

## ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ РОБОТИ ЕКСПЕРТІВ ЗА ДАНИМИ БАГАТООБ'ЄКТНОЇ ЕКСПЕРТИЗИ

У даній статті розглядається багатооб'єктна експертиза за даними, що отримані у ході роботи. Викладена суть підходу за допомогою якого реалізується дана експертиза. Викладаються основні положення та результати оцінювання.

Ключові слова: експертна оцінка, багатооб'єктна експертиза, компетентність експерта, шкальне перетворення.

**Вступ.** Експертне оцінювання – здавна одна з найбільш поширених інформаційних технологій, яка і в наш час приваблює широке коло фахівців – як практиків, так і теоретиків, причому сфера застосування експертного оцінювання постійно розширюється, що пояснюється рядом притаманних йому особливостей. По-перше, це найбільш доступний та універсальний засіб для отримання й аналізу інформації, що використовується для вирішення широкого спектру задач. Більш того, для систем (об'єктів), що не мають достатньої передісторії функціонування і характеризуються високим рівнем структурно-параметричної невизначеності, це просто єдиний можливий спосіб здобуття необхідної інформації. Загальною, досить привабливою стороною експертних методів оцінювання є оперативність і простота отримання потрібних відомостей.

Практично всі перелічені вище особливості експертного оцінювання знайшли інтенсивне застосування в галузі захисту інформації (ЗІ). Це зумовлюється тим, що ЗІ – відносно нова сфера людської діяльності, в якій триває процес накопичення та осмислення різнопланової інформації, її структурування, класифікації, формування концептуально-теоретичного базису, тому застосування експертних методів в прикладних та дослідницьких аспектах ЗІ вельми поширене: традиційні експертизи визначення рівня важливості відомостей, що можуть містити інформацію з обмеженим доступом [1], завдання з підбору персоналу служб безпеки й оцінки професійних якостей його представників [2], проектування й побудова комплексних систем захисту інформації [3], обчислення інформаційних ризиків та інше [4].

При формуванні експертних оцінок основним джерелом інформації є експерт – його судження, якісні та кількісні уявлення щодо об'єкту оцінювання. Тобто експертні методи ґрунтуються виключно на оцінках експертів, зроблених щодо проблеми, яку вони знають краще за інших (в ідеалі – знають вичерпно). При цьому механізм продукування цих оцінок лишається невизначеним. Як правило, він невідомий навіть самому експертові, має виключно індивідуальний, особистий характер і не може бути повторений чи відтворений кимсь іншим. Це обумовлює особливі вимоги щодо вибору складу експертів, зокрема рівня їх компетентності, адже недостатній рівень компетентності експерта може призвести до появи грубих (аномальних) помилок у даних експертизи чи просто зумовити високий рівень неоднорідності цих даних. В обох випадках можливі суттєві втрати інформації, що призведуть до неправильно прийнятих за результатами експертизи рішень, помилкового завдання параметрів, оцінок й т.п., негативні наслідки чого можуть бути відчутні і на всіх наступних етапах застосування результатів, отриманих за даними експертизи. Тому актуальна проблема підвищення достовірності експертних оцінок. На жаль оброблювач, що отримав експертні дані, найчастіше сам вирішує, як з ними працювати. Математичні методи обробки, що застосовуються в цьому випадку, як правило, дуже прості, бо використання більш складних методик обробки потребує залучення додаткової інформації, зазвичай відсутньої. До найбільш суттєвих складових такої інформації належать відомості про рівні компетентності експертів.

