

В работе комплексно оценивается процедура управления информационным риском на основе качественных показателей, при этом показаны элементы оценки оптимальности ряда внутренних процессов данной процедуры, что имеет практическую и теоретическую ценность в рамках рассматриваемой проблемы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Золотарев В. В., Ткаченко К. П., Ширкова Е. А. Управление информационными рисками несоответствия требованиям нормативных документов в области защищенного электронного документооборота // Управление риском. 2008. № 1 (13). С. 47–53.
2. Золотарев В. В. Метод исследования программных средств защиты информации на основе компонентной модели информационной среды // Изв. ЮФУ. Технические науки. 2008. № 8. С. 87–94.
3. Золотарев В. В., Ширкова Е. А. Фундаментальные основы методик базового экспертного анализа информационных рисков // Прикладная дискретная математика. 2008. № 2 (2). С. 71–76.

УДК 519.7; 519.81

МЕТОД КОРРЕКТНОГО ОПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕСОВЫХ КОЭФФИЦИЕНТОВ АЛЬТЕРНАТИВ В ПРОЦЕДУРЕ АНАЛИЗА ИЕРАРХИЙ¹

С. И. Колесникова

Исследуется проблема, касающаяся противоречия метода анализа иерархий (МАИ), связанного с эффектом единичной нормировки, приводящей к тому, что предпочтения, выявленные на всем множестве альтернатив, могут не совпадать с «частными» предпочтениями на подмножестве альтернатив.

В МАИ на каждом этапе формируется матрица парных сравнений (МПС) альтернатив (признаков) (далее в контексте работы будем считать понятия альтернативы и признака идентичными) $\Theta = \{z_1, z_2, \dots, z_g\}$. Прежде чем сформулировать и доказать результат, в котором выясняются условия, при которых бинарное отношение (выражающее предпочтение альтернатив) $z_i \succ z_j (z_j \succ z_i)$ сохраняется на множествах $\Theta' = \{z_1, z_2, \dots, z_{g-1}\}$ ($\Theta' = \{z_1, z_2, \dots, z_{g+1}\}$), напомним требования к матрице относительных весов [1] $A = \|a_{ij}\|_{g \times g}$, $a_{ij} = w_i/w_j$, где w_i, w_j — компоненты весового вектора $W = \{w_1, w_2, \dots, w_g\}^T$, g — количество сравниваемых альтернатив: 1) $a_{ij} \geq 0$; 2) $a_{ij} = a_{ji}^{-1}$; 3) $a_{ij} = a_{ik}a_{kj}$; 4) число g является максимальным собственным значением матрицы A и для некоторого единственного (нормированного) вектор-столбца $W = \{w_1, w_2, \dots, w_g\}^T$ с положительными компонентами выполняется равенство $A \cdot W = g \cdot W$.

Обозначим через ρ бинарное отношение предпочтения одной альтернативы перед другой. Пусть заданы множества (наборы) альтернатив $\Theta_1 = \{z_1, z_2, \dots, z_{g-1}\}$ и $\Theta_2 = \{z_1, z_2, \dots, z_{g-1}, z_g\}$.

Теорема 1. Бинарные отношения (предпочтения) $z_i \rho_1 z_j, z_i \rho_2 z_j$, где $z_i, z_j \in \Theta_1 \subseteq \Theta_2$ ($i, j \in \{1, 2, \dots, g\}, i \neq j$), индуцированные на множествах Θ_1, Θ_2 посредством применения стандартной процедуры МАИ Саати, в общем случае не совпадают.

Изложим обобщенную процедуру вычисления весовых коэффициентов альтернатив (ВКА), ссылаясь на работы [1–3].

¹Работа выполнена при поддержке РФФИ, проекты № 07-01-00452, № 09-01-99014.

