

$$n_{\text{опт}} = \sqrt{N \frac{x_d e^{-\frac{x_d^2}{2\sigma_1^2}}}{\int_{-\infty}^{\infty} B_1(\gamma_k) f(\gamma) d\gamma - \left[1 - 2\Phi\left(\frac{x_d}{\sigma_1}\right)\right]}} \quad (9)$$

где  $\Phi$  — функция Лапласа.

Для примера рассчитаем  $n_{\text{опт}}$  для технологической операции нарезки спирали автоматической линии по производству непроволочных резисторов типа МЛТ. Статистические данные, полученные с оборудования для нарезки спирали при производстве резисторов типа МЛТ, показали, что закон распределения  $\gamma$  близок к нормальному с математическим ожиданием, равным нулю, и  $\sigma_\gamma = 4,3\%$ . Точность оборудования для нарезки спирали можно характеризовать величиной  $\sigma_1 = 3,2\%$ . Выработка одного станка нарезки спирали за день составляет приблизительно  $10^4$  штук резисторов, поэтому принимаем  $N = 10^4$  шт. Величину  $x_d$  считаем равной  $10\%$ .

Так как распределение  $\gamma$  нормальное, то

$$\int_{-\infty}^{\infty} B_1(\gamma_k) f(\gamma) d\gamma = 1 - 2\Phi\left(\frac{x_d}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_\gamma^2}}\right). \quad (10)$$

Подставляя численные значения в (9), с учетом (10) получим  $n_{\text{опт}} = 48,4 \approx 49$  шт.

Эффективность введения коррекции можно оценить по уменьшению процента брака по сравнению со случаем отсутствия коррекции. Величина брака при отсутствии коррекции по множеству партий изделий может быть представлена величиной

$$B = \int_{-\infty}^{\infty} B(\gamma) f(\gamma) d\gamma = 1 - 2\Phi\left(\frac{x_d}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_\gamma^2}}\right).$$

При наличии коррекции брак уменьшится и величина его будет составлять

$$B_{\text{кор}} = \frac{n_{\text{опт}}}{N} \left[1 - 2\Phi\left(\frac{x_d}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_\gamma^2}}\right)\right] + \frac{N - n_{\text{опт}}}{N} \left[1 - 2\Phi\left(\frac{x_d}{\sigma_1}\right)\right].$$

Таким образом, брак уменьшится в  $\frac{B}{B_{\text{кор}}}$  раз.

Для автоматической линии по производству непроволочных резисторов типа МЛТ эффективность введения коррекции высока, так как в соответствии с приведенными числовыми значениями введение коррекции уменьшает брак в 31 раз.

*Поступила в редакцию  
26 ноября 1966 г.,  
окончательный вариант —  
3 марта 1967 г.*

УДК 308.2.08+681.621.3.019.3

Л. КУБАТ  
(Прага, ЧССР)

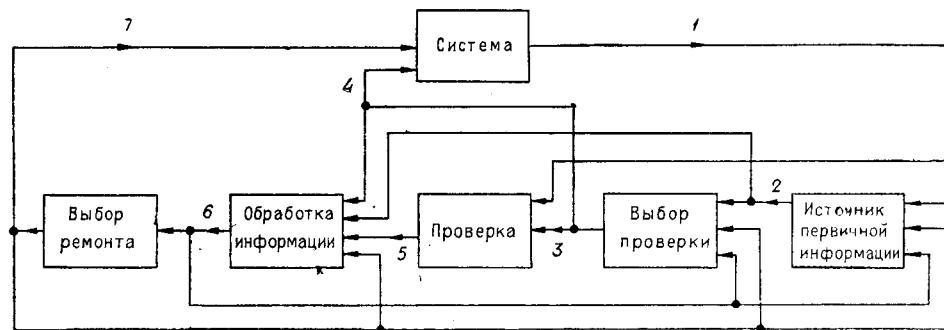
### О ВЫБОРЕ ВЕСОВОЙ ФУНКЦИИ ДИАГНОСТИЧЕСКОЙ ПРОЦЕДУРЫ\*

При решении задач технической диагностики необходимо располагать исходными данными, которые требуются для вычисления значений критерия оптимальности процедуры поиска неисправностей в технических системах. К этим данным относятся вероятности отказов, затраты на выполнение проверок и ремонтов.

\* Материал доложен на VIII Всесоюзной конференции по автоматическому контролю и методам электрических измерений в сентябре 1966 года в Новосибирске.

Процедуры поиска неисправностей в технических системах можно подразделить на статические и динамические. Статические процедуры поиска основаны на том предположении, что в процессе поиска или ремонта система самопроизвольно не изменяет своего состояния. Задачу оптимизации таких процедур можно рассматривать как задачу определения оптимального управления для соответствующей цепи Маркова с целью получения информации о состоянии системы [1].

Динамические процедуры поиска строятся с учетом возможности возникновения дополнительных неисправностей системы в процессе поиска и ремонта. Общая модель поиска неисправностей, основанная на использовании динамических процедур, изображена на рисунке, а ее математическое описание приведено в [2]. Все блоки этой модели осуществляют случайные преобразования. Поэтому данная модель динамической диагностики соответствует управлению случайными процессами.



Общая модель поиска неисправностей, основанная на использовании динамических процедур:

1 — состояние системы; 2 — первичная информация; 3 — выбранный тип проверки; 4 — влияние проверки на систему; 5 — результат проверки; 6 — вторичная информация; 7 — выбранный тип ремонта.

