基于扩展(Lag-Augmented) VAR模型的国防支出与经济增长的因果关系检验

安 宸
(湘潭大学 商学院,湖南 湘潭 411105)

[摘 要] 国防支出与经济增长的关系一直是经济学家们着迷的话题。学者们也一直在为阐释两者之间的关系寻找理论基础,而他们所得出的结论往往具有不确定性。我国的国防支出与经济增长到底是什么关系需要实证检验,通过对以往实证文献的评述以及实证数据的分析,文章选用扩展的 VAR模型对我国国防支出与经济增长的因果关系进行了检验,结果证明,国防支出与经济增长之间只存在经济增长到国防支出的单项因果关系。

[关键词] 国防支出; 经济增长; 因果检验; 军民结合
[中图分类号] E0-054 [文献标识码] A [文章编号] 1673-0755(2011)02-0033-04

一 引 言

国防支出在宏观经济中占有重要位置,国防支出与经济增长的关系一直是经济学家们着迷的话题,学者们也一直在为阐释两者之间的关系寻找理论基础,而他们所得出的结论大多是不确定的,国防支出与经济增长的关系——促进或抑制,理论上的结论往往取决于对理论模型所做出的特定假设。在理论分析上倾向于支持国防支出对经济增长有抑制作用的美国经济学家 Benoit(1973, 1978)最早将这一问题引入实证研究,他在以 44个 LDCs(Less Developed Countries)(1950~1956)为样本进行检验时发现了一个出人意料的结果,即国防支出对经济增长有巨大的促进作用,当时他的理由是在这些国家里转移到国防部门的资源可能不是非常具有生产价值,正因如此,较大的国防负担导致闲置资源得以充分利用,同时国防部门也向民用部门释放了正向外部性,从而使全社会产能增加。因此,作为理论研究的互补,进行针对性的实证研究,这对于认识国防支出与经济增长的特定关系就显得十分必要。中华人民共和国建国以来,国防支出在总体上即 GDP中所占的比例不断下降,由于它是国家公共支出的重要组成部分,故对于一个长期处在复杂的国际战略环境中、面临各种挑战的以经济建设为中心的发展中国家来说,如何正确评估国防支出与经济增长的关系对于优化国防投资结构,推动经济增长有重大的现实意义。

二 相关文献评述

在国防支出与经济增长的研究中,使用较多的是新古典分析的 Feder-Ram 模型①,该模型是 Ram(1986)采用 Feder(1983)关于出口对经济增长的两部门模型提出的[1]。当模型被应用于分析发达和欠发达国家国防支出对经济增长的影响时,依据外部性因素和包括的部门数量,既有采用两部门,也有采用三部门的多变量分析②。以两部门为例,经过严密数理推导可以得到一条重要结论,即国防支出与经济增长的关系取决于国防开支给民用部门带来的外部效应及国防开支本身的规模效应。笔者在此认为,F-R模型给出了既准确又显模糊的结论。准确,是因为结论的得出都经过了均衡模型的严格推导;模糊,则是指每一结论的成立都依赖于严格的参数设定,而这些舍去了很多现实因素的假设在与经济现实相比较时,其含义又是模糊的。因此,针对特定国家和地区的研究,若仅仅根据理论的推演是很难得出明确结论的,所以进行实证研究非常必要且必需。沃德一戴维斯(1992)采用 F-R三部门模型,以美国 1948~1986年的数据检验得到结论,即使国防开支存在积极的正外部性,但对与经济增长的净效应为负。而比斯瓦斯(1993)使用 F-R两部门模型对 74个欠发达国家 1981~1989年数据检验发现,国防开支对经济增长具有积极作用,此后麦克奈尔(1995)使用拓展的 F-R模型对 10个 NATO成员国 1951~1988年数据进行分析也得到了同样的结论。而国内基于 F-R模型的实证检验,大多支持国防对经济增长具有积极作用的结论[2][3]。

毋庸置疑,上述的实证研究得出了很多具有启示性的结论,但研究中也表现出了一定的不足,这主要反映在研究方法的应用上。国内研究以时间序列分析为主,时间序列分析的一个难点是变量的平稳性考察,因为,大部分经济时间序

