NEW RENAISSANCE international scientific journal
ResearchBib IF - 11.01, ISSN: 3030-3753, Volume 2 Issue 7

QURILISH SOHASIDA MALAKALI MUTAXASSISLARNI TANLAB OLISHDA TEST-SINOV NATIJALARINI MANTIQIY TAHLIL QILISH VA EKSPERTLIK XULOSALARINI AVTOMATLASHTIRISH TIZIMI

Haydarov Jonibek Kamol o'g'li
Mirzo Ulug'bek nomidagi Samarqand davlat arxitektura – qurilish universiteti,
"Axborot texnologiyalari" kafedrasi katta o'qituvchisi
E-mail: ***haydarov.jonibek@samdaqu.edu.uz***
(+99897 390-16-90)

https://doi.org/10.5281/zenodo.15862098

Annotatsiya. *masofaviy ta'lim tizimida nazoratning muhim bosqichlaridan biri test-sinovini otkazish va uning natijalarini tahlil qilish masalasidir. Ushbu ishda, test-sinov natijalarini mantiqiy tahlil qilish va exspertlik xulosalar berish jihatlari bayon etilgan.*

Kalit so'zlar: *binary matrisa, test og'irlik vazni, dispersiya, korelyasiya, korelyasiya matrisasi, expert xulosa.*

Test natijalarini statistikasini aniqlash natijalar matrisasi a_{ij} ni hosil qilishdan boshlanadi. a_{ij}, NxM o'lchovli matrisa bo'lib, M-testlar soni, N-sinovdan o'tuvchilar sonini bildiradi. Matrisaning i-satr va j-ustun kesishmasida j-sinovdan o'tuvchining i-testga javobi belgilanadi. Testning javobi ko'p qirrali mezon bo'yicha baholanadigan bo'lsa, 0 dan 9 interrvaldagi sonlar bo'ladi. U holda har bir son ma'lum bir holatni bildiradi[1]. Masalan: 0 umuman bilimga ega bo'lmaslik yoki 9 to'liq bilimga ega bo'lish.

Qaralayotgan diapazondagi sonlar bilan belgilangan natija ustida hech qanday arifmetik amal bajarish mumkin emas chunki bu sonlar ma'lum bir shart asosidagi bilimga qo'yiladigan farqlanish belgisi hisoblanadi.

Testga javob "ha" yoki "yo'q" yoki "to'g'ri"yoki "noto'g'ri" tarzida ham belgilanishi mumkin. Agar ular 1 va 0 raqamlari bilan almashtirilsa binar matrisa hosil bo'ladi. Ya'ni 1 to'g'ri javobni, 0 noto'g'ri javobni bildiradi.

Test topshiruvchi| \ Test nomeri	1	…	j	…	M
1					
…					
i			a_{ij}		
…					
N					

1-jadval. Binar matrisa

$$a_{ij} = \begin{cases} 1, & agar\ javob\ to'gri\ bo'lsa\ i = \overline{1, N} \\ 0, & agar\ javob\ noto'g'ri\ bo'lsa\ j = \overline{1, N} \end{cases}$$

Test-sinob natijalarini tahlil qilish uchun quyidagilarni aniqlash lozim.

$X_i = \sum_{j=1}^{M} a_{ij}$ – i – sinovdan o'tuvchilar to'plagan shaxsiy bali,

$R_j = \sum_{i=1}^{N} a_{ij}$, $W_j = N - R_j$ – mos ravishda j – test bo'yicha to'g'ri va noto'g'ri javoblar soni,

$P_j = \frac{R_j}{N}$, $Q_j = 1 - P_j$ – mos ravishda j – test bo'yicha to'g'ri va noto'g'ri javoblar salmog'i (j – testning statistik vazni).

1 – jadvalda keltirilgan binary matrisaga mos ushbu miqdorlarni hisoblasak 2– jadval hosil bo'ladi.

	1	…	M	X_i
1				x_1
…				.
N				x_M
R_j	r_1	…	r_M	
W_j	w_1	…	w_M	
P_j	p_1	…	p_M	
Q_j	q_1	…	q_M	

2-jadval. Statistik miqdorlari hisoblangan binar matrisa.

Natijalarni dastlabki tahlilini o'tkazish uchun (2) binar matrisani X_i va R_j miqdorlarning qiymatini kamayish tartibida saralaymiz va uni quyidagi shartlar asosida tahrirlaymiz:

− barcha ishtirokchilar javob bergan testlarni testlar majmuasidan chiqaramiz chunki, bu topshiriqlar asosida ishtirokchilarni farqlab bo'lmaydi;

− R_j=0 bo'lganda ya'ni, agar j–testga biror ta ham ishtirokchi javob berolmagan bo'lsa bunday testlar ham test majmuasidan olib tashlanadi;

− agar biror ishtirokchi barcha testlarga javob bergan bo'lsa unga mos satr o'chiriladi.

