

УДК 621.382.019.3

С. М. БОРОВИКОВ, Е. Н. ШНЕЙДЕРОВ, И. А. БУРАК

**МОДЕЛИ НА ОСНОВЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА–ГНЕДЕНКО  
ДЛЯ ОПИСАНИЯ ДЕГРАДАЦИИ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ ИЗДЕЛИЙ  
ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ***(Представлено академиком А. П. Достанко)**Белорусский государственный университет информатики  
и радиоэлектроники, Минск**Поступило 28.01.2015*

**Введение.** При работе изделия электронной техники (ИЭТ) его электрический функциональный параметр (обозначим через  $y$ ) изменяется, говорят деградирует, и может рассматриваться как функция времени  $t$ . Деградация функционального параметра обуславливает появление постепенного отказа ИЭТ. Критериями этого отказа являются уровни изменения функционального параметра, ниже или выше которых ИЭТ, согласно технической документации или требований потребителя, считается отказавшим. Постепенные отказы определяют такое понятие, как параметрическая надёжность, которая характеризует способность ИЭТ сохранять уровень функционального параметра  $y(t)$  в пределах норм (от  $\alpha$  до  $\beta$ ) в течение заданного времени работы (наработки)  $t_3$  при выбранных режимах и условиях работы. Количественной мерой параметрической надёжности является вероятность нахождения параметра  $y(t)$  в пределах этих норм в течение заданной наработки  $t_3$ , т. е.

$$P_n(t_3) = \text{Вер}\{\alpha \leq y(t) \leq \beta, t \leq t_3\} = P\{\alpha \leq y(t) \leq \beta, t \leq t_3\}, \quad (1)$$

где запись «Вер» означает вероятность, далее её будем заменять символом  $P$ .

Прогнозирование параметрической надёжности ИЭТ может быть выполнено по модели деградации функционального параметра (модели постепенного отказа), обычно применяется для высоконадёжных изделий и позволяет в условиях производства эффективно выполнять нормирование уровня параметрической надёжности выборок ИЭТ, поставляемых потребителям [1; 2].

**Актуальность исследований.** В работах [3; 4] для прогнозирования параметрической надёжности выборок ИЭТ было предложено использовать математическую модель деградации функционального параметра  $y(t)$  в виде условной плотности его распределения  $f(y | t)$  для заданной наработки изделий  $t$ . Эту модель для интересующего типа ИЭТ получают один раз с помощью предварительного экспериментального исследования, называемого обучающим экспериментом, определённой выборки, взятой случайным образом из партии ИЭТ [3; 4]. Полученную модель деградации функционального параметра  $y(t)$  можно использовать в начальный момент времени ( $t = 0$ ) для прогнозирования параметрической надёжности новых выборок этого же типа ИЭТ для интересующих будущих наработок. Под новыми здесь понимают те выборки, входящие в рассматриваемую партию ИЭТ, экземпляры которых не принимали участия в обучающем эксперименте.

Прогнозирование надёжности новых выборок ИЭТ основано на гипотезе о том, что количественная характеристика параметрической надёжности  $P_n(t_3)$ , определяемая выражением (1), может быть получена на основе знания закона распределения функционального параметра  $y(t)$  в начальный момент времени, например, условной плотности распределения  $f(y | t = 0)$ , а также её изменения при наработке ИЭТ. Интересующее значение  $P_n(t_3)$  является результатом изменения статистического распределения  $f(y | t)$  при наработке ИЭТ.

Приближённое аналитическое выражение условной плотности распределения  $f(y | t)$  для любой интересующей наработки  $t = t_3$  может быть получено путём математических преобразований начального распределения  $f(y | t = 0)$ :

$$f(y | t = t_3) = \psi[f(y | t = 0), t_3], \quad (2)$$

где  $\psi$  – символ функциональной зависимости.

Физико-химические характеристики деградации функционального параметра  $y(t)$ , получаемые усреднением по исследуемой выборке ИЭТ, войдут в виде коэффициентов в правую часть выражения (2).

