

Метод обоснования требований к точности средств измерительного контроля

В.И. Серых, Л.В. Гребцова

В статье разработана методика аналитического расчёта показателей достоверности измерительного контроля, позволяющая проводить анализ достоверности при применении СИ заданного класса точности, а также определять класс точности СИ по заданным показателям достоверности.

Ключевые слова: измерительный контроль, достоверность, вероятность ошибок, аддитивная и мультипликативная погрешность, класс точности.

1. Введение

При разработке метрологического обеспечения объекта измерительного контроля (продукции, процессов и т.п.) для выбранной методики измерений должны быть решены [1, 2] следующие основные задачи:

- определение оптимальной номенклатуры контролируемых параметров;
- определение и нормирование допустимых погрешностей измерительного контроля параметров при заданных требованиях к показателям достоверности и допустимых затратах на контроль;
- выбор средств измерения (СИ) с классами точности, соответствующими заданным требованиям к допустимым погрешностям измерения.

Будем полагать, что номенклатура контролируемых параметров определена, например, методом условных оценок [3, 4].

Задача выбора средств измерений решается в двух вариантах.

1) Выбор СИ по предельно допустимым значениям показателей достоверности из набора СИ с известными классами точности (задача анализа).

2) Определение максимально допустимых погрешностей и, соответственно, класса точности (по ГОСТ 8. 401-80 [5]) при заданных максимально допустимых значениях показателей достоверности в заданном диапазоне измерений параметра объекта (задача синтеза).

Задача анализа с применением таких показателей достоверности, как вероятности ошибок 1-го и 2-го рода с применением численных методов расчёта подробно исследована в работах [4, 6, 7, 8]. Результаты этих работ позволяют решить и обратную задачу определения допустимых максимальных абсолютных погрешностей по заданным показателям достоверности или по критерию минимума суммарных затрат, разработанному в работах [7, 9] и применённому в [4, 6, 8].

В настоящей статье задача анализа достоверности при известных классах точности СИ и задача синтеза, т.е. определения класса точности по заданным показателям достоверности контроля и диапазонам измерения параметров, решаются с применением аналитических выражений для ошибок 1-го и 2-го рода для общего случая *аддитивных и мультипликативных* погрешностей, распределённых в конечном интервале.

2. Определение показателей достоверности

Известно [5, 10], что результатом решения задачи выбора СИ является определение класса точности и типа средства измерения, удовлетворяющего требованиям по достоверности и затратам на его приобретение (разработку) и эксплуатацию. Учитывая разнообразие средств измерений и их метрологических характеристик, ГОСТ 8.401 – 80 устанавливает несколько способов назначения классов точности. При этом за основу приняты следующие положения.

В качестве норм принимают пределы допускаемых погрешностей, включающие систематические и случайные составляющие. Основная погрешность и все виды дополнительных погрешностей нормируются отдельно [5, 10]. Первое положение указывает на необходимость разрабатывать СИ с учётом однократного отсчёта показаний по величине общей погрешности, второе – направлено на обеспечение максимальной однородности однотипных СИ. Определяя класс точности, нормируют, прежде всего, пределы допускаемой основной погрешности. Пределы допускаемой дополнительной погрешности устанавливают в виде дольного (кратного) значения основной погрешности. Пределы допускаемых основной и дополнительной погрешностей выражают в форме абсолютной, относительной или приведённой погрешности. Ниже рассматриваются только основные погрешности, что не снижает общность разработанного метода.

Представим измерительную модель в виде [6]:

$$Z_i = U_i(1 + \xi_i) + y_i, \quad (1)$$

где U_i – измеряемый параметр, y_i – аддитивная случайная погрешность с нулевым средним и дисперсией $\sigma_{y_i}^2$, ξ_i – мультипликативная погрешность с нулевым средним и дисперсией $\sigma_{\xi_i}^2 = s_i^2$.

Запишем равенство (1) в виде:

$$Z_i = U_i + \psi_i, \quad (2)$$

где

$$\psi_i = U_i \xi_i + y_i. \quad (3)$$

Для СКО суммарной погрешности (3) при статистически независимых составляющих выполняется равенство

$$\sigma_{\psi_i}(U_i) = [s_i^2 U_i^2 + \sigma_{y_i}^2]^{\frac{1}{2}}. \quad (4)$$

Максимальное значение СКО определяется выражением (4) при верхнем (максимальном) значении границы диапазона измерений i -того параметра $U_i = U_{i,m} \geq |G_i|$, где G_i – границы интервала поля допуска $[-G_i, G_i]$ измеряемого параметра U_i . В результате получим

$$\sigma_{\psi_{i,m}} = [s_i^2 U_{i,m}^2 + \sigma_{y_i}^2]^{\frac{1}{2}}. \quad (5)$$

Границы интервала, в котором находится максимальная абсолютная погрешность измерений с заданной вероятностью P_i , могут быть определены по формуле [13]

$$\pm \Delta_{i,m} = \pm K(P_i) \sigma_{\psi_{i,m}}(U_{i,m}). \quad (6)$$

Здесь $K(P_i)$ – коэффициент, зависящий от заданной вероятности P_i , определяемой по распределению вероятностей $F(\psi_i)$. Например, при гауссовых распределениях составляющих суммарной погрешности (3) её распределение будет также гауссовым с СКО, равным (4). В этом случае вероятности $P_i = 0.997$ соответствует коэффициент $K(P_i) = 3$.

