
**ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНАЯ МЕХАНИКА.
ДИАГНОСТИКА ИСПЫТАНИЯ**

УДК 621.3.019

**МЕТОДОЛОГИЯ ВВЕДЕНИЯ ПОПРАВОК ПРИ СТАТИСТИЧЕСКИХ
ИССЛЕДОВАНИЯХ НА ОСНОВЕ КОНТРОЛЬНЫХ КАРТ**© 2024 г. Н. И. Сидняев^{1, *}, Э. Баттулга¹¹*Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана, Москва, Россия
e-mail: Sidn_ni@mail.ru*

Поступила в редакцию 14.07.2023 г.

После доработки 05.10.2023 г.

Принята к публикации 20.10.2023 г.

Показано, как изменение условий в течение эксперимента может остаться незамеченным и как возникают аномальные измерения, которые приведут к неправильным значениям, содержащим грубые ошибки. Трактуются, что искажение измерений может быть следствием неправильной работы регистрирующих устройств; при обнаружении неисправности такие значения следует отбросить. Изложены проблемы неопределенности информации по входным данным при расчетах классическими методами. Изучено влияние отклонения внешних воздействий от номинальных значений, непостоянность интенсивности выбросов, нелинейный характер влияния внешних факторов на вероятность события.

Ключевые слова: статистика, методики, аномальность, выброс, обработка, контрольная карта

DOI: 10.31857/S0235711924010129, **EDN:** SMNZUM

Анализ современного состояния учета аномальных факторов. Начиная с разработки технического задания на систему и кончая выпуском технической документации на опытное производство, стадии проектирования являются ключевыми в общей проблеме обеспечения надежности высокотехнологического изделия. Важной работой, регламентирующей взаимоотношения всех участников разработки продукции, является обоснование программы обеспечения надежности (ПОН) изделия в целом, его составных частей и элементов, а также выработка и согласование порядка подтверждения требований по надежности на всех стадиях [1–3]. С этой целью используют модели ПОН, типовые ПОН и модели (процедуры) подтверждения надежности. После выбора основных проектных, схемных и конструкторско-технологических решений перед окончательным оформлением проекта службой надежности предприятия совместно с подразделениями-разработчиками осуществляется оценка (экспертиза) результатов проектирования с позиций обеспечения надежности и корректировка принятых решений [1–4].

Рассмотрим критерий, предложенный в работе [2]. Пусть дана некоторая выборка наблюдений $X_1, \%, \dots, \%_n (n \geq 3)$, которая, по предположению, является случайной выборкой для случайной величины X , распределенной по нормальному закону с параметрами μ_X и σ_X^2 . Вычислим разности $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$, где $\bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i / n$. Если

одно из значений X_i выделить, то для оставшихся наблюдений выборочное среднее будет равно

$$\sum_{\substack{i=1 \\ j \neq i}}^n \frac{x_i}{v} = \bar{X}, v = n - 1. \quad (1)$$

Если выделить несколько значений $x_1, x_2, \dots, x_r$, то выборочное среднее будет равно

$$\bar{X} = \frac{Y_1 + Y_2 + \dots + Y_r}{n - r}. \quad (2)$$

При использовании индекса M для обозначения наблюдения, которому соответствует максимальная разность $Y_M = x_M - \bar{X}$, правило, предложенное в работах [2–6], состоит в следующем (для случая, когда дисперсия σ_x^2 неизвестна): при заданном значении s наблюдение x_M отбрасывается, если $|Y_i| > cs_x$. В противном случае наблюдение x_M оставляется. Для выборок большого объема, если наблюдение x_M отброшено, оставшаяся выборка рассматривается как вновь полученная, и для нее анализ можно продолжить. Каждый раз величина σ_x оценивается по наблюдениям, оставшимся после отбрасывания x_M . Величина c может изменяться при изменении объема выборки, и ее можно выразить неявно через t :

$$\left[\frac{nc^2(v - v_0 - 1)}{v \left(v + v_0 - \frac{nc^2}{v} \right)} \right]^{1/2} \approx t_{1-\alpha/2}^{v+v_0-1}, \quad (3)$$

