УДК 519. 816

МЕТОД ДВУХЭТАПНОГО ЭКСПЕРТНОГО ОЦЕНИВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ПЕРСПЕКТИВНЫХ РАДИОСИСТЕМ

д.т.н., проф. В.М. Бильчук, к.т.н. С.Т. Черепков

Рассматривается метод прогнозирования характеристик и показателей эффективности функционирования перспективной информационно – измерительной системы, основанный на двухэтапном экспертном оценивании.

Принятие решения о целесообразности создания перспективной информационно – измерительной системы может быть основано на оценке ожидаемых значений характеристик ее функционирования. К числу таких характеристик следует отнести показатели ее эффективности как численные меры ее соответствия ожидаемого и возможного результатов ее функционирования. Задача прогнозирования значений характеристик некоторой системы может рассматриваться как задача в условиях стохастической неопределенности, если известна достаточная статистика значений этих характеристик аналогичных систем. Для информационно – измерительных систем такой достаточной статистики не существует [1]. Поэтому задача прогнозирования значений характеристик может быть рассмотрена в условиях нестохастической неопределенности. Ее решение возможно посредством постановок экспертиз и обработки экспертных данных. Содержание предлагаемого метода двухэтапного экспертного оценивания значений характеристик функционирования системы состоит в следующем. Пусть необходимо оценить значение некоторой характеристики $\mathbf{q}$ функционирования системы. Организуется экспертиза **Э1**, к проведению которой привлекается $\mathbf{N}$ экспертов. Схема экспертизы предполагает: независимость мнений экспертов и отсутствие обратной связи [2]. Каждый $\mathbf{j}$ – й эксперт, $\mathbf{j = \overline{1,N}}$ высказывает свое субъективное мнение относительно значения оцениваемой характеристики.

При обработке результатов экспертизы **Э1** множество $\{\mathbf{q_j}\}_\mathbf{N}$ трактуется как дискретное множество возможных значений случайной величины $\hat{\mathbf{q}}$. Для данной случайной величины строится статистическая функция распределения $\mathbf{F^*(q)}$ и определяются $\mathbf{q_\alpha}$ и $\mathbf{q_{1\text{-}\alpha}}$:

$$\mathbf{q_\alpha = F^{-1}(\alpha); \quad q_{1-\alpha} = F^{-1}(1-\alpha)},$$

где $\mathbf{F^{-1}(\alpha), F^{-1}(1-\alpha)}$ - обратные функции к $\mathbf{F^*(q)}$.

При выбранном уровне гарантии α правомерно принимать, что значение оцениваемой характеристики практически достоверно не может принадлежать интервалам $q_{min} < q < q_{1-\alpha}$; $q_{\alpha} < q < q_{max}$, где $q_{min} = \min_{j}\{q_j\}$; $q\max = \max_{j}\{q_j\}$.

На втором этапе экспертного оценивания значения характеристики **q** рассматривается экспертиза **Э2**. К ее проведению могут привлекаться те же **N** экспертов. Схема экспертизы **Э2** совпадает со схемой экспертизы **Э1**. Интервал $[q_{1-\alpha}, q_{\alpha}]$, которому принадлежит значение оцениваемой характеристики системы, разбивается на произвольное число **n** непересекающихся интервалов, т.е., если $\tilde{q} = [q_{1-\alpha}, q_{\alpha}]$ и $\tilde{q}^{(k)}$ - **k** – й интервал такой, что $\tilde{q}^{(k)} \in \tilde{q}$, то

$$\bigcup_{k=1}^{n} \tilde{q}^{(k)} = \tilde{q};\ \tilde{q}^{(k)} \cap q^{(l)} = \varnothing.$$

Эксперты высказывают свое субъективное мнение по ранжированию элементов (интервалов) $\tilde{q}^{(k)}, k = \overline{1, n}$. Нестрогие ранжировки задаются матрицами $A_l \left\| \tilde{q}_{ij}^{(kl)} \right\|$, $l = \overline{1, n}$ где $\tilde{q}_{ij}^{(kl)} = 1$, если **i** – й элемент предшествует (более предпочтителен) **j** – му элементу; если $\tilde{q}_{ij}^{(kl)} = 1$, то $\tilde{q}_{ij}^{(kl)} = -1$; если **i** – й и **j** – й элементы равноценны, то $\tilde{q}_{ij}^{(kl)} = 0$ и $\tilde{q}_{ij}^{(kl)} = 0, i = \overline{1, n}$.

