

Kineskopų stiklo detalių (kūgių) ištisinės priimamosios kontrolės charakteristikų nuosekleji įverčiai

R. Kalnius

UAB „Telebaltikos konsultacija“, Žemaičių g. 31, LT-44175 Kaunas, Lietuva, tel. +370 37 426904

A. Vaišvila

AB „Ekranas“

Elektronikos g. 1, LT-35116 Panevėžys, Lietuva, tel. +370 45 506766, faksas +370 45 436563,

el. paštas vaisvila@ekranas.lt

D. Eidukas

Elektronikos inžinerijos katedra, Kauno technologijos universitetas,

Studentų g. 50, LT-51368 Kaunas, Lietuva, tel. +370 37 351389, el. paštas Danielius.Eidukas@tef.ktu.lt

Įvadas

Kineskopų stiklo kūgiams taikoma ištisinė priimamoji kontrolė. Šiame darbe sudaryti ištisinės kontrolės su gaminių klasifikavimo klaidomis nepaslinktųjų nuosekliųjų įverčių modeliai, kurių analizei literatūroje [1, 2] skiriama labai mažai dėmesio. Remiantis realia situacija AB „Ekranas“ [3], sudaryti regeneruojamų gaminių srauto, utilizuojamų kūgių bei mišraus srauto, kurį sudaro abiejų rūšių gaminiai, modeliai. Be to, atskirai išanalizuoti atvejai, kai pirmos rūšies klaidos tikimybė (kad geras gaminy bus pripažintas defektiniu) utilizuojamų gaminių sraute yra paneigtinai maža ir kai yra objektyvios prielaidos, jog ši tikimybė gana didelė, reikia skaičiuoti jos įvertį.

Pastaba. Kontrolės charakteristikų ir jų įverčių žymėjimai atitinka standartą LST ISO 3534 [4].

Įverčių skaičiavimas

Kūgių ištisinės priimamosios kontrolės srautų schema pateikta [3] publikacijoje. Tarkim, kad iš gamybos priimamajai kontrolei buvo pateikta \bar{N} kūgių. Kontrolės operacijos duomenų bazėje fiksuojama:

N_q – skaičius gaminių iš srauto \bar{N} , kurie po pirmo pateikimo buvo pripažinti defektiniais;

N_U – skaičius kūgių iš srauto N_q , kurie buvo atiduoti utilizuoti;

N_R – skaičius kūgių iš srauto N_q , kurie po pirmo pateikimo buvo atiduoti regeneruoti;

\bar{N}_R – suminis skaičius gaminių, atiduotų regeneruoti (regeneracijos apkrovimas);

\bar{N}_K – suminis skaičius kūgių, patekusių į kontrolės operaciją (kontrolės apkrovimas);

N_p – skaičius kūgių iš srauto \bar{N} , kurie po pirmo pateikimo buvo pripažinti gerais ir pateko į sandėlį,

N_S – skaičius gaminių, patekusių į sandėlį.

Galioja tokios ryšio formulės:

$$\begin{cases} N_S = \bar{N} - N_U, \\ N_P = \bar{N} - N_q, \\ N_R = N_q - N_U, \\ \bar{N}_K = \bar{N} + \bar{N}_R. \end{cases} \quad (1)$$

Apskaičiuojame tikimybių $q, p, U, R, \bar{P}_S, \bar{Q}_R, \bar{P}_K$ [3] įverčius (ženklas „ $\hat{}$ “):

$$\begin{cases} \hat{q} = \frac{N_q}{\bar{N}}, \\ \hat{p} = \frac{N_P}{\bar{N}} = 1 - \hat{q}, \\ \hat{U} = \frac{N_U}{N_q}, \\ \hat{R} = \frac{N_R}{N_q} = 1 - \hat{U}, \\ \hat{P}_S = \frac{N_S}{\bar{N}}, \\ \hat{Q}_R = \frac{\bar{N}_R}{\bar{N}}, \\ \hat{P}_K = \frac{\bar{N}_K}{\bar{N}} = 1 + \hat{Q}_R; \end{cases} \quad (2)$$

čia q – tikimybė, kad gaminy bus pripažintas defektiniu; p – tikimybė, kad gaminy bus priimtas kaip geras; U – tikimybė, kad išbrokuotas kūgis yra neatitaisomas (atiduodamas utilizuoti); R – tikimybė, kad išbrokuotas kūgis gali būti taisomas (atiduodamas regeneruoti); \bar{Q}_R – tikimybinis regeneracijos operacijos apkrovimas; \bar{P}_K – kontrolės operacijos aprovimas (tikimybinis).

