

Pokroky matematiky, fyziky a astronomie

Bohumil Pardubský

Matematicko-statistické metody při kontrole hromadné výroby

Pokroky matematiky, fyziky a astronomie, Vol. 2 (1957), No. 5, 534--544

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/137191>

Terms of use:

© Jednota českých matematiků a fyziků, 1957

Institute of Mathematics of the Academy of Sciences of the Czech Republic provides access to digitized documents strictly for personal use. Each copy of any part of this document must contain these *Terms of use*.



This paper has been digitized, optimized for electronic delivery and stamped with digital signature within the project *DML-CZ: The Czech Digital Mathematics Library* <http://project.dml.cz>

MATEMATICKO-STATISTICKÉ METODY PŘI KONTROLE HROMADNÉ VÝROBY

Ing. Dr. B. PARDUBSKÝ
Výzkumný ústav tepelné techniky, Praha

1. ÚVOD

Při každém výrobním pochodu se setkáváme se skutečností, že hodnoty jakostních charakteristik výrobků (na př. rozměr, úchyly geometrického tvaru, drsnost povrchu a pod.) vyrobené tímž technologickým postupem, tímž výrobním zařízením i tímž nástrojem, se od jednoho výrobku ke druhému mění. Je to způsobeno celou řadou vlivů, které působí na výrobní pochod a které nelze udržet konstantní. Podle charakteru výrobních vlivů rozdělujeme je na výrobní vlivy a) náhodné, b) systematické.

Náhodné výrobní vlivy jsou takové, jejichž působení se od výrobku k výrobku mění. Systematické výrobní vlivy jsou takové, jejichž působení se mění podle určitého zákona. Velký počet výrobních vlivů, jejich náhodnost a různorodost, znesnadňuje studium jednotlivých vlivů a v mnoha případech je úplně znemožňuje. Proto ke studiu vlivů je volena metoda statistická, která uvažuje všechny působící vlivy jako celek a statistická teorie výrobní chyby stává se základem jak pro statistickou regulaci výrobního pochodu tak pro statistické přejímací postupy. Z průmyslových oborů největšího rozšíření doznaly tyto statistické metody ve strojírenství, a proto se v dalším výkladu zaměříme na tento obor. V tomto článku jsou podány theoretické základy nejběžnějších statistických metod regulace výroby. V dalším článku budou podány theoretické základy statistických přejímacích postupů.

2. ROZDĚLENÍ VÝROBNÍCH CHYB A ZÁKLADNÍ POJMY

Výrobní chybou y budeme nazývat úchytku skutečného rozměru x od rozměru jmenovitého j . Tedy výrobní chyba je dána vztahem $y = x - j$.

Podle druhu vlivu, který způsobil výrobní chybu, rozdělujeme výrobní chyby na 1. náhodné a 2. systematické.

Náhodná výrobní chyba při obrábění je výslednicí velkého množství jednotlivých dílčích náhodných výrobních chyb (tak zv. elementárních) způsobených náhodnými vlivy, jako na příklad: nestejnorodostí materiálu, chvěním stroje a nástroje, kolísáním teploty vzduchu a řezných kapalin, náhodnými změnami řezné rychlosti a posuvu, náhodnými chybami měření, atd. Všechny tyto dílčí výrobní chyby jsou většinou navzájem nezávislé. Celková výrobní chyba y je dána součtem velkého počtu těchto dílčích výrobních chyb, které svými hodnotami jsou jen nepatrnou částí hodnoty celkové výrobní chyby. Tato skutečnost je současně podmínkou pro platnost Ljapunovova theoremu ([1] str. 213, [2] str. 16), podle něhož lze očekávat, že výrobní chyba způsobená náhodnými vlivy se bude řídit zákonem normálního rozdělení. Tedy, označíme-li η náhodnou proměnnou, která nabývá hodnot náhodné výrobní chyby y , dostaneme pro pravděpodobnost

$$P(y < \eta < y + dy) = f(y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy, \quad (1)$$

kde $f(y)$ je frekvenční funkce normálního rozdělení; μ a σ jsou parametry. Příslušná kumulativní distribuční funkce je dána vztahem

$$P(\eta \leq y_0) = \int_{-\infty}^{y_0} f(y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{y_0 - \mu}{\sigma}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (2)$$

a udává nám pravděpodobnost, že výrobní chyba y nepřekročí hodnotu y_0 . Integrál na pravé straně je známý integrál Laplaceův ([1] str. 373, [3] tab. VI.).

