复合材料学报 第30卷 第4期 8月 2013年
Acta Materiae Compositae Sinica Vol. 30 No. 4 August 2013

文章编号：1000-3851(2013)04-0219-06

融合纤维数据的复合材料筒体结构持久寿命评估方法

马小兵*，王亭亭，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： 对于由T700碳纤维浸胶丝束缠绕铝合金筒壁构成的复合材料筒体结构，通过提高筒体转速增加纤维拉应力的加速寿命试验仍无法获得充分的失效数据，试验结果多表现为高应力大删失比与低应力无失效混合的寿命数据类型，且采用现行方法进行持久寿命评估的结果存在置信度偏低的问题。针对这一问题，首先对纤维和筒体的加速等同性与失效机制一致性进行分析，进而通过对加速模型参数估计量的部分协方差矩阵进行统计检验与信息融合，建立了一种可融合纤维数据的筒体结构持久寿命评估方法。该方法通过综合利用碳纤维的相似性信息，从而提高筒体结构持久寿命评估的精度。采用实例验证了文中方法的有效性，使筒体结构持久寿命的评估精度提高了35%。

关键词： 复合材料；失效机制；等同性；数据融合；持久寿命；评估
中图分类号： TB332；TB114.3 **文献标志码：** A

Method on rupture life evaluation for composite cylinder based on data fusion of carbon fiber

MA Xiaobing*, WANG Tingting, ZHAO Yu
(School of Reliability and Systems Engineering, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract: A composite cylinder structure consists of aluminum alloy cylinder structure wall winded by T700 carbon fiber composite. The failure data still cannot be obtained sufficiently by the accelerated life test due to the time limitation in engineering, and the most of the data is a mixture of high censored ratio data in high stress level and zero-failure data in low stress level. To the problem of low confidence level for rupture life evaluation by the current method, the equivalency of acceleration and consistency of failure mechanism for carbon fiber and cylinder were analyzed firstly, and then the statistical test was made and the information was fused for the part covariance matrix of accelerated model parameters. At last, a rupture life evaluation method was established for the cylinder with fusion the carbon fiber data. It can improve the evaluation accuracy of the cylinder by using the similar information. The proposed method is proved effectively by the test data, and it makes the evaluation accuracy of the cylinder increase 35%.

Keywords: composites; failure mechanism; equivalence property; data fusion; rupture life; evaluation

近年来，在高强T系列碳纤维产品中，致密化赋予T700碳纤维较高的拉伸强度，从而逐步取代T300碳纤维成为新一代通用级碳纤维[1-6]。由T700碳纤维缠绕铝合金筒壁构成的筒体结构在进行高速旋转工作模式下的持久寿命评估时面临长寿命和高可靠的评估难题，传统的寿命试验无法得到评估所需的充分寿命数据。因此需采用加速试验进行寿命评估，通过对较高应力水平下的试验数据进行统计分析，然后外推筒体结构正常使用应力下的可靠性指标。最常使用的极大似然估计方法[7]简单易行，而且适合截尾数据，可是该方法只有在大样本情况下估计量才具有良好的性质，并且需要对超越方程组进行迭代求解，计算困难、不易收敛。整体最佳线性无偏估计方法[8-9]通过对加速模型的线性变换，利用回归分析方法进行求解。它综合利用不同应力间的横向信息，可以提高参数的估计精

收到初稿日期： 2012-08-27；**收到修改稿日期：** 2012-12-13；**网络出版时间：** 2013-01-18 11:51:00
网络出版地址： www.cnki.net/kcms/detail/11.1801.TB.20130118.1151.017.html
DOI： CNKI：11-1801/TB. 20130118.1151.017
基金项目： 国家自然科学基金项目(61104133)
通讯作者： 马小兵，博士，副教授，研究方向为可靠性试验与评价、统计数据建模与预测 E-mail：maxiaobing@buaa.edu.cn

度。但对于复合材料筒体这类寿命分散性很大的结构，评估结果的精度仍无法满足工程实际的需要。

试验研究发现，由 T700 碳纤维浸胶丝束缠绕铝合金筒壁构成的筒体结构在高速旋转工作模式下的破坏表现为纤维断裂导致铝合金筒体瞬间破坏。因此，纤维与筒体的持久寿命必然存在一定的联系。本文中利用整体最佳无偏估计对碳纤维和筒体结构的加速寿命试验数据进行评估，并基于对其加速等同性和失效机制的检验结果，综合碳纤维持久寿命信息对筒体结构进行综合评估，从而提高筒体结构寿命评估的精度。

