УДК 681.324

И.А. СКАТКОВ

Севастопольский национальный технический университет, Украина

ДИАГНОСТИКА ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ СОСТОЯНИЙ ОПЕРАТОРОВ АВТОМАТИЗИРОВАННЫХ СИСТЕМ

Рассматривается задача количественного оценивания зависимости показателей работы операторов автоматизированных систем от множества их индивидуальных психофизиологических свойств. Учитываются специфические особенности их функционирования. На этой основе выполнена постановка задач и организация специальных экспериментальных исследований, направленных на получение статистически достоверных данных. Диагностика состояний операторов осуществляется динамически по мере поступления апостериорных данных с использованием моделей на основе байесовского подхода.

диагностика, байесовский подход, функциональное состояние, коэффициент нагрузки

Введение

Методология гарантоспособности тесно связана с объектами критического применения. Важным звеном любой автоматизированной системы является оператор этой системы. Определяющими факторами обеспечения гарантоспособности таких систем [1] являются индивидуальные психофизиологические характеристики качества работы их операторов.

Основной целью выполненных в этой статье исследований является алгоритмизация процессов диагностики состояний оператора на основе байесовского подхода, который зарекомендовал себя как высокоэффективное средство решения задач диагностики, классификации и прогнозирования [2].

Постановка задачи

Предполагается, что оператору некоторой АСУ поступают задания, которые обрабатываются им в порядке очереди с дисциплиной обслуживания FIFO. Оператор, с точки зрения интенсивности обслуживания заявок, может находится в нескольких состояниях: свободном (когда нет заданий), нормальном, удовлетворительном, предотказном и в отказе (оператор не в состоянии обрабатывать поступившие задания). Необходимо по наблюдаемым состояниям ограниченной очереди заявок продиагностировать функциональное состояние оператора. Предлагается решение поставленной задачи на основе байесовского подхода. В его основе, как правило, используется совокупность циклически исполняемых процедур, которые в алгоритмическом плане реализованы на базе соответствующих теорем [3]. На их основе можно сформулировать ряд утверждений, логически вытекающих из этих теорем, применительно к процессам диагностики.

Утверждение 1. Пусть совокупность событий $B_1, B_2, ..., B_k, ...$, которые могут наблюдаться в результате диагностики, образует выборочное пространство наблюдений Ω. Рассмотрим разбиение событий такое, что: $B_k \cap B_j = 0$ при $k \neq j$ и $\bigcup_{k \in \pi} B_k = \Omega$. Выделим подмножество A реализаций наблюдений в процессе диагностики как $A \subset \bigcup B_k$, причем $P(A) \neq 0$. Тогда условные вероятности событий B_j при условии, что имело место наблюдение A:

$$P(B_j \mid A) = \frac{P(A \mid B_j) P(B_j)}{\sum_{k \in \pi} P(A \mid B_k) P(B_k)}, \qquad (1)$$

где $j \in K$, K – конечное или счетное множество индексов: 1, 2,…, K,…

Утверждение 2. Пусть $p(Y,\theta)$ – совместная плотность распределения вероятностей для вектора случайных наблюдений при диагностике $Y' \equiv (y_1, y_2,..., y_n)$ и вектора случайных параметров $\theta' \equiv (\theta_1, \theta_2,..., \theta_m)$ и пусть $p(Y)$ и $p(\theta)$ – маргинальные плотности распределения вероятностей для этих векторов, причем $p(Y) \neq 0$. Тогда условная плотность распределения вектора параметров оператора – θ, при условии, что в процессе диагностики наблюдался вектор Y:

$$p(\theta \mid Y) = \frac{p(\theta)p(Y \mid \theta)}{\int\limits_{\Omega B} p(\theta')p(Y \mid \theta')d\theta'} . \qquad (2)$$

Схема пересчета вероятностей по формулам Байеса по мере поступления новых данных об объекте диагностики, о котором имеется априорная информация, может быть представлена в виде структурной схемы, изображенной на рис.1. В случае, когда пользователя системы диагностики интересуют лишь параметры распределений, схема пересчета их значений по мере поступления новых данных Y остаётся той же.

