

# 公共支出与国民产出

## ——基于瓦格纳定律的实证检验\*

李永友<sup>1</sup>, 裴育<sup>2</sup>

(1. 安徽财经大学 财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233041;

2. 南京审计学院, 江苏 南京 210029)

**摘要:**文章基于瓦格纳定律,利用经验数据考察了我国公共支出与国民产出之间的经济关系,统计分析的结果表明,从1979年到2003年,瓦格纳定律在我国并不成立,即国民产出与公共支出之间不存在单向的因果关系。为了探究其中的原因,文章利用了Chow检验程序和增加变量法对原方程进行了进一步的分析,结论表明数据断裂改变了国民产出与公共支出的因果结构;而滞后变量的引入则进一步揭示出引致公共支出变化的原因,即相对于国民产出的影响,公共支出变化的惯性特征更为重要。

**关键词:**公共支出;国民产出;瓦格纳定律;凯恩斯效应

**中图分类号:**F810 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)07-0100-13

### 一、引言

公共部门相对规模的持续扩张已经成为世界各国重要的经济特征。不论是何种经济政治制度,也不论经济的发展程度,这一特征都普遍存在。这一现象引起了众多经济学家的兴趣,特别是自上个世纪70年代世界性的经济滞胀爆发以来尤为如此。但回顾已有的研究,我们发现几乎所有的研究都是在寻找公共支出相对规模持续增长的原因,并且把这种原因归咎于国民产出的持续上升。这一思路自瓦格纳1883年的开创性研究就一直延续下来。然而令人遗憾的是,由于许多研究都是采用了传统的回归分析技术,尽管也有学者使用了因果检验,但变量间不同的因果关系使得基于不同经济环境的经验分析得出了差异较大的结论。之所以如此,原因在于,在公共支出与国民产出之间,因果结构并不总是一致的,因果结构上的变化使得传统的回归分析出现偏

**收稿日期:**2005-03-28

**基金项目:**国家社科基金项目(04BTJ009);江苏省高校哲学社科基金项目(03SJB790014)

**作者简介:**李永友(1970—),男,安徽巢湖人,安徽财经大学财政与公共管理学院讲师,上海财经大学公共经济与管理学院博士生;

裴育(1967—),男,安徽霍占人,南京审计学院教授,经济学博士。

误,从而造成结论的不一致。另外,根据经济变量间的逻辑关系,作为国民产出的一个重要组成部分,公共支出的大小会借助于乘数机制对国民产出产生影响。这是凯恩斯宏观经济思想之所以在二战之后被广为接受的重要原因<sup>①</sup>。同样,国民产出的上升,在既定的税收制度下也会使公共收入增加,随着公共部门控制资源规模的上升,在公共部门和私人部门自利行为以及预算软约束的双重作用下,公共支出也会逐步上升。如果把前一种情况说成是公共支出的外生冲击造成国民产出的增长,那么后一种情况就是国民产出的增长为公共支出的增长提供了可能,从而引致了公共支出的上升。换一句话说,就是前一种情况表明在两个同向增长的变量间,公共支出是因,国民产出是果,前者引致了后者的变化和波动。而后一种情况则表明,国民产出是因,公共支出是果,前者引致了后者的变化和波动。仅就国民产出和公共支出而言,两者间是否存在因果关系以及因果关系的顺序,在不同的经济环境下可能存在很大的差异,而且,即使我们能够证明出两者存在长期协整关系,也不代表两者间的因果结构就是始终如一的。这就是说,两者的因果结构在某个时点可能出现断裂,这种断裂情况在经济环境曾有过重大调整的国家经常发生。这一点在分析两个变量的时间序列时必须予以考虑,否则就可能得出错误的结论。

就我国的具体情况而言,公共支出不管是仅就预算内而言,还是就整个预算支出而言,从绝对量上明显地遵从了公共支出持续增长这个普遍规律。1952年,我国的预算支出<sup>②</sup>按当年价仅为172.07亿元,到了2003年,按当年价这一数据已经上升到24607亿元<sup>③</sup>,绝对规模增长了近143倍。这种绝对规模的变化趋势与我国同期的国民产出保持了较高的一致。1952年,我国的国民产出当年价仅为679亿元,到了2003年,当年价这一数据已经达到了116603.2亿元,绝对数增长了近171倍。既然两个变量的变动趋势保持了如此的一致,那么我们就想知道这两个变量之间是否存在一定的关系,以及这种关系的作用方向和稳定性。而对这个问题的考察实际上就是检验瓦格纳定律在我国是否成立。从目前国内的研究看,对公共支出和国民产出间的关系,学者们更多是从公共支出是否促进国民产出增长这个角度进行分析<sup>④</sup>,对两者间长期协整和因果关系的研究则不多,而考察数据断裂对两者间因果结构的影响更是少之又少。本文的目的就是利用chow检验和格兰杰因果检验对公共支出和国民产出两者的长期关系进行分析。

