

我国金融发展与经济增长关联性的动态分析

赵振全, 于 震, 刘 淼

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文以“两分法”为理论媒介, 运用 VAR 模型协整关系的递归估计方法, 对我国金融发展和经济增长的关联性进行了分析, 指出其均衡关系在 1999 年第 1 季度到 2000 年第 4 季度发生了结构突变, 这是亚洲金融危机后我国采取的一系列经济和金融调控措施的结果。本文还评价了我国经济政策, 尤其是金融政策对于两者关系的短期冲击和长期均衡的影响, 从而为已有的政策实施效果和未来金融体制改革提供可以借鉴的依据。

关键词: 金融发展; 经济增长; 递归协整估计

中文分类号: F 224.0 **文献标识码:** A

金融发展就是指金融工具、金融市场和金融中介在信息成本、执行成本和交易成本方面有所改善, 从而使得在提供金融体系特定功能过程中更有效率¹。金融发展是不是促进经济增长的一个关键因素? 两者的关联性如何? 就这一问题的讨论, 目前已有的研究成果从不同的角度和研究方法上得到的答案并不一致。本文将利用我国多年来的相关数据, 从我国金融发展和经济增长的关联性入手, 评价我国经济政策尤其是金融政策对于两者长期均衡关系的影响, 从而为已有的政策实施效果和未来金融体制改革提供可供借鉴的依据。

1 方法论及变量的选取

1.1 计量模型

鉴于本文的研究目的, 实证研究将在向量自回归 (Vector Autoregression, VAR) 的框架下展开。Johansen (1988) 的方法基于一个 VAR(p) 的向量误差修正模型 (VECM) 基础之上。可以表示如下:

$$\Delta y = A_1 \Delta y_{t-1} + A_2 \Delta y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B y_{t-1} + \psi D_t + \mu_t \quad (1)$$

这里, y 是一个 $n \times 1$ 维一阶单整 (即, $I(1)$) 向量。 A_1, A_2, \dots, A_p 是 $n \times n$ 维未知参数矩阵。 D 是一系列 $I(0)$ 的确定变量, 比如常数、趋势项和哑变量。 μ 为相互独立、零均值、常方差并服从正态分布的随机扰动项。方程 (1) 的均衡状态可以由 n 维方阵 B 的秩来刻画, 当协整向量存在时方阵 B 一定是非满秩的。Johansen (1988) 为检验矩阵 B 的秩导出了最大特征根和迹统计量 (trace statistic), Osterwald-Lenum (1992) 给出了临界值。如果矩阵 B 的秩为 r , 且 $0 < r < n$, 那么矩阵 B 可以分解成两个矩阵 α ($n \times r$) 和 β ($n \times r$), 且

$$B = \alpha \beta' \quad (2)$$

这里当 $\beta' y_t$ 形成稳定过程时, r 就是协整关系的数量 (协整秩), 并且 β 的每列是协整向量。 α 是

向量误差修正模型 VEC 中的误差修正参数向量，它反映了向均衡状态的调整速度。将 (2) 代入 (1) 可以得到

$$\Delta y = A_1 \Delta y_{t-1} + A_2 \Delta y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha (\beta' y_{t-1}) + \psi D_t + \mu_t \quad (3)$$

这就是检验长期因果关系的基本方程式。当协整关系成立时，对于 α 中各元素的零约束检验就是一个弱外生性 (Weak Exogeneity) 检验 (Johansen and Juselius, 1992)。Hall 和 Wichens (1993) 以及 Hall 和 Milne (1994) 认为协整系统中的弱外生性问题可以用长期因果关系来解释。随后本文将利用弱外生性检验来检查系统中各变量间的长期因果关系问题。原假设 $\alpha = 0$ 可以通过标准似然比检验值 (Standard Likelihood Ratio Test) 来判断。