Skaičiuodami įverčius tariame, kad regeneracijos operacijos antros rūšies klaidos tikimybė β_R [3] yra lygi kontrolės operacijos klaidos tikimybei β , t. y. $\beta_R \approx \beta$. Analizuojame du atvejus: kai yra realios prielaidos, jog geri kūgiai nebus atiduoti regeneruoti ($\alpha = 0$), ir kai yra duomenų, kad tikimybė $\alpha > 0$.

- $\alpha = 0$ ($\beta_R = \beta$).

Iš [3] bei (1), (2) išraiškų gauname, kad šiuo atveju įvertis $\hat{Q}_R(\alpha = 0) = \hat{Q}_{R_0}$ aprašomas taip:

$$\hat{Q}_{R_0} = \frac{\hat{R}\hat{q}}{1 - \hat{\beta}(1 - \hat{\beta})} = \frac{\bar{N}_R}{N}, \quad \alpha = 0; \quad (3)$$

čia $\hat{q} = (1 - \hat{\beta})\bar{x} = \frac{N_q}{N}$, $\hat{R} = \frac{N_R}{N_q}$, $\bar{x} = \hat{E}(x)$.

Iš (3) išraiškos gauname lygtį

$$\hat{\beta}^2 - \hat{\beta} + 1 - \frac{N_R}{N_R} = 0, \quad (4)$$

kurios sprendinys yra įvertis $\hat{\beta}$:

$$\hat{\beta} = \frac{1}{2} - \sqrt{\frac{N_R}{N_R} - \frac{3}{4}} \approx \hat{\beta}_R. \quad (5)$$

Įverčiai \bar{x} , $\hat{\beta}_0$, \bar{x}_s , \bar{y}_u , \bar{y}_R , \hat{K} [3] apskaičiuojami pagal išraiškas:

$$\begin{cases} \bar{x} = \frac{\hat{q}}{1 - \hat{\beta}}, \\ \hat{\beta}_0 = \frac{\hat{\beta}}{1 - \hat{\beta}(1 - \hat{\beta})}, \\ \bar{y}_U = \frac{\hat{\beta}\bar{x}}{\hat{p}}, \\ \bar{y}_R = \hat{\beta}_0\bar{x}, \\ \bar{x}_s = \frac{1}{\hat{P}_s} (\hat{R}\bar{y}_R + \hat{U}\hat{p}\bar{y}_U) = \frac{\bar{x}}{\hat{P}_s} (\hat{\beta}_0\hat{R} + \hat{\beta}\hat{U}), \\ \hat{K} = \bar{x}/\bar{x}_s; \end{cases} \quad (6)$$

čia \bar{x} – defektingumo lygio prieš kontrolę vidurkio įvertis;

$\hat{\beta}_0$ – apibendrintos antros rūšies klaidos kontrolės ir regeneracijos metu įvertis;

\bar{x}_s – priimtų gaminių (sandėlyje) vidutinio defektingumo lygio įvertis (srautui $N_s = N_R + N_P$);

\bar{y}_R – srauto N_R , patekusio į sandėlį po visų regeneracijos ciklų, vidutinio defektingumo lygio įvertis;

\bar{y}_u – srauto N_P , priimto į sandėlį po pirmo pateikimo kontrolei, defektingumo lygio vidurkio įvertis.

Skaitinės įverčių modelių realizacijos, kai $\alpha = 0$, pateiktos 1 pavyzdyje.

- • $\alpha > 0$ ($\beta_R = \beta$).

Tikimybei α įvertinti reikia atlikti papildomą eksperimentą, kurio metu ne mažiau kaip trys (nelyginis skaičius) nepriklausomi operatoriai ekspertai prieš utilizacijos procesą pakartotinai patikrina visus N_U gaminius, skirtus utilizuoti. Gaminys pripažįstamas neatitiktiniu ir tinkamu utilizuoti, jeigu tokį sprendimą priima ne mažiau kaip du ekspertai iš trijų (trys iš penkių, keturi iš septynių ir t. t.). Kiti kūgiai (jeigu jų randama) yra geri. Taip visuma N_U išskaidoma į gerus gaminius N'_U , kur $N'_U \geq 0$, ir į neatitiktinius (defektinius neatitaisomus) gaminius N''_U , kur $N''_U \leq N_U$ ir $N_U = N'_U + N''_U$.

