

中国金融发展对经济增长的 非线性作用机制研究

刘金全 解瑶姝

摘要 本文以2006-2014年的省级季度面板数据作为支撑,在对以往金融发展理论进行梳理的基础上,选取了更具实际应用价值的内生增长理论中的相关模型,以金融相关率为转移变量,基于PSTR模型就我国金融发展对经济增长的作用机制进行了实证研究,得出了我国金融发展对经济增长的作用具有复杂的非线性迁移性影响等结论,同时结合我国的实际情况,指出在不同金融发展阶段和具有不同发展水平的地区,应采用更具有针对性的政策,且应更多地注重金融发展的内在质量等建议。

关键词 金融发展;经济增长;金融相关率;PSTR模型;非线性

中图分类号 F830 **文献标识码** A **文章编号** 1001-8263(2016)03-0008-09

DOI:10.15937/j.cnki.issn1001-8263.2016.03.002

作者简介 刘金全,吉林大学商学院教授、博导,长江学者特聘教授 长春 130012;解瑶姝,吉林大学商学院博士生 长春 130012

一、引言

改革开放以来,随着我国经济的不断发展,金融行业也实现了从无到有,从单一走向多元,从青涩走向成熟的发展历程。目前,在“转轨经济”、“新兴经济”和“开放经济”三个重大的制度背景下,我国正处于金融发展和经济增长的关键时期。尤其在进入21世纪后,世界范围内爆发了几次比较严重的金融危机,尤其是“次贷危机”的冲击,导致各国经济至今仍处于逐级探底且复苏曲折艰难的状态,世界经济进入了“大缓和”(Great Moderation)时期,同时我国经济运行也进入了“新常态”阶段,迎来了新一轮的金融发展周期。随着经济规模的持续扩大和总量的不断累积,不可避免地,我国技术进步速度会逐渐放缓,产出增长率会受到边际效应递减规律的制约,传统调节经济手段的政策效果在“自然率假说”的作用下难免

欠佳。加之我国金融系统结构的调整优化和改革的推进,意味着金融变量间的依存关系会显现新的规律特征,各种经济变量间的作用机理也将悄然发生改变,同时政府对相关金融指标的量化预期将有所调整,由此导致政策当局的调控模式必然发生重大变革。这迫使各国政府和学者必须重新审视和反思金融发展对经济增长的意义。由此,大量相关的金融发展学说应运而生,相应的数据储备也逐渐丰富,这为更深入地研究二者间依存机制创造了条件。本文将以此为基础,就我国金融发展对经济增长的作用机制进行实证研究,以期更加清楚地理解和认识金融发展对我国经济增长的复杂作用。

二、关于金融发展与经济增长文献综述

Raymond(1969)发现经济较富裕的国家往往伴随着较高的金融发展水平,所以断定两者之间

存在某种必然联系,由此提出了金融结构理论。该理论认为一国金融发展水平不仅体现在金融工具数量和金融机构规模上,更反映在结构比率中,而金融相关率是研究金融发展的重要指标^①。继而,Patrick(1966)认为在不同经济发展阶段,金融发展与经济增长间的因果关系是不一样的,在经济发展的初级阶段,是由金融发展来推动经济增长,即“供给主导”模式;而在经济发展到较高阶段时,是由经济增长催生金融发展,即“需求跟从”模式^②。

而后,Mckinnon(1973)和shaw(1973)在研究发展中国家金融发展问题时提出了“金融深化”理论^{③④}。他们认为,发展中国家金融市场存在政府习惯性干预市场、监管作用被过分夸大、计划经济色彩仍未完全褪去等问题,这些国家的存贷款利率、存贷款比例和央行准备金率均并非通过市场自由竞争决定,那么这些指标就不能够反映市场资金的稀缺程度和供求情况,由此导致资金无法通过“逐利”而“创利”,最终使经济增长受阻。所以,发展中国家的金融发展道路应从取消“抑制金融”开始,使金融自由化扮演积极的角色,通过市场化机制打破苛刻限制,让实际利率回归市场出清水平,增强信贷市场配置资源的能力。

