ПОВЫШЕНИЕ КАЧЕСТВА ИНФОРМАЦИОННОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ АВАРИЙНО-СПАСАТЕЛЬНЫХ ФОРМИРОВАНИЙ МЧС РОССИИ В УСЛОВИЯХ КРИЗИСНЫХ СИТУАЦИЙ

В.А. Онов, кандидат технических наук, доцент;
С.В. Шарапов, доктор технических наук, профессор.
Санкт-Петербургский университет ГПС МЧС России

Представлена методология оценки качества информационного обеспечения аварийно-спасательных формирований МЧС России в условиях ликвидации чрезвычайных ситуаций с учетом фактора неопределенности как объективных свойств условий, сопутствующих процессу принятия решения.

Ключевые слова: расчетный случай, неопределенность, весовые коэффициенты, ранг

IMPROVE THE QUALITY OF INFORMATION SUPPORT OF RESCUE UNITS EMERCOM OF RUSSIA IN THE CONDITIONS OF CRISIS

V.A. Onov; S.V. Sharapov.
Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia

The situation in practice the methodology of evaluation of the quality of information support of rescue units of EMERCOM of Russia in conditions of emergency situations of uncertainty factors of objective properties of conditions related to the process of decision making.

Keywords: current case, the uncertainty, the weights, rank

В информационном обеспечении аварийно-спасательных формирований (АСФ) МЧС России при ликвидации чрезвычайной ситуации (ЧС) принято различать такие виды неопределенностей, как неопределенность наших знаний о ЧС, неопределённость действий при ликвидации ЧС и т.д.

Эффективным методом преодоления таких видов неопределённостей может служить так называемый «метод сценариев». Анализ таких сценариев позволяет оценить систему расчетных случаев для оценки качества информационного обеспечения АСФ МЧС России.

Объективные трудности при выборе системы расчетных случаев с целью повышения качества информационного обеспечения АСФ при ЧС стимулируют поиски путей использования формально-логических методов.

В этом направлении можно указать на принципиальную возможность применения идей морфологического анализа, непараметрических рангов методов и теории принятия решений в условиях неопределенности [1].

В основу методологии формирования системы расчетных случаев может быть положена совокупность статистических моделей и эвристических методов. Информационная ситуация в процессе ранжирования расчетных случаев при повышении качества информационного обеспечения АСФ в условиях кризисных ситуаций укладывается в следующую схему.

Имеется m сравниваемых между собой расчетных случаев. Каждый расчетный случай может быть охарактеризован определенными параметрами. Каждому АСФ на основе анализа условий их боевого применения может быть поставлена в соответствии (на основе эвристических методов) определенная, в достаточной степени детализированная, система расчетных случаев сценария развития, степень детализации которой должна допускать формирование исходных данных и соответствующих моделей расчета показателей качества исследуемого объекта.

Система расчетных случаев оценена по совокупности факторов, определяющих предпочтительность (значимость) того или иного расчетного случая. На ранних стадиях исследования эта предпочтительность с позиции учета одного фактора может быть определена рангом (порядковым номером, который получает каждый расчетный случай при расстановке их в порядке предпочтения с позиции оценки данного фактора). В целом при таком системном анализе не может быть надёжных способов контроля полноты учёта факторов, определяющих «вес» или предпочтительность расчётных случаев. Однако, если ввести в рассмотрение большое количество факторов, то достаточно надежными статистическими методами можно будет отделить закономерную составляющую, определяющую предпочтительность расчетных случаев. Таким образом, исключается случайное, обусловленное неполнотой учета всех возможных факторов и ошибок эвристических методов, формирование ранговых последовательностей.

Пусть таких ранговых последовательностей, соответствующих числу рассматриваемых факторов, будет n. Тогда «морфологический ящик» графически может быть представлен в виде следующей матрицы (табл. 1).

Таблица 1. **Морфологическая матрица**

P_{ci}						
R_j	P_{c1}	…	P_{ci}	…	P_{cm}	P_j
R_1	P_{11}	…	P_{i1}	…	P_{m1}	P_1
…	…	…	…	…	…	…
R_j	P_{1j}	…	P_{ij}	…	P_{mj}	P_j
…	…	…	…	…	…	…
R_n	P_{1n}	…	P_{in}	…	P_{mn}	P_n

«Вес» j-й характеристики (ранговой последовательности, характеризующей определенный фактор) в общем случае неизвестен. Действительно, в зависимости от условий развития ЧС определяющим фактором, обусловливающим выбор мероприятий по ликвидации ЧС, могут быть фактор времени, погодные условия, степень готовности АСФ и др. В условиях объективно существующей неопределенности необходимо произвести ранжирование введенных в рассмотрение расчетных случаев. Решение этой задачи предшествует решению частных задач, речь идет о построении моделей расчета показателей качества информационного обеспечения АСФ. Заметим, что определение весовых коэффициентов ранговых последовательностей является сложным моментом и требует рассмотрения соответствующих рабочих гипотез, на основе которых методами теории принятия решения в условиях неопределенности могут быть построены модели расчета весовых коэффициентов.

