

税收和政府支出政策对产出动态 冲击效应的计量分析*

李晓芳 高铁梅 梁云芳

内容提要:本文运用结构向量自回归(SVAR)模型方法,研究我国税收和政府支出政策对产出所产生的动态冲击效应。主要结论是:(1)税收的正冲击对产出仅有负的短期效应,即减税的财政政策在短期促进产出增长。政府支出正冲击对产出有正效应,而且其效果是中长期有效的。(2)增税的税收政策抑制私人消费,而扩大政府支出则会促进私人消费;(3)增税的税收政策抑制投资,但扩大政府支出则促进投资。

关键词:财政政策 税收 政府支出 VAR(向量自回归) SVAR(结构向量自回归)

作者简介:李晓芳,吉林大学商学院讲师、博士研究生,130012;

高铁梅,东北财经大学数量经济系教授、博士生导师,116025;

梁云芳,东北财经大学数量经济系助教、博士研究生,116025。

中图分类号:F810.42 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2005)02-0032-08

一、引言

在我国,积极的财政政策已经实施6年之久。2004年5月27日财政部长金人庆宣布财政政策将由“积极”转向“中性”,所谓“中性”,即不对社会总需求产生扩张或紧缩的影响。就当前宏观经济调控的主要任务而言,对中性财政政策的基本要求,就是不给经济运行带来扩张性的影响^①。那么实施6年之久的积极的财政政策在我国经济运行中扮演着什么样的角色?此时由“积极”的财政政策转为“中性”是否有利于经济发展?因此需要正确评价我国这段时期财政政策的有效性。

关于财政政策在经济运行中的作用,宏观经济理论界的两大阵营——新古典主义和凯恩斯主义都认为外生的政府支出增加,则产出增加;税收增加,则产出降低。然而,新古典主义认为由于财富效应,政府支出的增加将导致私人消费水平的下降,新凯恩斯主义认为政府支出的增加可以刺激私人增加消费。而根据李嘉图等价原理,税收政策没有作用。^②本文将运用经济计量方法,通过研究产出和财政政策变量之间的变动关系来检验税收和政府支出对产出的动态效应,从而检验财政政策的有效性,为政府制定政策提供依据。

Sims于20世纪80年代初提出了一种用非结构性方法来建立各个变量之间关系的新的建模方法——向量自回归模型(VAR)。VAR模型中每一变量都表示为其自身和其他变量滞后的回归方程形式。自Sims的研究开始,VAR模型在很多研究领域取得了成功。然而,VAR模型存在参数过多的问题,只有所含变量较少的VAR才可以通过OLS和极大似然估计得到满意的估计结果,而且由于VAR模型不考虑经济理论,产生的脉冲响应因为“新息”不能被识别为内在的结构误差,因而无

* 本文得到教育部重点研究基地重大项目的资助,批准号:01JAZJD790003;国家自然科学基金项目的资助,项目号:70171019。

① 高培勇:《由“积极”转向“中性”:财政政策经历艰难抉择》,《财贸经济》2004年第8期。

② Blanchard, Olivier J. and R. Perotti, An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. NBER working Paper, No. 7269, 1999.

法给出任何结构性解释。该缺点使得人们不断对这种方法提出指责,为此,经济学家们尝试了许多解决方法。这些方法的出发点都是对参数空间施加约束条件从而减少所估计的参数,而结构向量自回归模型(SVAR)就是这些方法中较为成功的一种。

SVAR方法首先由Blanchard和Quah(1989)提出,他们通过对VAR模型施加基于经济理论的长期限制性条件,识别出经济中的总需求冲击和总供给冲击,给出了美国宏观经济波动的凯恩斯解释。近些年,SVAR也被引入到财政政策分析中,Blanchard和Perotti(1999)应用SVAR模型分析了政府支出和税收对美国战后经济运行冲击的动态效应。Florian Höppner(2001)运用SVAR模型对德国财政政策的效应进行了分析,税收方程和政府支出方程的结构式残差分别代表来自各自的未预期的波动的冲击,冲击响应被用来模拟主要宏观经济变量对冲击的动态反应。文章得出结论认为,德国税收冲击对产出有负的效应,而政府支出增加对产出则是正的效应,税收增加则私人消费降低,但政府支出增加则私人消费增加,其结论与凯恩斯的理论相一致。Kenneth N. Kuttner和Adam S. Posen(2002)通过建立日本1976—1999年的SVAR模型分析了在此期间财政政策的有效性,模型中包含3个变量:实际产出,税收收入及政府支出。文章通过实证分析发现,无论是减税还是增加政府支出的扩张性的财政政策,都存在明显的刺激效应,减税的政策乘数比政府支出乘数大25%。

