

ЗМІСТОВНО-СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ РЕЗУЛЬТАТІВ САМООЦІНЮВАННЯ ФАХОВИХ ЗНАТЬ ПЕДАГОГІЧНИМИ ПРАЦІВНИКАМИ ПТНЗ ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИЧНОГО ПРОФІЛЮ

Постановка проблеми. Розвиток суспільства третього тисячоліття суттєво залежить від людського чинника. У зв'язку з цим зростають вимоги до якості підготовки фахівців із вищою освітою, зокрема педагогічних працівників ПТНЗ, що є реалізацією на практиці одного з принципів Болонських реформ. Очевидно, що на підвищення рівня підготовки фахівців впливає післядипломне навчання. На відміну від курсового підвищення кваліфікації та самонавчання, які припускають наявність прямої чи опосередкованої допомоги з боку викладачів ВНЗ, *самоосвіта* – автономна пізнавальна діяльність, яка здійснюється фахівцем на основі власного досвіду, без допомоги та вказівок ззовні [15].

Результати самонавчання та самоосвіти повинні підлягати зовнішньому оцінюванню та самооцінюванню, які спрямовані на чітко визначений перелік запланованих результатів навчання, надають зворотну, оперативну, значущу та надійну інформацію, необхідну для корегування навчального процесу в напрямі його оптимізації. Як показали дослідження [11], можна виділити три підходи до оцінювання рівня навчальних досягнень: 1) *критерійно-орієнтовний* – рівень обов'язкових результатів навчання, що відповідають освітньому стандарту, зокрема стандарту European Credit Transfer System (ECTS); 2) *нормативно-орієнтовний* – націлений на певні статистичні норми (рівень навчальних досягнень особи інтерпретується залежно від досягнень усієї сукупності осіб); 3) *індивідуальний* – підхід, що орієнтований на обсяг і темп засвоєння особою навчального матеріалу в даний проміжок часу порівняно з його початковим рівнем досягнень.

Порівняно з традиційними методами оцінювання результатів навчання, методи самооцінювання знань розроблені переважно на теоретико-методологічному рівні та недостатньо реалізовані на інструментальному рівні (методика, алгоритм, технологія).

На сьогодні відсутня загальноприйнята психолого-педагогічна модель експлікації сутності процесу самооцінювання персональних (особистих) знань, зокрема фахових (науково-технічних) знань. Причина цього корениться в поліаспектності та складності цього процесу, зокрема в суперечності між необхідністю самооцінювання знань і недостатньою розробленістю відповідних методів. Ця суперечність визначила *проблему дослідження* – розробка й обґрунтування методики обробки результатів самооцінювання фахових знань із метою отримання вірогідних висновків.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Методи самооцінювання застосовуються в соціології, психології, кваліметрії, теорії штучного інтелекту (експертних системах із базами знань) та в інших науках. Методам самооцінювання знань присвячені роботи А.Т.Ашерова, Ю.К.Бабанського, В.П.Беспалько, Н.О.Брюханової, Г.С.Гребенюка, Т.О.Дмитренко, М.Б.Євтуха, І.М.Козловської, О.Е.Коваленко, В.А.Козакова, В.В.Краєвського, Н.В.Кузьміної, М.І.Лазарева, Р.М.Макарова, П.І.Сікорського, Г.В.Суходольського, Я.Я.Юрченко, В.В.Ягупова та ін. Зміст нашої статті є логічним продовженням праці автора [14], де розглянуто теоретичні аспекти вирішення проблеми квантифікації та оцінювання персональних фахових знань, але не вирішені відповідні практичні аспекти.

Постановка завдання. Завдання цього дослідження – змістовний і статистичний аналіз результатів самооцінювання фахових знань педагогічними працівниками ПТНЗ електроенергетичного профілю (викладачами та майстрами виробничого навчання).

Гіпотеза дослідження: статистичний розподіл результатів самооцінювання фахових знань однорідної сукупності респондентів із достатньою точністю є унімодальним (одновершинним), а при виконанні умови хорошої погодженості їх відповідей асимптотично наближається до теоретичного нормального розподілу. Припущення про

нормальний закон розподілу генеральної сукупності самооцінок фахових знань педагогічних працівників апіорі впливає з природодоцільності процесу навчання в умовах безперервної дії безлічі різноманітних чинників детермінованого та стохастичного походження. Чинники детермінованого походження ґрунтуються на змісті навчального матеріалу, що засвоєний педагогічними працівниками в умовах вузівської підготовки, підвищення кваліфікації та фахової самоосвіти, та відповідає типовим програмам нормативних навчальних дисциплін. Стохастичні чинники впливають на рівні засвоєння та відтворення фахівцями навчального матеріалу. Вказані рівні входять у діапазон, що обмежується поверхневими та глибинними знаннями. Ступінь відтворення респондентом фрагменту науково-технічного знання залежить від ідентифікуючих можливостей довготермінової пам'яті, ступеня ситуаційної активізації відповідної енграми ("сліду пам'яті"), проміжку часу практичного невикористання конкретного знання.

Виклад основного матеріалу. Самооцінювання розглядається як соціогенетичне утворення, яке виникає на певній ступені розвитку людини та являє собою "...компонент самосвідомості, що включає поряд зі знаннями про себе оцінювання людиною самого себе, своїх здібностей, моральних якостей і вчинків" [23, с.332]. Самооцінювання власного знання може інтерпретуватися як прийняття рішення в умовах невизначеності, а тому це рішення є, по суті, детерміновано-стохастичним. Відповідно до цього, тільки наявність чималої статистичної інформації дає можливість отримати вірогідні репрезентативні висновки. З точки зору теорії штучного інтелекту, процеси самооцінювання припускають наявність у суб'єкта діяльності внутрішньої понятійної моделі зовнішнього світу, певних рівнів розуміння, суджень, умовиводів, доказів, пояснень, здатність його до формування нової інтелектуальної інформації, зокрема до генерування ідей, гіпотез та конструктивних рішень. Іманентним чинником вказаних компонентів мнемонічної й інтелектуальної діяльності є нечіткість процесу прийняття рішень.

У контексті цього дослідження розглянемо часткову проблему, яка стосується відтворення (актуалізації, репродукування) персональних фахових знань та їх основних елементів – наукових понять. Ця проблема так далека від детального розуміння, що зараз важко навіть уявити собі, наскільки для практичного використання корисні фрагментарні відомості, що наводяться різними дослідниками.

С.П.Бочарова визначає пам'ять як базову функціональну систему, в якій здійснюються та вдосконалюються когнітивні операції упізнання, пригадування, відтворення [6]. У концепції І.Хофмана здійснена спроба часткового вирішення проблеми репродукування ментальних семантичних і концептуальних структур пам'яті людини. У межах семантичної ієрархії виділені два класи понятійних репрезентацій: 1) **сенсорні поняття**, які репрезентовані в пам'яті переважно ознаками, що відображають узагальнені наочні властивості об'єктів дійсності; 2) **категорійні поняття**, ознаки яких поєднані з відображенням функціональних зв'язків між об'єктами. Розрізняються прототипові (наочно-образні), множинні й ознакові репрезентації понять. При обговоренні проблеми семантичної репрезентації понять показано, що самі ознаки понять можуть виражати відношення ("бути частиною", "рід – вид", "бути предметом" тощо), а в пам'яті людини можуть виникати стільки різноманітних відношень (всередині понятійних, міжпонятійних) і відповідно процесуальних та декларативних знань, скільки можна виділити різних зв'язків в об'єктивній дійсності [25].

Ознаки понять відображають властивості об'єктів дійсності, зв'язки між ними. Принцип Тулвінга стверджує: "... те, що репродукується, визначається тим, що було сприйнято, і як воно було закодовано, а те, що репрезентовано, визначає у свою чергу, які ознаки можуть бути ефективно використані для отримання доступу до репрезентованої інформації" [27, с. 454]. Зокрема, відтворення визначається процесами запам'ятовування, наявністю інтересу до сприйнятої інформації та психологічними процесами забування [23]. При переході від семантичної репрезентації об'єкта дійсності у формі вербального тексту до образної репрезентації відбувається значне полегшення та прискорення опанування навчальним матеріалом тому, що в роботу включається правостороння півкуля мозку, яка ефективно оперує "...моделями зовнішньої репрезентації

або відтворення в рисунку” [9, с. 195]. Це відповідає гіпотезі подвійного кодування А. Пайвіо: конкретна інформація аналізується невербальною складовою мислення, а абстрактна – за допомогою структурування її вербальних компонентів. Образна репрезентація ознаки може викликати її вербальну репрезентацію і, навпаки, вербальна репрезентація може викликати образне уявлення [26]. Точність і легкість розуміння зростають у міру того, як зменшується вербальний склад фрази і збільшується її образна складова. Синтетичні та конструктивні образи на відміну від вербальної інформації мають достатнє число ступенів вільності, що дозволяє здійснити велике число кроків в їх розумінні та відповідно сприяти розвитку мислення [13].