Прогнозное значение количественной характеристики параметрической надёжности  $P_n(t_3)$  определяют по принятым в теории вероятностей правилам нахождения вероятностей вида  $P_n(t_3) = P\{\alpha \leq y(t) \leq \beta, t \leq t_3\}$ , используя закон распределения случайных величин [4].

В работах [2; 3] за основу получения модели деградации взят традиционно используемый в электронике [6] нормальный закон распределения функционального параметра  $y(t)$ . Условная плотность распределения  $f(y | t)$  для рассматриваемого временного сечения  $t$  в этом случае зависит от двух параметров –  $m(y | t)$  и  $\sigma(y | t)$ , представляющих собой соответственно среднее значение и среднее квадратическое отклонение функционального параметра  $y(t)$  во временном сечении  $t$ . В соответствии с (2) значения  $m(y | t)$  и  $\sigma(y | t)$  определяются как функции наработки  $t$  и величин  $m(y | t = 0)$  и  $\sigma(y | t = 0)$ , являющихся параметрами нормального закона в начальный момент времени ( $t = 0$ ):

$$m(y | t) = \varphi_1[t, m(y | t = 0), \sigma(y | t = 0)]; \quad (3)$$

$$\sigma(y | t) = \varphi_2[t, m(y | t = 0), \sigma(y | t = 0)]. \quad (4)$$

Модель деградации, основанная на нормальном законе распределения, является классической и имеет недостатки из-за того, что в ряде случаев закон распределения функциональных параметров ИЭТ может значительно отличаться от нормального. Например, для ИЭТ большой мощности выполняемые выходные контрольные операции, проведение тренировки и затем дальнейшая эксплуатация могут заметно деформировать нормальный закон распределения параметра  $y(t)$  во временных сечениях. Это приведёт к значительным ошибкам прогнозирования параметрической надёжности новых выборок ИЭТ при использовании модели деградации параметров, основанной на гипотезе о нормальном законе распределения. Поэтому актуальной является задача выбора такой модели деградации, которая давала бы хорошие результаты прогнозирования в случае нормального закона распределения функционального параметра ИЭТ и в то же время реагировала бы на возможные отклонения закона распределения от нормального. При этом для практики модель деградации функциональных параметров ИЭТ желательно получать, основываясь на каком-то одном, в определённой степени универсальном, законе распределения.

**Новая модель деградации.** Предлагается модель на основе смещённого (трёхпараметрического) распределения Вейбулла–Гнеденко [5; 7], в соответствии с которым условная плотность распределения функционального параметра  $y$  выборки ИЭТ в любом временном сечении  $t$  (модель деградации) запишется в виде

$$f(y | t) = \frac{b}{a} \left( \frac{y | t - c}{a} \right)^{b-1} \exp \left[ - \left( \frac{y | t - c}{a} \right)^b \right] \text{ при } y | t > c, \quad (5)$$

где  $y | t$  – значение рассматриваемого функционального параметра ИЭТ, соответствующее наработке  $t$ ;  $a, b, c$  – параметры распределения, найденные для временного сечения  $t$ ;  $a$  – параметр масштаба ( $a > 0$ );  $b$  – параметр формы ( $b > 0$ );  $c$  – параметр сдвига (смещения), показывающий смещение  $y$  относительно его нулевого значения.

Аргументом в пользу выбора трёхпараметрического распределения Вейбулла–Гнеденко в качестве основы модели деградации для ИЭТ является вид гистограмм распределения их функциональных параметров, полученных по экспериментальным данным. На рис. 1 и 2 показаны гистограммы распределения, построенные по опытным данным для временного сечения  $t = 17280$  ч,

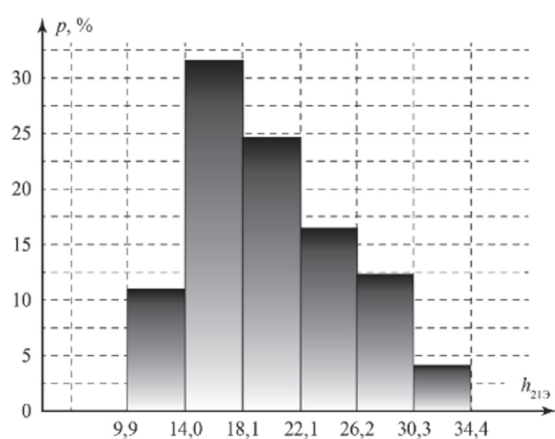


Рис. 1. Гистограмма распределения параметра  $h_{21Э}$  для наработки  $t = 17280$  ч