Особливо актуальна ця проблема в нових сферах людської діяльності, в яких ще недостатньо розвинений формально-теоретичний базис, не структуровано множини властивостей і особливостей об'єктів, що вивчаються, не сформувалась достатня кількість

спеціалістів, за якістю своєї підготовки адекватних вимогам, що пред'являються рівню експерта. Чим «молодша» предметна галузь та динамічніший її розвиток, тим загалом, частіше доводиться застосовувати експертні методи вирішення задач в цій галузі і тим складніше сформулювати групу експертів, які мають високий рівень компетентності. На жаль, організатори експертизи часто усвідомлюють цю проблему лише після ознайомлення з отриманими експертними даними, коли ці дані виявляються єдиною «сировиною», з якої можна дістати потрібні відомості про рівень компетентності кожного з експертів. Методи і способи розв'язку подібної задачі, порівняно з величезною кількістю матеріалів з питань проведення експертиз та обробки отриманої в них експертної інформації, в публікаціях представлені набагато скромніше [5,6]. Певною мірою заповнити цю прогалину – мета написання даної статті.

**Постановка задачі.** Більшість експертних технологій, що залучаються для рішення самих різних задач в сфері ЗІ, можна віднести до досить розповсюдженого виду колективної експертизи, яка називається багатооб'єктною експертизою (БОЕ). У БОЕ бере участь група з  $N$  експертів, кожен з яких здійснює індивідуальну експертизу однієї й тієї ж сукупності з  $M$  об'єктів. Отримані в ході індивідуальних експертиз підмножини з  $M$  експертних оцінок зводяться в загальну матрицю даних, що підлягають наступній спільній обробці:

$$Z = [z_{ij}] = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1N} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{M1} & z_{M2} & \dots & z_{MN} \end{bmatrix} = [Z_1, Z_2, \dots, Z_N] \quad (1)$$

Особливістю БОЕ є достатньо великі обсяги об'єктів, щодо яких здійснюється експертиза. Цими об'єктами можуть бути зразки певних типів продукції, виробів, інформаційні продукти (зокрема, програмне забезпечення), списки питань (опитувальники), прислані на конкурс проекти і т.п. В сфері ЗІ характерним прикладом об'єктів БОЕ є переліки типових загроз, щодо яких експертами визначаються суб'єктивні ймовірності їх реалізації, характеристики та обсяги, інші дані, що потім Отримані в ході БОЕ значні за обсягом послідовності індивідуальних експертних оцінок  $Z_j, j = \overline{1, N}$  серед іншого містять певну інформацію про особисті якості відповідного  $j$ -ого експерта, в тому числі про рівні його компетентності, знання яких актуально для організації ефективної обробки результатів експертизи. Звичайно для оцінювання рівнів компетентності експертів застосовується ряд спеціальних додаткових заходів організаційно-аналітичного характеру [7,8] або, як їх визначено в роботах [9,10], методів апріорної оцінки якості експертів. На жаль, наслідки реалізації цих заходів містять суттєву суб'єктивну складову. Тому перспектива оцінювання компетентності експерта безпосередньо за результатами виконаної їм експертизи, з врахуванням у тому числі і стану експерта на момент проведення експертизи, є досить привабливою.

Результати індивідуальної експертизи, здійсненої  $j$ -им експертом, являють собою випадкову послідовність  $Z_j = [z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{Mj}]^T$ , кожен елемент якої містить інформативну складову  $x_{i0}$ , загальну для всіх експертних оцінок  $z_{ij}$  і випадкову похибку  $e_{ij}$ , характеристики якої індивідуальні у кожного конкретного експерта:

$$z_{ij} = x_{i0} + e_{ij}, \quad i = \overline{1, M}, \quad j = \overline{1, N}. \quad (2)$$