Як показав М.І. Лазарев [16], будь-яке поняття можна подати у вигляді двох компонентів: множини визначальних ознак {А} і множини характерних ознак {В}. Ним розроблена поліізоморфна модель репрезентації декларативних знань на основі їх семантичних ознак, яка складається з множин ієрархічних ознак, які репрезентують такі характеристики об'єкта, як призначення, склад, принцип дії, параметри. Показано, що введення надлишкової інформації дозволяє інтенсифікувати процес зменшення кількості ознак, за якими суб'єкт навчання може правильно відновити в пам'яті весь об'єкт. На відміну від процедурного знання (“знати як”), актуалізація декларативного знання (“знати що”) “...потребує усвідомлення і на нього суттєво впливають процеси мотивації та формування цілей. Формування процедурних знань починається з декларативних форм їх опису і далі, у ході зростання автоматизму виконання дій, декларативне знання переходить у процедурне” [16, с. 157].

Таким чином, когнітивні процеси, як атрибути свідомості, забезпечують сприйняття, інтеріоризацію та засвоювання людиною знань і досвіду діяльності. Обернені процеси – відтворення знань та екстеріоризація. Ступінь готовності до репродукування знань в значній мірі залежить від обсягу іманентного конкретній людині семантичного простору пам'яті, її здатностей до інтроспекції та реконструкції латентних понятійних структур, які були сформовані на основі мислення.

Нами сформована система науково-технічних понять, яка відноситься до сфер електроенергетики, електротехніки, інформатики та електротехнічного виробництва. Зміст системи понять гомоморфно відображений у відповідних нормативних навчальних дисциплінах. Вказані поняття та відношення між ними трансформовані у 80 завдань тесту успішності, які поділені на 8 груп: 1) тенденції та прогнози розвитку електроенергетики та електротехнічного виробництва (завдання №№ 1,2,4,6,20); 2) методологія електроенергетики (№№ 3, 14, 18, 19, 21); 3) загальні питання енергетики й екології (№№ 22–31); 4) технічний прогрес розвитку електроенергетики та електростанцій (№№ 32–42); 5) нові електричні машини та трансформатори (№№ 43,44,46,47,48,52–63); 6) електронні прилади, обладнання електростанцій та системи керування електроприводом (№№ 51,64–68,70,71); 7) технології сучасного електротехнічного виробництва (№№ 5,45,49,50,69); 8) інформатика та комп'ютерна техніка (№№ 72–80); 9) стандартизація та метрологія (№№ 7–13,15–17). Завдання тесту є відкритими та передбачають відповіді у вигляді кількісних оцінок.

Вказаний тест призначений для визначення ступеня засвоєння майстрами виробничого навчання та викладачами спецдисциплін ПТНЗ електроенергетичного профілю раніше вивченого ними навчального матеріалу. Оцінюється не тільки рівень знань фахівця з конкретного питання, але й глибина знань, які пов'язані позитивним стохастичним зв'язком. Були взяті оптимальні, як показано І.Є.Булах [7], співвідношення завдань тесту (60 : 40), тобто 60% відносяться до розроблених Б.Блумом нижчих рівнів когнітивної сфери діяльності (знання, розуміння, застосування), а 40% – вищих рівнів (аналіз, синтез, оцінювання). Тест успішності, як інструментарій діагностичного дослідження, був попередньо проаналізований на надійність, змістовну й емпіричну валідність.

Поняття “тест”, “тестування” “вимірювання”, “оцінювання” належить до сфери *тестології* – “науки про створення і використання тестів” [18, с.34]. Тестування, як метод, дозволяє реалізувати принципи науковості й ефективності, систематичності, об'єктивності,

взаємозв'язку тестування та цілей навчання тощо [1]. Поняття “тест” у тестології трактується як “сукупність тестових завдань, підібраних за певними правилами, для вимірювання певної якості” [8, с.16]. Грунтуючись на дослідженні [14], ми вбачаємо, що **тест** – це засіб психолого-педагогічної діагностики, в основі якого є система спеціально підібраних завдань, направлених на виявлення, оцінювання або вимірювання якостей емпіричного об'єкта (учня, студента, слухача). Розрізняють такі тести: діагностичні та навчальних досягнень (успішності), критерійно-орієнтовані (критерійні) і нормо-орієнтовані (нормативні), закритого і відкритого типів тощо [2; 8; 18]. Структура організації тесту, стратегія розташування завдань, “...певний обсяг освітнього домену (знань, умінь, навичок, якостей, цінностей), що виносяться для оцінювання” [8, с.87] – матриця тесту.

Метод тестування, який має за мету самооцінювання фахових знань, ґрунтується на нормативно-орієнтованому підході. Самооцінювання – складний акт психічної діяльності, детермінований множиною чинників. Разом із тим, як показують дослідження Ю.К.Бабанського, Н.В.Кузьміної [4; 20], самооцінювання відноситься до евристичних методів дослідження та дає відносно об'єктивні дані про реальні знання та здібності людини.

Попередньо проведені нами дослідження показали, що при самооцінюванні знань індивідуально, яку брати шкалу: 100-значну чи 10-и значну. Це пояснюється тим, що ймовірності попадання обсягу знання конкретного респондента з певного завдання тесту в інтервали (60 – 70) і (6 – 7) практично однакові в межах випадкових похибок. Для переходу від порядкової (5-бальної) шкали, яка безвідносна до структури знання, до більш точної 10-значної шкали **S**, необхідно виходити зі зростаючої складності як структури засвоєного фахівцем знання, так і видів діяльності. У більш строгій постановці питання, 10-значна інтервальна шкала повинна задовольняти формальним характеристикам вихідної емпіричної системи з відношеннями (ЕСВ **A**), а саме: відношенням еквівалентності, переваги, рівності інтервалів між обсягами персональних знань [21].

Нами показано, що **якість персонального знання** емпіричного об'єкта характеризується такою узагальнюючою понятійною ознакою, як **цілісність**. Операціоналізація інтенсивності цілісності породжує латентну кількісну ознаку – **обсяг знання**, що задається множиною **X**. Розбиття ЕСВ **A** ознаки **X**, носіями якої є деяка сукупність респондентів, на класи еквівалентності ЕСВ **C**: $\{x_i - x_{i+1}\}$, $i \in [0, 9]$, припис останніх певних критеріїв (“еталонів”), дозволяє отримати інтервальну шкалу емпіричної кількісної ознаки **Y** – рівні фахових знань респондентів. Класи еквівалентності відповідають таким **критеріям**: (0–1) – абсолютна відсутність персональних знань із даного завдання тесту; (1–2) – персональні знання на рівні одиничних, не взаємопов'язаних наукових фактів, термінів та уявлень; (2–3) – знання на рівні причинно-наслідкових зв'язків між науковими фактами та уявленнями; (3–4) – знання на рівні наукових понять; (4–5) – знання на рівні закону (системи понять), що дозволяє суб'єкту розв'язувати прості навчальні задачі за відомими формулами; (5–6) – знання на рівні теорії, що дозволяє суб'єкту розв'язувати типові нескладні розрахункові задачі за відомим алгоритмом виконуваних дій; (6–7) – сукупність знань, які дозволяють суб'єкту на рівні репродукції розв'язувати типові теоретичні задачі середньої складності та типові практичні завдання легкої складності; (7–8) – система знань, яка дозволяють суб'єкту на рівні евристичної діяльності (шляхом деякої зміни відомих алгоритмів) розв'язувати нетипові теоретичні задачі середньої складності та на рівні репродукції та власного досвіду – типові практичні завдання середньої складності; (8–9) – цілісні знання, які дозволяють суб'єкту на рівні евристичної діяльності з елементами творчості розв'язувати нетипові теоретичні задачі високої складності та практичні завдання середньої складності; (9–10) – глибокі знання, які дозволяють суб'єкту на рівні творчості (шляхом створення нових алгоритмів дій) вирішувати теоретичні проблеми та розв'язувати практичні завдання високого ступеня складності.

