ОСОБЛИВОСТІ ПЕДАГОГІЧНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ У ДИСЕРТАЦІЙНИХ ДОСЛІДЖЕННЯХ

Микола Садовий

У статті розглядаються проблеми експериментального забезпечення педагогічного експерименту у дисертаційних дослідженнях.

В статье рассматриваются проблемы экспериментального обеспечения педагогического эксперимента в диссертационных исследованиях.

Ключові слова: крива розподілу, закон великих чисел, закони статистичних узагальнень

Обов'язковою вимогою до дисертаційного дослідження є експериментальна перевірка результатів дослідження. Формування у майбутніх фахівців готовності до професійних дій, компетентності у педагогічній сфері потребують перевірки теоретично обґрунтованої технології досягнення надійного результату. Постає проблема перевірки цієї технології методами теорії ймовірності, щоб уникнути випадковостей. Аналіз дисертаційних робіт з спеціальності 13.00.04 теорія професійної освіти 13.00.02 теорія і методика навчання показали, що здобувачі вчених звань використовують різні способи обробки отриманих результатів, які нерідко у дисертаціях не мають обґрунтування і використовуються неефективно. На нашу думку це викликано відсутністю методики обробки результатів досліджень.

Ми пропонуємо ряд методичних рекомендацій з удосконалення цієї роботи.

Перед тим як обрати спосіб обробки результатів педагогічного експерименту дослідник має визначити, що слід перевірити, як здійснити вимір педагогічного явища чи поняття, які можуть бути помилки. Лише усвідомивши вказане завдання можна правильно обрати ефективний спосіб зменшення впливу випадкових помилок, вибрати величини, які характеризують педагогічне явище кілька разів.

У педагогічних дослідженнях досить часто розглядаються компоненти формування готовності майбутнього учителя до: застосування ІКТ; забезпечення наступності навчання; раціонально-критичного мислення; творчої професійної діяльності. Або формування: професійної компетентності у процесі загальнопедагогічної підготовки; основ педагогічної компетентності; громадянської компетентності тощо. Вказані поняття досліджуються як складні події, бо до їх складу входять більш прості, наприклад показники.

У випадку використання методу статистичних оцінок відомі декілька способів обробки результатів дослідження.

Проведений аналіз кандидатських та докторських дисертацій з педагогічних наук показав, що дослідники нерідко без належного обгрунтування, а то й знання суті роблять посилання на теореми Бейєса, Чебишева, Пуасона, формулу Бернулі, Лагранжа, функцію нормального розподілу, локальну та інтегральну формули Лапласа, варіаційні ряди, розподіл Стьюдента, критерій згоди Колмогорова, метод Гауса, факторний, регресивний аналіз, коефіцієнт кореляції Пірсона, Спірмена тощо. Постало завдання коротко розглянути теоретичні основи приведених теорій, щоб уникнути необгрунтованого дублювання та помилок.

Теорема Бейєса використовується тоді, коли дослідником розглядається певна педагогічна подія (спостереження, дослід), яка у педагогічному експерименті може відбутись тоді й лише тоді, коли здійснюється будь-яка *i*-та гіпотеза з числа *n* несумісних гіпотез. Причому досліднику повинні бути відомі ймовірності гіпотези $p_{ð}$ до досліду та ймовірності події, визначеної за умови, що справедлива *i*-а гіпотеза p_{ai}. Проводиться дослід, спостереження тощо і подія настає. Після цього ймовірність гіпотези p_{ai} потребує переоцінки. Відповідь на запитання як знайти ймовірність гіпотез після дослідної роботи дає теорема Бейєса: ймовірність гіпотези *i* після досліду, який привів до здійснення події *a,* дорівнює добутку ймовірності цієї гіпотези до досліду на ймовірність події за даною гіпотезою, поділеному на повну ймовірність події *a* (суму добутків всіх гіпотез) $p_{ї}\, i = \frac{p_{ä}\, ð_{à}}{\sum_{i=1}^{k} p_{ä}\, p_{a}}$.

