УДК 504.4.06

М.Ю. Лосєв, Ю.М. Малишко

Харківський національний економічний університет, Харків

НЕЧІТКО-МНОЖИННА ОЦІНКА СТАНУ ПАРАМЕТРІВ ТЕХНІКО-ЕКОНОМІЧНИХ СИСТЕМ

На основі визначення вірогідності приналежності параметра значенню відповідної лінгвістичної змінної проаналізований глибокий взаємозв'язок понять нечетко-интервальной оцінки і імовірнісних характеристик аргументів. Розглянутий спосіб формалізації приватних критеріїв за допомогою функцій приналежності нечітких чисел нечітким множинам, що представляються, як інтервальні і нечетко-интервальные змінні.

Ключові слова: *нечітка множина, багатокритерійна оцінка, складна система, функція приналежності, стан системи, лінгвістична змінна, показник якості, невизначеність, вірогідність приналежності.*

Вступ

Аналіз найважливіших проблем постановки і рішення багатокритеріальних задач, а також накопичений досвід вирішення цих завдань в різних галузях дозволяють зробити висновок про доцільність та методичної обґрунтованості розробки деякої «базової» методики і реалізує її програмного забезпечення, що дозволяють будувати методики вирішення конкретних задач багатокритеріальної оцінки і оптимізації , що враховують специфіку галузі використання. Така «базова» методика повинна забезпечувати рішення ключових проблем, притаманних усім багатокритеріальним задачам, незалежно від конкретних додатків.

Основні методологічні проблеми, які виникають при вирішенні багатокритеріальних задач, пов'язані з великою кількістю рівнів системи приватних критеріїв, їх нерівноцінністю, необхідністю одночасного обліку як кількісно, так і образно заданих показників якості. У конкретних додатках в техніці, управлінні, економіці чи екології зазначені проблеми можуть володіти найрізноманітнішими специфічними особливостями, у зв'язку з чим побудова єдиної «універсальної» методики, що дозволяє без адаптації вирішувати багатокритеріальні задачі в різних галузях, видається недоцільним як з методичної, так і практичної точок зору. Навіть у випадку, якщо така всеосяжна методика була б коли-небудь побудована, її програмна реалізація виявилася б настільки громіздкою і незручною для користувача, що це ставило б під сумнів можливість її використання на практиці.

Розробка «базової» методики потребує комплексного вирішення сформульованих проблем, в першу чергу, адекватного врахування невизначеностей нестатистичної характеру. Останнє, у свою чергу, ставить на порядок денний необхідність подальшого розвитку математичного апарату теорії нечітких множин виходячи з практичних потреб, що виникають в ході постановки та рішень багатокритеріальних задач оцінки якості та оптимізації.

Основною проблемою математичної формалізації оцінки стану систем з безліччю параметрів і приватних критеріїв є представлення різних невизначених характеристик в єдиній універсальній формі. На практиці при формальному описі реальних невизначенийностей найбільш часто використовуються три основних способи подання таких даних. Невизначені характеристики можуть бути задані нечіткими інтервалами, чіткими інтервалами або розподілами ймовірностей. В якості основного універсального способу подання невизначеностей в [1] прийнятий нечітко-інтервальний підхід. Два інші способи подання невизначеностей зводяться до цього базовим варіантом опису [2, 3].

Однією з найважливіших проблем є формування глобального критерію якості для одно-значних і нерівнозначних приватних критеріїв і обмежень. Характерною рисою більшості реальних процесів є безперервність зміни параметрів, що визначають критерії оптимальності. В таких умовах простір альтернатив стає нескінченним, що робить неможливим застосування методів теорії прийняття рішень, заснованих на аналізі приватних показників якості при остаточному наборі рішень [2]. Такі завдання зазвичай вирішуються шляхом формування тим чи іншим способом згортки приватних критеріїв і обмежень в деякий глобальний показник якості, екстремум якого визначає точку оптимуму. Як вказується в [4], процедура згортки не може бути до кінця формалізована і визначається специфікою завдання, цілями, досвідом та інтуїцією дослідника. В роботі [2] показано, що різні способи згортки критеріїв можуть призводити до істотно відрізняється підсумковими результатами, що свідчить про визначальне значення етапу формування глобального критерію при вирішенні багатокритеріальних задач. Тому доцільно розглянути деякі особливості процесу формування згортки приватних критеріїв, провести аналіз узагальненого показника якості стану складної системи при описі приватних критеріїв функціями приналежності.