金融系统有两大功能:一是保证金融支付系统的正常运作;二是吸收储蓄并将其向投资转化。在之前大多数的模型中,均假设金融有关变量都是外生的,未能考虑其内在生成机理。而后内生经济增长理论引入了一些具有内生确定机制的生产过程,将金融因素视为内生经济增长模型的一个重要变量。根据该理论,Greenwood & Smith(1997)表示,资金在流动和融通的过程中不可避免地会产生摩擦而带来交易成本,且随着经济规模的提升,这种成本会渐高,影响会渐强,而金融体系的诞生和壮大就旨在降低资金在融通过程的交易成本,使资金流动更加畅通^⑤。Dutta & Kapur(1998)认为,金融中介的产生打破了流动性约束的限制,增加市场流动性^⑥。那么,对发展中国家而言,市场参与者所拥有的财富不多,虽然有交易意愿,但由于流动性约束等限制而无法进入金融市场,反过来,由于参与交易的人数不足,市场

中的交易量和交易额都不高,这就使每单位交易的成本激增,反而会阻碍金融市场规模的扩大。所以,发展中国家政府应该大力扶植金融产业以构建和完善金融体系。

基于上述理论,各国学者进行了大量的研究。尤其是近年来,随着数理经济学的发展,国内外学者们采用更为先进的计量模型对这一问题进行了研究,并发现金融发展对于经济增长的促进作用可能会随着外部经济或金融环境的变迁而发生改变,即金融发展与经济增长之间很可能存在非线性关联或两者根本不具有相关性。他们的主要成果为:

King & Levine(1993)拉开了研究金融发展与经济增长之间线性关联机制的序幕,他们将金融发展定义为金融体系提供服务的水平提升和金融市场功能不断拓展的一种动态过程,并肯定了金融发展通过提升资本配置效率和生产效率对经济增长的显著激励作用^⑦。Rioja & Valev(2004)把金融发展本身作为门限变量,利用TAR模型展开研究,发现金融发展对经济增长有显著的门限效应,具体而言,当金融发展程度较低时,两者之间几乎没有关联,当金融发展水平较高时,两者之间的正向依存机制显著^⑧。Cojocaru & Hoffman & Miller(2012)采用欧洲部分国家的数据进行研究,发现金融发展对经济增长确实有促进作用,但是这种拉动效果是有条件的,当这些国家的通货膨胀水平很高时,这种刺激作用就会被明显削弱^⑨。Greenwood等(2013)采用含成本的状态检验模型研究了这一问题,得到的结论是:如果发展中国家或贫困地区的金融发展水平能够达到发达国家程度,那么实体经济的增长率将得到大幅度提升^⑩。Oluitan(2013)采用平稳性与弱外生性检验的方法,重点探究了金融发展与经济增长之间的因果关联,并认为两者互为因果^⑪。

相比之下,金融发展这一概念在我国早期并不流行,研究的开展也受到一些客观条件的制约,所以相关研究起步相对较晚,但也取得了显著成果。杨俊等(2006)的研究指出,金融深化会导致我国贫富差距加大,这表明目前我们金融深化水平还未脱离初级阶段^⑫。赵振全等(2007)基于拓

展的多元门限模型,检验了我国金融发展与经济增长间的非线性关联机制,并将金融发展归结为银行发展和股市发展的共同作用,并发现用银行发展作为金融发展的代理指标时,两者之间不存在显著的非线性关联,而用股市发展作为金融发展的代理指标时,两者的非线性关联非常显著^⑬。张珂等(2009)认为只有在一定的前提下,金融发展才能够拉动经济增长,所以说由于条件的限定两者并非是简单的线性关系,具体说,在金融市场不够发达或经济发展水平不高的时期,金融发展对经济增长的推动作用几乎不存在,甚至有所阻碍^⑭。孙林和杨俊(2012)首先对我国的地域进行了划分,继而分别讨论了金融深化与经济增长在各地区之间的短期和长期的影响机制,对比后发现我国金融发展对经济增长的影响程度因地域而异^⑮。与此同时,也有不少经济学家对金融发展刺激经济增长的能力提出了质疑,比如,Robinson(1952)^⑯、Lucas(1988)^⑰、韩廷春(2001)^⑱和陆岷峰(2013)^⑲等,都认为金融发展对于经济增长的推动作用微乎其微。

