

中国财政收入和经济增长关系的实证研究

黄 浩

(广东外语外贸大学 会计学院, 广州 510420)

摘 要:文章基于1994—2013年我国国内生产总值和财政收入数据,通过建立向量自回归模型对我国财政收入与经济增长关系进行了实证研究。研究发现:1994—2013年我国财政收入与经济总量均呈现出快速增长,规模不断扩大,并且存在经济总量的稳步增加有利于财政收入增长的Granger因果关系。利用方差分解分析出,财政收入、经济增长对自身的增长有着正向的影响,但是效果并不是很大。经济增长对财政收入会产生较大的影响,反之则不然。

关键词:VAR模型;经济增长;格兰杰因果关系

中图分类号:F061.2

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2016)07-0135-03

0 引言

随着经济的发展,财政收入不断增加,增长速度也越来越快,无疑能够很好的满足经济发展的要求,否则会制约经济的发展。另一方面,随着财政收入的增加以及增长加快,对经济发展速度的要求也会越来越高,推动着经济的发展。

有关财政收入以及经济增长的相关研究便引起了我国多个部门和众多学者的广泛关注。王潇(2012)以广州市为研究对象,研究时间为1950—2011年,通过建立计量模型通过对广州的财政收入和生产总值进行统计研究,发现两者呈现显著性的相关关系,GDP的增长会促进财政收入。曾康华、耿拓(2013)以我国31个省、直辖市和自治区为例,选取1978—2013年35年的数据,通过分析发现经济增长对地方财政收入有显著的促进作用。金林、刘洪(2013)运用非参数的方法,对我国国民经济收入名义增长率和财政收入增长速度进行分析,发现当国民经济收入名义增长率的取值范围在0~20%,两者存在近似的线性关系。高丹(2014)以贵州省为例,通过计量分析得出贵州省的财政收入和经济增长存在着协调发展的关系。

本文在其他学者研究成果的基础上,选取我国财政收入和国内生产总值从1994—2013年20年间的数据,运用VAR模型对财政收入与经济增长之间的关系进行了定量研究。

1 向量自回归模型(VAR模型)构建

科普曼斯(Koopmans)(1950)和霍得(Hood)(1950)最早提出了联立模型的研究。然而,在建模的过程中,联立方程组模型有很多难以解决的缺陷。1980年,西姆斯在联立方程组模型的缺陷的基础上提出了VAR,使得模型的适用范围得到了很大的拓展。

从形式上来看,把多个自回归模型进行联立,就组成了向量自回归模型。假定 y_{1t}, y_{2t} 两个变量间有着某种联系。我们若对这两个变量分别进行自回归,并建立如下模型:

$$y_{1t} = f(y_{1t-1}, y_{1t-2}, \dots)$$

$$y_{2t} = f(y_{2t-1}, y_{2t-2}, \dots)$$

则很难去发掘两个变量之间的联系。然而,若通过联立的方式,两个变量间的联系就很清楚了。在建立向量自回归模型时,有两个参数必须着重考虑。其中一个为向量自回归模型中的滞后变量个数 N ,另外一个为滞后变量的最大滞后期 k 。

假设有两个滞后变量 y_{1t}, y_{2t} ,取它们的最大滞后期 k 为1,则有如下的向量自回归模型:

$$y_{1t} = c_1 + \pi_{11.1} * y_{1t-1} + \pi_{12.1} * y_{2t-1} + \mu_{1t}$$

$$y_{2t} = c_2 + \pi_{21.1} * y_{1t-1} + \pi_{22.1} * y_{2t-1} + \mu_{2t}$$

其中, $\mu_{1t}, \mu_{2t} \sim N(0, \sigma^2), \text{cov}(\mu_{1t}, \mu_{2t})=0$ 。用矩阵的形式可以表示成:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11.1} & \pi_{12.1} \\ \pi_{21.1} & \pi_{22.1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\text{设 } Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}, c = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}, \Pi_1 = \begin{bmatrix} \pi_{11.1} & \pi_{12.1} \\ \pi_{21.1} & \pi_{22.1} \end{bmatrix}, \mu_t = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}, \text{则:}$$

$$Y_t = c + \Pi_1 * Y_{t-1} + \mu_t$$

故包含 N 个变量滞后 k 期的向量自回归模型的表示形式为:

基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目(11YJC630191);广东省自然科学基金资助项目(8451042001001873);广东省自然科学基金资助项目(S2012010008876)

作者简介:黄 浩(1976—),男,广东广州人,硕士,讲师,研究方向:会计与资本市场、财务管理。

$$Y_t = c + \Pi_1 * Y_{t-1} + \Pi_2 * Y_{t-2} + \dots + \Pi_k * Y_{t-k} + \mu_t, \mu_t \sim N(0, \Omega)$$

其中,

$$Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{Nt})'$$

$$c = (c_1, c_2, c_3, \dots, c_N)'$$

$$\Pi_j = \begin{bmatrix} \pi_{11j} & \pi_{12j} & \dots & \pi_{1Nj} \\ \pi_{21j} & \pi_{22j} & \dots & \pi_{2Nj} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{N1j} & \pi_{N2j} & \dots & \pi_{NNj} \end{bmatrix}, j=1, 2, \dots, k$$

$$u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}, \dots, u_{Nt})'$$

Y_t 是 $N \times 1$ 阶时间序列列向量, c 为 $N \times 1$ 阶常数项列向量, $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_k$ 均为 $N \times N$ 阶参数矩阵, $\mu_t \sim N(0, \Omega)$ 是 $N \times 1$ 阶随机误差项。其中, 每一个随机误差项都呈现出不同程度的自相关, 但不同的随机误差项之间不一定是无关的。

向量自回归模型不是以严格的经济理论为依据, 建立 VAR 模型的非常重要的一个问题就是滞后阶数 k 的确定。VAR 模型滞后期 k 的选择方法有 4 种:

- (1) 用 LR 统计量选择 k 值;
- (2) 用赤池 (Akaike) 信息准则 (AIC) 选择 k 值;
- (3) 用施瓦茨 (Schwarz) 准则 (SC) 选择 k 值;
- (4) 用贝叶斯 (Bayes) 信息准则 (BIC) 选择 k 值。

本文选取的确定滞后期的方法为赤池信息准则 (AIC)。

2 实证分析

2.1 数据的选取与处理

在进行实证分析时, 用国内生产总值 (GDP) 来衡量我国的经济增长, 用 FIN 来表示我国的财政收入。数据来源于《2013 年中国统计年鉴》, 数据区间为 1994—2013 年。

对以上两个变量作对数处理, 以减小异方差性的影响以及实现非线性关系的线性化处理。记 $\ln GDP$ 为我国国内生产总值的对数, $\ln FIN$ 为财政收入的对数。

VAR 模型建立在变量平稳或者具有协整关系的基础上, 否则会出现伪回归的现象。因此, 先对变量进行平稳性检验。检验结果如表 1 所示。

表 1 序列 $\ln FIN$ 和 $\ln GDP$ 及其差分序列的平稳性检验结果

序列	ADF 检验统计量	5%临界值	10%临界值	检验结果
$\ln FIN$	0.530383	-3.02997	-2.655194	不平稳
$\Delta \ln FIN$	-3.475309	-3.04039	-2.660551	平稳
$\ln GDP$	-1.040307	-3.02997	-2.655194	不平稳
$\Delta \ln GDP$	-3.480132	-3.04039	-2.660551	平稳

从表 1 可以看出, 取显著性水平为 10% (即使取值 5%), $\ln FIN$ 和 $\ln GDP$ 的 ADF 统计量的检验结果均是显著的, 因此, 没有充分的证据拒绝原假设, 即认为序列 $\ln FIN$ 和 $\ln GDP$ 存在单位根, 均为非平稳序列。对这两个序列进行一阶差分处理之后 (用 $\Delta \ln FIN$ 和 $\Delta \ln GDP$ 来表示 $\ln FIN$ 和 $\ln GDP$ 的一阶差分), 取显著性水平为 10% (即使取值 5%), $\Delta \ln FIN$ 和 $\Delta \ln GDP$ 的 ADF 统计量的检验结果均不显著, 所以我们有充分的证据认为 $\Delta \ln FIN$ 和 $\Delta \ln GDP$ 均是平稳序列。同时, 对数差分项近似表示改变量的增长

