

Світлана Совгіра

МЕТОДИКА ПРОВЕДЕННЯ ПЕДАГОГІЧНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ

МЕТОДИКА ПРОВЕДЕННЯ ПЕДАГОГІЧНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ

Світлана Совгіра

У статті висвітлено методику проведення педагогічного експерименту та подано можливий варіант статистичної обробки отриманих результатів його констатованого етапу.

Ключові слова: експеримент, констатувальний етап, методика.

Будь-які нові системи та моделі навчання, виховання, формування чи розвитку, методика чи методичні рекомендації, впроваджені в навчально-виховний процес, мають перевірятися; порівнюватися з будь-якою іншою системою і рекомендаціями. Але завжди виникає проблема якісного і кількісного порівняння традиційної і нової вдосконаленої методики. Для цього проводиться педагогічний експеримент.

С. Архангельський, Ю. Бабанський, В. Загв'язинський вважають, що дослідник, який пропонує нову методику навчання чи виховання, теоретично має довести її переваги [1; 3; 6]. Суть експериментальної методики полягає в тому, що студенти (учні) діляться на декілька груп, з яких одна навчається за традиційною методикою (контрольна група), а інші – за новими методиками (експериментальні групи). Пропоновані методики в експериментальних групах мають суттєво відрізнятися від контрольних для виявлення впливу того чи того чинника.

Метою нашого дослідження стало висвітлення методики проведення експериментальних педагогічних досліджень. Для цього обрано констатувальний етап експерименту.

Педагогічні дослідження проводяться на базі трьох-п'яти навчальних закладів із студентами (учнями) різних напрямів (дисциплін чи класів або спеціальностей під час анкетування, співбесіди, спостереження, аналізу та

експерименту упродовж не менш як п'ять років з певною кількістю студентів (учнів), які об'єднані у групи (експериментальні і контрольні).

Встановити різницю між вихідними та набутими показниками досліджуваного явища чи процесу можна за умови виявлення їх порівняльного рівня на етапі констатувального експерименту з іншими етапами дослідження. Для цього розробляється методика проведення експериментального дослідження, виявлення та обґрунтування педагогічних умов та засобів, які визначають ефективні шляхи досягнення результатів дослідження.

На етапі констатувального експерименту вивчається вихідний рівень досліджуваного явища чи процесу. Пошуковий експеримент передбачає виявлення чинників, які впливають на його зростання. Формувальний експеримент полягає у доведенні ефективності впливу розробленої методики на підвищення рівня досліджуваного явища чи процесу. Порівняльний експеримент застосовується для порівняння впливу різних факторів на результат дослідження у експериментальних та контрольних групах.

Ми пропонуємо з'ясувати, який приріст рівнів досліджуваного явища чи процесу за період навчання в педагогічному університеті; які особливості засвоєння студентами (учнями) експериментальних груп відповідних знань, сформованості їх поглядів та переконань в порівнянні з контрольними?

Для вирішення цих завдань за базову основу (фон) пропонуємо брати якість засвоєння традиційного змісту конкретної дисципліни, згідно із чинними нормативними документами, та експериментальний – засвоєння змісту експериментальних нововведень, розроблених автором. Для дослідження пропонуємо відібрати з усієї генеральної сукупності студентів вибіркочу сукупність для контрольної та експериментальної груп на кожному факультеті (класі) окремо.

Методика проведення експерименту передбачає, щоб кожна з груп мала достатність вибірки, яка б була репрезентативною [4, с.265]. Генеральну сукупність студентів (учнів), на які поширюються результати дослідження вибіркової сукупності, будемо характеризувати відповідно параметрами: μ –

генеральна середня, σ^2 – генеральна дисперсія, σ – генеральне стандартне відхилення. Вибіркову сукупність студентів (учнів) контрольної та експериментальної груп опишемо параметрами: \bar{X} – вибіркве середнє (середньоарифметична), S^2 – вибірква дисперсія, S – вибіркве стандартне відхилення [5, с.217].

