

УДК 519.816

В. В. Циганок, О. В. Андрійчук

Інститут проблем реєстрації інформації НАН України
вул. М. Шпака, 2, 03113 Київ, Україна

Урахування компетентності експертів при визначенні групового ранжирування

Досліджено питання про доцільність урахування компетентності експертів як джерел інформації при груповому ординальному оцінюванні. Шляхом імітації випадкових значень відносної компетентності експертів у складі групи та їхніх індивідуальних ранжирувань (ординальних експертних оцінок) визначено залежність значущості врахування компетентності для двох методів агрегації індивідуальних ранжирувань (Борда та Кондорсе) від кількості членів експертної групи та від закону розподілу імітованих випадкових ранжирувань. Зроблено висновок про нагальну необхідність урахування компетентності в разі ординального оцінювання у складі малих експертних груп.

Ключові слова: системи підтримки прийняття рішень, групове ординальне експертне оцінювання, компетентність експертів.

Вступ

У слабо формалізованих і слабо структурованих предметних областях, де застосовуються системи підтримки прийняття рішень (СППР), єдиним джерелом інформації для прийняття обґрунтованого рішення можуть бути лише експерти зі своїми знаннями в конкретних предметних областях. Усе ширше застосування СППР у високо відповідальних сферах суспільства робить актуальною задачу підвищення якості рішень, які рекомендуються експертними СППР для осіб, що приймають рішення (ОПР). У [1] запропоновано підхід, що передбачає пряму залежність оцінки якості рішень від їхньої обґрунтованості. Зробимо акцент на двох факторах, які впливають на підвищення достовірності та обґрунтованості рекомендованих рішень: це — достовірність інформації, отриманої від експертів, та адекватне врахування різних поглядів експертів при формуванні бази знань предметної області.

У контексті даної роботи достовірність і повноту отриманих від експертів даних пропонується пов'язати з ефектом мінімізації «тиску» на експерта в процесі

відбору знань. Мінімізації тиску можна поставити у відповідність знаходження компромісу між точністю (детальністю) вибраної для оцінювання шкали та повнотою здобутих у експерта знань. Тут маємо на увазі необхідність якомога повніше здобувати наявні знання у експерта, і в той же час, не примушувати експерта давати недостовірну інформацію у випадках його невпевненості. Така необхідність підтверджує доцільність використання порядкової (рангової/ординальної) шкали оцінювання, коли експерт не впевнений у ступені переваги однієї альтернативи над іншою, і в той же час може впевнено сказати про наявність такої переваги. У таких випадках задля уникнення тиску на експерта під час оцінювання, не слід пропонувати експертові виконувати порівняння у фундаментальній [2], бальній шкалах [3] тощо, а запропонувати обмежитися ранжируванням альтернатив. Саме до такого класу задач можна віднести ту, що пропонується для розгляду.

Інший фактор, що має вплив на обґрунтованість, а тому і на якість (ефективність) рекомендованих рішень, це адекватне врахування різних поглядів експертів, яке має місце у зв'язку з тим, що в СППР, зазвичай, враховуються знання не окремого експерта, а групи, і причому погляди експертів стосовно певного питання можуть суттєво відрізнятися. Крім того, якщо взяти до уваги, що будь-яка експертиза є високоартісною процедурою, і в основному, експертизи проводяться так званими малими групами (декілька осіб), то, напевне, необачно було би вважати експертні оцінки всіх членів експертної групи однаково важливими. Виходячи з цього, в процесі експертизи слід враховувати компетентність експертів. З цієї точки зору більш компетентні експерти в питанні, що розглядається, повинні мати, відповідно, більший вплив на формування того, чи іншого рішення.

Взагалі кажучи, питання про умови необхідності врахування компетентності експертів при застосуванні кардинальних (числових) експертних оцінок піднімалось у роботах [4, 5]. Із наведених у них досліджень можна зробити висновок, що питання про доцільність урахування компетентності при безпосередньому груповому оцінюванні (коли кожен із членів експертної групи дає одну єдину числову оцінку деякого об'єкта експертизи) може ставитися за наявності в групі щонайменше декількох десятків експертів, у той час, коли на практиці в основному приходиться мати справу з експертизами в малих групах. Стосовно ж ординальних оцінок, це питання не досліджувалось експериментально, тому існує нагальна потреба в його проведенні задля визначення умов доцільності врахування компетентності експертів при груповому ординальному оцінюванні.