率, 具有明确的经济意义。

2.2 VAR 模型及结果分析

由于时间序列的差分项 $\Delta \ln FIN$ 和 $\Delta \ln GDP$ 均为平稳序列, 因此可以直接对两者之间的关系建立 VAR 模型。

2.2.1 模型结构滞后期的选择

VAR 模型中滞后期的选择是一个重要的问题。本文选取的确定滞后期的方法为赤池信息准则 (AIC)。检验结果如表 2 所示。从表中可以看到合适的最大滞后期为 5 期。

表 2 VAR 模型滞后期的判选择性检验

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	56.84333	NA	1.36e-06	-7.83476	-7.74347	-7.84321
1	59.78223	4.618269	1.60e-06	-7.68318	-7.40929	-7.70853
2	62.97081	4.099601	1.89e-06	-7.56726	-7.11079	-7.60951
3	66.74679	3.775979	2.23e-06	-7.53526	-6.8962	-7.59441
4	82.51025	11.25962*	5.51e-07	-9.21575	-8.39411	-9.29181
5	99.79093	7.406003	1.53e-07*	-11.11299*	-10.10876*	-11.20595*

2.2.2 VAR 模型的参数估计

根据 1994—2013 年的相关数据计算得到的 VAR (5) 模型的估计结果以及各方程的检验结果见表 3、表 4 所示。

表 3 VAR (5) 模型的估计结果

解释变量	回归方程 $DINFIN$		回归方程 $DINGDP$	
	系数	t 值	系数	t 值
$DINFIN(-1)$	-0.10503	-0.56682	0.115126	0.35563
$DINFIN(-2)$	-0.93196	-5.44237	-0.63469	-2.12149
$DINFIN(-3)$	0.496453	2.02661	0.073178	0.17099
$DINFIN(-4)$	-1.20118	-6.80227	-0.53161	-1.72319
$DINFIN(-5)$	0.67628	3.49303	0.264596	0.78226
$DINGDP(-1)$	1.861811	5.61574	0.473072	0.81676
$DINGDP(-2)$	-1.37459	-4.57033	-0.22287	-0.42415
$DINGDP(-3)$	1.963113	7.49237	0.960271	2.09778
$DINGDP(-4)$	-1.65696	-3.89035	-0.16668	-0.224
$DINGDP(-5)$	0.792061	2.92668	-0.33622	-0.71109
C	0.161234	2.29363	0.172851	1.40744

表 4 VAR 模型各方程检验结果

判别变量	$DINFIN$	$DINGDP$
R-squared	0.983708	0.943928
S.E.equation	0.011915	0.020817
F-statistic	18.11394	5.050242
Log likelihood	52.93703	45.12598
Akaike AIC	-5.991004	-4.87514
Schwarz SC	-5.488888	-4.37302
Mean dependent	0.176731	0.129728
S.D. dependent	0.044844	0.042231

此次研究中有 2 个变量, 分别有 2 个方程。从表 4 中的 t 统计量值可以看出, 每个方程都仅有约 1/3 的滞后项是显著。即使滞后变量的参数没有通过统计检验, 我们还是会保留该滞后变量, 因为向量自回归模型关注的问题并不在滞后变量参数的显著性。从表 5 可以看出, 各方程的回归效果拟合得较好, 判定系数都较高, 且各方程的检验统计量通过检验。

2.2.3 因果性分析

由于 $\ln FIN$ 和 $\ln GDP$ 不仅都是一阶单整序列, 而且通过协整性检验, 因此, 可以对它们进行因果关系分析。为

了更好的观察国内生产总值、财政收入之间的动态关系,对理论模型中得出的两者作为一个经济系统互为因果的关系进行验证,在VAR(5)的基础上进行格兰杰因果性检验。检验结果见表5所示。

表5 格兰杰因果关系检验表

原假设	F统计量	滞后期	P值	结论
DINGDP不是DINFIN的Granger原因	14.1492	5	0.0119	拒绝 H_0
DINFIN不是DINGDP的Granger原因	2.40899	5	0.2074	接受 H_0

