$\Phi(\cdot)$ (равному размерности θ). Поэтому при невырожденных планах $p_1(N)$, $p_2(N)$ все три матрицы $d(\cdot)$ в (17) положительно определенные. Следовательно, из (17) вытекает арифметическое неравенство для диагональных элементов:

$$d_{ii}(t,\ p(N)) \leqslant (1-\alpha)\, d_{ii}(t,\ p_1(N)) + \alpha d_{ii}(t,\ p_2(N)).$$

Отсюда

$\mathrm{Sp}A \leqslant \mathrm{Sp}B$ для матриц $A \leqslant B$ вытекает справедливость утверждения и для функционала (12). Доказательство закончено.

Последнее утверждение относит задачи «долевого» размещения измерительных приборов к классу экстремальных задач теории эксперимента [5], по крайней мере, в тех случаях, когда для всех $l=\overline{1,\ L}$, $t=\overline{1,\ T}$ матрицы $A_l(t,\ z)$ и $G_l(\bar{x}(t),\ z)$ непрерывны по $z \in X$, а область размещения X компактна (в этих случаях множество всех информационных матриц, порождаемое невырожденными непрерывными нормированными планами, выпукло и замкнуто). Следовательно, при численном решении может быть использован алгоритм и программа, разработанные и апробированные в [5] (см. также [6] для конечного числа допустимых точек размещения). Необходимо лишь внести небольшие изменения, обусловленные более общим определением непрерывного нормированнюго плана, которое сформулировано выше.

В заключение отметим, что полученные результаты могут быть перенесены и на некоторые другие случаи определения функции $\psi(\cdot)$, характеризующей неточность статистической оценки.

ЛИТЕРАТУРА

1. **Беседин Б. А.** Оптимальные информационно-измерительные системы. Новосибирск: изд. ИМ СО АН СССР, 1973.
2. **Абдулаев Ш.-С. О., Беседин Б. А.** О синтезе оптимальных фильтрующих и сглаживающих информационно-измерительных систем.— Автометрия, 1974, № 2.
3. **Абдулаев Ш.-С. О., Беседин Б. А., Идрисов Р. Ф.** Об оптимальном размещении измерительных приборов двух типов.— Автометрия, 1978, № 6.
4. **Аоки М.** Оптимизация стохастических систем. М.: Наука, 1971.
5. **Федоров В. В.** Теория оптимального эксперимента. М.: Наука, 1971.
6. **Денисов В. И.** Математическое обеспечение системы ЭВМ — экспериментатор. М.: Наука, 1977.

Поступила в редакцию 17 октября 1979 г.;
окончательный вариант — 2 декабря 1980 г.

УДК 618.2.088

В. Б. ИЛЮШИН, Ю. В. СОЛОДЯННИКОВ

(Куйбышев)

К ЗАДАЧЕ СУММИРОВАНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ПОГРЕШНОСТЕЙ ИЗМЕРЕНИЯ

Введение. Расчет суммарной случайной погрешности методов и средств измерений может быть проведен на основе построения распределения вероятностей суммы независимых случайных величин (СВ) [1]. Как известно, распределение $p_{(m)}(x)$ суммы $\beta_{(m)}$ есть свертка распредеиспользование аппарата характеристических функций, поэтому применяют приближенные методы построения свертки. В работе [2] приводится краткий обзор таких методов и подробно излагается метод, наиболее удобный для расчета суммарной случайной погрешности. В [3] выполнен анализ погрешности этого метода.

Во втором случае для каждой случайной величины имеется статистическая оценка ее распределения. Выборку со статистически независимыми элементами СВ $\beta_{(m)}$ часто получить нельзя либо затруднительно. При этом в наличии нередко имеются только статистические оценки распределений слагаемых СВ, по которым требуется построить оценку распределения СВ $\beta_{(m)}$ и выяснить точность оценивания. Например, результаты статистических поверочных испытаний элементов или блоков измерительных приборов обычно фиксируются в виде гистограмм счетчиковыми устройствами анализаторного типа [4]. Эти гистограммы используются затем при анализе качества суммирования (нормирования) случайных погрешностей измерений конкретного прибора [1].

