

# 中国金融发展、储蓄率与经济增长间的动态影响机制\*

赵振全<sup>1</sup> 于震<sup>2</sup> 刘淼<sup>3</sup>

(1 吉林大学数量经济研究中心 2 吉林大学经济学院 3 长春税务学院)

**摘要:** 本文构建了一个扩展的两期代际交叠模型 (OLG), 在理论上得到了金融发展、储蓄率和经济增长之间的动态影响机制。与国内其他相关研究有所不同, 本文从金融内在成本的角度界定了金融发展程度, 将金融发展描述为一个离散过程, 分为金融扩张和金融调整两种状态。为了验证理论推导的结论, 在实证部分通过建立一个三元的、带有马尔柯夫区制转移的向量自回归模型 (MS-VAR), 并基于中国 1952-2003 年的数据对金融发展、储蓄率和经济增长之间的非线性相互影响关系进行了刻画, 得到的经验结果部分印证了之前的理论关系, 同时也揭示了一些中国经济的典型化事实。

**关键词:** 金融发展; 储蓄率; 经济增长; 区制转移

**中图分类号** F019.3      **文献标识码** A

## The Dynamic Nexus among Financial Development, Saving Rate and Economic Growth in China

**Abstract:** In the context of a modified two-period overlapping-generations model, we show the dynamic nexus among financial development, saving rate and economic growth in theory. Being differ from the similar literature in this field, we define the extent of financial development with inherent fixed costs. Thus, financial development that is composed of extended and adjusted regime is a disperse process. Furthermore, we testify the conclusion deducted from OLG model with a ternary MS-VAR model based the data of 1952-2003 in China. The results show that the nexus among financial development, saving rate and economic growth is non-linearity, which is consistent with the theoretical conclusion.

**Keywords:** Financial Development; Saving Rate; Economic Growth; Regime Switching

### 引言

金融发展和经济增长的关联性研究始终是发展经济学中倍受瞩目的领域。西方学者的研究中, Bagehot (1873) 最早将经济体内存本配置效率的高低和金融部门发展程度联系起来。Schumpeter (1911) 则首次明确讨论了金融中介对于经济增长的促进作用。而 Gurley & Shaw (1955)、Goldsmith (1969) 和 McKinnon (1973) 等对于金融发展与经济增长之间的关系进行了深刻而具有开创性的论述, 他们都在实证上得到了金融发展与经济增长之间的正相关关系, 虽然结论所揭示的内容还具有一定局限性, 但为该领域以后更加系统的研究提供了方向。

20 世纪 80 年代, 内生经济增长理论的兴起为金融发展和经济增长的关系研究增添了新的

---

\*本文得到“吉林大学‘985 工程’项目”经济分析与预测哲学社会科学创新基地 (2004)、教育部重点研究基地重大项目 (05JJD790005)、国家社会科学基金项目 (05BJY100) 以及 2005 年国家自然科学基金项目 (70573040) 的资助。

活力。一些金融发展理论把内生增长和内生金融中介并入金融发展模型中，并在模型中引入了不确定性、不对称信息和监督成本等因素，论述了银行中介和金融市场的内生形成以及各类金融中介对经济增长的作用机制。

20世纪90年代以来，该领域的实证研究不断细腻与深入，体现为以下几点：（1）对金融发展的定义和代理指标选取越来越重视。（2）对计量经济学方法的引入和应用越来越重视。（3）对金融发展作用于经济增长的纽带和传导机制越来越重视。但总结这些成果不难发现目前研究中存在的共性：（1）偏重线性计量方法的应用。（2）偏重两者之间的长期关系。（3）认定金融发展是一个连续的过程。例如，King & Levine（1993）、Rajan & Zingales（1998）等大量研究成果分别基于跨国（Cross-country）的线性计量方法肯定了金融发展对于长期经济增长的促进作用<sup>1</sup>。

我国的金融体系在过去五十多年的发展中，经历了从无到有、从小到大的蜕变，而且正体验着从不成熟到改革完善的渐进过程，这无疑为国内学者提供了一个得天独厚的研究样本。虽然经济发展阶段等客观因素决定了我国学者对金融发展与经济增长关系的研究起步较晚，但随着西方前沿理论和研究方法的不断引入，国内学者在该领域基于中国的特殊国情作了许多有益的探索。例如，谈儒勇（1999）运用相关分析和线性回归方法讨论了金融中介和金融市场对于经济增长的影响，结论认为我国金融中介发展正向促进了经济增长，而金融市场的作用不明显。卢峰和姚洋（2004）以金融压抑制度为背景，使用我国1990年以后省级单位的数据对法律制度在金融发展过程的作用进行了计量检验，结果表明就中国当前的发展阶段和制度环境而言，单纯地改善法制并不能促进金融的全面发展。张军和金煜（2005）通过更加细化的金融深化指标和解释变量，利用省份面板数据的回归方法研究了我国金融深化水平对各地区生产率变化的影响作用和机制，得出结论认为金融深化导致了生产率的提高，从而推动了经济增长。赵振全等（2006）利用VAR模型的递归协整估计对我国金融发展和经济增长的长期均衡关系进行了检验，得出结论表明两者虽然存在长期均衡，但这一均衡在1999年第1季度到2000年第4季度发生了结构突变。总体上说，国内学者的研究基本上保持了与国外研究的同步性。

另一方面，在金融发展与经济增长关联性研究的文献中，金融发展一般可以通过以下三种途径影响经济增长：第一，拓宽储蓄转化为投资的渠道，从而提高储蓄转化为投资的比例（Sirri & Tufano, 1995）；第二，实现信息收集和风险分散，从而加大资本的边际生产率（Greenwood & Jovanovic, 1990）；第三，改善资源配置和降低风险，从而影响私人储蓄率（Obstfeld, 1994）。对于大多数金融发展作用于经济增长的传导媒介，国内外的相关研究都有所涉及，但金融发展对于储蓄率的影响却一直没有明确的结论（Levhari & Srinivasan, 1969；Bencivenga & Smith, 1991；Beck et al., 2000），所以作为继续研究的方向之一近来得到了广泛的关注。

