

Выводы. Задача визуализации – хороший пример полезности ГИС при экологическом мониторинге. В задаче простейшей визуализации данных не стоит задача глубоко анализа и обработки исходных данных. Хотя рассмотренный инструментарий располагает плагинами «интерполяция», который позволяет соединять ломаными линиями узловые точки. В качестве вспомогательного инструментария можно подключать модули из GRASS GIS – а именно сплайн интерполяцию.

Отдельный интерес представляет возможность дополнения системы и построения на ее основе новой – собственной разработки. Это стало возможным благодаря модульному принципу структуры Quantum GIS.

Библиографические ссылки

1. Молчанов А.И. Отчет по НИР «Обследование радиационного загрязнения гранта и оконтуривание небезопасной территории по ул. Лазо, г. Днепродзержинск». / А.И. Молчанов // ЦРЕМ, г. Желтые Воды, 2005.
2. <http://gis-lab.info/qa/georef-qgis.html>
3. Руководство по мониторингу при ядерных или радиационных авариях, МАГАТЭ, 2002.
4. ДеМерс Майкл Н. «Географические информационные системы. Основы» / Майкл Н. ДеМерс. – М., 2003.
5. Цветков В.Я. Геоинформационные системы и технологии. / В.Я. Цветков. – М., 1998.
6. Quantum GIS. Workflow guide.

Надійшла до редколегії 12.07.09

УДК 378.147

К. Т. Кузьма

*Дніпропетровський національний університет ім. Олеся Гончара
ПІДТРИМКА ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПІД ЧАС ПЕРЕВІРКИ
РІВНЯ ЗНАНЬ І КЛАСИФІКАЦІЇ ТЕСТОВАНИХ*

Запропоновано рішення задачі класифікації тестованих на основі перевірки статистичних гіпотез.

Ключові слова: критерій Вальда, похибка, прийняття рішення, статистична гіпотеза

Предложено решения задачи классификации тестируемых на основе проверки статистических гипотез.

Ключевые слова: критерий Вальда, погрешность, принятие решения, статистическая гипотеза

Proposed solution for the classification of those who are tested task based on statistical hypotheses checking.

Keywords: Wald criterion, accuracy, decision making, statistical hypothesis

Постановка завдання. Контроль знань використовується на всіх етапах навчального процесу: при самопідготовці, на лекціях, практичних і зауважкових заняттях, іспитах. Запропоновано велику кількість різних форм контролю знань, але багатьма науковцями миру визнано, що найбільш об'єктивною його формою є тестовий контроль.

Оцінка знань у системах тестування може розглядатися як задача класифікації усіх досягнень на класи (групи) за рівнем знань. Виникає задача підтримки прийняття рішень на етапі оцінювання знань з метою вибору того чи іншого методу для визначення результатів контролю за рівнем засвоєння знань і виставлення підсумкової оцінки. Рішення цієї задачі дозволить забезпечити задану ймовірність тестиових випробувань, необхідну об'єктивність при оцінці та контролю знань, можливість прогнозування поведінки тестиованого на основі врахування якості його відповідей за попередніми спостереженнями.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Основна ідея тестованих полягає у віднесенні їх до одного із стійких класів з урахуванням сукупності ознак. Алгоритм використання класифікаційних моделей, заснований на обчисленні оцінок (АОО),

був вперше запропонований Ю.І. Журавльовим [1]. Дано модель передбачає побудову таблиці навчання T_{nm}^o , в якій кожен рядок є набором ознак, які характеризують роботу студента у процесі КЗ: кількість запропонованих завдань (n), середній бал (A), кількість спроб виконання завдань (kn), кількість звернень до довідкової інформації (kc), ранг (r). При виставленні оцінки обчислюється ступінь схожості сукупності ознак конкретного студента $I(S) = \{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m\}$ рядкам, що входять в таблицю навчання T_{nm}^o на підставі чого здійснюється віднесення його до певного класу K_j . Для цього обчислюється число рядків кожного класу K_j , близьких за вибраним критерієм об'єкта S, що класифікується. Рядок таблиці навчання $T_{nm}^o I(S_i^j) = \{\alpha_{i1}^j, \dots, \alpha_{im}^j\}$ і рядок, який розпізнається $I(S) = \{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m\}$ вважаються схожими, якщо виконуються нерівності $|\alpha_{ik}^j - \beta_k| \leq \varepsilon_k$, де $\varepsilon_k (k = 1, \dots, m)$ – точність порівняння. Студент відноситься до класу K_j , який має максимальну оцінку $\max \Gamma_j(S, K_j), j = \overline{1, m}$.

