УДК 621:94

А. Д. БОЛЫЧЕВЦЕВ, Л. Б. БЫСТРИЦКАЯ
Украинская инженерно-педагогическая академия, г. Харьков
Л. А. БОЛЫЧЕВЦЕВА
Курский государственный технический университет, г. Курск;

ТЕХНИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ: ЕГО КАЧЕСТВО И КЛАССЫ ТОЧНОСТИ

Предложена методика контроля качества в зависимости от риска производителя и заказчика.

Запропонована методика контролю якості залежно від ризика виробника і замовника.

Актуальность проблемы. Цель исследований

Проблема качества продукции была и будет актуальной всегда. В наши дни в условиях становления и развития рыночных отношений она приобретает особую остроту.

Объективным гарантом качества выпускаемой продукции является технический контроль. Недаром в нормативной и научно-технической литературе столь широкое распространение получил термин «контроль качества». Этим подчеркивается производственная миссия технического контроля. Но для того, чтобы достойно выполнять эту миссию, контроль сам должен быть качественным.

Что следует понимать под качеством контроля, и какими показателями его оценивать?

Под качеством контроля, как и под качеством любого объекта познания, принято понимать свойство контроля (свойство познаваемого объекта) соответствовать своему назначению [1] . Контроль идеально соответствовал бы своему назначению, если бы он всегда правильно идентифицировал качество контролируемого объекта: «годен» - «негоден». Однако реальный контроль не всегда выносит правильный вердикт: годный объект может быть им забракован, а негодный – отнесен к категории годных. Тогда говорят об ошибках контроля. В первом случае (ложный брак) – об ошибке первого рода, во втором (необнаруженный брак) – об ошибке второго рода. Вероятности этих ошибок именуют соответственно риском изготовителя и риском заказчика . Эти риски характеризуют «частость» (относительную частоту) ошибок контроля и выступают в роли его показателей качества. Чем они меньше, тем качество контроля выше.

Разрабатывая ту или иную методику контроля, исследователь должен располагать рычагами воздействия на его качество. Иначе говоря, он должен знать, какие варьируемые параметры контроля и как влияют на его показатели и .

Основными источниками ошибок контроля являются погрешности его технических средств. Можно абстрагироваться от всех погрешностей и говорить лишь об одной из них, например, погрешности измерения □, приведя к ней все другие виды погрешностей. Поставим вопрос: как влияет размер этой погрешности на качество контроля; какие условия следует наложить на погрешность, чтобы обеспечить требуемое качество?

В технической литературе данный вопрос глубоко не изучался, хотя и не обойден вниманием специалистов [2-5]. Авторы совершенно справедливо отмечают, что погрешность измерения должна выражаться в дробных долях допуска на контролируемый параметр. Однако дают грубо ориентировочные, далеко не адекватные реалиям, оценки. Цель выполненных исследований – установить ограничения на погрешность измерительных (технических) средств контроля, обеспечивающих заданные требования к его качеству.

Как сформулировать эти требования? Учитывая калейдоскопическое разнообразие объектов контроля, вряд ли можно и нужно задавать эти требования в виде точных количественных оценок, как говориться, «на все случаи жизни». Разумнее выработать условные (балльные) оценки, исходя из практики контроля и здравого смысла [6].

Очевидно, контроль заслуживает нижней граничной оценки (условная «1»), если он реализуется на уровне простого угадывания – ошибается в среднем через раз. Вряд ли его можно аттестовать положительно (условная оценка «2») и тогда, когда он неточен в одном случае из десяти (нескольких десятков). Удовлетворительные методики контроля (условная оценка «3») допускают не более одной ошибки на сотню исходов. Хорошие и отличные методики, оцениваемые баллами «4» и выше, ошибаются еще реже.

Высказанные соображения наводят на мысль ввести в рассмотрение понятие точности контроля[1], как это сделано, например, в [7, 8]. Тогда балльные оценки контроля можно трактовать, как его классы точности. Чем выше класс точности, тем выше статус контроля как гаранта качества.