国内运用VAR(向量自回归)和SVAR(结构向量自回归)方法研究财政政策较少,它们更多地被运用去研究货币政策^①。从本文的研究结果可以看出,SVAR(结构向量自回归)方法更适合用来研究财政政策。本文首先建立3个变量(实际GDP、政府支出和税收收入)的SVAR模型,估计模型并通过对模型参数空间的限制从VAR模型的复合冲击分离出财政政策的结构冲击,分析产出对财政政策的冲击响应。然后,再建立4个变量的SVAR模型,分析财政政策对产出影响的途径。

二、税收和政府支出对产出的动态冲击效应的计量检验

1. 模型及识别方法

首先建立税收、政府支出和产出的三元结构VAR(2)模型(即SVAR(2)模型)^②:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \epsilon_t \quad (1)$$

其中变量和参数矩阵为:

$$X_t = \begin{bmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix}, \Gamma_2 = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

T_t 、 G_t 和 Y_t 分别为税收、政府支出和产出序列, n 是变量个数($n=3$), ϵ_{1t} 、 ϵ_{2t} 和 ϵ_{3t} 分别是作用在税收、政府支出和产出上的结构式冲击,即结构式残差, ϵ_t 是协方差为单位矩阵的白噪声向量,即 $\epsilon_t \sim VWN(0, I_n)$ 。

如果 B 是可逆的,可将结构式方程转化为简化式方程:

$$X_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1}\Gamma_2 X_{t-2} + \mu_t, \mu_t = B^{-1}\epsilon_t \quad (2)$$

一般而言,简化式残差 μ_t 是结构式残差 ϵ_t 的线性组合,是一种复合冲击,比如(2)式中的残差可以看作是3种冲击的线性组合:①税收和政府支出对产出波动的自动反应(即自动稳定器的作用),而对于税收方程的残差,由于给定了税率和税基,可以把这个成分看成是税收的不可预期的变

① 刘斌:《货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》2001年第7期。

陈飞,赵昕东,高铁梅:《我国货币政策工具变量效应的实证分析》,《金融研究》2002年第10期。

孙华好,马跃:《中国货币政策与股票市场的关系》,《经济研究》2003年第7期。

周英章,蒋振声:《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性》,《金融研究》2002年第9期。

② (美)詹姆斯D.汉密尔顿著:《时间序列分析》,刘明志译,中国社会科学出版社1999年版,第387-402页。

化。②政策制定者对产出等变量波动所采取的系统的、相机抉择的政策冲击,如对于税收方程的残差,可以看成是由于产出的波动导致政策制定者改变税率而产生的冲击。③财政政策的随机的相机抉择的冲击。即所谓的结构冲击,它和简化式残差不同,它们互不相关且与其他的冲击不相关。

对于 n 元 p 阶 SVAR 模型,需要对结构式施加 $n(n-1)/2$ 个限制条件才能识别出结构冲击^①。而对于本文的模型来说,由于模型中包含 3 个内生变量,则 $n(n-1)/2=3$,需要对模型施加 3 个约束条件,才能识别出结构冲击。本文根据我国现阶段经济运行的实际状况作出如下的 3 个假设:①实际 GDP 影响当期的税收收入,但不会影响政府支出,即 B 矩阵中 $b_{23}=0$ 。②税收冲击可能对政府支出有影响,但税收不依赖于同期的政府支出,即 B 矩阵中 $b_{12}=0$ 。③第三个假设是关于税收的实际产出弹性假设,本文通过回归模型得出在 1990 年第:1 季度~2004 年:2 季度期间平均的税收的产出弹性为 1.71^②,即 $b_{13}=-1.71$ 。

