

基于伪寿命分布的退化数据可靠性评估方法

马小兵, 王晋忠, 赵宇

(北京航空航天大学可靠性与系统工程学院, 北京 100191)

摘要: 提出一种利用加速退化数据对产品进行可靠性评估与寿命预测的建模与参数估计方法。首先, 针对加速退化数据的特点, 建立了加速条件下特征参数退化曲线的连续时间函数模型。进而, 结合工程中常用加速模型, 建立了加速退化模型参数估计的整体似然函数, 并基于 Fisher 信息阵采用整体推断的极大似然法给出整体模型参数的区间估计。该方法能够有效利用不同加速应力水平下产品退化数据的横向信息, 并综合连续时间函数模型对产品退化曲线拟合性强的优点, 可提高产品可靠性评估与寿命预测的精度。以某电子产品为例进行了应用实例分析。

关键词: 可靠性; 加速退化; 伪寿命分布; 整体推断

中图分类号: TB 114.3

文献标志码: A

DOI: 10.3969/j.issn.1001-506X.2011.01.46

Reliability assessment using constant-stress accelerated degradation data based on pseudo life distribution

MA Xiao-bing, WANG Jin-zhong, ZHAO Yu

(School of Reliability and Systems Engineering, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract: A method based on pseudo life distribution is proposed to evaluate reliability and predict lifetime using accelerated degradation data. Firstly, according to the characteristics of accelerated degradation data encountered in engineering, the analysis method for time continuous performance degradation series is given, and then degradation models for the whole samples are established. Secondly, a reliability function is derived based on the accelerated model, where the unknown parameters of the reliability function are obtained by integral inference with maximum likelihood estimation. The reliability confidence interval is given via Monte Carlo simulation using a Fisher information matrix. With the effective usage of degradation data under different accelerated stress levels as well as the strong adjustment advantages of the time continuous model, the accuracy reliability assessment and lifetime prediction of products are improved and a novel technical way to evaluate of reliability and predict lifetime based on accelerated degradation data is provided. Finally, an example is presented which can illustrate the performance of the proposed method.

Keywords: reliability; accelerated degradation; pseudo life distribution; integral inference

0 引言

基于加速退化数据的产品可靠性评估与寿命预测理论和方法是可靠性评估技术从基于故障数据向基于性能数据发展的必然趋势, 也是解决长寿命、高可靠产品寿命与可靠性问题的重要技术途径。它既体现了传统加速寿命试验可节省试验时间和费用的优点, 又弥补了传统方法对无失效数据或极少失效数据进行统计评估时精度不高的缺点。

现行加速退化数据的可靠性评估通常是基于退化轨迹和退化量分布两种途径, 其中基于退化轨迹进行性能可靠

性推断是一种比较直观和成熟的方法^[1-3]。其实质是在退化轨迹模型确定的基础上, 通过既定失效阈值来确定产品的伪寿命(产品性能退化至设计所允许阈值的时刻)变量, 进而将加速退化数据转换为加速寿命数据进行可靠性评估。该方法的核心是依据合理的统计信息或物理模型来确定退化轨迹函数。

而关于退化模型的研究, 目前多是基于回归分析开展的。庄东辰^[4]分析了基于线性回归模型的退化数据统计推断方法, 讨论了常应力和加速应力下的退化失效问题。Gopikrishnan^[5]讨论了线性退化轨迹下随机斜率和随机截

距模型的统计推断。Meeker等^[6]使用混合非线性回归模型来描述退化数据,利用极大似然估计法来推断模型参数。Eghbali^[7]提出的基于“比例风险”的加速退化模型和Peng等^[8]的激光器退化数据分析模型均采用线性模型来描述特征参数退化轨迹。其一般性步骤可概括为首先分别估计各加速应力水平下的伪寿命特征变量,进而利用加速模型推断正常应力水平下的各种可靠性特征。