在估计和解释协整向量过程中，有一个问题值得注意，那就是在样本期间如果某些经济政策 (包括金融政策) 改变了，可能会造成协整关系的结构突变 (Structure Break)。针对这一问题可以按照 Quintos (1995) 以及 Hansen 和 Johansen (1999) 以及 Johansen (2000a,b) 中的做法直接检验“协整参数和秩恒定不变”这一零假设。原假设为 B 和 B 的秩， $\rho(B)$ ，或说是协整向量的个数始终不变，协整参数和秩为恒定性的原假设可以表示为：

$$H_0: \rho(B_t) = r, \text{ 或对于所有的 } t, \rho(B_t) = \rho(B) \text{ 成立}$$

当然也可以假设参数与协整个数可以改变：

$$H_0: \text{对于所有或某些 } t, \rho(B_t) = \rho(B) \text{ 成立}$$

Quintos (1995) 提供了似然比统计量 (LR)，它可以检验在具有唯一突变点情况下的“无结构突变”的原假设。运用 Quintos 检验时，我们需要将样本在突变点发生期分割成两块，然后分别估计突变点前后样本，检验子样本的特征值是否和全样本的特征值显著不同。考虑到本文选用样本已经相当小，不允许再使用这种方法了，所以，在这里本文遵循 Johansen (2000a) 中的方法，在递归框架下来进行秩的稳定性检验，相应的 LR 统计量可以写成以下形式：

$$LR = T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \lambda_i) - T_j \sum_{i=1}^{k_1} \ln(1 - \lambda_{1,i}) \quad (4)$$

这里 T 和 T_j 表示样本观测数， λ 和 λ_1 分别表示全样本和递归样本下矩阵 B 特征值的估计，下标 i 表示为第 i 大的特征值。 k 和 k_1 分别表示全样本和递归样本中存在的协整向量个数，下标 j 表示递归估计的开始期，可以表示为 $T_j = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T$ ，因此，这种方法在本质上包含了协整向量的全样本估计，通过检验模型在估计递归子样本时是否得到与全样本相同的结果 (协整参数和秩) 来检验秩的稳定性。这里的 LR 统计量服从 $\chi^2(2)$ 分布。

另外，实证结果对于 VAR 的滞后长度选择具有很强的敏感性，我们在文中根据 LR, FPE, AIC, SC, HQ 各项信息准则来最终确定。

1.2 变量的选取和数据描述

Goldsmith (1969) 指出“金融发展就是指金融结构的变化, 因此, 研究金融发展必须以有关金融结构在短期或长期内变化的信息为基础。这些信息既可以是各个连续时期内的金融交易流量, 也可以是不同时点上对金融结构的比较。”本文按照“两分法”的思路, 也就是金融中介体以银行系统为代表, 金融市场以股票市场为代表。使用居民物价指数 *CPI* 对名义 *GDP* 作平减后得到实际 *GDP*, 并采用实际 *GDP* 的对数值 (以下用符号 *LY* 表示) 来代表经济增长, 采用国内银行的贷款总额与名义 *GDP* 比率的对数值 (以下用符号 *LBY* 表示) 来代表银行体系的发展, 采用股票市场的总市值与 *GDP* 比率 (也称作市场资本率) 的对数值 (以下用符号 *LMC* 表示) 来代表股票市场的发展。

当然, 还有许多可以代表金融结构的指标, 比如代表银行机构发展还可以选用存款总额这一指标。但由于我国居民的消费和储蓄倾向导致了利率杠杆无法调节的“逆规律”现象, 在此我们还是采用基于贷款的指标。对于市场发展指标, 在截面数据的相关研究中表明基于流动性的指标, 比如比值 (交易额/*GDP*) 和经济增长间的联系比基于市场资本化率的指标更紧密。但这里鉴于我国近年来股市波动较大, 持续低迷期相对较长和交易量锐减的情况, 本文认为还是选择市场资本率来代表股票市场的发展更为合理。另外, 在时间序列的协整关系研究中, 市场资本率比流动性指标具有更好的时间序列性质, 以便和银行发展的指标相对应 (银行发展方面也非流动性指标)。

本文使用的时间序列数据为 1994 年第 1 季度—2004 年第 2 季度有关中国金融结构和经济增长的季度数据。我们之所以选取 1994 年为起点, 有以下一些原因: (1) 中国的股市成立时间不长, 获取最初几年有关股票市场总市值的数据后发现, 起步阶段的股票市场筹资规模过小, 从金融结构的意义上缺乏选入样本进行研究的价值; (2) 我国对货币当局资产负债表和存款货币银行资产负债表的编制始自 1993 年, 前后数据不具有可比性。我们之所以选取季度数据而非年度数据, 是因为年度数据的样本量太小会使得我们下面的计量分析方法无法使用。