1. Построим МПС на каждом из этапов МАИ (по числу мер относительной важности альтернатив). Результатом каждого s -го этапа ($s \in \{1, 2, \dots, \nu\}$) является g -компонентный вектор нормализованных значений ВКА $W_s = \{w_1^s, w_2^s, \dots, w_g^s\}^T$. Введем весовые коэффициенты мер относительной важности признаков, обозначенные через c_s , $\sum_{s=1}^{\nu} c_s = 1$.
2. Формируем всевозможные векторы $(w_{ij}^s = w_{ij}^{s1}, w_{ij}^{s2})$ локальных ВКА уровня 1 по формулам

$$w_{ij}^{s1} = \frac{w_i^s}{w_i^s + w_j^s} \quad w_{ij}^{s2} = \frac{w_j^s}{w_i^s + w_j^s}, \quad (s \in \{1, 2, \dots, \nu\}), (i, j) \in \{1, 2, \dots, g\}.$$

3. Формируем матрицу $W = \|w_{ij}\|$, где векторы $w_{ij} = (w_{ij}^i, w_{ij}^j)$ — локальные ВКА (уровня 2) альтернатив z_i, z_j относительно всей совокупности мер относительной важности признаков, компоненты векторов находим по формулам

$$w_{ij}^i = \sum_{s=1}^{\nu} c_s \cdot w_{ij}^{s1}, \quad w_{ij}^j = \sum_{s=1}^{\nu} c_s \cdot w_{ij}^{s2}.$$

4. Глобальные значения ВКА считаем по одной из формул:

$$V_{ij}^{(1)} = \sum_{j=1}^g w_{ij}^i, \quad V_{ij}^{(2)} = \left(\prod_{j=1}^g w_{ij}^i \right)^{1/g} \quad (i \in 1, 2, \dots, g).$$

Свойство данной процедуры сформулировано в теореме 2.

Теорема 2. Бинарные отношения (предпочтения) $z_i \rho_1 z_j, z_i \rho_2 z_j, z_i, z_j \in \Theta_1 \subseteq \Theta_2$, $i \neq j$, индуцированные посредством применения стандартной процедуры МАИ на множестве Θ_1 и обобщенной процедуры интегрированного учета признаков на множестве Θ_2 , совпадают.

Доказательство теорем 1 и 2 опирается на свойства 1–4 МПС и специфику формул п. 2 процедуры.

Пример 1. Пусть оцениваются две альтернативы (два признака) z_1, z_2 по двум равновесным мерам относительной важности со следующими МПС:

$A_1 = \begin{bmatrix} 1 & 1/2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix}, A_2 = \begin{bmatrix} 1 & 4 \\ 1/4 & 1 \end{bmatrix}$. В результате стандартного применения МАИ получим

для альтернатив z_1, z_2 вектор ВКА $w = (w_1, w_2) = (0,567, 0,433)$. Так как $w_1 \geq w_2$, то $z_1 \succ z_2$. При оценивании трех альтернатив z_1, z_2, z_3 по тем же двум мерам отно-

сительной важности со следующими МПС: $A_1 = \begin{bmatrix} 1 & 1/2 & 3 \\ 2 & 1 & 7 \\ 1/3 & 1/7 & 1 \end{bmatrix}, A_2 = \begin{bmatrix} 1 & 4 & 1/3 \\ 1/4 & 1 & 1/5 \\ 3 & 5 & 1 \end{bmatrix}$

после стандартного применения МАИ получаем $w = (w_1, w_2, w_3) = (0,286, 0,354, 0,360)$, т.е. $z_2 \succ z_1$. Вектор ВКА в соответствии с вышеприведенной обобщенной процедурой (по шагам) для этих же исходных данных следующий: $w = (w_1, w_2, w_3) = (0,349, 0,325, 0,326)$. Таким образом, предпочтения между альтернативами z_1, z_2 не изменились: $z_1 \succ z_2$.

