FAOL TAJRIBADA REGRESSION BIR OMILLI MATEMATIK MODELNI ANIQLASH METODIKASI

Joldasova Ayzada Bekbaulievna
Berdaq nomidagi Qoraqalpoq davlat universiteti «Sanoat texnologiyasi» kafedrasi assistenti
E-mail: ayzosh-2020@mail.ru

Annotatsiya. Maqolada to‘qima sanoatida bir omilli faol tajriba ma’lumotlarini qayta ishlash va regressiya modelini aniqlash metodikasi ko‘rib chiqiladi. Tadqiqotda arqoq ipidagi modal miqdori (X omili)ning to‘qimaning havo o‘tkazuvchanligiga (Y parametri) ta’siri o‘rganilgan. Tajribalar 5 daraja va har biri 5 marta takrorlangan holda olib borilgan. Statistik tahlllar (Smirnov–Grabs, Shapiro–Wilk, Cochran, Fisher, Student mezonlari) yordamida ma’lumotlarning normal taqsimlanganligi, dispersiyalarning bir hil ligi va modelning adekvatligi tekshirilgan. Natijada chiziqli regressiya tenglamasi olingan: Y = 144 + 0,55X, u tajriba ma’lumotlariga mos kelishi va regressiya koeffitsientlarining ahamiyatliligi isbotlangan.

Kalit so‘zlar: regressiya modeli, bir omilli tajriba, havo o‘tkazuvchanligi, modal ip, statistik tahll, Fisher mezoni, Student mezoni.

Аннотация. В статье рассматривается методика обработки данных однофакторного активного эксперимента и определения регрессионной модели в текстильной промышленности. Исследовано влияние содержания модальной нити в утке (фактор X) на воздухопроницаемость ткани (параметр Y). Эксперименты проведены на 5 уровнях, каждый повторен 5 раз. С помощью статистических анализов (критерии Смирнова–Граббса, Шапиро–Уилка, Кохрена, Фишера, Стьюдента) проверены нормальность распределения данных, однородность дисперсий и адекватность модели. В результате получено линейное регрессионное уравнение: Y = 144 + 0,55X, которое соответствует экспериментальным данным, и доказана значимость коэффициентов регрессии.

Ключевые слова: регрессионная модель, однофакторный эксперимент, воздухопроницаемость, модальная нить, статистический анализ, критерий Фишера, критерий Стьюдента.

Abstract. The article discusses the methodology for processing single-factor active experiment data and determining a regression model in the textile industry. The study examines the effect of the modal content in the weft thread (X factor) on the air permeability of the fabric (Y parameter). Experiments were conducted at 5 levels, each repeated 5 times. Statistical analyses (Smirnov–Grubbs, Shapiro–Wilk, Cochran, Fisher, Student’s tests) were used to check data normality, homogeneity of variances, and model adequacy. As a result, a linear regression equation was

ISSN 3030-3907

obtained: Y = 144 + 0,55X, which fits the experimental data, and the significance of the regression coefficients was proven.

Keywords: regression model, single-factor experiment, air permeability, modal thread, statistical analysis, Fisher's test, Student's test.

Kirish

Bir kirishli va bir chiqishli ob'ekt uchun regression modelni aniqlashda X omilning keng doiradagi o'zgarishlarida o'tkaziladi. Tajribani rejalashtirish matritsasida omil darajalari soni yoki tajribalar soni $N = 5$ deb qabul qilingan. Chiqish parametri Y ni aniqlash aniqligini oshirish uchun har bir matritsali tajriba bir necha marta takrorlanadi $(m = 5)$.

To'quv dastgohida X arqoq ipi tarkibidagi modal miqdorining foiziga qarab to'qimaning Y-havo o'tkazuvchanligi o'rganilgan jarayonlarni ko'rib chiqamiz [1-4]. 1-jadvalda matritsaning har bir u–tajribasining v–takroriy tajribasida Y_{UV} – chiqish parametrining $N = 5$ va $m = 5$ bo'lganda matoning havo o'tkazuvchanligi qiymatlari ko'rsatilgan.

