

УДК 355.433.3: 519.816

Г.В. Певцов

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

МЕТОД СИНТЕЗУ ГІБРИДНИХ АЛГОРИТМІВ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ В УМОВАХ СТОХАСТИЧНОЇ ТА НЕЧІТКОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Розроблений метод синтезу автоматизованих алгоритмів прийняття управлінських рішень по сукупності оцінок кількісних параметрів і якісних факторів в умовах стохастичної та нечіткої невизначеності відносно істинних значень параметрів та висловлювань, що використовуються при аналізі альтернатив/

Ключові слова: автоматизовані алгоритми, управлінське рішення, стохастична та нечітка невизначеність, аналіз альтернатив.

Вступ

Постановка проблеми. Останнім часом в провідних країнах активно впроваджуються в практику військового управління технології автоматизованої підготовки та прийняття управлінських рішень. В основі цих технологій знаходиться теорія прийняття рішень.

Теорія прийняття рішень розглядає процеси підготовки, формалізації та безпосереднього прийняття рішень, способи, форми отримання та постановки завдань, опису та оцінювання обстановки, опису та прогнозування дій протилежної сторони, прийняття рішень на дії у відповідь.

Аналіз літератури. Існує багато методів підготовки прийняття рішень, наприклад [1, 2], які призначені для застосування у військовій сфері. Всі ці методи потребують формалізації вхідних даних, складання описів ситуацій, що виникають в метриках параметрів та множинах факторів, які використовуються при прийнятті рішень.

У практиці військового управління випадки, коли значення показників, що використовуються для аналізу альтернатив при підготовці до прийняття рішень, заздалегідь відомі, зустрічаються достатньо рідко. При прогнозуванні показників існує невизначеність. При прийнятті рішень посадові особи органів управління інтуїтивно, базуючись на попередньому досвіді, отриманих знаннях та вихідних даних, абстрагують і враховують модель невизначеності. При створенні автоматизованих засобів підтримки і прийняття рішень необхідно формалізувати невизначеність адекватною математичною моделлю та сформулювати на її основі алгоритм автоматичного вибору тієї або іншої альтернативи.

Якщо кількісні показники (параметри, які можуть бути виміряні або порашовані) мають імовірнісний характер (існують випадкові фактори, що впливають на них), то така невизначеність звичайно описується стохастичною моделлю. Для опису якісних показників (факторів) в сучасних дослідженнях використовують моделі теорії нечітких множин [3].

Але дотепер не розроблені методи, які б дозволяли проводити синтез однокрокових алгоритмів прийняття рішень, призначених для сумісного урахування параметрів, що вимірюються в умовах стохастичної невизначеності, та якісних нечітких оцінок факторів, що впливають на рішення сторін.

В [4] запропонований метод синтезу алгоритмів багатоальтернативного розпізнавання образів на основі кількісних та якісних оцінок ознак і перевірки складних гіпотез за критерієм максимуму апостеріорної імовірності. В [5] результати [4] розповсюджені на випадок використання критерію Байеса. Розроблені в [4, 5] методи призначені для використання в системах автоматизованого розпізнавання станів фізичних та інших процесів. Предметна спрямованість, орієнтованість на конкретні критерії ефективності та понятійний апарат не дозволяють безпосередньо використовувати результати [4, 5] для синтезу автоматизованих алгоритмів прийняття управлінських рішень. Узагальнимо та конкретизуємо результати [4, 5] для вирішення проблеми побудови алгоритмів формалізованого прийняття рішень в системах управління в умовах сумісної стохастичної та нечіткої невизначеності відносно параметрів і факторів, які мають ураховуватися при прийнятті управлінських рішень.

Мета статті – розробка метода синтезу алгоритмів прийняття рішень за сукупністю оцінок кількісних параметрів і якісних факторів.

Викладання основного матеріалу

Розглянемо спочатку складову частину моделі, що відповідає якісному опису факторів, які враховуються в рішенні.

