TOODANGU KVALITEEDI STATISTILINE KONTROLL

I. Rozenfeld

Tallinn
1970

A-30911

TALLINNA POLÜTEHNILINE INSTITUUT

Tootmise ökonoomika ja organiseerimise kateeder

I. Rozenfeld

TOODANGU KVALITEEDI STATISTILINE KONTROLL

Teoreetilis-metoodilisi materjale

Tallinn
1970

ТАЛЛИНСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ
Кафедра экономики и организации производства

И. Розенфельд

СТАТИСТИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА ПРОДУКЦИИ

Теоретико-методические материалы

На эстонском языке

Vastutav toimetaja I.Jõerüüt

Trükkida antud 29.IV 70. Paber 60x84/16
Trükipg. 2,0. Tingpg. 1,86. Tiraaz 500. MB-03365
TPI rotaprint, Tallinn, Koskla 2/9. Tell.220
Hind 6 kop.

TARTU ÜLIKOOLI
RAAMATUKOGU

1. Toodangu kvaliteedi statistilise kontrolli olemus ja ülesanded

Toodangu kvaliteet iseloomustab neid toodangu omadusi, mis näitavad ta sobivusastet ettenähtud kasutusotstarbeks. Toodangu kvaliteedi mõiste on suhteline ja tal on mõte ainult siis, kui teda seostatakse niisuguste omadustega, mis on vajalikud mingi konkreetse tarbe rahuldamiseks. Niisiis, toodangu kvaliteedi mõiste on seotud eelkõige tarbimisega.

Toodangu kvaliteedi süstemaatiline tõstmine on üks tootmisprotsessi juhtimise tähtsamaid nõudeid. NLKP XXIII kongress juhtis tähelepanu sellele, et mida kõrgem on toodangu kvaliteet, seda efektiivsem ja tootlikum on ühiskondlik töö.

Toodangu kvaliteedi tõstmise suurt riiklikku ja rahvamajanduslikku tähtsust iseloomustavad järgmised asjaolud:

a) toodangu kvaliteedi tõstmine on paljudel juhtudel võrdeline tööviljakuse tõusuga, täiendava toodangu väljalaskmisega;

b) kaasaja tehniline progress esitab järjest suuremaid nõudeid toodete kvaliteedi suhtes. Viimasel ajal on eriti tõusnud nõuded töökindluse suhtes elektroonika valdkonnas, kuna elektroonikaseadmete ekspluateerimise parameetrid (temperatuur, rõhk, vibratsioon jne.) suurenevad pidevalt;

c) laienev konkurents välisturgudel nõuab, et nõukogude kaubad ei jääks oma kvaliteedi poolest välismaa omadest maha, vaid oleksid teistega võrreldes paremad;

d) laiatarbekaupade kvaliteedi tõus võimaldab paremini rahuldada nõukogude inimeste materiaalseid ja kultuurilisi vajadusi, tõsta nende elatustaset.

Sellegipoolest jääb paljudes meie tööstusettevõtetes toodangu kvaliteedi kontrolli organiseerimine tunduvalt maha tootmise tehnika ja tehnoloogia organiseerimisest. Ulatuslikult kasutatakse meil senini passiivset kontrolli, mis

fikseerib ainult esinevat praaki, detaili või toote vastavust ettenähtud tolerantsidele ega võimalda astuda efektiivseid samme toodangu kvaliteedi tõstmiseks. Tehnilist kontrolli rakendatakse põhiliselt valmistoodangu vastuvõtul, kus juures defektid avastatakse post factum, s.o. pärast seda, kui kulud praagi väljalaskmiseks on juba tehtud. Praagiprotsent selgitatakse tavaliselt 100%-lise kontrollimisega. Masstootmise tingimustes on niisugune kontroll seotud suurte kuludega ja kohati polegi teostatav.

Toodangu kvaliteedi statistiline kontroll on teaduslikult põhjendatud meetod, mis võimaldab rakendada aktiivset tehnilist kontrolli: varakult avastada defekte, prognoosida võimalikke häireid tootmisprotsessis, ennetada neid, parandada seadmete seadistamist ning häälestamist, avastada ja hinnata toodangu kvaliteeti mõjutavaid tegureid. Kaasaegne statistiline kontroll ennetab praaki ja tootmishäireid suhteliselt väiksemate kuludega juba varajasemates tootmisfaasides. Kvaliteedi statistiline kontroll ületab tavalise kontrolli raame, muutub sisuliselt üheks tootmise regulaatoriks ja loob uue tagasiside kontuuri, mis võimaldab tõsta tootmise juhtimise efektiivsust.

Statistilise kontrolli organiseerimisega paraneb tootmiskultuur ja tehnoloogiline distsipliin, alaneb praagiprotsent, mis lõppkokkuvõttes avaldub tööviljakuse tõusus ja toodangu omahinna alanemises. Sellisel juhul öeldakse, et tootmisprotsess on "statistilise kontrolli all".

Toodangu kvaliteedi kontrolli statistilisi meetodeid hakati Nõukogude Liidus kasutama 1943. aastal kuullaagritööstuses ja seejärel autotööstuses. Ulatuslikumalt rakendati neid viiekümnendatel aastatel, eriti pärast seda, kui Saraatovi oblasti ettevõtete initsiatiivil hakati praktikasse juurutama defektideta töö organiseerimise süsteemi. Selle süsteemi väljatöötamisel on suuri teeneid prof. B.Dubovikovil. Praktika on veenvalt kinnitanud toodangu kvaliteedi statistilise kontrolli efektiivsust.

Toodangu kvaliteedi statistilise kontrolli organiseerimisel rakendatakse põhiliselt kolme meetodit.

1. Statistiline valikvaatlus. Matemaatilise statistika teooria näitab, et teatud järeldusi uuritavate objektide kogu hulga (üldkogumi) kohta võib teha selle hulga mõne väikese alamhulga (valikproovi) analüüsimise põhjal. Nii teeb kokk ühe proovi järgi kindlaks, kas supis on parasjagu soola. Selle asemel, et otsida defektseid tooteid suure valmistoodangu partii 100%-lise kontrollimise abil, valitakse selleks piiratud arv valmistooteid. Kui tehtud valikproov oli representatiivne, s.o. kui kõigil tooteil oli võrdne võimalus proovi sattuda ja valikvaatluse tingimused vahepeal ei muutunud, võib teatud tõenäosusega teha vajaliku järelduse üldkogumi uuritava parameetri kohta.

Statistilist valikvaatlust kasutatakse põhiliselt materjalide, tooraine ja valmistoodangu vastuvõtul ning tehnoloogiliste protsesside reguleerimisel.

2. Kontrollkaartide koostamine. Kontrollkaartide koostamine põhineb perioodiliselt tehtavatel väikestel valikproovidel. Väikesed valikproovid nõuavad minimaalset arvutustööde mahtu, võimaldavad näitlikult iseloomustada vastavate graafikutega uuritava tootmisprotsessi kulgemist ja ennetada võimalikke häireid.

Kontrollkaarte kasutatakse põhiliselt tootmise sfääris, üksikutel töökohtadel ja operatsioonidel.

3. Korrelatsiooni- ja regressioonianalüüsi kasutamine. Kasutatakse kvaliteeti mõjutavate tegurite avastamiseks ja nende mõju hindamiseks, mis annab omakorda väärtuslikku informatsiooni kvaliteedi prognoosimiseks.

Statistiliste meetodite rakendamisel tuleb silmas pidada, et nad peavad olema võimalikult lihtsad ja arusaadavad, et kindlustada massilist osavõttu võitlusest kvaliteedi tõusu eest.

