УДК 378:37.022

Хом'юк І. В.

ВИКОРИСТАННЯ МЕТОДІВ МАТЕМАТИЧНОЇ СТАТИСТИКИ В ПЕДАГОГІЧНИХ ДОСЛІДЖЕННЯХ

У статті проаналізовано використання методів математичної статистики (критерію Пірсона, порівняння числових характеристик: статистичної середньої і дисперсії двох вибірок) у педагогічних дослідженнях. Наведено використання статистичного оцінювання результатів педагогічного експерименту, що дало можливість на основі одержання значущості відмінностей між досліджуваними параметрами прийняти рішення щодо ефективності запропонованих методик навчання.

Ключові слова: педагогічні дослідження, статистична середня, дисперсія, статистичний аналіз.

Зазвичай кожне проведене педагогічне дослідження в своїй заключній частині містить педагогічний експеримент, отримані результати якого потребують підтвердження вірогідності. Саме ефективність запропонованої методики, завдяки якій було отримано певні результати можна перевірити за допомогою методів математичної статистики. І тут виникає питання: «Які критерії математичної статистики використати для цього?" Для наочності і зручності числових показників можна побудувати гістограми і діаграми, проте відсотковий аналіз не завжди може відповісти на питання ефективності запропонованих методик. Кореляційний аналіз, критерій згоди Пірсона, який досить часто використовується в дисертаційних дослідженнях та інші методики оцінювання результатів педагогічного експерименту дають відповідь лише на наявність розбіжностей результатів параметрів, що досліджуються, але суттєвість відмінностей не визначають, на відміну від порівняння статистичної середньої і дисперсії двох вибірок.

Аналізуючи психолого-педагогічну літературу, ми встановили, що основні математично-статистичні поняття і формули в економічному аналізі досліджував Венецкий І. Г.; використанням теорії ймовірностей та математичної статистики в педагогіці та психології присвячені роботи Воловика П. І., Гласса Дж., Рудницької О. П.; непараметричні методи статистичної обробки в педагогічних дослідженнях знаходять висвітлення в працях Грабар М. І. та Краснянської К. А.; Петрук В. А., Кашканова Г. Г. займаються ймовірнісно-статистичними моделями та статистичною оцінкою рішень.

Мета даної статті – проаналізувати використання методів математичної статистики в педагогічних дослідженнях.

В математичній статистиці розроблено велике число критеріїв, які призначені для перевірки статистичних гіпотез [1; 2; 3; 4]. О. Рудницька [6] вважає, що статистична характеристика проведеного педагогічного дослідження обов'язкова, оскільки крім неї немає інших засобів підтвердження вірогідності отриманих результатів.

Наведемо приклад використання критерію Пірсона в педагогічних дослідженнях. Для виявлення рівня сформованості професійно-мотиваційної складової професійної мобільності майбутніх інженерів в експериментальній та контрольній групах складемо шкалу для оцінки загального рівня: низький – $V \le 3{,}89$; задовільний – $3{,}9 \le V \le 4{,}49$; достатній – $4{,}5 \le V \le 5{,}39$; високий – $5{,}4 \le V \le 6$ (табл.1).

Таблиця 1 – Рівень сформованості професійно-мотиваційної складової професійної мобільності майбутніх інженерів (кількість студентів / %)

Групи	Кількість студентів	Рівень сформованості професійно-мотиваційної складової			
		високий	*достатній*	*задовільний*	*низький*
ЕГ	277	56 / 20,3	129 / 46,6	81 / 29,3	11 / 3,8
КГ	276	16 / 5,7	59 / 21,3	151 / 54,8	50 / 18,2

Перевіримо достовірність отриманих результатів, використовуючи критерій К. Пірсона.

Висунута гіпотеза H_0: відмінність результатів за рівнями сформованості професійно-мотиваційної складової в експериментальній та контрольній групах не суттєва.

Тоді альтернативна гіпотеза H_1: відмінність результатів за рівнями сформованості професійно-мотиваційної складової в експериментальній та контрольній групах суттєва.

