

Е.В. КОПКИН, И.М. КОБЗАРЕВ
**ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕРЫ ЦЕННОСТИ ИНФОРМАЦИИ
СТРАТОНОВИЧА ДЛЯ ОПТИМИЗАЦИИ ГИБКИХ ПРОГРАММ
ДИАГНОСТИРОВАНИЯ ТЕХНИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ**

Копкин Е.В., Кобзарев И.М. Использование меры ценности информации Стратоновича для оптимизации гибких программ диагностирования технических объектов.

Аннотация. Существующие методы вычисления ценности диагностической информации, циркулирующей в автоматизированных системах мониторинга технического состояния объектов, не учитывают потери (выигрыши), связанные с принятием неправильных решений при идентификации этого состояния.

Цель работы — разработка алгоритма, позволяющего решить задачу распознавания технического состояния, в котором находится анализируемый объект, методом динамического программирования, используя в качестве оптимизируемого показателя ценность диагностической информации. Решение задачи оптимизации диагностической процедуры основано на использовании меры ценности информации Р. Л. Стратоновича, модифицированной применительно к предметной области технического диагностирования и при использовании диагностических признаков, представленных в виде интервалов на вещественной числовой оси. Максимальная ценность диагностической информации достигается при минимизации средних потерь (максимизации средних выигрышей), получаемых при выполнении проверок диагностических признаков, в процессе распознавания технического состояния объекта.

Для решения задачи предложено обладающее научной новизной рекуррентное выражение, позволяющее вычислять ценность информации, получаемой при выполнении проверок диагностических признаков в каждом из анализируемых информационных состояний процесса диагностирования. В процессе реализации программы диагностирования при распознавании технического состояния объекта возможны как потери, так и выигрыши. Разность их априорных и апостериорных средних значений численно характеризует ценность диагностической информации. Величина показателя ценности информации зависит от вероятностей исходов проверок диагностических признаков и пропорциональна разности апостериорных и априорных вероятностей достижения цели диагностирования.

Использование предложенного решения позволяет синтезировать оптимальную по критерию максимума ценности диагностической информации гибкую программу диагностирования в виде ориентированного графа или упорядоченных по очередности их выполнения наборов проверок, необходимых для распознавания конкретного технического состояния, в котором находится объект.

Реализация разработанного алгоритма возможна в программно-алгоритмическом обеспечении автоматизированных систем мониторинга состояния сложных технических объектов.

Ключевые слова: техническое состояние, гибкая программа диагностирования, ценность информации, диагностический признак.

1. Введение. Вопросами ценности информации научное сообщество начало заниматься во второй половине XX века. Академик А. А. Харкевич сформулировал понятие ценности информации одним из первых [1]. Он предположил, что если получение информации увеличивает вероятность достижения цели, то эта информация будет

обладать некоторой положительной ценностью. Предложенная А. А. Харкевичем мера ценности информации определяется как двоичный логарифм отношения вероятности P_1 достижения цели после получения информации к вероятности P_0 достижения цели до получения этой информации, то есть в соответствии с выражением:

$$V = \log_2 \frac{P_1}{P_0}. \quad (1)$$

В работе М. М. Бонгарда [2] рассматривались ситуации, в которых получаемая информация может вообще не обладать никакой ценностью или даже быть отрицательной, если осуществляется передача ложной информации, что приводит к увеличению неопределенности.

Очевидно, что существует логическая связь между количеством информации по Шеннону, то есть величиной снятой неопределенности, и показателем (1). Ценность информации измеряется в битах, а ее числовые значения лежат в диапазоне от $-\infty$ до $+\infty$.

Предложенный В. И. Корогодиным в работе [3] показатель ценности информации определяется по формуле:

$$V = \frac{P_1 - P_0}{1 - P_0}. \quad (2)$$

Этот показатель численно изменяется от 0 до 1 и по свойствам не отличается от меры ценности А. А. Харкевича (1).

Предложенный Р. Л. Стратоновичем метод определения ценности информации [4] предусматривает, что достижение цели за счет получения некоторого количества информации возможно различными путями. При этом более ценной будет та информация, получение которой снижает условные штрафы, которые приходится платить для достижения цели, или, наоборот, увеличивает получаемый в этом процессе выигрыш.

Свою теорию ценности информации предложил также Р. Ховард [5] в 1966 году. В отличие от теории информации Шеннона, которая измеряет ее количество в битах, Р. Ховард количественно определяет ценность информации как функцию от ее потенциала, помогающего в принятии решения. Центральная идея этой теории представляется в виде уравнения:

$$V(I) = U(d^*) - U(d), \quad (3)$$

где I — информация; $V(I)$ — ее ценность; d — решение, принимаемое до получения информации; d^* — измененное решение, принимаемое

после получения информации; $U(d)$ и $U(d^*)$ — функции ценности соответствующих решений.

Ключевым компонентом в процессе принятия решения является функция ценности U , которая, используя численное значение $V(I)$ ценности информации, определяет выигрыш (доход) от принятого решения. Если принятое решение позволяет получить предпочтительный результат, то ему назначается более высокая ценность по сравнению с решением, способствующим достижению менее предпочтительного результата. В соответствии с выражением (3) ценность информации представляет собой разность функций ценности решений, принимаемых до и после получения информации. Таким образом, различная информация обладает различными значениями ценности.

Теория ценности информации Ховарда была применена ко множеству исследований в различных предметных областях, таких как инвестиционный анализ [6-8], клинические испытания [9-11], инфраструктурные проекты [12-15], антикризисный менеджмент [16], география, геофизика и геология [17-20]. В этих исследованиях для вычисления ценности информации использовалась денежная стоимость.

В технических приложениях понятие «ценность информации» особенно актуально при обеспечении защиты информации. Аксиоматика понятия ценности информации и математические модели, с помощью которых эту ценность можно количественно оценить, предложены в монографии Г. П. Шанкина [21], развивающей идеи М. М. Бонгарда и Р. Л. Стратоновича. Величина возможного выигрыша, который можно получить, обладая некоторым количеством информации, и определяет ее ценность для пользователя при решении конкретных задач.

Процессы передачи информации по каналам связи имеют различные цели, достижение которых можно оценить соответствующими частными показателями, имеющими различную степень важности. Свертка этих частных показателей позволяет сформировать обобщенный показатель ценности информации, основанный на использовании информации для повышения эффективности процесса ее защиты [22, 23]. Численное значение обобщенного показателя ценности информации определяется на основе логико-лингвистической модели оценки свойств, характеризующих этот показатель, и метода попарных сравнений, используемого для определения значений коэффициентов важности этих свойств.

Показатель ценности информации, предложенный в [24], представляет собой отношение величины смыслового значения общего объема информации к количеству единиц (объемов), необходимых для ее передачи. Другими словами, ценность определяется глубиной

смысла и обратно пропорциональна количеству символов для его передачи. При этом, однако, не уточняются понятия «смысловое значение» и «единицы информации», которые зависят от конкретной предметной области используемой информации.

Современные информационно-измерительные системы, применяемые при управлении сложными техническими объектами и технологическими процессами, обрабатывают огромные потоки разнородной измерительной информации и, как правило, имеют в своем составе автоматизированные системы мониторинга (АСМ) состояния этих объектов и процессов. В контурах АСМ обрабатывается и анализируется диагностическая информация, используемая для принятия решений о техническом состоянии объектов и для управления этими состояниями. Оперативность принятия решений можно существенно повысить при задействовании только такой диагностической информации, которая будет считаться ценной для определения технического состояния. В связи с этим приложение теории ценности информации к задачам контроля и диагностирования представляет значительный научный и практический интерес.

В частности, в [25] предложена информационная мера диагностического признака (показатель ценности диагностической информации), используемого для определения состояния объекта, как количество информации, вносимое рассматриваемым признаком для определения этого состояния.

В [26, 27] представлены оптимальные алгоритмы построения гибких программ диагностирования (ГПД) объектов на основе использования меры ценности информации А. А. Харкевича и В. И. Корогодина, соответственно. Использование меры ценности Р. Л. Стратоновича для построения ГПД предложено в [28], однако только для случая, когда диагностические признаки имеют дискретную форму представления.

Следует отметить, что системы диагностирования, использующие дискретные диагностические признаки, имеют сравнительно невысокую помехоустойчивость. Если создаваемая АСМ предназначена для контроля и диагностирования бортовой аппаратуры образцов ракетно-космической техники, то радиотелеметрические каналы передачи диагностической информации в наибольшей степени подвержены воздействию естественных и искусственных возмущающих воздействий. В этом случае способ представления информации в виде дискретных признаков оказывается малоэффективным.

В этом отношении более надежными и эффективными являются непрерывные признаки, представленные в виде абстрактных

вещественных чисел, содержащих в себе сведения об измеренных на борту параметрах, причем характер зависимости каждого из чисел от того или иного параметра не раскрывается. В процессе диагностирования предусматривается интервальное оценивание непрерывных признаков (а не точечное, как дискретных), благодаря чему возмущающие воздействия на передаваемые с борта сообщения оказываются значительно ослабленными.