Отже, для узагальненої оцінки знань, умінь та навичок всіх студентів (учнів) генеральної сукупності (μ , σ^2 , σ) необхідно обрати вибіркву сукупність студентів (учнів) (X , S^2 , S). Слід зауважити, що на одержання статистично достовірних результатів суттєво впливає чисельність вибірки. Мінімально необхідну чисельність вибірки студентів (учнів), при якій основні вибіркві параметри (X , S^2 , S) однозначно характеризують відповідні генеральні (μ , σ^2 , σ), визначимо з формули (Л. Закс [7]):

$$n = \frac{t^2 p(1-p)}{a_o^2}, \quad (1)$$

де n – кількість членів вибіркової сукупності;

t – відомий коефіцієнт (для заданої довірчої ймовірності – P);

P – статистична достовірність (задана достовірча ймовірність);

a_o – відома похибка, за якою оцінюється обсяг вибірки.

Розрахуємо n з похибкою $a_o = 9,5\%$ і статистичною достовірністю

$P = 0,95$ ($t = 1,96$, звідки: $n = 20,0$).

Таким чином, для отримання статистично достовірних даних найменший необхідний обсяг вибірки повинен бути не менше 20 студентів (учнів) для контрольної та експериментальної груп n_k та n_e . Вибірка виконується методом серійного відбору, що дозволяє провести оцінку статистичної ймовірності результатів дослідження.

За вихідний рівень досліджуваного явища чи процесу (констатувальний етап експерименту) приймаємо знання, уміння та навички студентів першого курсу чи учнів того класу, у якому починає вивчатися конкретна дисципліна. Дослідження проводяться до впровадження запропонованих нововведень (методики чи технології). Рівень та показники сформованості досліджуваного

явища чи процесу студентів (учнів) контрольної та експериментальної груп визначається за розробленими варіантами після кожного етапу дослідження (зрізу). Рейтингова вага кожного варіанту – 1 бал. Кожен варіант є узагальненим результатом аналізу проведеного анкетування, співбесіди, спостереження за студентами (учнями) експериментальних і контрольних груп.

Для зручності під час обрахунків отриманих даних пропонуємо користуватися цифрами, які виражаються в оціночній шкалі від 1 до 5 балів і які відповідали частотам прояву показників $n_1 - n_5$. Оцінка 5 – відповідь без обдумування, чітка, логічно побудована, науково, висвітлена, містить доказові факти; 4 – відповідь без тривалого обдумування, логічно побудована, наукові терміни застосовуються вибірково; 3 – відповідь потребувала обдумування, застосовувалися поодинокі наукові терміни, докази підтверджено нечіткими фактами; 2 – відповідь потребувала тривалого обдумування, неточні наукові терміни, відсутні докази міркувань, запозичені доказові факти, нелогічна відповідь; 1 – відповідь нечітка, докази відсутні, ставлення до проблеми невизначене.

За даними узагальнених результатів дослідження для їх статистичного оброблення будемо закон розподілу їх рівнів заданого обсягу вибірки для кожного факультету чи класу окремо у вигляді таблиць, у яких відображено показники (у балах) у вигляді варіаційного впорядкованого ряду x_1, x_2, x_3, x_4, x_5 та відповідні їм частоти прояву показників n_1, n_2, n_3, n_4, n_5 окремо для контрольної та експериментальної груп.

Позначимо узагальнені показники початкового рівня досліджуваного явища чи процесу студентів (учнів) контрольної та експериментальної груп відповідно через \bar{X}_k^0 та \bar{X}_e^0 , і визначимо їх як середньоарифметичну зважену \bar{X} показників x_i . У загальному випадку середньоарифметичну зважену \bar{X} варіаційного ряду x_1, x_2, x_3, x_4, x_5 знаходимо з двох рядів як суму добутків кожного значення ряду показників x_i на частоту їх повторення n_i , поділену на суму частот показників обсягу вибірки n [9, с.10]:

$$\bar{X}^0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^4 x_i n_i, \quad (2)$$

де x_i – i -й член ряду показників, n_i – i -й член ряду відповідних їм частот.

На основі отриманих даних визначаємо середньоарифметичну \bar{X} констатувального етапу експерименту окремо для кожного факультету (класу) в контрольній та експериментальній групах (\bar{X}_k^0 , \bar{X}_e^0).