[收稿日期] 2011-01-12
[作者简介] 安宸(1986-),男,河北乐亭人,湘潭大学商学院硕士研究生。

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

列均可能包含一个随机趋势,这种时间序列被称为"非平稳性"时间序列,当用于平稳时间序列的实证方法运用于非平稳的数据分析时,人们很容易做出错误的判断。动态计量经济理论要求在进行宏观经济的实证分析时,首先必须进行变量的平稳性检验,否则分析时会遭遇"虚假回归"(spurious regression)③问题,因而作出的结论在很多情况下是错误的。1987年恩格尔和格兰杰提出的协整理论和方法为非平稳序列的建模提供了一条途径。虽然一些经济变量本身为非平稳序列,但它们的线性组合却可能是平稳序列。这种平稳的线性组合称为协整方程。虽然学者们通过推导能将 F-R 模型转化为线性方程的形式,看似可能解决了非平稳序列的线性建模问题,但数据生成过程却难以达到协整检验的前提条件——所有变量同阶单整。F-R 模型所转化的线性方程中同时"混杂"了水平序列和差分序列,而一般来说,差分序列一般为平稳序列,即零阶单整,水平序列多为一阶单整,阶数不同导致协整检验无法进行④。纵使我们可以对模型变量进行修改或将所有变量进行差分处理,仍难以避免遗漏重要解释变量、扭曲模型原意等问题。

当我们进一步梳理文献,不难发现运用因果检验来研究国防支出与经济增长的关系受到了一些学者的重视(Kollias 1995; Madden and Haslehurst 1995; Kollias and Makrydakis 1997),在这些研究中双向因果关系、单向因果关系和无因果关系的结论都曾经出现过,但缺乏统一的结果[4]。这一实证方向的出现同样也得益于计量经济的发展,1980年 Sims 最早将 VAR 模型引入经济学中,VAR 模型把系统中每个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型,VAR 中所有变量均视为内生变量且不需要精确的理论依据。由于经济变量中有一些变量显著相关,但却未必有意义,所以需要对其进行因果检验,格兰杰因果检验便是基于 VAR 模型的一个重要运用。F-R 模型中主观地将国防支出视为外生变量,而在 VAR 模型中却未必,因为 VAR 模型强调让"数据开口说话",这显然更具客观合理性。如前文所述,理论模型结论之所以精确,源于对现实世界的抽象及严格的假设前提的设定,因为假设前提的变动能导致不同的结论。于是,因果检验可以视为 F-R 模型在现实世界的一个基础性检验,F-R 模型的一些启示性结论仍具有重要指导意义,可供政策建议提供思路,当然这一切都有待于格兰杰因果检验的检验结果。

三 国防支出与经济增长的因果关系检验

(一)变量数据

出于以上考虑,本文最终选定因果检验法来探讨国防支出与经济增长的关系。模型中的数据包括:各年国防支出与 GDP。所用数据来源于《2008年统计年鉴》以及《新中国 50年统计资料汇编》,时间跨度为 1952~2008年,共计 57笔。

为了平滑数据,减少异方差,在实证分析前,我们对国防支出和 GDP 取自然对数,分别记为:$\ln de_t$ 和 $\ln gdp_t$。图 1 为对数化数据后的走势图。从走势图来看,数据具有向上随机趋势,直接进行回归是虚假回归。