Toodangu statistilise kontrolli organiseerimisel on oluline kindlustada selle majanduslikku efektiivsust. Kasu statistiliste meetodite rakendamisest peab katma neile tehtud kulutusi. Kontrolli organiseerimine nõuab teatud kulutusi. Ja mida täpsemat ja täielikumat informatsiooni nõutak-

se kvaliteedi kontrollilt, seda kulukamaks ta muutub. Teatavasti, mida suurem on valikproov, seda usaldusväärsemad on tema põhjal tehtud järeldused. Mida rohkem objekte kontrollitakse, seda töömahukamaks muutub kontroll. Siin oleneb kõik konkreetsest olukorrast, väljalastava toodangu maksumuse ja tähtsuse hindamisest. Sellepärast kasutatakse toodangu kvaliteedi kontrolli meetodeid põhiliselt otsustavatel tootmislõikudel ja seal, kus esineb kõige enam tootmisdefekte ning häireid. Viimast kinnitavad ka tähelepanekud selle kohta, et defektide jaotus pole ühtlane. Defektide kuhjumise lõigu leidmine võimaldab organiseerida väga efektiivset toodangu kvaliteedi kontrolli.

Kogemused on näidanud, et statistiline kontroll on kõige efektiivsem siis, kui ta on kompleksne, hõlmates kõiki tootmislülisid, alates tooraine ja materjalide vastuvõtust. Ühe tootmislüli häire avaldab ahelreaktsioonina mõju paljudele teistele tootmislülidele. Seepärast, mida varajasemad tootmislülid on statistilise kontrolli all, seda enam võimalusi on vältida defekte valmistoodangus. Valmistoodangu kontroll ei kindlusta kõrget kvaliteeti, eeldused selleks peavad olema loodud juba varem.

2. Kvaliteedinäitajate muutlikkus, usaldusväärsuse piirkond ja peamised statistilised parameetrid

Toodangu kvaliteedinäitajad on muutuvad suurused, millele mõjuvad rohkearvulised tegurid. Tehakse vahet süstemaatilise ja juhusliku muutlikkuse vahel. Süstemaatilise muutlikkuse põhjusteks võivad osutuda näiteks lõiketerade kulumine, tooraine kvaliteedi halvenemine, töölise väsimine, pingi töötlemistäpsuse muutumine jne. Süstemaatilisel muutlikkusel on tendents aja jooksul suureneda. Pärast süstemaatilist muutlikkust esilekutsunud põhjuste kõrvaldamist jääb järele juhuslik muutlikkus. Viimast esilekutsuvaid statistilist laadi põhjusi ei saa kõrvaldada.

Väljendus "tootmine on statistilise kontrolli all" tä-

hendab seda, et süstemaatiline muutlikkus on kõrvaldatud ning teatud tõenäosusega P võib väita, et toodangu kvaliteedinäitajad ei ületa antud piire, mis moodustavad nn. usaldusväärsuse piirkonna.

Näitaja esinemist väljaspool usaldusväärsuse piirkonda loetakse praktiliselt võimatuks (reguleeritud protsessi tingimustes). Järelikult on eksimuse tõenäosus antud juhul 1-P.

Toodud eeldusel põhineb tuntud kolme sigma reegel. Et normaalselt jaotatud juhusliku suuruse hajuvuse absoluutväärtus ületab tema kolmekordse standardhälbe σ tõenäosusega 0,0027, loetakse niivõrd väikest tõenäosust praktiliselt võimatuks.

Kui aga selline "võimatu" sündmus praktiliselt siiski esineb, siis on võimalikud kaks järeldust.

1. Esinenud sündmus oli juhuslik, s.o. esines uuritava suuruse niisugune väärtus, mille tõenäosus oli nii väike, et ta jäi väljapoole valitud usaldusväärsuse piirkonda.

2. Esinenud sündmus polnud juhuslik, s.o. esineb süstemaatiline muutlikkus.

Praktikas tehakse antud juhul alati viimati nimetatud järeldus.

Seepärast huvitavad meid statistilisel kontrollimisel alati ja eelkõige suurused väikese tõenäosusega, mille väärtused on väljaspool usaldusväärsuse piirkonda. Just need suurused signaliseerivadki sellest, et tootmisprotsess pole enam statistilise kontrolli all või et mõju on hakanud avaldama sellised põhjused, mis viivad ta lähemas tulevikus statistilise kontrolli alt välja. Statistikud nimetavad selliseid väärtusi olulisteks, nende esinemise tõenäosuse ülempiiri aga olulisuse nivooks α. Seega on olulisuse nivoo niisuguseks maksimaalseks tõenäosuseks, mille puhul antud sündmust võib lugeda praktiliselt võimatuks.

Kvaliteedi statistilise kontrollimise praktikas on enam kasutatavateks olulisuse nivoodeks 0,005; 0,01; 0,0027 ja mõningatel juhtumitel isegi 0,001 (olenevalt kontrolli tulemuste tähtsusest).

Toodangu kvaliteedi statistiline kontroll on võimalik seetõttu, et kvaliteedinäitajad (või parameetrid, mis määravad kindlaks toodangu kvaliteedi) on mõõdetavad. Näiteks selleks, et statistiliselt reguleerida võlli treimist, peame mõõtma antud võlli läbimõõtu.

Statistilise kontrolli organiseerimisel on oluline vahet teha pidevate ja diskreetsete juhuslike kvaliteedinäitajate vahel. Näiteks on võlli läbimõõt pidev, detailide arv karbis aga diskreetne suurus. Diskreetsete näitajate hulgas etendab olulist osa nn. dihhotoomiliste näitajate klass. Sellesse klassi kuuluvad niisugused näitajad, millel on ainult kaks alternatiivset omadust. Näiteks valides valmistoodete hulgast juhuslikult ühe toote, teeme kindlaks, kas ta on korras või defektne. Seega iseloomustavad alternatiivsed omadused "korras" ja "defektne" uuritava objekti kvaliteeti.

Peale kvantitatiivsete omaduste on toodangul ka kvalitatiivsed omadused, mis määravad ta kvaliteedi (toiduainete maitseomadused, riide värvus, pakendi kunstiline kujundus jne.). Selliste omaduste statistiliseks töötlemiseks tuleb tooteid seada eelisjärjekorda ning eksperthinnangu korras anda neile teatud koguseline hinnang (pall).

Toodangu kvaliteedinäitajate statistilisel analüüsil kasutatakse põhiliselt kaht statistiliste parameetrite klassi - keskmisi ja hajuvuse karakteristikuid.

Keskmised karakteristikud iseloomustavad juhuslike suuruste väärtuste kontsentreerumist teatud keskväärtuse ümber. Tähtsamaks keskmiseks on aritmeetiline keskmine $\bar{x}$:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i ,$$

kus n on üksikväärtuste arv, x_i - üksikväärtused.

Asümmeetriliste jaotuste korral on oluliseks parameetriks mediaan. Mediaaniga võrreldes on aritmeetiline keskmine suurema informatsioonimahuga, kuna talle mõjuvad kõik juhusliku suuruse väärtused. Seevastu ei avalda mediaanile mõju üksikud suuremad mõõtevead. Mida suurem on aga juhusliku suuruse väär-

tuste arv, seda paremini iseloomustab aritmeetiline keskmine uuritavat üldkogumit.

Hajuvuse karakteristikud iseloomustavad muutuva suuruse väärtuste x_i (i = 1,...,n) hajuvust keskmise $\bar{x}$ suhtes. Põhiliseks hajuvuse näitajaks on dispersioon σ^2, mis leitakse valemiga

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 .$$

Selleks et väljendada hajuvust muutuva suuruse ühikutes, kasutatakse nn. standardhälvet, mis leitakse valemiga

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2} .$$

Sageli tuleb kvaliteedi statistilise kontrolli praktikas kasutada ka kvaliteedinäitaja hajuvuse amplituudi karakteristikut R, mis näitab selle suurima ja väikseima väärtuse vahet:

$$R = x_{max} - x_{min} .$$

See on hajuvuse kõige lihtsamaks parameetriks, mis sisaldab aga suhteliselt vähe informatsiooni, kuna ta väärtus oleneb ainult muutuva suuruse kahest väärtusest.

