 49,998}{50} = 49,98646 \text{ мм.} \end{aligned}$$

$$\bar{D}_n = \frac{(x_1 - \bar{X}_n)^2 + \dots + (x_n - \bar{X}_n)^2}{n}.$$

Выборочную дисперсию удобнее считать по формуле

$$\bar{D}_n = \frac{x_1^2 + \dots + x_n^2}{n} - (\bar{X}_n)^2.$$

В нашем случае

$$\begin{aligned} \bar{D}_n = & \frac{x_1^2 + \dots + x_n^2}{n} - (\bar{X}_n)^2 = \\ = & \frac{49,973^2 + 49,977^2 + 49,978^2 \cdot 2 + 49,979^2}{50} + \\ & + \frac{49,980^2 \cdot 2 + 49,981^2 \cdot 2 + 49,982^2}{50} + \\ & + \frac{49,983^2 \cdot 2 + 49,984^2 \cdot 3 + 49,985^2 \cdot 5}{50} + \\ & + \frac{49,986^2 \cdot 5 + 49,987^2 \cdot 7 + 49,988^2 \cdot 3}{50} + \\ & + \frac{49,989^2 \cdot 3 + 49,990^2 + 49,991^2 \cdot 3}{50} + \\ & + \frac{49,992^2 + 49,993^2 + 49,994^2 \cdot 2}{50} + \\ & + \frac{49,995^2 \cdot 2 + 49,997^2 + 49,998^2}{50} - 49,98646^2 = \\ = & 0,0000273284 \text{ мм.} \end{aligned}$$

Выборочная дисперсия является смещенной оценкой дисперсии $D(X)$ случайной величины X . Поэтому обычно используют исправленную выборочную дисперсию

$$S_n^2 = \frac{n}{n-1} \bar{D}_n = \frac{(x_1 - \bar{X}_n)^2 + \dots + (x_n - \bar{X}_n)^2}{n-1},$$

которая является несмещенной оценкой для $D(X)$.

Хорошей оценкой среднего квадратического отклонения $\sigma(X)$ случайной величины X явля-

ется так называемое исправленное выборочное среднее квадратическое отклонение выборки x_1, \dots, x_n :

$$\begin{aligned} S_n &= \sqrt{\frac{(x_1 - \bar{X}_n)^2 + \dots + (x_n - \bar{X}_n)^2}{n-1}} = \\ &= \sqrt{\frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right]}. \end{aligned}$$

В нашем случае

$$S_n^2 = \frac{50}{49} \cdot 0,0000273284 \approx 0,0000278861;$$

$$S_n \approx \sqrt{0,0000278861} \approx 0,00528.$$

Целесообразно также найти доверительный интервал для среднего квадратического отклонения $\sigma(X)$ величины X .

Напомним, что интервал (x_n^-, x_n^+) вещественной оси x называется $100\gamma\%$ -ным доверительным интервалом для количественной характеристики x_0 заданной случайной величины, если вероятность случайного события $\{x_n^- < x_0 < x_n^+\}$ равна γ . Наиболее часто полагают $\gamma = 0,95$, $\gamma = 0,99$ и $\gamma = 0,999$.

Поскольку наша случайная величина X распределена нормально, то интервал

$$\left(S_n (1 - q_\gamma (n - 1)), S_n (1 + q_\gamma (n - 1)) \right)$$

является $100\gamma\%$ -ным доверительным интервалом для среднего квадратического отклонения случайной величины X . Число $q_\gamma(k)$ можно определить по специальным таблицам в Интернете (например, <http://math.immf.ru/lections/207.html>). Некоторые значения приведены в табл. 3.

Таблица 3

γ	0,95	0,99	0,999
$q_\gamma(49)$	0,21	0,30	0,43

Если $q_\gamma(n-1) > 1$, то рассматривают интервал $(0, S_n(1 + q_\gamma(n-1)))$.

Например, интервал

$$(0,00528(1-0,3), 0,00528(1+0,3)) \approx (0,03696, 0,06864)$$

является 99%-ным доверительным интервалом для среднего квадратического отклонения величины X .

Проверим гипотезу H о том, что дисперсию $\sigma^2(X)$ величины X можно считать равной $\sigma^2 = 0,005^2 = 0,000025$. В качестве статистического критерия возьмем случайную величину

$$Y = \frac{S_n^2}{\sigma^2} (n-1),$$

которая распределена по закону χ -квадрат с $k = n - 1$ степенями свободы.

Пусть Y_n — значение критерия Y на выборке x_1, \dots, x_n . Зададим уровень значимости α и выберем конкурирующую гипотезу $H_c: \sigma^2(X) \neq \sigma^2$.

Если

$$\chi_{\alpha/2}^2(n-1) < Y_n < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1),$$

то нет оснований отвергать гипотезу H . Если же $Y_n < \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$ или $Y_n > \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$, то гипотеза H отвергается. Здесь $\chi_\alpha^2(k)$ — квантили распределения χ -квадрат, их можно определить по таблицам в Интернете (например, <http://ru.wikipedia.org/wiki>). Некоторые значения приведены в табл. 4.

