

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2015.0316

中国国防支出需求的影响因素分析:1978—2010

夏庆¹, 孙兆斌¹, 刘思琦²

(1. 中国人民解放军军事经济学院 基础部, 武汉 430035; 2. 中国人民解放军军事经济学院 国防经济系, 武汉 430035)

摘要:以1978—2010年的国防支出和GDP实际值为样本数据,利用新古典国防支出需求模型和MS-AR模型,通过结构性分析发现:国防发展战略是影响中国国防支出需求结构性突变的主要因素。国防发展战略和上期国防支出是影响国防支出需求变化的重要解释变量。国防支出受国防发展战略的影响大致经历了“负增长期”“低增长期”“补偿性增长期”三个不同阶段。在不同阶段,上期国防支出和当期GDP对国防支出的影响发生了显著变化:1989年后当期GDP和当期国防支出的关系由负向转为正向,1997年后上期国防支出对当期国防支出的贡献增加了3.56倍。实证结果证明:近年来国防支出的较快增长是对过去历史欠账的补偿性增长,是国防建设和经济建设协调发展的必然结果。

关键词:中国国防支出需求; MS-AR模型; 结构性变化

中图分类号: F063

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2015)03-0115-08

一、文献综述

最近十几年,中国的国防预算逐年增加,几乎每年保持两位数的增幅,引起了国外媒体的普遍关注。某些西方大国拿中国国防开支的增长做文章,大肆渲染“中国军事威胁论”,声称中国必然会扩张自己的军事实力,对周边国家构成严重威胁,进而给世界带来动荡与纷争。在此背景下,研究改革开放后中国国防支出需求的影响因素,客观正确认识我国国防支出增长问题,具有很强的现实意义。

西方防务经济学家对国防支出需求的影响因素进行了大量研究。Smith(1989,1995)^[1-2]将安全和经济作为一国社会福利函数的主要组成部分,按最大化社会福利的思路,建立了国防支出需求影响因素的理论基础。Adams和Ciprut(1994)^[3]、Deger和Sen(1995)^[4]、Dunne和Sam(2003)^[5]、Sandler和Hartley(2007)^[6]以及Eftychia Nikolaidou(2008)^[7]的研究结果表明,发达国家的国防支出受军事政策改变、经济因素、外部威胁的影响尤为明显。发展中国家的国防支出也受上述因素的影响,但程度有所不同。对内外部威胁的预期、军事政策改变可能是影响发展中国家国防支出的重要因素,经济因素对国防支出的影响程度相对较弱。

但对中国国防支出的需求问题,国内外的研究

文献十分有限。Chang(2001)^[8]使用1952—1995年的数据研究发现,中国的经济增长在一定程度上促进了国防支出增长。赵黎明和陈炳福(2005)^{[9]25-29}使用1960—1999年的数据研究发现,改革开放前中国国防支出的需求主要受国家环境因素的影响,改革开放后中国的国防支出需求的主要决定因素是上期的国防支出需求和经济总量GDP,上期国防支出的影响最显著。

然而,上述研究存在如下局限性:第一,学者们的研究主要集中于国防支出的存量分析。国防支出增长率和国防支出总量值之间存在着十分密切的关系,尤其是当国防发展战略发生重大变化时,国防支出增长率会比国防支出总量值更敏锐地反映出这种变化。通过对国防支出增长率的分析,有助于我们找到分析国防支出总量值的有用信息,现有研究对此并未给予足够的重视。第二,国防开支是一个国家国防政策的经济表现,它具体而清晰地体现着一个国家的国防发展战略。在某种意义上讲,国防开支是国防发展战略的“风向标”。当一国的国防发展战略在某些方面或在某种程度上进行调整时,往往会通过一国国防开支的投入量的改变表现出来。更进一步地,在不同的国防发展战略阶段,影响国防支出的因素有可能发生变化,或者即使不变,这些因素对国防支出的影响程度也可能发生变

收稿日期: 2014-02-27

基金项目: 国家社科基金资助项目“国防支出结构优化与评价研究”(14BJY154); 全军军事经济研究中心基金资助项目“运用MS-VAR模型从非线性角度研究国防费投入和国民经济建设之间的关联性”(QJJSJJYJZX2012KTLX-056)

作者简介: 夏庆(1975—),男,博士,讲师,E-mail: casa2005@sina.com; 孙兆斌(1966—),男,博士后,教授,E-mail: 77218434@qq.com; 刘思琦(1978—),女,博士,讲师,E-mail: carolynsq@gmail.com

本文中的国防发展战略特指统筹经济建设与国防建设的国家战略。

化。为了全面正确地评估国防支出需求,必须把国防发展战略因素考虑进来。然而,不断调整的国防发展战略是难以直接观测到的潜在变量。现有文献研究方法主要以线性模型为主,而线性模型很难捕捉到这些潜在变量的变化。一般地,马尔科夫区制转移向量自回归模型(MS-VAR)是处理潜在变量的有效工具。Laurent Ferrara(2003)^[10]运用该模型获得了3个区制的时间划分表,这个时间划分表和NBER划分经济周期的时间表非常接近,说明选取的宏观经济时间序列受到了经济周期转换的影响。