Основний матеріал

В даний час більшість дослідників схильні розглядати нечіткість і випадковість, як два якісно різних види невизначеності. З одного боку, нечіткість стосується величин і відносин, межі яких неточно визначені, тобто коли їх не можна адекватно визначити (описати), використовуючи поняття звичайної множини, оскільки перехід від приналежності до неналежності множини вже має безперервний та монотонний характер. З іншого боку, випадковість стосується ситуацій, в яких виникнення події точно визначено, а невизначеним є ймовірність його настання.

Найбільша невизначеність і, відповідно, найменший обсяг корисної інформації мають місце при описі невідомих параметрів систем або критеріїв якості чіткими інтервалами. Цей спосіб формалізації відповідає ситуаціям, коли досить точно відомі лише межі допустимих значень аналізованого параметра, і відсутня будь-яка кількісна або якісна інформація про можливості (ймовірності) реалізації різних його значень усередині заданого інтервалу. У цьому випадку математичний опис невизначених величин здійснюється за допомогою стандартних характеристичних функцій, які для спільності можна розглядати як функції приналежності відповідним чітким інтервалах.

Стан параметра може характеризуватися лінгвістичної змінної, що має безліч значень, наприклад, від поганого значення до доброго. Аналізуючи досліджуваний параметр необхідно зробити висновок про його приналежності якому-небудь значенням лінгвістичної змінної. Таке рішення можна приймати використовуючи функції приналежності параметра відповідному нечіткої підмножини – $\mu_i(x_0)$, де i – номер підмножини, визначеної на всій безлічі значень параметра (значення лінгвістичної змінної), x_0 – чисельне значення параметра. Слід зазначити, що параметр може належати як одному, так декільком станам одночасно з різним ступенем приналежності. При цьому загальна приналежність параметра $\mu(x)$ не повинна відрізнятися від 1 при будь-якому значенні x на множині X:

$$\sum_{i=1}^{n} \mu_i (x \in X) = 1, \tag{1}$$

де n – кількість можливих станів параметра. Наслідком виразу (1) є те, що кожна функція приналежності до якого-небудь стану є доповненням для всіх інших, наприклад:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \mu_i (x \in X) = 1 - \mu_n (x \in X). \tag{2}$$

Слід зазначити, що не може існувати ступеня приналежності порожнечі. Однак, якщо змінна має невідоме значення, то можна сказати, що x_0 = NULL. Така ситуація в принципі можлива при існуванні невідомого (порожнього) значення лінгвістичної змінної, наприклад при повній відсутності яких-небудь статистичних або попередніх даних про параметр.

При аналізі стану параметра складної системи невідомого значення лінгвістичної змінної не повинно існувати. При цьому всі можливі значення, аналізованого параметра повинні описуватися лінгвістичної змінної. Для формалізації такій ситуації використовуємо поняття NULL-приналежність [1].

Нехай значення параметра описується чітким числом $x = x_0$, тоді він перебуває в одному зі своїх станів, які характеризуються функціями приналежності $\mu_i(x=x_0)$. Якщо ж значення параметра представлено нечітким числом або інтервалом, то його характеристикою може бути як ступінь приналежності його того чи іншого стану, так і ймовірність прийняття рішення про приналежність до того чи іншого стану. Перше поняття з теорії нечітких множин, друге – теорії ймовірностей. Обидва поняття характеризують рівень нашого незнання про справжній стан параметра.

Оскільки прийняття рішення про те, що параметр належить до якого-небудь стану це подія, що має імовірнісну природу, то ймовірність приналежності до того чи іншого стану може служити додатковою оцінкою нечіткого параметра.