Проведені обрахунки основних параметрів статистичного розподілу під час констатувального експерименту доводять, що середньоарифметична \bar{X} не відображає мінливості значень показників та їх варіацію (розсіювання). Тому оцінку варіації виконаємо за допомогою дисперсії [5, с.78]:

$$S^2(x) = \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^5 (x_i - \bar{x})^2 n_i, \quad (3)$$

тобто за дисперсію приймаємо розсіювання показників біля середньоарифметичної \bar{X} . Дисперсію визначаємо окремо для контрольної та експериментальної груп студентів (учнів). Дисперсію ділимо на $(n-1)$ у зв'язку з малою вибіркою ($n \approx 20$); (при $n > 100$, ділимо на n) [8, с.272].

Для педагогічних експериментальних досліджень користуватися дисперсією для оцінки відхилення кожної з ознак показників не зовсім зручно у зв'язку з тим, що ознака вимірюється в лінійних одиницях (балах), а дисперсія в квадратних, тому за критерій оцінки точності вимірювання кожного члена ознаки приймаємо стандартне відхилення S , яке визначимо через дисперсію з рівності:

$$S = \pm \sqrt{S^2} \quad (4)$$

За С. Архангельським [2, с.165] за оцінку точності вимірювання середньоарифметичної \bar{X} , яка приймається за достовірну величину в дослідженнях, береться середньоквадратичне відхилення вибіркового середнього $S_{\bar{x}}$:

$$S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{n}{n-1}}, \quad (5)$$

де S – стандартне відхилення результатів окремих вимірювань, n – обсяг вибірки, $\sqrt{\frac{n}{n-1}}$ – поправочний коефіцієнт Бесселя [9, с.55]. За нашими обрахунками значення поправочного коефіцієнта Бесселя для контрольної та експериментальної груп складає по 1,0259. Результати обрахунків можуть показати, що поправочний коефіцієнт впливає на результат визначення середньоквадратичного $S_{\bar{x}}$ тільки в тисячних долях, тому в практичних розрахунках його можна не враховувати і користуватися спрощеною формулою:

$$S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}} \quad (6)$$

Середньоквадратичне відхилення $S_{\bar{x}}$ оцінки середньоарифметичної \bar{X} в \sqrt{n} раз менше стандартного відхилення S окремих результатів. Для розрахунку середньоквадратичного відхилення $S_{\bar{x}}$ спочатку виконуються обрахунки стандартного відхилення S для контрольної й експериментальної груп.

Дійсне значення середньоарифметичної \bar{X} з урахуванням її середньоквадратичного $S_{\bar{x}}$ запишемо у вигляді:

$$\text{для контрольної групи: } \bar{X}_{\kappa} \pm S_{\bar{x}}^{\kappa} \quad (7),$$

$$\text{для експериментальної групи: } \bar{X}_{e} \pm S_{\bar{x}}^{e} \quad (8).$$

Відносну похибку вибіркової середньоарифметичної \bar{X} визначаємо з

$$\text{формули [9,с.16]: для контрольної групи: } C_{\bar{x}}^{\kappa} = \frac{S_{\bar{x}}^{\kappa}}{\bar{X}_{\kappa}} 100\% \quad (9),$$

$$\text{для експериментальної групи: } C_{\bar{x}}^{e} = \frac{S_{\bar{x}}^{e}}{\bar{X}_{e}} 100\% \quad (10).$$

Якщо визначена відносна похибка C відповідає умові $C \leq 30\%$, то точність визначення середньоарифметичної \bar{X} достовірна, при $C \geq 50\%$ розсіювання

стандартного відхилення S по відношенню до середньоарифметичної \bar{X} вважається недостовірним. В інших випадках $30\% < C < 50\%$ – малодостовірним [8].

Для одержання точного уявлення про надійність оцінки похибки вимірювання та для запобігання суттєвих помилок в обрахунках при незначних обсягах вибірки, потрібно вказувати довірчий інтервал ε , в якому з заданою довірчою ймовірністю P знаходиться значення обрахованої змінної. Довірча ймовірність P та рівень значимості α зв'язані між собою співвідношенням: $P = 1 - \alpha$ [9, с.57].

Межі довірчого інтервалу ε для заданого значення довірчої ймовірності ($P=0,95$) знаходимо за методикою І. Бавріна [4] або Л. Румшиського [10].

$$P(\bar{X} \pm \varepsilon) = 2\Phi(t) = P, \quad (11)$$

де ε – точність оцінки меж інтервалу, t – критичний коефіцієнт або t -розподіл Стюдента, який характеризує закон розподілу відхилення вибірових параметрів від генеральних для малих вибірок ($n < 30$).

