

ЙМОВІРНОСНО-ІНФОРМАЦІЙНИЙ ПІДХІД ДЛЯ ОЦІНКИ ЕФЕКТИВНОСТІ ПРОЦЕСУ НАВЧАННЯ З ТЕХНІЧНИХ ДИСЦИПЛІН

О. П. Чорний, д.т.н., проф., В. М. Сидоренко, к.т.н., В. Ю. Бельська, ст. викл.

Кременчуцький національний університет імені Михайла Остроградського

вул. Першотравнева, 20, 39600, м. Кременчук, Україна

E-mail: apch@kdu.edu.ua, vnsidorenko@gmail.com, k_victory@mail.ru

Т. П. Коваль

Криворізька ЗОШ №41

Кривий Ріг, вул. Співдружності, 44а

Розв'язується задача підвищення достовірності оцінювання ефективності процесу навчання. Автори пропонують підхід у рамках класичної статистичної парадигми із застосуванням методів теорії ймовірності та теорії інформації. Розроблена методика дає можливість за результатами тестового модульного контролю кількісно оцінити з наперед заданою надійністю міру навченості як окремого студента, так і групи студентів.

Ключові слова: оцінювання ефективності навчання, тестування знань, ймовірно-інформаційний підхід, достовірність, надійність.

Вступ. Використання тестових матеріалів для оцінки ефективності якості підготовки студентів на різних стадіях навчання є предметом численних обговорень [1, 2]. В галузі освіти широко застосовуються інформаційні технології комп'ютерного контролю знань. За останні декілька десятків років були вивчені різні види контролю [3]; визначено більше десяти типів питань, їх компонентів і метаданих, використовуваних, як правило, при формуванні набору контрольних завдань [4]; розроблені математичні методи оцінки знань студентів, що вчать [5–7], і різні методи проведення контролю. На сьогодні існує низка цікавих розробок, присвячених різним аспектам контролю знань, що базуються на сучасних досягненнях науки і комп'ютерної техніки. Серед них можна відмітити [3] формування набору завдань для контролю знань здійснюється, зазвичай, випадковим чином, іноді з урахуванням параметрів завдань і лише в окремих випадках використовується адаптивна видача контрольних завдань на базі моделі студента.

Однак зазначимо, що, на нашу думку, загальний підхід до контролю знань і оцінки відповідей не припустимий. Авжеж, актуальними вважаються наступні питання – чи свідомо відповідав студент на запитання, чи просто вгадував? Чи не є занижений результат наслідком саботажу? При цьому для не технічних спеціальностей не свідомі правильні відповіді або вгадування можуть бути наслідком високої загальної інформованості студента або його здатності до побудови логічних ланцюжків. При цьому знання як такі відсутні. Для технічних спеціальностей – не свідомі відповіді – це вгадування, тому що більшість тестових запитань вимагають осмисленого підходу і виконання деяких математичних перетворень, навіть у одну дію без використання електронних засобів розрахунку.

У даному контексті актуальною задачею є розробка методики, яка б за результатами тестування студентів серією «закритих» тестових завдань, дала змогу кількісно оцінити з наперед заданою надійністю ступінь навченості як окремого студента так і групи студентів після вивчення певного модулю.

Автори пропонують простий підхід у рамках класичної статистичної парадигми із застосуванням методів теорії ймовірностей та теорії інформації.

Аналіз попередніх досліджень. Використання тестових матеріалів для діагностики якості підготовки фахівців на різних стадіях навчання є предметом численних обговорень [8]. Проблеми комп'ютерного контролю знань зазвичай розглядаються в двох аспектах: методичному і технічному [9]. Методичні аспекти контролю знань пов'язані з вирішенням педагогічних і психологічних питань, тобто організація контролю знань розглядається з погляду дидактики. Технічні аспекти пов'язані з проблемою реалізації планованого контролю знань, із автоматичним формуванням набору контрольних завдань на основі вибраного підходу, із вибором і використанням у системі контролю параметрів контролю знань, із вибором відповідного алгоритму контролю і оцінки робіт. За останні декілька десятків років були вивчені різні види контролю [10]; визначено більше десяти типів питань, їх компонентів і метаданих, використовуваних, як правило, при формуванні набору контрольних завдань [11]; розроблені математичні методи оцінки знань що вчать [12–13] і різні методи проведення контролю.