本文采用1978—2010年的实际国防支出和实际GDP数值作为实证数据,利用新古典国防支出需求模型,先对国防支出水平值进行实证分析,发现上期国防支出和当期GDP是影响当期国防支出需求的主要因素。然后,我们利用MS-AR模型对国防支出增长率序列进行结构转换分析,发现国防支出增长率序列受国防发展战略的影响大致经历了“负增长期”“低增长期”以及“补偿性增长期”3个阶段,国防支出增长率序列在1989年和1997年发生了结构性变化。综合国防支出增量分析得到的信息,我们引入虚拟变量对国防支出的总量值进行结构性分析,结果发现它在1989年和1997年也发生了结构性变化。1989年后,GDP和国防支出的关系由负向转为正向,经济增长在一定程度上促进了国防支出增长。1997年后,上期国防支出对当期国防支出的贡献增加了3.56倍,使得国防支出较快增长。

二、理论和实证模型说明

(一)新古典国防支出需求模型

假设政府是理性的,目标是实现本国社会福利最大化。一国社会福利受国家安全因素和经济因素的共同影响。我们用 S 表示安全变量, W 表示社会福利函数, C 表示经济变量,则

$$W=W(S,C) \tag{1}$$

该福利函数的约束条件为

$$Y_t=P_{C_t}+P_{M_t}M_t \tag{2}$$

其中, Y_t 是名义总收入; P_{C_t} 是私人消费品的价格; P_{M_t} 是国防的价格; M_t 是国防的数量; C_t 是私人消费品的数量。

S 可以认为是本国国防资本存量 K_t 、外国国防资本存量 K_u 以及国防发展战略变量 Z 的函数,即

$$S=S(K_t,K_u,Z) \tag{3}$$

$$K_t=M_t+(1-\delta)K_{t-1} \tag{4}$$

其中, K_{t-1} 是本国上一期国防资本存量; δ 是国防资

本折旧。

对上述优化问题求解,得

$$M_t=M(P_{m_t},P_{C_t},Y_t,K_{t-1},K_u,Z) \tag{5}$$

需求函数的一般形式可以表示为

$$M_t=\beta_0\delta+\beta_1y_t-\beta_1(1-\delta)y_{t-1}+(\beta_2+1-\delta)M_{t-1}+\beta_3M_u+\beta_4Z \tag{6}$$

式(6)表明,一国当期国防支出 M_t 受当期实际国民收入 y_t ,上期实际国民收入 y_{t-1} ,上期国防支出 M_{t-1} ,外国当期国防支出 M_u ,本国国防发展战略变量的影响。

国防发展战略变量是无法直接测度到的潜在变量。在后续实证中,利用MS-AR模型先捕捉到国防发展战略变量对国防支出序列的影响,然后引进虚拟变量估计出变化对国防支出需求的影响。由于赵黎明和陈炳福(2005)^{[9]25-29}的研究结果发现,美国、俄罗斯两个超级大国和我国台湾当局以及邻国的国防支出对中国国防支出需求的影响极为有限,因此,本文在实证分析时,没有把这些因素考虑进来。

(二)马尔科夫区制转移单变量自回归模型

马尔科夫区制转移单变量自回归模型(MS-AR)是马尔科夫区制转移向量自回归模型(MS-VAR)的特殊情形。当研究对象仅仅由一个时间序列组成时,MS-VAR模型就退化为MS-AR模型。虽然本文从头到尾都使用MS-AR模型,但是把更一般化的MS-VAR模型作为实证模型来说明,应该更科学、更具有普遍性。

滞后 P 阶的 K 维VAR模型有两种表达形式。一种是截距形式: y_0, y_1, \dots, y_{t-p} 都是固定值, $y_t=v+A_1y_{t-1}+\dots+A_p y_{t-p}+u_t, t=1, \dots, T, u_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$;另一种是均值调整形式: $y_t-\mu=A_1(y_{t-1}-\mu)+\dots+A_p(y_{t-p}-\mu)+u_t, u_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$ 。如果时间序列受某区制变量 s_t 的控制,那么对于可观测的时间序列向量 y_t ,其数据生成过程依赖于区制变量 s_{t0} 。本文假设

$$s_t=\{1, 2, 3\} \text{且满足状态概率转移矩阵 } P=\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix}$$

$p_{11}+p_{12}+p_{13}=p_{21}+p_{22}+p_{23}=p_{31}+p_{32}+p_{33}=1$ 。当MS-VAR模型中的均值受 s_t 影响时,此时的MS-VAR模型就属于MSM-VAR模型。均值依赖 s_t 、3区制、滞后2阶的MSM(3)-VAR(2)模型可以写成

$$y_t-\mu(s_t)=A_1(y_{t-1}-\mu(s_{t-1}))+A_2(y_{t-2}-\mu(s_{t-2}))+u_t, u_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma) \tag{7}$$

当 $s_t=1$ 时, $\mu(s_t)=\mu_1$;当 $s_t=2$ 时, $\mu(s_t)=\mu_2$;当 $s_t=3$

模型论述引用了文献[9]、文献[11]、文献[12]的部分内容。

时, $\mu(s_t)=\mu_3$ 。当 $K=1$ 时, MSM(3)-VAR(2)模型退化为 MSM(3)-AR(2)模型。本文采用 MSM(3)-AR(2) 作为实证模型, 进行区制转换检验。