本文在分析了加速退化试验数据特点的基础上,从性能退化轨迹的角度建立产品性能退化的连续时间函数模型。通过将加速模型与退化模型的整体融合,建立一种利用加速退化数据对产品进行可靠性评估与寿命预测的方法。

1 加速模型的一般形式

在可靠性工程中,加速退化试验包括恒定应力加速退化试验、步进应力加速退化试验和序进应力加速退化试验三种形式。考虑到加速退化试验的可实施性与加速退化机理的可分析性,文中针对恒定应力加速退化试验数据进行统计建模与评估方法研究。

产品进行加速退化试验的目的是利用高应力水平下的试验结果来预测外推正常使用或降额使用应力状态下的可靠性水平。对于基于退化轨迹的加速退化数据可靠性评估,关键是建立伪寿命特征量与加速应力间的关系,实现外推正常应力下产品可靠性水平的目的。实质上,这种伪寿命特征量与应力水平之间的关系即是传统意义上的加速模型。在加速寿命试验中较常用的加速模型有阿伦尼斯模型、逆幂律模型、艾林模型、指数模型、比例风险模型等,其特征寿命经线性化后可统一表示为

$$\mu(\mathbf{S}) = a_0 + \sum_{l=1}^p a_l \varphi_l(\mathbf{S}) \quad (1)$$

式中, $\mu(\mathbf{S})$ 为综合环境应力 \mathbf{S} 下产品的伪寿命特征量, $\varphi_l(\mathbf{S})$ 为加速应力 $S_l(l=1,2,\dots,p)$ 的已知函数式,包括如温度、湿度、电应力等常用加速应力。 p 为试验设计所确定的加速应力的种类数, $a_l(l=0,1,\dots,p)$ 为加速模型待定系数。

2 退化轨迹的连续时间函数模型

要根据试验样本测试得到的特征参数退化曲线外推得到的伪寿命值来预测产品在不同环境应力水平下的可靠性指标,首先要建立某一环境应力水平 $\mathbf{S}_k(k=1,2,\dots,r)$ 下特征参数随时间变化的退化模型, r 为加速应力的水平数。

假设在应力水平 \mathbf{S}_k 下有 n_k 条受试样本进行加速退化试验,在 $t_{i1}, t_{i2}, \dots, t_{im_i}(i=1,2,\dots,n_k)$ 时刻测量性能退化量,测得 m_i 次性能退化量数据序列为 $\{y_{i1k}, y_{i2k}, \dots, y_{ij k}, \dots, y_{im_i k}\}$,其中 $y_{ij k}(j=1,2,\dots,m_i)$ 为第 k 个应力水平下第 i 条样本在 t_j 时刻的性能退化量值。一般地,同一应力水平下各条样本的测量时间间隔具有一致性。但是试验实施时并不要求不同应力水平下的测试次数与时间间隔一致,样本

数量也不要求完全相同。

性能退化曲线是单个试验样本性能退化量在时间历程上的轨迹,多表现为随时间单调递增或单调递减的变化规律,因此可以把产品退化序列 $y_{ijk}(i=1,2,\dots,n_k;j=1,2,\dots,m_i;k=1,2,\dots,r)$ 看作为连续时间函数的离散化表示。据此来建立表征产品退化的连续时间函数模型

$$y_{ijk} = g(t_j; \boldsymbol{\alpha}_k, \boldsymbol{\beta}_k) + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

式中, y_{ijk} 为第 k 个应力水平下第 i 个样品在 t_j 时刻的退化量测量值, $\boldsymbol{\alpha}_k$ 是与样品个体分散性有关的参数向量, $\boldsymbol{\beta}_k$ 为与加速应力有关的参数向量。 $g(\cdot)$ 表示单调的线性函数或非线性函数, ε_{ijk} 为服从零均值正态分布的测量误差。

性能退化数据量一般较大,可以采用最小二乘估计求解式(2)的模型参数。由于各退化样本具有随机性,因而可以得到应力水平 \mathbf{S}_k 下第 i 个样本的预测方程以及当退化量 y_{ijk} 达到失效阈值 D_0 时,即由式 $y_{ik}(t_{ik}^*) = D_0$ 所确定的伪寿命值 t_{ik}^* 。