1　整体最佳线性无偏估计

该专用设备由纤维缠绕筒体结构构成，筒体主要起结构支撑作用，外层纤维为主要承力材料，一旦纤维浸胶丝束断裂则瞬间造成设备整体破坏。筒体结构寿命主要由纤维浸胶丝束的持久寿命决定。在进行筒体结构寿命评估时，设在应力水平 $v_j(j=1,2,\cdots,s)$ 下有 n_j 个试样进行定时截尾试验，到 ξ_j^* 时刻截止，共有 $q_j(1\leqslant q_j\leqslant n_j)$ 个试样失效(或无失效)，得到定时截尾数据 $\xi_{j1}\leqslant\cdots\leqslant\xi_{jq_j}$ 。

假定 1：在应力水平 v_j 下纤维与筒体结构的持久寿命服从 Weibull 分布 $W(m_j,\eta_j)$ 。

假定 2：加速寿命试验中，纤维和筒体结构的统计失效机制一致，即寿命分布的尺度参数相同。

假定 3：纤维和筒体结构的加速性相同，产品的特征寿命 η_j 与所加应力水平 v_j 之间满足逆幂律模型：$\eta_j=Av_j^{-c}$，$j=1,2,\cdots,s$，其中 A，c 为待估参数。

将假定 3 中加速模型进行对数变换可得：

$$\ln\eta_j=a+bx_j \tag{1}$$

则对数寿命服从极值分布，且对数寿命和对数应力的关系可表示为

$$y_j=a+bx_j+\varepsilon_{jk},\quad \varepsilon_{jk}:\mathrm{EV}(0,\sigma)$$
$$(j=1,2,\cdots,s;\ k=1,2,\cdots,q_j+1) \tag{2}$$

其中：$y_j=\ln\xi_j$；$x_j=\ln v_j$；$a=\ln A$；$b=-c$ 。参数 a 反映的是试验对象总体间的特性；参数 b 反映的是试验对象的加速性；σ 是极值分布的刻度参数，是失效机制一致性的衡量参数。

由假定 1 可得，在状态 x_j 下，定时截尾数据 $y_{j1}\leqslant\cdots\leqslant y_{jq_j}$ 可以看作来自极值分布总体大小为 n_j 的前 q_j 个顺序统计量 $Y_{j1}\leqslant\cdots\leqslant Y_{jq_j}$ 的取值，$y_{j(q_j+1)}=y_j^*$ 看作该样本的第 q_j 个区间统计量 $Y_{j(q_j+1)}$ 的取值。

由文献[8-9]可知，通过对

$$Q=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}(y_{jk}-a-bx_j-\sigma u_{jk})g_{jkl}(y_{jl}-a-bx_j-\sigma u_{jl})$$

求偏导即可得到参数 a、b、σ 的估计值为

$$\begin{cases}\hat{a}=\bar{y}-\hat{b}\bar{x}-\hat{\sigma}\bar{u}\\ \hat{b}=\dfrac{L_{22}L_{1y}-L_{12}L_{2y}}{L_{11}L_{22}-L_{12}^2}\\ \hat{\sigma}=\dfrac{L_{11}L_{2y}-L_{12}L_{1y}}{L_{11}L_{22}-L_{12}^2}\end{cases} \tag{3}$$

其中：

$$\bar{y}=\frac{1}{n^*}\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}y_{jk}$$

$$\bar{u}=\frac{1}{n^*}\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}u_{jk}$$

$$\bar{x}=\frac{1}{n^*}\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}x_j$$

$$n^*=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}$$

$$L_{1y}=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}(x_j-\bar{x})(y_{jk}-\bar{y})$$

$$L_{2y}=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}(u_{jk}-\bar{u})(y_{jl}-\bar{y})$$

$$L_{11}=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}(x_j-\bar{x})^2$$

$$L_{12}=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}(x_j-\bar{x})(u_{jk}-\bar{u})$$

$$L_{22}=\sum_{j=1}^{s}\sum_{k,l=1}^{q_j+1}g_{jkl}(u_{jk}-\bar{u})(u_{jl}-\bar{u})$$

且参数估计量的协方差阵为

$$\mathrm{cov}(\hat{a},\hat{b},\hat{\sigma})=\sigma^2\boldsymbol{C} \tag{4}$$

$$\boldsymbol{C}=\begin{bmatrix}\sum\limits_{j,k,l}g_{jkl} & \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}x_j & \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}\mu_{jk}\\ \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}x_j & \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}x_j^2 & \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}x_j\mu_{jk}\\ \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}\mu_{jk} & \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}x_j\mu_{jk} & \sum\limits_{j,k,l}g_{jkl}\mu_{jk}\mu_{jl}\end{bmatrix}^{-1}$$

