

УДК 621.382.019.3

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА ДЛЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ ИЗДЕЛИЙ ЭЛЕКТРОННОЙ ТЕХНИКИ

С.М. БОРОВИКОВ, Е.Н. ШНЕЙДЕРОВ

Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники
П. Бровка, 6, Минск, 220013, Беларусь

Поступила в редакцию 4 июля 2011

В качестве физико-статистической модели деградации функциональных параметров изделий электронной техники предлагается использовать двухпараметрическое распределение Вейбулла. Эффективность этого распределения подтверждена экспериментальными исследованиями на примере мощных биполярных транзисторов. Установлено, что модели деградации, построенные на основе этого распределения, обеспечивают меньшие ошибки прогнозирования параметрической надежности выборок изделий, нежели модели, использующие нормальное распределение.

Ключевые слова: изделия электронной техники, биполярные транзисторы, физико-статистическая модель деградации параметра, распределение Вейбулла, прогнозирование параметрической надежности, ошибки прогнозирования.

Введение

Известно [1], что постепенные отказы изделий электронной техники (ИЭТ) определяют такое понятие как параметрическая надежность ИЭТ. При работе ИЭТ функциональный параметр (обозначим через y) изменяется, (деградирует), и может рассматриваться как функция времени t . Параметрическая надежность характеризует способность ИЭТ сохранять уровень функционального параметра $y(t)$ в пределах, установленных потребителем норм (от a до b) в течение заданного времени t_3 при выбранных режимах и условиях работы. В качестве количественной меры уровня параметрической надежности используют вероятность вида

$$P_{\Pi}(t_3) = \text{Вер} \{ a \leq y(t) \leq b, t \leq t_3 \} = P \{ a \leq y(t) \leq b, t \leq t_3 \}, \quad (1)$$

где запись «Вер» означает вероятность, далее она заменена символом P .

В работах [2, 3] на примере мощных биполярных транзисторов типа КТ872А было показано, как оценивать значение этой вероятности на основе использования физико-статистических моделей деградации функциональных параметров (статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером, напряжение насыщения коллектор–эмиттер). Предложенный для этого метод позволяет экспериментально с использованием физического моделирования деградации функционального параметра ИЭТ и статистического анализа результатов моделирования получать физико-статистическую модель деградации этого параметра. Ее находят один раз для рассматриваемого типа ИЭТ, исследуя обучающую выборку. Построенная физико-статистическая модель деградации позволяет в начальный момент времени применительно к другим выборкам этого же типа ИЭТ решать задачу группового прогнозирования в виде определения вероятности того, что функциональный параметр ИЭТ в течение любого интересующего времени работы t будет находиться в пределах заданных норм. В работах [2, 3] была принята гипотеза о нормальном распределении функционального параметра ИЭТ во временных сечениях. Достоверность прогнозирования параметрической надежности в случае

этой гипотезы оказалась удовлетворительной для практики. Однако возникает вопрос, какую достоверность прогнозирования обеспечит использование для получения моделей деградации других правдоподобных гипотез. Этим и объясняется актуальность выполненных исследований и практический интерес к ним работников промышленности.

Теоретический анализ

В работах [2, 3] в качестве физико-статистической модели деградации функционального параметра y рассматривалось аналитическое выражение условной плотности его распределения $w(y/t_3)$ для любого интересующего времени t_3 . Это выражение может быть получено путем математических преобразований начального распределения $w(y/t=0)$ с учетом интересующего времени t_3 :

$$w(y/t = t_3) = \psi [w(y/t = 0, t_3)], \quad (2)$$

где ψ – символ функциональной зависимости.

Физико-химические характеристики деградации функционального параметра $y(t)$, получаемые усреднением по исследуемой выборке ИЭТ, вошли в виде коэффициентов в правую часть равенства (2). Значение интересующей вероятности $P_{\Pi}(t_3)$ является результатом изменения статистического распределения параметра $y(t)$ за время работы t_3 (рис. 1).