а также можно использовать приближенное выражение через распределение F в явном виде:

$$c \approx \left(\frac{v}{n} \right)^{1/2} \left(\frac{3F_{1-q}}{1 + \left[\frac{3F_{1-q} - 1}{v + v_0} \right]} \right)^{1/2}, \quad (4)$$

где $v = n - 1$, а v_0 — любое другое число дополнительных степеней свободы, которое связано с оценкой σ_x^2 по выборке объема, не равного n . С помощью выражения (4) можно провести проверку следующим образом. Если никакие значения не были отброшены, умножим допустимое относительное приращение σ_x^2 на величину v/n . Обозначим это произведение через q и найдем соответствующую верхнюю процентную точку для отношения дисперсий F_{1-q} при трех и $v + v_0 - 1$ степенях свободы. Вычислим значение c по выражению (4) и применим критерий для X_M . Например, если $n = 4$, $v = 3$ и $v/n = 0.75$, для положительного решения 0.02 имеем $q = 0.02 \cdot 0.75 = 0.5$. Ищем значение $F_{1-0.05}$ при 3 и 3 степенях свободы. Оно равно $F_{1-q} = 9.28$. Тогда

$$c = (0.75)^{1/2} \left(\frac{3F_{0.95}}{1 + (3F_{0.95} - 1)/3} \right)^{1/2}.$$

Наблюдение X_M следует отбросить, если $|Y_M| > 0.831 \cdot S_x$. Рассмотрим ситуацию использования критерия для обнаружения выброса.

Допустим, дан ряд значений

$$\sum_{\substack{i=1 \\ j \neq 1}}^n \frac{x_i}{v} = \bar{X} - \frac{Y_j}{v}.$$

Проверим, является ли значение x_5 резко выделяющимся, и следует ли выбросить его из данной выборки. Для этого вычисляем $\bar{X} = 23.9$, а затем $Y_5 = X_5 - \bar{X} = 25.5 - 23.9$, $Y_5 = 1.6$, $S_X = 0.77$. Для $\alpha = 0.05$, $n = 5$ из выражения (3) имеем

$$\left[\frac{5c^2 \cdot 3}{3(3 - 4c^2 / 3)} \right]^{1/2} = 2.776,$$

и методом проб и ошибок находим $c = 1.49$. Согласно критерию $|1.6| > 1.49 \cdot 0.77 = 1.05$ наблюдение X_5 отбрасывается.

Постановка задачи. Использование контрольных карт. Контрольные карты представляют собой графические средства анализа, которые нетрудно подготовить и использовать в производственных условиях. Общий метод изготовления контрольной карты процесса включает: 1) получение выборки; 2) вычисление подходящей статистики, такой как выборочное среднее, размах или накопленная сумма, и 3) графическое построение этой статистики на карте в виде функции от выборочной последовательности или времени. На карте нужно каким-либо способом отобразить правила принятия решения о том, находится ли данная переменная процесса “под контролем”. До тех пор пока статистика, откладываемая на этой карте, попадает между двумя границами, процесс считается под контролем. Если на графике статистика превысит контрольные пределы, принимается решение, что процесс “вышел из-под (статистического) контроля”; пересечение контрольных границ свидетельствует о нестандартной работе. Даже чрезмерное скопление точек по одну из сторон от центральной линии можно интерпретировать как некоторый сдвиг нормального хода процесса. Использование контрольных карт для непрерывных производственных процессов не было столь плодотворным, как, например, в производстве деталей для высокотехнологичных изделий, ибо в первом случае основная цель часто состоит не в контроле над тем, чтобы выходная переменная, такая как производительность, находилась в заданных пределах, а в том, чтобы сделать ее максимально большой. Трудностью использования контрольных карт для непрерывных производственных процессов является то, что причины выхода процесса из-под контроля никогда не очевидны, за исключением тех случаев, когда отклонения вызваны неправильной подачей сырья, неправильной регулировкой управляющих переменных, неисправностью оборудования, нарушением действующих инструкций и т. д. В любом случае такие причины обычно исправляются еще до того, как их влияние обнаруживается на контрольных картах. Однако сдвиг уровня и (или) циклические флуктуации в некотором процессе трудно приписать определенным причинам, некоторые из которых могут быть связаны с ненаблюдаемыми переменными или с внешними условиями. Рассмотрим некоторые виды контрольных карт, различающиеся между собой статистиками, которые откладываются на графике: контрольные карты Шухарта (карты $\bar{X}$, R и s); карты скользящих геометрических средних (скользящего экспоненциально взвешенного среднего); карты накопленных сумм; многомерные контрольные карты. В равной степени полезны и многие другие типы карт; они описаны в работах [5–10]. В табл. 1 указана относительная эффективность обнаружения различных изменений в процессе для четырех типов контрольных карт. Цифрами