Спосіб дослідження

Якщо розглядати спосіб можливого дослідження цього питання, то через вищезгадані причини, пов'язані з високою вартістю організації процедур із залученням реальних експертів, пропонується експериментальне дослідження, в якому буде використовуватись імітаційне моделювання ординальних експертних оцінок.

Із самого характеру ординальних експертних оцінок випливають ряд наступних питань, пов'язаних із проведенням такого експерименту.

1. Яким чином імітувати ранжирування експертів — так звані, ординальні експертні оцінки, котрі, як випадкові величини, можуть бути розподілені за деяким законом розподілу випадкових величин?

2. Які параметри, окрім очевидних, що використовувались при застосуванні кардинальних оцінок: виду розподілу індивідуальних експертних оцінок, способу агрегації та розміру експертної групи, можуть впливати на висновок про необхідність урахування компетентності експертів?

3. Які значення мають приймати параметри експерименту для повного відображення можливих ситуацій при груповому ординальному експертному оцінюванні?

Щоб дати відповідь на ці та декілька інших питань необхідно проаналізувати сутність ранжирувань, як ординальних експертних оцінок, і сутність їхньої агрегації, розглянути множину значень, які можуть приймати такі оцінки та визначити міру близькості між довільними ранжируваннями на цій множині. Окрім того, деякі з питань можуть потребувати проведення попередніх експериментальних досліджень.

Базуючись на проведеному аналізі, можна сформулювати ряд гіпотез, що мають бути перевірені під час експерименту.

1. Чисельність групи експертів — це основний чинник, що впливає на значущість (і тому й на прийняття рішення про необхідність) урахування компетентності експертів при груповому ординальному експертному оцінюванні (як і при кардинальному). І зі збільшенням цієї величини вплив коефіцієнтів компетентності на отримане результуюче (агреговане) ранжирування зменшується.

2. Кількість об'єктів (альтернатив), що оцінюються за допомогою групового ординального оцінювання, впливає на значущість врахування компетентності експертів.

3. Закон розподілу експертних оцінок, представлених, як випадкові величини, також має вплив на значущість урахування компетентності.

4. Спосіб (метод) агрегації ординальних оцінок (так само, як і при розгляді кардинальних оцінок) — це чинник, що теж впливає на результати експерименту.

Сам процес урахування компетентності учасників експертизи є досить трудомістким, адже включає оцінювання компетентності тим чи іншим способом, тому, звичайно, задля здешевлення експертизи потрібно намагатися виключити цей етап при оцінюванні, але, звичайно ж, не за рахунок зменшення достовірності результатів. Тож зупинимось на необхідних умовах урахування компетентності експертів при агрегації індивідуальних експертних оцінок (ранжирувань).

Відносна величина, що показує різницю в результуючих (агрегованих) оцінках з урахуванням і без урахування компетентності експертів має бути обчислена для різних значень параметрів експерименту (чисельності групи експертів, кількості оцінюваних альтернатив, різних законів розподілу експертних оцінок і різних методів агрегації). Якщо задати необхідну для експертизи точність оцінювання, то у випадку, коли обчислена відносна величина не перевищує цю задану точність, можна вважати врахування компетентності зайвим. У протилежному випадку — воно необхідне.

Для ранжирувань, показником їхньої попарної відмінності (різниці) могли би бути відсоток повних збігів ранжирувань серед загальної кількості імітацій (випробувань) в експерименті або, наприклад, середнє арифметичне відстаней Кемени [6] між відповідними парами ранжирувань. Нами при проведенні експерименту було вибрано відсоток відмінних між собою пар ранжирувань, як найпростіший для обчислення показник і такий, що добре відповідає сутності дослідження.

Адже в процесі дослідження будемо намагатися знайти таку мінімальну чисельність групи експертів, при якій врахування компетентності не буде призводити до відмінного (іншого) результуючого ранжирування ніж за умови неврахування компетентності (при однаковій компетентності всіх членів групи).

Для перевірки сформульованих вище гіпотез був використаний метод моделювання Монте-Карло [7], оскільки процедура із залученням експертів була би не оправдано високовартісною. З кожним i -м експертом із групи n експертів пов'язувалася деяка випадкова величина c_i , що моделювала його коефіцієнт компетентності як величину довіри до даного ним ранжирування R_i . Ранжирування R_i без утрати загальності моделювалися строгими, оскільки вважалося, що в експерта достатньо знань (компетентності) у предметній області, щоб виявити перевагу одної альтернативи над іншою.

Особливості імітаційного моделювання ранжирувань

Процес моделювання ранжирувань експертів, як випадкових величин, мав деякі особливості.

