ІНФОРМАТИЗАЦІЯ ВИЩОЇ ОСВІТИ

УДК 504.064

А.О. Білощицький, С.В. Білощицька, Р.В. Лісневський, Т.О. Лященко

Київський національний університет будівництва і архітектури, Київ

УДОСКОНАЛЕННЯ МЕТОДІВ І ЗАСОБІВ СУЧАСНИХ ІНФОРМАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ В НАВЧАННІ І КОНТРОЛІ ЗНАНЬ

Розглянуто метод оцінювання знань, що забезпечують використання як „жорстких”, так і „м'яких” (на основі алгебри нечітких множин) схем обчислень оцінок, розглянуто і обґрунтовано використання однопараметричної моделі Раша при оцінюванні студентів, розглянуто методику визначення істинності відповідей, а також Методику визначення рейтингу.

Ключові слова: тестування, оцінювання знань, нечіткі множини, модель Раша, визначення рейтингу

Постановка проблеми

Основною проблемою будь-якої освіти є відсутність чіткого контролю за якістю засвоєння матеріалу, тому необхідність систематичного контролю за засвоєнням матеріалу не викликає сумнівів.

Сьогодні вища школа, яка знаходиться на етапі переходу до інтенсивних методів навчання, веде пошук і більш ефективних форм педагогічного контролю. У зв'язку з цим, на думку багатьох учених, зростає актуальність наукових досліджень з проблеми підвищення якості педагогічного контролю. Успішне рішення даної проблеми може істотно підвищити професійну підготовку фахівців, що випускаються. Це робить дану тему актуальною як в теоретичному, так і практичному аспектах.

Особливого значення інтеграція з системами тестування набуває у зв'язку з необхідністю ітераційної адаптації навчального процесу до засад Болонської декларації (алгоритми і параметри для розрахунку рейтингу, вагові коефіцієнти тощо). Для цього потрібно вдосконалити методи та способи застосовуваних інформаційних технологій з урахуванням нових вимог до процесу навчання.

До найважливіших умов удосконалювання педагогічного контролю належать: систематичність, об'єктивність, оперативність і диференційованість. Тому при розробці шляхів удосконалювання і створення нових технологій доцільно враховувати, крім цих умов, і те, що розробка і впровадження в практику нових технологій і методів навчання неминуче приводить і до створення нових методів і технічних засобів програмованого контролю.

Модульна система навчання, упровадження якої в практику передбачає і розробку модульної технології педагогічного контролю, створює умови для активізації освітньої і виховної функції навчання, сприяє реалізації диференційованого підходу до студентів, забезпечує більш об'єктивну і більш оперативну інформацію про поточну успішність студентів.

Аналіз основних досліджень і публікацій

Перехід на багаторівневу систему підготовки фахівців вимагає удосконалювання системи оцінок знань і умінь. Упровадження системи залікових одиниць позитивно впливає на організацію навчального процесу, підвищує відвідуваність занять, особливо коли до модульної системи підключається і рейтингова. Очевидно, що використовувати комп'ютерне тестування у вигляді програмованого контролю доцільно тільки в легко формалізованих предметних областях. Отже, має сенс розробляти універсальні способи представлення контрольних питань, уніфіковану систему їхньої оцінки, а власне інформаційне наповнення створювати як у вигляді внутрішнього входження в загальну базу даних, так і у вигляді окремих застосувань, що підключаються, із власними базами даних. Цим проблемам присвячена останнім часом досить значна кількість наукових праць і програмних рішень [1-4].

Основний матеріал досліджень

Методики оцінки знань спрямовані на досягнення якомога більш повної картини успішності студентів по всіх класах освітніх цілей. У процесі контролю знань виникають певні труднощі в частині формування шкали оцінок виконання завдань. Для традиційної системи оцінювання характерна велика частина суб'єктивізму, тому що багато залежить від досвіду, інтуїції, компетентності, професіоналізму викладача, різних вимог до рівня знань студентів, що можуть коливатися в дуже широких межах.

Очевидно, що первинною інформацією під час тестування знань є набраний бал випробуваних, так званий первинний бал. Достоїнством цієї оцінки є її простота і наочність. Дійсно, чим більше завдань виконав випробуваний, тим вище його бал. Але первинний бал є не абсолютною, а відносною оцінкою. Він суттєво залежить від складності завдань тесту і на іншому тесті він може виявитися іншим, причому самі складності тесту у свою чергу визначаються всім контингентом випробуваних.

Другим суттєвим недоліком первинних балів є їхня нелінійність стосовно тих параметрів, які вони повинні характеризувати (рівень підготовленості). Порівнюючи первинні бали, слід розуміти, що первинні бали є лише індикатором підготовленості випробуваних, а не її мірою.

Оцінка якості навчання відіграє значну роль у процесі освіти, як для слухачів, так і для викладачів освітніх установ. Відповідно контроль знань також має піддаватися перевірці якості самих тестів.

Модель діагностики знань. Якщо розглянути тестові завдання з позиції оцінки "*складності завдання*", то одне завдання здається більш складним, ніж інше, якщо імовірність правильної відповіді на перше завдання менша, ніж на друге, незалежно від того, хто їх виконує.

