

引用格式:盖炳良,滕克难,王浩伟,等.盲数和GM(1,1)模型在性能退化产品可靠性分析中的应用[J].电光与控制,2018,25(12):102-106.
GAI B L, TENG K N, WANG H W, et al. Application of blind number and GM(1,1) model in the reliability analysis of performance degradation product [J]. Electronics Optics & Control, 2018, 25(12):102-106.

盲数和GM(1,1)模型在性能退化产品可靠性分析中的应用

盖炳良, 滕克难, 王浩伟, 陈瑜, 孙媛
(海军航空大学, 山东烟台 264001)

摘要:针对现有方法常忽略性能退化数据和失效阈值存在的随机不确定性,将盲数和GM(1,1)模型等灰色系统理论方法运用到性能退化产品可靠性分析中。首先定义退化数据和失效阈值的盲数,采用灰数排序方法优化可信度,由盲数运算求得测量时刻点的可靠度。然后采用GM(1,1)建模方法进行三参数威布尔分布参数估计,获取可靠度函数。最后,将所提方法应用于GaAs激光器退化数据。结果表明本文方法合理有效,拟合精度高,具有工程应用价值。

关键词:盲数; GM(1,1); 三参数威布尔分布

中图分类号: TB114.3 **文献标志码:** A **doi:**10.3969/j.issn.1671-637X.2018.12.022

Application of Blind Number and GM(1,1) Model in the Reliability Analysis of Performance Degradation Product

GAI Bing-liang, TENG Ke-nan, WANG Hao-wei, CHEN Yu, SUN Yuan
(Naval Aviation University, Yantai 264001, China)

Abstract: To solve the problem that uncertainties existing in the performance degradation data and failure threshold are always ignored in current methods, a new method of reliability analysis of performance degradation products based on blind number and GM(1,1) model is proposed. Firstly, the blind number of degradation data and failure threshold is defined. The method of gray number ranking is used to optimize the confidence level of the blind number. The degree of reliability at the time of the measurement is calculated through blind number operation. Then, the parameter estimation of three-parameter Weibull distribution is carried out by using the GM(1,1) modeling method, and the function of reliability degree is obtained. Finally, a case study on the degradation data of GaAs laser is provided to verify the effectiveness of the proposed method. The results illustrate the rationality, validity and high fitting precision of the proposed method, which can be used in engineering applications.

Key words: blind number; GM(1,1); three-parameter Weibull distribution

0 引言

如何表达和处理不确定信息是可靠性工程面临的不可避免的挑战^[1],而性能退化过程可视为一个部分已知、部分未知的灰色系统,因而灰色系统理论可应用于性能退化可靠性分析,且GM(1,1)对小样本建模的有效性^[2]使之可有效解决小样本、贫信息的建模困难。因而本文将盲数和GM(1,1)等灰色理论方法引入性能退化可靠性分析中。

盲数实质是建立区间灰数和可信度。不考虑概率分布时,常采用自然断点法构建区间灰数,用判断矩阵法^[3]或直接用数量百分比建立可信度,这类方法的局限在于盲数的建立完全受限于现有数据。考虑概率分布时,文献[4]考虑故障率服从浴盆曲线,将区间总长度设为故障率最大值与最小值的差值,再等分确定各区间灰数,可信度设为区间故障率对应时间与寿命周期的比值;文献[5]假设退化量服从正态分布,由“ 3σ ”性质确定区间灰数和可信度。

三参数威布尔分布应用范围广泛,其参数估计方法较多:文献[6]以秩回归方法获取初始值,采用非线性最小二乘法得到参数估计值;文献[7]也以秩回归方法获取初始值,并用神经网络和遗传算法优化;也有采用灰色模型方法进行参数估计的,GM(1,1)建模条

收稿日期:2017-11-07

基金项目:国家自然科学基金(51605487)