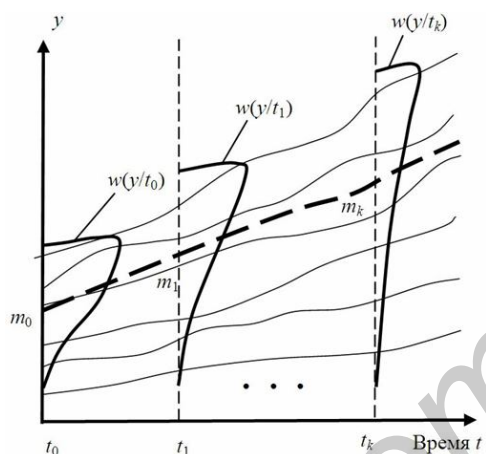


Рис. 1. Изменение плотности распределения параметра y при работе ИЭТ: t_0, t_1, \dots, t_k – моменты времени – временные сечения; m_0, m_1, \dots, m_k – средние значения y во временных сечениях (штриховая линия)

$$w(y) = \frac{1}{\mu} \beta y^{\beta-1} \exp\left[-\frac{1}{\mu} (y-c)\right], \quad y \geq c, \quad (4)$$

где y – текущие значения рассматриваемого параметра биполярных транзисторов для временного сечения t ; μ, β, c – параметры распределения Вейбулла (β – коэффициент формы).

Величина μ представляет собой параметр масштаба, а величина c – параметр сдвига, показывающий смещение y относительно нулевого значения. Отметим, что распределение (4) при $\beta = 1$ является разновидностью экспоненциального распределения. Для общности, распределение (4) при $\beta = 1$ далее будем называть двухпараметрическим распределением Вейбулла. Актуальность рассмотрения двухпараметрического распределения (4) объясняется тем, что в процессе производства на значение параметров ИЭТ оказывает влияние большое число разнородных факторов. Имеет место также различие в контроле из-за погрешности измерительных приборов, способностей операторов и влияние других факторов, что в совокупности может привести к распределению, близкому к (4). Оправданность выбора такого распределения подтверждается анализом гистограмм распределения, построенных для функционального пара-

В работах [2, 3] показано, что модель $w(y/t = t_3)$ дает возможность хотя бы приближенно определить количественную характеристику параметрической надежности $P_{\Pi}(t_3)$ по принятым в теории вероятностей правилам нахождения вероятностей вида (1), используя закон распределения случайных величин:

$$P_{\Pi}(t_3) = \int_a^b w(y/t = t_3) dy = F(b/t_3) - F(a/t_3), \quad (3)$$

где $F(a/t_3), F(b/t_3)$ – значения условной (для времени t_3) функции распределения функционального параметра y , подсчитанные для значений $y=a$ и $y=b$.

Проведенные исследования [4] позволили для параметров биполярных транзисторов предложить распределение Вейбулла (при $\beta = 1$) в качестве закона описания их распределения в любом временном сечении t .

метра y в разных временных сечениях на примере такого функционального параметра как напряжение насыщения коллектор-эмиттер $U_{КЭнас}$ мощных биполярных транзисторов типа КТ8272В.

Методика получения физико-статистических моделей деградации параметров и их использования для прогнозирования параметрической надежности ИЭТ

В выполненной работе двухпараметрическое распределение Вейбулла выбрано за основу получения для ИЭТ физико-статистической модели деградации функционального параметра y в любом временном сечении t . Условная плотность распределения y для рассматриваемого временного сечения t в этом случае определяется как

$$w(y/t) = \frac{1}{M(t)} \exp\left\{-\frac{1}{M(t)}[y-c(t)]\right\}, \quad y \geq c(t), \quad (5)$$

где $\mu(t)$, $c(t)$ – характеристики (параметры) закона распределения для временного сечения t .

Величины $\mu(t)$ и $c(t)$ в неявном виде включают физико-химические характеристики деградации функционального параметра для интересующего времени t . В соответствии с выражением (2) значения $\mu(t)$ и $c(t)$ можно определять как функции времени t и величин $\mu(t=0)$ и $c(t=0)$, являющиеся параметрами двухпараметрического экспоненциального закона в начальный момент времени ($t=0$). Однако для инженерных приложений интерес представляет определение значений $\mu(t)$ и $c(t)$ как функций величин $m(y/t=0)$, $\sigma(y/t=0)$:

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

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

где φ_1 , φ_2 – операторы функциональных зависимостей, подлежащие определению; $m(y/t=0)$ и $\sigma(y/t=0)$ – среднее значение и среднее квадратическое отклонение параметра y во временном сечении $t=0$.