三、变量选择与数据描述

(一) 样本数据选取

选择 1978—2010 年国防支出和 GDP 的实际值作为实证数据。样本数据来源于各年《统计年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》以及中经网数据库。具体变量选取和数据处理为：先计算出以 1952 年为基期的 GDP 平减指数, 再将 1952—2010 年的名义国防支出和名义 GDP 数值通过对该指数进行平减获得相应的实际总量值, 最后截取 1978—2010 年的实际值数据作为实证数据。

对上述两个时间序列取对数得到国防支出对数序列 $\ln DEF$ 和 GDP 对数序列 $\ln GDP$ 。然后, 对 $\ln DEF$ 取差分, 得到 1979—2010 年国防支出实际增长率序列 $GDEF$ 。

图 1 给出了 1979—2010 年国防支出实际增长率序列的散点图。从图 1 中可以看出, 和其他点相比, 1979 年的数值有点异常, 达到了 24.7%。原因在于这一年爆发了中越局部战争, 国防支出实际增长率突然增加了很多。1980 年, 中越战争结束, 国防支

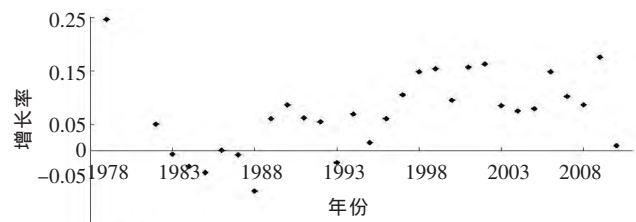


图 1 1979—2010 年国防支出实际增长率序列
出增长率恢复到战争前的规模。鉴于此, 在后续 MS-AR 模型检验中将 1979 年数据作为异常点除去。

(二) 单位根检验

首先使用 ADF 方法对 1978—2010 年国防支出实际值、GDP 实际值以及 GDP 实际增长率序列进行单位根检验。在后续实证过程中, 还要涉及两个虚拟变量序列 D_{1t} 和 D_{2t} 以及相应的 $D_{1t}\ln(GDP_t)$ 和 $D_{2t}\ln(DEF_{t-1})$ 两个序列, 其中, $D_{1t} = \begin{cases} 1 & 1989 \leq t \leq 2010 \\ 0 & 1978 \leq t \leq 1989 \end{cases}; D_{2t} = \begin{cases} 1 & 1997 \leq t \leq 2010 \\ 0 & 1978 \leq t \leq 1997 \end{cases}$ 。在此一并对它们进行单位根检验。除 $\ln GDP$ 和 $\Delta \ln GDP$ 序列外, 所有序列我们都使用 SIC 原则自动选择滞后阶数; 对 $\ln GDP$ 和 $\Delta \ln GDP$ 序列, 使用 Modified SIC 原则自动选择滞后阶数。检验结果如表 1 所示。

可见, $\ln DEF_t$ 、 $\ln GDP_t$ 、 D_{1t} 、 D_{2t} 、 $D_{1t}\ln(GDP_t)$ 、 $D_{2t}\ln(DEF_t)$ 序列都是一阶单整的, $GDEF_t$ 序列是平稳的。

表 1 单位根检验

变量	I(c,t,d)	ADF 统计量	t 统计量临界值(5%显著性水平)	是否存在单位根
$\ln DEF_t$	(c,t,0)	-1.154 2	-3.557 7	I(1)
$\Delta \ln DEF_t (GDEF_t)$	(c,0,0)	-4.272 0	-2.960 4	I(0)
$\ln GDP_t$	(c,t,0)	-2.158 0	-3.557 7	I(1)
$\Delta \ln GDP_t$	(c,0,0)	-3.029 8	-2.960 4	I(0)
D_{1t}	(c,0,0)	-1.477 4	-2.960 4	I(1)
ΔD_{1t}	(c,0,0)	-5.477 2	-2.963 9	I(0)
$D_{1t}\ln(GDP_t)$	(c,t,0)	-1.661 5	-3.562 8	I(1)
$\Delta D_{1t}\ln(GDP_t)$	(c,0,0)	-5.537 4	-2.953 9	I(0)
D_{2t}	(c,0,0)	-0.845 7	-2.960 4	I(1)
ΔD_{2t}	(c,0,0)	-5.477 2	-2.963 9	I(0)
$D_{2t}\ln(DEF_t)$	(c,0,0)	-0.489 0	-2.960 4	I(1)
$\Delta D_{2t}\ln(DEF_t)$	(c,0,0)	-5.456 9	-2.963 9	I(0)

注: c 表示有截距项, t 表示有时间趋势, d 表示滞后项。

四、实证分析

实证分析部分由三部分组成, 第一部分是国防支出需求的存量分析; 第二部分是国防支出需求的增量分析; 第三部分是国防支出需求的结构性分析。

(一) 国防支出需求的存量分析

由于 $\ln(DEF_{t-1})$ 滞后了一年, 所以起始数据从 1979 年开始算起。通过计算, 得到了和赵黎明和陈

炳福(2005)相同的结论, 即中国的国防支出需求总量值主要受上一期国防支出需求 $\ln(DEF_{t-1})$ 和当期 GDP_t 的影响。估计结果如下

$$\ln(DEF_t) = -0.471 + 0.947 \times \ln(DEF_{t-1}) + 0.0846 \times \ln(GDP_t) + \hat{u}_t \quad (8)$$

$$t = (-3.01) (19.23) \quad (2.53)$$

$R^2=0.985, D.W.=1.704$, 对数似然值=36.779 04, $AIC=-2.111 190, SC=-1.973 777$ 。所有估计参数在