## 二、瓦格纳定律及其实证检验

对公共支出持续增长的关注影响最大的要算是1883年瓦格纳的开创性研究。在这个研究中,瓦格纳给出了公共支出持续增长的一般解释。他提出公共支出持续增长是国民产出增长的结果。实际上尽管当时还没有后来的因果检验技术,但瓦格纳对公共支出持续增长的解释无疑已经说明,在公共支出

和国民产出之间,国民产出是因,公共支出是果。国民产出的增长引致了公共支出的持续上升。他的观点被后人归结为关于公共支出持续增长的一个定律,即所谓的瓦格纳定律。回顾瓦格纳的研究,我们认为在公共支出研究领域,瓦格纳定律的主要贡献就是建立了公共支出持续增长的一般规律,这一规律不是来自于选择逻辑的推测,而是来自于对历史证据的直接推断。

自瓦格纳定律 1958 年英文翻译出版后,在学术界引起了很大的关注,并不断被学者们所检验。较有代表性的包括 Musgrave(1969)、Bird(1971)、Krzyszaniak(1972)、Mann(1980)、Sahni 和 Singh(1984)、Abizadeh 和 Gray(1985)、Ram(1986, 1987)、Yalcin(1987)、Henrekson(1992)、Courakis 等(1993)、Murthy(1993)、Oxlney(1994)、Ansari 等(1997)、Chlnetsos 和 Kolnlnias(1997)、Safa Demirbas(1999)等等。这些学者在实证分析中大部分运用了传统的回归分析技术,也有一些学者运用了因果检验,更近的还有一些学者运用了协整分析和误差纠正机制。但检验的结果在不同的样本之间出现了较大的差异,而不同学者在检验的过程中也形成了对瓦格纳定律的不同理解<sup>⑥</sup>。整合过去的经验分析,我们将看到,对瓦格纳定律至少有六种表述方式,具体见表 1。由于瓦格纳对公共支出和国民产出的长期关系并没有给出一个很明确的表述标准,所以我们就很难确定出这六个表述中哪一个最合适和最具有说服力。这样在考察我国公共支出和国民产出的长期关系时,就必须考虑和检验这六个表述。

从上述这些研究中我们可以发现,早期的研究在检验瓦格纳定律时并没有考虑检验变量的时间序列特征,这实际上就隐含着这样一个假定,即检验变量的时间序列是平稳的。然而,最近的计量经济学发展已经证实,大部分宏观经济时间序列存在单位根(Nelson 和 Plosser, 1982)。这说明在检验瓦格纳定律时,必须首先要考虑时间序列的非平稳特征。如果序列都表现为同阶单整,则就有必要进行序列间的协整检验,如果序列间的协整关系存在,接下来就应建立误差纠正模型,以考察变量间的短期和长期因果关系。正如前文所提及的,为了消除早期研究方法的缺陷,协整分析和因果关系检验在本文中将被得到运用,而在协整检验和序列间的因果关系检验时,chow 检验将被运用,以考察数据断裂对序列间长期因果关系的影响。

表 1 瓦格纳定律的六种表述

(1) $LNE = a + bLNGNP$	(2) $LNC = a + bLNGNP$
(3) $LNE = a + bLN(GNP/P)$	(4) $LN(E/GNP) = a + bLN(GNP/P)$
(5) $LN(E/P) = a + bLN(GNP/P)$	(6) $LN(E/GNP) = a + bLNGNP$

### 三、数据来源及其处理

根据 Henrekson(1992)的经验,瓦格纳定律的检验应该从尽可能长的时

间序列中考察公共支出的时序特征。为此,本文选择了1979年作为变量考察的初始年。这里之所以选择1979年作为数据分析的初始年,主要是由于自1978年十一届三中全会后,我国的经济发展战略发生了巨大的变化,不仅由过去的相对封闭转向了逐步开放,而且也由过去的计划经济体制逐步转向有计划的商品经济。这种转变不仅使得公共支出的决策发生了巨大的变化,而且也影响了私人部门的各种决策行为。这种巨大而广泛的影响改变了公共支出与国民产出这两个变量的数据结构特征,这一点从公共支出和国民产出的总量增长上即可略见一斑。1978年公共支出的增长率消除物价因素后大约为26%,国民产出增长率大约为13%,到了1979年这两个数据大约分别为47%和6%。