Pro úplnost výkladu definujeme ještě matematickou naději náhod. proměnné η

$$E[\eta] = \int_{-\infty}^{\infty} y f(y) dy \quad (3)$$

a rozptyl

$$D^2[\eta] = E[(\eta - E[\eta])^2]. \quad (4)$$

Z definice matematické naděje snadno dokážeme platnost vztahů ([4] str. 175 a str. 180)

$$E[a\eta + b] = aE[\eta] + b, \quad (5)$$

$$E\left[\sum_{i=1}^n \eta_i\right] = \sum_{i=1}^n E[\eta_i] \quad (6)$$

a za předpokladu, že náhodné proměnné η_i pro $i = 1, 2, \dots, n$ jsou nezávislé

$$E\left[\prod_{i=1}^n \eta_i\right] = \prod_{i=1}^n E[\eta_i]. \quad (7)$$

Pro rozptyly platí vztahy

$$D^2[\eta] = E[\eta^2] - E^2[\eta], \quad (8)$$

$$D^2[a\eta] = a^2 D^2[\eta], \quad (9)$$

a za předpokladu nezávislosti náhodných proměnných η_i pro $i = 1, 2, \dots, n$

$$D^2\left[\sum_{i=1}^n \eta_i\right] = \sum_{i=1}^n D^2[\eta_i]. \quad (10)$$

V našem případě, kdy náhodná proměnná η má normální rozdělení s parametry μ, σ , což budeme krátce vyznačovat $N(\mu, \sigma)$,

$$E[\eta] = \mu, \quad D^2[\eta] = \sigma^2.$$

Parametry μ a σ charakterisují výrobní pochod. Parametr μ udává úchytku od jmenovitého rozměru, na kterou byl stroj seřizen a parametr σ charakterisuje přesnost výrobního zařízení. Během výrobního pochodu nepůsobí však pouze náhodné vlivy, ale i vlivy systematické. Je to především postupné opotřebování nástroje, jehož důsledkem je, že rozměr, na který byl stroj seřizen, se mění a tudíž se mění vzhledem k času i hodnota parametru μ . V důsledku postupného otupování nástroje, vzrůstají řezné síly, vzrůstá tření a tím i teplota na břitu nástroje. Tento systematický vliv se projeví ve změně hodnoty parametru μ tedy přesnost výrobního zařízení se postupně zhoršuje. Úkolem regulace

je upozornit na tyto změny v hodnotách parametrů μ a σ především tehdy, když ohrožují dodržení technických předpisů kladených na výrobek.

3. STATISTICKÉ METODY REGULACE VÝROBNÍCH POCHODŮ

3.1 Způsob provádění statistických metod regulace výrobních pochodů

Způsob provádění statistické metody regulace výrobních pochodů spočívá v tom, že v určitých časových intervalech je vždy odebráno malé množství výrobků, nejčastěji 4—10 kusů, a u každého kusu je stanovena hodnota příslušné jakostní charakteristiky. Pomocí těchto hodnot vyčíslíme zvolenou výběrovou charakteristiku a její hodnotu vyznačíme v regulačním diagramu. Regulační diagram pak obsahuje dvě hodnoty, nazývané regulačními mezemi, které jsou předem vypočtené tak, že mezi těmito regulačními mezemi leží s velkou pravděpodobností $(1 - \alpha)$ (nejčastěji $[1 - \alpha] = 0,95$) hodnoty výběrových charakteristik za předpokladu, že během časového intervalu hodnoty parametrů μ a σ , rozdělení výrobní chyby regulované jakostní charakteristiky, nedoznaly změn. Poloha a vzdálenost regulačních mezí závisí jednak na hodnotách parametrů μ a σ , jednak na zvolené výběrové charakteristice a zvolené pravděpodobnosti α . Jestliže hodnota výběrové charakteristiky leží mezi regulačními mezemi, není nutné zasahovat do výrobního pochodu. V opačném případě výrobní pochod vyžaduje seřízení. Původní metoda statistické regulace byla prováděna pomocí výběrového průměru \bar{y} a výběrové směrodatné odchylky s , avšak neosvědčila se v praxi v důsledku zdlouhavého a poměrně nesnadného výpočtu zejména charakteristiky s .

