



АНАЛИЗ МОДЕЛЕЙ ЭКСПЕРТНЫХ СВИДЕТЕЛЬСТВ

УДК 519.23

ШВЕД Алена Владимировна

к.т.н., старший преподаватель кафедры интеллектуальных информационных систем Черноморского государственного университета им. Петра Могилы,

Научные интересы: методы анализа данных, математическое моделирование, информационные технологии, системы поддержки принятия решений

E-mail: helenashv@mail.ru

ВВЕДЕНИЕ

На практике принятие обоснованных решений невозможно без учета накопленного опыта и знаний специалистов, и базируется на применении современных математических методов экспертных оценок.

Вместе с тем задачи выявления и анализа экспертной информации зачастую решаются в условиях неполноты, противоречивости и неточности исходных данных.

Для моделирования некоторых специфических видов неопределенностей в настоящее время широкое распространение получила математическая теория свидетельств (теория Демпстера-Шейфера – ТДШ) [1,2].

Математический аппарат теории Демпстера-Шейфера позволяет оперировать с суждениями экспертов, высказанных на одном и том же множестве начальных данных, которые могут произвольным образом взаимодействовать между собой (объединяться или пересекаться), образуя при этом различные виды структур. Получаемые, таким образом, модели экспертных суждений могут характеризоваться наличием эквивалентных, согласованных,

совместимых, произвольных и др. экспертных суждений.

Данная теория выдвигает два вида ограничений, накладываемых на множество исходных данных: все элементы множества исходных данных (альтернативы) должны быть исчерпывающими и взаимно исключающими, то есть множество исходных данных должно состоять из конечного числа уникальных (четко определенных) элементов.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Целью работы является рассмотрение основных моделей экспертных свидетельств, сформированных в рамках модели Шейфера, и исследование чувствительности меры Jusselme, характеризующей степень различия между выделенными группами экспертных свидетельств, к их структуре.

АНАЛИЗ ПРОБЛЕМЫ

Пусть имеется исходное множество альтернатив $A = \{A_i / i = \overline{1, n}\}$ и группа экспертов $E = \{E_j / j = \overline{1, m}\}$, выполняющих оценивание.

В нотации математической теории свидетельств [1,2,3] (модель Шейфера) эксперт E_j может сформировать систему

подмножеств $P_j = \{B_t / t = \overline{1, s}\}$, $s = 2^A$, отражающих его предпочтения, таких, что $B_t \subseteq A$ и удовлетворяющих условию:

1. $B_t = \{\emptyset\}$;
2. $B_t = \{A_i\}$ – экспертом выбрана одна альтернатива $A_i \in A$;
3. $B_t = \{A_i / i = \overline{1, p}\}$, $p < n$ – экспертом выбрано p альтернатив $A_i \in A$;
4. $B_t = A = \{A_i / i = \overline{1, n}\}$ – эксперт затрудняется выбрать какую-либо из предложенных альтернатив (все альтернативы равнозначны).

Выполнение условия 1 может свидетельствовать о неудачном формировании множества оцениваемых объектов, не обоснованном выборе метода выявления и (или) анализа экспертной информации, неквалифицированном подборе экспертной группы и др.

Сформированные на основе анализа подмножества $B_t \subseteq A$ могут взаимодействовать между собой различным образом, образуя при этом следующие модели структур:

1. Эквивалентные суждения

$$B_1 = B_2 = \dots = B_t = \dots = B_s. \quad (2)$$

2. Согласованные суждения

$$B_1 \subset B_2 \subset \dots \subset B_t \subset \dots \subset B_s. \quad (3)$$

3. Совместимые суждения

$$B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_t \cap \dots \cap B_s \neq \emptyset. \quad (4)$$

4. Произвольные суждения

$$B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_t \cap \dots \cap B_s = \emptyset, \text{ но} \\ \exists C: B_i \cap B_j \neq \emptyset \quad (5)$$