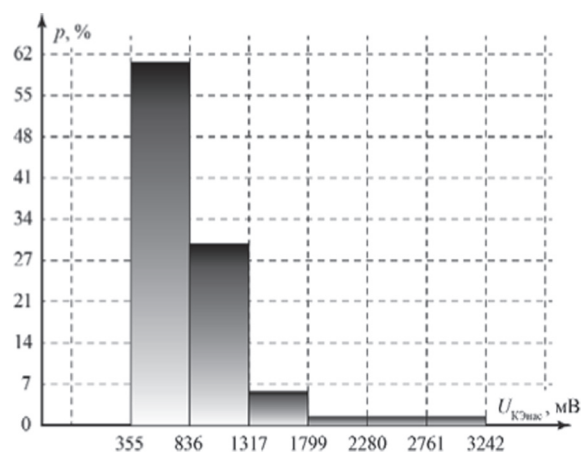


Рис. 2. Гистограмма распределения параметра  $U_{кЭнас}$  для наработки  $t = 17280$  ч

таких функциональных параметров биполярных транзисторов (БТ) большой мощности типа КТ872А, как  $h_{21Э}$  – статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером и  $U_{кЭнас}$  – напряжение насыщения коллектор-эмиттер. На вертикальных осях координатных сеток указаны относительные частоты  $p$  (в %) попадания функциональных параметров в интервалы значений.

На рис. 1 видно, что огибающая линия гистограммы распределения параметра  $h_{21Э}$  напоминает колоколообразную кривую, похожую на кривую Гаусса, однако гипотеза о нормальном законе распределения не подтверждается статистическими критериями согласия  $\chi^2$ -Пирсона и Колмогорова. Гипотеза о трёхпараметрическом распределении Вейбулла–Гнеденко не противоречит статистическим критериям согласия. По экспериментальным данным получены оценки параметров  $a$ ,  $b$  и  $c$  этого распределения, указанные в табл. 1.

Таблица 1. Значения параметров распределений, полученных по опытным данным

Функциональный параметр БТ	Временное сечение $t$ , ч	Параметры нормального закона		Параметры распределения Вейбулла–Гнеденко		
		$m$	$\sigma$	$a$	$b$	$c$
$h_{21Э}$	0	22,12	5,83	17,04	3,02	6,94
	17 280	19,82	5,16	14,53	2,73	6,91
$U_{кЭнас}$	0	604,1 мВ	187,1 мВ	181,8 мВ	0,98	352 мВ
	17 280	878,4 мВ	479,0 мВ	350,4 мВ	0,82	467 мВ

Для функционального параметра  $U_{кЭнас}$ , как видно на рис. 2, распределение заметно отличается от нормального закона, его экспериментальные данные не противоречат гипотезе о трёхпараметрическом распределении Вейбулла–Гнеденко с оценками параметров распределения  $a$  (в мВ),  $b$  и  $c$  (в мВ), указанными в табл. 1. Для обоих функциональных параметров ( $h_{21Э}$  и  $U_{кЭнас}$ ) приводятся также оценки  $a$ ,  $b$  и  $c$  для временного сечения  $t = 0$  (начальный момент времени) и оценки величин  $m$  и  $\sigma$  в предположении нормального закона распределения.

Предлагаемая модель деградации (5) является в определённой степени универсальной, поскольку для выборок ИЭТ достаточно хорошо описывает изменение функционального параметра  $y$  при любом характере его деградации, т. е. при любом виде кривой его плотности распределения, которая реально может иметь место для ИЭТ. Например, при  $b = 1$  распределение (5) совпадает с двухпараметрическим экспоненциальным распределением, при  $c = 0$  – классическим (двухпараметрическим) распределением Вейбулла–Гнеденко, при  $b = 2$  – распределением Рэля с параметром масштаба  $a / \sqrt{2}$ . В случае  $b > 3 \dots 5$  распределение (5) незначительно отличается от нормального закона.