На сучасному етапі розвитку інформаційних технологій методи рішення задачі оцінки знань як задачі класифікації висвітлені в [2–5]. У той же час методи рішення задач класифікації тестованих за допомогою теорії перевірки гіпотез на основі результатів тестування малодосліджені і є дискусійними.

Тому виникає задача знаходження правил прийняття рішень на основі теорії статистичних гіпотез, які дозволяли б поділити тих, хто проходить тестування на класи за рівнем знань.

I клас – до цього класу відносяться тестовані, які володіють високим рівнем знань;

II клас – до цього класу відносяться тестовані, які володіють достатнім рівнем знань;

III клас – до цього класу відносяться тестовані, які володіють середнім рівнем знань;

IV клас – до цього класу відносяться тестовані, які мають початковий рівень знань.

Виклад основного матеріалу. Розглянемо задачу оцінки знань як задачу перевірки статистичних гіпотез. Під статистичною гіпотезою розуміють будь-яке твердження про генеральну сукупність (випадкову величину), що перевіряється за результатами спостережень.

Правило, згідно з яким гіпотеза, що перевіряється, приймається чи відхиляється, називається статистичним критерієм для перевірки гіпотези. В цій якості може використовуватися послідовний аналіз.

Сутність оцінки знань з використанням алгоритму послідовного аналізу полягає в розбитті інтервалу виконаних завдань N на чотири області: N1, N2, N3, N4. Якщо число позитивно виконаних завдань X потрапило до області N1, то приймається гіпотеза P1 – той, хто проходить тестування має високий рівень знань і оцінюється на «відмінно»; якщо X потрапляє до N2, то приймається гіпотеза P2 – той, хто проходить тестування має достатній рівень знань і оцінюється на «добре»; якщо X попадає в N3, то приймається гіпотеза P3 – той, хто проходить тестування володіє середнім рівнем знань і оцінюється на «задовільно»; якщо X попадає в N4, то приймається гіпотеза P4 – той, хто проходить тест має початковий рівень знань і оцінюється на «нездовільно».

При послідовній процедурі перевірки гіпотези варто визначити два правила:

- правило зупинки спостережень;
- правило вибору рішень після зупинки спостережень.

Момент зупинки процесу є випадковим і залежить від попередніх йому результатів спостережень.

Правилом вибору рішень для системи тестування є вибір величин трьох порогів Xa, Xb, Xc за допомогою яких відбувається розбиття інтервалу N.

У розв'язуваній задачі величини порогів або стратегію прийняття рішення тестувальної системи необхідно вибрати так, щоб остання діяла оптимально в змісті якого-небудь критерію, тобто необхідні деякі критерії якості, за допомогою яких можна було б порівнювати різні послідовні правила й вибрати найкраще.

Розглянемо вибір порогів рішення на основі критерію Вальда [6]. Він запропонував послідовний критерій мінімальної середньої вартості експерименту для двухальтернативного слuchaючи. Вальд показав, що при незалежних спостереженнях серед усіх правил вибору рішень, для яких умовні ймовірності помилок не перевершують величин α і β , послідовне правило вибору рішення, яке полягає у порівнянні правдоподібності із двома порогами A и B, приводить до мінімізації середнього числа спостережень.

Відповідно до Вальда пороги прийняття рішень визначаються залежностями:

$$A \equiv \frac{1 - \beta}{\alpha}, \quad B \equiv \frac{\beta}{1 - \alpha}, \quad (1)$$

де α – ймовірність помилок 1-го роду; β – ймовірність похибки 2-го роду.