另外,模型可识别的一个重要的假设是,对于产出在一个季度内发生的未预期的变化,政府不会立即采取相机抉择的财政政策。因此,运用季度数据可以识别外生的财政政策冲击。基于我国财政政策同样具有决策和执行的滞后特点,这个假设是合理的。

2. 模型的数据、平稳性检验及模型的稳定性检验

表 1 序列及其一阶差分序列的平稳性检验

变量	ADF 检验	PP 检验	变量	ADF 检验	PP 检验
Y_t	-0.57	-0.48	DY_t	-8.27**	-3.28*
T_t	1.46	3.23	DT_t	-7.50**	-4.24**
G_t	1.02	1.69	DG_t	-8.27**	-4.63**

[注] ADF 检验和 PP 检验都采用包含截距不包含趋势的方程形式。其中,“*”号表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,“**”号表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。 DY_t, DT_t, DG_t 分别为原序列的差分序列。

文中各指标 Y_t, T_t 和 G_t 分别为经过 X-11 季节调整,并且用 CPI 进行平减得到实际值,去除了通货膨胀因素并且取了对数的 GDP、税收收入和政府支出的季度数据,时间区间均为 1990 年第 1 季度—2004 年第 2 季度^③。本文应用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 和 PP (Phillips-Perron) 方法对各序列及其一阶差分序列进行

平稳性检验。检验发现各指标均为一阶差分平稳的, ADF 和 PP 结果见表 1。

表 1 说明,各序列均为一阶差分平稳的,即各序列均为一阶单整序列。因此,需要对模型包含的变量进行协整检验。本文采用 Johanson 协整检验来检验模型是否存在协整关系,其结果显示在 1% 和 5% 的显著性水平下各存在一个协整方程,模型中各内生变量之间具有协整关系。被估计的 VAR 模型所有根的模小于 1 并且位于单位圆内,因此模型是稳定的。

① 刘金全:《现代宏观经济冲击理论》,吉林大学出版社 2000 年版,第 163-167 页。

② 关于税收的产出弹性有几种估计方法,其中(Giorno et al.(1995))给出比较准确的估计方法,即税收的产出弹性:

$$a_1 = \sum \eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, X} \frac{\hat{T}_i}{\hat{Y}}$$

其中 \hat{Y} 是扣除了转移支付的总税收, \hat{T}_i 是各种税收, η_{T_i, B_i} 是第 i 种税收对其税基的弹性, $\eta_{B_i, X}$ 是税基对总产出的弹性。这里的弹性大多是采用简单的回归测算的,文章里给出了 4 种税:间接税、个人所得税、公司所得税和社会保障税。Leibfritz 运用上述方法得到德国税收的产出弹性为 1.04, Kenneth N. Kuttner 和 Adam S. Posen 估计日本年度税收的产出弹性为 1.25, 而我国各种税的税基没有数据。因此,采用简化的方法,运用如下的回归方程估计得到我国在 1990 年第 1 季度—2004 年第 2 季度平均的产出弹性为 1.71(模型中存在序列相关性通过添加 AR 项得以修正)。 $T_t = -8.7 + 1.71Y_t + \epsilon_t$, $R^2 = 0.99$, $D. W. = 1.33$, 方程参数均在 1% 的显著性水平下显著;其中, T_t, Y_t 分别为剔除了价格因素并取了对数的税收和产出的季度时间序列,时间区间为 1990:1~2004:2, ϵ_t 为残差项。

③ 本文所采用数据来源为中国人民银行《统计季报》和国家统计局《经济景气统计月报》。时间期间为 1990 年第 1 季度—2004 年第 2 季度。所采用数据均做了季节调整,以下不再说明。由于 GDP 缺少 1991—1994 年的季度数据,本文利用 1991—1994 年的年度 GDP 数据,用数值方法近似推算出相应期间的季度 GDP 数据。

