УДК 621. 81. 031.

Приймаков А.Г., Приймаков Г.А., Бобровицкий О.В., Лисяк А.А., Иващенко И.И.

МЕТОД СКОЛЬЗЯЩЕГО ИНТЕРВАЛА ПРИ ОБРАБОТКЕ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ

Харьковский институт Военно-Воздушных Сил им. И. Кожедуба

Экспериментальные исследования и на сегодняшний день – наиболее надежный и достоверный способ научного познания, в том числе, и исследования таких критериев работоспособности, как надежность, долговечность, выносливость.

Однако, обработка экспериментальных данных всегда вызывает определенные затруднения, поскольку трудно сочетать минимальное количество опытов с максимальной достоверностью и простотой полученных результатов [1-5].

Известны [6-9] такие методы обработки экспериментальных данных для механических испытаний, как «прямоугольных вкладов», «уменьшения неопределенности», «априорно-эмпирических функций», которые удовлетворяют условия Дирихле-Вороного [10] и отражают фактическую ступенчатую форму функции плотности распределения результатов наблюдения [2,8].

Таким образом, из анализа следует, что рассмотренные методы дают возможность строить плотность распределения по малому объему информации $N \geq 3$, однако, требуют определенной априорной информации, касающейся ожидаемого вида функции распределения и области существования этой функции. Это ограничивает применение указанных методов для обработки экспериментальных данных, т.к. только в исключительных случаях можно предположить вид функции распределения и область ее существования [8]. Это приводит к необходимости разработки метода построения плотности распределения, не требующего априорной информации о предполагаемом виде функции распределения и области его существования.

Таким образом, целью данной статьи есть разработка и описание подобного метода.

Классические параметрические методы обработки экспериментальных данных таковы, что плотность эмпирического распределения всегда представляет ступенчатый многоугольник (см., например, [8,9]). При этом уровень дискретизации (количество ступеней) плотности распределения влияет на правильность выбора аппроксимирующей функции. Достоверность аппроксимации будет увеличиваться с ростом количества ступеней. Если ряд обрабатываемых случайных величин не ограничен, увеличение количества ступеней достигается сокращением протяженности интервалов разбиения. При ограниченном ряде обрабатываемых величин тривиальная обработка приводит к сокращению количества ступеней и, как следствие, – к росту неопределенности соответствия аппроксимирующей функции. Степень неопределенности тем более возрастает, если кривая плотности представляет суперпозицию случайных величин с различными законами распределения.

В предлагаемом методе увеличения количества ступеней достигается путем более рационального, чем в классическом методе, использования информации. В классическом методе информация используется только в дискретных участках протяженностью Δj (рис.1.). Информация на участках, перекрывающих эти интервалы (см. участок $\Delta j'$ на рис.1.), остается неиспользованной. Для ее использования необходимо осуществить поочередный сдвиг, каждый раз на шаг $\Delta\alpha$, одновременно всех интервалов разбиения протяженностью Δj, относительно их исходного положения ($\Delta\alpha = 0$).

В этом случае будет иметь место ансамбль ступенчатых дифференциальных многоугольников (см. рис. 1.) объема L .

Если теперь усреднить ансамбль ступенчатых дифференциальных многоугольников в границах каждого расчетного интервала $\Delta\alpha$ (см. рис.1.), равного шагу скольжения, то образуется усредненный ступенчатый дифференциальный многоугольник с количеством интервалов:

$$D = AL, \tag{1}$$

где A – количество интервалов разбиения протяженностью Δj .

Из формулы (1) видно, что количество ступеней при ограничении A может быть увеличено за счет величины L .

В связи с тем, что в основе метода лежит принцип усреднения плотности распределения по ансамблю ступенчатых многоугольников, полученных последовательным смещением (скольжением) интервалов разбиения, метод назван авторами методом скользящего интервала (МСИ).

Как показали предварительные исследования при обработке случайных величин МСИ имели место некоторые искажения формы кривой плотности распределения. Это привело к необходимости проведения количественного анализа погрешности и последующей ее корректировки.