Оцінимо ймовірність приналежності чіткого значення параметра $x = x_0$ можливому стану M з функцією приналежності $\mu_i(x=x_0)$. При цьому будемо використовувати метод розбиття нечіткого числа на α-рівні [2]. Ймовірність приналежності параметра $x = x_0$ стану M на рівні α_i визначається відповідно до виразів:

$$\begin{aligned} &P_M(x_0, \alpha_i < \mu_i(x = x_0), \mu_i(x = x_0) = 1) = 1; \\ &P_M(x_0, \alpha_i < \mu_i(x = x_0), 0 < \mu_i(x = x_0) < 1) = p_i; \\ &P_M(x_0, \alpha_i > \mu_i(x = x_0), \mu_i(x = x_0) > 0) = 0; \\ &P_M(x_0, \alpha_i >= \mu_i(x = x_0), \mu_i(x = x_0) = 0) = 0. \end{aligned} \tag{3}$$

Дійсно, на основі інтервального підходу, можна сказати, що чітке значення параметра x_0 на рівні α_i повністю утримується в інтервалі рівня α_i стану M при $\alpha_i < \mu_i(x=x_0)$ і $\mu_i(x=x_0)=1$, отже, ймовірність приналежності стану M дорівнює 1. Якщо рівень α_i знаходиться нижче функції $\mu_i(x=x_0)$ і $\mu_i(x=x_0)<1$, то чітке значення параметра x_0 на рівні α_i може належати іншому стану, тому ймовірність приналежності до стану M $P_M(x_0,\alpha_i)=p_i <1$. Якщо рівень α_i знаходиться вище функції $\mu_i(x=x_0)$, або $\mu_i(x=x_0)= 0$, то чітке значення параметра x_0 на рівні α_i повністю знаходиться поза інтервалом рівня α_i стану M, отже, ймовірність приналежності до стану M дорівнює 0.

Нехай параметр x являє собою нечітке число, тому може належати кільком нечітким множинам M_i одночасно, які характеризують значення лінгвістичної змінної. У цьому випадку використання поняття ступеня приналежності якому-небудь стану для оцінки параметра не завжди дасть об'єктивний результат [5]. Ступінь приналежності числа x кожному з станів змінюється від 0 до 1, тому оцінка параметра тільки по цій характеристиці не має сенсу. Перетин нечіткого числа x з нечіткими множинами M1 і M2 дозволяє отримати два нечітких числа A і B, які можуть послужити основою для оцінки приналежності параметра того чи іншого стану. Порівняння чисел A і B, а також визначення ймовірностей P (A <B), P (A = B), P (A> B) [2] теж не дає уявлення про приналежність параметра станам M1 і M2. Більш об'єктивною оцінкою параметра може послужити ймовірність його належності того чи іншого стану.

Нечітке значення параметра представляється нечітким числом x, які мають функцію приналежності μ(x), що може мати різну форму – трикутну, трапецієвидну або будь-яку іншу. У загальному випадку значення параметра є функцією часу x(t), а значить, і функція приналежності буде змінюватися з часом μ(x, t). При цьому важливою властивістю μ(x, t) є те, що вона повинна враховувати всі можливі чіткі значення параметра x в заданий момент часу, для яких виконується умова μ(x, t)> 0. Відповідно до визначення порожньої безлічі, виникнення всіх інших чітких значень параметра x, для яких μ(x, t) = 0, будемо вважати неможливими в даний момент часу, а ймовірність такої події дорівнює 0 (P (x, μ(x, t) = 0) = 0 або NULL-приналежність). Таким чином, нечітким значенням параметра x задається область його допустимих чітких значень, для яких функція приналежності μ(x, t) > 0 і ймовірність P (x, μ(x, t))> 0)) = 1.

Визначити ймовірності приналежності параметра цим підмножинам можна на основі аналізу чітких (або нечітких) інтервалів шляхом розбиття вихідних даних на α-рівні [3]. При цьому кожне нечітке число, відповідне певному значенню лінгвістичної змінної, а також нечітке число, що характеризує можливі значення параметра представляються сукупністю α-рівнів. На кожному α-рівні можна виконати порівняння інтервалів, оцінивши ймовірність їх належність чи неналежність один одному.