3 恒加退化数据的可靠性评估

基于退化轨迹的加速退化数据可靠性评估,是在上述退化模型的基础上,首先外推得到所有加速条件下样本的伪寿命值,然后采用拟合优度检验来选择最佳的分布类型。进而结合加速模型,根据选定的分布给出正常使用条件下各种可靠性指标的估计。

一般地,产品的寿命分布属位置-尺度族分布,在应力水平 \mathbf{S}_k 下的位置参数与尺度参数分别记为 $\mu(\mathbf{S}_k)$ 和 $\sigma(\mathbf{S}_k)$ 。与加速寿命试验基本假定相同,加速退化试验中寿命分布的位置参数与产品特征寿命 $\eta(\mathbf{S}_k)$ 间满足 $\ln \eta(\mathbf{S}_k) = \mu(\mathbf{S}_k)$,由式(1)可得

$$\mu(\mathbf{S}_k) = a_0 + \sum_{l=1}^p a_l \varphi_l(\mathbf{S}_k) \quad (3)$$

若已知产品的伪寿命 t_{ik}^* 服从对数正态分布,则在加速应力 \mathbf{S}_k 下的概率密度函数为

$$f(t_{ik}^* | \mathbf{S}_k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} t_{ik}^* \sigma(\mathbf{S}_k)} \exp \left\{ -\frac{[\ln t_{ik}^* - \mu(\mathbf{S}_k)]^2}{2\sigma^2(\mathbf{S}_k)} \right\} \quad (4)$$

所有加速应力水平下伪寿命变量整体推断的极大似然函数为

$$L(\mathbf{t}^* | \mathbf{S}) = \prod_{k=1}^r \prod_{i=1}^{n_k} \frac{1}{\sqrt{2\pi} t_{ik}^* \sigma(\mathbf{S}_k)} \exp \left\{ -\frac{[\ln t_{ik}^* - \mu(\mathbf{S}_k)]^2}{2\sigma^2(\mathbf{S}_k)} \right\} \quad (5)$$

式中, $\mathbf{t}^* = \{t_{ik}^*\}(i=1,2,\dots,n_k;k=1,2,\dots,r)$ 。在由似然函数得到模型参数的估计值后,可得应力水平 \mathbf{S}_k 下 t 时刻产品的可靠度估计为

$$\hat{R}(t | \mathbf{S}_k) = 1 - \Phi \left[\frac{\ln t - \hat{\mu}(\mathbf{S}_k)}{\hat{\sigma}(\mathbf{S}_k)} \right] \quad (6)$$

若已知产品伪寿命 t_k^* 服从形状参数为 $m(\mathbf{S}_k)$ 、尺度参数为 $\eta(\mathbf{S}_k)$ 的Weibull分布,则在综合应力 \mathbf{S}_k 下伪寿命样本的联合密度函数为

$$f(t_k^* | \mathbf{S}_k) = \frac{m(\mathbf{S}_k)}{\eta(\mathbf{S}_k)} \left(\frac{t_k^*}{\eta(\mathbf{S}_k)} \right)^{m(\mathbf{S}_k)-1} \times \exp \left[- \left(\frac{t_k^*}{\eta(\mathbf{S}_k)} \right)^{m(\mathbf{S}_k)} \right] \quad (7)$$

相应的整体推断的极大似然函数为

$$L(t^* | \mathbf{S}) = \prod_{k=1}^r \prod_{i=1}^{n_k} \frac{m(\mathbf{S}_k)}{\eta(\mathbf{S}_k)} \left(\frac{t_k^*}{\eta(\mathbf{S}_k)} \right)^{m(\mathbf{S}_k)-1} \times \exp \left[- \left(\frac{t_k^*}{\eta(\mathbf{S}_k)} \right)^{m(\mathbf{S}_k)} \right] \quad (8)$$

