

文章编号:1000-582X(2003)02-0136-05

中国经济增长与金融发展关联性的实证分析*

冉茂盛, 张宗益, 钟子明

(重庆大学经济与工商管理学院, 400044)

摘要:应用多变量(向量自回归)方法,依据中国改革开放20年来的相关宏观经济数据,其中包括宏观经济指标中的国内生产总值、国有及非国有部门年生产总值、固定资产投资额及金融发展指标中的金融相关率、实际利率等。对中国的金融发展与经济增长关系进行了实证分析,得出了中国的金融发展对GDP增长具有显著的促进作用。但GDP的增长并不促进金融发展的结论。

关键词:经济增长; 金融发展; 向量自回归模型

中图分类号:F830

文献标识码:A

金融发展和经济增长之间的长期关系研究在理论和实证上都引发了广泛的争议,从古典经济理论开始,多数经济学家认为金融发展能促进经济增长。如熊彼德(Schumpeter 1911)认为金融中介所提供的服务对于技术创新和经济增长有着至关重要的作用。希克斯(Hicks 1969)发现技术革命就其本身而言并不足以推动18世纪英国的长期持续增长,金融创新的作用在工业革命中与技术进步同等重要。除此之外,一些著名经济学家如麦金龙(Mckinnon 1973)、萧(Shaw 1973)、卡普(Kapur 1976)、弗莱(Fry 1978)等在理论上均认为金融发展对于经济增长有着重要的作用,它们之间存在一定的因果关系^[1]。70年代以后,以经济学家莱文(Levine)为首的大多数经济学家通过运用跨国回归为主的方法实证研究了从1960-1989年80个国家的数据,得出了金融发展与经济增长存在因果关系的结论^[2]。由于数据,社会制度差异等原因,中国大陆的金融发展与经济增长之间是否也存在着因果关系,运用VAR方法对此进行研究。

1 VAR方法的具体运用

1.1 多变量的同积检验

如果一组非稳定的I(1)时间变量序列的线性组合是稳定的时间序列,则可称它们存在同积关系。并称这一线性组合的表达式为同积等式。而这种同积关系通常认为等价于变量之间的长期均衡关系。在对变量进行因果关系检验之前一般先进行同积关系检验,以

确定变量间同积关系数目并以之为前提通过VAR(向量自回归)的ECM(误差纠正模型)的相关系数矩阵的假设检验来获取变量间的因果关系。下面简单地对同积关系检验的相关理论原理作一个说明。

对两个变量的同积检验而言,方法较为简单。只须将两个I(1)进行简单的回归,然后对它们的残差项进行单位根检验,如果残差项为一稳定过程则可证明两个变量之间存在同积关系。如果残差项为一个非稳定过程,那么它们没有同积关系。

在多个变量的VAR系统中许多相关的变量交织在一起,形成多个同积关系系统,而且常常难以从中分离出一个明确的同积关系。对它们的同积关系检验必须采用不同的方法,如极大似然法。

1.2 VAR模型的参数估计

VAR将每一个系统内的内生变量表示成所有内生变量滞后值的函数形式,从而回避了具体的建模问题,应用样本可以确定一个多变量VAR系统的参数,从而得到变量间的相互关系。一个VAR模型的数学形式为:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

其中 y_t 为K阶内生变量向量; x_t 为一外生变量向量, A_1, \dots, A_p 和 B 是要估计的系数矩阵; ε_t 为一随机变量向量,它的同期值可能存在相关性,但它不与其滞后值和其它内外生变量相关。由于只有内生变量的滞后值出现在等式的右边,等式可以通过OLS法加以估计。

* 收稿日期:2002-08-18

作者简介:冉茂盛(1963-),男,重庆云阳人,重庆大学副教授,在读博士生,主要从事金融经济方面研究。

2 中国金融发展与经济增长关系的实证分析

2.1 数据及其初步处理

从数据可收集性以及经济政策的连续性出发,以改革开放以来到 1998 年的历年的年度宏观经济数据作为研究中国金融发展与经济增长的数据基础(由于样本数量偏小,可能会影响结果的准确性)。主要包括以下指标:

LGNP:为年国民生产总值的对数值。

LPIP:为非国有部门的年生产总值对数值。

LSIP:为国有部门的年生产总值的对数值。

LFI:为固定资产投资存量的对数值。存量通过各年固定资产投入采用当年基本建设投资和更新改造投资之和并按直线折旧法累积计算。各年折旧率为 0.2。选择依据是根据 AK 产生模型,产出水平取决于资本的存量,所以有必要引入这一控制存量。

LFIR:为金融名义相关率的对数值

LFIRR:为去除虚增部分后的真实金融相关率的对数值。

RR:为真实利率。根据是金融深化理论对于经济增长和金融发展都存在影响。

表 1 实证分析中国经济增长与金融发展关系的基本数据

Obs	<i>LGNP</i>	<i>LPIP</i>	<i>LSIP</i>	<i>LFI</i>	<i>LFIR</i>	<i>LFIRR</i>	<i>RR</i>
1978	11.559 20	10.976 81	11.517 06	11.619 36	1.925 21	1.925 20	
1979	11.606 19	11.012 52	11.554 01	11.655 99	1.948 10	1.948 99	1.96
1980	11.654 93	11.097 70	11.577 72	11.691 30	1.991 67	1.991 66	-0.60
1981	11.686 66	11.137 40	11.588 57	11.734 83	2.031 65	2.031 65	3.00
1982	11.724 42	11.179 10	11.618 15	11.775 02	2.047 55	2.074 75	3.86
1983	11.775 06	11.244 72	11.657 73	11.826 77	2.060 81	2.060 81	4.26
1984	11.857 74	11.375 33	11.694 84	11.881 04	2.097 60	2.097 60	2.96
1985	11.953 72	11.500 40	11.747 68	11.945 89	2.116 84	2.093 91	-1.96
1986	12.008 66	11.576 37	11.773 73	12.027 98	2.173 45	2.130 17	1.20
1987	12.077 53	11.675 26	11.820 22	12.111 70	2.196 15	2.152 10	-0.10
1988	12.173 84	11.790 49	11.871 80	12.195 62	2.193 76	2.150 08	-9.86
1989	12.228 34	11.843 54	11.888 25	12.283 04	2.211 84	2.145 88	-6.46
1990	12.269 48	11.892 57	11.900 91	12.343 68	2.268 06	2.165 27	6.54
1991	12.335 71	11.978 99	11.936 82	12.394 73	2.296 47	2.196 20	4.66
1992	12.425 50	12.118 45	11.987 59	12.453 70	2.319 48	2.216 43	2.16
1993	12.538 58	12.279 98	12.011 67	12.534 42	2.313 55	2.205 82	-2.22
1994	12.669 04	12.414 71	12.039 02	12.648 99	2.315 45	2.218 08	-10.72
1995	12.759 62	12.502 84	12.073 24	12.763 74	2.326 25	2.211 20	-3.82
1996	12.825 10	12.588 18	12.094 97	12.865 80	2.355 64	2.225 82	2.23
1997	12.864 17	12.667 16	12.099 42	12.956 45	2.409 04	2.250 10	6.33
1998	12.892 19	12.739 93	12.099 85	13.034 08	2.449 86	2.239 17	4.82