Попередня розбивка ЕСВ A на класи еквівалентності ЕСВ C дозволяє реалізувати для шкали S **правило припису**, відповідно до якого наявному обсягу персонального знання про об'єкт дійсності (предмет, явище, процес тощо) респондент приписує певне значення квантифікатора у вигляді кардинального числа, яке є числовим значенням функції репрезентації f . Квантифікатор є результатом гомоморфного відображення ЕСВ A в числову систему з відношеннями (ЧСВ R) та фіксує відповідний клас еквівалентності, що формалізується як ін'єктивне відображення $f: A \rightarrow f(A) \subset R$, де R – ЧСВ. За умови рівномірності шкали S роль кардинальних чисел відіграють натуральні числа $y_j \in Y, j = \overline{1,10}$. Враховуючи принцип факторизуючої реалізації f шкали S та правило припису для процедури первинного оцінювання респондентами обсягів персональних знань, можна вважати, що результати такої процедури виступають як **рівні персональних знань** [14].

Зазначимо, що на практиці не виключена можливість **імперативного оцінювання** в абсолютній шкалі, в процесі якого відсутнє гомоморфне відображення ЕСВ в ЧСВ за схемою $A \xrightarrow{g} C \xrightarrow{h} R$. Як показав І.Пфанцагль [24], у цьому випадку значення емпіричної ознаки визначаються будь-яким “операційним приписом”.

Самооцінювання фахових знань можна інтерпретувати як прийняття рішення в умовах невизначеності, тому це рішення є, по суті, ймовірнісним, тобто відбувається з імовірністю p . Тому тільки наявність чималої статистичної інформації $\{x_j\}_{j=1}^n$ дає можливість отримати стійку статистичну оцінку або **статистику** $\Theta^* = \varphi(y_1, y_2, \dots, y_n)$ та вірогідні репрезентативні висновки. Закон розподілу статистики Θ^* в загальному випадку “...залежить від класу закону розподілу випадкової величини Y , параметрів цього закону, а також від повноти наших знань про гіпотетичний закон розподілу” [19, с. 46-47].

Статистику Θ^* можна розглядати як випадкову величину, яка характеризується **числовими характеристиками** – початковими та центральними емпіричними моментами (вибіркове середнє, дисперсія, асиметрія, ексцес та ін.). Ці характеристики є статистичними точковими оцінками невідомих параметрів $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_p$ теоретичного розподілу $\Psi = \Psi(Y, \Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_p)$, де Y – дискретна випадкова величина, що відображає рівні знань генеральної сукупності (ГС) респондентів. Якщо вказані статистичні оцінки мають властивості обґрунтованості (слухності), незсуеності й ефективності, то вони приймаються як приблизні оцінки основних параметрів теоретичного розподілу. За умови рівноточності первинного оцінювання персональних знань можна визначити точність результатів квантифікації знань респондентів за допомогою довірчого інтервалу $\Delta\Theta$, в якому з певною довірчою ймовірністю ε (надійністю, вірогідністю) знаходиться істинне значення Θ статистичної величини Θ^* , що задовольняє рівності $p(\Theta \in \Delta\Theta) = \varepsilon$, де рівень значущості $\alpha = 1 - \varepsilon$. Вірогідність педагогічного експерименту, як правило, $\varepsilon = 0,95; 0,9$.

Самооцінювання знань – прийняття рішення в умовах невизначеності, коли вірогідність інформації, необхідної для прийняття рішення, порівняно невелика (враховується наявність збурюючих психофізіологічних впливів на точність і мобілізаційну готовність пам'яті, нестаціонарний характер мнемонічної діяльності, процес забування інформації, мотиваційні чинники тощо). Тому оцінки, які отримані від n респондентів за визначеним завданням (запитанням) тесту, формально можуть розглядатися як множина значень $y_i, i = \overline{1, n}$ випадкової змінної Y та відповідних їм імовірностей $p_i, i = \overline{1, n}$. Ось чому **модель самооцінювання персональних фахових знань** є ймовірнісною моделлю.

Таким чином, механізму квантифікації знань може бути надано об'єктивний характер і можливість отримання вірогідних висновків тільки за умови масового характеру досліджуваного явища (закон великих чисел). Уявляється доцільним виділити такі основні припущення: 1) існує одномірний психологічний простір сприйняття кожним респондентом обсягу персонального (власного) фахового знання, який відповідає числовому континууму $[0,10]$; 2) кожний респондент попередньо знає “еталони” класів

еквівалентності, які відіграють роль критеріїв рівнів знань із технічних дисциплін; 3) респонденти можуть давати взаємно незалежні дискретні оцінки своїм фаховим знанням на певне завдання тесту, ці оцінки мають імовірнісний характер; 4) статистичний розподіл вибірки, який відображає рівні фахових знань однорідної сукупності респондентів за певним завданням тесту, асимптотично прямує до нормального розподілу за умови збільшення обсягу вибірки та погодженості незалежних відповідей респондентів.

Можливі прояви рівнів фахових знань вибіркової сукупності респондентів по визначеному завданню тесту подані значеннями $y_i, i = \overline{1,10}$ дискретної кількісної ознаки Y . Отримані початкові дані з самооцінювання фахових знань респондентів можна табулювати як у вигляді простого статистичного ряду, так і у вигляді матриці результатів первинних оцінювань $\| e_{ij} \|, i = \overline{1,n}; j = \overline{1,m}$, що має розмір $n \times m$, де m – число завдань тесту, n – число респондентів (обсяг вибірки). Елемент матриці e_{ij} являє собою числове значення квантифікатора, що визначається рівнем I_i фахових знань i -го респондента по матеріалу t_j , який відповідає j -му завданню тесту. Враховуючи сутність моделі процедури виставляння оцінок у педагогіці [21], можна показати, що **математична модель самооцінювання знань**, яку можна подати в неявному вигляді $e_{ij} \in E, e_{ij} \in A \times T$, де E – множина оцінок, A – множина рівнів фахових знань респондентів, T – множина завдань тесту.

У нашій роботі використано **метод агрегування (групування) даних**: за варіанти (градації) беруться середні точки $\{ \bar{x}_i \}$ класів еквівалентності, а за абсолютні частоти $\{ n_i \}$ суми частот варіант, які попали в i -й клас еквівалентності, $i \in \overline{1,10}$. Як наслідок, отримується одномірний статистичний розподіл вибірки (СРВ), заданий у вигляді дискретного варіаційного ряду. Аналіз масиву отриманих агрегованих даних вказує на вирішення **проблеми стійкості**, яка стосується доказу стійкого характеру частот попадання квантифікаторів у категорії, що не залежить від коливань первинних даних у межах можливих похибок. Як ми показали [14], шкалування в інтервальній шкалі – це основа вирішення **проблеми адекватності** відносно ряду математичних операцій та обчислення певних статистик. При застосуванні математичної статистики для обробки даних із використанням редактора електронних таблиць Excel виникає також **проблема перенесення** [3], що полягає в можливості аналізу співвідношення висновків, отриманих для вибірки, з відповідними твердженнями для ГС. Вирішення останньої проблеми можливо за умови нормального закону розподілу самооцінок ГС респондентів за класами еквівалентності та, як наслідок, застосування адекватних статистик для агрегованих числових даних, а також відповідних критеріїв (зокрема, критерію згоди Пірсона для статистичних даних, отриманих за шкалою інтервалів).

Нами розглядалися дві вибіркової сукупності респондентів – майстри виробничого навчання (РМ) і викладачі технічних дисциплін (РВ). У випадку відносно великих обсягів ($n > 30$) вибірки $\{ \bar{x}_i \} \in \overline{1,n}$, які відносяться до груп РМ (загальне число респондентів 398), результати окремих процесів самооцінювання знань y_i можна розглядати як послідовність незалежних випадкових величин $\{ X_i \}$, які внаслідок рівноточності оцінювань мають однакові дисперсії σ^2 . Добуваючи із ГС випадкові вибірки обсягу n , належить розглядати вибіркочну середню \bar{y}_v , як випадкову величину, яка може бути подана як сума інших випадкових величин. Як стверджує центральна гранична теорема О.М.Ляпунова [19], при деяких обмеженнях і при $n \rightarrow \infty$ випадкова величина \bar{y}_v має асимптотично нормальний розподіл із центром μ і дисперсією σ^2/n без залежності від того, який закон розподілу складових випадкових величин.