表 1 历年国防支出与国内生产总值数据

年 份	国防支出(亿元)	国内生产总值(亿元)	国防支出/国内生产总值(%)
1952	57.84	679.00	8.52
1953	75.38	824.00	9.15
1954	58.13	859.00	6.77
1955	65.00	910.00	7.14
1956	61.17	1028.00	5.95
1957	55.11	1068.00	5.16
1958	50.00	1307.00	3.83
1959	58.00	1439.00	4.03
1960	58.00	1457.00	3.98
1961	50.00	1220.00	4.10
1962	56.94	1149.30	4.95
1963	66.42	1233.30	5.39
1964	72.86	1454.00	5.01
1965	86.76	1716.10	5.06
1966	101.01	1868.00	5.41
1967	83.02	1773.90	4.68
1968	94.09	1723.10	5.46
1969	126.18	1937.90	6.51
1970	145.26	2252.70	6.45
1971	169.47	2426.40	6.98
1972	159.39	2518.10	6.33
1973	145.39	2720.90	5.34
1974	133.39	2789.90	4.78
1975	142.46	2997.30	4.75
1976	134.45	2943.70	4.57
1977	149.04	3201.90	4.65
1978	167.84	3645.22	4.60
1979	222.64	4062.58	5.48
1980	193.84	4545.62	4.26
1981	167.97	4891.56	3.43
1982	176.35	5323.35	3.31
1983	177.13	5962.65	2.97
1984	180.76	7208.05	2.51
1985	191.53	9016.04	2.12
1986	200.75	10275.18	1.95
1987	209.62	12058.62	1.74
1988	218.00	15042.82	1.45
1989	251.47	16992.32	1.48
1990	290.31	18667.82	1.56
1991	330.31	21781.50	1.52
1992	377.86	26923.48	1.40
1993	425.80	35333.92	1.21
1994	550.71	48197.86	1.14
1995	636.72	60793.73	1.05
1996	720.06	71176.59	1.01
1997	812.57	78973.03	1.03
1998	934.70	84402.28	1.11
1999	1076.40	89677.05	1.20
2000	1207.54	99214.55	1.22
2001	1442.04	109655.17	1.32
2002	1707.78	120332.69	1.42
2003	1907.87	135822.76	1.40
2004	2200.01	159878.34	1.38
2005	2474.96	183217.40	1.35
2006	2979.38	211923.50	1.41
2007	3554.91	249529.90	1.42
2008	4177.69	300670.00	1.39

资料来源:《2008年统计年鉴》以及《新中国 50年统计资料汇编》,中国统计出版社。

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

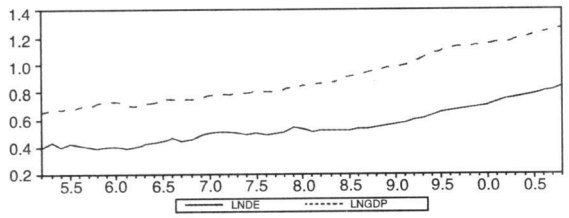

图 1　$\ln de_t$ 和 $\ln gdp_t$ 走势图

因此本文要分析的是,经济增长与国防支出的关系到底谁是因? 谁是果? 我们将使用 VAR模型的因果关系检验对其进行讨论。

(二)扩展(Lag-Augmented) VAR模型的因果关系检验

格兰杰因果关系是基于向量自回归(VAR)模型来定义的,一般分为差分(difference)VAR模型和水平(level) VAR模型(即向量误差修正模型, VECM)的因果关系检验。基于差分 VAR模型进行因果关系检验,容易使信息丧失且要求首先检验变量的平稳性和协整关系,使其在实证检验中的应用受到限制。当回归模型考虑协整后,正确的因果检验步骤应采取 Toda and Phillips(1993)发展的方法。研究者在不关注变量的协整性而只关注其因果关系时,或者协整性不存在但需要研究其因果关系时,就需要一种新的检验方法,在不考虑变量的单整性和协整性的情况下进行变量之间的因果关系检验[⑤]。Toda和 Yamamoto(1995)提出的"扩展(Lag-Augmented) VAR模型的因果关系检验"方法可以不考虑单位根的个数和变量的协整性而进行因果关系检验[5],而且通过蒙特卡洛模拟发现,他们的方法在样本大小稳定性(size stability)方面优于 Toda and Phillips(1993)的方法。Toda和 Yamamoto(1995)方法在最近的实证检验中也受到广泛应用,依循 Toda和 Yamamoto(1995),假设有一 K阶 VAR模型如下:

$$y_t = \alpha_0 + Q(L)y_{t-1} + e_t \qquad (1)$$

式中 y_t 为具有 n 个内生变量的行向量, α_0 代表常数向量、L 为滞后运算子、$Q(L)$ 为 $n\times n$ 多项式滞后运算子矩阵, $Q(L) = \sum_{i=1}^{k} Q_i L^{i-1}$, e_t 为 $n\times 1$ 随机干扰项。如果研究者的兴趣不在单位根、协整或稳定性等问题,而只关注因果性问题,那只需检验下式是否成立:

$$H_0: F(\Phi) = 0 \qquad (2)$$

式中 $\Phi = (Q_1, \cdots, Q_K)$, $\Phi = vec(\Phi)$ 即将系数矩阵 Φ 中各列元素,堆积成为一列。$F(\cdot)$ 是具有 m 个元素的向量函数,代表因果检验时候,对应的系数值设定为零的限制条件, m 代表限制条件个数。