Припустимо, що кожний з факторів є деякою j -ою, $j \in \{1, 2, \dots, \mathfrak{F}\}$, нечіткою лінгвістичною (висловлювальною) змінною з заданими на ній термами. Кожному i -му варіанту рішення (альтернативи), $i \in \{1, 2, \dots, L\}$, зіставлені один або декілька (K_{ij}) термів T_{ijk} , $k \in \{1, 2, \dots, K_{ij}\}$, $\bigcup_k T_{ijk} = T_{ij}$, де T_{ij} – терм-множина, що є описом i -ої альтернативи тер-

мами j -ої нечіткої лінгвістичної змінної. При цьому $T_j = \bigcup_i T_{ij}$ є базовою терм-множиною j -ої лінгвістичної змінної, а $T_i = \bigcup_j T_{ij}$ – базовою терм-множиною i -го варіанту рішення.

Введемо метрики нечітких лінгвістичних змінних. Для цього визначимо наступну семантичну процедуру, що дозволить перетворити кожне значення лінгвістичної змінної у нечітку змінну. Кожному терму поставимо у відповідність єдине індивідуальне ціле. При цьому кожному варіанту рішення U_i в множині s_j еквівалентних значень j -ої нечіткої лінгвістичної змінної буде відповідати деяка множина $Z_{ij} \subset s_j$ цілих $s_{ijk} \in Z_{ij}$. Упорядкуємо введені цілі у множині s_j рівномірно з одиничним кроком та надамо s_j властивості евклідового простору.

Тепер множина s_j є результатом відображення лінгвістичної змінної на метричний простір параметрів S , які використовуються для аналізу та порівняння альтернатив при виборі рішення. Задамо на множині s_j координати кожної точки s_{ijk} . Зробимо це за допомогою функції Дірака $\delta(s_j - s_{ijk})$. Визначимо апіорні функції приналежності $\mu_{T_{ij}} : S \rightarrow [0, 1]$ нечіткої множини:

$$\tilde{T}_{ij} = \{ \mu_{T_{ij}}(s_j) / s_j \}; \quad s_j \in S; \quad \mu_{T_{ij}}(s_j) \in [0, 1],$$

що відповідає альтернативі в метриці показника (тепер вже параметра) s_j , у вигляді

$$\mu_{T_{ij}}(s_j) = \sum_{k=1}^{K_{ij}} p_{ijk} \delta(s_j - s_{ijk}), \quad (1)$$

де $p_{ijk} \in [0, 1]$ – експертна оцінка ступеню приналежності k -го терму i -ї альтернативи у просторі нечітких висловлювань j -ї лінгвістичної змінної. Нечіткі множини \tilde{T}_{ij} є формалізованими описами якісних факторів, притаманних i -м альтернативним, у лінгвістичних змінних, відображених на евклідовий простір S параметрів s_j .

Якщо поставити вимогу дотримання умови нормування

$$\sum_{k=1}^{K_{ij}} p_{ijk} = 1, \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, L\}, \quad \forall j \in \{1, 2, \dots, \mathfrak{Z}\},$$

то оцінки p_{ijk} можна інтерпретувати як апіорну імовірність того, що k -й терм j -ої лінгвістичної змінної притаманний i -й альтернативі. При цьому $\delta(s_j - s_{ijk})$ можна трактувати як аналог диференційної функції розподілення постійної цілої s_{ijk} , а (1) – щільності імовірності дискретної випадкової величини.

Тепер сформулюємо задачу таким чином. Припустимо, що на універсумі U альтернатив управлінських рішень задана множина варіантів рішень, $U_i \subset U$, $i \in \{1, 2, \dots, L\}$, де L – кількість можливих рішень.

Кожний з варіантів рішень заданий своїм описом, що формалізований в метриці \mathfrak{Z} -вимірному евклідовому простору показників S .

Проводиться ζ спостережень. Показники $s_j \in S$ та їх вибірки $x_j \in X$, де X – $\zeta \times \mathfrak{Z}$ -вимірний вибірковий евклідів простір, можуть бути кількісними параметрами або відображеними на метричний простір сукупностями якісних факторів.

