

## ПОСТРОЕНИЕ И ОБОСНОВАНИЕ ОБОБЩЕННОГО ДЕРЕВА КРИТЕРИЕВ ЦЕННОСТИ ПРИ УЧЕТЕ РАЗЛИЧНЫХ ТОЧЕК ЗРЕНИЯ НА ПРОБЛЕМУ МНОГОКРИТЕРИАЛЬНОГО ОЦЕНИВАНИЯ

*Ильина Е.П., Ольховская Ю.В., Слабостицкая О.А.*

Институт программных систем НАН Украины, 252187, г. Киев-187, пр. Глушкова,40,  
факс 266 62 63, тел. (044) 266 55 07, e-mail ilyina@isofts.kiev.ua

Представлены формальная модель экспертной точки зрения на иерархию критериев ценности объектов заданного класса и модель, отображающая результат обобщения различных точек зрения. Описаны методы анализа моделей, формируемых носителями точек зрения, предоставляющие необходимые основания для выбора адекватной формы обобщения и оценки качества его результата. Предложены две формы обобщения - компромиссный выбор и компромиссное усреднение. В обоих случаях учитывается как структура иерархии критериев ценности, так и ее концептуальная аргументация.

Formal models for the expert viewpoint as to given class objects' value tree and for the result of different view-points aggregation are represented. Analysis methods giving necessary bases for the aggregation adequate form choice and its quality assessing for the models forming by viewpoints owners are described. Two aggregation forms such as compromise choice and compromise averaging are proposed. Both considers value tree structure and its conceptual argumentation.

### **Введение**

Моделирование функции ценности в виде дерева характеристик, рассматриваемых как отдельные критерии ценности, является определяющей особенностью целого ряда прямых и аксиоматических методов многокритериального экспертного оценивания [1],[2],[3]. Их применение в процессах коллективного решения проблем в предметной области (ПрО) принятия решений традиционно опирается на следующие априорные предположения:

- совпадение взглядов всех участников решения проблемы на состав и структуру дерева критериев ценности;
- отсутствие различий в уровне информированности и целевых установках участников.

Экспертные процедуры, использующие данные методы, реализуют акт автоматического вычисления значений ценности экспертируемых альтернатив на основании их обобщенных оценок по листьям априорно заданного дерева согласно функции ценности заданного вида [4],[5],[6]. При этом принятие сформулированных выше предположений позволяет не рассматривать при анализе полученных результатов контекст построения дерева ценности и обоснование его состава и структуры. Это вполне приемлемо в традиционной экспертизе, когда все участники решения проблемы представляют единую точку зрения на ПрО экспертизы.

Однако для современных задач многокритериального оценивания в ПрО управления, в частности, в инновационной [7] и экспертно-аналитической [8] деятельности, характерны динамичность внешних условий, комплексный характер решаемой проблемы и разнонаправленность целевых интересов, связанных с оцениваемыми объектами. Все это требует вовлечения в процесс многокритериального оценивания носителей разных профессиональных и ведомственных точек зрения на решаемую проблему, а также обоснования результатов решения, адресованного ряду лиц и организационных структур, участвующих в процессах их согласования и утверждения.

В таких условиях построение дерева ценности должно опираться на выявление и обобщение его версий, соответствующих разным профессиональным и ведомственным точкам зрения на ПрО экспертизы. При поддержке экспертного решения проблем в отраслевых информационно-аналитических системах появляется возможность последовательного формирования онтологических описаний профессиональной деятельности в ПрО и накопления информации об экспертных взглядах, которая может быть использована при формировании деревьев ценности.

Цель работы - создание методов формального анализа и обобщения экспертных версий дерева ценности. Средства её достижения - разработка аппарата формального представления аргументированной экспертной точки зрения на иерархию критериев ценности и метрического подхода к обобщению таких точек зрения, формализованных в рамках этого аппарата.

### **Аргументированное дерево критериев ценности**

Пусть

О - некоторый класс объектов ПрО принятия решений;

$$PG = \langle O; S; vch \rangle \quad (1)$$

экспертная проблема многокритериального оценивания объектов  $o \in O$ , решаемая с использованием деревьев ценности, в которой:

$S=\{s_i, i \geq 1\}$  - множество потенциальных участников решения проблемы (носителей разных профессиональных и ведомственных точек зрения на ПрО),

$vch$  - характеристика объектов  $o \in O$ , значение которой определяет их ценность для субъектов  $s \in S$  при решении проблемы PG (называемая в дальнейшем характеристикой ценности).

Тогда для решения проблемы PG необходимо использование модели экспертируемых объектов, учитывающей наиболее эффективным образом все актуальные для PG точки зрения. Ее формирование осуществляется аналитиком, организующим проведение специальной экспертной процедуры, где экспертная группа P включает представителей актуальных точек зрения, носители которых входят в множество S (см. выражение (1)).

Для определения такой модели введем особую структуру знаний эксперта  $j \in P$ , формируемую им в ходе этой процедуры, а именно *индивидуальное аргументированное дерево критериев ценности* объектов класса O  $AT(O, j)$  для  $j$ . В качестве искомой модели выберем *обобщенное аргументированное дерево критериев ценности* объектов класса O для группы экспертов P  $AT^*(O, P)$ , представляющее собой результат обобщения множества  $AT=\{AT(O, j), j \in P\}$  индивидуальных аргументированных деревьев, сформированных экспертами  $j \in P$ . Это обобщение выполняется аналитиком данной процедуры с помощью методов, рассмотренных в последующих разделах настоящей работы.

Как индивидуальное, так и обобщенное аргументированное дерево представим в виде пары, включающей соответствующее ему дерево ценности и обоснование этого дерева [9]. При этом дерево ценности рассматривается как дерево характеристик объектов  $o \in O$ , где корневой вершиной является характеристика ценности  $vch$  (см. выражение (1)), узлы первого уровня определяют семантическое разбиение  $vch$  согласно учитываемым аспектам ее рассмотрения, промежуточные узлы играют такую же роль по отношению к узлам - своим непосредственным предшественникам, а терминальные вершины (листья) соответствуют непосредственно оцениваемым параметрам. Дополнительно предполагается выполнение для множества вершин дерева ценности следующих условий семантической полноты и непротиворечивости:

- каждый уровень дерева образован теми, и только теми, характеристиками объектов  $o \in O$ , которые реализуют отношение part of относительно их общего непосредственного предшественника;
- множество листьев дерева допускает внутренне непротиворечивое оценивание каждым из субъектов  $s \in S$  (см. выражение (1)).