Kuna standardhälbe arvutamine on seotud küllaltki töömahukate arvutustega, siis on kasulik meeles pidada, et standardhälve ja hajuvuse amplituud on omavahel seotud. Nii võib väikese vaatluste arvu ja uuritavate suuruste normaaljaotuse korral kasutada järgmist tabelit, mille täpsus on praktiliselt rahuldav.

T a b e l 1

Vaatluste arv	$\frac{R}{\sigma}$	Vaatluste arv	$\frac{R}{\sigma}$
2	1,128	8	2,847
3	1,692	9	2,970
4	2,059	10	3,077
5	2,320	11	3,173
6	2,534	12	3,258
7	2,704	13	3,336

N ä i d e. Viiel mõõtmisel saadi järgmised väärtused: 138, 134, 132, 128 ja 124. Seega

$$R = 138 - 124 = 14 \quad \text{ja} \quad \sigma = 14 : 2{,}320 \approx 6{,}09.$$

Standardhälbe arvutamise lihtsustamiseks võib kasutada ka absoluut- ehk keskhälvet δ:

$$\delta = \frac{\sum_{i=1}^{n} |x_i - \bar{x}|}{n}.$$

Standard- ja keskhälbe vahel kehtib järgmine seos, mis on praktika jaoks küllaldase täpsusega:

$$\sigma = 1{,}25\,\delta.$$

3. Statistilise valikvaatluse alused

Operatiivne kvaliteedi statistiline kontroll põhineb peamiselt väikeste valikproovide statistilisel töötlemisel ja arvutuste maksimaalsel lihtsustamisel. Valikproovide süstemaatiline töötlemine võimaldab jälgida materjalide ning valmistoodangu kvaliteedinäitajaid ning tehnoloogiliste protsesside kulgemist, et neutraliseerida esinevaid toodangu kvaliteeti kahjustavaid tendentse.

Valikvaatluse organiseerimisel tuleb eelnevalt

1) kindlustada valikproovide representatiivsus,
2) määrata vaatluse ulatus (üksikvaatluste arv),
3) määrata uuritava suuruse jaotusseadus.

Valikproovide representatiivsus saavutatakse tavaliselt järgmiselt:

a) uuritavad objektid nummerdatakse ja nende hulgast loositakse nõutud hulk proovipartii jaoks, kusjuures loosimise asemel võib kasutada juhuslike arvude tabeleid;

b) üldkogum jaotatakse mingi tunnuse järgi gruppidesse ning järgnevalt valitakse juba gruppidest juhuslikult nõutav arv objekte;

c) üldkogum jaotatakse gruppidesse mehaaniliselt, s.t. vastavatesse gruppidesse valitakse iga kümnes, kahekümnes, kolmekümnes jne. üldkogumi objekt;

d) gruppidesse või otse valikproovi hulka võetakse teatud arv objekte kindlaksmääratud ajavahemiku järel.

Vaatluse ulatuse kindlaksmääramine on üldjuhul võrdlemisi keeruline ülesanne. Mida rohkem objekte uuritakse, seda suurem on statistilise hinnangu täpsus, ent seda suurem on ka valikul saadud andmete töötlemise mahukus ja maksumus. Milline peab siis olema minimaalne vaatluste arv, et kindlustada nõutavat hinnangute täpsust?

Lihtsam on vaatluste arvu kindlaks määrata siis, kui meil on eelnevalt teada üldkogumi jaotusseadus ja selle põhilised parameetrid. Toome kaks tüüpilist näidet, kusjuures eeldame, et hüpoteetiline üldkogum on normaalselt jaotatud.

N ä i d e 1. Uuritava suuruse osa hindamine. Olgu eelnevate katsete põhjal teada, et üldkogumis on 10% (m) uuritavat ainet. Milline peab olema katsete arv, et hinnangu m' täpsuse (m'-m) suurusjärguks oleks $\pm$ 0,01 (95%-lise usaldusväärsusega)?

Matemaatilisest statistikast on teada, et korduva valiku korral on valiku keskmine viga μ arvutatav valemiga

$$\mu = \sqrt{\frac{p\,(1-p)}{n}}\,,$$

kus p on uuritava suuruse esinemise tõenäosus (antud ülesandes 0,1) ja n - katsete (vaatluste) arv.

Valiku vea piirväärtus Δ , mis on garanteeritud teatud tõenäosusega, leitakse valemiga

$$\Delta = t_{1-\alpha}\mu,$$

kus $t_{1-\alpha}$ on vastava jaotuse $(1-\alpha)$%-line kvantiil, α - olulisuse nivoo %-des (meie näites $\alpha = 0{,}025$).

Seega

$$t_{0{,}975}\sqrt{\frac{p\,(1-p)}{n}} = 1{,}96\sqrt{\frac{0{,}1\cdot 0{,}9}{n}} = 0{,}01.$$

Siit leiame, et n $\approx$ 3500 vaatlust.

Juhul kui analüüsitava aine sisalduvus üldkogumis pole eelnevalt teada, võib teha ligikaudse arvutuse, lähtudes

korrutise p(1-p) maksimaalväärtusest 0,25. Siis saame valiku keskmise vea suuruse väärtuseks $1/2\sqrt{n}$, kuna vaatluste arvu määramiseks saame valemi

$$n = \frac{t^2}{4\Delta^2} .$$

Juhul kui korrutis p(1-p) on väga väike arv, soovitatakse leida osa keskmist viga valemiga

$$\mu = \frac{t^2 \cdot 100}{n + t^2} ,$$

kusjuures t väärtuseks on 2 või 3.

N ä i d e 2. Keskmise hindamine. Olgu teada üldkogumi standardhälve $\sigma = 10$. Tuleb leida keskmine hinnang $\bar{x}$, mis erineks üldkogumi keskmisest $\pm$ 10 ühiku võrra (tõenäosusega 0,95). Milline peab olema sel juhul vaatluste arv?

Matemaatilisest statistikast teame, et keskmise jaoks on valiku keskmine viga (korduva valiku puhul)

$$\mu = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} .$$

Analoogiliselt eelnenud näitega võime kirjutada

$$\Delta = t_{0,975} \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} = 2 \cdot \frac{10}{\sqrt{n}} = 10.$$

Leiame, et

$$n = \frac{2^2 \cdot 10^2}{10^2} = 4.$$

Teatavasti tuleb katsete väikese arvu korral kasutada Studenti jaotust, mille $t_{1-\alpha}$ on aga arvu n funktsioon. Mainitud raskuse ületamiseks oleme juba teinud esimese sammu, leides esialgselt n normaaljaotuse kvantiilist lähtudes. Edasi toimime järgmiselt. Võtame Studenti t-jaotuse tabelitest vastavad $t_{1-\alpha}$ väärtused ja otsime niisuguse väärtuse, mille

korral n väärtus on kõige lähem $t^2_{1-\alpha}\sigma^2/\Delta^2$ väärtusele. Leiame, et niisuguseks väärtuseks on $t_{1-\alpha} = 2{,}571$ ($2{,}571^2 \cdot 10^2/10^2 = 6{,}61$), millele vastab n = 6. Järelikult otsitavaks vaatluste arvuks on 6.

Üldiselt võib märkida, et väljavõttelise vaatluse maht moodustab 0,3 - 15% üldkogumist, olenevalt hajuvuse suurusest, hinnangu nõutud täpsuse ja usaldusväärsuse protsendist.

Kvaliteedi statistilisel kontrollimisel kasutatakse põhiliselt kolme jaotusseadust: binomiaaljaotust, Poissoni jaotust ja normaaljaotust. Üksikute küsimuste lahendamisel kasutatakse veel Studenti t-jaotust ja χ^2-jaotust.

Üksikasjalikult käsitletakse mainitud jaotusi tõenäosusteooria ja matemaatilise statistika kursuses. Siin piirdume ainult üksikute jaotuste lühikese iseloomustamisega kvaliteedi statistilise kontrolli teostamise seisukohast lähtudes.