В соответствии с выражением (2) значения  $a$ ,  $b$  и  $c$  модели (5) для заданной наработки  $t$  можно получать как функции наработки  $t$  и величин  $a_0$ ,  $b_0$  и  $c_0$ , являющихся параметрами трёхпараме-

трического распределения Вейбулла–Гнеденко для временного сечения  $t = 0$  (начальный момент времени). Однако для практических приложений интерес представляет определение значений  $a$ ,  $b$  и  $c$  как функций наработки  $t$  и основных числовых характеристик функционального параметра  $y$  в начальный момент времени – среднего значения  $m(y | t = 0)$  и среднего квадратического отклонения  $\sigma(y | t = 0)$ :

$$a = \varphi_1[t, m(y | t = 0), \sigma(y | t = 0)]; \quad (6)$$

$$b = \varphi_2[t, m(y | t = 0), \sigma(y | t = 0)], \quad (7)$$

$$c = \varphi_3[t, m(y | t = 0), \sigma(y | t = 0)]. \quad (8)$$

Для получения операторов  $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$  функциональных зависимостей (6)–(8) предлагается метод [2], согласно которому обучающая выборка (ОВ) после завершения ускоренных испытаний разбивается на несколько групп и формируется таблица результатов пассивного факторного эксперимента (табл. 2), в которой приняты следующие обозначения:  $n_1, n_2, \dots, n_q$  – номер экземпляра обучающей выборки, отвечающий последнему элементу соответствующей группы;  $q$  – число групп;  $k$  – число временных сечений;  $t_i$  – момент времени (временное сечение), для которого контролировались значения функциональных параметров при их деградации в процессе ускоренных испытаний ИЭТ,  $i = 0, 1, \dots, k$ .

Таблица 2. Результаты пассивного факторного эксперимента

Номер экземпляра ОВ	Номер группы	Факторы			Функция отклика				
		$m_0 = m(y t=0)$	$\sigma_0 = \sigma(y t=0)$	Временное сечение $t_i$	$a$	$b$	$c$	$m(y t_i)$	$\sigma(y t_i)$
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_0$	$a^{(1)}(t_0)$	$b^{(1)}(t_0)$	$c^{(1)}(t_0)$	$m^{(1)}(y t_0)$	$\sigma^{(1)}(y t_0)$
$(n_1+1)$ ... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_0$	$a^{(2)}(t_0)$	$b^{(2)}(t_0)$	$c^{(2)}(t_0)$	$m^{(2)}(y t_0)$	$\sigma^{(2)}(y t_0)$
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
$(n_{q-1}+1)$ ... $n_q$	$q$	$m_0^{(q)}$	$\sigma_0^{(q)}$	$t_0$	$a^{(q)}(t_0)$	$b^{(q)}(t_0)$	$c^{(q)}(t_0)$	$m^{(q)}(y t_0)$	$\sigma^{(q)}(y t_0)$
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_1$	$a^{(1)}(t_1)$	$b^{(1)}(t_1)$	$c^{(1)}(t_1)$	$m^{(1)}(y t_1)$	$\sigma^{(1)}(y t_1)$
$(n_1+1)$ ... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_1$	$a^{(2)}(t_1)$	$b^{(2)}(t_1)$	$c^{(2)}(t_1)$	$m^{(2)}(y t_1)$	$\sigma^{(2)}(y t_1)$
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
$(n_{q-1}+1)$ ... $n_q$	$q$	$m_0^{(q)}$	$\sigma_0^{(q)}$	$t_1$	$a^{(q)}(t_1)$	$b^{(q)}(t_1)$	$c^{(q)}(t_1)$	$m^{(q)}(y t_1)$	$\sigma^{(q)}(y t_1)$
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1... $n_1$	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	$t_k$	$a^{(1)}(t_k)$	$b^{(1)}(t_k)$	$c^{(1)}(t_k)$	$m^{(1)}(y t_k)$	$\sigma^{(1)}(y t_k)$
$(n_1+1)$ ... $n_2$	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	$t_k$	$a^{(2)}(t_k)$	$b^{(2)}(t_k)$	$c^{(2)}(t_k)$	$m^{(2)}(y t_k)$	$\sigma^{(2)}(y t_k)$
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
$(n_{q-1}+1)$ ... $n_q$	$q$	$m_0^{(q)}$	$\sigma_0^{(q)}$	$t_k$	$a^{(q)}(t_k)$	$b^{(q)}(t_k)$	$c^{(q)}(t_k)$	$m^{(q)}(y t_k)$	$\sigma^{(q)}(y t_k)$

