

doi: 10.7690/bgzdh.2018.12.017

基于 ARMA 时间序列模型的国防费预测

魏慧源, 张跃东, 张丽叶

(国防大学联合勤务学院, 北京 100039)

摘要: 国防费预测是指对未来国防费的客观支出过程及其变动趋势的分析和测算。在判别国防费时间序列平稳性的基础上, 利用 ADF 单位根方法检验时间序列的单整阶数, 借助 Eviews 统计软件构建我国国防费自回归 AR 模型和移动平均 MA 模型, 对我军未来 5 a 的国防费进行预测分析。结果表明: 该方法是可行的, 能准确预测中短期我军国防费水平, 客观正确反映我国国防费增长规律。

关键词: 国防费; 时间序列模型; 自回归检验; 预测

中图分类号: TP202 **文献标志码:** A

Defense Cost Forecast Based on ARMA Time Series Model

Wei Huiyuan, Zhang Yuedong, Zhang Liye

(College of Joint Logistics, National Defense University, Beijing 100039, China)

Abstract: The forecast of national defense cost refers to the analysis and calculation of the objective expenditure process and the trend of the future defense expenditure. On the basis of judging the smoothness of defense time series, this paper uses the ADF unit root method to test the single order of time series, and uses Eviews to construct the auto-regressive AR model and moving-average MA model of national defense fee. The results show that this method is feasible and can accurately predict the level of national defense expenditures of our army in the short to medium term, which objectively and correctly reflects the law of growth of national defense expenditures in our country.

Keywords: defense cost; time series model; auto-regressive test; prediction

0 引言

国防费是指一个国家为了确保其军事安全需要, 由其政府投入国防建设的经济资源的价值反映。国防费投入的多少能够体现一个国家的国防政策, 是国防政策数字化的经济体现^[1], 是合理配置国防经费保障国防经济建设顺利发展的重要依据^[2]; 因此, 通过分析我国国防费的增长变化规律, 能够具体而清晰地展现我国未来国防发展战略走向, 为国防费资源有效配置奠定基础。自回归滑动平均时间序列模型 (auto regressive and moving average model) 是一种精度较高的中短期预测模型, 能够根据已有历史数据对未来 5 a 相同的指标进行预测, 鉴于此, 笔者采用时间序列模型对我国未来国防费进行预测, 可以客观正确地反映我国国防费增长规律。

1 ARMA 时间序列模型简述

时间序列是指将同一统计指标的数值按其发生时间先后顺序排列而成的数列。时间序列预测主要是根据已有的历史数据对未来进行预测。ARMA 模型把时间序列作为随机过程来研究, 考虑时间序列

的统计特性, 对时间序列的自相关性、自身的动态记忆性进行具体描述。

根据时间序列动态记忆性的内容不同, ARMA 模型包括自回归 AR 模型、移动平均 MA 模型和自回归移动平均 ARMA 模型。AR 模型描述的是系统对过去自身状态的记忆, MA 模型描述的是系统对过去时刻进入系统噪声 (随机扰动项) 的记忆, 而 ARMA 模型则是系统对过去自身状态以及进入系统噪声的记忆^[3]。

AR(p)模型即 p 阶自回归模型的形式为:

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \alpha_t \quad (1)$$

MA(q)模型即 q 阶移动平均模型的形式为:

$$X_t = \alpha_t - \theta_1 X_{t-1} - \theta_2 X_{t-2} - \dots - \theta_q X_{t-q} \quad (2)$$

如图 1 所示, 构建时间序列预测模型共分 3 个步骤: 1) 验证样本数据的平稳性, 通常使用单位根检验来验证其平稳性, 如果序列非平稳则需要通过差分, 使其转换为平稳序列; 2) 模型识别, 判断模型的类型和阶数; 3) 参数估计, 并对模型的合理性进行检验。应用建立好的模型进行中短期预测^[4]。