Для формулировки задачи количественной оценки погрешности необходимо рассмотреть более детально последовательность операций формирования ансамбля смещенных плотностей распределения случайных величин. С этой целью на оси возможных значений случайных величин *x* (см. рис.2) выберем интервал протяженностью Δj и зафиксируем его в точке *x*. Условимся обозначать такой интервал границей его начала *x* и протяженностью Δj, т.е. $(x, \Delta j)$.

Задавшись шагом скольжения $\Delta\alpha(\Delta\alpha < \Delta j)$ и перемещая интервал относительно первоначального положения на величину $\Delta\alpha$, получим ряд перекрывающих друг друга интервалов.

$$\begin{gathered}(x,\Delta j);(x+\Delta\alpha,\Delta j);(x+2\Delta\alpha,\Delta j);...;(x+\beta\Delta\alpha,\Delta j);...;\\ \left(x+\left(\hat{A}-1\right)\Delta\alpha,\Delta j\right).\end{gathered} \tag{2}$$

Здесь $\hat{A} = \Delta j / \Delta\alpha$ – кратность скольжения; $\beta = 0,1,2,..., \hat{A}-1$-й порядковый номер сдвига.

Подобно тому, как поступают при построении ступенчатых многоугольников плотности распределения случайных величин [9], над каждым интервалом (2) строим прямоугольник с площадью, равной частоте появления случайных величин в интервале $(x, \Delta j)$. Высота прямоугольников в этом случае будет представляться рядом значений (4), полученных на основании (3).