В останні роки зростає інтерес до проблеми вирішення задач при неточних, неповних, помилкових тощо початкових даних [14]. Тому слід відмітити погляд авторів, висвітлений у [15]. Автори відзначають, що «тестування є свого роду є вимірюванням. Теоретичною основою подібного вимірювання є або результати теорії обробки вимірювань, або теорії ІРТ по роботах [16], які є прикладними напрямками теорії ймовірності. В них присутні абсолютно невідомі функції (відгуки), які намагаються оцінювати без апріорної інформації. Класичні і нові методи статистики, засновані на аксіоматиці Колмогорова і такі, що чудово себе зарекомендували в статистичній фізиці, масовому виробництві тощо хоча і застосовуються широко в тестуванні, але абсолютно не коректні з погляду репрезентативності, що, втім, відзначав ще Н. Вінер: «Статистика, заснована на адитивних імовірнісних заходах ... мало підходить

для подібного класу задач, швидше пов'язаних із суб'єктивним оцінюванням ...».

При аналізі результатів тестування ми маємо справу з проблемою вилучення корисної (і достовірної) інформації із результатів тестування. Наведені методи оцінки знань також, як і методи організації контролю, в деякій мірі використовуються на практиці та висвітлені у відповідній науково-методичній літературі, але на практиці, зазвичай, використовуються найпростіші та найнеобхідніші процедури статистичної обробки результатів тестування знань та методи оцінки якості тесту відповідно до класичної теорії тестування [17].

Мета роботи. Підвищення достовірності оцінювання ефективності процесу навчання на основі ймовірнісно-інформаційного підходу.

Матеріал і результати дослідження.

Нехай маємо тестове завдання, кожне з яких містить m запитань по l відповідей у кожному, з яких тільки одна є вірною.

Студент, що проходить випробування, може застосувати стратегію вгадування відповіді. Ймовірність вгадування кожного з запитань дорівнює $p = \frac{1}{l}$. Будемо вважати ймовірність угадування величиною постійною і незалежною від номеру запитання. Тоді кількість правильно вгаданих відповідей $k = 0, 1, \dots, m$ можна вважати такою, що підкоряється закону розподілу Бернуллі з ймовірностями [18]:

$$P_m(k) = C_m^k p^k (1-p)^{m-k}. \quad (1)$$

Введемо поняття ймовірності дати правильну відповідь на запитання p' . У разі стовідсоткового знання відповіді $p'=1$, у разі відсутності знань, коли має місце «чисте» вгадування, $p'=p$. У разі «стовідсоткового» саботажу - $p'=0$. Тоді можна ввести ймовірнісний критерій оцінки знання:

$$\Delta p = p' - p. \quad (2)$$

Зрозуміло, що якщо $\Delta p > 0$, то має місце певний рівень знань. Якщо $\Delta p < 0$ - має місце саботаж у процесі відповіді, або негативний ефект від навчання. Ситуація, коли $\Delta p = 0$ свідчить про відсутність знання, якщо студент намагається вгадати відповідь.

Відносно до всієї групи студентів p' можна тлумачити як загальногруппову ймовірність проходження тесту з відповідним тлумаченням критерію Δp .

У групі з n студентів правильну відповідь j -го студента ($j = \overline{1, n}$) на i -те запитання ($i = \overline{1, m}$) позначимо як k_{ij} . Загальногруппова кількість відповідей дорівнюватиме $N = nm$. В рамках припущень схеми Бернуллі загальногруппову відносну частоту правиль-

них відповідей $\omega = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m k_{ij}}{N}$ можна вважати точковою незсуненою і конзистентною оцінкою параметра p' , тобто $\omega \approx p'$, довірчі межі для якої з наперед за-

даною надійністю γ визначаються як [18]:

$$P\{p_1 < p' < p_2\} \leq \gamma,$$

де

$$p_1 = \frac{N}{t^2 + N} \left(\omega + \frac{t^2}{2N} - t \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{N} + \left(\frac{t}{2N}\right)^2} \right), \quad (3)$$

$$p_2 = \frac{N}{t^2 + N} \left(\omega + \frac{t^2}{2N} + t \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{N} + \left(\frac{t}{2N}\right)^2} \right). \quad (4)$$

Тоді $\Delta \hat{p} = \omega - p$ є точковою оцінкою критерію (2), тобто, $\Delta \hat{p} \approx \Delta p$.

