МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ НАЦІОНАЛЬНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ УКРАЇНИ "КИЇВСЬКИЙ ПОЛІТЕХНІЧНИЙ ІНСТИТУТ" ФІЗИКО-ТЕХНІЧНИЙ ІНСТИТУТ

Кафедра математичних методів захисту інформації

3BIT

3 ВИРОБНИЧОЇ ПРАКТИКИ

Напрям підготовки: 6.040301 «Прикладна математика» Тема: «Розробка автоматизованого тестуючого комплексу, що враховує психологічні особливості студентів»

Виконав студент 4 курсу
групи ФІ-13
Кригін Валерій Михайлович
Науковий керівник:
Доктор фізико-математичних наук, професор
Дороговцев Андрій Анатолійович

 $(ni\partial nuc)$

3MICT

1 B	Ступ	3
1.1	Обтрунтування та актуальність роботи	3
1.2	Мета та завдання	3
2 O	сновна частина	4
2.1	Теоретичні відомості	4
2.1.1	Метод головних компонент	4
2.1.2	Р. Гістограма	7
2.1.3	Критерій узгодженості Пірсона χ^2	8
Перс	елік посилань	1

1 ВСТУП

1.1 Обгрунтування та актуальність роботи

Існуючі на даний момент системи тестування недостатньо гнучкі: вони аналізують лише відповіді на запитання, відносячи їх до вірних або невірних, а на цій базі роблять кінцевий висновок щодо знань студента. Стрімкий розвиток комп'ютерної техніки й інформаційних технологій надає можливість визначати ритм складання тесту, а також індивідуальні особливості людини. Дані психологічних досліджень допоможуть правильно трактувати отримані значення, а добре вивчені та перевірені часом математичні методи надають великі можливості для систематизації та обробки результатів вимірювання.

1.2 Мета та завдання

Завдання наступні:

- 1) Вивчити математичні методи та розділи психології, що дозволять розв'язати поставлену задачу, пояснити та обґрунтувати отримані результати
- 2) Ознайомитися з правилами побудови тестових завдань для найбільш ефективної та об'єктивної процедури оцінки знань студентів
- 3) Розробити програмний комплекс тестування й обробки результатів
- 4) Моделювання

За мету поставлено збільшення об'єктивності тестування, а також покращення якості навчання за допомогою порад студентам і викладачам практичних занять.

2 ОСНОВНА ЧАСТИНА

2.1 Теоретичні відомості

2.1.1 Метод головних компонент

Метод головних компонент (Principal component analysis) — метод, що дозволяє зменшити розмірність досліджуваної вибірки з мінімальними втратами інформації.

Маємо m об'єктів, з яких треба зняти по n певних властивостей. На вході в нас є виборки \vec{X}_k , кожна з яких відповідає сукупності властивостей k-го об'єкту

$$\vec{X}_k = \begin{bmatrix} x_k^1 \\ x_k^2 \\ \vdots \\ x_k^n \end{bmatrix}, \qquad k = \overline{1,m}$$

Згрупуємо всі вимірювання в одну матрицю X

$$X = \begin{bmatrix} x_1^1 & x_2^1 & \dots & x_m^1 \\ x_1^2 & x_2^2 & \dots & x_m^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1^n & x_2^n & \dots & x_m^n \end{bmatrix}$$

Спочатку нам знадобиться знайти вибіркові середні значення для кожної властивості

$$a_i = \frac{1}{m} \cdot \sum_{k=1}^{m} x_k^i, \qquad i = \overline{1,n}$$

Маємо вектор вибіркових середніх значень

$$\vec{a} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_n \end{bmatrix}$$

Центруємо отримані дані, що містяться в матриці X, віднявши від кожного стовбця вектор вибіркових середніх \vec{a}

$$\tilde{X} = \begin{bmatrix} \tilde{x}_1^1 & \tilde{x}_2^1 & \dots & \tilde{x}_m^1 \\ \tilde{x}_1^2 & \tilde{x}_2^2 & \dots & \tilde{x}_m^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{x}_1^n & \tilde{x}_2^n & \dots & \tilde{x}_m^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1^1 - a_1 & x_2^1 - a_1 & \dots & x_m^1 - a_1 \\ x_1^2 - a_2 & x_2^2 - a_2 & \dots & x_m^2 - a_2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1^n - a_n & x_2^n - a_n & \dots & x_m^n - a_n \end{bmatrix}$$