收稿日期: 2018-09-13; 修回日期: 2018-10-26

作者简介: 魏慧源(1995—), 男, 河北人, 本科, 从事国防经济学研究。

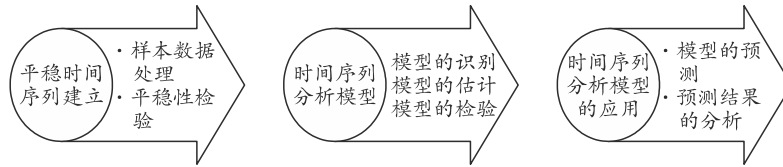


图 1 时间序列模型构建流程

2 样本数据处理及模型识别

建立 ARMA 模型的一个重要前提是,用于构建模型的数据必须平稳,因此需要对原始时间序列数据进行判断和处理,得到满足平稳性条件的新的时间序列,在此基础上进行模型识别,判断出 ARMA 模型选取的类型。

2.1 选取样本数据

样本数据选取是建立预测模型的基础,丰富、

准确的样本数据有利于保证模型预测的精确性。笔者选取 1975—2017 年的中国国防费数值作为实证数据,样本数据来源于国家统计局公布的统计年鉴和年度统计数据。由于建立预测模型需要进行实例验证和通过对比分析判断模型的准确性,因此,笔者选取 1975—2014 年的国防费作为模型建立的样本数据,选取 2015—2017 年的真实国防费作为检验模型预测效果的检测数据,如表 1 所示。

表 1 1975—2017 年我国国防费统计

亿元

年份	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
国防费	142	134	149	167.84	222.64	193.84	167.97	176.35	177.13	180.76	191.53
年份	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
国防费	200.75	209.62	218	251.47	290.31	330.31	377.86	425.8	550.71	636.72	720.06
年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
国防费	812.57	934.7	1 076.4	1 207.54	1 442.04	1 707.78	1 907.87	2 117.01	2 475	2 979	3 554
年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
国防费	4 177	4 951.1	5 333.37	6 027.91	6 691.92	7 410.62	8 289.51	8 868.98	9 543.54	10 443.97	

利用 Eviews 软件绘制 1975—2014 年的中国国防费 NDC(nation defense cost)时间序列数据图(图 2)。从图中可以看出:该序列含有截距项,随时间增长呈指数趋势,因此国防费数据符合时间序列的特性。

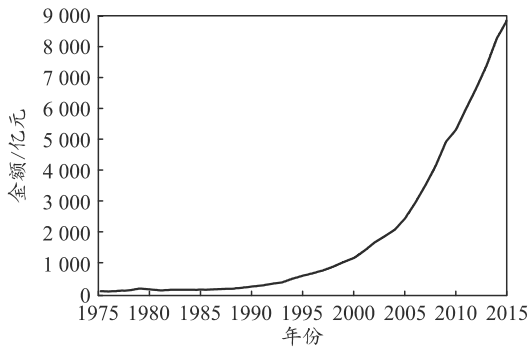


图 2 国防费增长趋势

2.2 数据平稳性检验

确定样本数据满足时间序列要求后,采取 ADF 单位根检验来判断其平稳性,若原始序列检验结果为非平稳序列,采用差分的方法消除不平稳性,即对时间序列进行 1 阶差分、2 阶差分,并对差分后的新序列进行 ADF 单位根检验,直至通过平稳性检验。

采用 Eviews 软件对原始数据、1 阶差分数据、

2 阶差分数据进行平稳性检验,具体检验结果如表 2。从表中可以看出:1) 原序列的 T 检验值的绝对值均小于 1%、5%、10%水平的绝对值,且 P 值=1,则该序列存在单位根,是非平稳序列;2) 1 阶差分后的序列仍然具有 92.81%的把握接受原假设, T 值绝对值小于 3 种水平下临界值,即该序列具有非平稳性;3) 进行 2 阶差分 ADF 单位根检验 2 阶差分后的 T 检验结果绝对值 4.467 > 4.262 7(1%显著性水平),且有 99%的把握拒绝原假设,因此认定该序列具有较强平稳性。该序列建立的 ARMA 模型是 2 阶差分模型。

表 2 国防费 ADF 单位根检验

模型检验类型	滞后阶数		
	0 阶	1 阶	2 阶
T 检验值	-4.21(8.15)	-4.284(-2.22)	-4.262(-4.467)
Prob	1.00 0	0.463 8	0.006 1
ARMA(p,q) R ² 可决系数	0.91	0.65	0.82
AIC	11.69	12.10	11.91
SC	11.83	12.61	12.23
平稳性	不平稳	不平稳	平稳