Test topshiriqlarining muhim xususiyatlaridan yana biri P_j va q_j larning dispersiyasi hisoblanadi. Dispersiya qiymati qancha katta bo'lsa mos test uchun sinovdan o'tuvchilarni maksimal farqlash imkonini beradi[5].

Gudman nazariyasiga ko'ra sinovdan o'tuvchilar qiyin topshiriqlarga javob bergan bolsalar u holda oson topshiriqlarga ham javob bergan bo'lishlari lozim. Agar qiyin topshiriqqa javob berib oson topshiriqqa javob berolmagan bo'lsa u holda bunday test topshiruvchi yoki tavakkaldan javob bergan yoki ko'chirgan yoki topshiriqda noaniqliklar mavjud.

Kasbga yo'naltirilgan test sinovidan o'tuvchilarni kasbiy mahoratini farqini aniqlash imkonini berishi lozim. Bu esa individual test ballari bir biridan yetarlicha farq qilishi lozim.

Test natijalarini variasiyasi o'rta qiymatdan chetlanishni aniqlaydi:

$\Delta = X_i - \overline{X}$

Barcha individual ballarning bir xil bo'lishi variasiyaning nolga teng bo'lishini anglatadi. Agar individual ballar turlicha bo'lsa u holda o'rta qiymatdan chetlashish musbat yoki manfiy bo'lishi mumkin va barcha testlar bo'yicha chetlashishlar yig'indisi nolga teng bo'ladi. Shuning uchun test ballari variasiyasini, xususiyatini ifodalovchi o'rta kvadratik chetlashish yig'indisi sinovdan o'tuvchilar soni N ga bog'liq[2]. Ushbu bo'gliqlikdan qutilish uchun N ga teskari proporsional bog'liqlik qo'llaniladi va natijada dispersiya tushunchasi hosil bo'ladi.

$$S_X^2 = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(X_i - \overline{X})^2$$

Hisoblashlar oson bo'lishi uchun dispersiya ifodasini quyidagi ko'rinishga keltirish mumkin.

$$\sum_{i=1}^{N}(X_i - \overline{X})^2 = \sum_{i=1}^{N}(X_i^2 - 2X_i\overline{X} + \overline{X}^2) = \sum_{i=1}^{N}X_i^2 - 2\overline{X}\sum_{i=1}^{N}X_i + \sum_{i=1}^{N}\overline{X}$$

Agar

$$\sum_{i=1}^{N}X_i = N\overline{X}$$

ekanligini va

$$\sum_{i=1}^{N}(X_i - \overline{X})^2 = \sum_{i=1}^{N}X_i^2 - 2\overline{X}\sum_{i=1}^{N}X_i + \sum_{i=1}^{N}\overline{X} = \sum_{i=1}^{N}X_i^2 - 2N\overline{X}^2 + N\overline{X}^2 = \sum_{i=1}^{N}X_i^2 - N\overline{X}^2 =$$

$$= \sum_{i=1}^{N}X_i^2 - N\left(\sum_{i=1}^{N}\frac{X_i}{N}\right)^2 = \sum_{i=1}^{N}X_i^2 - \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}X_i\right)^2 = \frac{1}{N}\left(N\sum_{i=1}^{N}X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{N}X_i\right)^2\right)$$

larni hisobga olsak quyidagi dispersiya formulasini hosil qilamiz

$$S_i^2 = \frac{1}{N(n-1)}\left(N\sum_{i=1}^{N}X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{N}X_i\right)^2\right)$$

Test ballari dispersiyasining qiymati ularning sifati va sinovdan o'tuvchilarning kasb mahoratini farqi to'g'risida fikr yuritish imkonini beradi.

Agar test balining o'rta arifmetigi standart chetlashishning uchlanganiga teng bo'lsa

$$\overline{X} \approx 3S_i$$

u holda dispersiya optimal, test ballarining taqsimoti normal hisoblanadi. Lekin tajribada o'rta arifmetik yuqoridagi xususiyatga ega bo'lmasa ham test ballarining taqsimoti normal taqsimotga juda yaqin bo'lishi ma'lum.