В силу указанных обстоятельств разработка алгоритма построения ГПД, оптимальной в смысле ценности (по Стратоновичу) анализируемой диагностической информации и устойчивой к воздействию помех благодаря использованию непрерывных признаков, является актуальной задачей, имеющей важное научно-прикладное значение. Разумеется, переход к непрерывным признакам существенно осложняет процесс построения алгоритма, что является платой за вновь приобретенные его полезные качества.

2. Постановка задачи. Для формальной постановки задачи воспользуемся известными моделями объекта и процесса диагностирования, представленными в работе [26]. При этом будем считать заданными: множество $S = \{S_i \mid i = \overline{1, m}\}$ возможных

технических состояний (ТС) объекта; множество $\Pi = \{\pi_j \mid j = \overline{1, n}\}$ диагностических признаков, обеспечивающих попарную различимость этих ТС; множество $L = \{\ell_{ij} \mid i = \overline{1, m}; j = \overline{1, n}\}$ интервалов на вещественной числовой оси, характеризующих допустимые значения каждого признака в каждом ТС. Измеренные значения y_j соответствующих признаков $\pi_j(j = \overline{1, n})$, которые являются вещественными числами, имеющими равномерный закон распределения, представляют собой поступающую с объекта измерительную информацию.

Процесс измерения текущего значения y_j признака π_j и выявления попадания этого значения в интервал $\ell_{ij} \in L$ (или в несколько интервалов в случае их пересечения) называется проверкой и обозначается символом $\hat{\pi}_j$.

Основные элементы процесса диагностирования — информационные состояния (ИС) $R_k \subseteq S$ и выполняемые в них проверки $\hat{\pi}_j$, образующие множества $\Omega = \{R_k \mid k = \overline{1, M}\}$ и $\hat{\Pi} = \{\hat{\pi}_j \mid j = \overline{1, n}\}$ соответственно. ИС процесса диагностирования является виртуальной

структурой — подмножеством множества S , в каждом из элементов которого с некоторой вероятностью может находиться объект в момент анализа его состояния. Будем различать конечные ИС $R_i = \{S_i\}$, $i = \overline{1, m}$, являющиеся распознанными ТС объекта, от всех остальных ИС $R_k \subseteq S(k = \overline{m+1, M})$, для которых $2 \leq \text{card}\{R_k\} \leq m$.

Выбирая для проверки в каждом из ИС R_k только те признаки π_j , по которым хотя бы одно ТС отличается от других, можно сделать процесс диагностирования более эффективным. Сформируем для каждого ИС R_k подмножество Π_k признаков, допустимых для проверки в этом ИС, определяемое согласно условию:

$$\pi_j \in \Pi_k, \text{ если } (\exists S_i, S_f \in R_k): (\ell_{ij} \cap \ell_{jf} = \emptyset). \quad (4)$$

Для рассматриваемых признаков $\pi_j \in \Pi_k$ на вещественной числовой оси можно выделить некоторое количество подынтервалов Δ_{kj} , определяющих диапазоны, в котором интервалы ℓ_{ij} , характеризующие ТС S_i , пересекаются:

$$\Delta_{kj} = \bigcap_{\{i\}} \ell_{ij}.$$

Событие ($y_j \in \Delta_{kj}$), заключающееся в попадании измеренного значения y_j признака π_j в один из подынтервалов Δ_{kj} , называется исходом проверки $\hat{\pi}_j$, выполненной в ИС R_k . Обозначим через Δ_{kj}^v подынтервал Δ_{kj} , имеющий порядковый номер v из их общего возможного числа ω_{kj} . Тогда событие $(y_j \in \Delta_{kj}^v)$, $v = \overline{1, \omega_{kj}}$, представляющее собой v -й исход проверки $\hat{\pi}_j$, выполненной в ИС R_k , обозначим через $\hat{\pi}_j^v$.

При этом проверка $\hat{\pi}_j$ формально описывается отображением:

$$\hat{\pi}_j : R_k \rightarrow R_{kj}^v, \text{ если } y_j \in \Delta_{kj}^v \quad (v = \overline{1, \omega_{kj}}), \quad (5)$$

где

$$R_{kj}^v = \left\{ S_i \in R_k \mid i: \bigcap_{\{i\}} \ell_{ij} \neq \emptyset \right\}.$$

Новое ИС R_{kj}^v , которое получается из ИС R_k при v -м исходе проверки $\hat{\pi}_j$, имеет в своем составе меньшее количество ТС, то есть $\text{card}\{R_{kj}^v\} < \text{card}\{R_k\}$.

Вероятность реализации события $(y_j \in \Delta_{kj}^v)$ назовем вероятностью v -го исхода проверки признака π_j в ИС $R_k \subseteq S$, обозначим через $P_k(\hat{\pi}_j^v)$ и будем вычислять по формуле:

$$P_k(\hat{\pi}_j^v) = P(R_{kj}^v/R_k) = P(y_j \in \Delta_{kj}^v) = \frac{|\Delta_{kj}^v|}{|\nabla_{kj}|}, \quad (6)$$

где $|\Delta_{kj}^v| = \left| \bigcap_{\{i: S_i \in R_{kj}^v\}} \ell_{ij} \right|$ и $|\nabla_{kj}| = \left| \bigcup_{\{i: S_i \in R_k\}} \ell_{ij} \right|$ — длины пересечения и объединения соответствующих интервалов.

При указанных условиях синтезируем ориентированный граф G , вершины которого представляют собой ИС $R_k \subset S$ процесса диагностирования, а дуги — исходы $\hat{\pi}_j^v$ проверок в этих ИС. Граф G , состоящий из ветвей $G_r \in U$ (r — порядковый номер ветви, U — множество всех ветвей), имеет одну начальную и m конечных вершин, соответствующих опознанным ТС объекта $S_i (i = \overline{1, m})$. Ветви G_r графа образуют полную группу несовместных событий, то есть $\sum_{G_r \in U} P(G_r) = 1$.

Состав проверок, входящих в каждую из ветвей G_r графа, а также последовательность их выполнения, образуют гибкую программу диагностирования, в ходе реализации которой обеспечивается распознавание каждого из заданных ТС $S_i \in S (i = \overline{1, m})$ объекта с максимальной в среднем ценностью V диагностической информации, получаемой при выполнении проверок.

Построенный граф G должен удовлетворять условию:

$$G = \arg \max_{x=1,2,\dots} \{V(G_x)\},$$

где $V(G_x)$ — усредненный по всем ветвям показатель ценности диагностической информации, получаемой с помощью некоторого варианта искомой ГПД; x — номер варианта.

В процессе синтеза ГПД формируются упорядоченные подмножества $\Pi_r \subseteq \Pi$ признаков, последовательная проверка которых обеспечивает распознавание i -го ТС объекта (r — номер ветви, ведущей в i -е ТС). Поскольку эти подмножества являются структурно взаимосвязанными в рамках составляемой программы, то они не могут быть сформированы по отдельности. Кроме того, при использовании диагностических признаков, имеющих непрерывную форму представления, в одно и то же ТС S_i могут приводить несколько ветвей G_r , поэтому для каждого ТС может существовать несколько подмножества Π_r .

3. Вычисление ценности диагностической информации на основе меры Р. Л. Стратоновича. Любое ИС $R_k \in \Omega$ (кроме конечных $R_i = \{S_i\}$, $i = \overline{1, m}$) обладает некоторой энтропией (неопределенностью) и может рассматриваться как отдельный источник информации. Тогда выполняемую в этом ИС проверку $\hat{\pi}_j$ можно рассматривать как средство получения диагностической информации, снижающей исходную неопределенность и способствующей достижению цели.

Проверка $\hat{\pi}_j$, выполненная в ИС R_k , имеет произвольное конечное число ω_{kj} случайных исходов $\hat{\pi}_j^v$ ($v = \overline{1, \omega_{kj}}$). В соответствии с отображением (5) в результате каждого исхода $\hat{\pi}_j^v$ получается новое ИС R_{kj}^v ($v = \overline{1, \omega_{kj}}$), для которого $\text{card}\{R_{kj}^v\} < \text{card}\{R_k\}$.

Обозначим через R_{kj}^u и R_{kj}^v ($u, v = \overline{1, \omega_{kj}}$) конкурирующие гипотезы о возможных исходах проверки $\hat{\pi}_j$ до и после ее выполнения. Соответственно, вероятности $P_k(\hat{\pi}_j^u)$ и $P_k(\hat{\pi}_j^v)$ исходов, в результате которых получаются гипотетические ИС R_{kj}^u и R_{kj}^v , будем рассматривать как априорные и апостериорные вероятности достижения цели.

Р. Л. Стратонович предложил количественную оценку ценности информации в виде разности априорных и апостериорных средних потерь (штрафов), либо разности апостериорных и априорных выигрышей, получаемых в процессе достижения цели [4].

Пусть исходом проверки $\hat{\pi}_j$, выполненной в ИС R_k , является ИС $R_{kj}^v = R_{kj}^u$, то есть гипотеза R_{kj}^u подтверждается. Тогда получаемые при этом потери оценим величиной $\alpha \geq 0$. Если же полученное ИС $R_{kj}^v \neq R_{kj}^u$, то будем оценивать потери величиной $\beta_i > \alpha (i = \overline{1, \omega_{kj} - 1})$.