У відповідності з теоремою П.Л.Чебишева [10], середнє арифметичне спостережуваних значень випадкової величини Y (середній рівень знань) прямує за ймовірністю до математичного сподівання μ цієї випадкової величини, яке являє собою центр розподілу Y , тобто центр рівнів знань ГС респондентів: $\bar{y}_B \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} M(Y) = \mu$ (статистика \bar{y}_B є незсунена та слухна). Точність оцінювання μ через \bar{y}_B визначається середнім квадратичним відхиленням σ/\sqrt{n} . Проте нам не відоме значення σ , тому оцінювання μ здійснюється через вибірковий стандарт s : $\mu = \bar{y}_B \pm \delta$, де $\delta = t_{ne}s/\sqrt{n}$, де t_{ne} – табличні значення розподілу Стюдента, а s знаходиться за формулою Бесселя [10]. Отже, для оцінювання μ використовується інтервал із такими межами: $y^{ниж} = \bar{y}_B - \delta$, $y^{верх} = \bar{y}_B + \delta$. Зазначимо, що статистичні числові характеристики (параметри), які описують ГС (μ , σ^2 , V і т.д.), відіграють роль *показників*, якщо реалізувати процедуру їх співвіднесення.

У випадку відносно малих обсягів ($n < 30$) вибірки $y_i, i = \overline{1, n}$, які відносяться до груп РВ (загальне число респондентів 78), застосовується мікростатистика, в основу якої покладені інтервальні оцінки $y^{ниж} = \bar{y}_B - \delta$, $y^{верх} = \bar{y}_B + \delta$, де $\delta = t_{vq}s/\sqrt{n}$, $v = n - 1$, $q = \left\langle +\varepsilon \right\rangle 2$, $\varepsilon = 1 - \alpha$. Довірчий інтервал $\left[\bar{y}_B - \delta, \bar{y}_B + \delta \right]$ із заданою надійністю ε покриває оцінюваний параметр μ , а саме: $\bar{y}_B - t_{vq}s/\sqrt{n} < \mu < \bar{y}_B + t_{vq}s/\sqrt{n}$, де t_{vq} – квантиль q -го порядку t -розподілу Стюдента з v ступенями вільності: $v = n - 1$, $q = \left\langle +\varepsilon \right\rangle 2$, $\varepsilon = 1 - \alpha$.

Зазначимо, що роль коефіцієнта довірчих границь розглянутого інтервалу відіграє квантиль, тобто таке значення y_ε аргументу інтегральної функції $F(Y)$ випадкової величини Y , якому зі заданою ймовірністю ε відповідає виконання умови $P(Y < y_\varepsilon) = \int_0^{y_\varepsilon} p(Y) dy = \varepsilon$, де $p(Y)$ – функція щільності ймовірності. Для оцінювання \bar{y}_B нормально розподіленої випадкової величини Y , дисперсія якої відома, використовують квантилі λ_ε нормального розподілу, а якщо дисперсія невідома – квантилі $t_{n,\varepsilon}$ розподілу Стюдента, значення якого є результатом табулювання.

Розглянемо спектр рівнів персональних знань двох однорідних сукупностей респондентів РМ і РВ по будь-якому завданню тесту, як випадкові кількісні ознаки X і Y , які мають асимптотично нормальний розподіл. Зміна випадкової величини Y , що спостерігається при зміні значень випадкової величини X , пояснюється “...дією двох компонентів: 1) стохастичного, пов’язаного з наявністю причинно-наслідкового зв’язку між Y і X ; 2) випадкового, пов’язаного з дією “власних” випадкових факторів величини Y ” [19, с.55]. Дія на респондентів під час експерименту множини випадкових незалежних або слабо залежних об’єктивних факторів та суб’єктивних чинників спричиняє *стохастичний зв’язок*, існуючий об’єктивно між ознаками X і Y . Формалізація тільки частини цього зв’язку дає *кореляційний зв’язок*. Кореляційна залежність на відміну від функціональної (детермінованої, “жорсткої”) залежності “...являє собою “м’яку залежність, яка здійснюється лише в середньому” [12, с. 500].

Для оцінювання щільності стохастичного зв’язку випадкових величин X і Y , отриманих в шкалі інтервалів при достатньо великому обсязі вибірки ($n > 20$) нами застосовувався коефіцієнт кореляції Пірсона, а для відносно невеликих вибірок ($n < 20$) – коефіцієнт парної кореляції Пірсона-Брава, а також коефіцієнт рангової кореляції Спірмена за умови, якщо X і Y подані в порядковій шкалі [10; 22]. Вказані коефіцієнти припускають

лінійну модель зв'язку X і Y , а також наявність нормального розподілу системи (X, Y) . Коефіцієнт кореляції Пірсона ρ_{yx} містить у собі інформацію як про щільність зв'язку X і Y , так і про ступінь відхилення цього зв'язку від лінійного. Тому одним із етапів кореляційного аналізу був пов'язаний з розрахунками числових значень ρ_{yx} і числових значень кореляційного відношення η_{yx} та їх порівняння. Нелінійна регресія (статистичний зв'язок між випадковими величинами X і Y) задовольняє нерівність $\eta_{yx} > |\rho_{yx}|$, а лінійна регресія – рівність $\eta_{yx} = |\rho_{yx}|$, де $\rho_{yx} \in [-1, +1]$.

Є досвід проведення досліджень у системі підвищення кваліфікації інженерних кадрів з виявлення різниці та зв'язку між узагальненими рівнями фахових знань груп респондентів відповідно значень \bar{y}_v , розрахованими за малими незалежними вибірками ($n < 30$) [17], а саме при вивченні задоволеності слухачами змістом навчальних дисциплін, формами навчання, своїми фаховими знаннями тощо. Проте, по вказаній праці О.Т.Лебедева, належить зробити такі критичні зауваження: 1) автор не аналізує умови, при яких можливо використання математичного формалізму для обробки кількісних ознак; 2) автором використовується розподіл Стюдента, хоча попередньо ним не здійснюється перевірка гіпотези про рівність дисперсій; 3) автор задає рівень значущості α довільним чином, а необхідно вказувати верхню межу для α .

Експериментальна частина. Самооцінювання персональних фахових знань педагогічними працівниками здійснювалося перед їх черговим підвищенням кваліфікації. Для обробки було пред'явлено відповіді 476 респондентів (РМ і РВ) на 80 завдань тесту. З метою обробки такого великого масиву числової інформації (38080) ми скористалися методом агрегування даних і отримали одномірний СРВ, який поданий матрицею згрупованих даних (табл.1).

Таблиця 1

Матриця згрупованих початкових даних (фрагмент)

Завдання тесту	Сума частот варіант часткового інтервалу									
	0 – 1	1 – 2	2 – 3	3 – 4	4 – 5	5 – 6	6 – 7	7 – 8	8 – 9	9 – 10
7	1	7	11	20	15	27	18	21	25	15
16	6	14	15	19	24	22	18	16	15	11
22	13	14	17	30	24	17	16	13	11	5
28	2	7	10	14	18	24	28	22	19	16
30	6	12	20	25	22	21	19	16	11	8
31	3	8	15	22	26	24	21	18	16	7

Аналіз варіаційних рядів за допомогою критерію згоди Пірсона показав, що при збільшенні обсягу вибірки до $n_1 = 160$ зникають полімодальні (багатoverшинні) розподіли (№7, табл.1), тобто вони перетворюються в унімодальні, серед яких формуються нормальні розподіли до 16% при $\alpha = 0,05$ і до 50% при $\alpha = 0,01$.

Розглядаючи СРВ у вигляді послідовності інтервалів (x_i, x_{i+1}) , $i \in \overline{0,9}$ та відповідних їм частот n_i , за відомим методом [10] обчислюються вирівнювальні частоти n_i^* . Розрахунки здійснювалися в програмному середовищі Excel.

Геометричною інтерпретацією СРВ є полігони та гістограми частот. Побудова теоретичних кривих за вирівнювальними частотами показує, що їх максимум відповідає моді (\bar{M}_0), яка адекватна найбільш імовірному рівню персональних знань вибіркової сукупності респондентів. При досить значному обсягу вибірки ($n > 350$) розподіл емпіричних частот інтервального варіаційного ряду досить точно апроксимується теоретичною кривою Гауса $N(\mu, \sigma^2)$ з математичним сподіванням μ і дисперсією σ^2 (рис.1, рис.2). Останнє є необхідною умовою, яка дозволяє інтерпретувати значення

квантифікаторів як натуральні числа, а також оцінювати рівні знань респондентів у інтервальній шкалі, яка геометрично корелятивна симетрії кривої нормального розподілу.

Побудова графіків теоретичних кривих за експериментальними даними дозволяють судити (в першому наближенні) про можливість нормального закону розподілу самооцінок. Обчислення значень асиметрії та ексцесу дозволяє аналізувати причини асиметричної форми статистичного розподілу (варіаційного ряду). Вказане впливає на межі звуження діапазону, що належить коефіцієнту кореляції Пірсона щодо стохастичного зв'язку двох асиметричних розподілів.