5%的水平下都是显著的。对残差项进行单位根检验,结果表明,当显著性水平为1%时,残差序列是平稳的。既然 $\ln(DEF_t)$ 、 $\ln(DEF_{t-1})$ 以及 $\ln(GDP_t)$ 都是一阶单整的,并且它们的残差项序列也是平稳的,根据 Engle-Granger 协整检验方法,我们认为上述3个变量之间存在协整关系。因此,对上述方程进行 OLS 估计是合理的。

对残差进行 ARCH LM 检验,在滞后阶数 $p=1$ 时,ARCH LM 的检验结果在1%的水平下拒绝原假设,说明上述模型的残差序列存在 ARCH 效应。我们经过试算,发现 ARCH(1)模型是最合适的解释模型。计算结果如下

均值方程为

$$\ln(DEF_t) = -0.586 + 0.949 \times \ln(DEF_{t-1}) + 0.094 \times \ln(GDP_t) + \hat{u}_t \quad (9)$$

$$z = (-3.43) \quad (22.40) \quad (2.49)$$

方差方程为

$$\hat{\sigma}_t^2 = 0.001872 + 0.563708 \hat{u}_{t-1} \quad (10)$$

$$z = (2.14) \quad (1.786)$$

$R^2=0.985$, $D.W.=1.656$, 对数似然值=44.95117, $AIC=-2.496948$, $SC=-2.267927$

除 ARCH 项系数在10%的水平下显著外,其他所有估计参数在5%水平下显著。经过调整后的回归方程,其对数似然值明显增加,AIC 和 SC 值都变小,说明 ARCH(1)模型能更好的拟合数据。对上述方程重新做 ARCH LM 检验,伴随概率为0.23,接受原假设,认为残差序列不存在 ARCH 效应。对残差做正态性检验,JB 统计量为0.41,伴随概率为0.82,接受残差来自正态分布的原假设。

当 R^2 高同时回归系数都显著时,即使多重共线性诊断(如病态指数)表明数据中有严重的共线性,多重共线性问题也不成为严重的问题(古扎拉蒂,2000^[13])。因此,我们无需考虑多重共线性的问题。

从检验结果来看,中国国防支出的长期需求主要受上期国防支出、当期 GDP 的显著影响。

(二)国防支出需求的增量分析

当国防发展战略变量发生变化时,国防支出增长率序列 GDEF 能敏感反映出这种变化。我们对 GDEF 序列进行单变量 MS-AR 模型区制转换检验。

按 Krolzig (1997)^[14]的观点,当区制发生转换后,如果均值演变路径是突变的,建议使用 MSM 模型系列。如果国防发展战略随着国内外形势变化而变化,那么,我们有理由相信,当国家政策发生变化

时,GDEF 序列的演变路径也有可能发生突变。故而我们使用 MSM 系列模型作为分析模型。

图2是国防支出增长率和 GDP 增长率的时间序列图。观察图2,可以发现国防支出增长率大致可以分为3个区制:第一个区制的数值几乎都在 x 轴下方,是负数;第二个区制的数值基本上都在 0 和 0.1 之间;第三个区制的数值几乎都在 0.1 上方。

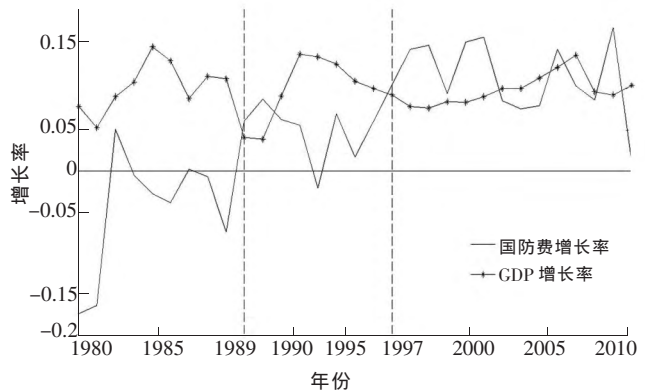


图2 国防支出增长率和 GDP 增长率的时间序列图

1.MS-AR 解释模型的选择

Krolzig (1997)认为确定合适 MS-AR 模型的过程应遵循从下而上的策略(bottom-up strategy),而不是从上而下的策略(top-down strategy)。从下而上的策略先从估计较少约束的 MSM(M)-AR(P)或 MSI(M)-AR(P)模型出发,寻找最适合的解释模型。按照从下而上,LogL 尽可能大,AIC 准则、HQ 准则、SC 准则尽可能小的原则,我们选择合适的解释模型。检验结果表明,MSM(3)-AR(2)是最合适的解释模型。

MSM(3)-AR(2)模型的 LR 检验结果显示,LR 线性检验量为 33.96,当自由度是 2 和 8 时,都以 5%的水平显著,说明非线性模型优于线性模型。

