

doi: 10.3788/gzxb20164509.0923004

基于 Kolmogorov-Smirnov 检验的 LED 可靠性评估

夏云云¹, 文尚胜^{1,2}, 方方³

(1 华南理工大学 高分子光电材料与器件研究所, 广州 510640)

(2 华南理工大学 发光材料与器件国家重点实验室, 广州 510640)

(3 广东金鉴检测科技有限公司, 广州 511300)

摘要: 提出一种对光参量呈非单调下降规律的 LED 灯珠可靠性进行评价的方法。采用加速寿命实验获得光通量退化数据, 利用指数叠加形式的退化模型对光通维持率退化数据进行拟合, 与指数模型拟合效果相比, 该模型具有更好的效果。用 MATLAB 软件计算样品的伪失效寿命, 通过 Kolmogorov-Smirnov 检验法得到两个公司样本伪失效寿命分布分别服从对数正态分布和威布尔分布, 以相应分布参量评估产品可靠性得到两个公司样本的伪失效寿命分别为 5 328.37 h 和 4 758.35 h。该方法对参量呈非单调下降规律的 LED 器件可靠性的评估具有参考价值。

关键词: LED; 可靠性; Kolmogorov-Smirnov 检验; 退化模型; 寿命

中图分类号: TN364.2 文献标识码: A

文章编号: 1004-4213(2016)09-0923004-6

Reliability Assessment of LED Based on Kolmogorov-Smirnov Check

XIA Yun-yun¹, WEN Shang-sheng^{1,2}, FANG Fang³

(1 Institute of Polymer Optoelectronic Material and Devices, South China University of Technology,
Guangzhou 510640, China)

(2 State Key Laboratory of Luminescent Materials and Devices, South China University of Technology,
Guangzhou 510640, China)

(3 Gold Medal Analytical & Testing Group, Guangzhou 511300, China)

Abstract: A reliability evaluation method was proposed for Light Emitting Diodes (LED) which the optical performance is declining nonmonotonically. The accelerated degradation test was conducted in order to obtain luminous flux degradation data. A bi-exponential degradation model was used to fit the lumen maintenance degradation data. Comparing the model with exponential model in fitting effect, indicates that the bi-exponential model provides a good fit to the date. The pseudo failure lifetime was tested and analyzed by MATLAB program. The distribution type of pseudo failure life was determined by using Kolmogorov-Smirnov (K-S) test. The results showed that, the pseudo failure lifetime distribution of samples from two companys obeys Lognormal distribution and Weibull distribution, respectively. And the reliability evaluation of LED is made by the corresponding distribution parameters. It was obtained that the pseudo failure lifetime of samples from two companies is 5 328.37 h and 4 758.35 h, respectively. This method shows a certain reference value to reliability evaluation on nonmonotonic degradation law of LED.

Key words: LED; Reliability; Kolmogorov-Smirnov test; Degradation model; Lifetime

OCIS Codes: 230.3670; 230.0250; 220.4840

基金项目: 国家文化科技提升计划项目(No. GJWHKJTSXM20154464)、广东省科技计划项目(Nos. 2013B090600048, 2015B010134001, 2015B010127004, 2015YT02C093, 201604010006)资助

第一作者: 夏云云(1989—), 女, 硕士研究生, 主要研究方向为半导体器件可靠性分析。Email: xyyscut@163.com

导师: 文尚胜(1964—), 男, 教授, 博士, 主要研究方向为半导体器件物理。Email: shshwen@scut.edu.cn

通讯作者: 方方(1982—), 女, 博士, 主要研究方向为 LED 器件失效分析。Email: fang.fang@gmatg.com

收稿日期: 2016-04-06; 录用日期: 2016-06-03

<http://www.photon.ac.cn>

0 引言

近年来,LED在显示、信号、交通和照明等领域应用广泛。随着LED材料生产工艺等技术的改进,高质量、高可靠的LED不断涌入市场,LED的使用寿命也随之增加。传统可靠性评估技术,在短时间或者预期时间内无法获得更多的寿命信息,采用加速退化试验对LED可靠性和寿命进行分析,可以有效缩短评估时间,使企业生产效率得到较大提高^[1-3]。