2.3 模型识别

随机时间序列模型的识别,是对一个平稳随机时间序列的合适的随机过程或模型,即判断该序列是遵循 AR 过程,还是遵循纯 MA 过程或 ARMA 过

程。识别工具主要是时间序列的自相关函数 (ACF) 和偏自相关函数 (PACF)。

利用 Eviews 软件对国防费经 2 阶差分后的新序列进行计算，得到自相关和偏自相关函数图及相应滞后函数值，如图 3 所示。从图中可以看出，自相关和偏自相关函数的峰值同为滞后 1 期后迅速趋于 0。

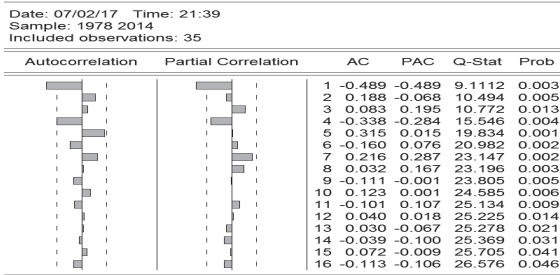


图 3 2 阶差分序列 ACF 和 PACF

从上图还可以看出：当 $k > 1$ ，样本自相关函数值 r_k 与偏自相关函数值 r_k^* 都落在了 95% 的置信区间内，且滞后 1 期时， $r_1=r_1^*=-0.489$ ，接近 5% 显著性水平临界值，因此在 5% 的显著性水平下接受从滞后 1 期后 $\rho_k=0, \rho_k^*=0$ 的假设。ARMA 模型应是在 p 阶和 q 阶后拖尾，所以应分别建立 AR(1)模型和 MA(1)模型。

3 模型构建

在上述识别需要建立在国防费的 AR(1)模型和 MA(1)模型类别的基础上，笔者主要对确立的模型进行参数估计，并通过对模型估计的参数进行残差序列相关性检验来判断构建的模型优劣。通过 2015—2017 年的真实国防费数据检验模型的估算精度。

3.1 建立预测模型

利用 Eviews 软件，对 2 阶差分时间序列建立的 AR(1)模型和 MA(1)模型进行参数估计：

1) AR(1)模型。

由 AR 模型可知，根据 Eviews 最小二乘法的参数估计结果 (如图 4) 可以看出，常数项 C 和 AR 参数较为显著，可决系数为 20.44%，AIC 和 SC 系数较小，因此该模型参数估计值有效。

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.20224	11.62744	1.909469	0.0644
AR(1)	-0.452028	0.134164	-3.369227	0.0018
SIGMASQ	7733.127	1134.945	6.813657	0.0000
R-squared	0.204443	Mean dependent var	23.33921	
Adjusted R-squared	0.158983	S.D. dependent var	99.91551	
S.E. of regression	91.62951	Akaike info criterion	11.95506	
Sum squared resid	293858.8	Schwarz criterion	12.08434	
Log likelihood	-224.1461	Hannan-Quinn criter.	12.00105	
F-statistic	4.497170	Durbin-Watson stat	2.032682	
Prob(F-statistic)	0.018270			

图 4 AR 模型参数估计值

$$\Delta^2 NDC_t = \varphi \Delta^2 NDC_{t-1} + \varepsilon_t; \quad (3)$$

$$\Delta^2 NDC_t = \Delta NDC_t - \Delta NDC_{t-1} = NDC_t - 2NDC_{t-1} + NDC_{t-2} \quad (4)$$

根据上图可知 $\varphi=-0.452, \varepsilon_t=22.202$ 。

$\Delta^2 NDC_t = -0.452 \Delta^2 NDC_{t-1} + 22.202$ 还原为原方程为：

$$NDC_t = (2 + \varphi)NDC_{t-1} - (1 + 2\varphi)NDC_{t-2} + \varphi NDC_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