Для перевірки гіпотези H_0 підрахуємо значення критерію χ^2 за формулою

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{N} \frac{(n_{e_i} - n_{k_i})^2}{n_{k_i}}, \qquad (1)$$

де n_e, $n_к$ – відносні частоти професійної мотивації відповідних груп.

Розраховуючи значення критерію за емпіричними даними, ми отримали:

$$\chi^2_{екс} = \frac{(0,203 - 0,057)^2}{0,057} + \frac{(0,466 - 0,213)^2}{0,213} + \frac{(0,293 - 0,548)^2}{0,548} + \frac{(0,038 - 0,182)^2}{0,182} \approx$$
$$\approx 0,908.$$

Прийняття рішення. Оберемо рівень значущості $\alpha = 0,05$ (надійна ймовірність 95 %). Критичне значення критерію за ступенем вільності $k - r = 2$ ($k = 4$ − кількість інтервалів; $r = 2$ − кількість встановлених зв'язків) та рівнем значущості знаходимо за таблицями значень критерію [4] $\chi^2_{кр} = 0,103$. Отже, $\chi^2_{екс} > \chi^2_{кр}$. Відповідно до правил прийняття рішення нульова гіпотеза відхиляється на користь альтернативної. Але разом з тим, залишається відкритим питання: на скільки суттєво значущі отримані нами результати. Відповіді на це питання критерій Пірсона не дає.

Під час оцінювання управлінських рішень на виробництві, у медицині, педагогіці в основному застосовуються гіпотези про числові характеристики отриманих показників. Найбільш повно розроблена теорія перевірки гіпотез відносно числових характеристик нормального закону розподілу.

Розглянемо схему перевірки статистичної гіпотези.

1. На першому етапі формується матриця отриманих показників:

$$X = \begin{pmatrix} X_{11} & \dots & X_{1m} \\ \dots & \dots & \dots \\ X_{n1} & \dots. & X_{nm} \end{pmatrix}, \qquad j = \overline{1, m}. \qquad (2)$$

2. Для кожного параметра X_j перевіряють гіпотезу про нормальність. Якщо параметр X_j має розподіл, відмінний від нормального, то він перетворюється в параметр V_j з нормальним законом розподілу. Перетворення здійснюється таким чином. Елементи *j-го* стовпця матриці (2) впорядковуються за зростанням: $X_1 \le X_2 \le ... \le X_n$, для статистичного ряду підраховуються частоти m_k, які відповідають значенням X_k, обчислюються накопичені частоти $M_K = M_{K-1} + m_K$, $K = \overline{2,l}$, $M_1 = m_1$ і значення функції розподілу $F(X_k) = \dfrac{M_K}{n}$. Значення Z_{kj} нормально розподіленої випадкової величини $Z_j = V_j - m_{vj}$ з нульовим математичним сподіванням і одиничною дисперсією, які відповідають значенням X_{kj} випадкової величини X_j з довільним законом розподілу, знаходять із співвідношення

$$F(X_{kj}) = \mathrm{P}(X_j < X_{kj}) = \mathrm{P}(Z_j < Z_{kj}) = F_0(Z_{kj}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_{kj}} e^{\frac{Z^2}{2}} dZ, \qquad (3)$$

звідки Z_{kj} знаходять як функцію, обернену інтегралу ймовірностей

$$Z_{kj} = F_0^{-1}(Z_{kj}) \ . \qquad (4)$$

Рівняння (4) з заданою точністю розв'язується багатьма методами. Наближені значення Z_{kj} з різним ступенем точності знаходяться за відповідними формулами. Одна з них:

$$Z_{kj} = \sqrt{\sum_{i=1}^{\infty} a_i \left(-\ln\left(1 - 4\left(F\left(X_K \right) - \frac{1}{2} \right) \right)^2 \right)^i} \qquad (5)$$