通过总结以往的研究成果和相关理论发现,金融发展体现为金融对经济发展需要的满足程度和贡献作用,这不单意味着数量上的金融扩张,更主要的是指金融效率的提升。有研究肯定了金融发展对经济增长的促进作用,也有研究持否定态度,对这一问题的研究随着时间的推移,并未更加清晰反而愈发模糊,那么两者的依存关系在我国究竟如何,便有待考证,这关系到政府是要加强对金融产业的政策支持和资金供给,还是要对金融自由化进行限制。金融发展的相关数据生成过程一般都包含着一些复杂的动态结构,所以不能忽视随着宏观经济环境的变迁和各省金融发展的异质性,应对金融发展是否会在时间路径中发生内生性结构转变保持敏感。如果说金融发展的确能够拉动经济增长,那么面对中国地区间发展的不平衡的局面,金融发展对经济增长的作用方向和力度不会发生变化吗?如果作用方向随时间发生逆转或影响程度随地域而有所调整,则说明一味提高或抑制金融发展都是不可行的,对这一问题的研究依赖于更多模型的佐证。所以,研究不能

再停留于宏观层面,而应将金融发展的研究深入到地区微观层面。基于此,本文接下来将从理论模型出发,通过构建实证模型来探究金融发展对经济增长的动态影响机制,并给出相应的政策建议。

三、金融发展对经济增长作用机制的理论模型

学者们为研究金融发展与经济增长之间的关系提出了多种理论模型,前文所述的内生增长理论把引致经济长期增长的主要变量内生化,经过大量的实践经验表明,该理论更具有实际应用意义。而在内生增长理论的分支理论中,模型最为简单,也最常被引用,已逐步成为现代金融理论中最具代表性的模型。所以本文采用该模型展开探讨。

(一)理论模型介绍

该模型在假设外生技术水平以及储蓄率保持不变的情况下,解释了不存在资本的边际收益递减的条件下将如何实现内生增长。其基本形式可表达如下:

$$Y_t = AK_t \quad (1)$$

其中, Y_t 是 t 期总产出, A 代表技术水平, K_t 为当期总资本存量。

继续设定资本存量与投资 and 折旧之间的关系,将其表示为:

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \quad (2)$$

用 g_t 来表示 t 期的经济增长率,则

$$g_t = Y_t/Y_{t-1} - 1 \quad (3)$$

将式(1)和式(2)代入式(3),可得:

$$g_t = A(I_{t-1}/Y_{t-1}) - \delta \quad (4)$$

在不存在政府的封闭经济中,总投资(I_t)等于总储蓄(S_t),而且金融系统把储蓄变成投资的过程里需要利用部分资源,故假设金融活动中有 $(1 - \theta)$ 的部分会被损耗:

$$\theta S_t = I_t \quad (5)$$

其中 θ 代表投资储蓄比,储蓄率 s 可写为:

$$s = S/Y \quad (6)$$

将(6)、(5)整理代入式(4),整理可得:

$$g = A(s\theta) - \delta \quad (7)$$

式(7)便稳态下经济增长率的表达式,对式(7)两边取对数可得:

$$\ln g = \ln A + \ln \theta + \ln s \quad (8)$$

式(8)中, g 代表经济增长率, A 代表资本边际贡献率, θ 代表投资储蓄比, s 代表储蓄率, 这三个变量共同决定了经济增速, 由此, 得到了接下来研究需要的基本理论模型。该表达式不仅具有理论依据, 同时从实际经济意义上也可以得到解释。

(二) 指标选取与数据说明

本文选取我国 18 个省份 2006 年第一季度 - 2014 年第四季度的季度数据作为面板回归样本, 各省数据均进行了季节调整, 并以 2005 年为基期, 使用商品零售价格指数对数据进行平减, 从而获得变量的实际值。其中选取了 6 个东部省份: 河北、辽宁、浙江、广东、福建、山东; 5 个中部省份: 吉林、安徽、山西、河南、湖北; 7 个西部省份: 四川、云南、甘肃、贵州、陕西、广西、内蒙古。未选取的省份主要由于其数据统计存在缺失。

根据上文 AK 理论模型式(8), 将具体指标设定如下:

1. 经济增长指标采用各省国民生产总值 GDP 作为其代理变量, 将其作为模型的因变量, 单位为亿元, 记为 y 。

2. 金融发展规模指标采用各省金融相关率作为其代理变量。金融相关率是由美国经济学家 Goldsmith(1969) 首次提出, 指某一时期一个地区全部金融资产总值与其经济活动总值的比率^②, 这里选用各省贷款总量与各省经济增加值的比率来表示, 将其作为模型的转移变量, 记为 fir 。这一指标可以最直接地反映金融发展对经济增长的刺激效果和溢出效应, 以及其对经济增长作用可能存在的非线性依存机制, 比如门槛效应。