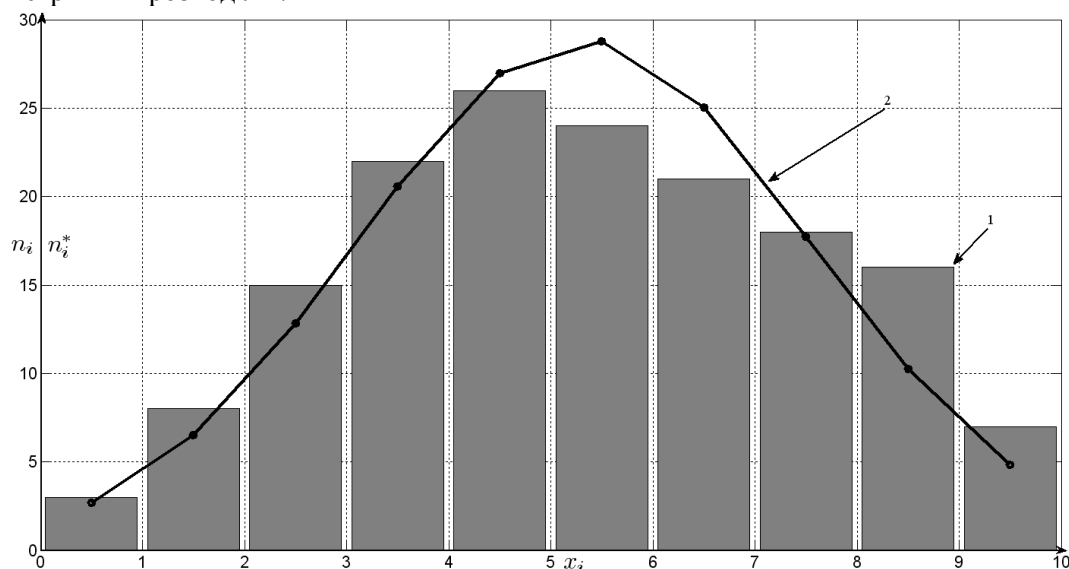


Рис.1. Гістограма n_i (1) і нормальна крива (2), що побудована за n_i^* (завдання №16)

Для більш упевненого умовиводу про характер розподілу самооцінок ГС респондентів ми скористалися критерієм згоди χ^2 Пірсона та відповідною методикою обчислень [10]. Прийняття нульової гіпотези H_0 про розподіл випадкової величини Y за нормальним законом при $\alpha = 0,05$ фіксується цифрою “0”, а прийняття альтернативної гіпотези H_1 – цифрою “1”. У випадку прийняття гіпотези H_0 , за параметри нормального розподілу μ , σ^2 приймаються характеристики вибірки, тобто $\mu \approx \bar{y}_e$ і $\sigma^2 \approx s^2$, де s^2 – виправлена вибіркова дисперсія (незсунена оцінка генеральної дисперсії σ^2). Статистичні дослідження показують, що при збільшенні обсягу n вибірки, розходження між емпіричними та теоретичними частотами незначне, а СРВ асимптотично прямує до нормального закону (табл. 2, де \vee – знак диз’юнкції).

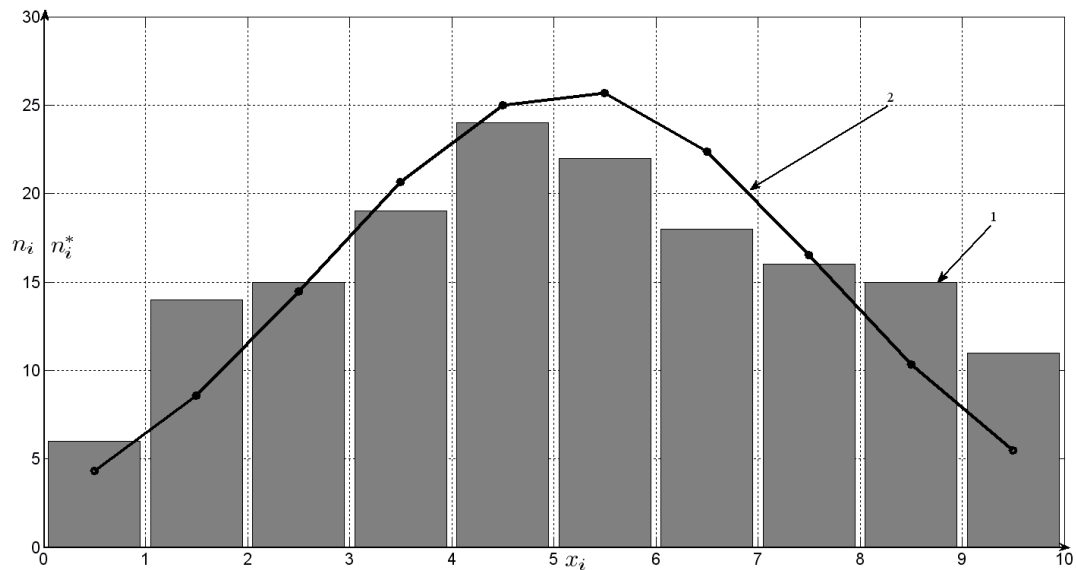


Рис.2. Гістограма p_i (1) і нормальна крива (2), що побудована за p_i^* (завдання №31)

Далі нами здійснювалися похідні дослідження з метою отримання точкових й інтервальних статистичних оцінок, а саме: медіани \overline{Md} , вибіркової середньої \overline{y}_v , виправленої вибіркової дисперсії з поправкою Шеппарда s^2 , коефіцієнта варіації V , варіаційного розмаху R^* , меж двобічного довірчого інтервалу $y^{ниж}$, $y^{верх}$, точності оцінки δ , вибіркового коефіцієнта кореляції r_b . Значення статистик обчислені для вибірок сукупностей респондентів – РМ і РВ. Зокрема, по 3-й групі завдань тесту нами отримані дані, які частково подані в таблиці 2.

Аналіз таблиці 2 показує, що для кожного варіаційного ряду спостерігається збіг упорядкування по медіані з упорядкуванням по вибірковій середній, які не виходять за межі точності оцінювання. Точкова оцінка \overline{y}_e являє собою узагальнений (середній) рівень знань однорідної сукупності респондентів за певним завданням тесту (у випадку неоднорідності групи респондентів середні оцінки втрачають будь-який сенс). Якщо СРВ асимптотично прямує до нормального розподілу ймовірностей, то цей рівень одночасно є найбільш імовірним рівнем персональних знань – центр рівнів знань ГС респондентів.

Можна констатувати, що загальний середній рівень знань РВ на 0,9 бали більше загального середнього рівня знань РМ. Вважаючи, що професійний досвід респондентів однаковий (градація емпіричних даних за віком респондентів не досліджувалась), різниця в середніх рівнях знань РВ і РМ, очевидно, пояснюється відміною в їх освітньо-кваліфікаційних рівнях. Середній (найбільш імовірний) рівень фахових знань вибіркової сукупності РВ відповідає задовільній оцінці 10-и значної шкали S , а РМ – малозадовільній оцінці. Змістовний аналіз показує, що спостерігається відносно високий рівень знань респондентів по 1-й і 9-й групам запитань тесту, а низький рівень по 2-й, 5-й (РВ і РМ), 4-й (РВ), 8-й (РМ) групам завдань тесту.

Таблиця 2

Статистичні оцінки параметрів розподілу (фрагмент)

№ п/п	\overline{Md}	\overline{y}_v	s^2	$V, \%$	R^*	$y^{ниж}$	$y^{верх}$	δ	$\frac{H_0}{H_1}$	r_b
22 РМ	4,3	4,5	5,8	53,5	10	4,2	4,8	0,3	1	- 0,2
22РВ	6,8	6,2	4,9	35,6	8	5,5	6,9	0,7	1	- 0,2

28PM	6,2	6,0	5,1	37,8	10	5,7	6,3	0,3	1	0,6
28PB	7,7	7,2	3,5	26,2	8	6,6	7,7	0,6	1	0,6
30 PM	4,8	4,9	5,6	48,0	10	4,6	5,2	0,3	0	0,3
30 PB	5,9	6,1	4,4	34,4	9	5,4	6,7	0,7	0	0,3
31 PM	5,2	5,3	4,9	41,7	10	5,0	5,6	0,3	0	0,7
31 PB	5,9	5,8	3,8	33,5	8	5,2	6,4	0,6	0	0,7

Вибіркова медіана \overline{Md} , тобто другий кватиль $y_{1/2}$, який ділить суму частот варіант на дві рівні частини, також є незсуненою та слушною оцінкою генерального середнього $y_e \equiv \mu$, проте менше ефективною, ніж y_g . Дійсно, експеримент показує, що довірчий інтервал медіани перекриває довірчий інтервал вибіркової середньої. Проте за рахунок симетричності розподілів самооцінок респондентів відмінність між y_g і \overline{Md} не виходить за межі точності, яку можна виразити максимальним довірчим інтервалом $\Delta_{\max} = 1$ бал. Результати досліджень показують стійкість попадання статистик (y_g, \overline{Md}) у вказаний довірчий інтервал.