З іншого боку, якщо оцінити ступінь знань випробуваних показником "***рівень підготовленості***", то очевидно, що більш підготовлений студент має більшу імовірність правильно відповісти на всі завдання, ніж менш підготовлений.

В якості моделі оцінки тестів, яка характеризується одним параметром рівня знань для кожного випробуваного й одним параметром складності для кожного завдання, доцільним є використання однопараметричної моделі Раша, для якої існують зручні обчислювальні процедури перевірки її адекватності [5]. Статистична обробка результатів тестування на основі цієї моделі має важливі переваги – модель перетворює виміри, зроблені в дихотомічних і порядкових шкалах, у лінійні виміри, у результаті чого якісні дані аналізуються за допомогою кількісних методів, що дозволяє використовувати широкий спектр статистичних процедур.

Оцінка складності тестових завдань не залежить від вибірки випробуваних, на яких була отримана, і оцінка рівня знань випробуваних аналогічно не залежить від використовуваного набору тестових завдань. Пропуск даних для деяких комбінацій не є критичним.

Завдяки простій структурі моделі існують зручні обчислювальні процедури для перевірки адекватності моделі: для всього набору тестових результатів; для кожного випробуваного; для кожного завдання і для кожної конкретної відповіді, що дозволить легко реалізувати функції оцінки якості тестів за різними критеріями, які розглянуті в наступних підрозділах.

Припустимо, що тест складається з K різних завдань бінарного типу (випробуваний одержує ***1***, якщо відповів правильно і ***0*** при невірній відповіді) і його виконують N-студентів. Одержуємо матрицю відповідей $A_{n,k}$, яка складається з N - рядків (***i***) і K стовпців (***j***)

$$A_{n,k} = (a_{ij}).$$

Число b_i, що дорівнює сумі балів у ***i***-му рядку, називається первинним балом ***i***-го випробуваного (воно дорівнює числу його правильних відповідей):

$$b_i = \sum_{j=1}^{K} a_{ij} .$$

За необхідності первинний бал можна виразити у відсотках (або частинах) у такий спосіб: $\frac{b_i}{K}100$ %. Якщо рівні підготовленості учасників ***A*** і ***B*** позначити через S_a і S_b, а складності завдань через ***t*** (насправді всі завдання мають різний рівень складності t_K), то в моделі Раша доводиться, що:

$$\frac{S_A}{S_B} = \frac{p_{At}q_{Bt}}{q_{At}p_{Bt}}; \qquad (1)$$

$$q_{At} = 1 - p_{At}; \; q_{Bt} = 1 - p_{Bt},$$

де q_{At} і p_{Bt} – імовірність виконання завдання рівня складності ***t*** відповідно учасниками ***A*** і ***B***; q_{At} і q_{Bt} – імовірності невиконання завдання рівня складності ***t*** відповідно учасниками ***A*** і ***B***.

Із загальних міркувань вираз (1) має бути вірним для будь-якого рівня складності завдань і будь-якої пари учасників тестування. Нехай завдання має складність ***t=1*** і необхідно порівняти складності двох завдань. У моделі Раша рівень складності визначається як відношення імовірності q_{1t} того, що деякий стандартний учасник іспиту з одиничним рівнем підготовки ***S=1*** не виконає дане завдання до імовірності p_{1t} його виконання:

$$t = \frac{1 - p_{1t}}{p_{1t}}.$$

$$S_A = \frac{p_{At}q_{1t}}{q_{At}p_{1t}} = \frac{p_{At}}{(1-p_{At})} \cdot \frac{(1-p_{1t})}{p_{1t}} = \frac{p_{At}}{(1-p_{At})} \cdot t.$$

Одиничний рівень підготовки і одиничні складності завдання в моделі Раша зв'язані між собою. Використовуючи вираз (1) і припустивши, що рівень підготовленості саме учасника ***B*** є одиничним $(S_B = 1)$, одержимо такий вираз:

$$\frac{S_A}{S_B} = \frac{p_{A1}q_{B1}}{q_{A1}p_{B1}} = \frac{p_{A1}}{(1-p_{A1})} \cdot \frac{(1-p_{B1})}{p_{B1}} \qquad (2)$$

Рівняння (2) зв'язує рівень складності деякого завдання і рівень підготовленості деякого учасника з імовірністю правильного виконання завдання і повинне бути справедливо для завдань будь-якого рівня складності.

