

УДК 681.326.74.06

Вычисление ценности диагностической информации в сетевых дискретных структурах анализа технического состояния космических средств

Копкин Е. В., Кобзарев И. М.

Постановка задачи: эффективность решения задач контроля и диагностирования сложных технических систем зависит не только от количества обрабатываемой диагностической информации, но и от ее ценности. Известные методы вычисления ценности диагностической информации в сетевых дискретных структурах анализа технического состояния объектов, не учитывают «потери», связанные с достижением цели анализа, т.е. с принятием «неправильных» решений при идентификации этого состояния. **Целью работы** является получение интегральной оценки синтезированной сетевой дискретной структуры анализа технического состояния объекта по показателю ценности используемой в ней диагностической информации с тем, чтобы из всех возможных ее вариантов выбрать наилучший в смысле данного показателя. **Используемые методы:** решение задачи вычисления интегральной оценки ценности диагностической информации, получаемой при функционировании гибкой программы анализа технического состояния объекта, основано на использовании меры ценности информации Р.Л. Стратоновича, модифицированной применительно к предметной области контроля и диагностирования технических объектов. Максимальная ценность диагностической информации достигается при минимизации средних «потерь», получаемых при выполнении проверок диагностических признаков, необходимых для распознавания конкретного технического состояния объекта. **Новизна:** элементами новизны предложенного решения являются показатель ценности информации, получаемой при выполнении проверки диагностического признака в произвольном информационном состоянии процесса анализа, а также интегральный показатель ценности информации, получаемой при функционировании синтезированной гибкой программы анализа технического состояния объекта. Ценность получаемой информации имеет смысл разности априорных и апостериорных средних «потерь», получаемых при достижении цели анализа. **Результат:** использование предложенного решения позволяет вычислять значение показателя ценности диагностической информации в зависимости от вероятностей исходов проверок диагностических признаков. Величина этого показателя пропорциональна сумме квадратов разностей апостериорных и априорных вероятностей достижения цели анализа, которой является распознавание конкретного технического состояния из множества заданных. **Практическая значимость:** представленное решение предлагается реализовать в виде программно-алгоритмического обеспечения автоматизированных комплексов анализа технического состояния, используемых в составе системы информационного обеспечения испытаний и управления космических средств.

Ключевые слова: анализ технического состояния, диагностическая информация, диагностический признак, ценность информации.

Введение

В системе информационного обеспечения испытаний и управления космических средств (КСр) широко используются средства автоматизации обра-

Библиографическая ссылка на статью:

Копкин Е. В., Кобзарев И. М. Вычисление ценности диагностической информации в сетевых дискретных структурах анализа технического состояния космических средств // Системы управления, связи и безопасности. 2018. № 2. С. 40–55. URL: <http://sccs.intelgr.com/archive/2018-02/03-Kopkin.pdf>

Reference for citation:

Kopkin E. V., Kobzarev I. M. The Computation of Diagnostic Information Value in the Network Discrete Structures for Space Objects Technical State Analysis. *Systems of Control, Communication and Security*, 2018, no. 2, pp. 40–55. Available at: <http://sccs.intelgr.com/archive/2018-02/03-Kopkin.pdf> (in Russian).

ботки и анализа измерительной информации, которые позволяют обрабатывать полные потоки телеметрии в реальном масштабе времени и выдавать лицу, принимающему решения, обобщенные показатели функционирования КСр для оценки (контроля) их технического состояния. Измерительная информация, используемая для анализа технического состояния КСр, может быть названа диагностической.

Процедура анализа технического состояния (ТС) заключается в идентификации наблюдаемого состояния объекта путем отождествления его с одним из модельных состояний, т.е. его эталонным изображением (образом), содержащим в себе описание наиболее характерных общих свойств объектов одного класса с заданной степенью (глубиной) детализации. Эта процедура реализуется с помощью проверок диагностических признаков. Проверка – это комплексная операция, включающая непосредственное или косвенное измерение наблюдаемого значения диагностического признака, сравнение его с модельными значениями и анализ (интерпретацию) результатов сравнения. Проверки являются основным средством получения диагностической информации и, в совокупности с правилами их выполнения, образуют сетевые дискретные структуры анализа технического состояния (гибкие программы анализа ТС), обычно представляемые в виде ориентированных графов.

В контуре автоматизированных комплексов анализа технического состояния КСр циркулируют огромные потоки разнородной диагностической информации, которая, очевидно, является избыточной. Одним из возможных путей сокращения этой избыточности является построение гибких программ анализа (ГПА) технического состояния, оптимальных по некоторому критерию, в том числе по критерию максимума количества информации [1].

Однако для построения ГПА измерение только количества диагностической информации может оказаться недостаточно, поскольку не все доступные для измерения данные являются полезными (ценными) для решения задачи анализа ТС. Поэтому необходима мера ценности диагностической информации, позволяющая выбирать из всех возможных ГПА такую, при реализации которой используются наиболее ценные в рассматриваемом контексте диагностические признаки.

Одной из первых советских работ по проблеме ценности информации явилась статья А.А. Харкевича [2], в которой предлагалось принять за меру ценности информации ее количество, необходимое для достижения поставленной цели, т. е. рассчитывать приращение вероятности достижения цели. Так, если до получения информации вероятность достижения цели равнялась P_0 , а после ее получения – P_1 , то ценность V информации определяется как двоичный логарифм отношения вероятностей P_1 и P_0 , т.е.

$$V = \log_2 \frac{P_1}{P_0}.$$

Ценность информации при этом измеряется в битах и изменяется в диапазоне $(-\infty; +\infty)$. Этот критерий логически связан с шенноновской теорией ин-

формации, где под количеством информации имеется в виду снятая неопределенность.