Для обчислення значення вибіркового коефіцієнта кореляції $r_e \in [-1, 1]$ і коефіцієнта $\rho_{yx} = r_e \cdot \sigma_y / \sigma_x$ прямої лінії регресії Y на X виду $Y = \rho_{yx}x + b$ відсутні частоти n_{ij} спостережуваних пар значень ознак X і Y . Але з огляду на те, що значення можливих варіант порівнюваних ознак рівні, а самі ознаки мають асимптотично нормальний розподіл, то в першому наближенні роль випадкових величин X і Y можуть відігравати частоти ознак, які являють собою маргінали, що подані в метричній шкалі. Це дозволяє визначити значення вибіркового коефіцієнта кореляції r_e за формулою Пірсона-Браве, користуючись відповідною програмою середовища Excel (табл. 2).

Розглянемо упорядкування за двома однорідними сукупностями респондентів по значеннях середніх y_g . Вбачаючи, що змінні Y_e^M, Y_e^B коваріантні, визначимо ступінь ідентичності розподілу відповідей респондентів за допомогою формули Спірмена [22], яка застосовується для якісних ознак (наприклад, для самооцінок), що упорядковуються за допомогою шкал порядку. Встановлюємо значення коефіцієнта рангової кореляції Спірмена ρ по кожній групі завдань тесту. Зокрема, по 3-й групі маємо $\rho = 0,6$ (табл.2). Провіримо значущість ρ , тобто визначимо, чи можуть бути при даному значенні ρ незалежні ознаки X і Y . Сформулюємо гіпотезу $H_0: \rho_e = 0$ про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції нормальної двомірної випадкової величини (X, Y) . Ця гіпотеза відхиляється, тобто ρ вважається значущим (невипадковим), якщо для $\alpha = 0,05$ виконується $\rho > \rho_{kp}$, тобто справедлива альтернативна гіпотеза $H_1: \rho_e \neq 0$ (між X і Y існує кореляційний зв'язок). Для тих обсягів вибірки N , які надані в таблиці критичних значень ρ_{kp} [22, с.259], тобто для $N < 6$, істотність спостережуваних кореляцій рангів визначаємо за таблицею точного розподілу $S \binom{2}{\neq} \sum_{i=1}^N d_i^2$ [5, с.245]. При цьому використовується гіпотеза H_0 про незалежність ознак X і Y , яка ґрунтується на критерії істотності $p \{ |S| \geq S_0 \} \leq \alpha$. Зокрема, для 1-ї групи завдань тесту $S(d^2) = 4, N = 5$. По вказаній таблиці знаходимо $p\{S \geq 4\} = 0,067$, тому $p\{|S| \geq 4\} = 2 \cdot 0,067 = 0,134$. Як бачимо, $p > \alpha$. Це означає, що ми відхиляємо гіпотезу H_0 з надійністю $\varepsilon \geq 0,866$, тобто значення $\rho = 0,8$ значуще та відповідає альтернативній гіпотезі H_1 про залежність відповідей PM і PB по 1-й групі завдань тесту. Результати прийняття чи відхилення гіпотези H_1 зображені відповідно символами “+” або “-”. (табл. 3).

Розглянемо характеристики розсіяння значень y_i випадкової величини Y навколо свого середнього значення \bar{y}_g . До них відносяться s^2 , s , V і R^* . За умови ефективності відповідних статистик можливе незначне варіювання рядів. Дослідження показало, що максимальний і мінімальний розкид рівнів знань респондентів відносно середнього рівня \bar{y}_g спостерігається відповідно для 2-ї та 9-ї груп завдань тесту (РМ), а також для 8-ї групи (РВ). Екстремальні значення коефіцієнта варіації співпадають для обох сукупностей респондентів: максимум – 5-а група завдань тесту, мінімум – 1-а. Ранжування рівнів знань дозволяє визначити зв'язок відповідей РМ і РВ за допомогою коефіцієнта рангової кореляції Спірмена ρ . Зв'язок між рангами двох упорядкованих рядів ознак такий, що ρ значущий в 6-ти випадках із 10-и. Простежується динаміка підсилення рангової кореляції при збільшенні обсягів вибірки. Точність (абсолютна похибка) δ_{ep} оцінювання рівнів знань респондентів характеризує відхил \bar{x}_g від істинного рівня знань μ . Середня точність оцінювання у РМ вище ніж у РВ через превалювання впливу n на δ : $\delta = t \cdot s / \sqrt{n}$ (табл. 3).

Наступним етапом дослідження є виявлення різниці та зв'язку між узагальненими рівнями персональних знань груп респондентів відповідно значень y_g , розрахованими за малими незалежними вибірками ($n < 30$). Для статистичної перевірки гіпотези H_0 про рівність генеральних дисперсій $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ знаходимо значення виправлених вибіркових дисперсій s_i^2, s_j^2 , де $s_i^2 \geq s_j^2$, а потім значення критерію Фішера-Снедекора, який поданий статистикою $F_{ij} = s_i^2 / s_j^2$. У таблиці 4 наведені спостережувані значення критерію $F_{i,j}$, критичні точки розподілу Фішера-Снедекора правосторонньої критичної області $F_{i,j}^{kp}$ ($i, j = 1, 2, 3$), які відповідають такому значенню α_{ij} , при якому виконується нерівність $F_{i,j} < F_{i,j}^{kp}$. Рівність невідомих генеральних дисперсій $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ двох нормальних сукупностей X і Y дозволяє перевірити гіпотезу $H_0: \mu_1 = \mu_2$.

Таблиця 3

Групові статистичні оцінки (фрагмент)

№ п/п	N	$\bar{y}_{в,гр}$	$s_{1,гр}^2$	$V_{гр},\%$	$\delta_{гр}$	ρ	$\rho_{кр}$	H_1
1РМ	5	4,9	5,1	47,2	0,3	0,8	< 0,8	+
1РВ	5	6,4	3,5	29,5	0,6	0,8	< 0,8	+
3РМ	10	5,1	5,5	48,0	0,3	0,62	0,64	-
3РВ	10	6,0	4,3	37,6	0,6	0,62	0,64	-
4РМ	11	4,5	5,8	55,5	0,3	0,92	0,62	+
4РВ	11	5,4	4,8	42,8	0,7	0,92	0,62	+
5РМ	17	4,1	5,9	60,7	0,3	0,77	0,48	+
5РВ	17	4,4	4,1	47,7	0,6	0,77	0,48	+

У таблиці 4 подані критичні точки (квантілі) двосторонньої критичної області розподілу Стюдента t_{ij}^{kp} , які визначені безпосередньо за статистичною таблицею [10], а деякі – за допомогою методу лінійної інтерполяції. Окрім цього, в таблиці наведені числові значення спостережуваного критерію T , а також результати прийняття чи відхилення нульової гіпотези H_0 для відповідно двостороннього, правостороннього та лівостороннього критеріїв у вигляді триплета, елементи якого подані значеннями Булевої функції “0” або “1” у залежності від того, приймається чи відхиляється гіпотеза H_0 .