1. Оскільки, загальна кількість можливих ранжирувань m альтернатив є величина скінченна ($|R^{(m)}| = m!$), то випадкова величина, на основі якої будувалися ранжирування R_i , носила дискретний характер.

У множині можливих ранжирувань існують так звані протилежні (інверсні) ранжирування, які відображають протилежні висновки експертів щодо переваг між альтернативами, наприклад ранжирування $\{b, c, a, d\}$ і $\{d, a, c, b\}$, які при агрегації дають невизначеність — ранжирування, в якому жодна з альтернатив не має переваги над іншою. Тому в процесі експерименту, генерувати випадкові ранжирування, що рівномірно розподілені в множині усіх можливих ранжирувань, не було змісту, оскільки результат агрегації такої множини ранжирувань не є стійким і призводить до невизначеності узагальненого ранжирування. Основними причинами, через які це відбувається наступні:

- загальна кількість можливих ранжирувань обмежена і залежить від кількості альтернатив, що оцінюються;
- існують протилежні ранжирування;
- при агрегації протилежні ранжирування компенсують одне одного (взаємно знищуються).

2. Для того, щоб результат агрегації ранжирувань експертів був стійким, при моделюванні варто генерувати випадкові ранжирування, котрі є віддаленими від деякого довільного ранжирування на відстань, задану випадковою дискретною величиною, розподіленою за деяким законом. Такою мірою віддаленості ранжирувань було вибрано відстань Кемені між ранжируваннями, котра пропорційна кількості перестановок сусідніх пар альтернатив, що необхідно для перетворення одного із пари ранжирувань в інше.

Відстань Кемені між двома відношеннями (ранжируваннями) обчислюється за формулою

$$D_K(A, B) = \sum_{i,j} |\alpha(i, j) - \beta(i, j)|,$$

де $D_K(A, B)$ — відстань Кемені між відношеннями A та B , яка приймає значення із діапазону $[0; m(m-1)/2]$; $\alpha(i, j)$ та $\beta(i, j)$ — елементи матриць відношень A та B відповідно.

Закони розподілу випадкової величини та їхні параметри вибираються таким чином, щоб забезпечити відповідність властивостям відстані Кемені та загальним властивостям оцінок експертів, а саме:

- відстань — невід’ємна величина;
- відстань Кемені не більша ніж $m(m-1)/2$, де m — кількість альтернатив у ранжируванні;
- імовірність задання (моделювання) експертної оцінки, що є ближчою до еталонної — більша, ніж віддаленішої оцінки (із припущення, що експерт частіше вибирає правильне рішення, ніж неправильне);
- імовірність задання будь-якої з можливих експертних оцінок не є нульовою;
- кількість усіх можливих значень ординальних експертних оцінок скінченна і рівна m !

Законами розподілу випадкової величини (відстані Кемені D_K) були обрані:

- експоненційний, функція щільності розподілу ймовірностей якого має вигляд

$$f(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0,$$

де $\lambda > 0$ — параметр розподілу (його часто називають інтенсивністю або зворотним коефіцієнтом масштабу). Значення параметра λ обиралось із міркувань, щоб уся значуща частина розподілу, куди випадкова величина потрапляє з імовірністю 0,95, співпадала би з діапазоном $[0; m(m-1)/2]$ — можливих значень відстані Кемені:

$$\lambda = \frac{-2 \ln \Delta}{m(m-1)},$$

де Δ — довірчий інтервал, обраний рівним 0,05 ($\pm 5\%$);

— модуль-нормальний (Folded-normal), який отримується із нормального (Гаусівського) закону розподілу так би мовити «згортанням» графіку функції щільності розподілу відносно вертикальної осі, та має функцію щільності розподілу

$$f(x) = 2 \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \geq 0,$$

де параметр μ — це очікуване значення положення максимуму і σ^2 — це дисперсія, що характеризує ширину розподілу. Параметри розподілу обирались аналогічно тому як і для експоненційного закону. В даному випадку $\mu = 0$, а стандартне відхилення

$$\sigma = \frac{m(m-1)}{6}$$

задано з міркувань забезпечення вірогідності $P = 0,95$ попадання змодельованої випадкової величини в довірчий інтервал $\Delta = \pm 5\%$. Зазначимо, що цей частковий випадок модуль-нормального закону при $\mu = 0$ інколи називають півнормальним (Half-normal) законом розподілу, функція щільності якого виглядає наступним чином:

$$f(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}, x \geq 0.$$

Вигляд двох функцій щільності розподілу ймовірностей обраних законів розподілу зображено на рис. 1.