其中，$\boldsymbol{C}=(g_{jkl})_{(q_j+1)\times(q_j+1)}=\boldsymbol{V}^{-1}=(v_{jkl})_{(q_j+1)\times(q_j+1)}$，$u_{jk}(k=1,2,\cdots,q_j)$ 是标准极值分布总体大小为 n_j 的样本的第 k 个顺序统计量的均值，$v_{jkl}(k,l=1,2,\cdots,q_j)$ 为标准极值分布总体大小为 n_j 的样本的第 k 个与第 l 个顺序统计量的协方差；$u_{j(q_j+1)}$ 为标准极值分布总体大小为 n_j+1 的样本的第 q_j+1 个顺序统计量的均值，$v_{jk(q_j+1)}=$

$v_{j(q_j+1)k}(k=1,2,\cdots,q_j+1)$ 为标准极值分布总体大小为 n_j+1 的样本的第 k 与第 q_j+1 个顺序统计量的协方差，这些值均可通过公式计算或查表[10]得到。

可靠度为 R 的可靠持久寿命点估计及置信水平为 γ 的上下限分别为

$$y_R=\hat{a}+\hat{b}x+\hat{\sigma}\ln\ln\frac{1}{R} \tag{5}$$

$$\begin{cases} y_{R_U}=\hat{a}+\hat{b}x+ \\ \quad \dfrac{\hat{\sigma}}{1-u_\gamma^2c_{33}}\left[\ln\ln\dfrac{1}{R}+u_\gamma^2(c_{13}+c_{23}x)+u_\gamma\sqrt{\omega_R}\right] \\ y_{R_L}=\hat{a}+\hat{b}x+ \\ \quad \dfrac{\hat{\sigma}}{1-u_\gamma^2c_{33}}\left[\ln\ln\dfrac{1}{R}+u_\gamma^2(c_{13}+c_{23}x)-u_\gamma\sqrt{\omega_R}\right] \end{cases} \tag{6}$$

其中，$\omega_R=\omega+c_{33}\left(\ln\ln\dfrac{1}{R}\right)^2+2(c_{13}+c_{23}x)\ln\ln\dfrac{1}{R}$，$\omega=u_\gamma^2(c_{13}+c_{23}x)^2+(1-c_{33}u_\gamma^2)(c_{11}+2c_{12}x+c_{22}x^2)$，$c_{ij}(i,j=1,2,3)$ 为矩阵 $\boldsymbol{C}$ 的元素。

2 加速等同性与失效机制一致性检验

加速性和失效机制的一致性是针对同一种产品的不同应力水平而言。对复合材料纤维和筒体的加速等同性和失效机制一致性进行分析，即对两种产品的模型参数进行一致性检验。将复合材料纤维和筒体结构加速模型中 a、b 和 σ 分别记为 a_1、b_1、σ_1 和 a_2、b_2、σ_2，作以下假设。

(1) 假设分布参数 σ_1、σ_2 的估计量是两个相互独立的正态总体，若纤维和筒体的失效机制相同，则这两个正态总体的均值和方差均相等[11-12]。

(2) 加速模型参数中的 a 是反映纤维与筒体结构试样总体寿命的特性，因此 a_1 和 a_2 不存在关系。

(3) 假设加速模型中参数 b_1、b_2 的估计量是两个相互独立的正态总体，若纤维和筒体结构的加速性等同，则这两个正态总体的均值和方差均相等。

综合以上假设，将 $(\hat{b}_1,\hat{\sigma}_1)$ 和 $(\hat{b}_2,\hat{\sigma}_2)$ 看作两个二元正态总体，可通过两个二元正态总体均值和协方差相等的检验来验证这两个二元正态总体的均值向量和协方差矩阵是否相等。

2.1 两个独立二元正态总体均值相等的检验

设两个二元正态总体 $(\hat{b}_1,\hat{\sigma}_1)\sim N_2(\mu_1,\Sigma_1)$，$(\hat{b}_2,\hat{\sigma}_2)\sim N_2(\mu_2,\Sigma_2)$，从中分别抽取 n，$m>2$ 个样本，其均值向量分别为 $\bar{\boldsymbol{X}}$、$\bar{\boldsymbol{Y}}$，协方差矩阵分别为 $\boldsymbol{S}_i(i=1,2)$。现需检验假设