2 实证结果分析

2.1 实证结果描述

首先, 我们对各变量进行了单位根检验, 结果表明均为 $I(1)$, 见表 1。

表 1 各序列的 ADF 检验结果(1994:Q1-2004:Q2)

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	临界值	变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	临界值
LY	(C, T, 5)	-1.7013	-3.2024*	Δ LY	(C, 0, 0)	-7.3635	-3.6056***
LBY	(C, T, 0)	-2.9778	-3.1929*	Δ LBY	(C, 0, 0)	-7.5303	-3.6056***
LMC	(C, T, 0)	-0.8273	-3.1929*	Δ LMC	(C, 0, 1)	-3.2555	-2.9390**

注: (1)其中检验形式(C,T,K)分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的阶数;

(2) Δ 表示差分算子;

(3)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%显著水平下的临界值。

鉴于样本的大小, 本文选择 1998 年第 4 季度作为递归估计的开始期, 得到的结果见表 2。由于迹统计量和最大特征值统计量得到的结果完全一致, 所以只列出了迹统计量。表中的最后一列就是在原假设为“全样本协整的秩与递归子样本的秩相同条件下的 LR 统计量。拒绝原假设就表明协整关系在样本范围内存在结构突变点, 一旦出现结构突变, 我们将在协整估计时加入适当的移动哑变量 (Shift Dummy) 重新进行估计。从表 2 我们看到 1999 年第 1 季度到 2000 年第 4 季度存在协整关系的结构突变, 因此, 在此期间加入了 0-1 哑变量, 表 3 给出了考虑结构突变的协整向量估计结果。

表 2 协整向量的递归估计 (滞后期=1)

样本区间 1994Q1—	特征值			迹统计量 $H_0: \text{rank} = p$			秩稳定性 检验结果
	λ_1	λ_2	λ_3	$p=0$	$p \leq 1$	$p \leq 2$	
1998 Q4	0.883***	0.629	0.266	61.97	23.42	5.56	5.466
1999 Q4	0.818***	0.620**	0.227	64.40	26.93	5.65	25.662***
2000 Q4	0.793***	0.612***	0.234	72.47	31.54	6.94	32.456***
2001 Q4	0.672***	0.242	0.227	49.45	16.03	7.72	0.341
2002 Q4	0.576**	0.317	0.062	44.30	15.13	2.16	3.907
2003 Q4	0.563**	0.324	0.049	48.22	16.77	1.91	1.639
2004 Q2	0.563***	0.293	0.052	49.07	15.99	2.12	全样本

注: (1)***、**和*分别表示统计量分别在 1%、5%和 10%的置信水平显著;
 (2)迹统计量的临界值为 Osterwald-Lenum (1992) 给出, 采用 MacKinnon-Haug-Michelis(1999) 临界值时得到的结果与此相同。

表 3 考虑到结构突变后的协整向量估计 (滞后期=1)

						迹统计量 $H_0: \text{rank} = p$		
						$p=0$	$p \leq 1$	$p \leq 2$
						68.32**	33.86	12.59
变量	LY	LBY	LMC	哑变量 (99Q1-00Q4)		趋势项 (TREND)		
系数	1.000	0.334 (0.078)	0.042 (0.011)	-0.016 (0.011)		-0.028 (0.002)		

注: (1)***、**和*分别表示统计量分别在 1%、5%和 10%的置信水平显著;
 (2)括号内为标准误差;
 (3)VAR 的滞后阶数通过 LR, FPE, AIC, SC, HQ 各准则检验, 结果一致, 没有列出。

得到协整关系后, 接着本文进行了前述的基于向量 α (误差修正参数向量) 各元素零约束条件下的弱外生性检验, 根据这个检验来判断各变量间的长期因果关系。似然比检验结果见表 4。

