【后勤保障与装备管理】　　doi：10.11809/scbgxb2014.11.019

基于改进 Grey-Markov 模型的导弹备件需求预测

任　喜[1,2]，杨利斌[1]，赵建军[1]，孙靖杰[1]

（1.海军航空工程学院，山东 烟台　264001；2.海军 91202 部队，辽宁 葫芦岛　125004）

摘要：导弹备件需求系统是复杂的系统，根据灰色预测和 Markov 的特点，给出 Grey-Markov 模型，用无偏 GM(1,1)模型拟合备件需求的变化趋势，而进行 Markov 预测，在预测过程中，不断更新原始数据；通过对导弹备件需求预测表明，相比一般的灰色预测模型，该模型预测准确度(尤其是中长期预测中)得到了较大提高。

关键词：灰色模型；备件需求预测；马尔可夫过程；导弹

本文引用格式：任喜，杨利斌，赵建军，等. 基于改进 Grey-Markov 模型的导弹备件需求预测[J]. 四川兵工学报，2014(11)：65 – 67.

中图分类号：TJ760.7　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1006 – 0707(2014)11 – 0065 – 04

Spare Parts Demand Forecasting Based on Improved Grey-Markov Model

REN Xi[1,2], YANG Li-bin[1], ZHAO Jian-jun[1], SUN Jing-jie[1]

(1. Naval Aeronautical and Astronautical University, Yantai 264001, China;
2. Unit 91202 of PLA, Huludao 125004, China)

Abstract: Combining of the characteristics of gray forecasting and Markov theory, an improved Gray Markov model is proposed, and the sequence is disposed with moving average. The change trends of system is fitted with unbiased GM(1,1) model, and thereby Markov forecasting is done. During the forecasting process, the original data is constantly updated. The result shows that, compared with the general gray forecasting model, the forecasting accuracy has been greatly improved, especially on medium-term and long-term forecasting .

Key words: gray model; spare parts forecasting process; Markov process; missile

Citation format: REN Xi, YANG Li-bin, ZHAO Jian-jun, et al. Spare Parts Demand Forecasting Based on Improved Grey-Markov Model[J]. Journal of Sichuan Ordnance, 2014(11): 65 – 67.

备件是导弹装备维修保障的物质基础，以换件为主的维修方式使得现代战争对备件供应保障的依赖程度增大，有效的备件需求预测是保证作战过程中舰船装备处于良好状态的重要因素。本文根据过去舰船装备备件使用统计信息，利用改进灰色 Markov 模型对未来备件需求进行组合预测。

导弹备件需求问题是极其的复杂，影响备件需求的主要因素有：装备的使用状况，任务性质，装备的使用环境以及装备保养人员的能力素质等，很多情况下这些因素很难进行量化。因此，可以把该问题理解为灰色系统，利用灰色理论进行分析和研究。而备件需求量又具有显著的无后效性，符合 Markov 法的使用条件。可以通过 Markov 法对预测结果进行修正，进而最终预测得到精确的备件需求值[1]。

1　改进 Grey 预测模型

1.1　Unbiased-Grey 模型的建立

原始序列 $X^{(0)}=(x^{(0)}(1),x^{(0)}(2),\cdots,x^{(0)}(n))$ 一次累加，得：$X^{(1)}=(x^{(1)}(1),x^{(1)}(2),\cdots,x^{(1)}(n))$，其中 $x^{(1)}(k)=\sum_{i=1}^{k}x^{(0)}(i)$，$k=1,2,\cdots,n$。