В МИ 13 17-2004 [13] рекомендуется в качестве модели плотности вероятности погрешности принимать закон, близкий к нормальному усечённому. При этом должно выполняться условие, заключающееся в том, что реальная функция плотности распределения – функция

симметричная, одномодальная, отличная от нуля на конечном интервале значений аргумента, и другая информация о плотности распределения отсутствует.

Полагая, что перечисленные условия выполняются, в дальнейших расчётах мы будем принимать значение коэффициента $K(P_i) = 3$ и тогда максимальная суммарная погрешность (3) будет равна

$$\Delta_{i,m} = 3\sqrt{s_i^2 U_{i,m}^2 + \sigma_i^2}. \quad (7)$$

Стандартная модель, применяемая в ГОСТ 8. 401 - 80 для максимальной суммарной погрешности (3), имеет вид:

$$\Delta_{i,m}^0 = a_{i,m} + b_{i,m} U_{i,m}, \quad (8)$$

где

$a_{i,m} = 3\sigma_{y_i}$ – максимальное значение аддитивной составляющей общей погрешности (3),

$b_{i,m} = 3s_i$ – максимальное значение мультипликативного множителя в (1).

Определим основные показатели достоверности измерительного контроля.

Для методик измерительного контроля, предусматривающих фиксацию результата измерений контролируемого параметра образца (изделия), в [13] рекомендуется в качестве показателя достоверности контроля средняя (по совокупности всех контролируемых образцов) вероятность ошибочного признания дефектными в действительности годных образцов (вероятность ошибки 1-го рода [6, 10, 11, 12]).

Аналогично определим второй показатель – среднюю по совокупности всех контролируемых образцов вероятность ошибочного признания годными в действительности дефектных образцов (вероятность ошибки 2-го рода).

Вероятность ошибки 1-го рода определена в рекомендации [13] формулой:

$$\alpha_i = \int_{-G_i}^{G_i} [1 - L(U_i)] f(U_i) dU_i, \quad (9)$$

где $f(U_i)$ – плотность распределения вероятностей измеряемого параметра (с нулевым средним) по совокупности контролируемых образцов, $[-G_i, G_i]$ – допуск на разброс контролируемого параметра, $L(U_i)$ – оперативная характеристика.

Оперативная характеристика определяется в [13] как зависимость вероятности признания годности образца при его контроле от значения измеряемого параметра U_i . Выражение для оперативной характеристики имеет вид:

$$L(U_i) = 1 - \bar{F}_{\psi_i}(U_i). \quad (10)$$

Здесь $\bar{F}(\psi_i)$ – интегральная функция распределения вероятностей для плотности вероятности $\bar{f}(\psi_i)$, усечённой в интервале $[-\Delta_{i,m}, \Delta_{i,m}]$, где границы определяются равенством (7).

Например, при нормально распределённых составляющих суммарная погрешность (3) является также нормальной [15] с нулевым средним и СКО, определённым (4). При этом усечённая плотность вероятности суммарной погрешности (3) равна

$$\bar{f}(\psi_i) = \begin{cases} A \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\psi_i}} \exp\left(-\frac{\psi_i^2}{2\sigma_{\psi_i}^2}\right), & -\Delta_{i,m} \leq \psi_i \leq \Delta_{i,m}, \\ 0, & \psi_i < -\Delta_{i,m}, \psi_i > \Delta_{i,m}. \end{cases} \quad (11)$$

Здесь A – нормирующий множитель. В данном случае при выполнении условия (7) $A \approx 1$.