式中, $\eta(\mathbf{S}_k) = \exp [\mu(\mathbf{S}_k)]$, $m(\mathbf{S}_k) = 1/\sigma(\mathbf{S}_k)$ 。

求解由似然函数导出的极大似然方程组求得模型参数估计值后, 可得应力水平 \mathbf{S}_k 下 t 时刻的产品的可靠度估计为

$$\hat{R}(t | \mathbf{S}_k) = \exp \left(\frac{t}{\hat{\eta}(\mathbf{S}_k)} \right)^{\hat{m}(\mathbf{S}_k)} \quad (9)$$

无论是正态分布还是 Weibull 分布, 在加速应力 \mathbf{S}_k 下产品可靠寿命 t_{R^*} 的估计 \hat{t}_{R^*} 均可由式(10)确定

$$\hat{R}(\hat{t}_{R^*} | \mathbf{S}_k) = R^* \quad (10)$$

式中, R^* ($0 < R^* < 1$) 为给定的可靠度指标值。

产品在加速应力 \mathbf{S}_k 下的伪寿命 t_k^* 对应于正常工作应力水平 \mathbf{S}_0 下的等效寿命值 t_0^* 可由式(11)计算

$$t_0^* = \exp \left\{ \frac{\sigma(\mathbf{S}_0)}{\sigma(\mathbf{S}_k)} [\ln t_k^* - \mu(\mathbf{S}_k)] + \mu(\mathbf{S}_0) \right\} \quad (11)$$

需要指出的是, 在加速试验中通常假定寿命的随机性与尺度参数无关, 而仅由位置参数决定。认为 $\sigma(\mathbf{S}_k)$ 与加速应力水平的变化无关, 即 $\sigma(\mathbf{S}_k) = \sigma$ 为常数。

对性能退化产品可采用整体推断的极大似然方法结合 Fisher 信息矩阵得到其分布参数的点估计和协方差矩阵, 进而利用随机抽样的方法给出了产品的可靠度与可靠寿命的置信区间。

具体设 $\boldsymbol{\lambda} = (a_0, a_1, \dots, a_p, \sigma)^T = (\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p, \lambda_{p+1})^T$ 为整体分布参数, 求解由将式(3)代入式(5)或式(8)对待定参数求偏导得到的极大似然方程组得到参数向量 $\boldsymbol{\lambda}$ 的点估计 $\hat{\boldsymbol{\lambda}} = (\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_p, \hat{\lambda}_{p+1})^T$, 进而可以求出 $\hat{\mu}(\mathbf{S}_k)$ 和 $\hat{\sigma}(\mathbf{S}_k)$ 。

当伪寿命样本量较大时, 整体分布参数估计量 $\hat{\boldsymbol{\lambda}}$ 的渐进分布为正态分布 $N(\boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\Sigma})$, 即 $\hat{\boldsymbol{\lambda}} \sim N(\boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\Sigma})$, 其中 $\boldsymbol{\Sigma}$ 为参数向量 $\hat{\boldsymbol{\lambda}}$ 的协方差矩阵, 由式(12)给出

$$\boldsymbol{\Sigma} = (\sigma_{ij})_{(p+2) \times (p+2)} = [\mathbf{I}_{ij}]^{-1} \quad (12)$$

式中

$$I_{ij} = \left(- \frac{\partial^2 \ln L(t^* | \mathbf{S})}{\partial \lambda_i \partial \lambda_j} \right)_{(p+2) \times (p+2)} \quad (13)$$

进而可采用随机抽样的方法得到可靠度与可靠寿命的置信区间估计。

在工程上, 参数 $\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p, \lambda_{p+1})^T$ 的真值通常是未知的, 此时可采用 $\hat{\boldsymbol{\lambda}} = (\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_p, \hat{\lambda}_{p+1})^T$ 代替 $\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_p, \lambda_{p+1})^T$ 进行近似计算。