收稿日期：2014 – 04 – 25

作者简介：任喜(1984—)，男，博士研究生，主要从事武器装备保障研究。

确定矩阵 B,Y：

$$B=\begin{bmatrix}-\frac{1}{2}[x^{(1)}(1)+x^{(1)}(2)] & 1\\ -\frac{1}{2}[x^{(1)}(2)+x^{(1)}(3)] & 1\\ \vdots & \vdots\\ -\frac{1}{2}[x^{(1)}(n-1)+x^{(1)}(n)] & 1\end{bmatrix}$$

$$Y=\begin{bmatrix}x^{(0)}(2)\\ x^{(0)}(3)\\ \vdots\\ x^{(0)}(n)\end{bmatrix}$$

由最小二乘法求出一阶线性微分方程的估计参数：

$$[a,u]^{\mathrm{T}}=(B^{\mathrm{T}}B)^{-1}B^{\mathrm{T}}Y$$

求解模型参数 b,A：对原序列 $\hat{x}^{(0)}(k)=Ae^{b(k-1)}, k=1,2,\cdots,n$ 一次累加后为：

$$\hat{x}^{(1)}(k)=\sum_{i=1}^{k}x^{(1)}(i)=A\frac{1-e^{bk}}{1-e^{b}},\ k=1,2,\cdots,n$$

传统方法建模，则有：

$$[a,u]^{\mathrm{T}}=(B^{\mathrm{T}}B)^{-1}B^{\mathrm{T}}Y=\begin{bmatrix}2(\frac{1-e^{b}}{1+e^{b}})\\ 2A/1+e^{b}\end{bmatrix}$$

b,A 的估计值表示为：

$$\hat{b}=\ln\frac{2-a}{2+a},\hat{A}=\ln\frac{2u}{2+a}$$

$\hat{x}^{(0)}(1)=x^{(0)}(1)$，$\hat{x}^{(0)}(k+1)=Ae^{bk}, k=0,1,\cdots,n-1$，$0\leqslant k\leqslant n-1$ 为原序列的拟合值，$k\geqslant n$ 则是原序列的预测值[2]。

不同于一般模型，上述模型不存在固有偏差，因此无需进行累减还原，简化了建模步骤，而且提高了计算速度。

1.2 滑动无偏模型

Unbiased-GM(1,1)模型是通过原序列一次加权滑动平均后得到的。

原始数据序列 $X^{(0)}=(x^{(0)}(1),x^{(0)}(2),\cdots,x^{(0)}(n))$ 滑动平均后得：

$$X_1^{(0)}=(x_1^{(0)}(1),x_1^{(0)}(2),\cdots,x_1^{(0)}(n))$$

其中：$X_1^{(0)}(1)=\frac{1}{4}(3x^{(0)}(1)+x^{(0)}(2))$，$X_1^{(0)}(n)=\frac{1}{4}(x^{(0)}(n-1)+3x^{(0)}(n))$，$X_1^{(0)}(i)=\frac{1}{4}(x^{(0)}(i-1)+2x^{(0)}(i)+x^{(0)}(i+1))$

1.3 精度检验

模型的精度检验方法主要有后验差法以及关联度法等[3]。表1所示为常用的检验等级。

1.4 设计备件的预测模型

表2为1997—2011年某军械仓库导弹备件需求的实际值，取1997—2011的原始数据序列。记作 $X^{(0)}=(x^{(0)}(1),x^{(0)}(2),\cdots,x^{(0)}(n))$，其中 $x^{(0)}(k)$ 表示 $1997+k$ 年的备件需求的实际值，$k=1,2,\cdots,15$，2007—2011年备件需求数据作为预测值。

表1 精度检验等级参照表

精度等级	相对误差 a	关联度 ε_0	均方差比 C_0	误差概率 p_0
一级(好)	0.01	0.90	0.35	0.95
二级(合格)	0.05	0.80	0.50	0.80
三级(勉强)	0.10	0.70	0.65	0.70
四级(不合格)	0.20	0.60	0.80	0.60

表2 2002—2011年备件需求量

年份	备件需求量	年份	备件需求量	年份	备件需求量
1997	425	2002	488	2007	508
1998	481	2003	385	2008	488
1999	482	2004	599	2009	444
2000	659	2005	513	2010	439
2001	398	2006	521	2011	534