обозначены эффективности параметров: 1 – наиболее эффективная; 2 – средняя по эффективности; 3 – наименее эффективная; (–) непригодная.

При разработке контрольных карт процесса, т. е. при определении положения центральной линии и контрольных пределов требуется некоторое исследование процесса. Допустим, что процесс и точки замеров четко определены, учтено время запаздывания и мертвое время и найден подходящий выборочный метод и выборочный интервал. Тогда необходимо исследовать и саму процедуру получения выборки, чтобы точность данных, которые будут использоваться, была известна (и находилась на допустимо низком уровне). Для более тонких проверок требуются выборки большого объема, однако временной шаг может быть и такой, что выборка будет состоять лишь из одного показания.

Таблица 1. Относительная эффективность обнаружения изменений в процессе

Причина изменения	Контрольные карты			
	среднее $\bar{X}$	размах R	стандартное отклонение s	Накопленная сумма
Отклонение с пересечением	1	2	–	3
Сдвиг среднего	2	–	3	1
Сдвиг дисперсии	–	1	–	–
Медленная флуктуация (тренд)	2	–	–	1
Быстрая флуктуация (колебание)	–	1	2	–

Процесс введения поправок на основе контрольных карт. Рассмотрим ситуацию, когда контрольные карты могут применяться для выявления нежелательных рабочих условий и последующего определения необходимых корректировочных действий. При приемочном контроле измеряются некоторые характеристики продукта, согласно некоторому выборочному плану берется случайная выборка объема n , вычисляются выборочное среднее и выборочное стандартное отклонение и для проверки нулевой гипотезы применяется критерий значимости. С нулевой гипотезой связаны альтернативная гипотеза и ошибки первого и второго рода. Потребитель, приобретающий этот продукт, устанавливает предел, ниже которого продукт считается непригодным к использованию, и именно он определяет альтернативную гипотезу. На рис. 1 изображена кривая оперативной характеристики для типичного выборочного плана. Представлена вероятность p приемки партии от доли – t дефектной продукции, где α и β – риск производителя.

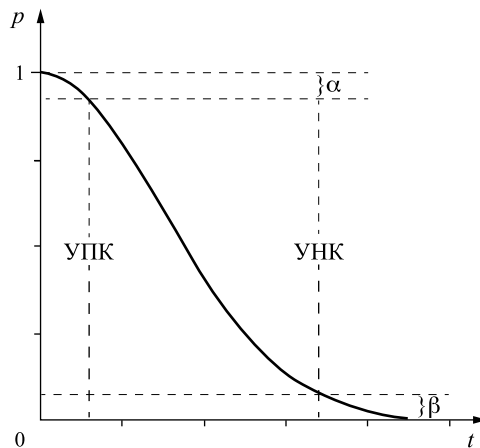


Рис. 1. Кривая оперативной характеристики для выборочного плана.