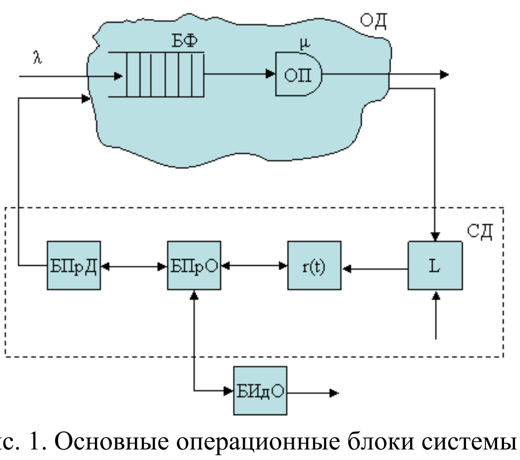

Рис. 1. Основные операционные блоки системы диагностики функциональных состояний оператора

На рис. 1 использованы следующие обозначения: ОД – объект диагностики (оператор), БФ – буфер заданий, ОП – оператор, СД – система диагностики, БПрО – блок принятия решения по остановке диагностики, БПрД – блок принятия решений по продолжению диагностики, БИдО – блок идентификации оценок, $r(t)$ – блок вычисления апостериорных вероятностей, L – блок вычисления функции правдоподобия.

Анализ одноканальной системы диагностики без потери наблюдений состоит в следующем. Пусть интенсивность поступления заданий оператору равняется λ, а среднее время обслуживания распределено по показательному закону с параметром μ. В качестве модели объекта диагностики будем использовать замкнутую систему массового обслуживания. Для простоты будем считать систему обслуживания одноканальной. Емкость буфера заявок n считается известной. Предполагается, что входные потоки заданий являются стационарными, а интенсивность работы оператора зависит от его состояний и является нестационарной неопределенной величиной. Интенсивность потока заданий λ такова, что нагрузка оператора, независимо от его состояний, меньше единицы, т.е. $\rho = \lambda / \mu < 1$. Параметр ρ – случайная величина, которая может принимать значения на отрезке $[a, b] \subset [0, 1]$, a и b – границы интервала, который с вероятностью, равной единице содержит значение ρ.

Отрезок $[a, b]$ делится ЛПР на три части точками c_1 и c_2. Если ρ попадает в промежуток $a \le \rho < c_1$, то работоспособность оператора считается нормальной, при $c_1 \le \rho < c_2$ – удовлетворительное состояние, $c_2 \le \rho \le b$ – предотказное состояние.

Состояния замкнутой системы массового обслуживания определяются в соответствии с моделью диагностирования и образуют следующее множество:

S_0 – оператор свободен, заявок на обслуживание нет;

S_1 – поступила одна заявка, оператор занят её обработкой;

S_2 – поступили две заявки, оператор занят обслуживанием одной заявки, другая ожидает обслуживания;

S_n – поступило n заявок, одна обслуживается, ($n-1$) заявок находятся в буфере.

При использовании марковского подхода предельные вероятности состояний оператора могут быть определены из следующей системы уравнений:

$$\begin{cases} \dfrac{dp_0(t)}{dt} = -m\lambda p_0(t) + \mu p_1(t); \\ \ldots \\ \dfrac{dp_k(t)}{dt} = -[(m-k)\lambda + \mu] p_k(t) + \\ +(m-k+1)\lambda p_{k-1}(t) + \mu p_{k+1}(t); \\ \ldots \\ \dfrac{dp_n(t)}{dt} = -\mu p_n(t) + \lambda p_{n-1}(t). \end{cases} \quad (3)$$