Если считать, что проблема оценки «весов» более или менее удовлетворительно преодолена, то вполне естественным является введение в качестве обобщенного показателя (оценочного функционала), позволяющего произвести ранжирование расчетных случаев, критерия Байеса [2]:

$$W_i = \sum_{j=1}^{n} P_j R_{ij} \, ,$$

где P_j – расчетные случаи; R_{ij} – ранговые критерии.

Используя показатель W_i, можно установить порядок предпочтения в ранжированном виде всех расчетных случаев. Не нарушая общности рассуждений, это может быть записано следующим образом:

$$P_{ci} > P_{c2} > \ldots > P_{cj} > \ldots > P_{cm},$$

если

$$W_1 \leq W_2 \leq \ldots W_i \leq \ldots \leq W_m.$$

Для корректного сравнения расчетных случаев, основанных на использовании критерия Байеса, были использованы рабочие гипотезы и модели расчета весовых коэффициентов, которые в этом случае позволяют приписать «вес» тому или иному расчетному случаю [3].

В качестве базового примера, на основе которого будет проиллюстрирована методика решения обсуждаемой проблемы, рассмотрим следующую задачу.

Пример 1. Анализируя условия боевого применения АСФ для возможных сценариев развития ЧС экспертными методами, поставлена в соответствие система расчетных случаев A_i (i= 1, 2, …, 19), позволяющая оценить качество информационного обеспечения рассматриваемого объекта. Предпочтительность расчетных случаев оценена рангами (R_{ij}, j= 1, 2, …, 10), предполагающими в порядке увеличения ранга меньшую значимость расчетного случая с позиции учета одного из 10 значимых для анализа ситуации факторов. Численные значения рангов R_{ij} представлены в табл. 2. Требуется ранжировать расчетные случаи A_i.

Прежде чем переходить к анализу сформулированного класса задач, введем некоторые формальные модели расчета весовых коэффициентов ранговых последовательностей и процедуры выбора этих моделей из допустимых вариантов.

Таблица 2

	A_1	A_2	A_3	A_4	A_5	A_6	A_7	A_8	A_9	A_{10}	A_{11}	A_{12}	A_{13}	A_{14}	A_{15}	A_{16}	A_{17}	A_{18}	A_{19}
B_1	1	1	1	2	2	6	6	8	6	7	5	5	5	5	4	3	5	5	9
B_2	3	4	8	8	6	1	2	6	6	6	6	5	7	6	6	5	7	8	8
B_3	2	2	8	7	6	1	1	3	6	4	5	3	9	4	1	1	9	7	5
B_4	1	4	2	3	1	4	4	2	3	1	1	3	5	5	1	3	5	5	3
B_5	8	8	7	6	7	8	8	7	6	7	1	2	3	3	1	2	3	3	4
B_6	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	1
B_7	2	1	3	4	4	2	1	3	4	4	7	6	8	8	7	6	8	8	5
B_8	4	4	2	3	4	4	4	2	3	4	5	6	7	7	5	6	7	7	1
B_9	4	4	1	4	4	3	3	1	4	2	7	5	8	8	7	5	8	6	9
B_{10}	5	4	2	3	1	5	4	2	3	1	1	3	5	4	1	3	5	4	3

Схема простого отношения порядка предпочтения

Пусть имеется n ранговых последовательностей R_{ij} (i=1, …, n), для которых может быть введена в рассмотрение одна из мер «детализации» учета соответствующих факторов по системе расчетных случаев P_{ci} (i=1, …, m):

$$\Delta_j = \max R_{ij} - \min R_{ij}. \qquad (1)$$

Очевидно, что

$$\Delta_j = \max R_{ij} - 1,$$

$$1 \leq \Delta \leq m,$$

где Δ_j – мера, характеризующая информативность ранговых последовательностей при упорядочении расчетных случаев.