Трапляються педагогічні дослідження, коли у послідовності взаємно незалежних спостережень, дослідів, ймовірність не залежить одна від другої. У кожному з таких досліджень може відбутись подія *A* із сталою ймовірність *p*. Коли необхідно знайти ймовірність того, що серія з *n* незалежних спостережень, дослідів дасть *m* здійснень подій *A* і *n-m* нездійснень подій *A,* тоді доцільно використати формулу Бернулі $P_{m,n} = \frac{n!}{\mathrm{m}!\,(\mathrm{n}-\mathrm{m})!}\, ð^{\mathrm{m}} q^{n-m}$. Формула є зручною, коли обчислюється ймовірність того, що досліджувана педагогічна подія *A* настане *m* раз у *n* незалежних спостереженнях, дослідах. Розглянемо приклад. Нехай необхідно обчислити ймовірність того, що у педагогічному експерименті настане педагогічна подія 40 разів у 100 незалежних спостереженнях, дослідах. Ймовірність настання події визначена Р=0,95. Тоді $P_{m,n} = \frac{100!}{40!\,(100-40)!}(0{,}95)^{40}\, 0{,}05^{100-40}$. Обчислити математично таку ймовірність складно. Для великих чисел *m* та *n* ми пропонуємо використати локальну формулу Лапласа, якою можна обчислити $P_{m,n}$ наближено, але без складності. Аналогічно використовується і інтегральна формула Лапласа, де визначається ймовірність того, що у n незалежних спостереженнях число настання очікуваних результатів виявиться у межах m_1 і m_2 .

Нерідко у педагогічних дослідженнях спостереження, досліди, запитання анкет, тестів повторюються багато разів у незмінних умовах педагогічного експерименту. Хоч основні комплекси умов залишаються незмінними, результати дослідження завжди зазнають певного розсіювання, яке наперед не можна передбачити і повторні досліди, спостереження виявляють певні закономірності. Такі криві будують всі дослідники (у вигляді гістограм чи діаграм) інколи інтуїтивно, за зразком попередніх дослідників. В математиці такі закономірності описуються нормальною кривою розподілу і тим краще, чим буде більше спостережень, тестувань тощо. Основна кількість результатів дослідження певного компоненту групується навколо центрального (середнього) значення a, якому відповідає «дійсна величина» результату педексперименту. Розмах випадкових величин таких відхилень описується параметром кривої – середнім квадратичним відхиленням σ. Крива будується у вигляді гістограми, яка аналізується і робляться відповідні висновки про положення центру розподілу, що вказує на певний показник, чи групу показників, компонент, рівнів, наприклад готовності чи компетентності у педагогічному експерименті. Виходячи з сталості відносних частот повторень визначається інтервал $a\text{-}\sigma;\ \ a\text{-}\sigma$. У педагогічних дослідженнях прийнято інтервал окреслювати так, щоб до нього входило 68,28% всіх результатів спостережень, дослідів, тестувань тощо. Половина цього інтервалі відповідає параметру σ.

Для проведення великої кількості спостережень, дослідів, анкетувань, бесід педагогічного експерименту потрібно багато часу і матеріальних ресурсів, тому такі спостереження доцільно обмежити. Тоді дослідник повинен знайти надійні середні показники, за якими можна надійно оцінити параметри розподілу. Це виконується методами математичної статистки. Статистика вивчає сукупності, або об’єднання об’єктів, а не окремі показники. Тому сукупність завжди є певною абстракцією і є мінливою. Причини мінливості будь-якої змінної величини (у педагогічних дослідженнях це показники, компоненти, рівні тощо) слід вивчати з вимірювань і аналізу варіації. На основі такого аналізу робляться висновки педагогічного експерименту. Вчення про варіації приводять безпосередньо до концепції розподілу чисельності. Цього, як правило, дослідники у дисертаціях майже не з’ясовують. Такий підхід дає змогу вивчати варіації випадкових педагогічних показників, вибирати середні показники, оцінювати їх педагогічну точність і надійність, робити припущення щодо істинності, а не випадковості відмінностей у середніх з констатувального та формувального експериментів одного типу, порівнювати ефективність того чи іншого методу, перевірку гіпотези, припущення, вивчити сумісну варіацію обох етапів педагогічного експерименту або великої кількості випадкових величин – кореляцію. Усвідомивши викладене дослідник може працювати з варіаційними рядами, видами варіацій, інтервалами, частотами, щільністю розподілу тощо. Головне зрозуміти сутність поняття нормального розподілу. Графічні ряди для наочності зображають у вигляді полігонів, комулятив, огів, гістограм. Слід пам'ятати, що середні значення ознаки статистичної сукупності педагогічних показників є важливою її характеристикою. Але обчислена середня може бути характеристикою тільки тоді, коли основна маса значень ознаки групується навколо деякого центрального значення. Говориться не взагалі про середнє значення того чи іншого показника, а про таке середнє, яке має центральне значення.

