

Kineskopų stiklo detalių (ekranų) atrankinės priimamosios kontrolės nuoseklieji įverčiai

R. Kalnius

UAB „Telebaltikos konsultacija“, Žemaičių g. 31, LT-44174 Kaunas, Lietuva, tel. +370 37 42 69 04

A. Vaišvila

AB „Ekranas“, Elektronikos g. 1, LT-35116 Panevėžys, Lietuva, tel. +370 45 50 67 66, faksas +370 45 43 65 63, el. p. vaisvila@ekranas.lt

D. Eidukas

Elektronikos inžinerijos katedra, Kauno technologijos universitetas, Studentų g. 50, LT-51368 Kaunas, Lietuva, tel. +370 37 35 13 89, el. p. Danielius.Eidukas@tef.ktu.lt

Įvadas

Kineskopų kūgiams taikoma ištisinė, o ekranams – atrankinė priimamoji kontrolė [1]. Šiame darbe sudaryti atrankinės kontrolės charakteristikų nepaslinktųjų nuosekliųjų įverčių modeliai, kai išbrokuotos partijos ištisai pertikrinamos. Reikia pažymėti, kad šiuolaikinėse monografijose kokybės kontrolės klausimais [2, 3] nepaslinktųjų įverčių sudarymo uždavinys beveik nenagrinėjamas.

Skirtingai nuo kineskopų statistinės priimamosios kokybės kontrolės [4, 5], ekranų priimamosios kontrolės metu pertikrinant išbrokuotas partijas gaminių klasifikavimo kriterijai yra adekvatūs atrankinės kontrolės kriterijams. Todėl ekranų priimamosios kontrolės įverčių modeliams sudaryti taikome ir pertikrinimo operacijos duomenis. Kaip ir kineskopų [4, 5], stiklo detalių defektingumo lygį tikimybiškai aprašome beta skirstiniu [6]. Ekranų priimamosios kontrolės įverčiai sudaryti dviem atvejams: kai tikrinami parametrai suskirstyti į dvi grupes pagal jų svarbumą vartotojui (šlifuoti ekranai) ir kai parametrai negrupuojami (presuoti ekranai). Be to, ekranų priimamosios kontrolės įverčiams skaičiuoti yra pasiūlyti du variantai: pagal pertikrinimo duomenis ir pagal atrankinės kontrolės rezultatus. Šiems variantams įverčiai buvo palyginti su Rusijos mokslininkų Bieliajevo ir Lumelskio jau prieš kelis dešimtmečius pasiūlytais nepaslinktųjų įverčių modeliais [7, 8, 9]. Abiem atvejais galima įvertinti ekranų priimamosios kontrolės pradinių duomenų korektiškumą bei gaminių klasifikavimo adekvatumą pertikrinimo ir atrankinės kontrolės metu.

Presuoti ekranai. Atrankinės kontrolės įverčių modeliai

Tarkim, kad į vienpakopę atrankinę presuotųjų ekranų priimamąją kontrolę [1] patenka s vienodo dydžio N gaminių partijų. Iš kiekvienos partijos atsitiktiniu būdu paimama n dydžio imtis, kurioje gali būti aptikta

$m = 0, 1, \dots, n$ defektinių ekranų. Taip visas imčių srautas s suklasifikuojamas į posraučius s_m su fiksuota m verte

$$s = \sum_{m=0}^n s_m . \quad (1)$$

Pateiktų partijų srauto s vidutinio defektingumo lygio $E(X)$ nepaslinktas įvertis \bar{x} (aritmetinis vidurkis) lygus

$$\hat{E}(X) = \bar{x} = \frac{\bar{m}}{n} = \frac{m_s}{n} ; \quad (2)$$

čia $\bar{m} = \sum_{m=0}^n m s_m$ – bendras aptiktų defektinių ekranų

skaičius iš $\bar{n} = sn$ patikrintų gaminių; $m_s = \bar{m}/s$ – vidutinis vienoje imtyje n aptiktų defektinių gaminių skaičius.

Įverčio \bar{x} dispersija $V(\bar{x})$ pagal [5, 8, 9] aprašoma modeliu

$$V(\bar{x}) = \frac{1}{(sn)^2} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{n\bar{m} - \bar{m}^2}{n-1} \approx \frac{1}{sn} \left(1 - \frac{n}{N}\right) (1 - \bar{x}) \bar{x} , \quad (3)$$

čia $\bar{m}^2 = \sum_{m=0}^n m^2 s_m$.

Atrankinės kontrolės metu su priėmimo skaičiumi d bus priimta s' partijų, kurių kumuliacinėje imtyje $\bar{n}' = s' n$ aptikta \bar{m}' defektinių gaminių:

$$s' = \sum_{m=0}^d s_m , \quad \bar{m}' = \sum_{m=0}^d m s_m . \quad (4)$$

Į ištisinį pertikrinimą patenka $s'' = s - s'$ išbrokuotų partijų, kurių imtyse patikrinus $\bar{n}'' = \bar{n} - \bar{n}'$ gaminių aptikta $\bar{m}'' = \bar{m} - \bar{m}'$ defektinių ekranų.

Suminiam pertikrinimo srautui $s_K = s'' + s_K''$ vidutinio defektingumo lygio įvertis \bar{x}_K gali būti apskaičiuojamas taip:

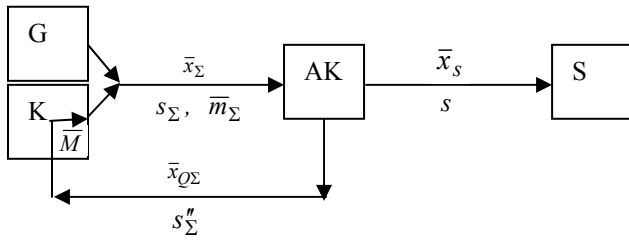
$$\bar{x}_K = \frac{1}{s_K} (s'' \bar{x}_{KG} + s_K'' \bar{x}_{KK}) = \frac{\bar{m}_K}{s_K n} = \frac{m_{SK}}{s_K}; \quad (12)$$

čia $\bar{m}_K = \sum_{m=0}^n m s_{mK} = \bar{m}_{KG} + \bar{m}_{KK} = \bar{m}_{PK} + \bar{m}_{QK}$,
 $m_{SK} = \bar{m}_K / n$.