通过对现有文献成果及发展趋势的分析，我们看到明显存在以下三方面问题：

第一，线性方法是否完全能够刻画金融发展和经济增长的关联性有待于进一步考察<sup>2</sup>。尤

---

<sup>1</sup>Pagano（1993）、Levine（1997）总结了许多相关的文献成果。

<sup>2</sup>Quah（1993）和Caselli et al.（1996）分别从不同角度批评了经济增长研究中“增长-回归”计量模式的不足之处。

其是在中国这样一个以高速度持续发展的国家，金融发展和经济增长各自的路径以及两者之间的关联性都很容易出现动态的结构变化，完全可能呈现非线性关系（刘金全和刘志刚，2005）。

第二，在许多经典文献的理论模型中，前提假设是金融市场或金融交易需要内在固定成本（Inherent fixed costs），目的是来解释经济发展达到一定临界值水平时，金融部门的内生出现，据此，从金融内在成本的角度来界定金融发展程度，金融发展完全可以描述成一个离散的过程（Saint-Paul, 1992；Acemoglu & Zilibotti, 1997）。这样的内涵对于衡量金融发展程度及刻画其动态轨迹很有启发性，但大多数实证研究中还没有得以体现。

第三，储蓄率向来都是经济增长模型中的重要参数（例如，Harrod-Domar 模型和 Solow 模型），对于经济增长的意义不言而喻。而且现实中我国长期存在的储蓄率异常高现象也始终是研究的热点问题（龙志和和周浩明，2000；Modigliani & Cao, 2004），那么，这一现象与金融发展有无关联？如果存在关联，这种关联对经济增长的影响如何？我国正处于宏观经济调控和金融改革的重要时期，解释这些问题，寻求金融发展、储蓄率和经济增长之间的关联程度和影响方式，对于分析我国金融政策机制和经济增长趋势具有深远的意义。与此同时，国内外很少有学者对储蓄率在金融发展和经济增长之间的纽带作用与传导机制进行过深入的研究，所以本文同时具备一定的探索性。

本文的结构安排如下：第二部分在回顾已有成果的同时阐述了本文的研究动机和思路。第三部分通过建立一个两期的代际交叠模型（OLG），在理论上分析了金融发展、储蓄率和经济增长之间的动态关系。第四部分，首先描述了变量的选取和数据情况，然后通过建立一个带有马尔科夫转移的多元向量自回归模型（Markov-Switching Vector Autoregressions, MS-VARs）刻画了金融发展、储蓄率和经济增长之间的短期非线性关系，并对实证结果进行了分析。第五部分给出了本文的结论。

## 1 文献回顾

在金融发展和经济增长之间关系的研究中，最重要的问题之一就是理解金融发展——它的内涵和量化的代理指标。在现有文献中我们可能会注意到这样的研究思路，就是假设金融发展程度通常对应着与生俱来的固定成本，同时对应着一定的经济发展水平。例如，Saint-Paul (1992)认为金融市场发展到特定程度时，它也必须同时具备一定的内在固定成本，这就导致金融市场发展的路径呈现结构化和离散式特征。该文中的理论模型存在两种金融发展程度下的均衡，在“高水平”均衡下的储蓄率和增长率都超出了“低水平”均衡。图 1 中  $y_1$  和  $y_2$  代表两个收入水平，当经济发展处于两者之间时随时都会出现“高水平”金融状态下的均衡，一旦均衡出现，经济增长将会“跳跃”到一个新的水平。而 Acemoglu & Zilibotti (1997)认为只有金融市场发展达到一定的门限水平时，企业家才能够通过金融多样化来保证生产技术的不可分割性。这些成果启发了我们从金融成本的角度来认知金融发展程度，而且本文中的金融发展也不再是一个连续的进程。当然，这也是我们在后面建立理论和实证模型的依据。

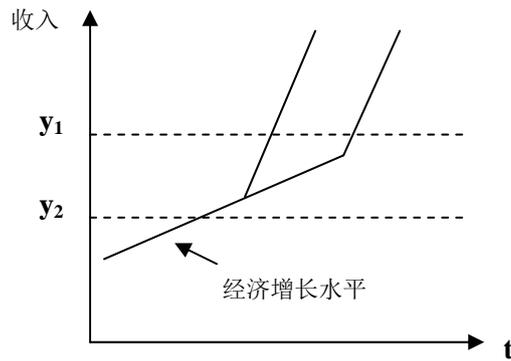


图 1

资料来源： Saint-Paul, G. (1992), “Technological Choice, Financial Markets and Economic Development”, *European Economic Review*, 36(4), 772.

在金融发展和经济增长关联性研究的文献中，动员和聚集储蓄已经成为金融发展促进经济增长的一条重要途径。企业家可以利用金融部门聚集的个人储蓄来克服投资的不可分割性（Indivisibilities），从而通过开发规模经济对经济增长产生深远影响，同时，资本的积聚可以改善资源配置，推动技术创新。Sirri & Tufano（1995）的研究表明，离开个人投资者集聚的资金，许多生产过程都将受到规模不经济效应的约束。Acemoglu & Zilibotti（1997）认为金融安排可以动员不同个体的储蓄，并通过风险多样化选择投资组合，从而对投资资金进行了重新配置，使其流向收益更高的经济活动中，从而正面促进经济增长。可见，金融发展如果从聚集储蓄的角度和机制出发最终将有利于经济增长。

相对于储蓄而言，金融发展对于储蓄率的影响无论在理论上还是实证上的结论都比较含糊。Jappelli & Pagano（1994）从金融市场的流动性约束角度讨论了储蓄率的变动，结论认为信贷市场的不成熟（该情形下，金融市场流动性约束较强）会导致储蓄率提高并促进经济增长。Levhari & Srinivasan（1969）研究发现，金融发展提供了更多的风险多样化机会，但对储蓄率的作用方向却不明确。我们知道，如果在一个封闭的经济中，储蓄率的降低对经济增长会产生负面影响。Bencivenga & Smith（1991）认为在储蓄和外部效应都充分大的情况下，金融中介的发展可能会降低经济增长。Sirri & Tufano（1995）也认为金融发展能够改善资源配置效率并降低风险，但同时也会降低储蓄率，而在一个物质资本外生的增长模型中，如果储蓄率降低，金融发展可能会阻碍经济增长，降低社会福利。Beck et al.（2000）试图通过实证方法揭示金融发展对于储蓄率的影响，对理论上的争论给出一个清楚的评判。他们在文中使用 65 个国家 1960-1995 年的数据，分别通过跨国线性回归的工具变量估计方法和动态面板数据的 GMM 估计方法对金融中介发展和私人储蓄率的关联性进行了检验。最后，跨国线性回归方法得到的结果表明两者存在显著的正相关关系，而面板数据的研究方法则不显著，即使更换了几个其他的金融中介发展指标仍不能改变该结论。这说明金融发展和储蓄率的关联性对于估计方法的使用比较敏感。