В том варианте теории ценности информации, который развивал М.М. Бонгард [3], предполагается, что получаемое количество информации может не иметь никакой ценности или его ценность может быть отрицательной. При этом можно рассматривать случай, когда передается ложная информация (дезинформация) и неопределенность не сокращается, а возрастает.

Мерой ценности, предложенной В.И. Корогодиным [4], является величина

$$V = \frac{P_1 - P_0}{1 - P_0}.$$

Она обладает теми же свойствами, что и мера Харкевича, но изменяется от 0 до 1.

Отмеченные подходы к определению ценности информации рассматривают ее с точки зрения достижения цели системой, которая получает данную информацию. Предполагается, что цель известна и речь идет о том, как ее достичь. При этом ценной считается та информация, которая помогает в достижении цели.

Академик Р.Л. Стратонович предложил другой метод определения ценности информации [5]. Этот метод предполагает, что цель системы, в которой используется информация, может быть достижима несколькими путями. Тогда ценность информации измеряется как уменьшение возможных потерь или условных штрафов, которые приходится заплатить при достижении цели.

В работе Г.П. Шанкина [6] предложено аксиоматическое определение понятия ценности информации и разработан ряд математических моделей, позволяющих вычислять ценность информации, необходимой пользователю для достижения некоторой цели. Развиваемый в этой работе подход базируется на трудах Р.Л. Стратоновича и М.М. Бонгарда, а ценность информации измеряется размером возможного «выигрыша», получаемого при достижении цели. Там же сделан обстоятельный обзор существующих подходов и методов определения ценности информации, в том числе, при использовании математического аппарата теории игр применительно к принятию оптимальных решений и оптимального управления при решении конкретных задач.

Таким образом, подходы к определению ценности информации можно разделить на два достаточно близких в методологическом смысле класса:

1) ценность информации измеряется приращением вероятности достижения цели;

2) мера ценности информации есть функция приближения к цели (минимизирующая функцию штрафов или максимизирующая функцию выигрышей в теоретико-игровом смысле).

Эти подходы имеют принципиально общие черты: они предлагают измерять ценность информации через ее количество и связывают ценность информации с достижением цели.

К настоящему времени разработаны методы и алгоритмы вычисления ценности диагностической информации, основанные на использовании меры А.А. Харкевича [7] и В.И. Корогодина [8].

Задача определения ценности диагностической информации на основе использования меры Р.Л. Стратоновича с достаточной степенью формализации, которая требуется при разработке программно-алгоритмического обеспечения процессов анализа ТС, еще не решена. В связи с этим, решение этой задачи и его алгоритмизация имеют важное научное и прикладное значение.

Постановка задачи

Сформулируем задачу в рамках агрегированных моделей объекта и процесса анализа технического состояния, приведенных в работе [9], сохранив принятые в ней обозначения.

Полагаем заданными следующие множества:

$S = \{S_i \mid i = \overline{1, m}\}$ – множество ТС, элементами которого являются транспонированные векторы $S_{i\langle n \rangle} = (s_{i1}, s_{i2}, \dots, s_{in})^T$ – модельные изображения отдельных видов состояний анализируемого объекта, подлежащих распознаванию;

$P = \left\{ P(S_i) \mid \sum_{i=1}^m P(S_i) = 1 \right\}$ – множество вероятностей ТС $S_i \in S$;

$\Pi = \{\pi_j \mid j = \overline{1, n}\}$ – множество диагностических признаков, на котором все ТС $S_i \in S$ попарно различимы.

В качестве признаков используются параметры объекта анализа или некоторые функции от них, в частности, различные сигналы и другие показатели его свойств, доступные для измерения или наблюдения. Измеренные или определенные каким-либо способом значения y_j соответствующих признаков $\pi_j \in \Pi$ ($j = \overline{1, n}$) в совокупности дают изображение наблюдаемого состояния объекта в виде вектора $Y_{\langle n \rangle} = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$, подлежащего распознаванию в процессе анализа. Модельными значениями признаков π_j являются элементы s_{ij} приведенного выше вектора $S_{i\langle n \rangle} = (s_{i1}, s_{i2}, \dots, s_{in})^T$, $i = \overline{1, m}$, $j = \overline{1, n}$. Для каждого признака $\pi_j \in \Pi$ существует несколько градаций модельных значений s_{ij} при $i = \overline{1, m}$. Пронумеруем все возможные градации модельных значений s_{ij} признака $\pi_j \in \Pi$ и обозначим их s_{ij}^v ($v = \overline{1, \omega_j}$); $2 \leq \omega_j < m$, где v – порядковый номер градации, а ω_j – их общее число. Цель проверки признака $\pi_j \in \Pi$ состоит в том, чтобы выявить значение y_j . Исходом проверки является случайное событие ($y_j = s_{ij}^v$), $v = \overline{1, \omega_j}$. Очевидно, что число исходов проверки признака π_j совпадает с числом ω_j градаций его модельных значений. Обозначим проверку признака π_j символом $\hat{\pi}_j$, а ее конкретный v -й исход – $\hat{\pi}_j^v$ ($v = \overline{1, \omega_j}$).

Пусть по заданным исходным данным каким-либо из известных методов, предложенных, например, в работе [9], синтезирована и представлена в виде ориентированного графа G гибкая программа анализа ТС объекта. Граф G имеет одну начальную (антитупиковую), ряд промежуточных и m (по числу заданных ТС) конечных (тупиковых) вершин. Конечные вершины обозначим $R_i = S_i$ ($i = \overline{1, m}$), а неконечные – R_k ($k = m+1, m+2, \dots$). Эти обозначения сохраним и за подмножествами, соответствующими вершинам графа. Каждое подмножество содержит несколько «подозреваемых» состояний S_i , среди которых присутствует искомое, т.е. обладает информацией, определяющей область поиска. Поэтому подмножества, изображаемые вершинами графа, называют информационными состояниями (ИС) процесса анализа, реализуемого данной программой анализа.