Условная плотность распределения (5), полученная с учетом выражений (6) и (7), может рассматриваться в качестве физико-статистической модели деградации функционального параметра y . Для получения модели используются предварительные исследования выборки интересующего типа ИЭТ – обучающей выборки. Построение модели включает ряд этапов [2], одним из которых является физическое моделирование деградации функционального параметра экземпляров обучающей выборки в течение интересующего времени $t \geq t_3$. Для выполнения моделирования использованы ускоренные форсированные испытания ИЭТ, позволяющие для каждого экземпляра обучающей выборки получить экспериментальное изменение его функционального параметра y в течение интересующего времени t_3 . Операторы φ_1 , φ_2 выражений (6) и (7) находились путем обработки массива данных, построенных на основе результатов физического моделирования. Фрагмент этих данных приведен в табл. 1.

Таблица 1. Массив данных для получения операторов φ_1 , φ_2 выражений (6) и (7)

Номер экземпляра обучающей выборки	Номер группы	Характеристика $m(y/t=0)$	Характеристика $\sigma(y/t=0)$	Временное сечение t_i	$m(y/t)$	$\sigma(y/t)$	$\mu(t)$	$c(t)$
1... n_1	1	$m_0^{(1)}$	$\sigma_0^{(1)}$	t_1				
(n_1+1) ... n_2	2	$m_0^{(2)}$	$\sigma_0^{(2)}$	t_1				
...				

В табл. 1 приняты следующие обозначения:

n_1, n_2, \dots – номер экземпляра обучающей выборки, отвечающий последнему элементу соответствующей группы; $m_0^{(j)}$, $\sigma_0^{(j)}$ – среднее значение и среднее квадратическое отклонение функционального параметра для экземпляров j -й группы, соответствующие времени $t=0$: $m_0^{(j)} = m(y/t=0)$, $\sigma_0^{(j)} = \sigma(y/t=0)$, $j = 1, 2, \dots$; t_i – момент времени (временное сечение), для которого контролировались значения функциональных параметров ИЭТ при физическом моделировании их деградации, $i = 1, 2, \dots, k$.

Данные табл. 1 использовались как результаты пассивного факторного эксперимента, в котором факторами являлись значения $m_0^{(j)}$, $\sigma_0^{(j)}$ и t_i , откликами – интересующие величины $m(y/t_i)$, $\sigma(y/t_i)$ – в случае распределения параметра y во временных сечениях t_i по нормальному закону и $\mu(t_i)$, $c(t_i)$ – в случае двухпараметрического распределения Вейбулла.

Полученная физико-статистическую модель деградации функционального параметра в виде условной плотности распределения (5) позволяет выполнить групповое прогнозирование параметрической надежности новых выборок ИЭТ исследуемого типа [2, 3]. Прогноз получают в виде вероятности того, что функциональный параметр y выборки ИЭТ в течение заданного времени работы $t = t_3$ не выйдет за пределы норм (a, b), указанных в технической документации или установленных потребителем ИЭТ [1]. Эта вероятность в случае использования для функционального параметра y во временных сечениях t_i гипотезы о двухпараметрическом распределении Вейбулла может быть найдена по формуле

$$P_{\Pi}(t_3)_{\text{пр}} = \exp\left\{-\left[\frac{a-c(t_3)}{M(t_3)}\right]\right\} - \exp\left\{-\left[\frac{b-c(t_3)}{M(t_3)}\right]\right\}. \quad (8)$$

Экспериментальные значения уровня параметрической надежности $[P_{\Pi}(t_i)]_{\text{э}}$, соответствующие временным сечениям t_i , находились путем анализа испытаний на наработку (при физическом моделировании) экземпляров контрольной выборки:

$$[P_{\Pi}(t_i)]_{\text{э}} = \frac{r(a \leq y \leq b)}{r}, \quad (9)$$

где $r(a \leq y \leq b)$ – количество экземпляров контрольной выборки, для которых функциональный параметр y в момент времени t_i находился в пределах указанных норм от a до b ; r – общее количество экземпляров в контрольной выборке (объем контрольной выборки).