4 加速退化机理的一致性判别

由于加速失效机理的一致性保证评估结果合理有效的关键所在。可以从统计方差齐性检验的角度给出加速机理一致性的判别方法。利用如下的 Bartlett 检验统计量

$$\chi^2 = \frac{1}{C} \left[\nu \ln S_{\top}^2 - \sum_{k=1}^r \nu_k \ln S_k^2 \right] \quad (14)$$

式中

$$C = 1 + \frac{1}{3(r-1)} \left(\sum_{k=1}^r \frac{1}{\nu_i} - \frac{1}{\nu} \right) \quad (15)$$

$$S_{\top}^2 = \frac{1}{\nu} \sum_{k=1}^r \nu_k S_k^2 \quad (16)$$

$$\nu = \sum_{k=1}^r \nu_k \quad (17)$$

对于对数正态分布有

$$\bar{x}_k = \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} \ln t_{ik}^*, \quad k = 1, 2, \dots, r \quad (18)$$

$$S_k^2 = \frac{1}{n_k - 1} \sum_{i=1}^{n_k} (\ln t_{ik}^* - \bar{x}_k)^2, \quad k = 1, 2, \dots, r \quad (19)$$

$$\nu_k = n_k - 1, \quad k = 1, 2, \dots, r \quad (20)$$

对于 Weibull 分布有

$$S_k^2 = \hat{\sigma}_k, \quad k = 1, 2, \dots, r \quad (21)$$

$$\nu_k = 2L_{n_k, n_k}^{-1}, \quad k = 1, 2, \dots, r \quad (22)$$

式中, $\hat{\sigma}_k$ 为第 k 个加速应力水平下 $X_k = \ln t_k^*$ 的尺度参数 σ_k 的最佳线性无偏估计量, L_{n_k, n_k} 为其方差系数, 可通过查找可靠性试验用表或通过专门程序计算得到^[9-10]。

当加速退化机理一致性条件满足时, 统计量 χ^2 近似服从 $\chi^2(r-1)$ 。因此, 在显著性水平 α 下, 加速退化机理一致性的拒绝域为

$$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(r-1) \quad (23)$$

即当式(23)成立时, 不满足加速退化机理一致性条件。

5 计算实例

某电子产品在 60℃, 85℃, 110℃ 和 140℃ 四组温度应力水平下进行加速退化试验。图 1~图 4 记录了其性能参数随时间的相对变化率数据。各温度应力水平下的样本量分别为 8, 5, 4 和 4。设计规定变化率达到 0.1 时产品失效, 即失效阈值为 0.1。已知该产品工作应力温度为 20℃, 如下对其进行可靠性评估。