由于经济活动、法制环境和金融政策的特性会在很大程度上影响到金融发展、储蓄率和经济增长水平的关联，而且目前的理论分析和实证检验又尚未达成共识，所以本文认为，针对中国这样一个具备丰富发展历程而又独一无二的样本，应该对其不同发展阶段所表现的特

性进行更为深入的分析。

## 2 理论模型及其分析

只有在理论上清晰的认识金融发展、储蓄率和经济增长的关系，才能从本质上真正解释三者的动态关联，故本文此处构建了一个三者的理论模型。

### 1. 模型的设定与结构

我们采用 Saint-Paul (1992) 模型的假设，即在内生增长模型中，存在 Romer (1989) 描述的马歇尔外部性 (Marshallian externality)，并且体现为资本的外部收益不变，也就是说对于生产函数  $A_i K_i^{1-\alpha} L_i^\alpha$ ， $A_i$  是总资本存量的函数，表示为：

$$A_i = B_i K_i^\alpha$$

因此，在劳动标准化条件下，总生产函数可以写成资本  $K$  的线性函数：

$$Y_i = B_i K_i$$

但由于想要说明的问题并不相同，所以我们的模型还有以下几个方面的设定：

(1) 模型包含有限多个地区，标识为  $i$ ，而不是限定只有两个。其中  $i = 1, \dots, n$ 。

(2) 技术因素  $B_i$  是服从正态分布的随机变量，即  $B_i \sim N(\mu_i, \sigma_i)$ ，其中  $\mu_i$  和  $\sigma_i$  均由地区  $i$  的专业化程度  $\psi_i$  决定，且随着  $\psi_i$  的增大而单调递增。并同时满足，当  $i \neq j$  时， $Cov(B_i, B_j) = 0$ ； $\psi_i = \psi_j$  时， $\mu_i = \mu_j$ ， $\sigma_i = \sigma_j$ 。个人可以根据参数  $\mu_i$  和  $\sigma_i$  权衡“收益—风险”进行投资。

(3) 跨地区投资需要支付额外成本。

(4) 金融市场同时为所有地区提供多样化资源，机会均等且有限。根据 Saint-Paul (1992) 以及 Acemoglu & Zilibotti (1997) 对于金融发展的理解，如果金融发展程度用离散指数  $\rho$  表示，对应的金融总成本为  $f_\rho$ 。那么，在金融状态扩张到  $\rho + 1$  时，应有  $f_{\rho+1} > f_\rho$  成立。在金融发展程度为  $\rho + 1$  时，能够提供的金融支持随之增加，金融多样化机会增多。

下面以上述的内生增长模型为背景，考察一个扩展的两期 Diamond (1965) 代际交叠模型 (OLG)，并以一个特定地区  $i$  为研究对象。个人由地区分隔，只能在本地区提供劳动。假设技术选择内生，由作为企业家的个人决定。专业化程度的提高至少需要一期滞后，个人完全被动接受地区的技术现状。个人在第一期提供一单位的劳动，假如劳动市场处于完全竞争状态，那么此时劳动收入等于劳动的边际产出，即

$$\alpha A_i K^{1-\alpha} = \alpha B_i K$$

则此时的资本收入函数则为总产出  $A_i K^{1-\alpha}$  减去劳动收入  $\alpha A_i K^{1-\alpha}$ ，即

$$A_i K^{1-\alpha} (1 - \alpha) = B_i K (1 - \alpha)$$

所以，考虑到存在金融成本  $f_\rho$ ，个人可支配收入  $e_t = \alpha B_i K - f_\rho$ ，如果储蓄率设为  $\theta$ ，那么，当期可支配收入中用于第 1 期消费的部分  $c_t$  为  $(1 - \theta)e_t$ ，而第 2 期消费  $c_{t+1}$  是储蓄部分在各地区进行资本投资带来的收入，所以  $c_{t+1}$  为  $B_i (1 - \alpha) \theta e_t$ 。这样，效用最大化函数就可以表示为：

$$\max_{\theta, \lambda_i} U\{(1-\theta)e_i\} + \beta EU\left\{\sum_i \lambda_i B_i (1-\alpha)\theta e_i\right\} \quad (1)$$

$$\text{约束条件为: } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

这里，效用函数 $U(c)$ 取为常相对风险厌恶函数 CRRA<sup>3</sup>，形式如下：

$$U(c) = \begin{cases} c^{1-\eta} / (1-\eta) & \eta > 0 \text{ 且 } \neq 1 \\ \ln c & \eta = 1 \end{cases}$$

$\beta$ 为贴现因子<sup>4</sup>， $\lambda_i$ 为投资权重，当金融成本不存在时， $n$ 一定趋于无穷大，而在这里个人将根据效用最大化调整投资组合。

## 2. 模型的均衡

在当前金融状态 $\rho$ 和各地区专业化程度 $\psi$ 不变的情况下，个人的效用最大化应该满足以下两个一阶必要条件：

(1) 个人会通过调整储蓄率 $\theta$ 使得第1期和第2期的边际效用相等，即

$$\frac{\partial U(c_t)}{\partial \theta} = \beta \frac{\partial EU(c_{t+1})}{\partial \theta} \quad (2)$$

(2) 个人会通过调整投资组合 $\lambda_i$ 使得每笔投资的边际效用相等，即

$$\beta \frac{\partial U(c_{t+1})}{\partial \lambda_i} = P$$

将效用函数代入一阶必要条件(2)式，我们得到以下方程：

$$(1-\theta)^{-\eta} = \theta^{-\eta} \beta (1-\alpha)^{1-\eta} E\left(\left(\sum_i \lambda_i B_i\right)^{1-\eta}\right) \quad (3a)$$

即

$$\left(\frac{\theta}{1-\theta}\right)^{-\eta} = \beta (1-\alpha)^{1-\eta} E\left(\left(\sum_i \lambda_i B_i\right)^{1-\eta}\right) \triangleq H \quad (3b)$$