Для характеристики варіаційного ряду застосовують середні величини: арифметичну, геометричну, гармонічну, квадратичну, кубічну та інші. Вони будуть простими, коли кожен з варіантів варіаційного ряду зустрічається лише один раз. Для характеристики варіаційного ряду тип середньої величини вибирається не довільно, а залежно від досліджуваного явища.

Для порівняння сукупностей з різними структурами застосовують метод стандартизації середніх. Вона досягається урівнянням впливу відмінностей у структурах сукупностей показників, які є однакові. Суперечливі показники у цьому випадку необхідно нівелювати, щоб у експериментальних та контрольних групах були однорідні показники досліджуваної проблеми. У педагогічних дослідженнях цей метод майже не використовується, що нерідко приводить до неправильних висновків, або нерозуміння того, що викладено у роботі нерідко за зразком.

Для характеристики варіаційного ряду, крім середніх, використовують поняття медіани та моди. Під медіаною M_e розуміють таке значення варіюючої ознаки, яке припадає на середину упорядкованого варіаційного ряду, який складається з педагогічних показників. Якщо у варіаційному ряді непарна кількість $2m+1$ варіантів, то медіана набуде значення $m+1$ варіанта ($M_e = X_m$), а якщо парна кількість варіантів, то медіана рівна середній арифметичній з m-о та $m+1$-о значень ряду $M_e = \frac{X_m + X_{m+1}}{2}$.

Для характеристики дискретного ряду педагогічних показників беруть варіант показника, який має найбільшу частоту вживання у ряді. Цей варіант називається модою M_o.

Середні величини педагогічних показників не враховують варіацію ознак, яка реально існує. У двох сукупностях може бути однакове середнє значення варіантів показників, компонентів, а розподіл варіантів може бути різним. У одній сукупності середнє значення може бути зосереджене біля середини варіаційного ряду, а у другій – розсіяним у бік більшого або меншого значення. Для характеристики такої розсіяності використовують:

- поняття варіаційного розмаху – різниці між найбільшим та найменшим значеннями варіаційного ряду показників $R = X_{max} - X_{min}$;

- середнє абсолютне (лінійне) відхилення – середньоарифметичне з абсолютних значень відхилень варіантів n показників X від середньої $\overline{X}$ $\rho = \frac{\sum\left|X - \overline{X}\right|}{n}$.

- середній квадрат відхилення – дисперсія $\sigma^2 = \frac{\sum (X - \overline{X})^2}{n}$ для не згрупованих варіантів показників і $\sigma^2 = \frac{\sum (X - \overline{X})^2 m}{\sum m}$ для згрупованих варіантів показників. Ця характеристика у педагогічних дослідженнях використовується найчастіше у порівнянні з іншими. З приведених формул маємо, що загальна дисперсія рівна середньому арифметичному з квадратів відхилень варіантів від середньоарифметичної. Для спрощення обрахунків дисперсія ще може обраховуватись методом відліку від умовного нуля. Для цього обирається показник варіаційного ряду X_o, який умовно приймається за нульовий відрахунок $\sigma^2 = \frac{\sum X^2 m}{\sum m}$;