通过 Unbiased-GM(1,1)模型和滑动 Unbiased-GM(1,1)模型进行预测，预测结果见图1。从图1中的相对误差可以看出滑动 Unbiased-GM(1,1)模型的预测效果要优于 Unbiased-GM(1,1)。

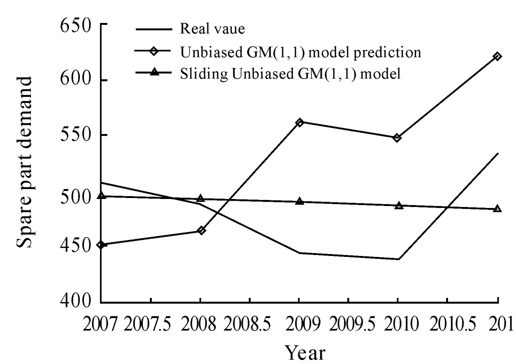

图1 2007—2011年备件需求量预测值

2 利用改进 Grey-Markov 模型修正备件需求的预测值

由于本身数据的获取有限，数据本身波动性在所难免，使得灰色预测通常是模糊的，应用 Markov 模型对预测结果进行补充和改进，进而提高预测结果的准确性。

2.1 改进 Grey 预测模型的 Markov 修正

2.1.1 状态划分

设对原序列的预测值为 $\hat{y}_k$，状态 $\otimes_i$ 表示原序列相对于预测曲线 $\hat{y}_k$ 的偏离程度。将其划分为 m 个状态，任一状态 $\otimes_i$ 表达为 $\otimes_i=[\otimes_{i1},\otimes_{i2}]$，其中：$\otimes_{i1}=\hat{y}_k+A_i$，$\otimes_{i2}=\hat{y}_k+B_i$($m,A_i,B_i$ 均由原始数据以及对象的不同而选择不同的值)。

2.1.2　状态转移概率矩阵的构造

设 M_{ij} 表示状态 $\otimes_i$ 经过 m 步转到状态 $\otimes_j$ 的原始样本数，M_i 是处于状态 $\otimes_i$ 的样本数，则 $P_{ij}(m)=\dfrac{M_{ij}(m)}{M_i}(i=1,2,\cdots,m)$ 表示为由状态 $\otimes_i$ 转移到状态 $\otimes_j$ 的 m 步状态转移概率。则该矩阵是[4]：

$$P(m)=\begin{bmatrix} P_{11}(m) & P_{12}(m) & \cdots & P_{1n}(m) \\ P_{21}(m) & P_{22}(m) & \cdots & P_{2n}(m) \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ P_{n1}(m) & P_{n2}(m) & \cdots & P_{nn}(m) \end{bmatrix}$$

2.1.3　编制预测表

根据一阶状态转移概率矩阵 $P(1)$ 就能确定预测对象下一步的转移状态。当矩阵 $P(1)$ 中某行有 2 个或 2 个以上概率相同时，需要根据 $P(2)$ 或 $P(m)$ 来确定该状态的下一步转移状态。

下一步的转移状态 $\otimes_i$ 和转移概率 $P_{ij}(m)$ 确定后，预测值的变动区间 $\lfloor \otimes_i, \otimes_j \rfloor$ 也就确定了，预测值可以表示为

$$\hat{x}(k+1)=\hat{y}_k+\frac{1}{2}\sum_{j=1}^{n}[P_{ij}(m)(\otimes_{i1}+\otimes_{i2})]$$

2.2　新维滑动 Unbiased-Grey-Markov 预测模型

随着预测时间的不断增加，一些随机扰动将会进入灰色系统，从而影响了模型的预测准确度。预测准确度会随着预测时段的增加而越来越低。一般而言，仅有原点数据以后的 1~2 个数据的准确度较高。鉴于此，新陈代谢模型被引入进来：该模型用灰色预测模型预测的值引入到序列中，替代原序列中最老的一个数据，再建立灰色模型进行预测，以此反复，直至得到所有的预测目标[5-9]。