В общем случае для усечённого распределения $\bar{F}(\psi_i)$ суммарной погрешности (3) из формулы (9) с учётом (10) получим следующее выражение для вероятности ошибки 1-го рода:

$$\alpha_i = \int_{\Omega_{1,\alpha_i}} f(U_i)[1 - \bar{F}_{\psi_i}(U_i + G_i)]dU_i + \int_{\Omega_{2,\alpha_i}} f(U_i)\bar{F}_{\psi_i}(U_i - G_i)dU_i. \quad (12)$$

Здесь области интегрирования:

$$\Omega_{1,\alpha_i} = [-G_i, -G_i + \Delta_{i,m}], \quad (13)$$

$$\Omega_{2,\alpha_i} = [G_i - \Delta_{i,m}, G_i]. \quad (14)$$

Вероятность ошибки 2-го рода определяется аналогично (12) и равна

$$\beta_i = \int_{\Omega_{1,\beta_i}} f(U_i)[\bar{F}(U_i + G_i)]dU_i + \int_{\Omega_{2,\beta_i}} f(U_i)[1 - \bar{F}(U_i - G_i)]dU_i. \quad (15)$$

где области интегрирования:

$$\Omega_{1,\beta_i} = [-G_i - \Delta_{i,m}, -G_i], \quad (16)$$

$$\Omega_{2,\beta_i} = [G_i, G_i + \Delta_{i,m}]. \quad (17)$$

Учитывая конечность интервалов (13) и (14), (16) и (17), в соответствии с методикой расчёта вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода [14], для вероятностей (12) и (15) получим следующие выражения:

$$\alpha_i = f(h_{\alpha_i}^{(1)})[1 - \bar{F}(h_{\alpha_i}^{(1)})]\Delta_{i,m} + f(h_{\alpha_i}^{(2)})\bar{F}(h_{\alpha_i}^{(2)})\Delta_{i,m}, \quad (18)$$

$$\beta_i = f(h_{\beta_i}^{(1)})\bar{F}(h_{\beta_i}^{(1)})\Delta_{i,m} + f(h_{\beta_i}^{(2)})[1 - \bar{F}(h_{\beta_i}^{(2)})]\Delta_{i,m}. \quad (19)$$

Здесь:

$$h_{\alpha_i}^{(1)} = -G_i + k_{\alpha_i}^{(1)}\Delta_{i,m}, \quad h_{\alpha_i}^{(2)} = G_i - k_{\alpha_i}^{(2)}\Delta_{i,m}, \quad h_{\beta_i}^{(1)} = -G_i - k_{\beta_i}^{(1)}\Delta_{i,m}, \quad h_{\beta_i}^{(2)} = [G_i + k_{\beta_i}^{(2)}\Delta_{i,m}], \quad (20)$$

где коэффициенты $k_{\alpha_i}^{(1)}, k_{\alpha_i}^{(2)}, k_{\beta_i}^{(1)}, k_{\beta_i}^{(2)}$ определяют точки отсчёта внутри интервалов интегрирования (13), (14), (16) и (17).

При симметричной плотности вероятности измеряемого параметра $f(U_i)$ формулы (18) и (19) приобретают вид:

$$\alpha_i = 2 f(h_{\alpha_i}^{(2)})\bar{F}(h_{\alpha_i}^{(2)})\Delta_{i,m}, \quad (21)$$

$$\beta_i = 2 f(h_{\beta_i}^{(2)})[1 - \bar{F}(h_{\beta_i}^{(2)})]\Delta_{i,m}. \quad (22)$$

Представляет интерес случай равномерного распределения суммарной погрешности (3). Вероятности ошибок 1-го и 2-го рода (18) и (19) при равномерном распределении погрешности в интервале $[-\Delta_{i,m}, \Delta_{i,m}]$, с учётом того что коэффициенты в (20) равны 0.5, определяются равенствами:

$$\alpha_i = \frac{1}{4} [f(h_{\alpha_i}^{(1)})\Delta_{i,m} + f(h_{\alpha_i}^{(2)})\Delta_{i,m}], \quad (23)$$

$$\beta_i = \frac{1}{4} [f(h_{\beta_i}^{(1)})\Delta_{i,m} + f(h_{\beta_i}^{(2)})\Delta_{i,m}]. \quad (24)$$

Для многомерного объекта при контроле N параметров, в соответствии с правилом сложения для совместимых и взаимно независимых событий [15], получим следующие выражения для вероятностей ошибок первого и второго рода как вероятностей ложного забракования или вероятности ошибочного признания годным хотя бы одного параметра из общего числа N :

$$\alpha(N) = \sum_{i=1}^N \alpha_i, \quad (25)$$

$$\beta(N) = \sum_{i=1}^N \beta_i. \quad (26)$$

3. Варианты нормирования класса точности СИ в соответствии с ГОСТ 8. 401 – 80

1. При нормировании класса точности по максимальной абсолютной погрешности используют выражение (8).

2. При нормировании класса точности СИ по приведённой максимальной погрешности используется формула

$$\gamma_i = \pm \frac{\Delta_{i,m}}{U_{i,m}} 100 \% . \quad (27)$$

Здесь максимальное значение суммарной погрешности $\Delta_{i,m}$ вычисляется по формуле (7) либо по стандартной формуле (8) при известных максимальных значениях аддитивной и мультипликативной составляющих, $U_{i,m}$ – максимальное значение шкалы.