З огляду на спільність отриманого рівняння (2) можна показати, що імовірність $P(S,t)$ того, що учасник з рівнем підготовки S правильно виконає завдання складності t, описується формулою:

$$P(S,t) = \frac{S}{S+t} = \frac{1}{1+\frac{t}{S}}. \quad (3)$$

Імовірність $P(S,t)$ або *функція успіху*, як видно з виразу (3), залежить тільки від відношення t до S, тому модель Раша називається однопараметричною і використовує шкалу відношень. Якщо ввести нові змінні:

$\ln S = \theta,\quad S = \exp(\theta),$

$\ln t = \delta,\quad t = \exp(\delta)$,

то вираз (3) можна переписати у вигляді:

$$P(\delta,\theta) = \frac{1}{1+\exp(\delta-\theta)}. \quad (4)$$

Формула (4) є основним рівнянням однопараметричної логістичної моделі Раша, одиниці виміру δ і θ називаються ***логітом.***

Складність завдання є найбільш грубою характеристикою завдання. Цей показник не здатний розрізняти добре і погано підготовлених студентів, проте дає можливість відкинути надмірно легкі і надмірно важкі завдання. При одному логіті ($\delta = 1$ і $\theta = 1$) імовірність успіху $P(\delta,\theta) = 0,5$, тобто імовірність виконання стандартного завдання стандартним учасником повинна дорівнювати **0,5**.

Модель Раша дозволяє зробити дуже важливий висновок: чим вище рівень підготовки учасника, тим більше імовірність виконання завдання будь-якого рівня складності.

Слід зазначити, що параметри δ і θ називають ***латентними параметрами***, тому що вони не вимірюються безпосередньо в процесі тестування. Завдання з нульовою або стовідсотковою складністю повинні бути виключені з тестового набору. Крім того, слід пам'ятати, що чим більший відсоток завдань має граничні значення складності, тим менше варіабельність сумарної оцінки, а, отже, і її стабільність.

При будь-якому проведенні процесу тестування результати обчислення $\bar{\theta}_i$ – статистичних оцінок θ_i і $\bar{\delta}_j$ – статистичних оцінок δ_j будуть відрізнятися від існуючих точних значень θ_i і δ_j, де *i*=1, 2, ...,*n*, *j*=1,2,.., *k*.

Функція успіху може бути отримана виходячи з принципу максимуму інформації про систему (мінімуму ентропії) [6]. Для цього введемо такі характеристики:

$$n_i = \frac{b_i}{K} = \frac{\sum_{j=1}^{K} a_{ij}}{K}, \quad (5)$$

де n_i – середнє значення тестового бала учасника тестування по усій вибірці завдань (K – число завдань у тесті). Середня успішність виконання усіх K завдань ***i***-тим випробуваним дорівнює

$$n_j = \frac{c_j}{N} = \frac{\sum_{i=1}^{N} a_{ij}}{N}, \quad (6)$$

де n_j – середнє значення бала завдання тесту по всій вибірці випробуваних (N – число учасників тестування), іншими словами середня успішність виконання ***j***-го завдання всіма N випробуваними.

Число b_i, яке дорівнює сумі балів у ***i***-му рядку, називається первинним балом ***i***-го випробуваного (воно дорівнює числу його правильних відповідей):

$$b_i = \sum_{j=1}^{K} a_{ij}, \quad (7)$$

а число c_j, яке дорівнює сумі балів у ***k***-му стовпці, називається первинним балом ***j***-го завдання (воно дорівнює числу правильних відповідей на це завдання усіма випробуваними):

$$c_j = \sum_{i=1}^{N} a_{ij}. \quad (8)$$

Кількість різних станів системи (число способів розподілу 0 і 1 у матриці відповідей $A_{n,k}$ =(a_{ij})) при заданому значенні первинного бала ***j***-го завдання визначається числом сполучень ($C_N^{c_j}$) по c_j з N:

$$C_N^{c_j} = \frac{N!}{c_j! \cdot (N-c_j)!}, \quad (9)$$

а повне число станів системи W з урахуванням зміни *j* від 1 до *K* буде дорівнювати:

$$W = \prod_{j=1}^{K} C_N^{c_j} = \prod_{j=1}^{K} \frac{N!}{c_j! \cdot (N-c_j)!}. \quad (10)$$

Щоб знайти розподіл, який відповідає найбільшому статистичному значенню W, потрібно розглянути варіацію $\delta(N \ln W)$, яка відповідає максимуму інформації про систему (мінімуму ентропії), що після перетворення набуде вигляду:

$$\sum_{j=1}^{K} \ln \frac{N-c_j}{c_j} \delta c_j = 0 . \qquad (11)$$

Варіації δc_j вибираються довільно, за винятком деякого їхнього числа, рівного числу додаткових умов (множників Лагранжа). Усі варіації δc_j можна розглядати як незалежні одна від одної, а залежними від них величинами вважати множники Лагранжа. Будемо вважати одну з варіацій $\delta c_j \neq 0$, а інші рівними 0. Тоді до виразу (11) треба додати варійовані додаткові умови. У даному випадку є усього лише одна додаткова умова, що зв'язує набраний індивідуальний первинний бал ***i***-го випробуваного b_i з первинним балом ***j***-го завдання:

$$b_i = \sum_{j=1}^{K} a_{ij} \cdot c_j , \qquad (12)$$

де a_{ij} - множник, що визначає успішність виконання ***i***-им випробуваним ***j***-го завдання.