5. Несовместимые

$$\forall B_i, B_j \subseteq P: B_i \cap B_j = \emptyset. \quad (6)$$

Для определения меры различия между сформированными группами свидетельств B_1 и B_2 используются различные метрики, в частности мера Joussemme [4, 5]:

$$d_j(m_1, m_2) = \sqrt{\frac{1}{2} (m_1 - m_2)^T D (m_1 - m_2)}. \quad (7)$$

где \mathbf{m}_i – 2^A - мерный вектор-столбец, элементами которого являются основные значения вероятностей фокальных элементов, сформированных на основе i -ой группы свидетельств; $(\mathbf{m}_i)^T$ – транспонированный вектор \mathbf{m}_i (вектор-строка); значения $(\mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2)$ – разность соответствующих векторов; D – матрица размерностью $2^A \times 2^A$, элементы которой определяются как

$$D(B_i, B_j) = \begin{cases} 1, & \text{если } B_i = B_j; \\ S(B_i, B_j), & \forall B_i, B_j \in A. \end{cases} \quad (8)$$

Функция $S(B_i, B_j)$ соответствует коэффициенту Жаккарда $S(B_i, B_j) = |B_i \cap B_j| / |B_i \cup B_j|$, где $|\cdot|$ – кардинальность соответствующих подмножеств.

Рассмотрим ряд примеров, иллюстрирующих чувствительность меры различия между выделенными группами свидетельств $B_t \subseteq A$ к сформированной структуре экспертных свидетельств (2) – (6).

Ситуация 1. В результате проведения экспертного опроса была сформирована система подмножеств $X = \{P_1, P_2\}$, отражающая выбор экспертов 1 и 2. $P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$ представляет собой множество, которое является совокупностью выделенных экспертом 1 подмножеств $B_1^{(1)} = \{A_2\}$ и $B_2^{(1)} = \{A_4\}$. Экспертом 2 было

сформировано множество $P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_2\}$ и $B_2^{(2)} = \{A_4\}$.

На рисунке 1 изображены выделенные экспертами 1 и 2 подмножества. По своей структуре свидетельства удовлетворяют условию (2) и являются эквивалентными.

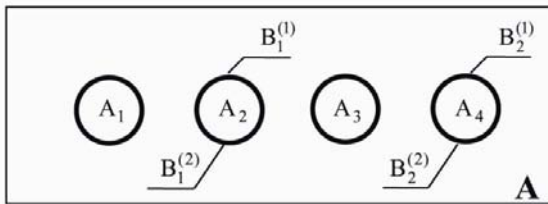


Рисунок 1 — Выделенные экспертами 1 и 2 подмножества (ситуация 1а)

Ситуация 1а. Сформированные подмножества эквивалентны ($B_1^{(1)} = B_1^{(2)} = \{A_2\}$, $B_2^{(1)} = B_2^{(2)} = \{A_4\}$), соответствующим подмножествам назначено равное значение $m(\cdot)$ ($m(B_1^{(1)}) = m(B_1^{(2)})$, $m(B_2^{(1)}) = m(B_2^{(2)})$).

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,6$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0$; $m_2(A_2) = 0,6$; $m_2(A_3) = 0$; $m_2(A_4) = 0,4$.

Ситуация 1б. Сформированные подмножества эквивалентны, основное назначение вероятностей соответствующих подмножеств $m(\cdot)$ отличается незначительно.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,6$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0$; $m_2(A_2) = 0,4$; $m_2(A_3) = 0$; $m_2(A_4) = 0,6$.

Ситуация 1в. Сформированные подмножества эквивалентны, основное назна-

чение вероятностей соответствующих подмножеств $m(\cdot)$ отличается значительно.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,9$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,1$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0$; $m_2(A_2) = 0,1$; $m_2(A_3) = 0$; $m_2(A_4) = 0,9$.

Рассчитаем меру различия между отдельными свидетельствами $d_j(m_1, m_2)$ на основе (7). В таблице 1 представлены значения $d_j(m_1, m_2)$ для исходных свидетельств.

Таблица 1

	$d_j(m_1, m_2)$
Ситуация 1а.	$d_j(m_1, m_2) = 0$
Ситуация 1б.	$d_j(m_1, m_2) = 0,2$
Ситуация 1в.	$d_j(m_1, m_2) = 0,8$

Значение метрики $d_j(m_1, m_2)$ растет по мере увеличения разницы в значениях основного назначения вероятности эквивалентных подмножеств.