Заметим, что введение меры (1) не является однозначным. Степень детализации учета того или иного фактора может характеризовать и сумма рангов:

$$S_j = \sum_{i=1}^{n} R_{ij}$$

и другие меры. Для данной схемы расчета выбор меры, как будет видно, не имеет принципиального значения. Если для рассматриваемых мер справедливо $\Delta_1 \geq \Delta_2 \geq \ldots \geq \Delta_j \geq \ldots \geq \Delta_n$, то этим неравенствам можно поставить в соответствие простое отношение порядка предпочтения

$$B_1 > B_2 > \ldots > B_j > \ldots > B_n. \tag{2}$$

Запись (2) означает, что первый фактор при ранжировании расчетных случаев имеет больший ранг важности, чем второй и т.д.

Для примера 1 имеет место:

$$\Delta_1 = \Delta_3 = \Delta_9 > \Delta_5 = \Delta_7 > \ldots \text{ и } B_1(B_3B_9) > B_7 > \ldots$$

Количественную оценку степени предпочтения (2) дают так называемые оценки Фишборна:

$$\widehat{P}_j = \frac{2(n-j+1)}{n(n+1)}, j = 1,\ldots,n \ . \tag{3}$$

Очевидно, что эти оценки можно рассматривать в качестве весовых коэффициентов.

Справедливость соотношения (3) вытекает из следующего утверждения. Рассматриваемая информационная ситуация характеризуется неопределенностью (объективно существуют весовые коэффициенты, отражающие значимость учитываемых факторов, однако в данном случае они неизвестны). Для решения такого рода задач может быть использован энтропийный подход (принцип максимума неопределенности). С этой целью вводится в рассмотрение мера неопределенности второго рода:

$$H_2(P) = P_1^n P_2^{n-1} \ldots P_n^1 = \prod_{j=1}^{n} P_j^{n-j+1} \tag{4}$$

(в отличие от меры неопределенности первого рода – энтропии Шеннона). Необходимость использования энтропии второго рода обусловлена тем, что она является чувствительной при решении экстремальных задач при ограничениях, заданных неравенствами.

Однако следует заметить, что оценки Фишборна предполагают строгое упорядочение ранговых последовательностей вида (2). В реальных ситуациях анализа матрицы рангов это обстоятельство часто не наблюдается (пример 1). Поэтому представляется целесообразным найти другие (модифицированные) оценки, аналогичные оценкам Фишборна, доставляющие максимум мере неопределенности (4) при ограничениях, допускающих равенство мер для Δ_j некоторых ранговых последовательностей [4].

Общий случай упорядочения ранговых последовательностей

Пусть имеется n ранговых последователей R_{ij} (i=1, …, n), характеризуемых мерой $\Delta_j = \max R_{ij} - 1$, и пусть для рассматриваемых мер справедливо следующее соотношение:

$$\Delta_{j-1} \leq \Delta_j = \Delta_{j+1} = \ldots = \Delta_{j+k} \leq \Delta_{j+k+1},$$

где k_j – степень кратности ранговых последовательностей при их упорядочении по мере Δ_j. Тогда совокупность мер Δ_j можно поставить в соответствие упорядоченную по степени предпочтения систему ранговых последовательностей:

$$(\dots, B_{j-1}) \succ B_j(B_{j+1}, \dots, B_{j+k}) \succ B_{j+k+1}(B_{j+k+2}) . \qquad (5)$$

Такая символическая запись означает, что j, j+1, …, j+k факторы при ранжировании расчетных случаев имеют одинаковый ранг важности, чем j+k+1 и т.д., и меньше чем j-1 и т.д. Можно показать, что количественная оценка степени предпочтения (5), определяемая на основе использования принципа максимума неопределенности, имеет вид:

$$\widehat{P}_j = \frac{n - j + 1}{S}, \qquad (6)$$

где

$$S = \sum_{i=1}^{1} k_i (n - j + 1),$$

$$1 = n - \sum_{i=1}^{n} (k_j - 1).$$

Нетрудно заметить, что зависимость (6) является обобщением (модификацией) зависимости (3) и выражается в нее при k_j =1 (j=1, …, n). Справедливость зависимости (6) вытекает из решения следующей экстремальной задачи:

$$H_2(P) = \prod_{j=1}^{1} P_j^{(n-j+1)} \to \max_{P_j} \; ; \qquad (7)$$

$$\sum_{i=1}^{1} k_i P_j = 1 . \qquad (8)$$

Заметим, что соотношение (7) определяет меру неопределенности второго рода, записанную для общего случая упорядочения ранговых последовательностей (5), а условие (8) является условием нормировки. Если ввести неопределенный множитель λ и составить функцию Лангранжа:

$$L = \prod_{j=1}^{1} P_j^{(n-j+1)} + \lambda (1 - \sum_{i=1}^{1} k_i P_j),$$

то можно найти

$$\frac{dL}{dP_j} = (n - j + 1) k_j P_j^{(n-j+1)k_{j-1}} \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq 1}}^{1} P^{(n-r+1)k_j} - \lambda k_j = 0 .$$