Atrankinės kontrolės metu iš viso patikrinta $s_\Sigma = s + s_K$ partijų, kurių defektingumo lygio vidurkio įvertis \bar{x}_Σ (2 pav.) yra

$$\bar{x}_\Sigma = \frac{1}{s_\Sigma} (s \bar{x} + s_K \bar{x}_K) = \frac{\bar{m}_\Sigma}{s_\Sigma n}; \quad (13)$$

čia $\bar{m}_\Sigma = \bar{m} + \bar{m}_K$.



2 pav. Suminio srauto G + K įverčiai

Suminio grįžtančiojo srauto $s''_\Sigma = s'' + s_K''$ defektingumo lygio vidurkio įvertis

$$\bar{x}_{Q\Sigma} = \frac{1}{s''_\Sigma} (s'' \bar{x}_Q + s_K'' \bar{x}_{QK}) = \frac{\bar{m}_{Q\Sigma}}{s''_\Sigma n}; \quad (14)$$

čia $\bar{m}_{Q\Sigma} = \bar{m}_K + \frac{n}{N} \bar{M}$, $\bar{M} = \bar{M}_G + \bar{M}_K$.

Vidutinio defektingumo lygio sandėlyje (po kontrolės) įvertis \bar{x}_s apskaičiuojamas pagal išraišką

$$\begin{aligned} \bar{x}_s &= \frac{1}{s} (s' \bar{x}'_P + s'_K \bar{x}'_{PK}) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \bar{x}_{P\Sigma} = \\ &= \left(1 - \frac{n}{N}\right) \left(\bar{x} - \frac{\bar{M}}{sN}\right); \end{aligned} \quad (15)$$

čia $\bar{x}_{P\Sigma} = \bar{m}_{P\Sigma} / sn$,

$$\bar{m}_{P\Sigma} = \bar{m}_P + \bar{m}_{PK} = \bar{m}_\Sigma - \bar{m}_{Q\Sigma} = \bar{m} - \frac{n}{N} \bar{M}.$$

Pagal (6) užrašome gautų įverčių \bar{x}'_P , \bar{x}'_{PK} , \bar{x}_s dispersijas

$$\begin{cases} V(\bar{x}'_P) = \frac{1}{(s'n)^2} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \times \\ \times \left[\bar{m}_P + \left(1 - \frac{n}{N}\right) (d+1)(d+2) s_{d+2} \right], \\ V(\bar{x}'_{PK}) = \frac{1}{(s'_K n)^2} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \times \\ \times \left[\bar{m}_{PK} + \left(1 - \frac{n}{N}\right) (d+1)(d+2) s_{(d+2)K} \right], \\ V(\bar{x}'_s) = \frac{1}{(sn)^2} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \times \\ \times \left[\bar{m}_{P\Sigma} + \left(1 - \frac{n}{N}\right) (d+1)(d+2) s_{(d+2)\Sigma} \right]. \end{cases} \quad (16)$$

Čia $s_{(d+2)\Sigma} = s_{d+2} + s_{(d+2)K}$.

Pertikrinimo operacijos efektyvumas \hat{K}_K kartais yra lygus

$$\hat{K}_K = \frac{\bar{x}_{Q\Sigma}}{\bar{x}_K} = 1 + \frac{n\bar{M}}{\bar{m}_K N}, \quad (17)$$

o pertikrinimo klaidos tikimybės įvertis $\hat{\beta}_0$ – dydis, atvirkščias efektyvumui \hat{K}_K :

$$\hat{\beta}_0 = \frac{1}{\hat{K}_K}. \quad (18)$$

Presuotųjų ekranų priimamosios kontrolės metu į sandėlį atiduotų defektinių gaminių dalis $\bar{\beta}$ nuo \bar{x} lygi

$$\bar{\beta} = \frac{\bar{x}_s}{\bar{x}} = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \left(1 - \frac{n\bar{M}}{N\bar{m}}\right), \quad (19)$$

o priimamosios kontrolės efektyvumas \bar{K} yra dydis, atvirkščias parametrai $\bar{\beta}$:

$$\bar{K} = \frac{1}{\bar{\beta}} = \frac{\bar{x}}{\bar{x}_s}. \quad (20)$$

Priimtų partijų dalis $\hat{P} = s'/s$, o išbrokuotų $\hat{Q} = s''/s = 1 - \hat{P}$.

Beta skirstinio tankio $f(x)$ formos parametrai [1] įverčiai \hat{a} ir \hat{b} yra lygčių sistemos sprendiniai

$$\begin{cases} \bar{x}_P = \frac{\hat{a} + m_P}{\hat{a} + \hat{b} + n}, \\ \bar{x} = \frac{\hat{a}}{\hat{a} + \hat{b}}; \end{cases} \quad (21)$$

čia $m_P = \bar{m}'/s'$ – vidutinis defektinių gaminių, aptiktų vienoje priimtos partijos imtyje n , skaičius.