Byla proto snaha nahradit tyto výběrové charakteristiky jednoduššími, které se dají snadno vyčíslit a vzniklo tak několik druhů regulačních metod.

3.2 Metoda regulace pomocí charakteristik (\bar{y}, R)

Při této metodě se regulace provádí pomocí výběrových průměrů \bar{y} a výběrových rozpětí R . Číselná hodnota výběrového rozpětí je dána rozdílem mezi největší a nejmenší naměřenou hodnotou ve výběru rozsahu n (zřejmě $n \geq 2$). Abychom mohli stanovit regulační meze charakteristiky R , je nutno stanovit především její rozdělení.

Uvažujme n nezávislých pozorování náhodné proměnné η , která nabývá hodnot y v intervalu $\langle a; b \rangle$. Potom pravděpodobnost, že mezi n výsledky pozorování bude jedna hodnota ležet v intervalu $\langle y; y + dy \rangle$, jedna v intervalu $\langle y + R_n; y + R_n + dR_n \rangle$ a $(n - 2)$ hodnoty budou ležet v intervalu $\langle y; y + R_n \rangle$, je rovna

$$n(n - 1)f(y) dy f(y + R_n) dR_n [F(y + R_n) - F(y)]^{n-2}, \quad (11)$$

kde

$$f(y) dy = \text{pravděpodobnost } P(y < \eta \leq y + dy)$$

a

$$F(y) = \text{pravděpodobnost } P(\eta \leq y) = \int_{-\infty}^y f(t) dt.$$

Uvažujme náhodnou proměnnou ϱ_n , která nabývá hodnot $R_n = y_{\max} - y_{\min}$ a nazývá se rozpětí. Potom této náhodné proměnné přísluší vzhledem k (11) frekvenční funkce

$$\varphi(R_n) = n(n - 1) \int_a^{b-R_n} f(y) f(y + R_n) [F(y + R_n) - F(y)]^{n-2} dy.$$

V případě, že náhodné proměnné η přísluší rozdělení $N(0,1)$, potom rozdělení rozpětí R_n je dáno vztahem

$$\varphi(R_n) = n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y+R_n)^2}{2}} \left[\int_y^{y+R_n} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right]^{n-2} dy.$$

$$\text{pro } 0 \leq R_n < \infty$$

a matematická naděje vztahem

$$E[\varrho_n] = \int_{-\infty}^{\infty} R_n \varphi(R_n) dR_n = d_n. \quad (12)$$

(Hodnoty koeficientu d_n pro $n = 2$ až 20 jsou uvedeny v tab. VIII [7]). Uvažujeme-li náhodnou proměnnou η' , která nabývá hodnot y' a přísluší jí normálního rozdělení

$N(\mu, \sigma)$, potom náhodná proměnná $\eta = \frac{\eta' - \mu}{\sigma}$ má normální rozdělení $N(0,1)$ a

$$R_n = y_{\max} - y_{\min} = \frac{y'_{\max} - \mu}{\sigma} - \frac{y'_{\min} - \mu}{\sigma} = \frac{y'_{\max} - y'_{\min}}{\sigma} = \frac{R'_n}{\sigma}, \quad (13)$$

kde R'_n je rozpětí v náhodném výběru n hodnot ze základního souboru $N(\mu, \sigma)$.