Binomiaaljaotust kasutatakse põhiliselt alternatiivsete kvaliteedi tunnuste tõenäosuse arvutamisel. Selle abil võib leida vastuse küsimusele: Milline on tõenäosus, et sündmus A esineb n katse korral m korda? Binomiaaljaotuse praktiline kasutamine suurte n ja m väärtuste puhul on väga töömahukas. Seepärast kasutatakse Laplace'i lokaalset teoreemi, mis näitab, et küllalt suure katsete arvu juures võib binomiaaljaotust aproksimeerida (ligikaudselt väljendada) normaaljaotusega, kusjuures standardhälbe väärtuseks on $\sqrt{np(1-p)}$ ja keskväärtuseks np (p on uuritava sündmuse tõenäosus). Praktiliseks otstarbeks on aproksimeerimine küllaltki täpne, kui $np(1-p) \geq 10$. Toodud võrratust võib muuhulgas kasutada ka katsete arvu n ligikaudseks määramiseks.

Tuleb mainida, et valikvaatluse suure mahu korral (20% ja enam üldkogumist) ei kirjelda binomiaaljaotus rahuldavalt uuritavat protsessi ja õigem on kasutada hüpergeomeetrilist jaotust, mille kohta võib leida andmeid erialases kirjanduses. Kvaliteedi statistilisel kontrollimisel esineb see juhus harva.

Kui katsete arv n on küllalt suur ja uuritava sündmuse A tõenäosus on väike ($p \leq 0{,}1$), siis kasutatakse binomiaaljaotuse aproksimeerimiseks Poissoni jaotust, mida vahel nime-

tatakse ka harva esinevate sündmuste jaotuseks. Mainitud jaotuse omapära on selles, et ta ei olene katsete arvust, vaid ühestainsast parameetrist, mis on võrdne muutuva suuruse keskmisega ning ühtlasi ka tema standardhälbega. Kui $p \geqslant 0{,}9$, siis võib vaadelda vastandsündmust $\bar{A}$.

Poissoni jaotusega leitakse ajaühikus asetleidvate sündmuste arvu tõenäosus, mistõttu teda kasutatakse ulatuslikult eriti aparaatide ja seadmete ekspluateerimiskestuse uurimisel ning töökindlusega seotud probleemide lahendamisel. Teoreetiliselt on Poissoni jaotuse kasutamise vajalikuks eelduseks ajaühikus esinevate sündmuste arvu konstantsus, s.o. sündmused peavad ajaliselt esinema ühtlaselt. Ent uurimused näitavad, et see lihtne jaotus on praktiliselt efektiivne ka siis, kui mainitud eeldusest ei peetagi väga rangelt kinni.

Kõige sagedamini esineb kvaliteedi statistilisel kontrollimisel normaaljaotus. See on põhjendatud eelkõige asjaoluga, et statistilise kontrolli all olevaid protsesse mõjutavad rohkearvulised sõltumatud tegurid, mille mõju koondtulemus on normaalselt jaotatud. Need on niisugused tegurid, mille mõju on enam-vähem võrdne ja vastassuunaline, kusjuures nad ise ei pruugi olla jaotatud tingimata normaalselt. Oluline on, et nende hulgas ei esineks domineerivaid tegureid, mis võiksid märgatavalt mõjutada jaotuse sümmeetrilisust.

Juhtub aga ka, et üksikud protsessid ei allu normaalsele jaotusele. Sel juhul püütakse neid "normaliseerida". Üheks levinud normaliseerimise meetodiks on statistiliste andmete logaritmimine, kui logaritmid on jaotatud ligilähedaselt normaalselt. Vastasel korral võiks proovida teisendust $y = \sqrt{x + c}$, mis annab real juhtudel häid tulemusi. Kvaliteedi stastitilisel kontrollimisel on aga see meetod harva kasutatav tema töömahukuse tõttu. Siiski võib esineda juhuseid, kus tulemuste saamise tähtsus kaalub üles andmete töötlemise raskused.

Kõiki valikvaatluse probleeme võib jaotada kahte suurde gruppi.

1. Kvaliteedi näitaja usaldusväärsuse piirkonna kindlaksmääramine. See vahemik on katsete arvu n, standardhälbe σ ja valitud olulisuse nivoo α funktsioon. Tulemuse tõlgendus: kui tehakse n valikproovi konstantse σ korral, siis eksitakse $\alpha \cdot 100\%$ juhtumitest.

2. Kvaliteedi näitaja kohta püstitatakse teatud väide, mida tuleb statistiliselt kontrollida. Selliseid väiteid nimetatakse hüpoteesideks (kas võetakse vastu või lükatakse tagasi).

Kõige sagedamini hinnatakse uuritava protsessi häälestatust kvaliteedi näitajate keskmise ja standardhälbe muutumise järgi. Et mainitud probleeme käsitletakse üksikasjalikult matemaatilise statistika kursuses, siis piirdume siin ainult kahe tüüpülesande lahendamisega.

N ä i d e 3. Usaldusväärsuse piirkonna leidmine väikese valikproovi ja üldkogumi tundmatu standardhälbe tingimustes. Malmi sulatamisprotsessi täpsuse ja stabiilsuse uurimisel mõõdeti valatud rõngaste läbimõõtu (n = 15). Keskmine läbimõõt $\bar{x}$ = 110,5 mm, valikproovi standardhälve s = 0,2 mm. Leida 95%-line usaldusväärsuse piirkond eeldusel, et jaotus on normaalne.

Väikese valikproovi tingimustes kasutame Studenti t-jaotust n-1 = 14 vabadusastmega, mille korral $t_{0,975}=2,262$.

Usaldusväärsuse piirkonna alampiiriks on A_a:

$$A_a = \bar{x} - t_{0,975} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} = 110,5 - 2,262 \frac{0,2}{\sqrt{15}} = 110,376.$$

Analoogiliselt leiame usaldusväärsuse piirkonna ülempiiri $A_{\ddot{u}}$:

$$A_{\ddot{u}} = \bar{x} + t_{0,975} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} = 110,5 + 2,262 \frac{0,2}{\sqrt{15}} = 110,624.$$

Seega võib 0,95%-lise tõenäosusega väita, et üldkogumi keskmine m asub piirkonnas

$$110,376 \leq m < 110,624.$$

N ä i d e 4. Hüpoteesi kontrollimine. Kontrollitakse kaht partiid à 10 detaili ja tahetakse teada, kas nad kuuluvad samasse üldkogumisse või mitte (0,99%-lise usaldusväärsusega). Eeldatakse, et mõõtmistulemused on normaalselt jaotatud, keskmistega $\bar{x}_1$ ja $\bar{x}_2$, kusjuures standardhälbed σ_1 ja σ_2 loetakse võrdseteks. Järelikult kontrollitakse hüpoteesi $H_0 : \bar{x}_1 = \bar{x}_2$.

Olgu tehtud 15 katset, kusjuures valikmõõtmiste dispersioonid osutusid järgmisteks: $s_1^2 = 268$ ja $s_2^2 = 279$. Arvutame matemaatilises statistikas tuntud F-kriteeriumi:

$$F = \frac{279}{268} = 1{,}04.$$

Leiame statistilistest tabelitest $F_\alpha = F_{0,01} = 3{,}70$ (14 vabadusastme juures). Et $F = 1{,}04 < 3{,}70$, siis võib teha järelduse, et tõenäosusega, mis on suurem kui 0,99, on dispersioonide erinevus juhuslik. Seega on hüpotees kahe partii kuulumise kohta samasse üldkogumisse vastu võetud.

Üldiselt toimub hüpoteeside kontrollimine järgmise skeemi kohaselt.

1. Püstitatakse nullhüpotees (näiteks defektsete toodete vastuvõetav erikaal partiis) ja alternatiivne hüpotees (defektsete toodete mittevastuvõetav erikaal partiis).