Gamybos srautui G gauname:

$$\hat{a} = \frac{n\bar{x}_P - m_P}{\bar{x} - \bar{x}_P} = \frac{\bar{m}(\bar{m}_P - \bar{m}')}{s'\bar{m} - s\bar{m}_P}, \quad \hat{b} = \hat{a} \left(\frac{1}{\bar{x}} - 1 \right). \quad (22)$$

Analogiškai skaičiuojami ir pertikrinimo srauto K bei suminio srauto G + K formos parametrų įverčiai \hat{a}_K , \hat{b}_K , \hat{a}_Σ , \hat{b}_Σ , kai taikome šių srautų atitinkamas charakteristikas (22) išraiškose. Užrašome atsitiktinių dydžių X , X_P , X'_P ir X_s dispersijų įverčius pagal beta dėsnio $X \sim Be(a, b)$ dispersijos išraišką [6]:

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{V}(X) = \frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{\hat{a} + \hat{b} + 1}, \quad X \sim Be(a, b), \\ \hat{V}(X_P) \approx \frac{\bar{x}_P(1-\bar{x}_P)}{\hat{a} + \hat{b} + n + 1}, \\ X_P \sim Be(a + m_P, b + n - m_P), \\ \hat{V}(X'_P) \approx \frac{\bar{x}'_P(1-\bar{x}'_P)}{\hat{a} + m_P + \hat{b}^* + 1}, \\ X'_P \sim Be(a + m_P, b^*), \quad \hat{b}^* = (\hat{a} + m_P) \frac{1 - \bar{x}'_P}{\bar{x}'_P}, \\ \hat{V}(X_s) \approx \frac{\bar{x}_s(1-\bar{x}_s)}{\hat{a}_\Sigma + m_{P\Sigma} + \hat{b}_\Sigma^* + 1}, \\ \hat{a}_\Sigma = \frac{n\bar{x}_{P\Sigma} - m_{P\Sigma}}{\bar{x}_\Sigma - \bar{x}_{P\Sigma}} \bar{x}_\Sigma, \quad m_{P\Sigma} = \frac{\bar{m}' + \bar{m}'_K}{s}. \end{array} \right. \quad (23)$$

3 variantas. Kai defektingumo lygis a.d. X yra pasiskirstęs pagal beta dėsnį, įvertį \bar{x}'_P galima sudaryti, taikant imčių stebėjimo rezultatų tikimybiniam aprašymui apibendrintą binominį dėsnį [6, 8]. Tada imtyje n aptiktų defektinių gaminių skaičius yra a.d. Y , pasiskirstęs pagal apibendrintą binominį dėsnį su vidurkiu $E(Y)$ ir dispersija $V(Y)$:

$$\left\{ \begin{array}{l} E(Y) = n \frac{a}{a+b} = nE(X), \\ V(Y) = nE(X)[1-E(X)] \frac{a+b+n}{a+b+1} = \sigma_Y^2; \end{array} \right. \quad (24)$$

čia $E(X) = \frac{a}{a+b}$.

Tikimybė, kad a.d. Y įgis fiksuotą vertę m , apskaičiuojama taip [6, 8]:

$$P\{Y = m | n, a, b\} = C_n^m \frac{\Gamma(a+b)\Gamma(a+m)\Gamma(b+n-m)}{\Gamma(a)\Gamma(b)\Gamma(a+b+n)}. \quad (25)$$

Vidurkio $E(Y)$ įvertis $\hat{E}(Y) = \bar{y}$ ir dispersijos $V(Y)$ įvertis $\hat{V}(Y) = \hat{\sigma}_Y^2$ apskaičiuojami pagal šias išraiškas:

$$\left\{ \begin{array}{l} \bar{y} = n\bar{x} = \bar{m}'/s = m_s, \\ \hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{s-1} \sum_{m=0}^n s_m (m - m_s)^2. \end{array} \right. \quad (26)$$

Iš (27) lygčių sistemos, sudarytos pagal (24), (26) formules, gauname tokius parametrų a ir b įverčius \hat{a} , \hat{b} :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\hat{a}}{\hat{a} + \hat{b}} = \frac{m_s}{n} \equiv \bar{x}, \\ \frac{\hat{a} + \hat{b} + n}{\hat{a} + \hat{b} + 1} \bar{x} \bar{\xi} = \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{n}, \end{array} \right. \quad (27)$$

$$\hat{a} = \frac{\bar{\xi} - \varepsilon}{n\varepsilon - \bar{\xi}} n\bar{x}, \quad \hat{b} = \frac{\bar{\xi}}{\bar{x}} \hat{a}; \quad (28)$$

čia $\varepsilon = \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{n^2 \bar{x}}$, $\bar{\xi} = 1 - \bar{x}$ – gero gaminio tikimybės vidurkio įvertis.

Įvertis \bar{x}_P apskaičiuojamas pagal (21), taikant \hat{a} ir \hat{b} vertes, gautas iš (28) išraiškų, o įvertis \bar{x}'_P – pagal (10). Dispersija $V(\bar{x}'_P)$ apskaičiuojama pagal (16), kai $\bar{m}_P = s'n\bar{x}_P$. Jeigu įverčių \hat{a} ir \hat{b} , apskaičiuotų pagal (22) ir pagal (28) modelius, vertės yra pakankamai artimos, tuomet atrankinei kontrolei ir pertikrinti atiduotų gaminių klasifikavimo kriterijai apytikriai sutampa. Be to, tokiu atveju galima tvirtinti, kad atrankinės kontrolės metu operatoriai posraučius s_m ir s_{mK} paskirsto objektyviai (korektiškai) ir kiekvieną imtį n tikrina ištaisai, neatsižvelgdami į priėmimo skaičiaus d ir aptiktų defektinių gaminių skaičiaus m įtaką partijų klasifikavimo procesui.

1 pavyzdyje pateikta presuotųjų ekranų priimamosios kontrolės įverčių skaičiavimo skaitinės realizacijos visiems trimis variantams.

1 PAVYZDYS. Kontrolės planas: $N = 300$, $n = 50$, $d = 3$ (presuotieji ekranai).

Pradiniai duomenys ir tarpiniai rezultatai pateikti 1 lentelėje. Įverčių ir srautų skaičiavimo pagal kompiuterinę programą 2 variantui rezultatai pavaizduoti 3 pav., o 2 lentelėje palyginimui duoti skaičiavimų rezultatai visiems trimis variantams.