Функції відношення правдоподібності:

$$\Lambda(\overline{X_m}) = \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_1)}, \quad (2)$$

де $f_i(\overline{X_m} / p_i)$ – ймовірність (або щільність ймовірності) одержання вибірки $\overline{O_m} = X_1, X_2, \dots, X_m$ за умови, що справедлива гіпотеза P_i , де $i=0,1$. Значення $\Lambda(\overline{X_m})$ рівняється із двома порогами А і В.

Якщо $\Lambda(\overline{X_m}) \geq \hat{A}$, то приймається рішення про гіпотезу P_2 .

Якщо $\Lambda(\overline{X_m}) \leq \hat{A}$, то приймається рішення про гіпотезу P_1 .

Якщо $\hat{A} \leq \Lambda(\overline{X_m}) \leq \hat{B}$, то приймається рішення про продовження видачі завдань.

У такий спосіб на першому етапі рішення задачі визначаються гіпотези оцінки рівня учебних досягнень тестованих. Якщо ймовірність невиконання завдань d_m є випадковою величиною, то приймаємо наступні гіпотези:

- якщо ймовірність невиконання завдання дорівнює p_1 , то приймається гіпотеза Р1 і тестований одержує оцінку «відмінно» і відноситься до класу I;
- якщо ймовірність невиконання завдання дорівнює p_2 , то приймається гіпотеза Р2 і тестований одержує оцінку «добре» і відноситься до класу II;
- відповідно для III класу (оцінюється на «задовільно») – гіпотеза Р3 якщо ймовірність невиконання завдання дорівнює p_3 ;
- для IV класу (оцінюється на «нездовільно») – гіпотеза Р4 якщо ймовірність невиконання завдання дорівнює p_4 .

Тоді, якщо p_i – відносне число невиконаних завдань, то функція правдоподібності визначається залежністю:

$$f_i(\overline{X_m} / p_i) = p_i^{dm} (1 - p_i)^{m-dm}, \quad (3)$$

де d_m – число невиконаних завдань; m – число завдань, виданих тестованому (об'єм вибірки).

Розглянемо поняття помилок 1-го та 2-го роду для двухальтернативного випадку, наприклад класифікації тестуючі на два класи – атестовані і не атестовані.

Припустимо, що задане допустиме відношення числа невиконаних завдань N_0 до загальної їх кількості N :

$$p = \frac{N_0}{N}. \quad (4)$$

У результаті вибіркового контролю буде отримано відношення:

$$p' = \frac{dm}{m}, \quad (5)$$

Якщо б відношення (5) повністю відповідало відношенню (4), то при $p' \leq p$, то всі тестовані були б атестовані, а при $p' > p$ – усі тестовані були б неатестовані. Але точне значення p' лишається невідомим, що може привести до похибки – істотної або неістотної. Для її оцінки встановлюють границі відношення p' , які позначаються через А і В. Похибка вважається істотною і називається похибкою першого роду, якщо тестовані не атестуються при $p' \leq \hat{A}$, а сутність похибки другого роду – що тестовані атестуються позитивно при великій кількості невірних відповідей.

Якщо задатися величиною α – ймовірністю виконання похибки першого роду, причому $\alpha = \delta(H_1 / H_0)$ (де $\delta(H_1 / H_0)$ – ймовірність того, що буде прийнята гіпотеза H_1 , у той час коли для генеральної сукупності вірною є гіпотеза H_0) та ймовірністю β виконати похибку другого роду, причому $\beta = \delta(H_0 / H_1)$, то ймовірність не атестувати тестованих при $p' \leq \hat{A}$ повинна бути не більше α , а ймовірність атестувати тестованих позитивно при $p' \geq \hat{B}$ не більше β .

Отже, для нашої задачі суть похибки першого роду полягає в тому, що тестовані відносяться до класу IV (оцінюються на «нездовільно») при невеликій кількості невірних відповідей, а суть похибки другого роду – що тестовані відносяться до класу I (оцінюються на «відмінно») при великій кількості невірних відповідей.