Test bu oddiy to'plam bo'lmasdan baliki test topshiriqlar tizimidan iborat. Uning tizimliligini, ya'ni test topshiriqlarining o'zaro bog'liqligi mavjud ekanligini test sinov tajribalaridan aniqlash mumkin.

Test topshirqlari o'rtasidagi korelyasiyani (bog'liqlikni) baholash testning tizimlilik xususiyatini aniqlash imkonini beradi. Bu imkoniyat esa testlar majmuasini "tozalash" ya'ni bogliqlikka putr yetkazadigan test topshiriqlaridan xalos qilish imkoniyatini beradi.

X va Y miqdorlarning o'zaro bog'liqligini aniqlash uchun ularning katta va kichik qiymatlari o'rtasida bog'liqlik mavjud yoki yo'qligini aniqlashdan iborat[4].

$$(X_i - \overline{X})(Y_i - \overline{Y})$$

Agar X_i ning katta qiymatlari Y_i ning katta qiymatlariga mos bo'lsa, u holda yuqoridagi ko'paytma musbat va katta bo'ladi.

$$X_i > \overline{X}, Y_i > \overline{Y}$$

Xuddi shunday munosabat kichik miqdorlar o'zaro mosligida ham kuzatiladi.

Agar X_i ning katta miqdorlari Y_i ning kichik miqdorlariga mos kelsa, u holda ko'paytma katta miqdorlar bo'lib manfiy bo'ladi. Bu esa ularning teskari bog'liqligini bildiradi[1]. Agar X_i va Y_i larning katta va kichik miqdorlari o'rtasida tizimli bog'liqlik bo'lmasa u holda ko'paytma musbat va manfiy bo'lib quyidagi yigindi nolga yaqin bo'ladi.

$$\sum_{i=1}^{N}(X_i-\overline{X})(Y_i-\overline{Y})$$

Ushbu yig'indi X va Y larning qiymatlar soniga bog'liq bo'lmasligi uchun uni N – 1 ga bo'lish lozim, natijada

$$S_{XY}=\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\overline{X})(Y_i-\overline{Y})}{N-1}$$

formula hosil bo'ladi.

Standart chetlashishni bo'gliqlik qiymatiga ta'sirini kamaytirish uchun S_{XY} ni, X va Y larning standart chetlashishiga bo'lish lozim:

$$r_{XY}=\frac{S_{XY}}{S_X S_Y}$$

X va Y o'rtasidagi ushbu bo'gliqlik mezoni Pirson korelyasiya koyefisenti deyiladi va quyidagi ko'rinishni oladi:

$$r_{XY}=\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\overline{X})(Y_i-\overline{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\overline{X})^2}\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\overline{Y})^2}}$$

Hisoblashlar qulay bo'lishi uchun r_{XY} ni

$$r_{XY}=\frac{N\sum_{i=1}^{N}X_iY_j-\left(\sum_{i=1}^{N}X_i\right)\cdot\left(\sum_{i=1}^{N}Y_i\right)}{\sqrt{\left(N\sum_{i=1}^{N}X_i^2-\left(\sum_{i=1}^{N}X_i\right)^2\right)\left(N\sum_{i=1}^{N}Y_i^2-\left(\sum_{i=1}^{N}Y_i\right)^2\right)}}$$

ko'rinishda yozish mumkin. r_{XY} ning qiymati -1 va 1 oralig'ida o'zgaradi.

X va Y lar o'rtasida chiziqsiz bog'liqlik mavjud bo'lganda va bu bog'liqlik juda kuchli bo'lganda ham korelyasiya koyefisenti nolga yaqin bo'lishi mumkin.

Test topshiriqlari o'ratasidagi bog'liqlikni aniqlash uchun binar jadvalning har bir test topshrig'i uchun ustunlariga ko'ra korelyasiya koyefisenti hisoblanishi lozim. Buning uchun quyidagilar aniqlanishi kerak:

P_m – m-testga to'g'ri javoblar soni;
Q_m – m-testga noto'g'ri javoblar soni;
P_k – k-testga to'g'ri javoblar soni;
Q_k – k-testga noto'g'ri javoblar soni;
P_{mk} – m va k-testga to'g'ri javoblar soni.

Agar test topshiriqlari matrisasi 1-to'g'ri, 0–noto'g'ri tarzda to'ldirilgan bo'lsa, u holda ularga mos korelyasiya koyefisenti φ koyefisent deb ataladi. m va k–test topshiriqlarining o'zaro bog'liqlik koyefisenti φ_{mk} quyidagicha bo'ladi :

$$\phi_{mk}=\frac{p_{mk}-p_m p_k}{\sqrt{p_m q_m p_k q_k}}$$

Bu formula Pirson korelyasiyasi φ koyefisentiga teng kuchli.