Ситуация 2. В результате проведения экспертного опроса была сформирована система подмножеств $X = \{P_1, P_2\}$, отражающая выбор экспертов 1 и 2. $P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$ представляет собой множество, которое является совокупностью выделенных экспертом 1 подмножеств $B_1^{(1)} = \{A_1, A_2, A_3\}$ и $B_2^{(1)} = A$. Экспертом 2 было сформировано множество $P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_2, A_3\}$ и $B_2^{(2)} = A$.

На рисунке 2 изображены выделенные экспертами 1 и 2 подмножества. По своей структуре свидетельства удовлетворяют условию (3) и являются согласованными.

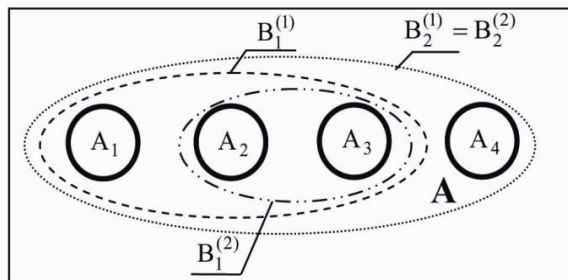


Рисунок 2 — Выделенные экспертами 1 и 2 подмножества (ситуация 2а)

Ситуация 2а. Один фокальный элемент включен в другой фокальный элемент, что соответствует согласованным экспертным суждениям. В этом случае результирующий фокальный элемент равен фокальному элементу, который включен в другой фокальный элемент ($B_1^{(1)} \subset B_1^{(2)}, B_2^{(1)} \subseteq B_2^{(2)}$), соответствующим подмножествам назначено равное значение $m(\cdot)$ ($m(B_1^{(1)}) = m(B_1^{(2)}), m(B_2^{(1)}) = m(B_2^{(2)})$), $m(A) > m(B_j)$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1, A_2, A_3) = 0,4; m_1(A) = 0,6$.

Эксперт 2: $m_2(A_2, A_3) = 0,4; m_2(A) = 0,6$.

Ситуация 2б. Сформированные подмножества согласованы, соответствующим подмножествам назначено равное значение $m(\cdot)$, $m(A) < m(B_j)$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1, A_2, A_3) = 0,6; m_1(A) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_2, A_3) = 0,6; m_2(A) = 0,4$.

Рассчитаем меру различия между отдельными свидетельствами $d_j(m_1, m_2)$ на основе (7). В таблице 2 представлены значения $d_j(m_1, m_2)$ для исходных свидетельств.

Таблица 2

	$d_j(m_1, m_2)$
--	-----------------

Ситуация 2а.	$d_j(m_1, m_2) = 0,23$
Ситуация 2б.	$d_j(m_1, m_2) = 0,35$

Значение метрики $d_j(m_1, m_2)$ растет по мере уменьшения основного назначения вероятности отданного подмножеству $m(A)$.

Ситуация 3. В результате проведения экспертного опроса была сформирована система подмножеств $X = \{P_1, P_2\}$, отражающая выбор экспертов 1 и 2. $P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$ представляет собой множество, которое является совокупностью выделенных экспертом 1 подмножеств $B_1^{(1)} = \{A_2, A_4\}$ и $B_2^{(1)} = A$. Экспертом 2 было сформировано множество $P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_3, A_4\}$ и $B_2^{(2)} = A$.

На рисунке 3 изображены выделенные экспертами 1 и 2 подмножества. По своей структуре свидетельства удовлетворяют условию (4) и являются совместимыми.