1-jadval

Arqoq ipi tarkibidagi modalning foiziga qarab to'qimaning havo o'tkazuvchanligi qiymatlarining natijalari

	v	Y_{UV}								
X_u	u	1	2	3	4	5	$\sum Y_{ui}$	Y_u	$S_U^2\{Y\}$	$S_U\{Y\}$
20	1	156	157	156	157	156	780	156	0,5	0,71
40	2	167	164	165	167	166	825	165	2,5	1,58
60	3	178	176	177	179	175	885	177	1,5	1,22
80	4	193	187	190	192	188	950	190	4,25	2,06
100	5	198	199	198	199	198	990	198	0,5	0,71
300	∑							886	9,25	6,28

MATERIALLAR VA METODLAR

Tajribaning keskin ajralib turadigan ma'lumotlari mavjudligini tekshirish Smirnov-Grabs mezonining hisoblangan qiymatini quyidagi formula yordamida aniqlashni o'z ichiga oladi:

$$V_{R\,max} = \frac{(Y_{UV\,max} - Y_U)\left[\frac{m}{(m-1)}\right]^{0,5}}{S_U\{Y\}} \qquad (1)$$

Agar keskin ajralib turadigan maksimal qiymatga shubha qilinganda

$$V_{R\,min} = \frac{(Y_U - Y_{UV\,min})\left[\frac{m}{(m-1)}\right]^{0,5}}{S_U\{Y\}} \qquad (2)$$

ISSN 3030-3907

Agar $Y_{UV\,min}$ ning keskin ajralib turadigan minimal qiymatiga shubha qilinganda, bu yerda Y_U - omilning u-darajasida chiqish parametrining o‘rtacha qiymati ga teng

$$Y_U = \frac{1}{m}\Sigma\, Y_{UV} \qquad (3)$$

O‘rtacha kvadratik og‘ish

$$S_U^2\{Y\} = \frac{[\Sigma(Y_{UV}-Y_U)^2]}{(m-1)} \qquad (4)$$

Smirnov-Grabs mezonining hisoblangan qiymatlari ishonchlilik ehtimoli, $P_D = 0{,}95$ va takroriy tajribalar soni m, ya‘ni $V_T[P_D = 0{,}95, m = 5]$ bo‘lganda aniqlanadigan V_T ning jadval qiymati bilan taqqoslanadi. Agar $V_{R\,max} > V_T$ yoki $V_{R\,min} > V_T$ bo‘lsa, unda keskin ajralib turadigan $Y_{UV\,max}$ va $Y_{UV\,min}$ qiymatlari ma’lumotlarni keyingi statik qayta ishlashdan chiqarib tashlanadi.

Matritsaning birinchi tajribasi ma’lumotlarini tahlil qilishda ushbu jarayonni ko‘rib chiqamiz

$$\sqrt{V_{Rmax} = \frac{193-1}{2{,}06}}\sqrt{\frac{5}{5-1}} = 1{,}35 \qquad \sqrt{V_{Rmin} = \frac{187-190}{2{,}06}}\sqrt{\frac{5}{5-1}} = 1{,}35$$

X=80 va shubhali qiymatlar $Y_{UVmax} = 193$ va $Y_{UVmin} = 187$ bo‘lganda U=4. (2) va (3) formulalar bo‘yicha Y_U va $S_U^2\{Y\}$ ning hisoblangan qiymatlari 2.5-jadvalda keltirilgan. (2) va (3) formulalar yordamida $V_T[P_D = 0{,}95; m = 5] = 1{,}869$ ekanligini aniqlaymiz. Chunki $V_{R\,max} < V_T$; $V_{R\,min} < V_T$, keyin ko‘rib chiqilgan qiymatlar $V_{R\,max} < V_T$; $V_{R\,min} < V_T$, va $Y_{UVmin} = 187$ keskin farqlanmaydi va keyingi qayta ishlash uchun qoladi. Y_{UV} - tasodifiy o‘zgaruvchilar - matritsaning har bir u - eksperimenti uchun (masalan, U=1 uchun, X=20 bo‘lganda) normal taqsimlanishi haqidagi gipotezani tekshirish quyidagilarni o‘z ichiga oladi:

a) (2.3) formula yordamida o‘rtacha qiymatni aniqlash $Y_U = Y_1 = \frac{780}{5} = 156$

b) matritsaning 1-tajribasi uchun chiqish parametrining dispersiyasini quyidagi formula yordamida aniqlash $S_1^2\{Y\} = \left(\frac{1}{5-1}\right)\cdot[(156-156)^2 + (157-156)^2 + (156-156)^2 + (157-156)^2 + (156-156)^2] = 0{,}5$

v) formuladan foydalanib, mezonning hisoblangan qiymatini aniqlash

$$W_R = Q^2/S_{U^2}\{Y\} \qquad (5)$$

bu yerda

$$Q = q_m(Y_m - Y_1) + \ldots + q_{\text{m-k+1}}(Y_{m-k+1} - Y_k) \qquad (6)$$

m juft son bo‘lsa K= m/2;

m toq son bo‘lsa K= 1/2 (m-1);