Выбор наилучшего решения в модели динамической диагностики производится только в двух блоках: в блоке выбора типа проверки системы и в блоке выбора типа ремонта.

В случае дискретного времени  $t=0, 1, 2, \dots, n$  для каждой реализации последовательности  $x_0, x_1, \dots, x_n$  состояний системы с учетом выбранных проверок  $d_1, d_2, \dots, d_n$  и ремонтов  $z_1, z_2, \dots, z_n$  можно записать весовую функцию

$$W(x_0, x_1, \dots, x_n; d_1, d_2, \dots, d_n; z_1, z_2, \dots, z_n) \geq 0.$$

В качестве критерия оптимальности динамической процедуры поиска используется минимум математического ожидания этой весовой функции. Поскольку значение весовой функции зависит от выбранной последовательности проверок  $d$  и последовательности ремонтов  $z$ , то для построения оптимальной процедуры необходимо выбрать такие последовательности  $d^*$  и  $z^*$ , чтобы

$$E_{d^*, z^*} [W] = \min_{d, z} E_{d, z} [W].$$

Для решения этой задачи необходимо знать матрицу вероятностей состояний системы (вероятностей отказов), а также задать каким-либо рациональным образом весовую функцию  $W$ . Эту функцию относительно просто задать в случае, когда диагностируемая система предназначена для выпуска какой-либо продукции.

Введем обозначения:  $v_i$  — цена изделий продукции в  $i$ -м временном интервале;  $s_i$  — издержки производства в  $i$ -м интервале;  $c(d_i)$  — стоимость проверки  $d_i$ ;  $c(z_i)$  — стоимость ремонта  $z_i$ . Тогда для прибыли, получаемой при эксплуатации данной системы, имеем

$$A = \sum_{i=1}^n (v_i - s_i - c(d_i) - c(z_i)).$$

Максимальная прибыль равна

$$A^* = n(v_{\max} - s_{\min}),$$

где  $v_{\max}$  и  $s_{\min}$  относятся к идеальному состоянию системы. Так как  $A^* \geq A$  для всех возможных последовательностей  $d$  и  $z$ , то в качестве весовой функции можно взять разность

$$W = A^* - A.$$

Эту весовую функцию можно также использовать для построения оптимальных процедур поиска при статической диагностике.

Во многих случаях, в частности для систем измерения и связи, нельзя установить цену «изделий». Поэтому необходимо каким-то иным способом оценивать «продукцию» системы. Например, можно упорядочить состояния системы в зависимости от качества выпускаемой «продукции». Для построения такого упорядочения можно воспользоваться субъективными оценками специалистов, подобными тем, которые применяются для предсказания надежности [3]. Однако при этом необходимо учитывать, используется ли исследуемая система для достижения одной заданной цели или для достижения нескольких целей. В первом случае такая субъективная оценка специалистов может дать очень хорошие результаты. Но даже после упорядочения состояний системы остается трудная задача определения «цены» отдельных состояний системы, а также «цены» проверок и ремонтов.

Во многих случаях можно не учитывать денежной стоимости проверки  $c(d_i)$  и ремонта  $c(z_i)$ . Это относится к таким системам, которые ремонтируются в собственных мастерских или лабораториях и для которых запасные детали относительно дешевы. Данная ситуация возникает, например, при применении измерительных приборов в научно-исследовательских работах. В таких случаях в качестве весовой функции можно использовать суммарную продолжительность простоя.

Суммарная продолжительность простоя применяется в качестве весовой функции даже тогда, когда нельзя пренебречь стоимостями  $c(d_i)$  и  $c(z_i)$ . Однако такая весовая функция может привести к неправильным результатам, в частности, в тех случаях, когда временные продолжительности двух процедур различаются незначительно, а денежная стоимость более короткой процедуры [ $c(d_i)$  и  $c(z_i)$ ] значительно выше второй. С другой стороны, возможна ситуация, когда продолжительность простоя является более важным показателем, чем стоимость процедур диагностики и ремонта. Примером является бортовая аппаратура, которую необходимо привести в работоспособное состояние до момента старта.

Из приведенных примеров следует, что правильный выбор весовой функции и выбор критерия оптимальности диагностической процедуры является довольно сложной проблемой, решение которой зависит от технических и экономических условий поиска неисправностей и ремонта системы как в случае динамической, так и в случае статической диагностики.

## ЛИТЕРАТУРА

1. M. Ullrich, L. Kubát. A Generalized Approach to Fault-Finding Procedures. — *Kybernetika*, 1966, № 1.
2. L. Kubát, M. Ullrich. General Approach to Dynamic Diagnosis Procedures. — *Kybernetika*, 1967, № 3.
3. S. R. Calabro. Reliability Principles and Practices (гл. 12). New York, Mc Graw-Hill, 1962.

Поступила в редакцию  
19 сентября 1966 г.

УДК 621.372.44

Р. Д. БАГЛАЙ  
(Новосибирск)

## К ОПРЕДЕЛЕНИЮ КОЭФФИЦИЕНТОВ НЕЛИНЕЙНЫХ ЗАВИСИМОСТЕЙ

Измерение величины коэффициентов, характеризующих нелинейные зависимости, является одной из часто встречающихся задач в измерительной технике.

Поведение нелинейной зависимости  $y(x)$  обычно оценивают значениями коэффициентов:

$$\varphi(x) = \frac{dy}{dx}; \quad \psi(x) = \frac{y}{x},$$