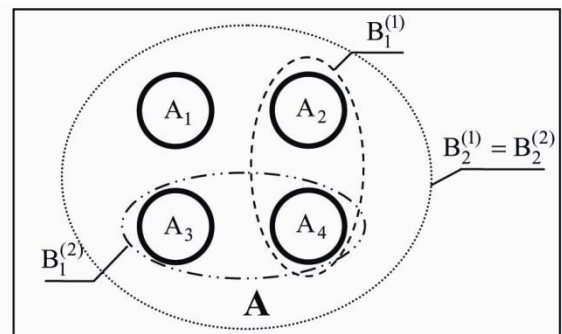


Рисунок 3 — Выделенные экспертами 1 и 2 подмножества (ситуация 3а)

Ситуация 3а. Выделенные подмножества пересекаются, что соответствует совместимым суждениям ($B_1^{(1)} \cap B_1^{(2)} \neq \emptyset = \{A_4\}, B_2^{(1)} \cap B_2^{(2)} \neq \emptyset = A$), соответствующим подмножествам назначено равное значение $m(\cdot)$ (

$$m(B_1^{(1)}) = m(B_1^{(2)}), \quad m(B_2^{(1)}) = m(B_2^{(2)}), \\ m(A) > m(B_j).$$

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_2, A_4) = 0,4$; $m_1(A) = 0,6$.

Эксперт 2: $m_2(A_3, A_4) = 0,4$; $m_2(A) = 0,6$.

Ситуация 3б. Сформированные подмножества пересекаются, соответствующим подмножествам назначено равное значение $m(\cdot)$, $m(A) < m(B_j)$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_2, A_4) = 0,6$; $m_1(A) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_3, A_4) = 0,6$; $m_2(A) = 0,4$.

Ситуация 3в.

$P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$, где $B_1^{(1)} = \{A_2, A_4\}$, $B_2^{(1)} = A$.

$P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}, B_3^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_2\}$,

$B_2^{(2)} = \{A_3, A_4\}$, $B_3^{(2)} = A$.

Экспертом 2 выделено дополнительное подмножество $B_1^{(2)} = \{A_2\}$, $|B_1^{(2)}| = 1$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_2) = 0$; $m_1(A_2, A_4) = 0,6$; $m_1(A) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_2) = 0,2$; $m_2(A_3, A_4) = 0,4$; $m_2(A) = 0,4$.

Ситуация 3г.

$P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$, где $B_1^{(1)} = \{A_2, A_4\}$, $B_2^{(1)} = A$.

$P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}, B_3^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_1, A_2\}$,

$B_2^{(2)} = \{A_3, A_4\}$, $B_3^{(2)} = A$.

Экспертом 2 выделено дополнительное подмножество $B_1^{(2)} = \{A_1, A_2\}$, $|B_1^{(2)}| = 2$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_2) = 0$; $m_1(A_2, A_4) = 0,6$; $m_1(A) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_1, A_2) = 0,2$; $m_2(A_3, A_4) = 0,4$; $m_2(A) = 0,4$.

Рассчитаем меру различия между отдельными свидетельствами $d_J(m_1, m_2)$ на основе (7). В таблице 3 представлены значения $d_J(m_1, m_2)$ для исходных свидетельств.

Таблица 3

	$d_J(m_1, m_2)$
Ситуация 3а.	$d_J(m_1, m_2) = 0,32$
Ситуация 3б.	$d_J(m_1, m_2) = 0,49$
Ситуация 3в.	$d_J(m_1, m_2) = 0,38$
Ситуация 3г.	$d_J(m_1, m_2) = 0,40$

Значение метрики $d_J(m_1, m_2)$ растет по мере уменьшения основного назначения вероятности отданного подмножеству $m(A)$. В ситуации 3в и 3г значение метрики $d_J(m_1, m_2)$ меньше для ситуации 3в, поскольку кардинальность $|B_1^{(2)}| = 1$ (3в) меньше кардинальности $|B_1^{(2)}| = 2$ (3г).

Ситуация 4. В результате проведения экспертного опроса была сформирована система подмножеств $X = \{P_1, P_2\}$, отражающая выбор экспертов 1 и 2. $P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$ представляет собой множество, которое является совокупностью выделенных экспертом 1 подмножеств $B_1^{(1)} = \{A_2\}$ и $B_2^{(1)} = \{A_4\}$. Экспертом 2 было сформировано множество $P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_1\}$ и $B_2^{(2)} = \{A_4\}$.

На рисунке 4 изображены выделенные экспертами 1 и 2 подмножества. По своей структуре свидетельства удовлетворяют условию (4) и являются произвольными.