2. Määratakse kindlaks nullhüpoteesi H_0 tagasilükkamise või vastuvõtmise tõenäosus $1-\alpha$ (α on olulisuse nivoo).

3. Valikvaatluse korraldamine (n katset).

4. Vastava jaotuse parameetrite arvutamine (näiteks normaaljaotuse korral keskmise $\bar{x}$ ja valiku standardhälbe s arvutamine).

5. Vastava jaotuse kriteeriumi z arvutamine (näiteks väikese valikproovi korral Studenti t-kriteeriumi arvutamine $t = \bar{x} - m_0 \sqrt{n}/s$, kus m_0 on üldkogumi keskmine).

6. Kriteeriumi z_α väärtuse leidmine tabelitest vastavalt valitud olulisuse nivoole α.

7. $|z|$ ja z_α väärtuste võrdlemine.

8. Juhul kui $|z| < z_\alpha$, võetakse nullhüpotees vastu, juhul kui $|z| \geq z_\alpha$, lükatakse nullhüpotees tagasi.

4. Vastuvõtu kontrolli planeerimine

Siin mõeldakse vastuvõtu kontrolli all niihästi ettevõttesse saabuvate materjalide ja tooraine kui ka valmistoodangu kontrolli. On ilmne, et defektsete materjalide vastuvõtmine ohustab toodangu kvaliteeti ja toob ettevõttele suurt majanduslikku kahju. Seega peab vastuvõtu kontroll olema organiseeritud nii, et kulutused temale teeksid tasa ja väldiksid ettevõtte kaotusi, juhul kui mainitud kontroll puudub.

Vastuvõtu kontrolli organiseerimisel ja planeerimisel on oluline kindlaks määrata kontrolli kriteerium c. Kui kontrollimisel avastatakse k defektset objekti (ehk k defekti objektil), kusjuures $k > c$, siis praagitakse kogu kontrollitav partii välja. Juhul aga, kui $k \leq c$, võetakse partii vastu. Mõned vastuvõtu kontrolli meetodid näevad ette k=c puhul uue valikproovi kontrollimist. Kriteeriumi c väärtus oleneb lubatavast praagiprotsendist p, partii suurusest N ja valikproovi suurusest n.

Otsus partii vastuvõtmise kohta tehakse olenevalt sellest, kas planeeritakse <u>ühekordne</u>, <u>kahekordne</u> või <u>mitmekordne kontroll</u>. On selge, et ühekordse valikproovi planeerimine ei garanteeri vale otsuse vastuvõtmise madalat tõenäosust. Välja praagitud võib olla hea partii või vastu võetud halb partii (statistikud nimetavad seda esimese ja teise liigi vigadeks).

Esimest liiki viga nimetatakse ka tootja <u>riskiks</u> ja selle riski tõenäosust märgitakse kreeka tähega α. Teist liiki viga nimetatakse <u>tarbija riskiks</u> ja selle tõenäosust märgitakse kreeka tähega β.

Kontrolli püütakse planeerida nii, et mõlemad tõenäosused α ja β oleksid võimalikult väikesed. Tavaliselt määratakse nad ette, arvestades seda, kuivõrd tõsised tagajärjed võivad olla partii vastuvõtmisel teatud praagiprotsendiga. Praktikas määratakse üldjuhtudel sageli riski suuruseks 0,05 või 0,10%.

TARTU ÜLIKOOLI RAAMATUKOGU

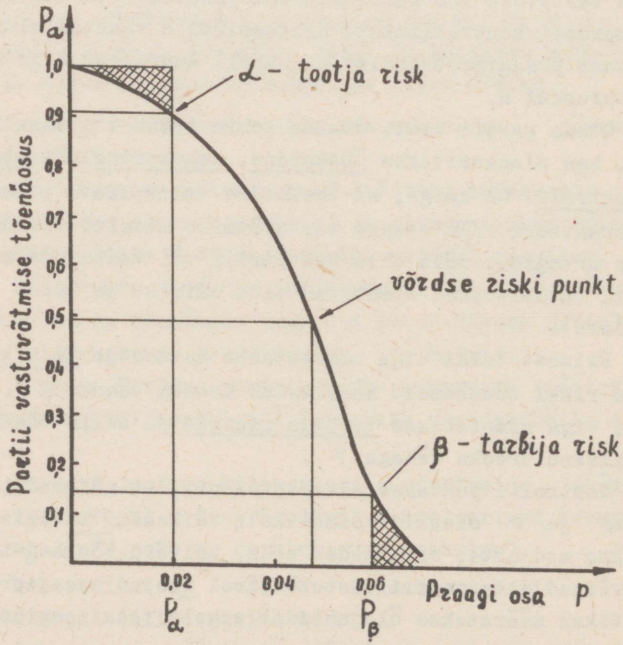
Praktikas valitakse tavaliselt tõenäosuse α suuruseks keskmine praagiprotsent või niisugune praagiprotsent, mis on ette nähtud tootmise tehniliste tingimustega. Tõenäosust β tõlgendatakse kui defektsete toodete lubatavat piiri kontrollitavas partiis.

Mõlema mainitud riski suurust kujutatakse graafiliselt nn. plaani operatiivse karakteristiku kõvera abil.

Katsete arvu n ja tõenäosusi α ja β arvestades leitakse

$$n = (z_{1-\beta} + z_{1-\alpha})^2 \left[\frac{\sigma}{(z_{1-\beta}+z_{1-\alpha})\sigma}\right]^2,$$

kus $z_{1-\beta}$ ja $z_{1-\alpha}$ on vastavad normeeritud normaaljaotuse kvantiilid.



Joon. 1. Näide vastuvõtu kontrollplaani operatiivse karakteristiku kõverast.

Ühekordse kontrolli planeerimisel tuleb kindlaks määrata kaks arvu: valikproovi suurus n ja kriteeriumi c väärtus. Olgu kindlaks määratud, et $p_\alpha = 0{,}02$ ja $p_\beta = 0{,}06$. Arvutuste lihtsustamiseks aproksimeerime binomiaaljaotuse Poissoni jaotusega ning kasutame Poissoni jaotuse summaarsete tõenäosuste tabeleid. Selleks tuleb meil leida niisugused korrutised np_α ja np_β, et n ja c väärtused vastaksid täpselt või peaaegu täpselt mainitud korrutistele.

Alustame juhtumist c=0 ja leiame, et juhul kui $P_a=0{,}95$, siis $np_\alpha = 0{,}05$. Järelikult valikproovi suurus

$$n_\alpha = \frac{np_\alpha}{p_\alpha} = \frac{0{,}05}{0{,}02} = 2{,}5.$$

Kui $P_a = 0{,}10$, siis $np_\beta = 2{,}3$. Järelikult

$$n_\beta = \frac{np_\beta}{p_\beta} = \frac{2{,}30}{0{,}06} = 38.$$

Kuna $n_\alpha \neq n_\beta$, kordame arvutusi tingimusel, et c=1:

$$n_\alpha = \frac{0{,}35}{0{,}02} = 17{,}5; \quad n_\beta = \frac{3{,}90}{0{,}06} = 65.$$

Jällegi $n_\alpha \neq n_\beta$. Edaspidiste arvutuste tulemused on koondatud järgmisesse tabelisse.

T a b e l 2

c	n_α	n_β
2	40	88
3	65	100
4	85	131
5	130	153
6	160	173
7	195	193

Järelikult valime c = 7 ja n = 194. Karakteristiku kõvera graafiku joonestamiseks täidame alltoodud tabeli lahtrid.

Tabel 3

n	p	np	P_a
194	0,01	1,94	0,999
194	0,02	3,88	0,950
194	0,03	5,82	0,771
194	0,04	7,76	0,628
194	0,05	9,75	0,230
194	0,06	11,64	0,108
194	0,07	13,58	0,039
194	0,08	15,52	0,018

Vaeva säästmiseks on karakteristiku kõvera arvutamisel koostatud rida spetsiaalseid tabeleid.