За результатами спостережень перевіряється L гіпотез H_1, H_2, \dots, H_L про те, що вибірка x , що спостерігається, розміром $\zeta \times \mathfrak{Z}$, ζ -кратно оцінених значень \mathfrak{Z} показників, належить одній з альтернатив U_i . Простір рішень складається з L елементів γ_i -рішень про ухвалення гіпотези H_i . Задача полягає в тому, щоб вибрати засноване на статистиках відношень правдоподібності дискретно-аналогове нерандомізоване оптимальне правило δ , яке розділяє простір X на L непересічних областей X_i , $i \in \{1, 2, \dots, L\}$:

$$\bigcup_{i=1}^L X_i = X.$$

При формалізації альтернатив та спостережень стохастичну невизначеність будемо моделювати за допомогою методів перевірки складних статистичних гіпотез. При цьому, як узагальнення усіх можливих видів апіорної невизначеності кількісних параметрів, будемо вважати, що а ргіогі кожна альтернатива може бути описана сукупністю безперервних інтервалів можливих значень та множиною дискретних значень кожного параметру. Невизначеність якісних оцінок врахуємо шляхом введеної функції приналежності з відображенням лінгвістичної змінної на штучно введений метричний простір параметрів.

Скориставшись підходом [4, 5], вважаючи, що показники незалежні, введемо модель гібридного складного опису $w_i(s)$ можливих альтернатив

$$w_i(s) = \prod_{j=1}^{\mathfrak{Z}} \left\{ v_j \left[p_{ijr} \sum_{r=1}^{R_{ij}} w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}) + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} \delta(s_j - s_{ijd}) \right] + (1 - v_j) \mu_{T_{ij}}(s_j) \right\}, \quad (2)$$

до якої входять R_{ij} – щільності імовірності $w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr})$ розподілу параметру s_j на кожному r -му інтервалі можливих значень $[s'_{ijr}, s''_{ijr}]$, D_{ij} функцій Дірака $\delta(s_j - s_{ijd})$, відповідних дискретним значенням параметру s_j , для кожного кількісного показника та функції приналежності (1) в метриці параметру s_j , на якій відображається лінгвістична змінна. В (2) $v_j \in \{0, 1\}$ є індикатором «характеру» параметру s_j : $v_j = 1$ у випадку, якщо s_j є кількісним параметром, і $v_j = 0$, якщо s_j відповідає якісному фактору.

Параметри p_{ijr} і p_{ijd} є умовними апіорними ймовірностями спостереження i -го інтервалу та d -го значення показника s_j , якщо він є кількісним. Для цих ймовірностей мають дотримуватись умови нормування:

$$\sum_{r=1}^{R_{ij}} p_{ijr} + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} = 1, \forall i \in \{1, 2, \dots, L\}, \forall j \in \{1, 2, \dots, \mathfrak{Z}\}.$$

Гібридний опис альтернативи U_i (2) внаслідок введених нормировок та припущень може розглядатися у якості аналогу \mathfrak{Z} -вимірної сумісної щільності ймовірності $W(s | U_i) = w_i(s)$ змішаного типу вектору s незалежних параметрів на множині U_i , визначену в області S_i евклідового \mathfrak{Z} -вимірного простору параметрів s .

При введеній моделі простору показників вибіркового простір також припускає введення моделі функції $W(x|s)$ правдоподібності гібридного типу, що є функцією вектору s :

$$W(x|s) = \prod_{j=1}^{\mathfrak{Z}} \left[v_j W_j(x_j | s_j) + (1 - v_j) \mu_{s_j}(x_j) \right], \quad (3)$$

де $W_j(x_j | s_j)$ – часткова умовна функція правдоподібності вибірки j -го показника, що припускає кількісне оцінювання, при змінній s_j ; $\mu_{s_j}(x_j) \in [0, 1]$ – умовна функція приналежності змінної нечіткої множини \tilde{s}_j еквівалентних оцінок j -ої лінгвістичної змінної при деякому значенні змінної s_j .