Постановка задачи

Обратимся к наиболее распространенной и проработанной разновидности технического контроля – прямому числовому измерительному контролю. Типовая структура такого контроля предстает в виде последовательного соединения объекта контроля ОК, измерительного устройства ИУ и устройства сравнения УС (см. рис. 1). Состояние объекта контроля отображается численным значением x его (объекта) контролируемого параметра X. Последний воспринимается (измеряется) измерительным устройством. Результат измерения x' сопоставляется в устройстве сравнения с нижней и верхней границами технологической нормы, после чего выносится суждение r об исходе контроля. Суждение r носит качественный характер: «1» или «0» (годен или негоден объект к использованию по назначению).

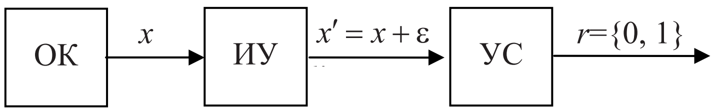

Рис. 1. Типовая структура числового измерительного контроля

В процесс контроля на контролируемый параметр x накладывается погрешность изменения ε, так что результат измерения x' оказывается равным их сумме

$$x' = x + \varepsilon .$$

Будем полагать, что контролируемый параметр X и погрешность его измерения Е представляют собой независимые случайные величины с плотностями распределения $f_x(x)$ и $f_\varepsilon(\varepsilon)$. В процессе количественных исследований примем, что систематическая составляющая погрешности равна нулю, а плотность распределения $f_\varepsilon(\varepsilon)$ является четной функцией своего аргумента ε.

Требуется установить возможные классы точности описываемой разновидности контроля и выяснить, какие параметры погрешности Е являются для них определяющими.

Частные и средние риски

При решении поставленной задачи будем опираться на такие ключевые понятия теории контроля как риски изготовителя и заказчика. Различают частные и средние риски.

Частный риск – это вероятность ошибки частного исхода контроля. Иначе говоря, это вероятность того, что объект контроля, оцененный им как годный (негодный) на самом деле не является таковым. Средний риск есть результат усреднения соответствующего частного риска по всем возможным исходам контроля. Его можно также трактовать как вероятность того, что произвольный объект, подлежащий контролю, будет ошибочно признанным годным (негодным).

Заметим, что для решения поставленной нами задачи, достаточно знать количественные представления только рисков заказчика, поскольку в рассматриваемой

[1] Заметим, что понятие точность контроля является дискуссионной и разделяется не всеми специалистами.

ситуации поведение частных рисков изготовителя и заказчика одинаково, а количественные оценки средних рисков примерно равны [9].

Частный риск заказчика является функцией измеренного значения x' и описывается интегральной зависимостью [10]

$$p_2 = p_2(x') = \int_{x'-x_н}^{\infty} f_\varepsilon(\varepsilon)d\varepsilon + \int_{-\infty}^{x'-x_в} f_\varepsilon(\varepsilon)d\varepsilon, \quad x' \in [x_н,\ x_в], \tag{1}$$

где $x_н$ и $x_в$ – нижняя и верхняя границы поля допуска.

Отметим, что зависимость (1) справедлива тогда, когда значение x' лежит в поле допуска, за его пределами значение риска заказчика тождественно равно нулю.

$$p_2(x') \equiv 0, \quad x' \notin [x_н, x_в]. \tag{2}$$

Согласно определению, средний риск заказчика ($\overline{p}_2$) найдется как математическое ожидание частных рисков заказчика по всем возможным исходам контроля (или, что то же, – по всем возможным результатам измерения x')

$$\overline{p}_2 = \underset{x'}{M}\ p_2(x') = \int_{-\infty}^{\infty} p_2(x') f_n(x') dx', \tag{3}$$

(здесь М – символ математического ожидания;

$f_n(x')$ – плотность распределения случайной величины x', равная композиции $f_x(x)$ и $f_\varepsilon(\varepsilon)$ [11]).

