

УДК 621.382.33–027.45

В.О. Казючиц, С.М. Боровиков, М.П. Батура, Е.Н. Шнейдеров

## Прогнозирование класса надёжности изделий электронной техники методом преобразования информативных параметров в дискретный код

Предлагается модификация метода индивидуального прогнозирования класса надёжности изделий электронной техники для заданной наработки ( $K_1$  – класс работоспособных,  $K_2$  – класс неработоспособных экземпляров) на основе контроля информативных параметров изделий. Особенность модификации состоит в преобразовании информативных параметров в троичный код. Это позволяет получить модель прогнозирования класса надёжности однотипных экземпляров в виде логической таблицы, как и в случае базового метода пороговой логики, основанного на преобразовании информативных параметров в двоичный код, но в отличие от него новая модель обеспечивает более высокую достоверность результатов прогнозирования.

**Ключевые слова:** изделия электронной техники, информативные параметры, модель прогнозирования надёжности, преобразование информативных параметров в кодовые сигналы.

**DOI:** 10.21293/1818-0442-2023-26-1-91-97

В настоящее время в мировой и отечественной практике можно указать три основных подхода к получению прогнозных оценок надёжности изделий электронной техники и их использованию при определении количественных показателей безотказности электронной аппаратуры различного функционального назначения [1–4]:

– физический подход, основанный на применении знаний о процессах физической деградации материалов для получения математических зависимостей, показывающих влияние различных факторов на скорость деградации и физические свойства материалов и соединений, используемых в составе конструкции изделий [5–7];

– статистический подход, использующий результаты ускоренных испытаний и методы прогнозирования для определения усреднённых показателей надёжности интересующих изделий электронной техники, в том числе новых типов [8, 9];

– математический подход, предполагающий получение для изделий электронной техники моделей надёжности, позволяющих по каким-то косвенным признакам сделать прогноз работоспособности изделий для заданной наработки с учётом конкретных эксплуатационных условий [10–14].

Привести чёткую границу между указанными подходами не представляется возможным. Индивидуальное прогнозирование надёжности изделий электронной техники по значениям их информативных параметров, рассматриваемое в данной статье, включает элементы статистического и математического подходов, используемых для оценки надёжности изделий электронной техники [13, 14], и актуально, в первую очередь, для ответственной аппаратуры (военная и ракетно-космическая техника, электронная аппаратура обеспечения безопасности атомных станций и других важных объектов) [13, 15].

Это прогнозирование позволяет в начальный момент времени оценивать уровень надёжности конкретного экземпляра (изделия) по значениям его

информативных параметров. Само решение о надёжности в данном случае принимается в виде отнесения экземпляра с точки зрения его работоспособности для заданной наработки к одному из двух классов: ( $K_1$  – класс работоспособных,  $K_2$  – класс неработоспособных экземпляров). Особенностью практического решения подобных задач прогнозирования является то, что модель прогнозирования класса экземпляра получают, используя результаты предварительных исследований на надёжность некоторой выборки изделий электронной техники интересующего типа.

В технической литературе [13, 14] эти исследования на надёжность называют обучающим экспериментом, а используемую выборку однотипных изделий – обучающей выборкой. Используемую в дальнейшем модель прогнозирования получают один раз, обрабатывая результаты обучающего эксперимента. Основу модели прогнозирования составляет прогнозирующая функция. Для принятия решения о классе ( $K_1$  или  $K_2$ ) однотипных экземпляров, которые не принимали участия в обучающем эксперименте, необходимо в начальный момент времени для прогнозируемого экземпляра подсчитывать решающую функцию, используя значения информативных параметров этого экземпляра. Прогнозный класс экземпляра определяют по значению полученной прогнозирующей функции.

В работе [13] был предложен метод, в соответствии с которым значения информативных параметров конкретного экземпляра преобразуются в двоичный код (ноль или единицу), и модель прогнозирования, используемая для принятия решений о классе однотипных экземпляров, в конечном виде может быть представлена логической таблицей, показывающей, каким сочетаниям двоичных чисел соответствует прогноз, например, о принадлежности экземпляров к классу  $K_1$ . Метод был назван базовым методом пороговой логики, поскольку использует принципы этой логики.

Преобразование полученных для конкретного экземпляра значений информативных параметров (обозначим их через  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , где  $k$  – число информативных параметров, используемых для прогнозирования) в двоичные сигналы (двоичный код)  $z_1, z_2, \dots, z_k$ , выполняется с помощью найденных заранее, по результатам обучающего эксперимента, пороговых уровней  $x_{i0}$  для каждого информативного параметра:

$$\begin{cases} z_i^{(j)} = 1, & \text{если } x_i^{(j)} \geq x_{i0} (\leq x_{i0}), \\ z_i^{(j)} = 0, & \text{если } x_i^{(j)} < x_{i0} (> x_{i0}), \end{cases} \quad (1)$$

где  $z_i^{(j)}$  – значение  $i$ -го двоичного сигнала, получаемое для конкретного (обозначим как  $j$ -й) экземпляра;  $x_i^{(j)}$  – значение  $i$ -го информативного параметра, измеренное в начальный момент времени ( $t = 0$ ) у  $j$ -го экземпляра;  $x_{i0}$  – пороговое значение  $i$ -го информативного параметра. Конкретные знаки соотношений ( $\geq, <$ ) или ( $\leq, >$ ) зависят от физической сути информативного параметра и выбираются так, чтобы значения  $z_i = 1$  в основном соответствовали экземплярам класса  $K_1$ , а значения  $z_i = 0$  – экземплярам класса  $K_2$ .