Нехай параметр (змінна) X визначений на інтервалі [x_0, $x_к$] і кожне з можливих чітких його значень може належати двом станам M1 і M2 з функціями приналежності $\mu_1(x)$ і $\mu_2(x)$ відповідно. При цьому виконується умова (2). Виходячи з (1) і (2), на кожному нескінченно малому інтервалі $\Delta x \to 0$ можна визначити:

$$\mu_1(x)\Delta x = (1 - \mu_2(x))\Delta x. \quad (4)$$

Якщо перейти до безперервного подання змінних і, інтегруючи вираз (4), отримаємо:

$$\int_{x_0}^{x_k} \mu_2(x)dx = \int_{x_0}^{x_k} 1dx - \int_{x_0}^{x_k} \mu_2(x)dx. \quad (5)$$

Площі фігур, обмежених функціями приналежності двом можливим станам $\mu_1(x)$ і $\mu_2(x)$ параметра x, існуючого на інтервалі [x_0,$x_к$] визначаються відповідно до виразів:

$$S_{M1} = \int_{x_0}^{x_k} \mu_1(x)dx; \quad S_{M2} = \int_{x_0}^{x_k} \mu_2(x)dx. \quad (6)$$

З (5) і (6) отримаємо:

$$S_{M1} + S_{M2} = x_k - x_0, \quad (7)$$

Таким чином, сумарна площа фігур, обмежених функціями приналежності двом можливим станам $\mu_1(x)$ і $\mu_2(x)$ параметра x, існуючого на інтервалі [x_0,$x_к$] чисельно дорівнює величині цього інтервалу.

Відповідно до [1], чіткі ймовірності приналежності параметра x = xi нечітким множинам M1 і M2 визначаються за формулами:

$$\begin{aligned} P_{M1}(x = x_i) &= \mu_1(x = x_i)p(x = x_i); \\ P_{M2}(x = x_i) &= \mu_2(x = x_i)p(x = x_i). \end{aligned} \quad (8)$$

Якщо нечіткий параметр X, який представлений інтервалом [x_0,$x_к$], тоді сумарні чіткі ймовірності його належності нечітким множинам M1 і M2, обчислюються відповідно до виразів:

$$\begin{aligned} P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) &= \sum_{i=0}^{k} \mu_1(x_i)p(x_i); \\ P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) &= \sum_{i=0}^{k} \mu_2(x_i)p(x_i), \end{aligned} \quad (9)$$

де $p(x_i)$ – ймовірність події x_i в інтервалі [x_0,x_k].

У виразі (9) нечіткий параметр X представлений безліччю нечітких чисел x_i, кожне з яких може характеризуватися нескінченно малим інтервалом Δx. Ймовірності виникнення цих подій також будуть нескінченно малими числами Δp_i, які залежать від розподілу випадкової величини на інтервалі [x_0, $x_к$]. Якщо випадкова величина розподілена рівномірно, то $\Delta p_i = \Delta p$. Тоді вираз (7) може бути записано у вигляді:

$$\begin{aligned} P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) &= \sum_{i=0}^{k} \mu_1(x_i)\Delta p; \\ P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) &= \sum_{i=0}^{k} \mu_2(x_i)\Delta p. \end{aligned} \quad (10)$$

Переконаємося, що сума цих ймовірностей дорівнює одиниці.

$$\begin{aligned} &P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) + P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) = \\ &= \Delta p\left(\sum_{i=0}^{k} \mu_1(x_i) + \sum_{i=0}^{k} \mu_2(x_i)\right). \end{aligned} \quad (11)$$

Якщо взяти до уваги (1), вираз в дужках дорівнює k. Тоді, отримаємо сумарну ймовірність приналежності двом можливим станам:

$$P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) + P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) = k\Delta p = 1.$$