作者简介:盖炳良(1981—),男,浙江嘉兴人,博士生,研究方向为装备可靠性评估,加速试验。

件的优点是小样本建模,通常只需 4~10 个样本^[8];文献[9]采用 GM(1,1)直接建模方法对三参数威布尔分布进行参数估计,认为若形状参数大于 1,则拟合度好,精度较高,但没有考虑 GM(1,1)建模中原始序列和累加序列的区别,且没有考虑初始条件的优化和参数估计值的进一步优化等。

因此,本文通过模型选择择优确定概率分布,并用灰数排序方法优化可信度;假定各测量时刻点的可靠度值,在服从三参数威布尔分布条件下,采用 GM(1,1)建模方法估计和优化参数。

1 基于盲数的测量时刻点可靠度

按照盲数定义^[4]构建退化数据盲数和失效阈值盲数。

1.1 退化数据盲数

假定产品性能退化服从单调递增(单调递减同样适用),性能退化试验采用平衡测量,即不同样品的测量数据是在多个时刻同时测量得到。设 t_k 为第 k 次测量时刻,记测量时刻为 $t_1 < t_2 < \dots < t_M$, x_{ik} 为 t_k 时刻第 i 个样品的性能退化测量值,其中, $1 \leq i \leq N, 1 \leq k \leq M$ 。

以 X_k 为 t_k 时刻的性能退化数据, X_k 表示 t_k 时刻退化数据区间灰数, α_j 为 X_k 在区间灰数 X_k 中的可信度, α 为总可信度, $X_k \in g(I), n_x$ 为盲数阶数,则 t_k 时刻的性能退化数据的盲数定义为

$$X_{t_k} = f(X_k) = \begin{cases} \alpha_j & X_k = X_{.k}, j = 1, 2, \dots, n_x \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

1.2 失效阈值盲数

设 L 为失效阈值, L_o 为失效阈值区间灰数, β_j 为 L 在区间灰数 L_o 的可信度, β 为总可信度, $L_o \in g(I), n_l$ 为盲数阶数,因而,失效阈值盲数定义为

$$L_j = h(L) = \begin{cases} \beta_j & L = L_o, j = 1, 2, \dots, n_l \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

1.3 t_k 时刻可靠度

若在 t_k 时刻产品退化量 X_k 超过产品阈值 L ,则称为产品失效,产品在 t_k 时刻的可靠度为

$$R(t_k) = P(X_k < L) = P(L - X_k > 0) \quad (3)$$

由式(1)~式(3)得盲数可靠度算式为

$$R(t_k) = P(X_{t_k} < L_j) = P(L_j - X_{t_k} > 0) = P(h(L) - f(X_k) > 0) \quad (4)$$

令 $h(L) - f(X_k) = \varphi(\gamma) = \begin{cases} \omega_i & \gamma = \gamma_i, i = 1, 2, \dots, n_x \cdot n_l \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, 则

$$R(t_k) = P(\varphi(\gamma) > 0) \quad (5)$$

盲数运算时,可能出现区间交叉,设 $l_i = [l_{dn}, l_{up}] \in L_o, X_i = [x_{dn}, x_{up}] \in X_k$, 当出现式(6)中任意一种情形

时,就认为出现区间交叉,即

$$\begin{cases} x_{dn} < l_{dn} < l_{up} < x_{up} \\ l_{dn} < x_{dn} < l_{up} < x_{up} \\ x_{dn} < l_{dn} < x_{up} < l_{up} \\ l_{dn} < x_{dn} < x_{up} < l_{up} \end{cases} \quad (6)$$

$l_i - X_i > 0$, 表示 $l_{up} - x_{dn} > l_{dn} - x_{up} \geq 0; l_i - X_i = 0$, 表示 $l_{up} - x_{dn} \geq 0 > l_{dn} - x_{up}$, 则

$$P(\varphi(\gamma) > 0) = \sum_{i=1}^{n_x \cdot n_l} \varphi(\gamma_i > 0) + \sum_{i=1}^{n_x \cdot n_l} \lambda_i \varphi(\gamma_i = 0) \quad (7)$$