На этапе применения полученной модели прогнозирования для однотипных экземпляров, не принимавших участия в обучающем эксперименте, решение о классе работоспособности конкретного экземпляра по прогнозу фактически принимается по набору двоичных чисел без выполнения математических расчётов.

**Постановка задачи.** Двоичное преобразование информативных параметров значительно упрощает процедуру прогнозирования, но при этом немного снижается достоверность прогнозов в сравнении с методами, использующими расчёт прогнозирующей функции по самим значениям информативных параметров  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , например, методом статистических решений, считающимся в электронике одним из лучших с точки зрения минимума ошибок прогнозирования класса экземпляров [13].

Применение метода пороговой логики для прогнозирования класса работоспособности полупроводниковых приборов большой мощности типа КТ872А при числе информативных параметров  $k = 3$  показало удовлетворительные результаты прогнозирования. Вероятность принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  с учётом как класса  $K_1$ , так и класса  $K_2$  составила 0,81 [16]. Для практических применений такой результат не всегда является приемлемым. Прогнозирование с использованием прогнозирующей функции, вычисляемой по значениям непосредственно самих информативных параметров, используя метод статистических решений, в этом случае дало результат  $P_{\text{прав}} = 0,91$ .

Увеличить вероятность принятия правильных решений по результатам прогнозирования при использовании метода пороговой логики можно за счёт увеличения числа информативных параметров. Но данный подход имеет ограничения, обусловленные технической проблемой поиска параметров,

обладающих необходимым уровнем информативности. Более рациональным является подход, предусматривающий усовершенствование метода пороговой логики.

Было установлено, что на вероятность принятия правильных решений заметное влияние оказывает область перекрытия значений информативного параметра для классов  $K_1$  и  $K_2$ . Учёт дополнительно этой области может заметно улучшить результаты прогнозирования. Актуальным является получение методом пороговой логики такой модели прогнозирования, которая позволила бы повысить достоверность прогнозирования класса работоспособности изделий электронной техники, максимально сохранив при этом простоту базового метода пороговой логики.

**Метод решения задачи и результаты.** Для получения новой модели прогнозирования работоспособности изделий электронной техники был сделан анализ электрических параметров, используемых в качестве информативных при прогнозировании класса работоспособности биполярных и полевых транзисторов нескольких типов (2Т603И, КТ872А, КП744А). Используя результаты обучающих экспериментов, была установлена обобщающая закономерность, состоящая в том, что для каждого информативного параметра (обозначим через  $x_i$ ) имело место смещение центров классов, в качестве которых рассматривались математические ожидания (средние значения)  $m_1$  и  $m_2$ , подсчитанные отдельно для экземпляров классов  $K_1$  и  $K_2$  обучающей выборки. При этом для части информативных параметров имела место ограниченная область перекрытия информативного параметра  $x_i$  с учётом классов  $K_1$  и  $K_2$ , а для некоторых информативных параметров перекрытие было достаточно широким. Наблюдался «эффект вложенности» значений информативного параметра одного класса в диапазон значений информативного параметра другого класса.

Приводимые на рис. 1 графики плотностей распределения  $w(C_{зи}|K_1)$  и  $w(C_{зи}|K_2)$  информативного параметра  $C_{зи}$  (ёмкость затвор–исток) полевых транзисторов типа КП744А, полученные отдельно для экземпляров классов  $K_1$  и  $K_2$ , показывают, как в методе пороговой логики можно учесть указанную закономерность информативных параметров.

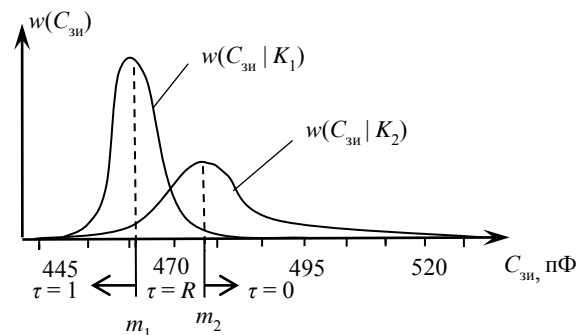


Рис. 1. Преобразование информативного параметра  $C_{зи}$  в троичный код

В отличие от базового метода пороговой логики для дополнительного учёта области перекрытия значений информативного параметра предлагается в новой модификации метода рассматривать три области изменения каждого информативного параметра  $x_i$  и соответственно каждой области присваивать один из трёх кодовых сигналов  $\tau_i$  (см. рис. 1). Значениям информативного параметра, попадающим в область между математическими ожиданиями  $m_1$  и  $m_2$ , будем присваивать код  $\tau_i = R$  (от английского слова Range – диапазон) областям за пределами указанного диапазона – код  $\tau_i = 1$  (единица) или  $\tau_i = 0$  (нуль) в зависимости от конкретной закономерности информативного параметра:

$$\left. \begin{aligned} \tau_i = 1, \text{ если } x_i > m_1, \\ \tau_i = 0, \text{ если } x_i < m_2, \\ \tau_i = R, \text{ если } m_2 \leq x_i \leq m_1, \end{aligned} \right\} \text{ при } m_1 > m_2, \quad (2)$$

$$\left. \begin{aligned} \tau_i = 1, \text{ если } x_i < m_1, \\ \tau_i = 0, \text{ если } x_i > m_2, \\ \tau_i = R, \text{ если } m_1 \leq x_i \leq m_2 \end{aligned} \right\} \text{ при } m_1 < m_2. \quad (3)$$