У разі, якщо $p_1 < p' < p_2$ не покриває p' , то вважається, що $\Delta p \neq 0$. Тоді $\Delta \hat{p} > 0$ є оцінкою загальногруппової характеристики ступеня знань, а $\Delta \hat{p} < 0$ - оцінкою саботажу, або загальногруппового негативного ефекту від навчання. Якщо $p_1 < p' < p_2$ покриває p' , то вважається, що $\Delta p \neq 0$ і з надійністю γ можна стверджувати, що групові знання в рамках даного модулю відсутні і в процесі тестування мало місце чисте вгадування.

Шляхом аналогічних міркувань введемо схожий критерій для j -го студента: p_j' - ймовірність проходження тесту j -тим студентом, а

$$\Delta p_j = p_j' - p \quad (5)$$

критерій оцінки його знань. Для групи можна ввести відповідно вектори $P_J = (p_1', \dots, p_j', \dots, p_n')^T$ та $\Delta P_J = (\Delta p_1', \dots, \Delta p_j', \dots, \Delta p_n')^T$. В якості точкової незміщеної і конзистентної оцінки p_j' можна взяти відносну частоту правильних відповідей j -тим студентом:

$$\omega'_j = \frac{\sum_{i=1}^m k_{ij}}{m}. \quad (6)$$

Тоді будемо мати $\Delta \hat{p}_j = \omega'_j - p \approx \Delta p_j$ з відповідним тлумаченням даної характеристики, що описано вище. Таким чином отримаємо оцінки векторів $\hat{P}_J = (\omega_1', \dots, \omega_j', \dots, \omega_n')^T$ та $\Delta \hat{P}_J = (\Delta \hat{p}_1', \dots, \Delta \hat{p}_j', \dots, \Delta \hat{p}_n')^T$. Таке представлення дає можливість більш детального аналізу. Наприклад, характеристики

$$\Delta \hat{P}_{J+} = \sum_{\substack{j=1 \\ \Delta \hat{p}_j' > 0}}^n \Delta \hat{p}_j', \quad (7)$$

$$\Delta \hat{P}_{J-} = \sum_{\substack{j=1 \\ \Delta \hat{p}_j' < 0}}^n \Delta \hat{p}_j', \quad (8)$$

є, відповідно, оцінками інтегральних показників знань і ступеня «саботажу».

Також аналогічно можна ввести критерій для i -го запитання: p_i' - ймовірність правильної відповіді i -

те запитання, а

$$\Delta p_i = p_i' - p \quad (9)$$

критерій оцінки складності i -го завдання. Для групи запитань можна ввести відповідно вектори $P_I = (p_1', \dots, p_i', \dots, p_m')^T$ та

$\Delta P_I = (\Delta p_1', \dots, \Delta p_i', \dots, \Delta p_m')^T$. В якості точкової незміщеної і конзистентної оцінки p_i' можна взяти відносну частоту правильних відповідей на i -те запитання всіма студентами:

$$\omega''_i = \frac{\sum_{j=1}^n k_{ij}}{n} \quad (10)$$

Тоді будемо мати $\Delta \hat{p}_i = \omega''_i - p \approx \Delta p_i$ з відповідним тлумаченням даної характеристики, що описано вище. Таким чином отримуємо оцінки векторів $\hat{P}_I = (\omega''_1, \dots, \omega''_i, \dots, \omega''_m)^T$ та $\Delta \hat{P}_I = (\Delta \hat{p}_1', \dots, \Delta \hat{p}_i', \dots, \Delta \hat{p}_m')^T$. Тоді характеристики

$$\Delta \hat{P}_{I+} = \sum_{\substack{i=1 \\ \Delta \hat{p}_i' > 0}}^m \Delta \hat{p}_i' \quad (11)$$

$$\Delta \hat{P}_{I-} = \sum_{\substack{i=1 \\ \Delta \hat{p}_i' < 0}}^m \Delta \hat{p}_i' \quad (12)$$

є, відповідно, оцінками інтегральних показників легкості і складності тестових завдань.