Значення критичного коефіцієнту t знаходимо з функції (1.9):

$$2\Phi(t) = P, \text{ звідки } \Phi(t) = \frac{P}{2} = 0,475 \quad (12)$$

За значенням функції $\Phi(t) = 0,475$ знаходимо значення коефіцієнта Стюдента t , який становить 1,96 [11, с.285].

Визначаємо точність оцінки меж інтервалу ε для контрольної та експериментальної груп ($\varepsilon_k; \varepsilon_e$):

$$\varepsilon_k = t \frac{S_k}{\sqrt{n_k}}; \quad \varepsilon_e = t \frac{S_e}{\sqrt{n_e}}; \quad (13); \quad (14)$$

Тоді остаточно межі довірчого інтервалу записуються у вигляді:

$$\text{для контрольної групи: } \bar{x}_k \pm \varepsilon_k \quad \bar{x}_k - \varepsilon_k \div \bar{x}_k + \varepsilon_k \quad (15),$$

$$\text{для експериментальної групи: } \bar{x}_e \pm \varepsilon_e \quad \bar{x}_e - \varepsilon_e \div \bar{x}_e + \varepsilon_e \quad (16).$$

Одержані межі довірчих інтервалів для обох груп порівнюємо з визначеними межами середньоарифметичної \bar{X} . В основному результати

порівняльного аналізу показують, що, визначені межі для середньоарифметичної ($\bar{x} \pm S_{\bar{x}}$) знаходяться в межах довірчих інтервалів ($\bar{x} \pm \varepsilon$), що й підтверджує надійність оцінки похибки обчислення.

Аналізуючи вираз $\varepsilon = t \frac{S}{\sqrt{n}}$ для визначення точності оцінки меж довірчого інтервалу, неважко побачити, що:

– при збільшенні обсягу вибірки n величина ε (епселон) зменшується, це означає, що точність оцінки за допомогою довірчого інтервалу зростає;

– при фіксованому обсязі вибірки n величина ε збільшується із збільшенням довірчої ймовірності P , що розширює межі довірчого інтервалу і, як наслідок, веде до зменшення точності показника за допомогою довірчого інтервалу, оскільки різні, з великою похибкою результати потрапляють всередину довірчого інтервалу і тому результати обчислення можуть бути не зовсім коректними.

Не варто задавати великі значення довірчої ймовірності P у зв'язку з виникненням протиріччя між категоричністю твердження та його надійністю. Пропонуємо довірчу ймовірність прийняти $P = 0,95$, яка відповідає 2δ (двосигмовому) інтервалу в нормальному розподілі, в який потрапляє 95,45% усіх даних. При $P = 0,9$ розширюється довірчий інтервал і в нього можуть потрапити випадкові дані. При $P = 0,99$ різко звужується довірчий інтервал і в нього можуть не потрапити важливі дані [9, с.58].

Одержані розподіли оцінок експериментальних досліджень ідеально будуть відповідати теоретичному законові розподілу тільки у випадку великої вибірки (при $n > 30$). При меншій вибірці спостерігається деяка асиметричність розподілу, достовірною оцінкою якої утруднена.

За результатами узагальнених даних нульового зрізу, отриманих у процесі констатувального експерименту, стає очевидним, що у студентів (учнів) як експериментальної, так і контрольної груп спостерігається приблизно однаковий рівень досліджуваного явища чи процесу. Але навіть невелика різниця між ними потребує перевірки на достовірність. Використаємо для

цього критерій злагоди К. Пірсона (χ^2 – *хі-квадрат*) для перевірки висунутої гіпотези [9, с.106]. Доцільність використання цього критерію в такому випадку полягає у висуванні так званої нульової гіпотези H_0 , за якою невідповідність між законами розподілу показників рівнів досліджуваного явища чи процесу експериментальної і контрольної груп абсолютно випадкова.

У відповідності до загальної схеми використання критерію злагоди висуваємо нульову гіпотезу H_0 відносно закону розподілу показників; задаємо рівень значимості – α ; вибираємо ступені вільності (міру відхилення) – K .