Другой показательный пример, поясняющий необходимость получения статистических выводов о распределении сумм случайных величин на основе статистических наблюдений компонент суммы, имеет место при статистическом анализе последовательностей событий, таких, в частности, как потоки ошибок в каналах связи. При анализе рекуррентных потоков наиболее целесообразно для сокращения измерительного оборудования применять метод [NBT]- или [NBN]-анализа и использовать в качестве исходной статистики гистограммы распределения $F(t)$ интервалов между событиями потока [8]. Тогда для получения наиболее информативной характеристики потока ошибок с точки зрения выбора помехоустойчивого кодирования передаваемой по каналу связи полезной информации — вероятности $p_m(t)$ появления m ошибок в блоке информации (t) — можно воспользоваться следующим соотношением: $p_m(t) = F_{(m)}(t) - F_{(m+1)}(t)$, где $F_{(m)}(t)$ — функция распределения суммы m интервалов между событиями потока, которая является $(m-1)$-кратной сверткой функции $F(t)$.

Ниже излагается метод аппроксимации и статистического оценивания свертки на основе гистограмм компонент, удобный для программной реализации, так как он не предполагает вычисления интеграла свертки, а сводится к обычным арифметическим действиям. Метод аналогичен методу работы [2], но имеет более простой вычислительный алгоритм и более высокую точность расчета. Приводятся также результаты построения критерия согласия типа ω^2-Мизеса для оценивания свертки по эмпирическим функциям распределения компонент.

Аппроксимация свертки. Пусть СВ β_i, $\beta_{(m)}$ имеют плотности вероятностей (ПВ) соответственно $p_i(x)$, $i=\overline{1, m}$, $p_{(m)}(x)$. Аналогично методу работы [2] аппроксимируем $p_i(x)$ кусочно-постоянной функцией

$$\tilde{p}_i(x) = \begin{cases} g_i(k)/h & \text{при } a_i + (k-1)h \leqslant x < a_i + kh, \quad k = \overline{1, n_i}; \\ 0 & \text{при } x \,\overline{\in}\, [a_i; a_i + n_i h], \end{cases} \tag{1}$$

где $g_i(k) = \int\limits_{a_i+(k-1)h}^{a_i+kh} p_i(x)\,dx.$

Рассмотрим рекуррентную аппроксимацию ПВ $p_{(m)}(x)$ следующего вида:

$$\tilde{p}_{(m)}(x) = \begin{cases} g_{(m)}(k)/h & \text{при} \quad b_m + (k-1)h \leqslant x < b_m + kh, \quad k = \overline{1, d_m}; \\ 0 & \text{при} \quad x \overline{\in} [b_m, b_m + d_m h]. \end{cases} \qquad (2)$$

Здесь

$$d_m = \sum_{i=1}^{m} n_i, \quad b_m = \sum_{i=1}^{m} a_i, \quad g_{(l)}(k) = \int_{b_m+(k-1)h}^{b_m+kh} \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{p}_{(l-1)}(x-t)\, p_l(t)\, dt dx,$$

$$l = \overline{2, m}, \quad \tilde{p}_{(1)}(t) = \tilde{p}_1(t).$$

Воспользовавшись формулой свертки кусочно-постоянных функций, приведенной в [5], легко установить следующие рекуррентные соотношения:

$$g_{(l)}(k) = \frac{1}{2}\left[\sum_{i+j=k} [g_l(i) + g_l(i+1)]\, g_{(l-1)}(j)\right], \qquad (3)$$

где $i = \overline{0, n_l}$, $j = \overline{0, d_{l-1}}$, $g_l(0) = g_{(l)}(0) = 0$, $l = \overline{2, m}$.