资料来源:中国统计年鉴、中国金融年鉴,1996-1999 各年。

2.2 数据的单位根检验

在对所有数据进行 VAR 法分析之前应对 VAR 系

统所包含的数据进行单位根的检验。表 2 和表 3 采用增广的迪基富勒法对各个时间序列进行了单位根检验。表 2 是对水平时间序列的单位根检验。*AIC* 是信息秩统计量,它用以确定检验模型采用的滞后阶数,*AIC* 值越小则采用的滞后阶数越理想。由检验知除真实利率外的所有时间序列变量均含有单位根,所以还不可能采用普通的最小二乘法加以分析。而是再对时间序列一阶差分进行单位根检验,从而得到除 *LSIP* 外的所有时间序列的一阶差分都不再含有单位根。而 *LSIP* 在模型含截距时,其检验值十分接近拒绝单位根临界值,为了处理的方便将它也在模型中也视为 I(1) 时间序列。

表 2 水平时间序列的单位根检验

时序变量	含截距项的 ADF 检验				含截距项和时间趋势的 ADF 检验			
	检验值	临界值	AIC 值	滞后阶数	检验值	临界值	AIC 值	滞后阶数
<i>LGNP</i>	0.019 77	-2.667 20	-7.269 20	3	-2.302 20	-3.296 40	-7.550 20	3
<i>LSIP</i>	-2.170 42	-2.667 20	-8.340 60	3	-0.101 61	-3.296 40	-8.223 00	3
<i>LPIP</i>	0.123 70	-2.667 20	-7.009 60	3	-1.965 00	-3.308 60	-7.126 50	4
<i>LFI</i>	2.274 70	-2.674 50	-8.887 10	4	-1.380 40	-3.308 60	-9.078 10	4
<i>LFIR</i>	-2.486 00	-2.682 90	-7.891 10	5	-2.177 60	-3.285 60	-8.010 50	2
<i>LFIRR</i>	-2.899 80	-3.052 00	-5.495 20	3	-2.073 20	-3.692 00	-5.495 40	2
<i>RR</i>	-3.741 70 [*]	-3.040 00	3.052 90	1	-3.769 00 ^{**}	-3.692 00	3.119 50	1

表 3 水平时间序列一阶差分的单位根检验

时序变量的一阶差分	含截距项的 ADF 检验				含截距项和时间趋势的 ADF 检验			
	检验值	临界值	AIC 值	滞后阶数	检验值	临界值	AIC 值	滞后阶数
<i>LGNP</i>	-2.938 56 [*]	-2.674 50	-7.426 65	3	-3.289 90	-3.308 60	-7.580 20	3
<i>LSIP</i>	-2.594 00	-2.660 80	-8.206 00	1	-1.561 70	-3.296 46	-8.339 70	2
<i>LPIP</i>	-2.891 50 [*]	-2.667 20	-7.126 00	2	-4.133 70 ^{**}	-3.761 10	-7.392 70	4
<i>LFI</i>	-2.597 30	-2.660 80	-8.760 70	1	-3.460 80 [*]	-3.308 60	-9.011 10	3
<i>LFIRR</i>	-2.999 80 [*]	-3.040 00	-5.065 70	1	-3.794 60 [*]	-3.734 60	-5.361 70	3
<i>LFIR</i>	-3.703 40 ^{**}	-3.040 00	-7.890 80	1	-3.485 30 [*]	-3.322 80	-7.893 60	4

注: * 为在 95% 的概率保证下拒绝含有单位根的原假设。

临界值为 95% 置信度的临界值,以下同。

检验值大于临界值证明时间序列变量存在单位根。

采用 EVIKEW 计算

2.3 金融发展指标与经济增长指标的同积分析

将产出划分为总产出(用 *LGNP* 指标衡量);国有部门工业产出(用 *LSIP* 衡量);非国有部门工业产出(用 *LPIP* 衡量),从而分别将它们与金融发展指标 *LFIR* 和总固定资产 *LFI* 以及真实利率 *RR* 进行同积分析。这样将会有助于进一步了解金融发展与经济增长互相影响的途径以及金融发展对产出部门之间的相互影响关系。以下分别用 $Y1(LGNP, LFIR, LFI, RR)$, $Y2(LSIP, LFIR, LFI, RR)$, $Y3(LPIP, LFIR, LFI, RR)$ 表示这三个同积分析。另外使用同积分析 $Y4(LGNP, LFIRR, LFI, RR)$ 来研究调整后的真实的金融发展水