Формально определим индивидуальное и обобщенное аргументированное дерево критериев ценности как кортежи одинаковой структуры

$$AT(O, j) = \langle Q_j(O), T_j^+(O), \gamma_j(O), A_j^+(O), A_j^-(O) \rangle, j \in P; \quad (2)$$

$$AT^*(O, P) = \langle Q_p^*(O), T_p^+*(O), \gamma_p^*(O), A_p^+*(O), A_p^-*(O) \rangle. \quad (3)$$

Элементы кортежа (2), описывающего индивидуальное аргументированное дерево, имеют следующий смысл:

$Q_j=Q_j(O)$  - множество всех характеристик объектов класса O, которые эксперт j считает актуальными для ценности этих объектов;

$T_j^+=T_j^+(O) \subseteq Q$  - множество характеристик объектов класса O, которые эксперт j включает в состав вершин формируемого им дерева ценности  $T_j$ ;

$\gamma_j = \gamma_j(O)$  - сужение отношения part of на множество  $T_j^+$ , такое, что  $\forall(x, y) \in T_j^+ \quad x \gamma_j y$  тогда и только тогда, когда в  $T_j$  характеристика y непосредственно подчинена характеристике x;

$A_j^+ = A_j^+(O)$  - аргументация включения характеристик в состав вершин  $T_j$  в фиксированной позиции (позитивная аргументация);

$A_p^- = A_p^-(O)$  - аргументация невозможности включения актуальных характеристик из  $Q_j$  в состав  $T_j^+$  в силу семантических, прагматических либо коммуникационных причин (негативная аргументация), причем

$$A_j^+ = \{Arg_{ju}^+(b', x), Arg_{jv}^+(b'', x, y); x, y \in Q_j; u=1,2; v=3,4\}; \quad (4)$$

$Arg_{ju}^+(b', x)$  - элемент аргументации (соответственно позитивной либо негативной), имеющий тип u и аргументирующий характеристику  $x \in Q_j$  в  $AT(O, j)$ ;

$Arg_{jv}^+(b'', x, y)$  - элемент аргументации (соответственно позитивной либо негативной), имеющий тип v и аргументирующий характеристику  $x \in Q_j$  в  $AT(O, j)$  в связи с характеристикой  $y \in T_j, y \neq x$ ;

$b', b''$  - основания элемента аргументации. Ими служат объекты опыта собственной профессиональной деятельности эксперта j или известной ему деятельности других специалистов ПрО принятия решений. В состав множества оснований могут входить элементы специальной онтологии деятельности в ПрО. К ним относятся [10]:

- проблемы, решаемые по поводу объектов ПрО;
- документы, содержащие информацию об их характеристиках;
- организационные структуры и профессиональные группы, интересы эффективной коммуникации с которыми должны быть соблюдены (субъекты взаимодействия).

Элементы кортежа (3) для обобщенного аргументированного дерева  $AT^*(O, P)$  описываются с помощью тех же выражений, что и соответствующие элементы кортежа (2) для индивидуального дерева, но, в отличие от

них, представляют собой результаты применения метода, выбранного аналитиком при формировании  $AT^*(O, P)$  среди рассмотренных ниже методов обобщения.

Для упрощения нотации будем в дальнейшем опускать в выражениях (2)-(4) идентификаторы  $O, P, j$ , когда это не приводит к неоднозначности понимания.

Охарактеризуем состав, структуру и содержание аргументации, используемой в составе  $AT$  (как формируемого экспертом, так и обобщенного).

Тип  $u \in \{1, 2, 3, 4\}$  аргументации характеристики  $x$  относительно  $AT$  связан:

- с потенциальной информированностью относительно характеристики  $x$  субъектов  $s \in S$  процесса решения проблемы  $PG$  ( $u=1$ );

- с действующими нормативными предписаниями ( $u=2$ );

- с выявленными в ходе профессиональной деятельности структурными соотношениями, регламентирующими возможность и необходимость сочетания, в одном структурном элементе  $Z$  дерева ценности  $T$ , пары отдельных актуальных характеристик  $(x_1, x_2) \in Q$  при детализации характеристики ценности  $vch$  оцениваемых объектов ( $u=3$ ).

При этом структурный элемент  $Z$  может представлять собой:

- пару характеристик  $(x_1, x_2)$ , второй элемент которой непосредственно подчинен первому в дереве  $T$ ;

- множество  $N(y) = \{x_i, i \geq 1\}$  характеристик, претендующих на одновременное непосредственное подчинение некоторой характеристике  $y$ .

К числу регламентируемых соотношений относится:

- соположенность  $\alpha(x_1, x_2)$

$$(x_1 \in Z) \rightarrow (x_2 \in Z);$$

- взаимоисключенность  $\delta(x_1, x_2)$

$$(x_1 \in Z) \rightarrow (x_2 \notin Z);$$

- взаимодополнительность  $\lambda(x_1, x_2)$

$$(x_1 \notin Z) \leftrightarrow (x_2 \in Z).$$

Состав и содержание допустимых элементов позитивной и негативной аргументации характеристик относительно аргументированного дерева ценности представлены в таблице 1.