Індивідуальний бал ***i***-го випробуваного є визначеним у результаті тестування, тому його варіація δc_j дорівнює 0:

$$\sum_{j=1}^{K} a_{ij} \delta c_j = 0. \qquad (13)$$

У такий спосіб :

$$\sum_{j=1}^{K} \left[\ln \frac{N-c_j}{c_j} + a_{ij} \right] \delta c_j = 0. \qquad (14)$$

З врахуванням того, що $\frac{N}{c_j} = \frac{1}{n_j}$ знаходимо:

$$n_j = \frac{1}{1+\exp(a_{ij})} . \qquad (15)$$

Порівнюючи отриманий вираз з формулою (4), можна інтерпретувати n_j як імовірність успіху, тобто імовірність виконання ***i***-им учасником ***j***-го завдання, а a_{ij} як $(\delta_j - \theta_i)$ − різницю між складністю ***j***-го завдання і рівнем підготовленості ***i***-го учасника, виражену в логітах.

За своїм фізичним змістом оцінки є визначеними функціями вихідних випадкових значень елементів матриці відповідей $A_{n,k}$, що складається з N-рядків (***i***) і K- стовпців (***j***) $A_{n,k} = (a_{ij})$, і приймають випадкові значення ***0*** (неправильно) або ***1*** (правильно). Таким чином, виникає питання про математичні сподівання і дисперсію цих випадкових величин.

При визначенні p_{ij} і q_{ij} згідно формули (4) математичне сподівання і дисперсія будуть відповідно дорівнювати:

$$M\{a_{ij}\} = p_{ij}, \qquad (16)$$

$$D\{a_{ij}\} = p_{ij} q_{ij} , \qquad (17)$$

де ***i***=1, 2, 3, ……..N (N− число учасників тестування);

j*=1, 2, 3, …….*K (K− число завдань у тесті),;

α_{ij} − елемент матриці відповідей $A_{n,k}$***;*** p_{ij} − імовірність правильного рішення ***i***-им учасником з рівнем підготовленості θ_i завдання ***j*** з рівнем складності δ_i; q_{ij} − імовірності невиконання ***i***-им учасником з рівнем підготовленості θ_i завдання j з рівнем складності δ_i.

Необхідно, щоб математичне сподівання відповідних оцінок збігалося з відповідними точними значеннями, а дисперсія оцінки була б мінімальною [7-9].

Статистична оцінка рівня підготовленості і рівня складності будуть незміщеними оцінками, якщо їхнє математичне сподівання при будь-якому обсязі вибірки випробуваних буде дорівнювати самому оцінюваному параметру.

Статистична оцінка називається ефективною, якщо при заданій вибірці вона має найменшу можливу дисперсію D^***.** Якщо відношення $D/D^* \to 1$ при збільшенні вибірки, то оцінка називається асимптотично ефективною. Статистична оцінка називається заможною, якщо незміщена оцінка не є ефективною, але при збільшенні обсягу вибірки її дисперсія зменшується.

Незміщеність, ефективність і заможність є незалежними властивостями, що характеризують оцінки з різних боків. Задача відшукання ефективних незміщених оцінок має особливо важливе значення при обробці результатів малих вибірок випробуваних.

Маючи в розроблених програмних засобах модель результатів тестування, можна на основі її даних визначити зазначені властивості і зробити висновок про придатність запропонованих тестових завдань.

Впровадження модульно-рейтингової системи оцінки знань. Децентралізована система академічного визнання результатів навчання ECTS заснована на принципі взаємної довіри між ВНЗ, що беруть у ній участь. Для того, щоб реалізувати цей принцип, ECTS запроваджує кілька правил: доступність інформації про курси, що пропонує ВНЗ; досягнення угод між ВНЗ, що відправляють і приймають студентів; використання балів ECTS для визначення завантаженості студентів навчальною роботою.

Одним з основних структурних елементів ECTS є навчальний кредит, що являє собою одиницю виміру виконаної студентом роботи. Кожне з навчальних підрозділів університету (факультети, кафедри) при описі пропонованих ними курсів навчальних дисциплін установлює для них бали ECTS, які називають кредитами. Вони містять у собі години, призначені не тільки для аудиторної, але і для самостійної роботи, а також враховують по годинах проміжні і фінальні форми звітності.

Кредити дають можливість кількісно охарактеризувати кожну навчальну дисципліну так, щоб закінчений академічний рік визначався їх сумою за академічні курси. Так, у рамках ECTS академічний рік дорівнює 60 кредитам, для бакалаврата загальна кількість кредитів 240, кожен кредит при цьому складає 34 години.

На сьогодні існує два способи визначення результату відповіді − за правильними або неправильними відповідями у цілому на запитання і за суттєвими операціями. При виборі принципу оцінки слід припускати, що оцінка за суттєвими операціями більш гнучка й об'єктивна, тому що дозволяє виявляти неповні, не зовсім вірні, частково помилкові відповіді і виражати їх у конкретних цифрах коефіцієнта засвоєння.