3. Класс точности через относительную погрешность для СИ, имеющих аддитивную и мультипликативную составляющие, обозначаются двумя цифрами, соответствующими значениям c_i и d_i в формуле для относительной погрешности

$$\delta_i = \pm \left[c_i + d_i \left(\frac{U_{i,m}}{U_i} - 1 \right) \right], \quad (28)$$

где $U_{i,m}$ – конечное (максимальное) значение шкалы.

Значения коэффициентов в (28) определяют из стандартной модели (8) в следующих обозначениях:

$$c_i = b_{i,m} + \frac{a_{i,m}}{U_{i,m}}, \quad (29)$$

$$d_i = \frac{a_i}{U_i}. \quad (30)$$

4. Применение предложенных методов расчёта показателей достоверности

Рассмотрим задачу анализа достоверности СИ для конкретных измерительных моделей. Примем плотность вероятности измеряемого параметра $f(U_i)$ нормальной, с нулевым средним и СКО, равным $\sigma_{1,i}$, распределение суммарной погрешности (3) – усечённым нормальным с плотностью вероятности (11) или с равномерным распределением в интервале $[-\Delta_{i,m}, \Delta_{i,m}]$.

В соответствии с формулами (12) и (15) при симметричной плотности вероятности измеряемого параметра $f(U_i)$ вероятности ошибок 1-го и 2-го рода для нормального, усечённого в интервале $[-\Delta_{i,m}, \Delta_{i,m}]$, распределения погрешности (11) равны

$$\alpha_i = \int_{G_i - \Delta_{i,m}}^{G_i} d\text{norm}(U_i, 0, \sigma_{1,i}) p\text{norm}(U_i - G_i, 0, \sigma_{2,i}) dU_i, \quad (31)$$

$$\beta_i = \int_{G_i}^{G_i + \Delta_{i,m}} d\text{norm}(U_i, 0, \sigma_{1,i}) [1 - p\text{norm}(U_i - G_i, 0, \sigma_{2,i})] dU_i, \quad (32)$$

где $\sigma_{1,i}$ – СКО измеряемого параметра, $\sigma_{2,i} = \sigma_{\psi_i,m}$ – максимальное значение (5) СКО погрешности (3), $\Delta_{i,m} = 3\sigma_{\psi_i,m}$ в соответствии с (5) и (7).

В (31) и (32) и далее $dnorm(U_i, \mu_i, \sigma_{1,i})$ и $pnorm(U_i, \mu_i, \sigma_{1,i})$ – плотность вероятности и интегральная функция нормального распределения с математическим ожиданием μ_i и СКО равным σ_i (в обозначениях программы Mathcad).

Для метода расчёта по формулам (21) и (22) вероятности ошибок 1-го и 2-го рода равны

$$\alpha_i = 2dnorm(h_{\alpha_i}^{(2)}, 0, \sigma_{1,i}) pnorm(h_{\alpha_i}^{(2)}, G_i, \sigma_{2,i}) \Delta_{i,m}, \quad (33)$$

$$\beta_i = 2dnorm(h_{\beta_i}^{(2)}, 0, \sigma_{1,i}) [1 - pnorm(h_{\beta_i}^{(2)}, G_i, \sigma_{2,i})] \Delta_{i,m}. \quad (34)$$

Здесь в соответствии с формулами (20):

$$h_{\alpha_i}^{(2)} = G_i - k_{\alpha_i}^{(2)} \Delta_{i,m}, \quad (35)$$

$$h_{\beta_i}^{(2)} = [G_i + k_{\beta_i}^{(2)} \Delta_{i,m}]. \quad (36)$$

Для вероятностей ошибок (23) и (24) при равномерном распределении погрешности получим выражения:

$$\alpha_i = \frac{1}{2} dnorm(h_{\alpha_i}^{(2)}, 0, \sigma_{1,i}) \Delta_{i,m}, \quad (37)$$

$$\beta_i = \frac{1}{2} dnorm(h_{\beta_i}^{(2)}, 0, \sigma_{1,i}) \Delta_{i,m}. \quad (38)$$

Здесь в соответствии с формулами (35) и (36):

$$h_{\alpha_i}^{(2)} = G_i - k_{\alpha_i}^{(2)} \Delta_{i,m}, k_{\alpha_i}^{(2)} = 0.5,$$

$$h_{\beta_i}^{(2)} = [G_i + k_{\beta_i}^{(2)} \Delta_{i,m}], k_{\beta_i}^{(2)} = 0.5.$$