平与总产出的关系。由于 RR 是稳定的时间序列,根据汉森和约瑟历斯(Hansen and Juselius 1995)论文中的方法,在同积分析系统中应将它处理为弱外生时间序列变量,但是这样就有可能失去同积系统中产出,金融增长与真实利率的重要关系。纽英特尔(Luinted)和卡汉(Khan)等人的实证研究也表明在同积系统中将个别 $I(0)$ 变量视为内生变量不会对实证结果造成太大影响^[3-4]。所以实证中把真实利率作为内生变量处理。同时将 RR 作为弱外生的变量进行了同积关系的检验(见表4),结果对 $Y3$ 系统检验两种方法出现了出入。表4结果表明系统 $Y3$ 中不存在长期的均衡关系,也就是说 $Y3$ 系统中诸变量之间当然地不存在因果关系;而表5表明 $Y3$ 系统中存在两个同积关系,应对其进行进一步的因果分析。

表4 RR 为弱外生变量时同积关系检验

同积检验	极大似然统计量	5%的临界值	1%的临界值	零假设同积等式个数	同积等式个数
Y1	57.625 62	47.21	54.46	0**	2
	29.954 62	29.68	35.65	最多1个*	
	6.195 42	15.41	20.04	最多2个	
	0.186 95	3.76	6.65	最多3个	
Y2	657.216 50	47.21	54.46	0**	2
	35.504 10	29.68	35.65	最多1个*	
	13.803 81	15.41	20.04	最多2个	
	1.088 95	3.76	6.65	最多3个	
Y3	697.453 00	47.21	54.46	0**	4
	48.667 26	729.68	35.65	最多1个**	
	19.718 94	15.41	20.04	最多2个*	
	3.837 39	3.76	6.65	最多3个*	

注:假设同积等式存在截面项,不存在时间趋势
表中采用 EVIEW 计算

表5 RR 为内生变量时各系统的同积关系检验

同积检验	极大似然统计量	5%的临界值	迹统计量	5%的零假设同积等式个数	同积等式个数
Y1	82.20**	23.8	107.10**	39.9	0**
	18.02*	17.9	24.95*	24.3	最多1个*
	6.54	11.4	6.93	12.5	最多2个
	0.39	3.8	0.39	3.8	最多3个
Y2	62.71**	23.8	101.10**	39.9	0**
	26.56**	17.9	38.39**	24.5	最多1个*
	8.13	11.4	11.83	12.5	最多2个
	3.70	3.8	3.70	3.8	最多3个
Y3	71.62**	23.8	97.15**	39.9	0**
	19.99*	17.9	25.53*	24.5	最多1个**
	3.98	11.4	5.54	12.5	最多2个
	1.56	3.8	1.56	3.8	最多3个
Y4	66.87**	23.8	89.02**	39.9	0**
	12.59	17.9	22.15	24.5	最多1个
	9.51	11.4	9.56	12.5	最多2个
	0.05	3.8	0.05	3.8	最多3个

注:假设同积等式不存在截面项,不存在时间趋势; ** 表示以 95% 的置信度拒绝零假设; * 表示以 90% 的置信度拒绝零假设;本表采用 PCFIML9.3 demo 计算

2.4 ECM 模型参数估计

根据表5结果在 $Y1$ 系统($LGNP, LFIR, LFI, RR$), $Y2$ 系统($LSIP, LFIR, LFI, RR$) 和 $Y3$ 系统($LFIR, LPIP, LIF, RR$) 存在两个长期的均衡关系,系统 $Y4$ ($LFIRR, LGNP, LFI, RR$) 中含有一个长期均衡关系,可以对上述4个系统中的变量进行进一步的因果关系分析。即对系统 $Y1, Y2, Y3, Y4$ 增加相关的约束以确定其 ECM 模型的参数。