3. 金融效率指标选取各省总贷款与各省总存款的比值作为其代理变量, 并把它作为模型的控制变量之一, 记为 dc 。贷存比率可以反映资金利用率, 比值越高说明资金利用率越高, 越容易被盘活, 能更有效地带动经济增长, 反之亦然。但贷存比并非越高越好, 过高的贷存比会使金融脆弱性增强, 加剧经济风险, 反而会威胁到经济稳定发展。

4. 资本边际贡献率指标选取投资比率(固定资产投资与经济增加值的比率)作为其代理变

量, 将其设定为模型的控制变量, 记为 tg 。控制变量还选取了存款比率, 即存款总量与经济增加值的比率, 记为 cg 。综上所述, 本文的基础计量模型可表达为:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 fir_t + \beta_2 dc_t + \beta_3 cg_t + \beta_4 tg_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

相关数据来源于 wind 数据库。变量具体描述呈现在表 1 中。

表 1 变量的描述性统计

变量	截面单元个数	时间跨度	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
y	18	36	648	3800.9	3032	216.71	19661.9
fir	18	36	648	4.009	1.6003	1.3719	8.7139
dc	18	36	648	0.7088	0.0934	0.4710	0.9433
cg	18	36	648	5.6925	1.6007	1.9179	11.572
tg	18	36	648	0.6105	0.2866	0.0902	1.8070

三、基于 PSTR 模型金融发展对经济增长作用机制的实证分析

研究和检验金融发展对经济增长的迁移影响, 各省可能会呈现出不同的转移特点, 这是线性模型无法刻画的。所以本文要求模型具有如下特征: 能同时反映线性与非线性特征, 可以定位状态转移点, 且转移点两侧具有非线性机制。所以选择满足上述条件的, 由 Gonz'alez 等(2005) 提出的面板平滑转移模型(Panel Smooth Transition Regression, PSTR), 它不仅准确地刻画参数在截面单位间的异质性变化, 还能够描述参数随时间推移而出现的不稳定性迁移, 同时其系数并非以离散跳跃的形式实现从一种状态向另一种状态迁移, 而是以平滑连续的方式完成, 由此规避了其它门限选择模型的非连续性弊端, 更符合实际经济规律^②。

(一) PSTR 模型简介

PSTR 模型从数据本身隐含的信息出发, 通过估计进行分组。由于本文旨在考察金融发展对经济增长的影响是否存在门槛效应, 同时根据前文 Raymond(1969) 的金融结构理^②, 将金融相关率 fir 作为转移变量。

1. 模型设定

根据式(9), 模型具体形式设定如下:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{fir}_{it} + \beta_2 \text{dc}_{it} + \beta_3 \text{cg}_{it} + \beta_4 \text{tg}_{it} + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k \text{fir}_{it} + \beta_2^k \text{dc}_{it} + \beta_3^k \text{cg}_{it} + \beta_4^k \text{tg}_{it}) \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \cdot) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k) = [1 + \exp(-\gamma^k \prod_{h=1}^{H_k} (\text{fir}_{it} - \overline{\text{fir}}_h^k))]^{-1}$, 是模型的转移函数; γ 表示指数平滑斜率系数, 它决定了模型在两个区制间的转换速度, 若 γ 值非常大, 那么转换过程几乎就是在瞬间实现的; $\overline{\text{fir}}$ 是位置参数也称门槛水平, 定位了机制转换发生的位置点; ε_{it} 是随机扰动项。这里, 金融相关率对农业经济增长的影响系数表达式为:

$$\delta_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial B_{it}} = \beta_1 + \sum_{k=1}^k \beta_1^k \Gamma^k(B_{it}; \cdot) + \sum_{k=1}^k (\beta_1^k B_{it} + \beta_2^k I_{it} + \beta_3^k P_{it}) \frac{\partial \Gamma^k(B_{it}; \cdot)}{\partial B_{it}} \quad (11)$$