Обчислюємо вибіркову коваріаційну матрицю властивостей. Вибіркову коваріацію i та j властивості рахуємо за формулою

$$\sigma_i^j = \frac{1}{m} \cdot \sum_{k=1}^m \tilde{x}_k^i \cdot \tilde{x}_k^j = \frac{1}{m} \cdot \sum_{k=1}^m \left[\left(x_k^i - a_i \right) \cdot \left(x_k^j - a_j \right) \right], \qquad i, j = \overline{1, n}$$

Маємо вибіркову коваріаційну матрицю

$$K = \begin{bmatrix} \sigma_1^1 & \sigma_2^1 & \dots & \sigma_n^1 \\ \sigma_1^2 & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_n^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_1^n & \sigma_2^n & \dots & \sigma_n^n \end{bmatrix}$$

Щоб отримувати лише потрібну інформацію, ми хочемо знайти таке ортогональне лінійне перетворення L вхідної матриці \tilde{X} , щоб отримати матрицю

 $Y=L\cdot \tilde{X}$, яка має діагональну вибіркову ковариаційну матрицю K' з незростаючими зверху вниз значеннями. Діагональна вибіркова коваріаційна матриця гарантує той факт, що отримані значення Y будуть некорельованими. Рангування значень діагональних елементів матриці K' за величиною дасть більш наглядне представлення про будову досліджуваних об'єктів, адже діагональні елементи — вибіркові дисперсії; а чим більше дисперсія, тим більше відповідна властивість змінюється від об'єкту до об'єкту і тим більше корисної інформації вона нам надає.

Вибіркова коваріаційна матриця K' для $Y = L \cdot \tilde{X}$ має вигляд

$$K' = L \cdot K \cdot L^* = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_n \end{bmatrix}$$

З лінійної алгебри відомо, що матриця L складається з координат власних векторів матриці K, а елементи λ_k — її власні числа, які існують і є невід'ємними через невід'ємну означеність матриці K. Вважаємо що числа $\lambda_1,\ldots,\lambda_n$ впорядковані від більшого до меншого для зручності подальших дій. Позначимо власний вектор матриці K, що відповідає власному числу λ_k , як \vec{l}_k . Тоді

$$\vec{l}_k = \left[l_k^1, l_k^2, \dots, l_k^n \right], \qquad k = \overline{1,n}$$

Матриця L має вигляд

$$L = \begin{bmatrix} l_1^1 & l_1^2 & \dots & l_1^n \\ l_2^1 & l_2^2 & \dots & l_2^n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ l_n^1 & l_n^2 & \dots & l_n^n \end{bmatrix}$$

Треба зменшити розмірність простору досліджуваних параметрів системи з n до p < n, але при цьому втратити якомога менше відомостей про досліджувані об'єкти. Введемо міру інформації, що залишається при зменшенні кількості компонент, що розглядаються

$$I = \frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_p}{\lambda_1 + \dots + \lambda_n}$$

Будемо вважати, що діємо продуктивно, тому починаємо обирати з перших компонент, адже саме вони є найбільш інформативними. Також бачимо, що інформативність змінюється в межах від 0 (нічого не дізнаємось) до 1 (зберегли усю інформацію).

2.1.2 Гістограма

Для подальшого аналізу потрібно здобути щільність розподілу головних компонент. Оскільки маємо справу з вибіркою і вибірковими характеристиками, потрібно побудувати гістограму, адже це і є вибіркова характеристика, що відповідає щільності.

Побудуємо i-й стовбець гістограми для виборки з k-ї строки матриці Y

$$h_i^k = rac{1}{p} \cdot \sum_{j=1}^p \mathbb{1} \left(y_j^k \in I_i^k
ight)$$

де I^k — набір напівінтервалів, що розбиває відрізок $\left[\min_{j=\overline{1,p}}y_j^k;\max_{j=\overline{1,p}}y_j^k\right]$ на N рівних частин. Для вибору N можна скористатися досить відомою формулою Стьорджеса (Sturges' formula) [1]

$$N = \lfloor \log_2 p \rfloor + 1$$

Маємо матрицю гістограм

$$H = \begin{bmatrix} h_1^1 & h_2^1 & \dots & h_N^1 \\ h_1^2 & h_2^2 & \dots & h_N^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_1^n & h_2^n & \dots & h_N^n \end{bmatrix}$$

і напівінтервалів, що відповідають кожному стовбчику кожної гістограми

$$I = \begin{bmatrix} I_1^1 & I_2^1 & \dots & I_N^1 \\ I_1^2 & I_2^2 & \dots & I_N^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ I_1^n & I_2^n & \dots & I_N^n \end{bmatrix}$$

2.1.3 Критерій узгодженості Пірсона χ^2

Гістограма може використовуватися не тільки для графічної інтерпретації отриманих даних, але й для віднесення вибірки до якогось відомого розподілу. Відповідь на питання "Чи дійсно вибірка y_1^k, \ldots, y_p^k має розподіл F^k ?" може надати критерій узгодженості Пірсона.