在具体考察公共支出与国民产出关系时,为检验早期研究的六种瓦格纳定律的表述,本文主要用到的变量包括:国民产出(GDP)、总的公共支出(E)、公共消费支出(C)。需要说明的是,本文用GDP代替了上述六个方程中出现的GNP。这样处理的原因在于,相对于GNP,GDP更能体现在一国疆域内,经济发展对公共支出的要求。另外,为了能使分析不受通货膨胀因素的影响,三个变量都采用了真实值,为得到变量的真实值,本文使用了国民产出缩减指数。同时在检验中,本文还采用了人均国民产出。所有变量的时间序列数据都来自于2004年的有关年鉴,其中,公共消费支出、国民产出总量及其人均项、国民产出缩减指数都来自于2004年中国统计年鉴,总的公共支出数据来自于2004年中国财政年鉴。

由于在表1的方程(4)中需要用到人均公共支出这个变量,但从现有的统计数据中,我们不能直接获得这个数据。为了得到这个变量的时间序列数据,本文采用公式 $E/P = E * GDP / [GDP/P]$ 进行计算。另外,本文所有的计量分析都是通过Eviews3.1软件实现。

#### 四、时间序列的协整分析、断点检验和因果分析

正如前文所提及的,早期的研究者都忽视了变量的平稳性要求,然而计量经济学的常识告诉我们,当时间序列呈现出非平稳性时,标准的回归分析就不合适了。因为如果直接运用标准的回归分析,结果就可能产生伪回归。实际上,序列非平稳性的一个直接表现就是序列存在单位根。因此考察序列是否平稳,主要就是通过检验序列是否存在单位根来实现。在本文的分析中,我们使用了目前在检验单位根时常用的一个方法——ADF检验。表2给出了本文每个变量的时间序列数据ADF检验结果。

表2 变量时间序列的 ADF 检验

变量及参数		ADF(0)	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)
含截距项 和趋势项	LNGDP	-1.8918	-4.3802*	-3.1514	-4.0926*
	LNE	-1.6325	-1.0062	-1.2486	-1.7771
	LNC	-0.5461	-1.0642	-1.1053	-0.5880
	LN(GDP/P)	-2.0857	-4.5126*	-3.2216	-3.7885*
	LN(E/P)	-1.5211	-0.9297	-1.1809	-1.7031
	LN(E/GDP)	-1.6125	-1.0813	-1.4422	-1.7974
	5%临界值	-3.6118	-3.6219	-3.6330	-3.6454
仅含 截距项	LNGDP	-0.0736	-0.4836	-0.3364	-1.0489
	LNE	-0.7478	0.4546	-0.0187	-0.5288
	LNC	1.9303	-0.8999	0.8151	1.2681
	LN(GDP/P)	0.2575	-0.2804	-0.0420	-0.6673
	LN(E/P)	-0.8837	0.2415	-0.2637	-0.8549
	LN(E/GDP)	-0.9841	-1.6106	-1.3669	-1.2498
	5%临界值	-2.9907	-2.9969	-3.0038	-3.0114

说明:由于通过序列的线形图我们发现所有序列都显示出明显的趋势特征,所以在计算序列的 ADF 检验值时,本文选择了含截距项和含截距项与趋势项两种检验方式。ADF 括号内的数字为 ADF 检验的滞后阶数。\* 表示 ADF 检验结果在 5%水平上显著。这里并没有按照相关准则选择滞后阶数,原因在于揭示各种可能的情况。

表 2 检验结果说明,在 5%的临界水平上,序列 ADF 单位根检验结果不能驳斥序列存在单位根的零假设。既然序列存在单位根,那么说明序列是非平稳的。这样我们就不能直接对非平稳序列进行传统的回归分析,因为这样做会使检验结果出现伪回归。但这并不代表序列间不存在线性关系,因为如果序列之间存在同阶单整关系,在变量之间运用传统的回归分析还是可以的,只不过在判断序列间是否存在长期的线性关系时,要对线性方程的残差序列平稳性进行检验。如果检验的结果说明残差序列是平稳的,就说明序列间存在长期线性关系,否则就说明序列间不存在长期线性关系。为了能判断出序列间是否存在同阶单整关系,本文运用了同样的方法对序列的一阶、二阶差分序列进行了单位根检验。而在对序列的一阶、二阶差分进行 ADF 检验前,本文用 excel 描绘了变量的一阶、二阶差分序列线性图,从变量一阶、二阶差分线性图看出,变量的差分序列不存在趋势特征,且二阶差分序列基本上在零均值附近摆动。由于不含趋势特征,所以在对序列一阶差分做 ADF 检验时,我们只检验了不含趋势项的两种情况,而对二阶差分本文只检验了不含趋势项和截距项一种情况。经过检验发现所有序列的一阶差分 ADF 检验结果不能驳斥存在单位根的零假设,而二阶差分序列的 ADF 检验都驳斥了存在单位根的零假设,具体检验结果见表 3<sup>⑥</sup>。

表3 序列的二阶差分 ADF 检验结果(不含趋势和截距项)