Первые два столбца табл. 2 задают номер опыта пассивного эксперимента. Величины  $m_0, \sigma_0$  и  $t_i$  ( $i = 0, 1, \dots, k$ ) рассматриваются в роли факторов (аргументов), а интересующие параметры  $a, b$  и  $c$  модели (5) – в качестве функций отклика. Нижний индекс нуль величин  $m$  и  $\sigma$  указывает, что они относятся к начальному моменту времени  $t = 0$ . Верхние индексы всех величин указывают на номер группы, которой соответствуют величины. В последние два столбца помещены значения величин  $m(y | t_i), \sigma(y | t_i)$ , рассматриваемых также в качестве функций отклика и используемых для построения модели деградации, основанной на гипотезе о нормальном законе распределения функционального параметра  $y$  во временных сечениях, при этом  $m^{(r)}(y | t_0) = m_0^{(r)}$  и  $\sigma^{(r)}(y | t_0) = \sigma_0^{(r)}$ , где  $r = 1, 2, \dots, q$ .

Вид операторов  $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$  зависимостей (6)–(8) определяется путём обработки результатов пассивного факторного эксперимента. Условная плотность распределения (5), полученная с учётом выражений (6)–(8), является моделью деградации рассматриваемого функционального параметра  $y$  и может быть использована для прогнозирования параметрической надёжности новых выборок ИЭТ исследуемого типа.

### Групповое прогнозирование параметрической надёжности по предлагаемой модели.

При таком прогнозировании прогноз получают в виде вероятности того, что функциональный параметр  $y$  выборки ИЭТ в течение интересующей наработки  $t_i$  не выйдет за пределы норм (от  $\alpha$  до  $\beta$ ), указанных в технической документации или установленных потребителем ИЭТ [2]. Для расчёта этой вероятности  $P_{\text{п}}(t_i)_{\text{пр}}$  в соответствии с выражением (2) и моделью деградации (5) получена следующая формула:

$$P_{\text{п}}(t_i)_{\text{пр}} = \exp \left\{ - \left[ \frac{\alpha - c(t_i)}{a(t_i)} \right]^{b(t_i)} \right\} - \exp \left\{ - \left[ \frac{\beta - c(t_i)}{a(t_i)} \right]^{b(t_i)} \right\}, \quad (9)$$

где  $\alpha$ ,  $\beta$  – нижняя и верхняя границы норм, устанавливаемых на параметр  $y$ ;  $a(t_i)$ ,  $b(t_i)$  и  $c(t_i)$  – значения величин  $a$ ,  $b$  и  $c$  модели (5), рассчитанные по выражениям (6)–(8) для наработки  $t_i$ .

**Экспериментальные испытания и методика их проведения.** Предложенная модель деградации (5) была апробирована на БТ большой мощности типа КТ872А (как группы ИЭТ). В качестве функциональных параметров рассматривались  $h_{21Э}$  и  $U_{\text{КЭнас}}$ , электрические режимы измерения которых отвечали требованиям технической документации БТ. Модель деградации вида (5) строилась по обучающей выборке объёмом  $n = 100$  экземпляров. Для получения данных о деградации функциональных параметров использовалось физическое моделирование наработки транзисторов, состоящее в проведении для них по типовым методикам ускоренных форсированных испытаний [8–10], эквивалентных наработке 17280 ч в нормальных условиях работы.

Проверка эффективности построенной модели деградации выполнялась на контрольной выборке объёмом также 100 экземпляров. Применительно к ней по предложенной модели деградации с использованием (9) решалась задача группового прогнозирования параметрической надёжности для четырёх временных сечений  $t_i$  (3840, 8320, 12800 и 17280 ч). Далее выполнялись ускоренные форсированные испытания транзисторов и контролировались значения их функциональных параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{\text{КЭнас}}$  в указанных временных сечениях. Используя полученные данные, с учётом норм, назначаемых на параметры  $h_{21Э}$  и  $U_{\text{КЭнас}}$ , были определены экспериментальные оценки уровня параметрической надёжности контрольной выборки для указанных временных сечений.