Tikimybių q' , q'' [1] įverčiai \hat{q}' , \hat{q}'' yra lygūs:

$$\hat{q}' = \frac{N'_U}{N_U} \hat{q} = \hat{\alpha}(1 - \bar{x}), \quad \hat{q}'' = \frac{N''_U}{N_U} \hat{q} = \hat{\alpha}(1 - \hat{\beta})\bar{x}; \quad (7)$$

čia $\hat{q} = \hat{q}' + \hat{q}''$, \hat{q}' – tikimybės, kad bus išbrokuotas geras gaminy, įvertis; \hat{q}'' – tikimybės, kad bus išbrokuotas defektinis gaminy, įvertis.

Gauname tokius tikimybių α , β ir q įverčius:

$$\begin{cases} \hat{\alpha} = \frac{\hat{q}'}{1 - \bar{x}}, \\ \hat{\beta} = 1 - \frac{\hat{q}''}{\bar{x}}, \\ \hat{q} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\bar{x}; \end{cases} \quad (8)$$

čia $\hat{\gamma} = 1 - \hat{\alpha} - \hat{\beta}$.

Įvertis \bar{x} yra nežinomas. Jam rasti pasinaudojame charakteristikos \bar{P}_x [3] įverčiu \hat{P}_x (9):

$$\hat{P}_x = 1 + \frac{\hat{Q}_R}{\hat{R}} = 1 + \frac{\bar{N}_R}{N_R} \hat{q} = \frac{1}{1 - \hat{\alpha}} \left[1 + \frac{\hat{q} - \hat{\alpha}}{1 - \hat{\beta}(1 - \hat{\beta})} \right]; \quad (9)$$

čia \hat{P}_x – kontrolės apkrovimo tikimybės \bar{P}_x įvertis, jeigu $U=0$.

Gauname trečiojo laipsnio lygtį (10), kurios sprendinys yra įvertis \bar{x} :

$$A_3\bar{x}^3 + A_2\bar{x}^2 - A_1\bar{x} + A_0 = 0; \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{čia } A_3 &= 1 + \hat{q} - \hat{P}_x, \quad A_2 = (1 + \hat{q}'' - \hat{q}')\hat{P}_x - 2\hat{q}'' - 1, \\ A_1 &= (A_2 + \hat{q}'')\hat{q}'', \quad A_0 = \left[(1 - \hat{q}')\hat{P}_x - 1 \right] (\hat{q}'')^2. \end{aligned}$$

Šiam atvejui ($\alpha > 0$) skaitinės realizacijos pateiktos 2 pavyzdyje.

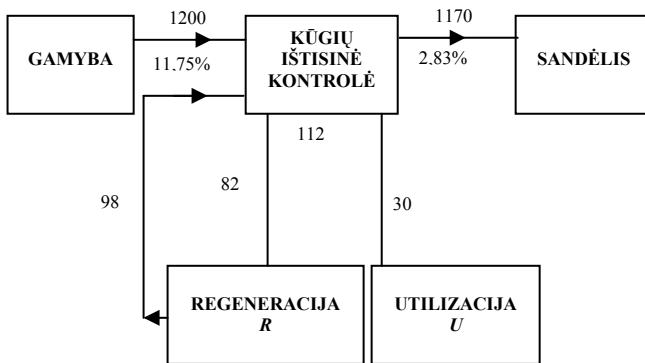
1 PAVYZDYS. $\alpha = 0$ ($\beta_R = \beta$).

$$\bar{N} = 1200, \quad N_q = 112, \quad \bar{N}_R = 98, \quad N_s = 1170.$$

Gaminių srautai ir charakteristikų įverčiai pateikti kompiuterio išklotinėje (1 pav.).