Ushbu formulaga asosan korelyasiya matrisasi aniqlanadi. U MxM o'lchamdagi matrisa bo'lib, M – test topshriqlar soniga teng. 1-jadval asosida berilgan test topshriqlariga mos korelyasiya matrisasini 3- jadval ko'rinishda hosil qilish mumkin.

	1	**…**	**M**	r_{pb}
1			c_{1M}	α_1
…			**…**	**…**
N			c_{NM}	α_n
$\sum r_{x_m x_k}$	l_1	**…**	l_m	
$\bar{r}_{x_m x_k}$	v_1	**…**	v_m	

3-jadval

Jadvalning oxirgi r_{pb} ustuni har bir testning ya'ni, p–testning sinovdan o'tuvchilar to'plagan balga nisbatan korelyasiya koyefisentini bildiradi va u nisbiy korelyasiya koyefisenti r_{pk} deb ataladi :

$$r_{pb} = \frac{\overline{X_1} - \overline{X_0}}{s_x} \sqrt{\frac{n_1 n_0}{n(n-1)}}$$

bu yerda,

$\overline{X_1}$ - berilgan topshriqni bajargan ishtirokchilarni o'rtacha bali;

$\overline{X_0}$ - berilgan topshriqni bajarmagan ishtirokchilarni o'rtacha bali;

n_1 - berilgan topshriqni bajarganlar soni;

n_0 - berilgan topshriqni bajarmaganlar soni;

$n = n_1 + n_0$ - umumiy ishtirokchilar soni;

S_X - barcha ishtirokchilar individul balining standart chetlashuvi.

3-jadvalning quyi satrlarida mos ravishda har bir topshiriqning korelyasiya koyefisentining yigindisi va o'rta arifmetigi keltirilgan. r_{pb} koyefisentni aniqlash degani, tanlangan testlar majmuasi sinovdan o'tuvchilar malakasining haqqoniyligini aniqlash maqsadi (validlik) bajarilganligining mezoni hisoblanadi. Ushbu maqsadga erishish uchun test topshiriqlari natijasi va individual ballar korelyasiyasi yuqori darajada bo'lishi lozim.

Tajriba sinovlarga ko'ra bu koyefisent $r_{pb} \geq 0.5$ bo'lishi va test topshiriqlari o'rtasidagi ozaro korelyasiyasi $P_{xy} \leq 0.3$ bo'lishi lozim. Agar X va Y test topshiriqlari o'rtasidagi korelyasiya 1 ga yaqin bo'lsa, ulardan biri ortiqcha hisoblanadi.

Ushbu xulosalarga ko'ra 1-jadval ko'rinishda berilgan test natijalarining matrisasini 3-jadval natijalari asosida quyidagicha tahlil qilish mumkin.

- Testlarning o'zaro korelyasiyasi manfiy bo'lmasligi lozim. Agarda birorta test ko'pchilik testlarga nisbatan manfiy korelyasiyaga ega bo'lsa, u holda boshqa test natijalariga nisbatan bu testga berilgan javob teskari bo'lishini bildiradi. Bu esa ushbu test topshirig'ining mazmunida qo'pol xatoliklar mavjud yoki uning tuzilishi noto'g'ri (to'g'ri javob mavjud emas) yoki bu test qaralayotgan yo'nalishga mos emas;
- Agarda birorta testning inbdividual ballarga nisbatan korelyasiyasi $r_{pb} < 0$ bo'lsa bunday test ham olib tashlanishi lozim.

Agar bir xil test topshiriqlar majmuasi va bir xil sinovdan o'tuvchilar guruhi uchun natijalar jadvali o'zgarmasa bunday test topshriqlar majmuasi ishonchli majmua deyiladi.

Shuning uchun sinovning sifati test topshiriqlari majmuasiga bog'liq.

Testlar majmuasining ishonchlilik darajasini aniqlash uchun individual ballarga nisbatan Pirson korelyasiya koyefisentini bir xil testlar majmuasi uchun bir necha marta o'tkazilgan sinovlarda hisoblash lozim. Agar bir xil natijalar qayd qilinsa test majmuasi ishonchli bo'ladi.