首先对于 $Y1$ 系统所组成的参数,在两个约束均衡等式中分别设置 $LGNP, LFIR$ 的参数为 1 的约束,并且由于经济理论表明金融发展只在提高资本积累率,使用效率等间接的方面促进经济的发展,所以在经济增长的均衡等式中增加 $LFIR$ 参数为 0 的约束即认为金融发展与经济增长之间没有直接的关系^[6]。同样由于没有任何理论表明资本存量的增加可以促进金融发展,所以在金融发展的均衡等式中增加 LFI 参数等于 0 的约束。这样就可以完全决定系统中所有参数的估计值了。 $Y1, Y2, Y3, Y4$ 系统中 ECM 模型参数估计如表6、表7、表8、表9所示。

表6 系统 $Y1$ 的 ECM 模型估计参数

同积等式一 (金融发展关系)	$LFIR = -2.949 63 + 0.422 35 LGDP^{**} + 0.018 09 RR$			
同积等式二 (产出关系)	$LGDP = 0.742 78 + 0.936 58 LFI^{**} + 0.001 84 RR$			
误差纠正项:	$D(LFIR)$	$D(LGDP)$	$D(LFI)$	$D(RR)$
同积等式一:	-0.171 06 (0.099 70)	0.130 69 (0.026 58)	0.275 40 (0.082 22)	-78.478 72 (18.620 30)
同积等式二:	-0.171 92 (0.519 53)	-0.233 43 (0.428 47)	0.510 41 (0.138 50)	-2.325 12 (97.030 40)

注: ** 表示参数在 99% 下显著;括号中分别为系数的标准差;表中使用 EVIEW3.1 计算

表7 系统 $Y2$ 的 ECM 模型估计参数

同积等式一 (金融发展关系)	$LFIR = -7.016 45 + 0.790 53 LSIP^{*} + 0.000 25 RR$			
同积等式二 (产出关系)	$LSIP = 5.260 98 + 0.538 51 LFI^{**} - 0.015 34 RR$			
误差纠正项:	$D(LFIR)$	$D(LSIP)$	$D(LFI)$	$D(RR)$
同积等式一:	-0.870 41 (0.450 18)	0.356 97 (0.247 72)	0.620 91 (0.314 75)	-16.913 72 (102.287 00)
同积等式二:	-0.721 62 (0.508 53)	-0.412 90 (0.355 55)	0.546 80 (0.279 83)	-142.257 00 (115.545 00)

表 8 系统 Y3 的 ECM 模型估计参数

同积等式一 (金融发展关系)	$LFIR = -1.6636 + 0.3274LPIP^{**} + 0.0172RR^{**}$			
同积等式二 (产出关系)	$LPIP = -3.3278 + 1.2374LFI^{**} - 0.0066RR^{**}$			
误差纠正项:	$D(LFIR)$	$D(LGNP)$	$D(LFI)$	$D(RR)$
同积等式一:	-0.07436 (0.11591)	0.03339 (0.02029)	0.46814 (0.12140)	-62.93555 (19.41890)
同积等式二:	-0.23531 (0.33675)	-0.29820 (0.35279)	0.34913 (0.05893)	-6.56042 (56.41580)

表 9 系统 Y4 的 ECM 模型估计参数

同积等式一	$LFIRR1 = 0.14224LGNP^{**} + 0.0000FI + 0.01537RR^{**}$			
误差纠正项:	$D(LFIR)$	$D(LGNP)$	$D(LFI)$	$D(RR)$
同积等式一:	-0.03249 (0.01086)	0.16688 (0.01597)	0.18292 (0.00926)	-1.38640 (3.06410)