$$f_\beta(x,\Delta j) = Q_\beta(x,\Delta j)/\Delta j, \tag{3}$$

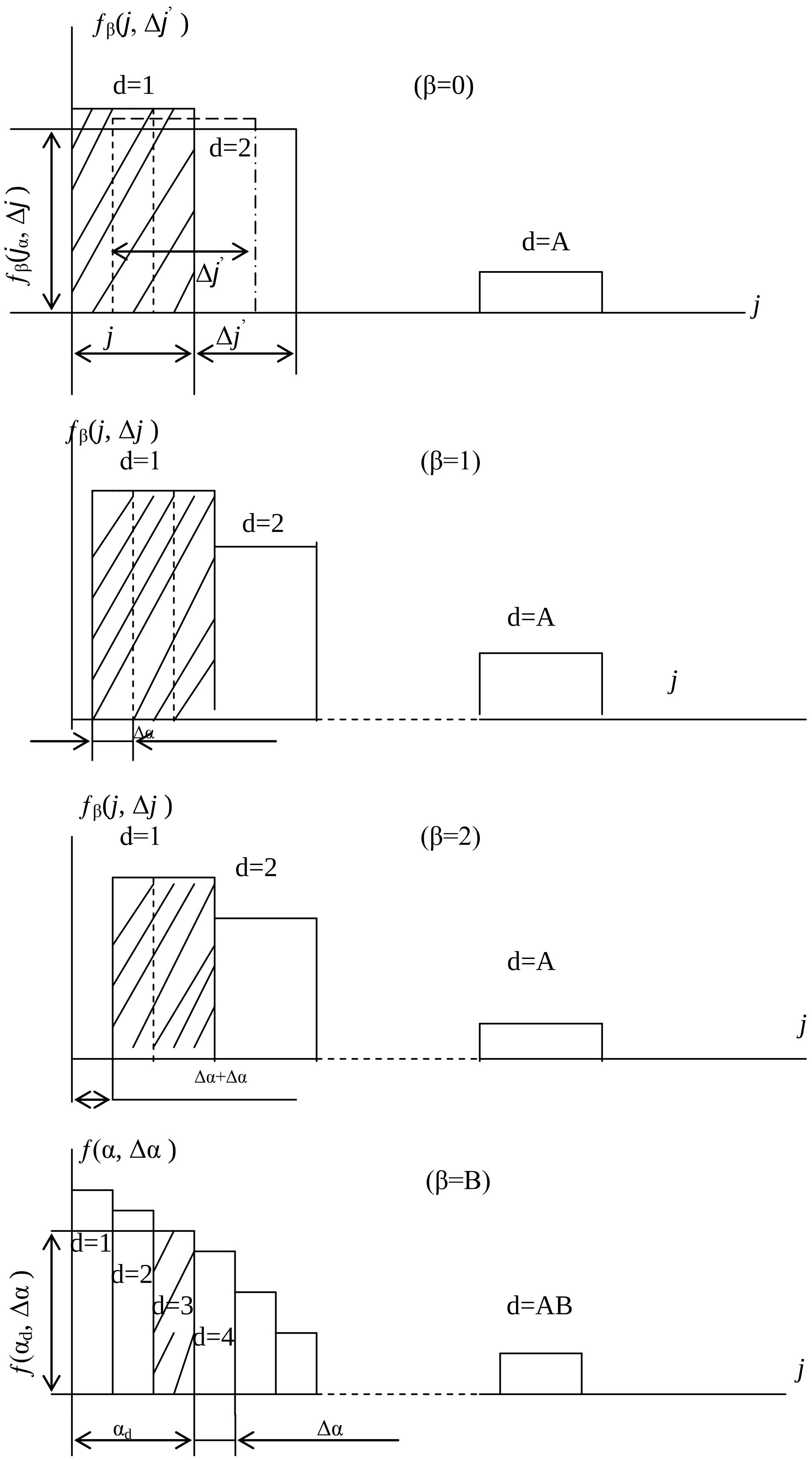

Рисунок 1 – Формирование дифференциальной кривой плотности распределения по методу скользящего интервала