Таблица 1 - Состав, структура и содержание допустимой аргументации

| Основание для элемента Аргументации | Формулировка элемента аргументации позиции характеристики $x_1$   |   |
|-------------------------------------|---|---|
|                                     | Позитивной  | Негативной  |
| Проблема (PR) или Документ (DC)     | Обеспечивает информированность субъектов $s \in S$ (см. выражение (1)) относительно $x_1$ :<br>$Arg_1^+(PR, x_1)$ или $Arg_1^+(DC, x_1)$  | Определяет невозможность для субъектов $s \in S$ получения информации об $x_1$<br>$Arg_1^-(PR, x_1)$ или $Arg_1^-(DC, x_1)$   |
|                                     | Нормативно регламентирует для субъектов $s \in S$ необходимость учета $x_1$ :<br>$Arg_2^+(PR, x_1)$ или $Arg_2^+(DC, x_1)$  | Нормативно регламентирует для субъектов $s \in S$ недопустимость использования $x_1$ :<br>$Arg_2^-(PR, x_1)$ или $Arg_2^-(DC, x_1)$   |
|                                     | С необходимостью соотносит $x_1$ с другой характеристикой $x_2 \in T^+$ , которой $x_1$ непосредственно подчинена ( $x_2 \gamma x_1$ ), посредством соположенности $\alpha(x_2, x_1)$ :<br>$Arg_3^+(PR, x_1, x_2)$ или $Arg_3^+(DC, x_1)$ | -   |
|                                     | Соотносит $x_1$ с другой характеристикой $x_2 \in T^+$ того же уровня в $T$ , что и $x_1$ , посредством соположенности $\alpha(x_2, x_1)$ :<br>$Arg_4^+(PR, x_1, x_2)$ или $Arg_4^+(DC, x_1)$   | Соотносит $x_1$ с другой характеристикой $x_2 \in T^+$ посредством взаимодополнительности $\lambda(x_1, x_2)$ на одном уровне $T$ :<br>$Arg_3^-(PR, x_1, x_2)$ или $Arg_3^-(DC, x_1)$ |
|                                     |   | Соотносит $x_1$ с другой характеристикой $x_2 \in T^+$ посредством взаимоисключенности $\delta(x_2, x_1)$ на одном уровне $T$ :<br>$Arg_4^-(PR, x_1, x_2)$ или $Arg_4^-(DC, x_1)$     |
| Субъект взаимодействия (SB)         | Практика работы $SB$ с оцениваемыми объектами показывает необходимость учета характеристики $x_1$ : $Arg_1^+(SB, x_1)$  | Практика работы $SB$ с оцениваемыми объектами не допускает использования характеристики $x_1$ : $Arg_1^-(SB, x_1)$  |

Введем формальные условия несовместимости систем  $A^+(AT_1, x)$  и  $A^-(AT_2, x)$ , элементов аргументации характеристики  $x \in Q$  относительно  $AT_1$  и  $AT_2$  ( $AT_1 \neq AT_2$ ). Непосредственные противоречия определим с помощью следующих условий:

$$(Arg_i^+(b', x) \in A^+(AT_1, x)) \wedge (Arg_i^-(b'', x) \in A^-(AT_2, x)), i = 1, 2 \quad (5)$$

$$(Arg_4^+(b', x, y) \in A^+(AT_1, x)) \wedge (Arg_3^-(b'', x, y) \in A^-(AT_2, x)) \quad (6)$$

$$(Arg_4^+(b', x, y) \in A^+(AT_1, x)) \wedge (Arg_4^-(b'', x, y) \in A^-(AT_2, x)), \quad (7)$$

где  $A^+(AT_i, x)$  и  $A^-(AT_i, x)$  - соответственно позитивная и негативная аргументация характеристики  $x \in Q$ , входящая в состав  $AT_i$ ,  $i=1, 2$ .

Условия опосредованных противоречий выводятся из (5)-(7) и касаются характеристик  $x_i$ , не входящих в один и тот же элемент аргументации.

### Метрический подход к обобщению аргументированных деревьев ценности

Процесс формирования  $AT^*(O, P)$  рассмотрим как частный случай реализации общей методологической схемы обобщения экспертных мнений [11,12] для мнений специального вида, в качестве которых выступают  $AT_j$  вида (2),(4), полученные от экспертов  $j \in P$ . Отметим, что с одной стороны для таких мнений неприменим геометрический подход [13], ориентированный на обобщение неметризованных порядков. С другой стороны, в общем случае не выполняется и базовое для статистического подхода [12] предположение о существовании зависимости ценности оцениваемых объектов от их характеристик, взаимоприемлемой для экспертов  $j \in P$  либо отражающей некоторую объективную закономерность ПрО принятия решений. Поэтому для разработки эффективного метода обобщения множества  $\{AT_j, j \in P\}$ , не требующего их непосредственного согласования, воспользуемся метрическим подходом [11].

В соответствии со структуризацией процесса обобщения экспертных мнений в рамках экспертной методологии [11,12], выделим три этапа формирования  $AT^*(O, P)$ :

- анализ корреляционной структуры множества, подлежащего обобщению,

$$AT = \{AT_j, j \in P\};$$

- непосредственное определение элементов кортежа (3) для  $AT^*(O, P)$  с учетом выявленной структуры  $AT$  (если она допускает обобщение) или же принятие решения о невозможности формирования  $AT^*(O, P)$  и ее причинах;

- оценка качества результата обобщения.

Будем в дальнейшем считать, что в множестве  $Q = \cup_{j=1, \dots, m} Q_j$  всех характеристик оцениваемых объектов, актуальность которых признается хотя бы одним экспертом  $j \in P$ , отсутствует синонимия наименований характеристик, и они занумерованы числами от 1 до  $|Q|$  таким образом, что

$$\forall (x_u, x_v) \in Q, u, v = 1, \dots, |Q| \quad (x_u = x_v) \Leftrightarrow (u = v).$$

При реализации выделенных выше этапов формирования  $AT^*(O, P)$  воспользуемся предложенным в [14] рассмотрением дерева  $T_j = \langle T_j^+, \gamma_j \rangle$  для  $AT_j$ ,  $j=1, \dots, m$  как специального бинарного отношения непосредственной подчиненности  $\rho_j$ , индуцируемого отношением  $\gamma_j$  на множестве  $Q$ . Отношение  $\rho_j$  удобно определить посредством матричного способа задание, сопоставив, согласно [15], каждому  $AT_j$  матрицу  $R_j = \| r_{uvj} \|_{u,v=1, \dots, |Q|}$  соответствующего ей отношения  $\rho_j$  с элементами

$$\begin{aligned} r_{uvj} &= 1, \text{ если } x_u \gamma_j x_v, u \neq v; \\ r_{uvj} &= -1, \text{ если } x_v \gamma_j x_u; \\ r_{uvj} &= 0, \text{ если } (\neg x_u \gamma_j x_v) \wedge (\neg x_v \gamma_j x_u), u \neq v. \end{aligned} \quad (8)$$

Для диагональных элементов  $R_j$  положим  $r_{uu} = \theta$ ,  $u=1, \dots, |Q|$  ( $\theta$  - специальное обозначение для элементов  $R_j$ , значения которых не влияют на  $AT^*(O, P)$ ).

