

我国 GDP 长期增长中公共支出 效应的实证分析

王小利

(西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710006)

摘要:文章利用 VAR 模型系统分析了政府消费支出、政府公共投资(包括转移支付)及预算外支出与 GDP 之间的长期动态关系。通过分析,我们认为政府收入支出、政府消费支出对经济增长的短期效应为正,政府公共投资对经济增长短期无显著影响。从长期看,政府消费支出、预算外支出对经济增长有一定的解释力,而政府公共投资对经济的长期增长解释力则较弱。

关键词:政府公共支出; GDP; 向量自回归模型(VAR)

中图分类号:F810;F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)04-0122-11

一、引言

政府公共支出是政府在宏观上调整经济运行的主要政策工具,根据凯恩斯理论,政府在经济萧条时扩大公共支出规模,在经济过热时缩小公共支出规模,即从需求的角度在短期内调节经济的运行。而从供给的角度看,政府的公共支出同样可以通过影响总供给来影响经济的增长。不过在政府公共支出对经济长期增长的影响究竟是正还是负,相关研究的结果并不一致。Phelp-Shell 根据其实证研究的结果认为,通过提高税收为更高的投资率融资的直接结果是较高的人均资本和人均收入,但从长期看这一外生参数的变化只有水平效应而没有增长效应; Ram(1986)在其经典研究中利用 115 个国家的平行数据对政府公共支出的增长效应作了相关的计量分析,发现在政府公共支出占 GDP 一定比例条件下提高政府公共支出增长率对经济增长有正效应,但超过这一比例政府公共支出的增加会对经济增长产生负面影响;Barro(1990)在内生经济理论的框架下从政府生产性公共支出和消费性公共支出的角度所进行的研究也表明,公共支出对经济增长具有长期的正效应;其后 A. R. Jalali-Naini(2000)扩展了 Ram 的模型,从政府提供纯公共产品和准公共产品的角度对公共支出的增长效应作了进一步的研究,通过研究他认为政府提供的纯

收稿日期:2005-01-01

作者简介:王小利(1958-),男,山西鲁平县人,西安交通大学经济与管理学院博士生。

公共产品具有互补效应并对经济的长期增长具有正效应,而政府对准公共产品的提供和政府消费则会部分挤出民间投资和消费对经济短期增长有正的影响,但不具备长期增长效应。我国也有学者从这些角度对我国公共支出的经济增长效应作了一些研究(包括社会科学院经济研究所在 2004 年所作的关于财政政策的供给效应的研究),这些研究基本上是沿着两条思路进行的,一是按照 Barro(1990)的研究路线把政府公共支出分为生产性支出和非生产性支出,然后在 C-D 模型的基础上进行分析;另一是从总量规模上考察公共支出与经济增长的关系。但需要指出的是,我国所有关于政府公共支出与经济增长关系的研究都是在政府预算内收入的框架内进行的,并没有涉及到政府收入中的预算外支出部分,我们认为这并不能全面反映我国公共支出与经济增长的关系。因为从政府的收入构成看,我国政府的收入结构与西方国家政府的收入结构不尽相同,其收入体系是由预算内收入和预算外收入两大部分构成。所以我国的政府公共支出还应该包括有相当数量的预算外支出,单纯地以预算内口径所作的分析难以从各个不同角度反映我国公共支出的经济增长效应。有鉴于此,为了全面反映我国公共支出对经济增长的长期影响及动态关系,我们从中国政府消费支出、基本建设支出(不包括国债部分)及预算外支出的角度对我国公共支出与 GDP 的关系及各组成部分对 GDP 增长的影响作一个长期的动态分析,并在这一基础上重点考察预算外支出部分对经济的长期影响。

二、我国政府的收入体系和支出体系

我国政府体系分为中央、省(自治区)、市、县、乡 5 个政府层级,并相应设置了五级财政部门作为政府收入的筹集和分配机构。并按照计划体制的要求对所有财政性资金从管理方式上分为预算内资金和预算外资金。改革开放以来,虽然由于中央政府在事权、财权方面的分权设计,我国各级政府收入来源呈现出多元化、复杂化的格局,但从总体上看,仍然可以根据长期以来的资金管理方式将其分为预算内资金、预算外资金这两大块。期间虽然经济体制有所变迁,两类收入的口径和边界也经过多次调整,但基本格局没变。