通过(3a)式我们看到，由于方程左端 $(1-\theta)^{-\eta}$ 随着 $\theta$ 单调递增，而方程右端 $\theta^{-\eta} H$ 随着 $\theta$ 单调递减，所以模型均衡显然存在且唯一。另外，通过分析(3a)式的变形(3b)式我们发现， $\theta$ 随 $H$ 单调递增。

## 3. 金融扩张状态下的储蓄率变动

首先假定专业化程度不变，当金融发展出现时，也就是金融状态由 $\rho$ 转移到 $\rho+1$ 的情形下，如果此时个人投资的期望效应也随之增加，那么将有下式成立：

$$EU\left\{\sum_i \lambda_i B_i (1-\alpha)\theta_{\rho+1} e_{\rho+1}\right\} > EU\left\{\sum_i \lambda_i B_i (1-\alpha)\theta_{\rho} e_{\rho}\right\}$$

<sup>3</sup> CRRA 的特点是相对风险厌恶系数与消费无关。之所以选择 CRRA 是因为与其它风险厌恶函数相比，它对风险厌恶行为的刻画更接近现实情况。

<sup>4</sup> 考虑到研究的重点，这里把跨期消费效用贴现因子 $\beta$ 设定为常数且与储蓄率 $\theta$ 无关主要目的是为了简化形式。在现实中，如果 $\beta$ 越大，意味着对于当期来说远期消费的效用就越高，那么 $\theta$ 将越大。

将上式带入效用函数，两端约去  $(1-\alpha)^{1-\eta}$ ，并根据  $H$  的形式进行整理后有：

$$\frac{(\theta_{\rho+1}e_{\rho+1})^{1-\eta}}{1-\eta}H_{\rho+1} > \frac{(\theta_{\rho}e_{\rho})^{1-\eta}}{1-\eta}H_{\rho} \quad (4)$$

通过（4）式可知，储蓄率的变化将依赖于风险厌恶系数  $\eta$ 。

（1）当  $\eta < 1$  时，根据（4）式显然可以得出  $(\theta_{\rho+1}e_{\rho+1})^{1-\eta}H_{\rho+1} > (\theta_{\rho}e_{\rho})^{1-\eta}H_{\rho}$ 。假设  $H_{\rho+1} < H_{\rho}$ ，那么  $\theta_{\rho+1}e_{\rho+1} > \theta_{\rho}e_{\rho}$ ，由于  $e_{\rho+1} < e_{\rho}$ ，所以  $\theta_{\rho+1} > \theta_{\rho}$ ，这就与前面  $\theta$  随  $H$  单调递增的结论相悖，所以  $H_{\rho+1} > H_{\rho}$ ， $\theta_{\rho+1} > \theta_{\rho}$  成立。

（2）当  $\eta > 1$  时，根据（4）式可以显然得出  $(\theta_{\rho+1}e_{\rho+1})^{1-\eta}H_{\rho+1} < (\theta_{\rho}e_{\rho})^{1-\eta}H_{\rho}$ 。利用已知条件  $e_{\rho+1} < e_{\rho}$ ，两端分别移项后有  $\theta_{\rho+1}^{1-\eta}H_{\rho+1} / \theta_{\rho}^{1-\eta}H_{\rho} < (e_{\rho}/e_{\rho+1})^{1-\eta} < 1$ 。再移项后有  $\theta_{\rho+1}H_{\rho+1} / \theta_{\rho}H_{\rho} < \theta_{\rho+1}^{\eta} / \theta_{\rho}^{\eta}$ ，（3）式可写为  $\theta_{\rho+1}^{\eta} / \theta_{\rho}^{\eta} = (1-\theta_{\rho+1})^{\eta}H_{\rho+1} / (1-\theta_{\rho})^{\eta}H_{\rho}$ ，于是得到  $\theta_{\rho+1} / \theta_{\rho} < (1-\theta_{\rho+1}) / (1-\theta_{\rho})$ ，假设  $\theta_{\rho+1} > \theta_{\rho}$ ，那么不等式左端大于 1，这样，就有  $1-\theta_{\rho+1} < 1-\theta_{\rho}$ ，推得等式右端小于 1，与原不等式相矛盾，所以  $\theta_{\rho+1} < \theta_{\rho}$  成立。

（3）当  $\eta = 1$  时，效用函数等于  $\ln c$ ，所以储蓄率不受金融状态扩张的影响。

#### 4. 金融调整状态下的储蓄率变动

类似地，我们假设金融发展处于扩张后的调整期，在给定可支配收入  $e$  的情况下，假设专业化程度发生提高，此时个人投资的期望效应也随之增大。

（1）当  $\eta < 1$  时，经过整理后，实质上只需考虑  $\theta_{\psi_{t+1}}H_{\psi_{t+1}} > \theta_{\psi_t}H_{\psi_t}$ ，仍然可以利用  $\theta$  随  $H$  单调递增的结论，类似于金融扩张状态下（1）式的推导有  $\theta_{\psi_{t+1}} > \theta_{\psi_t}$  成立。

（2）当  $\eta > 1$  时，有  $\theta_{\psi_{t+1}}^{1-\eta}H_{\psi_{t+1}} < \theta_{\psi_t}^{1-\eta}H_{\psi_t}$ ，假设  $H_{\psi_{t+1}} > H_{\psi_t}$ ，推得  $\theta_{\psi_{t+1}} > \theta_{\psi_t}$ ，则  $\theta_{\psi_{t+1}}^{1-\eta}H_{\psi_{t+1}} > \theta_{\psi_t}^{1-\eta}H_{\psi_t}$ ，与原不等式相悖，所以  $H_{\psi_{t+1}} < H_{\psi_t}$ ， $\theta_{\psi_{t+1}} < \theta_{\psi_t}$  成立。

（3）当  $\eta = 1$  时，效用函数等于  $\ln c$ ，所以储蓄率不受专业化程度的影响。

#### 5. 经济增长动态

在分析经济增长时，我们假设所有地区的技术因素相同，那么产出的增长率为

$$\dot{Y}_t = \frac{Y_{t+1} - Y_t}{Y_t} = \frac{BK_{t+1}}{Y_t} - 1 = \frac{B\theta e_t}{Y_t} - 1 = \frac{B\theta(\alpha Y_t - f_{\rho})}{Y_t} - 1 = B\theta\left(\alpha - \frac{f_{\rho}}{Y_t}\right) - 1 \quad (5)$$