	ADF(0)	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)
LNGDP	-4.0327	-4.6305	-3.0697	-2.6250
LNE	-7.5083	-5.5536	-4.5575	-3.3476
LNC	-6.3979	-3.8390	-2.8089	-4.1336
LN(GDP/P)	-3.9741	-4.6451	-3.0056	-2.6454
LN(E/P)	-7.5172	-5.5443	-4.5396	-3.3435
LN(E/GDP)	-7.2246	-5.0587	-4.2066	-3.2112
5%临界值	-1.9574	-1.9583	-1.9592	-1.9602

表3的检验结果说明,所有序列在经过二阶差分后都表现为平稳特征。所有序列的同阶单整关系说明序列间可能存在长期协整关系<sup>⑦</sup>。既然检验结果证明了序列是同阶单整的,那么接下来就可以对序列的长期协整关系进行检验。对于如何检验同阶单整序列间的长期协整关系,Englne 和 Granger 在1987年提出了一种分析技术,这一技术分两个步骤,首先对同阶单整序列进行传统的 OLS 回归,其次对回归残差进行单位根检验,如果检验结果驳斥存在单位根的零假设,就说明序列间存在长期协整关系,否则序列间不存在长期协整关系。这种两步分析方法自提出后在学术研究中得到了广泛的应用,这种方法的优点在于,它能够直接通过对序列进行直截了当的传统回归分析模拟变量间的长期均衡关系,这种直接的回归分析技术不仅减少了需要估计的系数数量,降低了变量间多重共线性存在的可能性,而且 OLS 估计大大简便了分析的过程(Holnden 和 Thomson,1992)。

为此,本文按照上述两步分析技术首先对序列进行传统的 OLS 回归分析,瓦格纳法则的六种表述的回归结果见表4。

表4 变量的传统回归分析和残差的平稳性检验

序号	因变量	常数项	自变量系数	R平方	DW	ADF(*)	5%CV
(1)	LNE	3.32	0.50	0.88	1.82	-1.99(1)	-1.96
(2)	LNC	-1.86	0.99	0.99	1.36	-2.38(1)	-1.96
(3)	LNE	3.91	0.59	0.88	1.81	-2.00(1)	-1.96
(4)	LN(E/GDP)	7.27	-0.58	0.88	1.83	-2.32(1)	-1.96
(5)	LN(E/P)	2.27	0.47	0.77	1.40	-1.07(1)	-1.96
(6)	LN(E/GDP)	7.92	-0.50	0.88	1.82	-1.99(1)	-1.96

说明:残差序列的 ADF 检验滞后阶数的选择主要是根据 AIC 准则。

在上述回归分析的基础上,为检验序列长期均衡关系的存在性,对估计方程的残差序列我们运用了同样的单位根检验方法检验其平稳性。在对序列进行平稳性检验时,本文首先观察了六种表述估计方程残差序列的线性图,从图上看,这些残差序列基本上都处于零均值附近,不仅如此,这些残差序列线性图并没有表现出明显的趋势特征。既然残差序列为零均值且不含趋势,因此在单位根检验中,本文只计算了不含截距项和趋势项的 ADF 值,具体检验结果见表4。

在解释表4的回归和检验结果之前,我们有必要指出这种分析技术的缺

陷。根据 Charemza 和 Deadman 的解释, Engle-Granger 两步分析技术并不能证明两个变量间是否存在真正的长期均衡关系, 如果需要证明二变量之间存在长期的均衡关系, 我们还需要证明这种长期均衡关系是否得到相关经济理论的支持, 这一点非常重要(Charemza 和 Deadman, 1992)。从表 4 的回归检验结果看, 协整检验的零假设除了方程(5)外在 5%的水平上被驳斥, 这说明统计结果证明了变量间存在长期均衡关系。既然变量间存在长期的均衡关系, 那么这种均衡关系能说明瓦格纳定律在我国存在吗? 这一问题的答案从表 4 的回归系数看, 有点难以解释。根据瓦格纳定律的传统表述, 在公共支出和国民产出间, 公共支出的相对份额随着国民产出的上升应表现出递增趋势(Musgrave 1969, Mann 1980)。如果瓦格纳定律真是这样表述的话, 那么方程 4 和方程 6 的系数应该是正的, 但回归的结果却显示出两者显著的负相关关系, 这种结果明显地揭示出瓦格纳定律在我国并不存在。但如果把瓦格纳定律表述成随着国民产出的上升, 公共支出的绝对规模也应随之增长的话(Peacock 等, 1968; Goffman, 1968), 那么方程(1)、方程(2)和方程(3)的系数也应该是正的, 而且根据一般的理解系数还应该大于等于 1。但从表 4 的回归结果看, 方程(1)和方程(3)的系数虽然为正, 但都远远小于 1, 这也说明在我国瓦格纳定律并不存在。不过例外的是, 如果把公共支出理解为政府的消费性支出(Pryor, 1969), 那么方程(2)的结论表明瓦格纳定律可能是存在的<sup>⑤</sup>, 公共支出与国民产出表现出同步增长的特征, 这就难怪不同的理解在瓦格纳定律的实证检验中会得出不同的结论。