所谓预算内收入主要是指国家以行政管理者和资产所有者身份参与国民收入分配并取得的收入,这部分收入包括各种税收以及一小部分行政事业性经常性收入,国有资产出租、出让获得的资本性收入。这部分收入从资金取得的方式上又可以分为税收和非税收入两大类,其中税收部分包括政府征收的各种形式的全部税收收入,而非税收入则包括全部税外收入中纳入预算管理的那一部分预算内财政资金。不过这部分资金的规模并不很大,仅占到全部非税收入的 10%左右。而预算外收入则是指没有纳入预算管理的那部分政府财政性资金,这部分资金从取得的形式上讲属于政府非税收入。根据我国

现有法律、法规规定,预算外收入主要来源于行政事业性收费、税收附加、专用资金和专项收入。这些收入与预算内非税收入的性质相同,都是通过政府行为或遵循补偿原则收取的,且具有部分强制性和无偿性等特征,这部分资金也同样属于政府财政性资金。而与此相对应,我国政府的公共支出体系同样分为预算内公共支出和预算外公共支出,其中预算内公共支出又分为政府消费支出和基本建设投资(不包括国债部分),而预算外支出则主要用于地方政府行政事业经费的补足部分和地方公共产品的提供。

近年来我国公共支出的总量规模不断扩大,2002年政府消费支出达到13 830亿元、基本建设投资(不包括国债部分)达到2 400亿元,政府预算外支出规模不断增长,在1996年、2000年、2002年分别达到4 000亿元以上,大约相当于全国同期财政支出的1/3左右,成为地方及政府其他部门实现调控自身经济运行状况的主要手段。由于这部分资金在体制安排上的特点,在关于其对我国整体经济增长长期作用方面,人们的认识并不一致。普遍的观点是:鉴于政府预算外资金在调整和使用方向上与预算内资金严重脱节,因此虽然这部分资金在一定时期内对一些地区、部门经济增长有促进作用,但由于这部分资金长期体外循环,在总体上对经济增长具有负面影响(苏明,2001);也有观点认为,我国经济增长是在政府税收收入占GDP比重不断下降的情况下取得的,因此如何理解这一现象至关重要,因为从收入取得角度讲,税收收入和非税收入是政府收入构成的两个方面,而非税收入的提取更符合效率原则,而且根据内生增长理论,财政政策应该对经济增长有长期的增长效应,如果是这样,迅速增长的预算外收入的使用就应该具有解释部分经济增长的能力。

有鉴于此,我们试图通过构造一个VAR模型,从政府公共支出组成的角度来探求政府预算外支出、政府规模、政府公共投资对经济增长的影响问题,并力图通过各变量之间的信息反馈,从系统的角度对我国政府公共支出系统与经济增长的长期均衡关系和动态变化作一个简单的描述。

三、有关财政变量对经济增长的影响分析

(一)财政活动的替代效应分析。我们利用实际国民收入 Y 、资本要素投入 K 及劳动力要素 L 构造一个简单生产函数,来分析财政活动的替代效应。假设生产函数为 $Y=F(K,L)$,劳动力以自然增长率 n 增长。则我们可得到人均生产函数: $y=Y/L=L F(K/L,1)=f(k)$ 。假定函数 $f(k)$ 满足Inada条件: $f(0)=0, \lim_{k \rightarrow 0} f_k = \lim_{k \rightarrow \infty} f_k = 0$,且有 $f_k > 0, f_{kk} < 0$ 。再假设投资等于总储蓄,储蓄率不变,则人均投资可表示为: $I=sY$,私人储蓄为: $S_p=s(f(k)-g)$,资本增量方程为: $k(t)=s(f(k))-nk(t)$ 。由于 $kt=kg+kp$,其中 kg 为人均政府资本存量, kp 为人均私人资本量;且政府人均投资 I_g 为人均政府收入减去人均政府消费,即 $(g-C_g)$,同时政府消费是政策参数,可表示为 $C_g=ag$,则关于资