Если использовать стратегию максимизации «выигрышей», то величиной $\alpha \geq 0$ будет оцениваться выигрыш, получаемый в случае, когда $R_{kj}^v = R_{kj}^u$, а величиной $\beta_i < \alpha$ — выигрыш, получаемый в ином случае.

Априорные средние потери, получаемые до выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k , можно оценить как:

$$\begin{aligned} L(R_{kj}^u) &= P_k(\hat{\pi}_j^1)\beta_1 + P_k(\hat{\pi}_j^2)\beta_2 + \dots + P_k(\hat{\pi}_j^{u-1})\beta_{u-1} + P_k(\hat{\pi}_j^u)\alpha + \\ &+ P_k(\hat{\pi}_j^{u+1})\beta_{u+1} + P_k(\hat{\pi}_j^{u+2})\beta_{u+2} + \dots + P_k(\hat{\pi}_j^{\omega_{kj}})\beta_{\omega_{kj}} = \\ &= P_k(\hat{\pi}_j^u)\alpha + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^u\}} P_k(\hat{\pi}_j^w)\beta_w. \end{aligned}$$

Апостериорные средние потери, получаемые после выполнения проверки $\hat{\pi}_j$, можно оценить следующим образом:

$$\begin{aligned} L(R_{kj}^v / R_{kj}^u) &= P_k(\hat{\pi}_j^1)\beta_1 + P_k(\hat{\pi}_j^2)\beta_2 + \dots + P_k(\hat{\pi}_j^{v-1})\beta_{v-1} + P_k(\hat{\pi}_j^v)\alpha + \\ &+ P_k(\hat{\pi}_j^{v+1})\beta_{v+1} + P_k(\hat{\pi}_j^{v+2})\beta_{v+2} + \dots + P_k(\hat{\pi}_j^{\omega_{kj}})\beta_{\omega_{kj}} = \\ &= P_k(\hat{\pi}_j^v)\alpha + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^v\}} P_k(\hat{\pi}_j^w)\beta_w. \end{aligned}$$

Аналогично, априорный и апостериорный средние выигрыши оцениваются величинами:

$$\begin{aligned} G(R_{kj}^u) &= P_k(\hat{\pi}_j^u)\alpha + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^u\}} P_k(\hat{\pi}_j^w)\beta_w; \\ G(R_{kj}^v / R_{kj}^u) &= P_k(\hat{\pi}_j^v)\alpha + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^v\}} P_k(\hat{\pi}_j^w)\beta_w. \end{aligned}$$

Если в качестве основной выбрана гипотеза R_{kj}^u , а исходом проверки является $\hat{\pi}_j^v$, то при использовании стратегии минимизации потерь ценность $V_k(\hat{\pi}_j^{v,u})$ получаемой информации определяется по формуле:

$$V_k(\hat{\pi}_j^{v,u}) = L(R_{kj}^u) - L(R_{kj}^v/R_{kj}^u) = \alpha [P_k(\hat{\pi}_j^u) - P_k(\hat{\pi}_j^v)] + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^u\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w - \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^v\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w; v, u = \overline{1, \omega_{kj}}. \quad (7)$$

При использовании стратегии максимизации выигрышей ценность получаемой информации определяется по формуле

$$V_k(\hat{\pi}_j^{v,u}) = G(R_{kj}^v/R_{kj}^u) - G(R_{kj}^u) = \alpha [P_k(\hat{\pi}_j^v) - P_k(\hat{\pi}_j^u)] + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^v\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w - \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^u\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w; v, u = \overline{1, \omega_{kj}}. \quad (8)$$

После выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ основная гипотеза R_{kj}^u может подтвердиться ($v = u$) или не подтвердиться ($v \neq u$) с вероятностью $P_k(\hat{\pi}_j^v)$, определяемой по формуле (6).

В зависимости от той гипотезы R_{kj}^u , которая принята в качестве основной, а также от исхода $\hat{\pi}_j^v$ выполняемой проверки, будет меняться и величина показателя $V_k(\hat{\pi}_j^{v,u})$, оцениваемого формулами (7) и (8).

Двойное суммирование (по числу ω_{kj} выдвинутых гипотез R_{kj}^u и по числу возможных исходов $\hat{\pi}_j^v$ проверки $\hat{\pi}_j$) взвешенных с помощью вероятностей $P_k(\hat{\pi}_j^v)$ значений показателя $V_k(\hat{\pi}_j^{v,u})$ позволяет оценить среднюю ценность $V_k(\hat{\pi}_j)$ информации, получаемой в результате выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k :

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} \sum_{u=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) V_k(\hat{\pi}_j^{v,u}). \quad (9)$$

При использовании показателя (7) формулу (9) можно записать в виде:

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \sum_{u=1}^{\omega_{kj}} \left\{ \alpha \left[P_k(\hat{\pi}_j^u) - P_k(\hat{\pi}_j^v) \right] + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^u\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w - \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^v\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w \right\}, \quad (10)$$

а при использовании показателя (8) — в виде:

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \sum_{u=1}^{\omega_{kj}} \left\{ \alpha \left[P_k(\hat{\pi}_j^v) - P_k(\hat{\pi}_j^u) \right] + \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^v\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w - \sum_{R_{kj}^w \in R_k \setminus \{R_{kj}^u\}} P_k(\hat{\pi}_j^w) \beta_w \right\}. \quad (11)$$

Несложные математические преобразования позволяют привести формулы (10) и (11) к следующему виду (в зависимости от используемой стратегии):

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} (\beta_v - \alpha) P_k(\hat{\pi}_j^v) \left[\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1 \right] \quad (12)$$

при использовании стратегии минимизации «потерь»;

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} (\alpha - \beta_v) P_k(\hat{\pi}_j^v) \left[\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1 \right] \quad (13)$$

при использовании стратегии максимизации выигрышей.

Чтобы вычислить оценку $V(G)$ ценности информации для уже построенной ГПД, необходимо усреднить величины $V_k(\hat{\pi}_j)$ по множеству $\Omega_k \subset \Omega$ всех неконечных ИС $R_k \subseteq S$, входящих в состав ориентированного графа G :

$$V(G) = M \left\{ V_k(\hat{\pi}_j) \right\} = \sum_{R_k \in \Omega_k} P(R_k) V_k(\hat{\pi}_j), \quad (14)$$

где $P(R_k)$ — вероятность соответствующего ИС; M — символ математического ожидания.

Чтобы вычислить вероятности $P(R_k)$, обозначим ветвь G_r графа G , по которой процесс распознавания ТС последовательно переходит из начального состояния $R_k = S$ в промежуточное ИС $R_k \subset S$ через G_r^k . Тогда вероятность $P(G_r^k)$ реализации этой ветви можно вычислить по формуле:

$$P(G_r^k) = \prod_{\pi_j \in \Pi_r^k} P_k(\hat{\pi}_j^v), v = \overline{1, \omega_{kj}}, \quad (15)$$

где Π_r^k — упорядоченное подмножество признаков, проверяемых при реализации ветви G_r^k .

Соответственно, вероятность $P(R_k)$ определяется как сумма вероятностей ветвей, приводящих в ИС R_k , то есть

$$P(R_k) = \sum_r P(G_r^k). \quad (16)$$

При использовании показателя (12) формула (14) преобразуется к виду:

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} P(R_k) \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} (\beta_v - \alpha) P_k(\hat{\pi}_j^v) [\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1], \quad (17)$$

а при использовании показателя (13) — к виду:

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} P(R_k) \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} (\alpha - \beta_v) P_k(\hat{\pi}_j^v) [\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1]. \quad (18)$$

Допустим, что когда основная гипотеза подтверждается, то потери отсутствуют ($\alpha = 0$), а когда отклоняется — потери равны единице ($\beta_v = 1$). Также допустим, что выигрыш при подтверждении основной гипотезы равен единице, то есть $\alpha = 1$, а при ее отклонении этот выигрыш равен нулю, то есть $\beta_v = 0$.

Тогда формулы (12) и (13) преобразуются к виду:

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \left[\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1 \right], \quad (19)$$

а формулы (17) и (18) — к виду:

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} P(R_k) \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \left[\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1 \right]. \quad (20)$$

Для того чтобы установить непосредственную зависимость показателя (20) от выбираемых признаков, запишем это выражение в несколько измененном виде, то есть

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \sum_{R_k \in \Omega_k^*} P(R_k) \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \left[\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1 \right], \quad (21)$$

где $\Omega_k^* \subseteq \Omega_k$ — подмножество неконечных ИС, содержащихся в R_k -подпрограмме, начинающейся с проверки признака $\pi_j \in \Pi_k$. Под R_k -подпрограммой понимается отдельная часть графа G , начинающаяся в ИС R_k , вместе с выходящими из него дугами, которые приводят к конечным ИС $R_i = \{S_i\}$.

Используя метод динамического программирования, с помощью выражения (21) можно последовательно вычислять значения показателей $V_k(\hat{\pi}_j)$, начиная с ИС R_k , для которых $\text{card}\{R_k\} = 2$, и заканчивая $R_k = S$, для которого $\text{card}\{R_k\} = m$, и осуществлять выбор наиболее ценных признаков.

Однако при последовательном переходе от ИС с меньшей мощностью к ИС с большей мощностью все вычисления по формуле (21) придется выполнять заново, поэтому необходимо преобразовать ее в рекуррентное соотношение.