以系统 Y1 为例子,其 ECM 模型可以表示为以下直观的形式:

$$\begin{pmatrix} \Delta LFIR \\ \Delta LGNP \\ \Delta FI \\ \Delta RR \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.17110 & -0.17190 \\ 0.13070 & -0.23340 \\ 0.27540 & 0.51040 \\ -78.47870 & -2.32910 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LFIR^{t-1} \\ LGNP^{t-1} \\ LFI^{t-1} \\ RR^{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & -0.42240 & 0 & -0.01810 \\ 0 & 1 & -0.93660 & -0.00180 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LFIR^{t-1} \\ LGNP^{t-1} \\ LFI^{t-1} \\ RR^{t-1} \end{pmatrix}$$

矩阵 β 中的两个行向量即表示长期的均衡关系,矩阵 α 中的元素表示误差纠正项,即是向量均衡关系的调整速度。ECM 模型的估计结果表明:1) 所有系统的金融发展等式都揭示了金融发展与经济增长之间存在的正相关关系,其中产出的系数都显著;2) 在金融发展均衡等式中,尽管系数不显著但是真实利率体现出对金融发展的正向的关系。这一点与戈德史密斯对中国金融发展的相关评价不谋而合,但是却与国内大多数学者的研究结论相左,他们普遍认为中国的利率水平与金融发展没有直接的关系;3) 在 Y1 系统的产出关系均衡等式中 FI 的系数接近于 1,反映了 AK 产出模型物质资本的产出效率不变性的简单推理,也在某种程度上验证了 ECM 模型的合理性;4) 在 Y1、Y2、Y4 系统的产出均衡等式中,真实利率对于产出有正的影响,但是在 Y3 系统中真实利率却对于私人部门的产出存在显著的负影响,这可能是由于对于国有部门而言利率的上升意味着可利用资源的增加,从而有助于其产出的增加,这一点与金融深化理论的相关观点吻合,但是对于私人部门而言其产出所需金融资源只有较少部分来源于金融发展所主要表征的间接金融部门,利

率的上升只意味着机会成本的上升和可利用资源的减少。

3 金融发展与经济增长的因果关系检验

检验金融发展是否是经济增长的长期原因可以通过对假设 $H_0: \alpha_{12}\beta_{12} = 0$ 进行检验来实现。如果拒绝零假设则意味着产出是金融发展的长期原因,反之则意味着产出不促进金融发展。同样对于检验金融是否是经济增长的原因可以通过对假设 $H_0: \alpha_{12}\beta_{12} = 0$ 进行检验来实现。表 10 显示了联合检验的结果。

表 10 金融发展与经济增长因果关系检验

同积系统	因果关系方向 产出 → 金融发展		因果关系方向 金融发展 → 产出	
	TP 检验值		TP 检验值	
	$H_0: \alpha_{12}\beta_{12} = 0$ (产出增长不促进金融发展)	概率	$H_0: \alpha_{21}\beta_{21} = 0$ (金融发展不促进产出增长)	概率
Y1	1.66990	0.19630	2.55430	0.11000*
Y2	4.33740	0.03730*	8.32430	0.00390**
Y3	1.16220	0.28100	1.24270	0.26500
Y4	49.336	0.00000**	12.54600	0.00190**

注: * 表示以 95% 的置信度拒绝零假设。

** 表示以 99% 的置信度拒绝零假设。

本表使用 PCFIML 软件包计算。

由于 Y4 系统只含有一个同积等式,所以因果检验采用弱外生的检验法,即只检验其误差纠正项是否为零。

因果检验结果表明:Y1 系统体现了金融发展对产出的单方向的因果关系,即名义的金融发展是国内总产出增长的原因,反过来产出并不促进金融的发展,这一点与国外大多数的研究结果存在差异,许多类似的研究表明它们之间存在一种双向的因果关系;Y2 系统反映了产出与金融发展之间存在双向的因果关系;Y3 系统的因果分析表明,金融发展与私人部门的产出增长之间不存在因果关系。有趣的是这一结果与假设 RR 为弱外生变量时同积秩检验得到的最终结果是一致的,这一点也肯定了对将 RR 处理为内生变量不会影响因果分析结果这一假设的信心;对于系统 Y4 而言,由于其只含有一个同积关系,分别假设这一同积等式为产出的同积等式,然后对其 $LFIRR$ 的误差纠正项作其系数为零的假设检验,这一检验即是检验金融发展是否为经济增长的原因。反过来再假设同积等式为金融发展的均衡等式,作相似的处理就可以得以产出是否为金融发展的原因的检验结果。检验结果表明在去除了虚假成分之后经济增长与金融发展之间存在一种明显的双向因果关系。