2.MS-AR 模型的光滑概率图以及区制转换时间段

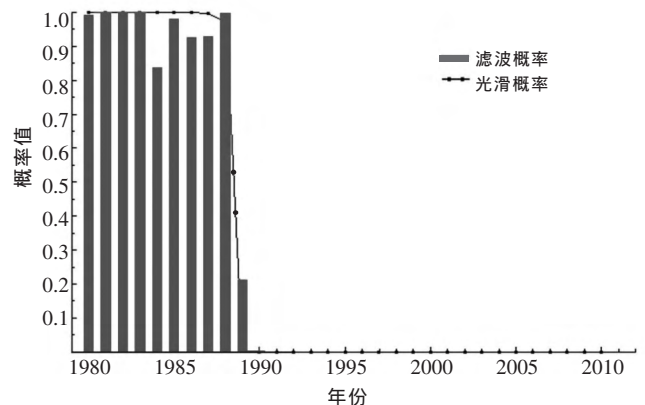


图3 区制1的光滑概率图以及区制转换时间段划分

考虑到后续实证的需要和篇幅节约的目的,我们在图2中把国防支出增长率序列和 GDP 增长率序列以及 1989 年和 1997 年两个结构转换时间一起绘制出来了。

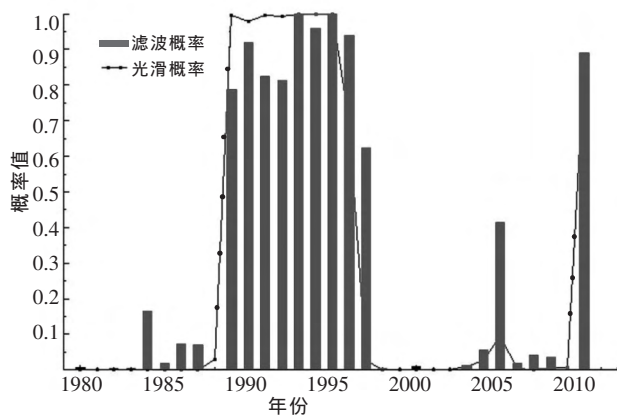


图4 区制2的光滑概率图以及区制转换时间段划分

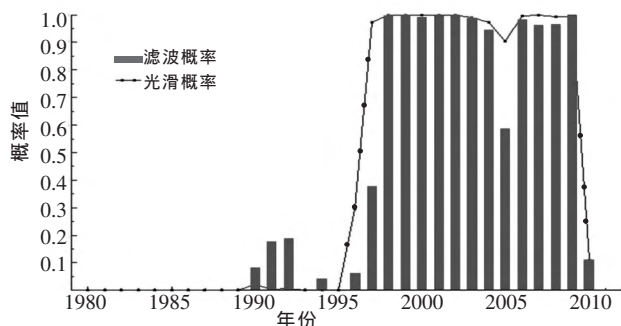


图5 区制3的光滑概率图以及区制转换时间段划分

从图3、图4以及图5可以看出,1980—1988年属于区制1,1989—1996年以及2010年属于区制2,1997—2009年属于区制3。

3.MS-AR模型的估计系数

表2是国防支出实际增长率MS-AR模型的估计系数。该表表明,所有估计系数在1%的水平下显著。

表2 MSM(3)-AR(2)模型估计系数

项目	国防支出实际增长率
区制1均值	-0.031 0***
区制2均值	0.043 8***
区制3均值	0.118 7***
滞后一阶	-0.236 0***
滞后二阶	-0.454 4***

注:***表示1%的显著性水平。

1980—1988年(区制1),国防支出平均增长率为-3.10%,属于国防支出的负增长期。从图2中可以看出,区制1内的国防费基本上都是逐年负增长的。当时的国防发展战略是“国防建设要服从经济建设”。这一时期,中国部队经过了3次精简整编,

部队总人数从文革时期的660多万减至320万人。1987年,军队精简整编任务才基本完成。为支援经济建设,国防经费明显下滑,国防支出绝对值从1980年的158亿元减至1988年的120亿元。国防支出绝对值只有在1979年有过急剧增加,因为这一年爆发了中越局部战争。

1989—1996年(区制2),国防支出平均增长率为4.38%,属于国防支出的低增长期。当时的国防发展战略是“国防建设为经济建设让路”。从图2中可以看出,除了1989年和1990年外,其余所有年份国防支出增长率都低于GDP增长率。当时,为了支持经济增长,国防支出保持着低幅度的增长,国防经费存在较大的缺口。

1997—2009年(区制3),平均增长率为11.87%,属于国防支出的补偿性增长期,是政府对以前国防支出欠账的补偿。从图2中可以看出,国防支出增长率超过GDP增长率的时间有8年,占补偿性增长期的57%。1997年,国家加大了部分国防费的投入。国防发展战略开始转变,形成了“以经济建设为中心,经济建设与国防现代化建设协调发展”的目标。从1997年开始,中国在经济快速增长的基础上,保持了国防费的稳步增长。除2003年外,1997—2009年期间,中国每年的国防预算都保持了两位数增幅。虽然模型把2010年的国防支出划归到低增长期,但笔者认为这仅仅是样本选取的原因。

利用MS-AR模型得到的区制划分时间表和中国国防事业发展的国情十分吻合,说明国防支出实际增长率序列的确受到了某个潜在变量的影响,该潜在变量是国防发展战略。

4.MS-AR模型的区制转移概率矩阵以及状态持续期

表3反映了MS-AR区制转移概率矩阵以及状态持续期。该表数据表明,3个区制的稳定性都很高。当中国处于国防支出的负增长期时,区制1自身的持续概率为0.899 7,平均持续期约为9.97年。当中国处在国防支出的低增长期时,区制2自身的持续概率为0.852 5,平均持续期约为6.78年。当中国处在国防支出的补偿性增长期时,区制3自身的持续概率为0.920 1,平均持续期约为12.52年。