Средняя ошибка прогнозирования параметрической надежности по рассматриваемому функциональному параметру y рассчитывалась по формуле [3]

$$\Delta_{\text{ср}} = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \left(\frac{P_{\Pi i} - P_{\text{э}i}}{P_{\text{э}i}} \right)^2} \cdot 100\%, \quad (10)$$

где k – число временных сечений; $P_{\Pi i} = [P_{\Pi}(t_i)]_{\text{пр}}$ – прогнозное значение параметрической надежности ИЭТ контрольной выборки, в общем случае его получают по формулам (3) и (8) – в случае гипотезы о двухпараметрическом распределении Вейбулла; $P_{\text{э}i} = [P_{\Pi}(t_i)]_{\text{э}}$ – экспериментальное значение параметрической надежности ИЭТ контрольной выборки, полученное по выражению (9).

Решение о пригодности физико-статистической модели деградации функционального параметра для прогнозирования параметрической надежности новых выборок ИЭТ принималось по значению найденной ошибки $\Delta_{\text{ср}}$.

Экспериментальные исследования

Эффективность использования описания изменений параметра во временных сечениях двухпараметрическим распределением Вейбулла была апробирована на примере мощных биполярных транзисторов (БТ) типов КТ8272В и КТ8271В. В качестве функциональных параметров БТ рассматривались $h_{21\text{э}}$ – статический коэффициент передачи тока базы в схеме с общим эмиттером и $U_{\text{КЭнас}}$ – напряжение насыщения коллектор-эмиттер. Электрические режимы измерения параметров соответствовали требованиям технической документации транзисторов. Ниже приводится пояснение исследований на примере транзисторов типа КТ8272В.

Было выполнено физическое моделирование деградации параметров $h_{21\text{э}}$ и $U_{\text{КЭнас}}$ с использованием обучающей выборки объемом $n = 90$ экземпляров и контрольной объемом $r = 90$ экземпляров.

Контрольная выборка предназначалась для оценки достоверности группового прогнозирования. Применительно к ней для пяти временных сечений t_i (0, 3840, 8320, 12800 и

17280 ч) на этапе физического моделирования деградации функционального параметра контролировались его истинные значения, и решалась задача группового прогнозирования параметрической надежности для этих временных сечений.

Физическое моделирование деградации состояло в проведении для транзисторов по типовым методикам ускоренных форсированных испытаний, эквивалентных времени 17280 ч с точки зрения функционирования транзисторов в нормальных условиях работы [5–7].

При формировании массива данных для получения операторов φ_1, φ_2 (см. таблицу 1) использовалось пять временных точек, а обучающая выборка разбивалась на три группы по 30 экземпляров. В табл. 2 приведена информация, используемая для получения физико-статистической модели деградации параметра $U_{КЭнас}$ в случае следующих гипотез его распределения во временных сечениях: нормальный закон распределения, двухпараметрическое распределение Вейбулла.

Таблица 2. Массив данных для получения выражений (6) и (7)

Номер группы	Номер экземпляра обучающей выборки	$m(y/t=0)$, мВ	$\sigma(y/t=0)$, мВ	Временное сечение t_i , ч	$m(y/t)$, мВ	$\sigma(y/t)$, мВ	$\mu(t)$, мВ	$c(t)$, мВ
1	1...30	603,05	170,3	0	603,05	170,3	151,05	452
2	31...60	673,8	208,95	0	673,8	208,95	232,8	441
3	61...90	582,3	213,29	0	582,3	213,29	186,3	396
1	1...30	603,05	170,3	3840	–	–	–	–
2	31...60	673,8	208,95	3840	–	–	–	–
3	61...90	582,3	213,29	3840	713,25	283,92	261,25	452
1	1...30	603,05	170,3	8320	728,35	307,29	257,35	471
2	31...60	673,8	208,95	8320	905,35	496,84	439,35	466
3	61...90	582,3	213,29	8320	807,65	434,73	341,65	466
1	1...30	603,05	170,3	12 800	746,95	336,75	273,95	473
2	31...60	673,8	208,95	12 800	932,25	554,50	466,25	466
3	61...90	582,3	213,29	12 800	840,6	482,28	374,6	466
1	1...30	603,05	170,3	17 280	780,15	350,55	302,15	478
2	31...60	673,8	208,95	17 280	981,5	593,05	514,5	467
3	61...90	582,3	213,29	17 280	907,8	559,11	423,8	484