Ühekordne kontroll nõuab suurt valikproovi, selleks et kindlustada nõutavat riski.

Kahekordne kontroll toimub järgmise skeemi järgi. Võetakse n_1 suurune valikproov ja võrreldakse avastatud defektsete toodete arvu z_1 kahe kriteeriumiga c_1 ja c_2. Juhul kui $z_1 \leq c_1$, võetakse partii vastu, kui aga $z_1 > c_2$, siis lükatakse partii tagasi. Kui aga $z_1 > c_1$, ent $\leq c_2$, siis võetakse teine n_2 suurune valikproov ja leitakse defektsete toodete arv z_2. Kui nüüd $(z_1 + z_2) \leq c_2$, siis võetakse partii vastu, kui aga $(z_1 + z_2) > c_2$, siis lükatakse partii tagasi.

Seega võimaldab kahekordse kontrolli plaan sageli väga häid ja väga halbu partiisid kiiresti hinnata, mis on ka majanduslikult kasulik. Arvud n_1, n_2, c_1 ja c_2 leitakse vastavatest tabelitest.*

Mitmekordne kontroll võimaldab töötada veelgi väiksemate valikproovidega, ent keerulisuse tõttu kasutatakse teda harva.

---

* Tabelid on toodud raamatus E.Schindowski, O.Schürz. Statistische Qualitätskontrolle. Berlin, 1965.

Näiteks Columbia ülikooli tabelid näevad ette partii suuruse n = 20000 ja α = 0,02 korral järgmised kontrolli parameetrid (vt.tabel 4).

T a b e l 4

Valik-proovi nr.	Valik-proovi suurus	Valiku suurus	Partii vastu-võtmise nivoo c_1	Partii tagasi-lükka-mise nivoo c_2
		ühekordne valik		
1	300	300	10	11
		kahekordne valik		
1	200	200	6	17
2	400	600	16	17
		mitmekordne valik		
1	75	75	0	5
2	75	150	3	8
3	75	225	6	10
4	75	300	8	13
5	75	375	11	16
6	75	450	13	18
7	75	525	18	19

Mitmekordse valiku meetodi üldistusena võib pidada Waldi järkjärgulist kontrollmeetodit, mis võimaldab ka väga väikeste valikute järgi (üksikud tooted) otsustada partii vastuvõtmise (tagasilükkamise) või uue valiku vajalikkuse üle.

Waldi meetodi rakendamiseks peavad olema ette määratud parameetrid α , β , p_α ja p_β .

Kontrolli igal etapil arvutatakse kaks kriteeriumi z_1 ja z_2, mis leitakse valemitega

$$z_1 = an + h_1 ,$$

$$z_2 = an - h_2 ,$$

kus

$$a = \frac{\log \frac{1-p_\alpha}{1-p_\beta}}{\log \frac{p_\beta(1-p_\alpha)}{p_\alpha(1-p_\beta)}} \quad ;$$

$$h_1 = \frac{\log \frac{1-\alpha}{\beta}}{\log \frac{p_\beta(1-p_\alpha)}{p_\alpha(1-p_\beta)}} \quad ;$$

$$h_2 = \frac{\log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{p_\beta(1-p_\alpha)}{p_\alpha(1-p_\beta)}} \quad ,$$

kus n on otsustamiseni kontrollitud toodete arv.

Olgu z otsustamiseni leitud defektsete toodete arv. Sel puhul on võimalikud kolm juhtu:

$z \leq z_1$ - partii võetakse vastu;
$z > z_2$ - partii lükatakse tagasi;
$z_2 < z \leq z_1$ - valitakse kontrollimiseks järgmine toode.

Teoreetiliselt võib niisugune kontroll kesta lõpmatult kaua ja seepärast fikseeritakse praktikas tavaliselt katsete arv n, mille järgi tehakse lõplik otsus.

Arvutuste lihtsustamiseks on koostatud tabelid $\log(1-\beta)/\alpha$, $\log(1-\alpha)/\beta$, $\log p_\beta/p_\alpha$ ja $\log(1-p_\alpha)(1-p_\beta)$ leidmiseks.

N ä i d e 5. Olgu $\alpha = 5\%$, $\beta = 10\%$, $p_\alpha = 2\%$, $p_\beta = 6\%$. Seni on kontrollitud n=25 toodet ja avastatud 2 defektset toodet.

Vt. N. Мот. Статистические предвидения и решения на предприятии. M., 1966, стр. 479-483.

Leiame tabelitest

$$\log \frac{p_\beta}{p_\alpha} = 0{,}47712;$$

$$\log \frac{1-p_\alpha}{1-p_\beta} = 0{,}01810;$$

$$\log \frac{1-\beta}{\alpha} = 1{,}255;$$

$$\log \frac{1-\alpha}{\beta} = 0{,}978.$$

Järelikult

$$a = \frac{0{,}018}{0{,}477 + 0{,}018} = 0{,}036;$$

$$h_1 = \frac{0{,}978}{0{,}477 + 0{,}018} = 1{,}97;$$

$$h_2 = \frac{1{,}255}{0{,}477 + 0{,}018} = 2{,}57;$$

$$z_1 = 0{,}036 \cdot 25 + 1{,}97 = 2{,}87;$$

$$z_2 = 0{,}036 \cdot 25 - 2{,}57 = -1{,}67.$$

Seega $z = 2 < 2{,}87$ ning partii võetakse vastu. Antud näide demonstreerib ilmekalt Waldi meetodi efektiivsust, mis võimaldas langetada otsust juba 25. katsel.

Toodud näites oli valiku suuruseks 25 toodet. Võib aga välja arvestada keskmist katsete arvu, mida on vaja teha otsuse langetamiseks. Selleks et partii vastu võtta Waldi kriteeriumi järgi tõenäosusega $1-\alpha$, tuleb teha

$$n = \frac{(1-\alpha)\, h_1 - \alpha h_2}{a - p_\alpha}$$

katset.

Meie näites

$$n = \frac{0{,}95 \cdot 1{,}97 - 0{,}05 \cdot 2{,}57}{0{,}036 - 0{,}02} = \frac{1{,}74}{0{,}016} = 11.$$

Pole raske kontrollida, et sel juhul oleks kriteeriumi z_1 väärtus

$$z_1 = 0{,}036 \cdot 11 + 1{,}97 = 2{,}37 > z = 2.$$

Seega võib juba 11 katse järel Waldi kriteeriumi järgi näites toodud partii vastu võtta.

Seni vaatlesime vastuvõtu kontrolli meetodeid toodete kvalitatiivsete tunnuste järgi (korras toode - praak). Vastuvõtu kontrolli toodete kvantitatiivsete tunnuste puhul (läbimõõt, temperatuur, takistus jne.) organiseeritakse usaldusväärsuse piirkonna arvestamise alusel.

Siin on küsimus püstitatud järgmiselt: usaldusväärsuse piirid on ette antud, tuleb leida valikproovi suurus ja vastav kriteerium, mis võimaldaksid teha otsust partii vastuvõtmise kohta nõutud tõenäosusega teatud defektsete toodete protsendi puhul. Selleks on koostatud spetsiaalsed tabelid. Toome väljavõtte ühest niisugusest tabelist (ühepoolse tolerantsipiiri jaoks), mis on ette nähtud 95%-lise tõenäosuse kohta (vt.tabel 5). (Eeldatakse ligilähedaselt normaalset jaotust.)

T a b e l 5

Valikproovi suurus n	Tootja risk %-des		
	1,00	1,50	2,50
	kriteerium k		
10	1,72	1,58	1,41
15	1,79	1,65	1,47
20	1,82	1,69	1,51
25	1,85	1,72	1,53
50	1,93	1,80	1,61
100	2,00	1,86	1,67
200	2,04	1,89	1,70

Tutvume toodud tabeli kasutamisega järgmise näite varal.