Обозначим проверяемый в ИС R_k признак через π_s , а относящиеся к нему члены выделим в виде отдельного слагаемого. В результате из (21) получим выражение:

$$\begin{aligned} V_k(\hat{\pi}_j) &= \sum_{v=1}^{\omega_{ks}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \left[\omega_{ks} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1 \right] + \\ &+ \sum_{v=1}^{\omega_{ks}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \sum_{u=1}^{\omega_{ksj}} P_{ks}^v(\hat{\pi}_j^u) \left[\omega_{ksj} P_{ks}^v(\hat{\pi}_j^u) - 1 \right], \end{aligned} \quad (22)$$

где ω_{ksj} — число исходов проверки $\hat{\pi}_j$, выполненной в ИС R_{ks}^v согласно отображению:

$$\hat{\pi}_j : R_{ks}^v \rightarrow \left(R_{ks}^v \right)_j^u, u = \overline{1, \omega_{ksj}};$$

$P_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j^u \right)$ — вероятность u -го исхода $\left(R_{ks}^v \right)_j^u$ этой проверки, которая вычисляется по формуле, аналогичной (6), то есть

$$P_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j^u \right) = P \left[\left(R_{ks}^v \right)_j^u / R_{ks}^v \right] = \frac{|\left(\Delta_{ks}^v \right)_j^u|}{|\left(\nabla_{ks}^v \right)_j^u|}.$$

Введем обозначение

$$V_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j \right) = \sum_{u=1}^{\omega_{ksj}} P_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j^u \right) \left[\omega_{ksj} P_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j^u \right) - 1 \right] \quad (23)$$

и сравним его с формулой (19). Очевидно, что $V_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j \right)$ представляет собой значение ценности информации, получаемой при выполнении проверки признака $\pi_j \in \Pi_{ks}^v$ в ИС R_{ks}^v . Π_{ks}^v — определяемое по условию (4) подмножество признаков, допустимых для проверки в ИС R_{ks}^v . Другими словами, величина $V_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j \right)$ определяет ценность информации, получаемой при выполнении дальнейших проверок.

Рекуррентная формула, с помощью которой вычисляется средняя ценность диагностической информации, получаемой при выполнении проверки $\hat{\pi}_s$ в ИС R_k , образуется путем подстановки в формулу (22) выражения (23), то есть

$$V_k \left(\hat{\pi}_s \right) = \sum_{v=1}^{\omega_{ks}} P_k \left(\hat{\pi}_s^v \right) \left[\omega_{ks} P_k \left(\hat{\pi}_s^v \right) - 1 + V_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j \right) \right]. \quad (24)$$

Если какой-либо из исходов выполняемой проверки является конечным, то есть $R_{ks}^v = R_t = \{S_t\}$, и ТС объекта считается распознанным, то соответствующее ему значение $V_{ks}^v \left(\hat{\pi}_j \right) = 0$.

Следует также отметить, что при вычислении показателя $V_k(\hat{\pi}_s)$ для ИС R_k , у которых $\text{card}\{R_k\}=2$, вместо формулы (24) можно воспользоваться более простым выражением:

$$V_k(\hat{\pi}_s) = \left[P_k(\hat{\pi}_s^1) - P_k(\hat{\pi}_s^2) \right]^2. \quad (25)$$

Вычислив значение показателя $V_k(\hat{\pi}_s)$ для всех допустимых признаков $\pi_s \in \Pi_k$, выберем в качестве оптимального признак π_j , удовлетворяющий условию

$$\pi_j = \arg \max_{\pi_s \in \Pi_k} \{V_k(\hat{\pi}_s)\}. \quad (26)$$

Вычислив по формуле (24) значения показателей ценности информации для всех ИС $R_k = \Omega_k$ и выбрав для каждого из них оптимальные признаки по условию (26), составим оптимальную ГПД в виде ориентированного графа.

Для проверки правильности выполненных расчетов, используя формулу (20), рассчитаем среднюю ценность информации, получаемой при реализации синтезированной диагностической процедуры. Если вычисленное по этой формуле значение $V(G) = V_k(\hat{\pi}_j)$, $k: R_k = S$, то ГПД составлена правильно.

4. Алгоритм построения оптимальной гибкой программы диагностирования. Алгоритм построения оптимальной ГПД на основе метода динамического программирования состоит из трех этапов, каждый из которых включает выполнение ряда последовательных шагов.

Этап 1. Определение множества $\Omega = \{R_k | R_k \subseteq S\}$ информационных состояний процесса диагностирования.

Шаг 1.1. Включение в множество Ω начального ИС $R_k = S$, в котором для проверки допустимы все признаки, то есть $\Pi_k = \Pi$.

Шаг 1.2. Выполнение проверок всех признаков $\pi_j \in \Pi_k$ в ИС $R_k = S$ согласно отображению (5) и получение их исходов $R_{kj}^v (v = \overline{1, \omega_{kj}})$.

Шаг 1.3. Выбор ИС R_{kj}^v , для которых $2 \leq \text{card}\{R_{kj}^v\} < m$, присвоение каждому из них нового порядкового номера k , то есть

$R_{kj}^v \rightarrow R_k \subset S$, определение для этих ИС R_k в соответствии с условием (4) множества Π_k допустимых для проверки признаков и включение в множество Ω . Повторяющиеся ИС $R_k \subset S$ в множество Ω не включаются.

Шаг 1.4. Выполнение шагов 1.2 и 1.3 для каждого из ИС $R_k \subset S$, включенных в множество Ω на шаге 1.3, за исключением ИС, у которых $\text{card}\{R_k\} = 2$, до тех пор, пока все полученные ИС R_{kj}^v не будут удовлетворять условию $\text{card}\{R_{kj}^v\} \leq 2$.

Шаг 1.5. Упорядочение включенных в множество Ω ИС R_k по их мощности, то есть по возрастанию числа содержащихся в элементах.

Эман 2. Выбор оптимальных признаков для каждого ИС $R_k \subseteq S$.

Шаг 2.1. Извлечение из множества Ω ИС R_k , для которых $\text{card}\{R_k\} = 2$, вычисление по формуле (25) показателей $V_k(\hat{\pi}_s)$ ценности информации для каждого из признаков $\pi_s \in \Pi_k$ и выбор оптимальных признаков в соответствии с условием (26).

Шаг 2.2. Последовательное извлечение из множества Ω ИС R_k , для которых $2 < \text{card}\{R_k\} \leq m$, вычисление по формуле (24) показателей $V_k(\hat{\pi}_s)$ ценности информации для каждого из признаков $\pi_s \in \Pi_k$ и выбор оптимальных в соответствии с условием (26). В качестве рекуррентных добавок $V_{ks}^v(\hat{\pi}_j)$ в формуле (24) следует использовать соответствующие значения $V_k(\hat{\pi}_j)$, полученные на предыдущих шагах. Выбор оптимального признака для ИС $R_k = S$ завершает выполнение этапа 2.

Эман 3. Построение оптимальной ГПД по результатам расчетов.

Шаг 3.1. Применение оптимальной проверки $\hat{\pi}_j$, выбранной на последнем шаге этапа 2, к ИС $R_k = S$ и получение ее исходов $R_{kj}^v (v = \overline{1, \omega_{kj}})$.

Шаг 3.2. Применение оптимальных проверок $\hat{\pi}_j$, выбранных на этапе 2, к каждому из ИС R_{kj}^v , полученных на предыдущем шаге, получение исходов этих проверок.

Шаг 3.3. Выполнение операций, предусмотренных шагом 3.2, до получения всех конечных состояний $R_i = \{S_i\} (i = \overline{1, m})$.

В результате выполнения этапа 3 определим все ветви $G_r \in U$ графа G , представляющие собой наборы $\Pi_r \subseteq \Pi$ признаков $\pi_j \in \Pi$,

упорядоченных по очередности их проверки, необходимых для распознавания каждого из заданных ТС $S_i \in S$ объекта.

5. Пример реализации алгоритма. Синтезируем, используя метод динамического программирования, оптимальную по критерию максимума ценности диагностической информации ГПД объекта. В качестве исходных данных будем использовать представленные в виде таблицы 1 множество $S = \{S_i | i = \overline{1,5}\}$ ТС объекта, множество $\Pi = \{\pi_j | j = \overline{1,5}\}$ диагностических признаков, обеспечивающих попарную различимость этих ТС, а также множество $L = \{\ell_{ij} | i = \overline{1,5}; j = \overline{1,5}\}$ интервалов, характеризующих возможный диапазон значений признаков в каждом ТС.

Таблица 1. Таблица состояний объекта диагностирования

ТС S_i	Диагностические признаки π_j				
	π_1	π_2	π_3	π_4	π_5
S_1	(0,0; 0,4)	(0,2; 0,5)	(0,1; 0,3)	(0,0; 0,5)	(0,5; 1,0)
S_2	(0,2; 0,6)	(0,7; 1,0)	(0,3; 0,8)	(0,2; 0,6)	(0,0; 0,3)
S_3	(0,5; 0,8)	(0,0; 0,4)	(0,6; 1,0)	(0,4; 0,6)	(0,6; 0,8)
S_4	(0,6; 1,0)	(0,2; 0,7)	(0,4; 0,8)	(0,7; 1,0)	(0,3; 0,5)
S_5	(0,3; 0,5)	(0,6; 0,8)	(0,0; 0,3)	(0,5; 0,7)	(0,3; 0,7)

Решение. Этап 1. Сформируем для заданных исходных данных множество Ω всех возможных ИС $R_k \subseteq S$ процесса диагностирования и множества Π_k допустимых для проверки признаков в каждом из этих состояний.