表 4 基于向量 α (误差修正参数向量) 各元素零约束条件下的弱外生性检验

	LY	LBY	LMC
LR 统计量	11.5234	5.3732	0.7391
p 值	0.0007	0.0204	0.3900

注: p 值为拒绝原假设“该变量弱外生于系统”情况下犯第一类错误的概率。

根据协整关系给出了变量间长期均衡关系的变化路径，见图 1。

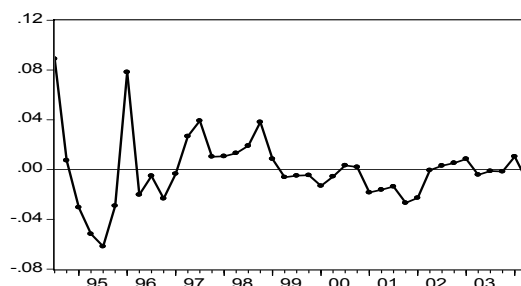


图 1 协整误差路径

表 5 Granger 因果检验

原假设	F 统计量	概率
LBY非Granger影响LY	6.974	0.012
LY非Granger影响LBY	11.618	0.002
LMC非Granger影响LY	0.615	0.438
LY非Granger影响LMC	0.060	0.808
LBY非Granger影响LMC	0.079	0.780
LMC非Granger影响LBY	2.603	0.115

2.2 政策效果的评价

从表 2 中我们看到，金融发展和经济增长之间的协整关系在 1999 年第 1 季度到 2000 年第 4 季度协整关系发生了结构突变，可能结果有点出乎意料，因为 1998 年正是亚洲金融危机对于我国经济残余影响还未消除的时期，所以我们会想到 1998 年应该是一个突变期，但实证结果恰恰不是。分析一下 1998-2001 年中国经济发展的情况，也就是实证结果中出现协整关系结构突变的时期前后各扩展一年，就可以找到结构突变为什么发生在这两年的答案。

对此期间进行分析我们发现，由于中国金融市场的封闭性，亚洲金融危机根本没有对中国的股市和汇市产生多少影响，但坚持人民币不贬值的作法则势必影响对外贸易对经济的拉动作用，减缓了中国经济的发展速度。1997 年和 1998 年，中国经济发展仍然保持了 8.8% 和 7.8% 的增长，然而进出口贸易却出现了停滞不前甚至下降的局面。中国成功地抵御了 1997 年的金融风暴，但是，我们也为之付出了巨大的代价。而且亚洲金融危机对我国经济的冲击作用在 1999 年才得以真正体现。这是因为金融危机虽然在 1999 年有较大缓解，但我国 1999 年出口的增长很大程度上是依靠加大出口退税力度实现的，这导致政府财政收入减少，政府财政收入减少又导致政府不得已增发国债，这产生了一种“挤出效应”，也就弱化了消费对国民经济的拉动效应，1999 年我国经济增长率为 7.1%，回过头来看多年来的经济增长速度我们知道这也是改革开放以来的最低点。

2000 年经济在继续实行积极财政政策，很大程度上缓解了有效需求不足，同时提高出口退税率等政策仍将在 2000 年的对外经贸中得到进一步运用。这一方面可继续抵消保持人民币币值稳定对出口产生的不利影响，另一方面能有效地激发出口企业出口的积极性，对促进 2000 年出口增长将起到直接作用。这些宏观经济政策的采用使得 2000 年的经济增长率又回升到 8% 的水平。由于 2001