如果劳动收入不断正向增长，而金融成本又相对于收入不断下降，那么  $\dot{Y}_t$  将趋近于  $B\theta\alpha - 1$ ，显然经济增长率与储蓄率存在正向相关。分析（5）式我们发现：

（1）在金融状态扩张时，由于金融成本的放大会使得经济增长有一个初始的下滑，而且根据前面分析，如果此时  $\eta < 1$ ，储蓄率  $\theta$  将增大，所以该情形下两者的“一升一降”对经济增长率产生的综合作用方向并不能被确定，经济增长率的升降将取决于  $\theta(\alpha - f_{\rho}/Y_t)$  的升降。但如果  $\eta > 1$ ，由于此时储蓄率  $\theta$  也减小，所以，经济增长率降低。

（2）当金融状态处于调整期时，企业家会得到更多的金融支持来提高专业化程度，该过程使得技术因素  $B$  的期望值增大。如果此时  $\eta < 1$ ，由于储蓄率  $\theta$  增大，所以经济增长率将提高。但如果  $\eta > 1$ ，储蓄率  $\theta$  将减小，此时经济增长率的变化方向则不确定，经济增长率的升降将取决于  $B\theta$  的升降。

由于理论模型的局限性，我们只能通过上述分析获得部分信息——金融发展对于储蓄率和经济增长的单向影响关系。而且在各种现实因素的影响下，这种影响关系和作用大小完全有可能被弱化和延迟，或是表现为其他形式和典型化特征，这就突出了下面实证研究的必要性和补充作用。

### 3 实证分析

鉴于 Hamilton (1989) 提出的马尔柯夫转移模型 (Markov Switching, MS 模型)，又称区制转移模型 (Regime Switching, RS 模型) 能够准确地刻画不同阶段、状态或机制下时间序列行为所具有的不同特征和性质，所以本文在 VAR 模型结构中引入多区制转移性质，构建了多元 MS-VAR 模型，在这一部分用实证分析的方法更加直观的揭示了金融发展、储蓄率和经济增长之间的动态非线性相互影响。

#### 1. 变量和数据选取

本文采用的数据为 1952-2003 的年度数据，这样的选取有三点理由：(1) 样本期基本覆盖了整个新中国的经济发展历史，能够全面见证不同发展阶段金融发展、储蓄率和经济增长之间的关系。(2) MS-VAR 模型需要一定的数据量以保证参数的合理估计。(3) 实证模型中部分所选变量的季度数据不可获取。(4) 2004 年和 2005 年的 GDP 经过调整与之前不可比。

根据上文阐述的有关金融发展的理解，我们这里使用金融保险业产值占非金融部门总产值的比重  $F$  作为衡量金融内在成本的变量，也就是金融发展的代理指标。Neusser & Kugler (1998) 在研究 OECD 国家制造业和金融发展的关系时也使用了同样指标来衡量金融发展，他认为这一指标最广泛的涵盖了金融活动。

文中我们选择居民储蓄率  $\theta$  作为储蓄率的代理指标。根据任若恩和覃筱 (2006) 的阐述，从全社会层面看，居民储蓄是投资资金的主要来源。按照 1992-1997 年的资金流量表计算，住户部门的储蓄中 70.5%-76% 都融资给了其他部门。但由于我国可支配收入和储蓄的数据近年来才公布，所以本文只好对样本期内的居民储蓄率进行估算。Modigliani & Cao (2004) 提供了这样一种估算方法。该文认为：居民财富的增量理论上全部来源于居民储蓄，居民财富又可以拆分为有形资产（例如存款、国债等）和无形资产（例如居民住房等）两种，这些数据是官方公布的，两者之和就是居民储蓄的估计值，这样我们可以再根据官方公布的居民消费数据反推得到居民可支配收入，居民储蓄的估计值除以居民可支配收入的估计值就是我们想要的居民储蓄率。当然这种估算方法必然存在一定误差，但不会影响数据的总体趋势和准确性。

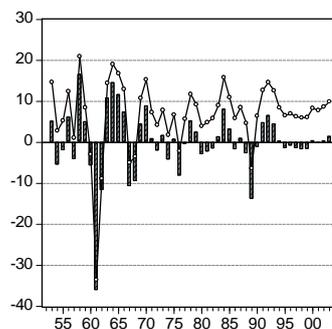


图 2 非金融部门实际产出及其波动成分

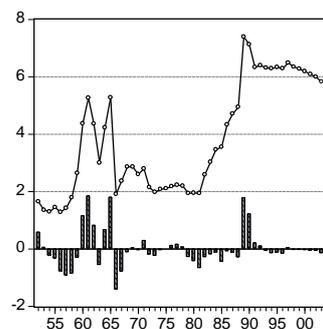


图 3 金融部门产出占总产出比重及其波动成分

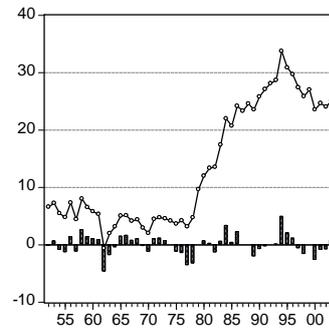


图 4 居民储蓄率及其波动成分

在使用居民消费价格指数消除了物价因素后，经济增长由非金融部门实际生产总值的对数增长率  $g$  代理。

原始数据的时间序列及 H-P 滤波分离的波动趋势成分如图 2-图 4。

文中数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴 1998-2004》、《中国 GDP 核算历史资料 1952-1996》、《中国 GDP 核算历史资料 1996-2002》。

## 2. MS-VAR 模型的构建

在模型建立之前，我们对三个变量的时间序列进行了平稳性检验，结果显示  $g_t$  为平稳序列，而  $F_t$  和  $\theta_t$  为  $I(1)$  序列（检验结果见表 1）。Holst et al. (1994) 曾给出一个应用 MS-VAR 模型的充分条件是二阶平稳。但对于本文的情形，并没有更多的理论依据，所以我们对时间  $F_t$  和  $\theta_t$  进行了一阶差分处理。

表 1 各序列的 ADF 检验结果

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
$g_t$	(C, 0, 3)	-3.578	-4.774***				
$F_t$	(C, T, 0)	-2.195	-3.180*	$\Delta F_t$	(C, 0, 1)	-6.797	-3.571***
$\theta_t$	(C, T, 0)	-1.814	-3.180*	$\Delta \theta_t$	(C, 0, 0)	-7.656	-4.153***

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. \*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%显著水平下的临界值。