Наступним етапом рішення задачі є обчислення функцій відношення правдоподібності

$$\Lambda_1(\overline{X_m}) = \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_1)}; \quad (6)$$

$$\Lambda_2(\overline{X_m}) = \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_3)}, \quad (7)$$

$$\Lambda_3(\overline{X_m}) = \frac{f_1(\overline{X_m} / p_3)}{f_0(\overline{X_m} / p_4)}. \quad (8)$$

З огляду на (3), наведені функції визначаються як:

$$\begin{aligned} \Lambda_1(\overline{X_m}) &= \left(\frac{p_2}{p_1} \right)^{dm} \left(\frac{1-p_2}{1-p_1} \right)^{m-dm}; \\ \Lambda_2(\overline{X_m}) &= \left(\frac{p_2}{p_3} \right)^{dm} \left(\frac{1-p_2}{1-p_3} \right)^{m-dm}; \\ \Lambda_3(\overline{X_m}) &= \left(\frac{p_3}{p_4} \right)^{dm} \left(\frac{1-p_3}{1-p_4} \right)^{m-dm}. \end{aligned} \quad (9)$$

Після логарифмування функцій відносини правдоподібностей, отримаємо наступні правила прийняття рішень для чотирьох гіпотез:

Якщо $\ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_1)} \leq \ln \frac{\beta}{1-\alpha}$, то приймається гіпотеза про P_1 ,

тестований одержує оцінку «відмінно» і відноситься до I класу.

Якщо $\ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_1)} \geq \ln \frac{1-\beta}{\alpha}$, то перевіряються гіпотези про P_3 ,

P_2 або P_4 .

Якщо $\ln \frac{\beta}{1-\alpha} < \ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_1)} < \ln \frac{1-\beta}{\alpha}$, то приймається рішення

про перевірку тестованого наступного завдання.

Якщо $\ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_3)} \geq \ln \frac{\beta}{1-\alpha}$, то приймається гіпотеза P_3 ,

тестований оцінюється на «задовільно» і відноситься до III класу.

Якщо $\ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_3)} \leq \ln \frac{1-\beta}{\alpha}$, то перевіряється гіпотеза про P_1 або

P_2 і тестований отримує оцінку «добре» або «відмінно».

Якщо $\ln \frac{\beta}{1-\alpha} < \ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_2)}{f_0(\overline{X_m} / p_3)} < \ln \frac{1-\beta}{\alpha}$, то приймається рішення

про перевірку тестованого наступного завдання.

Якщо $\ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_3)}{f_0(\overline{X_m} / p_4)} \geq \ln \frac{\beta}{1-\alpha}$, то приймається гіпотеза P_2 ,

тестований оцінюється на «нездовільно» і відноситься до класу IV.

Якщо $\ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_3)}{f_0(\overline{X_m} / p_4)} \leq \ln \frac{1-\beta}{\alpha}$, то перевіряються гіпотеза про P_2 ,

P_3 , P_1 .

Якщо $\ln \frac{\beta}{1-\alpha} < \ln \frac{f_1(\overline{X_m} / p_3)}{f_0(\overline{X_m} / p_4)} < \ln \frac{1-\beta}{\alpha}$, то приймається рішення

про перевірку тестованого наступного завдання.

Після рішення цих нерівностей відносно dm отримаємо:

$$- \text{ якщо } dm \leq \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}} - m \frac{\ln \frac{1-p_2}{1-p_1}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}} = M, \text{ то}$$

приймається гіпотеза про P_1 ;

$$\text{якщо } dm \geq \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}} - m \frac{\ln \frac{1-p_2}{1-p_1}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}} = N, \text{ то}$$

перевіряються гіпотези про P_4, P_3 або P_2 ;

- якщо $M < d_m < N$ – приймається рішення про перевірку наступного завдання;

$$\text{якщо } dm \geq \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}} - m \frac{\ln \frac{1-p_2}{1-p_3}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}} = K, \text{ то}$$