Вираховуємо з вибірки величину критерію злагоди К. Пірсона за формулою [9, с.88]:

$$\chi_0^2 = \sum \frac{(n'_e - n'_k)^2}{n'_k}, \quad (17)$$

де n'_e – відносна частота показників рівнів експериментальної групи,

n'_k – відносна частота показників рівнів контрольної групи.

Визначаємо критичні значення величини $\chi^2_{(a,k)}$ і остаточно порівнюємо: χ_0^2 і $\chi^2_{(a,k)}$; якщо $\chi_0^2 < \chi^2_{(a,k)}$, то нульова гіпотеза (H_0) приймається, якщо $\chi_0^2 > \chi^2_{(a,k)}$, то нульова гіпотеза (H_0) відхиляється і приймається альтернативна гіпотеза.

Вирахуємо критерій злагоди χ_0^2 , приймемо рівень значимості $\alpha = 0,05$, визначимо ступінь вільності: $K = m - \nu$,

де $\nu = 1$ – число обмеження вільності варіації (1, 2 або 3); $m = 5$ – число різних класів, тоді [9, с.89] $K = 5 - 1 = 4$

Величина $\chi^2_{(0,05;4)}$ визначена на рівні 9,49. Якщо всі значення критерію злагоди К. Пірсона для досліджуваних явищ чи процесів менше 9,49, то нульова гіпотеза H_0 приймається.

Отже, незначна різниця в показниках може бути зумовлена випадковими чинниками.

Графічне зображення рейтингових показників за узагальненими результатами дослідження констатувального експерименту дозволить наочно показати закономірності статистичного закону розподілу їх рівнів.

Виходячи із масиву інформації, що аналізується та результатів констатувального експерименту робиться припущення про необхідність вдосконалення змісту, форм, методів досягнення необхідного результату та обираються шляхи і засоби, які ведуть до здійснення поставлених завдань дослідження.

Статистична обробка експериментальних даних є могутнім чинником підтвердження достовірності та коректності отриманих результатів констатувального експерименту та висновку із них.

Список використаних джерел

1. Архангельский С. И. Лекции по научной ориентации учебного процесса в высшей школе / Сергей Иванович Архангельский. – М.: Высшая школа, 1976. – 200 с. – (Мин-во высш. и средн. образ. СССР).
2. Архангельский С. И. Лекции по теории обучения в высшей школе / Сергей Иванович Архангельский. – М.: Высшая школа, 1974. – 382, [2] с. – (Мин-во высш. и средн. образ. СССР).
3. Бабанский Ю. К. Проблемы повышения эффективности педагогических исследований: (дидактический аспект) / Юрий Константинович Бабанский. – М.: Педагогика, 1982. – 192 с. – (АПН СССР).
4. Баврин И. И. Высшая математика: учебн. пособие [для студентов пед. ин-тов по биол. и хим. специальностям] / Иван Иванович Баврин. – М.: Просвещение, 1980. – 383, [1] с.
5. Гласс Дж. Статистические методы в педагогике и психологии / Дж. Гласс, Дж. Стэнли; пер. с англ. Л.И. Хайрусовой; общ. ред. Ю.П. Адлера; послесл. Ю.П. Адлера и А.Н. Ковалева. – М.: Прогресс, 1976. – 494, [1] с.
6. Загвязинский В. И. Методология и методика педагогических исследований / Владимир Ильич Загвязинский. – Тюмень: ТГУ, 1976. – 85 с.

7. Закс Л. Статистическое оценивание / Л. Закс; пер. с нем. – М.: Статистика, 1976. – 598 с.
8. Кыверялг А. А. Методика исследования в профессиональной педагогике / Антс Аугустович Кыверялг. – Таллин : Валгус, 1980. – 336 с.
9. Мармоза А. Т. Практикум по математической статистике: учебн. пособие [для студ. высших с.-х. учебн. завед. по эконом. спец.] / Анатолий Тимофеевич Мармоза. – К.: Выща школа, 1990. – 191 с.
10. Румшицкий Л. З. Математическая обработка результатов эксперимента: справочное руководство / Лев Зимонович Румшицкий. – М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1971. – 192 с.
11. Самнер Г. Математика для географов / Грехем Самнер; перевод с англ. И.М. Зейдиса; ред. и предисл. Ю.Г. Симонова. – М.: Прогресс, 1981. – 295, [1] с.