式中, $\lambda_i = \frac{l_{up} - x_{dn}}{l_{up} - l_{dn} + x_{up} - x_{dn}}$ 。

可见处理区间交叉时式(7)折合了区间中大于 0 的可信度,折合系数 λ 按均匀分布来计算,若考虑概率分布,则不宜按均匀分布来计算^[10]。

假设退化量和失效阈值相互独立。图 1 中显见 $x_{dn} < l_{dn} < l_{up} < x_{up}$, 由 $(x_{dn}, l_{dn}), (x_{dn}, l_{up}), (x_{up}, l_{dn}), (x_{up}, l_{up})$ 4 点所围区域为区间灰数 l_i, X_i 排序比较区域, $l_i = X_i$ 线将阴影区域分为 D_2 和 D_1 上下两部分。在基于概率分布的情况下,按如下方法修正确定区间交叉时 λ 的取值。

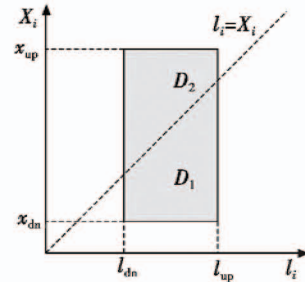


图 1 灰数排序

Fig. 1 Interval grey number ranking

当 $x_{dn} < l_{dn} < l_{up} < x_{up}$ 时,

$$\lambda_i = P(l_i > X_i) = \frac{\iint_{D_1} h(l)f(x) dl dx}{\iint_{D_1+D_2} h(l)f(x) dl dx} = \frac{\int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^l f(x) dx}{\int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^{x_{up}} f(x) dx} \quad (8)$$

当 $l_{dn} < x_{dn} < l_{up} < x_{up}$ 时,

$$\lambda_i = P(l_i > X_i) = \frac{\iint_{D_1} h(l)f(x) dl dx}{\iint_{D_1+D_2} h(l)f(x) dl dx} = \frac{\int_{x_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^l f(x) dx}{\int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^{x_{up}} f(x) dx} \quad (9)$$

当 $x_{dn} < l_{dn} < x_{up} < l_{up}$ 时,

$$\lambda_i = P(l_i > X_i) = \frac{\iint_{D_1} h(l)f(x) dl dx}{\iint_{D_1+D_2} h(l)f(x) dl dx} =$$

$$\frac{\int_{l_{dn}}^{x_{dn}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^{l_{up}} f(x) dx + \int_{x_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^{x_{up}} f(x) dx}{\int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl \int_{x_{dn}}^{x_{up}} f(x) dx} \quad (10)$$

当 $l_{dn} < x_{dn} < x_{up} < l_{up}$ 时,

$$\lambda_i = P(l_i > X_i) = \frac{\int_{D_1}^{D_2} \int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) f(x) dl dx}{\int_{D_1+D_2}^{D_1+D_2} \int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) f(x) dl dx} = \frac{\int_{x_{dn}}^{x_{up}} f(x) dx \int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl}{\int_{x_{dn}}^{x_{up}} f(x) dx \int_{l_{dn}}^{l_{up}} h(l) dl} \quad (11)$$

2 产品可靠度

经盲数运算,求得测量时刻可靠度值,形成一个离散可靠度序列 $\{t_k, R(t_k)\}, k=1, 2, \dots, M$ 。假设产品寿命服从三参数威布尔分布,即

$$R(t) = \exp\left[-\left(\frac{t-\tau}{\eta}\right)^m\right] \quad (12)$$

式中, τ, m, η 分别是位置参数、形状参数和尺度参数。式(12)经变换可表示为

$$t = \eta \cdot \exp\left\{\frac{\ln[-\ln R(t)]}{m}\right\} + \tau \quad (13)$$

令 $R_k = \ln[-\ln R(t_k)]$, 则 (R_k, t_k) 满足

$$t_k = \eta \cdot \exp\left(\frac{1}{m} R_k\right) + \tau \quad (14)$$

下面基于非等间距 GM(1,1) 模型对 τ, m, η 进行参数估计。

2.1 非等间距 GM(1,1) 参数估计

非等间距 GM(1,1) 模型 $x^{(0)}(t_k) + az^{(1)}(t_k) = b$ 的最小二乘法估计参数满足 $[a, b]^T = (B^T B)^{-1} B^T Y$, 其

$$\text{中, } B = \begin{bmatrix} -z^{(1)}(t_2), 1 \\ -z^{(1)}(t_3), 1 \\ \vdots \\ -z^{(1)}(t_n), 1 \end{bmatrix}, Y = \begin{bmatrix} x^{(0)}(t_2) \\ x^{(0)}(t_3) \\ \vdots \\ x^{(0)}(t_n) \end{bmatrix} \quad (15)$$