Таблиця 4

Відмінність та зв'язок між рівнями персональних знань трьох однорідних сукупностей респондентів – викладачів спецдисциплін (фрагмент)

№ п/п	\bar{y}_B	s_1^2	$F_{1,2}$	$F_{1,2}^{кр}$	$\alpha_{1,2}$	$T_{1,2}$	$t_{1,2}^{кр}$	$H_0 \vee H_1$	H_0
			$F_{2,3}$	$F_{2,3}^{кр}$	$\alpha_{2,3}$	$T_{2,3}$	$t_{2,3}^{кр}$		
			$F_{1,3}$	$F_{1,3}^{кр}$	$\alpha_{1,3}$	$T_{1,3}$	$t_{1,3}^{кр}$		
22PB1	6,2	4,9	1,05	1,87	0,05	1,62	1,67	(0,0,0)	+
22PB2	5,3	4,7	1,69	1,98	0,05	-0,93	1,3	(0,0,0)	+
22PB3	5,9	7,9	1,6	1,98	0,05	0,38	1,3	(0,0,0)	+
28PB1	7,2	3,5	1,92	2,45	0,01	1,06	1,3	(0,0,0)	+
28PB2	6,5	6,7	2,98	4,22	0,001	-3,29	3,51	(0,0,1)	+
28PB3	8,6	2,3	1,55	2,08	0,05	-2,96	3,27	(1,0,1)	-
30PB1	6,1	4,4	1,91	2,45	0,01	0,89	1,3	(0,0,0)	+
30PB2	5,5	8,3	1,09	2,08	0,05	-0,24	1,3	(0,0,0)	+
30PB3	5,7	7,7	1,75	1,98	0,05	0,56	1,3	(0,0,0)	+
31PB1	5,8	3,8	1,54	1,87	0,05	-0,42	1,3	(0,0,0)	+
31PB2	6,1	5,8	1,0	2,08	0,05	-0,5	1,3	(0,0,0)	+
31PB3	6,4	5,8	1,53	1,98	0,05	-0,95	1,3	(0,0,0)	+

Після обчислення значень вибіркового коефіцієнта кореляції рівнів персональних знань r_g , спостережуваного значення критерію t , числа ступенів вільності $v = N - 2$ і визначення значення $t^{кр}$ по таблиці критичних точок розподілу Стьюдента, знаходимо верхню межу для α , яка задовольняє чи не задовольняє умову $|t| > t^{кр}$. Результати прийняття чи відхилення гіпотез H_0 і H_1 зображені відповідно символами “+” або “-”. Тут же вказана відмінність (Δ) ознак Y_1, Y_2, Y_3 , які відображають рівні персональних знань вибіркового однорідних сукупностей респондентів – слабка (сл), середня (ср), сильна (с), дуже сильна (дс), а також щільність зв'язку цих ознак (γ) у тій же аббревіатурі (продовження табл. 4).

Аналіз відмінностей рівнів знань трьох груп PB показує, що за всіма завданнями тесту різниця ознак статистично достовірна тільки для 14% випадків (у 86% випадків немає підстав відкинути гіпотезу про рівність $\mu_{i,i=1,3}$). При цьому, в 59% випадків спостерігається слабка відмінність ознак, в 24% – середня, в 17% – сильна та дуже сильна. Хоча в переважній більшості випадків значення \bar{y}_a суттєво не розрізняються. Тим часом належить констатувати, що за рахунок малих обсягів часткових вибірок, тільки в 34% випадків значення коефіцієнта парної кореляції Пірсона-Брава $r_{i,j}$ таке, що відхиляється гіпотеза H_0 про незалежність двох випадкових величин X і Y (продовження табл. 4).

Викликає інтерес дослідження щільності зв'язку ознак X і Y двох вибіркового сукупностей PB і PM, де кожна з вибірок PB і PM об'єднує всі однорідні групи респондентів (табл.5). Кореляційна залежність між рівнями персональних знань надійно встановлена в 40% відповідей на кожне завдання тесту при відповідних обсягах вибірки $n_1 = 160, n_2 = 29$.

Продовження таблиці 4

Відмінність та зв'язок між рівнями персональних знань трьох однорідних сукупностей респондентів – викладачів спец дисциплін (фрагмент)

№ п/п	$\alpha_{1,2}$	Δ	$r_{1,2}$	N	$t_{1,2}$	$t_{1,2}^{кр}$	$\alpha_{1,2}$	H_0	H_1	γ
	$\alpha_{2,3}$		$r_{2,3}$		$t_{2,3}$	$t_{2,3}^{кр}$	$\alpha_{2,3}$			
	$\alpha_{1,3}$		$r_{1,3}$		$t_{1,3}$	$t_{1,3}^{кр}$	$\alpha_{1,3}$			

22PB1	< 0,1	ср	0,29	9	0,8	1,42	0,2	+	-	ср
22PB2	< 0,2	сл	0,23	9	0,63	1,42	0,2	+	-	сл
22PB3	< 0,2	сл	-0,19	9	-0,51	1,42	0,2	+	-	сл
28PB1	< 0,2	сл	-0,16	8	-0,4	1,44	0,2	+	-	сл
28PB2	<0,001	дс	0,46	8	1,27	1,44	0,2	+	-	дс
28PB3	<0,002	дс	0,22	8	0,55	1,44	0,2	+	-	дс
30PB1	< 0,2	сл	0,26	10	0,76	1,4	0,2	+	-	сл
30PB2	< 0,2	сл	0,53	10	1,77	1,4	≤0,2	-	+	сл
30PB3	< 0,2	сл	0,12	10	0,34	1,4	0,2	+	-	сл
31PB1	< 0,2	сл	0,2	9	0,54	1,42	0,2	+	-	сл
31PB2	< 0,2	сл	-0,02	9	-0,05	1,42	0,2	+	-	сл
31PB3	< 0,2	сл	0,54	9	1,7	1,42	≤0,2	-	+	сл

При збільшенні обсягів вибірки для РМ і РВ до значень $n_1 = 398$, $n_2 = 78$ спостерігається зростання відносного числа випадків надійного кореляційного зв'язку до 77%. При цьому збільшується частка середньої та сильної щільності зв'язку ознак **X** і **Y** – рівнів фахових знань РМ і РВ (табл. 2, табл. 5).

Таблиця 5

Щільність зв'язку між рівнями персональних знань РМ і РВ (фрагмент)

№ п/п запитань	r_b	t	$t^{кр}$	α	H_1	γ
22	0,1	0,28	1,4	0,2	-	сл
23	0,76	3,31	2,9	≤0,02	+	с
24	-0,5	-1,63	1,4	≤0,2	+	сл
25	0,61	2,18	1,86	≤0,1	+	ср
26	0,72	2,93	2,9	≤0,02	+	с
27	0,23	0,67	1,4	0,2	-	сл
28	0,41	1,27	1,4	0,2	-	сл
29	0,72	2,93	2,9	≤0,02	+	с
30	0,15	0,43	1,4	0,2	-	сл
31	0,59	2,07	1,86	≤0,1	+	ср

Розраховані загальні середні статистичні оцінки. Середнє значення вибіркової варіабельності $V_{заг.}$ вказує на більше розсіювання рівнів фахових знань РМ, аніж фахових знань РВ. Причина вказаного – мінімізація дисперсії рівнів фахових знань при збільшенні якості цих знань (табл. 6, де \wedge – знак кон'юнкції).

Таблиця 6

Загальні середні статистичні оцінки

Респонденти	$\bar{y}_{в,заг.}$	$s_{1,заг.}^2$	$s_{1,заг.}$	$\delta_{заг.}$	$V_{заг.},\%$	$\rho_{заг.}$
РМ	4,7	5,6	2,4	0,3	53,2	0,76
РВ	5,6	4,2	2,1	0,6	39,4	
РВ \wedge РМ	5,2	4,9	2,3	0,5	46,3	

Визначені середні екстремальні самооцінки (табл. 7). В кожній групі завдань тесту вибрані відповіді, які мають максимальний та мінімальний можливі ранги (збіг екстремальних самооцінок респондентів РМ і РВ виділено курсивом). Як бачимо, на шість із десяти завдань тесту маємо повну погодженість у відповідях респондентів за екстремальними значеннями, тобто велику ступінь стохастичного зв'язку. Проте це не означає, що надійно встановлена кореляція ознак **X** і **Y** ($0,5 < r_b < 1$). Надійний кореляційний зв'язок реалізований у 4-х випадках із 6-и для кожного із двох екстремальних сукупностей значень.