N ä i d e 6. Võetakse vastu võllide partiid, mille läbimõõdu ülempiiriks $T_{\ddot{u}} = 2610$ μm. Valikvaatluse põhjal tuleb

otsustada partii vastuvõtmise üle tingimusel, et ta võib sisaldada mitte üle 1% defektseid võlle 95%-lise riskiga. Tehakse 10 mõõtmist. Olgu leitud keskmine $\bar{x} = \frac{260080}{10} = 2608\,\mu m$ ja valiku dispersioon $s^2 = 360 : 9 = 40\,\mu m^2$, $s = 6{,}3\,\mu m$.

Seega

$$\frac{T_{\ddot{u}} - \bar{x}}{s} = \frac{2610 - 2608}{6{,}3} = 0{,}32 < k = 1{,}72 .$$

Kuna $0{,}32 < 1{,}72$, tuleb partii tagasi lükata. Oleks aga $\bar{x} = 2595$ sama dispersiooni juures, siis

$$\frac{2610 - 2595}{6{,}3} = 2{,}38 > k = 1{,}72$$

ja partiid saaks vastu võtta.

Kui on ette antud tolerantsi alampiir T_a, siis

$$\frac{\bar{x} - T_a}{s} > k$$

korral võetakse partii vastu ja

$$\frac{\bar{x} - T_a}{s} < k$$

korral lükatakse partii tagasi.

5. Kontrollkaardid

Kontrollkaardid kujutavad graafiliselt tootmisprotsessi kulgemist ja peegeldavad selle kõrvalekaldumisi ettenähtud parameetritest.

Kaardi vertikaalne külg näitab kontrollitavate kvaliteedinäitajate väärtusi, horisontaalne külg on jaotatud ajaühikute või valikproovi numbrite järgi. Mõõdetud väärtusi märgitakse kaardil punktide või kriipsudega. Alt ja ülalt on kaardid piiratud tolerantsi või kontrollpiiridega.

Kontrollkaartide kasutamine põhineb eeldusel, et kvaliteedinäitajate väärtused on normaalselt jaotatud. Seega paikneb piirkonnas $x \pm \sigma$ 68,26 %, piirkonnas $\bar{x} \pm 2\sigma$ - 95,44 %

ja piirkonnas $\bar{x} \pm 3\sigma$ - 99,73 % kontrolli tulemustest. Tootmisprotsess on statistilise kontrolli all (s.o. reguleeritud, stabiilne), kui tema näitaja väärtused kõiguvad mitte enam kui 0,5 standardhälbe ühiku võrra keskväärtuse (kaardi keskjoone) suhtes. Kui kõikumine ületab ühe standardhälbe ühiku, siis on see signaal protsessi ebastabiilseks muutumisest. Seepärast hakatakse kaarte kasutama alles pärast protsessi reguleerimist ja süstemaatiliste häirete kõrvaldamist.

Kui kontrollpiirid ($\bar{x} \pm 3\sigma$) on tolerantsipiiridest kitsamad, siis on praktiliselt niihästi kui kindel, et viimaseid ei ületata. Kõige lihtsam on töötada kaartidega siis, kui tolerantsipiirid langevad kontrollpiiridega ühte. Kui aga lubatavad hälbed võrduvad kahekordse standardhälbega, siis on oodata, et praaki langeb keskmiselt 4,5 protsenti kontrollitud objektidest. Igal juhul võimaldab tolerantsi- ja kontrollpiiride võrdlemine hinnata, kas kehtestatud tolerantsipiirid on tehniliselt õigustatud ja otstarbekad ning kas ei tule neid laiendada.

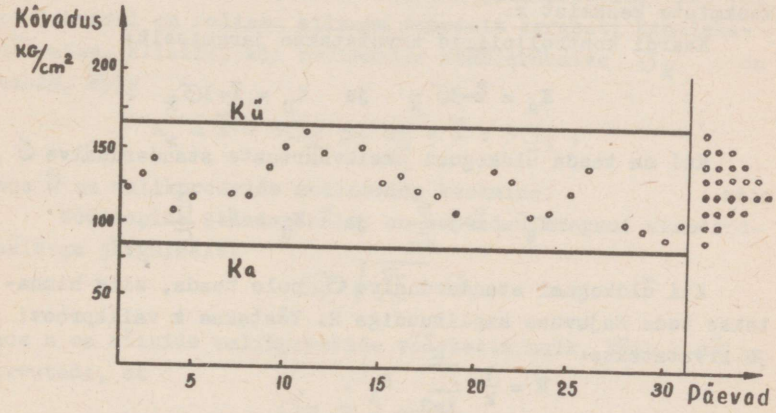
Vaatleme mõningaid tähtsamaid kontrollkaartide liike.

Üksikväärtuste kaart (x-kaart)

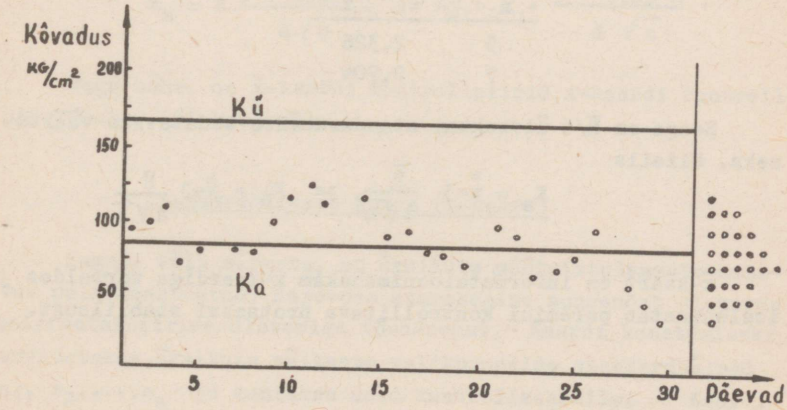
Teatava aja vältel mõõdetakse kvaliteedinäitaja x_1, x_2, ...x_n üksikväärtused (n=80...100). Leitakse $\bar{x}$ ja standardhälve s, mis loetakse põhikogumi standardhälbe σ hinnanguks. Seejärel leitakse alumine kontrollpiir $K_a=\bar{x}-3s$ ja ülemine kontrollpiir $K_ü=\bar{x}+3s$. Pärast kontrollpiiride arvutamist kontrollitakse, kas väärtused x_i (i=1,2,...n) ei ületa neid. Kui üks või rohkem väärtusi on väljaspool kontrollpiire, siis kustutatakse need ja arvutatakse uued kontrollpiirid. Nii toimitakse seni, kuni kõik väärtused x_i mahuvad kontrollpiiridesse.

Järgnevalt võetakse kindlaksmääratud tähtaegadel uued proovid ja kantakse mõõtmistulemused kaardile. Kui 4...6 üksteisele järgnenud mõõtmistulemust on väljaspool kontrollpiire, siis on see signaaliks protsessi väljumisest statistilise kontrolli alt.

Niisuguseid kaarte kasutatakse individuaal- ja väikeseeriatootmises ning seal, kus proovipartiide võtmine on seotud suuremate kuludega.



Joon. 2. x-üksikväärtuste kaart sideaine kõvaduse kontrollimisel. Kaart näitab, et protsess kulgeb normaalselt.



Joon. 3. x-üksikväärtuste kaart. Protsess pole statistilise kontrolli all ja nõuab reguleerimist.

Keskväärtuse kaart ($\bar{x}$-kaart)

Kaart koostatakse rea väikeste valikproovide (n=5 või n=7) keskmiste $\bar{x}$ alusel, kusjuures kaardi keskjoon kujutab keskmiste keskmist $\bar{\bar{x}}$.