Поставивши у відповідність елементам послідовності  $Z_j$  цілочисельні моменти часу  $t_j = 1, 2, \dots, M$ , отримаємо аналог часового ряду  $\{z_{ij}\}$ , у загальному випадку нестационарного. Однак, якщо припустити що характеристики експерта як деякої інформаційно-аналітичної оцінюючої системи залишаються незмінними впродовж процедури експертування, а всі похибки, помилки та неточності в експертних оцінках визначаються винятково рівнем компетентності експерта, то справедливим уявляється припущення щодо стаціонарності та ергодичності випадкових послідовностей  $E_j = \{e_{1j}, e_{2j}, \dots, e_{Mj}\}$ ,  $j = \overline{1, N}$ . В останньому випадку для великих значень  $M$  виявляється можливим оцінювання емпіричних моментних характеристик і емпіричних функцій розподілу відповідних помилок  $E_j$ , та наступне зіставлення цих оцінок, знайдених для різних експертів [7,8]. Слушно припустити, що результати порівняльного аналізу будуть містити певну інформацію про рівні компетентності експертів. Актуальною є проблема виділення цієї інформації та її представлення у вигляді сталих і легко інтерпретуємих показників компетентності. Спроба часткового вирішення цієї проблеми розглянута в [11,12], де за даними порівняльного аналізу експертних оцінок виявлялися так звані "аномальні" експерти (АЕ). Оцінки, отримані від АЕ, істотно відрізняються від оцінок, отриманих від інших експертів. Зокрема, це стосується форми розподілу помилок оцінок експертизи і відповідних моментних характеристик. У цілому характер рішень, представлених в [11,12], ближче до методів класифікації й не містить прямих підходів до оцінювання компетентності експертів.

Матеріали, більш адекватні змісту задач, що розглядаються в рамках сформульованої вище проблеми, представлені в [13]. Однак запропонований у них рівень опису й формалізації задач не дозволив отримати досить загального методу рішення, інваріантного до варіації умов початкової постановки проблеми.

**Суть підходу до оцінювання компетентності експерта за даними експертизи.** За аналогією з відомими положеннями кластерного аналізу [12,13] введемо поняття образу експерта як деякої точки  $Z_j = [z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{Mj}]^T$ ,  $j = \overline{1, N}$  у  $M$ -вимірному просторі результатів БОЕ. При повному збігові думок експертів їхні образи співпадають, тобто всі результати експертизи будуть представлені єдиною вихідною точкою в просторі результатів БОЕ. Наявність помилок експертів приводить до розщеплення цієї вихідної точки в хмару (кластер), щільність якої (якого) неоднорідна і зазвичай максимальна в області, що прилягає до центру кластера з координатами  $Z_0 = [z_{10}, z_{20}, \dots, z_{M0}]^T$ , визначеними співвідношенням [12,13]:

$$Z_0 = \arg \min_{Z_j, Z_0 \in R^M} \sum_{j=1}^N r_j(Z_j, Z_0), \quad (3)$$

де  $r_j(Z_j, Z_0)$  – відстань між образом  $j$ -ого експерта і центром  $Z_0$  кластера в  $M$ -вимірному просторі  $R^M$  результатів БОЕ. При використанні для знаходження  $r_j(Z_j, Z_0)$  евклідової метрики:

$$r_j = r_j(Z_j, Z_0) = \left[ \sum_{i=1}^M (z_{ij} - z_{i0})^2 \right]^{\frac{1}{2}}, \quad j = \overline{1, N} \quad (4)$$

мінімізація співвідношення (3) досягається при:

$$z_{i0} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N z_{ij} . \quad (5)$$

Припущення про рівність нулю математичних очікувань помилок експертизи:  $\mu\{E_j\} = 0, j = \overline{1, N}$  дозволяє обґрунтувати гіпотезу незміщеності середньогрупових експертних оцінок:

$$\mu\{\bar{Z}_i\} = \mu\left\{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N Z_{ij}\right\} = \frac{1}{N} \mu\left\{\sum_{j=1}^N x_{i0} + e_{ij}\right\} = \frac{1}{N} (Nx_{i0}) = x_{i0} \quad (6)$$