Обратим внимание на методологическое различие частного и среднего рисков. Если первый оценивает качество контроля с точки зрения конкретного проконтролированного объекта, то второй характеризует контроль как методику в целом. Последнее обстоятельство делает именно средний риск удобной количественной оценкой «частости» ошибок контроля. Так, обратная величина среднего риска заказчика показывает, на сколько (в среднем) исходов контроля выпадает одна ошибка второго рода. Если же рассмотреть контроль гипотетической партии объектов большого объема N, то количество N_2 объектов партии, ошибочно признанных контролем годными, можно оценить произведением

$$N_2 \approx \overline{p}_2 \cdot N. \tag{4}$$

Нам понадобится еще одна характеристика контроля – вероятность его положительного исхода $\overline{p}'_г$ (вероятность того, что произвольный объект, подлежащий контролю, будет признан им годным). Она найдется как интеграл от плотности распределения $f_n(x')$ результата измерения x' контролируемого параметра объекта в интервале поля допуска

$$\overline{p}'_г = \int_{x_н}^{x_в} f_n(x') dx'. \tag{5}$$

Умножив $\overline{p}'_г$ на объем N гипотетической партии таких объектов, получим оценку $N'_г$ количества объектов, признанных контролем годными

$$N'_г \approx \overline{p}'_г \cdot N. \tag{6}$$

Приближения (4) и (6) тем точнее, чем больше N. Отношение $\overline{p}_2$ к $\overline{p}'_г$ (или, что то же, N_2 к $N'_г$) показывает долю ошибочных решений контроля (ν) в общей массе его положительных решений

$$\nu = \overline{p}_2 / \overline{p}'_г. \tag{7}$$

Назовем этот показатель частотой положительных ошибок контроля (в дальнейшем определение «положительных» опускается) и найдем его числовые оценки.

Частота ошибок контроля

Пусть погрешность измерения ε распределена равномерно с максимальным значением ε_m, не превышающим ширины поля допуска $d = x_в - x_н$

$$\varepsilon_m \le d \,. \tag{8}$$

Как уже отмечалось, неравенством (8) принято ограничивать реальные условия функционирования числового измерительного контроля. Оценим частоту ошибок контроля (7), соответствующую этому случаю.

Предварительно найдем частный риск заказчика и построим его график. Подставив в запись (1) конкретную плотность равномерного распределения погрешности

$$f_\varepsilon(\varepsilon) = \begin{cases} 1/2\varepsilon_m, & |\varepsilon| \le \varepsilon_{m,} \\ 0, & |\varepsilon| > \varepsilon_{m,} \end{cases} \tag{9}$$

и, учтя ограничения на нижний предел для первого интеграла и верхний – для второго

$$\begin{matrix} 0 \le x' - x_н \le \varepsilon_m, \\ -\varepsilon_m \le x' - x_в \le 0. \end{matrix} \;, \tag{10}$$

получим для каждого из них линейное соотношение, справедливое на участках $[x_н,\, x_н + \varepsilon_m]$ и $[x_в - \varepsilon_m,\, x_в]$ соответственно (вне этих участков интегралы обращаются в нуль)

$$\begin{aligned} p_{2н}(x') &= \int_{x'-x_н}^{\infty} f_\varepsilon(\varepsilon)d\varepsilon = -\frac{1}{2\varepsilon_m}(x' - x_н - \varepsilon_m), \quad x' \in [x_н,\, x_н + \varepsilon_m], \\ p_{2в}(x') &= \int_{-\infty}^{x'-x_в} f_\varepsilon(\varepsilon)d\varepsilon = -\frac{1}{2\varepsilon_m}(x' - x_в + \varepsilon_m) \quad x' \in [x_в - \varepsilon_m,\, x_в]. \end{aligned} \tag{11}$$

Графики $p_{2н}(x')$ и $p_{2в}(x')$ приведены на рис. 2, а (линии 1, 2, 3). Линии «1» описывают предельную возможность условия (8)

$$\varepsilon_m = d\,, \tag{12}$$

заслуживающую самостоятельного рассмотрения.

