

Statistické „sledování“ jakosti, procesní.

SPC (Shewhartovy – Statistical Process Control Charts) diagramy

Diagramy pro kvalitativní znaky – atributy

Předpokládáme, že sledujeme některý znak (vadu, ...) a v „jednom časovém okamžiku“ pořídíme náhodný výběr o rozsahu n a registrujeme k sledovaných znaků (při každém pozorování buď žádný, nebo jen jeden, tj. pokud registrujeme na výrobcích skutečnost vadný-bez vady, registrujeme v n vybraných právě k vadných). Označíme $\hat{p}_t = \frac{k_t}{n}$ relativní četnost vadných v celém výběru uskutečněném v čase t . Potom $E\{\hat{p}_t\} = \frac{E\{k_t\}}{n} = \frac{np}{n} = p$, tedy \hat{p}_t je nestranným odhadem parametru p . Pro rozptyl k_t platí $\sigma^2\{k_t\} = np(1-p)$ a proto pro rozptyl \hat{p}_t platí $\sigma^2\{\hat{p}_t\} = \frac{np(1-p)}{n^2} = \frac{p(1-p)}{n}$ a pro směrodatnou odchylku pak $\sigma\{\hat{p}_t\} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$. Odtud lze odvodit dva typy diagramů. První v případě, že parametr p je známý a druhý v případě kdy jej odhadujeme. Oba typy vycházejí z asymptotické normality statistiky $\hat{p}_t = \frac{k_t}{n}$ s doplněním pravidla tří sigma.

První typ – parametr p je známý

$DMZ_x = p - 3\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$ dolní mez zásahu (LCL – Lower Control Limit) a

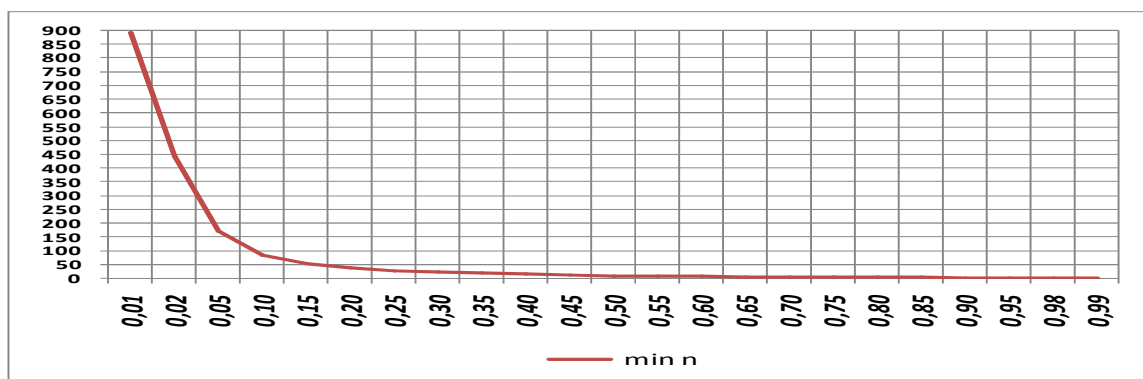
$HMZ_x = p + 3\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$ horní mez zásahu (UCL – Upper Control Limit)

Z hodnoty dolní meze lze odvodit nutnou podmínku pro přípustnost využití asymptotické normality.

Z povahy problému je zřejmé, že $DMZ_x > 0$, tj. $p - 3\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} > 0$. Řešením této nerovnosti

vůči n dostaneme $n > 9\left(\frac{1-p}{p}\right)$. Což je dolní velikost jednoho výběru. Velikost takového výběru

charakterizuje následující graf a tabulka:



p	min n
0,01	891
0,02	441
0,05	171
0,10	81
0,15	51
0,20	36
0,25	27
0,30	21
0,35	17
0,40	14
0,45	11
0,50	9
0,55	8
0,60	6
0,65	5
0,70	4
0,75	3
0,80	3
0,85	2
0,90	1
0,95	1
0,98	1
0,99	1