Для построения прогнозирующей функции на основе троичных сигналов, получаемых по (2) и (3), использованы положения теории информации и понятие «частная информация». Применительно к рассматриваемой задаче прогнозирования выделим две зависимые системы  $S$  и  $T_i$ . Система  $S$  характеризует класс изделия с точки зрения его работоспособности для заданной наработки и может принимать два значения:  $K_1$  и  $K_2$  соответственно с начальными вероятностями  $P(K_1)$  и  $P(K_2)$ .

Система  $T_i$  для прогнозируемого экземпляра характеризует получаемый по (2) или (3) троичный сигнал  $\tau_i$ , который может принимать одно из трёх кодовых значений:  $\tau_i = 1$ ,  $\tau_i = 0$  или  $\tau_i = R$  соответственно с вероятностями  $p(\tau_i = 1)$ ,  $p(\tau_i = 0)$  и  $p(\tau_i = R)$ , где нижний индекс  $i$  указывает на номер рассматриваемого информативного параметра и, следовательно, на номер троичного кодового сигнала и номер системы  $T_i$ .

Для выполнения сравнения предлагаемой модификации с базовым методом пороговой логики [13] будем также рассматривать связанную с системой  $S$  систему  $Z_i$ , характеризующую двоичным сигналом  $z_i$ , который может принимать одно из двух значений:  $z_i = 1$  или  $z_i = 0$  соответственно с вероятностями  $p(z_i = 1)$ ,  $p(z_i = 0)$ . Оценка всем вероятностям, характеризующим системы  $S$ ,  $T_i$  и  $Z_i$ , может быть дана по результатам обучающего эксперимента. Частную информацию о системе  $S$ , содержащуюся в отдельном сообщении, указывающем на то, что для экземпляра по результатам преобразования его информативного параметра  $x_i$  получен конкретный код  $\tau_i \in \{1, 0 \text{ или } R\}$  или  $z_i \in \{1 \text{ или } 0\}$ , будем определять по [17].

Для подтверждения эффективности предлагаемой модификации метода пороговой логики был выполнен обучающий эксперимент на примере полевых транзисторов большой мощности типа КП744А. Объём выборки составлял 172 экземпляра.

Проведение эксперимента включало следующие действия. В начальный момент времени у каждого экземпляра выборки выполнялось измерение значений информативных параметров, в качестве которых рассматривались пороговое напряжение затвор–исток ( $U_{зи.пор}$ ) в режиме измерения  $I_c = 250$  мкА,  $U_{зи} = U_{си}$ ; ёмкость затвор–сток ( $C_{зс}$ ); ёмкость затвор–исток ( $C_{зи}$ ), где  $I_c$  – ток стока полевого транзистора;  $U_{зи}$  – напряжение затвор–исток;  $U_{си}$  – напряжение сток–исток.

После измерения информативных параметров выборка транзисторов подвергалась ускоренным испытаниям на безотказность для наработки, соответствующей 80 000 ч работы в обычном нормальном режиме. Использовались ускоренные форсированные испытания, проводимые по типовым методикам [18, 19]. Ускорение испытаний достигалось повышенной температурной нагрузкой и приложением к стоку транзисторов обратного электрического напряжения.

После завершения ускоренных испытаний уточнялось состояние работоспособности экземпляров выборки. Критерием работоспособности транзисторов для наработки 80 000 ч являлся факт отсутствия у экземпляра внезапного отказа и соответствие его электрического параметра  $R_{си.отк}$  (сопротивление сток–исток полевого транзистора в открытом состоянии), рассматриваемого в качестве критерия годности транзисторов, заданной норме ( $R_{си.отк} \leq 0,27$  Ом). Работоспособные экземпляры для указанной наработки считались представителями класса  $K_1$ , неработоспособные – представителями класса  $K_2$ .

**Анализ результатов и выводы.** Рассматривая отдельно экземпляры классов  $K_1$  и  $K_2$ , были рассчитаны средние значения  $m_1$  и  $m_2$  для каждого информативного параметра. Используя значения  $m_1$  и  $m_2$ , информативные параметры экземпляров обучающей выборки по (2) или (3) были преобразованы в кодовые сигналы 1, 0 или R. С учётом кодов и принадлежности экземпляров к классам получены оценки вероятностей (табл. 1), используемые для определения частной информации о классах  $K_1$  и  $K_2$ , содержащейся в отдельных сообщениях, указывающих, что для экземпляра получен конкретный троичный кодовый сигнал  $\tau_i$  ( $i = 1, 2, 3$ ).