Сравнивая экспериментальный (действительный) и прогнозный уровни параметрической надёжности, была рассчитана средняя ошибка прогнозирования  $\Delta_{\text{ср}}$  [2], по значению которой делался вывод об эффективности предлагаемой модели деградации.

**Эффективность модели деградации.** Для получения выражений (6)–(8), используемых для расчёта параметров  $a$ ,  $b$  и  $c$  предлагаемой модели деградации (5), обучающая выборка разбивалась на три группы по 33 экземпляра в каждой из них. Для каждой группы и всех рассматриваемых временных сечений  $t_i$  ( $i = 0, 1, \dots, 4$ ) были получены значения  $a$ ,  $b$ ,  $c$  модели (5) и значения  $m(y | t)$ ,  $\sigma(y | t)$  модели деградации, основанной на нормальном законе, и с учётом этого сформированы результаты пассивного факторного эксперимента согласно данным табл. 2.

По результатам обработки пассивного факторного эксперимента выражения вида (6)–(8) для параметра  $h_{21Э}$  получены в виде

$$a = -7,1994m_0 + 30,8412\sigma_0 - 0,442t^{0,2}; \quad (10)$$

$$b = 0,1391m_0 - 0,002246t^{0,5}; \quad (11)$$

$$c = 8,0045m_0 - 29,7228\sigma_0, \quad (12)$$

где  $m_0 = m(y | t = 0)$ ,  $\sigma_0 = \sigma(y | t = 0)$  – среднее значение и среднее квадратическое отклонение функционального параметра  $y$ , соответствующие начальному моменту времени для новой выборки ИЭТ, параметрическая надёжность которой будет прогнозироваться;  $t$  – заданная наработка, для которой интересуются параметрической надёжностью ИЭТ.

Уравнения регрессии, аналогичные (10)–(12), получены и для параметра  $U_{\text{КЭнас}}$ .

Чтобы сравнить эффективность предложенной модели деградации (5) с моделью, основанной на нормальном законе распределения функционального параметра  $y$ , были получены также уравнения регрессии для величин  $m(y | t)$  и  $\sigma(y | t)$  с учётом выражений (3) и (4).



При выполнении группового прогнозирования параметрической надёжности контрольной выборки условие (1) для функциональных параметров  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  выбрано в виде  $h_{21Э} \geq h_{потр}$  и  $U_{КЭнас} \leq U_{потр}$ , где  $h_{потр}$ ,  $U_{потр}$  – устанавливаемая потребителем норма на соответствующий функциональный параметр. Само прогнозирование выполнялось для всех временных сечений  $t_i$ , кроме  $t = 0$  (начальный момент времени). В случае использования модели деградации (5) характеристика надёжности  $P_n(t_i)$  определялась по формуле (9) с учётом параметров  $a$ ,  $b$  и  $c$ , рассчитанных по уравнениям регрессии для соответствующего временного сечения  $t_i$  ( $i = 1, 2, \dots, 4$ ). В случае модели деградации, основанной на гипотезе о нормальном законе, для прогнозирования использовалась общепринятая формула определения вероятности попадания случайной величины в интервал значений [5] с учётом величин  $m(y | t_i)$  и  $\sigma(y | t_i)$ , рассчитанных по полученным уравнениям регрессии для временного сечения  $t_i$ .

Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{ср}$ , подсчитанные для разных норм, устанавливаемых на функциональные параметры  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$ , приведены в табл. 3 и 4. Ошибка определена для двух гипотез распределения  $h_{21Э}$  и  $U_{КЭнас}$  во временных сечениях  $t_i$ : нормальный закон и трёхпараметрическое распределение Вейбулла–Гнеденко.