4 结论

首先,通过实证分析揭示了 Y1 系统中存在金融发展 → 经济增长单方向的因果关系这一结果,表明中国的金融发展是政策推动下的国有金融部门膨胀,由于政策的根本动因是为了维持国有部门的持续运作,而在改革开放 20 年里国有部门在大部分时间中一直是经济的主体,所以表现出来就是金融发展是经济增长的原因,反过来由于金融发展并不是出自于经济部门的市场要求,所以经济的增长不促进金融发展。

其次, Y3 系统分析结果表明中国非国有部门的产出增长与中国金融发展之间不存在任何因果关系,从而肯定了非国有部门不是中国金融发展的受益部门的观点。这一结论与国内的一些研究结果相左,不少研究认为私人部门通过一些国有部门的溢出效应,或者是某些间接的渠道从金融发展上获取了好处。

第 3, 尽管存在对中国金融发展水平调整方法上的疑虑, Y4 系统的因果分析结果与国外大多数的研究结果一致,即金融与经济之间应是存在一种互动的关系。也即是尽管中国近 20 年的金融发展主要体现为国家政策驱动下的金融发展,但在这其中仍有一部分可以说是满足了经济发展的需要进而是内生于经济系统之中的。

第 4, 综合起来,这些研究结果包含了明显的政策

含义。实证研究的结果是对改革开放 20 年来中国金融与经济增长之间关系的综合评价。它显示了在这一过程中中国金融发展对于国有经济的持续运作,乃至经济总体水平的稳定增长起到了至关重要的作用。随着改革的深入,非国有部门对于总体经济的贡献越来越大,但是它们并没有从金融部门获得足够的金融支持。一方面是国有金融部门巨大的金融资源被虚置浪费,另外一方面是众多的非国有企业处于对资金的饥渴状态之中。随着非国有部门在国民经济中的地位进一步加强,这一矛盾将更为突出。

参考文献:

- [1] SHAW. EDWARDS. Financial Deepening in Economic Development [M]. New York: Oxford University Press. 1973.
- [2] ROSS LEVINE. The Legal Environment, Banks, and Long - Run Economic Growth [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1998. 30(3): 37 - 558
- [3] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial Dependence and Growth [J]. American Economic View, 1998. 88(3): 559 - 585.
- [4] R G RAJAN AND, L ZINGALES. Financial Development and Growth [J]. NBER working paper 5758, 1996.
- [5] LEVING R. Financial development and economic growth: Views and agenda [J]. Journal of Economic Review, 1997. 35(2): 688 - 726.
- [6] 谈儒勇. 金融发展理论与中国金融发展 [M]. 北京: 中国经济出版社. 2000.

An Empirical Study on the Relationship between Economic Growth and Financial Development

RAN Mao-sheng, ZHANG Zong-yi, ZHONG Zi-min

(College of Economy and Business Administrations, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: This paper discusses the relationship between financial development and economic growth. Some essential Chinese macroeconomic datum during late twenty years which include Gross Domestic Product (GDP) of the whole economy, state and private sectors, investment in fixed Assets, financial relative rate and real interest rate estimated in a multivariate vector auto regression (VAR) framework. The estimates suggest that financial development boosts GDP growth, and it does not exist in reverse.

Key words: economic growth; financial development; VAR model

(责任编辑 刘道芬)