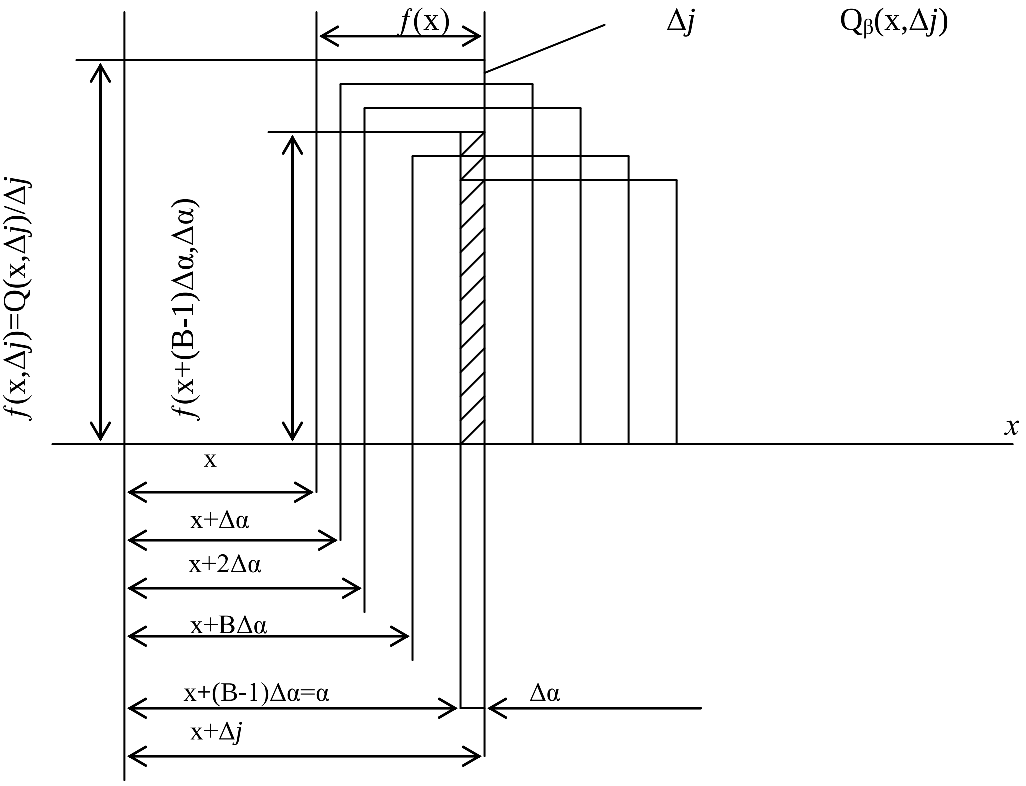

Рисунок 2 – К оценке погрешности при обработке МСИ

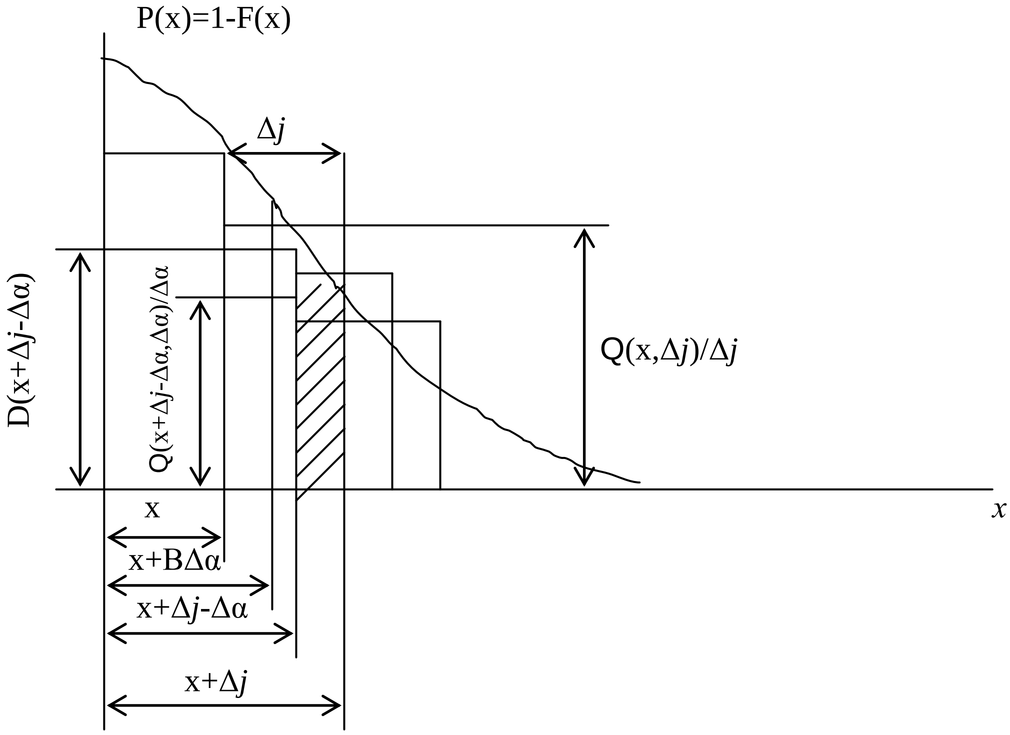

Рисунок 3 – Переход к непрерывному распределению

$$\begin{aligned}
&f\left(x+\Delta\alpha,\Delta j\right)=Q\left(x+\Delta\alpha,\Delta j\right)/\Delta j,\\
&f(x+2\Delta\alpha,\Delta j)=Q(x+2\Delta\alpha,\Delta j)/\Delta j,\\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\\
&f(x+\beta\Delta\alpha,\Delta j)=Q\left(x+\beta\Delta\alpha,\Delta j\right)/\Delta j,\\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\\
&f\left(x+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta j\right)=Q(x+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta j)/\Delta j.
\end{aligned} \tag{4}$$

Каждый член ряда (4) – это смещенная на шаг $\Delta\alpha$ ступень, множество которых образует один смещенный ступенчатый многоугольник плотности распределения. В силу этого, порядковые номера сдвигов β будут одновременно являться и порядковыми номерами смещенных ступенчатых многоугольников плотности распределения случайных величин. Совокупность смещенных многоугольников плотности образует ансамбль объема L, равного кратности скольжения (L = *B*).

Входящие в ансамбль прямоугольники (рис.2.) представляют перекрывающие друг друга фигуры. Поэтому, если количество прямоугольников ансамбля, образующих одну ступень в каждой смещенной плотности при $\Delta\alpha = \text{const}$, не превысит кратности скольжения, то всегда будет иметь место расчетный прямоугольник (заштрихованный на рис.2.) с основанием, равным шагу скольжения $\Delta\alpha$ и охватываемый всеми L = *B* смещенными ступенчатыми многоугольниками. Высота такого прямоугольника будет определяться, как среднее арифметическое высот всех *B* охватываемых прямоугольников. Полученные значения будут являться исходными данными для построения усредненного по ансамблю ступенчатого многоугольника плотности распределения случайных величин

$$f(x+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)=\Delta j^{-1}\sum_{\beta=0}^{\hat{A}-1}Q_{\beta}(x,\Delta j)/\hat{A}. \tag{5}$$

Определим истинное значение высоты прямоугольника в расчетном интервале. Оно будет составлять:

$$f_{\grave{e}}(\tilde{o}+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)=Q(\tilde{o}+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha/\Delta\alpha, \tag{6}$$

где

$$Q(\tilde{o}+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)=m(\tilde{o}+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha/m_N, \tag{7}$$

$m(x+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)$ – количество случайных величин, накрываемых расчетным интервалом.

