

Проектиране на КУСУМ-карти за показатели на качеството, разпределени по закона на Релей

ст.ас. Евелина Илиева Велева,
РУ"А.Кънчев", кат. "Числени методи и статистика",
доц. д-р инж. Цвятко Станев Корийков,
РУ"А.Кънчев", кат. "Метрология и качество в машиностроенето"

РЕЗЮМЕ

Конструирани са две КУСУМ-карти за проверка съответно на настъпило отместване в разпределението на модулите на случайните точки и на изменение в параметъра σ^2 , характеризиращ разсейването на случайните точки. Изведени са зависимости за определяне на оперативните характеристики и за оценка на средния брой необходими наблюдения до взимане на решение. При построяването на първата карта е предложен метод, приложим за разпределения, за които дефиниционната област зависи от разглеждания параметър.

Ключови думи: контрол на качеството, КУСУМ-карта, последователен анализ

1. Въведение

В практиката често се срещат показатели на качеството, които се разсейват под формата на окръжност около една централна точка, например, отклонение на попаденията върху мишена, позиционни отклонения, отклонение от съосност, радиално и челно биене и т.н. Ако правоъгълните координати X и Y на случайните точки са независими и еднакво нормално разпределени $N(0, \sigma^2)$, то модулите на векторите им имат разпределение на Релей с параметър σ^2 . Често в практиката, обаче, горното предположение е нарушено и действителното разпределение на модулите r се характеризира с два параметъра - на отместването a и на формата σ^2 . Плътноста на това разпределение е

$$(1) \quad f(r|a, \sigma^2) = \frac{(r-a)}{\sigma^2} \cdot e^{-\frac{(r-a)^2}{2\sigma^2}}, \quad r > a, a > 0, \sigma > 0.$$

С помощта на (1), при зададен допуск R , за $a=0$ се определят стойностите σ_0 и σ_1 на параметъра σ , съответстващи на допустимата дефектност AQL и недопустимата дефектност LQ:

$$(2) \quad \sigma_0 = \frac{R}{\sqrt{-2 \ln AQL}}, \quad \sigma_1 = \frac{R}{\sqrt{-2 \ln LQ}}.$$

За $\sigma = \sigma_0$ се определя стойността a_1 на параметъра a , при която ще се достигне LQ:

$$(3) \quad a_1 = R - \sigma_0 \sqrt{-2 \ln LQ} = \sigma_0 (\sqrt{-2 \ln AQL} - \sqrt{-2 \ln LQ}).$$

Контролът на дефектността се свежда до проверка на двойките хипотези:

$$(4) \quad H_0: a = 0 \quad \text{срещу} \quad H_1: a = a_1,$$

при предположението, че $\sigma = \sigma_0$ и на

$$(5) \quad H_0: \sigma = \sigma_0 \quad \text{срещу} \quad H_1: \sigma = \sigma_1,$$

при предположението, че $a = 0$.

Предварително са зададени вероятностите α и β за грешки от I и II род на проверките.

2. Изложение

Въвеждат се означенията

$$(6) \quad A = \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad B = \frac{\beta}{1-\alpha}.$$

2.1 Алгоритъм за последователна проверка на хипотезите (4).

За поредното m -то наблюдение r_m , се дефинира величината

$$(7) \quad y_m = \begin{cases} B/A & , \text{ako } r_m < a_1 + \varepsilon \\ \frac{f(r_m | a_1, \sigma_0^2)}{f(r_m | 0, \sigma_0^2)} & , \text{ako } r_m \geq a_1 + \varepsilon \end{cases}$$

Величината y_m ще бъде определена по-долу така, че предложената процедура действително да има вероятности за грешки от I и II род, равни на α и β .

Изчислява се произведението $y_1 \cdot y_2 \cdot \dots \cdot y_m$. Ако получената стойност попадне в интервала (B, A) , се извършва следващо наблюдение; ако се получи число по-малко от B , се приема H_0 и ако получената стойност е по-голяма от A , се приема хипотезата H_1 .