Відрізок ряду з першими чотирма членами забезпечує необхідну в розрахунках точність в інтервалі 0,03 < $F(X_K) \le$ 0,97, коефіцієнти a_j дорівнюють: $a_1 = \dfrac{\pi}{2}$, $a_2 = 0{,}37068870 \cdot 10^{-1}$, $a_3 = 0{,}83209445 \cdot 10^{-3}$, $a_4 = -0{,}2323240 \cdot 10^{-3}$. При $0 \le F(X_K) < 0{,}5$ використовується властивість функції, оберненої інтегралу ймовірностей, $Z(F(Z)) + Z(1 - F(Z)) = 0$, звідки

$$Z_{kj}\left(F\left(X_k \right) \right) = Z_{kj}\left(1 - F\left(X_k \right) \right) \qquad (6)$$

Значення Z_{kj}, обчислені за формулою (5), можна використовувати і як початкові під час розв’язування рівняння (4). Оцінки математичного сподівання $\overline{V_j}$, дисперсії S_{vj}, випадкової величини V_j з нормальним законом розподілу можна знайти, розв'язавши системи рівнянь:

$$\begin{cases} Z_{kj} = \dfrac{V_{kj} - \overline{V_j}}{S_{vj}}; \\ Z_{mj} = \dfrac{V_{mj} - \overline{V_j}}{S_{vj}}, \end{cases} \tag{7}$$

де $V_{kj} = X_{kj}$; $V_{mj} = X_{mj}$; $k \neq m$; $S_{vj} = \dfrac{X_{kj} - X_{mj}}{Z_{kj} - Z_{mj}}$; $\overline{V_j} = X_{kj} - S_{vj} Z_{kj}$ (8)

3. Формулюють гіпотезу H_0 і альтернативну гіпотезу H_1. Якщо гіпотеза H_0 проста, наприклад H_0: $\bar{x} = a$, то її завжди можна звести до вигляду H_0: $\bar{x} - a = 0$.

4. Вибирають критерій K_n (критична статистика), який є деякою функцією від результатів спостережень, $K_n = K(X_1,...,X_n)$. Критерій K_n за умови справедливості гіпотези H_0 є випадковою величиною з добре вивченим законом розподілу, який задається таблицею у вигляді наближених формул чи програм для використання комп`ютера. Критична статистика базується за принципом відношення з використанням теореми Неймана-Пірсона й є найбільш потужною.

5. Задаються рівнем значущості за таблицями критичних квантилів чи за наближеними формулами знаходять критичні квантилі $K_{1-\frac{a}{2}}, K_{\frac{a}{2}}$. У випадках, коли гіпотеза H_0 пов'язана лише з односторонніми відхиленнями критерію K_n, тобто, коли нас цікавлять тільки «надто великі» чи «надто малі» значення критерію K_n, знаходять один з K_a чи K_{1-a} критичних квантилів.

6. За даними спостережень $(X_1,..,X_n)$ обчислюють значення критерію K_n. Якщо це значення потрапляє в критичну область, то гіпотеза H_0 відхиляється на користь альтернативної гіпотези H_1. Якщо значення K_n

потрапляє в допустиму область, то гіпотеза H_0 може вважатись такою, що не суперечить дослідним даним.

За допомогою перевірки гіпотез в педагогіці, можуть розв'язуватись, задачі порівняння вибіркових числових характеристик з відповідними заданими величинами; числових характеристик двох чи кількох вибірок між собою (перевірка гіпотези про належність цих вибірок одній сукупності).

Порівняння середніх двох вибірок.