И равны:

$$\begin{aligned} &p_0 = \frac{1}{1 + n\rho + n(n-1)\rho^2 + \ldots + n(n-1)\ldots 1\cdot\rho^n}; \\ &p_1 = n\rho \cdot p_0; \\ &p_2 = n(n-1)\rho^2 \cdot p_0; \\ &\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ &p_n = n(n-1)(n-2)\ldots 1\cdot \rho^n \cdot p_0. \end{aligned} \quad (4)$$

Предлагается использовать специальный вероятностный бинарный распознаватель принадлежности коэффициента нагрузки диагностируемого оператора одному из подинтервалов, на который диапазон возможных значений ρ разбивает заданная ЛПР точка c, т.е. $[a,\ c]$ и $[c,\ b]$. Необходимо найти полные вероятности состояний объекта диагностики и апостериорные вероятности распределения величины ρ. Требуется решить эту задачу при различных положениях точки c. В предположении равномерного распределения нагрузки оператора случайное событие «ρ принадлежит отрезку $[a,\ c]$» и случайное событие «ρ принадлежит отрезку $[c,\ b]$» имеют соответственно следующие вероятности $P_{\rho\in[a,c]} = \dfrac{c-a}{b-a}$ и $P_{\rho\in[c,b]} = \dfrac{b-c}{b-a}$. Эти вероятности для системы диагностики являются априорными.

Для каждого состояния системы с номером j ($j = \{0,1,\ldots,n\}$) определим условные вероятности её пребывания в этих состояниях при гипотезе, что ρ принадлежит отрезку $[a,\ c]$ – $P_{j/\rho\in[a,c]}$. Указанная вероятность может быть вычислена как соответствующая стационарная вероятность из системы (1) при условии, что $\rho = (a+c)/2$, т.к. было принято, что распределение ρ является равномерным.

Аналогично определим условные вероятности её пребывания в j-м состоянии при том условии, что ρ принадлежит отрезку $[c,\ b]$ – $P_{j/\rho\in[c,b]}$. Для определения этой вероятности принимаем, что $\rho = (c+b)/2$.

С их использованием могут быть найдены полные вероятности пребывания системы в состояниях:

$$P_j = P_{\rho\in[a,c]} \cdot P_{j/\rho\in[a,c]} + P_{\rho\in[c,b]} \cdot P_{j/\rho\in[c,b]}.$$

Теперь можно определить апостериорные вероятности распределения ρ по формуле Байеса:

$$P_{\rho\in[a,c]/j} = \frac{P_{\rho\in[a,c]} \cdot P_{j/\rho\in[a,c]}}{P_j}, \quad (5)$$

$$P_{\rho\in[c,b]/j} = \frac{P_{\rho\in[c,b]} \cdot P_{j/\rho\in[c,b]}}{P_j}. \quad (6)$$

Типовые траектории динамики состояний буфера заданий для оператора приведены на рис. 2 – 4 (*m* – дискрета времени, *n* – число заявок в буфере).

Семейство «северо-восточных» траекторий соответствует неубывающей интенсивности обработки оператором поступающих заданий, «юго-восточных» – понижению интенсивности его работы, а полное семейство траекторий соответствует максимальной неопределенности в оценке производительности обработки данных.

На базе предлагаемого подхода может быть построена схема распознавателя функции распределения контролируемой при диагностике нагрузки оператора. Это позволит выполнить разработку оптимального плана диагностики с учетом возможных потерь как на время пребывания заявок у оператора, так и от избыточной (либо недостаточной) его производительности.