Полученное множество Ω упорядочим по числу содержащихся в ИС R_k ($k = \overline{1,22}$) элементов S_i ($i = \overline{1,5}$) и сведем в таблицу 2. В первый столбец занесем ИС R_k (кроме конечных ИС $R_i = \{S_i\}$). Во второй столбец таблицы 2 занесем допустимые для проверки в каждом ИС признаки $\pi_j \in \Pi_k$, определяемые из условия (4).

Этап 2. Рассчитаем значения показателей ценности информации для каждого из полученных ИС $R_k \subseteq S$ и выберем наиболее ценные признаки.

Рассмотрим сначала ИС $R_6 - R_{15}$, для которых $\text{card}\{R_k\} = 2$ ($k = \overline{6,15}$). Поскольку любая проверка (из числа допустимых), выполненная в этих состояниях, приведет к распознаванию конкретного ТС, то расчеты будем проводить по формуле (25).

Таблица 2. Информационные состояния и выбираемые в них признаки

ИС $R_k \subseteq S$	Π_k	Оптимальный признак π_j	$V_k(\hat{\pi}_j)$
$R_6 = \{S_1, S_2\}$	π_2, π_3, π_5	π_3	0,1837
$R_7 = \{S_1, S_3\}$	π_1, π_3	π_3	0,1111
$R_8 = \{S_1, S_4\}$	$\pi_1, \pi_3, \pi_4, \pi_5$	π_5	0,1837
$R_9 = \{S_1, S_5\}$	π_2, π_4	π_4	0,1837
$R_{10} = \{S_2, S_3\}$	π_2, π_5	π_5	0,04
$R_{11} = \{S_2, S_4\}$	$\pi_1, \pi_2, \pi_4, \pi_5$	π_2	0,0625
$R_{12} = \{S_2, S_5\}$	π_3, π_5	π_3	0,0625
$R_{13} = \{S_3, S_4\}$	π_4, π_5	π_4	0,04
$R_{14} = \{S_3, S_5\}$	π_1, π_2, π_3	π_2	0,1111
$R_{15} = \{S_4, S_5\}$	π_1, π_3, π_4	π_1	0,1111
$R_{16} = \{S_1, S_2, S_3\}$	$\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_5$	π_2	0,1528
$R_{17} = \{S_1, S_2, S_5\}$	$\pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5$	π_3	0,4522
$R_{18} = \{S_1, S_3, S_4\}$	$\pi_1, \pi_3, \pi_4, \pi_5$	π_4	0,3457
$R_{19} = \{S_1, S_3, S_5\}$	$\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$	π_4	0,5828
$R_{20} = \{S_2, S_3, S_4\}$	$\pi_1, \pi_2, \pi_4, \pi_5$	π_1	0,14
$R_{21} = \{S_2, S_3, S_5\}$	$\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_5$	π_2	0,3828
$R_{22} = \{S_1, S_2, S_3, S_4, S_5\}$	$\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5$	π_5	0,31

Так, согласно условию (4), в ИС $R_6 = \{S_1, S_2\}$ допустимыми для проверки являются признаки π_2, π_3 и π_5 . Проверка $\hat{\pi}_5$, например, согласно отображению (5) имеет следующие конечные исходы:

$$\hat{\pi}_5 : R_6 \rightarrow \begin{cases} R_{6,5}^1 = R_2 = \{S_2\}, \text{ если } y_5 \in (0, 0; 0, 3) = \Delta_{6,5}^1, \\ R_{6,5}^2 = R_1 = \{S_1\}, \text{ если } y_5 \in (0, 5; 1, 0) = \Delta_{6,5}^2. \end{cases}$$

Вероятности этих исходов вычислим по формуле (6):

$$\begin{aligned} |\nabla_{6,5}| &= |\ell_{15} \cup \ell_{25}| = 0,8; \\ P_6(\hat{\pi}_5^v) &= \frac{|\Delta_{6,5}^v|}{|\nabla_{6,5}|} = \begin{cases} 0,375 & (v=1); \\ 0,625 & (v=2). \end{cases} \end{aligned}$$

Полученные значения вероятностей исходов подставим в формулу (25) и вычислим:

$$V_6(\hat{\pi}_5) = \left[P_6(\hat{\pi}_5^1) - P_6(\hat{\pi}_5^2) \right]^2 = (0,375 - 0,625)^2 = 0,0625.$$

Аналогичные вычисления для проверок $\hat{\pi}_2$ и $\hat{\pi}_3$ дают следующие результаты:

$$V_6(\hat{\pi}_2) = 0; V_6(\hat{\pi}_3) = 0,1837.$$

По условию (26) выберем признак π_3 в качестве оптимального для проверки в ИС R_6 . Занесем этот признак, а также значение показателя $V_6(\hat{\pi}_3)$ в соответствующие ячейки таблицы 2.

Аналогичным образом выберем наиболее ценные для проверки признаки в ИС R_k ($k = \overline{7,15}$) и заполним соответствующие ячейки таблицы 2.

Рассмотрим теперь ИС R_k ($k = \overline{16,21}$), для которых $\text{card}\{R_k\} = 3$. Например, для ИС $R_{16} = \{S_1, S_2, S_3\}$ допустимые для проверки признаки составляют множество $\Pi_{16} = \{\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_5\}$. Проверка $\hat{\pi}_1$, выполненная в этом ИС, имеет пять исходов:

$$\hat{\pi}_1 : R_{16} \rightarrow \begin{cases} R_{16;1}^1 = R_1 = \{S_1\}, \text{ если } y_1 \in (0, 0; 0, 2) = \Delta_{16;1}^1; \\ R_{16;1}^2 = R_6 = \{S_1, S_2\}, \text{ если } y_1 \in (0, 2; 0, 4) = \Delta_{16;1}^2; \\ R_{16;1}^3 = R_2 = \{S_2\}, \text{ если } y_1 \in (0, 4; 0, 5) = \Delta_{16;1}^3; \\ R_{16;1}^4 = R_{10} = \{S_2, S_3\}, \text{ если } y_1 \in (0, 5; 0, 6) = \Delta_{16;1}^4; \\ R_{16;1}^5 = R_3 = \{S_3\}, \text{ если } y_1 \in (0, 6; 0, 8) = \Delta_{16;1}^5. \end{cases}$$

Используя формулу (6), рассчитаем вероятности этих исходов:

$$\begin{aligned} |\nabla_{16;1}| &= |\ell_{11} \cup \ell_{21} \cup \ell_{31}| = 0,8; \\ P_{16}(\hat{\pi}_1^v) &= \frac{|\Delta_{16;1}^v|}{|\nabla_{16;1}|} = \begin{cases} 0,25 & (v = 1; 2; 5); \\ 0,125 & (v = 3; 4). \end{cases} \end{aligned}$$

Исходы $R_{16;1}^v$ ($v = \{1; 3; 5\}$) являются конечными, поэтому для них в формуле (24) значения $V_{16;1}^v(\hat{\pi}_j) \Big|_{v=\{1; 3; 5\}} = 0$. Для исходов $R_{16;1}^2 = R_6$ и $R_{16;1}^4 = R_{10}$ на предыдущих шагах были уже определены значения $V_6(\hat{\pi}_3) = 0,1837$ и $V_{10}(\hat{\pi}_5) = 0,04$. Подставим эти значения в формулу (24) и получим:

$$\begin{aligned}
 V_{16}(\hat{\pi}_1) &= \sum_{v=1}^5 P_{16}(\hat{\pi}_1^v) [5P_{16}(\hat{\pi}_1^v) - 1 + V_{16;1}^v(\hat{\pi}_j)] = \\
 &= 0,25[5 \cdot 0,25 - 1 + 0] + 0,25[5 \cdot 0,25 - 1 + 0,1837] + \\
 &+ 0,125[5 \cdot 0,125 - 1 + 0] + 0,125[5 \cdot 0,125 - 1 + 0,04] + \\
 &+ 0,25[5 \cdot 0,25 - 1 + 0] = 0,1447.
 \end{aligned}$$

Аналогичные вычисления, проведенные для оставшихся нерассмотренными признаков $\{\pi_2, \pi_3, \pi_5\}$, дают следующие результаты:

$$V_{16}(\hat{\pi}_2) = 0,1528; \quad V_{16}(\hat{\pi}_3) = 0,0459; \quad V_{16}(\hat{\pi}_5) = 0,059.$$

По условию (26) для проверки в ИС R_{16} выберем признак π_2 . Занесем его и соответствующее значение показателя $V_{16}(\hat{\pi}_2)$ в третий и четвертый столбцы таблицы 2.

Действуя таким же образом, выберем оптимальные для проверки признаки π_j для ИС $R_{17} - R_{21}$ и заполним соответствующие ячейки таблицы 2.