Для производителя нулевая гипотеза H_0 состоит в том, что продукт приемлем, и даже если он производит приемлемый продукт, $100\alpha\%$ продукции будет считаться неприемлемой, т. к. по своей природе выборочная статистика процесса стохастична. В этом смысле величина α будет *риском производителя*, а связанный с ней уровень доли дефектных изделий — *уровнем приемлемого качества* (УПК). Если производитель выпускает $100\beta\%$ дефектной продукции, которая не зарегистрирована как дефектная из-за стохастической природы выборочной статистики, то вероятность β будет *риском потребителя*, и альтернативная гипотеза H_1 устанавливает *уровень неприемлемого качества* (УНК). При составлении контрольной карты приемки приемлемый уровень для процесса (ПУП) определяется по величине α , а неприемлемый уровень (НУП) — по величине β . До тех пор, пока контролируемая статистика продукта попадает между ПУП и НУП, считается, что процесс находится под контролем. Заметим, что контрольные пределы зависят от α , β и n [2–5].

Контрольная карта скользящего геометрического среднего. Контрольные карты скользящих геометрических средних [4–7] или контрольные карты скользящих экспоненциально взвешенных средних, так же как и контрольные карты накопленных сумм, находят наиболее широкое применение там, где технические условия должны быть жесткими, так что необходима чувствительная схема контроля. Карта скользящего геометрического (экспоненциально) взвешенного среднего придает больший вес последним измерениям по сравнению со старыми, т. к. вычисляется взвешенная линейная комбинация некоторой выборочной статистики, например $\bar{X}$. Самым новым значениям приписывается вес ω ($0 \leq \omega \leq 1$), а более старой взвешенной статистике — вес $1 - \omega$. Таким образом, если Z_k — взвешенное среднее выборочной статистики после выборки k , Z_k — значение статистики в k -й выборке, k — текущее измерение, $k - 1$ — предыдущее измерение и т. д., $0 \leq i \leq k$, $\bar{Z}$ — центральная линия на контрольной карте, то

$$\begin{aligned}
 Z_0 &= \bar{Z}, \\
 Z_1 &= \omega Z_1 + (1 - \omega) Z_0, \\
 Z_2 &= \omega Z_2 + (1 - \omega) Z_1, \\
 &\dots \dots \dots \dots \dots \\
 Z_k &= \omega \sum_{i=0}^{k-1} (1 - \omega) Z_{k-i} + (1 - \omega)^k Z_0.
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

При $\omega = 1$ весь вес падает на текущие данные, и получается карта Шухарта. Если $\omega = 0$, текущим данным не придается никакого веса, так что в результате текущую выборку не нужно набирать. Можно показать, что если $Z_i = \bar{X}_i$, то математическое ожидание $\varepsilon\{Z_k\} = \mu_0$ и дисперсия

$$\text{Var}\{Z_k\} = \sigma_X^2 \left[1 - (1 - \omega)^{2k} \right] \frac{\omega}{2 - \omega}.$$

Для больших k контрольные пределы можно представить на типичной карте на соответствующем расстоянии от Z . В контрольных картах накопленных сумм, как видно из самого названия, используются накопленные суммы случайной переменной или некоторой функции случайной переменной, начиная с некоторого опорного времени. Например, статистиками, значения которых накапливаются, могут быть сама переменная; разность между измеренным значением переменной и ее математическим ожиданием; разность между измеренным значением переменной и некоторым целевым значением; последовательные разности между значениями переменной или абсолютные величины разностей; выборочное среднее; размах.

В табл. 2 приведены расчетные формулы для типичных карт накопленных сумм; каждая сумма определяется по выборке объема n .