2. 线性检验

对模型进行有效估计之前, 需要进行异质性检验, 即对数据的非线性或线性特征进行检验, 以考察平滑转换效应是否显著。对原假设 $H_0: \gamma = 0$ 或 $H_0: \alpha = 0$ 是否成立进行检验, 如果统计检验拒绝线性原假设, 则表明使用 PSTR 进行参数估计是有效的, 即可以通过采用转换函数 $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k)$ 在 $\gamma = 0$ 处按一阶泰勒级数展开构造线性辅助回归模型, 分别估计线性固定效应模型和线性辅助回归模型, 用 SSR_0 表示线性假设下的面板残差平方和, 用 SSR_1 表示 PSTR 模型假设下的面板残差平方和, 分别构造 LM 检验统计量和 F 检验统计量:

$$LM = TN(SSR_0 - SSR_1) / SSR_0; LM_f = (SSR_0 - SSR_1) / SSR_0 / (TN - N - 1)$$

这里, LM 统计量遵循渐进 $X^2(1)$ 分布, 而 F 统计量则遵循渐进 $F(1, TN - N - 1)$ 分布。

3. 剩余非线性检验

之后, 还需要进一步对残余部分进行非线性检验, 以考察模型是否已经完整描述了全部的平滑转换机制。具体而言, 就是考察 PSTR 模型仅存在一个转换函数 ($H_0: \gamma = 1$) 还是至少有两个转换函数 ($H_1: \gamma = 2$)^②。若 LM 检验表明存在残

余非线性部分, 则需要继续增加转移函数和转移变量进行检测, 直到模型不再含有剩余的非线性成分。模型检验完成后, 我们将运用非线性最小二乘法 (NLS) 对面板数据进行参数估计。

$\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k) = [1 + \exp(-\gamma^k \prod_{h=1}^{H_k} (\text{fir}_{it} - \overline{\text{fir}}_h^k))]^{-1}$, 其中 $\gamma > 0, \overline{\text{fir}}_1^k < \overline{\text{fir}}_2^k < \dots < \overline{\text{fir}}_{H_k}^k, H_k$ 代表转移函数 $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k)$ 中含有的位置参数的个数, 大多是 1 或 2。当 $H_k = 1$ 时, 转移函数 $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k)$ 中仅含有一个位置参数: $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k) = \{1 + \exp[-\gamma(\text{fir}_{it} - \overline{\text{fir}})]\}^{-1}$, 此时, $\lim_{\text{fir} \rightarrow -\infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k) = 0$, 且 $\lim_{\text{fir} \rightarrow +\infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k) = 1$, 当 $\lim_{\text{fir} \rightarrow -\infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \overline{\text{fir}}_h^k) = 0$ 时, PSTR 面板模型收敛于区制 1, 而当其取 1 时, PSTR 面板模型收敛于区制 2。本文的主要实证结果由 MATLAB2013a 计算完成。

(二) 基于 PSTR 模型的检验结果

根据模型估计原理, 面板数据模型是否具有非线性特点, 具体的估计结果见表 2。

表 2 PSTR 模型非线性检验结果

统计量名称	原假设	统计值	P 值
LM	模型不存在非线性特征	36.741	0.000
LMF	模型不存在非线性特征	9.407	0.000
LRT	模型不存在非线性特征	37.824	0.000

表 2 显示了模型的非线性检验估计结果: 三个统计指标均能在 1% 的显著水平下拒绝模型不存在非线性特征的原假设, 表明变量之间存在显著的非线性关系, 而且模型至少存在一个转移函数, 这就证实了使用 PSTR 模型进行估计的合理性和可操作性。接下来, 要进一步对 PSTR 模型存在残余非线性与否进行检测以确定模型转移函数的最优个数。

表 3 PSTR 模型剩余非线性检验结果

统计量名称	原假设	统计值	P 值
LM	模型仅存在一个转移函数	0.386	0.984
LMF	模型仅存在一个转移函数	0.092	0.985
LRT	模型仅存在一个转移函数	0.386	0.984

观察表 3 发现, 三种统计检验都不能在 10% 的显著水平下拒绝 PSTR 模型仅存在一个转移函

数的原假设,由此认为非线性转换函数的最优个数为1个,即模型只存在一个转移变量 fir 。为了能正确地刻画金融发展与经济增长的非线性特征,采用仅具有一个转移函数的 PSTR 模型验证样本期间内两者的依存关系和门槛效应。