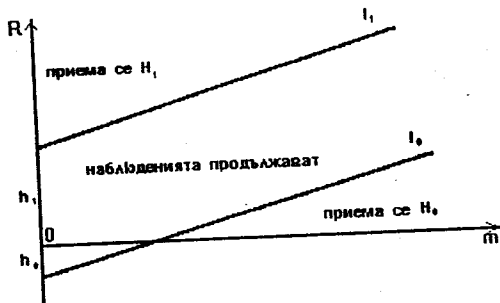
Не е трудно да се съобрази, че ако се получи наблюдение r_m , $r_m < a_1 + \varepsilon$, то наблюденията ще приключат веднага с приемане на H_0 . Следователно, ако до взимане на m -тото наблюдение включително, още не е взето решение, то всички r_i , $i = 1, \dots, m$ са големи или равни на $a_1 + \varepsilon$. Тогава

$$y_1 \dots y_m = \frac{f(r_1 | a_1, \sigma_0^2)}{f(r_1 | 0, \sigma_0^2)} \dots \frac{f(r_m | a_1, \sigma_0^2)}{f(r_m | 0, \sigma_0^2)} = \left(1 - \frac{a_1}{r_1}\right) \dots \left(1 - \frac{a_1}{r_m}\right) \cdot \exp\left\{\frac{a_1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^m r_i - \frac{m}{2\sigma_0^2} a_1^2\right\}.$$

Въвежда се означението

$$(8) \quad R = \sum_{i=1}^m \left\{ \ln\left(1 - \frac{a_1}{r_i}\right) + \frac{a_1}{\sigma_0^2} r_i \right\}.$$

Описаната процедура може да се представи с помощта на КУСУМ-картата, дадена на фиг. 1.



Фиг. 1

Взема се m -тото наблюдение r_m . Ако то е по-малко от $a_1 + \varepsilon$, се приема H_0 и наблюденията приключват. Ако $r_m \geq a_1 + \varepsilon$, то се пресмята величината R и се нанася върху

КУСУМ-картата точката с координати (m, R) . В зависимост от това, в коя област ще попадне тази точка, се взима и съответното решение (фиг.1).

Уравненията на правите l_0 и l_1 , определящи съответните области на фиг.1 са:

$$l_0: R = \frac{a_1^2}{2\sigma_0^2} m + h_0, \quad h_0 = \ln B,$$

$$l_1: R = \frac{a_1^2}{2\sigma_0^2} m + h_1, \quad h_1 = \ln A.$$

Така дефинираният алгоритъм за проверка на хипотезите (4) дава възможност, при определянето на оперативната характеристика $L(a)$ и при оценяването на средния брой необходими наблюдения $E_a(n)$ до взимане на решение да се използват стандартните формули на последователния анализ ([1]). За целта се въвежда величината

$$(9) \quad y = \begin{cases} B/A, & \text{ako } x < a_1 + \varepsilon \\ \frac{f(x|a, \sigma_0^2)}{f(x|0, \sigma_0^2)}, & \text{ako } x \geq a_1 + \varepsilon \end{cases}$$

Оперативната характеристика, която при всяка фиксирана стойност на a е равна на вероятността да се приеме H_0 , има параметричното представяне

$$(10) \quad L(a) = \frac{A^h - 1}{A^h - B^h},$$

където $h \neq 0$ и се определя от условието

$$(11) \quad 1 = E_a(y^h) = \int_a^\infty y^h \cdot f(x|a, \sigma_0^2) dx.$$

Условията $L(0) = 1 - \alpha$, $L(a_1) = \beta$ задават еквивалентни уравнения относно ε , които могат да се преобразуват във вида:

$$(12) \quad e^{-x^2/2} - (B/A) \cdot e^{-(x+\Delta)^2/2} + (B/A) - 1 = 0,$$

като $\Delta = a_1/\sigma_0$ и $x = \varepsilon/\sigma_0$. При зададени AQL и LQ от (3) се определя Δ и след това от

(12) приближено се намира ε/σ_0 .