国内外研究者对LED可靠性和参量退化模型进行了大量研究。肖承地等^[4]应用广义线性模型对加速性能退化的LED灯管进行可靠性评估,建立温度-应力的双应力加速模型;Chan等^[5]在高湿度、温度加速寿命实验中,研究了LED封装材料的退化;Levada等^[6]在高电流应力下使用威布尔分布模型,研究两种不同材料封装的LED器件寿命,结果表明纯金属封装的LED器件寿命长于塑料透明封装的;Fan等^[7]在LED加速寿命试验中,通过递归无损卡尔曼滤波来预测大功率LED寿命,提高了寿命预测准确度。所述研究均对LED可靠性进行了深入研究,其中LED参量大都呈单调下降规律,得到的模型为单调退化模型。本文认为在参量呈非单调下降规律的LED可靠性研究方面,单调退化模型可能并不适用。

国内外文献中关于LED参量随着时间先上升后下降,或者先下降后上升的退化模型较少。本文在已有研究的基础上,通过加速寿命实验获得LED光通量随时间的衰减规律,以光通维持率作为退化性能指标,设计一种指数叠加形式的退化模型,并利用MATLAB软件和非线性最小乘二法得到LED参量退化模型,最后结合Kolmogorov-Smirnov分布检验法确定样品伪失效寿命分布。

1 理论分析

1.1 退化模型

在LED的退化形式中,光通量、色温、显色指数和正向电压等参量随着时间是不断变化的。参量退化模型是指器件在退化过程中,退化量与时间之间的关系。对LED等电子器件参量退化而言,研究发现指数模型尤为适用^[5, 8-9],这里称之为模型1,即

$$D(t) = \alpha e^{-\beta t} + D_0 \quad (1)$$

式中,D(t)是LED在时间t时的退化量,α是描述总体退化特征的固定效应参量,β是随机效应参量且与材料、封装工艺和成分等因素有关,D₀是常量。

针对光通量呈非单调退化的规律,本文采用呈指数叠加形式的退化模型^[10],称之为模型2,即

$$D(t) = \alpha_1 e^{-\beta_1 t} + \alpha_2 e^{-\beta_2 t} + D_0 \quad (2)$$

式中,D(t)是LED在时间t时的退化量,α₁,α₂是描述

总体退化特征的固定效应参量,β₁,β₂是与材料、封装工艺和成分等因素有关的随机效应参量,D₀是常量。

1.2 LED 伪失效寿命估算

光通量退化直接影响到LED光源的正常使用,属于灾难性失效。固态照明系统与技术联盟(Alliance for Solid-State Illumination Systems and Technologies, ASSIST)定义照明行业LED的寿命为光通量衰退到初始值的70%所经历的时间。通过加速寿命实验估算LED伪失效寿命可以快速且有效地对LED可靠性进行评价^[11]。

LED伪失效寿命估算流程为:

1)计算光通维持率。测试样品,收集光通量退化数据,将零时刻的光通量归一化为1,作为测试起点;

2)退化模型。根据样品光通维持率退化数据,利用非线性最小二乘法(式(3))进行曲线拟合,比较两种退化模型的拟合度优劣。

$$S = \min \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [y_i - E(t_i, \alpha, \beta)]^2 \right\} \quad (3)$$

式中,α和β是退化模型中的参量,由非线性最小二乘法曲线拟合确定,y_i是实验测试值,E是计算值;

3)伪失效寿命计算。通过退化模型以光通量退化至70%为失效阀值,估算LED的伪失效寿命(Pseudo-failure Lifetime, LP);

4)伪失效寿命分布。得到样品的伪失效寿命后,进行Kolmogorov-Smirnov检验,确定伪失效寿命分布;

5)分布参数估计。利用MATLAB软件对样品服从的分布类型进行参数估计,以对应的分布参数表征产品寿命。

2 实验

LED的失效受多种因素影响,如材料、封装方式、散热效果等,不同因素造成LED失效的机理也不同,但是同一批次的同型号产品,其失效机理基本上是一致的。加速测试的目标是在不改变产品失效机制的情况下,缩短正常工作下的测试时间,快速评估产品可靠性。加速寿命实验存在不确定度,当加速应力与正常使用应力之间的差距越小时,估算寿命的不确定度也会越小,加速寿命实验得到的结果就越可靠^[12]。因此选择的加速应力不能太高,以免改变失效机制,致使预算结果偏差太大。根据恒定应力寿命试验和加速寿命试验方法总则(GB 2689.1-81)规定:对于功率型产品,任何一次试验的样品数都不应少于5支。