і обумовлює виконання рівності  $\mu\{Z_0\} = X_0 = [x_{10}, x_{20}, \dots, x_{M0}]^T$ . Очевидно, що  $z_{i0}$  є незміщеною оцінкою координати  $x_{i0}$ , а різниця  $(z_{ij} - z_{i0})$  – оцінкою помилки  $e_{ij}$ . За цих умов розрахована відповідно з формулою (4) відстань  $r_i$  буде інтегрованим показником сукупного рівня помилок  $i$ -ого експерта. Також очевидно, що значення цього показника залежатимуть від рівня компетентності  $c_i$  експерта: чим менша відстань  $r_i$ , тим вищий рівень компетентності  $i$ -ого експерта. Якщо припустити існування шкального перетворення  $c_j = f(r_j)$ , що забезпечує взаємнооднозначне відображення елементів множини  $R$  у відповідні оцінки компетентності  $C$  експертів  $f: R \rightarrow C, c_j \in C, r_j \in R, j = \overline{1, N}$ , ми отримаємо можливість обрахувати об'єктивні кількісні значення компетентності експертів.

Вибір структури й параметрів відображення  $f$  представляє нетривіальну задачу, що вимагає окремого розгляду.

Слід зазначити, що за результатами кластеризації сукупності  $Z$  реальних експертних оцінок може бути отримана досить складна структура, яка поряд із кластером якісних експертів (тобто експертів, що задовольняють усім вимогам щодо їх кваліфікації) міститиме кластер (кластери) АЕ. Відповідно до викладеного вище, характерною особливістю випадкових помилок якісних експертів є їх незміщеність, а розподіл щільності ймовірностей композиції цих помилок добре апроксимується одномодальною центрованою моделлю [11,13]. На відміну від цього розподіли помилок АЕ мають акцентовані зміщення в бік верхньої ( $Z_{max}$ ) чи нижньої ( $Z_{min}$ ) межі діапазону можливих значень експертних оцінок або характеризуються пласким, майже рівномірним розподілом щільності ймовірності впродовж всього діапазону [11,13]. Ці особливості помилок АЕ у разі появи аномальних даних в рядках матриці  $Z$  спричинять зміщення оцінок (5). Запобігти цьому можна, виконуючи обчислення координат  $Z_0$  за експертними оцінками, отриманими виключно від якісних експертів, тобто координати  $Z_0$  співпадатимуть з координатами центра кластера якісних експертів. Коли вилучення даних АЕ за якихось причин є неможливим, тобто в разі вимушеної роботи з повною вибіркою експертних оцінок, прийнятні результати дає застосування робасних медіанних оцінок виду:

$$z_{i0} = med(Z_i) = med(z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{iN}) . \quad (7)$$

**Визначення структури шкального перетворення.** При формуванні вимог до шкального перетворення  $c = f(r)$  будемо виходити з наступних міркувань. По-перше, очевидно, що із ростом компетентності  $C$  значення  $r$  убувають, тобто похідна  $dc/dr < 0$ . Із цього виходить також твердження про монотонний характер залежності  $c = f(r)$ . По-друге, при побудові шкали виміру компетентності  $C$ , множину можливих значень  $r$ , визначену на напіввідкритому інтервалі  $R = [0, \infty)$ , зручно відображати в замкнутий інтервал  $C = [1, 0]$ , що відповідає типовій шкалі компетентності. При цьому значенням  $r \rightarrow \infty$  відповідає права

гранична відмітка  $c = 0$  шкали компетентності, а значенню  $r = 0$  – ліва,  $c = 1$ . Для малих значень оцінок  $r$ , враховуючи, що величина похибки оцінювання в цьому випадку може бути зіставимою або навіть істотно перевищувати невідоме істинне значення відстані  $r$ , з метою зменшення впливу похибки на точність значень компетентності  $C$ , доцільно ввести умову:

$$dc/dr \approx 0. \quad (8)$$

При цьому для області малих значень  $r$  буде справедливо співвідношення  $f(r) = c \approx 1$ . Умову, аналогічну (8), варто ввести і для області великих значень  $r$ , яка прилягає до правого кінця інтервалу  $R = [0, \infty]$ . Тоді точки цієї досить протяжної області більших значень  $r$  (що відповідають суттєво віддаленим від центра  $Z_0$  образам малокомпетентних експертів) будуть відображатися в значеннях компетентності  $C$ , рівні або близькі  $0$ . У підсумку, якщо припустити, що значення похідної  $dc/dr$  максимальні (за модулем) у центральній частині шкали й убувають (прагнучи до  $0$ ) з наближенням до периферії шкали, справедливе співвідношення:

$$dc/dr = -c(b_0 - b_1c), \quad b_0, b_1 > 0, \quad b_0 \geq b_1. \quad (9)$$

Квадратичний зсув  $b_1c^2$  у правій частині (9) дозволяє реалізувати виконання умови (8) в області великих значень  $r$ . У цілому вираження (9) являє собою диференціальне рівняння з розділяючими змінними, розв'язуючи яке отримаємо:

$$\ln \frac{c}{b_0 - b_1c} = -b_0r + \ln A, \quad (10)$$

де  $A$  – постійна інтегрування. З урахуванням граничної умови  $c(0) = 1$ , після потенціювання і ряду перетворень, вводячи постійну  $B = b_1/b_0$ , отримаємо:

$$c = f(r) = \frac{1}{\left(1 - \frac{b_1}{b_0}\right)e^{b_0r} + \frac{b_1}{b_0}} = \frac{1}{(1 - B)e^{b_0r} + B}. \quad (11)$$

Графік залежності  $c(r)$  наведений на рис. 1, за своїм характером це – «перевернута» логістична крива.

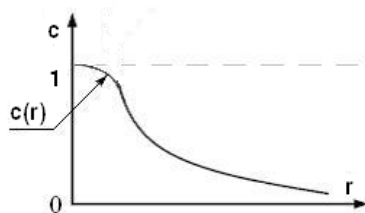


Рис. 1. Графік залежності рівня компетентності  $c$  експерта від відстані  $r$

Наведені вище результати, на жаль, носять суто прикладний характер. Розраховані за формулою (4) оцінки  $r$  дозволяють зіставляти рівні помилок експертів тільки в рамках конкретної задачі, тому що залежать від числа об'єктів експертизи  $M$  та кількісних характеристик прийнятої шкали оцінок  $r$ . Отримана на базі достатньо загальних і об'єктивних передумов структура шкального перетворення  $c = f(r)$  для своєї конкретизації

й прикладного використання вимагає завдання кількісних значень параметрів  $b_0, B$ , що стає можливим лише при вказівці конкретного типу експертизи.

Тому далі трохи звузимо клас досліджуваних процедур експертизи для одержання можливості більш деталізованого обліку особливостей і характеру БОЕ, що проводяться.

Розглянемо розповсюджену у практиці ЗІ процедуру БОЕ, в якій оцінювання об'єктів, представлених на експертизу, виконується у балах.

Якщо експертні оцінки визначаються в шкалі балів:  $0, 1, 2, \dots, l_{\max}$ , тобто  $z_{ij} \in \{0, 1, \dots, l_{\max}\} = L$ , то теоретично можливими мінімальними й максимальними значеннями  $r$  будуть відповідно  $r_{\min} = 0$  і  $r_{\max} = l_{\max} \sqrt{M}$ . Уводячи у вираз (4) нормуючі множники  $1/l_{\max}$  та  $1/\sqrt{M}$ , отримаємо формулу для обчислення нормованої відстані образу  $j$ -ого експерта від центра кластера  $Z_0$ :