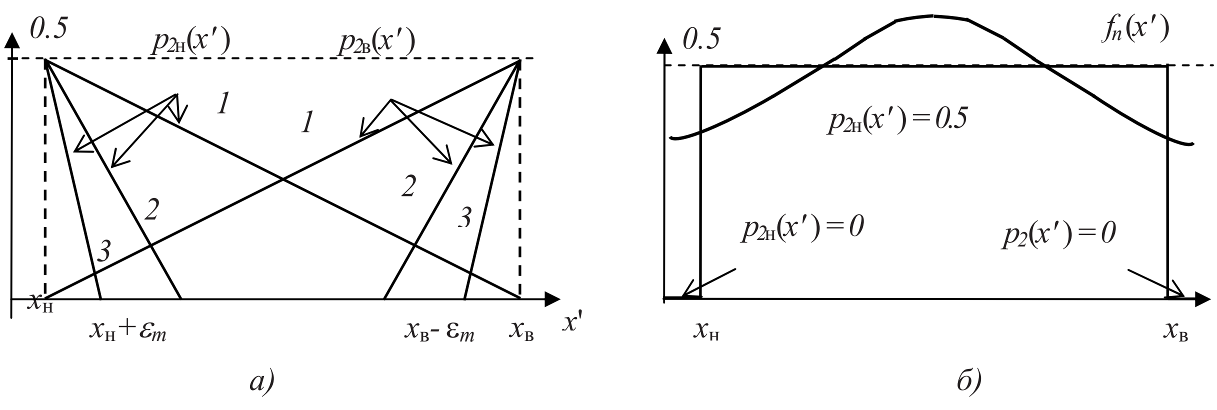

Рис. 2. Поведение частного риска заказчика в общем («а») и предельном («б») случаях при равномерном распределении погрешности измерения контролируемого параметра

Предельное ε_m**.** На рис. 2б показан полный (суммарный) график частного риска заказчика, соответствующий условию (12),

$$p_2(x') = p_{2н}(x') + p_{2в}(x')\,. \tag{13}$$

Он представляет собой П-образную функцию, равную 0,5 внутри поля допуска и нулю – вне его. На этом же рисунке показан возможный вид плотности распределения $f_n(x')$ результата измерения x' контролируемого параметра. Как уже отмечалось (5), интеграл от нее в интервале $[x_{н}, x_{в}]$ дает вероятность $\overline{p}'_{г}$ положительного исхода контроля.

А теперь обратимся к записи (3), согласно которой средний риск заказчика может быть найден путем усреднения соответствующего частного риска. Применим ее к ситуации, описываемой рисунком 2, б. Учитывая соотношение (5) и особенности поведения частного риска, имеем

$$\overline{p}_{20} = \int_{-\infty}^{\infty} p_2(x') f_n(x') dx' = 0.5 \int_{x_{н}}^{x_{в}} f_n(x') dx' = 0.5\, \overline{p}'_{г} \qquad (14)$$

(чтобы выделить этот, предельный, случай из общего, среднему риску $\overline{p}_2$ приписан дополнительный индекс «0»).

Отсюда частота ошибок контроля (7) равна

$$\nu_0 = \overline{p}_{20} / \overline{p}'_{г} = 0.5\,. \qquad (15)$$

Полученный результат показывает, что, если максимальная погрешность СИ равна ширине поля допуска на контролируемый параметр, контроль ошибается в половине случаев: из каждых двух его положительных решений одно оказывается ошибочным (в среднем). Очевидно, в этих условиях ни о какой гарантии качества говорить не приходится. Как уже отмечалось, такой контроль (методика контроля) попадает в самый низкий класс точности.