本的增量方程($k(t)$ 的生产函数)可重新写为:

$$k(t) = s[f(k) - g] + g(1 - a) - nk - nkp \quad (1)$$

由于资本的增量方程具有可加性。这样政府投资会在一定程度上与民间投资形成此消彼长的替代效应,因此提高政府投资会部分挤出私人投资,而政府消费则一方面会挤出私人消费;另一方面则意味着政府投资的减少。因此政府消费对经济增长具有一定的负效应,一个较低政府消费在其他因素不变的条件下会导致较高的投资率和一个暂时的正冲击,反之则有一个负影响。

(二)政府财政活动的互补效应分析。如果政府支出对私人投资不具有替代效应而具有互补效应(Barro 和 Sala-i-Martin, 1992),政府提供的是非竞争性和非排他性的纯公共产品或服务,政府支出对民间投资的边际产品应该有正效应,我们引入社会福利效用函数。假设委托代理人有一个内凸的连续函数,且遵循 Inada 条件,效用函数为:

$$U = \int_0^{\infty} [(C^{1-\theta} - 1)/(1 - \theta)] e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

根据 A. R. Jalaian(2000)对政府财政支出的研究思路我们假设, C 代表人均消费, ρ 为贴现因子,家庭的预算约束为人均财富积累(k)和劳动利息收入减去消费,假设供给方由竞争的生产者组成,在市场经济条件下,每个企业都将充分利用政府财政支出 G 所提供的服务(即充分利用基础设施和政府职能提供的各种服务等)。则企业生产函数可表示为:

$$Y_i = AL_i^{1-\alpha} K_i^\alpha G_i^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

假设劳动力 L 总水平和税(非税)率 τ 不变,且每个企业投资规模收益不变,则给定 G 整个经济随资本存量 K 增加而收益递减。这样在预算平衡条件下,即 $G = \tau_1 Y + \tau_2 Y$;其中 τ_1 、 τ_2 分别为政府向企业征收的一揽子税率和一揽子费率(非税收入),家庭的效用最大化服从 Euler 条件则:

$$g_c = dc/c = (1/\theta)(r - \rho) \quad (3)$$

式中: g_c 为均衡增长, θ 是跨时期替代弹性。而企业的税(与非税)后的利润可以表示为:

$$L_i [1 - \tau] A K_i^\alpha G_i^{1-\alpha} - w - (r + \delta) k_i \quad (4)$$

这里, $r + \delta$ 为租金率,资本的税后边际生产率为:

$$(1 - \tau) F'_k = \alpha A L / \alpha [L(G/Y)^{(1-\alpha)/\alpha} (1 - \tau)] = r + \delta \quad (5)$$

从(2)式和预算约束得到 $G = K(\tau AL)$,同时合并(4)式,(5)式,我们得到增长率 g 的表达式:

$$g = (1/\theta) [\alpha A^{1/\alpha} (L(G/Y)^{(1-\alpha)/\alpha} (1 - \tau)) - \delta - \rho] \quad (6)$$

由(6)式可见,财政投入对增长率的影响为正,和 $(1 - \tau)$ 负相关。这样在 G/Y 的一定范围内, G 对资本的边际产品的正的影响大于非税和税收提取的负的扭曲效应,则增长率随 G 的增大而增加。但随 G 的增加,非税和税率 τ_1 ,

τ_2 也相应增加($\tau_i = G_i/Y; i=1, 2$), 税和非税收入的扭曲效应相应增大, 因而当增长率达到一定程度(即最大)后开始下降, 此时税收和非税收入的扭曲效应超过 G 对边际生产率的正效应。

根据公共财政理论, 大量的准公共产品和受益明显的产品应由地方及各企事业单位来提供, 这样由中央提供纯公共产品(特别是大型基础设施等)、由地方政府提供效益比较明显的准公共产品, 会更有益于经济的发展。同时由地方政府提供地方性准公共产品也符合地方政府的意愿, 因为这些财政变量会从不同的角度影响区域经济, 会使区域经济更具有活力, 不过由于替代效应其对经济增长不具备长期效应。有鉴于此, 我们倾向于从政府公共支出的具体构成出发, 采用非结构模型来分析这些变量的实际经济增长效应。