根据已述条件,取国内两个公司同型号的1W白光GaN基LED灯珠各20支。在大功率电流老化台进行老化实验,设定老化电流700 mA,环境温度为25 °C。

每隔 100 h 利用积分球测试光参量, 当所有样品光通量衰减至初始值的 95%, 停止加速寿命试验。得到样品光通量随时间的变化值, 且 A 公司和 B 公司所有样品光通量衰减到 95% 以下所需老化时间为 3 313 h 和 2 416 h。

3 结果与讨论

3.1 计算光通维持率

光通维持率是指在 t 时刻光通量占初始光通量的百分比, 即

$$LM(t) = \frac{\varphi(t)}{\varphi(0)} \times 100\% \quad (4)$$

式中, $\varphi(0)$ 是初始光通量, $\varphi(t)$ 是 t 时刻的光通量。

图 1 是 LED 样品光通维持率随时间变化曲线, 从

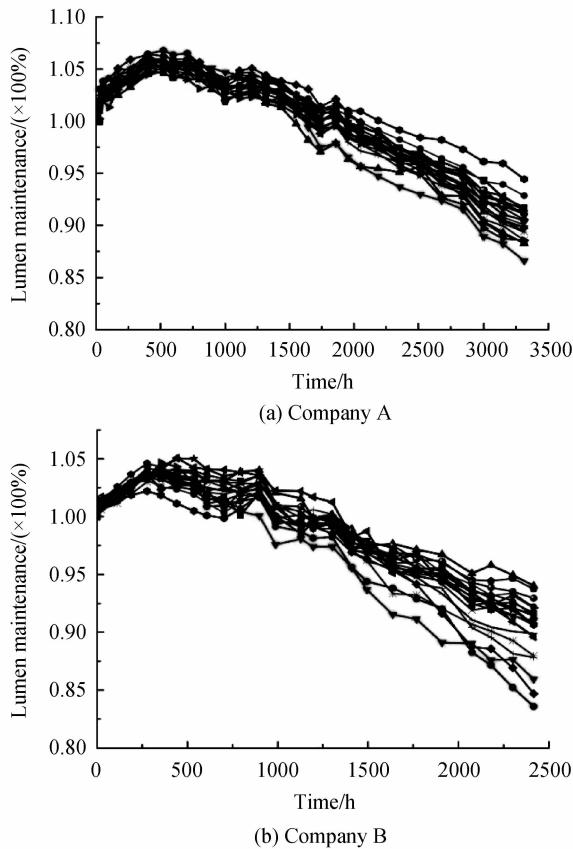


图 1 样品光通维持率随时间变化

Fig. 1 The lumen maintenance over time of all samples

图中可见, 光通维持率随着时间先递增到达最大值, 随后开始缓慢下降, 呈非单调退化规律。有研究认为, 这是由于在 GaN 基 LED 老化前期, PN 结产生的热量使

得灯具温度升高, 这个过程相当于热退火效应^[13], 使 Mg-H 络合物活化分解, 载流子浓度增大, 致使辐射复合几率变大, 并在某一时刻达到最大值^[14-15], 此时光通量最大。在电应力作用下, 器件有源区产生缺陷, 使得非辐射复合概率增大。将热退火效应看成正加速因子, 电应力下产生的缺陷看成负加速因子, 两者之间的竞争决定了器件的发光效率。随着时间增长, 器件内缺陷不断增加, 负加速因子逐渐增大并占主导作用, 非辐射复合概率增大, 导致光通量逐渐降低。

3.2 退化模型确定

对光通维持率呈非单调下降现象的 LED 退化模型研究, 使用指数叠加退化模型(模型 2), 并与常用指数模型(模型 1)进行比较。利用非线性最小二乘法(式(3)), 结合 MATLAB 软件对光通维持率数据进行模型拟合。通过误差平方和(Sum of the Squared Errors, SSE) 和决定系数(Coefficient of Determination, R-Square) 值的大小, 判定两种退化模型的拟合效果。