表4 金融发展对经济增长的非线性估计结果

参数	β_1	β_2	β_3	β_4	\bar{fir}
估计值	-3.6700	2.2245	2.8412	-1.6065	3.281
P 值	0.000	0.000	0.000	0.111	—
参数	β_1^1	β_2^1	β_3^1	β_4^1	γ
估计值	2.9868	-3.4428	-2.2924	2.7699	3.0339
P 值	0.000	0.000	0.006	0.000	—

如表4所示, β_1 和 β_1^1 ; β_2 和 β_2^1 ; β_3 和 β_3^1 ; β_4 和 β_4^1 是一一对应关系,不带上角标的参数为模型状态转换前的估计值,带上角标的参数为模型状态转换后的估计值。观察可知模型的四对估计结果正负相反,这就表明了门槛效应的确存在于金融发展对经济增长的作用机制当中。由此可以根据公式(10)建立 PSTR 模型的具体函数表达式:

$$y_{it} = -3.67fir_{it} + 2.22dc_{it} - 2.84cg_{it} - 1.61tg_{it} + [1 + \exp(-3.04(fir - 3.28))]^{-1}(2.99fir_{it} - 4.44dc_{it} - 2.29cg_{it} + 2.77tg_{it}) \quad (12)$$

所以,除了金融相关率,资金利用率、存款与经济增加值的比率以及投资比率也对经济增长的作用存在明显的非线性影响。再进一步地,可以分别给出状态平滑转换前(区制1)与状态平滑转换后(区制2)的具体线性表达式:

$$\text{区制1: } y_{it} = -3.67fir_{it} + 2.22dc_{it} - 2.84cg_{it} - 1.61tg_{it}$$

$$\text{区制2: } y_{it} = -0.68fir_{it} - 1.22dc_{it} + 0.55cg_{it} + 0.16tg_{it} \quad (13)$$

当金融相关率低于门槛水平时,金融发展对经济增长的作用机制服从式(13)的区制1函数描述,当金融相关率高于门槛水平时,金融发展与经济增长的依存关系受式(13)的区制2函数影响。金融相关率位置参数 \bar{fir} 的门槛估计值为3.2811,观察表1发现,金融相关率的均值为4.009,经计算得出其中位数为3.8865,这就说明在各省历年的数据中该 \bar{fir} 值处于中间偏下位置,

所以处于在门槛水平之上的样本较多,也就是说更多的省份在更多的时间里处于区制2所刻画的状态当中。

如表4所示,状态转换前 fir 的系数为-3.67,且P值为0,表明其在1%的水平下显著,这时金融发展会对经济增长形成负向冲击。其经济意义是:在金融发展的初始阶段,即便政府的资金补贴与政策扶植可以加速各省资金的流动和金融机构的建设,但是短期内金融发展对经济增长起不到刺激作用,反而会抑制经济增长。这可能源于在金融欠发达时期,市场存在盈利性不足、竞争力缺乏和资产价格错位等结构性问题,导致资金不会流向最需要行业,反而会催生资产泡沫,最终只会加剧结构的扭曲。 β_1^1 等于2.9868且显著,说明随着金融建设的不断进步和成熟,金融发展逐渐起到了牵引经济增长的作用效果。

区制1中,贷存比的系数估计值为2.2245,并在1%的显著水平下拒绝原假设,意味着金融建设起步时,金融效率至关重要,资金利用率提高对经济增长的拉动效果非常明显。而系数 β_2^1 的估计值为-3.4428且在1%的水平下显著,表明单单依靠金融效率的提升是无法突破金融发展瓶颈的。如前文所述,这一比例需要控制在一定范围内,资金运转过快反而会导致金融系统不稳定性增强和脆弱性暴露,导致金融风险迅速累积,这反而会阻碍经济发展。

存款比率 β_3 等于2.8412,并在1%的显著水平下拒绝原假设,则说明金融发展处于不完善阶段,存款量对经济增长作用明显,金融发展需要大量的存款支持以确保金融系统的顺利周转和运作安全。状态转换后系数 β_3^1 的估计值为-2.2924,同样并在1%的水平下显著,就是说随着金融发展进程的不断推进,过多的存款显得过于保守,会抑制经济体的活力与创造力。