Таблица 4

α	0,005	0,01	0,025	0,05
$\chi_\alpha^2(49)$	27,249	28,941	31,555	33,930
α	0,95	0,975	0,99	0,995
$\chi_\alpha^2(49)$	66,339	70,222	74,920	78,231

В нашем случае

$$Y_n \approx \frac{0,00528^2}{0,005^2} \cdot 49 \approx 54,642.$$

Следовательно, если $\alpha = 1\%$, то справедливы неравенства:

$$\chi_{0,005}^2(49) \approx 27,249 < Y_n < \chi_{0,995}^2(49) \approx 78,231,$$

поэтому можно принять гипотезу $H: \sigma(X) = \sigma = 0,005$ с вероятностью ошибки 1%.

Теперь, согласно правилу трех сигм, можно определить поле допуска для анализируемой партии деталей. Поскольку $\sigma = 0,005$, то расчетное поле допуска $6\sigma = 6 \cdot 0,005 = 0,03$ соответствует заданному $50h7_{-0,03}^0$. Поэтому можно сделать вывод, что вся партия деталей изготовлена фактически без брака.

Все приведенные выше расчеты основаны на предположении, что выборка x_1, \dots, x_n случайная. Справедливость этого предположения проверяется с помощью критерия Колмогорова [3].

Пусть x — вещественное число. Обозначим v_x число выборочных значений x_1, \dots, x_n , меньших x . Тогда функция

$$F_n(x) = \frac{v_x}{n}$$

называется эмпирической функцией распределения случайной величины X . Эмпирическая функция распределения $F_n(x)$ нашей величины X задается табл. 5.

Таблица 5

x	$x \leq 49,973$	$49,973 < x \leq 49,977$	$49,977 < x \leq 49,978$
$F_n(x)$	0	1 / 50	2 / 50
x	$49,978 < x \leq 49,979$	$49,979 < x \leq 49,980$	$49,980 < x \leq 49,981$
$F_n(x)$	4 / 50	5 / 50	7 / 50
x	$49,981 < x \leq 49,982$	$49,982 < x \leq 49,983$	$49,983 < x \leq 49,984$
$F_n(x)$	9 / 50	10 / 50	12 / 50
x	$49,984 < x \leq 49,985$	$49,985 < x \leq 49,986$	$49,986 < x \leq 49,987$
$F_n(x)$	15 / 50	20 / 50	25 / 50

x	$49,987 < x \leq 49,988$	$49,988 < x \leq 49,989$	$49,989 < x \leq 49,990$
$F_n(x)$	32 / 50	35 / 50	38 / 50
x	$49,990 < x \leq 49,991$	$49,991 < x \leq 49,992$	$49,992 < x \leq 49,993$
$F_n(x)$	39 / 50	42 / 50	43 / 50
x	$49,993 < x \leq 49,994$	$49,994 < x \leq 49,995$	$49,995 < x \leq 49,997$
$F_n(x)$	44 / 50	46 / 50	48 / 50
x	$49,997 < x \leq 49,998$	$x > 49,998$	
$F_n(x)$	49 / 50	1	

Пусть $F(x)$ — истинная функция распределения величины X . Рассмотрим случайную величину

$$Y = \sqrt{n} \max_{i=1, \dots, n} (\max(|F_n(x_i) - F(x_i)|, |F_n(x_i + 0) - F(x_i)|)),$$

где $F_n(x_i + 0)$ — предел справа функции $F_n(x)$ в точке x_i . При достаточно больших n функция распределения этой случайной величины приблизительно равна функции распределения Колмогорова $K(x)$.

Проверим гипотезу H_0 том, что выборка x_1, \dots, x_n является набором независимых значений случайной величины X .

Пусть Y_n — значение величины Y на выборке x_1, \dots, x_n . Зададим уровень значимости α . Если

$$K^{-1}(\alpha / 2) < Y_n < K^{-1}(1 - \alpha / 2),$$

то нет оснований отвергать гипотезу H_0 . Если же $Y_n < K^{-1}(\alpha / 2)$ или $Y_n > K^{-1}(1 - \alpha / 2)$, то гипотеза H_0 отвергается. Здесь $K^{-1}(x)$ — значения обратной функции распределения Колмогорова. Они определяются по таблицам из Интернета (например, <http://helpstat.ru/2012/09/raspredelenie-statistiki-kolmogorova/>). Некоторые значения приведены в табл. 6.

Таблица 6

x	0,0025	0,005	0,01	0,5	0,99	0,995	0,9975
$K^{-1}(x)$	0,40	0,42	0,44	0,83	1,63	1,73	1,83

В нашем случае

$$F(x) = \frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{x - 49,985}{0,005}\right),$$

где $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-t^2/2} dt$ — функция Лапласа.