我们可以采用似无关回归法(SUR)估计(1)式,滞后阶数应取 $P = K + d_{max}$, Toda and Yamamoto(1995)证明(2)式的 Wald统计量是自由度为 m的卡方分布。此外,他们还证明了当 VAR模型中各个方程右边的变量都相同时, SUR可以简化为对每个单方程用 OLS进行估计。进而,可对每一个单方程在 OLS估计下进行 Wald检验。因大多数宏观时间序列为 I(1)或 I(2),故常将 p 定为 $K+1$ 或 $K+2$,为了确保结果的稳健性,笔者将使用 ADF和 PP两种单位根检验法来确定最大单整数。

表 2　变量单位根检验

变量(水平值)	检验类型(C, T, P)	ADF统计量	变量(一阶差分)	检验类型(C, T, P)	ADF统计量
$\ln de_t$	(C, 0, 0)	2.66	$\Delta \ln de_t$	(0, 0, 0)	−5.00***
$\ln gdp_t$	(C, T, 0)	−0.69	$\Delta \ln gdp_t$	(C, 0, 0)	−3.65***

注: (C, T, P)中 C、T、P分别表示常数项、趋势项、滞后阶数。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%显著性水平下拒绝有单位根的原假设。最优滞后阶数由 AIC准则选定。

表 2显示两序列分别有一个单位根的原假设不能被拒绝,表明两序列皆是非平稳序列,与图形走势直观一致;但其一阶差分序列分别有一个单位根的原假设在 1%的显著性水平被拒绝,两序列均为 I(1),由此确定最大单整数为 1。

VAR模型采用了多方程联立的形式,在每个方程中,内生变量对内生变量的滞后值作回归,从而估计出全部内生变量的动态关系。对 VAR(K)模型来说,建立模型要确定最合适的滞后阶数 K, K值不能太小,太小则模型不能反映变量间相互影响的绝大部分,另一方面不能过大,否则会导致自由度的大量减少,直接影响模型估计的有效性。为了选取合适的 K值,在最大滞后 5阶内依据 AIC最小准则确定 K为 4,并对回归残差进行了 LM序列无关检验,发现残差无自相关。

确定 $P = K + d_{max} = 5$ 后,我们可以对整个 VAR系统进行 SUR或 OLS回归,限于篇幅,本文未给出 VAR(5)的估计结果,而只给出格兰杰因果检验结果,因为通过检验结果,实证分析者能够推估 VAR系统的真实内涵,具体见表 3。

表 3　国防支出与经济增长的格兰杰因果关系检验

原假设	观察期	滞后期	F统计量	概率
经济增长不是国防支出的格兰杰原因	52	5	4.065	0.004
国防支出不是经济增长的格兰杰原因	52	5	1.375	0.253

表 3表明,国防支出不是经济增长的格兰杰原因这一原假设,其伴随概率为 0.253,在常规显著性水平上均无法将其拒绝,国防支出相对于经济增长具有外生性;而经济增长不是国防支出的格兰杰原因这一假设,其伴随概率为 0.004,在 1%的显著性水平上能拒绝原假设。因此,国防支出与经济增长间只存在经济增长到国防支出的单项因果关系,经济建设能促进国防开支,而国防开支却对经济增长没有作用。这说明假如使用 F-R模型回归分析将会遇到内生解释变量的问题,将导致回归结论不可信。对于这一实证结论我们的理由是,作为公共开支,国防建设支出都确定为 GDP的固定比例,这导致国防开支要受到经济增长的影响。但是就目前中国的实际来看,军民脱离比较严重,国防支出的外部性不能很好地带动民用部门的发展,国防开支对国民经济的正效应无法产生。