Однією з основних задач оцінювання ефективності управлінських рішень, зокрема у педагогічних системах, є оцінювання вагомості зміни математичних сподівань досліджуваних параметрів, які відображають траєкторії центрів їх групування. У найпростішому випадку робиться порівняння середніх в двох вибірках, які відповідають двом видам управлінських рішень. Задача порівняння формулюється таким чином. Досліджуються випадкові величини X_1, X_2, які мають нормальні розподіли $X_1 \in N(m_1\sigma_1), X_2 \in N(m_2\sigma_2),$. За результатами дослідів отримані незалежні вибірки $(X_{11},\ldots,X_{1n1})^T$, $(X_{21},\ldots,X_{2n2})^T$. Для цих даних за формулами:

$$\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i , \qquad (9)$$

$$S^2 = \frac{N}{N-1}\left(\overline{X^2} - (\overline{X})^2\right), \qquad (10)$$

де $\overline{X^2} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i^2$, $i=\overline{1,n}$, обчислені точкові оцінки $\overline{X}_1(n_1), S_1(n_1)$ для першої вибірки й $\overline{X}_2(n_2), S_2(n_2)$ – для другої. Потрібно перевірити гіпотезу про рівність математичних сподівань $m_1=m_2$ випадкових величин X_1, X_2 проти альтернативи $m_1 \neq m_2$. Дана задача порівняння математичного сподівання з заданою величиною. Для цього розглянемо випадкову величину $Y = X_1 - X_2$. Вона дорівнює різниці двох незалежних випадкових величин, які мають нормальний розподіл, математичні сподівання m_1, m_2 і дисперсії σ_1^2 , σ_2^2. За теоремою додавання числових характеристик незалежних випадкових величин маємо $m_y = m_{X_1} - m_{X_2}$; $\sigma_y^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$.

Оцінкою математичного сподівання випадкової величини Y є середня

$$\overline{Y} = \overline{X}_1 - \overline{X}_2 = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} X_{i_1} - \frac{1}{n_2}\sum_{i=1}^{n_2} X_{i_2}\ , \tag{11}$$

а оцінкою дисперсії цієї статистики є вибіркова дисперсія

$$S_{\overline{y}}^2 = \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)\frac{1}{n_1 + n_2 - 2}\left((n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2\right) \tag{12}$$

Отже, задача порівняння середніх двох вибірок може бути сформульована таким чином. Характеристика вихідних даних: $Y \in N(0, \sigma_y)$, $Y = X_1 - X_2$, $X_1(n)=(X_{11},\ldots,X_{1n1})^T$; $X_2(n)=(X_{21},\ldots,X_{2n2})^T$, відомі оцінки $\overline{X}_1$, S_1^2, $\overline{X}_2$, S_2^2, $\overline{Y} = \overline{X_1} - \overline{X_2}$; $S_y^2 = \left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)\frac{n_1 + n_2}{n_1 + n_2 - 2}$. Гіпотеза H_0: $m_y = 0$. Альтернативна гіпотеза H_1: $m_y \neq 0$. Рівень значущості α. Критерій (критична статистика):

$$t = \frac{\left|\overline{Y} - 0\right|}{S_{\overline{y}}} = \frac{\left|\overline{X_1} - \overline{X_2}\right|}{S_{\overline{y}}}, \tag{13}$$

де $\overline{X}_1, \overline{X}_2$, S_1, S_2 визначаються за формулами (9), (10), а – $S_{\overline{y}}^2$ – за (12).

Якщо дисперсії порівнюваних вибірок однакові $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ і $|t| \geq t_{\frac{a}{2},(n_1+n_2-2)}$ (14), то нульова гіпотеза H_0 відхиляється на користь альтернативної, в іншому випадку H_0 узгоджується з дослідними даними.

Особливу обережність при відхиленні H_0 слід проявляти у випадку «надто великих» значень критерію $t(n_1 + n_2 - 2)$, які призводять до посилення нерівності (14). Причинами цього можуть бути як значимі розходження середніх, тобто невиконання гіпотези H_0, так і значні розходження дисперсій досліджуваних вибірок. Тому при дослідженні причин неоднорідності розглядуваних вибірок виробничих даних необхідно ще й перевірити гіпотези про рівність дисперсій $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ проти альтернативи $H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Якщо в процесі перевірки гіпотези H_0 про рівність середніх виявлена значна відмінність дисперсій, як критерій використовується статистика:

$$t = \frac{\left|\overline{X}_1 - \overline{X}_2\right|}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}\ . \tag{15}$$