Чтобы корректно учесть при обобщении  $AT_j$  структурные ограничения, указанные в их аргументации, дополнительно сопоставим  $AT_j$  аргументирующий кортеж  $\Xi_j = \langle \alpha_j^t, t \in \{1, \dots, 8\} \rangle$  дихотомических признаков  $\alpha_j^t \in \{0; 1\}$ , определенных на  $Q$ . Сохраняя введенные выше обозначения (4), положим

$$\alpha_j^t(x_u) = 1 \text{ (соответственно } \alpha_j^t(x_u) = 0),$$

если в составе  $AT_j$ :

- позитивная аргументация  $A_j^+$  содержит (соответственно, не содержит) элементы типа  $t$  относительно характеристики  $x_u \in Q$ , а именно  $Arg_{jt}^+(b', x_u)$  (при  $t \in \{1, 2\}$ ) либо  $Arg_{jt}^+(b'', x_u, y)$  (при  $t \in \{3, 4\}$ );

- негативная аргументация  $A_j^-$  содержит (соответственно, не содержит) элементы типа  $s=t-4$  относительно характеристики  $x_u \in Q$ , а именно  $Arg_{js}^-(b', x_u)$  (при  $t \in \{5, 6\}$ ) либо  $Arg_{js}^-(b'', x_u, y)$  (при  $t \in \{7, 8\}$ ).

Заметим, что выражение (4) для  $AT_j$  непосредственно определяет следующие соотношения между элементами соответствующих ему матрицы  $R_j$  (8) и кортежа  $\Xi_j$ :  $\forall u = 1, \dots, |Q|$

$$\begin{aligned} \forall t \in \{1,2,3,4\} (\alpha_j^t(x_u) = 1) &\Rightarrow (r_{uvj} = r_{vuj} = 0, v=1,\dots,|Q|); \\ (\alpha_j^t(x_u)=1, t \in \{5,6\}) &\Rightarrow ((\exists v_t, \geq 2 \mid r_{uv_t}=1) \wedge (r_{uv} = 0, v=1,\dots,|Q|)) \wedge (\exists v_\zeta, \zeta \geq 2 \mid r_{uv_\zeta} = -1, r_{v_\zeta u} = 1); \\ (\alpha_j^t(x_u) = 1, t=8) &\Rightarrow (\exists v \mid \forall w: r_{wu} = 1 \wedge r_{vw} = 1); \\ ((\alpha_j^t(x_u) = 1, t=7) &\Rightarrow (\exists v: (r_{vu}=1) \wedge (\exists p: r_{vp}=1)), \end{aligned} \quad (9)$$

где  $x_v$  - характеристика, соположенность  $\alpha(x_v, x_u)$  с которой характеристики  $x_u$  аргументируется элементами  $\text{Arg}_{j^{\pm}}(b'', x_u, x_v)$ .

Таким образом,

$$AT_j = \langle R_j, \Xi_j \rangle, j=1,\dots,m; \quad AT^* = \langle R^*, \Xi^* \rangle, \quad (10)$$

причем компоненты  $R_j, \Xi_j$  и  $R^*, \Xi^*$  удовлетворяют условиям (9).

Согласно принципам метрического подхода, прежде всего определим расстояние между двумя произвольными  $AT_j$  как расстояние между матрицами  $R_j$  соответствующих им отношений подчиненности  $\rho_j$ . Применим для этого метрики  $\delta^h$  и  $\delta^e$ , предложенные в [14] А.М. Раппопортом и М.В. Шнейдерманом как аналоги известных метрик - Хемминга и евклидовой - на основании аксиоматических расстояний Богарта для бинарных отношений [15],[16]. Тогда

$$d^h(AT_i, AT_j) = \delta^h(R_i, R_j) = \sum_{1 \leq u < v \leq |Q|} |r_{uvi} - r_{uvj}| \quad (11)$$

$$d^e(AT_i, AT_j) = \delta^e(R_i, R_j) = [\sum_{1 \leq u < v \leq |Q|} (r_{uvi} - r_{uvj})^2]^{1/2}. \quad (12)$$

### Анализ корреляционной структуры экспертных аргументированных деревьев ценности

Представление аргументированного дерева ценности в виде (9),(10) определяет два аспекта выявления корреляционной структуры множества  $AT = \{AT_j, j \in P\}$ :

- с позиций состава и структуры взаимосвязей вершин соответствующих  $AT_j$  деревьев ценности  $T_j$ ;
- с позиций состава элементов аргументации  $A_j = A_j^+ \cup A_j^-$ .