$$r_{nj} = r_j / (l_{\max} \sqrt{M}). \quad (12)$$

Нормована відстань не залежить від числа  $M$  об'єктів, що підлягають експертизі, і кількості відліків бальної шкали, тобто від  $l_{\max}$ , будучи індивідуалізованою оцінкою експерта, що враховує тільки величину і характеристики розподілу помилок експерта. Досвід практичної роботи з даними БОЕ показує, що значення  $r_n \leq 0,2$  характерні для експертів досить високої кваліфікації, значення  $r_n \geq 0,3 \div 0,35$  свідчать про присутність аномальних даних в оцінках експерта, область значень  $0,2 < r_n < 0,3 \div 0,35$  відповідає образам експертів, що мають відносно невисокий рівень професійної підготовки, нерівно проводять експертизу і допускають у своїх оцінках помилки досить великої величини. Типовий розподіл сукупності значень  $r_n$  для групи експертів представлено на рис. 2.

Виходячи з наведених відомостей, можливо різне завдання шкального перетворення. Наприклад, форма залежності  $c = f(r_n)$  може бути близька до східчастої (релейної), що дозволяє вирішити задачу виділення низькокваліфікованих і аномальних експертів.

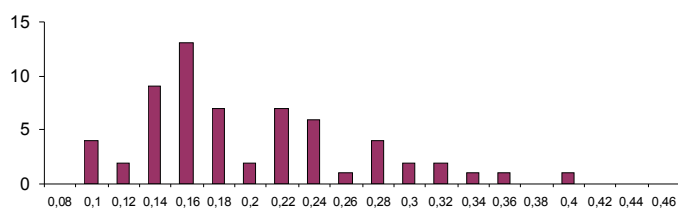


Рис. 2. Графік типового розподілу відстаней  $r$

Альтернатива – залежність  $c = f(r_n)$ , що задає досить гладке й плавне (майже лінійне) перетворення у відносно широкому діапазоні значень  $r_n$ . Зокрема, подібну характеристику шкальному перетворенню забезпечують наступні значення параметрів:  $b_0=15, B=0,967$  (рис. 3). У цьому випадку безпосереднє виявлення й виключення з обробки даних АЕ відсутнє, однак при здійсненні обробки із введенням ваг, пропорційних компетентності експертів, фактично обнуляються дані, отримані від експертів, для яких  $r_n > 0,4$ .

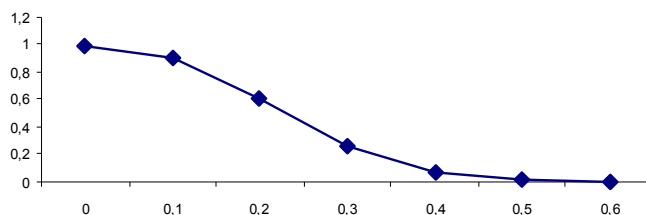


Рис. 3. Графік шкального перетворення

Очевидно, що завдання параметрів шкального перетворення містить істотний суб'єктивний момент і визначається цілями перетворення, особливостями прийнятої моделі розподілу погрешностей оцінок експертизи, застосовуваним способом кількісного оцінювання рівня компетентності (бальна шкала, шкала з одностороннім обмеженням, шкала із двостороннім обмеженням і т.п.).

Наведена вище в розділі "Постановка задачі" теза про те, що величина і характер помилок, що допускаються експертом у ході експертизи, визначається винятково рівнем його компетентності, припускає правомірність припущення, відповідно до якого оцінка компетентності  $j$ -ого експерта може бути знайдена безпосередньо з відомостей про характеристики його помилок, зокрема, з вибіркового моментних характеристик послідовності  $E_j = \{e_{1j}, e_{2j}, \dots, e_{Mj}\}$ . Розрахунки, виконані для реальних даних, показали обґрунтованість даного припущення. Оцінки компетентності, знайдені для сукупності експертів шляхом перерахування оцінок  $r_{nj}$  по формулі:

$$c = f(r_n) = (0,033e^{15r_n} + 0,967)^{-1}, \quad (13)$$

одержуваної із загального співвідношення (9) після підстановки в нього параметрів  $b_0=15$ ,  $B=0,967$ , практично збігаються з оцінками компетентності для цих же експертів, обчисленими по апроксимативній моделі виду:

$$c(x_1, x_2, x_3) = 1 - 11,6x_3 + 50x_1x_3 + 40x_2^2, \quad (14)$$

де  $x_1, x_2, x_3$  – відповідно вибіркові оцінки моментних характеристик послідовності  $E_j$ : середнього  $\bar{e}$ , дисперсії  $\sigma^2$  і другого початкового моменту  $\nu_2$ , розраховані за даними експертизи, виконаної кожним експертом.