На рис. 1 и 2 представлены зависимости вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода, построенные по формулам (31) и (32) (кривые $\alpha 1(\sigma_2), \beta 1(\sigma_2)$), по формулам (33) и (34) при значениях коэффициентов $k_{\alpha_i}^{(2)} = k_{\beta_i}^{(2)} = 0.4$ (кривые $\alpha 2(\sigma_2), \beta 2(\sigma_2)$) – для нормального усечённого распределения (11) погрешности, графики по формулам (37) и (38) (кривые $\alpha 3(\sigma_2), \beta 3(\sigma_2)$) – для равномерного распределения погрешности. На рисунках обозначено максимальное значение (5) СКО суммарной погрешности (3), т. е., $\sigma_2 = \sigma_{\psi_i,m}$. Во всех случаях распределение измеряемого параметра принято нормальным, с нулевым средним и СКО $\sigma_i = 1$, т. е., выполняется так называемое правило «шести сигм», которое применяется в менеджменте качества [14], которое предполагает выполнение условия $6\sigma_i \leq 2G_i$.

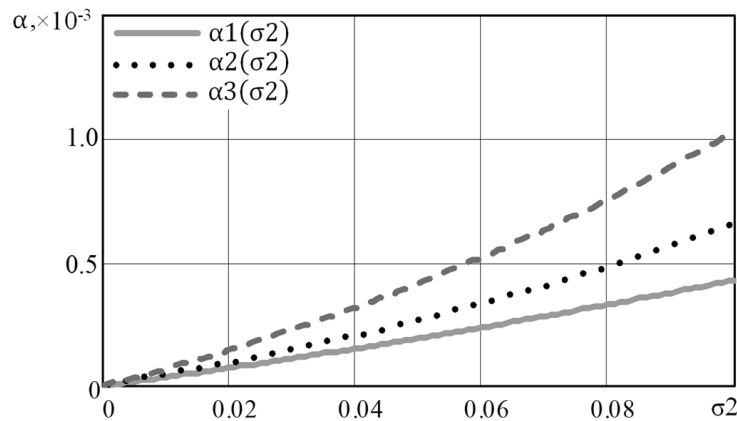


Рис. 1. Зависимости вероятностей ошибок 1-го рода от СКО (5) суммарной погрешности (3)

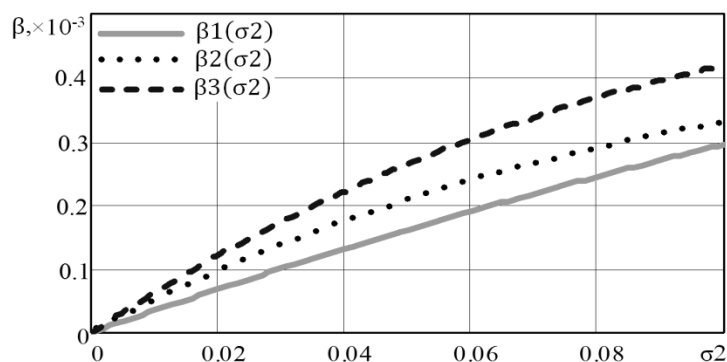


Рис. 2. Зависимости вероятностей ошибок 2-го рода от СКО (5) суммарной погрешности (3)

Из графиков на рис. 1 и 2 видно, что расчёты по формулам (37) и (38) для модели с равномерным распределением погрешности (кривые $\alpha_3(\sigma_2), \beta_3(\sigma_2)$) дают верхнюю оценку вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода. Для модели с нормальным усечённым распределением (11) расчёты по формулам (31) и (32) дают нижние оценки указанных вероятностей ошибок.

5. Расчёт достоверности контроля при заданном классе точности СИ

Для расчётов возьмём следующие данные:

- допуск на измеряемый параметр равен $[-G_i, G_i] = [-3, 3]$;
 - класс точности СИ равен $c/d = 0.4/0.1$ (в процентах);
 - значения коэффициентов в формуле (8) с учётом (29) и (30) равны $a = 0.003$, $b = 0.003$.
- Для аддитивной и мультипликативной составляющей СКО равны $\sigma_{y_i} = 0.001$, $s_i = 0.001$;
- максимальное значение шкалы $U_{i,m} = 3.0$.

На рис. 1 представлены графики максимальных абсолютных погрешностей (7) и (8), на рис. 2 – графики приведённой погрешности (27) в зависимости от значений измеряемого параметра $U_i = U_1$.