$Y_m \geq Y_{m-1} \geq \ldots \geq Y_1$ bo‘lsa 157 > 156

$i = 1\ldots$ va K=3-50 uchun q_{m-i+1} ning qiymati keltirilgan [1, 4]

Misolda $Q = 0{,}6646\,(157-156) + 0{,}2413(157-156) = 0{,}91$

ISSN 3030-3907

shuning uchun $W_R = \frac{0,91^2}{0,5} = 1,66$

g) W_R ning hisoblangan qiymati jadval bilan solishtiriladi, u berilgan ishonchli ehtimollik va takroriy tajribalar (o‘lchashlar) ning ma‘lum sonida m aniqlanadi. Ko‘rib chiqilayotgan misol uchun $W_T(P_D = 0,95; m = 5) = 0,762$ W_{R1} mezonining hisoblangan qiymati tanlangan ishonchli ehtimollik uchun W_T ning jadval qiymatidan oshib ketganligi sababli Y_{1v} tasodifiy miqdorlarining normal taqsimlanishi haqidagi gipoteza rad etilmaydi.

Takroriy tajribalar soni $(m = 5)$ barcha matritsali tajribalar uchun bir xil bo‘lganligi sababli, dispersiyalarning bir xilliligini tekshirish uchun Kochren mezoni qo‘llaniladi, uning hisoblangan qiymati

$$G_R = \frac{S_U^2 max\{Y\}}{\Sigma S_U^2\{Y\}} = \frac{4,25}{9,25} = 0,46 \qquad (7)$$

G_R ning hisoblangan qiymati jadvaldagi G_T bilan taqqoslanadi, u matritsadagi tajribalar – N, dispersiyalarning erkinlik darajalari soni $f\{S_U^2\} = m - 1$ va berilgan ishonchlilik ehtimoli uchun aniqlanadi. Ko‘rib chiqilayotgan misolda: $G_T[P_D = 0,95; N = 5; f = 5 - 1 = 4] = 0,544$. $G_R < G_T$, bo‘lgani uchun dispersiylarning bir xilliligi, ya‘ni tajribalarning aniqligi va takrorlanuvchanligiga tengligi haqidagi gipoteza rad etilmaydi.

Matritsali tajribalarda chiqish parametrining o‘rtacha dispersiyasini aniqlash.

Agar tajribalarda dispersiya matritsalari bir hil bo‘lsa va takroriy tajribalar soni bir xil bo‘lsa, u holda o‘rtacha dispersiya quyidagi formula yordamida aniqlanadi

$$S_{(1)}^2\{Y\} = (1/N)\Sigma S_U^2\{Y\} = [\Sigma\,\Sigma(Y_{UV} - Y_U)^2]/(m-1)N \qquad (8)$$

Bu dispersiyaning erkinlik darajalari soni $f\{S_{(1)}^2\} = N(m-1)$

Ushbu dispersiya chiqish parametrlari qiymatlarining har bir omillar darajasidagi o‘rtacha qiymatlariga nisbatan o‘rtacha tarqalishini, ya‘ni tajribadagi tajribalar xatosini tavsiflaydi. Ko‘rib chiqilayotgan misolda bu dispersiya yoki boshqacha aytganda, takrorlanuvchanlik dispersiyasi tengdir

$$S_1^2\{Y\} = \frac{9,25}{5} = 1,85$$

Birinchi tartibning bo‘linmagan ayirmalar omillarning o‘zgarish oralig‘i doimiy bo‘lganda qo‘llaniladi, ya‘ni

$$J_X = X_2 - X_1 = \ldots = X_{U+1} - X_U \ldots = X_N - X_{N-1} = \text{const.}$$

Bizning holatimizda J_X omillarning o‘zgarish oralig‘i doimiy va teng

40 - 20 = 60– 40 = 80 – 60 = 100 – 80 = 20

Shuning uchun biz formuladan foydalanib, birinchi tartibning bo‘linmagan farqlarini aniqlaymiz