Вираз (14) дає можливість кількісно оцінити рівні компетентності кожного з експертів, що брали участь у БОЕ, не удаючись до попереднього обчислення нормованої відстані  $r_n$ . Для цього по відповідному  $j$ -му експерту вектору оцінок помилок експертизи  $E_j, j = \overline{1, N}$  спочатку обчислюються вибіркові значення моментних характеристик  $\bar{e}, \sigma^2, \nu_2$  (змінних  $x_1, x_2, x_3$ ), після чого за формулою (14) розраховуються відповідні рівні компетентності. Розрахунок елементів вектора  $E_j$  проводиться за формулою:

$$e_{ij} = (z_{ij} - med_i) / l_{\max}, \quad (15)$$

де  $med_i$  – медіана  $i$ -того рядка матриці  $Z$  (формула (7)).

Модель (14) – звичайна лінійна (по параметрах) регресія, побудована за даними, отриманими у ході обробки результатів експертизи (матриця  $Z$ , формула (1)). Методика побудови цієї моделі така.

Моментні характеристики похибок в оцінках експертів утворюють матрицю  $X = [X_1, X_2, X_3]$  незалежних змінних,  $X_t = [x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tN}]^T$ ,  $t=1,2,3$ , де  $[.]^T$  – символ транспонування. Зокрема, моментні характеристики  $x_{1j}, x_{2j}, x_{3j}$   $j$ -ого експерта утворюють  $j$ -ий рядок матриці  $X$ . Розраховані за тими ж вихідним даним (матриця  $Z$ ) за допомогою формул (4), (13) значення компетентностей  $c_j$ ,  $j=1, \overline{N}$  утворюють вектор  $C$  значень залежної змінної. На базі сформованої у такий спосіб розширеної матриці даних  $[C, X_1, X_2, X_3]$ , застосовуючи методи та прийоми регресійного аналізу (зокрема, крокову регресію для підбору структури регресії і метод найменших квадратів для обчислення регресійних коефіцієнтів), будується модель (14).

У табл.1 наведений фрагмент матриці  $X$  вихідних даних, а також значення нормованої відстані  $r_{nj}$  та модельні значення компетентностей  $C(x_{1j}, x_{2j}, x_{3j})$ , знайдені за формулою (14).

Фрагмент розрахованих за реальними даними показників компетентності експертів Таблиця 1

№	$r_{nj}$	$c_j = f(r_{nj})$	$c(x_{1j}, x_{2j}, x_{3j})$	$x_{1j}$	$x_{2j}$	$x_{3j}$
1	0,402	0,07	0,05	-0,296	0,0741	0,1616
2	0,300	0,25	0,24	-0,197	0,0510	0,0899
3	0,291	0,28	0,27	-0,137	0,0657	0,0845
4	0,256	0,40	0,41	-0,049	0,0633	0,0656
5	0,246	0,44	0,45	0,217	0,0136	0,0605
6	0,206	0,59	0,57	0,166	0,0152	0,0426
7	0,184	0,67	0,65	-0,032	0,0330	0,0340
8	0,137	0,81	0,80	0,031	0,0177	0,0186
9	0,110	0,88	0,87	-0,009	0,0120	0,0121
10	0,097	0,90	0,90	0,008	0,0093	0,0093

**Висновки.** Розглянуто можливість оцінювання якості роботи експерта за даними, отриманим у ході проведення експертизи. Визначено клас експертиз, що допускають виконання подібного оцінювання – багатооб’єктні експертизи (БОЕ). Викладено суть підходу, що дозволяє реалізувати оцінювання компетентності експерта за даними експертизи. Запропоновано структуру шкального перетворення, що дозволяє отримати кількісні оцінки компетентності, і способи завдання параметрів, що визначають це перетворення. Запропоновано спрощений спосіб оцінювання компетентності експертів.