Враховуючи те, що якісні оцінки параметрів дають люди (експерти), які під впливом сукупності різних чинників можуть помилятися, функції $\mu_{s_j}(x_j)$, якісні показники s_j та їх вибіркові значення x_j мають ймовірнісний характер. Випадкові значення цих показників апіорі розподілені по всій сукупності рішень, що приймаються. Це дозволяє ввести наступні обмеження на функцію приналежності $\mu_{s_j}(x_j)$.

1. Функція приналежності невід’ємна:

$$\mu_{s_j}(x_j) \geq 0, \quad \int_{-\infty}^{\infty} \mu_{s_j}(x_j) dx_j = 1.$$

2. Користуючись фільтруючою властивістю δ -функції можна ввести

$$\int_{S_{ij}} \delta(s_j - s_{ijk}) \mu_{s_j}(x_j) ds_j = \mu_{T_{ijk}}(x_j), \quad (4)$$

де S_{ij} – область визначення i -ої альтернативи в метриці j -го показника. При цьому для кожної альтернативи U_i часткові функції приналежності $\mu_{T_{ijk}}(x_j)$,

які описують кожний терм T_{ijk} в метриці оцінок одного і того ж показника x_j , будуть відрізнятися тільки положенням.

Необхідно відмітити, що функція приналежності не є щільністю ймовірності. Однак обмеження, що введені вище, призначені для того, щоб мати можливість в одному алгоритмі сполучити стохастичну та нечітку складові і синтезувати вирішальні правила, які ґрунтуються на аналогії відношення правдоподібності. Тому в подальшому будемо використовувати термінологію теорії статистичних рішень, розуміючи при цьому, що синтезований алгоритм за суттю є гібридним, стохастично-нечітким. При цьому для якісних параметрів у відповідних перетинах функції (3) $W_j(x_j | s_j) = 1$, для кількісних – $\mu_{s_j}(x_j) = 1$.

В такій постановці $W(x | s)$ є аналогом ζ -вимірної умовної щільності ймовірності випадкової вибірки x , що є функцією від s .

Введені моделі (2), (3) дозволяють:

- при синтезі алгоритмів автоматизованого прийняття управлінських рішень розглядати з єдиних позицій та у єдиній системі координат усі показники, які необхідно враховувати при прийнятті рішень – як кількісні параметри, так і якісні фактори;

- формулювати та вирішувати задачу синтезу по аналогії з методами статистичного виводу вирішальних правил. При цьому найближчим аналогом є алгоритми перевірки складних статистичних гіпотез [6], які засновані на статистиках відношень правдоподібності.

Для визначення відношень правдоподібності знайдемо усереднені функції правдоподібності $w_i(x)$ у вигляді:

$$\begin{aligned} w_i(x) &= \int_{S_i} w_i(s) W(x | s) ds = \\ &= \int_{S_i} W(x | s) \prod_{j=1}^{\mathfrak{Z}} \left\{ v_j \left[\sum_{r=1}^{R_{ij}} p_{ijr} W_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}) + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} \delta(s_j - s_{ijd}) \right] + (1 - v_j) \mu_{T_{ij}}(s_j) \right\} ds, \end{aligned} \quad (5)$$

$i = 1, 2, \dots, L.$

Вважаючи вибірки, що спостерігаються, незалежними, вираз (5) можна спростити. Внаслідок того, що фільтруюча властивість δ -функції довізнає функцію $\mu_{s_j}(x_j)$ приналежності змінної нечіткої множини \tilde{s}_j еквівалентних оцінок j -ої висловлювальної змінної на координати конкретної точки s_{ijk} , яка відповідає терму T_{ijk} , а часткову умовну функцію $W_j(x_j | s_j)$ правдоподібності вибірки j -го показника, що припускає кількісне оцінювання, при змінній s_j – на конкретне значення $s_j = s_{ijk}$, з урахуванням (1), (4) з (3), (5) слідує:

$$w_i(x) = \prod_{j=1}^{\mathfrak{Z}} \left\{ v_j \left[\sum_{r=1}^{R_{ij}} p_{ijr} \int_{S_{ij}} W_j(x_j | s_j) \times \right. \right.$$

$$\left. \begin{aligned} & \times w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}) ds_j + \\ & + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} W_j(x_j | s_{ijd}) \left. + (1 - v_j) \sum_{k=1}^{K_{ij}} p_{ijk} \mu_{T_{ijk}}(x_j) \right\}, \quad (6) \end{aligned}$$

$$\text{де } \sum_{k=1}^{K_{ij}} p_{ijk} \cdot \mu_{T_{ijk}}(x_j) = \mu_{T_{ij}}(x_j).$$