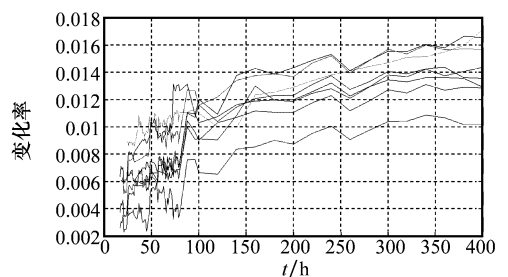


图 1 60℃ 下的退化数据

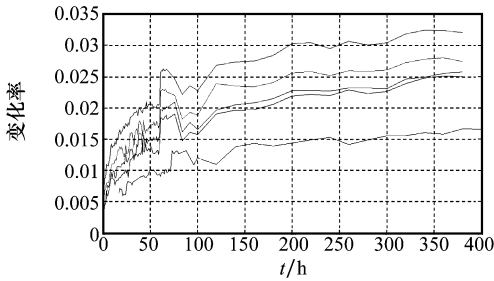


图 2 85°C 下的退化数据

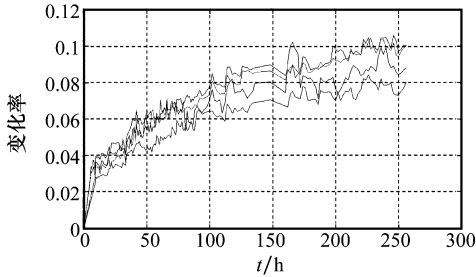


图 3 110°C 下的退化数据

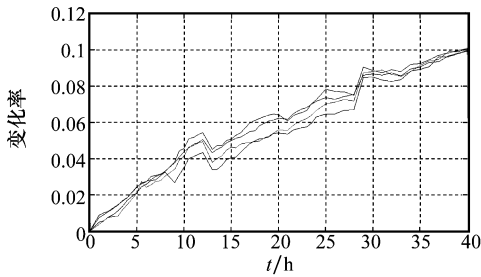


图 4 140°C 下的退化数据

(1) 建立退化模型

经统计拟合分析可知该产品的性能退化轨迹符合幂函数模型,则在应力 $S_k = T_k$ 下第 i 个产品的退化轨迹为

$$y_{ik} = \beta_{ik} \times t^{a_{ik}} \quad (24)$$

式(24)可采用最小二乘估计可求得不同应力水平下各条样本轨迹模型参数的估计值 $\hat{\alpha}_{ik}$ 和 $\hat{\beta}_{ik}$,进而可由式(25)外推得到其伪寿命值

$$t_{ik}^* = \alpha_{ik} \sqrt{\frac{0.1}{\beta_{ik}}} \quad (25)$$

表 1 给出了不同应力水平下各条样本轨迹的模型参数及伪寿命值估计。

(2) 可靠性评估

通过拟合优度检验可知该电子产品的伪寿命随机变量服从对数正态分布,由于产品退化加速应力为温度,可选用阿伦尼斯加速模型,即有 $\varphi(T_k) = 1/T_k$,则由式(5)可得各样本退化数据的极大似然函数为

$$L(t^* | T) = \prod_{k=1}^r \prod_{i=1}^{n_k} \frac{1}{\sqrt{2\pi t_{ik}^* \sigma}} \exp \left[-\frac{\left(\ln t_{ik}^* - a_0 - \frac{a_1}{T_k} \right)^2}{2\sigma^2} \right] \quad (26)$$

表 1 不同应力水平下各条样本的模型参数及伪寿命估计值

单元编号	温度/K	参数 $\hat{\alpha}_{ik}$	参数 $\hat{\beta}_{ik}$	伪寿命值/h
A1	333	0.311 556	0.002 769	99 934.00
A2	333	0.498 089	0.000 854	14 236.27
A3	333	0.398 892	0.001 318	51 690.06
A4	333	0.342 825	0.002 241	64 848.71
A5	333	0.475 038	0.000 659	39 086.91
A6	333	0.204 149	0.004 488	4 004 944
A7	333	0.371 287	0.001 628	65 514.33
A8	333	0.330 818	0.001 936	150 839.70
B1	358	0.345 574	0.003 511	16 184.64
B2	358	0.261 734	0.007 44	20 482.80
B3	358	0.316 303	0.004 752	15 241.96
B4	358	0.291 095	0.005 526	20 897.10
B5	358	0.329 607	0.004 1	16 170.40
C1	383	0.314 213	0.016 037	338.622 0
C2	383	0.359 07	0.011 23	441.245 4
C3	383	0.322 681	0.017 122	237.272 8
C4	383	0.389 188	0.011 98	233.255 9
D1	413	0.795 414	0.005 172	41.417 4
D2	413	0.716 473	0.007 323	38.423 2
D3	413	0.708 234	0.007 703	37.324 2
D4	413	0.853 876	0.004 578	37.023 1

由该电子产品的伪寿命数据,通过求解联立方程组 $\partial \ln L / \partial a_0 = 0, \partial \ln L / \partial a_1 = 0, \partial \ln L / \partial \sigma = 0$,可得 $\hat{a}_0 = -29.967 2, \hat{a}_1 = 13 892.74, \hat{\sigma} = 1.114 539$,并由式(5)可得该产品在给定应力水平 T_k 下 t 时刻的可靠度估计为

$$\hat{R}(t | T_k) = 1 - \Phi \left(\frac{\ln t + 29.967 2 - 13 892.74 / T_k}{1.114 539} \right) \quad (27)$$