Завершая синтез ГПД, выберем оптимальный признак для проверки в начальном ИС $R_{22} = S$, учитывая, что $\Pi_{22} = \Pi$. В частности, проверка $\hat{\pi}_5$ имеет шесть возможных исходов с соответствующими вероятностями:

$$\hat{\pi}_5 : R_{22} \rightarrow \begin{cases} R_{22;5}^1 = R_2 = \{S_2\}, \text{ если } y_5 \in (0, 0; 0, 3) = \Delta_{22;5}^1; \\ R_{22;5}^2 = R_{15} = \{S_4, S_5\}, \text{ если } y_5 \in (0, 3; 0, 5) = \Delta_{22;5}^2; \\ R_{22;5}^3 = R_9 = \{S_1, S_5\}, \text{ если } y_5 \in (0, 5; 0, 6) = \Delta_{22;5}^3; \\ R_{22;5}^4 = R_{19} = \{S_1, S_3, S_5\}, \text{ если } y_5 \in (0, 6; 0, 7) = \Delta_{22;5}^4; \\ R_{22;5}^5 = R_7 = \{S_1, S_3\}, \text{ если } y_5 \in (0, 7; 0, 8) = \Delta_{22;5}^5; \\ R_{22;5}^6 = R_1 = \{S_1\}, \text{ если } y_5 \in (0, 8; 1, 0) = \Delta_{22;5}^6; \\ |\nabla_{22;5}| = |\ell_{15} \cup \ell_{25} \cup \ell_{35} \cup \ell_{45} \cup \ell_{55}| = 1, 0; \end{cases}$$

$$P_{22}(\hat{\pi}_5^v) = \frac{|\Delta_{22;5}^v|}{|\nabla_{22;5}|} = \begin{cases} 0, 3 (v = 1); \\ 0, 2 (v = 2; 6); \\ 0, 1 (v = 3; 4; 5). \end{cases}$$

Заметим, что исходы $R_{22;5}^v (v = \{1; 6\})$ являются конечными, то есть никакой дополнительной информации для распознавания ТС объекта уже не требуется, поэтому при использовании формулы (24) величины $V_{22;5}^v (\hat{\pi}_j) \Big|_{v=\{1; 6\}}$ примем равными нулю. А для исходов $R_{22;5}^v (v = \overline{2, 5})$ соответствующие значения $V_{22;5}^v (\hat{\pi}_j)$ были получены на предыдущих шагах расчета и зафиксированы в таблице 2. Подставим имеющиеся данные в формулу (24) и получим:

$$\begin{aligned} V_{22}(\hat{\pi}_5) &= \sum_{v=1}^6 P_{22}(\hat{\pi}_5^v) [6P_{22}(\hat{\pi}_5^v) - 1 + V_{22;5}^v(\hat{\pi}_j)] = \\ &= 0,3[6 \cdot 0,3 - 1 + 0] + 0,2[6 \cdot 0,2 - 1 + 0,1111] + \\ &0,1[6 \cdot 0,1 - 1 + 0,1837] + 0,1[6 \cdot 0,1 - 1 + 0,5828] + \\ &0,1[6 \cdot 0,1 - 1 + 0,1111] + 0,2[6 \cdot 0,2 - 1 + 0] = 0,31. \end{aligned}$$

Путем аналогичных вычислений определим среднее значение ценности диагностической информации, получаемой при выполнении других проверок:

$$\begin{aligned} V_{22}(\hat{\pi}_1) &= 0,2018; \quad V_{22}(\hat{\pi}_2) = 0,2249; \\ V_{22}(\hat{\pi}_3) &= 0,1572; \quad V_{22}(\hat{\pi}_4) = 0,2903. \end{aligned}$$

Очевидно, что по условию (26) оптимальным является признак π_5 . Заполним таблицу 2 окончательно и выполним третий этап построения ГПД.

Этап 3. В начальном ИС $R_{22} = \{S_1, S_2, S_3, S_4, S_5\}$ выполняется проверка $\hat{\pi}_5$. Неконечными исходами этой проверки являются ИС R_7, R_9, R_{15} и R_{19} , для которых в качестве оптимальных выбраны проверки $\hat{\pi}_3, \hat{\pi}_4, \hat{\pi}_1$ и $\hat{\pi}_4$, соответственно. Одним из неконечных исходов проверки $\hat{\pi}_4$, выполняемой в ИС R_{19} , является R_{14} , для которого в качестве оптимальной выбирается проверка $\hat{\pi}_2$.

Таким образом, все упорядоченные подмножества признаков $\Pi_r \subseteq \Pi (r = \overline{1, 14})$, которые задают состав и очередность выполнения проверок $\pi_j \in \Pi (j = \overline{1, 5})$, необходимых для распознавания каждого из

заданных технических состояний $S_i \in S$ ($i = \overline{1, 5}$) объекта определены. Представим эти подмножества в виде таблицы 3.

Таблица 3. Упорядоченные наборы признаков, необходимых для распознавания ТС объекта

ТС S_i	Подмножества признаков $\Pi_i \subseteq \Pi$
S_1	$\Pi_{10} = \{\pi_5, \pi_4, \pi_3\}$; $\Pi_{11} = \{\pi_5, \pi_3\}$; $\Pi_{12} = \Pi_{13} = \{\pi_5, \pi_4\}$; $\Pi_{14} = \{\pi_5\}$
S_2	$\Pi_1 = \{\pi_5\}$
S_3	$\Pi_7 = \{\pi_5, \pi_4, \pi_2\}$; $\Pi_8 = \{\pi_5, \pi_4, \pi_3\}$; $\Pi_9 = \{\pi_5, \pi_3\}$
S_4	$\Pi_2 = \{\pi_5, \pi_1\}$
S_5	$\Pi_3 = \{\pi_5, \pi_1\}$; $\Pi_4 = \Pi_5 = \{\pi_5, \pi_4\}$; $\Pi_6 = \{\pi_5, \pi_4, \pi_2\}$

Оптимальная по критерию максимума ценности диагностической информации ГПД изображена в виде ориентированного графа на рисунке 1.

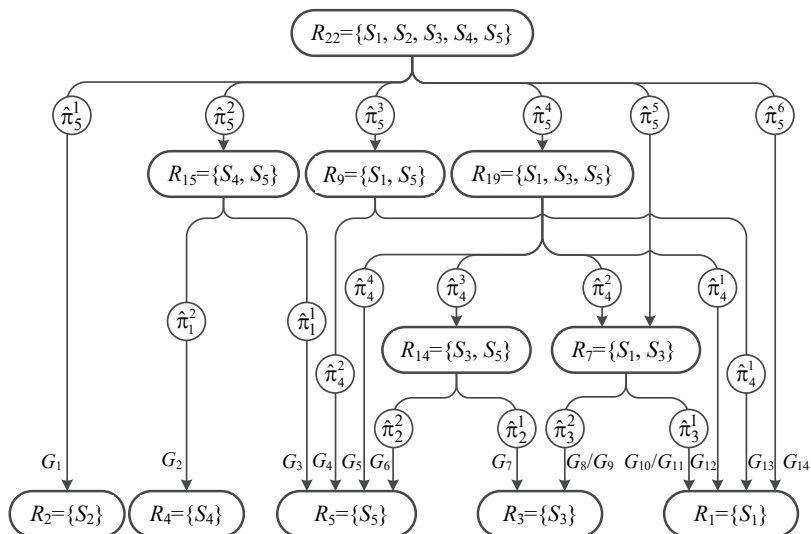


Рис. 1. Гибкая программа диагностирования, оптимальная по критерию максимума ценности диагностической информации

Для проверки оптимальности синтезированной ГПД рассчитаем среднюю ценность информации, получаемой при ее реализации, с помощью формулы (20).

Сначала по формулам (15) и (16) определим вероятности неконечных ИС R_k ($k = 7; 9; 14; 15; 19; 22$), имеющих в построенной программе:

$$P(R_7) = P_{22}(\hat{\pi}_5^4)P_{19}(\hat{\pi}_4^2) + P_{22}(\hat{\pi}_5^5) = 0,1 \cdot 0,143 + 0,1 = 0,1143;$$

$$P(R_9) = P_{22}(\hat{\pi}_5^3) = 0,1;$$

$$P(R_{14}) = P_{22}(\hat{\pi}_5^4)P_{19}(\hat{\pi}_4^3) = 0,1 \cdot 0,143 = 0,0143;$$

$$P(R_{15}) = P_{22}(\hat{\pi}_5^2) = 0,2; \quad P(R_{19}) = P_{22}(\hat{\pi}_5^4) = 0,1; \quad P(R_{22}) = 1.$$

Подставим полученные данные в формулу (20) и рассчитаем:

$$\begin{aligned} V(G) &= \sum_{k=\{7; 9; 14; 15; 19; 22\}} P(R_k) \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) [\omega_{kj} P_k(\hat{\pi}_j^v) - 1] = \\ &= 0,1143(0,333[2 \cdot 0,333 - 1] + 0,667[2 \cdot 0,667 - 1]) + \\ &\quad + 0,1(0,714[2 \cdot 0,714 - 1] + 0,286[2 \cdot 0,286 - 1]) + \\ &\quad + 0,0143(0,333[2 \cdot 0,333 - 1] + 0,667[2 \cdot 0,667 - 1]) + \\ &\quad + 0,2(0,333[2 \cdot 0,333 - 1] + 0,667[2 \cdot 0,667 - 1]) + \\ &\quad + 0,1(0,571[4 \cdot 0,571 - 1] + 3 \cdot 0,143[4 \cdot 0,143 - 1]) + \\ &\quad + 1(0,3[6 \cdot 0,3 - 1] + 3 \cdot 0,1[6 \cdot 0,1 - 1] + 2 \cdot 0,2[6 \cdot 0,2 - 1]) = 0,31. \end{aligned}$$

Поскольку $V(G) = V_{22}(\hat{\pi}_5)$, значит ГПД составлена правильно и является оптимальной по выбранному критерию.