2.3　利用新维滑动 Unbiased-Grey-Markov 模型预测备件需求量

2.3.1　划分备件需求量的状态

根据 Markov 的应用经验，根据备件年需求量的波动与预测结果进行分析，备件需求可以划分为 6 个状态区间，每个状态区间对应于一个 Markov 状态[10,11]：

状态 1：

$$[-\infty, \hat{y}(k)-0.1x^{(0)}(k)]$$

状态 2：

$$[\hat{y}(k)-0.1x^{(0)}(k),\ \hat{y}(k)-0.05x^{(0)}(k)]$$

状态 3：

$$[\hat{y}(k)-0.05x^{(0)}(k),\ \hat{y}(k)]$$

状态 4：

$$[\hat{y}(k), \hat{y}(k)+0.05x^{(0)}(k)]$$

状态 5：

$$[\hat{y}(k)+0.05x^{(0)}(k), \hat{y}(k)+0.1x^{(0)}(k)]$$

状态 6：

$$[\hat{y}(k)+0.1x^{(0)}(k),\ +\infty]$$

2.3.2　确定预测值

由上文的状态转移概率矩阵的确定方法可得，原序列最后一个数的状态转向无法确定，因此去除 2006 年备件的需求数据，根据上文可得落入各状态区域的样本数依次为 $n_1=4, n_2=3, n_3=2, n_4=4, n_5=5, n_6=1$，所以一步状态转移概率矩阵可以表示为

$$P(1)=\begin{bmatrix} 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 0 & 0 \\ 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 0 & 1/2 & 0 & 0 & 1/2 & 0 \\ 1/2 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 \\ 0 & 1/5 & 0 & 2/5 & 1/5 & 1/5 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

根据 $P(1)$ 可知：2006 年备件需求位于状态 4，2007 年的备件预测需求量是 500。

原序列加入 2007 年的预测值的同时去除 2002 年备件需求的实际值，建立新的序列，预测 2002—2011 年的备件需求值，如此循环，直到预测出 2007—2011 年的数据。

2.3.3　模型检验

通过计算 Unbiased-GM(1,1) 法、滑动 Unbiased-GM(1,1) 法和新维滑动 Unbiased-GM(1,1)-Markov 法得到的预测值与实际需求量相对误差，如表 3 所示。结果表明新维滑动 Unbiased-Grey-Markov 模型预测出的备件需求量相对误差较小。

表 3　各模型预测值与实际值的相对误差

年份	实际值	Unbiased-GM(1,1) 预测值	相对误差/%	滑动 Unbiased-GM(1,1) 预测值	相对误差/%	新维滑动 Unbiased-GM(1,1)-Markov 预测值	相对误差/%
2007	508	497	2.17	490	3.5	501	1.38
2008	488	493	1.02	486	0.41	490	0.41
2009	444	490	11.26	482	8.56	476	7.21
2010	439	487	10.93	479	9.11	479	9.11
2011	534	484	9.36	475	11.05	489	8.43

3　结论

采用理论和 Markov 方法相结合的预测模型进行备件需求预测，对原序列新陈代谢处理，不仅保留了原有的短期预测准确度高的优点，也大大提高了中长期预测精度，具有良好的推广前景。

（下转第 86 页）

主梁剩余寿命百分比能够较好地反映起重机主梁损伤状况，但是不能显示起重机具体还能使用多少年。因此，需要对起重机主梁的剩余寿命年数进行评估。

传统的剩余寿命年数的计算公式是

$$T = \frac{1}{D'} \times t - T' \tag{13}$$

式中：T 为剩余寿命年数；t 为 采样时长；D'为采样时段内主梁的损伤值；T'为已使用年数。

该方法是根据采样时段内起重机的损伤状况，估算历史和未来运行过程中的损伤状况，存在严重的失真。因为，随着经济的快速发展，同一台起重机在从投入使用到报废这段时间内，每年的使用频率和工况都不同，甚至差别巨大。即起重机的历史运行工况、采样运行工况与未来运行工况之间存在较大的偏差，采样工况既不能代表历史工况，也不能代表未来工况。