1979年由于局部战争导致国防费发生突变和

表3 MS-AR区制转移概率矩阵以及状态持续期

区制	区制1	区制2	区制3	样本数量	平均持续期
区制1	0.899 7	0.100 3	3.021e-017	9	9.97
区制2	1.685e-006	0.852 5	0.147 5	8.8	6.78
区制3	2.883e-005	0.079 8	0.920 1	13.3	12.52

由于国防发展战略变化导致国防费突变,有着本质的区别。由于国防发展战略的持续性较强、稳定性较高,由此产生的国防费的结构性的变化的持续性也较强、稳定性也较高。但是,局部战争导致的国防费结构性变化持续性不强、稳定性不高,随着战争结束,这种结构性变化也就结束了,国防费再次恢复到局部战争前的规模。

(三)国防支出总量值的结构性分析

结合国防支出增量分析的结果,再对国防支出的存量进行分析。由于国防发展战略发生变化,导致国防支出增长率序列在1989年和1997年发生了结构性变化。那么,国防支出的总量值在1989年和1997年是否也会发生结构性变化呢?对此,可采用Chow检验进行分析。

1. Chow 断点检验

我们以1989年和1997年为假想的间断点,用Chow断点检验判断1989年和1997年前后的三段时期,国防支出总量值是否产生了显著的差异?检验结果见表4。

表4 Chow 断点检验结果 1989年和1997年

	F 统计量	伴随概率值	
	5.218 9	0.001 6	
	27.497	0.000 1	
	31.313	0.000 0	

Chow 断点检验的F统计量、对数似然比统计量以及Wald统计量的统计值分别为5.218 9、27.497和31.313,其伴随概率分别为0.001 6、0.000 1以及0.000 0,小于0.01的显著性水平。因此,在99%的置信水平下,我们可以断定,1989年和1997年前后,国防支出的水平值发生了结构性变化。

2. 虚拟变量法

Chow 断点检验只能说明模型结构是否稳定,而当模型结构不稳定时,到底是截距不同还是解释变量系数不同,或者两者都不同呢?Chow 检验无法回答这个问题,而虚拟变量法能有效地解决这一问题。为此,我们引入虚拟变量 D_{1t} 和 D_{2t} 。

第一,1989年以前,部队大规模裁减,国防支出是负增长的,和GDP增长方向相反;1989年以后,部队完成裁军工作,国防费开始恢复,国防支出是正增长的,和GDP增长方向相同。这一点,从图2中也可以看出来。因此,我们猜测, D_{1t} 会改变 $\ln(\text{DEF}_t)$ 与 $\ln(\text{GDP}_t)$ 之间的关系,反映在回归方程上就是, $D_{1t}\ln(\text{GDP}_t)$ 前面的系数应该显著且为正值。1989年以后,国防发展战略要求“国防建设为经济建设让路”, $\ln(\text{DEF}_t)$ 和 $\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 不可能有大幅度增长。因此,我们猜测, $\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 前面的系数不会显著增

加,即 $D_{1t}\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 前面的系数应该不显著。否则,如果 $\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 前面的系数显著增加,在加上 $\ln(\text{GDP}_{t-1})$ 前面的系数也是显著增加的,那么,其结果必然导致 $\ln(\text{DEF}_t)$ 显著增加。依次类推, $\ln(\text{DEF}_{t+1})$, $\ln(\text{DEF}_{t+2})$, \dots , $\ln(\text{DEF}_{t+n})$ 也会显著增加,这和事实不符。

第二,1997年以后,没有任何理由说明, $\ln(\text{GDP}_t)$ 和 $\ln(\text{DEF}_t)$ 之间的关系发生了明显变化,因此,我们猜测, $\ln(\text{GDP}_t)$ 前面的系数不会有显著变化,即 $D_{2t}\ln(\text{GDP}_t)$ 前面的系数应该不显著。1997年以后,国防发展战略改变,国防支出大大增加, $\ln(\text{DEF}_t)$ 和 $\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 都应该快速上涨。如果 $\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 前面的系数不显著增加,再加上 $\ln(\text{GDP}_t)$ 前面的系数也不显著增加,那么,最终结果只能是 $\ln(\text{DEF}_t)$ 也不显著增加,这和事实不符。因此,我们猜测,回归方程中 $D_{2t}\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 前面的系数应该显著且为正值,该系数刚好就是系数的增量。

建立虚拟变量模型,估计结果如下

$$\begin{aligned} \ln(\text{DEF}_t) = & 7.348 + 0.047\ln(\text{DEF}_{t-1}) - 0.3083\ln(\text{GDP}_t) \\ & - 5.711D_{1t} - 3.192D_{2t} + 0.6455D_{1t}\ln(\text{GDP}_t) + 0.6433D_{2t} \\ & \ln(\text{DEF}_{t-1}) + \hat{u}_t \quad (11) \\ t = & (4.542) \quad (0.211 \ 9) \quad (-3.686) \quad (-3.706) \quad (-3.855) \\ & (3.787) \quad (3.965) \end{aligned}$$

$R^2=0.993 \ 466$, $D.W.=1.492$, 对数似然值=49.435 53, $AIC=-2.652 \ 221$, $SC=-2.331 \ 591$ 。除 $\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 前面的系数外,所有估计参数在1%的水平上都是显著的。