该产品在工作温度 $T_0 = 293.15$ K 时,给定时刻 t 下的可靠度估计为

$$\hat{R}(t | T_0) = 1 - \Phi \left(\frac{\ln t - 17.424 0}{1.114 539} \right) \quad (28)$$

同时,根据前述基于 Fisher 信息矩阵的可靠度区间估计方法可得工作温度 $T_0 = 293.15$ K 时任意时刻 t 下可靠度 $\hat{R}(t | T_0)$ 的置信区间估计。该产品可靠度随时间变化的点估计曲线及置信度 $\gamma = 90\%$ 的置信上、下限曲线如图 5 所示。

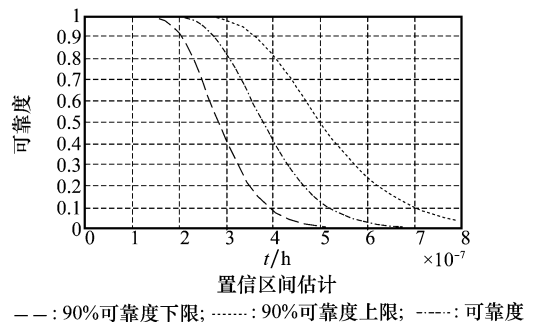


图 5 某电子产品工作温度下的可靠度曲线

6 结 论

(1) 结合加速退化试验中的加速模型,给出了产品的可靠度函数,在对可靠度函数中的未知参数进行估计时,采用了整体推断的极大似然估计,通过有效利用加速退化试验各状态下的试验信息,提高了产品可靠性评估与寿命预测的精度。

(2) 当伪寿命分布属于位置-刻度族分布时,基于 Fisher 信息阵采用整体推断的极大似然估计给出了产品可靠度的置信区间估计。该方法在退化数据分析中具有较好的统计优良性。

参考文献:

- [1] Rivalino M J, Pedro A B, Kishor S T. Accelerated degradation tests applied to software aging experiments[J]. *IEEE Trans. on Reliability*, 2010, 59(1): 102 - 114.
- [2] 钟强晖,张志华,王磊. 考虑模型选择的退化数据分析方法[J]. *系统工程*, 2009, 27(11): 111 - 114. (Zhong Q H, Zhang Z H, Wang L. Approach about degradation data analysis considering model selection [J]. *Systems Engineering*, 2009, 27(11): 111 - 114.)
- [3] Whitmore G A, Schenkelberg F. Modeling accelerated degradation data using wiener diffusion with a time scale transformation [J].

(上接第 172 页)

图 3 是将原始数据分成 8 小组,每组的数据长度逐渐增加的情况。图 4 是每组的数据长度逐渐减小的情况。可以看出,长度短的 LT 码在译码效率和译码概率上提高很大,说明对基本层进行原始信息长度短的 LT 编码时,可以保证基本层的优先性最高,即最后译码概率最高。而且传统 LT 编译码时间随着码长的增长而迅速增加,不定帧长的 LT 码有一定减缓。

采用分信息长度(不定帧长)的方法设计系统时,不同的数据长度设计获得的效果不同,但是整体上都可以在很大程度上降低 LT 码的编译码延时,提高译码准确度,保证 FGS 系统的优先性规律。

4 结 论

FGS 的优势在于比特分级,而且其码流还可以实现任意比特的截取,因此相应解码端的重建质量将随着获取增强层数目的增多而增加。互联网是一个带宽有限的信道环境,在 FGS 系统中选取一个合适的信道编码方案对其性能有较大影响。数字喷泉码不需要反馈信道,可以充分利用信道带宽资源。经过本文分析和实验仿真,其性能随着原始信息长度的变化有较大敏感性,可以对 FGS 的优先性进行保护,在实际应用时可以大大节省信道带宽,从而增加原始码流在传输时的比特数,提高系统效率和质量。

参考文献:

- [1] 苏曙光. 基于 H. 264 扩展架构的可伸缩视频编码关键技术研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2006. (Su S G. The research of key techniques of scalable video coding based on extension of H. 264[D]. Wuhan: Huazhong University of Science and Technology, 2006.)