Выражение (7) представляет частоту появления случайных величин x в расчетном интервале протяженностью $\Delta\alpha$, начальная граница которого зафиксирована в точке $(x+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)$.

Расхождение результатов, полученных по формулам (5) и (3.7), определяет ошибку, возникающую при обработке МСИ. Количественной оценкой расхождения может служить величина относительного расхождения

$$\Delta\mu=\frac{f(\tilde{o}+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)}{f_{\grave{e}}(\tilde{o}+(\hat{A}-1)\Delta\alpha,\Delta\alpha)}-1. \tag{8}$$

После подстановки (5) и (6) в (8) получим:

$$\Delta\mu = \frac{1}{\hat{A}^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{\hat{A}-1} Q(x+\beta\Delta j/\hat{A}, \Delta j)}{Q(x+\Delta j-\Delta j/\hat{A}, \Delta j/\hat{A})} - 1, \qquad (9)$$

где $\Delta j/\hat{A} = \Delta\alpha$.

Переходя от ступенчатого многоугольника к кривой плотности распределения можно сформулировать задачу оценки погрешности следующим образом: необходимо оценить относительную погрешность, возникающую при определении вероятности попадания случайной величины на участок $\Delta\alpha$, выраженной в единицах его протяженности, как среднее арифметическое вероятности попадания случайной величины на охватывающие заданный участок интервалы, выраженные в единицах и в протяженности.

При такой постановке математическое выражение погрешности для любой формы распределения будет иметь вид:

$$\Delta\mu = \frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1}\left[F(x+\Delta j+\beta\Delta j/\hat{A}) - F(x+\beta\Delta j/\hat{A})\right]}{F(x+\Delta j) - F(x+\Delta j-\Delta j/\hat{A})} - 1. \qquad (10)$$

Здесь F (…) – ордината неубывающей функции распределения для случайной величины, значение которой указано в скобках (см. рис.3.).

Выражения (9) и (10) тождественны, т.к. числитель и знаменатель в (9) есть вероятность попадания случайной величины на интервал с границами, указанными в скобках. В формуле (10) это вероятность попадания случайной величины на те же интервалы, но выраженная через интегральную функцию распределения [10].

С целью выявления возможности компенсации возникающих при обработке МСИ погрешностей, проведен анализ относительной погрешности для наиболее часто встречающихся при исследованиях надежности распределений: экспоненциального и нормального.

Анализ относительной погрешности при обработке МСИ экспоненциально распределенных случайных величин. В случае экспоненциального распределения случайных величин его функция описывается выражением

$$F(x) = 1 - \exp(-1/X \cdot x), \qquad (11)$$

где X – математическое ожидание случайной величины.

На основании (10) и (11) получено выражение (12), определяющее величину относительной погрешности при обработке МСИ экспоненциально распределенных случайных величин.

$$\Delta\mu = \frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1}\left[e^{(-\frac{x}{X})+\frac{1}{X}\beta\frac{\Delta j}{B}} - e^{(-\frac{x}{X})+(-\frac{x}{X}\Delta j)+(-\frac{1}{X}\beta\frac{\Delta j}{B})}\right]}{e^{(-\frac{x}{X})+(-\frac{1}{X}\Delta j)+(\frac{1}{X}\frac{\Delta j}{B})} - e^{(-\frac{x}{X})+(-\frac{1}{X}\Delta j)}} -$$
$$-1 = \frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{B=0}^{B-1}\left[e^{-\frac{1}{X}\beta\frac{\Delta j}{B}} - e^{-\frac{\Delta j}{X}(1+\beta\frac{1}{B})}\right]}{e^{-\frac{\Delta j}{X}(1-\frac{1}{B})} - e^{-\frac{\Delta j}{X}}} - 1. \qquad (12)$$