ISSN 3030-3907

$$\Delta_{H1}^{(1)} = \bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 \cdots \Delta_H^{(1)} = \bar{Y}_{U+1} - Y_U \cdots \Delta_{H\,(N-1)}^{(1)} = Y_N - Y_{N-1}$$

$$\Delta_{H1}^{(1)} = 165 - 156 = 9;\ \Delta_{H2}^{(1)} = 177 - 165 = 12;\ \Delta_{H3}^{(1)} = 190 - 177 = 13;\ \Delta_{H4}^{(1)} = 198 - 190 = 8$$

Tajribaning o‘rtacha kvadratik xatosi qiymatidan $\left(2S_{(1)}\{Y\} = 2x1{,}36 = 2{,}72\right)$ ikki baravar oshmaydigan chiqish parametrining birinchi tartibli bo‘linmagan farqlari orasidagi kichik farq tufayli, ularni bir xil deb taxmin qilishimiz va shuning uchun tajriba ma‘lumotlarini tavsiflash uchun to‘g‘ri chiziq tenglamasini shartli ravishda qabul qilishimiz mumkin.

Agar omilning har bir darajasi uchun chiqish parametrining dispersiyasi bir hil bo‘lsa, u holda regressiya koeffitsientlarini aniqlash uchun eng kichik kvadratlar usulini qo‘llash mumkin.

$\Sigma(Y_U - Y_{RU})^2 = \min$, dan foydalanib, quyidagi normal tenglamalar o‘rnatiladi:

$$d_0 N + d_1 \Sigma(X_U - X) = \Sigma Y_U$$

$$d_0 \Sigma(X_U - X) + d_1 \Sigma(X_U - X)^2 = \Sigma(X_U - X) Y_U$$

$\Sigma(X_U - X) = 0$, bo‘lgani uchun, bu tenglamalarni yechish natijasida biz quyidagilarga erishamiz:

$$d_0 = Y = \frac{1}{N\Sigma Y_U};\ d_1 = \Sigma(X_U - X) Y_U / \left(\Sigma(X_U - X)\right)^2$$

NATIJALAR VA MUHOKAMALAR

Ko‘rib chiqilayotgan misol uchun regressiya koeffitsientlarini aniqlaymiz. Kerakli miqdorlarning hisob-kitoblarini 2-jadvalda keltiramiz. $X = \frac{300}{5} = 60$ topamiz.

$$d_0 = Y = \frac{886}{5} = 177;\ d_1 = \frac{2180}{4000} = 0.55$$

Shunday qilib, kerakli tenglama quyidagi ko‘rinishga ega

$$Y_R = 177 + 0{,}55\,(X - 60) \text{ yoki } Y_R = 144 + 0{,}55 - X \qquad (9)$$

2-jadval

Ipdagi modal miqdori foizini va matoning havo o‘tkazuvchanligini hisoblash natijalari

U	X_U	X_U -X	$(X_u\text{-}X)^2$	$У_u$	$(X_U\text{-}X)\ У_u$
1	20	-40	1600	156	-6240
2	40	-20	400	165	-3300
3	60	0	0	177	0
4	80	+20	400	190	3800
5	100	+40	1600	198	7920
∑	300	0	4000	886	2180

ISSN 3030-3907

Olingan tenglamaning adekvatligini aniqlash uchun Fisher mezonidan foydalaniladi, uning hisoblangan qiymati quyidagi formula bo‘yicha aniqlanadi

$$F_R = S^2_{(2)}\{Y\}/S^2_{(1)}\{Y\}, \quad (10)$$

bu yerda $S^2_{(1)}\{Y\}$ - formula (8) bo‘yicha aniqlanadigan o‘rtacha dispersiya yoki takrorlanuvchanlik dispersiyasi; $S^2_{(2)}\{Y\}$ - Y_{RU} ning hisoblangan qiymatlariga nisbatan Y_u ning o‘rtacha eksperimental qiymatlarining dispersiyasini tavsiflovchi dispersiya, ya‘ni (2.10) formula bilan to‘g‘ri chiziqqa nisbatan aniqlangan.