Алгоритм прийняття рішень реалізує порівняння з порогом C ненульових усереднених функцій правдоподібності. Значення порогу визначаються критерієм ефективності, що використовується, у відповідності з [6]:

$$\Lambda_i(x) = w_i(x) / w_1(x) \geq \tilde{N}. \quad (7)$$

Зокрема, байесівський (Б) алгоритм прийняття рішень, має вигляд:

$$\delta_B : \sum_{i=2}^L (\Pi_{it} - \Pi_{iq}) \frac{p_i}{p_1} \Lambda_i(x) \stackrel{\gamma_q}{\geq} \Pi_{1q} - \Pi_{1t}, \quad (8)$$

$$t = 1, 2, \dots, L, t \neq q, q = 2, 3, \dots, L,$$

де $\Pi_i \geq 0$ – елементи матриці втрат Π розміром $L \times L$; γ_q – рішення про прийняття гіпотези H_q ; p_i – апіорна імовірність істинності варіанту рішення U_i , $\sum_{i=1}^L p_i = 1$.

До області X_q , $q \in \{2, 3, \dots, \mathfrak{Z}\}$, відносяться точки простору X , що задовольняють системі порівнянь (8). Область X_1 визначається з умов

$$X_1 = X - \bigcup_{q=2}^L X_q.$$

При застосуванні критерію максимуму апостеріорної імовірності (МАІ) приймаються рішення γ_q , $q=2, 3, \dots, L$, якщо

$$\delta_{MAI} : p_q \Lambda_q(x) = \max_{2 \leq i \leq L} p_i \Lambda_i(x),$$

$$(p_i / p_1) \Lambda_i(x) \geq 1, i = 2, 3, \dots, L,$$

і рішення γ_1 , якщо $(p_i / p_1) \Lambda_i(x) < 1, \forall i \in \{2, 3, \dots, L\}$.

Для реалізації стратегії максимальної правдоподібності (МП) в чисельнику і знаменнику відношення правдоподібності необхідно покласти апіорну рівномірність прийняття того або іншого варіанту прийняття рішення, будь-якого з еталонних інтервалів або дискретних значень параметрів та термів: $p_i = 1 / L, \forall i \in \{1, 2, \dots, L\}$; $p_{ijr} = p_{ijd} = 1 / (R_{ij} + D_{ij})$, $p_{ijk} = 1 / K_{ij}, \forall i \in \{1, 2, \dots, L\}, \forall j \in \{1, 2, \dots, \mathfrak{Z}\}, \forall r \in \{1, 2, \dots, R_{ij}\}, \forall d \in \{1, 2, \dots, D_{ij}\}, \forall k \in \{1, 2, \dots, K_{ij}\}$.

Приймається рішення γ_q , $q = 2, 3, \dots, L$, якщо

$$\delta_{MP} : \Lambda_q(x) = \max_{2 \leq i \leq L} \Lambda_i(x), \Lambda_i(x) \geq 1, i = 2, 3, \dots, L,$$

і рішення γ_1 , якщо $\Lambda_i(x) < 1, \forall i = 2, 3, \dots, L$.

Для прогнозування достовірності прийнятих рішень, в якості робочої характеристики можливе

використання аналогу повної імовірності помилки $p_{\text{пом}}$ прийняття рішення [6] вигляду:

$$p_{\text{пом}} = \sum_{i=1}^L p_{\text{пом}i} = \sum_{i=1}^L p_i \sum_{\substack{q=1 \\ q \neq i}}^L P\{X_q | U_i\}, \quad (9)$$

$$\sum_{i=1}^L p_i = 1 \bigcup_{q=1}^L X_q = X, \bigcap_{i=1}^L X_q = \emptyset,$$

де $P\{X_q | U_i\} = P\{\gamma_q | U_i\} = P\{x \in X_q | s \in S_i\}$.