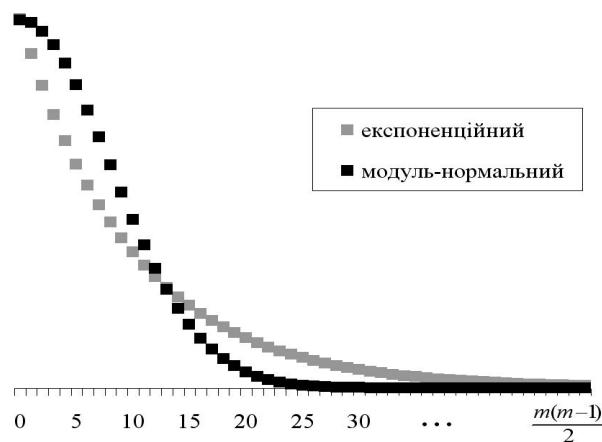


Рис. 1. Вигляд функцій щільності розподілу ймовірностей для двох законів розподілу

3. Для забезпечення статистичної достовірності результатів моделювання експеримент необхідно повторювати не менше N разів $\left(N \geq D\left(\frac{P}{\Delta}\right)\right)$, де D — дисперсія змодельованої випадкової величини D_K .

4. Генерація ранжирування, як деякої випадкової індивідуальної експертної оцінки проводилася в 3 етапи: I — генерування відстані Кемені; II — формування множини можливих ранжирувань із заданою відстанню від довільно вибраного ранжирування; III — випадковий вибір ранжирування із сформованої множини.

Отже, для того, щоб згенерувати випадкове ранжирування, віддалене на відстань Кемені від деякого еталонного ранжирування, потрібно спочатку визначити множину всіх можливих ранжирувань, що віддалені від даного на цю задану відстань, і, вже після цього, випадковим чином здійснити вибір ранжирування із цієї множини. Для $m = 4$ множини можливих ранжирувань зручно зобразити у вигляді графа (рис. 2), де вершини графа позначені ранжируваннями, а дуги відповідають перестановкам сусідніх альтернатив у ранжируваннях.

Оскільки відстань Кемені між двома ранжируваннями прямо пропорційно залежить від кількості перестановок сусідніх альтернатив у одному ранжируванні, що необхідні для перетворення його в інше, то визначення множини рівновіддале-

них ранжирувань можна здійснити алгоритмічно, базуючись на цій властивості. Без утрати загальності можна вважати, що вихідне еталонне ранжирування є ранжируванням, що позначено на графі, як «*abcd*» (завжди можна перейменувати альтернативи, щоб вони розміщувалися саме в такій послідовності). Тоді рівновіддалені від «*abcd*» ранжирування будуть знаходитися на одному із горизонтальних рівнів зображеного графа (при $m = 4$ таких рівнів 6).

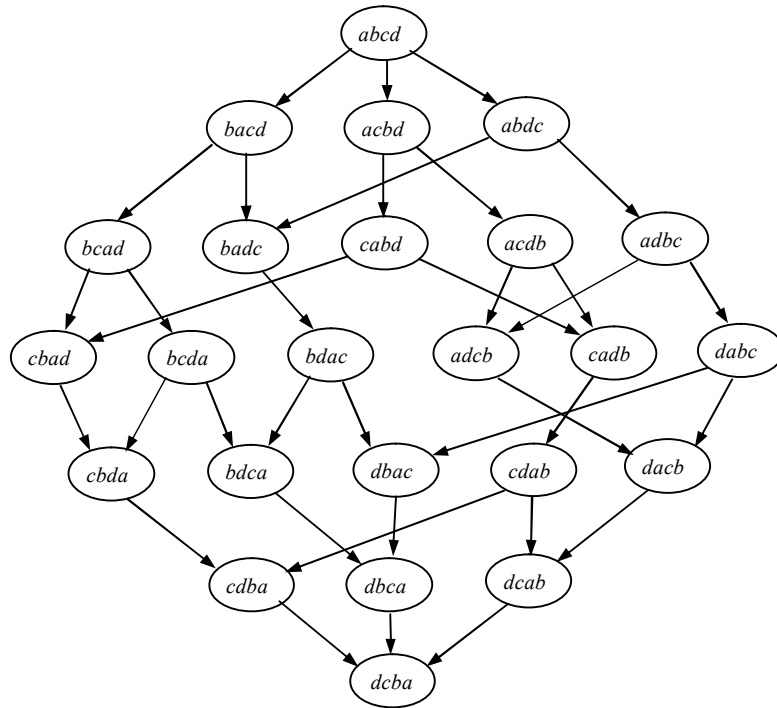


Рис. 2. Графічне зображення множини всіх можливих ранжирувань чотирьох альтернатив