Отметим, что метод работы [2] также основан на вычислении вероятностей $g_{(m)}(k)$ с использованием вероятности $g_i(k)$. Однако этот расчет проводится путем аппроксимации СВ β_i СВ $\tilde{\beta}_i$, принимающей значения $a_i + (k/2)h$ — середин интервалов разбиения — с вероятностями $g_i(k)$. СВ $\beta_{(m)}$ аппроксимируется СВ $\tilde{\beta}_{(m)} = \tilde{\beta}_1 + \ldots + \tilde{\beta}_m$, равной значениям середин интервалов разбиения $[b_m + (k-1)h;\ b_m + kh]$ с вероятностями $\tilde{g}_{(m)}(k) = \sum_{k_1+\ldots+k_m=k} \prod_{i=1}^{m} g_i(k)$. Вероятность попадания СВ $\beta_{(m)}$ в интервал $[b_m + (k-1)h;\ b_m + kh]$ полагают равной $\tilde{g}_{(m)}(k)$. По формуле (3) данную вероятность можно подсчитать точно, если допустить, что СВ β_i имеют распределение вида (1).

Погрешность аппроксимации (2) в предположении, что существуют ограниченные производные $|p_i'(x)| \leqslant K$, $K > 0$, $i = \overline{1, m}$, в метриках пространств $C_{[b_m; b_m + d_m h]}$ и $L^2_{[b_m; b_m + d_m h]}$ соответственно, выражается неравенствами

$$\sup_{x \in [b_m; b_m + d_m h]} \{ | p_{(m)}(x) - \tilde{p}_{(m)}(x) | \} \leqslant Kh; \quad \int_{b_m}^{b_m + d_m h} [p_{(m)}(x) - \tilde{p}_{(m)}(x)]^2 \times$$

$$\times dx \leqslant K^2 h^3 d_m.$$

Статистическое оценивание свертки. Пусть ПВ $p_i(x)$ определяется гистограммой по выборке объема N_i:

$$\hat{p}_i(x) = \begin{cases} \hat{g}_i(k)/h & \text{при} \quad a_i + (k-1)h \leqslant x < a_i + kh, \quad k = \overline{1, n_i}; \\ 0 & \text{при} \quad x \overline{\in} [a_i;\ a_i + hn_i] \end{cases} \qquad (4)$$

($\hat{g}_i(k)$ — частота попадания элементов выборки в k-й промежуток).

ПВ $p_{(m)}(x)$ статистически оценим следующей функцией:

$$\hat{p}_{(m)}(x) = \begin{cases} \hat{g}_{(m)}(k)/h & \text{при} \quad b_m + (k-1)h \leqslant x < b_m + kh, \quad k = \overline{1, d_m}; \\ 0 & \text{при} \quad x \overline{\in} [b_m;\ b_m + d_m h]. \end{cases} \qquad (5)$$

Величины $\hat{g}_{(m)}(k)$, $k = \overline{1, d_m}$, вычисляем с помощью статистик $\hat{g}_i(k)$, $k = \overline{1, n_i}$, используя соотношение (3). Легко видеть, что статистика $\hat{g}_{(m)}(k)$ является несмещенной и состоятельной оценкой величины $g_{(m)}(k)$.

Относительно точности $\hat{g}_{(m)}(k)$ может быть сформулирована следующая

Теорема 1. Если $N=\min\limits_{i=\overline{1,m}} N_i$, $n=\max\limits_{i=\overline{1,m}} n_i$ и $\Phi(x)$ — функция распределения $\chi^2_{d_m-m}$, то асимптотически

$$P\left(\frac{N}{n}\sum_{k=1}^{d_m}\left[\hat{g}_{(m)}(k)-g_{(m)}(k)\right]^2<x\right)\geqslant\Phi(x). \qquad (6)$$

Доказательство. При $m=2$ справедливо следующее тождество:

$$\left[g_{(2)}(k)-\hat{g}_{(2)}(k)\right]^2\leqslant\frac{1}{4}\left\{\sum_{i+j=k}\left[g_1(i)+g_1(i+1)\right]\left[g_2(j)-\hat{g}_2(j)\right]+\right.$$
$$\left.+\left[\hat{g}_2(j)+\hat{g}_2(j+1)\right]\left[g_1(i)-\hat{g}_1(i)\right]\right\}^2,\quad k=\overline{1,d_2},\quad i=\overline{1,n_1},\quad j=\overline{1,n_2},$$