Повні імовірності $P\{X_q | U_i\}$ прийняття помилкових рішень γ_q при істинному варіанті рішення U_i , що входять в (9), визначаються як

$$P\{X_q | U_i\} = \int_{S_i} w_i(s) \int_{X_q} W(x | s \in S_i) dx ds. \quad (10)$$

З виразів (6), (9), (10) отримаємо

$$P_{i \hat{i}} = \sum_{i=1}^L p_i \sum_{\substack{q=1 \\ q \neq i}}^L \int_{S_i} \prod_{j=1}^{\mathfrak{Z}} \left\{ v_j \left[p_{ijr} \sum_{r=1}^{R_{ij}} w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}) + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} \delta(s_i - s_{ijd}) \right] + (1 - v_j) \sum_{k=1}^{K_{ij}} p_{ijk} \mu_{T_{ijk}}(x_j) \right\} \times \int_{X_q} W(x | s \in S_i) dx ds. \quad (11)$$

Враховуючи те, що (10) може бути приведено до вигляду

$$P\{X_q | U_i\} = \int_{X_q} dx \int_{S_i} w_i(s) W(x | s \in S_i) ds,$$

вираз (11) можна привести до простішої для використання форми:

$$P_{i \hat{i}} = \sum_{i=1}^L p_i \sum_{\substack{q=1 \\ q \neq i}}^L \int_{S_i} \prod_{j=1}^{\mathfrak{Z}} \left\{ v_j \left[p_{ijr} \sum_{r=1}^{R_{ij}} \int_{S_{ij}} W_j(x_j | s_j) \times \right. \right. \\ \left. \left. \times w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}) ds_j + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} W_j(x_j | s_{ijd}) \right] + \right. \\ \left. + (1 - v_j) \sum_{k=1}^{K_{ij}} p_{ijk} \mu_{T_{ijk}}(x_j) \right\} dx. \quad (12).$$

Вирази (11), (12) дозволяють отримати оцінки робочої характеристики для відносно простих видів часткових гібридних алгоритмів, що синтезуються. У більшості випадків робочі характеристики доцільно отримувати шляхом імітаційного моделювання процесу прийняття рішень та їх наслідків або числовим вирішенням (11), (12).

Таким чином, розроблений метод полягає у виконанні наступних операцій.

1. Введення моделі стохастичної невизначеності для кількісних показників. Визначення у матриці кожного показника:

– умовних апріорних ймовірностей p_{ijr} та p_{ijd} – спостереження i -го інтервалу та d -го значення показника s_j ;

– кількості R_{ij} , видів і параметрів щільностей ймовірності $w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr})$ розподілу параметру s_j на кожному r -му інтервалі $[s'_{ijr}, s''_{ijr}]$ його можливих значень;

– кількості D_{ij} функцій Дірака $\delta(s_j - s_{ijd})$, що задають можливі дискретні значенням параметру s_j , та самих дискретних значень s_{ijd} .

2. Введення моделі нечіткої невизначеності для якісних факторів, що підлягають урахуванню при прийнятті рішень.

2.1. Визначення переліку лінгвістичних змінних та заданих на них базових терм-множин T_i кожного i -го, $i=1, 2, \dots, L$, варіанту рішення.

2.2. Визначення семантичної процедури, що дозволяє перетворити лінгвістичні змінні у нечіткі змінні, введення метрик на них, визначення параметрів p_{ijk} та функцій приналежності (1).

3. Введення моделі помилок при оцінюванні кількісних показників і якісних факторів.

3.1. Визначення виду та параметрів часткової умовної функції $W_j(x_j|s_j)$ правдоподібності вибірки j -го показника, що припускає кількісне оцінювання, при змінній s_j .