Введемо вірогідну шкалу осі абсцис, в якій умовна ширина інтервалу L ([x_0,$x_к$]) = 1. Кожному з елементарних подій $x = x_i$, яке може бути представлене нескінченно малим інтервалом Δx цієї шкали, відповідає нескінченно мала ймовірність його виникнення $\Delta p(x=x_i)$. Тоді вирази (10) являють собою інтегральні суми функцій $\mu_1(p)$, $\mu_2(p)$ на інтервалі [0,1]:

$$P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) = \int_0^1 \mu_1(x)dp;$$
$$P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) = \int_0^1 \mu_2(x)dp. \qquad (12)$$

Таким чином, ймовірності приналежності інтервалу одному з станів (M1, M2) еквівалентні площам фігур, обмежених функціями $\mu_1(p)$, $\mu_2(p)$. При рівномірному розподілі випадкової величини інтервал Δp визначається за формулою:

$$\Delta p = \Delta x / (x_k - x_0). \qquad (13)$$

Виконавши заміну змінних, отримаємо:

$$P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) = \frac{1}{x_0 - x_k} \int_{x_0}^{x_k} \mu_1(x)dx;$$
$$P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) = \frac{1}{x_0 - x_k} \int_{x_0}^{x_k} \mu_2(x)dx. \qquad (14)$$

Тоді можна записати:

$$P_{M1}(x \in [x_0, x_k]) = S_{M1} / (x_k - x_0);$$
$$P_{M2}(x \in [x_0, x_k]) = S_{M2} / (x_k - x_0). \qquad (15)$$

Нехай Pi ($x \in [x_n, x_к]$) – ймовірність попадання випадкової величини в інтервал $[x_n, x_к]$. Тоді, для розрахунку повної ймовірності приналежності нечіткого параметра станам M1 і M2 на заданому інтервалі $[x_n, x_к]$ можна скористатися формулами:

$$P_{M1}(x \in [x_n, x_k]) = P_u(x \in [x_n, x_k])S_{M1} / (x_k - x_n);$$
$$P_{M2}(x \in [x_n, x_k]) = P_u(x \in [x_n, x_k])S_{M2} / (x_k - x_n). \qquad (16)$$

В результаті обчислення ймовірності приналежності інтервалів, на кожному α-рівні нечіткої множини значень критерію $Ф_B$, інтервалах відповідних α-рівнів нечіткої підмножини значень лінгвістичної змінної Ω_A, отримаємо сукупність значень ймовірностей, $P(B \in A, \alpha_i)$ $i = 1 \ldots n$, де n – кількість α-рівнів. Таким чином, приналежність одної нечіткої множини іншій нечіткій множині може характеризуватися нечіткої ймовірністю приналежності з діапазоном значень $\min(P(B \in A, \alpha_i)) < p_н < \max(P(B \in A, \alpha_i))$. В якості чіткого показника такої характеристики можливо використовувати середню ймовірність приналежності одної нечіткої множини іншої, яка буде обчислюватися відповідно до виразу:

$$P(Ф_B \in \Omega_A) = \sum_i P(\alpha_i)P(B \in A, \alpha_i), \qquad (17)$$

де $P(\alpha_i)$ – ймовірність виникнення α-уровня.

Нехай $P(x \in x_i)$ – ймовірність приналежності параметра x інтервалу x_i, тоді, ймовірність приналежності параметра $x \in x_i$ станом M1на рівні α_j можна визначити за формулою:

$$P_{M1}(x \in x_i, \alpha_j) = P(x \in x_i)P(\alpha_j), \qquad (18)$$

де $P(\alpha_j)$ – ймовірність вибору α_j рівня. Оскільки значення α вибираються випадковим чином, то ймовірність того, що рівнява множина α_j виявиться обраним, дорівнює $P(\alpha_j) = \alpha_j - \alpha_{j-1}$. Тоді, ймовірність приналежності параметра $x \in x_i$ стану M1на всіх α-рівнях обчислюється у відповідності з виразом:

$$P_{M1}(x \in x_i) = \sum_{j=1}^{n} (\alpha_j - \alpha_{j-1})P(x \in x_i) \qquad (19)$$