Таблица 1

Вероятность, используемая в формулах	Оценки вероятностей для кодового сигнала		
	$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$
$P(K_1   \tau_i = 1)$	0,927	0,891	0,956
$P(K_1   \tau_i = 0)$	0,045	0,071	0,082
$P(K_1   \tau_i = R)$	0,448	0,486	0,410
$P(K_2   \tau_i = 1)$	0,073	0,109	0,044
$P(K_2   \tau_i = 0)$	0,955	0,929	0,918
$P(K_2   \tau_i = R)$	0,552	0,514	0,590
$P(K_1)$	0,459		
$P(K_2)$	0,541		

Пояснение вероятностей, приводимых в табл. 1:

$P(K_1|\tau_i = \varepsilon)$  – вероятность принадлежности экземпляра к классу  $K_1$  при условии, что кодовый сигнал принял значение  $\tau_i = \varepsilon$  ( $\varepsilon = 1, 0, R$ );

$P(K_2|\tau_i = \varepsilon)$  – вероятность принадлежности экземпляра к классу  $K_2$  при условии, что кодовый сигнал принял значение  $\tau_i = \varepsilon$  ( $\varepsilon = 1, 0, R$ );

$P(K_S)$  – начальная вероятность класса  $K_S$  для заданной наработки 80 000 ч ( $S = 1, 2$ ).

Для определения частной информации, содержащейся в сообщении, указывающем, что по результатам преобразования для экземпляра получен конкретный кодовый сигнал  $\varepsilon$  (обозначим эту информацию  $I(\varepsilon \rightarrow K_S)$ ), использована формула [17]

$$I(\varepsilon \rightarrow K_S) = P(K_S|\varepsilon) \cdot \log_2 \left[ \frac{P(K_S|\varepsilon)}{P(K_S)} \right]; \quad S = 1, 2, \quad (4)$$

где  $P(K_S|\varepsilon)$  – оценка условной вероятности принадлежности экземпляра к классу  $K_S$  при условии, что

кодовый сигнал принял значение  $\varepsilon$  ( $\varepsilon = 1, 0, R$  – в случае преобразования информативного параметра  $x_i$  в троичный код или  $\varepsilon = 1, 0$  в случае преобразования  $x_i$  в двоичный код).

С учётом того, что при преобразовании информативных параметров в кодовые сигналы экземплярам класса  $K_1$  в основном будет соответствовать код  $\tau_i = 1$  (или  $z_i = 1$ ), а экземплярам класса  $K_2$  – код  $\tau_i = 0$  (или  $z_i = 0$ ), то согласно [17] частная информация, содержащаяся в сообщениях о значениях кодовых сигналов, может быть как положительной, так и отрицательной. Частная информация  $I(1 \rightarrow K_S)$ , определяемая по (4), для экземпляров класса  $K_1$  будет положительной, а для экземпляров класса  $K_2$  – отрицательной. Частная информация  $I(0 \rightarrow K_S)$  будет положительной для экземпляров класса  $K_2$  и отрицательной для экземпляров класса  $K_1$ . Частная информация  $I(R \rightarrow K_S)$  в зависимости от особенностей информативного параметра может принять как положительное, так и отрицательное значение (табл. 2).

Таблица 2

Частная информация (дв. ед.) о классе работоспособности транзисторов КП744А

Вид определяемой информации		Сообщение о полученном кодовом сигнале $\tau_i$ для системы $T_i$ и кодовом сигнале $z_i$ для системы $Z_i$					
		$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$	$z_1$	$z_2$	$z_3$
Частная информация о принадлежности экземпляра к классу	$K_1$ в случае $\tau_i = 1$ или $z_i = 1, I(1 \rightarrow K_1)$	0,939	0,853	1,010	0,753	0,583	0,455
	$K_1$ в случае $\tau_i = 0$ или $z_i = 0, I(0 \rightarrow K_1)$	-0,152	-0,192	-0,203	-0,244	-0,210	-0,176
	$K_1$ в случае $\tau_i = R, I(R \rightarrow K_1)$	-0,016	0,039	-0,067	-	-	-
	$K_2$ в случае $\tau_i = 1$ или $z_i = 1, I(1 \rightarrow K_2)$	-0,211	-0,252	-0,160	-0,278	-0,284	-0,263
	$K_2$ в случае $\tau_i = 0$ или $z_i = 0, I(0 \rightarrow K_2)$	0,783	0,724	0,702	0,510	0,687	0,751
	$K_2$ в случае $\tau_i = R, I(R \rightarrow K_2)$	0,016	-0,037	0,074	-	-	-
Полная частная информация о принадлежности экземпляра к классу	$K_1$ с учётом наблюдения системы $T_i$ или $Z_i$	0,771	0,700	0,740	0,509	0,373	0,279
	$K_2$ с учётом наблюдения системы $T_i$ или $Z_i$	0,588	0,436	0,616	0,232	0,402	0,488
Полная информация о системе $S$ , получаемая от наблюдения системы $T_i$ или $Z_i, I(T_i \rightarrow S)$		0,672	0,557	0,673	0,354	0,389	0,392

В табл. 2 приводятся также значения частной информации о классе  $K_S$ , содержащейся в сообщении о том, что по результатам преобразования  $x_i$  в двоичный код получено  $z_i = 1$  или  $z_i = 0$ . Принцип преобразования  $x_i$  в двоичный код поясняется на примере информативного параметра  $C_{зи}$  (рис. 2).