Первый аспект может поддерживаться посредством формирования и анализа матриц  $D^h = \|d_{ij}^h\|_{i,j=1,\dots,m}$  и  $D^e = \|d_{ij}^e\|_{i,j=1,\dots,m}$  нормированных попарных расстояний (11) и (12) между  $AT_j$ , подлежащими обобщению. Такой анализ предназначен для выявления в  $D^h$  и(или) в  $D^e$  блоков и отдельных элементов, достаточно близких к нулю или к единице. Очевидно, первые соответствуют парам  $AT_j$ , содержащим  $T_j$  сходной структуры. Их выявление предоставляет основания для выдвижения гипотез о наличии и составе в множестве  $AT$  компактных подгрупп  $AT_j$ , принадлежащих одной точке зрения на оцениваемые объекты. Кроме того, обнаружение в анализируемых матрицах строки с номером  $v$  (и столбца, поскольку  $D^h$  и  $D^e$  являются симметричными) с элементами, близкими к нулю (или, по крайней мере, значительно меньшими среднего значения элементов матрицы) свидетельствует о типичности  $AT_v$  в множестве  $AT$ . Такое  $AT_v$  может рассматриваться как версия  $AT^*(O, P)$  из класса  $CC$  компромиссных выборов при непосредственном формировании  $AT^*$ , рассмотренном в следующем разделе. С другой стороны, элементы  $D^h$  и(или)  $D^e$ , близкие к 1, могут указывать:

- на нестандартность точки зрения, представленной некоторым  $AT_v \in AT$ , если  $v$ -я строка анализируемой матрицы составлена почти единичными (или по крайней мере значительно превышающими среднее по матрице) элементами;
- на конфликтность взглядов, отображенных в  $AT_u$  и  $AT_v$ , если предыдущая ситуация имеет место только для элемента  $d^h(AT_u, AT_v)$  или  $d^e(AT_u, AT_v)$ , а остальные элементы анализируемой матрицы достаточно близки к 1/2;
- на отсутствие выраженности какой-либо определенной точки зрения для некоторого  $AT_v$ , если в соответствующей ему строке  $v$  (и столбце) почти единичные элементы расположены случайным образом. При этом причиной такой непредставительности состава и структуры дерева ценности  $T_v$  может быть как недостаточная компетентность эксперта  $v$ , так и влияние конъюнктурных соображений.

Отметим, что в начале анализа  $D^h$  и  $D^e$  может быть полезна специальная процедура автоматического получения их блочной и квази-блочной структуры, то есть осуществление (посредством итерационного алгоритма [17]) такой перестановки строк и столбиков, которая минимизирует критерий

$$\sum_{i,j=1,\dots,m} d_{ij}^h(i-j)^2.$$

Анализ корреляционной структуры множества  $AT$  с позиций состава элементов аргументации  $AT_j$  целесообразно начинать с построения матриц  $IPC^k = \|c_{ij}^k\|$ ,  $k \in \{1,2,3\}$  взаимной парной непротиворечивости типа  $k$ . Элементы  $IPC^k$  - коэффициенты  $c_{ij}^k$  взаимной парной непротиворечивости типа  $k$  - определим как нормированные количества объектов нарушения, для каждой пары  $(AT_i, AT_j) \in AT$ , условий отсутствия непосредственных противоречий между аргументацией  $AT_i$  и  $AT_j$ , приведенных в предыдущем разделе (т.е. условия (5) при  $k=1$ , (6) при  $k=2$ , (7) при  $k=3$ ). Нормирующей величиной является  $|Q|$  при  $k=1$  и  $|Q|(|Q|-1)/2$  при  $k=2,3$ .

Последующий анализ  $IPC^k$  осуществляется аналогично анализу матриц  $D^{h(e)}$ , рассмотренному выше. Если результаты анализа свидетельствуют, что большинство элементов этих матриц существенно превышает  $1/2$ , имеет смысл одно из следующих решений:

- отказ от получения  $AT^*$ ;
- игнорирование наиболее противоречивых элементов аргументации, если это не приводит к существенным искажениям структуры  $T_j$ , соответствующих обобщаемым  $AT_j$ ;
- разбиение множества  $AT$  на подмножества, в пределах которых  $c_{ij}^k$ , по крайней мере, не превышает  $1/2$ , и формирование версий  $AT^*$  для каждого из них;
- исключение характеристик - объектов противоречий из состава  $T^*$ .

При выявлении корреляционной структуры  $AT$  в зависимости от типа аргументации могут быть полезны известные в анализе данных нечисловой природы [18] показатели уровня зависимости и близости для нечисловых характеристик, которые позволяют описать структуру  $AT$  с позиций, принципиально отличных от рассмотренных выше. Эти показатели последовательно вычисляются для множеств  $\{\alpha_j^t, j=1, \dots, m\}$  дихотомических признаков каждого из типов  $t \in \{1, \dots, 8\}$ .

К числу таких показателей принадлежит, в первую очередь, коэффициент вариации нечисловых признаков

$$\eta(\alpha_j^t, j=1, \dots, m) = 2(|Q|^2 - (n_0^t)^2 - (n_1^t)^2)/|Q|^2, \quad (13)$$

где  $n_0^t, n_1^t$  - количества характеристик  $x \in Q$ , для которых хотя бы один признак  $\alpha_j^t$  имел значение соответственно 0 или 1.

Отметим, что  $\eta$  может играть как роль уровня согласованности аргументации всех аргументированных деревьев из множества  $AT$  (соответственно, позитивной, типа  $t$ , при  $t \in \{1, 2, 3, 4\}$ , и негативной, типа  $s=t-4$ , при  $t \in \{5, 6, 7, 8\}$ ), так и аналогичную роль для пары  $AT_j$ , обеспечивая возможность формирования матрицы  $\|\eta(\alpha_u^t, \alpha_v^t)\|_{u,v=1, \dots, m}$ . Ее последующий анализ может осуществляться аналогично анализу  $D^{h(e)}$ .

Вторым показателем является матрица частот  $\|q_{uv}^t\|$  случаев равенства  $\alpha_u^t(x) = \alpha_v^t(x)$ ,  $x \in Q$ ,  $t=1, \dots, 8$ .

В роли третьего показателя может использоваться матрица коэффициентов Крамера  $\|k_{uv}^t\|_{u,v=1, \dots, m}$  с элементами

$$k_{uv}^t = ((\chi^2)/|Q|)^2, \chi^2 = Q \sum_{i,j=1,2} (n_{ij}^t - n_{i*}^t - n_{*j}^t)^2 / n_{i*}^t n_{*j}^t, \quad (14)$$

$$n_{i*}^t = n_{i1} + n_{i2}; n_{*j}^t = n_{1j} + n_{2j}, t=1, \dots, 8,$$

где  $n_{ij}^t$  - количество признаков  $x \in Q$ , для которых одновременно  $\alpha_u^t(x)=i$  и  $\alpha_v^t(x)=j$ .