Опис експерименту

Було проведено моделюючий експеримент для різної кількості n експертів в групі, де $n \in [3; 200]$ (для $n < 3$ групова процедура оцінювання не є коректною згідно умов Ерроу [8]) та різної кількості m оцінюваних альтернатив, де $m \in [3; 9]$ (значення m було обмежено відповідно до психофізичних можливостей людини-експерта, яка одночасно адекватно може оцінювати не більше ніж 7 ± 2 об'єкти [9]). Експеримент включав процедуру визначення, коли два результуючі ранжирування, одне, отримане при врахуванні компетентності експертів, і таке ж друге, отримане без урахування компетентності, збігаються (є однаковими) і, як наслідок, втрачається значущість урахування компетентності.

У рамках даного дослідження при значенні дисперсії змодельованої випадкової величини 15, для забезпечення статистичної достовірності результатів моделювання експеримент повторювався 300 разів ($N \geq 15(0,95 / 0,05)$).

У рамках даної статті не передбачається розкриття методики визначення компетентності експертів. Зазначимо лише, що:

1) компетентність експерта може розглядатися тільки стосовно конкретного питання (тобто, стосовно різних питань, компетентність експерта може бути різною);

2) величина, що характеризує компетентність експерта в групі є відносною до величин компетентності інших членів групи (ця величина характеризує, якою мірою експерт більш/менш компетентний у конкретному питанні, порівняно з рештою експертів групи).

У подальшому будемо спиратися на методику визначення компетентності експертів у рамках групи, викладену в [10], де передбачається нормування коефіцієнтів відносної компетентності: $\sum_i c_i = 1$ (сума коефіцієнтів відносної компетентності експертів у групі рівна одиниці).

У методах визначення групових ранжирувань пропонується застосовувати підхід [11], заснований на визначенні множин ранжирувань, даних рівнокомпетентними експертами, за умови збереження еквівалентності цих множин заданій вихідній множині. Сутність цього підходу полягає у зведенні задачі до знаходження узагальненого ранжирування групою з більшою кількістю, але рівнокомпетентних експертів. Тобто, ранжирування кожного експерта при агрегації замінюється деякою кількістю таких самих ранжирувань, і ця кількість має бути пропорційною відноській компетентності цього експерта в групі.

Для визначення узагальненого групового ранжирування на основі ранжирувань експертів існують декілька широко відомих, і ряд менш поширених методів. Серед інших можна виділити метод Борда [12], Кондорсе [13], медіана Кемені [14] і подібні [15]. Оскільки ряд методів агрегації мають значну обчислювальну складність, агрегація ранжирувань експертів у даному експерименті проводилася лише двома методами: Борда — ранжирування зважених сум рангів індивідуальних експертних ранжирувань та Кондорсе — по-елементне знаходження результуючої (групової) матриці домінування за більшістю преваг серед однойменних елементів індивідуальних експертних матриць домінування.

Потім, як результат, знаходили відсоток розбіжностей (не збігів) від загальної кількості повторів експерименту між груповими ранжируваннями, що визначені методом Борда з урахуванням компетентності експертів і без урахування такої. Аналогічно знаходили відсоток від загальної кількості змодельованих матриць Кондорсе, таких, розрахованих з урахуванням компетентності, що не збігаються з матрицями домінування експертів, які розраховані без урахування компетентності.

Результати експерименту

Результати проведеного таким чином експерименту представлені на рис. 3, 4. На цих рисунках представлено залежність від розміру експертної групи відсотка відмінностей між узагальненими ранжируваннями, що отримані з урахуванням та без урахування компетентності експертів, тобто відсотка випадків, коли узагальнені ранжирування не співпадають. На кожному рисунку представлені залежності для різної кількості (від 3 до 9) альтернатив, що підлягають оцінюванню (ранжируванню). На рис. 3,*a* і 4,*a* представлені результати для експоненційного розподілу відстані Кемені, що використовувалася для імітації експертних ранжиру-

вань, а на рис. 3,б і 4,б — для модуль-нормального закону. На обох частинах *a* і *б* рис. 3 та 4, зображені розрахунки для випадку агрегації індивідуальних ранжировань методом Борда та Кондорсе відповідно.