Дальнейшее развитие МАИ (и обобщенной процедуры) должно быть связано с выяснением условий правомочности применения линейной свертки при оценивании ВКА (шаг 4 вышеизложенного алгоритма), поскольку данный способ агрегирования не всегда корректен и может приводить к неточности в принятии решений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Саати Т. Л. Принятие решений. Метод анализа иерархий. М.: Радио и связь, 1989. 311 с.
2. Клир Дж. Системология. Автоматизация решения системных задач. М.: Радио и связь, 1990. 538 с.
3. Самохвалов Ю. Я. Групповой учет относительного превосходства альтернатив в задачах принятия решений // Кибернетика и системный анализ. 2003. № 6. С. 141–145.

УДК 519.7; 519.81

ПОДХОД К РАСПОЗНАВАНИЮ СОСТОЯНИЙ
ТЕХНИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ НА ОСНОВЕ МУЛЬТИМНОЖЕСТВ¹

С. И. Колесникова, В. Г. Букреев

Предлагается подход к распознаванию состояний сложного динамического объекта на основе математического аппарата энтропии и формализма мультимножеств, в рамках которого излагается двухэтапная процедура идентификации состояния технической системы.

Введение. Энтропию системы можно рассматривать как количество информации, связанной со структурой системы. Другими словами, энтропия может рассматриваться как мера «структурированности» некоторого состояния или мера «удаленности» структуры одного состояния от структуры другого [1]. Именно этот подход и положен в основу предложенного ниже метода распознавания технического состояния (ТС) динамической системы (ДС).

Введем случайную величину Y — значение квантованного цифрового сигнала, выраженное числом уровней квантования (в терминах распознавания образов выраженное числом градаций признака — уровня квантования) $\nu \in U$, где множество $U = \{1, 2, \dots, \nu\}$ — домен, или универсальное множество, мощность которого равна максимальному уровню квантования, характерному для данной модели. Под структурным составом сигналов ТС ДС будем понимать набор значений шагов квантования, выделенных для кодирования сигналов, присущих фиксированному ТС (выделенному по обучающей выборке (ОВ) в виде реализаций временного ряда — дискретных отсчетов случайного процесса — модели ДС).

Постановка задачи. Пусть задан случайный процесс (СП) (X, Y) , характеризующий состояние динамического объекта (системы), функционирующего на интервале времени от t_0 до T , где $X(t)$ — вектор переменных состояния системы; $Y(t) = f(X(t), \eta) + \xi(t)$ — случайная наблюдаемая N_Y -мерная векторная функция; $\xi(t)$, $\eta(t)$ — шумы достаточно общей природы. Относительно СП (X, Y) выдвинуто $I > 1$ альтернативных гипотез $\Omega = \{\Omega_1, \Omega_2, \dots, \Omega_I\}$, составляющих полную группу событий и физически интерпретируемых как классы технических состояний частично наблюдаемой ДС. Наблюдение величины $Y(t)$ осуществляется в моменты $t_j = t_0 + j\Delta$, $j = \overline{0, n}$, с шагом дискретизации $\Delta > 0$, по имитационной модели данной ДС. Задача состоит в отнесении (в момент t или на некотором фиксированном интервале $[t', t'']$) наблюдаемой реализации $Y(t)$ к ТС (классу) Ω_i , $i = \overline{0, I}$.

Решение задачи. Поставим в соответствие каждому выделенному ТС Ω_i мультимножество [2] $\Theta_i = \{k_{\Theta_i}(x) \bullet x | x \in U, k_{\Theta_i}(x) \in \mathbb{Z}\}$. Здесь $k_{\Theta_i}(x)$ называется функцией числа экземпляров мультимножества (ММ), определяющей кратность вхождения элемента $x \in U$ в ММ Θ_i , что обозначено символом $\bullet x$. Любое ММ $G = (g_1, g_2, \dots, g_n)$

¹Работа выполнена при поддержке РФФИ, проекты № 07-01-00452, № 09-01-99014.