В случае необходимости, дополнительную информацию о корреляционной структуре аргументации определенного типа для обобщаемых  $AT_j$  может также предоставить описанный выше анализ матрицы значений таких специфических для нечисловых признаков статистик [18], как нормируемое взаимное количество информации (оценивающее качество прогноза одного из признаков  $\alpha_u^t$  на основании значений другого признака  $\alpha_v^t$ ) и коэффициент Юла для дихотомических признаков.

Результаты анализа корреляционной структуры множества  $AT$  предоставляют основания для принятия двух взаимоисключающих решений:

- об отказе от формирования  $AT^*$  и причине отказа;
- о методе формирования версий  $AT^*$  и значениях параметров выбранного метода.

### Формирование версий обобщенного аргументированного дерева ценности

Определим два класса версий  $AT^*$  - *компромиссные выборы* (CC) и *компромиссные усреднения* (CA), каждому из которых соответствует специальный метод обобщения множества  $AT$ .

Пусть

$\mu = \mu^{CC}$  - метрика на множестве  $\{R_j, j=1, \dots, m\}$  матриц вида (8), соответствующих обобщаемым  $AT_j$ ;

$\varphi: (R_0^+)^m \rightarrow R_0^+$  - некоторая скалярная неотрицательная функция  $m$  неотрицательных аргументов, монотонно неубывающая по каждому из аргументов, а также удовлетворяющая условиям анонимности и принципу Парето [11], которую будем в дальнейшем называть *функцией ущерба*;

$C_{ij}^k = c_{ij}^k, j=1, \dots, m, k=1, 2, 3$  - вектор взаимной коэффициентов непротиворечивости аргументации  $AT_i$  и  $AT_j$ , имеющих тип  $k$  (они рассмотрены в предыдущем разделе настоящей работы).

Определим  $(\varphi, \mu^{CC})$ -компромиссный выбор для  $AT^*$  как  $AT^{CC}(\varphi, \mu^{CC}) = \langle R^{CC}(\varphi, \mu^{CC}), \Xi(\varphi, \mu^{CC}) \rangle \in AT$ , для которого отсутствуют противоречия между его аргументацией и аргументацией любого  $AT_j \neq AT^{CC}$ , т. е.  $C^{CCk} = 0, k=1, 2, 3$ , а матрица  $R^{CC}$  удовлетворяет условию:

$$R^{CC}(\varphi, \mu^{CC}) = \operatorname{argmin}_{i=1, \dots, m, C_{ik}=0, k=1, 2, 3} \varphi(\mu^{CC}(R_i, R_j), j=1, \dots, m). \quad (15)$$

Таким образом, элементами класса CC являются  $(\varphi, \mu^{CC})$ -компромиссные выборы  $AT^{CC}(\varphi, \mu^{CC})$ , соответствующие различным парам  $(\varphi, \mu^{CC})$ .

Пусть, дополнительно,

$GAT = GAT(AT, vch) = \{GAT_u = \langle GR_u, G\Xi_u \rangle, u \geq 1\}$  - множество всех представлений (10) для формально порожденных структур вида (3),(4), где корневой вершиной графа, определяемого матрицей  $GR_u$ , является

характеристика ценности  $vch$  (см. выражение (1)), узлами служат характеристики  $x \in Q = \cup_{j=1, \dots, m} Q_j$ , количество уровней не превышает максимального числа уровней  $T_j$  в  $AT_j$ ,  $j=1, \dots, m$ , а матрица  $GR_u$  и кортеж  $G\Xi_u$  удовлетворяют условиям (9);

$\sigma: (\{G\Xi_u \in GAT_u, u \geq 1\})^m \rightarrow \{G\Xi_u \in GAT_u, u \geq 1\}$  - некоторая функция, удовлетворяющая условиям анонимности и принципу Парето, определенная на  $m$ -й декартовой степени множества  $\{G\Xi_u \in GAT_u, u \geq 1\}$ , значения которой принадлежат самому множеству  $\{G\Xi_u \in GAT_u, u \geq 1\}$ . В дальнейшем будем называть  $\sigma$  *функцией, задающей стратегию обобщения аргументации*.

Отметим, что имеют место следующие соотношения

$$AT \subseteq GAT; \{R_j, j=1, \dots, m\} \subseteq \{GR_u, u \geq 1\},$$

так что метрика  $\mu^{CC}$  может представлять собой сужение метрики  $\mu^{CA}$  на множество  $\{R_j, j=1, \dots, m\}$ .

Определение версии  $AT^{CA}$  в классе  $CA$  компромиссных усреднений предполагает предварительное задание числа  $q$  ( $1 \leq q \leq k$ ) уровней соответствующего ей дерева  $GT^{CA}$ . В отличие от  $(\varphi, \mu^{CC})$ -компромиссного выбора (15), под  $(q, \sigma, \varphi, \mu^{CA})$ -компромиссным усреднением будем понимать формально порожденную структуру  $AT^{CA} = \langle GR^{CA}, G\Xi^{CA} \rangle \in GAT$ , для которой

$$\begin{aligned} G\Xi^{CA} &= G\Xi^{CA}(q, \sigma, \varphi, \mu^{CA}) = \sigma(\Xi_j, j=1, \dots, m); \\ GR^{CA} &= \operatorname{argmin}_{GR \in MG(\sigma)} \varphi(\mu^{CA}(GR, R_j), j=1, \dots, m), \end{aligned} \quad (16)$$

где  $MG(\sigma)$  - множество матриц  $G\Xi_u \in GAT_u \in GAT$ , удовлетворяющих условиям (9) по отношению к кортежу  $G\Xi^{CA}$ .

Таким образом, класс  $CA$  составляют  $(q, \sigma, \varphi, \mu^{CA})$ -компромиссные усреднения  $AT^{CA}(\varphi, \mu^{CA})$ , соответствующие различным четверкам  $(q, \sigma, \varphi, \mu^{CA})$ .