приймається гіпотеза про P_3 ;

$$\text{якщо } dm \leq \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}} - m \frac{\ln \frac{1-p_2}{1-p_3}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}} = L, \text{ то}$$

перевіряються гіпотези про P_1 або P_2 ;

- якщо $K < d_m < L$ – приймається рішення про перевірку тестованого наступного завдання;

$$\text{якщо } dm \geq \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}} - m \frac{\ln \frac{1-p_3}{1-p_4}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}} = F, \text{ то}$$

приймається гіпотеза про P_4 ;

$$\text{якщо } dm \leq \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}} - m \frac{\ln \frac{1-p_3}{1-p_4}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}} = G, \text{ то}$$

перевіряються гіпотези про P_2, P_1 або P_3 ;

- якщо $F < d_m < G$ – приймається рішення про перевірку тестованого наступного завдання.

Введемо позначення:

$$\begin{aligned} a_1 &= \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}}, k_1 = \frac{\ln \frac{1-p_2}{1-p_1}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}}, b_1 = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_1} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_1}}, \\ a_2 &= \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}}, k_2 = \frac{\ln \frac{1-p_2}{1-p_3}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}}, b_2 = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_2}{p_3} - \ln \frac{1-p_2}{1-p_3}}, \\ a_3 &= \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}}, k_3 = \frac{\ln \frac{1-p_3}{1-p_4}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}}, b_3 = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_3}{p_4} - \ln \frac{1-p_3}{1-p_4}}. \end{aligned} \quad (10)$$

Враховуючи (10) отримаємо правила прийняття рішень при використанні методу послідовного аналізу й критерію Вальда:

- якщо $d_m \leq a_1 - k_1 m$ – область гіпотези P_1 , тестований оцінюється на «відмінно»;
- якщо $d_m \geq b_1 - k_1 m$ – область гіпотез P_2, P_3, P_4 , які необхідно перевірити;
- якщо $a_1 - k_1 m \leq d_m \leq b_1 - k_1 m$ – необхідна перевірка наступного завдання;
- якщо $d_m \geq a_2 - k_2 m$ – область гіпотези P_3 , тестований оцінюється на «задовільно»;
- якщо $d_m \leq b_2 - k_2 m$ – область гіпотези P_2, P_1 ;
- якщо $b_2 - k_2 m \leq d_m \leq a_2 - k_2 m$ – необхідна перевірка наступного завдання;
- якщо $d_m \geq a_3 - k_3 m$ – область гіпотези P_4 , тестований оцінюється на «нездовільно»;
- якщо $d_m \leq b_3 - k_3 m$ – область гіпотез P_3, P_2, P_1 ;
- якщо $b_3 - k_3 m \leq d_m \leq a_3 - k_3 m$ – необхідна перевірка наступного завдання.

Розглянемо приклад рішення завдання оцінки знань й класифікації тестованих, визначивши гіпотези P_1, P_2, P_3, P_4 .

Вхідні дані:

- $p_1 = 0,07$ – ймовірність невиконання завдання для гіпотези про оцінку знань тестованих на «відмінно»;
- $p_2 = 0,25$ – ймовірність невиконання завдання для гіпотези про

оцінку знань тестованих на «добре»;

- $p_3=0.43$ – ймовірність невиконання завдання для гіпотези про оцінку знань тестованих на «задовільно»;
- $p_4=0.7$ – ймовірність невиконання завдання для гіпотези про оцінку знань тестованих на «нездовільно»;
- ймовірність похибки першого роду – $\alpha = 0,05$;
- ймовірність похибки другого роду – $\beta = 0,01$;
- кількість питань $m=0,5\dots 100$.

Значення параметрів границь прийняття рішень, отримані за формулами (9) і (10), наведені в таблиці 1.