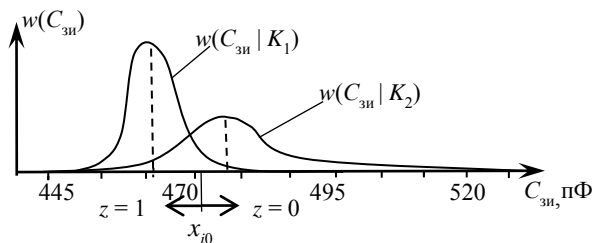


Рис. 2. Преобразование параметра  $C_{зи}$  в кодовые сигналы в базовом методе пороговой логики

С учётом положений, приводимых в [17], полная информация  $I(T_i \rightarrow S)$  о системе  $S$ , содержащаяся в системе  $T_i$  с учётом возможных её наблюдений  $\tau_i \in (1, 0, R)$ , с помощью которых может быть передано сообщение о системе  $S$ , определена по формуле

$$I(T_i \rightarrow S) = \sum_{S=1}^2 P(K_S) \sum_{\varepsilon=1,0,R} I(\varepsilon \rightarrow K_S). \quad (5)$$

Для полной информации  $I(Z_i \rightarrow S)$  справедлива правая часть (5) с учётом того, что  $\varepsilon = 1, 0$ .

Из табл. 2 видно, что троичный сигнал  $\tau_i$ , получаемый преобразованием информативного параметра по (2) или (3), содержит больше информации о классе работоспособности экземпляра (системе  $S$ ), нежели сигнал  $z_i$  в случае преобразования информативного параметра в двоичный код по (1).

Предлагаемый алгоритм определения прогнозирующей функции  $j$ -го экземпляра ( $F^{(j)}$ ), по значению которой принимают решение о классе этого экземпляра для заданной наработки, основан на использовании понятия «частная информация о классе  $K_1$  (или классе  $K_2$ ), содержащаяся в сообщении о том, что кодированные сигналы (из числа  $\tau_i = 1, 0$  или  $R$ ) для этого экземпляра приняли определённый набор значений  $T^{(j)} = \{\tau_1^{(j)}, \tau_2^{(j)}, \dots, \tau_k^{(j)}\}$ ». Обозначим эту частную информацию как  $I(T^{(j)} \rightarrow K_S), S = 1, 2$ . В предположении независимости кодовых сигналов  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k$  её будем определять по формуле

$$I(T^{(j)} \rightarrow K_S) = \sum_{i=1}^k P(K_S|\tau_i^{(j)}) \cdot \log_2 \left[ \frac{P(K_S|\tau_i^{(j)})}{P(K_S)} \right], \quad (6)$$

где верхний индекс  $j$  указывает на то, что соответствующие характеристики относятся к  $j$ -му экземпляру;  $P(K_S|\tau_i^{(j)})$  – условная вероятность принадлежности  $j$ -го экземпляра к классу  $K_S$  ( $S = 1, 2$ ) при условии, что по (2) или (3) получено конкретное значение троичного кодового сигнала  $\tau_i^{(j)}$ . Значения  $P(K_S|\tau_i^{(j)})$  для (6) выбираются в зависимости от кода  $\tau_i$ , полученного для  $j$ -го экземпляра.

Алгоритм получения  $F^{(j)}$  (модели прогнозирования) определён в виде

$$F^{(j)} = I(T^{(j)} \rightarrow K_1) - I(T^{(j)} \rightarrow K_2). \quad (7)$$

С использованием (7) решение о классе экземпляров, не участвовавших в обучающем эксперименте, принимается путём сравнения рассчитанных значений частной информации о принадлежности прогнозируемого экземпляра к классу  $K_1$  и к классу  $K_2$ . Если  $F^{(j)} \geq 0$ , то принимается решение (делается прогноз) о принадлежности экземпляра для заданной наработки к классу  $K_1$ , при  $F^{(j)} < 0$  – к классу  $K_2$ .

При прогнозировании класса экземпляров (изделий электронной техники) используют  $k$  информативных параметров  $x_i$  и, следовательно,  $k$  кодовых сигналов  $\tau_i$ , каждый из которых принимает одно из трёх значений (1, 0, R). Число наборов (комбинаций)  $N$ , полученных из  $k$  кодовых сигналов  $\tau_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ), составит  $N = 3^k$ . Поэтому для выполнения прогнозирования класса экземпляров, не принимавших участия в обучающем эксперименте, можно пользоваться, как и в базовом методе пороговой логики, логической таблицей, показывающей, каким наборам кодовых сигналов  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k$  должен соответствовать прогноз о принадлежности экземпляра, например, к классу  $K_1$ .

С использованием табл. 1 получены сочетания, построенные из кодовых сигналов  $\tau_i$  (1, 0, R), отвечающие по прогнозу экземплярам класса  $K_1$  (табл. 3).

Таблица 3

Логическая таблица для класса  $K_1$ 

Код $\tau_i$			*Значение $F^{(j)}$ , подсчитанное по (7), дв. ед.
$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$	
1	1	1	3,424
1	1	R	2,112
1	R	1	2,397
R	1	1	2,241
R	R	1	1,215
R	1	R	0,930
1	R	R	1,086
1	1	0	1,349
1	0	1	1,404
0	1	1	1,395
R	0	1	0,221
R	1	0	0,166
0	R	1	0,313
1	R	0	0,322
1	0	R	0,092
0	1	R	0,028

\* – Справочный столбец.