即

$$NDC_t = NDC_{t-1} - NDC_{t-2} NDC_{t-2} \quad (6)$$

2) MA(1)模型参数的估计。

根据 MA 模型参数估计值结果 (如图 5) 可以得到 MA(1)模型的系数项为 -0.434，并从 $P=0.0028$ 可知检验结果显著，因此 MA(1)结构式为：

$$\Delta^2 NDC_t = \varepsilon_t - 0.434\varepsilon_{t-1} \quad (7)$$

由式(4)可求得 MA(1)模型下 NDC 为：

$$NDC_t = 2NDC_{t-1} - NDC_{t-2} - 0.434\varepsilon_{t-1} \quad (8)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21.72564	10.61224	2.047224	0.0482
MA(1)	-0.433760	0.135136	-3.209796	0.0028
SIGMASQ	7861.243	1462.575	5.374935	0.0000
R-squared	0.191263	Mean dependent var	23.33921	
Adjusted R-squared	0.145049	S.D. dependent var	99.91551	
S.E. of regression	92.38541	Akaike info criterion	11.97096	
Sum squared resid	298727.2	Schwarz criterion	12.10024	
Log likelihood	-224.4482	Hannan-Quinn criter.	12.01695	
F-statistic	4.138678	Durbin-Watson stat	2.066844	
Prob(F-statistic)	0.024357			

图 5 MA 模型参数估计值

从表 3 可看出：AR(1)模型与 MA(1)模型的滞后多项式倒数根都落入单位圆内，满足过程平稳的基本要求。且 2 个模型的参数估计均显著，可决系数、赤池信息准则 (AIC) 和 SC 等指标相差无几。因此可选取 AR(1)模型或 MA(1)模型来预测国防费。

表 3 AR 模型和 MA 模型对比

模型	系数项	常数项	R^2	AIC	SC	相关性
AR(1)	-0.452	22.2	0.204	11.96	12.08	不相关
MA(1)	-0.433	21.7	0.191	11.97	12.10	不相关

3.2 模型残差序列相关性检验

由于 ARMA 模型的识别与估计是在假设随机干扰项是一个白噪声的基础上进行，如果估计的模型确认正确，残差应代表一个白噪声序列。因此，需要检验残差序列是否存在自相关来判断所估计模型是否正确。

检验结果如图 6 所示，残差序列的样本自相关函数都在 95% 的置信区间内，从滞后 1 期到 16 期 Q

统计量 Prob 值大于检验水平 0.05, 在 5%显著性水平下不能拒绝残差不存在序列相关性的原假设, 即可以认为模型 AR(1)和 MA(1)残差序列不存在自相关, 基本为白噪声序列。

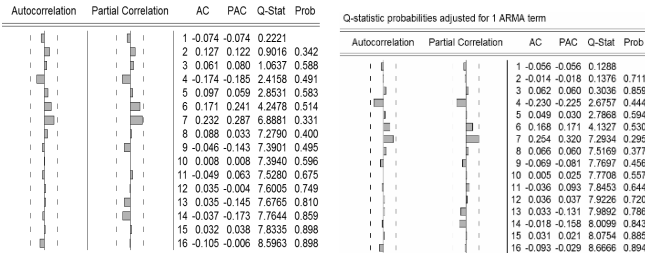


图 6 AR 模型和 MA 模型残差序列相关性检验

3.3 模型实例认证

模型预测效果的评价指标有很多, 一般使用平均绝对百分误差这一相对指标, 其定义一般认为如果 MAPE 的值小于 10%, 则预测精度较高^[5]。

表 4 模型检验预测结果

模型	2015			2016			2017		
	实际值/亿元	预测值/亿元	误差/%	实际值/亿元	预测值/亿元	误差/%	实际值/亿元	预测值/亿元	误差/%
AR	8 868.98	9 118.2	2.81	9 543.54	9 605.99	0.65	10 443.97	10 197.32	2.36
MA	8 868.98	9 188.06	3.60	9 543.54	9 439.02	-1.10	10 443.97	10 239.83	1.95

利用中国国防费时间序列 AR 模型和 MA 模型, 2015—2017 年国防费拟合值的平均误差 (MAPE) 为 1.8%和 2.5%, 拟合值与实际值十分接近, 说明 2 个模型的预测精度较高, 可以用来估计未来 5 a 我军国防费支出。