Для получения выражений вида (6) и (7) использовано приложение Microsoft Excel, пакет «Анализ данных», инструмент «Регрессия». Эти выражения в случае гипотезы о нормальном законе распределения $U_{КЭнас}$ во временных сечениях приняли вид (параметр $U_{КЭнас}$ в выражениях обозначен как параметр y):

$$m(y/t) = 0,5624m_0 + 1,3858\sigma_0 + 1,9952(t)^{0,5}; \quad (11)$$

$$\sigma(y/t) = 1,8343m_0 - 533,741(m_0/\sigma_0)^{0,5} + 2,3720(t)^{0,5}, \quad (12)$$

где m_0, σ_0 – среднее значение и среднее квадратическое отклонение y (параметра $U_{КЭнас}$) в начальный момент времени ($t = 0$): $m_0 = m(y/t = 0)$, $\sigma_0 = \sigma(y/t = 0)$.

Инструмент «Регрессия» пакета «Анализ данных» позволяет строить уравнение множественной линейной регрессии. В построенные уравнения (11) и (12) в качестве величин, вносящих линейный вклад, включены $(t)^{0,5}$ и $(m_0/\sigma_0)^{0,5}$. Это позволило получить уравнения регрессии, обладающие высокой степенью адекватности экспериментальным данным. Так, коэффициенты детерминации R^2 приняли соответственно значения 0,9989 и 0,9893.

В случае гипотезы о распределении $U_{КЭнас}$ во временных сечениях по двухпараметрическому распределению Вейбулла выражения вида (6) и (7) приняли вид (параметр $U_{КЭнас}$ обозначен как и ранее через y):

$$\mu(t) = 1,7392m_0 - 501,637(m_0/\sigma_0)^{0,5} + 1,6884(t)^{0,5}; \quad (13)$$

$$c(t) = 240,485(m_0/\sigma_0)^{0,5} + 4,279(t)^{0,25}. \quad (14)$$

В уравнение (14) в качестве аргумента, вносящего линейный вклад, включена величина $(t)^{0,25}$ как обеспечивающая более высокое качество уравнения регрессии, нежели включение величины t или $(t)^{0,5}$.

Для контрольной выборки объемом $r = 90$ экземпляров были получены прогнозные $[P_{\Pi}(t_i)]_{\text{пр}}$ значения параметрической надежности транзисторов для наработок t_i с учетом условия $U_{\text{КЭнас}} \leq U_{\text{потр}}$, где $U_{\text{потр}}$ – значение $U_{\text{КЭнас}}$, указанное потребителем. Эти значения получены по физико-статистическим моделям деградации параметра $U_{\text{КЭнас}}$, построенным в предположении распределения $U_{\text{КЭнас}}$ во временных сечениях по нормальному закону и двухпараметрическому распределению Вейбулла. В случае двухпараметрического распределения Вейбулла использовалось выражение (8) в предположении $a = c(t)$, $b = U_{\text{потр}}$, а в случае нормального закона – общепринятая формула [1]. В таблице 3 приведены значения уровня параметрической надежности транзисторов, соответствующие экспериментальным наблюдениям и прогнозным данным.

Таблица 3. Результаты прогнозирования параметрической надежности по параметру $U_{\text{КЭнас}}$ транзисторов контрольной выборки

Значение $U_{\text{потр}}$, мВ	Способ получения вероятности $P_{\Pi}(t_3)$	Вероятность $P_{\Pi}(t_3)$ для времени t_3 :				
		0	3 840 ч	8 320 ч	12 800 ч	17 280 ч
600	Экспериментально	0,644	0,485	0,411	0,370	0,288
	Гипотеза о нормальном законе	0,502	0,339	0,310	0,295	0,285
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,672	0,408	0,340	0,300	0,272
700	Экспериментально	0,795	0,697	0,548	0,562	0,493
	Гипотеза о нормальном законе	0,749	0,469	0,412	0,382	0,363
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,832	0,600	0,525	0,478	0,444
800	Экспериментально	0,877	0,697	0,630	0,616	0,575
	Гипотеза о нормальном законе	0,910	0,602	0,520	0,476	0,447
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,914	0,730	0,658	0,611	0,575
900	Экспериментально	0,904	0,849	0,726	0,699	0,685
	Гипотеза о нормальном законе	0,978	0,725	0,627	0,571	0,533
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,956	0,818	0,754	0,710	0,675
1000	Экспериментально	0,959	0,879	0,795	0,808	0,740
	Гипотеза о нормальном законе	0,996	0,825	0,725	0,662	0,618
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,977	0,877	0,823	0,783	0,752
1200	Экспериментально	0,986	0,939	0,904	0,890	0,863
	Гипотеза о нормальном законе	0,999	0,946	0,874	0,815	0,768
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,994	0,944	0,908	0,880	0,855
1400	Экспериментально	1,000	0,970	0,932	0,918	0,904
	Гипотеза о нормальном законе	1,000	0,989	0,954	0,915	0,878
	Гипотеза о распределении Вейбулла	0,998	0,974	0,956	0,933	0,915
1600	Экспериментально	1,000	1,000	0,945	0,945	0,932
	Гипотеза о нормальном законе	1,000	0,998	0,987	0,968	0,945
	Гипотеза о распределении Вейбулла	1,000	0,988	0,975	0,963	0,951
1800	Экспериментально	1,000	1,000	0,959	0,973	0,959
	Гипотеза о нормальном законе	1,000	1,000	0,997	0,990	0,979
	Гипотеза о распределении Вейбулла	1,000	0,995	0,987	0,979	0,971