За всяка фиксирана стойност на a , може приближено да се определи от (11) съответната стойност за h и след заместване в (10) да се пресметне $L(a)$. В частност

$$L(a_1/2) = \frac{h_1}{h_1 - h_0}, \quad L(+\infty) = 0.$$

Ако условието (11) се запише във вида

$$1 = E_a(y^h / x > 0),$$

то без промяна може да се разглеждат и отрицателните стойности на a , например

$$L(-\infty) = 1.$$

Средният брой необходими наблюдения $E_a(n)$ до взимане на решение е число, заключено между изразите ([1]):

$$(13) \quad \frac{L(a)(\ln B + \xi'_a) + [1 - L(a)] \ln A}{E_a(Z)} \quad \text{и} \quad \frac{L(a) \ln B + [1 - L(a)] (\ln A + \xi_a)}{E_a(Z)}$$

като: $\xi_a = \max_{r \geq 0} E_a(Z - r / Z \geq r)$; $\xi'_a = \min_{r \geq 0} E_a(Z + r / Z + r \leq 0)$; $Z = \ln y$,
 величината y е дефинирана с (9). След несложни преобразувания се получава:

$$Z = \begin{cases} \ln(B/A), & \text{ако } x < a_1 + \varepsilon \\ \ln(1 - a_1/x) + x a_1 / \sigma_0^2 - a_1^2 / 2\sigma_0^2, & \text{ако } x \geq a_1 + \varepsilon \end{cases}$$

Стойността, която ще получи Z при $x = a_1 + \varepsilon$ се означава с C . C е означена тази стойност на x , за която Z ще получи стойност 0, т.е. l е корена на уравнението $Z = 0$.

Ако се въведат означенията $\Delta = a_1 / \sigma_0$, $\varepsilon' = \varepsilon / \sigma_0$, $a' = a / \sigma_0$, $l' = l / \sigma_0$, може да се запише

$$E_a(Z) = \ln \frac{B}{A} - \left(\ln \frac{B}{A} - C \right) e^{-(\Delta + \varepsilon')^2} + \Delta \int_{\Delta + \varepsilon'}^{\infty} e^{-u^2/2} \{1 + [(u + a')(u + a' - \Delta)]^{-1}\} du,$$

$$\xi_a = e^{(l' - a')^2/2} \cdot \Delta \cdot \int_{l' - a'}^{\infty} e^{-u^2/2} \{1 + [(u + a')(u + a' - \Delta)]^{-1}\} du, \quad \xi'_a = \ln \frac{B}{A} - C.$$

2.2. Алгоритъм за последователна проверка на хипотези (5).

В този случай се прилага общата теория за последователна проверка ([1]).

За поредното m -то наблюдение r_m се пресмята отношението

$$(14) \quad \frac{f(r_1 | 0, \sigma_1^2) \dots f(r_m | 0, \sigma_1^2)}{f(r_1 | 0, \sigma_0^2) \dots f(r_m | 0, \sigma_0^2)} = \left(\frac{\sigma_0}{\sigma_1} \right)^{2m} \exp \left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\sigma_0^2} - \frac{1}{\sigma_1^2} \right) \sum_{i=1}^m r_i^2 \right\}.$$

Ако изчислената стойност попадне в интервала (B, A) , се взима следващо наблюдение.

Ако получената стойност е по-малка от B , се приема H_0 , в противен случай, се приема H_1 . Тази проверка се прави с друга КУСУМ-карта. За нейното описание е използвана отново фиг.1. По ординатната ос на картата се нанася величината

$$R = \sum_{i=1}^m r_i^2.$$

Правите l_0 и l_1 , определящи съответните области на фиг.1, имат уравнения

$$l_0 : R = s \cdot m + h_0, \quad l_1 : R = s \cdot m + h_1,$$

$$\text{като} \quad s = \frac{4 \ln(\sigma_1 / \sigma_0)}{1/\sigma_0^2 - 1/\sigma_1^2}, \quad h_0 = \frac{2 \ln B}{1/\sigma_0^2 - 1/\sigma_1^2}, \quad h_1 = \frac{2 \ln A}{1/\sigma_0^2 - 1/\sigma_1^2}.$$