откуда при любом элементарном исходе

$$\left[g_{(2)}(k)-\hat{g}_{(2)}(k)\right]^2\leqslant\frac{1}{4}\left\{\sum_{i+j=k}\left[g_1(i)+g_1(i+1)\right]^2+\left[\hat{g}_2(j)+\hat{g}_2(j+1)\right]^2\right\}\times$$
$$\times\left\{\sum_{i+j=k}\left[g_2(j)-\hat{g}_2(j)\right]^2+\left[g_1(i)-\hat{g}_1(i)\right]^2\right\};$$

$$\sum_{k=1}^{d_2}N\left[g_{(2)}(k)-\hat{g}_{(2)}(k)\right]^2\leqslant\frac{N}{4}\left\{4n\sum_{j=1}^{n_2}\left[\hat{g}_2(j)-g_2(j)\right]^2+\right.$$
$$\left.+4n\sum_{i=1}^{n_1}\left[\hat{g}_1(i)-g_1(i)\right]^2\right\}\leqslant n\left\{\sum_{j=1}^{n_2}\frac{N_2}{g_2(j)}\left[\hat{g}_2(j)-g_2(j)\right]^2+\right.$$
$$\left.+\sum_{i=1}^{n_1}\frac{N_1}{g_1(i)}\left[\hat{g}_1(i)-g_1(i)\right]^2\right\}.$$

Обобщая по методу математической индукции последнее неравенство для произвольного m, получим, что статистика неравенства (6) при любом элементарном исходе мажорируется статистикой, имеющей распределение $\chi^2_{d_m-m}$, откуда следует утверждение теоремы.

Из теоремы 1 вытекает, что с доверительной вероятностью p

$$\int_{b_m}^{d_m h+b_m}\left[p_{(m)}(x)-\hat{p}_{(m)}(x)\right]^2dx\leqslant\left[Kh\sqrt{d_m h}+\sqrt{\frac{\tau n}{hN}}\right]^2, \qquad (7)$$

где τ — p-квантиль функции распределения $\chi^2_{d_m-m}$.

Отметим, что если в работе [3] погрешность статистического оценивания свертки дается только в центре функции распределения, вследствие чего не полностью исследована точность метода, то в настоящей работе погрешность оценивается по всем значениям ПВ $p_{(m)}(x)$. Из неравенства (7) видно, что оценка $\hat{p}_{(m)}(x)$ сходится к функции $\tilde{p}_{(m)}(x)$ в метрике пространства $L^2_{[0;d_m h]}$ с вероятностью, сколь угодно близкой к 1 при увеличении объемов выборок. В свою очередь, $\tilde{p}_{(m)}(x)$ сходится к $p_{(m)}(x)$ в этой же метрике с уменьшением шага разбиения h.

Рассмотрим задачу оценивания функции распределения суммы независимых случайных величин по данным статистических измерений слагаемых в плане проверки статистических гипотез по критерию согласия типа ω^2-Мизеса.

Примем за статистическую оценку функции распределения $F_{(m)}(x)$ СВ $\beta_{(m)}$ свертку $\hat{F}_{(m)}(x)=\hat{F}_1*\hat{F}_2*\ldots*\hat{F}_m(x)$ эмпирических функций распределения $\widehat{F}_i(x)$, $i=\overline{1, m}$, построенных по выборкам $(\beta_1^i, \ldots, \beta_{N_i}^i)$, $i=\overline{1, m}$. Легко видеть, что $\widehat{F}_{(m)}(x)$ является состоятельной и несмещенной оценкой $F_{(m)}(x)$.

Следуя методике работы [7], докажем следующие леммы.

Лемма 1. Свертка $\widehat{F}_{(2)}(x)=\widehat{F}_1 * \widehat{F}_2(x)$ двух эмпирических функций распределения тождественно равна эмпирической функции распределения, построенной по выборке $\beta_{ij}=\beta_i^1+\beta_j^2, i=\overline{1, N_1}, j=\overline{1, N_2}$.