Tam kde není předem dáno p nebo se v průběhu času mění, použije se místo něj:

$$\bar{p} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \hat{p}_i \quad \text{nebo plovoucí průměr} \quad \bar{p}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} \hat{p}_{t-i}, \quad \text{velikost celkového času nebo časového}$$

okna m se určí z požadované přesnosti odhadu ρ (přes intervalový odhad) a hladiny významnosti α . Zde se opět předpokládá asymptotická normalita. Šíře intervalu spolehlivosti pro

parametr p pak bude a musí splňovat podmínku $2u_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{p(1-p)}{mn-1}} < \rho$, kde p je odborný nebo

znalecký odhad pravděpodobnosti výskytu vady. Někdy se pro toto číslo může použít odhadu pomocí hladin AQL, RQL:

p_1 znamená přijatelný podíl vadných v dodávce (Acceptable Quality Level = **AQL**),

p_2 nepřijatelný podíl (Reject Quality Level = **RQL**), proto je přijatelný předpoklad $p_1 < p_2 < \mathbf{0,5}$,

v tomto případě $p = p_2$ a $u_{1-\alpha/2}$ je $1 - \alpha/2$ kvantil normovaného a centrovaného normálního rozdělení, tedy $u_{1-\alpha/2} = \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$. Proto m bude nejmenší přirozené číslo splňující nerovnost

$$m > \frac{4u_{1-\alpha/2}^2 p_2(1-p_2) + \rho^2}{n\rho^2}. \quad \text{Někdy se užívá aproximace nezávislá na znalosti } p : m > \frac{u_{1-\alpha/2}^2 + \rho^2}{n\rho^2}.$$

Námět: odvoďte ji. Návod: nalezněte maximum funkce $p_2(1-p_2)$ na intervalu $(0,1)$.

V případě, že reálné velikosti výběrů n neumožňují využití asymptotické normality a prakticky je dáno n a hladina významnosti α používá se následujícího postupu:

Naleznou se dvě čísla k_D, k_H taková že:

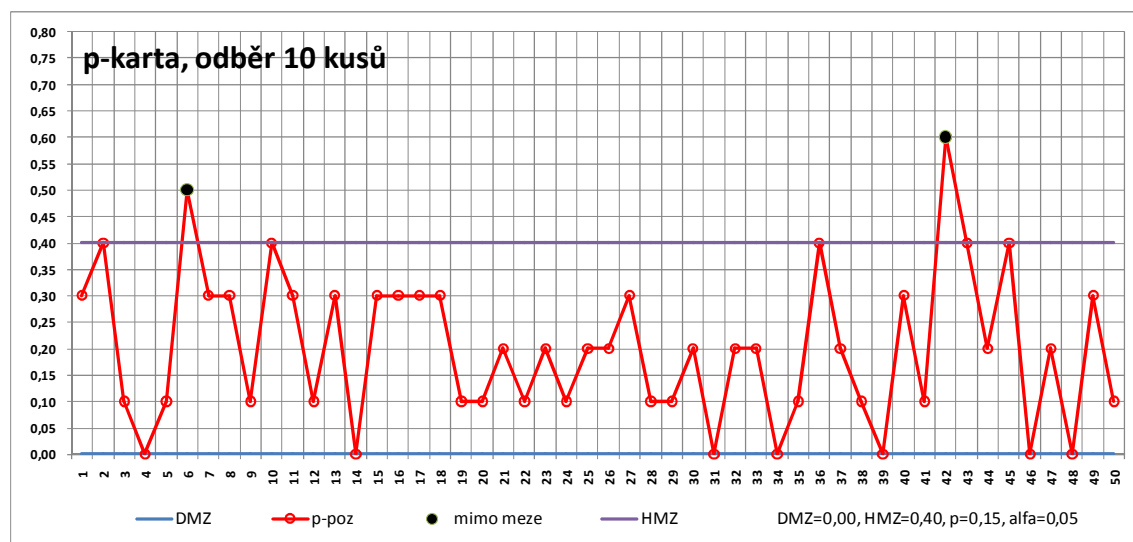
$$k_D = \min \left\{ k : \sum_{i=0}^k \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} \geq \frac{\alpha}{2} \right\} \text{ a } k_H = \max \left\{ k : \sum_{i=0}^k \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} \leq 1 - \frac{\alpha}{2} \right\}$$

Následně se HMZ a DMZ stanoví:

$$DMZ_x = \frac{k_D}{n} \text{ dolní mez zásahu (LCL – Lower Control Limit) a}$$

$$HMZ_x = \frac{k_H}{n} \text{ horní mez zásahu (UCL – Upper Control Limit)}$$

Příklad modelové p-karty



Modifikace: karta vyjadřující jen počet vadných kusů z výběru,

Doporučená a zdrojová literatura:

Jiří Reif	Metody matematické statistiky, ZČU v Plzni 2004
Jaroslav Hátle, Jiří Likeš	Základy počtu pravděpodobnosti a matematické statistiky. SNTL Praha 1974.
C. Radhakrishna Rao	Lineární metody statistické indukce a jejich aplikace, ACADEMIA, Praha 1978
Douglas C. Montgomery	Introduction to Statistical Quality Control, 5th Edition. John Wiley & Sons, August 2004.
	http://www.qualityamerica.com/