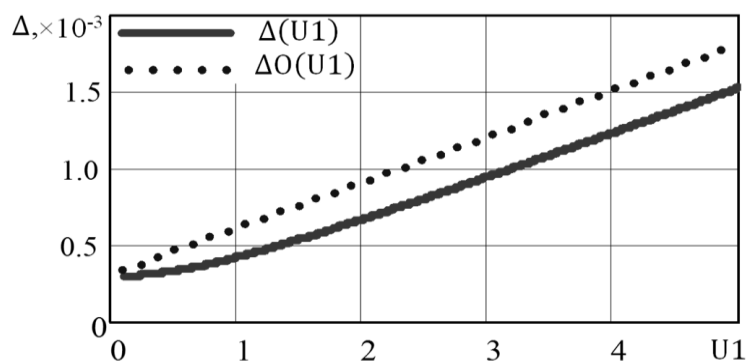


Рис.3. Зависимости максимальных абсолютных погрешностей (7) и (8)

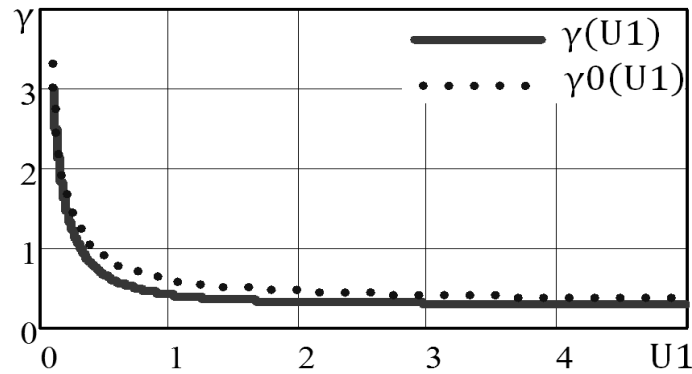


Рис. 4. Зависимости приведённых погрешностей (27) при абсолютных значениях погрешностей (7) и (8)

Из рис. 3 следует, что максимальная абсолютная погрешность, определённая по стандартной формуле (8), при $U_{i,m} > 0$ всегда больше абсолютной погрешности, определяемой формулой (7). При $U_{i,m} = 0$ абсолютные погрешности совпадают и равны аддитивной составляющей $3\sigma_{y_i}$. Приведённые погрешности (рис. 4), вычисленные по (8), практически не отличаются от приведённых погрешностей, вычисленных по (7).

На рис. 5 и 6 представлены зависимости вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода, рассчитанные по формулам (31) и (32) (кривые $\alpha_1(U1)$ и $\beta_1(U1)$), по формулам (33) и (34) (кривые $\alpha_2(U1)$ и $\beta_2(U1)$) и по формулам (37) и (38) – для равномерного распределения погрешности (кривые $\alpha_3(U1)$, $\beta_3(U1)$). При расчёте вероятностей ошибок по формулам (37) и (38) значения коэффициентов в (39) и (40) приняты равными $k_{\alpha_i}^{(2)} = k_{\beta_i}^{(2)} = 0.4$.

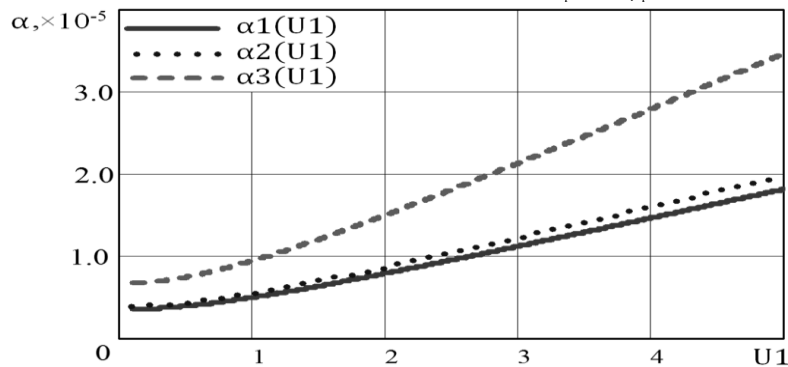


Рис. 5. Зависимости вероятностей ошибок 1-го рода от значений измеряемого параметра

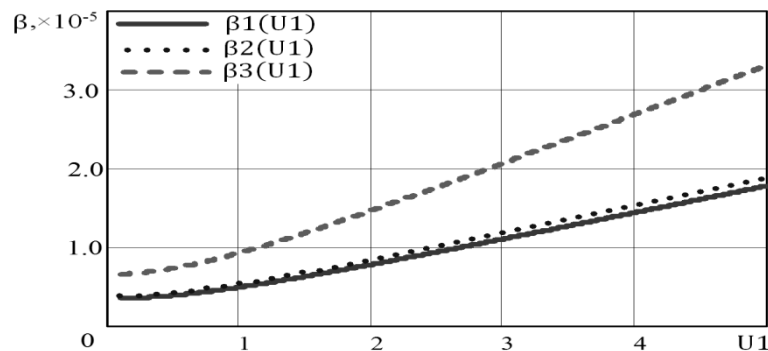


Рис.6. Зависимости вероятностей ошибок 2-го рода от значений измеряемого параметра

Из графиков на рис. 5 и 6 также следует, что верхние и нижние оценки вероятностей ошибок в зависимости от значений измеряемого параметра отличаются в пределах одного порядка.