1 lentelė. $N = 300$, $n = 50$, $d = 3$; $s = 200$, $\bar{x} = 5,73\%$

Srautas	s_0	s_1	s_2	s_3	s_4	s_5	s_6	s_7	s_8	s_9	s_{10}
G	25	39	38	31	24	17	11	7	4	3	1
K	31	21	11	4	2	1	0	0	0	0	0
G+K	56	60	49	35	26	18	11	7	4	3	1
Srautas	\bar{M}	\bar{m}_{K^*}	s	s'	s''	\bar{m}	\bar{m}'	m_s	m_P	$\hat{\sigma}_Y^2$	$\hat{P}\%$
G	1225	67	200	133	67	573	208	2,865	1,5639	4,901	66,5
K	29	1	70	67	3	68	55	0,9714	0,8209	1,332	95,71
G+K	1254	68	270	200	70	641	263	2,3741	1,315	4,659	74,07

2 lentelės duomenys rodo, kad visiems trimis variantams apskaičiuotos įverčių vertės yra pakankamai artimos ir visi variantai gali būti taikomi skaičiavimams. Be to, tai patvirtina, kad pertikrinti ir atrankinei kontrolei atiduotų gaminių klasifikavimo kriterijai sutampa ir kad pradiniai duomenys yra pakankamai korektiški:

2 lentelė. $N = 300, n = 50, d = 3; s = 200, \bar{x}_\Sigma = 4,7482\%$

Charakteristikos	1 variantas		2 variantas		3 variantas	
	G	K	G	K	G	K
$\bar{x}, \%$	5,73	1,9429	5,73	1,9429	5,73	1,9429
$\sigma(\bar{x}), \%$	0,2122	0,2130	0,2122	0,2130	0,2122	0,2130
\bar{m}_P	304	63	301,83	62,17	301,77	62,15
$\bar{x}_P, \%$	4,5714	1,8806	4,5389	1,8557	4,5379	1,8553
$\bar{x}'_P, \%$	3,8095	1,5672	3,7824	1,5464	3,7816	1,5461
$\sigma(\bar{x}'_P), \%$	0,3327	0,2432	0,3321	0,2419	0,3321	0,2419
\hat{a}	3,5697	3,7236	3,3939	2,3671	3,3889	2,3673
\hat{b}	58,729	187,93	55,836	119,47	55,754	119,48
\hat{b}^*	129,62	285,43	126,12	202,97	126,02	203,02
$\hat{\sigma}(X), \%$	2,9211	0,9944	2,9947	1,2454	2,9969	1,2453
$\hat{\sigma}(X_P), \%$	1,9622	0,8720	1,9826	1,0265	1,9832	1,0264
$\hat{\sigma}(X'_P), \%$	1,6430	0,7281	1,6600	0,8573	1,6604	0,8571
$\bar{m}_{P\Sigma}$	367		364		363,92	
$\bar{x}_{P\Sigma}, \%$	3,67		3,64		3,6392	
\hat{a}_Σ	2,29		2,1638		2,1606	
\hat{b}_Σ	45,939		43,408		43,344	
\hat{b}^*_Σ	114,27		111,21		111,13	
$\bar{x}_s, \%$	3,0583		3,0333		3,0327	
$\sigma(\bar{x}_s), \%$	0,2358		0,2352		0,2352	
$\hat{\sigma}(X_s), \%$	1,5792		1,5945		1,5949	

$$\sigma(\bar{x}) = \sqrt{V(\bar{x})}, \quad \hat{\sigma}(X) = \sqrt{\hat{V}(X)}, \quad \bar{m}_{P\Sigma} = \bar{m}_P + \bar{m}_{PK},$$

$$V(\bar{x}_\Sigma) \approx \frac{1}{s_{\Sigma} n} \left(1 - \frac{n}{N}\right) (1 - \bar{x}_\Sigma) \bar{x}_\Sigma, \quad \sigma(\bar{x}_\Sigma) = \sqrt{V(\bar{x}_\Sigma)} = 0,1643\%.$$

Šlifuočiai ekranai. Atrankinė kontrolė pagal dvi parametrų grupes

N, n, d_1, d_2 plano (čia d_1 ir d_2 - priėmimo skaičiai pagal atskiras parametrų grupes, kai $d_1 \leq d_2$) vienpakopės šlifuočių ekranų priimamosios atrankinės kontrolės metu [1] iš partijų srauto s kiekvienoje imtyje fiksuojamos trys aptiktų defektinių gaminių vertės: m_1 - skaičius gaminių, defektinių pagal I parametrų grupę, m_2 - skaičius gaminių, defektinių pagal II grupę, m - bendras skaičius defektinių gaminių imtyje n :

$$m = m_1 + m_2. \quad (29)$$

Pastaba. Įverčių skaičiavimui ir sujungimui pagal grupes supaprastinti taikome tokią apriorinę taisyklę: jeigu gaminy yra defektinis pagal abi parametrų grupes kartu, priskiriame jį prie gaminių, defektinių pagal I grupę.

Priimtų partijų srautą s' sudaro tokios partijos, kuriose m_1 ir m_2 vertės tenkina priėmimo taisyklę

$$\{m_1, m_2\}: \{m_1 \leq d_1, m_2 \leq d_2\}. \quad (30)$$

Pagal I grupę srautą $s'_{(1)}$ sudaro partijos, kurių imtyse $m_1 \leq d_1$, esant bet kokiai m_2 vertei, o pagal II grupę srautą $s'_{(2)}$ sudaro partijos, kurių imtyse $m_2 \leq d_2$, esant bet

kuriai m_1 vertei. Sraute s iš patikrintų sn gaminių aptinkama \bar{m} defektinių gaminių, iš kurių \bar{m}_1 yra defektiniai pagal I grupę ir \bar{m}_2 - defektiniai pagal II grupę:

$$\bar{m} = \bar{m}_1 + \bar{m}_2. \quad (31)$$

Sraute $s'_{(1)}$ yra $\bar{m}'_{(1)}$ gaminių, defektinių pagal I grupę, o sraute $s'_{(2)}$ yra $\bar{m}'_{(2)}$ gaminių, defektinių pagal II grupę ($\bar{m}'_{(1)}$ ir $\bar{m}'_{(2)}$ yra skaičiai defektinių gaminių, aptiktų srautų $s'_{(1)}$ ir $s'_{(2)}$ imtyse). Priimtų partijų sraute s' fiksuojama \bar{m}' defektinių gaminių, iš kurių \bar{m}'_1 yra defektiniai pagal I grupę ir \bar{m}'_2 - pagal II grupę. Be to, atrankinės kontrolės metu fiksuojami partijų posraučiai s_{mi} pagal atskiras grupes $i = 1, 2, m = 0, 1, \dots, n$. Po pertikrinimo nustatomos posraučių s_{mKi} vertės bei defektinių gaminių skaičiai $\bar{M}_{Gi}, \bar{M}_{Ki}, \bar{m}_{KGi}, \bar{m}_{KKi}$ pagal atskiras grupes. Galioja tokios priklausomybės

$$s' \approx \frac{s'_{(1)}s'_{(2)}}{s} = s'_{(1)} + s'_{(2)} + \tilde{s} - s; \quad (32)$$

čia $\tilde{s} = s''_{(1)} + s''_{(2)} - s''$ - skaičius partijų, defektinių pagal abi grupes, $s''_{(i)} = s - s'_{(i)}, s'' = s - s'$;

$$\bar{m}'_1 \approx \frac{s'_{(2)}}{s} \bar{m}'_{(1)}, \quad \bar{m}'_2 \approx \frac{s'_{(1)}}{s} \bar{m}'_{(2)}, \quad \bar{m}'_{(i)} = \sum_{m=0}^{d_i} ms_{mi}, \quad (33)$$

$$\bar{m}' = \bar{m}'_1 + \bar{m}'_2, \quad m_{P(i)} = \frac{\bar{m}'_{(i)}}{s'_{(i)}} \approx \frac{\bar{m}'_i}{s'}, \quad i = 1, 2. \quad (34)$$

$$\hat{E}(X) = \bar{x} = \bar{x}_1 + \bar{x}_2 - \bar{x}_1\bar{x}_2 \approx \bar{x}_1 + \bar{x}_2, \quad \text{kai } \bar{x}_i \leq 0,05, \quad (35)$$

$$\hat{V}(X) = \hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}_1^2(1 - \bar{x}_2)^2 + \hat{\sigma}_2^2(1 - \bar{x}_1)^2 + \hat{\sigma}_1^2\hat{\sigma}_2^2, \quad (36)$$

$$\bar{x}_i = \frac{\bar{m}_i}{sn} \equiv \frac{m_{si}}{n}, \quad m_{si} = \frac{\bar{m}_i}{s}; \quad (37)$$

$$\text{čia } \bar{m}_i = \sum_{m=0}^n ms_{mi};$$

$$V(\bar{x}_i) \approx \frac{1}{sn} \left(1 - \frac{n}{N}\right) (1 - \bar{x}_i) \bar{x}_i, \quad (38)$$

$$\bar{x}_{si} = \frac{1}{s} (s' \bar{x}'_{Pi} + s'_K \bar{x}'_{PKi}) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{\bar{m}_{P\Sigma i}}{sn}, \quad (39)$$

$$\text{čia } \bar{m}_{P\Sigma i} = \bar{m}_{Pi} + \bar{m}_{PKi}, \quad i = 1, 2; \quad \bar{M}_i = \bar{M}_{Gi} + \bar{M}_{Ki};$$

$$\bar{x}_s \approx \bar{x}_{s1} + \bar{x}_{s2} = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{\bar{m}_{P\Sigma}}{sn} = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \left(\bar{x} - \frac{\bar{M}}{sN}\right), \quad (40)$$

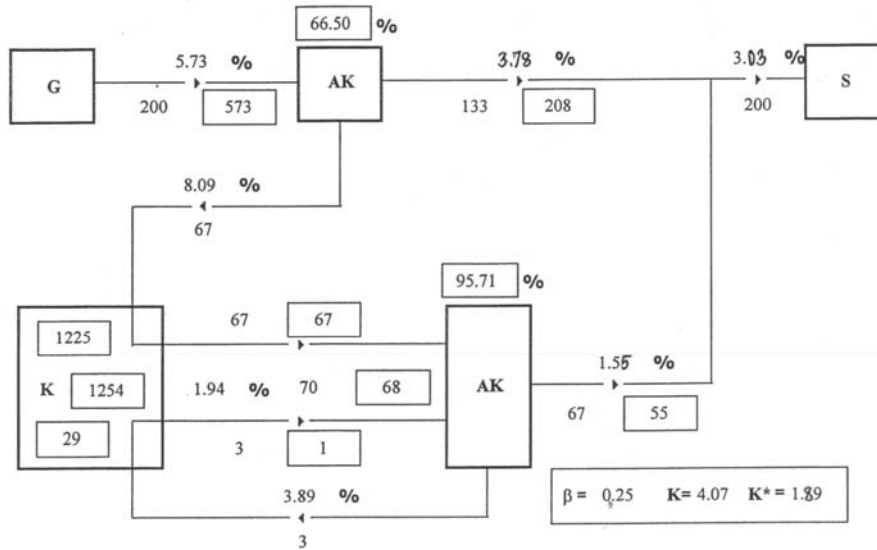
$$\text{čia } \bar{m}_{P\Sigma} = \bar{m}_{P\Sigma 1} + \bar{m}_{P\Sigma 2} = \bar{m} - \frac{n}{N} \bar{M}, \quad \bar{M} = \bar{M}_1 + \bar{M}_2;$$

$$V(\bar{x}'_{si}) = \frac{1}{(sn)^2} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \times$$