Исходя из того, что при экспоненциальном распределении имеет место равенство X= σ, [10], выражение (12) может быть представлено в виде:

$$\Delta\mu = \frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{B=0}^{B-1}\left[e^{-\beta\frac{1}{B}\frac{\Delta j}{\sigma}} - e^{-\frac{\Delta j}{\sigma}(1+\beta\frac{1}{B})}\right]}{e^{-\frac{\Delta j}{\sigma}(1-\frac{1}{B})} - e^{-\frac{\Delta j}{\sigma}}} - 1. \qquad (13)$$

Если ввести обозначение

$$\Psi = \frac{\Delta j}{\sigma}, \qquad (14)$$

то после подстановки (14) в (13) последнее приобретает более простой вид

$$\Delta\mu = \frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1}\left[e^{-\Psi\beta\frac{1}{B}} - e^{-\Psi(1+\beta\frac{1}{B})}\right]}{e^{-\Psi(1-1/B)} - e^{-\Psi}} - 1. \qquad (15)$$

Как видно из (10), величина относительной погрешности при обработке МСИ экспоненциально распределенных случайных величин не зависит от положения интервала разбиения, а определяется только его протяженностью Ψ и кратностью скольжения В.

Анализ показал, что для значений $\Psi = 0...1,4$ величина относительной погрешности может аппроксимироваться простой, по сравнению с выражением (15), степенной функцией вида

$$\Delta\mu = \Delta\mu_1\Psi^2. \qquad (16)$$

Здесь постоянная $\Delta\mu_1$ есть взятая по модулю величина относительной погрешности при значении $\Psi = \mathrm{I}$

$$\Delta\mu_1 = \frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1}\left[e^{-\beta\frac{1}{B}} - e^{-1-\beta\frac{1}{B}}\right]}{e^{-1+\frac{1}{B}} - e^{-1}} - 1 = 1{,}7181\frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1} e^{-\beta\frac{1}{B}}}{e^{1/B} - 1} - 1. \qquad (17)$$

Величина $\Delta\mu_1$ быстро стремится к постоянному значению и уже при $B \geq 6$ практически не изменяется. Поэтому для вычисления погрешности при $B \geq 6$ можно принимать $\Delta\mu_1$ = 0,846.

Значения $\Delta\mu$ можно использовать для коррекции результатов обработки. При этом откорректированное значение плотности будет определяться на основании формулы

$$f_k(\Psi) = 1/K_\mu f(\Psi), \qquad (18)$$

где $K_\mu = \mathrm{I} + \Delta\mu(\Psi, B)$ – поправочный коэффициент.

Анализ относительной погрешности при обработке МСИ нормально распределенных случайных величин. Функция нормального распределения описывается уравнением [2]

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{x} e^{-\frac{(x-X)^2}{2\sigma^2}}\,dx. \qquad (19)$$

В отличие от рассматриваемого ранее экспоненциального распределения, нормальное имеет два параметра – параметр положения X и параметр масштаба σ. Параметр положения представляет центр рассеяния случайных величин. При его изменении кривая распределения будет смещаться вдоль оси абсцисс, не изменяя своей формы [10]. Воспользовавшись этим свойством для упрощения, будем рассматривать изменение относительной погрешности на плотности с центром рассеяния в начале координат X = 0. Выражение плотности для центрированного распределения имеет вид

$$F_{\text{ö}}(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{x} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}dx. \tag{20}$$

Введем в подынтегральной функции (20) обозначение

$$x/\sigma = x_{\text{îòí}}\,, \tag{21}$$

и получим

$$F_{\text{ö}}(\sigma x_{\text{îòí}})=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{\sigma x_{\text{îòí}}} e^{-\frac{1}{2}x_{\text{îòí}}^2}d(\sigma x_{\text{îòí}}). \tag{22}$$