або $$P_{M1}(x \in x_i) = \alpha_n P(x \in x_i), \qquad (20)$$

де n – кількість α-рівнів. Виходячи з виразу (10) і, враховуючи, що $\alpha_n = \mu_1(x = x_i)$, отримаємо:

$$P_{M1}(x \in x_i) = \mu_1(x = x_i)\mu(x = x_i)\Delta p(x = x_i).$$

Тоді, чіткі ймовірності приналежності нечіткого параметра нечітким множинам M1 і M2 можуть бути обчислені за формулами:

$$P_{M1}(x) = \sum_{i=0}^{n} \mu_1(x_i)\mu(x_i)\Delta p(x_i);$$
$$P_{M2}(x) = \sum_{i=0}^{n} \mu_2(x_i)\mu(x_i)\Delta p(x_i). \qquad (21)$$

Якщо перейти до безперервного поданням змінних, отримаємо ймовірності приналежності нечіткого числа нечітким станам M1 і M2:

$$P_{M1}(x) = \int_0^1 \mu_1(x)\mu(x)dp; \; P_{M2}(x) = \int_0^1 \mu_2(x)\mu(x)dp. \qquad (22)$$

Виконавши заміну змінної згідно (15), отримаємо:

$$P_{M1}(x) = \frac{1}{x_k - x_0} \int_{x_0}^{x_k} \mu_1(x)\mu(x)dx;$$
$$P_{M2}(x) = \frac{1}{x_k - x_0} \int_{x_0}^{x_k} \mu_2(x)\mu(x)dx. \qquad (23)$$

Переконаємося, що сума цих ймовірностей дорівнює одиниці:

$$P_{M1} + P_{M2} == \frac{1}{x_k - x_0} \int_{x_0}^{x_k} \left(\mu_1(x) + \mu_2(x)\right)\mu(x)dx.$$

Якщо взяти до уваги (2), отримаємо:

$$P_{M1} + P_{M2} == \frac{1}{x_k - x_0} \int_{x_0}^{x_k} \mu(x)dx. \qquad (24)$$

Відповідно з (9):

$$\int_{x_0}^{x_k} \mu(x)dx = x_k - x_0, \qquad (25)$$

тоді, вираз (24) перетвориться до виду:

$$P_{M1} + P_{M2} == 1. \qquad (26)$$

Оцінювати стан складної системи виходячи з імовірнісних характеристик (23) значень лінгвістичних змінних можна двома способами.

При використанні першого способу спочатку визначається безліч атомарних висловлювань для кожного значення лінгвістичної змінної заданого і-го параметра за величинами ймовірності приналежності того чи іншого стану. Наприклад, якщо лінгвістична змінна має три можливих стани (N = 3), та визначено ймовірності приналежності і-го параметра цим значенням $P_{i1} = 0$, $P_{i2} = 0.5$, $P_{i3} = 0.5$, то справедливий вислів, що критерій НЕ НАЛЕЖИТЬ до першого з них, а також ЙМОВІРНО НАЛЕЖИТЬ другого і третього стану. Після визначення атомарних висловлювань формуються формальні знання [5], які дозволяють приймати рішення про стан системи.

Другий спосіб оцінки стану складної системи на основі імовірнісного нечітко-множинного підходу полягає в першочерговому формуванні формальних знань [5]. Після чого визначається ймовірність виникнення кожного атомарного висловлювання з безлічі можливих. Обчислення ймовірності атомарного висловлювання базується на ймовірності приналежності і-го критерію значенню відповідної лінгвістичної змінної. Використовуючи аксіоматику незалежно подій теорії ймовірностей, визначається ймовірність кожного атомарного висловлювання [5]. В результаті цих дій можна зробити висновок, наприклад про те, що стан системи ШВИДШЕ ЗА ВСЕ ЗАДОВІЛЬНИЙ (якщо ймовірність виникнення цього стану не менше 0.6), НЕ НАЛЕЖИТЬ до доброго (якщо ймовірність виникнення цього стану менш 0.1), ЙМОВІРНО НАЛЕЖИТЬ ПОГАНОМУ (якщо ймовірність виникнення цього стану не менше 0.3). Остаточний висновок про стан системи можна зробити шляхом формування правил прийняття рішення на основі знову отриманих формальних знань.