Гнучкість використання методу оцінювання за суттєвими операціями полягає в можливості введення так званої "м'якої оцінки". У системі оцінювання за відповідями у цілому завжди використовується "тверда оцінка", тобто, якщо студент припустився помилки, не зараховується все запитання. Однак, такий метод оцінювання виправданий далеко не завжди. Приміром, у великій частині запитань, що мають кілька варіантів правильних відповідей (мається на увазі вибірковий тип питання), не є обов'язковим оцінка цілком усіх правильних відповідей. У таких запитаннях цілком допустима або частково правильна відповідь, або, навпаки, відсутність неправильної відповіді. Використання принципу оцінювання за суттєвими операціями дозволяє в подібних запитаннях визначати коефіцієнт правильності відповіді і зараховувати частково правильні відповіді.

При традиційному методі контролю знань (усне опитування, письмові роботи і т.д.) викладач оцінює рівень знань студента, використовуючи традиційні оцінки, або безпосередньо в кредитах, установлених для контрольованого обсягу знань.

При використанні комп'ютерного тестування результати контролю знань формуються автоматично залежно від отриманих відповідей, причому, використовуючи вищезгадане поняття так званої "м'якої оцінки".

Методика визначення істинності відповідей. Для визначення істинності отриманих відповідей, з урахуванням більшого або меншого ступеня точності відповідності відповідей одна одній, використовуємо *алгебру нечітких множин*. Так само, як і над чіткими множинами, у ній визначаються відношення включення, рівності, операції об'єднання, перетинання, доповнення і т.д. і робиться це за допомогою функції приналежності [10].

Нечітка множина $\tilde{A}$ характеризується функцією приналежності, заданою на універсальній множині U, і приймає значення в множині чисел $[0,1]$:

$\mu_A(u) \in [0,1]$ і $u \in U$, при цьому $\mu_A(u)$ указує на ступінь приналежності елемента $u \in U$ нечіткій множині. Треба відмітити, що чітка множина − окремий випадок нечіткої множини. У цьому випадку функція приналежності може приймати тільки два значення: 0 або 1 і є характеристичною функцією чіткої множини.

Нечіткою підмножиною $\tilde{A}$ множини X називається сукупність пар вигляду:

$$\tilde{A} = \{x, \mu_A(x)\},$$

де $x \in X$, а μ_A – функція приналежності, що ставить у відповідність множині X відрізок $[0,1]$;

X – базова множина. Значення функції приналежності для кожного елемента X називається його ступенем приналежності нечіткій множині $\tilde{A}$.

В множину $\tilde{A}$ не включаються елементи, для яких $\mu_A(x) = 0$.

Нечітка множина θ − порожня, якщо $\mu_\theta(x) = 0$, для кожного $x \in X$.

Нечітка множина X − універсальна, якщо $\mu_x(x) = 1$, для кожного $x \in X$.

Задача еквівалентних перетворень формул над нечіткими множинами розв'язується засобами алгебри множин.

Функції приналежності нечітких множин можна інтерпретувати як нечітко виражені змінні. Відповідно до цього основні властивості операцій над нечіткими множинами будуть аналогічними властивостям операцій над нечіткими висловленнями.

Для представлення й обробки інформації в технології „м'яких" обчислень необхідно визначити алгоритмічний базис у середовищі нечітких висловлень і операцій над ними.

Нечітке висловлення $\tilde{A}$ − пропозиція, щодо якої можна судити про ступінь її істинності або хибності в даний час.

Ступінь істинності або хибності $d(\tilde{A})$ приймає значення $[0,1]$, де *0, 1* – граничні значення ступеня істинності і збігаються з поняттями "неправди" і "істинності" для чітких висловлень.

Нечітке висловлення зі ступенем істинності ***0.5*** називається *індиферентністю*, оскільки він істинний тією ж мірою, що і хибний. Можливі різні варіанти визначення базисних операцій над нечіткими множинами.

У розробленій автоматизованій системі результати тестового контролю на відповідність відповідей випробуваних еталонним відповідям формуються за допомогою операцій над нечіткими множинами.

Використання в алгоритмі визначення правильності отриманої відповіді на запитання тесту і коефіцієнта відповідності відповіді еталонній за допомогою алгебри нечітких множин розглянемо на прикладі двох варіантів можливих ситуацій, найбільш характерних на практиці. Нехай ***i***-питання має з множини відповідей $X = \{ x1, x2, ..., xn\}$ підмножину $\tilde{A}$ еталонних відповідей, значущість яких для оцінки така:

$\tilde{A} = \{ x1*0.99, x2*0.0001, x3*0.98, x4*0.0001, x5*0.99, x6*0.97, x7*0.0001 \}$.

Величина коефіцієнтів, що прямує до 1, відповідає ступеню істинності, а величина, яка прямує до 0 − ступеню хибності відповіді.

Студент дав на ***i***-те запитання, із запропонованих, таку підмножину відповідей:

$\tilde{B} = \{ x1*0.99, x2*0.99, x3*0.0001, x4*0.99, x5*0.0001, x6*0.0001, x7*0.0001 \}$.