$H_0:\mu_1=\mu_2$，$H_1:\mu_1\neq\mu_2$

当 $\Sigma_1=\Sigma_2$ 但未知时，检验统计量

$$T^2=\frac{nm}{n+m}(\bar{\boldsymbol{X}}-\bar{\boldsymbol{Y}})^{\mathrm{T}}\boldsymbol{S}^{-1}(\bar{\boldsymbol{X}}-\bar{\boldsymbol{Y}}) \tag{7}$$

其中

$$\boldsymbol{S}=\frac{(n-1)\boldsymbol{S}_1+(m-1)\boldsymbol{S}_2}{n+m-2}$$

而 $F=\dfrac{(n+m-2)-1}{2(n+m-2)}T^2\sim F(2,n+m-3)$。

所以对于给定的显著性水平 α，其拒绝域为

$$\{F>F_{1-\alpha}(2,n+m-3)\} \tag{8}$$

2.2 两个二元正态总体协方差阵相等的检验

设两个二元正态总体 $(\hat{b}_1,\hat{\sigma}_1)\sim N_2(\mu_1,\Sigma_1)$，$(\hat{b}_2,\hat{\sigma}_2)\sim N_2(\mu_2,\Sigma_2)$，从中分别抽取 n，$m>2$ 个样本，其协方差矩阵分别为 $\boldsymbol{S}_i(i=1,2)$，现需检验的假设为

$H_0:\Sigma_1=\Sigma_2$，$H_1:\Sigma_1\neq\Sigma_2$

采用修正的似然比统计量

$$\lambda^*=\frac{(n+m-2)^{(n+m-2)}\left|\boldsymbol{S}_1\right|^{\frac{(n-1)}{2}}\left|\boldsymbol{S}_2\right|^{\frac{(m-1)}{2}}}{(n-1)^{\frac{(n-1)}{2}}(m-1)^{\frac{(m-1)}{2}}\left|\boldsymbol{S}_1+\boldsymbol{S}_2\right|^{\frac{(n+m-2)}{2}}} \tag{9}$$

则

$$-2\ln\lambda^*\sim\chi^2\left(\frac{f}{1-d}\right) \tag{10}$$

其中

$$\begin{cases} f=\dfrac{1}{2}p(p+1)(k-1) \\ d=\dfrac{2p^2+3p-1}{6(p+1)(k-1)}\left(\dfrac{1}{n-1}+\dfrac{1}{m-1}-\dfrac{1}{n+m-k}\right) \end{cases}$$

且 $k=p=2$。

对于给定的显著性水平 α，其拒绝域为

$$\left\{\chi^2<\chi_\alpha^2\left(\frac{f}{1-d}\right)\right\} \tag{11}$$

3 融合纤维信息的结构寿命评估方法

基于整体最佳线性无偏估计和加速等同性与失效机制一致性的检验结果，对纤维和筒体的协方差阵进行融合。融合过程可分两步来完成：第 1 步，融合协方差阵中与参数估计量 $\hat{b}$ 和 $\hat{\sigma}$ 相关，而与 $\hat{a}$ 不相关的项；第 2 步，为提高筒体模型参数估计 $\hat{a}$、$\hat{b}$、$\hat{\sigma}$ 的协方差矩阵的估计精度，将剩余与 $\hat{b}$ 和 $\hat{\sigma}$ 相关的项进行融合。

将纤维加速模型参数的点估计记为 $\hat{a}_1$、$\hat{b}_1$、$\hat{\sigma}_1$，协方差矩阵记为

$\mathrm{cov}(\hat{a}_1, \hat{b}_1, \hat{\sigma}_1) =$

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{a}_1) & \mathrm{cov}(\hat{a}_1, \hat{b}_1) & \mathrm{cov}(\hat{a}_1, \hat{\sigma}_1) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_1, \hat{b}_1) & \mathrm{var}(\hat{b}_1) & \mathrm{cov}(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_1, \hat{\sigma}_1) & \mathrm{cov}(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_1) \end{bmatrix} \tag{12}$$

将筒体结构加速模型参数的点估计记为 $\hat{a}_2$、$\hat{b}_2$、$\hat{\sigma}_2$，协方差矩阵记为

$\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2, \hat{\sigma}_2) =$

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{a}_2) & \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2) & \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_2) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2) & \mathrm{var}(\hat{b}_2) & \mathrm{cov}(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_2) & \mathrm{cov}(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_2) \end{bmatrix} \tag{13}$$