6. Синтез точности СИ

По заданным максимальному ($\beta_{i,\max}$) и минимальному ($\beta_{i,\min}$) значениям вероятностей ошибок 2-го рода необходимо определить класс точности СИ в заданном диапазоне измерений $[0, U_{i,m}]$.

Представим выражения (33) и (34) в виде:

$$\alpha_i = K_1(\sigma_{2,i})\Delta_{i,m}, \quad (39)$$

$$\beta_i = K_2(\sigma_{2,i})\Delta_{i,m}. \quad (40)$$

Здесь в соответствии с формулами (33) и (34):

$$K_1(\sigma_{2,i}) = 2dnorm(h_{\alpha_i}^{(2)}, 0, \sigma_{1,i})pnorm(h_{\alpha_i}^{(2)}, G_i, \sigma_{2,i}), \quad (41)$$

$$K_2(\sigma_{2,i}) = 2dnorm(h_{\beta_i}^{(2)}, 0, \sigma_{1,i})[1 - pnorm(h_{\beta_i}^{(2)}, G_i, \sigma_{2,i})]. \quad (42)$$

На рис. 7 представлены зависимости вероятностей ошибок (39) и (40), а на рис. 6 – зависимости коэффициентов (41) и (42) от максимального значения СКО (5) суммарной погрешности.

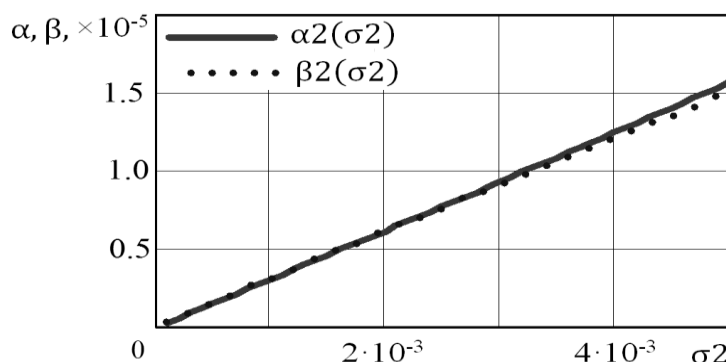


Рис. 7. Зависимости вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода (39) и (40) от максимального значения СКО абсолютной погрешности (5)

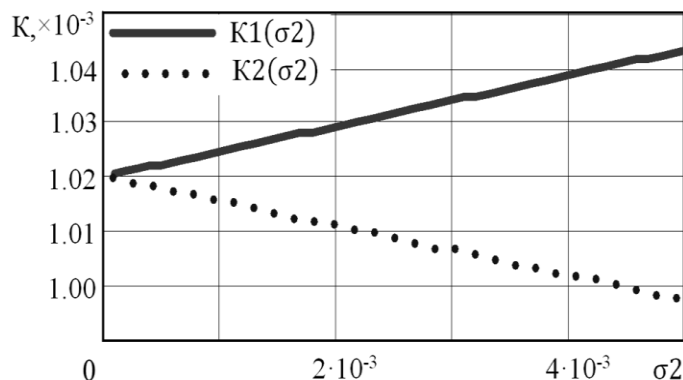


Рис. 8. Зависимости коэффициентов (41) и (42) от СКО абсолютной погрешности (5)

При заданных максимальной и минимальной вероятностях ошибки 2-го рода из формулы (40) с учётом (42) максимальная и минимальная абсолютные погрешности (5) равны

$$\Delta_{i,\max} = \frac{\beta_{i,\max}}{K_2(\sigma_{2,i})}, \quad (43)$$

$$\Delta_{i,\min} = \frac{\beta_{i,\min}}{K_2(\sigma_{2,i})}. \quad (44)$$

1) Зададим максимально допустимое значение вероятности ошибки 2-го рода $\beta_{i,\max}(\Delta_{i,m}^0) = 1.1 \cdot 10^{-5}$, которая соответствует максимальному значению абсолютной погрешности (7) при $U_{i,m} = 3$. Значение коэффициента $K_2(\sigma_{2,i}) \approx 0.001$. Тогда, в соответствии с формулой (43), получим значение максимальной погрешности (7) $\Delta_{i,m} \approx 0.011$.

2) Пусть минимальная вероятность ошибки $\beta_{i,\min} = 3.3 \cdot 10^{-6}$, которая определяется аддитивной составляющей погрешности в (7) при $U_{i,m} = 0$. По формуле (44) получим $\Delta_{i,\min} = a_i \approx 0.003$ и СКО аддитивной погрешности $\sigma_{y_i} = \frac{a_i}{3} = 0.001$.