4 模型应用

建立模型的重要目的是通过模型预测未来, 为决策者提供信息数据支持。模型的精度越高, 预测的信息质量也就越高。从上节实例验证结果说明本文中构建的 AR(1)和 MA(1)模型的预测精度很高, 可以利用这 2 个模型对我军国防费进行中短期预测, 并从未来国防费变化中分析变化特点, 从而为合理确定国防费规模和科学配置国防费提供参考和帮助。

利用建立好的 AR(1)和 MA(1)模型对我国未来 5 a 的国防费进行初步预测, 汇总后得到表 5。

表 5 AR 模型 MA 模型对未来五年国防费预测值

年份	AR 模型/亿元	MA 模型/亿元	增长率/%
2018	11 264.51	11 366.13	7.86
2019	12 143.36	12 106.78	7.80
2020	13 018.06	13 043.94	7.20
2021	13 916.84	13 914.49	6.90
2022	14 826.94	14 837.35	6.54

由表可知: AR 模型和 MA 模型预测的结果十分相近, 未来 5 a 每年国防费规模保持在 1 万亿元

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \right| \times 100\% \quad (9)$$

根据 AR(1)可知, 将所求年份前 3 年的真实国防费代入式(6), 得到 2015—2017 年中国国防费的预测值为 9 118.20 亿元、9 605.99 亿元和 10 197.32 亿元。

MA(1)模型中 ε_{t-1} 表示模型滞后 1 期的残差项估计值, 一般使用 Eviews 软件对 MA 模型的外推预测值。采用 Eviews 软件计算 2015—2017 年的 $\Delta^2 NDC_t$ 外推预测结果为 -45.30, 21.73, 21.73。于是 2015—2017 年中国国防费的预测值分别为 9 188.06 亿元、9 439.02 亿元和 10 239.83 亿元。

2015、2016、2017 年我国军费支出实际值为 8 868.98 亿元、9 543.54 亿元和 10 443.97 亿元, 计算 AR 模型和 MA 模型的预测误差汇总如表 4。

—1.4 万亿元区间范围内, 每年国防费保持 7%左右速度的增长, 增速保持平稳。

综上所述, 未来 5 a 我国的国防费增长将呈现出 2 个特点:

1) 我国国防费增长正从补偿性增长向协调型增长转变, 国防投入总量随着国防安全需求费用的增长而稳步提升。随着军队改革的逐步推进, 国防费增长呈现新常态, 即强调结构稳增长的军费, 着眼于我军提高战斗力迫切需求的高精尖武器装备结构的对称及在此基础上的可持续发展^[6], 而不仅仅是国防费规模最大化。军费增长新常态就是用增长促发展, 用发展促增长, 使国防费的增长成为再生型增长方式、战斗力生成模式的组成部分。

2) 对比 1979—2016 年的 GDP 和军费增长率 (如图 7)可知, 我军国防费的增长速度同 GDP 增长速度接近, 国民经济发展能够承受国防建设成本的增加, 而以前我国国防安全产出的增长大大低于国防支出的增长^[6]。未来 5 a, 我国经济发展速度将依然保持中高速, 因此我国的国防费增长率预测保持在 7%左右的稳定增长, 进入稳定快速增长期, 更加注重效益最大化, 从以往的粗放型增长到质量集约型增长, 将切实提高我军的战斗力。

由表可见：在发射药中则加导电剂，使摩擦对发射药产生的静电大幅度减小。

2.3 控制升温带电的措施

物体升温时，物体内费米能级的电子获得能量而易于发生迁移。由于发射药是绝缘体，将导致产生静电。改变环境条件也可增加发射药表面导电性。

通过提高环境湿度来增加发射药表面的导电性。当空气湿度提高时，空气中的水分子作热运动，撞击到物质表面的几率增大，水分子容易被物体吸收或者附着在表面，形成一层很薄的水膜，由于水分子的强极性以及溶解在水中杂质的作用，可降低物体的表面电阻率。