为什么会出现上述模棱两可的结论呢? 同时, 为什么在我国公共支出和国民产出之间会出现负相关关系呢? 上述变量间的协整关系能说明变量间存在因果关系吗? 为了寻找其中的答案, 本文对数据和回归方程进行了分析, 我们的可能结论有两点: 这种情况可能是由于序列的时序太短, 从而不能真正反映出两者的长期关系<sup>⑥</sup>; 也可能是由于在样本期内, 变量还受其他未考虑因素的影响, 这其中包括方程结构的变化和其他变量的影响。就方程结构来看, 本文考虑到自 1994 年中央明确提出市场经济以及 1994 年的财政体制改革, 可能使得各种经济总量关系发生了巨大变化, 这其中就包括公共支出和国民产出两个宏观总量的关系。这种总量关系的变化一定会反映到方程中, 对方程的结构产生影响。为了证明这种假设, 本文利用了 Chow 检验<sup>⑦</sup>对方程(1)至方程(6)进行了序列断点检验, 检验结果见表 5。

表 5 Chow 断点检验结果

方程	对数似然比	概率	方程	对数似然比	概率
(1)	68.61625	0.00000	(4)	69.56738	0.00000
(2)	9.296459	0.02560	(5)	52.19216	0.00000
(3)	57.97841	0.00000	(6)	68.86933	0.00000

表 5 检验结果说明, 1994 年前后瓦格纳定律六种表述方程的结构发生了显

著的变化。这种结构上的变化为上述问题提供了一种解释。为了找出这种结构变化对两个宏观经济变量间关系的影响程度以及对方程变量间因果关系结构的影响,本文继续对上述六个方程进行分析,首先我们想检验方程变量的因果关系,它是我们建立方程时确定因变量和自变量的根据。但根据前面对序列水平数据和一阶差分序列的平稳性检验可知,我们不能直接对上述方程的变量序列在整个样本期内进行因果检验,因为因果检验的两个变量必须都是平稳的。为此,本文对样本序列进行了分段平稳性检验,检验的方法和上述一样。但1994年之后的分段检验,有效的数据序列只有9个,自由度的下降可能对估计结果的有效性产生影响,为了克服这种情况,对1994年之后时段的序列平稳性检验,本文采用了由北京经济信息网公布的季度数据代替了年度数据<sup>①</sup>,季度数据的采用使得有效时间序列上升到36个。尽管由年度数据变为季度数据会使估计结果有所差异,但在方程的结构和数据序列间的关系上是不会有影响的。另外在平稳性检验之前,通过相关序列的线性图我们发现,序列存在明显的季节周期特征,为此,在进行平稳性检验前,本文首先对相关序列进行了季节调整,调整的方法采用eviews3.1中提供的乘法方法。经过上述的一系列处理,接下来对序列进行分段平稳性检验,检验结果说明不管是1979年至1994年的年度数据序列还是1995年至2003年的季度序列,在5%的显著性水平下,上述方程各变量序列的一阶差分在其样本期内都是平稳的<sup>②</sup>。既然一阶差分是平稳的,那么现在可以进行变量间因果关系检验,检验结果见表6。

表6 变量序列的因果检验

方程	零假设	p 值	
		(1979~1994)	(1995.1~2003.4)
(1)	$\Delta \text{LNGDP}$ not cause $\Delta \text{LNE}$	0.754	0.0904*
	$\Delta \text{LNE}$ not cause $\Delta \text{LNGDP}$	0.541	0.0061***
(2)	$\Delta \text{LNGDP}$ not cause $\Delta \text{LNC}$	0.717	0.112
	$\Delta \text{LNC}$ not cause $\Delta \text{LNGDP}$	0.001***	0.0103**
(3)	$\Delta \text{LN}(\text{GDP}/\text{P})$ not cause $\Delta \text{LNE}$	0.739	0.105
	$\Delta \text{LNE}$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{GDP}/\text{P})$	0.527	0.011**
(4)	$\Delta \text{LN}(\text{GDP}/\text{P})$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{E}/\text{GDP})$	0.614	0.0417**
	$\Delta \text{LN}(\text{E}/\text{GDP})$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{GDP}/\text{P})$	0.017**	0.029**
(5)	$\Delta \text{LN}(\text{GDP}/\text{P})$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{E}/\text{P})$	0.965	0.109
	$\Delta \text{LN}(\text{E}/\text{P})$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{GDP}/\text{P})$	0.614	0.010***
(6)	$\Delta \text{LN}(\text{GDP})$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{E}/\text{P})$	0.541	0.206
	$\Delta \text{LN}(\text{E}/\text{P})$ not cause $\Delta \text{LN}(\text{GDP})$	0.016**	0.0081***