Висновки

Основні особливості постановки задачі оцінювання стану складної системи характеризуються багатокритеріальністю, антагоністичністю і нерівнозначністю приватних критеріїв, важливістю обліку критеріїв, заснованих на суб'єктивних оцінках, необхідністю одночасного обліку невизначеностей різної природи. На основі ймовірності приналежності параметра значенням відповідної лінгвістичної змінної проаналізований глибокий взаємозв'язок понять нечітко-інтервальної оцінки та імовірнісних характеристик параметрів.

Розглянуто спосіб формалізації приватних критеріїв за допомогою функцій належності нечітких чисел нечітким множинам, що представляються, в тому числі як інтервальні і нечітко-інтервальні аргументи. Проаналізовано можливість агрегування приватних критеріїв, описані різні варіанти побудови узагальненого критерію якості. Пропонований підхід дозволяє уникнути неоднозначності, що виникає при згортку приватних критеріїв в деякий глобальний показник якості, екстремум якого визначає точку оптимуму. При цьому відпадає необхідність у визначенні значущості кожного з показників.

Найбільш актуальне використання нечіткомножинної оцінки стану систем при комплексному аналізі фінансової діяльності підприємств і корпорацій, оцінці ризику інвестиційних проектів, інвестиційної привабливості цінних паперів і боргових зобов'язань.

Список літератури

1. *Ягер Р. Нечеткие множества и теория возможностей. Последние достижения / Р. Ягер. – М.:Радио и связь, 1986. – 407 с.*
2. *Дилигенский Н.В. Нечеткое моделирование и многокритериальная оптимизация производственных систем в условиях неопределенности: технология, экономика, экология / Н.В. Дилигенский, Л.Г. Дымова, П.В. Севастьянов. – М.: «Издательство Машиностроение − 1», 2004. – 397 с.*
3. *Ковалев В.В. Финансовый анализ: управление капиталом, выбор инвестиций, анализ отчётности / В.В. Ковалев. – М.: Финансы и статистика, 2000. – 512 с.*
4. *Недосекин А.О. Нечетко-множественный анализ рисков фондовых инвестиций / А.О. Недосекин. – СПб.: Сезам, 2002. – 181 с.*
5. *Калмыков С.А. Методы интервального анализа / С.А. Калмыков, Ю.И. Шокин, З.Х. Юлдашев. – Новосибирск: Наука, 2006. – 223 с.*

Надійшла до редколегії 13.02.2015

Рецензент: д-р техн. наук, проф. К.О. Метєшкін, Харківська національна академія міського господарства, Харків.

НЕЧЕТКО-МНОЖЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА СОСТОЯНИЯ ПАРАМЕТРОВ ТЕХНИКО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ

М.Ю. Лосев, Ю.М. Малышко

На основе оценки вероятности принадлежности параметра значению соответствующей лингвистической переменной проанализирована глубокая взаимосвязь нечетко-интервальных значений и вероятностных характеристик аргументов. Рассмотрен способ формализации частных критериев с помощью функций принадлежности нечетких чисел нечетким множествам, представляемых как интервальные и нечетко-интервальные переменные.

Ключевые слова: *нечеткое множество, многокритериальная оценка, сложная система, функция принадлежности, лингвистическая переменная, показатель качества, неопределенность, вероятность принадлежности.*

FUZZY MULTIPLE EVALUATION THE CONDITION OF TECHNICAL AND ECONOMIC SYSTEMS PARAMETERS

M.Y. Losev, Y.M. Malishko

The interconnection fuzzy-interval values and probability characteristics of the arguments based on estimation of probability belonging parameter to the value of corresponding linguistic variable is analyzed. The way of formalizing the particular criteria using the belonging functions of fuzzy numbers to fuzzy sets that represented as interval and fuzzy-interval variables considered.

Keywords: *fuzzy set, multi-criteria evaluation, complex system, the membership function, linguistic variable, quality score, the uncertainty, the probability of belonging.*