- середньоквадратичне відхилення – корінь квадратний з дисперсії $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$. Ця характеристика має перевагу перед середнім лінійним, бо не вимагає знаходити модулі відхилень у варіантах показників педагогічного дослідження. Середню квадратичну використовують тільки тоді, коли варіанти мають відхилення фактичних величин від їх середньоарифметичної або від заданої норми. Наприклад, у педагогічному експерименті внаслідок додатніх і від'ємних відхиленнях у педагогічних показниках середньоарифметичне відхилення рівне нулю, але ж відхилення в дійсності є реальним фактом. Тоді слід використовувати середньоквадратичне відхилення.

Величина середньоквадратичної помилки дозволяє обрахувати вірогідність попадання істинного значення вимірюваної величини (педагогічного показника) в будь-який інтервал поблизу середнього арифметичного;

- коефіцієнт варіації, на відміну від абсолютних середнього та середньо квадратичного відхилень, є відносним показником і описується коефіцієнтом варіації для середнього арифметичного $V_\rho = \frac{\rho}{X}$ та середньо квадратичного $V_\sigma = \frac{\sigma}{X}$. Виражається у відсотках або відносних одиницях.

У даній статті ми не зупиняємось на інших характеристиках варіаційних рядів, так як вони мало вживаються у педагогічних дослідженнях.

Крім дослідження варіаційних рядів у дисертаційних роботах широко використовується закон великих чисел. Сутність його полягає у тому, що при достатньо великому числі спостережень, дослідів (проб) можна взяти середнє значення випадкової величини, яке здобуте в результаті виконаних спостережень, анкетування, тестування, дослідів, за їх математичне сподівання, а відносну частоту, обчислену на основі пробного обмеженого числа спостережень, дослідів, за його ймовірністю. Закон великих чисел відкрито на основі теореми Бернулі і у більш загальному вигляді подану П.Л.Чебишевим.

За теоремою Бернулі можна визначити скільки дослідів треба провести, щоб із заданою наперед ймовірністю Р можна стверджувати, що відхилення відносної частоти події від ймовірності її появи р буде в заданих межах (-ε; ε).

У 1908 році Стьюдент показав, що статистичний підхід справедливий і у випадку малого числа вимірів. Розподіл Стьюдента, коли число вимірів $n \to \infty$, переходить в розподіл Гауса, а за малого числа відрізняється від нього. Для розрахунку абсолютної помилки за малої кількості вимірів вводиться спеціальний коефіцієнт, залежний від надійності Р і числа вимірів n, названий коефіцієнтом Стьюдента t. Так як за Стьюдентом $t = \varepsilon\sqrt{\frac{n}{pq}}$, звідси можна визначити об'єм вибірки педагогічного експерименту. Наприклад, об'єм вибірки студентів для експерименту визначався у дослідженні одного з пошукувачів за таблицями достатньо великих чисел за формулою, $n = t^2 \frac{pq}{\varepsilon^2}$, де n – об'єм вибірки, t – коефіцієнт Стьюдента, p – імовірність відповідей, що схильні до підтримки суджень досліджуваної проблеми, q – імовірність відповідей, що не висловили ставлення до досліджуваної проблеми, ε – гранична помилка. Задаючи граничну помилку ε = 0,05, а імовірність або рівень достовірності $P_t = 0{,}95$ за таблицями знаходимо коефіцієнт Стьюдента $t = 1{,}96$.

Так як спостережувана частота подій для констатувального експерименту невідома, то p і q слід вибрати рівними $p = q = 0{,}5$. Добуток *pq* буде найбільш можливий, *n* буде завищеним, але досить надійним. Розрахунок показує, що для одержання статистично значимих і достовірних результатів потрібно з кожного запитання одержати близько 400 відповідей.

Якщо необхідно визначити максимальне відхилення за визначеною у констатувальному чи формуючому експерименті кількістю позитивних відповідей n на визначений показник педагогічного експерименту, за ймовірністю P=0,95 та умовою, що це відхилення буде у межах $\frac{m}{n}-p$ то $\varepsilon = t\sqrt{\frac{pq}{n}}$. Для надійності $p=q=0{,}5$ і добуток буде максимальним.