Тоді ступінь істинності відповіді визначаємо відповідно до вищезазначених формул перетворень:

$\mu(\tilde{A},\tilde{B}) = \underset{x \in X}{\&} (\mu_A(x) \leftrightarrow \mu_B(x))$ = (0.99 $\leftrightarrow$ 0.99) **&** (0.0001 $\leftrightarrow$ 0.99)

& (0.98 $\leftrightarrow$ 0.0001) **&** (0.0001 $\leftrightarrow$ 0.99) **&** (0.99 $\leftrightarrow$ 0.0001) **&** (0.97 $\leftrightarrow$ 0.0001)

& (0.0001 $\leftrightarrow$ 0.0001) = **0.01,** тобто множини ***нечітко не рівні***.

Якщо відповіді на ***i***-те питання відповідають еталонним, то підмножина відповідей випробуваного може мати вигляд:

$\tilde{B} = \{ x1\cdot0.99, x2\cdot0.0001, x3\cdot0.98, x4\cdot0.0001, x5\cdot0.99, x6\cdot0.97, x7\cdot0.0001 \}$.

Тоді ***ступінь істинності***: $\mu(\tilde{A},\tilde{B}) = \underset{x \in X}{\&} (\mu_A(x) \leftrightarrow \mu_B(x)) =$ =(0.99 $\leftrightarrow$ 0.99) **&** (0.0001 $\leftrightarrow$ 0.0001) **&** (0.98 $\leftrightarrow$ 0.98) **&** (0.0001 $\leftrightarrow$ 0.0001) **&** (0.99 $\leftrightarrow$ 0.99) **&** (0.97 $\leftrightarrow$ 0.97)**&** (0.0001 $\leftrightarrow$ 0.0001) = **0.97,** тобто множини ***нечітко рівні***, тобто у другому варіанті студент відповів вірно, а у першому – ні.

За допомогою розглянутого алгоритму визначається ступінь відповідності відповіді випробуваного еталонній, зафіксованій в тесті.

Для уточнення абсолютної оцінки відповіді в балах можна ввести коефіцієнт κ , який дорівнює відношенню кількості правильних відповідей випробуваного N_c до кількості правильних відповідей в еталоні N_e *:*

$$\kappa = N_c / N_e .$$

Тоді кількість балів за відповідь на ***i***- питання: $B_{резт} = B_e \cdot \kappa$

де $B_{резт}$ **-** результуюча кількість балів за відповідь; B_e **–** еталонна кількість балів.

На рис. 1 показана схема визначення істинності відповіді**.**

Традиційні оцінки перераховуються автоматично при занесенні в базу даних, кредити - запам'ятовуються без змін, результати комп’ютерного тестування - перераховуються при збереженні в базі даних відповідно до вагових коефіцієнтів для кожного конкретного модуля.

Результати тестування зберігаються в базі даних. Запропонований і реалізований в автоматизованій системі, винесеній на розгляд у дисертаційній роботі, блок модульного контролю формує підсумкові дані проведеного контролю знань, при цьому усі вхідні дані студентів зводяться до загального показника – до кредитів. Кількість балів, отримана за модуль при комп'ютерному тестуванні $B_{резт}$ зводиться до однакової, щодо абсолютної кількості одиниць за модуль $B_м$, за оцінною шкалою:

$$B_{резм} = B_{резт} \cdot (B_i / B_e) ,$$

де $B_{резм}$ – результуюча оцінка за модуль; $B_м$ – абсолютна кількість одиниць за модуль;

B_e – еталонна кількість балів при комп’ютерному тестуванні.

Це також відноситься до даних результатів комп’ютерного тестування, отриманих за допомогою зовнішніх по відношенню до системи програм комп’ютерного навчання та тестування, якщо в останніх є можливість збереження результатів на будь-яких носіях.

Методика визначення рейтингу. Навчальний рейтинг визначається на основі семестрових рейтингів студента по всіх дисциплінах, які викладалися протягом цього семестру:

$$P_c = (P_1 * \kappa_1 + P_2 * \kappa_2 + ... + P_n * \kappa_n) / (\kappa_1 + \kappa_2 + ... + \kappa_n)$$

балів, де P_c – семестровий рейтинг студента, у балах; P_i – семестровий рейтинг даного студента по кожній дисципліні за розрахунковий семестр, у балах; κ_i – кількість кредитів протягом семестру по кожній дисципліні.

Кожна дисципліна має свою форму контролю і методику розрахунку рейтингу на основі навчальних програм. Наприклад, робочою навчальною програмою передбачено $T_л$ годин лекцій, $T_з$ годин практичних або лабораторних занять і підсумковий залік. Стартовий рейтинг $R_{ст}$ включає відвідування лекцій і оцінки початкового рівня знань. Поточний рейтинг $R_{пот}$ включає відвідуваність заняття і заключну оцінку засвоєння знань на заняттях. Модульний семестровий рейтинг Pi – сума стартового, усіх поточних рейтингів і бали за теоретичний залік.

Для кожної складової рейтингу встановлений коефіцієнт значущості:

$$Pi = \kappa_{зл} \cdot T_л + \kappa_{зз} \cdot T_з + \kappa_{зт} \cdot \sum B_i + \kappa_{зч} \cdot \sum E_i ,$$

де – відвідування лекцій $\kappa_{зл} = 1$, загальне число годин лекцій - $T_л$;

– відвідування занять $\kappa_{зз} = 1$, загальне число годин занять $T_з$;

– оцінка на занятті (поточна) $\kappa_{зт} = 3$, значення оцінки B_i, в балах;

– оцінка на теоретичному заліку, іспиті $\kappa_{зч} = 4$, значення оцінки E_i, в балах.