由微分方程解的性质可得

$$x^{(1)}(t) = c \exp(-at) + \frac{b}{a} \quad (15)$$

$$\hat{x}^{(1)}(t_k) = c \exp(-at_k) + \frac{b}{a} \quad (16)$$

则由定义可得,原始序列模拟值为 $x^{(0)}(t_k) = (x^{(1)}(t_k) - x^{(1)}(t_{k-1}))/\Delta t_k = \{c \exp(-at_k)[1 - \exp(a\Delta t_k)]\}/\Delta t_k, k=2, 3, \dots, M$ 。

参数 c 可基于最小二乘估计: $Q_1 = \min_{c_1}$

$$\sum_{k=2}^M \left[\frac{x^{(0)}(t_k) - \hat{x}^{(0)}(t_k)}{x^{(0)}(t_k)} \right]^2, Q_2 = \min_{c_2} \sum_{k=1}^M \left[\frac{x^{(1)}(t_k) - \hat{x}^{(1)}(t_k)}{x^{(1)}(t_k)} \right]^2$$

得到,可进一步转换成关于 c 的二次函数,通过 $\frac{dQ}{dc} = 0$ 求

极值方法,分别得到 $c_1 = \frac{\sum_{k=2}^M \frac{\exp(-at_k)[1 - \exp(a\Delta t_k)]}{\Delta t_k x^{(0)}(t_k)}}{\sum_{k=2}^M \left[\frac{\exp(-at_k)(1 - \exp(a\Delta t_k))}{\Delta t_k x^{(0)}(t_k)} \right]^2},$

$$c_2 = \frac{\sum_{k=1}^M \frac{\exp(-at_k)}{x^{(1)}(t_k)} \left[1 - \frac{b}{ax^{(1)}(t_k)} \right]}{\sum_{k=1}^M \left[\frac{\exp(-at_k)}{x^{(1)}(t_k)} \right]^2}.$$

以上皆将误差平方和最小作为标准,而模型评价时通常以平均相对误差绝对值最小为标准,这是模型优化与检验的脱节。如文献[11]以模拟值累加序列与原始序列平均相对偏差最小为最优化准则,与模型检验标准仍存在不一致。因而以平均相对误差绝对值最小为参数估计准则,将最小二乘法参数估计值作为初始值,分别以 $\min \frac{1}{M-1} \sum_{k=2}^M \left| \frac{x^{(0)}(t_k) - \{c \exp(-at_k)[1 - \exp(a\Delta t_k)]\}/\Delta t_k}{x^{(0)}(t_k)} \right|,$ $\min \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M \left| \left\{ x^{(1)}(t_k) - \left[c \exp(-at_k) + \frac{b}{a} \right] \right\} / x^{(1)}(t_k) \right|$ 准则搜索得到参数 a, b 和 c 的优化值,并通过其建模精度进行择优确定。

2.2 三参数威布尔分布参数估计

比较式(14)和式(16),易得

$$\begin{cases} \tau = b/a \\ m = -1/a \\ \eta = c \end{cases} \quad (17)$$

3 实例

取在 80°C 条件下某 GaAs 激光器工作电流随时间变化的百分比数据,详细数据可见文献[12],试验样本个数为 15,每 250 h 测试一次,至 4000 h 为止,阈值为 10。

3.1 择优选择 t_k 时刻的退化量分布

参考已有文献对同一批数据分析时假定过的分布模型,选择正态分布、威布尔分布、Gamma 分布和对数正态分布 4 种分布作为待选模型,对各测量时刻的退化量分布进行 AD 检验。