Life Data Analysis, 1997, 3: 27 - 45.

- [4] 庄东辰. 退化失效模型及其统计分析[D]. 华东师范大学, 1994. (Zhuang D C. Degradation failure model and its statistical analysis[D]. Shanghai: East China Normal University, 1994.)
- [5] Gopikrishnan A. Reliability inference based on degradation and time to failure data: some models, methods and efficiency comparisons [D]. The University of Michigan, 2004.
- [6] Meeker W Q, Escobar L A, Lu J C. Accelerated degradation tests: modeling and analysis [J]. *Technometrics*, 1998, 40(2): 89 - 99.
- [7] Eghbali G. Reliability estimate using accelerated degradation data [D]. Rutgers University, 2000.
- [8] Peng C Y, Tseng S T. Mis-specification analysis of linear degradation models[J]. *IEEE Trans. on Reliability*, 2009, 58(3): 444 - 455.
- [9] 傅惠民, 林逢春. 大样本顺序统计量均值、方差和协方差计算与验证[J]. *机械强度*, 2007, 29(1): 48 - 52. (Fu H M, Lin F C. Computation and verification of means, variances and covariances for large sample order statistics[J]. *Journal of Mechanical Strength*, 2007, 29(1): 48 - 52.)
- [10] 中国电子技术标准化研究所. 可靠性试验用表[M]. 北京: 国防工业出版社, 1987. (The Chinese Research Institute for Electron Technology. *Handbook of table for reliability testing* [M]. Beijing: National Defense Industry Press, 1987.)

- [2] Michael L. LT codes[C]// *Proc. of the 43rd Annual IEEE Symposium on Foundations of Computer Science*, 2002: 271 - 280.
- [3] MacKay D J C. Fountain codes[J]. *IEEE Proceedings Communications*, 2005, 52(6): 1062 - 1068.
- [4] Shokrollahi A. Raptor codes[J]. *IEEE Trans. on Information Theory*, 2006, 52(6): 2551 - 2567.
- [5] 张昕. 可分级视频编码中运动估计技术研究与优化[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2007. (Zhang X. Research and optimization on motion estimation technology in scalable video coding[D]. Harbin: Harbin Institute of Technology, 2007.)
- [6] Ghid M, Shokrollahi A. Analysis of the second moment of the LT decoder[C]// *Proc. of the IEEE International Symposium on Information Theory*, 2009: 2326 - 2330.
- [7] Hillary T. Exploiting redundancies to improve performance of LT decoding [C]// *Proc. of the 6th Annual Communication Networks and Services Research Conference*, 2008: 198 - 202.
- [8] 王仕奎, 张爱清. 基于喷泉码的分布式鲁棒存储[J]. *武汉大学学报(工学版)*, 2007, 40(3): 120 - 122. (Wang S K, Zhang A Q. Robust distributed storage based on fountain codes[J]. *Engineering Journal of Wuhan University*, 2007, 40(3): 120 - 122.)
- [9] 孟庆春, 王晓京. Raptor Code 预编码技术的研究[J]. *计算机工程*, 2007, 33(1): 1 - 3. (Meng Q C, Wang X J. Research on precoding method in raptor code[J]. *Computer Engineering*, 2007, 33(1): 1 - 3.)
- [10] Dejan V. Expanding window fountain codes for scalable video multicast [C]// *Proc. of IEEE International Conference on Multimedia & Expo*, 2008: 77 - 80.
- [11] Dejan V. Scalable video multicast using expanding window fountain codes[J]. *IEEE Trans. on Multimedia*, 2009, 11(6): 1094 - 1104.