3. 政策效应的脉冲响应分析

首先,计算 VAR 模型中的经济变量对经济冲击的脉冲响应函数。在 VAR 模型中,一次冲击对第 i 个变量的冲击不仅直接影响第 i 个变量,并且通过 VAR 模型的动态(滞后)结构传导给所有的其他内生变量。然后,计算 SVAR 模型中的经济变量对经济冲击的脉冲响应函数。在 SVAR 模型中,脉冲响应函数描绘了在一个扰动项上加上一次性的(one-time shock)冲击,对于内生变量的当前值和未来值所带来的影响。例如,首先考虑产出对于税收的单位冲击的反应函数,对于 VAR 模型而言,脉冲响应函数为 $\partial X_{t+s}/\partial \mu_{1t}$,而对于 SVAR 模型,其脉冲响应函数为 $\partial X_{t+s}/\partial \epsilon_{1s}$,其中, s 是冲击作用的时间滞后间隔。本文选取滞后长度为 20 个季度,通过具体计算可以得到产出对税收和政府支出冲击的响应轨迹。图 1 和图 3、图 2 和图 4 分别给出了基于 VAR 模型和 SVAR 模型的产出的脉冲响应轨迹。图中横坐标表示冲击发生后的时间间隔(季度),纵坐标表示产出对税收和政府支出冲击的反应程度(百分数)。下面,分别分析产出对税收冲击的响应和对政府支出冲击的响应。

(1) 产出对税收冲击的响应

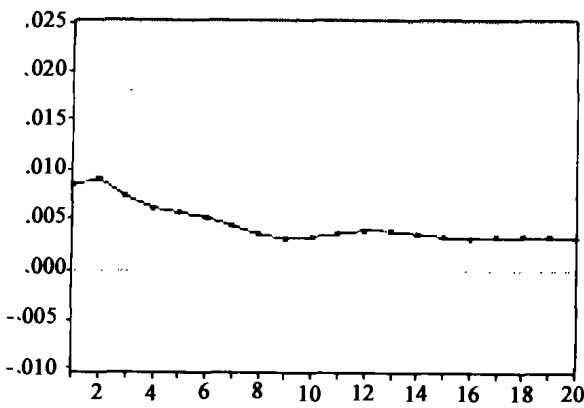


图 1 VAR 模型中产出对税收冲击的响应

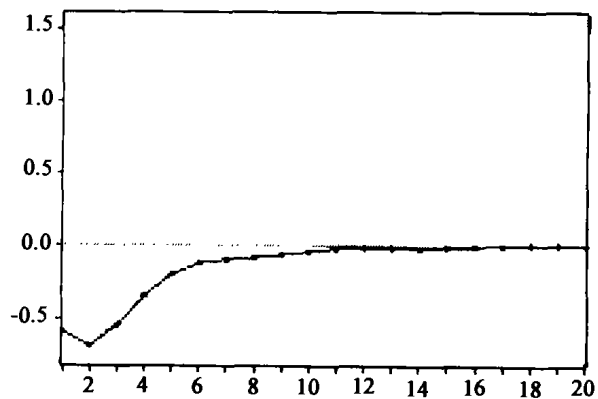


图 2 SVAR 模型中产出对税收冲击的响应

在图 1 的 VAR 模型中,产出对税收的冲击响应是正向的,即增税能提高产出,而减税则降低产出。此结论和当今世界各国税收政策实施的实际结果相矛盾。在图 2 的 SVAR 模型中,产出对税收的冲击反应是负向的:在第 2 个季度达到负的最大值 -0.7 个百分点之后持续下降,第 2—6 个季度下降得很快,大约在 2 年半后冲击反应便趋于零。这说明,税收政策冲击对产出的影响是负的短期效应,在长期不影响产出。通过对图 1 和图 2 的比较发现,SVAR 模型得出的结果是可靠的,由于 VAR 模型的残差是各种冲击的线性组合,图 1 中显示产出对各种冲击反应的线性组合,而不仅是税收的冲击;图 2 中则体现了产出仅对税收冲击的响应。