Переходы от одних ИС к другим осуществляются посредством проверок. Каждая проверка выбирается таким образом, чтобы достигаемое с ее помощью новое ИС содержало меньшее число состояний S_i по сравнению с исходным ИС.

Проверка $\hat{\pi}_j$, выполняемая в ИС R_k , имеет ω_{kj} возможных исходов и делит это состояние на новые ИС R_{kj}^v согласно отображению

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

где R_{kj}^v – новое ИС, получаемое в результате v -го исхода проверки, причем $R_{kj}^v \subset R_k$ и $\bigcup_{v=1, \omega_{kj}} R_{kj}^v = R_k$.

Последовательно выполняя ряд проверок, получим искомое конечное ИС $R_i = S_i$ ($i = \overline{1, m}$).

Выбранные проверки задают пути переходов, реализуемые в процессе поиска. Путь от начального ИС R_k к конечному R_i называют i -й ветвью ГПА. Обозначим подмножество входящих в i -ю ветвь проверок, упорядоченных по очередности их выполнения – $\hat{\Pi}_i$ ($i = \overline{1, m}$). Проверка $\hat{\pi}_j$, выполняемая в ИС R_k , является общей для всех ветвей, проходящих через это ИС, а потому

$$\bigcap_{i=1}^m \hat{\Pi}_i \neq \emptyset.$$

Полагаем, что все обозначенные элементы содержатся в заданной ГПА. Требуется найти интегральную оценку ценности информации, получаемой при реализации данной ГПА, на основе меры Р.Л. Стратоновича.

Вычисление ценности диагностической информации

Так как всякое неконечное ИС R_k обладает определенной энтропией, то его можно рассматривать как отдельный источник информации, а выполняемую в нем проверку $\hat{\pi}_j$ – как средство ее получения.

Проверка $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k может иметь произвольное конечное число ω_{kj} случайных исходов $\hat{\pi}_j^v$ ($v = \overline{1, \omega_{kj}}$). Согласно отображению (1) в результате каждого исхода $\hat{\pi}_j^v$ должно быть получено соответствующее ИС R_{kj}^v ($v = \overline{1, \omega_{kj}}$), содержащее меньшее число элементов. Так как до начала выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ неизвестно, каким будет исход, то можно выдвинуть ω_{kj} конкурирующих гипотез относительно получаемых ИС, которые обозначим R_{kj}^u ($u = \overline{1, \omega_{kj}}$). Вероятности $P(R_{kj}^u)$ гипотетических ИС примем как априорные вероятности достижения цели до выполнения проверки, т.е. до получения информации. При исходе $\hat{\pi}_j^v$ проверки $\hat{\pi}_j$, выполняемой в ИС R_k , получается новое ИС R_{kj}^v , вероятность $P(R_{kj}^v)$ которого примем как апостериорную (после получения информации) вероятность достижения цели.

Пусть в результате выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ получается ИС $R_{kj}^v = R_{kj}^u$, т.е. объект действительно находится в ИС R_{kj}^v . Предположим, что в таком случае «потери» на распознавание ТС оцениваются величиной α . Если же полученное ИС $R_{kj}^v \neq R_{kj}^u$, то «потери» можно оценить величиной $\beta > \alpha$.

Следует отметить, что в работе [6] величинами α и β оценивались значения «выигрышей», соответствующих «правильным» и «неправильным» шагам.

До выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k априорные средние «потери» оцениваются величиной

$$L(R_{kj}^u) = P(R_{kj}^1)\beta + P(R_{kj}^2)\beta + \dots + P(R_{kj}^{u-1})\beta + P(R_{kj}^u)\alpha + P(R_{kj}^{u+1})\beta + \\ + P(R_{kj}^{u+2})\beta + \dots + P(R_{kj}^{\omega_{kj}})\beta = P(R_{kj}^u)\alpha + (1 - P(R_{kj}^u))\beta = (\alpha - \beta)P(R_{kj}^u) + \beta.$$

После выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k апостериорные средние «потери» можно оценить величиной

$$L(R_{kj}^v/R_{kj}^u) = P(R_{kj}^1)\beta + P(R_{kj}^2)\beta + \dots + P(R_{kj}^{v-1})\beta + P(R_{kj}^v)\alpha + P(R_{kj}^{v+1})\beta + \\ + P(R_{kj}^{v+2})\beta + \dots + P(R_{kj}^{\omega_{kj}})\beta = P(R_{kj}^v)\alpha + (1 - P(R_{kj}^v))\beta = (\alpha - \beta)P(R_{kj}^v) + \beta.$$

В соответствии с концепцией Р.Л. Стратоновича [5] ценность получаемой информации имеет смысл разности априорных и апостериорных средних «потерь».