Значення критичної статистики $\widetilde{t}_{\frac{a}{2}}(v_1, v_2, c)$ подаються таблицею додатків у підручниках [2; 4]. Відомо, що статистика (15) має розподіл, який близький до *t*- розподілу Стьюдента з числом ступенів вільності

$$\widetilde{v} = \frac{\left(S_1^2 / n_1 + S_2^2 / n_2\right)^2}{\dfrac{\left(S_1^2 / n_1\right)^2}{n_1 - 1} + \dfrac{\left(S_2^2 / n_2\right)^2}{n_2 - 1}}. \tag{16}$$

Величина $\widetilde{v}$ знаходиться між найменшими з $(n_1 - 1)$ і $(n_2 - 1)$ і їх сумою $(n_1 + n_2 - 2)$. Отже, рішення про рівність середніх приймається в залежності від результатів перевірки гіпотези про рівність дисперсій в досліджуваних вибірках. При рівності дисперсій застосовується правило, яке базується на нерівності (14). Якщо дисперсії, що порівнюються, виявляються різними $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, то нульова гіпотеза $H_0 : m_1 = m_2$ відхиляється на користь альтернативної гіпотези $H_1 : m_1 \neq m_2$, якщо виконані нерівності

$$\left|\widetilde{t}\right| > t_{\frac{a}{2}}(\widetilde{v}) \text{ чи } \left|\widetilde{t}\right| > \widetilde{t}_{\frac{a}{2}}(v_1, v_2, C) \tag{17}$$

Розглянемо для прикладу перевірку гіпотези про рівність математичних сподівань для рівнів сформованості професійно-мотиваційного компоненту професійної мобільності. За результатами випробувань отримана вибірка і обчислені точкові оцінки (табл. 2): математичного сподівання та середньої.

Таблиця 2 – Вибірка та точкові оцінки для рівнів сформованості професійно-мотиваційного компоненту

Експериментальна група ЕГ (277)				
інтервали	(0; 389)	(3,9; 4,49)	(4,5; 5,39)	(5,4; 6)
x_i	1,945	4,195	4,945	5,7
p_i	0,038	0,293	0,466	0,203
$\overline{X_1}$	0,0739	1,229	2,304	1,157
S_1^2	0,139	3,658	6,108	5,275
Контрольна група ЕГ (276)				
x_i	1,945	4,195	4,945	5,7
p_i	0,182	0,548	0,213	0,057
$\overline{X_2}$	0,354	2,298	1,053	0,3249
S_2^2	0,565	4,378	4,114	1,7464

а) низький рівень:

$\overline{Y} = \overline{X}_1 - \overline{X_2} = 0,0739 - 0,354 = -0,2801.$

$$S_y^2 = (\frac{1}{276} + \frac{1}{277})\frac{1}{276 + 277 - 2}((277-1)0,139 + (276-1)0,565)) \approx 0,0025.$$

Обчислюємо критерій Стьюдента: $t = \frac{|-0,2801|}{\sqrt{0,0025}} \approx 5,59.$

Для заданого рівня значущості $\alpha = 0,05$ і числа ступенів вільності $\nu = n_1 + n_2 - 2 = 277 + 276 - 2 = 551$ за таблицею квантилів розподілу Стьюдента знаходимо $t_{0,025;551} = t_{кр} = 1,96.$ Оскільки $t = 5,59 > 1,96$, то гіпотезу H_0 слід відхилити і прийняти їй альтернативну $H_1: m_1 \neq m_2.$ Це означає, що різниця в середніх на користь вдосконаленої системи є статистично значущою. Достатній, задовільний та високий рівні досліджуємо аналогічно.

Перевірка гіпотез відносно дисперсій двох вибірок.