Таблица 2. Расчетные формулы для карт накопленных сумм

Тип карты	Накопленная сумма
Отклонение от опорного (целевого) значения h	$\sum_{i=1}^n (X_i - h)$
Разность абсолютного значения отклонения и его математического ожидания	$\sum_{i=1}^n [X_i - h - Ksi \{ X_i - X \}]$
<i>Последовательные разности</i>	$\sum_{i=1}^n D_i, \quad D_i = X_i - X_{i-1}$
Отклонения абсолютного значения последовательности разностей от его математического ожидания	$\sum_{i=1}^n [D_i - Ksi \{ D_i \}]$

Основное преимущество карт накопленных сумм по сравнению с картами Шухарта состоит в том, что они более чувствительны к небольшим отклонениям исследуемой статистики процесса от ее математического ожидания; они подавляют случайный шум, одновременно усиливая реальные изменения в процессе. Карты Шухарта можно сделать более чувствительными, используя помимо контрольных пределов (табл. 2) (для одной статистики) один или несколько из следующих критериев [4–8]: 1) линии “предупреждения” внутри контрольных пределов и линии “вмешательства” на месте обычных контрольных пределов; 2) серии значений статистики, например три последовательные точки за контрольными линиями, проведенными на расстоянии $\pm\sigma$ от центральной, или семь последовательных точек по одну из сторон от центральной линии.

В таком варианте правила принятия решения позволяют использовать часть дополнительной информации, записанной на контрольной карте, помимо той, которая содержится в текущей выборке. В зависимости от характера диаграммы на карте накопленной суммы используются различные критерии вмешательства. Контрольные пределы на карте накопленной суммы определяются по распределению статистики, наносимой на карту; однако контрольные линии на карте не проводятся,

а задаются с помощью специального шаблона или накладной маски. На карте накопленной суммы интерес представляет не абсолютное значение суммы, а *наклон* кривой, определяемый по последовательным точкам. Для каждого типа карт требуются различные шаблоны, указывающие величину наклона.

На рис. 2 показан типичный шаблон и приведены правила для его построения и использования, выводимые из распределения статистики, наносимой на карту, в предположении, что случайная переменная распределена по нормальному закону.

После того как каждая точка отмечена на карте, опорная точка P на маске совмещается с самой последней точкой. Тогда исследователь может увидеть, попадают ли ранее отмеченные точки под маску, если правильно расположить маску в соответствии с данным правилом принятия решения. Когда такое событие происходит, то процесс выходит из-под контроля.

Для V-образных масок полагают, что визуальное проявление некоторого изменения оптимально, если горизонтальный шаг приблизительно равен 2σ вертикального шага [5–8]. Правила обращения формулируются так: поместите точку P в последнюю точку, отложенную на контрольной карте; изменение произойдет, если какая-либо отложенная точка закрыта маской. Шаблон для выборочного среднего (отклонение от целевого значения h) рассчитывается так: строится график зависимости $Z(m)$. Затем определяются

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{X}_i - h)}{\sigma_{\bar{X}}}, \quad \theta = \arctg\left(\frac{\delta}{2k}\right), \quad d = \frac{-2\ln a}{\delta^2},$$

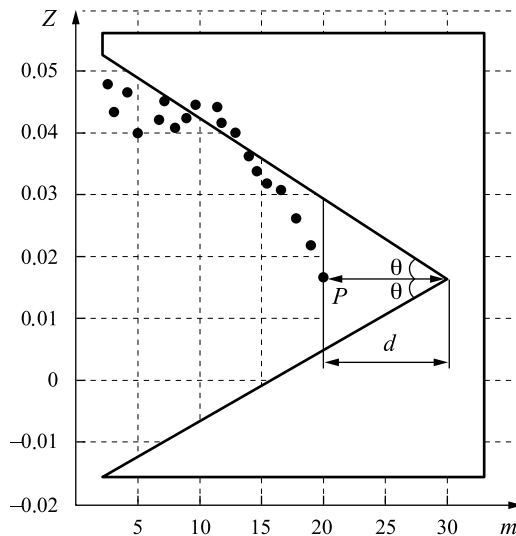


Рис. 2. Шаблон для контрольной карты накопленной суммы (отношение масштабов равно k , m – число выборок).