SSE 是反应每个样品的测定值 y_i 和计算值 D_i 之间的偏差情况, 即

$$SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - D_i)^2 \quad (5)$$

SSE 值越大, 说明拟合偏差越大, 反之则拟合效果越好。

R-Square 又称样本决定系数, 用于检验方程对观测值的拟合程度, 即

$$R\text{-Square} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - D_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{D}_i)^2} \quad (6)$$

R-Square 的取值范围在 [0, 1] 内, R-Square 值越接近于 1, 则退化模型对数据的拟合效果越好; R-Square 值越接近 0, 表明拟合效果越差。

表 1 为两种退化模型的 SSE 值和 R-Square 值。从表 1 可见, 在各个样品退化数据的偏差情况下, 不管是来自 A 公司的样品, 还是来自 B 公司的样品, 模型 2 的 SSE 值均比模型 1 的 SSE 值小。此外模型 2 的 R-Square 值均接近 1, 平均值为 0.98; 在单个样品 R-Square 值中, 模型 1 的值均小于模型 2。综合 SSE 和 R-Square 值, 可以得出在光通维持率呈非单调下降规律的 LED 退化模型研究上, 模型 2 的拟合效果优于常用指数模型。

表 1 两种退化模型的 SSE 值和 R-Square

Table 1 The SSE and R-Square values of two degradation models

	Samples from company A				Samples from company B			
	SSE		R-Square		SSE		R-Square	
	Modle 1	Modle 2	Modle 1	Modle 2	Modle 1	Modle 2	Modle 1	Modle 2
1	0.004693	0.000 585 9	0.880 8	0.985 1	0.002 251	0.000 839 4	0.931 5	0.974 5
2	0.007275	0.000 946 6	0.894 1	0.986 2	0.003 359	0.001 011 0	0.962 4	0.988 7
3	0.006261	0.001 746 0	0.910 8	0.975 1	0.004 164	0.001 139 0	0.835 5	0.955 0
4	0.011890	0.002 102 0	0.884 3	0.979 5	0.004 887	0.001 307 0	0.939 5	0.983 8
5	0.007650	0.000 999 8	0.880 7	0.984 4	0.002 189	0.000 556 8	0.970 8	0.992 6
6	0.005356	0.000 872 7	0.885 5	0.981 3	0.005 805	0.001 359 0	0.892 8	0.974 9
7	0.005560	0.000 671 5	0.919 0	0.990 2	0.005 254	0.001 342 0	0.862 6	0.964 9
8	0.005054	0.000 699 8	0.831 5	0.976 7	0.001 239	0.000 861 6	0.954 1	0.968 1
9	0.005602	0.000 759 9	0.897 8	0.986 1	0.006 612	0.001 364 0	0.864 9	0.972 1
10	0.006159	0.001 002 0	0.914 3	0.986 1	0.004 039	0.001 607 0	0.857 4	0.943 2
11	0.005598	0.000 450 5	0.893 8	0.991 5	0.002 566	0.000 534 0	0.910 1	0.981 3
12	0.006248	0.000 934 0	0.909 2	0.986 4	0.002 551	0.000 788 2	0.957 4	0.986 8
13	0.006120	0.000 829 4	0.907 1	0.987 4	0.002 987	0.000 473 5	0.933 8	0.989 5
14	0.008943	0.000 823 4	0.890 0	0.989 9	0.005 511	0.000 957 7	0.912 7	0.984 8
15	0.005976	0.000 602 8	0.890 2	0.988 9	0.003 650	0.000 653 6	0.927 1	0.986 9
16	0.005101	0.000 471 8	0.910 0	0.991 7	0.002 584	0.000 642 6	0.932 6	0.983 2
17	0.005014	0.000 420 5	0.893 0	0.991 0	0.004 995	0.001 016 0	0.882 3	0.976 1
18	0.005041	0.000 566 2	0.877 3	0.986 2	0.002 081	0.000 742 6	0.920 8	0.971 8
19	0.005503	0.000 598 0	0.912 2	0.990 5	0.003 880	0.000 511 4	0.896 6	0.986 4
20	0.005728	0.000 572 9	0.9072	0.9907	0.003 590	0.000 869 2	0.911 0	0.978 4