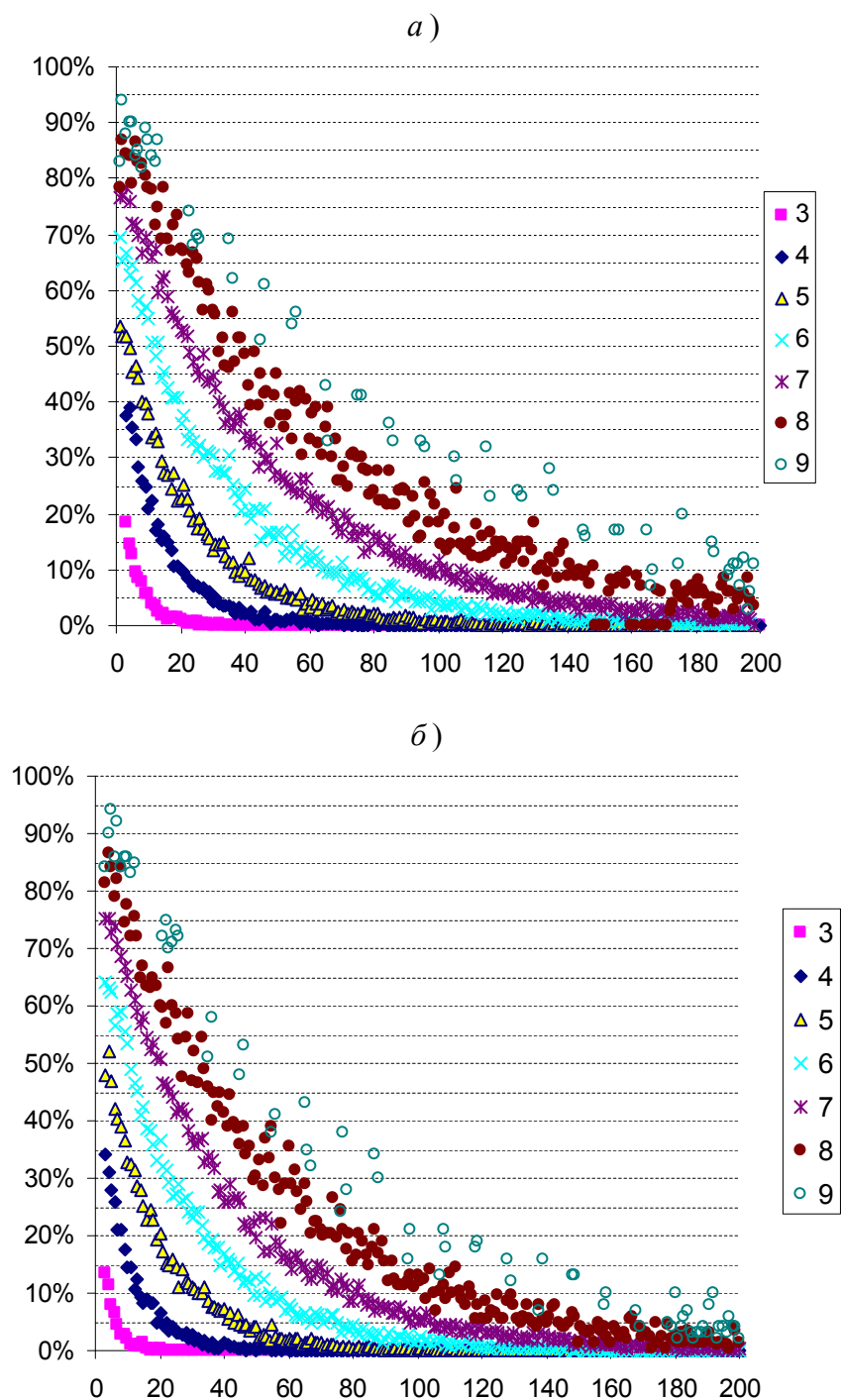


Рис. 3. Результати розрахунків відсотку відмінностей при агрегації методом Борда для експоненційного (*a*) закону розподілу та для модуль-нормального (*б*)