年以后经济增长率的平稳，更加突出了 1999-2000 年的经济的波动，因此从宏观经济发展的角度，我们实证中的协整关系结构突变在此期间发生决非偶然。

从金融改革和金融结构的变化角度来看，我们还是从亚洲金融危机的冲击说起，我国之所以能平稳度过金融危机一方面得益于及时果断地运用宏观经济调控手段，扩大内需，使经济保持一定幅度的增长；另一方面，也是很重要的一个方面，就是推进金融改革，防范和化解金融风险，提高银行业的竞争力和稳定性。回顾这期间采用的一系列改革措施，比如，（1）发行特别国债，补充商业银行资本金。1998 年，财政部发行 2700 亿元特别国债，用于补充国有独资商业银行资本金，提高国有独资商业银行资本充足率；（2）1999 年开始，借鉴国际上的经验分别成立了信达、长城、东方和华融四家金融资产管理公司，专门收购和处置从国有商业银行剥离出的一部分不良资产；（3）改革存款准备金制度。1999 年 11 月，再次将法定存款准备金率由 8% 下调至 6%。与 1998 年 3 月两次累计下调法定存款准备金率 7 个百分点，按 1999 年末贷款余额计算，相应增加金融机构可用资金 7000 多亿元；（4）制定积极的信贷政策，促进经济结构调整。1999 年以来，中国人民银行先后发布了一系列指导意见和管理办法，积极支持商业银行开展消费信贷、中小企业和高新技术企业贷款等等，可以说是我国金融体制改革历史上步伐最大和最快的一段时期，但同时这些改革措施的实施都在很大程度上改变了我国的金融结构。

表 3 反映的是考虑到结构突变后将虚拟变量引入到协整空间的结果。而负的哑变量则表明金融结构的前后变化对于经济增长带来的负面影响。怎样理解积极的改革政策导致的负面结果呢？应该这样理解，金融结构和经济结构深层次的合理搭配才能使得金融结构发挥促进经济增长的作用，但长期的制度安排也是影响金融结构和经济结构的一个主要因素，所以只能认为长期以来我国的金融结构还是适应了经济发展步伐的，但却不能说明这种金融结构是有效率的，而一系列的改革正是要消除金融结构蕴含的金融体系风险以及金融结构和经济结构的不协调性，所以政策的执行会在短期内对它们之间的均衡给与一个冲击，使其偏离预设的轨迹，只能属于短期的失衡，而长期来看，就象表 3 最终结果所反映的，标准化的协整向量足以说明我国金融结构与经济发展在相应的调整后还是存在长期稳定的关系。

图 1 给出了金融结构与经济发展长期均衡关系的变化路径，从图中我们看到，协整误差围绕零线波动幅度有明显阶段性变化。波动性在 1994-1996 年之间较大，1996-1999 年之间适度降低，而在 1999 年到 2004 年则变得较为平缓。说明金融结构的变化正逐步适应经济发展的要求。而 2002 年以来协整误差较多的处于正水平，这说明了金融结构发展存在不能适应经济稳步增长的某些问题，这就可以转化为进一步进行金融体制改革或者更确切的说成金融结构优化的必要性问题。

2.4 我国的金融结构主导型

从协整参数可以判断，银行系统对经济增长的促进作用不仅为正向而且相对于股票市场优势明显，前者大约为后者的 8 倍。股票市场对经济的作用为正向，但很微弱，这与我国学者之前的研究结论一致，即我国的股票市场对经济增长作用不明显，也与 Harris（1997）的观点“欠发达国家的股票市场发展对经济增长作用非常弱”相吻合。

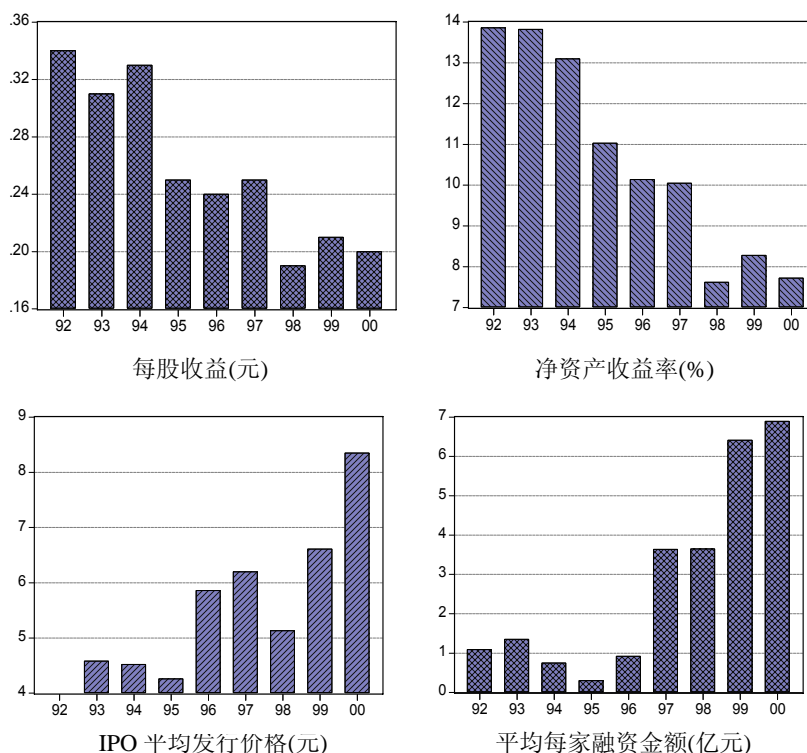
结合表 4 我们看到，银行系统的发展是内生于经济增长之中的，因此，银行发展和经济增长存在长期双向因果关系（Bidirectional Causality）。而股票市场发展的弱外生于系统说明它与经济增长以及银行发展之间均不存在长期因果关系，而且这一结果与通过 Granger 因果检验得到的结论相一致（见表 5）。所以对于股票市场只能通过协整向量参数对经济增长和银行发展产生影响。这一结论充分反映了我国银行系统在经济发展中的显著和不可替代的作用，而股票市场由于规模以及资金配置作用的限制，很难在短时间内打破这种情形。