Дисперсія характеризує стабільність довільного процесу, тому будь-які управлінські рішення спрямовані на її зменшення. Тому перевірка гіпотези про значущість зміни дисперсії - важлива задача, яка формулюється таким чином: є дві нормально розподілені випадкові величини $X_j \in N(m_j, \sigma_j), j = 1,2$, для яких відомі вибіркові дисперсії $S_1^2 \neq S_2^2$ і об'єми вибірок n_1, n_2. Потрібно прийняти рішення про значущість відмінностей між дисперсіями σ_1^2 і σ_2^2. Це рішення може бути прийнятим за результатами перевірки нульової гіпотези $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ проти альтернативи $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Гіпотеза H_0 перевіряється за схемою. Характеристика вихідних даних: $X_j \in N(m_j, \sigma_j), j = 1,2$, відомі вибіркові дисперсії σ_j^2, об’єми вибірок n_j.

1. Гіпотеза $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$
2. Альтернативна гіпотеза $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$
3. Рівень значущості α.
4. Критерій (критична статистика): $F = \frac{S_A^2}{S_B^2}$, де S_A^2, S_B^2 – відповідно, більша та менша з порівнюваних дисперсій S_j^2.

Ця статистика має F-розподіл Фішера із щільністю:

$$P(F)=\begin{cases}\dfrac{\Gamma\left(\dfrac{V_A+V_B}{2}\right)}{\Gamma\left(\dfrac{V_A}{2}\right)\Gamma\left(\dfrac{V_B}{2}\right)}\left(\dfrac{V_A}{V_B}\right)^{\frac{V_A}{2}}\dfrac{F^{\frac{V_A}{2}-1}}{\left(1+\dfrac{V_A}{V_B}F\right)^{\frac{V_A+V_B}{2}}}, \text{якщо} \quad F\geq 0\\ 0, \qquad \text{якщо} \quad F<0\end{cases}, \tag{18}$$

де $V_A=n_A-1$ – число степенів чисельника; $V_B=n_B-1$– число степенів знаменника. Якщо $F_{(v_A,v_B),1-\frac{a}{2}}\leq F\leq F_{(v_A,v_B),\frac{a}{2}}$ (19), то гіпотеза H_0 про рівність дисперсій не відхиляється, в протилежному випадку – відхиляється. Критерій F (18) є найбільш потужним. Під час реалізації алгоритму перевірки гіпотези H_0 за допомогою комп'ютера для розрахунку критичної статистики $F_{v_A,v_B,\frac{a}{2}}$ можна використати наближену формулу:

$F_{(v_A,v_B),\frac{a}{2}}\approx e^{2W}$ (20), де $W=\dfrac{Z_p(h+\lambda)^{\frac{1}{2}}}{n}-\left(\dfrac{1}{2b-1}-\dfrac{1}{2a-1}\right)\left(\lambda+\dfrac{5}{6}-\dfrac{2}{3h}\right)$;

$$h=2\left(\frac{1}{2a-1}-\frac{1}{2b-1}\right);\ \lambda=\frac{Z_p^2-3}{6};\ b=\frac{v_A}{2};\ a=\frac{v_B}{2}.$$

Z_p визначається за формулою (13) при $P=1-\dfrac{\alpha}{2}=F(X_K)$ для двосторонньої, $P=1-\alpha=F(X_k)$ – для односторонньої довірчої області. У таблицях звичайно наводяться значення $F_{(v_A,v_B),\frac{a}{2}}$. Друга межа критичної області визначається співвідношенням $F_{(v_A,v_B),1-\frac{a}{2}}=\left(F_{(v_A,v_B),\frac{a}{2}}\right)^{-1}$ і використовується при знаходженні надійних меж середньоквадратичного відхилення.

Перевіримо гіпотезу про рівність дисперсій у двох порівнювальних вибірках для професійно-мотиваційного компоненту базового рівня професійної мобільності та визначимо значущість відмінностей. Незначну відмінність позначимо – 0, значну – 1.