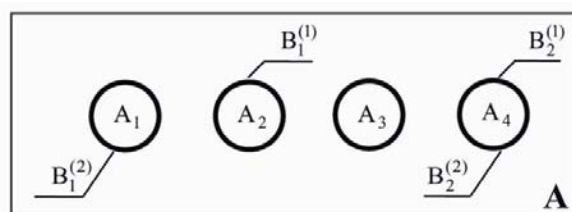


Рисунок 4 — Выделенные экспертами 1 и 2 подмножества (ситуация 4а)

Ситуация 4а. Сформированные подмножества произвольны ($B_1^{(1)} \cap B_1^{(2)} = \emptyset$, $B_2^{(1)} = B_2^{(2)} = \{A_4\}$), $m(B_2^{(1)}) = m(B_2^{(2)})$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,1$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,9$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,1$; $m_2(A_2) = 0$; $m_2(A_3) = 0$; $m_2(A_4) = 0,9$.

Ситуация 4б. Сформированные подмножества произвольны, ($B_1^{(1)} \cap B_1^{(2)} = \emptyset$, $B_2^{(1)} = B_2^{(2)} = \{A_4\}$), $m(B_2^{(1)}) = m(B_2^{(2)})$, основное назначение вероятностей соответствующих подмножеств $m^{(\cdot)}$, в некоторых ситуациях, противоречивы.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,9$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,1$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,9$; $m_2(A_2) = 0$; $m_2(A_3) = 0$; $m_2(A_4) = 0,1$.

Ситуация 4в. Сформированные подмножества произвольны, основное назначение вероятностей соответствующих подмножеств $m^{(\cdot)}$ отличается незначительно.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,6$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,4$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,4$; $m_2(A_2) = 0$; $m_2(A_3) = 0$; $m_2(A_4) = 0,6$.

Ситуация 4г. Сформированные подмножества произвольны:

$P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$, где $B_1^{(1)} = \{A_2\}$, $B_2^{(1)} = \{A_4\}$;

$P_2 = \{B_1^{(2)}, B_2^{(2)}, B_3^{(2)}\}$, где $B_1^{(2)} = \{A_1\}$, $B_2^{(2)} = \{A_3\}$, $B_3^{(2)} = \{A_4\}$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0$; $m_1(A_2) = 0,9$; $m_1(A_3) = 0$; $m_1(A_4) = 0,1$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,8$; $m_2(A_2) = 0$; $m_2(A_3) = 0,1$; $m_2(A_4) = 0,1$.

Рассчитаем меру различия между отдельными свидетельствами $d_J(m_1, m_2)$ на основе (7). В таблице 4 представлены значения $d_J(m_1, m_2)$ для исходных свидетельств.

Таблица 4

	$d_J(m_1, m_2)$
Ситуация 4а.	$d_J(m_1, m_2) = 0,1$
Ситуация 4б.	$d_J(m_1, m_2) = 0,9$
Ситуация 4в.	$d_J(m_1, m_2) = 0,53$
Ситуация 4г.	$d_J(m_1, m_2) = 0,85$

Значение метрики $d_J(m_1, m_2)$ тем больше, чем больше основное назначение вероятности не пересекающихся экспертных свидетельств.

Ситуация 5. В результате проведения экспертного опроса была сформирована система подмножеств $X = \{P_1, P_2\}$, отражающая выбор экспертов 1 и 2. $P_1 = \{B_1^{(1)}, B_2^{(1)}\}$ представляет собой множество, которое является совокупностью выделенных экспертом 1 подмножеств $B_1^{(1)} = \{A_2\}$ и $B_2^{(1)} = \{A_4\}$. Экспертом 2 бы-

ло сформировано множество $P_2 = \{ B_1^{(2)}, B_2^{(2)} \}$, где $B_1^{(2)} = \{ A_1 \}$ и $B_2^{(2)} = \{ A_3 \}$.

На рисунке 5 изображены выделенные экспертами 1 и 2 подмножества. По своей структуре свидетельства удовлетворяют условию (5) и являются не совместимыми.