将 $(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1)$ 和 $(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2)$ 两个二元正态总体的协方差矩阵分别记为

$$\hat{\boldsymbol{V}}_1 = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{b}_1) & \mathrm{cov}(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1) \\ \mathrm{cov}(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_1) \end{bmatrix},$$

$$\hat{\boldsymbol{V}}_2 = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{b}_2) & \mathrm{cov}(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2) \\ \mathrm{cov}(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_2) \end{bmatrix}$$

以上两个协方差阵中的元素都是式(12)和式(13)中的部分元素。

第 1 步：融合协方差阵中只与参数 $\hat{b}$ 和 $\hat{\sigma}$ 相关的项。

通过对二元正态总体 $(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1)$ 和 $(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2)$ 的协方差进行检验，当它们具有相同的协方差矩阵 $\boldsymbol{V} = \boldsymbol{V}_1 = \boldsymbol{V}_2$ 时，两个二元正态分布总体协方差阵的无偏估计量 $\hat{\boldsymbol{V}}$ 可由下式计算：

$$\hat{\boldsymbol{V}} = \frac{(n_1 - 1)\hat{\boldsymbol{V}}_1 + (n_2 - 1)\hat{\boldsymbol{V}}_2}{n_1 + n_2 - 2}$$

相对于失效/删失比极小的筒体，复合材料纤维的试验数据量更大，失效数更多，计算更加精确。因此，根据以上方法融合参数 $(\hat{b}, \hat{\sigma})$ 的协方差矩阵后，用 $\hat{\boldsymbol{V}}$ 替代筒体试验数据估计得到的 $\hat{\boldsymbol{V}}_2$ 将更加准确。融合后 $(\hat{b}, \hat{\sigma})$ 的协方差矩阵表示为

$$\hat{\boldsymbol{V}} = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{b}_{12}) & \mathrm{cov}(\hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) \\ \mathrm{cov}(\hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_{12}) \end{bmatrix} \tag{14}$$

将融合纤维信息后的 $\hat{\boldsymbol{V}}$ 替换式(13)筒体结构协方差阵 $\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2, \hat{\sigma}_2)$ 的右下方四个元素得到

$\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2, \hat{\sigma}_2)' =$

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{a}_2) & \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2) & \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_2) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2) & \mathrm{var}(\hat{b}_{12}) & \mathrm{cov}(\hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_2) & \mathrm{cov}(\hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_{12}) \end{bmatrix}$$

第 2 步：融合与参数 $(\hat{b}, \hat{\sigma})$ 相关的其他项。

在保证参数间相关系数不变的前提下，融合纤维信息后 $\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_{12})$，$\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_{12})$ 的值可按下式计算：

$$\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_{12}) = \sqrt{\frac{\mathrm{var}(\hat{b}_{12})}{\mathrm{var}(\hat{b}_2)}} \cdot \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_2)$$

$$\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_{12}) = \sqrt{\frac{\mathrm{var}(\hat{\sigma}_{12})}{\mathrm{var}(\hat{\sigma}_2)}} \cdot \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_2)$$

经过以上两步，可得融合复合材料纤维信息的筒体模型参数协方差矩阵 $\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12})$ 如下：

$\mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) =$

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{a}_2) & \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_{12}) & \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_{12}) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{b}_{12}) & \mathrm{var}(\hat{b}_{12}) & \mathrm{cov}(\hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) \\ \mathrm{cov}(\hat{a}_2, \hat{\sigma}_{12}) & \mathrm{cov}(\hat{b}_{12}, \hat{\sigma}_{12}) & \mathrm{var}(\hat{\sigma}_{12}) \end{bmatrix} \tag{15}$$

对比式(13)和式(15)可以发现，筒体的模型参数协方差矩阵中除了只与自身相关的 $\hat{a}_2$ 外都融入了纤维的试验信息。需要指出的是，在纤维和筒体协方差矩阵的融合过程中，由于整体最佳线性无偏估计方法的参数协方差矩阵表示为

$\mathrm{cov}(\hat{a}, \hat{b}, \hat{\sigma}) = \sigma^2 \boldsymbol{C}$

而且可靠持久寿命及其上下限估计值的计算均利用的是矩阵 $\boldsymbol{C}$，因此可直接对纤维和筒体的矩阵 $\boldsymbol{C}$ 按照以上方法进行融合，使计算更加简便。