6. Заключение. Математический аппарат, предложенный для формализации положений теории ценности информации Р. Л. Стратоновича применительно к задачам технической диагностики позволяет сделать вывод о том, что диагностическая информация обладает ценностью, которую можно вычислять. При этом наибольшей ценностью обладает та диагностическая информация, при получении которой в наибольшей степени различаются между собой априорные и апостериорные вероятности распознавания технического состояния анализируемого объекта. Этот вывод согласуется также с концепцией ценности информации, предложенной А. А. Харкевичем. Об этом свидетельствует тот факт, что ГПД, которая изображена на рисунке 1, получилась аналогичной программе, построенной таким же методом для тех же исходных данных при использовании показателя ценности информации Харкевича.

Следует отметить, что предложенный алгоритм будет корректным и при использовании дискретных диагностических признаков. При этом необходимо задать значения $P(S_i)$ вероятностей анализируемых технических состояний объекта, а некоторые формулы претерпят незначительные изменения.

Рассмотренный алгоритм может быть положен в основу разработки прикладного программного обеспечения программно-аппаратных комплексов, предназначенных для автоматизированного мониторинга состояния сложных технических объектов, функционирующих в масштабе времени, близком к реальному.

Литература

1. *Харкевич А.А.* О ценности информации // Проблемы кибернетики. 1960. Вып. 4. С. 53–57.
2. *Бонгард М.М.* Проблема узнавания // М.: Наука. 1967. 320 с.
3. *Корогодин В.И., Корогодина В.Л.* Информация как основа жизни // Дубна: Феникс. 2000. 208 с.
4. *Стратонович Р.Л.* Теория информации // М.: Сов. радио. 1975. 424 с.
5. *Howard R.A.* Information Value Theory // IEEE Transactions on Systems Science and Cybernetics. 1966. vol. 2. no. 1. pp. 22–26.
6. *Sulganik E., Zilcha I.* The Value of Information in the Presence of Futures Markets // The Journal of Futures Markets. 1996. vol. 16. no. 2. pp. 227–240.
7. *Wilson E.C.* A Practical Guide to Value of Information Analysis // Pharmacoeconomics. 2015. vol. 33. no. 2. pp. 105–121.
8. *Bhalla D.* Weight of Evidence (WOE) and Information Value Explained. URL: <https://www.listendata.com/2015/03/weight-of-evidence-woe-and-information.html> (дата обращения: 15.08.2018).
9. *Welton N.J., Thom H.H.Z.* Value of Information: We've Got Speed, What More Do We Need? // International Journal of the Society for Medical Decision Making. 2015. vol. 35. no. 5. pp. 564–566.
10. *Mohseninejad L. et al.* Value of Information Analysis from a Societal Perspective: a Case Study in Prevention of Major Depression // Value in Health. 2013. vol. 16. no. 4. pp. 490–497.
11. *Bartha E. et al.* Value of Information: Interim Analysis of a Randomized, Controlled Trial of Goal-Directed Hemodynamic Treatment for Aged Patients // Trials. 2013. vol. 14. no. 1. pp. 205. URL: <http://www.trialsjournal.com/content/14/1/205> (дата обращения: 15.08.2018).
12. *Malings C., Pozzi M.* Value of Information for Spatially Distributed Systems: Application to Sensor Placement // Reliability Engineering & System Safety. 2016. vol. 154. pp. 219–233.
13. *Malings C., Pozzi M.* Conditional Entropy and Value of Information Metrics for Optimal Sensing in Infrastructure Systems // Structural Safety. 2016. vol. 60. pp. 77–90.
14. *Malings C., Pozzi M.* Value of Information in Spatio-Temporal Systems: Sensor Placement and Scheduling // Reliability Engineering & System Safety. 2018. vol. 172. pp. 45–57.
15. *Memarzadeh M., Pozzi M.* Value of Information in Sequential Decision Making: Component Inspection, Permanent Monitoring and System-Level Scheduling // Reliability Engineering & System Safety. 2016. vol. 154. pp. 137–151.
16. The Value of Timely Information During Disasters (Measured in Hours). URL: <https://irevolutions.org/2016/04/06/the-value-of-timely-information-during-disasters-measured-in-hours/> (дата обращения: 15.08.2018).

17. *Eidsvik J., Mukerji T., Bhattacharjya D.* Value of Information in the Earth Sciences: Integrating Spatial Modeling and Decision Analysis // Cambridge University Press. 2015. 400 p.
18. *Hu Y., Janowicz K., Chen Y.* Task-Oriented Information Value Measurement Based on Space-Time Prisms // International Journal of Geographical Information Science. 2015. vol. 30. no. 6. pp. 1228–1249.
19. *Hu Y., Janowicz K., Couclelis H.* Prioritizing Disaster Mapping Tasks for Online Volunteers Based on Information Value Theory // Geographical Analysis. 2017. vol. 49. no. 2. pp. 175–198.
20. *Миннихметов Д.Ф., Николаева М.А.* Обзор подходов к оценке ценности информации // Всероссийская конференция «Информационные технологии интеллектуальной поддержки принятия решений». 2016. С. 115–116.
21. *Шанкин Г.П.* Ценность информации. Вопросы теории и приложений // М.: Филоматис. 2004. 128 с.
22. *Авсентьев О.С., Авсентьев А.О.* Формирование обобщенного показателя ценности информации в каналах связи // Вестник Воронежского института МВД России. 2015. № 3. С. 55–63.
23. *Авсентьев А.О.* Определение ценности информации // Доклады Томского государственного университета систем управления и радиоэлектроники. 2016. Т. 19. № 1. С. 21–24.
24. *Голубев В.И.* Новый подход к определению ценности информации // Радиоэлектронные устройства и системы для инфокоммуникационных технологий: Сборник трудов 69-й международной конференции. 2014. Т. 4. С. 132–136.
25. *Маиошин О.Ф.* Оценка диагностической ценности информации при решении задач в области эксплуатации авиационной техники // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2015. № 219(9). С. 53–56.
26. *Мышко В.В., Кравцов А.Н., Копкин Е.В., Чикуров В.А.* Теоретические основы и методы оптимизации анализа технического состояния сложных систем: монография // СПб.: ВКА имени А.Ф.Можайского. 2013. 303 с.
27. *Копкин Е.В., Кравцов А.Н., Чикуров В.А.* Выбор диагностических признаков с учетом их ценности для распознавания технического состояния объекта // Труды Военно-космической академии имени А.Ф. Можайского. 2015. Вып. 647. С. 22–29.
28. *Копкин Е.В., Кобзарев И.М.* Оптимальный алгоритм анализа технического состояния объекта на основе меры ценности диагностической информации // Труды Военно-космической академии имени А.Ф. Можайского. 2018. Вып. 661. С. 15–31.

Копкин Евгений Вениаминович — д-р техн. наук, доцент, профессор, кафедра технологий и средств автоматизации обработки и анализа информации космических средств, Военно-космическая академия имени (ВКА им. А.Ф. Можайского). Область научных интересов: автоматизированная обработка и анализ информации космических средств. Число научных публикаций — 50. korpins@mail.ru; ул. Ждановская, 13, 197198, Санкт-Петербург, Российская Федерация; р.т.: +7(921)961-1338.

Кобзарев Игорь Михайлович — адъюнкт, кафедра технологий и средств автоматизации обработки и анализа информации космических средств, Военно-космическая академия имени А.Ф.Можайского (ВКА им. А.Ф. Можайского). Область научных интересов: автоматизированная обработка и анализ информации космических средств. Число научных публикаций — 4. kobzaryan@mail.ru; ул. Ждановская, 13, 197198, Санкт-Петербург, Российская Федерация; р.т.: +7(911)235-8494.

E.V. KOPKIN, I.M. KOBZAREV

INFORMATION VALUE MEASURE FOR OPTIMIZATION OF FLEXIBLE DIAGNOSIS PROGRAMS OF TECHNICAL OBJECTS

Kopkin E.V., Kobzarev I.M. Information Value Measure for Optimization of Flexible Diagnosis Programs of Technical Objects.