3.3 伪失效寿命计算

根据 ASSIST 定义 LED 灯珠光通量衰减到初始值的 70% 为失效标准, 样品在测试截止时间均未失

表 2 样品的伪失效寿命

Table 2 The pseudo lifetime of two samples

Sample No.	Company A	Company B
1	5 372.53	3 890.71
2	5 097.58	3 088.27
3	5 793.93	5 870.53
4	5 450.64	3 846.35
5	4 625.48	3 074.12
6	6 651.73	3 088.18
7	4 655.06	5 054.34
8	6 338.81	3 529.18
9	5 953.21	4 742.76
10	4 647.50	6 217.19
11	5 218.62	5 342.07
12	5 623.92	3 400.86
13	5 134.19	4 439.61
14	5 305.22	4 116.72
15	5 228.09	4 233.75
16	5 327.03	4 377.13
17	5 264.18	4 912.94
18	5 620.39	4 763.25
19	4 851.33	5 035.31
20	4 900.83	4 882.10

效,由参量退化轨迹方程外推样品的伪失效寿命.由于模型 2 的拟合效果优于模型 1,故以指数叠加退化模型作为退化轨迹方程,将光通量退化至 70% 作为失效阈值,推算 LED 样品的伪失效寿命 LP,见表 2.

3.4 确定伪失效寿命分布

采用威尔布分布、对数正态分布和指数分布对样品的伪失效寿命进行分布假设检验,利用 Kolmogorov-Smirnov 检验^[16-18](简称 K-S 检验)确定分布类型.

K-S 检验是基于累计分布函数,用以检验一个经验分布是否符合某种理论分布的方法.将研究问题转化为假设检验问题,即

检验假设 H_0 : 样本总体分布服从理论分布;

备择假设 H_1 : 样本总体分布不服从理论分布.

将样本观测值的经验分布函数 $F_n(x)$ 与假设的理论分布函数 $F(x)$ 进行比较,建立统计量 D_n ,即

$$D_n = \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F(x)| \quad (7)$$

式中, n 是样本容量.

本实验单一样本容量 $n = 20$, 取显著水平 $\alpha = 0.05$, 从 Kolmogorov-Smirnov 检验临界值表中查得拒绝临界值 $D_{n,\alpha} = 0.294$. 当 $D_n < D_{n,\alpha}$ 时, 观测样本的总体分布服从理论分布, 即接受 H_0 ; 反之, 则接受 H_1 假设.

表 3 为伪失效寿命分布的 K-S 检验结果, 可见指数分布的两种退化模型 K-S 检验的 D_n 值大于 $D_{n,\alpha}$, 伪

失效寿命分布不服从指数分布, 接受 H_1 假设。威布尔分布和对数正态分布 K-S 检验的 D 值均小于 $D_{n,a}$, 接受 H_0 假设。比较威布尔分布和对数正态分布的 P 值 (P 值为原假设成立的概率) 和统计量 D_n 值的大小, P

表 3 伪失效寿命的 K-S 检验
Table 3 K-S check for the pseud-failure lifetime

		Exponential	Weibull	Lognormal
Samples from company A	H	1	0	0
	P	7.03E-07	0.593 0	0.920 9
	D_n	0.578 6	0.164 7	0.116 4
Samples from company B	H	1	0	0
	P	3.28E-05	0.978 3	0.861 0
	D_n	0.503 1	0.099 0	0.127 5

3.5 分布参数估计

根据 K-S 检验得到, A 公司和 B 公司的样品伪失效寿命分布分别服从对数正态分布和威布尔分布。

利用 MATLAB 软件分别对 A 公司和 B 公司样品伪失效寿命服从的分布进行参数估计, 如表 4。从表 4 可知, A 公司样品伪失效寿命分布服从的对数正态分布函数的对数均值 $\mu = 8.5808$, 对数标准差 $\sigma = 0.0979$, 中位寿命 $t_{0.5} = 5328.37$; B 公司样品伪失效寿命分布服从的威布尔分布函数的尺度参数 $\alpha = 4758.5$, 形状参数 $\beta = 5.4619$ 。