Анализируя логическую таблицу, можно сделать вывод о том, что решение о принадлежности к

классу  $K_1$  однотипных транзисторов, не участвовавших в обучающем эксперименте, может приниматься сразу, если для первых двух информативных параметров преобразование даёт кодовые сигналы  $\tau_i = 1$  или  $\tau_i = R$ .

**Заключение.** Предлагаемая модификация метода пороговой логики основана на рассмотрении для каждого информативного параметра трёх областей его значений с присвоением каждой области своего троичного кода. В качестве двух порогов, необходимых для присвоения информативному параметру троичного кода (1, 0 или R-неопределённость), используются средние значения информативного параметра, найденные по результатам обучающего эксперимента отдельно для экземпляров классов  $K_1$  и  $K_2$ . При обработке результатов обучающего эксперимента были рассчитаны  $P(K_S|\tau_i)$  – оценки условных вероятностей принадлежности экземпляра к классу  $K_S$  ( $S = 1, 2$ ) при условии, что по результатам преобразования для экземпляра получено конкретное значение троичного кодового сигнала  $\tau_i$ . Используя рассчитанные значения  $P(K_S|\tau_i)$ , модель прогнозирования класса экземпляра предложено формировать в виде разности частной информации о классе  $K_1$  и о классе  $K_2$ , содержащейся в сообщении о том, что для экземпляра получен конкретный набор троичных кодовых сигналов  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k$ . При таком подходе экземплярам класса  $K_1$  по прогнозу будет соответствовать положительное значение, а экземплярам класса  $K_2$  – отрицательное значение частной информации.

Показано, что модель прогнозирования класса экземпляра в предложенной модификации метода пороговой логики, как и в самом базовом методе, может быть представлена логической таблицей, показывающей, какому сочетанию троичных кодовых сигналов  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k$  соответствуют по прогнозу экземпляры класса  $K_1$ . Используя логическую таблицу (см. табл. 3), прогнозирование однотипных экземпляров, не принимавших участия в обучающем эксперименте, выполняется без проведения математических расчётов. Для этого у прогнозируемого экземпляра необходимо измерить информативные параметры. Далее, с учётом ранее найденных их средних значений для классов  $K_1$  и  $K_2$ , получить троичные кодовые сигналы (1, 0 или R) и по логической таблице уточнить, какому классу по прогнозу соответствует полученное сочетание троичных кодовых сигналов.

Установлено, что использование предложенной модификации метода пороговой логики обеспечивает лучшие результаты прогнозирования, нежели базовый метод пороговой логики. Вероятность принятия правильных решений  $P_{\text{прав}}$  на примере контрольной выборки транзисторов типа КП744А объёмом 158 экземпляров составила 0,918. Применение модели прогнозирования, полученной базовым методом пороговой логики, дало результат  $P_{\text{прав}} = 0,886$ . Если рассматривать вероятности принятия ошибочных решений, определяемые как  $P_{\text{ош}} = 1 - P_{\text{прав}}$ , то

предложенная модификация метода позволила уменьшить ошибку прогнозирования класса надёжности транзисторов примерно на 28 процентов.

#### Литература

1. Comparative Overview of Electronic Devices Reliability Prediction Methods-Applications Trends and Challenges / E. Frederick, A. Olugbenga, S. Emmanuel, K. Olufemi, S. Nafiu // *Majlesi Journal of Telecommunication Devices*. – 2016. – No. 5. – PP. 129–137.

2. Klyatis L. Analysis of the current practices with reliability prediction / *SAE Tech. Paper 2018-01-0100*. – 2018. – 13 p. DOI: 10.4271/2018-01-0100

3. Чернышев А.А. Основы надёжности полупроводниковых приборов и интегральных микросхем. – М.: Радио и связь, 1988. – 256 с.

4. Горлов М.И. Современные диагностические методы контроля качества и надёжности полупроводниковых изделий / М.И. Горлов, В.А. Сергеев; под науч. ред. М.И. Горлова. – 2-е изд. – Ульяновск: УлГТУ, 2015. – 406 с.

5. Wan B. Reliability Evaluation of Multi-Mechanism Failure for Semiconductor Devices Using Physics-of-Failure Technique and Maximum Entropy Principle / B. Wan, Y. Wang, Y. Su, G. Fu // *IEEE Access*. – 2020. – Vol. 8. – PP. 188154–188170. DOI:10.1109/ACCESS.2020.3031022

6. Bernstein J. B. Reliability prediction with the multiple temperature operational life / J.B. Bernstein, A. Bensoussan, E. Bender // *Microelectronics Reliability journal*. – 2017. – Vol. 68. – PP. 91–97.

7. Физические основы надёжности интегральных микросхем / В.Ф. Сыдоров, Р.П. Пововарова, Б.К. Петров, Т.В. Долматова; под ред. Ю.Г. Миллера. – М.: Радио и связь, 1976. – 320 с.

8. W. Denson The history of reliability prediction // *IEEE Transaction on reliability*. – 1998. – Vol. 47, iss. 3. – PP. 321–328.

9. Ерошкин А.Л. Оценка надёжности полупроводниковых приборов и микросхем / А.Л. Ерошкин, Р.А. Попо // *Международный журнал прикладных и фундаментальных исследований*. – 2015. – № 12, ч. 2. – С. 221–225.