Доказательство. Пусть $\lambda_{N_1N_2}(x)$, $\mu_{N_1}(x)$, $\nu_{N_2}(x)$ — соответственно число величин $\beta_{ij}, \beta_i^1, \beta_j^2$, попавших в интервал $(-\infty; x)$. Каждой β_i^1 соответствует $\nu_{N_2}(x-\beta_i^1)$ величин β_j^2, $j=\overline{1, N_2}$, поэтому $\lambda_{N_1N_2}(x)=\sum\limits_{k=1}^{N_1}\nu_{N_2}(x-\beta_k^1)\cdot$ Пусть $(\beta_1^{(1)},\ldots,\beta_{N_1}^{(1)})$ — вариационный ряд, построенный по выборке $(\beta_1^1,\ldots,\beta_{N_1}^1)$; тогда

$$\widehat{F}_{(2)}(x)=-\int\limits_{-\infty}^{\infty}\widehat{F}_1(x)\,d\widehat{F}_2(x-t)=-\sum_{i=1}^{N_1-1}\frac{i}{N_1}\int\limits_{\beta_i^{(1)}}^{\beta_{i+1}^{(1)}}d\widehat{F}_2(x-t)+$$

$$+\int\limits_{\beta_{N_1}^{(1)}}^{\infty}d\widehat{F}_2(x-t)=-\sum_{i=1}^{N_1-1}\frac{i}{N_1}\left[\widehat{F}_2\left(x-\beta_{i+1}^{(1)}\right)-\widehat{F}_2\left(x-\beta_i^{(1)}\right)\right]+$$

$$+\widehat{F}_2\left(x-\beta_{N_1}^{(1)}\right)=\sum_{i=1}^{N_1-1}\frac{\nu_{N_2}\left(x-\beta_1^{(1)}\right)}{N_1N_2}=\frac{\lambda_{N_1N_2}(x)}{N_1N_2}.$$

По принципу математической индукции доказанная лемма обобщается для свертки эмпирических функций произвольной кратности.

Обозначим через $F_{k_1\ldots k_n}(x)$ функцию распределения СВ $\beta_{k_1}+\ldots+\beta_{k_n}$, через $F^{k_1\ldots k_n}(x)$ — функцию распределения суммы $\beta_1+\ldots+\beta_m$, из которой удалены слагаемые $k_1, \ldots, k_n$. В дальнейшем будем использовать следующее представление эмпирической функции распределения $\widehat{F}_j(x)=\frac{1}{N_j}\sum\limits_{i=1}^{N_j}\varepsilon\left(x-\beta_i^j\right)$, где $\varepsilon(x)=0$ при $x<0$ и $\varepsilon(x)=1$ при $x>0$.

Лемма 2. Случайный процесс $\eta_m(x)=\sqrt{\prod\limits_{j=1}^{m}N_j}\left(\widehat{F}_{(m)}(x)-F_{(m)}(x)\right)$ имеет следующую корреляционную функцию при $-\infty<x\leqslant y<\infty$:

$$K_m(x, y)=F_{(m)}(x)+\prod_{j=1}^{m}(N_j-1)F_{(m)}(x)F_{(m)}(y)+$$

$$+\sum_{i=1}^{m}\prod_{j=1}^{m}(N_j-1)F_i(x-t)F_i(y-t)\,dF^i(t)+\sum_{i_1,i_2=1}^{m}\prod_{\substack{j=1\\ j\neq i_1\\ j\neq i_2}}^{m}(N_j-1)\times$$

$$\times\int\limits_{-\infty}^{\infty}F_{i_1i_2}(x-t)F_{i_1i_2}(y-t)\,dF^{i_1i_2}(t)+\ldots+\sum_{i=1}^{m}(N_i-1)\int\limits_{-\infty}^{\infty}F^i(x-t)\times$$