表 4 分布参数估计

Table 4 Parameter estimation of pseud-failure lifetime distribution

Distribution	Parameter	Lifetime characterization
Lognormal	μ 8.580 8	σ 0.097 9
Weibull	α 4 758.5	β 5.461 9

当样品伪失效寿命服从对数正态分布 $\text{LN}(\mu, \sigma^2)$ 时, 常用中位寿命 $t_{0.5} = e^\mu$ 作为寿命特征^[19]。当样品伪失效寿命分布服从威布尔分布 $\text{Weibull}(\alpha, \beta)$ 时, 则以尺度参数评估产品寿命^[14]。伪失效寿命与实际寿命服从同一分布, 由表 4 可以看出, A 公司样品的伪失效寿命为 5328.37 h, B 公司样品的伪失效寿命为 4758.5 h, 可得 A 公司样品的可靠性高于 B 公司样品的可靠性。从文章实验部分可知, A 公司和 B 公司所有样品光通量衰减到 95% 以下所需老化时间分别为 3313 h 和 2416 h, 也可以看出 A 公司样品的可靠性要高于 B 公司样品的可靠性, 说明所得出的结论准确。

4 结论

对市场上光参量呈非单调下降规律的 LED 灯珠进行可靠性研究, 提出一种指数叠加形式的退化模型。以光通维持率作为退化性能指标, 比较 SSE 和 R-Square 值的大小, 可得指数叠加形式的退化模型比常

值越大, D_n 值越小, 则说明原假设更倾向于成立。由此可以得出 A 公司的伪失效寿命分布服从对数正态分布; B 公司的伪失效寿命分布服从威布尔分布。

用指数模型在光参量非单调下降的拟合上具有更高的准确度。采用 Kolmogorov-Smirnov 检验确定样品伪失效寿命分布类型, 发现 A 公司和 B 公司 LED 样品分别服从对数正态分布和威布尔分布。分别以中位寿命和尺度参数评估产品寿命, 得到 A 公司样品的伪失效寿命为 5328.37 h, B 公司样品的伪失效寿命为 4758.35 h, A 公司样品的可靠性高于 B 公司样品的可靠性。结果表明: 对于光通维持率呈非单调退化的 LED 可靠性评估, 采用指数叠加形式的模型进行拟合, 用 Kolmogorov-Smirnov 检验法确定伪失效寿命分布类型的方法是有效可行的, 这种方法为 LED 的可靠性评估提供了一种新的思路。本文仅在单一电流应力下进行加速寿命试验, 以光通维持率作为退化性能指标, 未考虑其它应力和性能参量, 因此评估结果与产品实际使用还存在一定差距。后续研究将考虑多个退化性能参量以及多种应力下的 LED 可靠性预测。

参考文献

- [1] MARSEGUERRA M, ZIO E, CIOPOLLINE M. Designing optimal degradation tests via multi-objective genetic algorithms [J]. *Reliability Engineering & System Safety*, 2003, **79**(1): 87-94.
- [2] YUAN X X, PANDEY M D. A nonlinear mixed-effects model for degradation data obtained from in-service inspections[J]. *Reliability Engineering & System Safety*, 2009, **94**(2): 509-519.
- [3] FAN J, YUNG K C, PECHT M. Predicting long-term lumen maintenance life of LED light sources using a particle filter-based prognostic approach[J]. *Expert Systems with Applications*, 2015, **42**(5): 2411-2420.
- [4] XIAO Cheng-di, LIU Chun-hui, LIU Wei-dong, et al. Reliability assessment of LED lamp based on acceleration degradation test[J]. *Chinese Journal of Luminescence*, 2014, **35**(9): 1143-1151.
- [5] CHAN S I, HONG W S, KIM K T, et al. Accelerated life test of high power white light emitting diodes based on package failure mechanisms[J]. *Microelectronics Reliability*, 2011, **51**(9-11): 1806-1809.
- [6] LEVADA S, MENEGHINI M, MENEGHESSO G, et al. Analysis of DC current accelerated life tests of GaN LEDs