设三维时间序列向量  $\mathbf{Y}_t = (\Delta F_t, \Delta \theta_t, g_t)'$ ， $t = 1, 2, \dots, T$ ，假定向量  $\mathbf{Y}_t$  由以下一个 MS(M)-VAR(p)模型生成<sup>5</sup>

$$\mathbf{Y}_t = v_t + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t$$

其中， $p$  为向量自回归过程的滞后阶数， $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ 。  $A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t)$  是用来描述区制依赖的变参数函数。 $y_0, \dots, y_{1-p}$  的值为初始给定。

假设不可观测的区制向量  $s_t \in \{1, \dots, M\}$  服从一个离散的马尔科夫过程，转移概率为

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

另外，假设马尔柯夫过程满足遍历性且不可约。

根据理论模型分析，模型的区制数  $M$  假定为 2，这样就可以对应理论分析中的两种金融发展状态——金融调整期（对应区制 1）和金融扩张期（对应区制 2），从而经验考察理论推导的结论。

按照我们关心的侧重点：三个变量间的跨期影响，模型中向量自回归的滞后期  $p$  取为 1<sup>6</sup>。

<sup>5</sup> 因为实证部分的目的就是要得到不同状态下，三个变量的相互影响关系的变化，所以模型设计上，向量自回归过程的参数应该是时变的，我们也检验了同时带有时变常数项或均值的模型形式，但参数估计都没有该模型准确。

<sup>6</sup> 就像理论模型部分论述的，变量间的跨期关系可能会受某些因素影响而延迟，所以如果数据量允许的情况下可以考察滞后多期的模型形式，但本文中  $p=1$  时的参数为 29， $p=2$  时的参数则为 47，所以无法同时兼顾两方面。

本文采用 Hamilton (1990) 提出的基于期望最大化算法 (EM) 的极大似然估计 (ML) 方法来估计本模型参数。估计软件为 GAUSS6.0。

### 3. 估计结果及分析

从统计量的显著性上看,模型构建的整体效果比较理想,而且明显优于线性结构的 VAR(1)模型,说明 MS(2)-VAR(1)模型捕捉到 VAR(1)模型未能反映的信息(统计检验表略)。表 2 给出了部分参数的估计结果,在区制 1 所反映的金融调整期中我们看到:

(1) 前一期的金融发展对于储蓄率 and 经济增长都存在正向促进作用。根据理论模型的结论可知,在金融调整期,当风险厌恶系数  $\eta < 1$  时,金融发展会带来储蓄率的提高,同时经济增长率将增大。而  $\eta > 1$  时,储蓄率会降低,经济增长率的变动方向则不确定。但国内学者的研究表明我国居民储蓄中存在着较强的预防性储蓄动机,也就是说通常情况下  $\eta > 1$ 。例如,龙志和和周浩明(2000)的实证研究中  $\eta$  的值为 4.0834。显然,理论结论与实证结果不相符的根本原因是我国居民的过度储蓄倾向。实际上,我国居民储蓄率的长期异常高状态,以及相对于金融发展和经济增长冲击呈现的刚性特征导致了实证结果的出现。金融调整期的金融发展有助于提高经济增长率的结果则与 Saint-Paul(1992)模型的结论相一致,即金融调整期是金融扩张后的“高水平”金融均衡状态,根据 Saint-Paul(1992)的结论,该状态下经济增长率会有相应的提高。

(2) 前一期的储蓄率变化对于金融发展和经济增长均产生负向影响。理论上,储蓄率的提高会增大金融交易量,从而正向促进金融发展,但我们的结果却显示出负向作用,不过对应我国现实情况这一结果也不难理解,由于我国金融体系发展的历史因素,我国国有银行在金融体系中占绝对统治地位,由于治理机制上长期存在导致效率低下的隐患,所以产生了经营利润低和不良资产高的现象,侧面反映了银行的资金配置效率不高。但在退出机制不完善的状态下,银行破产的最后担保人是国家,银行和存款人都不必担心“挤兑”的发生,加上我国证券市场发育不成熟,风险过大,还没有赢得投资者的信任,这些因素就综合导致了我国居民的独特储蓄偏好:更偏向银行储蓄,从而加速了“恶性循环”形成。所以,储蓄率的提高最终的结果是促成低效率和高风险的金融体系。这也成为我国经济发展中的一个典型化事实,同时揭示了我国今后的改革重点所在。根据前面的理论模型,当金融状态处于调整期时,如果  $\eta > 1$ , 储蓄率  $\theta$  将减小,此时经济增长率的变化方向将取决于  $B\theta$  的升降。考虑到我国居民储蓄率实际情况,经济增长率此时应当有所升高。而我国存在的这一负效应则来源于金融体系在“储蓄-投资”转化以及资金向需求部门配置过程中的低效率。

(3) 前一期经济增长对于金融发展和储蓄率均产生负向影响。理论上,经济增长会通过增大未来消费的期望效应影响储蓄率,与此同时跨期消费替代弹性的高低也会影响储蓄率,所以两者的综合影响方向并不明确,但这一结论与前面的理论模型分析结果相一致,即专业化程度提高情形下,风险厌恶系数  $\eta > 1$  时储蓄率会降低,同时与龙志和和周浩明(2000)的实证结果相互呼应。按照文中金融发展的涵义可知,在金融调整期总产出的提高显然会对金融发展产生负面影响。

表 2 MS(2)-VAR(1)模型参数的估计结果

变量	区制	区制 1			区制 2		
	$v_t$	A(1)			A(2)		
		$\Delta F_t$	$\Delta \theta_t$	$g_t$	$\Delta F_t$	$\Delta \theta_t$	$g_t$
$\Delta F_{t-1}$	39.11	-0.459*	0.284	0.727*	0.402*	-0.549	-2.150*
	[58.142]	(0.149)	(0.535)	(0.422)	(0.188)	(0.705)	(0.564)
$\Delta \theta_{t-1}$	72.72	-0.111*	-0.297	-0.162*	-0.005	-0.347*	0.032
	[425.904]	(0.101)	(0.277)	(0.268)	(0.055)	(0.193)	(0.160)
$g_{t-1}$	513.67*	-0.228*	-0.210	0.233	0.124*	0.580*	0.362*
	[267.041]	(0.089)	(0.494)	(0.307)	(0.055)	(0.183)	(0.156)

