

Р.И. МАКАРОВ,
Е.Р. ХОРОШЕВА

**К оценке методов анализа точности
и стабильности процессов**

УДК 658.562

ФГБОУ ВПО
«Владимирский
государственный
университет имени
А.Г. и Н.Г. Столетовых»,
г.Владимир

Рассмотрен информационный метод анализа точности и стабильности технологического процесса.

При негауссовых процессах возможны ошибочные выводы.

В процессе производства продукции при контроле качества широко используются контрольные карты Шухарта. Шухарт предложил простое определение специальных причин вариабельности: выход точек на контрольной карте за границу верхнего и нижнего контрольного предела. Границы на контрольных картах рассчитываются по правилам «центральная линия $\pm 3\sigma$ ». Шухарт ввел трех сигмовые границы на контрольной карте и обосновал это многочисленными расчетами вероятностей в предположении, что интересующий параметр распределен по нормальному закону. Однако не все выборки, расположенные в пределах границ имеют нормальное распределение [1]. На практике встречались ситуации, когда все точки находились в контрольных пределах, а из картинки следовало, с процессом что-то происходит. Процесс имеет явную тенденцию роста или снижения, носит периодический характер и др.

В работе [2] авторы предлагают строить контрольные карты средних и размаха. Средние получают усреднением четырех последовательных наблюдений, а размах вычисляют по усредняемым данным. Проводят визуальный анализ двух карт для обнаружения причин вариации. При этом происходит сглаживание колеблемости индивидуальных измерений, что может приводить к искажению результатов анализа [3].

Информационный метод анализа точности и стабильности технологического процесса описан в работе [4]. В основе метода лежит оценка смещения центра рассеяния размеров – альтернативное среднее, рассчитываемое по результатам альтернативного контроля, т.е. без измерений. Свойство нормального распределения альтернативного среднего, как утверждают авторы работы, позволило предложить критерий значимости смещения центра рассеяния относительно середины поля допуска. По утверждению авторов предложенный метод позволяет оценивать состояние технологического процесса более оперативно по сравнению с традиционным методом анализа точности и стабильности, поскольку в качестве исходных данных используются результаты, полученные с помощью предельных калибров, а не результаты измерения каждой детали. Одновременно сообщается об устойчивости предлагаемого критерия значимости изменения состояния технологического процесса к «засорениям» и меньшем влиянии погрешностей измерения на мощность критерия для альтернативного среднего.

Для проверки достоверности информационного метода анализа точности и стабильности технологического процесса проведем анализ состояния технологического процесса (табл. 1), приведенного в работе [2].

Таблица 1

Данные последовательных наблюдений над процессом

Выборки	Измерения в группе				Средние	Размах
	1	2	3	4		
1	45	43	41	43	43	4
2	43	42	41	41	41,75	2
3	36	46	43	40	41,25	10
4	40	43	37	43	40,75	6
5	45	42	42	46	43,75	4
6	45	41	38	38	40,5	7
7	43	41	46	43	43,25	5
8	38	42	47	46	43,25	9
9	42	42	42	41	41,75	1
10	42	44	43	43	43	2
11	41	37	41	38	39,25	4
12	37	42	40	41	40	5

13	36	42	42	36	39	6
14	43	45	43	45	44	2
15	42	35	36	42	38,75	7
16	40	44	45	41	42,5	5
17	35	36	42	45	39,5	10
18	38	38	41	43	40	5
19	38	42	43	42	41,25	5
20	38	42	45	45	42,5	7
21	41	40	43	42	41,5	3
22	41	42	44	43	42,5	3
23	42	42	36	46	41,5	10
24	37	44	43	43	41,75	7
25	37	40	42	41	40	5
26	46	36	42	46	42,5	10
27	43	36	38	42	39,75	7
28	42	44	42	43	42,75	2
29	38	38	41	42	39,75	4
30	42	43	39	41	41,25	4

Данные измерений технологического процесса отличаются от нормального закона (асимметричность минус 0,47, эксцесс минус 0,38). Параметры процесса следующие: среднее значение $\bar{x}=41,41$, стандартное отклонение $s=2,83$, объем выборки $n=120$.

Для оценки эффективности метода анализа точности и стабильности технологического процесса, описанного в работе [4], построим график процесса (рис.1), используя данные измерений в группах (табл.1).

Оценим смещение центра группирования, характеризующего стабильность процесса.

В соответствии с предложенной методикой [4] для контроля над состоянием технологического процесса (рис.1) выбираем границы контроля a и b , которые должны быть уже поля допуска $\pm 3\sigma$:

$$a = \bar{x} - s = 38,58;$$

$$b = \bar{x} + s = 44,24.$$

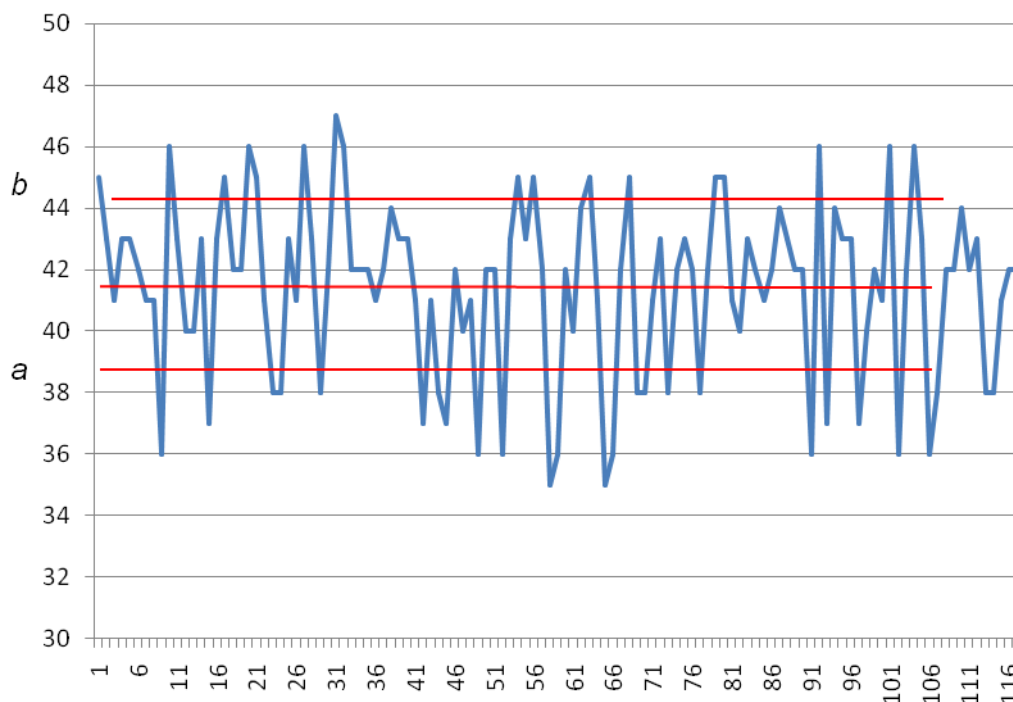


Рис.1. Контрольная карта измерения процесса.

Вычисляем значение плотности вероятности и функции распределения в точке $x = a$ для нормального закона, предварительно выполнив стандартизацию $t = (x - x_{cp})/s = -1$:

$$f_x(a) = f_t(-1) = 0,242;$$

$$F_t(-1) = \Phi(-1) = 1 - \Phi(1) = 0,318/2 = 0,159.$$

Для выяснения состояния технологического процесса берем выборку $n=120$. Частота попадания значений в зону $x < a$ равна $f_1 = 26$, в зону $x > b$ равна $f_2 = 17$. Остальные результаты измерений $f_3 = 77$ не вышли за контрольные границы $(a - b)$.

Оценим смещение центра группирования:

$$\Delta x = [(f_1 - f_2)\Phi(ta)s] / [(f_1 + f_2) f_t(a)] = 0,389.$$

При уровне значимости 0.05 и числе степеней свободы 199 табличное значение $t_{199,0.05} = 1,97$.

Расчетное $t = \Delta x / \sqrt{n} \bar{s} = 1,51$. Поскольку $t < t_{199,0.05}$, смещение центра группирования незначительно.

Продолжим анализ, полагая, что настройка анализируемого технологического процесса не изменилась. Однако при этом возможно существенное изменение дисперсии. Вычислим значение энтропии нормального распределения, соответствующее отлаженному производству [4]. Для этого определяются значения вероятностей:

$$p(x < a) = F(a) = p(x > b) = F(a) = 0,159;$$

$$p(a \leq x \leq b) = 1 - p(x < a) - p(x > b) = 0,682.$$

Энтропия отлаженного процесса равна:

$$H = -\sum p_i \ln(p_i) = -2 \cdot 0,159 \ln(0,159) - 0,682 \ln(0,682) = 0,845.$$

Вычислим энтропию технологического процесса, используя частоты попадания процесса в выделенные зоны контроля $f_1 = 26$, $f_2 = 17$, $f_3 = 77$:

$$H_k = -26/120 \ln(26/120) - 17/120 \ln(17/120) - 77/120 \ln(77/120) = 0,89.$$

Отношение дисперсий подчиняется F -распределению Фишера, поэтому в качестве критерия однородности дисперсий предлагается использовать величину [4]:

$$\exp(2|H - H_k|) \leq F_{m_1, m_2, 0.05}.$$

Расчетное значение критерия равно $\exp(2|H - H_k|) = 1,1$. Приняв уровень значимости 0.05 при числе степеней свободы $m_1 = m_2 = 120 - 1 = 119$ табличное значение критерия равно $F_{119, 119, 0.05} = 1,239$.

Так как $\exp(2|H - H_k|) \leq F_{m_1, m_2, 0.05}$, делается заключение о состоянии технологического процесса: поскольку изменение центра группирования и дисперсии не существенно, технологический процесс находится в подконтрольном состоянии и не требует вмешательства.

Полученное заключение противоречит результатам аксиоматический анализ контроля стабильности процесса [5]. Это можно объяснить тем, что предложенный метод информационного анализа точности и стабильности технологического процесса [4] применим только для случая нормального закона изменения анализируемого процесса, что не всегда встречается в технологических процессах.

Литература

1. Швырков В.В. Тайна традиционной статистики Запада. – М.: Финансы и статистика, 1998. – 144 с.
2. Ю.П. Адлер, В.Л. Шпер. Контрольные карты Шухарта в действии. ж. Методы менеджмента качества, №2, 2004. – С.34-37.
3. Р.И. Макаров. К вопросу контроля качества процессов. Электронный журнал «Алгоритмы, методы и системы обработки данных» АМиСОД, выпуск 2(17), 2011.

4. Григорович В.Г., Юдин С.В., Козлова Н.О., Шильдин В.В. Информационные методы в управлении качеством. – М.: РИА «Стандарты и качество», 2001. – 208с.

5. Р.И. Макаров, Е.Р. Хорошева. Использование контрольных карт для определения стабильности производственного процесса. Электронный журнал «Алгоритмы, методы и системы обработки данных» АМиСОД, выпуск 2(20), 2012.

E-MAIL: MAKAROV.RUSLAN@GMAIL.COM