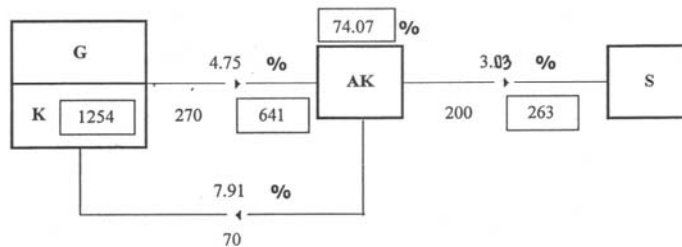
$$\times \left[\bar{m}_{Pi} + \left(1 - \frac{n}{N}\right) (d_i + 1)(d_i + 2) s_{(di+2)\Sigma} \right]; \quad (41)$$

$$\text{čia } s_{(di+2)\Sigma} = s_{di+2} + s_{(di+2)K};$$

PRESUOTIEJI EKRANAI



VIENPAKOPĒS KONTROLĒS (G) IR (K) SRAUŅŪ ĪVERĈIAI



VIENPAKOPĒS KONTROLĒS SUMINIO (G + K) SRAUTO ĪVERĈIAI

G - GAMYBOS SRAUTAS, K - PERTIKRINIMO SRAUTAS

AK - ATRANKINĒ KONTROLĒ, S - SANDĒLIS

K - īstisīnēs kontrolēs efektyvumas K* - atrankīnēs priīmamosīos kontrolēs efektyvumas

4.75 % - defektingumo līgis 641 - defektingi ekrāni imtyse (pertīkrīnīme)
270 - partīju skāīĉīus 74.07 % - priīmtū partīju %

3 pav. 3 pavyzdžio 2 varianto skaiĉiavīmū rezultatai (kompiuterio išklotinė), kai N = 300, n = 50, d = 3

$$V(\bar{x}_s) = V(\bar{x}_{s1})(1 - \bar{x}_{s2})^2 + V(\bar{x}_{s2})(1 - \bar{x}_{s1})^2 + V(\bar{x}_{s1})V(\bar{x}_{s2}) \quad (42)$$

Īverĉiai \bar{x}_{pi} , \bar{x}'_{pi} gali bŪti skāīĉiuojami pagal visus trīs variantus (žr. Presuotieji ekrānai), taikant atitinkamus pradīnīus duomenīs kiekvienai parametrŪ grupei, o kitŪ charakteristikŪ Īverĉiai skāīĉiuojami taip pat kaip ir presuotŪjŪ ekrānŪ 2 variante. Skaitīnēs realizāĉijos pateiktos 2 pavyzdīje.

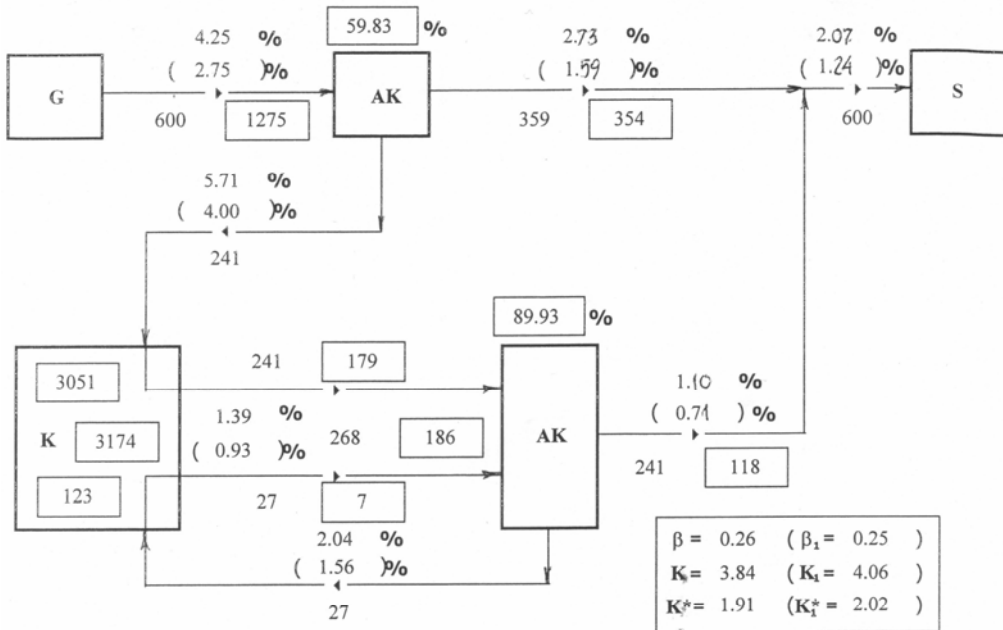
2 PAVYZDYS. ŠlifuoĉiŪjŪ ekrānŪ kontrolēs planas: N=300, n=50, d₁ = 1, d₂ = 2. Pradīniai duomenys ir tarpiniai rezultatai pagal srautus ir atskiras grupes pateikti 3 lentelėje. Skaiĉiavīmū rezultatai pagal kompiuterinę programą 2 variantui pavaizduoti 4 pav., o 4 lentelėje pateikti visŪ trijų variantŪ lyginamieji rezultatai.