Выявление наиболее предпочтительной ранжировки определяется по расстоянию между ранжировками, определяемым по соотношению [2]

$$d(A_l, A_r) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \left| \tilde{q}_{ij}^{(kl)} - \tilde{q}_{ij}^{(kr)} \right| \tag{1}$$

и удовлетворяющее аксиомам:

- $d(A_l, A_r) \geq 0$;
- $d(A_l, A_r) = 0$, если ранжировки (матриц) A_l и A_r совпадают;
- $d(A_l, A_r) = d(A_r, A_l)$;
- $d(A_l, A_r) + d(A_r, A_t) \geq d(A_l, A_r)$;
- расстояние α инвариантно, т.е. при одинаковых перестановках элементов внутри ранжировок A_l и A_r расстояние между новыми ранжировками A'_l и A'_r равно расстоянию между ранжировками A_l и A_r;
- если две ранжировки отличаются только на части элементов, то расстояние между ранжировками определяется расстояниями только между этими элементами;
- минимальное расстояние между ранжировками равно единице.

Пусть Ω - множество ранжировок, определенных экспертами. При обработке экспертизы более предпочтительной принимается та, для которой сумма расстояний до всех остальных из Ω будет минимальной, т.е.

$$\mathbf{A_S = Arq\min_{A\in\Omega}\sum_{j=1}^{N} d\left(A, A_j\right)}. \qquad (2)$$

Пусть матрица $\mathbf{A_1}$ соответствует ранжировке интервалов $\left(\tilde{q}^{11}, \tilde{q}^{21}, \tilde{q}^{31}, \ldots, \tilde{q}^{k1}, \ldots, \tilde{q}^{n1}\right)$, а матрица $\mathbf{A_S}$ – ранжировке интервалов $\left(\tilde{q}^{4S}, \tilde{q}^{1S}, \tilde{q}^{kS}, \ldots, \tilde{q}^{m-1,S}, \tilde{q}^{mS}, \ldots, \tilde{q}^{nS}, \tilde{q}^{n-2,S}\right)$. Это означает по результатам экспертизы, что оцениваемая характеристика $\mathbf{q}$ системы наиболее предпочтительно принадлежит интервалу $\tilde{q}^{4S}$. Тогда, если характеристика $\mathbf{q} \in \tilde{q}^{4S} = \left(\tilde{q}_H^{4S}, \tilde{q}_k^{4S}\right)$, то прогнозируемое значение $\mathbf{q} = \frac{1}{2}\left(\tilde{q}_H^{4S} + \tilde{q}_k^{4S}\right)$.

В качестве иллюстрации работоспособности предлагаемого метода двухэтапного экспертного оценивания значений характеристик функционирования системы рассмотрим оценивание показателя точности определения некоторого параметра $\mathbf{q}$. Если $\mathbf{Z_q}$ – случайная величина ошибки определения параметра $\mathbf{q}$, а $\mathbf{z_q^{per.}}$ - регламентируемая величина ошибки определения параметра $\mathbf{q}$, то $\mathbf{P\left(Z_q < Z_q^{per.}\right)}$ - показатель точности определения параметра $\mathbf{q}$. Пусть результаты обработки **Э1** состоят в том, что $(\mathbf{P_{1-\alpha}, P_\alpha})$ = (0,6; 0,9) при α = 0,9. Интервал (0,6; 0,9) разобъем на три подинтервала: $\tilde{p}^1$ = (0,6; 0,7); $\tilde{p}^2$ = (0,71; 0,8); $\tilde{p}^3$ =(0,81; 0,9). Экспертами при проведении **Э2** указаны три ранжировки и им соответствующие матрицы:

$$\left(\tilde{p}^1, \tilde{p}^2, \tilde{p}^3\right);\ A = \begin{Vmatrix} 0 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -1 & -1 & 0 \end{Vmatrix};\ \left(\tilde{p}^2, \tilde{p}^1, \tilde{p}^3\right);\ B = \begin{Vmatrix} 0 & -1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -1 & -1 & 0 \end{Vmatrix};\ \left(\tilde{p}^1, \tilde{p}^3, \tilde{p}^2\right);\ C = \begin{Vmatrix} 0 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & -1 \\ -1 & 1 & 0 \end{Vmatrix}.$$

Тогда в соответствии с (1) для первой ранжировки **d(A,B)**=2, **d(A,C)**=2; для второй – **d(BA)** = 2, **d(BC)** = 4; для третьей – **d(CA)** = 2, **d(CB)** = 4. Поэтому в соответствии с (2) более предпочтительными интервалами для показателя надежности следует считать интервалы $\tilde{p}^1$ и $\tilde{p}^2$, а сам показатель при оценке по серединам интервалов следует ожидать принадлежащим интервалу (0,65; 0,75).

ЛИТЕРАТУРА

1. Ярлыков М.С. Статистическая теория радионавигации. – М.: Радио и связь, 1985. – 244 с.

2. Макаров И.М. Теория выбора и принятия решений. – М.: Наука, 1982. – 275 с.