Таким образом, ценность $V_k(\hat{\pi}_j^{v,u})$ информации, получаемой в результате исхода $\hat{\pi}_j^v$ выполняемой проверки, если в качестве основной выбрана гипотеза R_{kj}^u , определяется по формуле

$$\begin{aligned} V_k(\hat{\pi}_j^{v,u}) &= L(R_{kj}^u) - L(R_{kj}^v/R_{kj}^u) = \\ &= (\beta - \alpha) [P(R_{kj}^v) - P(R_{kj}^u)], \quad v, u = \overline{1, \omega_{kj}}. \end{aligned} \quad (2)$$

Основная гипотеза R_{kj}^u при этих условиях может подтвердиться ($u = v$) с вероятностью $P_k(\hat{\pi}_j^v)$ v -го исхода выполненной проверки $\hat{\pi}_j$ или быть отклонена в пользу любой из других гипотез ($u \neq v$) с той же вероятностью. Вероятность $P_k(\hat{\pi}_j^v)$ определяется как условная вероятность перехода из ИС R_k в новое ИС R_{kj}^v по формуле

$$P_k(\hat{\pi}_j^v) = P(R_{kj}^v / R_k) = \frac{P(R_{kj}^v)}{P(R_k)} = \frac{\sum_{S_i \in R_{kj}^v} P(S_i)}{\sum_{S_i \in R_k} P(S_i)}, \quad v = \overline{1, \omega_{kj}}. \quad (3)$$

Поскольку исходы $\hat{\pi}_j^v$ проверки $\hat{\pi}_j$ составляют полную группу несовместных событий, то

$$\sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) = 1.$$

Величина показателя $V_k(\hat{\pi}_j^{v,u})$, определяемого выражением (2), зависит от того, какая из гипотез R_{kj}^u принята в качестве основной и какой исход $\hat{\pi}_j^v$ дает выполняемая проверка. Поэтому для вычисления ценности $V_k(\hat{\pi}_j)$ общей информации, полученной в результате выполнения проверки $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k , необходимо дважды просуммировать взвешенные с помощью вероятности $P_k(\hat{\pi}_j^v)$ значения показателя $V_k(\hat{\pi}_j^{v,u})$: сначала по числу ω_{kj} выдвинутых гипотез R_{kj}^u , а затем по такому же числу возможных исходов $\hat{\pi}_j^v$ проверки $\hat{\pi}_j$, т.е.

$$\begin{aligned} V_k(\hat{\pi}_j) &= \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} \sum_{u=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) V_k(\hat{\pi}_j^{v,u}) = \\ &= \sum_{v=1}^{\omega_{kj}} P_k(\hat{\pi}_j^v) \sum_{u=1}^{\omega_{kj}} (\beta - \alpha) [P(R_{kj}^v) - P(R_{kj}^u)]. \end{aligned} \quad (4)$$

С учетом того, что, в соответствии с (3)

$$P_k(\hat{\pi}_j^v) = \frac{P(R_{kj}^v)}{P(R_k)},$$

формулу (4) можно путем несложных преобразований привести к виду

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \frac{(\beta - \alpha)}{P(R_k)} \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} [P(R_{kj}^v) - P(R_{kj}^u)]^2 \quad (5)$$

или к аналогичному виду

$$V_k(\hat{\pi}_j) = (\beta - \alpha) P(R_k) \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P_k(\hat{\pi}_j^v) - P_k(\hat{\pi}_j^u) \right]^2. \quad (6)$$

Множество неконечных ИС $R_k \subseteq S$, входящих в состав ориентированного графа G , образующего ГПА, обозначим Ω_k , причем $\Omega_k \subset \Omega$, где Ω – алгебра событий, осуществимых при заданных множествах $S = \{S_i | i = \overline{1, m}\}$ и $\Pi = \{\pi_j | j = \overline{1, n}\}$. Усредняя величину $V_k(\hat{\pi}_j)$ по множеству Ω_k всех ИС R_k , получим оценку $V(G)$ ценности информации для уже построенной ГПА:

$$V(G) = M \left\{ V_k(\hat{\pi}_j) \right\} = \sum_{R_k \in \Omega_k} P(R_k) V_k(\hat{\pi}_j). \quad (7)$$

где M – символ математического ожидания.

Подставив в выражение (7) формулы (5) и (6), получим, соответственно:

$$V(G) = (\beta - \alpha) \sum_{R_k \in \Omega_k} \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P(R_{kj}^v) - P(R_{kj}^u) \right]^2; \quad (8)$$

$$V(G) = (\beta - \alpha) \sum_{R_k \in \Omega_k} P^2(R_k) \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P_k(\hat{\pi}_j^v) - P_k(\hat{\pi}_j^u) \right]^2. \quad (9)$$

Если принять допущение о том, что «потери» при подтверждении основной гипотезы равны нулю, т.е. $\alpha = 0$, а при ее отклонении эти «потери» равны единице, т.е. $\beta = 1$, тогда формулы (5), (6), (8) и (9) преобразуются, соответственно, к виду:

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \frac{1}{P(R_k)} \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P(R_{kj}^v) - P(R_{kj}^u) \right]^2; \quad (10)$$

$$V_k(\hat{\pi}_j) = P(R_k) \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P_k(\hat{\pi}_j^v) - P_k(\hat{\pi}_j^u) \right]^2; \quad (11)$$

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P(R_{kj}^v) - P(R_{kj}^u) \right]^2; \quad (12)$$

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} P^2(R_k) \sum_{\substack{v,u=1 \\ v \neq u, v < u}}^{\omega_{kj}} \left[P_k(\hat{\pi}_j^v) - P_k(\hat{\pi}_j^u) \right]^2. \quad (13)$$

В частном случае, когда используются диагностические признаки в бинарной форме представления, т.е. когда проверка $\hat{\pi}_j$ в ИС R_k имеет только два исхода $\hat{\pi}_j^1$ и $\hat{\pi}_j^2$ (ИС R_{kj}^1 и R_{kj}^2), формулы (10) и (11) могут быть представлены в более простом виде, а именно:

$$V_k(\hat{\pi}_j) = \frac{[P(R_{kj}^1) - P(R_{kj}^2)]^2}{P(R_k)}; \quad (14)$$

$$V_k(\hat{\pi}_j) = P(R_k) [P_k(\hat{\pi}_j^1) - P_k(\hat{\pi}_j^2)]^2. \quad (15)$$