Загальнішою ніж теорема Бернулі є теорема Пуасона, оскільки вина не вимагає, щоб частка ознаки в генеральній сукупності показників залишалась сталою. В цьому випадку $\sigma^2 = p_в q_в$, де $p_в$ і $q_в$ – відносні частоти. Тоді $P\left\{\left|\frac{m}{n}-p\right| < \varepsilon = t\sqrt{\frac{p_{â}q_{â}}{n}} > 1 - \frac{1}{t^2}\right.$. Наприклад, щоб визначити ефективність запропонованої дослідником технології формування готовності до застосування ІКТ у професійній діяльності 388 студентам експериментальних груп запропоновано висловити свою думку з показників мотиваційного компоненту. Виявилось, що коефіцієнт готовності мотиваційного компонента до застосування даного показника у професійній діяльності експериментальних груп складає 0,5279, а контрольних груп – 0,25. Різниця складає 0,2779. Середнє квадратичне відхилення σ=0,85. У педагогічному експерименті ставиться задача: визначити з якою ймовірністю можна стверджувати, що різниця між здобутим коефіцієнтом готовності і математичним сподіванням готовності буле не більша за абсолютною величиною за ε=0,1. За теоремою Чебишева $P\left\{\left|\bar{x}-E(x)\right| < \varepsilon\right\} = P\left\{\left|\bar{x}-E(x)\right| < 0{,}1\right\} = F(t)$. $t = \varepsilon\frac{\sqrt{n}}{\sigma} = 0{,}1\frac{\sqrt{388}}{0{,}85} = 2{,}31$. За таблицею значень функції $F(t) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}}\int_0^t e^{-\frac{t^2}{2}}dt$ для різних значень t визначаємо F(2,31)= 0,9711. Тому можна робити висновок про те, що різниця між здобутим коефіцієнтом готовності і математичним сподіванням готовності за абсолютною величиною має ймовірність 0,9711 і є достовірною. Статистичне відхилення складає 2,89%.

У педагогічних дослідженнях досить складно знайти вимірники показників, компонентів, рівнів. Виходячи з вищевикладених міркувань, ми пропонуємо на основі теореми Бернулі за педагогічні вимірники взяти поняття коефіцієнта готовності $K_г$. Він визначався часткою від ділення кількості правильних відповідей, позитивних відношень p_n до загально можливих правильних відповідей, відношень в процесі педагогічних дій

N_o. Як правило, в ході констатувального експерименту дослідники виділяють педагогічні показники за кожним компонентом та рівнем готовності, які потім досліджуються у формувальному експерименті. Їх може бути різна кількість в залежності від того, що досліджується: макро чи мікроструктура компонентів. У таблиці ми привели окремі мікроструктурні показники ($р_к$ – контрольні групи, $р_е$ – експериментальні групи) мотивційного компоненту, які визначила одна з пошукувачів – Ольга Миколаївна у своєму дисертаційному дослідженні. Мікроструктурні показники можна групувати у макроструктурні. У контрольних групах згідно обрахованої вибірки було 368 студентів, а у експериментальних – 388. Загальне число позитивних відповідей N_o визначається добутком числа показників готовності на число студентів, які брали участь в експерименті.

Визначаємо величину $K_г$ для кожного показника $K_{г1}$; $K_{г2}$; $K_{г3}…K_{гi}$ та компонентів $K_{г.ф}$, $K_{г.і}$, $K_{г.о}$, $K_{г.з}$, $K_{г.ем}$.(наприклад, формувального, інформаційно-змістового, операціно-діяльнісний, оцінно-рефлексивний, емоційно-вольовий) для кожної групи. Середнє значення $K_{г.сер}$ за всіма компонентами складає 52,21%, а $K_{г.заг}$=50,89%.