为了分析对回归模型增加解释变量的合理性,利用李子奈(2010,第96页)^[15]的方法,把方程(10)的 R_u^2 与方程(7)的 R_R^2 做比较,计算出F统计量为8.09,远远高于5%水平下的临界值2.76。这样,我们从计量经济学角度再次证实了国防发展战略对中国国防支出产生了重要影响。

事实上,如果在回归方程中加入 $D_{1t}\ln(\text{DEF}_{t-1})$ 和 $D_{2t}\ln(\text{GDP}_t)$,估计结果显示它们的系数都不显著。因此,实证结果验证了我们的猜想。

对残差项进行单位根检验,结果表明,当显著性水平为1%时,残差序列是平稳的。既然 $\ln \text{DEF}_t$ 、 $\ln \text{GDP}_t$ 、 D_{1t} 、 D_{2t} 、 $D_{1t}\ln(\text{GDP}_t)$ 、 $D_{2t}\ln(\text{DEF}_t)$ 序列都是一阶单整的,并且它们的残差项序列也是平稳的,根据Engle-Granger协整检验方法,我们认为上述3个变量之间是协整的。因此,对上述方程进行OLS估计是合理的。

对残差进行Breusch Pagan Godfrey异方差检验和ARCH LM检验,结果显示,上述模型的残差序

列存在异方差,但不存在条件异方差。于是,以 $1/|e_t|$ 为权重,运用加权最小二乘法(WLS)消除异方差,估计结果如下

$$\begin{aligned} \ln(\text{DEF}_t) &= 6.3601 + 0.1594 \ln(\text{DEF}_{t-1}) - 0.2592 \ln(\text{GDP}_t) - 4.7973 D_{1t} - 2.8097 D_{2t} + 0.5454 D_{3t} \\ &+ \ln(\text{GDP}_t) + 0.5678 D_{2t} \ln(\text{DEF}_{t-1}) + \hat{u}_t \quad (12) \\ t &= (12.56) (2.7889) (-10.0479) (-10.7898) \\ &(-12.5793) (11.15972) (13.02514) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.999745$, $D.W. = 2.281$, 对数似然值 = 95.62854, $AIC = -5.539283$, $SC = -5.218654$ 。

所有估计参数在1%的水平上都是显著的。对残差序列再做 Breusch Pagan Godfrey 异方差检验,结果接受了同方差的零假设。对残差做正态性检验,JB 统计量为 2.48,伴随概率为 0.29,接受残差来自正态分布的原假设。调整后的回归方程其 R^2 明显变大,对数似然值明显增加,AIC 值和 SC 值明显变小,这说明运用 WLS 法估计出来的模型能更好的拟合数据。

实证结果说明:

1) 1979—1988 年,国防支出需求的回归方程为 $\ln(\text{DEF}_t) = 6.3601 + 0.1594 \ln(\text{DEF}_{t-1}) - 0.2592 \ln(\text{GDP}_t)$ 。当时的国防发展战略是“国防建设要服从经济建设”,军队大幅度减员,国防支出是负增长的。国防支出和 GDP 之间的关系是负向的,GDP 每增加 10%,国防支出减少 2.59%。

2) 1989—1996 年,国防支出需求的回归方程为 $\ln(\text{DEF}_t) = 1.5628 + 0.1594 \ln(\text{DEF}_{t-1}) + 0.2862 \ln(\text{GDP}_t)$ 。1989—1996 年,国防发展战略从“国防建设要服从经济建设”转变为“国防建设为经济建设让路”。这一时期,国防支出开始恢复性上涨,但上涨速度很慢,直到 1997 年才恢复到 1979 年的水平。国防支出和 GDP 之间的关系由负向转为正向,GDP 每增加 10%,国防支出增加 2.86%。从回归方程系数来看,1989—1996 年期间,经济增长在一定程度上促进了国防支出增长。

3) 1997—2010 年,国防支出需求的回归方程为 $\ln(\text{DEF}_t) = -1.2469 + 0.7272 \ln(\text{DEF}_{t-1}) + 0.2862 \ln(\text{GDP}_t)$ 。1997—2010 年,国防发展战略从“国防建设为经济建设让路”转变为“以经济建设为中心,经济建设与国防现代化建设协调发展”。前面我们已经证实了,国防支出的长期需求受前期国防支出最为显著。1997 年后,前期国防支出增量对当期国防支出增量的贡献增加了 3.56 倍。平均而言,当期国防支出 10% 的增幅会对下期国防支出增幅产生 7.27% 的贡献。这一时期的国防支出得到了较快增长。但就

其属性而言,这种增长属于补偿性的,是对历史欠账的补偿性增长。

五、结论及政策意义

国防开支是一个国家国防政策的经济表现,它具体而清晰地体现着一个国家的国防发展战略。不断调整的国防发展战略应该是影响国防支出需求的最重要变量之一。然而,国防发展战略是难以直接观测到的潜在变量,其对国防支出需求的影响不容易被捕捉。本文利用马尔科夫区制转移向量自回归模型成功捕捉到了该潜在变量对国防支出需求的影响,其主要结论及政策意义如下:

第一,改革开放后,国防发展战略是影响中国国防支出需求结构性突变的主要因素。当国防发展战略没有重大调整时,当期的国防支出主要受上期国防支出和当期 GDP 的影响。当国防发展战略有重大调整时,当期的国防支出会发生结构性变化,这种改变的持续性很强,一直持续到国防发展战略再次发生重大调整为止。需要指出的是,当中国发生类似于 1979 年那样的局部战争时,当期的国防支出也会产生结构性变化。但这种改变的持续性不强,随着局部战争的结束这种影响就会消失。

第二,改革开放后,中国国防支出大致经历了 3 个阶段:1980—1988 年,属于国防支出的负增长期,平均增长率为 -3.10%,当期的国防发展战略是“国防建设要服从经济建设”;1989—1996 年,属于国防支出的低增长期,平均增长率为 4.38%,当期的国防发展战略是“国防建设为经济建设让路”;1997—2010 年,属于国防支出的补偿性增长期,平均增长率为 11.87%,当期的国防发展战略是“以经济建设为中心,经济建设与国防现代化建设协调发展”。

第三,在不同阶段,上期国防支出和当期 GDP 对国防支出的影响发生了显著变化。1979—1988 年,国防支出的总量值和 GDP 之间的关系是负向的,GDP 每增加 10%,国防支出减少 2.59%。1989—1996 年,国防支出的总量值和 GDP 之间的关系由负向转为正向,GDP 每增加 10%,国防支出增加 2.86%。虽然经济增长在一定程度上促进了国防支出增长,但就其属性而言,这种增长是恢复性的。1997—2010 年,上期国防支出增量对当期国防支出增量的贡献比过去增加了 3.56 倍。

第四,近年来,中国国防支出的较快增长是对过去历史欠账的补偿性增长,是国防建设和经济建设协调发展的必然结果。本文的实证结果证实了上述结论,有力驳斥了“中国军事威胁论”。

参考文献:

- [1] Smith R. Models of military expenditure[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1989(4):345-359.
- [2] Smith R. The demand for military expenditure. *handbook of defence economics*[M]. Amsterdam:North-Holland, 1995.
- [3] Adams F G, Ciprut J V. The demand for defence in east Asia; modeling security alternatives[J]. *Defence and Peace Economics*, 1994, 6(1):43-58.
- [4] Deger S, Sen S. Military expenditures and developing countries. *Handbook of defense economics*[M]. Amsterdam:Elsevier, 1995.
- [5] Dunne P, Sam Perlo-Freeman. The demand for military spending in developing countries[J]. *Defence and Peace Economics*, 2003, 14(6):461-474.
- [6] Sandler T, Hartley K. *Handbook of defence economics*[M]. Amsterdam:North-Holland, 2007, Vol.2.
- [7] Eftychia Nikolaidou. The demand for military expenditure; evidence from the EU15(1961-2005)[J]. *Defence and Peace Economics*, 2008, 19(4):273-292.
- [8] Chang T, Feung W, Wen L, et al. Defense spending, economic growth and temporal causality; evidence from taiwan and mainland China, 1952-1995[J]. *Applied Economics*, 2001(33):1289-1299.
- [9] 赵黎明, 陈炳福. 中国的国防支出需求:1960-1999[J]. *统计研究*, 2005(1):25-29.
- [10] Laurent Ferrara. A three-regime real-time indicator for the US economy[J]. *Economics Letters*, 2003(81):373-378.
- [11] 夏庆, 陈春. 国家战略调整:国防建设为主还是经济建设为主——基于MS-AR模型的实证分析[J]. *北京理工大学学报:社会科学版*, 2013(3):89-94.
- [12] 夏庆, 陈春, 万文应. 我国国防开支增长率和国内产出增长率间关系分析[J]. *科技进步与对策*, 2014(3):113-118.
- [13] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 林少宫, 译. 北京:中国人民大学出版社, 2000.
- [14] Krolzig H M. Markov Switching vector autoregressions. modeling, statistical inference, and application to business cycle analysis [M]. Berlin:Springer, 1997.
- [15] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 北京:高等教育出版社, 2010.

Demand Influence Factors for Chinese Defense Expenditure : Empirical Analysis based on 1978—2010

XIA Qing¹, SUN Zhaobin¹, LIU Siqi²

(1.Department of Basic Education, Military Economics Academy, Wuhan 430035, China;

2.Department of Defense Economics, Military Economics Academy, Wuhan 430035, China)

Abstract: This article has used data sets for defense expenditure and real GDP over the period 1978—2010 in China, and resorts to new-classic defense expenditure demand model and MS-AR model to estimate demand functions for military expenditure. Qualitative evidences suggest defense strategy gives rise to sudden structural change of defense expenditure demand, furthermore, defense strategy and lagged defense expenditure are more important dependent variables. We also identify that within this period defense expenditure dynamic consisting of three phases, separately “a phase of negative growth, a phase of low growth and a phase of compensatory growth.” In different phases, the coefficients of lagged defense expenditure and current GDP were quite different: in year 1989, the coefficient of current GDP changed from positive to negative. Meanwhile, in 1997 the contribution of lagged defense expenditure to independent variable increased 3.56 times than before. Thus, the empirical results demonstrate the rapid growth of defense expenditure in recent years is just compensating for historical debts, and it is the result of the harmonious development of Chinese defense and economic construction.

Key words: Chinese defense expenditure demand; MS-AR model; structural changes

[责任编辑:宋宏]