(2) 产出对政府支出冲击的响应

在图 3 中,政府支出在前 4 个季度中对产出有负的影响,在之后则是正向的影响。总的来看,财政政策对产出的冲击影响较弱。在图 4 中,产出对政府支出的反应是正向的,脉冲响应在第 1 季度有小幅下降,在第 2 个季度降到最小值,然后持续上升,在第 12 季度达到最高值 1.2 个百分点后逐渐趋于长期的平稳状态,但这个平稳状态并不是返回到原来的初始状态,而是达到一个新的水平,即最终产出水平较初始水平上升了(1.2 个百分点)。这意味着政府支出对产出有长期的影响,同时也说明我国实行了 6 年之久的积极的财政政策对产出的影响是显著的,并且将在经济的长期增长中突显出它的积极作用。比较图 3 和图 4 可以看出,SVAR 模型得出的产出对政府支出冲击的响应远大于 VAR 模型中的响应。因此,图 3 中显示产出对各种冲击反应的线性组合,而图 4 中则体现了产出对政府支出冲击的响应。

上述分析结果表明,来自税收的外生冲击将使产出减少,而来自政府支出的外生冲击则使产出

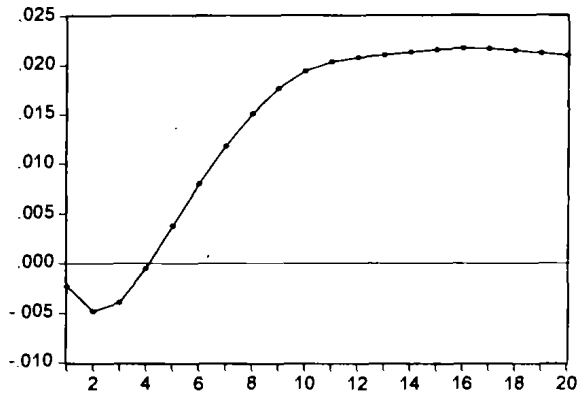


图3 VAR模型中产出对政府支出冲击的响应

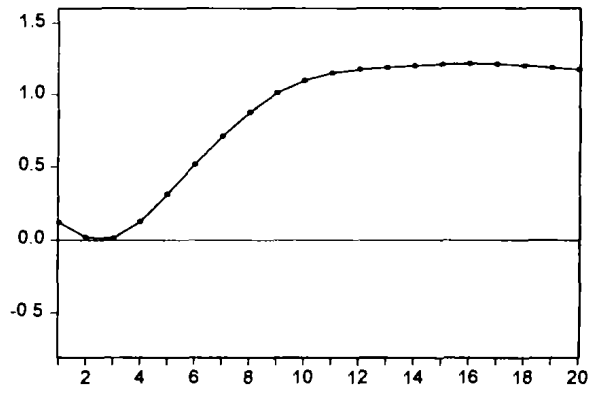


图4 SVAR模型中产出对政府支出冲击的响应

增加。此结果与新古典主义和凯恩斯主义的财政政策理论相吻合,并且税收冲击对产出仅有短期效应,减税的财政政策在短期促进产出增长,但在3年后政策效果消失;而政府支出政策的效果则是长期有效的。因此,可以说,实施6年之久的积极的财政政策对我国经济增长起到了促进作用,并且在经济的长期发展中将体现出其对产出的积极作用。

4. 政策效应的相对贡献率比较

方差分解方法由 Sims 于 1980 年提出,定量地但是相当粗糙地把握变量间的影响关系。与脉冲响应函数相比较方差分解提供了另外一种描述系统动态的方法。脉冲响应函数是追踪系统对一个内生变量的冲击效果;相反,方差分解则是将系统的均方误差(Mean Square Error)分解成各变量冲击所做的贡献。本文的方差分解模型为:

$$RVC_{Y \leftarrow j}(s) = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\Psi_{q, Y \leftarrow j})^2 \sigma_j}{\text{var}(Y_t)} = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\Psi_{q, Y \leftarrow j})^2 \sigma_j}{\sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{s-1} (\Psi_{q, Y \leftarrow j})^2 \sigma_j \right\}} \quad (3)$$