Как очевидно из выражения (15), в условиях существенной неоднородности множества  $AT$  класс  $CC$  версий  $AT^*$  может быть пуст, причем существование его элементов не зависит от вида функции  $\varphi$  и метрики  $\mu^{CC}$ . В то же время при поиске версий  $AT^*$  в альтернативном классе  $CA$  постепенное ослабление структурных ограничений на  $G\Xi^{CA}$  (за счет выбора того или иного вида функции  $\sigma$ , задающей стратегию обобщения аргументации) расширяет множество  $MG(\sigma)$  и повышает шансы на получение соответствующей версии  $AT^*$ .

Таким образом, независимо от выбранного класса версий  $AT^*$ , к числу априорно задаваемых параметров соответствующего метода относятся :

- вид функции ущерба  $\varphi$ ;
- характер однократно обобщаемого подмножества  $AT$ ;
- вид метрик  $\mu^{CC}$  и  $\mu^{CA}$ .

Кроме того, при формировании версий класса  $CA$  необходимо дополнительно определить:

- вид функции  $\sigma$ , задающей стратегию обобщения аргументации;
- количество  $q$  уровней в дереве  $GT^{CA}$ , соответствующем формируемой версии  $AT^{CA}$ .

Исходя из требований анонимности и выполнения принципа Парето [11], представляется оправданным использование в роли функции ущерба  $\varphi$  таких функций  $m$  аргументов, как суммирование и выбор максимального значения (с возможным приданием аргументам, соответствующим  $AT_j$ , некоторых весовых коэффициентов). Последние могут определяться:

- как интегральные показатели компетентности для экспертов  $j \in P$ , сформировавших  $AT_j$ ;
- как усредненные уровни репрезентативности оснований аргументации  $AT_j$ , установленные в связи с информативностью различных онтологических элементов, соответствующих этим основаниям, для решаемой проблемы  $PG$  вида (1).

Если результаты описанного выше корреляционного анализа множества  $AT$  позволяют определить состав подмножеств  $AT$ , элементы  $AT_j$  которых сходны между собой как по составу и структуре деревьев ценности  $T_j$ , так и по составу аргументации  $A_j$ , то эффективным является получение версий  $AT^*$  (вначале в классе  $CC$ , а при их отсутствии либо неудовлетворительности - и в классе  $CA$ ) для каждого из выделенных подмножеств, а также получение дополнительных версий  $AT^*$  в результате обобщения таких "промежуточных" версий.

Перспективными стратегиями обобщения аргументации  $\sigma$  являются:

- стратегия максимального учета позитивной аргументации, согласно которой в состав обобщенной аргументации  $A^{CA}$  для формируемой версии  $AT^{CA}$  вводятся все элементы позитивной аргументации и только те элементы негативной, которые имеют место для всех  $AT_j$ ;

$$A^{CA+} = \cup_{j=1, \dots, m} A_j^+, \quad A^{CA-} = \cap_{j=1, \dots, m} A_j^-;$$

- стратегия максимального учета негативной аргументации, согласно которой в состав обобщенной аргументации  $A^{CA}$  для формируемой версии  $AT^{CA}$  вводятся все элементы негативной аргументации и только те элементы позитивной, которые имеют место для всех  $AT_j$  (обратная стратегия по отношению к предыдущей);

$$A^{CA+} = \cap_{j=1, \dots, m} A_j^+; \quad A^{CA-} = \cup_{j=1, \dots, m} A_j^-;$$

-  $(\pi, \iota)$ -стратегия, которая предусматривает введение в состав обобщенной аргументации  $A^{CA}$  для формируемой версии  $AT^{CA}$   $\pi$  произвольных позитивных и  $\iota$  произвольных негативных элементов аргументации элементов множества  $AT$  ( $\pi, \iota$  - некоторые натуральные числа);

- стратегия априорной аргументации, которая реализует введение в состав обобщенной аргументации  $A^{CA}$  для формируемой версии  $AT^{CA}$  произвольных подмножеств элементов позитивной и негативной аргументации  $AT_j$ , каждое из которых может пополняться произвольными априорно задаваемыми элементами аргументации при условии, что ни для одной  $AT_j$  они не приводят к возникновению противоречий (5)-(7).

### Анализ результатов обобщения

Для оценки качества сформированных версий  $AT^*$  и окончательного выбора  $AT^*$  среди них могут быть полезны следующие показатели достоверности версий и нестандартности обобщаемых  $AT_j, j=1, \dots, m$ :

- относительный уровень  $\beta$  изменения коэффициента вариации нечисловых признаков для множества аргументирующих кортежей  $AT_j \in AT$  в результате пополнения множества  $AT$  некоторой версией для  $AT^*$ , которой соответствует аргументирующий кортеж  $\alpha^{vt}$

$$\beta = (\eta(\alpha^{vt}, \alpha_j^t, j=1, \dots, m) - \eta(\alpha_j^t, j=1, \dots, m)) / \max(\eta(\alpha^{vt}, \alpha_j^t, j=1, \dots, m), \eta(\alpha_j^t, j=1, \dots, m)); \quad (17);$$

- вектор  $D^\mu = (\Delta_j^\mu, j=1, \dots, m)$  упорядоченных по убыванию нормированных расстояний между версией VAT для  $AT^*$  и обобщаемыми  $AT_j$

$$\Delta_j^\mu = d^\mu(VAT, AT_j) / \max_{j=1, \dots, m} d^\mu(VAT, AT_j); \quad (18)$$

- вектор коэффициентов вариации нечисловых признаков  $(\eta(\alpha^{vt}, \alpha_j^t), j=1, \dots, m)$ , вычисленный для пар аргументирующих кортежей, соответствующих некоторой версии VAT и каждой из  $AT_j$ ;

- вектор  $S^\mu = (\gamma_j^\mu, j=1, \dots, m)$  нормированных расстояний между некоторой версией VAT и версией  $VAT \setminus AT_j$ , полученной в том же классе и при тех же параметрах, но при исключении  $AT_j$  из числа учитываемых при обобщении

$$\gamma_j^\mu = d^\mu(VAT, VAT \setminus AT_j) / \max_{j=1, \dots, m} d^\mu(VAT, VAT \setminus AT_j); \quad (19)$$