四、变量与模型

(一)变量的设定及数据的单位根检验。

1. 变量设定。为了重点分析政府公共支出各部分的经济功能, 特别是预算外支出的经济增长效应, 本文选取预算外支出(YWZ)作为政府预算外收入的代理变量, 同时根据国际研究的一般惯例, 选取官方统计数据中的政府消费部分(GC)作为政府消费支出的代理变量, 而且为了集中从政府消费、纯公共产品和准公共产品提供来考察公共支出, 我们没有考虑国债对经济增长的拉动效应, 仅把其他预算内资金作为政府公共投资(TR)的代理变量。因为从长期的角度看国债是一个更为复杂的问题, 国债与税收和非税收入不同, 需要偿还。为此我们作了如下假定: 假定 1, 统计年鉴中政府消费数据代表了地方政府和中央政府的规模, 所有支出均为消费性支出; 假定 2, 中央政府的基本建设支出全部提供纯公共产品, 各地方受益机会均等; 假定 3, 预算外支出全部被地方政府用来提供只限于地方受益的准公共产品, 没有用来作为政府消费。

这样我们就有可能从公共支出的各构成部分来考察政府的职能性质以及我国各部分财政资金的具体功能。此外, 为了保证跨年度数据的可比性和消除变量数据的波动, 我们根据 1990 年不变价对所有分析数据进行了缩减处理和对数变换。需要说明的是, 我国政府预算外收入的范围在 1992 年有较大的调整, 从 1992 年起国有企业部分固定资产投资及大修理资金等不纳入政府预算外收入管理, 这使得预算外收入总量在结构上有较大的变化, 与前几年不可比。这样从保持分析的合理性(因为剔除国有企业部分, 可视同为政企分离)角度出发, 本分析中的预算外收入是指政府行政事业收费部分, 不包括国有企业及主管部门收入。

2. 数据及数据的单位根检验。本文数据的时间长度为 1978~2003 年, 其中 2003 年数据为估计数, 所有数据来自中国统计年鉴(部分经过加工整理)。

由于大部分经济变量的时间序列为非平稳序列,不具备方差齐次性和均值为常数的要求,我们利用 ADF 方法对这些变量分别作了单位根

表 1 ADF 单位根检验表

检验变量	滞后期	检验值	临界值	P
Lgdp	2	-3.78	-2.99	5%
Lgc	2	-4.94	-3.73	1%
Lts	3	-3.42	-2.99	5%
Lywz	2	-4.97	-3.75	1%

检验。检验结果表明,上述 4 个变量的时间序列在对数水平上均为非平稳序列,但 4 个变量对数的时间序列均为一次差分平稳序列,这也就是说这些变量的对数序列均为 I(1)整过程(见表 1)。

表 2 有关 GDP、GC、YWZ、TR 的对数数值表

日期	LGC	LYWZ	LTR	LGDP	日期	LGC	LYWZ	LTR	LGDP
1978	6.795706	5.08181	3.401197	8.812099	1991	7.867871	6.511149	6.838405	10.01967
1979	6.993015	5.218976	4.094345	8.94442	1992	7.987185	6.659178	6.70196	10.17187
1980	7.028201	5.205833	5.111988	9.056256	1993	8.131531	6.90075	6.434547	10.28671
1981	7.072422	5.267188	5.393628	9.119102	1994	8.237744	6.977261	6.345636	10.39541
1982	7.136483	5.424925	5.63479	9.205328	1995	8.223895	7.173565	6.416732	10.49294
1983	7.246368	5.515568	5.894403	9.32215	1996	8.338784	7.620115	6.603944	10.57689
1984	7.370231	5.667139	5.940171	9.430038	1997	8.431417	7.255429	6.742881	10.6546
1985	7.405496	5.845454	7.032624	9.527557	1998	8.542666	7.362554	6.946976	10.72111
1986	7.518064	6.022824	6.733402	9.628853	1999	8.649624	7.49875	6.89467	10.80174
1987	7.549083	6.140983	6.824374	9.735483	2000	8.77199	7.71031	7.029088	10.87776
1988	7.58121	6.218592	6.838405	9.763938	2001	8.873888	7.851129	7.014814	10.95287
1989	7.643483	6.288843	6.989335	9.815694	2002	8.986697	7.848108	7.223296	11.03997
1990	7.70391	6.444995	6.958448	9.900333	2003	9.142811	7.966409	7.390181	11.12614