$$\times F^i(y-t)\,dF_i(t)-\prod_{j=1}^{m}N_jF_{(m)}(x)F_{(m)}(y).$$

Доказательство. Пусть $M\{\,\}$ — математическое ожидание, определенное по пространству элементарных событий Ω СВ $\beta_{(m)}$, $M_i\{\,\}$ — по пространству элементарных событий Ω_i СВ β_i. Очевидно, что Ω есть декартово произведение пространств $\Omega = \Omega_1 \times \ldots \times \Omega_m$. Имеем

$$M\left\{\varepsilon\left(x-\beta^1_{i_1}-\beta^2_{i_2}-\ldots-\beta^m_{i_m}\right)\varepsilon\left(y-\beta^1_{i_1}-\beta^2_{i_2}-\ldots-\beta^m_{i_m}\right)\right\}=F_{(m)}(x);$$

$$M\left\{\varepsilon\left(x-\beta^1_{i_1}-\beta^2_{i_2}-\ldots-\beta^m_{i_m}\right)\varepsilon\left(y-\beta^1_{j_1}-\beta^2_{j_2}-\ldots-\beta^m_{j_m}\right)\right\}= = F_{(m)}(x)\,F_{(m)}(y),\quad i_k\neq j_k.$$

Пусть n индексов $i_1, \ldots, i_m$ и $j_1, \ldots, j_m$ совпадают, тогда

$$M\left\{\varepsilon\left(x-\beta^1_{i_1}-\beta^2_{i_2}-\ldots-\beta^m_{i_m}\right)\varepsilon\left(y-\beta^1_{j_1}-\beta^2_{j_2}-\ldots-\beta^m_{j_m}\right)\right\}=$$

$$= M_{k_1}M_{k_2}\ldots M_{k_n}\left\{F_{k_nk_{n+1},\ldots,k_m}\left(x-\beta^{k_1}_{i_{k_1}}-\beta^{k_2}_{i_{k_2}}-\ldots-\beta^{k_n}_{i_{k_n}}\right)\times\right.$$

$$\left.\times F_{k_nk_{n+1},\ldots,k_m}\left(y-\beta^{k_1}_{i_{k_1}}-\beta^{k_2}_{i_{k_2}}-\ldots-\beta^{k_n}_{i_{k_n}}\right)\right\}=M_{k_1}M_{k_2}\ldots M_{k_n}\times$$

$$\times\left\{-\int_{-\infty}^{\infty}\varepsilon\left(t-\beta^{k_1}_{i_{k_1}}-\ldots-\beta^{k_n}_{i_{k_n}}\right)dF_{k_n,k_{n+1},\ldots,k_m}(x-t)\times\right.$$

$$\left.\times F_{k_n,k_{n+1},\ldots,k_m}(y-t)\right\}=\int_{-\infty}^{\infty}F_{k_n,k_{n+1},\ldots,k_m}(x-t)\,F_{k_n,k_{n+1},\ldots,k_n}(y-t)\times$$

$$\times dF_{k_1,k_2,\ldots,k_n}(t);$$

отсюда получаем корреляционную функцию случайного процесса $\eta_m(x)$, полагая $-\infty < x \leqslant y < \infty$.

Лемма 3. Случайный процесс $\eta_m(x)$ асимптотически гауссовый.

Доказательство. Положим $m = 2$, $N_1 \leqslant N_2$. Так как $\widehat{F}_{(2)}(x) = \dfrac{1}{N_1N_2}\times$ $\times\sum\limits_{i=1}^{N_1}\sum\limits_{j=1}^{N_2}\varepsilon(x-\beta_{ij})$, то

$$\widehat{F}_{(2)}(x)-F_{(2)}(x)=\sum_{j=1}^{N_2}\frac{1}{N_2}\left[\frac{1}{N_1}\sum_{i=1}^{N_2}\varepsilon(x-\beta_{ij})-F_{(2)}(x)\right]=$$

$$=\sum_{k=1}^{N_2}\frac{1}{N_2}\left[\frac{1}{N_1}\sum_{\mu_k}\varepsilon(x-\beta_{ij})-F_{(2)}(x)\right],$$