Kūgių išsėtinė priimamoji kontrolė

$$\bar{N} = 1200, \quad N_q = 112, \quad N_s = 1170, \quad \bar{N}_R = 98.$$



ĮVERČIAI

$\hat{P}_S = 97,50\%$	$\hat{q} = 9,33\%$	$\hat{p} = 90,67\%$	$\hat{Q}_R = 8,17\%$
$\hat{U} = 0,27$	$\hat{\beta} = 0,21$	$\bar{x} = 11,75\%$	$\hat{P}_K = 108,17\%$
$\bar{y}_U = 2,66\%$	$\bar{y}_R = 2,89\%$	$\hat{K} = 4,15$	$\hat{R} = 0,73$
$\hat{\beta}_0 = 0,25$	$\bar{x}_s = 2,83\%$		

SRAUTAI

$N_U = 30$	$N_R = 82$	$N_P = 1088$	$\bar{N}_K = 1298$
------------	------------	--------------	--------------------

1 pav. 1 pavyzdžio ($\alpha = 0$) pradiniai duomenys ir skaičiavimų rezultatai, gauti pagal kompiuterinę programą

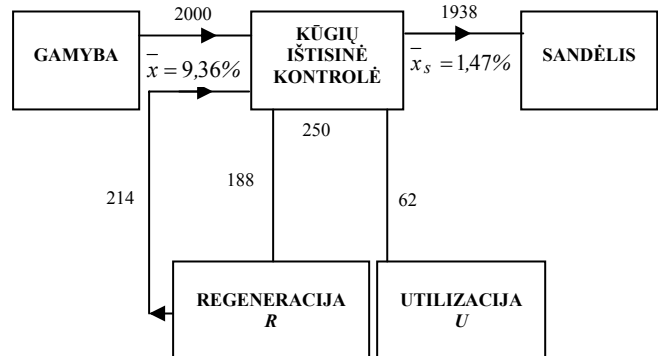
2 PAVYZDYS. $\alpha > 0$ ($\beta_R = \beta$).

$$\bar{N} = 2000, \quad N_q = 250, \quad N_U = 62, \quad N'_U = 22, \quad \bar{N}_R = 214.$$

Skaičiavimų rezultatai parodyti kompiuterio išklotinėje (2 pav.), kai $A_3 = -0,01729$, $A_2 = 0,02245$, $A_1 = 8,3144 \cdot 10^{-3}$, $A_0 = 5,9585 \cdot 10^{-4}$.

Kūgių išsėtinė priimamoji kontrolė

$$\bar{N} = 2000, \quad N_q = 250, \quad N_U = 62, \quad N'_U = 22, \quad \bar{N}_R = 214.$$



ĮVERČIAI

$\hat{P}_S = 96,90\%$	$\hat{q} = 12,50\%$	$\hat{p} = 87,50\%$	$\hat{Q}_R = 10,70\%$
$\hat{P}_x = 114,23\%$	$\hat{U} = 0,25$	$\hat{\beta} = 0,14$	$\hat{K} = 6,37$
$\hat{P}_K = 110,70\%$	$\bar{y}_U = 1,48\%$	$\bar{y}_R = 1,47\%$	$\hat{q}' = 4,44\%$
$\hat{q}'' = 8,06\%$	$\hat{R} = 0,75$	$\hat{\beta}_0 = 0,16$	$\hat{\alpha} = 0,05$

SRAUTAI

$N_S = 1938$	$N_R = 188$	$N_P = 1750$	$\bar{N}_K = 2214$
$N'_U = 40$			

2 pav. 2 pavyzdžio ($\alpha > 0$) pradiniai duomenys ir skaičiavimų rezultatai (kompiuterio išklotinė)

Išvados

1. Sudaryti kūgių išsėtinės priimamosios kontrolės nuosekliųjų įverčių skaičiavimo modeliai dviem skirtingiems srautams: taisomiesiems (regeneruojamiems) ir neatitaisomiesiems (utilizuojamiems) gaminiams, kai jų klasifikacija kontrolės metu atliekama su klaidomis.

2. Pateiktas planas papildomo eksperimento, kurį atlikus gaunami duomenys, reikalingi pirmos rūšies klaidos tikimybei α įvertinti utilizuojamų kūgių sraute.

3. Kūgių išsėtinės priimamosios kontrolės metu gaminių klasifikavimo klaidos sąlygoja klaidingus sprendimus ir dėl to atsirandančius ekonominius nuostolius.