а) низький рівень: обчислимо спостережувальне значення $F-$критерію: $F=\dfrac{S_A^2}{S_B^2}=\dfrac{0{,}565}{0{,}139}\approx 4{,}064.$

У даному випадку критична область є одностороння, тому критичний квантиль знаходимо для рівня значущості $\alpha = 0,05$ і числа ступенів вільності $\nu_1 = n_1 - 1 = 277 - 1 = 276,\ \nu_2 = n_2 - 1 = 276 - 1 = 275$ з таблиці квантилів розподілу Фішера $F_{(276,275,0,05)} = 1$. Оскільки $F = 4,064 > 1$, то є підстави відхилити нульову гіпотезу і прийняти альтернативну $H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Розбіжність між дисперсіями $S_A^2 - S_B^2 = 0,565 - 0,139 = 0,426$ є статистично значущою й дає підстави прийняти рішення про те, що запропонована система суттєво впливає на сформованість професійно-мотиваційного компоненту базового рівня професійної мобільності майбутніх інженерів.

Таблиця 3 – Результати порівняння сформованості професійно-мотиваційного компоненту базового рівня професійної мобільності студентів молодших курсів

Рівні	Група ЕГ		Група КГ		$\lvert \overline{X}_1 - \overline{X}_2 \rvert$	S_y^2	$\overline{X}_1$ / $\overline{X}_2$	$\frac{S_A^2}{S_B^2}$	S_1^2 / S_2^2
	$\overline{X}_1$	S_1^2	$\overline{X}_2$	S_2^2					
	Професійно-мотиваційного компоненту								
IV (високий)	0,157	5,275	0,325	1,746	0,8321	0,02516	1	3,021	1
III (достатній)	2,304	6,108	1,053	4,114	1,251	0,0366	1	1,484	1
II (задовільний)	1,229	3,658	2,298	4,378	1,069	0,02877	1	1,196	1
I (низький)	0,074	0,139	0,354	0,565	0,2801	0,00252	1	4,064	1

Аналізуючи отримані результати бачимо, що за всіма параметрами відмінність є суттєва. Відмінність між значеннями в експериментальній групі формуючого (ЕГ) і контрольній групі (КГ) експерименту свідчать про те, запропонована система суттєво впливає на сформованість професійно-мотиваційного компоненту базового рівня професійної мобільності майбутніх інженерів.

Список використаних джерел

1. Венецкий И. Г. Основные математическо-статистические понятия и формулы в экономическом анализе / И. Г. Венецкий, В. И. Венецкая. – М. : Статистика. – 1974. – 277 с.

2. Вентцель Е. С. Теория вероятностей / Е. С. Вентцель. – М. : Наука, 1964. – 463 с.

3. Гласс Дж. Статистические методы в педагогике и психологии / Дж.

Гласс, Дж. Стенли. – М. : Прогресс, 1976. – 490 с.

4. Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика / В. Е. Гмурман. – М. : Высшая школа, 1977. – 479 с.

5. Петрук В. А. Ймовірнісно-статистичні моделі та статистична оцінка рішень / В. А. Петрук, Г. Г. Кашканова // Навч. посіб. – Вінниця: ВДТУ, 2000. – 147 с.

6. Рудницька О. П. Основи педагогічних досліджень / О. П. Рудницька. – К. : Експрес, 1998 – 143 с.

Хомюк И. В.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ В ПЕДАГОГИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

В статье проанализировано использование методов математической статистики (критерия Пирсона, сравнение числовых характеристик: статистической средней и дисперсии двух выборок) в педагогических исследованиях. Приведены использования статистического оценивания результатов педагогического эксперимента, что позволило на основе получения значимости различий между исследуемыми параметрами принять решение об эффективности предложенных методик обучения.

Ключевые слова: педагогические исследования, статистическая средняя, дисперсия, статистический анализ.

I.V.Khomyuk

USE STATISTICAL METHODS IN PEDAGOGICAL RESEARCH

The article analyzes the methods of mathematical statistics (Pearson's test, comparison of numerical characteristics: statistical mean and variance of the two samples) in pedagogical research. Given the use of a statistical evaluation of the results of the experiments, made it possible for the basis of the significant differences between the studied parameters to decide on the effectiveness of the proposed methods of training.

Key words: pedagogical research, the statistical average, variance, statistical analysis.