本文提出一种新的估算方法，根据每年的损伤值变化趋势来估算未来运行过程中的损伤状况。剩余寿命年数的计算公式为

$$T = \frac{1 - D}{\overline{\Delta D}} \tag{14}$$

式中：T 为剩余寿命年数；D 为目前总的损伤值；$\overline{\Delta D}$为近 3 年平均每年损伤值。

4 结论

1）通过测试典型工况下起重机工作循环一次时的应力，采用雨流计数法处理应力 - 时间历程，得到典型工况下起重机工作循环一次时的载荷谱。

2）根据线性累积损伤理论，估算出起重机在各种典型工况下，工作循环一次时主梁危险部位的损伤值 d_i。

3）基于在线监测系统的监测数据，将各种实际工况近似为典型工况，推导出主梁剩余寿命百分比公式和剩余寿命年数公式。对于不同的起重机，可以得到不同的损伤值 d_i，将 d_i 代入寿命公式，可以计算出起重机的剩余寿命百分比和剩余寿命年数，为起重机的翻修和报废提供可靠的依据。

参考文献：

[1] 全国起重机械标准化技术委员会. GB/T 3811—2008《起重机设计规范》释义与应用[M]. 北京：中国标准出版社，2008.

[2] 王爱红，徐格宁，高有山. 桥式起重机随机应力谱获取及疲劳剩余寿命估算[J]. 机械工程学报，2012，48(18)：192 - 197.

[3] 赵晓鹏，姜丁，张强，等. 雨流计数法在整车载荷谱分析中的应用[J]. 科技导报，2009，27(3)：67 - 73.

[4] 张莉瑶. 大型起重机在线寿命预测系统的研究[D]. 大连：大连理工大学，2009.

[5] 陈贤波. 桥式起重机寿命评估及起升能力提升研究[D]. 杭州：浙江大学，2010.

[6] 李贵文，贝聿仁. 宝钢炼铁厂 110/25 t 桥式起重机结构疲劳强度评估[J]. 起重运输机械，2009 (8)：59 - 61.

[7] 熊莉，李丹柯. 起重机结构寿命的模拟估算[J]. 西南交通大学学报，2002，37(3)：227 - 230.

（责任编辑 杨继森）

（上接第 67 页）

参考文献：

[1] 邓聚龙. 灰预侧与灰决策[M]. 武汉：华中科技大学出版社，2002.

[2] 贯海峰，郑耀泉. 灰色时序组合预测模型及其在年降水量预测中的应用[J]. 系统工程理论与实践，1998，18(8)：122 - 126.

[3] 吉培荣. 无偏灰色预测模型[J]. 系统工程与电子技术，2000，22(6)：6 - 8.

[4] 李东，苏小红. 基于新维灰色 Markov 预测模型的股价预测算法[J]. 哈尔滨工业大学学报，2003，35(2)：244 - 248.

[5] 熊岗，陈章潮. 灰色预测模型的缺陷及改进方法[J]. 系统工程，1992，10(2)：42 - 44.

[6] 袁嘉祖. 灰色系统理论及其应用[M]. 北京：科学出版社，1991.

[7] 张诚. 基于灰色预测 - 马尔可夫链 - 定性分析的铁路货运量预测[J]. 铁道学报，2007，29(5).

[8] 刘思峰，郭天榜，党耀国. 灰色系统理论及应用[M]. 北京：科学出版社，2004.

[9] 董辰辉. MATLAB 2008 全程指南[M]. 北京：电子工业出版社，2009.

[10] 关忠良，陈景艳，李学伟. 经济数据分析预测学[M]. 北京：中国铁道出版社，1998.

[11] 魏代俊. 灰色 Markov 链在年降水量预测中的应用[D]. 武汉：华中师范大学，2008.

（责任编辑 周江川）