Таблиця 1

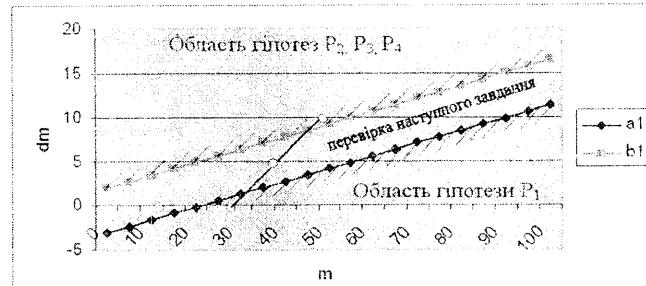
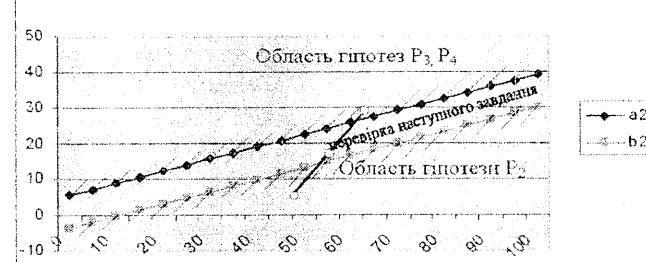
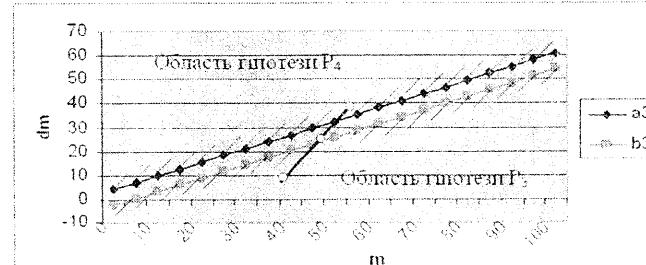
Значення параметрів границь прийняття рішень

m	a_1	b_1	a_2	b_2	a_3	b_3
1	2	3	4	5	6	7
0	-3,06024	2,006403	5,575531	-3,65551	4,033017	-2,64419
5	-2,33746	2,729186	7,255562	-1,97548	6,875219	0,198014
10	-1,61468	3,451969	8,935593	-0,29545	9,71742	3,040216
15	-0,89189	4,174752	10,61562	1,38458	12,55962	5,882418
20	-0,16911	4,897535	12,29566	3,064611	15,40182	8,72462
25	0,553673	5,620318	13,97569	4,744642	18,24403	11,56682
30	1,276456	6,343101	15,65572	6,424673	21,08623	14,40902
35	1,999239	7,065884	17,33575	8,104705	23,92843	17,25123
40	2,722022	7,788667	19,01578	9,784736	26,77063	20,09343
45	3,444805	8,51145	20,69581	11,46477	29,61283	22,93563
50	4,167588	9,234233	22,37584	13,1448	32,45504	25,77783
55	4,890371	9,957017	24,05587	14,82483	35,29724	28,62003
60	5,613154	10,6798	25,73591	16,50486	38,13944	31,46223
65	6,335937	11,40258	27,41594	18,18489	40,98164	34,30444
70	7,05872	12,12537	29,09597	19,86492	43,82384	37,14664
75	7,781503	12,84815	30,776	21,54495	46,66604	39,98884
80	8,504286	13,57093	32,45603	23,22499	49,50825	42,83104
85	9,227069	14,29371	34,13606	24,90502	52,35045	45,67324
90	9,949853	15,0165	35,81609	26,58505	55,19265	48,51545
95	10,67264	15,73928	37,49612	28,26508	58,03485	51,35765
100	11,39542	16,46206	39,17616	29,94511	60,87705	54,19985

Графік границь прийняття рішень представлено на рис. 1-3.

Таким чином, якщо тестований виконав вірно підряд 30 завдань, то згідно з правилами прийняття рішень та враховуючи значення параметрів границь прийняття рішень його можна віднести до I класу, якщо – з 50 відповідей тестований на 10 питань відповів невірно, то він отримує оцінку добре і відноситься до класу II і так далі.

Для виставлення підсумкової оцінки за системою ECTS необхідно розробити 100-балльну шкалу оцінки знань, враховуючи кількість виконаних тестів та значення помилок першого та другого роду.