从实证结果看，我国目前的金融结构还是名副其实的银行主导型，其实它本身并无优劣之分，只要这种金融结构本身能够发挥金融体系的功能我们还是认可的。那么，我国银行系统能担负这么重大的责任吗？从当前我国面临的内外部环境来分析，银行业的对外开放时间已经临近，为了提高

银行业的国际竞争力，2003 年底，国务院动用 450 亿美元注资中行和建行，为两行提高资本充足率，进行股份制改造为上市作准备。同时针对四大国有银行呆账、坏账比例太高的情况，不仅以债转股的方式将一部分不良贷款剥离，还出台新法规，允许注销不良贷款金额高达利润的 100%，使得不良资产率有所下降。到 2004 年 9 月末，主要商业银行不良贷款比率比年初下降 4.39 个百分点。但在水外银行进入的情况下，仅靠国家信用还无法保持国民对银行体系的信心，因此由于信用水平低下而存在的金融隐患将在长时间内威胁金融体系的稳定性和安全性。另外，具有垄断性质的四大国有银行在面临从市场竞争中成长起来的外国银行的竞争时，如何保证其存款和客户不会减少也是关乎其生存的关键问题。当然，几年来银行业的改革取得很大成绩，但还有许多的同样需要亟待解决的问题，如国有银行的股份改造、利率的市场化、人民币汇率机制形成、不良贷款形成机制清除等。这些都是国内银行业改革深层次矛盾与问题。

我国股票市场由于发展时间短，规模较小，而且约三分之二的股份不流通，在实证中体现出对经济增长的作用有限比较容易理解。还有一个重要原因就是我国股票市场金融资源配置的低效率。从图 2 可以看出，上市公司的融资总额虽然逐年上升，平均每家的融资额从 1992 年的 1.09 亿元增加到 2000 年的 6.89 亿元，但是经营业绩却在不断下滑，大量资金闲置，生产性投资比例较低。从中国证监会对 2000 年上半年募集资金投向情况的统计可以看出，上市公司普遍存在着资金闲置的情况，首发融资、配股及增发新股融资总计闲置比例占融资总额的 53.85%。而“多余资金”的投向情况为：转投其他项目的为 6.64%；存于银行的为 38.78%；购买国债为 4.89%；归还贷款为 1.28%；未说明去向的为 48.41%。上述现象说明我国上市公司“重融资，轻使用”问题十分突出，而大量稀缺的金融资源被闲置或者在金融体系内部流动，没有转化为实物资本也表明我国股票市场资源逆配置问题相当严重，并存在一定程度的过度融资问题，对经济增长的作用不明显也就在情理之中了。从实证结果看，银行系统和股票市场不存在长期因果关系，这一结果在情理之中。因为长期以来为了避免金融风险，银行资金是禁止进入证券市场的，《证券法》和《商业银行法（草案）》中，都有禁止银行资金违规进入股市的条文。这就导致银行和股票市场间缺乏内在的关联性。