4. Tikslinga nustatyti klaidų tikimybių viršutinės kontrolines ribas, kurios būtų sekamos laikui bėgant, norint atlikti prevencinius veiksmus, kad būtų galima laiku reguliuoti tikimybių vertes.

Literatūra

1. **Amitava Mitra.** Fundamentals of Quality Control and Improvement. – New Jersey: Prentice-Hall, 1998. – 723 p.

2. **Rinne H., Mittag H.** Статистические методы обеспечения качества (Statistische Methoden der Qualitätssicherung). – М: Машиностроение, 1995. – 601 с.
3. **Vaišvila A., Kalnius R., Eidukas D.** Kineskopų stiklo detalių priimamosios kontrolės modeliavimas // Elektronika ir elektrotechnika. – Kaunas: Technologija, 2004. – Nr.3(52). – P. 7–15.
4. **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 06 14

R. Kalnius, A. Vaišvila, D. Eidukas. Kineskopų stiklo detalių (kūgių) ištisinės priimamosios kontrolės charakteristikų nuoseklieji įverčiai // Elektronika ir elektrotechnika. – Kaunas: Technologija, 2004. – Nr. 6(55). – P. 62–65.

Sudaryti kūgių ištisinės priimamosios kontrolės su gaminių klasifikavimo klaidomis nepaslinktųjų nuosekliųjų įverčių modeliai. Remiantis realia kūgių gamybos situacija, sudaryti regeneruojamų (taisomųjų) gaminių srauto, utilizuojamų (neatitaisomųjų) gaminių bei mišraus srauto, kurį sudaro abiejų rūšių gaminiai, modeliai. Atskirai išanalizuoti atvejai, kai pirmos rūšies klaidos tikimybė (kad geras gaminy bus pripažintas defektiniu) utilizuojamų gaminių sraute paneigtinai maža ir kai yra objektyvios prielaidos, jog ši tikimybė gana didelė, ir reikia skaičiuoti jos įvertį. Pateiktas planas eksperimento, kuriuo gaunami duomenys, reikalingi pirmos rūšies klaidos tikimybei utilizuojamų kūgių sraute įvertinti. Pažymėta, kad gaminių klasifikavimo klaidos sąlygoja klaidingus kontrolės sprendimus ir dėl to atsirandančius ekonominius nuostolius. Todėl tikslinga nustatyti klaidų tikimybių viršutines kontrolines ribas, kad galima būtų laiku atlikti prevencinius tikimybių reikšmių reguliavimo veiksmus. Il. 2, bibl. 4 (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 Electrical Engineering. – Kaunas: Technologija, 2004. – No. 6(55). – P. 62–65.

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. 2, bibl. 4 (in Lithuanian; summaries in Lithuanian, English and Russian).

Р. Кальнюс, А. Вайшвила, Д. Эйдукас. Последующие оценки характеристик сплошного приемочного контроля стеклодеталей (конусов) для кинескопов // Электроника и электротехника. – Каунас:Технология, 2004. – № 6(55). – С. 62–65.

Получены последующие несмещенные оценки характеристик сплошного приемочного контроля стеклодеталей–конусов для кинескопов, когда изделия классифицируются с ошибками первого и второго рода. На основе реальной ситуации, возникающей при производстве конусов, модели созданы для потока ремонтируемых (регенерируемых) изделий, для перемонтируемых (утилизируемых) конусов, а также для общего потока из обоих разновидностей изделий. Отдельно рассмотрены случаи, когда вероятность ошибки первого рода в потоке перемонтируемых изделий пренебрежительно мала, и когда существуют объективные предпосылки того, что эта вероятность достаточно велика, и необходимо определить ее оценку. Предоставлен план эксперимента для получения данных, на основе которых может быть определена оценка вероятности ошибки первого рода в потоке неремонтируемых изделий. Отмечено, что ошибки при классификации изделий обуславливают ошибочные решения на сплошном контроле и вследствие этого возникающие экономические потери. Поэтому целесообразно для вероятностей ошибок установить верхние контрольные пределы, на основе которых были бы предприняты своевременные превентивные меры по регулировке значений вероятностей ошибок. Ил. 2, библи. 4 (на литовском языке; рефераты на литовском, английском и русском яз.).

DOI: 10.5755/j02.eie.10880