Umuman test majmuasining ishonchliligini aniqlash uchun bir qancha usullar mavjud. Klassik test nazariyasiga asosan testning ishonchlilik darajasi quyidagicha aniqlanadi

$$r_t = 1 - \frac{s_E^2}{s_X^2}$$

Bu yerda S_E^2 test bali xatolik ulushining dispersiyasi, S_X^2 - kuzatilgan test balining dispersiyasi. Agarda xatolik mavjud bo'lmasa r_i=1. Agar $S_E^2 = S_X^2$ bo'lsa test absolyut xato hisoblanadi. Sinov xatoligi testning ishonchligi r_i ga bog'liq.

$$s_E = s_X \sqrt{1 - r_t}$$

j-test topshirig'ining haqqoniy test ballari T ga nisbatan korelyasiyasi, uning boshqa test topshirig'iga nisbatan korelyasiyasining o'rta qiymatiga bog'liq.

$$r_{jT} = \sqrt{\overline{r_j}} \qquad (1)$$

Agar test topshiriqlari o'zaro yuqori korelyasiyaga ega bo'lsa u holda ular yuqori ishonchlilikka ega bo'lib xatolik darajasi past bo'ladi.

Test topshiriqlarining haqqoniyligini aniqlash uchun iloji boricha ko'proq sinovchilar ishtirok etishi lozim. Test majmuasining ishonchliligini aniqlash uchun quyidagi formulalardan foydalanish mumkin:

$$r_t = \frac{N\sum_{i=1}^{N} X_i Y_j - \left(\sum_{i=1}^{N} X_i\right)\cdot\left(\sum_{i=1}^{N} Y_i\right)}{\sqrt{\left(N\sum_{i=1}^{N} X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{N} X_i\right)^2\right)\left(N\sum_{i=1}^{N} Y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{N} Y_i\right)^2\right)}} \qquad (2)$$

Bu erda X_i va Y_i lar i–ishtirokchining mos ravishda 1 va 2- test sinovlaridagi individual ballari. N ishtirokchilar soni.

r_i ning qiymatini aniqlashda quyidagi usullar qo'llanilqadi:

a) Sperman Braun formulasi;

$$r_t = \frac{2r_t}{1 + r_t} \qquad (3)$$

b) barcha test topshiriqlarining o'zaro o'rtacha korelaysiya koyefisentlariga asoslangan usul:

$$r_t = \frac{M\overline{R}}{1 + (M-1)\overline{R}} \qquad (4)$$

c) test topshiriqlarining variasiyasi p_j va q_j ga asoslangan usul.

$$r_t = \frac{M}{M-1}\left(1 - \frac{\sum_{j=1}^{M} p_j q_j}{s_x^2}\right) \qquad (5)$$

M test topshiriqlar soni, S_X^2 sinovdan o'tuvchlar individual ballarning dispersiyasi.

REFERENCES

1. Майоров А.Н. – Теория и практика создания тестов для системы образования. – М.: «Интеллект-центр», 2001. -296 с.
2. Челышкова М.Б. Теория и практика конструирования педагогических тестов: Учебное пособие. –М.: Логос, 2002. -432 с.
3. Ким В.С. Формирователь бинарных и корреляционных матриц // Тезисы межвузовской научно-методической конференции “Наука и учебный процесс” 17-19 декабря,1996, Ч.2, -Владивосток,1996. С.95-96.
4. Ким В.С. Компьютерное тестирование, как элемент управления учебным процессом // Вестник МГОУ. Серия "Педагогика", 2007, том 2. -С. 94-98.
5. I. Khujaev, J Khujaev, M Eshmurodov and K Shaimov. Differential-difference method to solve problems of hydrodynamics. Journal of Physics: Conference Series 1333. 2019. -P. 1-8.
6. M Kh Eshmurodov, K M Shaimov, I Khujaev and J Khujaev. Method of lines for solving linear equations of mathematical physics with the third and first types boundary conditions//Journal of Physics: Conference Series 2131, 2021. -P.1-10.
7. KM Shaimov, MK Eshmurodov, I Khujaev, ZI Khujayev. The method of lines for solving equations of mathematical physics with boundary conditions of the first and third types//*AIP Conference Proceedings* 2612, 030028 (2023). https://doi.org/10.1063/5.0124614
8. Eshmurodov M.X., Xaydarov J.K., Axmedova A.E.,Islamov K.S. Kiber tahdidlarni aniqlashda mashinaviy o‘rganish texnologiyalarining roli // Modern Science and Research, 4(6), 574–577.
9. Eshmurodov M.X., Shaimov K.M., Elmurodov B.E., G’aybulov Q.M. Sun’iy intellekt yordamida kiberxavfsizlikni mustahkamlash: zamonaviy yondashuvlar va algoritmlar // Modern Science and Research, 4(5), 1758–1761.