(3)式中 $j=1,2,3$, 分别表示 T_t, G_t 和 Y_t , 即分别为税收、政府支出和产出, $\Psi_{q, Y \leftarrow j}$ 是产出 Y 对第 j 个变量的冲击的脉冲响应函数, σ_j 是第 j 个变量的标准差, $\text{var}(Y_t)$ 是产出 Y 的方差, $RVC_{Y \leftarrow j}(s)$ 表示第 j 个变量对产出 Y 的方差贡献率, s 表示滞后期间。其经济意义为,如果 $RVC_{Y \leftarrow j}(s)$ 较大时,意味着第 j 个变量冲击对产出 Y 的影响大;相反地, $RVC_{Y \leftarrow j}(s)$ 较小时,可以认为第 j 个变量冲击对产出 Y 的影响小。

表2 对产出的方差分解结果

滞后期	税收冲击	政府支出冲击	产出冲击
4	97.28541	2.662741	0.051846
7	57.90717	42.06006	0.032768
8	42.72294	57.25293	0.024131
12	15.98955	84.00146	0.008999
16	9.214028	90.78078	0.005188
20	6.505998	93.49033	0.003670

注:表中2~4列的数值分别代表1个单位的外生冲击对产出影响的贡献率(%)。

表2所列的方差分解结果说明,在前7期,税收冲击对产出的作用大于政府支出的冲击的作用。税收政策的短期作用显著,如在第4期,产出预测方差97%可以由税收的变动来解释,而只有3%左右可由政府支出的变动来解释。这说明,在我国,如果经济处在低迷的状态,采取减税的税收政策可以在短期(2年左右)较快地刺激经济增长,而政府支出政策相对来说在短期的效果不明显;在第8期时,政府支出政策的作用超过了税收政策的作用,此后政府支出的作用逐渐增强;在第20期,产出预测方差的93%可以由政府支出的变动来解释,而税收政策此时只能解释6.5%。

这还说明,在我国,当经济处在低迷的状态而采取扩大政府支出的积极财政政

策时,政府支出的增加对产出的作用在 2 年左右才逐步显示出来。因此,相对于税收政策来说,政府支出政策在中长期的作用愈加明显。

三、税收和政府支出对消费、投资、出口和进口影响的计量检验

本文前面检验了产出对税收和政府支出冲击的动态响应,发现政府支出增加,产出增加;提高税收,产出降低。本节将对财政政策对产出影响的途径进行分析。

实际上,从需求的角度考虑,税收政策可以通过影响私人消费、投资、出口和进口影响产出。如果减税可以刺激私人消费、促进投资,则产出增加,反之则相反。同样地,扩大政府支出能促进私人消费、投资,由于各自的乘数效应,将使产出增加,反之则相反。而如果由于扩大政府支出而导致利率上升,则会产生部分挤出效应。

下面,通过建立 4 个包含 4 个变量的 SVAR 模型,分别分析税收和政府支出冲击对私人消费、投资、出口和进口的影响。

1. 模型及识别方法

(1) 私人消费对财政政策冲击的响应

新古典学派和凯恩斯学派都认为政府支出对产出有正的影响,然而新古典主义模型中,政府支出对私人消费起抑制作用^①,而在凯恩斯主义模型中,政府支出能促进私人消费。国际上对私人消费和政府支出关系的实证检验结果也不一致,费尔德斯坦(Feldstein, 1982)根据财政中性的假设,得出增加政府支出会等量地挤出私人消费的结论。阿绍尔(Aschauer, 1985)根据美国 1948—1981 年的季度数据估计发现,政府支出对私人消费具有部分挤出效应。卡拉斯(Karras, 1994)对 30 个国家 1950—1987 年的样本进行分析,发现政府消费和私人消费是互补品或不相关商品。马拴友利用卡拉斯(1994)的方法,采用我国 1978—1999 年的有关数据,得到结论认为,在我国现阶段政府消费和居民消费是互补品,扩大政府支出能促进居民消费。^② 为考察在我国税收和政府支出对私人消费的作用方向,本文建立了 4 个变量:包括税收、政府支出、产出和私人消费在内的四元结构 VAR(2) 模型(即 SVAR(2)模型):