在发射药制造过程中，将烘干环境的相对湿度由 30%提高到 75%，试验结果见表 6。

表 6 湿度对发射药静电影响的试验结果

发射药	静电电位/V	
	环境相对湿度 30%	环境相对湿度 75%
单基药	50	15
三基药	60	18

由表可见：通过增加环境湿度，使升温造成的发射药产生的静电大幅度减小。

3 结论

发射药制造过程中产生静电的主要方式是接触带电、摩擦带电和升温带电，其机理是发射药中电

荷的迁移导致其正负电荷不平衡而产生的。控制发射药制造过程中静电产生的措施是减少电荷的迁移和使电荷平衡的方法。笔者通过改变设备表面的功函数，使之与发射药功函数相近，从而减少接触起电；通过增加导电剂减少摩擦起电；通过增加环境湿度减少升温起电。

参考文献：

- [1] 卫水爱, 白春华, 李春光. 发射药生产过程中静电锥体放电规律数值模拟研究[J]. 兵工学报, 2017(5): 892-899.
- [2] 钱仲. 发射药生产防静电问题的研究[J]. 军械工程学院学报, 2000, 12(增刊): 143-148.
- [3] 董朝阳, 郭茂林, 李国峰. 发射药制造中的静电在线检测及消除[J]. 兵器装备工程学报, 2017(5): 27-30.
- [4] 刘尚合, 武占成. 静电放电及危害防护[M]. 北京: 北京邮电大学出版社, 2004: 127-134.
- [5] FAN L S, ZHU C. Principles of gas-solid flows[Z]. New York: Cambridge University press, 1998.
- [6] 吴宗汉. 基础静电学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2010: 102-105.
- [7] 中国物理学会. 静电起电问题[M]. 北京: 静电科研组, 1980: 392-406.
- [8] CROSS J A. Electrostatics: principles, problems and applications[M]. Bristol: Adam Hilger IOP Publishing, 1987: 263-268.
- [9] 方俊鑫, 殷之文. 电介质物理学[M]. 北京: 科学出版社, 1998: 132-137.

(上接第 70 页)

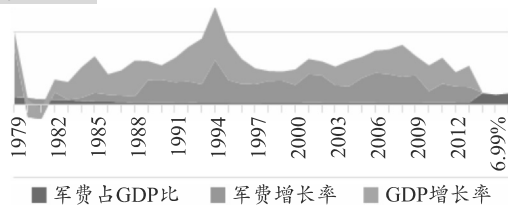


图 7 国防费与 GDP 增长率对比

5 结束语

笔者分析了预测国防费的重要性和必要性，针对缺少科学准确预测国防费方法的现状，建立基于 AR 模型和 MA 模型的国防费预测时间序列模型，并采用 2015—2017 年真实国防费数据进行验证。结果可以看出，这 2 种模型能够对中短期内国防费进行较为准确地预测，正确反映国防费增长规律，且误差范围较小。下一步，笔者将细化 ARMA 国防费预测模型的指标参数设置，深入开展对其他国家(如美国、俄罗斯等)的国防费建模工作，通过预测其他主要国家的国防费与我国进行对比分析，来研究未

来国防发展战略走向，为国防费资源有效配置奠定基础。

参考文献：

- [1] 黄瑞新, 周亮. 国防支出增长的决定因素及综合模型分析. 军事经济研究, 2008, 29(8): 19-22.
- [2] 侯树栋. 国防教育大词典[M]. 北京: 军事科学出版社, 1992: 27-45.
- [3] 刘忠生, 李东. 中国国防支出的实证分析[J]. 军事经济研究, 2008, 29(2): 13-16.
- [4] 张敬伟, 练萌, 龚杰. 基于时间序列与灰色理论的油料组合预测方法[J]. 兵器装备工程学报, 2018(1): 132-135.
- [5] 李宏, 师应来. 中国国防费时间序列预测模型的建立[J]. 统计与决策, 2005, 21(10): 26-28.
- [6] 王伟宏. 解析中国军费开支的增长——驳“中国军事威胁论”[J]. 思想理论教育导刊, 2007, 14(4): 60-69.
- [7] 姜鲁鸣, 王碧波. 国防建设与经济建设协调发展的资源均衡配置: 均衡状态下的国防支出增长机制研究[J]. 财经研究, 2007, 52(3): 87-100.