Рис. 1. Границі прийняття рішень для гіпотези P_1 Рис. 2. Границі прийняття рішень для гіпотези P_2 Рис. 3. Границі прийняття рішень для гіпотези P_3 та P_4

Висновки. У даній статті розглянута задача оцінки знань тестованих як задача їхньої класифікації за рівнем знань, умінь та навичок, для рішення якої використовувалася послідовна процедура перевірки гіпотез і правила прийняття рішень на основі критерію Вальда. Цей спосіб перевірки знань на відміну від Байесевського підходу перевірки гіпотез та підходу Неймана-Пірсона дасть можливість комп'ютерній системі тестування приймати рішення про віднесення студента до того або іншого класу, не потребуючи перевірки всіх N завдань, тобто передбачається аналіз результатів завдань у процесі їх виконання.

Бібліографічні посилання

1. Журавлев Ю.И. Об алгебраическом подходе к решению задач распознавания или классификации / Ю.И. Журавлев // Проблемы кибернетики. – М., 1978, – №33 – С. 5–68.
2. Евсеева И.В. Комплексный подход к классификации обучаемых / И.В. Евсеева // Вестник ХГТУ, 2004 – №1(19) – С. 490–493.
3. Евсеева И.В. Классификация обучаемых на основе теории нечетких множеств / И.В. Евсеева // Вестник ХГТУ, 2005 – №1(21) – С. 551–553.
4. Васильев В.И. Основы культуры адаптивного тестирования / В.И. Васильев, Т.Н. Тягунова – М., 2003. – 584 с.
5. Петров Э.Г. Формализованный подход к классификации обучаемых / Э.Г.Петров, И.В. Евсеева // Вестник ХГТУ, 2003 – №2(18) – С. 431–434.
6. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трех книгах. Книга вторая / Б.Р. Левин. – М., 1975. – 392 с.

Надійшла до редколегії 25.07.09

УДК 519.254

Т.А. Грошихіна

Дніпропетровський національний університет ім. Олеся Гончара

АНАЛІЗ ОЦІНОК ПАРАМЕТРІВ СПЛАЙН-ВЕЙБУЛЛА РОЗПОДІЛУ У СИСТЕМІ ГІДРОХІМІЧНОГО МОНІТОРИНГУ

Подано обчислювальну процедуру відновлення сплайн розподілу Вейбулла з одним вузлом у системі гідрохімічного моніторингу техногенно навантаженого регіону. Оцінки стійкості параметрів розподілу досліджуються за допомогою методу «Гусениця»

Ключові слова: метод «Гусениця», оцінка параметрів, розподіл Вейбулла, сплайн

Представлена вычислительная процедура восстановления сплайн-распределения Вейбулла с одним узлом в системе гидрохимического мониторинга техногенно нагруженного региона. Оценки стойкости параметров распределения исследуются с помощью метода «Гусеница»

Ключевые слова: метод «Гусеница», оценка параметров, распределение Вейбулла, сплайн

Represented a computational procedure for restoration of Weibull spline distribution with a single node in the system of hydro-chemical monitoring of technogenic loaded region. Parameters stability estimates of the distribution are investigated using the SSA method

Keywords: SSA, параметрическая оценка, Weibull distribution, spline

Постановка проблеми. Розглядається задача моніторингу природного середовища при техногенному навантаженні в зоні видобутку корисних копалин. Більш вузько задача пов'язана з гідрохімічним моніторингом підземних вод.

При аналізі техногенного навантаження на ландшафт у зоні дії промислових підприємств доцільно є задача оцінки ризику впливу хімічних елементів на природне середовище. Останнє досліджується на основі розподілу Вейбулла.

Для відновлення розподілу Вейбулла пропонується обчислювальна технологія на основі методу найменших квадратів та дослідження оцінок параметрів розподілу в часі.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Розподіл Вейбулла потужно реалізовано в задачах надійності [1] та інших. На його основі виділено сплайн-розподіли Вейбулла, процедури розрахунку їхніх параметрів наведено в [2]. Застосування розподілу Вейбулла у