Произвольное ε_m . Этот случай описывается строгим неравенством

$$\varepsilon_m < d\,. \qquad (16)$$

Обратимся к соотношению (3). По обобщенной теореме о среднем значении интеграла [12] его можно представить следующим образом

$$\overline{p}_2 = f_n(\xi) \int_{x_{н}}^{x_{в}} p_2(x') dx' = 0.5 \varepsilon_m f_n(\xi), \quad \xi \in [x_{н}, x_{в}]. \qquad (17)$$

В таком же виде запишем средний риск заказчика и для рассмотренного выше предельного случая

$$\overline{p}_{20} = 0.5 d \cdot f_n(\xi_0), \quad \xi_0 \in [x_{н}, x_{в}]. \qquad (18)$$

Отсюда частоту ошибок контроля для общего случая (16) можно выразить линейной зависимостью от ε_m

$$\nu = \overline{p}_2 / \overline{p}'_{г} = 0.5\, \overline{p}_2 / \overline{p}_{20} = 0.5 K_f \cdot \varepsilon_m / d\,, \qquad (19)$$

в которой K_f – некоторый коэффициент пропорциональности

$$K_f = f_n(\xi) / f_n(\xi_0)\,. \qquad (20)$$

Проанализируем соотношение (19). Величина ν – частота ошибок контроля – показывает ожидаемую долю бракованных объектов в общей массе объектов, признанных им как годные. Чтобы контроль добросовестно выполнял свою миссию гаранта качества, это величина должна быть как можно меньше, составляя сотые, тысячные и т. д. доли единицы. За счет чего это можно достичь?

Коэффициент K_f зависит от плотности распределения $f_n(x')$, ширины поля допуска d и максимальной погрешности ε_m. Если случайная величина x' распределена равномерно на участке, охватывающем поле допуска, то при любых ε_m и d коэффициент K_f равен единице. Для иных видов распределения $K_f = 1$ только при $\varepsilon_m \to d$. В остальных случаях он может заметно отличаться от «1» (обычно в меньшую от нее сторону). Однако в нашем рассмотрении не он играет определяющую роль.

Такую роль выполняет отношение ε_m / d. Именно оно позволяет как угодно далеко уйти от самой плохой методики контроля, ошибающейся в каждом втором случае и оцененной нами самым низким баллом.

Для этого надо, в соответствии с желаемым ν, в десятки, сотни и большее число раз уменьшить ε_m по сравнению с d. Иначе говоря, гарантом качества традиционная схема (алгоритм) числового измерительного контроля может быть лишь тогда, когда максимальная погрешность используемых СИ много меньше ширины поля допуска

$$\varepsilon_m << d\ . \qquad (21)$$

Чем выраженнее это усиленное неравенство, тем выше гарантии.

Для рассмотренного равномерного распределения $\varepsilon_m = 2\tilde{\varepsilon}$, где $\tilde{\varepsilon}$ – среднее арифметическое отклонение погрешности, и соотношение (21) может быть переписано в форме

$$\tilde{\varepsilon} << d\ . \qquad (22)$$

Можно показать, что это соотношение действительно и для любых иных видов распределения погрешности [6].

Классы точности контроля

Опираясь на предложенный в постановочной части работы «критерий здравого смысла», можно построить незамкнутую шкалу классов точности контроля.

$$m = 1 - \operatorname{int} \lg \frac{2\tilde{\varepsilon}}{d}\ , \qquad (23)$$

lg и int – символы десятичного логарифма и выделения целой части.

Согласно шкале (23), методики контроля, допускающие в среднем одну ошибку на: а) несколько положительных исходов, соответствуют классу «1»; б) несколько десятков положительных исходов, – классу «2»; в) несколько сотен положительных исходов, – классу «3» и т. д.