说明:不管是1979年至1994年序列的年度数据检验还是1995年至2003年序列季度数据的检验,本文都采用了AIC和SC准则选择滞后期的长短。表格内的p值为F统计量的相伴概率。\*\*\*在1%水平下显著,\*\*在5%水平下显著,\*在10%水平下显著。

分段因果检验的结果进一步说明,在我国并不存在真正意义上的瓦格纳定律。因为从检验结果看,在1994年之前,公共支出的变化并不是由国民产

出的变化造成的,这显然与瓦格纳定律相背,因为瓦格纳定律要求在国民产出和公共支出之间存在单向的因果关系。不仅如此,即使在 1994 年之后;除了方程(4)之外,也没有证据表明公共支出的变化是由国民产出引起的。从这个检验中,我们可以得到两个重要的结论,一是统计上的,即变量间的长期均衡关系并不是变量间存在因果关系的充分条件,这在上述的两个统计分析中可见一斑。同时,数据断裂的存在可能改变变量的因果结构。1994 年前,两个变量不存在因果关系,但 1994 年之后,变量间的因果关系除个别方程外还是比较显著的。二是瓦格纳定律不成立意味着我国政府在公共支出的决策上很少考虑经济环境的变化以及经济的承受能力,公共支出与国民产出的长期均衡关系只能说明公共支出决策受其他因素的影响,这其中可能包括像公共收入等这样的中间变量。这一结论为国民产出的变化能否有助于预测公共支出的变化趋势给出了一个很好的解释,最起码这种解释在我国是可以接受的。不仅如此,检验结果也说明,我国的公共支出决策在 1994 年前后发生了很大的变化,1994 年前,公共支出与国民产出之间几乎不存在因果关系,这不仅说明瓦格纳定律在这段时间是不成立的,也说明凯恩斯的公共支出可以促进经济增长的观点在我国也不成立。这种情况在 1994 年之后有所变化,尽管我们还是没能找到瓦格纳定律存在的证据,但是我们看到,六个方程都显示出凯恩斯的思想在这段时间具有相当的解释力。公共支出成为国民产出变化的一个原因不仅说明了凯恩斯思想在这段时间是正确的,而且也说明政府利用公共支出有效调节经济增长的意识在增强,不仅如此,这一结论还为政府干预经济的有效性提供了有力的经验证据<sup>⑨</sup>。

就其他未考虑因素而言,本文在对六个方程做 OLS 回归时发现,简单的 OLS 回归存在显著的序列相关,为消除序列相关,本文采用了 AR(1)进行了消除,消除后的结果表明,回归方程通过了各项检验。实际上这一过程反映出,公共支出可能还受其自身滞后项的影响。这种影响为变量间的长期均衡关系并没能显示出因果关系提供了解释。为了检验这种想法的正确性,本文在六个方程的自变量中增加了一个滞后变量,并对方程重新进行了 OLS 回归,回归结果见表 7<sup>⑩</sup>。

表 7 添加滞后项的回归结果

方程	常数项	滞后变量系数(-1)	自变量系数
(1)	0.76(1.18)	0.77(5.32)	0.12(2.38)
(2)	-0.29(-1.55)	0.995(8.78)	0.043(0.49)
(3)	0.92(1.37)	0.76(5.31)	0.147(1.47)
(4)	1.78(1.49)	0.75(4.91)	-0.143(-2.31)
(5)	0.58(1.03)	0.78(5.32)	0.102(2.27)
(6)	2.01(1.55)	0.74(4.88)	-0.13(-2.38)

说明:表中括号内的数为 t 统计量值。六个方程的 R<sup>2</sup> 都在 0.85 以上,联合检验的结果也显示方程的估计系数较为显著。

添加滞后项后的回归结果显示,滞后变量在六个方程中,对公共支出的影响非常显著。这个结论一方面说明了国民产出引致公共支出变化的瓦格纳定律在中国律不成立,另一方面也说明了我国公共支出较强的惯性特征。从回归结果看,六个方程的滞后变量系数都大于 0.5,尤其是方程(2),其系数更是高达近乎为 1。这说明相比较国民产出的影响,公共支出惯性对公共支出的影响程度更高。这种较强的支出惯性使得公共支出决策很少考虑国民产出的实际水平和需要。这一结论与我国的现实基本一致,这也可以从我国较大的刚性支出比重中得到部分的解释。

## 五、分析的结论

本文通过利用我国 1979 年至 2003 年的数据对瓦格纳定律的六种表述进行检验。协整检验结果显示,变量间存在长期的均衡关系,但回归系数却没能证明瓦格纳定律在我国是成立的。之所以出现这种情况,本文通过利用 Chow 断点检验发现,主要是由于数据结构在 1994 年前后发生了巨大的变化,这种数据断裂不仅改变了变量序列的方程结构,而且也改变了变量的因果方向。