Таблица 3. Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{ср}$  параметрической надёжности, параметр  $h_{21Э}$

Закон, используемый для получения модели деградации	Средняя ошибка прогнозирования $\Delta_{ср}$ (%) при норме на параметр $h_{потр}$								
	15	16	17	18	19	20	21	22	23
Нормальный	5,4	6,5	9,4	9,8	7,8	9,4	9,9	12,9	20,1
Распределение Вейбулла–Гнеденко	3,2	3,8	3,4	4,0	5,2	8,4	9,4	12,9	5,8

Таблица 4. Значения средней ошибки прогнозирования  $\Delta_{ср}$  параметрической надёжности, параметр  $U_{КЭнас}$

Закон, используемый для получения модели деградации	Средняя ошибка прогнозирования $\Delta_{ср}$ (%) при норме на параметр $U_{потр}$ , В								
	0,7	0,8	0,9	1,0	1,2	1,4	1,6	1,8	2,0
Нормальный	24,9	16,1	15,2	11,7	6,1	1,7	2,2	1,9	2,6
Распределение Вейбулла–Гнеденко	5,6	6,2	3,2	2,4	2,3	0,8	0,9	0,8	0,9

**Заключение.** На примере биполярных транзисторов показано, что математическая модель деградации функционального параметра в виде условной плотности его распределения для заданной наработки, получаемая на основе трёхпараметрического распределения Вейбулла–Гнеденко, обеспечивает меньшие ошибки прогнозирования параметрической надёжности новых выборок БТ по сравнению с моделью деградации на основе нормального закона распределения для случаев, когда функциональный параметр во временных сечениях распределён по закону как близкому к нормальному (функциональный параметр  $h_{21Э}$ , табл. 3), так и заметно отличающемуся от него (функциональный параметр  $U_{КЭнас}$ , табл. 4).

Трёхпараметрическое распределение Вейбулла–Гнеденко в определённой степени следует считать универсальным, поскольку для выборок ИЭТ оно достаточно хорошо описывает деградацию функционального параметра при любом виде экспериментального закона распределения, который может иметь место для функциональных параметров ИЭТ.

## Литература

1. Coit D. W., Evans J. L., Vogt N. T., Thomson J. R. // Quality and Reliability Engineering International. 2005. N 21. P. 715–726.
2. Боровиков С. М. Статистическое прогнозирование для отбраковки потенциально ненадёжных изделий электронной техники. М., 2013.
3. Боровиков С. М., Шалак А. В., Бересневич А. И., Емельянов А. В. // Докл. НАН Беларуси. 2007. Т. 51, № 6. С. 105–109.
4. Боровиков С. М., Шалак А. В., Бересневич А. И. и др. // Докл. БГУИР: электроника, материалы, технологии, информатика. 2008. № 6 (36). С. 32–39.
5. Вадзинский Р. Н. Справочник по вероятностным распределениям. СПб., 2001.
6. Физические основы надёжности интегральных схем / Под ред. Ю. Г. Миллера. М., 1976.

7. Прикладная статистика: Правила определения оценок и доверительных границ для параметров распределения Вейбулла: ГОСТ 11.007–75. М., 1980.
8. Peattie D. S., Adams J. D., Carreli S. L. et al. // Proc. IEEE. 1974. Vol. 62, N 2. P. 149–168.
9. Quick Logic Reliability Report / pASIC, Vialink and Quick Logic Corp. Orleans, 1998.
10. Reliability Audit Report 1999. Life Test Data. ON Semiconductor L. L. C., Formerly a Division of Motorola, 1999.

*S. M. BOROVIKOV, E. N. SHNEIDEROV, I. A. BURAK*

shneiderovevgeni@gmail.com; bsm@bsuir.by

**MODELS BASED ON THE WEIBULL–GNEDENKO DISTRIBUTION FOR THE DESCRIPTION  
OF THE DEGRADATION OF FUNCTIONAL PARAMETERS OF ELECTRONIC DEVICES**

**Summary**

The authors offer to get a mathematical model of degradation of a functional parameter in the form of the conditional density of its distribution for a given operating time on the basis of the three-parameter Weibull-Gnedenko distribution. This provides prediction errors of reliability for samples of electronic devices, which are smaller than the errors after using the degradation model on the basis of a normal distribution of the functional parameter.