Значения функций $F(x)$ и $F_n(x)$ в точках x_1, \dots, x_n указаны в табл. 7.

Таблица 7

x_i	49,973	49,977	49,978	49,979	49,980	49,981
$F(x_i)$	0,0082	0,0548	0,08076	0,11507	0,15866	0,21186
$F_n(x_i)$	0	0,02	0,04	0,08	0,1	0,14
$F_n(x_i + 0)$	0,02	0,04	0,08	0,1	0,14	0,18
x_i	49,982	49,983	49,984	49,985	49,986	49,987
$F(x_i)$	0,27425	0,34458	0,42074	0,5	0,57926	0,65542
$F_n(x_i)$	0,18	0,2	0,24	0,3	0,4	0,5
$F_n(x_i + 0)$	0,2	0,24	0,3	0,4	0,5	0,64
x_i	49,988	49,989	49,990	49,991	49,992	49,993
$F(x_i)$	0,72575	0,78814	0,84134	0,88493	0,91924	0,94521
$F_n(x_i)$	0,64	0,7	0,76	0,78	0,84	0,86
$F_n(x_i + 0)$	0,7	0,76	0,78	0,84	0,86	0,88
x_i	49,994	49,995	49,997	49,998		
$F(x_i)$	0,96407	0,97725	0,99180	0,99534		
$F_n(x_i)$	0,88	0,92	0,96	0,98		
$F_n(x_i + 0)$	0,92	0,96	0,98	1		

Из этих данных следует, что значение критерия Колмогорова на выборке x_1, \dots, x_n

$$Y_n \approx 1,28.$$

Поскольку $0,42 < Y_n < 1,73$, то можно принять гипотезу о независимости данных с вероятностью ошибки $\alpha = 1\%$.

В заключение следует отметить то, что использование методов математической статистики в различных областях производства основано на предположении о случайности рассматриваемой выборки из партии готовой продукции. Поэтому проверка этого предположения при помощи критерия Колмогорова является необходимым элементом для уверенно-

сти в законности полученных выводов о качестве всей партии.

Отметим, что проведенные нами расчеты основаны на предположении о нормальности распределения диаметра вала, как случайной величины. Однако при использовании современных станков с ЧПУ, допускающих адаптивный контроль за размером детали, это не всегда так. Поэтому, если проверка на случайность выборки дает отрицательный результат, то это может также сигнализировать о не нормальности распределения изучаемой случайной величины.

В случае серьезных оснований считать закон распределения рассматриваемой случайной величины не нормальным, необходимо проверить гипотезу о другом типе распределения, а затем вновь воспользоваться критерием Колмогорова для проверки случайности выборки.

Литература

1. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, 2004. 479 с.
2. Технология машиностроения. Бурцев В.М., Васильев А.С., Дальский А.М. и др.; Под ред. А.М. Дальского. В 2 т. Т. 1. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 1999. 564 с.
3. Колмогоров А.Н. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Наука, 1986. 534 с.

References

1. Gmurman V.E. *Teoriia veroiatnostei i matematicheskaiia statistika* [Probability theory and mathematical statistics]. Moscow, Vysshiaia shkola publ., 2004. 479 p.
2. Burtsev V.M., Vasil'ev A.S., Dal'skii A.M. *Tekhnologiia mashinostroeniia: v 2 vol. Osnovy tekhnologii mashinostroeniia* [Manufacturing engineering: in 2 vol. Fundamentals of Mechanical Engineering]. Moscow, MSTU named after N.E. Bauman publ., 1999. 564 p.
3. Kolmogorov A.N. *Teoriia veroiatnostei i matematicheskaiia statistika* [Probability theory and mathematical statistics]. Moscow, Nauka publ., 1986. 534 p.

Статья поступила в редакцию 19.11.2012

Информация об авторах

АЛБУЛ Сергей Валерьевич (Москва) — аспирант кафедры «Инжиниринг технологического оборудования». Национальный исследовательский технологический университет МИСиС (119049, Москва, Ленинский пр., д. 4).

СЕДЫХ Лариса Владимировна (Москва) — доцент кафедры «Инжиниринг технологического оборудования». Национальный исследовательский технологический университет МИСиС (119049, Москва, Ленинский пр., д. 4, e-mail: lvsedykh@mail.ru).

Information about the authors

ALBUL Sergey Valerievich (Moscow) — Post-Graduate of «Engineering for Technical Equipment» Department. National University of Science and Technology «MISIS» (4, Leninsky prospect, B-49, Moscow, 119049, RF).

SEDYKH Larisa Vladimirovna (Moscow) — Assoc. Prof. of «Engineering for Technical Equipment» Department. National University of Science and Technology «MISIS» (4, Leninsky prospect, B-49, Moscow, 119049, RF, e-mail: lvsedykh@mail.ru).