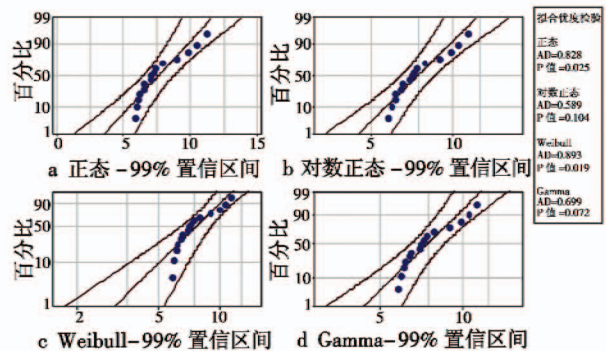


图2 $t_k = 3500$ h 时的性能退化模型选择

Fig. 2 Degradation model selection when $t_k = 3500$ h

图 2 所示为当 $t_k = 3500$ h 时的检验结果,可见当 $t_k = 3500$ h 时对数正态分布 AD 值最小,是最优分布。

3.2 t_k 时刻的产品可靠度

取总可信度为 1,盲数阶数为 6,假定失效阈值服从正态分布 $N(10,0.05)$,可得到失效阈值盲数和各测量时刻的退化数据盲数,通过盲数运算得到各测量时刻点可靠度。以 $t_k = 3500$ h 为例, $n_x = n_l = 6, \mu_l = 10, \sigma_l = 0.05, \mu_x = 1.94184, \sigma_x = 0.21798, \mu_x, \sigma_x$ 分别是该时刻对数正态分布的期望值和标准差。当 $t_k = 3500$ h 时,其退化数据和阈值盲数分别为 $T_{14} = f(x_{14}) =$

$$\begin{cases} 0.2528 & x_{14} = [2.700, 6.030) \\ 0.0696 & x_{14} = [6.030, 6.305) \\ 0.1147 & x_{14} = [6.305, 6.735) \\ 0.3636 & x_{14} = [6.735, 8.380), L_f = f(l) = \\ 0.1984 & x_{14} = [8.380, 13.79) \\ 0.0009 & x_{14} = [13.79, 16.30] \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \begin{cases} 0.0228 & l = [9.70, 9.90) \\ 0.1359 & l = [9.90, 9.95) \\ 0.3413 & l = [9.95, 10.00) \\ 0.3413 & l = [10.00, 10.05) \\ 0.1359 & l = [10.05, 10.10) \\ 0.0228 & l = [10.10, 10.30) \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

表 1 给出了未修正折合系数 λ 时各测量时刻的可靠度,同时对比了修正后的结果,其中 250 ~ 1750 h 的可靠度为 1。

表 1 各测量时刻基于盲数的可靠度 ($\alpha=1, \beta=1$)

Table 1 Blind number reliability at the time of measurement ($\alpha=1, \beta=1$)

方法	t_k/h									
	2000	2250	2500	2750	3000	3250	3500	3750	4000	
未修	0.999 989	0.990 577	0.982 550	0.979 313	0.955 939	0.961 851	0.936 056	0.874 352	0.795 547	
本文	0.999 995	0.999 730	0.999 247	0.997 732	0.991 097	0.978 703	0.950 936	0.917 553	0.856 704	

3.3 产品可靠度

根据 GM(1,1)建模要求,可分别选择建模序列为 3250 ~ 4000, 3000 ~ 4000, 2750 ~ 4000, 2500 ~ 4000, 2250 ~ 4000 等 5 个测量时刻段,分别组成含 4 ~ 8 个 (R_k, t_k) 的离散序列,不同序列建模模拟精度如表 2 所示,由精度最高可得到三参数威布尔分布的 $\hat{\tau}, \hat{m}, \hat{\eta}$ 估计值如表 3 所示,求得可靠度函数为

$$R(t) = \exp \left[- \left(\frac{t-1938.5296}{3163.0191} \right)^{4.3592} \right] \quad (18)$$