尽管我们没有证据证明国民产出引致公共支出这种单向因果关系的存在性,但我们却发现自 1994 年之后,我国的公共支出对国民产出具有较为显著的凯恩斯效应。而在 1994 年之前,不管是瓦格纳效应还是凯恩斯效应,经验数据都没有给出明确的支持。这说明随着我国市场化改革的进一步推进,我国政府利用公共支出调控经济运行的意识在增强,同时也间接地证明了自 1994 年之后李嘉图中性假设和总供给效应在我国经济生活中并不存在或者影响不显著,相反公共支出的凯恩斯效应却是显著的。

既然国民产出没有引致公共支出变化,那么是什么因素引致公共支出变化的呢?为探究这一问题,本文又通过在原方程中加入滞后变量的方法对方程重新进行了回归,回归结果显示,我国的公共支出呈现出较强的惯性特征。这一结论说明,在我国公共支出决策中,惯性支出的影响要比国民产出对公共支出的变化影响更大。较大的支出惯性不仅降低了公共支出调控政策的灵活程度,而且也使公共收支的矛盾不断地扩大。

虽然变量的样本序列没能证明国民产出与公共支出的单向因果关系,但必须指出的是,尽管我们还没有证据证明,本文较短的样本期限对本文结论的有效性和可靠程度有一定的负面影响,但这种影响却是一定存在的(尽管 1994~2003 年使用了季度数据,扩大了样本容量),所以对本文的结论必须持谨慎的态度。

\* 本文为社科基金项目《税收与经济增长关系的指标测定与计量研究》和江苏省高校

哲学社会科学基金项目《江苏省地方公债问题研究》的阶段性成果。

注释:

- ①公共支出扩张和缩减是否一定会造成国民产出的同向变动并不一定,这要取决于公共支出的融资方式、私人部门的消费决策以及政府的跨期预算约束程度。简单地说,就是取决于财政乘数的大小和方向。一般情况下,财政乘数总是大于等于零,但现有的研究表明,财政乘数也有为负的可能。财政乘数为负的理论 and 实证检验可以详见 Stephane Capet, the efficiency of fiscal policies; a survey of the literature, CEPIL Working Paper No. 11, 2004。同时,对任何一个经济体来说,财政乘数并不是不变的,这样在对两个变量的时间序列作简单计量分析时,如不考虑断裂的存在,可能就会得出不太正确的分析结论。
- ②如不特别声明,以下所指的预算支出既包含预算内支出又包含预算外支出。不过在这里需要说明的是,在讨论公共支出与国民产出关系时,在我国现有的统计数据下,仅就预算讨论是不全面的,公共支出应包含公共部门为履行公共职能所投入的一切资源。但由于数据的可得性,学者们在分析时往往仅就预算支出进行分析,有的甚至仅就预算内支出进行分析,显然这种分析所得出的结论应当谨慎。
- ③这里因数据的可得性,不包括预算外政府支出。两个数据都来自于2004年中国统计年鉴。
- ④国内关于公共支出与经济增长间关系研究的简要评述参见:庄子银、邹薇(2003),公共支出能否促进经济增长:《中国的经验分析》,《管理世界》,2003年第7期。
- ⑤具体的评述详见:Safa Demirbas(1999), cointegration analysis-causality testing and Wagner's Law: the case of Turkey, 1950~1990, University of Leicester Working Paper。
- ⑥由于篇幅所限,本文没有列出一阶差分序列的 ADF 检验结果。不过值得指出的是,带有截距项的国民产出和人均国民产出一阶差分序列 ADF 检验,只有在滞后阶数为2和3时,检验结果在5%的水平上并没有驳斥序列不存在单位根为零假设。
- ⑦Engle和Granger(1987)提出,序列间如果表现出同阶单整关系,那么序列间就有可能存在长期协整关系。
- ⑧这里之所以说是可能存在,主要是由于协整检验只是说明两个或多个变量间是否存在长期均衡关系,而均衡关系的存在并不能表明变量间存在因果关系,而瓦格纳定律在因果关系上是非常明确的,即国民产出引致公共支出的单向因果关系。
- ⑨根据Perman(1991)的解释,对小样本序列进行 OLS 协整分析时,统计结果也许会出现很大的偏误。具体参见:Perman(1991), cointegration, an introduction to the literature, Journal of Economic Studies。
- ⑩Chow 断点检验的思想是对每个子样本单独拟合方程来观察估计方程是否存在显著差异,零假设是两个子样本拟合的方程无显著差异,有显著差异意味着方程的结构发生了变化。具体详见:易丹辉的《数据分析与 Eviews 应用》,《中国人民大学出版社》,2002年版,第46~47页。
- ⑪为保持对称性和估计结果的可比性,1979年至1994年的序列数据也应采用季度数据,但由于作者从现有的统计资料中不能获得1993年以前的公共支出季度数据(包括预算内外),所以这一段仍然采用年度数据进行检验。这种差异并不影响本文的分析结论。