注：1. 模型的对数似然值为-1145.46；2. 线性检验 LR 统计量为 32.38，在 99%的置信水平拒绝线性假设；  
3. [·]内为均值，(·)内为标准差，\*表示  $t$ -统计量在 10%置信水平上显著。

在区制 2 所反映的金融扩张期中我们看到：

(1) 前一期的金融发展对于储蓄率 and 经济增长均产生了负向影响。这一结果与前面理论模型中发生金融扩张情况下，风险厌恶系数  $\eta > 1$  的结论相一致。

(2) 前一期的储蓄率对于金融发展有反向作用，这与金融调整期的解释大同小异，不再赘述。实证结果表明我国处于金融扩张期时，储蓄率提高对于经济增长有正向推动作用，这说明在金融扩张期间虽然金融产品创新、金融机构建立和交易模式更新等活动将大量的资金从实体经济部门转移到虚拟经济部门，但储蓄率的提高在很大程度上起到弥补资金缺口，拉动经济增长的作用。

(3) 前一期的经济增长对于金融发展和储蓄率的提高均产生了推动作用，这说明经济发展过程需要更多的金融多样化机会来培育，而这一推动效应的传导媒介就是储蓄率的提高，反映出在金融扩张期居民储蓄率受经济增长率的影响，且呈现出顺周期波动的特点。联系前文的理论分析部分可知，这也是推动金融发展和经济增长互动机制的重要环节。

图 5 和图 6 分别给出了金融调整期和金融扩张期出现的平滑概率。我们看到样本期内存在两个非常明显的金融扩张期：1959-1965 年和 1980-1995 年。与前者的“大起大落”不同，相比之下 1980-1995 年的金融扩张体现了“平滑化”和“渐入式”的状态过渡特征，表现了我国金融调控能力的增强。同时我们看到，1980-1995 年我国进入了一个金融发展的飞跃阶段。从我国 1984 年建立中央银行体制开始，金融体制改革的步伐就越迈越大。这一期间我国从开始“大财政、小银行”的局面，逐步形成了以中央银行为核心，国有商业银行为主体，多种金融机构并存的金融机构体系，也逐步形成了以同业拆借市场、票据市场、债券市场和股票市场为主体的相对完整的金融市场体系。而 1996-2002 年金融发展则进入了一个重要的调整期，这一期间对应着我国宏观经济的“软着陆”，根据前面理论分析可知，这样相对平稳状态的持续时间要由经济发展来决定，不过令我们欣喜的是金融扩张概率 2000 年之后的“翘尾”现象预示着新一轮金融快速发展期的即将到来。

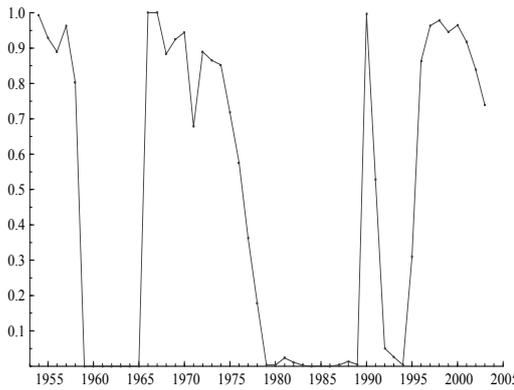


图 5 金融调整期的平滑概率

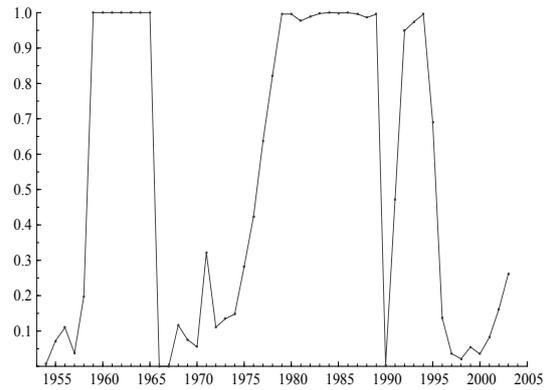


图 6 金融扩张期的平滑概率

表 3 给出了区制转移概率  $p_{ij}$  的估计结果。我们看到，无论金融发展状态进入“调整期”还是“扩张期”，自身的状态持续性概率都较高，说明两种区制都具有很高的稳定性。但两种区制的相互转移概率则很低，说明了我国金融发展状态的惯性较强，金融发展不容易出现大起大落，这也从侧面肯定了我国金融政策制定的稳健性。

表 4 给出了各区制的样本数量、发生的概率及其持续期。各区制持续期  $D(s_t)$  的计算公式为：

$$D(s_t) = \frac{1}{1 - p_{ii}}$$

表 3 区制转移概率矩阵

$j \backslash i$	区制 1	区制 2
区制 1	0.828	0.172
区制 2	0.156	0.850

表 4 各区制出现概率和持续期

	样本个数	概率	平均持续期
区制 1	24	0.467	5.82
区制 2	26	0.533	6.65

通过结果我们发现，我国金融发展过程中金融扩张期和调整期几乎各占一半，体现了状态均衡性特征以及我国金融改革中的“一张一弛”。

#### 4 结论

与国内其他研究有所不同，文中的金融发展程度是由金融内在的固定成本来衡量的，这样，金融发展就成为一个间断的、离散过程，由金融扩张和金融调整两种状态组成。本文通过理论结合实证的研究方法，从金融发展、储蓄率和经济增长之间的影响机制入手，深入地考察了三者之间的动态非线性关联。取得以下一些成果：

##### 1. 理论分析部分

通过一个扩展的两期代际交叠模型及其一般均衡的条件，推导出储蓄率和经济增长率都会随着金融发展所处状态的变化而发生变化，而且这一变化路径同时依赖于风险厌恶系数  $\eta$ 。

在金融扩张期：（1）当  $\eta < 1$  时，随着金融发展进入扩张状态储蓄率将会增大，而经济增长率的升降将取决于  $\theta(\alpha - f_p / Y_t)$  的升降。（2）当  $\eta > 1$  时，随着金融发展进入扩张状态储

蓄率将会减小, 经济增长率也会降低。(3) 当  $\eta = 1$  时, 储蓄率将不受金融状态扩张的影响, 由于金融成本的放大会使得经济增长率有一个初始的下滑, 随后变化过程依赖于下一个调整期内专业化程度的提高。