Kaardi kontrollpiirid arvutatakse järgmiselt:

$$K_a = \bar{\bar{x}} - 3\sigma_{\bar{x}} \quad \text{ja} \quad K_ü = \bar{\bar{x}} + 3\sigma_{\bar{x}} .$$

Kui on teada üldkogumi üksikväärtuste standardhälve σ, siis

$$K_a = \bar{\bar{x}} - 3\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{ja} \quad K_ü = \bar{\bar{x}} + 3\frac{\sigma}{\sqrt{n}} .$$

Kui üldkogumi standardhälve σ pole teada, siis hinnatakse teda hajuvuse amplituudiga R. Võetakse k valikproovi ja arvutatakse

$$\bar{R} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k} R_i .$$

Matemaatilisest statistikast on teada, et $\bar{R}$ matemaatiline ootus $M(\bar{R}) = d\sigma$, kusjuures d väärtused väikeste valikproovide jaoks on järgmised:

n	d
5	2,326
7	2,704

Seega on $\bar{R}/d$ üldkogumi standardhälbe oodatavaks väärtuseks. Niisiis

$$K_a = \bar{\bar{x}} - 3\frac{\bar{R}}{d\sqrt{n}} \quad \text{ja} \quad K_ü = \bar{\bar{x}} - 3\frac{\bar{R}}{d\sqrt{n}}$$

$\bar{x}$-kaart on informatsioonimahukam x-kaardiga võrreldes ja iseloomustab paremini kontrollitava protsessi stabiilsust.

Mediaankaart ($\bar{x}$-kaart)

Mediaanide $\tilde{x}$ kasutamine keskmiste $\bar{x}$ asemel on suhteliselt vähem töömahukas, kuna väikeste valikproovide (n=5 või n=7) korral on mediaan silmaga vahetult kergesti kindlaksmääratav. Niisiis, kui mediaanide standardhälve $\sigma_{\tilde{x}}$ on teada, siis

$$K_a = \bar{\tilde{x}} - 3\sigma_{\tilde{x}} \text{ ja } K_{\ddot{u}} = \bar{\tilde{x}} + 3\sigma_{\tilde{x}},$$

kus $\bar{\tilde{x}}$ on valikproovide mediaanide keskmine.

Mediaanide standardhälve on seotud üldkogumi standardhälbega järgmiselt:

$$\sigma_{\tilde{x}} = \sqrt{\frac{\pi}{2n}} \cdot \sigma,$$

kus n on kõikide valikproovide väärtuste hulk. Võib välja arvutada, et

$$\sigma_{\tilde{x}} \approx 1{,}25\,\sigma_{\bar{x}}.$$

Seega võib $\tilde{x}$-kaardi kontrollpiire kindlaks määrata ka järgmiselt:

$$K_a = \bar{\tilde{x}} \frac{3 \cdot 1{,}25\,\bar{R}}{d\sqrt{n}} \text{ ja } K_{\ddot{u}} = \bar{\tilde{x}} + \frac{3 \cdot 1{,}25\,\bar{R}}{d\sqrt{n}}.$$

Nagu näha, on $\tilde{x}$-kaardi kontrollpiirid x-kaardi kontrollpiiridest ~ 25% kaugemal.

Standardhälvete kaart (s-kaart)

Sageli võib märgata, et üksikute mõõtmistulemuste hajuvus pole konstantne. Hajuvuse suurenemine suurendab omakorda tolerantsipiiride ületamise tõenäosust. Kaardi koostamiseks arvutatakse üksikute väikeste valikproovide standardhälbed $s_1, s_2, \ldots, s_n$ ja kantakse need kontrollkaardile. Kaardi keskjooneks on keskmine standardhälve $\bar{s}$. Kui on teada standardhälvete standardhälve σ_s, siis

$$K_a = \bar{s} - 3\sigma_s \text{ ja } K_{\ddot{u}} = \bar{s} + 3\sigma_s.$$

Arvutuste lihtsustamiseks võib piirduda ainult $\bar{s}$ kindlaksmääramisega (eeldades normaaljaotust). Matemaatiline statistika lubab väita, et üldkogumi standardhälve $\sigma = \bar{s}/c$, kus c on üksikmõõtmiste arvust n sõltuv suurus (vt. tab.6).

Tabel 6

n	c	n	c	n	c
5	0,8407	25	0,9696	50	0,9849
7	0,8882	30	0,9748	60	0,9874
10	0,9227	35	0,9784	70	0,9892
15	0,9490	40	0,9811	80	0,9906
20	0,9619	45	0,9832	90	0,9916

Kasutades suurust c võib kaardil kontrollpiire leida järgmiste valemitega:

$$K_a = \bar{s} - 3\frac{\bar{s}}{c\sqrt{2n}} \quad \text{ja} \quad K_{\ddot{u}} = \bar{s} - 3\frac{\bar{s}}{c\sqrt{2n}} \cdot$$

Praagiprotsendi kaart (p-kaart)

Selliseid kaarte kasutatakse juhul, kui on vaja ainult teada, kas antud detail vastab ettenähtud tingimustele või mitte, s.t., kas ta on "hea" või "halb". Niisuguste kaartide eelis on selles, et nad võimaldavad otsustada protsessi stabiilsuse üle mitme tunnuse koosmõju alusel. Ent p-kaart annab meile suhteliselt vähem informatsiooni, kuna vahet tehakse ainult kahe alternatiivi vahel.

p-kaart registreerib praagiprotsendi p_n valikproovis, mis koosneb n detailist. Seega võimaldab ta reguleerida protsessi praagi vähendamise suunas.

Olgu n kontrollitud detailide hulgas z defektset detaili, seega p=z/n (kaardi keskjoon).

Kontrollpiirid leitakse järgmiste valemite abil:

$$K_a = p-3\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad \text{ja} \quad K_{\ddot{u}} = p+3\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} .$$

Kui $K_a < 0$, siis määratakse, et $K_a = 0$. Kaardi abstsissil on proovide võtmise ajad ja ordinaadil p väärtused intervallis (0,1). p-kaardi koostamisel tuleb silmas pidada, et n oleks küllalt suur ($n \geqslant 100$), mistõttu võib vahel vajalikuks osutuda summeerida mitme päeva jooksul tehtud proovide tulemused. p-kaart on kasutatav ainult siis, kui kõik detailid on praagi esinemise suhtes sõltumatud.

Veakaart (c-kaart)

Kui praagiprotsent on väga väike, siis registreeritakse kontrollitavas objektis esinevaid vigu (näiteks klaasitöötuses - õhumullikeste arv teatud klaasipinnal). c-kaardi keskjooneks on keskmine vigade arv $\bar{c}$, mis leitakse k proovist (k=20...30):

$$\bar{c} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} c_1 .$$

Kontrollpiirid arvutatakse Poissoni jaotuse parameetri põhjal, kusjuures keskmise vigade arvu matemaatiline ootus $M(\bar{c}) = \bar{c}$:

$$K_a = c-3\sqrt{\bar{c}} \quad \text{ja} \quad K_{\ddot{u}} = \bar{c}+3\sqrt{\bar{c}} .$$

Kaardi abstsissil on objekti ühiku number, ordinaadil - vigade arv valitud ühikus.

Kui proove võetakse mitmest ühikust, kusjuures ühikute arv muutub pidevalt, siis koostatakse nn. u-kaart. Kui vigade üldarv proovis on c ja ühikute arv proovis on n, siis u=c/n (kaardi keskjooneks on $\bar{u}$):

$$\bar{u} = \frac{\text{vigade arv kõigis proovides}}{\text{ühikute arv kõigis proovides}} ;$$

$$K_a = \bar{u}-3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n}} \quad \text{ja} \quad K_{\ddot{u}} = \bar{u}+3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n}} .$$

Seega on c-kaart u-kaardi erijuhus, kui n=1.

S i s u k o r d

1. Toodangu kvaliteedi statistilise kontrolli olemus ja ülesanded 3
2. Kvaliteedinäitajate muutlikkus, usaldusväärsuse piirkond ja peamised statistilised parameetrid 6
3. Statistilise valikvaatluse alused 10
4. Vastuvõtu kontrolli planeerimine 17
5. Kontrollkaardid 25

Hind 6 kop.

A
30911

TÜ RAAMATUKOGU
1 0300 01130838 6