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \epsilon_t \quad (4)$$

其中变量和参数矩阵为:

$$X_t = \begin{bmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \\ COM_t \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ b_{40} \end{bmatrix}, \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_2 = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} \end{bmatrix}, \quad \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

T_t 、 G_t 、 Y_t 和 COM_t 分别为税收、政府支出、产出和私人消费序列, ϵ_{1t} 、 ϵ_{2t} 、 ϵ_{3t} 和 ϵ_{4t} 分别是作用在税收、政府支出、产出和私人消费上的结构式冲击, ϵ_t 是协方差为单位矩阵的白噪声向量,即 $\epsilon_t \sim VWN(0, I_n)$ 。模型数据处理同前。

由于模型中包含 4 个内生变量,则 $n(n-1)/2=6$,需要对 SVAR 模型施加 6 个约束条件,才能识别出结构冲击。除了在前文中三元的 SVAR 模型中所作的假设外,还需做 3 个假设:(1)私人消费不会影响当期的税收收入,即 B 矩阵中 $b_{14}=0$ 。(2)私人消费不会影响当期的政府支出,即 B 矩

^① Baxter, M. and King, R., Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 1993.

^② 马拴友:《财政政策与经济增长》,经济科学出版社 2003 年版,第 65—88 页。

阵中 $b_{24} = 0$ 。(3)政府支出冲击可能对税收有影响,但政府支出不依赖于同期的税收,即 B 矩阵中 $b_{21} = 0$ 。

(2)投资、进口和出口对财政政策冲击的响应

在标准的凯恩斯模型中,政府支出增加既可能促进投资,也可能抑制投资,这取决于产出增加和利率提高之间的相关程度,并且政府支出和税收的增加对投资应该具有相反的作用方向。Blanchard, Olivier J. 和 R. Perotti(1999)研究了美国战后政府支出和税收冲击对经济的动态影响,其结论是税收和政府支出对投资都有较强的负效应。Alesina 等(1999)运用 20 个 OECD 国家的截面数据也得出与 Blanchard 等相同的结论。为考察在我国税收和政府支出冲击对投资的作用方向,本文建立了同前面类似的包括税收、政府支出、产出和投资在内的四元结构 VAR 模型。

类似地,本文还分别建立:①包括税收、政府支出、产出和进口的 SVAR 模型;②包括税收、政府支出、产出和出口的 SVAR 模型。

2. 数据及估计结果

模型中的居民消费、投资、进口及出口各指标分别为经过 X-11 季节调整,并且用 CPI 进行平减得到实际值,去除了通货膨胀因素并且取了对数的季度数据,时间区间均为 1990 年第 1 季度—2004 年第 2 季度。经检验,模型中各内生变量之间具有协整关系。

在获得模型简化式估计的基础上,通过施加假设条件可以计算出 SVAR 模型中的私人消费、投资、出口和进口对财政政策结构冲击的动态反应,具体结果见表 3 和表 4。

(1)私人消费、投资、出口和进口对税收冲击的响应

表 3 私人消费、投资、出口和进口对税收冲击的响应

	1 季度	4 季度	8 季度	12 季度	16 季度	20 季度
私人消费	-0.00	-0.15	-0.22	-0.13	-0.18	-0.17
投资	-0.00	-0.09	-0.25	-0.28	-1.07	-1.65
出口	0.00	-0.06	-0.37	-0.85	-0.93	-0.78
进口	0.00	0.14	0.05	-0.25	-0.72	-1.13

表 4 私人消费、投资、出口和进口对政府支出冲击的响应

	1 季度	4 季度	8 季度	12 季度	16 季度	20 季度
私人消费	-0.07	-0.07	0.02	0.13	0.26	0.35
投资	0.35	0.63	0.90	1.18	1.35	1.33
出口	0.23	0.17	1.06	1.91	1.69	1.24
进口	0.15	0.35	1.48	1.85	1.82	1.43