在金融调整期: (1) 当  $\eta < 1$  时, 随着金融发展进入调整状态储蓄率将会增大, 经济增长率的变动会因为专业化程度提高而提高。(2) 当  $\eta > 1$  时, 随着金融发展进入调整状态储蓄率将会减小, 经济增长率的升降将取决于  $B\theta$  的升降。(3) 当  $\eta = 1$  时, 储蓄率不受影响, 经济增长率将会提高。同时, 我们注意到这些理论关系成立的必要条件是可支配收入的不断提高, 这是一个很有启发性的结论。

## 2. 实证分析部分

分别用金融保险业 GDP 占非金融 GDP 的比重、居民储蓄率和非金融 GDP 增长率作为金融发展、储蓄率和经济增长的代理指标, 通过 MS(2)-VAR(1)模型, 对中国 1952-2003 年之间的三者关系进行了经验分析。模型估计结果表明 MS(2)-VAR(1)模型对于三者之间的非线性动态影响关系的刻画效果较好。通过实证结果我们看到, 我国金融发展在金融调整期显著正向推动经济增长, 而在金融扩张期则显著阻碍了经济增长。它对储蓄率的作用方向与经济增长相似, 但在统计上并不显著; 相比之下, 储蓄率无论是在金融调整期还是在金融扩张期均不利于金融发展, 但在金融调整期对经济增长存在显著的负向影响, 而在金融扩张期则对经济增长有着不显著的正向作用。这些结论一方面验证了本文的一部分理论推导结论, 支持了 Saint-Paul (1992)、龙志和和周浩明 (2000) 的研究结果。同时, 还揭示了我国在金融发展过程中储蓄率的提高反而不利于金融发展的典型化事实, 从而为进一步的金融改革和政策制定提供了依据。另一方面, 实证结果也表明: 随着我国金融调控能力和政策制定稳健性的增强, 金融发展体现了状态过渡的“平滑化”和“渐入式”特征, 所以不容易出现大起大落现象。

当然, 本文提出的理论模型以及实证检验还存在一些有待改进之处, 这需要在日后的研究中不断加以修正。但基于文中金融发展的内涵和延展, 还可以从更多的角度出发讨论金融发展和经济增长的关联性, 比如再审视投资、收入分配和教育程度等对金融发展和经济增长之间作用机制的影响, 这也是我们未来继续研究的方向。

## 参考文献

- [1] Acemoglu, D. & F. Zilibotti (1997), “Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification, and Growth”, *Journal of Political Economy*, 105(4): 709-775.
- [2] Bagehot, W. (1873), *Lombard Street*, Richard D. Irwin, Homewood IL (1962 Edition).
- [3] Beck, T., Levine R. & N. Loayza (2000), “Finance and the Sources of Growth”, *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 261-300.
- [4] Bencivenga, V. R. & B. D. Smith (1991), “Financial Intermediation and Endogenous Growth”, *Review of Economics Studies*, 58(2), 195-209.
- [5] Caselli, F., G. Esquivel & F. Lefort (1996), “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics”, *Journal of Economic Growth*, 1: 363-389.
- [6] Diamond, P. (1965), “National debt in a neoclassical growth model”, *American Economic Review*, LV. (5):

1126-1150.

- [7] Goldsmith, R. W. (1969), *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press.
- [8] Greenwood, J. & B. Jovanovic (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, 98(5): 1076-1107.
- [9] Gurley, J. G. & E. S. Shaw (1955), "Financial Aspects of Economic Development", *American Economic Review*, 45(4): 515-538.
- [10] Hamilton, J. D. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, 57(2): 357-384.
- [11] Hamilton, J. D. (1990), "Analysis to time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, 45(1-2): 39-70.
- [12] Holst, U. G. Lindgren, J. Holst & M. Thuvsholmen (1994), "Recursive estimation in switching autoregressions with a Markov regime", *Journal of Time Series Analysis*, 15(5): 489-506.
- [13] Jappelli, T. & M. Pagano (1994), "Saving, Growth, and Liquidity Constraints", *Quarterly Journal of Economics*, 109(1): 83-109.
- [14] King, R.G. & R. Levine (1993), "Finance and growth: Schumpeter might be right", *Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717-737.
- [15] Levhari, D. & T. N. Srinivasan (1969), "Optimal Savings Under Uncertainty", *Review of Economic Studies*, 36(1): 153-163.
- [16] Levine, R. (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, 35(2): 688-726.
- [17] McKinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C.: Brookings Institution.
- [18] Modigliani, F. & S. L. Cao (2004), "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, 42(1): 145-170.
- [19] Neusser, K. & M. Kugler (1998), "Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries", *Review of Economics and Statistics*, 80(4): 636-646.
- [20] Obstfeld, M. (1994), "Risk-Taking, Global Diversification, and Growth", *American Economic Review*, 84(5): 1310-1329.
- [21] Pagano, M. (1993), "Financial markets and growth: an overview", *European Economic Review*, 37(2-3): 613-622.
- [22] Quah, D. (1993), "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, 37(3): 426-434.
- [23] Rajan, R. G. & L. Zingales (1998), "Financial dependence and growth", *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- [24] Saint-Paul, G. (1992), "Technological choice, financial markets and economic development", *European Economic Review*, 36(4): 763-781.
- [25] Sirri, E. R. & P. Tufano, (1995), "The Economics of Pooling", In D. B. Crane, et al. (ed.), *The Global Financial*

System: A Functional Approach, 81-128, Boston, MA: Harvard Business School Press.

- [26] 刘金全、刘志刚, 2005: 《我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析》, 《经济研究》第3期, 26-35。
- [27] 龙志和、周浩明, 2000: 《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》, 《经济研究》第11期, 33-38。
- [28] 卢峰、姚洋, 2004: 《金融压抑下的法制、金融发展和经济增长》, 《中国社会科学》第1期, 42-55。
- [29] 任若恩、覃筱, 2006: 《中美两国可比居民储蓄率的计量: 1992—2001》, 《经济研究》第3期, 67-81。
- [30] 谈儒勇, 1999: 《中国金融发展和经济增长关系的实证研究》, 《经济研究》第10期, 53-61。
- [31] 赵振全、于震、刘淼, 2006: 《中国金融结构和经济增长的关联性分析: 理论与实证》, 《吉林大学社会科学学报》第3期, 17-26。
- [32] 张军、金煜, 2005: 《中国的金融深化和生产率关系的再检验: 1987-2001》, 《经济研究》第11期, 34-44。