При этом формулы (12) и (13) преобразуются, соответственно, к виду:

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} [P(R_{kj}^1) - P(R_{kj}^2)]^2; \quad (16)$$

$$V(G) = \sum_{R_k \in \Omega_k} P^2(R_k) [P_k(\hat{\pi}_j^1) - P_k(\hat{\pi}_j^2)]^2. \quad (17)$$

В рамках рассматриваемой модели и принятых допущений числовые значения ценности информации заключены в следующем диапазоне:

$$0 \leq V_k(\hat{\pi}_j) < 1.$$

Таким образом, можно сделать очевидный вывод о том, что ценность информации, получаемой при выполнении проверки, пропорциональна увеличению вероятности достижения цели при использовании этой информации, т.е. чем сильнее отличаются апостериорные и априорные вероятности достижения цели, тем более ценной является полученная диагностическая информация. Этот вывод согласуется как с концепцией ценности информации А.А. Харкевича [2], так и с концепциями В.И. Корогодина [4] и Г.П. Шанкина [6]. Другими словами, мера ценности информации, предложенная Р.Л. Стратоновичем, может быть успешно использована для анализа ТС объектов, также как и меры ценности, предложенные А.А. Харкевичем и В.И. Корогодиным.

Примеры

Пример 1. Рассмотрим объект анализа, для которого в виде таблицы 1 заданы технические состояния S_i ($i = \overline{1, 6}$), их вероятности $P(S_i)$, проверки $\hat{\pi}_j$ ($j = \overline{1, 5}$) и модельные значения s_{ij} ($i = \overline{1, 6}; j = \overline{1, 5}$) бинарных диагностических признаков π_j в ТС S_i .

Таблица 1 – Таблица состояний объекта анализа

ТС S_i	Проверки $\hat{\pi}_j$					$P(S_i)$
	$\hat{\pi}_1$	$\hat{\pi}_2$	$\hat{\pi}_3$	$\hat{\pi}_4$	$\hat{\pi}_5$	
S_1	1	1	2	1	1	0,20
S_2	2	1	2	1	1	0,05
S_3	2	2	1	1	2	0,24
S_4	2	2	2	1	2	0,15
S_5	2	2	2	2	1	0,06
S_6	2	2	2	2	2	0,30

Для этого объекта построим ГПА в виде ориентированного графа G_1 , представленного на рис.1.

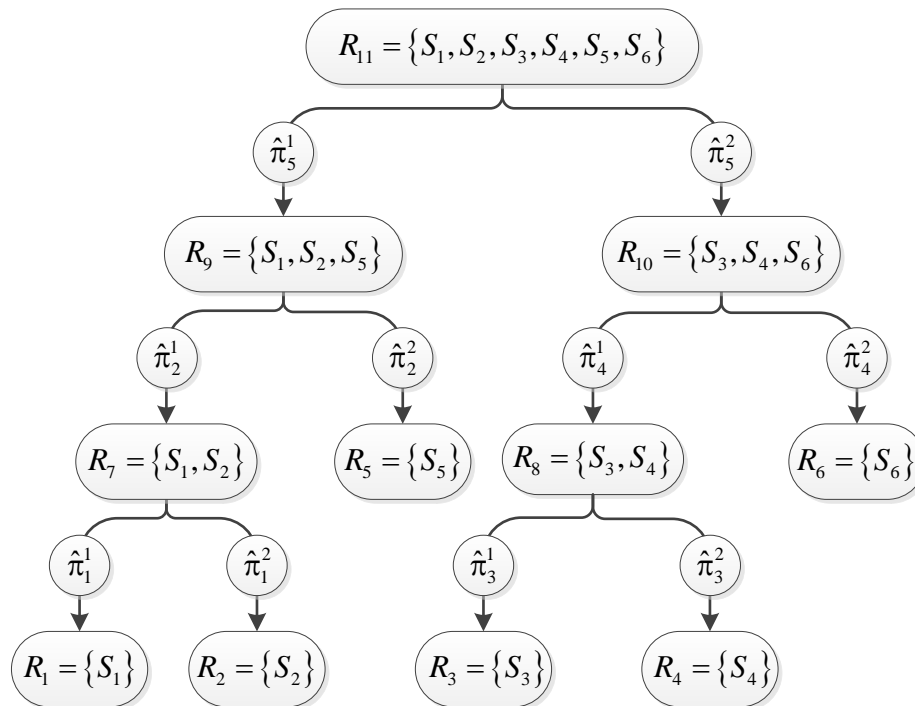


Рис. 1. Гибкая программа анализа технического состояния объекта, начинающаяся с проверки $\hat{\pi}_5$

Вычислим, используя формулу (16), оценку средней ценности $V(G_1)$ информации, получаемой при реализации этой программы, предварительно определив по формуле (3) вероятности входящих в ее состав информационных состояний $P(R_{kj}^v)$ и $P(R_{kj}^u)$; $v, u \in \{1; 2\}$:

$$P(R_{11;5}^1) = P(R_9) = P(S_1) + P(S_2) + P(S_5) = 0,31;$$

$$P(R_{11;5}^2) = P(R_{10}) = P(S_3) + P(S_4) + P(S_6) = 0,69;$$

$$P(R_{9;2}^1) = P(R_7) = P(S_1) + P(S_2) = 0,25;$$

$$P(R_{9;2}^2) = P(R_5) = P(S_5) = 0,06;$$

$$P(R_{10;4}^1) = P(R_8) = P(S_3) + P(S_4) = 0,39;$$

$$P(R_{10;4}^2) = P(R_6) = P(S_6) = 0,3;$$

$$P(R_{7;1}^1) = P(R_1) = P(S_1) = 0,2; \quad P(R_{7;1}^2) = P(R_2) = P(S_2) = 0,05;$$

$$P(R_{8;3}^1) = P(R_3) = P(S_3) = 0,24; \quad P(R_{8;3}^2) = P(R_4) = P(S_4) = 0,15.$$