Vzhledem ke vztahu (13) a uvažujeme-li náhodnou proměnnou ϱ'_n , která nabývá hodnot R'_n , dostaneme vztah pro matematickou naději

$$E[\varrho_n] = E\left[\frac{\varrho'_n}{\sigma}\right] = \frac{1}{\sigma} E[\varrho'_n]. \quad (14)$$

Odhadneme-li matematickou naději $E[\varrho'_n]$ průměrným rozpětím \bar{R}'_n ve výběrech o rozsahu n z normálního rozdělení $N(\mu, \sigma)$, potom odhad parametru σ je vzhledem ke vztahu (12) a (14) dán vztahem

$$\sigma \approx \bar{R}'_n \frac{1}{d_n}, \quad (15)$$

kde $\bar{R}'_n = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k R'_{n,i}$, k je počet výběrů a $R'_{n,i}$ je rozpětí v i -tém výběru rozsahu n .

Dále je nutno pro náhodnou proměnnou ϱ_n určit α -fraktily $R_{\alpha, n}$, které pro dané α a n jsou definovány vztahem

$$P(\varrho_n \leq R_{\alpha, n}) = \int_0^{R_{\alpha, n}} \varphi(R_n) dR_n = 1 - \alpha. \quad (16)$$

Uvažujeme-li náhodnou proměnnou ϱ'_n , která nabývá hodnot rozpětí R'_n v náhodném výběru rozsahu n , vzaté ze základního souboru $N(\mu, \sigma)$, potom příslušný α -fraktíl $R'_{\alpha, n}$ je dán vzhledem k (13) vztahem

$$P(\varrho'_n \leq R'_{\alpha, n}) = P(\varrho'_n \leq \sigma R_{\alpha, n}) = 1 - \alpha. \quad (17)$$

Odhadneme-li parametr σ pomocí vztahu (15), potom odhad α —fraktilu je

$$R'_{\alpha, n} \approx \bar{R}'_n \cdot \frac{R_{\alpha, n}}{d_n}. \quad (18)$$

(Hodnoty $R_{\alpha, n}$ pro různá α a pro $n = 2$ až 20 jsou uvedeny v tab. VIII [7].)

Nyní přistoupíme k stanovení regulačních mezí pro výběrové průměry a rozpětí.

Uvažujeme-li základní soubor, který má normální rozdělení $N(\mu, \sigma)$, potom rozdělení výběrových průměrů rozsahu n je zase normální s parametry $\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ([5] str. 64). Potom

tedy s pravděpodobností $(1 - \alpha)$ výběrové průměry $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ budou ležet uvnitř

intervalu $\langle \mu - t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \mu + t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \rangle$, kde

$$1 - \frac{\alpha}{2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{t_{\frac{\alpha}{2}}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt. \quad (19)$$

Regulační meze pro výběrové průměry $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ a pro danou pravděpodobnost α jsou určeny krajními hodnotami intervalu

$$\langle \mu - \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}} \sigma; \mu + \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}} \sigma \rangle, \quad (20)$$

když parametry μ a σ nahradíme příslušnými odhady.

Parametr μ odhadneme na podkladě většího počtu měření jako průměrnou hodnotu výběrových průměrů. Tedy

$$\mu \approx \bar{y} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \bar{y}_i, \quad (21)$$

kde k je počet výběrů (doporučuje se $k = 25$).

\bar{y}_i je výběrový průměr v i -tém výběru rozsahu n .

Parametr σ odhadneme pomocí vztahu (15).

Při praktickém provádění statistické regulace se výpočet regulačních mezí pro výběrové průměry provádí pomocí vzorců

$$\bar{y}_h = \bar{y} + A_2 \bar{R}'_n \quad \bar{y}_d = \bar{y} - A_2 \bar{R}'_n, \quad (22)$$

kde \bar{y}_n resp. \bar{y}_h je horní resp. dolní regulační mez pro výběrové průměry a $A_2 = \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n} d_n}$.