У процесі тестування може виникати необхідність якомога швидше встановити факт «чистого вгадування» чи саботажу, чи оцінки стабільно високої кількості правильних відповідей j -го студента з метою автоматичної зміни характеру процесу тестування. Відповідну інформацію для цього можна отримати шляхом аналізу матриці ймовірностей

$$P_{IJ} = \begin{pmatrix} p_{11} & \dots & p_{1j} & \dots & p_{1n} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{i1} & \dots & p_{ij} & \dots & p_{in} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{m1} & \dots & p_{mj} & \dots & p_{mn} \end{pmatrix}, \quad (13)$$

де p_{ij} – ймовірність правильної відповіді j -тим студентом на i -те запитання. Тоді матриця критеріїв оцінки знань буде:

$$\Delta P_{IJ} = P_{IJ} - p = \begin{pmatrix} \Delta p_{11} & \dots & \Delta p_{1j} & \dots & \Delta p_{1n} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ \Delta p_{i1} & \dots & \Delta p_{ij} & \dots & \Delta p_{in} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ \Delta p_{m1} & \dots & \Delta p_{mj} & \dots & \Delta p_{mn} \end{pmatrix} \quad (14)$$

Матрицю $\hat{P}_{IJ} = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \dots & \omega_{1j} & \dots & \omega_{1n} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ \omega_{i1} & \dots & \omega_{ij} & \dots & \omega_{in} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ \omega_{m1} & \dots & \omega_{mj} & \dots & \omega_{mn} \end{pmatrix}$, де

$$\omega_{ij} = \frac{\sum_{l=1}^i k_{lj}}{i} \quad (15)$$

для, наприклад, $i = 5, 6, \dots, m$ назвемо матрицею точкових оцінок матриці (13). У даному випадку 5 – мінімальний об'єм вибірки, тобто оцінки для $i < 5$ можна вважати недоцільними по причині занадто низької точності. Матрицею точкових оцінок (14) буде:

$$\Delta \hat{P}_{IJ} = \hat{P}_{IJ} - p = \begin{pmatrix} \Delta \hat{p}_{11} & \dots & \Delta \hat{p}_{1j} & \dots & \Delta \hat{p}_{1n} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ \Delta \hat{p}_{i1} & \dots & \Delta \hat{p}_{ij} & \dots & \Delta \hat{p}_{in} \\ \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ \Delta \hat{p}_{m1} & \dots & \Delta \hat{p}_{mj} & \dots & \Delta \hat{p}_{mn} \end{pmatrix} \quad (16)$$

де

$$\Delta \hat{p}_{ij} = \omega_{ij} - p \quad (17)$$

Для перевірки значимості (17) використовуємо (3)-(4) з урахуванням (17) отримаємо:

$$\Delta \hat{p}_{1ij} = \frac{i}{t^2 + i} \left(\omega_{ij} + \frac{t^2}{2i} - t \sqrt{\frac{\omega_{ij}(1 - \omega_{ij})}{i} + \left(\frac{t}{2i}\right)^2} \right) - p \quad (18)$$

$$\Delta \hat{p}_{2ij} = \frac{i}{t^2 + i} \left(\omega_{ij} + \frac{t^2}{2i} + t \sqrt{\frac{\omega_{ij}(1 - \omega_{ij})}{i} + \left(\frac{t}{2i}\right)^2} \right) - p \quad (19)$$

Значення $\Delta \hat{p}_{ij}$, що виходять за межі інтервалу $\Delta \hat{p}_{1ij} < \Delta p_{ij} < \Delta \hat{p}_{2ij}$, вважаються значимими з надійністю γ . Тут, як і у (3) – (4), t – квантиль нормального розподілу, що знаходиться з умови $2\Phi(t) = \gamma$, де $\Phi(t)$ – інтегральна функція Лапласа. Слід відмітити, що ширина довірчого інтервалу (18), (19) на відміну від інших випадків, не є постійною і зменшується по мірі зростання i . Таким чином аналіз послідовностей значимих і не значимих оцінок матриці (16) дає можливість оцінки характеру динаміки відповідей у реальному часі.