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

四 结论

根据扩展(Lag-Augmented) VAR模型的因果检验可知,国防开支无法对经济建设带来正向的推动作用。一个很大的可能便是投资结构不尽合理,军民没有有机结合,军工投资带来的外部效应没有渗透到民用部门。对此笔者认为应进一步深化国防体制改革,全面贯彻"军民结合,寓军于民"精神,扩大和提升我国军民结合型产业规模和水平,推动我国装备制造业发展和产业结构优化升级,实现我国军民结合产业跨越式、可持续发展。

发展和培育军民结合型产业。提升军民结合产业地位,培育一批规模和技术优势明显、带动作用大、市场竞争力强的军民结合型骨干企业和军民双向转移项目,加快信息化带动军民结合产业现代化进程。

推进非公经济参与国防科技工业建设。鼓励和引导非公有资本进入国防科技工业建设领域,支持民营企业与军工集团开展项目合作与技术对接,鼓励和扶持一批民用企业参与国防和军民结合产业发展与建设。鼓励非公有资本对军品科研生产项目和基础设施进行投资;鼓励和引导非公有制企业参与军工企业改组改制。

促进军民结合产业技术创新。大力推进军民结合基础技术研究、高技术研究和军民两用人才培养和交流,促进自主创新能力提升,支持一批"高校科研院所"参与国防科研和军民结合技术创新。加快军民结合科技成果转化,促进产学研科技创新和推广应用平台建设,推动军民结合企业自主创新。

注释:

①并不像军事凯恩斯主义所言,国防支出作为公共开支的部分,公共投资增加调高利率挤出私人部门投资,于是国防支出仅仅对经济增长具有抑制作用。Feder-Ram模型的合理性使其倍受实证分析者的青睐,下文将简称为F-R模型。

②两部门是指经济分为国防部门和非国防部门,三部门又将非国防部门细分为民用和非民用部门。

③所谓伪回归现象,是指当变量服从单位根过程时,既使变量之间不存在任何线性关系,回归后得到的系数估计值也有显著的 t 统计值和较大的 R 方值,如果就这样用 t 统计值或 R 方值作判断,就容易形成错误的结论。

④笔者检验了两部门 F-R 模型中所涉及的变量,所有变量并非同阶。

⑤笔者对 $\ln de_t$ 和 $\ln gdp_t$ 两变量进行了 Johansen 协整检验,无论是迹统计量亦或最大特征根统计量在常规显著性水平均表明二者不存在协整关系。

[参考文献]

[1] Ram, R.. Government size and economic growth: A new framework and some evidence from cross-section and time-series data[J]. American Economic Review, 1986, 76(1): 191-203.

[2] 李双杰,陈渤. Feder—Ram模型及对中国国防支出与经济增长相关性的实证分析和应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2002(8): 90-93.

[3] 连玮佳,李健. 中国国防支出对经济增长影响评估——三部门模型的推导与分析[J]. 军事经济研究, 2008(5): 11-13.

[4] Kollias, C. and Makrydakis, S.. Defence spending and growth in Turkey 1954-1993: a causal analysis[J]. Defence and Peace Economics, 1997(8): 189-204.

[5] Toda, H. Y., and T Yamamoto. Statistical Inference in Vector Autoregressions with possibly Integrated processes[J]. Journal of Econometrics, 1995, 66(66): 225-250.

Causality Test of Defense Spending and Economic Growth Based on Lag-Augmented VAR Model

AN Chen

(Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

Abstract The relationship of defense spending and economic growth has always been the focused topicforeconomists. Scholans have been finding the theoretical basis for explaining the relationship between them but the conclusions are often uncertain. What is on earth the relationslip between China's defense spending and economic growth needs empirical tests. By the comments of the previous empirical literature and empirical data analysis, the article chooses Lag-Augmented VAR model to test the causality of China's defense spending and economic growth. The conclusion proves that there is only one-way causation from economic growth to defense spending.

Key words defense spending; economic growth; causality test; the combination of military and civillian

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net