где a – уровень значимости принятия, равный 2α (рис. 1); $\delta = \frac{D}{\sigma_{\bar{X}}}$; D – минимальный сдвиг среднего уровня процесса, который должен быть замечен. Дисперсию $\sigma_{\bar{X}}^2$ можно аппроксимировать объединенной выборочной дисперсией $S_p^2 = \sum_{i=1}^m \frac{S_i^2}{n}$, где m – номер последней выборки.

Расчет шаблона для выборочного размаха проводится так: строится график зависимости ε от mv_i (для $n < 10$), а затем

$$\varepsilon = \frac{\sum_{i=1}^m R_i^2}{(\sigma_{xc})^2}, \quad \theta = \arctg \left(\frac{2 \ln(\sigma_1 / \sigma_2)}{1 - (\sigma_0 / \sigma_1)^2} \right), \quad d = \frac{-\ln a}{\ln(\sigma_1 / \sigma_0)},$$

где σ_0^2 — стандартная дисперсия; σ_1^2 — предполагаемая дисперсия, которую требуется испытать. Значения параметров $c = 1.378$ и 1.207 и $v_i = 1.93$ и 5.5 . Так как V-образную маску можно построить по двум параметрам, половинному углу раствора θ и длине шага d (рис. 2), естественно, возникает вопрос, как связать соответствующие величины θ и d с мощностью правила принятия решения. Чтобы ответить на этот вопрос, необходимо сначала ввести понятие средней длины серии. *Средней длиной серии* (СДС) принимают число *выборок*, полученных до того, как появился сигнал вмешательства. СДС служит мерой того, как часто необходимо вмешиваться в процесс, если следовать соответствующим правилам принятия решения, основанным на выбранном значении a . Так как средняя длина серии является случайной переменной, распределение которой зависит от критериев, используемых при контроле, она и служит некоторой мерой относительной эффективности контрольной схемы.

При использовании этих карт для определения d и θ предполагается, что интервал, откладываемый по горизонтальной оси для статистики процесса, равен интервалу в 2σ на вертикальной оси, так что в результате получается угол в 45° для средней траектории статистики, если среднее процесса сдвинуто на 2σ . Если интервал, откладываемый по горизонтальной оси, равен интервалу на вертикальной оси величин $q\sigma$, то значения $\text{tg}\theta$, данные для этой карты, следует умножить на $2/q$. Можно выбрать некоторые значения d и θ и для данного k вычислить СЦД. В статье сравнивались несколько типов контрольных карт, используя для каждой карты один или ряд критериев. Наблюдения имитировались с помощью таблицы случайных чисел, распределенных по нормальному закону с математическим ожиданием равным нулю и дисперсией равной единице. Значения (табл. 3) получены в предположении одинаковой чувствительности каждого из критериев при отсутствии сдвига среднего уровня процесса. За исключением малых значений k , эффективность критериев оказалась приблизительно одинаковой.

Считается, что процесс вышел из-под контроля, если выполнено хотя бы одно из условий: 1) $|\bar{X}_i - \mu_0| > 3\sigma_{ж}^c$, $\bar{X}_i$ и либо $\bar{X}_{i-1}$, либо $\bar{X}_{i-2}$ попадают между контрольными уровнями $2\sigma_{ж}^c$ и $3\sigma_{ж}^c$; 2) $\bar{X}_{i-7}, \bar{X}_{i-6}, \dots, \bar{X}_i$ все попадают по одну сторону μ_0 $|\bar{X}_i - \mu_0| > 3\sigma_{ж}^c$ $|\bar{X}_i - \mu_0| > 3\sigma_{ж}^c$.