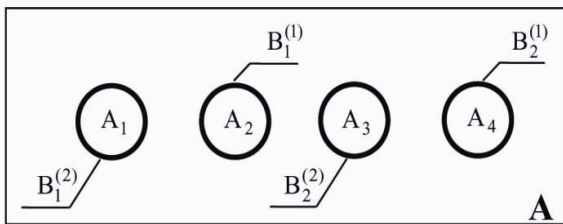


Рисунок 5 — Выделенные экспертами 1 и 2 подмножества (ситуация 5а)

Ситуация 5а. Сформированные подмножества не пересекаются ($B_1^{(1)} \cap B_1^{(2)} = \emptyset, B_2^{(1)} \cap B_2^{(2)} = \emptyset$), что свидетельствует о наличии не совместимых экспертных суждениях. Основное назначение вероятностей для выделенных подмножеств удовлетворяет условию $\forall (B_k^{(i)}, B_p^{(i)}) \in P_i: m(B_k^{(i)}) = m(B_p^{(i)})$.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_2) = 0,5; m_1(A_4) = 0,5$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,5; m_2(A_3) = 0,5$.

Ситуация 5б. Сформированные подмножества не пересекаются.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0; m_1(A_2) = 0,4; m_1(A_3) = 0; m_1(A_4) = 0,6$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,6; m_2(A_2) = 0; m_2(A_3) = 0,4; m_2(A_4) = 0$.

Ситуация 5в. Сформированные подмножества не пересекаются, основное назначение вероятностей некоторых под-

множеств $m(\cdot)$ отличается в значительной мере.

Выделенным подмножествам назначены основные назначения вероятности:

Эксперт 1: $m_1(A_1) = 0; m_1(A_2) = 0,1; m_1(A_3) = 0; m_1(A_4) = 0,9$.

Эксперт 2: $m_2(A_1) = 0,9; m_2(A_2) = 0; m_2(A_3) = 0,1; m_2(A_4) = 0$.

Рассчитаем меру различия между отдельными свидетельствами $d_J(m_1, m_2)$ на основе (7). В таблице 5 представлены значения $d_J(m_1, m_2)$ для исходных свидетельств.

Таблица 5

	$d_J(m_1, m_2)$
Ситуация 5а.	$d_J(m_1, m_2) = 0,70$
Ситуация 5б.	$d_J(m_1, m_2) = 0,72$
Ситуация 5в.	$d_J(m_1, m_2) = 0,91$

С увеличением разрыва между значениями $m(\cdot)$ соответствующих подмножеств увеличивается и значение $d_J(m_1, m_2)$.

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ И ВЫВОДЫ

В работе рассмотрены основные модели структур экспертных суждений, получаемые в результате экспертного опроса в условиях многоальтернативности, неопределенности, и позволяющие обрабатывать конфликтующие и противоречивые суждения экспертов. Исследована зависимость значений метрики Joussetme от сформированной структуры суждений экспертов. Применение метрик теории свидетельств при анализе структур экспертных суждений, дает возможность определять порядок их комбинирования, с целью получения более эффективных результатов комбинирования при построении агрегированных оценок.

ЛИТЕРАТУРА:

1. Shafer G.A. A mathematical theory of evidence / G.A. Shafer. – Princeton: Princeton University Press, 1976. – 297 p.
2. Dempster A.P. Upper and lower probabilities induced by a multi-valued mapping / A.P. Dempster // Ann. Math. Stat. – 1967. – Vol. 38. – P. 325–339.
3. Beynon M.J, Curry B., Morgan P. The Dempster-Shafer theory of evidence: an alternative approach to multicriteria decision modelling // Omega. – 2000. Vol. 28. – № 1. P. 37–50.
4. Jusselme A.L. A new distance between two bodies of evidence / A.L. Jusselme, D. Grenier, E. Bossé // Information Fusion. – 2001. – Vol. 2. – Pp. 91–101.
5. Jusselme A.L. Analyzing approximation algorithms in the theory of evidence / A.L. Jusselme, D. Grenier, E. Bossé // Sensor Fusion: Architecture, Algorithms and Applications VI. – 2002. – Vol. 4731. – P. 65–74.

Рецензент: д.т.н., проф. Мусяенко М.П.
Черноморский государственный университет им. Петра Могилы