4　实　例

为验证某型筒体结构的持久寿命设计水平，对 T700 碳纤维和复合材料筒体结构分别进行了加速寿命试验。试验在标准工况 40 ℃下进行，试验载荷条件如表 1 所示。

表 1　碳纤维和筒体结构加速试验条件

Table 1　Accelerated test condition for carbon fiber and cylinder

Test object	Stress level				
T700 carbon fiber/N	1700	1800	1900	—	—
Cylinder limit load/%	63.6	72.7	80	85	90

由试验得到 T700 碳纤维和筒体结构的持久寿命数据示意图如图 1 所示。

根据上文方法对筒体结构的持久寿命进行融合评估，步骤如下。

(1) 整体最佳无偏估计方法计算结果

由整体最佳无偏估计方法计算得到纤维和筒体结构的模型参数及矩阵 $\boldsymbol{C}$ 如表 2 所示。

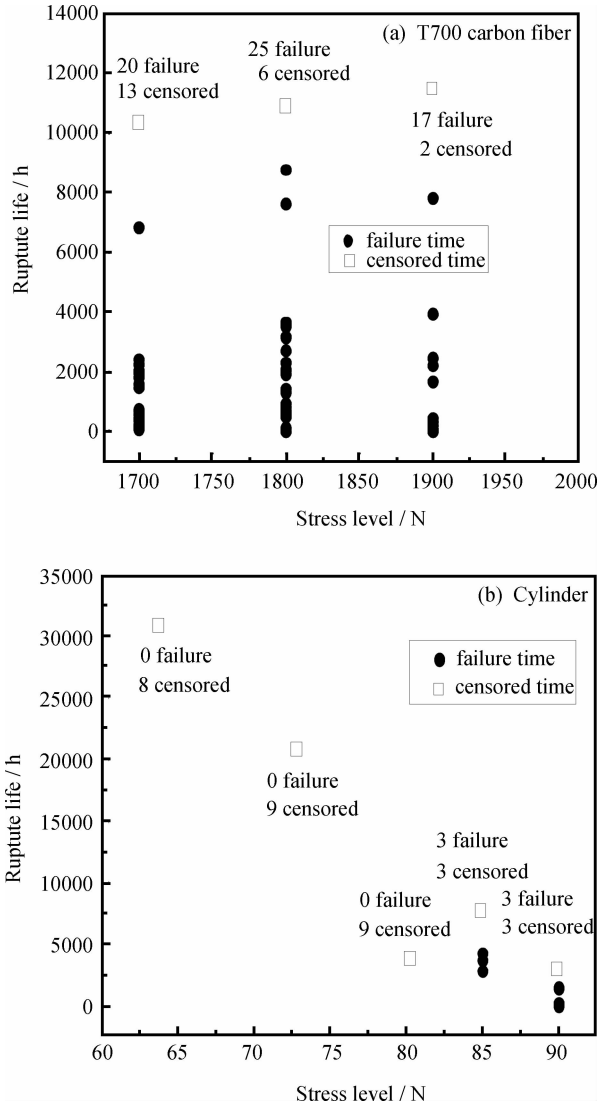

图 1　T700 碳纤维和筒体结构持久的寿命示意图

Fig. 1　Rupture life of T700 carbon fiber and cylinder

表 2　T700 纤维和筒体整体最佳线性无偏估计结果

Table 2　Result of T700 carbon fiber and cylinder with integral best linear unbiased estimation

Result	T700 carbon fiber	Cylinder stucture
$(\hat{a}, \hat{b}, \hat{\sigma})$	(157.177, −19.872, 2.32)	(6.39, −18.41, 1.20)
$\boldsymbol{C}$	$\begin{bmatrix} 495.06 & -66.08 & 0.46 \\ -66.08 & 8.82 & -0.06 \\ 0.46 & -0.06 & 0.012 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.53 & 2.70 & -0.06 \\ 2.70 & 21.49 & -1.05 \\ -0.06 & -1.05 & 0.13 \end{bmatrix}$

Note: $\hat{a}$, $\hat{b}$, $\hat{\sigma}$ —Estimation for model parameters; $\boldsymbol{C}$ —Covariance matrix for $(\hat{a}, \hat{b}, \hat{\sigma})$.