Величината, която се нанася по ординатата е положителна, затова решение за приемане на H_0 може да се вземе едва след $m \geq m_0$ наблюдения, където

$$m_0 = \frac{\ln B}{2 \ln(\sigma_0 / \sigma_1)}.$$

Оперативната характеристика на тази проверка в параметричен вид е:

$$(15) \quad L(\sigma) = \frac{A^h - 1}{A^h - B^h}, \quad \sigma^2 = \frac{1 - (\sigma_0 / \sigma_1)^{2h}}{h \cdot (1/\sigma_0^2 - 1/\sigma_1^2)}.$$

$$\text{За нея} \quad L(0) = 1, \quad L(+\infty) = 0, \quad L(\sigma_0) = 1 - \alpha, \quad L(\sigma_1) = \beta, \quad L(\sqrt{s/2}) = \frac{h}{h_1 - h_0}.$$

Оценката за средния брой необходими наблюдения до взимане на решение се получава след заместване в изразите (13) на величините

$$E_{\sigma}(Z) = \sigma^2 \left(\frac{1}{\sigma_0^2} - \frac{1}{\sigma_1^2} \right) + 2 \ln \left(\frac{\sigma_0}{\sigma_1} \right),$$

$$\xi'_{\sigma} = \sigma^2 \left(\frac{1}{\sigma_0^2} - \frac{1}{\sigma_1^2} \right) + 2 \ln \left(\frac{\sigma_0}{\sigma_1} \right) / (1 - e^{-1/2\sigma^2}), \quad \xi_{\sigma} = \sigma^2 \left(\frac{1}{\sigma_0^2} - \frac{1}{\sigma_1^2} \right).$$

Проведените експериментални изследвания показаха, че за взимане на решение с първата КУСУМ-карта са необходими много по-малък брой наблюдения. Това се потвърждава след заместване във формулите за оценка на средния брой необходими наблюдения до взимане на решение, приведени в доклада.

Пример. Нека AQL=0.05 (5 %) и LQ=0.15 (15 %), което съответства на $\Delta = 0.499866$ и

$\sigma_1 / \sigma_0 = 1.256620$. При $\alpha = 0.05$, $\beta = 0.1$, за средния брой необходими наблюдения до взимане на решение с I контролна карта се получават оценките:

$$2.6 < E_n(n) < 6.1, \quad 6.6 < E_{\sigma}(n) < 9.1.$$

За II втора контролна карта тези оценки са:

$$21.9 < E_{\sigma}(n) < 25.2, \quad 19.2 < E_{\sigma}(n) < 23.7.$$

Предложените две КУСУМ-карти могат да се използват едновременно. С първата карта по-рано се взима решение и ако тя сигнализира за настъпило отместване, продължаването на проверката с втората карта е безпредметно. Процесът трябва да се спре и коригира. Не се приемат коригиращи действия върху процеса, само когато и при двете карти точките попадат в зоната на приемане на H_0 .

3. Изводи

1. Изведени са зависимости за определяне на допустимите изменения на параметрите в закона на Релей α и σ^2 , които са обвързани съответно с допустимата (AQL) и недопустимата (LQ) дефектност на контролирания показател на качеството.
2. Предложени са две КУСУМ-карти, които се използват едновременно за последователна проверка на допустимите изменения на параметрите в закона на Релей. Установено е, че са необходими по-малък брой наблюдения за взимане на решение с първата КУСУМ-карта, проверяваща изменението на параметъра α .
3. Предложена е модификация на теорията за последователна проверка на хипотези, приложима за разпределения, на които дефиниционната област зависи от разглеждания параметър.

4. Литература

1. Вальд, А. - Последователен анализ. М., "Физматгиз", 1960.
2. Мердюк, Дж. - Контрольные карты. М., "Финансы и статистика", 1986.
3. Точность производства в машиностроении и приборостроении, М., "Машиностроение", 1973.
4. Болотов, Е.П., Долженков, В.А. - Статистический контроль и регулирование качества массовой продукции, М., "Машиностроение", 1984.