Значения средней ошибки прогнозирования, подсчитанные по выражению (10), приведены в табл. 4.

Таблица 4. Значения средней ошибки прогнозирования, %

Значение $U_{\text{потр}}$, мВ	600	700	800	900	1000	1200	1400	1600	1800
Нормальный закон	21,95	26,23	17,42	16,08	12,0,6	6,41	1,90	2,35	2,15
Двухпараметрическое распределение Вейбулла	13,84	10,54	3,48	3,62	2,39	0,81	1,39	1,96	1,46

Из данных табл. 4 видно, что физико-статистическая модель деградации параметра $U_{\text{КЭнас}}$, построенная для временных сечений на основе двухпараметрического распределения Вейбулла, обеспечивает заметно меньшие ошибки прогнозирования уровня параметрической надежности новых выборок ИЭТ, нежели модель деградации, полученная в предположении нормального закона распределения параметра $U_{\text{КЭнас}}$ во временных сечениях.

Заключение

Использование двухпараметрического распределения Вейбулла для описания изменения параметра ИЭТ во временных сечениях позволяет получить физико-статистические модели деградации, обеспечивающие более эффективное решение задач прогнозирования параметрической надежности новых выборок ИЭТ. Эффективность использования двухпараметрического распределения Вейбулла подтверждена экспериментальными исследованиями на примере мощных биполярных транзисторов типов КТ8272В и КТ8271В. Установлено, что для моделей деградации, построенных на основе двухпараметрического распределения Вейбулла, ошибки прогнозирования в среднем в 2–3 раза меньше в сравнении со случаем использования моделей, полученных в предположении гипотезы о нормальном законе распределения функциональных параметров во временных сечениях.

THE PARAMETRIC RELIABILITY PREDICTION OF ELECTRONIC DEVICES USING WEIBULL DISTRIBUTION

S.M. BARAVIKOU, E.N. SHNEIDEROV

Abstract

Authors propose to use a two-parameter Weibull distribution as a physical-statistical model of the degradation functional parameters of electronic components. The effectiveness of this distribution is confirmed by experiments on the example of high-power bipolar transistors. Degradation models, constructed on the basis of this distribution, provide smaller predict errors a parametric reliability products than models using a normal distribution.

Литература

1. Боровиков С.М. Теоретические основы конструирования, технологии и надежности. М., 1998.
2. Боровиков С.М., Шалак А.В., Бересневич А.И. и др. // Докл. НАН Беларуси. 2007. Т. 51, №6. С. 105–109.
3. Боровиков С.М., Шалак А.В., Бересневич А.И. и др. // Докл. БГУИР. 2008. №6 (36). С. 32–39.
4. Боровиков С.М., Бересневич А.И., Шалак А.В. и др. // Технические средства защиты информации VIII Белор.-российской науч.-техн. конф., 24–28 мая 2010 г., Браслав. М., 2010. С. 67–68.
5. Manual. Quality and Reliability. Philosophy and Procedures. AN-RQC-REP013V20 / NEC Electronics (Europe) GmbH, 1993.
6. Quick Logic Reliability Report / pASIC, Vialink and Quick Logic Corp. Orleans. 1998.
7. Bipolar Power Transistors Data Book 1998 / TEMIC Semiconductor GmbH. DGT-005-1297. 1997.