Hodnoty konstanty A_2 pro 100 α % = 1 %, 0,5 % a 0,27 % a pro $n = 4$ až 10 jsou tabelovány ([7] str. 30). Regulační meze pro výběrová rozpětí rozsahu n jsou přímo určeny

vztahem (18). Pro praktické účely je výpočet usnadněn tím, že pro $100\alpha\% = 1\%$, $0,5\%$, $0,27\%$ a pro $n = 4$ až 10 jsou tabelovány hodnoty koeficientu

$$D_4 = \frac{R_{\alpha, n}}{d_n}, \quad (23)$$

([7] str. 30) a výpočet regulační meze se provede dosazením příslušných hodnot do výrazu

$$R'_h = \bar{R}'_n \cdot D_4, \quad (24)$$

kde R'_h je horní regulační mez pro výběrová rozpětí,

$$\bar{R}'_n = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k R'_{i, n} \quad (R'_{i, n} \text{ je rozpětí výrobní chyby v } i\text{-tém výběru rozsahu } n).$$

Jestliže do regulačního diagramu zanášíme přímo naměřené hodnoty jakostní charakteristiky vázané s výrobní chybou y lineárním vztahem $y = x - j$, zůstává výpočet regulační meze R'_h nezměněn a pro výběrové průměry nutno k regulačním mezím \bar{y}_n a \bar{y}_d přičíst jmenovitý rozměr j . Výrobní pochod regulujeme tím způsobem, že v pravidelných časových intervalech se odebere od stroje předem určený počet výrobků n a u každého výrobku určíme hodnotu výrobní chyby jakostní charakteristiky resp. její skutečnou hodnotu. Jestliže jak aritmetický průměr, tak i rozpětí naměřených hodnot leží uvnitř příslušných regulačních mezí, nevyžaduje výrobní pochod úprav. V opačném případě ať již výběrové rozpětí nebo průměr leží svou hodnotou mimo regulační meze, je nutno stroj znovu seřadit. Pravděpodobnost případu, kdy bude požadováno znovu seřízení stroje a není ho ve skutečnosti potřeba, je rovna α . Při krátkých výrobních seriích nelze stanovit odhady parametrů μ a σ . Aby bylo možno stanovit regulační meze i v tomto případě, provádí se výpočet pomocí konstrukčních mezních rozměrů předepsaných pro sledovaný rozměr. Za předpokladu, že rozdělení výrobní chyby je normální a seřizování stroje je prováděno na střed tolerančního pole, požadujeme, aby procento výrobků, které mají sledovaný rozměr mimo předepsanou toleranci T nebylo větší, než předem zvolené procento $100\beta\%$. Potom zřejmě musí platit

$$2 \frac{t_\beta}{2} \sigma < T, \quad (25)$$

kde $\frac{t_\beta}{2}$ je dáno vztahem (19).

Jelikož předpokládáme, že seřizování stroje je prováděno na střed tolerančního pole, je úchylnka středu tolerančního pole totožná s hodnotou parametru μ . Potom vzhledem ke vztahu (20), ve kterém parametr σ nahradíme rovností ze vztahu (25), bude horní resp. dolní regulační mez pro výběrové průměry ležet ve vzdálenosti

$$\frac{\frac{t_\alpha}{2} T}{2 \frac{t_\beta}{2} \sqrt{n}}, \quad (26)$$

od středu tolerančního pole na obě strany.

Pro praktické účely je výhodnější udávat vzdálenost regulačních mezí \bar{x}_h resp. \bar{x}_d od mezních rozměrů, která je vzhledem ke vztahu (26) dána výrazem

$$\frac{1}{2} T - \frac{t_{\alpha} \frac{t_{\beta}}{2}}{2 t_{\beta} \sqrt{n}} T = lT, \quad (27)$$

kde veličina $l = \frac{1}{2} - \frac{t_{\alpha} \frac{t_{\beta}}{2}}{t_{\beta} \sqrt{n}}$ je pro 100 α % a 100 β % = 1 %, 0,5 %, 0,27 %

a pro $n = 4$ až 10 tabelována ([7] str. 32).

Obdobně, nahradíme-li ve vztahu (17) parametr σ rovností ze vztahu (25), dostaneme regulační mez pro výběrové rozpětí a

$$R'_n = \frac{R_{\alpha, n}}{2 \frac{t_{\beta}}{2}} T. \quad (28)$$

Veličina $\frac{R_{\alpha, n}}{\frac{t_{\beta}}{2}}$ pro 100 α % = 1 %, 0,5 %, 0,25 %, 0,135 %, 0,1 %, 100 β % = 2 %,

1 %, 0,5 %, 0,27 %, 0,2 % a pro $n = 4$ až 10 je tabelována a označena D_3 ([9] str. 53, český překlad).