Прикладные аспекты контрольных карт для нескольких переменных. Если проводятся наблюдения над двумя или большим числом переменных, и для каждой переменной на индивидуальной карте откладывается некоторая выборочная статистика, то можно полагать, что процесс вышел из-под контроля, если на какой-нибудь карте контрольные условия оказались нарушенными. Однако такое правило приводит к необоснованному решению в случае, когда эти переменные обладают некоторым совместным распределением. Предположим, что две переменные имеют нормальное совместное распределение, а значение α выбрано равным 0.05. Если карты составляются отдельно для каждой переменной, то вероятность того, что обе переменные попадут между контрольными пределами, равна 0.9025; следовательно, в действительности ошибка первого рода будет происходить приблизительно на уровне 0.1, а не на уровне 0.05. Истинной контрольной областью является не квадрат и не прямоугольник, а эллипс, причем все точки на его периметре

Таблица 3. Сравнение контрольных карт

Тип карты	Расчет точки на графике	Критерий, используемый для вмешательства в процесс
$\bar{X}$ Шухарта	$\bar{X}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{ij}$	$ \bar{X}_i - \mu_0 > 3\sigma_{\bar{x}}^c$
$\bar{X}$ Шухарта и критерий серий	$\bar{X}_i$ и подсчет серий над или под центральной линией	$ \bar{X}_i - \mu_0 > 3\sigma_{\bar{x}}^c$ и двухсторонний критерий серий
Скользящее среднее	$\bar{X}_{(i)} = \frac{\bar{X}_{i-k+1} + \dots + \bar{X}_{i-1} + \bar{X}_i}{k}$ $k = \min\{i, 9\}$, $A_k = 3$	$ \bar{X}_i - \mu_0 > \frac{A_k \sigma_{\bar{x}}^c}{\sqrt{k}}$, для $k = 9$, $ \bar{X}_i - \mu_0 > \frac{A_k \sigma_{\bar{x}}^c}{\sqrt{i}}$, для $k < 9$
Скользящее геометрическое среднее	$Z_i = 0.2\bar{X}_i + 0.8Z_{i-1}$ $Z_0 = \mu_0, w = \frac{2}{k+1} = \frac{2}{10}, A_r = 3$	$ \bar{Z}_i - \mu_0 > A_k \sigma_{\bar{x}}^c \left(\frac{w}{2-w} \right)^{1/2}$, для больших значений i
Накопленная сумма	$S_i = 0.2\bar{X}_i - \mu_0 + S_{i-1}$ $S_0 = 9, i = 0, \dots, n$	Точка лежит за пределами раствора V-образной маски

имеют одинаковую вероятность появления. Если переменные коррелированы, такой областью служит эллипс, повернутый так, что его главные оси не совпадают с координатными осями x_1, x_2 . В качестве общей статистики, которая вычисляется по значениям многих переменных и может откладываться на некоторой контрольной карте, в работах [8, 9] предложено использовать статистику T^2 , введенную ранее Хотеллингом [10, 11]. Статистика T^2 представляет собой просто геометрическое место точек эллипсоида доверительной области; для двух случайных переменных X и Y с нормальным совместным распределением она выражается через объем выборки n , выборочные средние и выборочные дисперсии следующим образом:

$$T_i^2 = \frac{m_s^2 s_y^2}{s_x^2 s_y^2} \left[\frac{(x_i - \bar{X})^2}{s_x^2} + \frac{(y_i - \bar{Y})^2}{s_y^2} - \frac{2s_{xy}(x_i - \bar{X})(y_i - \bar{Y})}{s_x^2 s_y^2} \right].$$

Все значения T_i^2 , которые превышают значения, подсчитанные по этой формуле, характеризуют нарушение контрольного условия. Величину T^2 можно связать с распределением F : $T_\alpha^2 = \frac{2(n-1)F_\alpha}{n-2}$, где статистика F_α имеет 2 и $n-2$ степени свободы. Для p переменных наиболее удобно представлять T^3 в матричном виде: $T^3 = X_s^{-1} X^T, X = [X_1 - \bar{X}_1, X_2 - \bar{X}_2, \dots, X_p - \bar{X}_p]$. Статистика T^2 распределена как $p \nu F / (\nu - p + 1)$, где F имеет p и $(\nu - p + 1)$ степеней свободы, причем ν представляет собой число степеней свободы, используемых при оценивании выборочной дисперсии, обычно равное $n-1$.