## ЛІТЕРАТУРА

1. Шпак В.Ф. Коммерческая тайна и экономическая безопасность бизнеса // Защита информации. Конфидент, №2(50), март-апрель 2003. с. 20-26.
2. Тарасов Ю.А. Технология оценки персонала службы безопасности // Защита информации. Конфидент, №3(51), март-май 2003. с. 48-51.
3. Осинский О., Чернышев А. Методика формирования профиля защиты информационных технологий // Правове, нормативне та метрологічне забезпечення систем захисту інформації в Україні. – 2003. – №7. – с.7-10.
4. Петренко С.А., Симонов С.В. Управление информационными рисками. Экономически оправданная безопасность. М.: Компания Ай Ти; ДМК Пресс, 2004. - 348с.
5. Гладыш С.В. Организационные и методические аспекты экспертной оценки информационной безопасности информационно-телекоммуникационных систем // Правове нормативне та метрологічне забезпечення системи захисту інформації в Україні, 2006, №1 (12), С.178-188.



6. Дослідження апостеріорних методів оцінки якості експерта для сфери інформаційної безпеки/М.Г.Луцький, О.Г.Корченко, М.М.Чепілко, Д.А.Горницька // Захист інформації – Київ, 2011. – №1(50). – С.69-74.
7. Архипов А.Е., Архипова С.А., Носок С.А. Модели компетентности эксперта // Міжнародна наукова конференція Інтелектуальні системи прийняття рішень та прикладні аспекти інформаційних технологій (ISMIT'2006), м. Євпаторія, 15-19 травня 2006р., том 1. – с. 22-25.
8. Архипов А.Е., Архипова С.А., Носок С.А. О построении модели компетентности эксперта // Системні технології. Системи управління, контролю та технічної діагностики: Збір. наук. праць. - Вип.8 - Дніпропетровськ: "Системні технології", 2006. – с. 22-25.
9. Дослідження методів апріорної оцінки якості експерта для реалізації експертиз у сфері інформаційної безпеки/ О.Г.Корченко, Д.А.Горницька, Т.Р.Захарчук // Захист інформації – Київ, 2010. – №4. – С.53-60.
10. Модель оцінки якості експерта для підвищення об'єктивності експертиз у сфері інформаційної безпеки/ М.Г.Луцький, О.Г.Корченко, Д.А.Горницька, І.М.Ярмошевич // Захист інформації – Київ, 2011. – №2(51). – С.115-121.
11. Архипов А.Е., Архипова С.А., Носок С.А., Пишко И.В. Применение методов классификации в задаче обработки данных экспертного опроса // Радіоелектроніка. Інформатика. Управління. – 2003.– №2(10). – с. 104-108.
12. Архипов А.Е., Архипова С.А., Носок С.А. Применение кластерного анализа для структурирования данных экспертного опроса (статья)// Адаптивні системи автоматичного управління// Межвідом. науково-техн. зб. - Дніпропетровськ: Системні технології, 2003.-Вип.6(26). – с.55-61.
13. Архипов А.Е., Архипова С.А., Носок С.А. Технологии экспертного оценивания в задачах защиты информации (статья) // Інформаційні технології та комп'ютерна інженерія. Міжнародний науково-технічний журнал №1, 2005, с. 89-94.

Надійшла: 27.08.2011

Рецензент: д.т.н., проф. Конахович Г.Ф.