Подставим эти значения в формулу (16) и получим

$$V(G_1) = \left[P(R_{11;5}^1) - P(R_{11;5}^2) \right]^2 + \left[P(R_{9;2}^1) - P(R_{9;2}^2) \right]^2 + \\ + \left[P(R_{10;4}^1) - P(R_{10;4}^2) \right]^2 + \left[P(R_{7;1}^1) - P(R_{7;1}^2) \right]^2 + \\ + \left[P(R_{8;3}^1) - P(R_{8;3}^2) \right]^2 = 0,2192.$$

Теперь для этого же объекта построим другую возможную ГПА в виде ориентированного графа G_2 , представленного на рис.2.

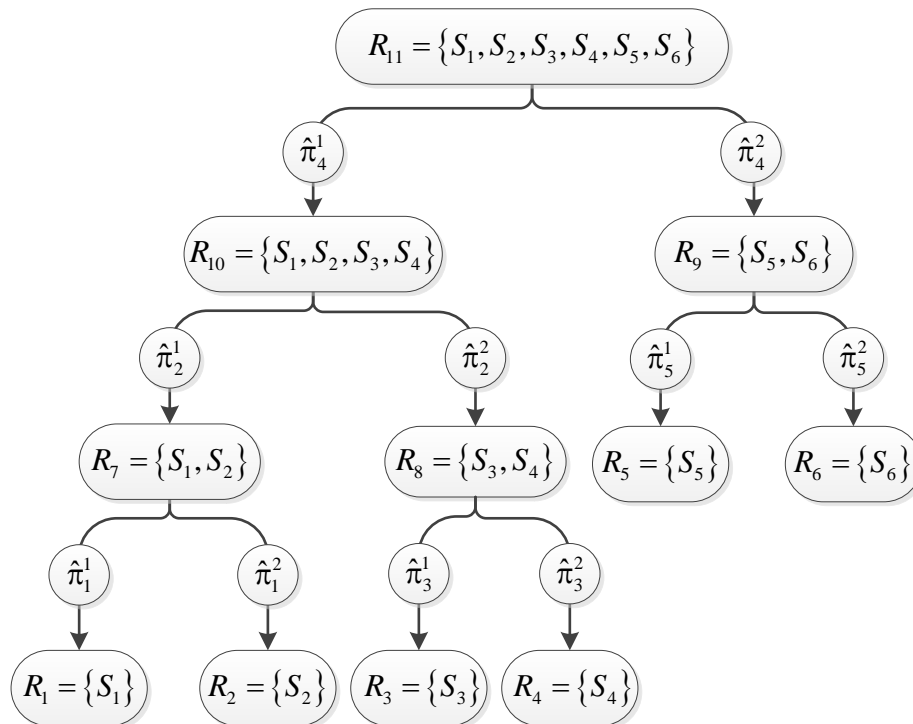


Рис. 2. Гибкая программа анализа технического состояния объекта, начинающаяся с проверки $\hat{\pi}_4$

Сначала определим вероятности ИС $R_{11;4}^1$ и $R_{11;4}^2$, используя формулу (3):

$$P(R_{11;4}^1) = P(R_{10}) = P(S_1) + P(S_2) + P(S_3) + P(S_4) = 0,64;$$

$$P(R_{11;4}^2) = P(R_9) = P(S_5) + P(S_6) = 0,36.$$

Теперь вычислим по формуле (16) среднюю ценность $V(G_2)$ информации, получаемой при реализации этой программы:

$$V(G_2) = \left[P(R_{11;4}^1) - P(R_{11;4}^2) \right]^2 + \left[P(R_{10;2}^1) - P(R_{10;2}^2) \right]^2 + \\ + \left[P(R_{9;5}^1) - P(R_{9;5}^2) \right]^2 + \left[P(R_{7;1}^1) - P(R_{7;1}^2) \right]^2 + \\ + \left[P(R_{8;3}^1) - P(R_{8;3}^2) \right]^2 = 0,1862.$$

Очевидно, что информация, получаемая при реализации графа G_1 , является более ценной, чем для графа G_2 .

Пример 2. Рассмотрим теперь другой объект анализа, для которого в виде таблицы 2 заданы технические состояния S_i ($i = \overline{0,5}$), их вероятности $P(S_i)$, проверки $\hat{\pi}_j$ ($j = \overline{1,5}$) и модельные значения s_{ij} ($i = \overline{0,5}; j = \overline{1,5}$) многозначных (целочисленных) диагностических признаков в различных ТС.

Таблица 2 – Таблица состояний объекта анализа

ТС S_i	Проверки $\hat{\pi}_j$					$P(S_i)$
	$\hat{\pi}_1$	$\hat{\pi}_2$	$\hat{\pi}_3$	$\hat{\pi}_4$	$\hat{\pi}_5$	
S_0	1	1	1	1	1	0,50
S_1	1	2	1	2	1	0,09
S_2	2	2	1	1	2	0,06
S_3	2	1	1	3	2	0,12
S_4	2	2	2	3	1	0,15
S_5	1	3	2	2	2	0,08

Построим для этого объекта ГПА в виде ориентированного графа G_3 , представленного на рис.3.