资料来源:根据 2003 年统计年鉴数据整理;2003 年数据为估计值。

(二)模型的设定及估计。在对各变量之间的静态关系分析方面,我们利用多元回归分析,通过考察 YWZ、GC、TR 的偏相关系数来具体确定 YWZ、GC、TR 对经济总量增长的作用方向。为了简化分析模型,没有包括在通常分析中包括的资本存量、劳动力等变量,我们认为这并不影响分析的结论。

其具体函数关系为:GDP=F(TR,GC, YWZ)

估计方程为:LGDP=C₁+C₂LTR+C₃LGC+C₄LYWZ+U

在考察政府公共支出对经济系统长期影响的动态分析方面,我们选定非结构化的 VAR(向量自回归)模型用以考察各变量之间的长期均衡关系,以及在给定单位变化条件下各变量在系统内相互影响的综合动态反应等。模型的具体形式为:

$$LY_t = C + \sum_{i=1}^p B_i LY_{t-i} + U_t$$

$$\text{其中: } LY_t = \begin{bmatrix} LGDP_t \\ LYWZ_t \\ LGC_t \\ LTR_t \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \\ C_4 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} & B_{14} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} & B_{24} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & B_{34} \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} \end{bmatrix} \quad U_t = \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ U_3 \\ U_4 \end{bmatrix}$$

这里:U_{it}~N(0,σ²),L 代表自然对数 Ln,变量的滞后期为 2。

五、实证分析

(一)方程估计。我们分别对简单静态回归方程和向量自回归方程进行了估计。估计结果表明,从短期看,当期 LTR、LGC、LYWZ 对 GDP 的影响均为正,这符合有关公共支出理论中公共支出对 GDP 增长效应的结论。各变量中 LGC 和 LYWZ 对 GDP 的影响较大,回归系数分别为 0.45 和 0.39,LTR 对 GDP 的影响较小,回归系数仅为 0.04,且系数在统计意义上不显著。从对向量自回归方程估计的结果看,变量相互之间的内在结构关系得到较好反映,且符号基本符合预期结果;从各变量对 GDP 增长的影响情况看,预算外支出对 GDP 增长的影响显然大于政府基本建设投资的影响,因为两者的系数分别是 0.39 和 0.04,而向量自回归滞后一期的系数也基本上反映了这一影响的延续;从滞后一期各变量的系数看,预算外支出(YWZ)的系数为 0.59,政府消费支出(GC)的系数为 0.53,而政府预算内其他支出的系数仅为-0.01。但不足之处是方程的总体评价指标(AIC,SC)偏大,参数估计结果不太理想。静态方程和向量自回归方程两个模型的输出结果由下式给出。

静态方程估计结果:

$$\begin{aligned}
 LGDP = & 3.5457 + 0.04LTR + 0.453LGC + 0.384LYWZ \\
 & (12.16) \quad (1.28) \quad (0.453) \quad (0.384) \\
 & (0.000) \quad (0.214) \quad (0.000) \quad (0.000) \\
 R^2 = & 0.996 \quad F = 128 \quad D-W = 1.66
 \end{aligned}$$

向量自回归方程估计结果:

$$Y_t = \begin{bmatrix} 1.077 & 1.98 & -0.20 & 2.33 \\ -0.01 & 0.29 & 0.07 & -0.18 \\ 0.053 & -0.5 & 1.10 & -1.02 \\ 0.059 & -0.4 & -0.0 & 0.103 \end{bmatrix} Y_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.44 & -0.93 & 0.10 & -0.85 \\ 0.060 & 0.36 & -0.04 & 0.19 \\ 0.190 & 1.07 & -0.03 & 1.32 \\ -0.00 & -5.97 & 0.138 & -8.3 \end{bmatrix} Y_{t-2} + \begin{bmatrix} 0.98 \\ 0.13 \\ -5.77 \\ -8.38 \end{bmatrix}$$

各方程拟合系数及 F 值及方程总体评价指标分别见表 3,表 4。

表 3 各方程统计检验结果

R-squared	0.998798	0.996183	0.967691	0.991497
Adj. R-squared	0.998156	0.994147	0.950460	0.986963
F-statistic	1557.380	489.3460	56.15915	218.6450