Regulace výrobního pochodu se provádí stejným způsobem jak bylo výše uvedeno.

Přes jednoduchost výpočtu výběrových průměrů i rozpětí nedoznala metoda regulace provádění pomocí těchto charakteristik širšího uplatnění. Příčinou je jednak nutnost vedení dvou samostatných diagramů pro každou výběrovou charakteristiku, jednak obtížnost výpočtu průměru přímo u stroje pracovníkem provádějícím kontrolu rozměru. Byla proto hledána taková charakteristika, která by vyžadovala vedení pouze jednoho diagramu a stanovení výběrové charakteristiky naprosto jednoduché. Těmto požadavkům plně vyhovuje charakteristika tvořená extrémními hodnotami.

3.3 Metoda regulace pomocí extrémních hodnot

Nejprve stanovme rozdělení maximálních hodnot ve výběru rozsahu n . Uvažujme n nezávislých pozorování náhodné proměnné η , která nabývá hodnot y v intervalu $\langle a; b \rangle$. Potom pravděpodobnost, že mezi n výsledky pozorování maximální hodnota bude ležet v intervalu $\langle y, y + dy \rangle$, je rovna

$$n P(y < \eta \leq y + dy) [P(\eta \leq y)]^{n-1}. \quad (29)$$

Označíme-li v_n náhodnou proměnnou, která nabývá maximálních hodnot v_n v náhodných výběrech rozsahu n , potom vzhledem k (29) frekvenční funkce maximálních hodnot má tvar

$$\varphi(v_n) = n f(v_n) \left[\int_a^{v_n} f(t) dt \right]^{n-1}, \quad (30)$$

kde

$$f(v_n) dv_n = P(v_n < \eta \leq v_n + dv_n)$$

a

$$\int_a^{v_n} f(t) dt = P(\eta \leq v_n).$$

Předpokládáme-li, že náhodné proměnné η přísluší normální rozdělení $N(0,1)$, potom vzhledem k (1) a (2) frekvenční funkce maximálních hodnot má tvar

$$\varphi(v_n) = \frac{n}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v_n^2}{2}} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{v_n} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right]^{n-1} \quad (31)$$

a matematická naděje

$$E[v_n] = n \int_{-\infty}^{\infty} v_n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v_n^2}{2}} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{v_n} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right]^{n-1} dv_n. \quad (32)$$

Integraci per-partes dostaneme

$$E[v_n] = \frac{n(n-1)}{\sqrt{2\pi}} I_{n-2}, \quad (33)$$

kde

$$I_{n-2} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2} [F(t)]^n dt \quad \text{a} \quad F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

Hodnoty I_n byly napočteny pro $n = 2, 3 \dots 11$ a jsou tabelovány ([8] str. 315). Snadno lze si ověřit platnost vztahu

$$E[v'_n] = \sigma E[v_n] + \mu, \quad (34)$$

kde v'_n je náhodná proměnná, která nabývá maximálních hodnot v náhodných výběrech rozsahu n vzatých ze základního souboru $N(\mu, \sigma)$. Obdobným postupem stanovíme matematickou naději pro minimální hodnoty ve výběrech rozsahu n a dostaneme

$$E[\zeta'_n] = -\sigma E[v_n] + \mu, \quad (35)$$

kde ζ'_n je náhodná proměnná, která nabývá minimálních hodnot ve výběrech rozsahu n vzatých ze základního souboru $N(\mu, \sigma)$.