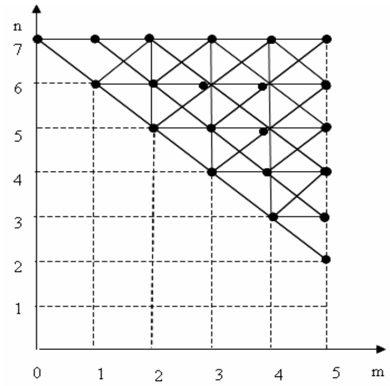

Рис. 2. Семейство «северо-восточных» траекторий для состояния S_7

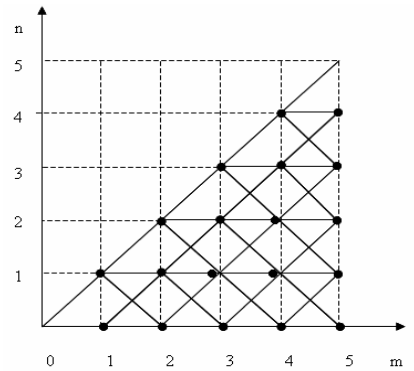

Рис. 3.Семейство «юго-восточных» траекторий для состояния S_0

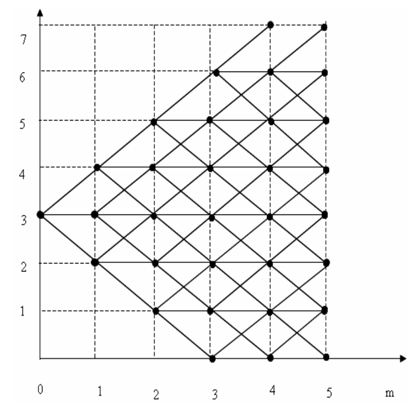

Рис. 4. Полное семейство траекторий дляначального состояния S_3

Численный анализ бинарного распознавателя

Исследование инструментальных свойств байесовского бинарного распознавателя выполнен при следующих исходных данных: известна траектория динамики состояний буфера заданий, система диагностики – распознаватель с ограниченной («короткой») памятью с начальными условиями: априорные вероятности распределения ρ равны $P_{\rho\in[a,c]} = 0{,}5$ и $P_{\rho\in[c,b]} = 1 - P_{\rho\in[a,c]}$, длина траектории последовательных переходов системы $N = 6$.

Одним из недостатков, связанных с байесовским подходом к распознаванию функциональных состояний оператора, является его недостаточная реактивность на резкие изменения состояний. С целью повышения быстродействия решения задачи диагностики, рекомендуется своевременно обнулять память распознавателя, стирая в ней накопленные значения априорных вероятностей и используя гипотезу о равномерном характере распределения ρ. Таким образом можно получить распознаватель, обладающий эффектом «короткая память».

Поэтому в системе диагностирования предусмотрено, что после q переходов система «забывает» уточненные на предыдущих переходах апостериорные вероятности распределения ρ.

Алгоритм поиска решения состоит в следующем:

– в начальный момент наблюдения определяются полные вероятности всех возможных состояний системы при условии, что распределения вероятностей ρ равны априорным значениям,

– на шаге t ($t \le q$) определяются апостериорные значения вероятностей распределения ρ,

– полученные уточненные вероятности распределения ρ используются для вычисления полных вероятностей всех возможных состояний системы на шаге t,

– на ($q+1$)-м шаге в качестве входных значений для определения полных вероятностей состояний берутся априорные вероятности

$$P_{\rho\in[a,c]} = 0{,}5 \text{ и } P_{\rho\in[c,b]} = 1 - P_{\rho\in[a,c]}.$$

Результаты численного анализа бинарного распознавателя приведены в табл. 1, которая содержит значения априорных и апостериорных вероятностей в зависимости от положения точки с, определяющей границы интервалов коэффициента нагрузки работы оператора.

Таблица 1

Значения априорной и апостериорной вероятностей для наблюдаемой траектории ⟨1, 0, 1,0, 1, 1⟩