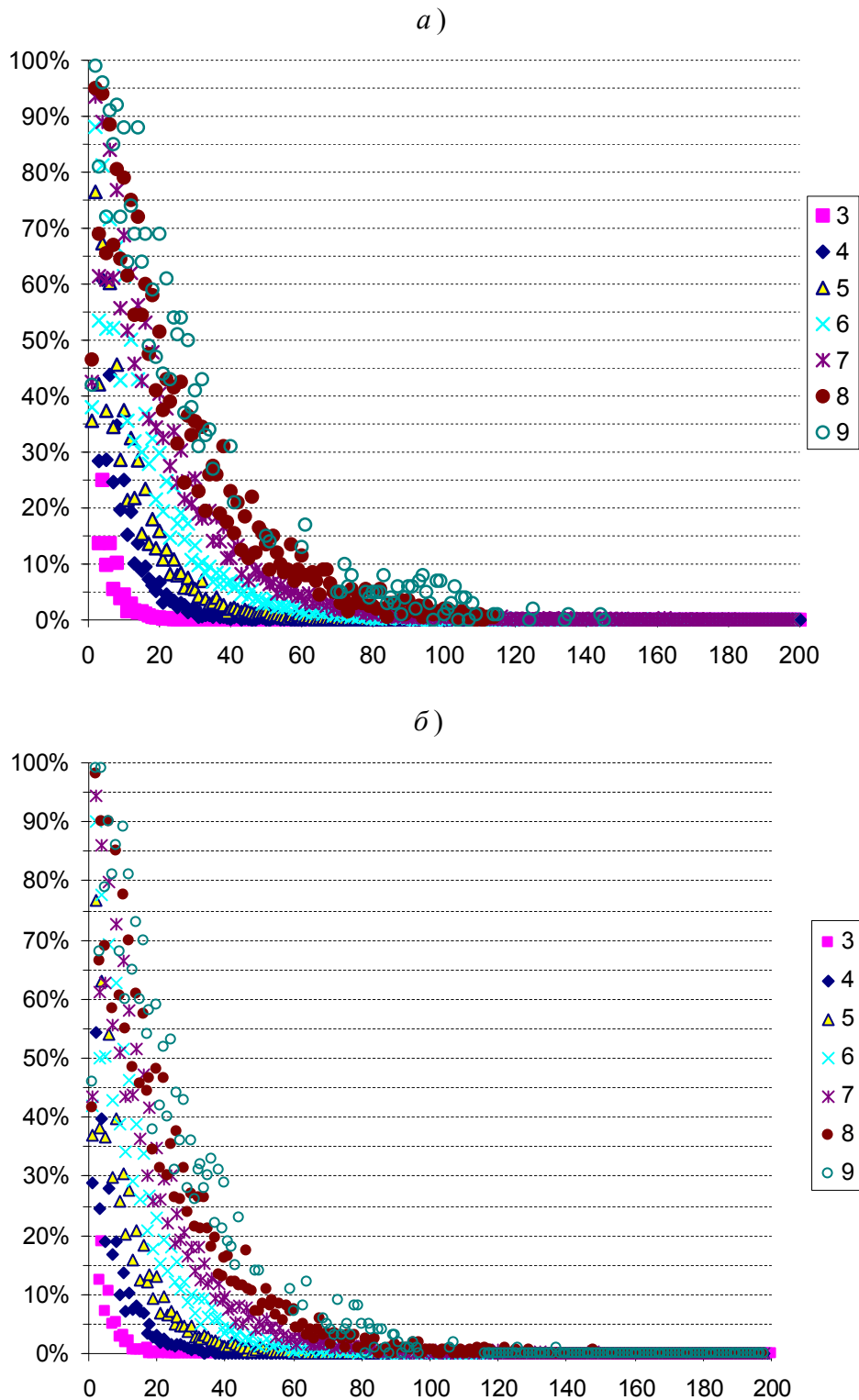


Рис. 4. Результати розрахунків відсотку відмінностей при агрегації методом Кондорсе для експоненційного (а) закону розподілу та для модуль-нормального (б)

Неможна не відзначити високу обчислювальну складність імітаційних алгоритмів, що застосовувалися для даного експериментального дослідження. Таким чином, для проведення розрахунків, результати яких представлені на рис. 3, 4, знадобилося більше одного місяця безперервної роботи персонального комп'ютера, оснащеного 4-ядерним процесором із тактовою частотою 3 ГГц.