Abstract. Existing methods of calculating of the value of diagnostic information circulating in the automated systems of monitoring of technical condition of objects do not take into account "losses" ("gains") resulting from making "wrong" decisions when identifying this state. The purpose of the work is to develop an algorithm that allows to solve the problem of recognizing the technical state of the object being analyzed by means of dynamic programming, the value of the diagnostic information as an optimized indicator being used. The solution to the optimization problem of a diagnostic procedure is based on the use of a measure of the information value proposed by R. L. Stratonovich. It is modified according to the subject area of the technical diagnostics and in the case when the diagnostic features presented in the form of intervals on the real numerical axis are used. The maximum value of the diagnostic information is achieved by minimizing the average "losses" (maximizing the average "gains") obtained when performing tests of diagnostic signs in the process of recognizing the technical condition of an object. To solve the problem, a recurrent expression possessing a scientific novelty has been proposed. It allows to calculate the value of the information obtained when performing tests of diagnostic signs in each of the analyzed information states of the diagnostic process. In the process of the diagnostics program implementation when recognizing the technical condition of the object both "losses" and "winnings" are possible. The difference between their a priori and a posteriori means values characterizes the value of the diagnostic information numerically. The magnitude of the information value indication depends on the probabilities of the results of the diagnostic signs checks and is proportional to the difference between the a posteriori and a priori probabilities of achieving the diagnostic goal. By using the proposed solution, it is possible to synthesize the flexible diagnostics program that is optimal according to the maximum value of diagnostic information in the form of a oriented graph or sets of tests in proper sequence of their execution. This is necessary in order to recognize the specific technical state in which the object is located. The implementation of the algorithm developed is possible in the software and algorithmic support of the automated systems for monitoring the state of complex technical objects.

Keywords: Technical State, Flexible Diagnosis Program, Information Value, Diagnostic Sign.

Kopkin Evgeniy Veniaminovich — Ph.D., Dr.Sci., Associate Professor, Professor, Department of Technologies and Automation Equipment for Processing and Analysis of Space Objects Information, Mozhaisky Military Space Academy. Research interests: analysis of technical state of the complex systems, data acquisition. The number of publications — 50. kopkins@mail.ru; 13, Zhdanovskaya str., 197198, St. Petersburg, Russian Federation; office phone: +7(921)961-1338.

Kobzarev Igor Mihaylovich — Ph.D. Student, Department of Technologies and Automation Equipment for Processing and Analysis of Space Objects Information, Mozhaisky Military Space Academy. Research interests: analysis of technical state of the complex systems, data acquisition. The number of publications — 4. kobzaryan@mail.ru; 13, Zhdanovskaya str., 197198, St. Petersburg, Russian Federation; office phone: +7(911)235-8494.

References

1. Kharkevich A.A. [About the Value of Information]. *Problemy kibernetiki – Problems of Cybernetics*. 1960. vol. 4. pp. 53–57. (In Russ.).

2. Bongard M.M. *Problema uznvaniya* [Recognition Problem]. M.: Nauka Publ. 1967. 320 p. (In Russ.).
3. Korogodin V.I., Korogodina V.L. *Informaciya kak osnova zhizni* [Information as the Basis of Life]. Dubna: Feniks. 2000. 208 p. (In Russ.).
4. Stratonovich R.L. *Teoriya informacii* [The Theory of Information]. M.: Sov. radio. 1975. 424 p. (In Russ.).
5. Howard R.A. Information Value Theory. *IEEE Transactions on Systems Science and Cybernetics*. 1966. vol. 2. no. 1. pp. 22–26.
6. Sulganik E., Zilcha I. The Value of Information in the Presence of Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*. 1996. vol. 16. no. 2. pp. 227–240.
7. Wilson E.C. A Practical Guide to Value of Information Analysis. *Pharmacoeconomics*. 2015. vol. 33. no. 2. pp. 105–121.
8. Bhalla D. Weight of Evidence (WOE) and Information Value Explained. Available at: <https://www.listendata.com/2015/03/weight-of-evidence-woe-and-information.html> (accessed: 15.08.2018).
9. Welton N.J., Thom H.H. Value of Information: We've Got Speed, What More Do We Need? Medical Decision making. *An International Journal of the Society for Medical Decision Making*. 2015. vol. 35. no. 5. pp. 564–566.
10. Mohseninejad L. et al. Value of Information Analysis from a Societal Perspective: a Case Study in Prevention of Major Depression. *Value in Health*. 2013. vol. 16. no. 4. pp. 490–497.
11. Bartha E. et al. Value of Information: Interim Analysis of a Randomized, Controlled Trial of Goal-Directed Hemodynamic Treatment for Aged Patients. *Trials*. 2013. vol. 14. no. 1. pp. 205. Available at: <http://www.trialsjournal.com/content/14/1/205> (accessed: 15.08.2018).
12. Malings C., Pozzi M. Value of Information for Spatially Distributed Systems: Application to Sensor Placement *Reliability Engineering & System Safety*. 2016. vol. 154. pp. 219–233.
13. Malings C., Pozzi M. Conditional Entropy and Value of Information Metrics for Optimal Sensing in Infrastructure Systems. *Structural Safety*. 2016. vol. 60. pp. 77–90.
14. Malings C., Pozzi M. Value of Information in Spatio-Temporal Systems: Sensor Placement and Scheduling. *Reliability Engineering & System Safety*. 2018. vol. 172. pp. 45–57.
15. Memarzadeh M., Pozzi M. Value of Information in Sequential Decision Making: Component Inspection, Permanent Monitoring and System-Level Scheduling *Reliability Engineering & System Safety*. 2016. vol. 154. pp. 137–151.
16. The Value of Timely Information During Disasters (Measured in Hours). Available at: <https://irevolutions.org/2016/04/06/the-value-of-timely-information-measured-during-disasters-measured-in-hours/> (accessed: 15.08.2018).
17. Eidsvik J., Mukerji T., Bhattacharjya D. Value of Information in the Earth Sciences: Integrating Spatial Modeling and Decision Analysis. Cambridge University Press. 2015. 400 p.
18. Hu Y., Janowicz K., Chen Y. Task-Oriented Information Value Measurement Based on Space-Time Prisms. *International Journal of Geographical Information Science*. 2015. vol. 30. no. 6. pp. 1228–1249.
19. Hu Y., Janowicz K., Couclelis H. Prioritizing Disaster Mapping Tasks for Online Volunteers Based on Information Value Theory. *Geographical Analysis*. 2017. vol. 49. no. 2. pp. 175–198.
20. Minniakhmetov D.F., Nikolaeva M.A. [A review of approaches to value of information estimation]. *Vserossiyskaya konferenciya «Informacionnye tekhnologii intellektual'noj podderzhki prinyatiya reshenij»* [Proceedings of the All-Russian Conference on Information Technologies for Intelligent Decision Making Support (ITIDS'2016)]. 2016. pp. 115–116. (In Russ.).

21. Shankin G.P. *Cennost' informatsii. Voprosy teorii i prilozheniy* [The Value of Information. Theory and Applications]. M.: Filomatis. 2004. 128 p. (In Russ.).
22. Avsent'ev O.S., Avsent'ev A.O. [The Formation of the Information Value Generalized Index in the Communication Channels]. *Vestnik Voronezhskogo instituta ministerstva vnutrennih del Rossii – The Bulletin of Voronezh Institute of the Ministry of Internal Affairs of Russia*. 2015. vol. 3. pp. 55–63. (In Russ.).
23. Avsent'ev A.O. [Estimation of the Information Value]. *Doklady Tomskogo gosudarstvennogo universiteta system upravleniya i radioelektroniki – Proceedings of Tomsk State University of Control Systems and Radioelectronics*. 2016. Issue 19. vol. 1. pp. 21–24. (In Russ.).
24. Golubev V.I. [A new approach to value of information determination]. *Radioelektronnyye ustroystva i sistemy dlya infokommunikatsionnykh tekhnologiy (REDS-2014): Sbornik trudov 69-y mezhdunarodnoy konferentsii* [Radio-Electronic Devices and Systems for the Infocommunication Technologies: Collected papers]. 2014. Issue 4. pp. 131-136. (In Russ.).
25. Mashoshin O.F. [Evaluation of Diagnostic Information in Solving the Task of Aircraft Operation]. *Nauchnyi vestnik Moskovskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta grazhdanskoy aviatsii – Civil Aviation High Technologies*. 2015. vol. 219(9). pp. 53–56. (In Russ.).
26. Myshko V.V., Kravtsov A.N., Kopkin E.V., Chikurov V.A. *Teoreticheskie osnovy i metody optimizatsii analiza tekhnicheskogo sostoianiia slozhnykh system. Monografiya* [Theoretical Bases and Methods for Optimizing the Analysis of the Technical State of Complex Systems. Monography]. SPb: VKA imeni A.F.Mozhayskogo. 2013. 303 p. (In Russ.).
27. Kopkin E.V., Kravtsov A.N., Chikurov V.A. [Diagnostic Sign Selection by their Value for Recognition of Object Technical Condition]. *Trudy voenno-kosmicheskoy akademii imeni A.F.Mozhayskogo – Proceedings of the Military Space academy named after A.F.Mozhaysky*. 2015. vol. 647. pp. 22–29. (In Russ.).
28. Kopkin E.V., Kobzarev I.M. [The Optimal Algorithm for Analysis of Object Technical State on the Base of Value Measure of Diagnostic Information]. *Trudy voenno-kosmicheskoy akademii imeni A.F.Mozhayskogo – Proceedings of the Military Space academy named after A.F.Mozhaysky*. 2018. vol. 661. pp. 15–31 (In Russ.).