3) Из уравнения (7) при $\Delta_{i,m} = 0.011$, $\sigma_{y_i} = 0.001$, $U_{i,m} = 3$ получим величину мультипликативного коэффициента $s_i \approx 0.001$ и соответственно $b_i = 3s_i \approx 0.003$.

4) Из пунктов 2) и 3) следует, что значения коэффициентов a_i и b_i остались такими же, что и в задаче анализа (п. 5), а, следовательно, класс точности СИ – тот же самый и равен $c/d = 0.4/0.1$ (в процентах).

Выводы

1. Получены точные выражения (12) и (15) для вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода, учитывающие условие конечности интервала распределения абсолютной суммарной погрешности (3), содержащей аддитивную и мультипликативную составляющие. Данное представление позволило получить аналитические выражения (18) и (19).
2. Показано, что выражения (23) и (24), (37) и (38) для вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода при равномерной плотности вероятности суммарной погрешности являются верхними оценками для указанных вероятностей ошибок.
3. Приведены примеры анализа достоверности и синтеза точности СИ для модели погрешности, содержащей аддитивную и мультипликативную составляющие, для типового случая, когда распределение измеряемого параметра является нормальным, а распределение погрешности – усечённым нормальным.

Литература

1. РМГ 63–2003. ГСИ. Обеспечение эффективности измерений при управлении технологическими процессами. Метрологическая экспертиза технической документации.
2. ГОСТ Р 8.563–2009. ГСИ. Методики (методы) измерения.
3. Серых В.И., Козлов А.В. Использование метода условных оценок для выбора системы контролируемых параметров при оценке качества РЭА // Широкополосные радиотехнические цепи и устройства ВЧ и СВЧ. Новосиб. электротехн. ин-т. – Новосибирск, 1987.-с. 125 – 131.

4. Серых В.И., Пальчун Ю.А., Квиткова И.Г. Некоторые вопросы метрологического обеспечения продукции. // Метрология. – 2010. - № 9. – С. 35 – 44.
5. ГОСТ 8. 401 – 80. ГСИ. Классы точности средств измерений. Общие требования.
6. Серых В.И., Пальчун Ю.А., Квиткова И.Г. Достоверность измерительного контроля с учётом требований к показателям точности измерений. // Измерительная техника. – 2011. - № 6. – С. 12 – 15.
7. Серых В. И., Порватов С. П., Сединин В. И. Многопараметрический контроль: достоверность и затраты // Методы менеджмента качества. 2010. № 5. С. 44–49.
8. Серых В. И., Гребцова Л. В. Достоверность многопараметрического контроля // Вестник СибГУТИ. 2010. № 1. С. 70 – 76.
9. Серых В.И. Информационный критерий оценки состояния технологических процессов производства радиоэлектронной аппаратуры. // Широкополосные радиотехнические цепи и устройства ВЧ и СВЧ: Межвузовский сборник научных трудов. / НЭТИ. – 1987. – С. 145 – 151.
10. Сергеев А.Г., Латышев М.В., Терегеря В.В. Метрология, стандартизация и сертификация: Учеб. Пособие.- М.; Логос, 2004.- 560 с.
11. Кудрицкий В. Д., Сеница М. А., Чинаев В. И. Автоматизация контроля РЭА. М.: Сов. радио, 1977. -270 с.
12. РМГ 74-2004.Рекомендации по межгосударственной стандартизации. ГСИ. Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений.
13. МИ 1317-2004. Рекомендация. ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров.
14. Чернышевская Е.И., Серых В.И. Применение принципов менеджмента качества в СМК вуза: Монография. - Новосибирск: Издательство СибГУТИ, 2011.- 124 с.
15. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. - М.: Сов. Радио. 1965.Книга 1. 752 с.

*Статья поступила в редакцию 16.12.2011
Переработанный вариант – 06.02.2012*

Серых Владимир Ильич

к.т.н., доцент НГТУ

тел. 226-77-25, e-mail: serikh65@mail.ru

Гребцова Лариса Васильевна

начальник ОМК СибГУТИ, доцент каф. ПДСиМ

тел. 269-82-12, e-mail: smk@sibsutis.ru

Method of Requirements Validation for Accuracy of Measuring Control Means

V.I. Serykh, L.V. Grebtsova

In this article, the technique of analytical calculation of measuring control certainty indexes is developed. It allows to carry out the reliability analysis while applying gages of the given class accuracy and defining the class of gages accuracy according to the given indexes of reliability.

Keywords: measuring control reliability, probability of errors, additive and multiplicative error accuracy class.