Розглянемо величину

$$S = p \cdot h_i^k = \sum_{j=1}^p \mathbb{1}(y_j^k \in I_i^k)$$

Вона ϵ сумою p результатів бернулієвських експериментів, ймовірність успіху якого заздалегіть невідома — саме ця характеристика й визначається припущенням щодо розподілу. Отже, треба визначити ймовірність ρ^k того, що випадкова

величина ξ^k з функцією розподілу F^k потрапить у напівінтервал I_i^k

$$\rho^{k} = \mathbb{P}\left(\xi^{k} \in I_{i}^{k}\right), \qquad \mathbb{P}\left(\xi^{k} \leq x\right) = F^{k}\left(x\right), \qquad k = \overline{1,p}$$

Маємо наступні характеристики випадкової величини S [2]

$$MS = p \cdot \rho^k, \qquad DS = p \cdot \rho^k$$

Застосуємо центральну граничну теорему

$$\frac{S - MS}{\sqrt{DS}} = \frac{p \cdot h_i^k - p \cdot \rho^k}{\sqrt{p \cdot \rho^k}} = \sqrt{p} \cdot \frac{h_i^k - \rho^k}{\sqrt{\rho^k}} \xrightarrow[p \to \infty]{} N(0, 1)$$

Розглянемо величину R^k , що рахується за формулою

$$R^k = p \cdot \sum_{i=1}^{N} \frac{\left(h_i^k - \rho^k\right)^2}{\rho^k}, \qquad k = \overline{1,p}$$

Маємо суму p квадратів **залежних** між собою випадкових величин, що приблизно мають стандартний гаусовський розподіл. Хотілося б мати розподіл суми квадратів **незалежних** стандартних гаусовських випадкових величин — розподіл Пірсона χ^2 . Виявляється, що залежність отриманих випадкових величин забирає лише один ступінь вільності, і на виході отримуємо розподіл Пірсона з N-1 ступенями вільності [3]

$$R^k \xrightarrow[p\to\infty]{} \chi^2_{N-1}$$

Це не дивно: якщо відомо, що t значень виборки потрапило в N-1 напівінтервал, то ми знаємо, що в останній напівінтервал потрапило рівно p-t елементів. Лінійне обмеження, що губить один ступінь вільності, в даній задачі виглядає наступним чином

$$\sum_{i=1}^{N} h_i^k = 1$$

З таблиці для функції розподілу χ^2_{N-1} обираємо рівень значущості α і шукаємо відповідне r_{α} . Рівень значущості — ймовірність помилки першого роду —

ймовірність того, що буде відкинуто вірну гіпотезу

$$\mathbb{P}\left(\chi_{N-1}^2 \le r_\alpha\right) = \alpha$$

Якщо $R^k \leq r_{\alpha}$, то гіпотеза про те, що вибірка Y^k дійсно має розподіл F^k , не відхиляється; інакше значення R^k буде поводитись як \sqrt{p} — достатньо швидко зростати внаслідок центральної граничної теореми — гіпотезу буде відхилено.

Чим більше рівень значущості, тим менше значення r_{α} — тим менше проміжок, в який дозволяється потрапити значенню R^k і більша ймовірність відхилити вірну гіпотезу щодо розподілу; але при цьому є більше впевненості в правильності результату.

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

- 1. *Sturges, Herbert A.* The Choice of a Class Interval / Herbert A. Sturges // *j-J-AM-STAT-ASSOC.* 1926. March. Vol. 21, no. 153. Pp. 65–66.
- 2. *Weatherburn, C.E.* A First Course Mathematical Statistics / C.E. Weatherburn. Cambridge University Press, 1963.
- 3. *Hudson, Derek J.* Lectures on elementary statistics and probability / Derek J Hudson. Geneva: CERN, 1963.