Умножив полученное уравнение на $P_j \neq 0$, находим:

$$\lambda k_j P_j = k_j (n - j + 1) H_2(\widehat{P}) . \qquad (9)$$

Просуммировав последнее соотношение, получим неопределенный множитель Лангранжа:

$$\lambda \sum k_j P_j = H_2(\widehat{P}) \sum_{i=1}^{n} k_i (n - j + 1),$$

или с учетом введенных выше обозначений:

$$\lambda = H_2(\widehat{P}) S . \qquad (10)$$

Подставив (10) в (9), после сокращений находим:

$$\widehat{P}_j = \frac{n - j + 1}{S}.$$

Использование зависимости (6) для расчета весовых коэффициентов ранговых последовательностей не вызывает принципиальных трудностей. Покажем это обстоятельство на следующем примере.

Пример 2. В условиях примера 1 определить весовые коэффициенты ранговых последовательностей, используя зависимость (6).

Решение. Из табл. 2 находим:

$\Delta_1 = 6$; $\Delta_2 = 5$; $\Delta_3 = 5$; $\Delta_4 = 6$; $\Delta_5 = 3$; $\Delta_6 = 4$; $\Delta_7 = 5$; $\Delta_8 = 4$; $\Delta_9 = 4$.

Следовательно, упорядочение ранговых последовательностей имеет следующий вид:

$B_1(B_4)>B_2(B_3,B_7)>B_6(B_8,B_9)>B_5,$

а сумма Ss определяется следующим образом:

S= 2(9-1+1) +3(19-2+1) +3(9-3+1) +1(9-4+1) = 64.

По формуле (6) определяем весовые коэффициенты ранговых последовательностей:

$$P_1 = P_4 = \frac{9-1+1}{64} = 0{,}14062 ;$$

$$P_2 = P_3 = P_7 = \frac{9-2+1}{64} = 0{,}125 ;$$

$$P_5 = \frac{9-4+1}{64} = 0{,}09375 ;$$

$$P_6 = P_8 = P_9 = \frac{9-3+1}{64} = 0{,}10937 .$$

Определение весовых коэффициентов ранговых последовательностей с использованием рассмотренных выше моделей осуществляется без учета абсолютных значений, полученных в результате анализа матрицы рангов мер Δ_j (S_j и др.). Очевидно, что упорядочение ранговых последовательностей вида (2) или (5), произведенное без учета абсолютных значений мер Δ_j, сопровождается потерей информации. Это обстоятельство требует расширения привлекаемых для расчета весовых коэффициентов моделей, учитывающих абсолютные значения мер. Наиболее подходящая схема решения этой задачи может быть получена на основе использования принципа «потенциального распределения». Этот принцип отражает определенную модель «поведения» среды, в условиях которой проявляются свойства рассматриваемой системы, и сущность которой может быть раскрыта в результате решения определенной экстремальной задачи.

Потенциальное распределение

Введенные в рассмотрение меры Δ_j, S_j и др. отражают степень детализации при упорядочении системы расчетных случаев с помощью рангов. Очевидно, что весовые коэффициенты, соответствующие ранговым последовательностям, должны являться монотонно возрастающими функциями этих мер. В силу того, что для весовых коэффициентов допустима вероятностная интерпретация, то в соответствии с принципом потенциального распределения можно постулировать существование оценок «весов» вида (потенциальных распределений):

$$\widehat{P}_j = \frac{\Delta_j}{\sum_{j=1}^{n} \Delta_j}; \qquad (11)$$

$$\widehat{P}_j = \frac{S_j}{\sum_{j=1}^{n} S_j} \quad \text{и др.}$$

Можно показать, что эти оценки в соответствии с принципом максимума неопределенности [3] могут быть получены в результате решения следующей задачи на условный экстремум (на примере оценки (11):