Označíme-li regulační mez pro maximální resp. minimální hodnoty V_h resp. M_d , potom tyto regulační meze jsou dány řešením rovnice

$$P(\zeta'_n \leq M_d; v'_n > V_h) + P(\zeta'_n \leq M_d; v'_n \leq V_h) + P(\zeta'_n > M_d; v'_n > V_h) = \alpha, \quad (36)$$

kde α je předem zvolená pravděpodobnost mylného zastavení výrobního pochodu; volí se nejčastěji $\alpha = 0,05$ nebo $\alpha = 0,0027$. Jelikož v rovnici (36) jsou dvě neznámé V_h a M_d , volíme podmínku, aby obě regulační meze ležely symetricky kolem hodnoty parametru μ . Potom tedy

$$V_h - \mu = \mu - M_d. \quad (37)$$

Přímé řešení rovnice (36) je značně obtížné a proto stanovme ještě pravděpodobnost, že v náhodném výběru rozsahu n vzatého ze základního souboru $N(\mu, \sigma)$ bude maximální i minimální hodnota ležet uvnitř regulačních mezí. Tato pravděpodobnost je rovna

$$\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{M_d}^{V_h} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy \right]^n \quad (38)$$

a vzhledem ke vztahu (36) lze psát

$$\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{M_d}^{V_h} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy \right]^n = 1 - \alpha. \quad (39)$$

Jednoduchou úpravou vztahu na levé straně rovnice (39) a se zřetelem ke vztahu (37) dostaneme

$$\left[\frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{U_n} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right]^n = 1 - \alpha, \quad (40)$$

kde $U_n = \frac{V_h - \mu}{\sigma}$. Rovnici (40) řešíme vzhledem k neznámé U_n . Ve vztahu

$$\frac{V_h - \mu}{\sigma} = U_n, \quad (41)$$

parametr μ vyjádříme pomocí (34) a parametr σ odhadneme pomocí vztahu (15) a dostaneme

$$V_h = E[v'_n] + \frac{U_n - E[v_n]}{d_n} \bar{R}. \quad (42)$$

Matematickou naději $E[v'_n]$ odhadneme jako aritmetický průměr maximálních hodnot v náhodných výběrech rozsahu n . Pro praktické účely je regulační mez pro maximální hodnoty dána vztahem

$$V_h = \bar{V} + D_5 \bar{R}, \quad (43)$$

kde \bar{V} je průměrná maximální hodnota ve výběrech rozsahu n , $D_5 = \frac{U_n - E[v_n]}{d_n}$,

\bar{R} je průměrné rozpětí ve výběrech rozsahu n .

Hodnoty koeficientu D_5 pro $n = 2, 3 \dots 10$ a $\alpha = 0,05$ jsou uvedeny v *tab. 1*. Obdobně vzhledem ke vztahům (37) a (41) dostaneme

$$\frac{\mu - M_d}{\sigma} = U_n. \quad (44)$$

Odhadneme-li parametr μ pomocí vztahu (35) a parametr σ pomocí vztahu (15), dostaneme výraz pro regulační mez pro minimální hodnoty

$$M_d = E[\zeta'_n] - \frac{U_n - E[v_n]}{d_n} \bar{R}. \quad (45)$$

Matematickou naději $E[\zeta'_n]$ odhadneme jako aritmetický průměr minimálních hodnot ve výběrech rozsahu n . Pro praktické účely je regulační mez pro minimální hodnoty dána vztahem

$$M_d = \bar{M} - D_5 \bar{R}, \quad (46)$$

kde \bar{M} je průměrná minimální hodnota ve výběrech rozsahu n , $\bar{R} = \bar{V} - \bar{M}$. Regulaci výrobního pochodu provádíme tak, že v pravidelných časových intervalech stanovíme hodnoty jakostní charakteristiky vždy u n náhodně vybraných výrobků a výrobní pochod hodnotíme podle minimální a maximální zjištěné hodnoty. Jestliže tyto extrémní hodnoty leží uvnitř regulačních mezí, výrobní pochod nevyžaduje žádného zásahu. Jestliže alespoň jedna z těchto extrémních hodnot překročí regulační mez, je nutno výrobní pochod zastavit a příčiny, které způsobily tento stav, odstranit. Pravděpodobnost mylného zastavení výrobního pochodu je rovna α .