- матрица  $\Phi = \|\phi_{ij}\|_{i=1, \dots, m, j=1, \dots, |Q|}$  нормированных расстояний между некоторой версией VAT и версией  $VAT \setminus (AT_i \setminus x_j)$ , полученной в том же классе и при тех же параметрах, но при исключении листа  $x_j$  из дерева  $T_i$ , входящего в состав  $AT_i$

$$\phi_{ij} = d^\mu(VAT, VAT \setminus (AT_i \setminus x_j)) / \max_{j=1, \dots, m} d^\mu(VAT, VAT \setminus (AT_i \setminus x_j)); \quad (20)$$

- аналог матрицы инвертированности для ранжирований - матрица  $E$  размерности  $|Q| \times |Q|$ , элемент  $\epsilon_{ij}$  которой представляет собой частоту случаев, когда для пары вершин  $(i, j)$  их взаимное расположение в дереве для версии VAT отличается от расположения в индивидуальных  $AT_j$ ;

ж) матрица нестабильности  $US = \|us_{ij}\|_{i=1, \dots, m, j=1, \dots, |Q|}$  с элементами

$$us_{ij} = (l(x_i, VAT) - l(x_i, AT_j)) / \max_{j=1, \dots, m} l(AT_j), \quad (21)$$

где  $l(x_i, VAT), l(x_i, AT_j)$  - уровень, на котором находится характеристика;

$l(AT_j)$  - количество уровней в дереве, соответствующем  $AT_j$ ;

Для удобства использования всем характеристикам (17)-(21) могут быть сопоставлены их компактные представления в виде троек, включающих минимальное, максимальное и среднее значения элементов соответствующего вектора или матрицы.

### Выводы

Предложены формальные модели экспертной точки зрения на иерархию критериев ценности объектов заданного класса и результата обобщения различных точек зрения. Обе они объединяют в себе дерево ценности и аргументацию его состава и структуры с позиций профессиональной деятельности отдельного эксперта - носителя точки зрения либо группы таких экспертов.

Разработаны методы выявления, анализа и формального обобщения экспертных точек зрения, представленных в виде аргументированных экспертных версий иерархии критериев ценности. Определены две формы обобщения - компромиссный выбор и компромиссное усреднение. Для обеих форм указаны показатели достоверности результата обобщения и нестандартности, по отношению к нему, обобщаемых экспертных версий.

В первом случае результат обобщения представляет собой ту из экспертных версий, которая минимизирует априорно заданную функцию ущерба при условии, что ее аргументация не вступает в противоречие с аргументацией других обобщаемых версий. Во втором случае результатом обобщения является иерархия критериев ценности, оптимальным образом формально порождаемая вместе со своей аргументацией.

Полученный методический аппарат может быть использован для автоматизированной поддержки решения экспертных проблем многокритериального оценивания в отраслевых информационно-аналитических системах, в которых возникает как потребность в интеграции различных ведомственных и профессиональных



точек зрения, так и возможность накопления индивидуальных аргументированных версий иерархии критериев ценности.

## Литература

1. Ларичев О.И. Теория и методы принятия решений, а также Хроника событий в Волшебных странах., 2002. - 392 С.
2. Triantaphyllou. E. Multi-Criteria Decision Making Methods.A Comparative Study. Kluwer Academic Publishers, November 2000. - 289P.
3. Belton, V., . Stewart T. J. Multiple Criteria Decision Analysis An Integrated Approach. Kluwer Academic Publishers, London.,2002
4. Edwards W. (SMARTS and SMARTER: Improved Simple Methods for Multiattribute Utility Measurement. Organizational Behavior and Human Decision Processes(60), 1994, P. 306-325.
5. Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий. М.: РиС, 1993
6. Информационно-аналитическая система «ОЦЕНКА и ВЫБОР» // СОФТЕЛЬ: Сто компьютерных программ для бизнеса (каталог 1997-98). – М.: «Хамтек Паблшер». – 1997. – С. 156-165.
7. Згуровский М.З., Панкратова Н.Д. Системная стратегия технологического предвидения в инновационной деятельности.- Системні дослідження та інформаційні технології , 2003, N 3, С. 7-24
8. Ильина Е.П. Экспертная методология в информационно-аналитических системах.- Проблемы программирования, 2001, № 1-2, С.13-22.
9. Ильина Е.П, Ольховская Ю.В. Выявление, формализация и анализ профессиональных знаний о модели экспертного оценивания иерархических альтернатив.- “Проблемы программирования”, 2002, N 1-2, специальный выпуск, С.421-429
10. Ильина Е.П. Методы представления и комплексного использования структур знаний различных уровней формализации в описании экспертной точки зрения на предметную область решаемой проблемы. - Проблемы программирования, 2002, N 1-2, специальный выпуск, С.409-420
11. Литвак Б.Г. Экспертные оценки и принятие решений. - М.: Патент, 1996.
12. Д.С. Шмерлинг, С.А., Дубровский, Т.Д, Аржанова, А.А.Френкель. Экспертные оценки. Методы и применение (Обзор). // В кн.: Статистические методы анализа экспертных оценок. Ученые записки по статистике, т. 29.- М., Наука, 1977.- 384 с.
13. В.Б Кузьмин. Построение групповых решений в пространствах четких и нечетких бинарных отношений. - М.:Наука, 1982.- 168 с.
14. Раппопорт А.М., Шнейдерман М.В. Анализ экспертных суждений, заданных в виде структур. // В кн. Прикладной многомерный статистический анализ. Ученые записки по статистике, т. 33 - М., Наука, 1978.- 392 с.
15. Bogart K.P. Preference structure I. Distances between transitive preference relations. - J. of Math. Sociology, V.3, 1973.- pp. 49-67.
16. Bogart K.P. Preference structure II. Distances between asymmetric relations.- SIAM J. of Appl. Math., V. 29, N2, 1975. - pp. 254-262.
17. Pages Caillez J. L'Introduction a l'analyse de donnees.- Paris, Dunod.-1979
18. Миркин Б.Г. Анализ качественных признаков и структур. - М.:Статистика, 1971.-319с.