$$\mathrm{H} = -\sum_{j=1}^{n} P_j \ln P_j \to \max_{P_j}; \qquad (12)$$

$$\sum_{j=1}^{n} P_j = 1; \qquad (13)$$

$$\sum_{j=1}^{n} P_j \ln \Delta_j = const\,.$$

В этой задаче первое соотношение (энтропия Шеннона) выступает в качестве меры неопределенности, второе является условием нормировки, а третье постулирует постоянство среднегеометрического значения меры Δ_j (или S_j, если рассматривается оценка (12). Действительно, если ввести неопределенные множители λ_1 и λ_2 и составить функцию Лагранжа:

$$L = -\sum_{i=1}^{n} P_j \ln P_j + \lambda_1 (\sum_{i=1}^{n} P_j - 1) + \lambda_2 (\sum_{j=1}^{n} P_j \ln \Delta_j - c),$$

то можно найти:

$$\frac{\partial L}{\partial P_j} = -\ln P_j - 1 + \lambda_1 + \lambda_2 \ln \Delta_j = 0.$$

Отсюда видно, что значение P_j пропорционально значению меры Δ_j ($P_j \sim \Delta_j$), а после определения множителей Лагранжа можно получить зависимость (11). Сделанный вывод распространяется и на другие варианты задания ограничений в экстремальной задаче. Так, например, если постулируется постоянство дисперсии (второго момента) меры Δ_j:

$$\sum_{i=1}^{n} (\Delta_j - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} \Delta_j)^2 P_j = const \qquad (14)$$

или

$$\sum_{i=1}^{n} \Delta_j^2 P_j = const \,, \qquad (15)$$

то, решая экспериментальную задачу по (12), (13) и (14) или (15), можно получить зависимость для расчета весовых коэффициентов (потенциальное распределение) в виде дискретного аналога гауссова распределения:

$$P_j = c e^{-\frac{(\Delta_j - m_\Delta)^2}{2\sigma_\Delta^2}}, \qquad (16)$$

где $m_\Delta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \Delta_i$ – математическое ожидание меры Δ_j; σ_Δ^2 – дисперсия меры Δ_j; $c = \left[\sum_{j=1}^{n} \exp\left(-\frac{(\Delta - m_\Delta)^2}{2\sigma_\Delta^2} \right) \right]^{-1}$ – нормирующий коэффициент.

В табл. 3 для условий примера 1 приведены значения весовых коэффициентов ранговых последовательностей, рассчитанных по зависимостям (6), (11) и (16). В табл. 4 для тех же условий приведены значения весовых коэффициентов, рассчитанных по аналогам зависимостей (11 и (16) с заменой меры Δ_j на меру S_j.

Сопоставление результатов расчета указывает на несущественное различие численных значений весовых коэффициентов. Это обстоятельство указывает на статистическую устойчивость результатов, полученных по различным моделям расчетов (различным рабочим гипотезам). Однако в силу возможной некорректности (по Адамару) исходной задачи [5] таким различием не следует пренебрегать.

Таблица 3

Формула	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}
(6)	0,11905	0,09524	0,11905	0,08333	0,10714	0,07143	0,10714	0,09524	0,11905	0,08333
(7)	0,13559	0,10169	0,13559	0,06780	0,11864	0,01695	0,11864	0,10169	0,13559	0,06780
(16)	0,10780	0,10393	0,10780	0,09312	0,10682	0,06885	0,10682	0,10393	0,10780	0,09312

Таблица 4

Форму-ла	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}
$(11)^*$	0,11111	0,12920	0,10653	0,07235	0,12145	0,03616	0,11757	0,10962	0,11757	0,07623
$(16)^*$	0,10365	0,10493	0,10352	0,09465	0,10473	0,07967	0,10448	0,10369	0,10369	0,09597

*Мера Δ_j заменена на меру S_j

Литература

1. Мартыщенко С.Л. Формирование системы расчетных случаев при оценке живучести сложных систем. СПб.: МО РФ, 1992.

2. Арефьев И.Б., Мартыщенко Л.А. Теория управления (современные проблемы управления и принятия решений). СПб.: СЗПИ, 2000.

3. Онов В.А., Авдеев В.В. Прикладная математика в инженерных и экономических расчетах: сб. науч. трудов. СПб.: С.-Петерб. гос. ун-т водных коммуникаций, 2002.

4. Теоретические основы информационно-статистического анализа сложных систем / Б.П. Ивченко [и др.]. СПб.: Лань, 1997.

5. Мартыщенко Л.А., Онов В.А. Информационно-статистические методы оценки эффективности АСУ РТВ на этапах НИОКР: НИР «Эффективность». СПб., 2007.