表 4 总体评价指标

Log Likelihood	149.8260
Akaike Information Criteria	-9.485502
Schwarz Criteria	-7.718421

(二)变量间长期关系的协整讨论。根据协整分析理论,如果所分析变量通过一阶差分可以获得平稳性的话,那么它们遵循一阶整过程,而且如果遵循一阶整过程的变量之间的偏差是平稳的话,则它们是协整的,各变量之间应该存在一个长期的均衡关系,在这一关系下任何变量的短期偏离最终会回到长期的均衡路径上来,并且变量之间应该具有一种相互之间的信息反馈。基于这一观点我们利用 Johansen 有关协整检验的方法对政府公共支出的各组成

部分与 GDP 之间的长期关系作了协整检验,检验表明各变量之间在对数水平上不存在协整关系,但在对数的差分水平各变量在 5% 的置信水平上存在两个协整关系。这说明我国 GDP 与政府公共支出的各部分在总量水平上不存在长期的均衡关系,但在增长率水平上存在一个长期的均衡关系,这一长期的均衡关系保证了各变量在增长率水平上的任何短期偏离最终会在这一协整关系的引力作用下回归到长期的均衡状态(见表 5)。这从对数差分水平的脉冲相应图(图略)也可看出,在对数差分水平各变量均在三期以后回归到长期的均衡状态(见方差分析表 6)。

表 5 回归分析、协整分析结果表

(协整分析 Series: LGDPI LTR1 LGC1 LYWZ1 Lags interval: 1 to 2)				
特征值	LR 统计量	5%临界值	1%临界值	秩(R)
0.674253	55.70616	47.21	54.46	None**
0.537128	31.03020	29.68	35.65	At most 1*
0.396229	14.08351	15.41	20.04	At most 2
0.126808	2.983197	3.76	6.65	At most 3
协整向量系数				
LGDPI	LTR1	LGC1	LYWZ1	C
1.000000	-0.224216 (0.31070)	-0.759600 (0.92024)	-1.927337 (1.96054)	0.233372

(三)各变量间的脉冲响应分析。协整分析只是说明了变量之间在的结构上的因果关系和长期关系是否均衡,并没有表现出各变量的单位变化通过其内在联系对整个系统的扰动,以及各变量对这些扰动的综合反应。为此我们利用 VAR 函数对 GDP、TR、GC、YWZ 等变量之间的系统关系作进一步脉冲响应分析,并试图通过这一分析找出预算外支出(YWZ)、政府消费(GC)及政府公共投资及转移支付(TR)与 GDP 相互之间对各变量脉冲扰动的长期反应,进而最终确定各变量间的长期关系。这里为了保证系统的平稳性,我们采用变量对数水平的一次差分构成脉冲响应函数。脉冲响应函数的滞后期为二(多次试验确定的结果)。通过实验我们发现:(1)GDP 对 GC、YWZ 的一个脉冲响应分别为正,经过三个时期影响减弱,这说明政府消费、预算外支出的一个单位变化对 GDP 有正冲击,TR 的单位变化对 GDP 没有明显大的冲击,这与回归方程的结论基本吻合;(2)YWZ 对 TR 有一个负冲击,从实际情况看主要原因可能在于预算外收入与政府公共投资有较强的替代关系,因为两者均为非市场性的政府行为且此消彼长。因此加大收费会挤压其他税收融资的预算内资金(所谓费挤税),同时也不排除部分税收融资的预算内资金在预算外支出加大的情况下转化为预算外收入(税转费);(3)政府消费支出(GC)对预算外支出(YWZ)的一个标准变化的反应也为负,但幅度不大,主要原因一方面可能在于两者的替代效应,另一方面可能在于预算外支出的很大一部分是作为固定资产投资,在这部分资金的刺激下,政府消费有一个滞后的联动效

应,负冲击会得到很快的纠正。YWZ 对自身的一个正冲击同样会得到很快的纠正,这说明政府对预算外收入的政策性调整力度在不断加大。

(四)公共支出各部

表 6 各变量单位变化对 GDP 增长的方差分解表

分对 GDP 长期增长预测误差影响程度的方差分解。由于我们的主要目的是分析政府公共支出各部分对 GDP 增长的效应问题,所以这里主要考察以公共支出各组成部分为因变量的各