В якості альтернативи ймовірнісному підходу для оцінки ефективності процесу навчання можна запропонувати критерії на основі підходів теорії інформації [19, 20]. Якщо згідно з (2) вважати, що система (знання групи) знаходиться спочатку у стані, який характеризується ймовірностями p та $1 - p$, а потім переходить у стан, що характеризується ймовірностями p' , та $1 - p'$, то інформаційна ентропія обох станів визначатиметься як апостеріорна $I_{apr} = -p \log p - (1 - p) \log(1 - p)$ і апіорна $I_{ap} = -p' \log p' - (1 - p') \log(1 - p')$ відповідно. Тоді інформація

$$I = I_{ap} - I_{apr} \quad (20)$$

є характеристикою стану знань чи, іншими словами, навченості групи студентів. На практиці її оцінкою буде

$$\begin{aligned} \hat{I} &= \hat{I}_{ap} - I_{apr} = \\ &= -\omega' \log \omega' - (1 - \omega') \log(1 - \omega') + \\ &+ p \log p + (1 - p) \log(1 - p). \end{aligned} \quad (21)$$

Аналогічно (20), (21) з урахуванням (5) для оцінки навченості j -го студента:

$$\begin{aligned} \hat{I}_j &= \hat{I}_{apj} - I_{apr} = \\ &= -\omega'_j \log \omega'_j - (1 - \omega'_j) \log(1 - \omega'_j) + \\ &+ p \log p + (1 - p) \log(1 - p). \end{aligned} \quad (22)$$

Аналогічно (20), (21) з урахуванням (9) і (10) введемо інформаційну складність i -го запитання:

$$\begin{aligned} \hat{I}_i &= \hat{I}_{api} - I_{apr} = \\ &= -\omega'_i \log \omega'_i - (1 - \omega'_i) \log(1 - \omega'_i) + \\ &+ p \log p + (1 - p) \log(1 - p). \end{aligned} \quad (23)$$

У разі, коли у виразах (20) – (23) використовується \log_2 , інформація вимірюється у бітах.

Висновки. Таким чином для оцінки ступеня навченості групи або окремого студента, для оцінки складності тестових завдань та динаміки правильних відповідей у реальному часі можна використовувати критерії, що базуються як на ймовірностних оцінках, так і на оцінках об'єму отриманої інформації.

Послідовне оцінка вищезазначених критеріїв для різних модулів і різних груп дасть можливість порівняння ступенів ефективності навчання від тестування до тестування чи перевірки значимості різниці в ступенях навченості різних груп чи за різними методиками.

ЛІТЕРАТУРА

1. Ефремова Н.Ф. Тестирование и мониторинг: рекомендации учителю // Стандарты и мониторинг в образовании. – 2001. – № 3. – С. 55–60.
2. Кабанов А.А. Тестирование студентов: достоинства и недостатки // Педагогика. – 1999. – № 2. – С. 66–68.
3. Зайцева Л.В., Прокофьева Н.О. Модели и методы адаптивного контроля знаний // Educational Technology & Society. - Nr.7(4), 2004 ISSN 1436-4522 (Международный электронный журнал). – Интернет. – <http://ifets.ieee.org/russian/periodical/journal.html>
4. Зайцева Л.В., Прокофьева Н.О. Проблемы компьютерного контроля знаний // Proceedings. IEEE International Conference on Advanced Learning Technologies (ICALT 2002), 9–12 September 2002. Kazan, Tatrstan, Russia, 2002. – P. 102–106.
5. Зайцева Л.В. Методы контроля знаний при автоматизированном обучении // Автоматика и вычислительная техника. – 1991. – N. 4. – С. 88–92.
6. Попов Д.И. Способ оценки знаний в дистанционном обучении на основе нечетких отношений // Дистанционное образование. – 2000. – № 6 – Интернет. – http://www.mesi.ru/joe/N6_00/popov.html
7. Моисеев В.Б., Усманов В.В., Таранцева К.Р.,

Пятирублевый Л.Г. Статистический подход к принятию решений по результатам тестирования для тестов открытой формы // Открытое образование. – 2001. – № 1. – Интернет. – http://www.mesi.ru/joe/N1_01/mo.html.

8. Матушанский Г.У. Педагогическое тестирование в России // Педагогика. – 2002. – № 2. – С. 15–21.

9. Прокофьева Н.О. Методические аспекты компьютерного контроля знаний // Труды X научно-методической конференции ТЕЛЕМАТИКА'2003. Том 2. Секции D, E. – Санкт-Петербург, 2003. – С. 366 – 367.