Можна розрахувати максимальне і мінімальне значення рейтингу в балах, за якими можна визначити ступінь успішності освоєння матеріалу і поняття "залік"/"незалік" з дисципліни. Велика трудомісткість процесу обраховування рейтингу кожного студента вручну виключається завдяки запропонованій в роботі автоматизованій системі.

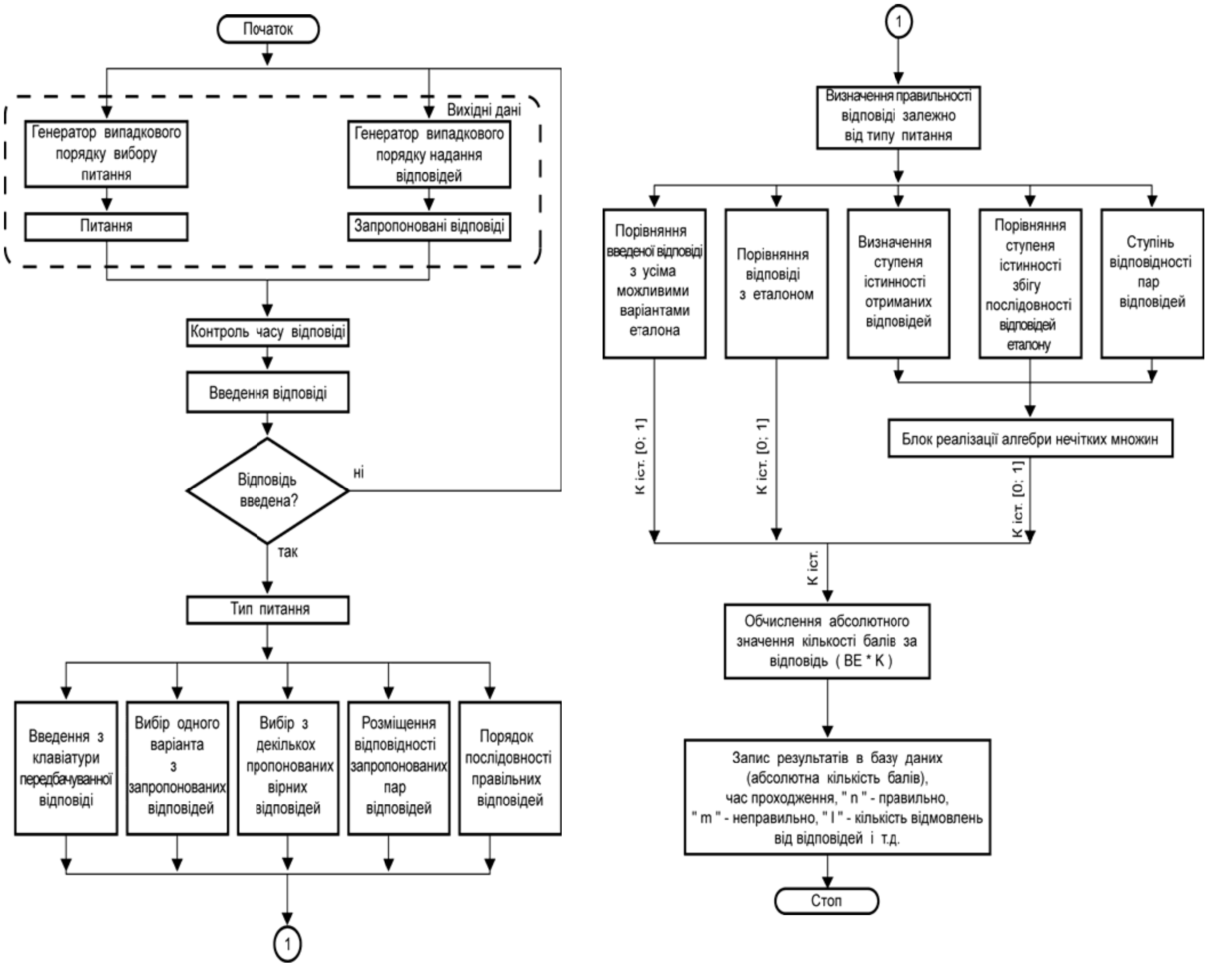

Рис. 1.Метод визначення істинності відповіді з урахуванням „жорстких” та „м'яких” обчислень оцінки

Навчальний рейтинг студента за період навчання:

$$P = (P_{C1} \cdot \kappa_{C1} + P_{C2} \cdot \kappa_{C2} + ... + P_{Cn} \cdot \kappa_{Cn}) / (\kappa_{C1} + \kappa_{C2} + ... + \kappa_{Cn})$$

балів, де P − навчальний рейтинг студента за період навчання, у балах; $P_{C1}, P_{C2}, ..., P_{Cn}$ – семестрові рейтинги даного студента за кожний з "*n*" семестрів, у балах; $\kappa_{C1}, \kappa_{C2,...,} \kappa_{Cn}$ – кількість кредитів по всіх дисциплінах протягом кожного з "*n*" семестрів від початку навчання.