表 2 建模精度比较

Table 2 Comparison of modeling accuracy

序列	采用累加序列建模精度/%	采用累加序列建模精度/%
3250 ~ 4000	99.64	90.79
3000 ~ 4000	99.69	89.34
2750 ~ 4000	99.65	92.13
2500 ~ 4000	99.51	86.59
2250 ~ 4000	98.75	82.93

表 3 三参数威布尔分布参数估计值

Table 3 Parameter estimation value of three parameter Weibull distribution

序列	方法	累加序列方法估计值		
		$\hat{\tau}$	\hat{m}	$\hat{\eta}$
3000 ~ 4000	最小二乘	1 959.513 2	4.187 6	3 194.576 1
4000	本文	1 938.529 6	4.359 2	3 163.019 1

4 进一步讨论

考虑其他 2 种方法。方法 1:由盲数方法求得测量时刻点可靠度,再按极值分布进行参数估计,获取可靠度函数。方法 2:即文献[12]方法,认为每个测量时刻退化量服从正态分布,并采用极值分布估计参数。

表 4 是 3 种方法的比较,可见,本文方法拟合精度最高,平均寿命为 4 819.7 h。

表 4 3 种方法结果分析比较

Table 4 Comparison of the results from three methods

方法	误差	平均寿命/h
本文	0.007 5	4 819.7
方法 1	0.041 9	4 989.7
方法 2	0.011 1	4 639.7

图 3 所示是 3 种方法所得的可靠度曲线图,本文方法得到的可靠度曲线介于方法 1 和方法 2 得到的可靠度曲线之间。

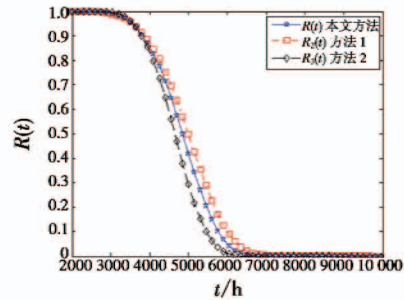


图 3 可靠度曲线

Fig. 3 Reliability curves

5 结束语

本文主要研究盲数和 GM(1,1)建模等灰色系统方法在性能退化产品可靠性分析中的应用。首先采用模型选择,运用盲数理论求得各测量时刻的可靠度,然后采用 GM(1,1)建模方法对三参数威布尔分布进行参数估计,求得可靠度函数。通过 3 种方法在 GaAs 激光器退化数据上的应用比较,验证了本文方法的合理有效性。主要结论如下:

- 1) 采用灰数排序方法修正灰数区间交叉时的可信度值,避免均匀分布造成的误差;
- 2) 基于 GM(1,1)的三参数威布尔分布参数估计

方法,避免了反复迭代,简单明了,且相比于极值分布近似方法具有更好的拟合精度;

3) 下一步如何将灰色系统方法应用于多元退化、退化与突发竞争失效等性能退化过程,有待进一步深入研究。

参 考 文 献

- [1] ZIO E. Reliability engineering: old problems and new challenges [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2009, 94: 125-141.
- [2] WU L F, LIU S F, YAO L G, et al. The effect of sample size on the grey system model [J]. Applied Mathematical Modelling, 2013, 37(1): 6577-6583.
- [3] 陈骥群, 赵书强, 马燕峰, 等. 贝叶斯网络法与盲数相结合的配电网可靠性评估 [J]. 电力自动化设备, 2015, 35(6): 112-116.
- [4] 胡美玉, 胡志坚. 多场景技术与盲数相结合的配电系统可靠性评估 [J]. 电力系统保护与控制, 2017, 45(1): 21-27.
- [5] 杨恒, 徐格宁, 韩子渊. 基于盲数理论的性能退化数据可靠性分析 [J]. 机械强度, 2013, 35(6): 777-782.