Таблиця 7

Екстремальні самооцінки по завданням тесту

Респонденти	Максимум	Мінімум
PM	6, 14, 17, 19, 29, 34, 48, 50, 65, 78	3, 11, 20, 21, 26, 36, 60, 67, 69, 73
PB	2, 14, 15, 18, 29, 40, 48, 50, 65, 78	3, 4, 11, 21, 26, 36, 45, 62, 71, 73

Висновки. Підсумовуючи вище викладене, сформулюємо такі висновки:

1) самооцінювання знань – це детерміновано-стохастичний процес реконструкції латентних образних і понятійних структур пам'яті людини, який можна інтерпретувати як прийняття рішення в умовах невизначеності, а тому це рішення є, по суті, ймовірнісним;

2) CPB, який відображає рівні фахових (науково-технічних) знань однорідної сукупності респондентів електроенергетичного профілю з конкретного завдання тесту, асимптотично наближається до нормального закону при збільшенні обсягу вибірки n ;

3) середній загальний (найбільш імовірний) рівень знань PM відповідає малозадовільній оцінці 10-бальної шкали, а викладачів спецдисциплін – задовільній оцінці, що відображає недостатню якість попереднього курсового підвищення кваліфікації, самонавчання та самоосвіти педагогічних працівників із питань науково-технічного прогресу в галузі електроенергетики та електротехнічного виробництва;

4) збільшення обсягу вибірки n спричиняє до зростання числа випадків надійного кореляційного зв'язку між рівнями персональних знань однорідної сукупності респондентів із кожного завдання тесту, а також спостерігається динаміка підсилення зв'язку між рівнями знань респондентів майстрів і викладачів;

5) розсіювання рівнів знань респондентів майстрів більше ніж респондентів викладачів тому, що дисперсія зменшується з підвищенням рівнів фахових знань;

6) результати даного статистичного дослідження дозволяють здійснити зворотний зв'язок по коригуванню навчального процесу та його вдосконаленню.

Подальшого дослідження потребують психолого-педагогічні засади обґрунтування процесу самооцінювання фахових персональних знань.

Список використаних джерел

1. Аванесов В. С. Определение, предмет и основные функции педагогической диагностики / В. С.Аванесов // Педагогическая диагностика. – 2002. – № 1. – С. 32–46.
2. Аванесов В. С. Понятийный аппарат педагогической тестологии / В. С.Аванесов //Педагогическая диагностика. – 2002. – № 2. – С. 34–46.
3. Анализ нечисловой информации в социологических исследованиях: сб. статей. – М.: Наука, 1985. – 222 с.
4. Бабанский Ю. К. Проблемы повышения эффективности педагогических исследований / Ю. К. Бабанский. – М.: Педагогика, 1982. – 192 с.
5. Бешелев С.Д. Математико-статистические методы экспертных оценок / С. Д. Бешелев, Ф. Г. Гурвич. – М.: Статистика, 1980. – 263 с.
6. Бочарова С. П. Память в процессах обучения и профессиональной деятельности / С. П. Бочарова. – Тернополь: Астон, 1998. – 351 с.
7. Булах І. Є. Система управління якістю медичної освіти в Україні / І. Є.Булах, В. Ф. Волосовець, Ю. В. Вороненко: монографія – Дніпропетровськ : АРТ-РПЕС, 2003. – 212 с.
8. Булах І. Є. Створюємо якісний тест : навч. посіб./ І. Є. Булах, М. Р.Мруга. – К. : Майстер-клас, 2006. – 160 с.
9. Вартофский М. Модели. Репрезентация и научное понимание / М. Вартофский : пер. с англ. – М.: Прогресс, 1988. – 507 с.
10. Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика : учеб. пособие / В. Е. Гмурман. – М.: Высш. школа, 1972. – 368 с.

11. Євтух М.Б. Інноваційні методи оцінювання навчальних досягнень: монографія / М. Б. Євтух, Е. В. Лузік, Л. М. Дибкова. – К.: КНЕУ, 2010. – 248 с.
12. Зельдович Я.Б. Элементы прикладной математики : учеб. пособие / Я. Б. Зельдович, А.Д. Мышкис. – М.: Наука, 1972. – 592 с.
13. Каплунович И.Я. Понимание: диагностика и формирование / И. Я. Каплунович // Педагогика. – 2004. – № 9. – С. 42-52.
14. Костюченко М. П. Дослідження проблеми квантифікації та оцінювання особистих знань / М. П. Костюченко // Проблеми інж.-пед. освіти : зб. наук. пр. / Укр. інж.-пед. акад. – Х., 2010. – Вип. 25. – С. 75–87.
15. Костюченко М. П. Самообразование в модульной системе профессиональной подготовки рабочих кадров / М. П. Костюченк, В. А. Тишук, Г. П. Матвеев // Молодежь, труд, профессия: материалы. междунар. науч.-практ. конф. / ХГПИ. – Херсон, 1993. – С. 204–206.
16. Лазарев М. І. Полісистемне моделювання змісту технологій навчання загальноінженерних дисциплін: монографія / М. І. Лазарев. – Х. : Вид. НФаУ, 2003. – 356 с.
17. Лебедев О. Т. Инженерные кадры: подготовка и повышение квалификации : монографія / О. Т. Лебедев.– Л.: Изд-во Ленингр. ун-та, 1982. – 224 с.
18. Лукіна Т.О. Педагогічна діагностика: завдання, методи, інструменти : навч.-метод. матер. до модуля / Т. О. Лукіна. – К. : Проект "Рівний доступ до якісної освіти в Україні", 2007. – 59 с.
19. Лямец В. И. Основы корреляционного и регрессионного анализа в экономике: учебное пособие / В. И. Лямец, В. И. Успенко. – Харьков: Бурун Книга, 2010. – 112 с.
20. Методы системного педагогического исследования / [Н. В. Кузьмина, В. А. Якунин Г. В. Суходольский [и др.] ; под. ред. Н. В. Кузьминой. – Л.: Изд-во Ленингр. ун-та, 1980. – 172 с.
21. Михеев В.И. Моделирование и методы теории измерений в педагогике : науч.-метод. пособие / В. И. Михеев. – М.: Высш.школа, 1987. – 200 с.
22. Паниотто В.И. Количественные методы в социологических исследованиях / В. И. Паниотто, В. С. Максименко. – К.: Наукова думка, 1982. – 272 с.
23. Психологический словарь / [под ред. В. В. Давыдова, А. В. Запорожца, Б. Ф. Ломова]. – М.: Педагогика, 1983. – 448 с.
24. Пфанцагль И. Теория измерений / И. Пфанцагль: пер. с англ. – М.: Мир, 1976. – 248 с.
25. Хофман И. Активная память / И. Хофман ; пер. с нем.; под ред. Б. М. Величковского, Н. К. Корсаковой. – М.: Прогресс, 1986. – 312 с.
26. Paivio A. Imagery, language, and semantic memory [Electron resource] / A. Paivio // Research Bulletin. Dept. of Psychology. – University of Western Ontario, 1976. – Issue 385. – 20 p. – Режим допуску : <http://books.google.com/books/>
27. Tulving E. Encoding specificity and retrieval processes in episodic memory / E. Tulving, D. M. Thomson // Psychology Revue. – 1973, – Vol. 80. – P. 352–460.

Костюченко М.П.

Змістовно-статистичний аналіз результатів самооцінювання фахових знань педагогічними працівниками ПТНЗ електроенергетичного профілю

У статті розглядається методика змістовного та статистичного аналізу результатів самооцінювання персональних фахових знань. Показано, що самооцінювання знань є детерміновано-стохастичним процесом реконструкції латентних образних і понятійних структур пам'яті людини. Результати самооцінювання знань однорідної сукупності респондентів мають схожість за ймовірністю до нормального закону.

Ключові слова: методика, самооцінка знань, респонденти, пам'ять людини, тести, інтервальна шкала, статистичний розподіл вибірки, статистичні оцінки, нормальний закон, статистичний аналіз, детерміновано-стохастичний процес.

Костюченко М.П.

Содержательно-статистический анализ результатов самооценки профессиональных знаний педагогическими работниками ПТУЗ электроэнергетического профиля

В статье рассматривается методика содержательного и статистического анализа результатов самооценки персональных профессиональных знаний. Показано, что самооценка знаний является детерминированно-стохастическим процессом реконструкции латентных образных и понятийных структур памяти человека. Результаты самооценки знаний однородной совокупности респондентов имеет сходимость по вероятности к нормальному закону.

Ключевые слова: методика, самооценка знаний, респонденты, память человека, тесты, интервальная шкала, статистическое распределение выборки, статистические оценки, нормальный закон, статистический анализ, детерминированно-стохастический процесс.

M. Kostyuchenko

Content-Statistical Analysis of Results of Self-Appraisal of Professional Knowledge by Pedagogical Workers of Electrical Power Profile at Vocational Schools

The article considers methodology of content and statistical analyzing the results of self-appraisal of personal professional knowledge. As it is shown a self-appraisal of knowledge is a determined stochastic process of reconstructing latent image and content structure in human memory. Results of knowledge self-appraisal by homogeneous set of respondents have a convergence in probability to normal law.

Key words: methodology, self-appraisal of knowledge, respondents, human memory, tests, interval scale, statistical distribution of selection, statistical estimations, normal law, statistical analysis, determinedly-stochastic process.

Стаття надійшла до редакції 02.08.2011 р.