Stejně jako u předcházející metody regulace tak i u této lze stanovit regulační meze pomocí konstrukčních mezních rozměrů. Předpokládáme, že rozdělení výrobní chyby resp. sledovaného rozměru je normální, seřizování stroje je prováděno na střed tolerančního pole a procento výrobků, které mají sledovaný rozměr mimo předepsanou toleranci T nepřekročí hodnotu $100\beta\%$.

Zřejmě platí vztah (25). Nahradíme-li ve vztahu (41) parametr σ vztahem (25) dostaneme

$$V_h = \mu + \frac{U_n}{2 t_{\beta}} T. \quad (47)$$

Jelikož předpokládáme, že seřizování se provádí na střed tolerančního pole, tedy $\mu = \frac{T_h + T_d}{2}$, kde T_h resp. T_d je horní resp. dolní mezní rozměr. Potom regulační mez pro maximální hodnoty je

$$V_h = \frac{T_h + T_d}{2} + D_6 T \quad (48)$$

a zcela obdobně regulační mez pro minimální hodnoty je

$$M_d = \frac{T_h + T_d}{2} - D_6 T, \quad (49)$$

kde koeficient $D_6 = \frac{U_n}{2 t_{\beta}}$ pro $n = 2, 3 \dots 10$, $\alpha = 0,05$ a $100\beta\% = 2\%, 1\%, 0,5\%, 0,27\%$ je uveden v tab. 2.

Regulace výrobního pochodu se provádí stejným způsobem jak bylo výše uvedeno.

Tabulka 1.
Koefficienty D_6

Rozsah výběru	D_6
2	1,48
3	0,91
4	0,71
5	0,60
6	0,54
7	0,49
8	0,46
9	0,43
10	0,41

Tabulka 2.
Koefficienty D_n

Rozsah výběru n	Připustné průměrné procento zmetků za mezními rozměry			
	2 %	1 %	0,5 %	0,27 %
2	0,48	0,43	0,40	0,37
3	51	46	43	40
4	54	48	44	42
5	55	50	46	43
6	57	51	47	44
7	58	52	48	45
8	59	53	49	45
9	59	54	49	46
10	60	54	50	47

(Dokončení)

ALGORITMY A POČÍTAČÍ STROJE*)

(Dokončení)

§ 5.

Turingův stroj má ve srovnání s elektronickými počítačnými stroji jisté odchylné vlastnosti, protože byl navržen ještě před vznikem prvních elektronických počítačových strojů. Jsou to tyto odchylky:

- I. V Turingově stroji je provedeno rozčlenění celého procesu na nejjednodušší elementární operace, namnoze ještě jednodušší než v elektronických samočinných počítačích.
- II. Paměť Turingova stroje má tvar nekonečné pásky rozdělené na buňky (žádný skutečný stroj ovšem nemůže mít nekonečnou paměť, takže zde jde o idealisaci).

Uvedme si nyní podrobný popis Turingova stroje:

1. Turingův stroj disponuje konečným počtem symbolů S_1, S_2, \dots, S_k , které představují tak zvanou základní abecedu stroje. V této abecedě se kodují jak údaje do stroje vkládané, tak dílčí údaje, které se v něm postupně vytvářejí. Dohodneme se na tom, že mezi symboly základní abecedy budeme počítat i „prázdný“ znak (třeba S_1), který má ten význam, že po vyslání do některé buňky paměti vymazává její obsah, takže pak buňka je prázdná. Říkáme o ní též, že uchovává prázdný znak. V libovolné fázi práce stroje může být v každé buňce paměti nejvýš jeden znak. Na začátku práce stroje se do pásky paměti uloží počáteční údaje (počáteční informace) zakodované určitým systémem znaků základní abecedy. Stroj pracuje v takttech jdoucích po sobě, během nichž se počáteční informace postupně přetváří v dílčí výsledné informace. Podle druhu počáteční informace A mohou nastat tyto dva případy:

- a) Po proběhnutí konečného počtu taktů se stroj zastaví a vyšle signál o svém zastavení. Na pásce se při tom objeví obraz určité informace L . V tom případě říkáme,

*) Referát z článku B. A. Trachtěnbrot, *Algoritmy i mašinnoje rešenije zadač*, Mat. v škole, 1956, č. 4 a 5.