10. Лернер И.Я. Развивающее обучение с дидактических позиций // Педагогика. – 1996. – № 2. – С. 7–11.

11. Brusilovsky P., Miller P. Web-based testing for distance education // WebNet'99. ngs of AACE World Conference of the WWW and Internet. – Honolulu, HI, 1999. – P. 149–154.

12. Свиридов А.П. Основы статистической теории обучения и контроля знаний. – М.: Высшая школа, 1981. – 262 с.

13. Моисеев В.Б., Усманов В.В., Таранцева К.Р., Пятирублевый Л.Г. Статистический подход к принятию решений по результатам тестирования для тестов открытой формы // Открытое образование. – 2001. – № 1 – Интернет. – http://www.mesi.ru/joe/N1_01/mo.html

14. Нариньяни А.С. НЕ-факторы 2004. В сб. трудов 9 Национальной конференции по ИИ КИИ-2004. – М.: Физматлит, 2004. – Т.1. – С. 420–432.

15. Бутенков С.А., Сальников В.А., Бутенков Д.С. Методика и средства индивидуального тестирования в ВУЗе. – Таганрог: Изд-во ТРТУ, 2005. – 21 с.

16. Нейман Ю.М., Хлебников В.А. Педагогическое тестирование как измерение. – Москва, 2002.

17. Приложение к СТП 12 100-02 Методические рекомендации по разработке педагогических тестов контроля качества обучения студентов // http://www.bti.secna.ru/education/org/stp/pril_stp_1210_02.html

18. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. Пособие для втузов. Изд-е 5-е, перераб и доп. – М.: Высшая школа", 1977. – 479 с.

19. Шеннон К. Работы по теории информации и кибернетике / Перевод с английского: под ред. Р.Л. Добрушина и О.В. Лупанова. – М.: Изд. иностр. лит., 1963. – 830 с.

20. Цымбал В. П. Теория информации и кодирование – К.: Вища Школа, 1977. – 288 с.

ВЕРОЯТНОСТНО-ИНФОРМАЦИОННЫЙ ПОДХОД ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОЦЕССА ОБУЧЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКИМ ДИСЦИПЛИНАМ

А. П. Черный, д.т.н., проф., В. Н. Сидоренко, к.т.н., В. Ю Бельская, ст. преп.

Кременчугский национальный университет имени Михаила Остроградского

ул. Первомайская, 20, 39600, г. Кременчуг, Украина

E-mail: apch@kdu.edu.ua, vnsidorenko@gmail.com, k_victory@mail.ru

Т. П. Коваль

Криворожеская ООШ №41

Кривой Рог, ул. Содружества, 44а

Решается задача повышения достоверности оценивания эффективности процесса обучения. Авторы предлагают подход в рамках классической статистической парадигмы с применением методов теории вероятностей и теории информации. Разработанная методика дает возможность по результатам тестового модульного контроля количественно оценить с заранее заданной надежностью степень обученности как отдельного студента, так и группы студентов.

Ключевые слова: оценивание эффективности обучения, тестирование знаний, вероятностно-информационный подход, достоверность, надежность.

PROBABILITY-INFORMATION APPROACH OF STUDY PROCESS EFFICIENCY EVALUATION OF THE TECHNICAL DISCIPLINES

O. Chernyi, Doc. Sc. (Tech.), Prof., V. Sidorenko, Cand. of Sc. (Tech.), V. Belska, Sen. Lect.

Kremenchuk Mykhailo Ostrohradskyi National University

vul. Pershotravneva, 20, 39600, Kremenchuk, Ukraine

E-mail: apch@kdu.edu.ua, vnsidorenko@gmail.com, k_victory@mail.ru

T. Koval

Kryvorizka school № 41

Krivoy Rog, vul. Sodrugesva, 44a

Task of increase of authenticity of teaching process efficiency estimation is solving in the article. Authors offer the approach within the framework of classic statistical paradigm with the use of probability theory methods and information theory. The developed methodology allows to quantitatively estimate the learning degree of both separate student and groups of students with the beforehand given reliability on results of a testing module control.

Key words: evaluation of teaching efficiency, testing of knowledge, probability-information approach, validity, reliability.