- ⑫需要指出的是,样本期限不同可能使检验结果存在一定的差异。但尽管如此,从检验结果看,所有变量序列的水平序列都没能驳斥序列存在单位根的零假设,但一阶差分序列却表现出平稳特征,这与整个样本的检验结论存在差异,这种差异也能说明数据断裂的影响。具体的检验结果因篇幅所限,本文没有列出。
- ⑬李嘉图中性假说与总供给效应认为公共支出与国民产出之间的因果关系是非常弱的,甚至在极端情况下并不存在。而传统的凯恩斯观点认为,公共支出对国民产出具有促进作用,政府完全可以利用公共支出改变国民产出的增长路径。具体的争论可以参见:Stephane Capet(2004), the efficiency of fiscal policies: a survey of the literature, CEPII, Working Paper NO. 2004, (11)。
- ⑭增加滞后变量的回归分析时间段为 1979 年至 2003 年,严格来说也应采用分段回归,所以对回归结果的解释需谨慎,这里只是为了说明问题就没有进行分段回归。同时在增加滞后变量时,本文采用  $t$  统计量进行了滞后期的选择,由于大于 2 期的滞后变量  $t$  统计量较小,回归结果在 5% 水平上不显著,所以通过删除,最后添加的滞后变量只有滞后 1 期和 2 期的被选中,这里只列出了滞后 1 期的回归结果。

参考文献:

- [1]庄子银,邹薇.公共支出能否促进经济增长:中国的经验分析[J].管理世界,2003,(7).
- [2]杨继,刘柯杰.中国公共支出增长的实证分析[J].上海经济研究,2002,(9).
- [3]Nelson, C R., Plosser, C I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications[J]. Journal of Monetary Economics, 1982, 10, 139~162.
- [4]Henrekson, M. An economic analysis of swedish government expenditure[M]. Avebury, 1992.
- [5]Holden, K., Thomson, J. co-integration: an introductory survey[J]. British Review of Economic Issues, 1992, 14(33), 1~55.
- [6]Charemza, W W., Deadman, D. F. new directions in econometric practice[M]. Edward Elgar, 1992.
- [7]Musgrave, R A. Fiscal systems[M]. New Haven and London: Yale University Press, 1969.
- [8]Mann, A J. Wagner's Law: an econometric test for Mexico, 1925~1976[J]. National Tax Journal, 1980, 33, 189~201.
- [9]Goffman, I J. on the empirical testing of Wagner's Law: a technical note[J]. Public Finance, 1968, 23, 59~364.
- [10]Peacock, A T., Wiseman, J. Approaches to the analysis of government expenditure growth[J]. Public Finance Quarterly, 1979, 7, 3~23.
- [11]Pryor, F L. Public expenditures in communist and capitalist nations[M]. London: George Allen and Unwin Ltd., 1969.

(下转第 144 页)

## The Empirical Study on Seasonal Adjustment of the Quarterly GDP in China

ZHANG Ming-fang

(*Department of Statistics, Shanghai University  
of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

**Abstract:** Up to now, there has been little investigation of the quarterly GDP in China. The aim of this paper is to investigate the properties of the time series of quarterly GDP in China. X-12-ARIMA and TRAMO-SEATS are used to decompose the series through the DEMETRA interface version 2.0. This paper provides full diagnostic results and summary results for the quarterly GDP in China.

**Key words:** the quarterly GDP in China; X-12-ARIMA; TRAMO-SEATS; seasonal adjustment (责任编辑 许波)

\*\*\*\*\*

(上接第 111 页)

## Public Expenditure and National Output: An Empirical Analysis Based on Wagner's Law

LI Yong-you<sup>1</sup>, PEI Yu<sup>2</sup>

(*1. School of Public Finance and Administration, Anhui University of Finance  
& Economics, Anhui 233041, China; 2. Nanjing Adit Collage, Nanjing 210029, China*)

**Abstract:** This article utilizes China's data to examine six kinds of statements of Wagner's law. We conclude that no evidence supports unidirectional causality between national output and public expenditure. In order to find its cause, this article utilizes Chow's check and lag variable method, the result is that the ruptured data changes the structure of cause and effect between national output and public expenditure. Furthermore, by introducing lag variable, it reveals that the inertia characteristic of public expenditure is an even more important reason for its own change than national output.

**Key words:** public expenditure; national output; Wagner's law; Keynes' effect (责任编辑 许波)