10. Lee J.H. Adaptive burn-in time decision system based on pattern recognition for intelligent reliability control / J.H. Lee, J.W. Park // *Expert Systems with Applications: An International Journal*. – Vol. 35, iss. 4. – November, 2008. – PP. 1688–1697. doi.org/10.1016/j.eswa.2007.08.079

11. Reliability prediction of semiconductor devices using modified physics of failure approach / A. Thaduri, A.K. Verma, V. Gopika, R. Gopinath, U. Kumar // *International Journal of Systems Assurance Engineering and Management*. – 2013. – No. 4(1). – P. 33–47.

12. Georgiev A. Reliability prediction of the electronic devices / A. Georgiev, N. Georgieva // *8-th International Conference on Optimization of electrical and electronic equipment (IEEE OPTIM 2002)*. – Proceedings. – Brasov, Romania: Transilvania University Press, 2002. – Vol. 3. – PP. 847–851.

13. Боровиков С.М. Статистическое прогнозирование для отбраковки потенциально ненадёжных изделий электронной техники. – М.: Новое знание, 2013. – 343 с.

14. Тюлевин С.В. Индивидуальное прогнозирование электронных средств: учеб. пособие. – Самара: Изд-во Самар. ун-та, 2016. – 67 с.

15. Направления повышения надёжности бортовой аппаратуры космических аппаратов / М.Н. Пиганов, С.В. Тюлевин, И.Н. Козлова, А.В. Наседкин // *Космонавтика. Радиоэлектроника. Геоинформатика: тез. докл. 6-й международ. науч.-техн. конф.* – Рязань: РГРТУ, 2013. – С. 132–133.

16. Казючиц В.О. Эвристическая модель прогнозирования работоспособности полупроводниковых приборов / В.О. Казючиц, С.М. Боровиков // *Доклады БГУИР*. – 2022. – Т. 20, № 1. – С. 92–100.

17. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: учеб. для вузов. – 10-е изд. стер. – М.: Высш. шк., 2006. – 575 с.

18. Escobar L.A. A Review of Accelerated Test Models / L.A. Escobar, W.Q. Meeker // *Statistical Science*. – 2007. – Vol. 21, No. 4. – PP. 552–577.

19. Failure Mechanisms and Models for Semiconductor Devices. JEDEC Publication No. 122E. – Arlington: JEDEC Solid State Technology Association, 2009. – 94 p.

#### Казючиц Владислав Олегович

Магистр техн. наук, ст. преп. каф. проектирования информационно-компьютерных систем (ПИКС) Белорусского государственного университета информатики и радиоэлектроники (БГУИР)  
П. Бровки ул., 6, г. Минск, Беларусь, 220013  
Тел.: +375 (17) 293-88-38  
Эл. почта: vladkaz@bsuir.by

#### Боровиков Сергей Максимович

Канд. техн. наук, доцент каф. ПИКС БГУИР  
П. Бровки ул., 6, г. Минск, Беларусь, 220013  
Тел.: +375 (17) 293-88-38  
Эл. почта: bsm@bsuir.by

#### Батура Михаил Павлович

Д-р техн. наук, профессор, БГУИР  
П. Бровки ул., 6, г. Минск, Беларусь, 220013  
Тел.: +375 (29) 632-32-35  
Эл. почта: bmpbel@bsuir.by

#### Шнейдеров Евгений Николаевич

Канд. техн. наук, проректор БГУИР по учебной работе  
П. Бровки ул., 6, г. Минск, Беларусь, 220013  
Тел.: +375 (17) 293-84-23  
Эл. почта: shneiderov@bsuir.by

Kaziuchyts V.O., Borovikov S.M.,

Batura M.P., Shneiderov E.N.

#### Prediction of the class of reliability of electronic equipment by the method of converting informative parameters into a discrete code

A modification of the method of individual prediction of the reliability class of electronic products for a given operating time (K1 is the class of reliable, K2 is the class of potentially unreliable items) based on the control of informative parameters of products is proposed. The peculiarity of the modification is the transformation of informative parameters into a ternary code. This makes it possible to obtain a model for predicting the reliability class of single-type instances in the form of a logical table, as in the case of the basic method of the threshold logic based on converting informative parameters into a binary code. Unlike the basic threshold logic method, the new model provides higher reliability of forecasting results.

**Keywords:** electronic products, informative parameters, reliability prediction model, transformation of informative parameters into code signals.