3 lentelė. N = 300, n = 50, d₁ = 1, d₂ = 2; s = 600, $\bar{x} = 4,25\%$

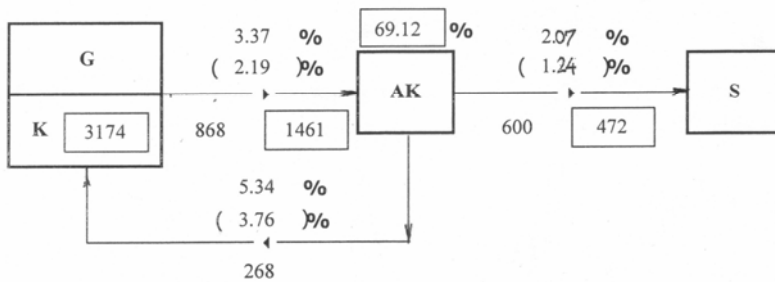
Srautas	Grupė	S ₀	S ₁	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆	S ₇	S ₈	S ₉
G	I	215	170	102	55	29	15	7	4	2	1
	II	324	166	69	26	9	4	2	0	0	0
K	I	177	65	20	5	1	0	0	0	0	0
	II	215	45	7	1	0	0	0	0	0	0
Srautas	Grupė	\bar{M}_i	\bar{m}_{K^*i}	$s'_{(i)}$	\bar{m}_i	$\bar{m}'_{(i)}$	\bar{m}'_i	m_{si}	m_{pi}	$\hat{\sigma}_{Y_i}^2$	$\hat{P}_i\%$
G	I	2180	119	385	825	170	159	1,375	0,4416	2,3950	64,17
	II	871	60	559	450	304	195	0,75	0,5438	1,0927	93,17
K	I	96	5	242	124	65	65	0,4627	0,2686	0,5567	90,30
	II	27	2	267	62	59	53	0,2313	0,2210	0,2534	99,63
Srautas		s	s'	s''	\bar{m}	\bar{m}'	\bar{M}	\bar{m}_{K^*}	m_p	\bar{m}_p^*	$\hat{P}^0\%$
G		600	359	241	1275	354	3051	179	0,9861	587,5	59,83
K		268	241	27	186	118	123	7	0,4896	158,5	89,93
G+K		868	600	268	1461	472	3174	186	0,7867	746	69,12

*) 2 variantui: $\bar{m}_p = \bar{m}_{p1} + \bar{m}_{p2}$, $\bar{m}_{pk} = \bar{m}_{pk1} + \bar{m}_{pk2}$, $\bar{m}_{p\Sigma} = \bar{m}_p + \bar{m}_{pk}$.

ŠLIFUOTIEJI EKRAAI



VIENPAKOPĖS KONTROLĖS (G) IR (K) SRAUTŲ ĮVERČIAI



VIENPAKOPĖS KONTROLĖS SUMINIO (G + K) SRAUTO ĮVERČIAI

G - GAMYBOS SRAUTAS, K - PERTIKRINIMO SRAUTAS

AK - ATRANKINĖ KONTROLĖ, SANDĖLIS 69.12% - priimtų partijų %

K - išsines kontrolės efektyvumas K* - atrankinės priimamosios kontrolės efektyvumas

3.37% - defektingumo lygis 1461 - defektingi ekranai imtyse (pertikrinime)

868 - partijų skaičius (2.75)% - I gr. defektingumo lygis

4 pav. 2 pavyzdžio 2 varianto skaičiavimų rezultatai (kompiuterio išsklotinė), kai $N = 300, n = 50, d_1 = 1, d_2 = 2$

4 lentelė. $N = 300, n = 50, d_1 = 1, d_2 = 2; \bar{x} = 4,25\%, \bar{x}_K = 1,3881\%, \bar{x}_\Sigma = 3,3664\%, s = 600$

Charakteristika	1 variantas		2 variantas		3 variantas	
	I gr.	II gr.	I gr.	II gr.	I gr.	II gr.
$\bar{x}_i, \%$	2,75	1,5	2,75	1,5	2,75	1,5
$\bar{m}_{P(i)}$	374	382	367,49	381,23	367,40	381,16
\bar{m}_{Pi}	348,74	245,33	342,67	244,83	342,59	244,79
$\bar{x}_{Pi}, \%$	1,9429	1,3667	1,9090	1,3640	1,9086	1,3637
$\bar{x}'_{Pi}, \%$	1,6191	1,1389	1,5908	1,1367	1,5905	1,1364
\hat{a}_i	1,8052	1,5708	1,6773	1,5234	1,6758	1,5193
\hat{b}_i	63,838	103,15	59,316	100,04	59,263	99,765
$\bar{x}_{Ki}, \%$	0,9254	0,4627	0,9254	0,4627	0,9254	0,4627
$\bar{m}_{PK(i)}$	105	62	103,43	61,49	103,52	61,52
	104,57	55,963	103	55,5	103,09	55,53

\bar{m}_{PKi}	0,8678	0,4644*	0,8548	0,4606	0,8555	0,4608
$\bar{x}_{PKi}, \%$	0,7231	0,3870	0,7123	0,3838	0,7129	0,3840
$\bar{x}'_{PKi}, \%$	2,6540	-	2,0812	2,0437	2,1063	2,2532
\hat{a}_{Ki}	284,14	-	222,83	439,66	225,51	484,72
\hat{b}_{Ki}						
$\bar{m}_{P\Sigma i}$	453,31	301,29	445,67	300,33	445,68	300,32
$\bar{x}_{\Sigma i}, \%$	1,2592	0,8369	1,2380	0,8343	1,2380	0,8342
$\sigma(\bar{x}_{\Sigma i}), \%$	0,0835	0,0602	0,0831	0,0601	0,0831	0,0601
$\bar{m}_{P\Sigma}$		754,6		746		746
$\bar{x}_s, \%$		2,0961		2,0722		2,0722
$\sigma(\bar{x}_s), \%$		0,1019		0,1016		0,1016

*) $\bar{x}_{PK_2} > \bar{x}_{K_2}$, todėl $\hat{a}_{K_2} < 0$.

4 lentelėje matome, kad 1 variantas (Lumelskio įverčiai) duoda neadekvačius įverčių vertes (žr. *)), nes realioje gamyboje nepriimtinas atsakymas, kad priimtose partijose II grupei defektingumo lygis \bar{x}_{P2} gaunamas didesnis negu prieš kontrolę (todėl gauname $a_2 < 0$). Antrojo ir trečiojo variantų rezultatai beveik sutampa.