Поскольку, для каждой конкретной кривой распределения с $\sigma = const$, функция (22) может быть сведена к параметрической форме с параметром (21), то (22) можно записать следующим образом

$$F_{\text{ö}}(x_{\text{îòí}})=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{x_{\text{îòí}}} e^{-\frac{1}{2}x_{\text{îòí}}^2}dx_{\text{îòí}}. \tag{23}$$

Полученное выражение одновременно является функцией центрированного и нормированного $F_o(\tilde{o}_{\text{îòí}})$ распределения [10], в котором переменная $x_{\text{îòí}}$ выражена в единицах среднеквадратического отклонения.

$$F_{\text{ö}}(x_{\text{îòí}})=F_0(x_{\text{îòí}}). \tag{24}$$

Основываясь на выражении (10) и, принимая во внимание условие (24), можно записать уравнение относительной погрешности при обработке нормально распределенных случайных величин МСИ:

$$\Delta\mu\frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1}\left\{F_0\left[x_{\text{îòí}}+\Psi(1-\beta 1/B)\right]-F_0(x_{\text{îòí}}+\Psi\beta 1/B)\right\}}{F_0(x_{\text{îòí}}+\Psi)-F_0\left[x_{\text{îòí}}+(1-1/B)\right]}-1. \tag{25}$$

Значение $F_0(x)$ табулированы, однако, даже в таком случае вычисления по формуле (25) являются трудоемкими. Поэтому расчет погрешности желательно производить с применением ЭВМ. Для этого удобно нормированную и центрированную функцию распределения выразить через erf -функцию (функцию ошибок) [4,8]

$$\Delta\mu=\frac{1}{B^2}\frac{\sum\limits_{\beta=0}^{B-1}\left[erf\,\frac{x_{\text{îòí}}+\Psi(1+\beta B^{-1})}{\sqrt{2}}-erf\,\frac{x_{\text{îòí}}+\Psi\beta B^{-1}}{\sqrt{2}}\right]}{erf\,\frac{x_{\text{îòí}}+\Psi}{\sqrt{2}}-erf\,\frac{x_{\text{îòí}}+\Psi(1-B^{-1})}{\sqrt{2}}}-1. \tag{26}$$

При отсутствии подпрограмм вычисления erf можно воспользоваться соотношением [8].

$$\Phi(x_{\text{îòí}}) = 1/2\left[1 + erf\left(\frac{x_{\text{îòí}}}{\sqrt{2}}\right)\right], \tag{27}$$

а $\Phi(x_{\text{îòí}})$ (интеграл вероятностей) представить в виде ряда [6,8]:

$$\Phi(x_{\text{îòí}}) = x_{\text{îòí}}\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sum_{n=0}^{\infty}\left[(-1)^n \frac{x_{\text{îòí}}^{2n}}{n!(2n+1)2^n}\right]. \tag{28}$$

При значениях $x_{\text{îòí}} > 1,5$ этот ряд сходится очень медленно, поэтому интеграл вероятностей при $x_{\text{îòí}} > 1,5$ удобнее представлять другим рядом [8]:

$$\Phi(x_{\text{îòí}}) = 1 - \frac{e^{-x_{\text{îòí}}^2}}{\tilde{o}_{\text{îòí}}\sqrt{\pi}}\sum_{n=0}^{\infty}\left[(-1)^{\text{ï}} \frac{(2\text{ï}-1)!}{(2\tilde{o}_{\text{îòí}}^2)^{\text{ï}}}\right]. \tag{29}$$

В выражениях (28) и (29) ï – есть порядковый номер члена ряда.

По выражениям (25) и (28) на ЭВМ были рассчитаны значения $\Delta\mu$ и построены графики зависимости

$$\Delta\mu = f(x_{\text{îòí}}, \Psi, \hat{A}). \tag{30}$$

Анализ показал, что кривые (30) представляют собой квази параболы и аппроксимируются более компактной, по сравнению с (25) или (26), математической моделью

$$\Delta\mu = \Delta\mu_{\text{ý}}\left[(\tilde{o}_{\text{îòí}} \pm \xi)^2 - 1\right]. \tag{31}$$

Здесь ξ и $\Delta\mu_{\text{ý}}$ – соответственно, абсцисса и ордината точки экстремума функции относительной погрешности:

$$\Delta\mu_{\text{ý}} = \Psi^{1,88}\left\{\Delta\mu_1 + 0,01\cdot\lg\left[10(B-2)\right]\right\}. \tag{32}$$