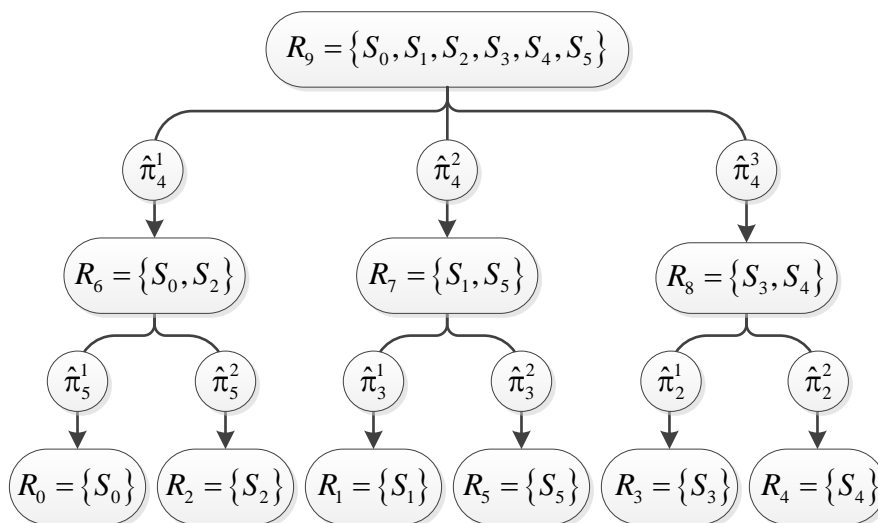


Рис. 3. Гибкая программа анализа технического состояния объекта для примера 2

Поскольку диагностические признаки для данного примера имеют многозначную форму представления, то для вычисления оценки средней ценности $V(G_3)$ информации, получаемой при функционировании этой программы, необходимо использовать формулу (12).

Фигурирующие в этой формуле вероятности ИС $P(R_{kj}^v)$ и $P(R_{kj}^u)$ также определим по формуле (3):

$$P(R_{9;4}^1) = P(R_6) = P(S_0) + P(S_2) = 0,56;$$

$$P(R_{9;4}^2) = P(R_7) = P(S_1) + P(S_5) = 0,17;$$

$$\begin{aligned}P(R_{9;4}^3) &= P(R_8) = P(S_3) + P(S_4) = 0,27; \\P(R_{6;5}^1) &= P(R_0) = P(S_0) = 0,5; P(R_{6;5}^2) = P(R_2) = P(S_2) = 0,06; \\P(R_{7;3}^1) &= P(R_1) = P(S_1) = 0,09; P(R_{7;3}^2) = P(R_5) = P(S_5) = 0,08; \\P(R_{8;2}^1) &= P(R_3) = P(S_3) = 0,12; P(R_{8;2}^2) = P(R_4) = P(S_4) = 0,15.\end{aligned}$$

Подставим эти значения в формулу (12) и вычислим:

$$\begin{aligned}V(G_3) &= [P(R_{9;4}^1) - P(R_{9;4}^2)]^2 + [P(R_{9;4}^1) - P(R_{9;4}^3)]^2 + \\&+ [P(R_{9;4}^2) - P(R_{9;4}^3)]^2 + [P(R_{6;5}^1) - P(R_{6;5}^2)]^2 + \\&+ [P(R_{7;3}^1) - P(R_{7;3}^2)]^2 + [P(R_{8;2}^1) - P(R_{8;2}^2)]^2 = 0,4408.\end{aligned}$$

Заключение

Предложенный научно-методический аппарат вычисления ценности информации, получаемой при функционировании сетевых дискретных структур анализа технического состояния сложных объектов, может быть положен в основу разработки соответствующих сегментов программно-алгоритмического обеспечения, используемого в автоматизированных комплексах анализа ТС КСр.

Научную новизну предложенного решения представляет модификация меры ценности информации Р.Л. Стратоновича применительно к предметной области анализа технического состояния сложных систем.

В дальнейшем планируется использование предложенного математического аппарата для синтеза оптимальных (на основе метода динамического программирования и принципа максимума Понтрягина) и квазиоптимальных (на основе метода ветвей и границ) алгоритмов контроля и диагностирования по критерию максимума ценности диагностической информации.

Литература

1. Дмитриев А. К. Синтез гибкой, оптимальной по информативности программы диагностирования технического объекта // Известия высших учебных заведений. Приборостроение. 1997. Т. 40. № 7. С. 3-11.
2. Харкевич А. А. О ценности информации // Проблемы кибернетики. 1960. № 4. С. 53-72.
3. Бонгард М. М. Проблема узнавания. – М.: Наука, 1967.– 320 с.
4. Корогодина В. И., Корогодина В. Л. Информация как основа жизни. – Дубна: Издательский центр «Феникс», 2000. – 208 с.
5. Стратонович Р. Л. Теория информации.– М.: Сов. радио, 1975.– 424 с.
6. Шанкин Г. П. Ценность информации. Вопросы теории и приложений. – М.: Филоматис, 2004. – 128 с.
7. Дмитриев А. К., Копкин Е. В. Алгоритм семантического оценивания полезности информации в поисковых системах // Авиакосмическое приборостроение. 2003. № 6. С. 52-56.

8. 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. № 647. С. 22-29.

9. 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.

References

1. Dmitriev A. K. Sintez gibkoi, optimal'noi po informativnosti programmy diagnostirovaniia tekhnicheskogo ob'ekta [The Synthesis of Flexible Optimal Diagnosis Program of Technical Object in Accordance to Informative Criterion]. *Journal of Instrument Engineering*, 1997, vol. 40, no. 7, pp. 3-11 (in Russian).