**DOI:** 10.21293/1818-0442-2023-26-1-91-97

## References

1. Frederick E., Olugbenga A., Emmanuel S., Olufemi K., Nafiu S. A Comparative Overview of Electronic Devices Reliability Prediction Methods-Applications Trends and Challenges. *Majlesi Journal of Telecommunication Devices*, 2016, no. 5, pp. 129–137.
2. Klyatis L. Analysis of the current practices with reliability prediction. *SAE Technical Papers 2018-01-0100*, 2018, 13 p. doi: 10.4271/2018-01-0100.
3. Chernyshev A.A. *Osnovy nadjozhnosti poluprovodnikovyyh priborov i integral'nyh mikroshem* [Fundamentals of reliability of semiconductor devices and integrated circuits]. Moscow, Radio and Communication Publ., 1988, 256 p. (in Russ.)
4. Gorlov M.I., Sergeev V.A. *Sovremennyye diagnosticheskiye metody kontrolya kachestva i nadezhnosti poluprovodnikovyykh izdelii* [Modern diagnostic methods for quality control and reliability of semiconductor products]. Ulyanovsk, UGTU Publ., 2015, 406 p. (in Russ.)
5. Wan B., Wang Y., Su Y., Fu G. Reliability Evaluation of Multi-Mechanism Failure for Semiconductor Devices Using Physics-of-Failure Technique and Maximum Entropy Principle. *IEEE Access*, 2020, vol. 8, pp. 188154–188170. doi: 10.1109/ACCESS.2020.3031022
6. Bernstein J. B., Bensoussan A., Bender E. Reliability prediction with the multiple temperature operational life. *Microelectronics Reliability Journal*, 2017, vol. 68, pp. 91–97.
7. Synorov V.F., Povovarova R.P., Petrov B.K., Dolmatova T.V. *Fizicheskiye osnovy nadezhnosti integral'nykh mikroshem* [Physical foundations of the reliability of integrated circuits, ed. Yu. G. Miller]. Moscow, Radio and Communication Publ., 1976, 320 p. (in Russ.)
8. Denson W. The history of reliability prediction. *IEEE Transaction on Reliability*, 1998, vol. 47, iss. 3, pp. 321–328.
9. Eroshkin A.L., Popo R.A. [Reliability assessment of semiconductor devices and microcircuits]. *International Journal of Applied and Fundamental Research*, 2015, no. 12, part 2, pp. 221–225 (in Russ.)
10. Lee J.H., Park J.W. Adaptive burn-in time decision system based on pattern recognition for intelligent reliability control. *Expert Systems with Applications: An International Journal*, November 2008, vol. 35, iss. 4, pp. 1688–1697. doi.org/10.1016/j.eswa.2007.08.079
11. Thaduri A., Verma A.K., Gopika V., Gopinath R., Kumar U. Reliability prediction of semiconductor devices using modified physics of failure approach. *International Journal of Systems Assurance Engineering and Management*, Jan-Mar 2013, no. 4(1), pp. 33–47.
12. Georgiev A., Georgieva N. Reliability prediction of the electronic devices. 8-th International Conference on Optimization of electrical and electronic equipment (IEEE OPTIM 2002), Proceedings, Brasov, Romania, Transilvania Uiversity Press, 2002, vol. 3, pp. 847–851.
13. Bоровиков S.M. *Statisticheskoye prognozirovaniye dlya otrakovki potentsial'no nenadezhnykh izdelii elektronnoy tekhniki* [Statistical prediction for the rejection of potentially unreliable electronic products]. Moscow, New knowledge Publ., 2013, 343 p. (in Russ.)
14. Tyulevin S.V. Individual'noye prognozirovaniye elektronnykh sredstv [Individual forecasting of electronic

means]. Samara, Samara University Press, 2016, 67 p. (in Russ.)

15. Piganov M.N., Tyulevin S.V., Kozlova I.N., Nasedkin A.V. [Directions for increasing the reliability of spacecraft onboard equipment]. *Kosmonavtika. Radioelektronika. Geoinformatika. Tez. dokl. 6-i mezhdunarod. nauch.-tekhn. konf. «Kosmonavtika. Radioelektronika. Geoinformatika»* [Abstract Report of the 6th International Science and Technology Conference «Cosmonautics. Radioelectronics. Geoinformatics»], Ryazan, RGRU Publ., 2013, pp. 132–133. (in Russ.)

16. Kaziuchyts V.O., Bоровиков S.M., Shneiderov E.N. [Heuristic Model of Forecasting of Operating State of Semiconductor Devices]. *Doklady BGUIR*. 2022, vol. 20, no. 1, pp. 92–100 (in Russ.). <http://dx.doi.org/10.35596/1729-7648-2022-20-1-92-100>

17. Wentzel E.S. *Teoriya veroyatnostey* [Probability theory. 10th ed. Erased]. Moscow, Higher school Publ., 2006, 575 p. (in Russ.)

18. Escobar L.A., Meeker W.Q. A Review of Accelerated Test Models. *Statistical Science*, 2007, vol. 21, no. 4, pp. 552–577. doi: 10.1214/088342306000000321

19. Failure Mechanisms and Models for Semiconductor Devices. JEDEC Publication, no. 122E. Arlington, JEDEC Solid State Technology Association, 2009, 94 p.

---

**Vladislav O. Kaziuchyts**

Master of Science in Engineering, Senior Lecturer, Department of Information and Computer Systems, Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics (BSUIR)  
6, P. Brovki st., Minsk, Belarus, 220013  
Phone: +375 (17) 293-88-38  
Email: vladkaz@bsuir.by

**Sergei M. Bоровиков**

Candidate of Sciences in Engineering, Associate Professor, Department of Information and Computer Systems, Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics (BSUIR)  
6, P. Brovki st., Minsk, Belarus, 220013  
Phone: +375 (17) 293-88-38  
Email: bsm@bsuir.by

**Mikhail P. Батура**

Doctor of Science in Engineering, Professor, Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics (BSUIR)  
6, P. Brovki st., Minsk, Belarus, 220013  
Phone: +375 (29) 632-32-35  
Email: bmpbel@bsuir.by

**Evgeni N. Shneiderov**

Candidate of Sciences in Engineering, Vice-Rector for Academic Affairs, Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics (BSUIR)  
6, P. Brovki st., Minsk, Belarus, 220013  
Phone: +375 (17) 293-84-23  
Email: shneiderov@bsuir.by