№ п/п	**Показники за мотиваційним компонентом**	$р_к$	$К_{гк}$ %	$р_е$	$К_{ге}$ %
	ПОЧАТКОВИЙ РІВЕНЬ	**926**	**31,45**	**1947**	**62,72**
1	Наявність бажання дізнатись:				
	про можливості застосування ІКТ у навчанні іноземних мов	120	32,61	202	52,06
	досвід учителів, викладачів та науковців у застосуванні ІКТ	143	38,86	238	61,34
	про переваги застосування ІКТ	160	43,48	302	77,84
	про можливості застосування ІКТ у позакласній діяльності	99	26,90	164	42,27
5	Виявлення необхідності стимулювання, спонукальних мотивів до пізнання ІКТ	78	21,20	276	71,13
	СЕРЕДНІЙ РІВЕНЬ	**1061**	**24,02**	**2692**	**57,82**
1	Прояв інтересу до способів досягнення педагогічних цілей засобами ІКТ	83	22,55	195	50,26
2	Позитивне ставлення до застосування ІКТ в практичній діяльності	107	29,08	328	84,54

3	Навність позитивної мотивації до використання ІКТ у навчанні іноземних мов	99	26,90	318	81,96
10	Наявність зацікавленості у практичному застосуванні готових програмних продуктів	109	29,62	196	50,52
	ДОСТАТНІЙ РІВЕНЬ	**1150**	**29,15**	**2342**	**54,91**
1	Прояв стійкої практичної зацікавленості:				
	у практичній розробці дидактичних структур, конкретних тем	78	21,20	187	48,20
	у спробах самостійно вносити зміни, доповнювати готові дидактичні структури	51	13,86	198	51,03
4	Позитивна мотивація формується завдяки:				
	Прояву індивідуальної активності	168	45,65	252	64,95
	набуття свободи дій	190	51,63	244	62,89
	Самостійності	188	51,09	267	68,81
	можливості розкріпачення особистісних якостей студента	180	48,91	235	60,57
	ВИСОКИЙ РІВЕНЬ	**175**	**9,51**	**393**	**20,25**
1	Наявність творчого, активного, сміливого ставлення до розробки та впровадження пілотних проектів ІКТ навчання іноземних мов	43	11,68	93	23,97
3	Мотив творчого досягнення проявляється в:				
	інтелектуальній активності	46	12,50	83	21,39
	порагнення до самостійного вирішення проблемних навчальних ситуацій з допомогою ІКТ	67	18,21	137	35,31
	ВСЬОГО	**3312**	**27,35**	**7374**	**61,30**

Визначений нами пошукувач оцінку помилки $\Delta K_г$ визначив як різницю за абсолютною величиною між середньоарифметичним та коефіцієнтом готовності за певним показником всього об'єму вибірки $\Delta K г = K_{г.сер} - K_г$ для всіх студентів. У такому разі можемо записати результат вимірів у вигляді $\mu = K_{г.\text{сер}} \pm \Delta K_г$=52,21%±1,32%.

Оскільки оцінні значення результату вимірів $K_{г.\text{сер}}$ і помилки $\Delta K_г$ не є точними то запис для μ результату вимірів повинен супроводжуватися вказівкою його надійності Р. Під надійністю або довірчою вірогідністю розуміють вірогідність того, що істинне значення вимірюваної величини знаходиться у вказаному інтервалі. Цей інтервал називається довірчим .

Приводимо узагальнені результати педагогічного експерименту визначеного нами пошукувача.

Етапи експерименту	Кількість студентів *n (груп)*	Всього показників $n \bullet N_o$	Кількість позитивних відповідей	Коефіцієнт загальної готовності ($K_г$)
Констатувальний	402 (29)	64722	17015	24,24
Формувальний контрольні групи	368 (26)	50784	12488	24,58
Формувальний експериментальні групи	388 (28)	53544	27248	50,89

Різниця коефіцієнтів загальної готовності ($K_г$) за показниками у експериментальних і контрольних групах обраховується за формулою $d_д = K_{ге} - K_{гк} = 26{,}31\%$.