(2) T700 碳纤维和筒体结构的参数向量$(\hat{b}, \hat{\sigma})$的均值和协方差阵相等的检验

将参数$(\hat{b}, \hat{\sigma})$看作一个二元正态总体，对纤维和筒体结构的二元正态总体$(\hat{b}, \hat{\sigma})$的均值向量和协方差矩阵是否相等进行检验，结果见表 3。

表 3　T700 碳纤维和筒体结构的二元正态总体$(\hat{b}, \hat{\sigma})$的均值和协方差矩阵检验结果

Table 3　Test results of mean vector and covariance matrix for a bivariate normal population$(\hat{b}, \hat{\sigma})$ of T700 carbon fiber and cylinder

Null hypothesis	Rejection region	Observation value	Critical value $\alpha=0.025$
$\mu_1 = \mu_2$	$\{F > F_{1-\alpha}(2, n+m-3)\}$	8.09725	8.43
$\Sigma_1 = \Sigma_2$	$\left\{\chi^2 < \chi^2_\alpha\left(\frac{f}{1-d}\right)\right\}$	1.9468	0.831

Note: μ_1, Σ_1 —Mean vector and covariance matrix for $(\hat{b}_1, \hat{\sigma}_1)$ of carbon fiber; μ_2, Σ_2 —Mean vector and covariance matrix for $(\hat{b}_2, \hat{\sigma}_2)$ of cylider.

由表 3 可得，检验统计量观测值

$F = 8.09725 < F_{0.975}(2, 5) = 8.43$

$\chi^2 = 1.9468 > \chi^2_{0.025}(5)$

因此，接受原假设，即复合材料碳纤维和筒体结构二元正态总体$(\hat{b}, \hat{\sigma})$的均值向量和协方差矩阵均相等。

(3) T700 碳纤维和筒体结构的信息融合

利用本文方法，将表 2 中纤维协方差矩阵 $\boldsymbol{C}$ 的信息融合到筒体结构中并计算可靠度 $R = 0.9$，置信水平 $\gamma = 0.95$ 下的可靠持久寿命上下限，融合前后的结果对比如表 4 所示。

表 4　融合碳纤维信息前后筒体的评估结果对比

Table 4　Contrast result for cylinder before and after fusion the information of carbon fiber

Result	Original data	Fusion the information of carbon fiber
$\boldsymbol{C}$	$\begin{bmatrix} 0.53 & 2.70 & -0.06 \\ 2.70 & 21.49 & -1.05 \\ -0.06 & -1.05 & 0.13 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.53 & 2.08 & -0.037 \\ 2.08 & 12.76 & -0.37 \\ -0.037 & -0.37 & 0.049 \end{bmatrix}$
Interval estimation of y_R	[13.79, 27.35]	[14.29, 23.15]
Interval length	13.56	8.86

Note: $\boldsymbol{C}$ —Covariance matrix for $(\hat{a}, \hat{b}, \hat{\sigma})$; y_R —Logarithmic reliability life.

由表 4 可知，可靠度 $R = 0.9$ 时，融合纤维数据信息后，筒体结构的可靠持久寿命评估精度提高了 35%。

对数可靠持久寿命 y_R 及其上下限随可靠度 R 的变化曲线如图 2 所示。可以看出，随着可靠度的

变化，融合纤维数据信息后，筒体结构可靠持久寿命的评估精度均有所提高。

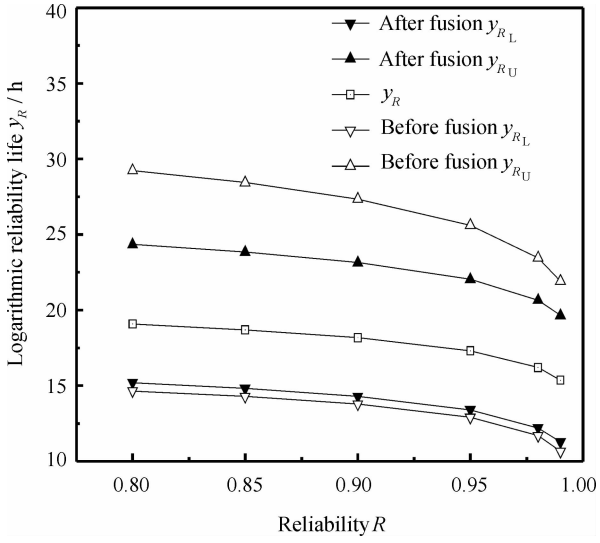

图 2　对数可靠寿命 y_R 及其上下限的变化曲线

Fig. 2　Change curves for logarithmic reliability life y_R and its upper and lower limits

5　结　论

（1）由于在高速旋转工作时外层纤维承受主要的工作载荷，因此碳纤维和筒体结构的加速性是等同的且失效机制一致，结构设计分析与试验数据统计检验亦证明这一点。

（2）在满足加速等同性与失效机制一致性的条件下，通过将纤维加速寿命中表征分散性的信息融合到筒体结构中，可提高筒体可靠持久寿命评估的精度。

（3）基于 Weibull 分布和逆幂律模型对复合材料筒体结构的持久寿命进行评估，该方法可以推广应用于对数正态等其他位置-刻度族分布和加速模型。

参考文献：

[1]　李东风，王浩静，贺　福. T300 和 T700 炭纤维的结构与性能 [J]. 新型炭材料，2007，22(1)：59-64.
Li Dongfeng，Wang Haojing，He Fu. Structure and properties of T300 and T700 carbon fiber [J]. New Carbon Materials，2007，22(1)：59-64.