- using a Weibull-based statistical model[J]. *IEEE Transactions on Device and Materials Reliability*, 2005, **5**(4): 688-693.
- [7] FAN J, YUNG K C, PECHT M. Prognostics of lumen maintenance for high power white light emitting diodes using a nonlinear filter-based approach[J]. *Reliability Engineering & System Safety*, 2014, **123**(0): 63-72.
- [8] TREVISANELLO L, MENEGHINI M, MURA G, et al. Accelerated life test of high brightness light emitting diodes [J]. *IEEE Transactions on Device and Materials Reliability*, 2008, **8**(2): 304-311.
- [9] NARENDRAN N, GU Y, FREYSSINIER J P, et al. Solid-state lighting: Failure analysis of white LEDs[J]. *Journal of Crystal Growth*, 2004, **268**(3-4): 449-456.
- [10] GUO Chun-sheng, ZHANG Yan-feng, WAN Ning, et al. The investigation of LED degradation model based on the chemical kinetics[J]. *Acta Physica Sinica*, 2013, **62**(21): 468-473.
郭春生, 张燕峰, 万宁, 等. 基于反应动力学的GaN LED参数退化模型的研究[J]. 物理学报, 2013, **62**(21): 468-473.
- [11] GUO Wei-ling, FAN Xing, CUI De-sheng, et al. Rapid reliability evaluation method of LED based on pseudo-failure lifetime[J]. *Chinese Journal of Luminescence*, 2013, **34**(2): 213-217.
郭伟玲, 樊星, 崔德胜, 等. 一种基于伪失效寿命的LED可靠性快速评价方法[J]. 发光学报, 2013, **34**(2): 213-217.
- [12] SHENG Hai-ping. Research on reliability prediction mechanism for high-power LEDs[D]. Zhejiang: Zhejiang University, 2008: 92-95.
沈海平. 大功率LED可靠性预测机制研究[D]. 浙江:浙江大学, 2008: 92-95.
- [13] NARENDRAN N, GU Y. Life of LED-based white light sources[J]. *Journal of Display Technology*, 2005, **1**(1): 167-171.
- [14] CUI De-sheng, GUO Wei-ling, CUI Bi-feng, et al. Early degradation of GaN-based power LED under electrical stresses [J]. *Chinese Journal of Luminescence*, 2012, **33**(1): 93-96.
崔德胜, 郭伟玲, 崔碧峰, 等. GaN基功率LED电应力老化早期的退化特性[J]. 发光学报, 2012, **33**(1): 93-96.
- [15] ZHOU Jing-rong. Intelligent dimmer mathematical model of white light LED [J]. *Chinese Journal of Luminescence*, 2015, **36**(8): 953-956.
周锦荣. 白光LED智能调光数学模型[J]. 发光学报, 2015, **36**(8): 953-956.
- [16] PARSONS F G, WIRSCHING P H. A Kolmogorov-Smirnov goodness-of-fit test for the two-parameter weibull distribution when the parameters are estimated from the data [J]. *Microelectronics Reliability*, 1982, **22**(2): 163-167.
- [17] BAKLIZI A. Weighted Kolmogorov-Smirnov type tests for grouped Rayleigh data[J]. *Applied Mathematical Modelling*, 2006, **30**(5): 437-445.
- [18] MORA-LOPEZ L, MORA J. An adaptive algorithm for clustering cumulative probability distribution functions using the Kolmogorov - Smirnov two-sample test [J]. *Expert Systems with Applications*, 2015, **42**(8): 4016-4021.
- [19] ZHANG Jian-ping, WU Li-wen, ZHOU Yan-jun, et al. Life prediction for infrared LED based on MLE under lognormal distribution[J]. *Chinese Journal of Liquid Crystals and Display*, 2011, **26**(1): 68-72.
张建平, 武文丽, 周廷君, 等. 对数正态分布下基于MLE的红外LED的寿命预测[J]. 液晶与显示, 2011, **26**(1): 68-72.

Foundation item: National Cultural Science and Technology Promotion Projects (No. GJWHKJTSXM20154464), Science and Technology Plan Projects of Guangdong Province (Nos. 2013B090600048, 2015B010134001, 2015B010127004, 2015YT02C093, 201604010006)