2. Kharkevich A. A. O tsennosti informatsii [About the Value of Information]. *Problemy kibernetiki* [Problems of Cybernetics], 1960, vol. 4, pp. 53-72 (in Russian).

3. Bongard M. M. *Problema uznvaniia* [Recognition Problem]. Moscow, Nauka Publ., 1967. 320 p. (in Russian).

4. Korogodin V. I., Korogodina V L. *Informatsiia kak osnova zhizni* [Information as the Basis of Life]. Dubna, Izdatel'skii tsentr «Feniks», 2000. 208 p. (in Russian).

5. Stratonovich R. L. *Teoriia informatsii* [The Theory of Information]. Moscow, Sov. radio Publ., 1975. 424 p. (in Russian).

6. Shankin G. P. *Tsennost' informatsii. Voprosy teorii i prilozhenii* [The Value of Information. Theory and Applications]. Moscow, Filomatis Publ., 2004. 128 p. (in Russian).

7. Dmitriev A. K., Kopkin E. V. Algoritm semanticheskogo otsenivaniia poleznosti informatsii v poiskovykh sistemakh [The Algorithm of the Semantic Evaluation of Information Usefulness in the Search Systems]. *Aerospace Instrument-Making*, 2003, no. 6, pp. 52-56 (in Russian).

8. Kopkin E. V., Kravtsov A. N., Chikurov V. A. Vybor diagnosticheskikh priznakov s uchedom ikh tsennosti dlia raspoznavaniia tekhnicheskogo sostoianiia ob'ekta [Diagnostic Sign Selection by their Value for Recognition of Object Technical Condition]. *Proceedings of the Mozhaisky Military Space Academy*, 2015, vol. 647, pp. 22-29 (in Russian).

9. Myshko V. V., Kravtsov A. N., Kopkin E. V., Chikurov V. A. *Teoreticheskie osnovy i metody optimizatsii analiza tekhnicheskogo sostoianiia slozhnykh system. Monografija* [Theoretical Bases and Methods for Optimizing the Analysis of the Technical State of Complex Systems. Monography]. Saint-Petersburg, Mozhaisky Military Space Academy Publ., 2013. 303 p. (in Russian).

Статья поступила 3 апреля 2018 г.

Информация об авторах

Копкин Евгений Вениаминович – доктор технических наук. Профессор кафедры технологий и средств автоматизации обработки и анализа информации космических средств. Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского. Область научных интересов: анализ технического состояния сложных систем; сбор и обработка информации. E-mail: kopkins@mail.ru

Кобзарев Игорь Михайлович – соискатель ученой степени кандидата технических наук. Аджункт кафедры технологий и средств автоматизации обработки и анализа информации космических средств. Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского. Область научных интересов: сбор и обработка информации. E-mail: kobzaryan@mail.ru

Адрес: 197198, Россия, Санкт-Петербург, ул. Ждановская, 13.

The Calculation of Diagnostic Information Value in the Network Discrete Structures for Technical State Analysis of Space Objects

E. V. Kopkin, I. M. Kobzarev

Purpose. The effectiveness of solving the problems of control and diagnosing complex technical systems depends not only on the amount of processed diagnostic information, but also on its value. The methods of calculating the diagnostic information value in the network discrete structures of the technical state analysis of objects which are used now do not take into account the "loss" connected with the achievement of the purpose of the analysis, i.e. with the adoption of "wrong" decisions in the identification of this state. The purpose of work is to obtain an integrated assessment of the synthesized network discrete structure of the analysis of the technical state of the object in terms of the value of the diagnostic information used in it in order to choose the best of all possible options for the given indicator. **Methods.** The solution of the problem of calculating the integral evaluation of the value of diagnostic information obtained in the operation of a flexible program of technical state analysis of the object which is based on the use of R.L. Stratonovich's information value measure modified in relation to the subject area of control and diagnostics of technical objects. The maximum value of diagnostic information is achieved by minimizing the average "losses" obtained by performing tests of diagnostic signs necessary for the recognition of a concrete technical state of the object. **Novelty.** Elements of the novelty of the proposed solution are an indicator of the information value obtained during the tests of the diagnostic sign in the arbitrary information state of the analysis process, as well as an integral indicator of the information value obtained during the operation of the synthesized flexible program for object technical state analysis. The value of the diagnostic information obtained has a sense of the difference between a priori and a posteriori average "losses" obtained when achieving the goal of the analysis. **Results.** The use of the proposed solution allows to calculate the magnitude of the indicator of diagnostic information value, depending on probability of the outcome of tests of diagnostic signs. The magnitude of this parameter is proportional to the sum of squares of differences between a posteriori and a priori probabilities of achieving the goal of analysis which consists in the recognition of a concrete technical state in the predetermined assemblage. **Practical relevance.** The presented solution is proposed to introduce in the form of software and algorithmic support of automated complexes for the technical state analysis used in the system of information support of tests and control of space objects.

Keywords: technical state analysis, diagnostic information, diagnostic sign, information value

Information about Authors

Evgeniy Veniaminovich Kopkin – Dr. habil. of Engineering Sciences. Professor of the Department of Technologies and Automation Equipment for Processing and Analysis of Space Objects Information. Military Space Academy by name of A.F. Mozhaysky. Field of research: analysis of technical state of the complex systems; data acquisition. E-mail: kopkins@mail.ru

Igor Mihaylovich Kobzarev – Doctoral Student. The postgraduate student of the Department of Technologies and Automation Equipment for Processing and Analysis of Space Objects Information. Military Space Academy by name of A.F. Mozhaysky. Field of research: analysis of technical state of the complex systems; data acquisition. E-mail: kobzaryan@mail.ru

Address: Russia, 197198, Saint-Petersburg, Zhdanovskaya str., 13.