Заключение. Предложены методы по использованию контрольных объединяющих информации из отобранных выборок, что позволяет использовать больший объем информации, причем в результате регистрации наблюдаются меньшие сдвиги уровня процесса. Карта скользящего геометрического (экспоненциально) взвешенного среднего придает больший вес последним измерениям по сравнению со старыми, т. к. вычисляется взвешенная линейная комбинация некоторой выборочной

статистики. Самым новым значениям приписывается вес ω ($0 \leq \omega \leq 1$), а более старой взвешенной статистике – вес $1 - \omega$. Одним из достоинств разработанной методики является то, что в ситуациях, когда еще не накопилось достаточно статистической информации, источником первоначальных данных для настройки модели надежности являются экспертные оценки, а в дальнейшем используются данные, поступающие в ходе эксплуатации. Систематизированы и изучены существующие методы по использованию контрольных карт. Выявлены проблемы недостатка информации при расчетах классическими методами, игнорирование таких факторов, как влияние отклонения режима работы или внешних воздействий от номинальных значений, непостоянность интенсивности отказов, нелинейный характер влияния внешних факторов на результат принятия решения. Изучен характер влияния внешних факторов на надежность статистических данных и степень учета данных факторов в существующих методах. Качественные, организационно-технические (конструктивные и программные) требования по надежности, задаваемые в ТЗ для каждой стадии создания элементов в целом, должны выполняться и подтверждаться на соответствующей стадии работ. Значительному сокращению затрат на экспериментальные исследования и созданию высоконадежных изделий на стадиях проектно-конструкторской разработки способствуют создаваемые в отдельных отраслях промышленности проектные нормы надежности – системы количественных и качественных требований и правил, выполнение которых обязательно при разработке изделий различного назначения.

Конфликт интересов. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Сергеева И. И., Чекулина Т. А., Тимофеева С. А.* Статистика. М.: Инфра-М, 2016. 227 с.
2. *Морозов Д. В., Чермошенцев С. Ф.* Методика повышения надежности функционирования системы управления беспилотного летательного аппарата в полете при возникновении отказа в бортовой контрольно-проверочной аппаратуре // Надежность. 2019. № 19 (1). С. 30.
3. *Сидняев Н. И., Садыхов Г. С., Савченко В. П.* Модели и методы оценки остаточного ресурса изделий радиоэлектроники. М.: Издательство МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2015. 382 с.
4. *Плеханов Д. А.* Большие данные и официальная статистика: обзор международной практики внедрения новых источников данных // Вопросы статистики. 2017. № 1 (12). С. 49.
5. *Сидняев Н. И.* Математическое моделирование оценки надежности объектов сложных технических систем // Проблемы машиностроения и надежности машин. 2003. № 4. С. 24.
6. *Овчинникова Л. С.* Статистика и ее роль в эффективном управлении: проблемы и перспективы // Бенефициар. 2020. № 73. С. 30.
7. *Михненко О. Е., Салин В. Н.* Проблемы современной трансформации статистики // Учет. Анализ. Аудит. 2021. Т. 8. № 4. С. 18.
8. *Похабов Ю. П.* Что понимать под расчетом надежности уникальных высокоответственных систем применительно к механизмам одноразового срабатывания космических аппаратов // Надежность. 2018. № 4. С. 28.
9. *Антонов С. Г., Климов С. М.* Методика оценки рисков нарушения устойчивости функционирования программно-аппаратных комплексов в условиях информационно-технических воздействий // Надежность. 2017. № 17 (1). С. 32.
10. *Климов С. М., Поликарпов С. В., Федченко А. В.* Методика повышения отказоустойчивости сетей спутниковой связи в условиях информационно-технических воздействий // Надежность. 2017. № 17 (3). С. 32.
11. *Колобов А. Ю., Дикун Е. В.* Интервальные оценки безотказности единичных космических аппаратов // Надежность. 2017. № 17 (4). С. 31.