Variance Decomposition of LGDP1 _t					
	S. E.	LGDP1	LGCI	LTR1	LYWZ1
1	0.017079	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.020314	94.05691	3.271848	0.254268	2.416970
3	0.022024	80.01879	15.10386	1.530006	3.347337
4	0.023042	76.92285	18.23348	1.559060	3.284612
5	0.024091	77.31188	17.92206	1.428658	3.337403
6	0.024500	77.76674	17.51748	1.427980	3.287802
7	0.024754	76.54338	18.49312	1.719534	3.243967
8	0.024902	75.73762	19.27331	1.776082	3.212982
9	0.025068	75.64577	19.40726	1.759716	3.187253
10	0.025176	75.80805	19.24952	1.749219	3.193207

方程对 GDP 增长长期预测误差的解释能力。从对 GDP 增长率长期预测误差解释能力的方差分解结果看,短期内变量 GC、YWZ、TR 为因变量的各方程对 GDP 的增长率误差的解释能力都不稳定,仅大约解释了 GDP 增长率的 7%左右。从第三期开始方差分解的结果基本稳定,来自变量 GC 为因变量方程的影响对 GDP 增长率误差的解释能力有所加大,这一变量大约解释了 GDP 增长率误差的 16%左右,而变量 YWZ 和 TR 的解释力在三期以后并没有显著的提高,仅分别解释了 GDP 增长率预测误差的 3.3%和 1.5%,GDP 本身增长对其长期增长的误差的解释力最强,这一变量大约解释了其自身预测变化误差的 75%以上。这一结果表明在政府公共支出各部分中以政府购买支出为因变量的方程对 GDP 长期增长的影响最大,不过其对 GDP 预测的误差的解释力有限;预算外支出对经济的解释力虽然不大,但从长期讲其对 GDP 增长误差的解释力大于其他预算内公共支出。因此从系统的角度讲,这一变量对 GDP 的长期增长的作用要比其他预算内公共支出更为重要,这也从另一个侧面说明在政府公共支出与经济的增长的分析中完全忽视预算外支出,无论在理论上还是在实践中都有所缺欠。

六、结 论

第一,如果系统地从公共支出的框架看,预算外支出的经济作用应该得到肯定,其在一定的时期内对 GDP 有一个正的冲击,而且这一冲击将持续 3~4 个时期。这从结构回归方程的偏相关系数的符号也可看出,当保持其他变量不变时,政府预算外支出对 GDP 的影响为正,而且影响效应明显要大于预算内其他公共支出的影响效应。从税、费的基本功能来看,这一结论同样可以得到理论上的支持,因为预算内政府消费、公共投资是以税收作为融资对象,而大部分税收都会造成市场价格体系的扭曲,从而形成税收负担损失,而以收费为主的政府预算外收入则并不需要必然以效率为代价来换取财政收入。因为

从理论上讲,如果对收费的公共产品或劳务定价是根据边际成本原则,那么费用征收往往能促进效率。

第二,从政府购买支出(GC)和政府公共投资支出(TR)对 GDP 的冲击看,GC 对 GDP 的正冲击效应较为明显,但政府公共投资对 GDP 的影响十分有限,长期影响甚至为负,这一点虽然与我国目前预算内投资比例过小有直接关系(近几年我国预算内公共投资的比例仅为全国总投资的 3%~4%),但也说明就目前而言,我国包括转移支付,政府公共投资在内的其他预算内支出对经济增长并没有明显的影响。因此,这一结果一方面肯定了政府购买对经济所产生的正面影响,但也从另一个角度对大量文献中有关中央政府调控手段对经济增长的促进作用的先验假设提出了实证结果的质疑(不包括国债对经济增长的拉动效应)。