在表 3 中,可以看到 4 个变量对税收冲击的响应均是反向的,即税收的增加将导致私人消费、投资、出口和进口都降低。其中,私人消费下降的幅度较小,投资在前两年下降的幅度和私人消费下降的幅度类似,而 3 年后投资出现了较大幅度的下滑。进口和出口的负效应都比较大。因此,如果给税收一个单位的正向冲击,将会导致私人消费水平降低、投资减少、出口减弱并且导致进口先增加,在第 3 年开始又转向降低,从而总的产出水平下降。

(2)私人消费、投资、出口和进口对政府支出冲击的响应

从表 4 中可以看出,私人消费在前一年对政府冲击的反应是反向的,一年后则转成正向的,即扩大政府支出能促进私人增加消费,此结论和凯恩斯主义的财政政策理论相一致。投资对政府支出的响应也是正向的。这可能是因为:①政府支出具有正的外部性,政府支出的增加使得民间投资的收益率提高,因此民间投资增加。②扩大政府支出虽然会引起利率上升,从而减少民间投资支出,但是民间投资支出减少的幅度小于政府支出中投资的增加幅度,因此总的投资还是增加了。进口和出口对政府支出冲击的反应均是正向的,都比较大,而且大小相当。因此,政府支出的正向冲击将会导致私人消费水平提高、投资增加、出口和进口增加,从而总的产出水平提高。

通过上面的分析,我们发现:①增税的税收政策抑制私人消费,而扩大政府支出则对私人消费有促进作用,此结论和新古典理论相矛盾,但符合凯恩斯宏观经济理论;②增税的税收政策抑制投资,但扩大政府支出对投资则有促进作用。

四、实证分析的结论及其政策含义

本文的目的是分析产出对税收和政府支出冲击的反应。通过建立向量自回归模型,在估计无约束向量自回归模型后,施加识别条件对财政政策冲击进行识别并得到结构向量自回归模型,然后对财政政策冲击进行冲击响应分析。实证研究表明:①政府支出增加,产出增加;提高税收,产出降低。税收冲击对产出仅有短期效应,减税的财政政策在短期促进产出增长,但在3年后政策效果消失;而政府支出政策的效果则是长期有效的。进而说明,实施6年之久的积极的财政政策对我国经济发展具有促进作用,并且在经济的长期发展中将体现出其对产出的积极作用。②增税的税收政策抑制私人消费,而扩大政府支出则会促进私人消费。此结论和新古典理论相矛盾,但符合凯恩斯宏观经济理论。③增税的税收政策抑制投资,但扩大政府支出则促进投资。这些分析可以为决策部门今后制定更加有效的财政政策提供一定的定性和定量的决策支持。

主要参考文献:

1. 刘金全:《现代宏观经济冲击理论》,吉林大学出版社2000年版。
2. 陈飞、赵昕东、高铁梅:《我国货币政策工具变量效应的实证分析》,《金融研究》2002年第10期。
3. 孙华好、马跃:《中国货币政策与股票市场的关系》,《经济研究》2003年第7期。
4. 周英章、蒋振声:《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性》,《金融研究》2002年第9期。
5. 刘斌:《货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》2001年第7期。
6. Bas van Aarle, Harry Garretsen, Niko Gobbin, Monetary and fiscal policy transmission in the Euro-area: evidence from a structural VAR analysis. *Journal of Economics and Business*, 55 (2003), pp. 609 – 638.
7. Blanchard, Olivier J. and R. Perotti, An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. NBER working Paper, No. 7269, 1999.
8. Bruneau, C. and de Bandt, O., Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: a Structural VAR Model. Notes d'études et de recherche, Banque du France, No. 60. Catherine, 1999.
9. Bruneau, Olivier de Bandt, Monetary and fiscal policy in the transition to EMU: what do SVAR modelstell us? *Economic Modelling*, 20 (2003), pp. 959 – 985.
10. Kenneth N. Kuttner and Adam S. Posen, Fiscal Policy Effectiveness in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, pp. 536 – 558.
11. Enrique G. Mendoza, Gian Maria Milesi-Ferretti, Patrick Asea, On the ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger's superneutrality conjecture. *Journal of Public Economics*, 66(1997), pp. 99 – 126.
12. Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.
13. Philip R. Lane, The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(2003), pp. 2661 – 2675.

责任编辑:英欣