Здесь постоянная $\Delta\mu_1$ есть величина относительной погрешности при значениях $\Psi = 1$ и $B = 2$, т.е.

$$\Delta\mu_1 = \frac{1}{4}\frac{\sum_{\beta=0}^{B-1}\left[F_0(0,25+0,25\beta) - F(0,25\beta - 0,75)\right]}{F_0(0,25) - F_0(-0,25)} - 1. \tag{33}$$

В конечном итоге, с учетом (33), выражение (32) примет вид:

$$\Delta\mu_{\text{ý}} = \Psi^{1,88}\left\{0,0575 + 0,01\cdot\lg\left[10(B-2)\right]\right\}. \tag{34}$$

Откорректированное значение плотности распределения будет определяться по формуле (18) при

$$K_\mu = 1 + \Delta\mu(\alpha), \tag{35}$$

где $\Delta\mu(\alpha)$ – относительная погрешность для расчетного интервала с начальной границей α, определяемой по формуле

$$\Delta\mu(\alpha)=\Delta\mu_{ý}\left\{\left[\alpha_{îòí} \pm \Psi(1-\beta^{-1}) \pm \xi\right]^{2} - 1\right\}. \qquad (36)$$

При выборе знака между первыми двумя членами в квадратных скобках этого выражения необходимо пользоваться следующим правилом: если скольжение осуществляется из области случайных величин, меньших их среднего значения, применяется знак минус, в противном случае – плюс.

В ходе проделанного исследования авторы сделали следующие выводы:

– метод скользящего интервала позволяет строить плотность распределения без априорной информации о предполагаемой функции распределения и области ее существования, что делает предложенный метод универсальным для прогнозирования и исследования надежности, долговечности и выносливости в среднем машиностроении;

– метод скользящего интервала позволяет получать достоверные и достаточно точные результаты при обработке экспериментальных данных.

Литература

1. Одинг И.А. Допускаемые напряжения в машиностроении и циклическая прочность металлов. –М.: Машиностроение, 1962.–274 с.
2. Вопросы механической усталости /Под ред. С.В. Серенсена. – М. : Машиностроение, 1974. – 196 с.
3. Приймаков А.Г. Усталостные испытания металлополимерных гибких колес силовых трехволновых зубчатых передач // Проблемы трения и изнашивания. – К.: Техника, 1986, вып. 27. – С. 67-72.
4. Приймаков А.Г. Применение ускоренных методов испытаний на выносливость волновых зубчатых передач // Теория механизмов и машин. – Харьков: Основа, 1990, вып. 48. – С. 39 – 44.
5. Приймаков О.Г. , Масягін В.І. Втомленість авіаційних конструкцій та засобів її попередження /Інтегровані технології та енергозбереження. – Харків: вид. НТУ "ХПІ", 2001, вип. 2. – С. 32-47.
6. Феодосьев В.И. Избранные задачи и вопросы по сопротивлению материалов. – М.: Наука, 1973. – 400 с.
7. Аугустин Я., Шледзевский Е. Аварии стальных конструкций. – М.: Стройиздат, 1978.–181 с.
8. Надежность и долговечность машин. /Под ред. Костецкого Б.И. – К.: Техника, 1975. – 408 с.
9. Мастеров В.А. , Саксонов Ю.В. Серебро. Сплавы и биметаллы на его основе. – М.: Металлургия, 1979. – 296 с.
10. Труничев А.С. Надежность електрорадиоизделий при хранении. – М.: Энергоатомиздат, 1983. – 160 с.

УДК 621. 81. 031.

Приймаков О.Г., Приймаков Г.О., Бобровицький О.В., Лисяк О.О., Іващенко І.І.

МЕТОД КОВЗКОГО ІНТЕРВАЛУ ПРИ ОБРОБЦІ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ ДАНИХ

Проаналізовано методи "прямокутних вкладів", "зменшення невизначеності", "апріорно-емпіричних функцій", що задовольняють умовам Діріхле, для обробки експериментальних даних. Описано новий метод обробки експериментальних даних, названий авторами методом ковзкого інтервалу.