3.2. Введення моделі умовної функції приналежності $\mu_{s_j}(x_j)$ змінної нечіткої множини \tilde{s}_j , еквівалентних оцінок j -ї лінгвістичної змінної при деяким значенні змінної s_j .

3.3. Відповідно до (3) визначення у явному вигляді моделі функції правдоподібності $W(x|s)$ гібридного типу.

4. Знаходження усереднених функцій правдоподібності $w_i(x)$ у вигляді (5) або (6).

5. Визначення апріорних ймовірностей p_i істинності варіанту рішення U_i та побудова для ненульових $w_i(x)$ відношень правдоподібності та вирішальних правил виду (7) відповідно до обраних критеріїв

ефективності (Б, МАВ, ПМ та інших, що засновані на статистиках відношень правдоподібності).

6. Оцінювання ефективності побудованих вирішальних правил шляхом отримання оцінок робочих характеристик (11), (12), або моделювання процесу прийняття рішень.

Метод дозволяє після визначення в явному вигляді кожного з елементів характеристики $w_i(x)$ отримати оптимальні по заданому критерію стохастично-нечіткі алгоритми прийняття рішень по сукупності оцінок кількісних параметрів і якісних факторів.

Список літератури

1. Ткаченко В.І. Теорія прийняття рішень органами військового управління: моногр. / В.І. Ткаченко, Є.Б. Смірнов та ін.; під ред. В.І. Ткаченка, Є.Б. Смірнова. – Х.: Мінво оборони України, ХУПС, 2008. – 545 с.

2. Ткаченко В.І. Підхід щодо визначення адаптивної структури метода прийняття рішення на бойові дії в різних умовах невизначеності обстановки / В.І. Ткаченко, О.С. Корняков, Є.Б. Смірнов // Системи озброєння і військова техніка. – 2008. – № 4 (16). – С. 2-4.

3. Мелехов А.Н. Ситуационные советующие системы с нечеткой логикой / А.Н. Мелехов, Л.С. Бернштейн, С.Я. Коровин. – М.: Наука, 1990. – 272 с.

4. Певцов Г.В. Синтез алгоритмов многоальтернативного распознавания образов на основе количественных и качественных оценок признаков при проверке сложных гипотез по критерию максимума апостериорной вероятности / Г.В. Певцов, М.А. Олейник, Н.Г. Батулин // Прикладная радиоэлектроника. – 2006. – Т. 5, № 4. – С. 515-518.

5. Певцов Г.В. Синтез байесовских алгоритмов многоальтернативного распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями, на основе количественных и качественных оценок признаков / Г.В. Певцов, М.А. Олейник // Радиоэлектронні і комп'ютерні системи. – 2007. – № 1 (20). – С. 100-103.

6. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 2 / Б.Р. Левин. – М.: Сов радио, 1975. – 392 с.

Надійшла до редколегії 11.05.2009

Рецензент: д-р техн. наук проф. В.І. Карпенко, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

МЕТОД СИНТЕЗА ГИБРИДНЫХ АЛГОРИТМОВ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В УСЛОВИЯХ СТОХАСТИЧЕСКОЙ И НЕЧЕТКОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Г.В. Певцов

Разработан метод синтеза автоматизированных алгоритмов принятия управленческих решений по совокупности оценок количественных параметров и качественных факторов в условиях стохастической и нечеткой неопределенности относительно истинных значений параметров и высказываний, которые используются при анализе альтернатив

Ключевые слова: автоматизированные алгоритмы, управленческое решение, стохастическая и нечеткая неопределенность, анализ альтернатив.

SYNTHESIS METHOD OF MAKING DECISION HYBRID ALGORITHMS IN THE CONDITIONS OF THE STOCHASTIC AND UNCLEAR VAGUENESS

G.V. Pevtsov

The synthesis method of making administrative decisions automated algorithms is developed on the aggregate of estimations of quantitative parameters and high-quality factors in the conditions of stochastic and unclear vagueness in relation to the truth values of parameters and utterances which are used for the analysis of alternatives.

Keywords: automatic algorithms, administrative decision, stochastic and unclear vagueness, analysis of alternatives.