Išvados

1. Sudaryti kineskopų ekranų atrankinės priimamosios kontrolės (du variantai) nuosekliųjų įverčių modeliai.

2. Palyginus žinomus [8, 9] atrankinės kontrolės įverčių modelius su pateiktais variantais, galima padaryti išvadą, kad praktiškai taikant Lumelskio įverčius atskirais atvejais galima gauti neadekvačius rezultatus.

3. Šiame darbe sudaryti įverčių modeliai įgalina patikrinti atrankinės kontrolės ir ištisinio išbrokuotų partijų pertikrinimo rezultatų (pradinių duomenų) korektiškumą bei gaminių klasifikavimo kriterijų adekvatumą.

Literatūra

1. **Vaišvila A., Kalnius R., Eidukas D.** Kineskopų stiklo detalių priimamosios kontrolės modeliavimas // Elektronika ir elektrotechnika. - Kaunas: Technologija, 2004. – Nr.3(52). – P. 7-15.
2. **Amitava Mitra.** Fundamentals of Quality Control and Improvement. – New Jersey: Prentice-Hall, 1998. – 723 p.

3. **Rinne H., Mittag H.** Статистические методы обеспечения качества (Statistische Methoden der Qualitätssicherung). – М.: Машиностроение, 1995. – 601с.
4. **Vaišvila A., Kalnius R., Eidukas D.** Kineskopų priimamosios kontrolės matematiniai modeliai // Elektronika ir elektrotechnika. - Kaunas: Technologija, 2002. – Nr.5(40). – P. 7-15.
5. **Vaišvila A., Kalnius R., Eidukas D.** Kineskopų priimamosios kontrolės charakteristikų nuoseklieji įverčiai // Elektronika ir elektrotechnika. - Kaunas: Technologija, 2003. – Nr.1(43). – P. 61-67.
6. **Kruopis J.** Matematinė statistika. – Vilnius: Mokslas, 1993. – P.416.
7. **Беляев Ю.К.** Вероятностные методы выборочного контроля. – Москва: Наука, 1975. –408 с.
8. **Лумельский Я.П.** Статистические оценки результатов контроля качества. – М.: Издательство стандартов, 1979. – 200 с.
9. **Методика:** Последующие статистические оценки (точечные и интервальные) по результатам контроля. Планы одноступенчатого и усеченного одноступенчатого контроля / Ответственный исполнитель Я.П.Лумельский. – М.: Издательство стандартов, 1981. – 38 с.
10. **LST ISO 3534-1:1996.** Statistika. Terminai ir apibrėžimai. Simboliai. 1-oji dalis. Tikimybių ir bendrieji statistikos terminai. – Vilnius: Lietuvos standartizacijos departamentas, 1996. – 66 p.

Pateikta spaudai 2004 04 19

R. Kalnius, A. Vaišvila, D. Eidukas. Kineskopų stiklo detalių (ekranų) atrankinės priimamosios kontrolės charakteristikų nuoseklieji įverčiai // Elektronika ir elektrotechnika. – Kaunas: Technologija, 2004. – Nr. 5(54). – P.52-59.

Sudaryti kineskopų stiklo detalių priimamosios kontrolės charakteristikų nuoseklieji įverčiai dviem atrankinės kontrolės atvejams. Atrankinei priimamajai kontrolei ir nepriimtų partijų ištisiniui pertikrinimui pateiktos taškinių įverčių dispersijų išraiškos intervaliniams įverčiams skaičiuoti. Tokiai priimamajai kontrolei įverčių modeliai sudaryti dviem pradinių duomenų formavimo variantams, taikant beta skirstinį tikimybiniam defektingumo lygio aprašymui. Gautieji modeliai palyginti su žinomais nepaslinktųjų įverčių modeliais ir konstatuotas jų pranašumas įverčių stabilumo atžvilgiu. Parodyta, kad pateiktieji variantai leidžia įvertinti pradinių duomenų korektiškumą. Il. 4, bibl. 10 (lietuvių kalba; santraukos lietuvių, anglų ir rusų k.).

R. Kalnius, A. Vaišvila, D. Eidukas. Posterior Estimators of Characteristics of Acceptance Inspection of Kinescopes Glass Parts // Electronics and electrotechnics. – Kaunas: Technologija, 2004. – No. 5(54). – P.52-59.

Posterior estimators of kinescope acceptance inspection characteristics for continual and accidental inspection cases are established. For spot check inspection with unaccepted lots with continual re-inspection the spot estimators' values for interval estimators' calculation are given. For such acceptance inspection estimators' models are made for two initial data forming variants, using beta distribution for probability defectiveness level description. Received models are compared with known unbiased estimators' models, and their advantage with respect to estimators' stability is ascertained. It is shown that the provided variants allow assessing of initial data correctness. Ill. 4, bibl. 10 (in Lithuanian; summaries in Lithuanian, English and Russian).

P. Кальнюс, А. Вайшвила, Д. Эйдукас. Последующие оценки характеристик выборочного приемочного контроля стеклотеталей (экранов) для кинескопов // Электроника и электротехника. - Каунас: Технология, 2004. - № 5(54). – С.52-59.

Получены последующие оценки характеристик приемочного контроля стеклотеталей кинескопов для двух вариантов выборочного приемочного контроля. Представлены выражения дисперсий точечных оценок выборочного контроля со сплошной перепроверкой забракованных партий для построения интервальных оценок. Модели оценок выборочного контроля построены в двух вариантах формирования исходных данных с использованием бета-распределения для вероятностного описания уровня дефектности. Произведено сравнение полученных моделей с известными выражениями несмещенных оценок, и показано их преимущество в отношении стабильности значений оценок. Отмечено, что полученные модели позволяют оценить корректность исходных данных. Ил. 4, библи. 10 (на литовском языке; рефераты на литовском, английском и русском яз.).

DOI: 10.5755/j02.eie.10898