- [6] MARKOVIC D, JUKIC D, BENSIC M. Nonlinear weighted least squares estimation of a three-parameter Weibull density with a nonparametric start [J]. Journal of Computational and Applied Mathematics, 2009, 228(1): 304-312.
- [7] YANG F, YUE Z F. Kernel density estimation of three-parameter Weibull distribution with neural network and genetic algorithm [J]. Applied Mathematics and Computation, 2014, 247(1): 803-814.
- [8] DENG J L. Proving GM(1,1) modeling via four data (at least) [J]. Journal of Grey System, 2004, 16(1): 1-4.
- [9] 郑荣跃, 严剑松. 威布尔分布参数估计新方法研究 [J]. 机械强度, 2002, 24(4): 599-601.
- [10] XIE N M, LIU S F. Novel methods on comparing grey numbers [J]. Applied Mathematical Modelling, 2010, 34(2): 415-423.
- [11] HSU L C, WANG C H. Forecasting the output of integrated circuit industry using a grey model improved by the Bayesian analysis [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2007, 74(6): 843-853.
- [12] 钟强晖, 张志华, 吴和声. 基于退化数据的可靠性评估方法探讨 [J]. 系统工程与电子技术, 2009, 31(9): 2280-2284.

(上接第 39 页)

正信息,则结果如图 11 所示。

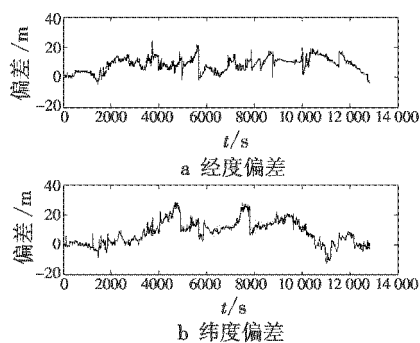


图 11 RFID 辅助修正后的定位偏差

Fig. 11 Positioning errors revised by RFID

由图 11 可知,定位误差大幅减小,误差控制在精度要求范围内,达到米级,有效定位航时延长了一倍多,达 3.6 h 以上。

5 结 束 语

本文从作战应用背景下的现阶段发射车车载定位定向技术存在的问题出发,探讨并提出了应用 RFID 定位修正 SINS/OD 方案。对工程背景下的 RFID 行车定位方式进行设计与验证,得出其定位精度高、易于实现的结论;同时,为解决长航时下 SINS/OD 精度不满足要求的问题,建立 SINS/OD/RFID 模型对其进行了修正改进,并结合解决问题的实际情况,进行一次模拟长

航时跑车实验。实验结果表明,随机 4 次 RFID 定位辅助的 SINS/OD 抑制了误差发散,将满足精度要求的导航时间延长近一倍,提高了发射车在野外无阵地依托时的作战能力,为工程实现提供一定的参考。

参 考 文 献

- [1] 陈思, 仲启媛, 谭立龙, 等. 车载定位定向技术概述 [J]. 飞航导弹, 2017(10): 26-30.
- [2] 蔺博, 汤霞清, 黄湘远. 军用车载定位导航系统发展及应用现状 [J]. 科技展望, 2015(31): 205-206.
- [3] 李瑞涛, 徐胜红, 曹文静. 基于地标信息的车载惯导姿态修正技术 [J]. 海军航空工程学院学报, 2014, 29(4): 315-318.
- [4] WANG J H, GAO Y. GPS-based land vehicle navigation system assisted by a low-cost gyro-free INS using neural network [J]. The Journal of Navigation, 2004, 57(3): 417-428.
- [5] 方伟骏. GPS 与数字地图匹配的组合导航研究 [D]. 南京: 南京航空航天大学, 2009.
- [6] 严恭敏. 车载自主定位定向系统研究 [D]. 西安: 西北工业大学, 2006.
- [7] 唐拥政, 王明辉, 王春风. RFID 技术及应用 [M]. 镇江: 江苏大学出版社, 2014.
- [8] 彭力. 无线射频识别 (RFID) 技术基础 [M]. 北京: 北京航空航天大学出版社, 2012.
- [9] 王凯. 基于联邦卡尔曼滤波的组合定位定向技术研究 [D]. 西安: 第二炮兵工程大学, 2012.
- [10] 秦永元. 惯性导航 [M]. 2 版. 北京: 科学出版社, 2014.