Bu dispersiya bog‘liqlikdagi approksimatsiya aniqligini tavsiflaydi, $Y_U = f(X)$ to‘g‘ri chiziq va formula bilan aniqlanadi

$$S^2_{(2)}\{Y\} = m/(N-2)\Sigma(Y_U - Y_{RU})^2 \quad (11)$$

Bu dispersiyaning erkinlik darajasi quyidagiga teng $f\{S^2_{(2)}\} = N - 2$

(8) va (11) dan dispersiya qiymatini (10) formulaga qo‘yib, quyidagini olamiz:

$$F_R = \left(m\Sigma(Y_U - Y_{RU})/(N-2)\right)/([\Sigma\Sigma(Y_{UV} - Y_U)^2]/(m-1)N) \quad (12)$$

F_R ning hisoblangan qiymati $P_D = 0{,}95$ ishonchlilik ehtimoli va $f\{S^2_{(2)}\} = N - 2$ va $f\{S^2_{(1)}\} = (m-1)N$ dispersiyaning erkinlik darajalari sonida aniqlanadigan Fisher mezonining F_T jadval qiymati bilan taqqoslanadi. Agar $F_R \leq F_T$bo‘lsa, u holda (10) chiziqli tenglamaning tajriba ma’lumotlariga mosligi haqidagi gipoteza rad etilmaydi. (12) formula bo‘yicha yig‘indini hisoblash 3-jadvalda umumlashtirilgan.

3-jadval

Fisher mezonini aniqlashda ko‘rsatkichlarni hisoblash natijalari

U	X_U	d_1X_U	Y_{RU}	Y_U	Y_u-Y_{RU}	$(Y_u$-$Y_{RU})^2$
1	20	12	155	156	-1	1
2	40	22	166	165	-1	1
3	60	34	178	177	-1	1
4	80	46	190	190	0	0
5	100	55	199	198	-1	1
∑	300	-	-	886	-3	4

Ushbu 3-jadval ma‘lumotlaridan foydalanib, $S^2_{(2)}\{Y\} = \frac{5}{(5-2)} \cdot 4 = 6{,}6$ ni topamiz. Topilgan dispersiya qiymatlarini (12) formulaga qo‘yib, biz quyidagilarni olamiz:

$$F_R = \frac{6{,}6}{1{,}85} = 3{,}6$$

$F_T[P_D = 0{,}95; f\{S^2_{(1)}\} = 20;\ f\{S^2_{(2)}\} = 3] = 8{,}66$ ga teng, ya‘ni jadval qiymati bilan taqqoslaymiz f{S_((2))^2 }=3]=8,66. Ko‘rib chiqilayotgan misolda

ISSN 3030-3907

$F_R = 3{,}6 < F_T = 8{,}66$ shuning uchun chiziqli modelning adekvatligi haqidagi gipoteza rad etilmaydi.

Regressiya koeffitsientlarining ahamiyatini baholash uchun Styudent mezonlari qo‘llaniladi, ularning hisoblangan qiymati formula bo‘yicha aniqlanadi

$$t_R\{d_i\} = |d_i|/S\{d_i\} \quad (13)$$

bu yerda $S\{d_i\}$ - regressiya koeffitsientlarining o‘rtacha kvadratik og‘ishini baholash.

(13) tenglamadagi d_0 va d_1 regressiya koeffitsientlari dispersiyasining bahosi mos ravishda quyidagi formulalar bo‘yicha aniqlanadi:

$$S^2\{d_0\} = \frac{S^2\{Y\}}{mN} = S^2\{Y\}/N \quad (14)$$

$$S^2\{d_1\} = \frac{S^2\{Y\}}{m\Sigma(X_U - X)^2} = S^2\{Y\}/\Sigma(X_U - X)^2 \quad (15)$$

(14) va (15) formulalar S2{Y} dispersiyani o‘z ichiga oladi, bu chiziqli bo‘g‘lanish (9) sharti bo‘yicha chiqish parametrining Y_U tasodifiy o‘zgaruvchisi dispersiyasining umumiy bahosi hisoblanadi. Bu dispersiya quyidagi formula bo‘yicha aniqlanadi

$$S^2\{Y\} = \left((m-1)NS^2_{(1)}\{Y\} + (N-2)S^2_{(2)}\{Y\}\right)/(mN-2) \quad (16)$$

Bu dispersiyaning erkinlik darajalari soni $f\{S^2\} = m{\cdot}N - 2$ (17) ga teng.

(16) formulaga kiruvchi avval aniqlangan qiymatlarni qo‘yib, ko‘rib chiqilayotgan misol uchun Y tasodifiy miqdorining yig‘indi dispersiyasini topamiz

$$S^2\{Y\} = \frac{\left((5-1)\cdot 5\cdot 1{,}85 + (5-2)\cdot 6.6\right)}{(5\cdot 5 - 2)} = 36{,}1$$

(14) va (15) formulalar yordamida regressiya koeffitsientlarining dispersiyasini aniqlaymiz: $S^2\{d_0\} = \frac{36{,}1}{5\cdot 5} = 1{,}44$; $S^2\{d_1\} = \frac{36{,}1}{5\cdot 4000} = 0{,}0018$;

$S\{d_0\} = 1{,}18$; $S\{d_1\} = 0{,}042$.