图 2 历年上市公司平均首发融资额与公司业绩对比



资料来源：赵振全、薛丰慧：金融发展对经济增长影响的实证分析，《金融研究》，2004 年第 8 期。

3 基本结论

1. 金融发展和经济增长之间的协整关系在 1999 年第 1 季度到 2000 年第 4 季度协整关系发生了结构突变，这是一系列经济和金融改革政策的结果，金融发展在突变期间对于经济增长带来的负面影响是短期均衡受到改革措施冲击的结果，从长远来看是积极的，不会影响长期的均衡。
2. 协整误差路径表明：2002 年以来的金融发展还存在不能适应经济增长的某些问题，提示了进一步进行金融体制改革或者金融结构优化的必要性。
3. 银行系统的发展是内生于经济增长的，银行发展和经济增长存在长期双向因果关系；而股票市场的发展弱外生于系统，它与经济增长以及银行发展之间均不存在长期因果关系。
4. 我国目前偏重于银行主导型的金融结构，银行系统对经济增长的促进作用相对于股票市场优势明显，但这不能掩盖银行体系存在的许多深层次矛盾与问题。

参考文献

- [1] Arestis, P. and Demetriades, P. Financial development and economic growth: Assessing the evidence [J]. *Economic Journal*, 1997, 107, 783-790.
- [2] Goldsmith, R.W. *Financial Structure and Development* [M], Yale University Press, 1969.
- [3] Gurley, J. G. and Shaw, E. S. Financial Aspects of Economic Development [J]. *American Economic Review*, 1955, 45, 515-538.
- [4] Hall, S. G. and Wickens, M. Causality in Integrated Systems [J]. *London Business School Discussion Papers*, 1993, 27-93.
- [5] Hall, S. G. and Milne, A. The Relevance of P-Star Analysis to UK Monetary Policy [J]. *Economic Journal*, 1994, 104, 597-640.
- [6] Harris, R. D. F. Stock Markets and Development: A Reassessment [J]. *European Economic Review*, 1997, 41, 139-146.
- [7] Johansen, S., Mosconi, R. and Nielsen, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend [J]. *Econometrics Journal*, 2000a, 3, 216-250.
- [8] Johansen, S. Modelling of cointegration in the vector autoregressive model [J]. *Economic Modelling*, 2000b, 17, 359-364.
- [9] Quintos, C. E. Sustainability of Deficit Process with Structural Shifts [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995, 13, 409-416.
- [10] Rioja, F. and Valev, N. Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development [J]. *Economic Inquiry*, 2004, 42, 27-40.
- [11] Xu, Z. Financial Development, Investment, and Growth [J]. *Economic Inquiry*, 2000, 38, 331-344.
- [12] 雷蒙德·W·戈德史密斯著，周朔等译。金融结构与金融发展[M]。上海三联出版社，1994年10月第1版，4-6, 32, 397。
- [13] 谈儒勇。中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]。经济研究，1999年第10期，53-61。
- [14] 赵振全，蒋琰琨，陈守东。股票市场对经济增长作用的实证研究[J]。数量经济技术经济研究，2002年第8期，83-84。
- [15] 赵振全，薛丰慧。金融发展对经济增长影响的实证分析[J]。金融研究，2004年第8期，94-99。

A Dynamic Analysis of the Linkages between the Chinese Financial Development and Economic growth

Zhao Zhen-quan, Yu-zhen, Liu-miao

(JiLin University, Center for Quantitative Economics, 130012)

Abstract: In this paper, by “The Theory of Dichotomy” and using recursive estimation in cointegrated VAR model, we analyze the relationship between the financial structure and the economic growth. There is a structure break in the relationship between financial structure and economic growth in the period of 1999Q1-2000Q4, which is due to the economic and financial adjustment after the Asian Financial Crises. Then we evaluate the shock of the past economic policies in China on their relationship, especially the short-term impact and the long-term equilibrium. So we can assess the impact of bypast policies and present suggestions for the future reform of the financial system.

Keywords: Financial development; Economic growth; Recursive Estimation in Cointegrated VAR Model

收稿日期: 2005-07-10

作者简介: 赵振全, 男, 1943 年生, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。

¹引自Levine (2004), 当然, 对于金融发展的理解会根据研究问题的角度而有不同的阐述, 这个解释是从金融体系的功能角度提出的。