第三,YWZ 对 GC、TR 均有一个较为明显的负冲击。这表明在我国目前的体制下,预算内收入与预算外收入之间有较强的替代关系,预算外收入的增加会侵蚀正常的税基,进而会影响到中央的财政能力,而且预算外收入的规模也有偏大之嫌。不过我们应该承认目前政府预算外收入的规模作为现阶段经济机制下一种妥协结果的合理性(起码在现有条件下)。因为,中央政府、地方政府、各行政部门之间在分权上的博弈,事实上引进了一种竞争机制,是一种有限条件下的“公共选择”。因此对预算外收入而言,改革的重点应从中央政府与各级政府、各行政部门的合理分权方面,以及应从收入取得方式的角度入手,去研究如何调整政府的财力构成,以及不同财力构成的经济功能等等,而不是简单地讨论是否划入预算内由中央统一调控。

第四,从关于公共支出增长与 GDP 增长的协整分析结论看,在政府公共支出与经济增长之间存在一个长期的均衡,这一结果在一定程度上支持了瓦格纳定理在中国的有效性的结论(也可以说满足了瓦格纳定理有效性成立的充分条件),这说明我国政府各项公共支出事实上已经内生于经济总量的增长过程中,其增长具有经济意义上的必然性。

参考文献:

- [1]苏明. 财政理论研究[M]. 北京:中国财政经济出版社,2000:53-76.
- [2]刘宇飞. 当代西方财政学[M]. 北京:北京大学出版社,2003:17-24.
- [3]李志友. 政府非税收入管理[M]. 北京:人民出版社,2003:2-14.
- [4]范世权. 政府非税收入管理[M]. 沈阳:辽宁大学出版社,2002.
- [5]财政部科研所. 中国财政改革研究报告[M]. 北京:经济科学出版社,1999:108-124.
- [6]马拴有. 财政政策与经济增长[M]. 北京:经济科学出版社,2003:209-217.
- [7]吴大荣(主编). 财政税收制度改革与运作全书[M]. 北京:中国大地出版社,1998.
- [8]项怀成. 中国预算外资金管理理论与实践[M]. 吉林:黑龙江人民出版社,1992.
- [9]夏杰长. 中国政府收入体制研究[J]. 广东商学院学报,2001.

- [10] 闵宗银. 我国预算外资金研究分析[J]. 山东财经学院学报, 2000, (2).
- [11] 齐云鹏. 预算外资金支出管理分析[J]. 财经问题研究, 2002, (2).
- [12] 李子奈. 高级计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002: 278—283.
- [13] 王雪标. 财政政策、金融政策与协整分析[M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2000.
- [14] 罗伯特 S. 平狄克. 计量经济学与经济预测[M]. 北京: 机械工业出版社, 1999.
- [15] 俞卓清(译). 金融时间序列的经济计量模型[M]. 北京: 经济出版社, 2002.
- [16] 中国社科院课题组. 财政政策的供给效应与经济发展[J]. 经济研究, 2004, (4).
- [17] 高山晟(美). 经济学中的分析方法[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002: 386—391.
- [18] Peter M Jackson. Cointegration, causality and wagners law[R]. 1999 Working Paper
<http://www.erf.org.eg>.
- [19] Safa Demirbas. Cointegration analysis-causality testing and wagners law[R]. 1999
Working Paper, <http://www.erf.org.eg>.
- [20] Josaphat P Kweka. Government spending and economic growth[M]. 2000, DSA Annual.
- [21] Michael G. Arghyrou. Public expenditure and national income[R]. 2000 Reserch Paper
for 3 Conference on Macroeconomics Analysis.
- [22] Rosemary Rossiter. Strutural cointegration analysis of public expenditure[J]. 2002,
vol. 1 International Journal of Business and Economics.
- [23] Barro. Government spending in a simple model of endogenous growth[J]. Journal of E-
conomics 1998; S103~S125.
- [24] A R Jalali-Naini. Economic growth and fiscal policy[R]. 2000 Working Paperm, <http://www.erf.org.eg>

An Empirical Analysis of the Long-run Effect of Public Expenditure on Economic Growth

WANG Xiao-li

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Shaanxi 710049, China)

Abstract: Using VAR model, this paper investigates the long-run relationship between non-tax revenue, government expenditure, public investment and the GDP. The analysis indicates that the non-tax revenue and the government expenditure have a positive long-run effect on the economic growth, while the public investment by government does not have significant effect.

Key words: public expenditure; GDP; VAR

(责任编辑 许波)