[2]　张国腾，陈蔚岗，杨　波. T700 碳纤维/环氧复合材料力学性能研究 [J]. 纤维复合材料，2009(2)：49-52.
Zhang Guoteng，Chen Weigang，Yang Bo. Testing research on mechanical properties of T700 carbon fiber/epoxy composites [J]. Fiber Composites，2009(2)：49-52.

[3]　Zhou Yuanxin，Basser Mohammed A，Mahfuz Hassan，et al. Statistical analysis on fatigue strength distribution of T700 carbon fiber [J]. Composites Science and Technology，2006，66(13)：2100-2106.

[4]　余治国，杨胜春，宋笔锋. T700 和 T300 炭纤维增强环氧树脂基复合材料湿热老化性能对比 [J]. 机械工程材料，2009，33(6)：48-51.
Yu Zhiguo，Yang Shengchun，Song Bifeng. Comparison of wet and hot aging resistance of T700 and T300 carbon fiber strengthened epoxy resin composites [J]. Materials for Mechanical Engineering，2009，33(6)：48-51.

[5]　古兴瑾，许希武. 纤维增长复合材料层板高速冲击损伤数值模拟 [J]. 复合材料学报，2012，29(1)：150-161.
Gu Xingjin，Xu Xiwu. Numerical simulation of damage in fiber reinforced composite laminates under high velocity impact [J]. Acta Materiae Compositae Sinica，2012，29(1)：150-161.

[6]　刘　杰，白艳霞，田宇黎，黄翔宇，王春华，梁节英. 电化学表面处理对碳纤维结构及性能的影响 [J]. 复合材料学报，2012，29(2)：16-25.
Liu Jie，Bai Yanxia，Tian Yuli，Huang Xiangyu，Wang Chunhua，Liang Jieying. Effect of the process of electrochemical modification on the surface structure and properties of PAN-based carbon fibers [J]. Acta Materiae Compositae Sinica，2012，29(2)：16-25.

[7]　赵军圣，庄光明，王增桂. 极大似然估计方法介绍 [J]. 长春理工大学学报，2010，5(6)：53-54.
Zhao Junsheng，Zhuang Guangming，Wang Zenggui. The introduction of the maximum likelihood estimation method [J]. Journal of Changchun University of Science and Technology，2010，5(6)：53-54.

[8]　傅惠民，岳晓蕊. 定时截尾数据回归分析方法 [J]. 航空动力学报，2010，25(1)：142-147.
Fu Huimin，Yue Xiaorui. Regression analysis method for type-Ⅰ censored data [J]. Journal of Aerospace Power，2010，25(1)：142-147.

[9]　Ma Xiaobing，Wang Tingting，Wang Jingyu，Liu Zhenyu. Method on accelerated rupture life evaluation for composite material based on type-Ⅱ censored data [C]//Hu X Z，Lau A K T. Material and Design. Switzerland：Trans Tech Publishers Ltd，2011：439-443.

[10]　Balakrishnan N，Chan P S. Order statistics from extreme value distribution Ⅰ：Table of mean，variances and covariances [J]. Communications in Statistics：Simulation and Computation，1992，21(4)：1199-1217.

[11]　周源泉，翁朝曦，叶喜涛. 论加速系数与失效机理不变的条件Ⅰ：寿命型随机变量的情况 [J]. 系统工程与电子技术，1996(1)：55-67.
Zhou Yuanquan，Weng Zhaoxi，Ye Xitao. Study on accelerated factor and condition for constant failure mechanism Ⅰ：The case for lifetime is a random variable [J]. Journal of Systems Engineering and Electronics，1996(1)：55-67.

[12]　孙祝岭. 失效机理不变的一个条件 [J]. 电子产品可靠性与环境试验，2008，26(4)：6-8.
Sun Zhuling. A condition for constant failure mechanism [J]. Electronic Product Reliability and Environmental Testing，2008，26(4)：6-8.