从表5中可知,在5%的置信水平下,经济增长率DINGDP是财政收入增长率的格兰杰原因,但是财政收入增长率DINFIN不是经济增长率的格兰杰原因。这说明在我国经济增长的速度不依赖于财政收入的增速,然而经济增长的越快,将会促进财政收入的增长速度。

2.2.4 方差分解

脉冲响应函数的作用是分析在向量自回归模型中,假定其余的内生变量受到了来自某个内生变量的冲击,那么,其余的内生变量会有怎样的变化。方差分解探索的是内生变量受冲击结构的变化程度,分析不同冲击的影响程度。

根据建立的VAR(5)模型估计相应的方差贡献率,得到表6、表7的方差贡献率。

表6 财政收入增长率的方差分解

时期	方差	DINFIN(%)	DINGDP(%)
1	0.011915	100	0
2	0.040003	26.66668	73.33332
3	0.04461	32.94715	67.05285
4	0.0451	34.35332	65.64668
5	0.045104	34.35081	65.64919
6	0.046477	33.98904	66.01096
7	0.050185	30.37751	69.62249
8	0.078252	27.10606	72.89394
9	0.082707	29.54982	70.45018
10	0.087604	32.87274	67.12726

表7 经济增长率的方差分解

时期	方差	DINFIN(%)	DINGDP(%)
1	0.020817	21.87386	78.12614
2	0.023342	23.95563	76.04437
3	0.02419	26.51283	73.48717
4	0.025523	29.17756	70.82244
5	0.029051	27.04029	72.95971
6	0.034248	24.28189	75.71811
7	0.034537	23.90965	76.09035
8	0.039487	30.65455	69.34545
9	0.040439	29.46247	70.53753
10	0.058943	29.06218	70.93782

从表6可以看出,经济增长对财政收入变动的贡献率均在70%左右;相较而言,财政收入的自身贡献率较小,一直在30%上下波动。从表7可以看出,经济增长的自身贡献率在第一期高达78%,之后的贡献率均处在70%左右;经济增长对财政收入波动的贡献率从第一期的21%逐期增长到第4期的29%,之后一直稳定地在30%上下浮动。

3 结论

(1)在1994—2013年这20年中,我国的财政收入和经济总量均呈现出快速增长,规模不断扩大。我国的经济总量和财政收入的年均增长速度分别为14.38%和17.91%,财政收入的GDP弹性较大,近年来的弹性值均大于1。然而,发达国家的财政收入占GDP的比重高达40%,相比之下,我国财政收入占GDP的比重仍然偏低。由此可以看出,为了巩固我国的经济发展根基,中国有必要保持经济稳定持续增长,并在此基础上不断扩大财政收入在经济总量的比重。

(2)从实证分析中方差分解的结果来看,财政收入的增加可以促进自身的增长,经济增长亦是如此,但是效果并不是很大。财政收入占比的适度并不会促进经济的快速增长,但是经济的快速发展则会促进财政收入的大幅增加。因此,为了促进经济和财政的协调可持续发展,有必要及时调整财政收入,深化财税制度改革。

参考文献:

- [1]金林,刘洪.基于非参数回归的财政收入与经济增长关系实证分析[J].统计与决策,2013,(2).
- [2]高丹.财政收入与经济增长相关性研究——以贵州省数据为例[J].中国经验研究,2014,(2).
- [3]王潇.广州市地方财政收入与经济增长关系的实证分析[J].东方企业文化·公司与产业,2012,(7).
- [4]彭月兰,迟美青.山西省财政收入与经济增长协调性研究[J].高等财经教育研究,2011,(6).
- [5]张洪铭,张宗益.重庆市财政收入与经济增长关系的实证研究[J].财经研究,2011,(5).
- [6]陈鹏飞.基于VAR模型的财政收入与经济增长关系分析[J].中国证券期货,2009,(7).
- [7]贺建峰,刘建平.城市化、对外开放与城乡收入差距——基于VAR模型的实证分析[J].技术经济与管理研究,2010,(4).

(责任编辑/浩天)