Styudent mezonining hisoblangan qiymatlari (13) formula yordamida aniqlaymiz

$$t_R\{d_0\} = \frac{144}{1{,}18} = 122;\ t_R\{d_1\} = \frac{0{,}55}{0{,}042} = 13{,}1.\ Y_R = 144 + 0{,}55 - X.$$

Ishonchlilik ehtimoli $P_D = 0{,}95$ ga, erkinlik darajalari soni esa $f\{S^2\} = \frac{5}{5-2} = 23$ ga teng bo‘lishi sharti bilan Styudent mezonining jadval qiymatini aniqlaymiz. Shuning uchun: $t_T[P_D = 0{,}95; f = 23] = 2{,}07$.. $t_R\{d_0\} = 122 > t_T = 2{,}07$ va $t_R\{d_1\} = 13{,}1 > t_T = 2{,}07$ bo‘lgani uchun olingan koeffitsientlar ahamiyatli, shuning uchun Y va X o‘rtasidagi bog‘liqlik muhim. Regressiya koeffitsientlarining mutlaq ishonchlilik xatolari $E\{d_i\} = S\{d_i\}t_T[P_D; f\{S^2\}]$ formulasi bilan aniqlanadi.

Ko‘rib chiqilayotgan misolda bu xatolar $E\{d_0\} = 1{,}18\cdot 2{,}07 = 2{,}5$ ga teng.

ISSN 3030-3907

$E\{d_1\} = 0{,}042 \cdot 2{,}07 = 0{,}1$ (2.10) chiziqli tenglamadagi δ_0, $\delta_1$regressiya koeffitsientlarining haqiqiy qiymatlari uchun ishonchli intervallari $d_i - E\{d_i\} \leq \delta_i \leq d_i + E\{d_i\}$ tengsizligi bilan aniqlanadi.

Ko‘rib chiqilayotgan misol uchun P_d=0,95 regressiya koeffitsientlarining ishonchli intervallari quyidagicha:

$$144 - 2{,}5 = 141{,}5 \leq \delta_0 \leq 144 + 2{,}5 = 146{,}5;$$

$$0{,}55 - 0{,}1 = 0{,}45 \leq \delta_1 \leq 0{,}55 + 0{,}1 = 0{,}65.$$

Shu bilan ko‘rib chiqilayotgan bir omilli tajriba ma‘lumotlarini statistik qayta ishlashni yakunlaymiz.

XULOSA

Maqolada to‘qima sanoati uchun muhim bo‘lgan havo o‘tkazuvchanligi parametrini arqoq tarkibidagi modal miqdori omili bilan bog‘liqligini o‘rganishga qaratilgan bir omilli regressiya modelini qurish metodikasi batafsil yoritilgan. Tajriba ma’lumotlari statistik jihatdan qayta ishlanib, ma’lumotlarning normal taqsimlanishi, dispersiyalarning bir hil ligi, modelning adekvatligi va regressiya koeffitsientlarining ahamiyatliligi isbotlandi. Olingan chiziqli bog‘lanish Y = 144 + 0,55X tenglamasi orqali ifodalangan bo‘lib, u amaliyotda to‘qimalarning havo o‘tkazuvchanligini nazorat qilish va bashoratlash imkonini beradi. Bu metodika to‘qima sanoatida materiallar xususiyatlarini optimallashtirish va sifat nazoratini ilmiy asosda olib borish uchun qo‘llanilishi mumkin.

FOYDALANILGAN ADABIYOTLAR

1. Amzaev L.A. Tadqiqot ilmiy asoslari va texnologik jarayonlarni muqobillash.: Darslik/ - Toshkent.: 2008 - 190 b.

2. Рахимходжаев С.С., Кадырова Д.Н. Теория строения ткани (сложные переплетения). Учебник, 2024. LAPLAMBERT ACADEMIC PUBLISHING, Mauritius. С.71.

3. Расулов Х. Ю. Рахимходжаев С.С. Исследование и оптимизация натяжения нитей на бесчелночных ткацких станках при выработке сорочечных тканей. Монография, 2024. LAPLAMBERT ACADEMIC PUBLISHING, Mauritius. С.68.

4. ГОСТ ИСО 9237-2002. Ткани и штучные изделия хлопчатобумажные и смесовые. С.5.

ISSN 3030-3907