Наступним етапом є обрахування імовірності отриманої різниці коефіцієнтів загальної готовності до застосування ІКТ у професійній діяльності.

$$Ð_{ðå} = \sqrt{\frac{\hat{E}_{ãå}(1-\hat{E}_{ãå})}{ï_{å}}}\ ,\ P_{pe} = 2{,}24445 \cdot 10^{-2}$$

$$Ð_{ðê} = \sqrt{\frac{\hat{E}_{ãê}(1-\hat{E}_{ãê})}{ï_{ê}}}\ ,\ P_{рк} = 2{,}53796 \cdot 10^{-2}$$

де P_{pe}, та $P_{рк}$, $K_{ге}$, $K_{ге}$, n_e, $n_к$ – відповідно: імовірності позитивних відповідей і рішень; коефіцієнти загальної готовності (позитивних відповідей і рішень); кількість студентів у експериментальних та контрольних групах.

Таким чином, помилка середньої імовірності коефіцієнтів загальної готовності не перевищує 3,1%. Оцінку імовірності достовірності одержаної різниці проведено за допомогою нормального відхилення. Визначається коефіцієнт Стьюдента.

$$t_e = \frac{\hat{E}_{ãå} - \hat{E}_{ãê}}{Ð_{å}} = \frac{d}{P_{å}} = \frac{0{,}2631}{0{,}024445} = 10{,}76\ ,\ t_e = 10{,}76$$

Так як t>>3, то різниця коефіцієнтів загальної готовності експериментальних і контрольних груп є суттєвою і залежить не від випадкових вибірок, а від обраної пошукувачем методики діагностування рівня сформованості готовності майбутніх учителів до застосування ІКТ у професійній діяльності. За таблицями Стьюдента визначається, що імовірність достовірності одержаної різниці імовірностей коефіцієнтів загальної готовності за показниками у експериментальних і контрольних групах дорівнює 0,9999. На основі одержаних даних обраховані середньоарифметичний коефіцієнт загальної готовності $K_г$, середньоквадратичне відхилення σ, мода *М*, коефіцієнт асиметрії A_s, критерій Стьюдента *t*.

Групи	$K_г$	σ	M_o	A_s	*T*
Експериментальні	0,5089	0,17	55,8%	-0,104	10,76
Контрольні	0,2458	0,16	26,3%	-0,041	

Для обраного розподілу коефіцієнт готовності за 86 показниками (із 138) у експериментальних груп мають значення від 45% до 65%, а у контрольних групах від 20% до 29%. Тому мода, довша частина розподілу, розташована лівіше, а коефіцієнт асиметрії від'ємний $A_s = \frac{\hat{E}_{ã} - \grave{I}_{î}}{\sigma}$.

З теорії імовірності вважається, коли $A_s < 0{,}25$, то асиметрія слабка. Отримані дані свідчать, що у дослідженні асиметрія має слабке вираження. Середньоквадратичне значення визначається за формулою

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N_o}\sum(\hat{E}ã³ - \hat{E}ã.ñåð)^2} \tag{3.7}$$

Різниця коефіцієнтів загальної готовності у контрольних та експериментальних групах є суттєвою на рівні достовірності 95%, так як критерій Стьюдента значно перевищує граничне значення 3. Отримані результати свідчать про високу достовірність результатів після навчання за пропонованою технологіїю у експериментальних групах. Тому можна стверджувати, що випадкові фактори у контрольних та експериментальних групах мало впливали, бо $\sigma_е = 0{,}17$, $\sigma_к = 0{,}16$. Значення моди у експериментальних групах більше у два рази ніж у контрольних, що вказує на високу якість технології дослідження. Крива частот у експериментальних групах, у порівнянні з контрольними, має значну лівосторонню асиметрію, що свідчить про суттєвий позитивний вплив запропонованої технології формування готовності майбутніх учителів до застосування ІКТ у професійній діяльності.

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРА

Садовий Микола Ілліч – доктор педагогічних наук, професор, професор кафедри фізики та методики її викладання.

Коло наукових інтересів: технологія професійної освіти.