	Априорная вероятность	c =0,12		c =0,16		c =0,2		c =0,24		c =0,28	
		$P[a,c]$	$P[c,b]$	$P[a,c]$	$P[c,b]$	$P[a,c]$	$P[c,b]$	$P[a,c]$	$P[c,b]$	$P[a,c]$	$P[c,b]$
		0,1	0,9	0,3	0,7	0,5	0,5	0,7	0,3	0,9	0,1
Траектория	j_t	$P[a,c]/jt$	$P[c,b]/jt$	$P[a,c]/jt$	$P[c,b]/jt$	$P[a,c]/jt$	$P[c,b]/jt$	$P[a,c]/jt$	$P[c,b]/jt$	$P[a,c]/jt$	$P[c,b]/jt$
	1	0,168	0,832	0,464	0,536	0,686	0,314	0,843	0,157	0,956	0,0443
	0	0,411	0,589	0,755	0,245	0,888	0,112	0,952	0,0483	0,987	0,0125
	1	0,558	0,442	0,861	0,139	0,945	0,0547	0,978	0,0215	0,995	0,0053
	0	0,814	0,186	0,957	0,0432	0,984	0,0157	0,994	0,006	0,999	0,0014
	1	0,888	0,112	0,978	0,0219	0,993	0,0073	0,997	0,0026	0,999	0,0006
	1	0,935	0,065	0,989	0,011	0,997	0,0033	0,999	0,0011	1	0,0003

Апостериорная вероятность принадлежности коэффициента нагрузки интервалу [*a, c*] в зависимости от положения его правой границы показана на рис.5.

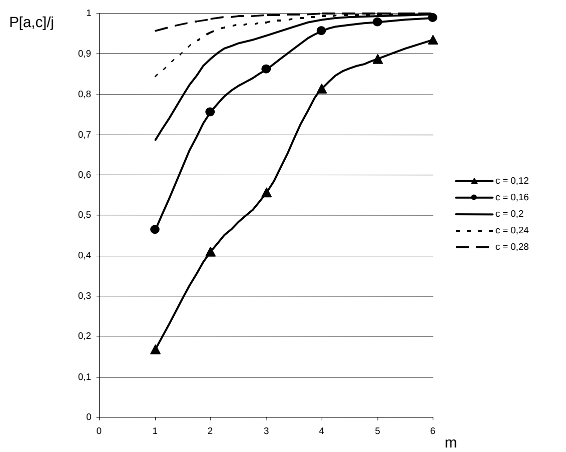

Рис. 5. Зависимость апостериорной вероятности P [a, c]/j от положения точки c

Результаты численного анализа такого распознавателя приведены на рис. 6, на котором изображены семейство траекторий, соответствующих динамике состояния емкости буфера.

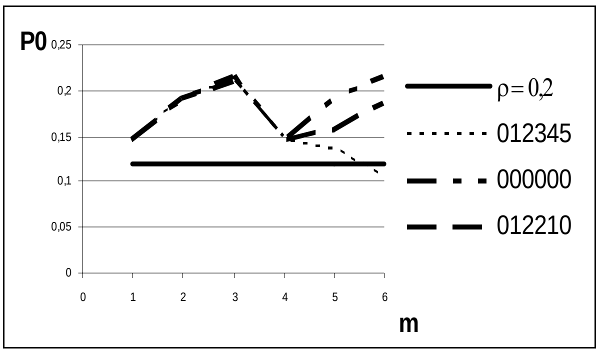

Рис. 6. Зависимость вероятности нулевого состояния буфера от траектории наблюдений

Заключение

Предложенный подход к построению бинарного распознавателя нагрузки в системе диагностики состояний оператора на основе байесовских процедур обладает функциональной полнотой, достаточно прост при вычислительной реализуемости и может быть использован в системах реального времени для поддержки решений ЛПР. Представляется перспективным выполнение дальнейших исследований в этом направлении.

Литература

1. Харченко В.С., Жихарев В.Я., Илюшко В.М., Нечипорук Н.В. Многоверсионные системы, технологии, проекты / Под. ред. В.С. Харченко – Х.: Нац. аэрокосм. ун-т «Харьк. авиац. ин-т», 2003. – 486 с.

2. Охтилев М.Ю., Соколов Б.В., Юсупов Р.М. Интеллектуальные технологии мониторинга и управления структурной динамикой сложных технических объектов. – М.: Наука, 2006. – 410 с.

3. Грешилов А.А. Математические методы принятия решений: Учеб. пособие для вузов. – М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2006. – 584 с.

Поступила в редакцию 12.02.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. И.Б. Сироджа, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.