Процесор модульного контролю дозволяє визначати підсумкові рейтинги в декількох аспектах: за будь-який обраний період навчання як для окремого студента, так і для групи студентів. На рис. 2 дано схему варіантів визначення рейтингів.

Програмні засоби забезпечують генерацію твердих копій відомостей модульного і семестрового контролю у таких формах і режимах:

– друк чистого бланку відомості, заповнення її викладачем з подальшою фіксацією результатів у базі даних співробітниками деканату (ручний режим формування документів);

– друк напівзаповненого бланку відомості з прізвищами студентів і назвою дисципліни, заповнення її викладачем в ручному режимі з подальшою фіксацією результатів у базі даних співробітниками деканату (напівавтоматичний режим формування документів);

– фіксація викладачем результатів контролю в базі даних, друкування і підпис повністю згенерованої відомості (автоматичний режим формування документів);

– фіксація результатів тестового контролю в базі даних, друкування і підпис повністю згенерованої відомості (автоматичний режим формування документів за результатами тестування).

Висновки

При впровадженні у ВНЗ кредитно-модульної системи навчання не можливо обійтись без автоматизованого тестування студентів. Розроблення токої системи найкраще, виходячи з вищевикладеного, основувати на алгебрі нечітких множин та використовувати як „жорстку", так і „м'яку" схеми обчислень оцінок, що дасть змогу точніше оцінювати знання студентів.

Список літератури

1.*Коджа Т. І.* Автоматизована система управління та контролю знань в процесі навчання: Автореф. дис... канд. техн. наук: 05.13.06 / Одеський національний політехнічний ун–т. – Одеса, 2003. – 20 с.

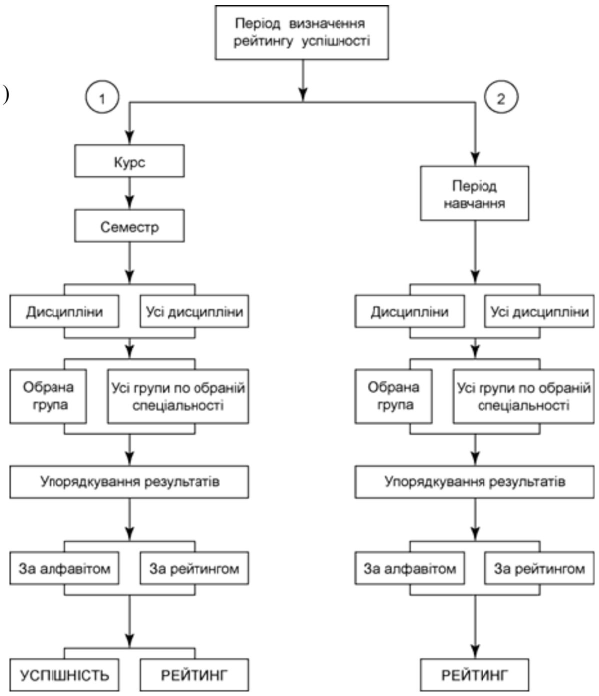

Рис. 2. Схема варіантів визначення рейтингів

2.*Коджа Т.И., Гогунский В.Д.* Определение необходимых и достаточных условий объективности оценки результатов тестирования // Тр. Одес. политехи, ун–та. – Одесса, 2002. – Спецвыпуск. – С. 87 – 88.

3.*Тертышная (Коджа) Т.И., Гогунский В.Д.* Метод оценки знаний с помощью нечеткой логики // Материалы VIII семинара "Моделирование в прикладных научных исследованиях". – Одесса: ОГПУ, 2001. – С. 3 – 7.

4.*Оксамитна Л. П.* Методи та засоби самоорганізації моделі знань в автоматизованих системах контролю знань та навчання: Автореф. дис... канд. техн. наук: 05.13.06 // Черкаський держ. технологічний ун–т. – Черкаси, 2003. – 18 с.

5.*Linden W.J., Hambelton R.K.* Handbook of modern item response theory, New York, 1997.

6.*Нейман Ю.М., Хлебников В.А.* Введение в теорию моделирования и параметризации педагогических тестов. – М.: Прометей, 2000. – 168 с.

7.*Герасимович А.И., Матвеева Я.И.* Математическая статистика. – Минск: Высш. шк., 1978. – 200 с.

8.*Гмурман В.Е.* Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Выс. шк., 1997. – 480 с.

9.*Рао С.Р.* Линейные статистические методы и их применение/ Под ред. Линника Ю.В. – М.: Наука, 1968. – 547 с.

10. *Леоненков А.В.* Самоучитель UML. – СПб.: БХВ–Петербург, 2001. – 304 с.

Стаття надійшла до редколегії 21.01.2011

Рецензент: д-р техн. наук. професор, Тесля Ю.М. Київський національний університет будівництва і архітектури, Київ