Висновки

За результатами проведеного експерименту можна зробити наступні висновки:

1) можливо і доцільно використовувати імітаційне моделювання ординальних експертних оцінок, замість організації реальних експертиз, при проведенні подібних експериментів;

2) незважаючи на згадану вище високу обчислювальну складність алгоритмів імітаційного моделювання ординальних оцінок, подібні моделюючі експерименти ще можливі на базі побутових персональних комп'ютерів, хоча, оскільки такий обчислювальний процес досить легко розпаралелюється, то варто замислитися над використанням ґрид-технологій для обчислень;

3) значимість урахування компетентності експертів при груповому ординальному оцінюванні суттєво залежить від потужності групи (кількості залучених до групової експертизи осіб);

4) проглядається стала тенденція залежності потреби враховувати компетентність від кількості альтернатив, що підлягають оцінюванню (на рис. 3, 4 можна бачити, що коли розраховані точки знаходяться нижче рівня 5 %, то враховувати компетентність експертів не доцільно);

5) спостерігається чітко виражена залежність результатів від методу агрегації індивідуальних експертних ранжирувань (використання методу агрегації Кондорсе спричиняє меншу залежність від кількості альтернатив, що оцінюються, ніж використання методу Борда);

6) дуже слабо відстежується залежність результату від закону розподілу відстані Кемені, що використовується для імітації ранжирувань, до еталонного ранжирування (майже не відстежується відмінність графіків для експоненційного та модуль-нормального законів розподілу).

Загальний висновок дослідження може бути таким: при проведенні ординального оцінювання із залученням малих експертних груп завжди існує нагальна необхідність в урахуванні відносної компетентності експертів у питанні, що розглядається.

Подальші дослідження планується провести із включенням до перевірки додаткових методів агрегації ординальних оцінок, наприклад, медіани Кемені, хоча передбачається, що цей процес буде ще більш трудомістким. На базі створеного імітаційного програмного комплексу є можливість провести дослідження інших, більш складних законів розподілу експертних оцінок, таких як полімодальні, а також долучити до дослідження інші типи експертних оцінок, окрім ординальних.

1. Герасимов Б.М. Оценка обоснованности решений и их формирование / Б.М. Герасимов, Ю.Я. Самохвалов // Управляющие системы и машины. — 1998. — № 3. — С. 68–73.

2. *Saaty T.L.* The Analytic Hierarchy Process / T.L. Saaty. — N.Y.: McGraw-Hill, 1980.
3. *Литвак Б.Г.* Экспертная информация. Методы получения и анализа / Б.Г. Литвак. — М.: Радио и связь, 1982. — 185 с.
4. *Загоруйко Н.Г.* Доверие к информации и ее источнику в экспертных системах / Н.Г. Загоруйко // Эксперт, системы и распознавание образов. — 1988. — Вып. 126. — С. 3–23.
5. *Любченко В.В.* Исследование значимости учета коэффициентов компетентности в групповой экспертной оценке [Электронный ресурс] / В.В. Любченко // Труды Одесского политехнического университета. — 2005. — Вып. 1(23). — Режим доступа: [http://storage.library.opu.ua/online/periodic/opu_2005_1\(23\)/5/5_2.pdf](http://storage.library.opu.ua/online/periodic/opu_2005_1(23)/5/5_2.pdf)
6. *Kemeny J.* Mathematics Without Numbers / J. Kemeny. — Deadalus. — 1959. — 88 p.
7. *Соболев И.М.* Метод Монте-Карло / И.М. Соболев. — М.: Наука. — 1968. — 64 с.
8. *Arrow K.J.* Social Choice and Individual Values / K.J. Arrow. — New York: Wiley. — [2nd ed.]. — 1963.
9. *Miller G.A.* The Magical Number Seven, Plus or Minus Two: Some Limits on our Capacity for Processing Information // G.A. Miller / The Psychological Review. — 1956. — 63(2). — P. 81–97.
10. *Тоценко В.Г.* Определение относительной компетентности членов группы в обсуждаемом вопросе при принятии групповых решений / В.Г. Тоценко // Проблемы управления и информатики. — 2002. — № 2. — С. 91–102.
11. *Тоценко В.Г.* Методы определения групповых многокритериальных ординальных оценок с учетом компетентности экспертов / В.Г. Тоценко // Проблемы управления и информатики. — 2005. — № 5. — С. 84–89.
12. *Borda J.C.* Mémoire Sur Les Elections au Scrutin. Histoire de de L'académie Royale des Sciences / J.C. Borda; Paris, 1781. — 657 p.
13. *Marquis de Condorcet.* Essai Sur L'application de L'analyse á la Probabilité des Décisions Rendues á la Pluralité des Voix: 1785 [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k417181>
14. *Кемени Дж.* Кибернетическое моделирование / Дж. Кемени, Дж. Снелл. — М.: Сов. радио. — 1972.
15. *Гнатієнко Г.М.* Експертні технології прийняття рішень / Г.М. Гнатієнко, В.Є. Снитюк. — К.: ТОВ «Маклаут», 2008. — 444 с.

Надійшла до редакції 14.03.2011