Шкала (23) позволяет по требованию, предъявляемому к контролю (типа: не более одной ошибки на 10 исходов), выбрать его класс точности m и, зная ширину поля допуска d, наложить ограничения на среднюю арифметическую погрешность ее СИ

$$\tilde{\varepsilon} \le \frac{d}{2 \cdot 10^{m-1}}\ . \qquad (24)$$

Заметим, что литературные источники, включая стандарты [13-15] и др. предъявляют к точности СИ контроля заниженные требования, едва достигающие нижнего порога их удовлетворительной оценки.

Список литературы

1. Болычевцев А. Д. Качество контроля / А. Д. Болычевцев, М. П. Цапенко, И. М. Шенброт // Измерительная техника. – 1984. – № 11. – С. 3–5.

2. Новиков С. Р. Показатели достоверности измерительного контроля / С. Р. Новиков, Г. В. Бородин, В. Н. Зыканов [и др.] // Измерительная техника. – 1985. – № 2. – С. 13–14.

3. Михайлов А. В. Эксплуатационные допуски и надежность радиоэлектронной аппаратуры / А. В. Михайлов. – М.: Сов. радио, 1970. – 216 с.

4. Рубичев Н. А. Достоверность допускового контроля качества / Н. А. Рубичев, В. Д. Фрумкин. – М.: Изд-во стандартов, 1990. – 172 с.

5. Шенброт, И. М. Расчет точности систем централизованного контроля / И. М. Шенброт, М. Я. Гинсбург. – М.: Энергия, 1970. – 408 с.

6. Болычевцев А. Д. Контроль как гарантия качества продукции и требования к точности используемых измерительных средств / А. Д. Болычевцев // Метрология. – 2000. – № 11. – С. 20–32.

7. Бондаревский А. С. Метод оценки точности контроля, не требующий знания закона распределения контролируемого параметра / А. С. Бондаревский // Измерительная техника. – 2001. – № 6. – С. 3–8.

8. Рыбаков И. Н. Применение метрологических терминов в области контроля и испытаний / И. Н. Рыбаков // Измерительная техника. – 1982. – № 3. – С. 16–18.

9. Болычевцев А. Д. Средние риски. Расчетные соотношения / А. Д. Болычевцев // Метрология. – 2002.– № 6. – С. 3–13.

10. Болычевцев А. Д. Локальные риски: термины, формулы, анализ / А. Д. Болычевцев, Ю. А. Смолин, П. В. Шулик // Измерительная техника. – 2000. – № 3. – С. 12–16.

11. Вентцель Е. С. Теория вероятностей / Е. С. Вентцель. – М.: Наука, 1969. – 576 с.

12. Бронштейн И. Н. Справочник по математике для инженеров и учащихся ВТУЗов / И. Н. Бронштейн, К. А. Семендяев. – М.: Наука, 1986. – 544 с.

13. ГОСТ 8.009–84. ГСИ Нормируемые метрологические характеристики средств измерений – взамен ГОСТ 8.009–72 : введ. 86–01–01 – М.: Изд-во стандартов, 2003. – 28 с.

14. ГОСТ 22261–94. Средства измерений электрических и магнитных величин. Общие технические условия – взамен ГОСТ 22261–82. : введ. 96–01–01. – М.: Изд-во стандартов, 2004. – 44 с.

15. ГОСТ 8.429-81. ГСИ. Вольтметры электронные аналоговые импульсные. Методы и средства поверки. – взамен ГОСТ 16951–71. : введ. 82-07-01 – Изд-во стандартов, 1981. – 16 с.

TECHNICAL CONTROL: HIS QUALITY AND CLASSES OF EXACTNESS

A. D. BOLYCHEVTZEV, L. B. BYSTRITZKAJA
B. L. A. BOLYCHEVTZEVA

The method of control of quality is Offered depending on the risk of producer and customer.

Поступила в редакцию 06.11.09