где μ_k — множество пар $\{i, j\}$ таких, что элементы β_{ij} берутся по одному из каждой строки и разных столбцов матрицы

$$\begin{pmatrix}\beta_{11}\beta_{12}\ \ldots\beta_{1N_2}\\ \beta_{21}\beta_{22}\ldots\beta_{2N_2}\\ \beta_{N_11}\beta_{N_12}\ldots\beta_{N_1N_2}\end{pmatrix}$$

так, чтобы $\mu_{k_1}\cap\mu_{k_2}=\varnothing$ при $k_1\neq k_2$. Этим достигается статистическая независимость элементов β_{ij}, $\{i, j\}\in\mu_k$. Тогда случайный процесс $\sqrt{N_1}\left[\frac{1}{N_1}\sum\limits_{\mu_k}\varepsilon(x-\beta_{ij})-F_{(2)}(x)\right]$ асимптотически гауссовый [6], следовательно, процесс $\eta_2(x)$ также асимптотически гауссовый.

По принципу математической индукции результат обобщается для $m > 2$.

По аналогии с [7] из лемм следует

Теорема 2. Статистика

$$\omega^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\widehat{F}_{(m)}(x) - F_{(m)}(x)\right]^2 dF_{(m)}(x) \tag{8}$$

асимптотически имеет распределение с характеристической функцией

$$\varphi(t) = \left[\prod_{q=1}^{\infty} (1 - 2it\tau_q)\right]^{-1/2},$$

где τ_q — собственные числа ядра $K_m(x, y)$.

ВЫВОДЫ

1. Для статистического оценивания ПВ суммарной случайной погрешности измерений по гистограммам (4) слагаемых погрешностей предложен следующий алгоритм. По эмпирическим частотам $\widehat{g}_i(k)$, $k = \overline{1, n_i}$, $i = \overline{1, m}$, гистограмм (4), используя соотношения (3), вычисляем статистики $\widehat{g}_{(m)}(k)$, $k = \overline{1, d_m}$, на основе которых получаем оценку (5) плотности вероятностей суммарной погрешности. Погрешность оценки (5) в метрике пространства L^2 с заданной доверительной вероятностью p оценивается неравенством (7).

2. Результат теоремы 2 можно использовать для проверки статистической гипотезы о виде распределения суммарной случайной погрешности, однако недостатком полученного критерия согласия является зависимость распределения статистики (8) от вида функций распределения $F_i(x)$, $i = \overline{1, m}$. Аналогичная ситуация имеет место при применении статистики ω^2-Мизеса для проверки сложной параметрической гипотезы и непараметрической гипотезы о многомерной функции распределения [9].

ЛИТЕРАТУРА

1. **Рабинович С. Г.** К расчету погрешностей измерительных устройств.— Измерит. техника, 1968, № 12, с. 11—14.
2. **Грачев И. А., Рабинович С. Г.** Приближенный способ построения функции распределения композиции нескольких распределений.— Измерит. техника, 1968, № 12, с. 8—11.
3. **Кудряшова Ж. Ф.** Анализ методики результирующей погрешности приборов.— Измерит. техника, 1971, № 1, с. 72—75.
4. **Курочкин С. С.** Многомерные статистические анализаторы. М.: Атомиздат, 1968.
5. **Коваленко И. Н., Филиппова А. А.** Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, 1973.
6. **Гихман И. И., Скороход А. В.** Введение в теорию случайных процессов. М.: Наука, 1965.
7. **Смирнов Н. Н.** О критерии Крамера — Мизеса: Избранные труды. М.: Наука, 1970.
8. **Васильев П. В., Солодянников Ю. В.** О вероятности поражения блоков информации рекуррентным потоком ошибок.— Труды учебн. ин-тов связи, 1973, вып. 67, с. 177—200.
9. **Мартынов Г. В.** Критерии омега-квадрат. М.: Наука, 1978.

Поступила в редакцию 19 июля 1977 г.;
окончательный вариант — 17 февраля 1981 г.