投资占比的回归系数为-1.6065,但无法再在10%的显著水平下拒绝原假设,表明其在样本期间内不存在明显的机制转移过程,也就是说在金融资产刚刚开始注入实体经济时,政府的支持对经济增长的影响不大,所以相关金融补贴仍然是必不可少的。而随着金融发展完善,状态

切换后 β_4^1 的估计结果的为 2.7699,并在 1% 的置信水平下显著,说明财政用于固定资产投资的款项在后期应该持续跟进。

为更直观地描述样本期间各省金融发展对经济增长的影响状况,将全样本和部分样本点平滑转换函数展示在图 1 和图 2 中。图 1 刻画了全样本点下的平滑转换过程,平滑斜率系数 γ 的估计值为 3.034,说明模型以较快的速度完成了两种状态之间的迁移。观察表 5 发现,样本中各省份的金融相关率主要集中在 2.6-5.0 之间,除去金

融相关率小于 2.6 和大于 5.0 样本后,剩余样本量大约占总数的 85%。图 2 便刻画了 85% 样本点下的平滑转换过程,观察发现,其曲线坡度较小,上升相对平缓,不同于前者,图 2 并未明显地划分出两种状态,这就表示多数省份的金融发展水平对经济增长的影响不同于式(13)双函数刻画的状态,所以对于目前多数省份来说,金融发展对经济增长的非线性作用机制具有更为复杂的时变特点,同时说明了各省份的金融发展一直在建立与完善的过程中。

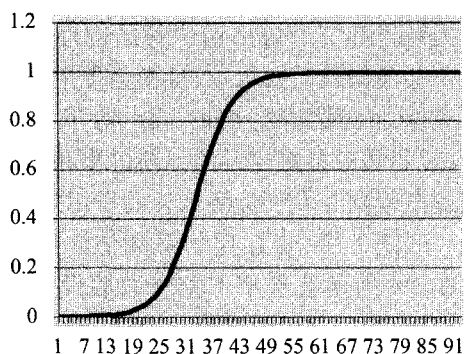


图 1 全样本平滑转换函数

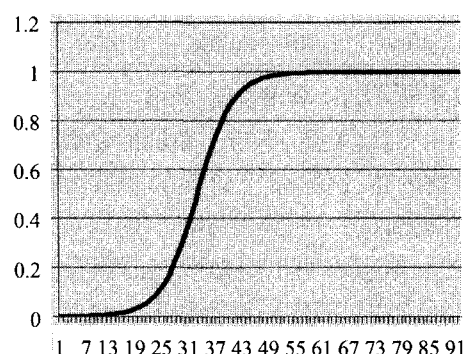


图 2 85% 样本平滑转换函数

表 5 给出了各省金融相关率的年度平均值,观察样本统计数据可以发现,我国各省的走势变化大不相同,地区间金融发展水平的差异很大,这说明金融发展对经济增长的作用机制会受到空间和时间的双重影响。其中,吉林、内蒙古、广西、河南、甘肃等欠发达省份的金融相关率均不高,有超过 70% 的样本处于门槛估计值 3.28 以下,对这些省份来说,金融发展对经济增长的作用机制更适合于用区制 1 的函数来描述,金融规模的扩大反而有碍于经济增长,加大投资比重用处不大,而提高金融效率和存款占比对经济增长的刺激效果良好;而对于浙江、四川、安徽、广东等相对发达省份,其金融相关率集中于 4.0-6.0 之间,对这些省份来说,金融发展对经济增长的影响服从区制 2 函数,即金融发展能够有效地拉动经济增长,同时可以加大政府的固定资产投资力度。

四、结论与政策建议

本文基于省级面板数据,利用面板平滑转换

模型(PSTR)对我国金融发展与经济增长间的非线性关联机制进行研究,并得出了如下几点结论与政策建议:

表 5 各省金融相关率描述性统计分析

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
河北	2.56	2.47	2.37	2.98	3.05	2.96	3.14	3.40	3.37
辽宁	4.20	3.89	3.67	4.28	4.06	3.96	4.09	4.29	4.54
浙江	5.07	5.20	5.26	6.49	6.62	6.45	6.76	6.93	7.10
广东	3.92	3.88	3.76	4.41	4.42	4.29	4.60	4.77	4.92
福建	3.53	3.70	3.69	4.30	4.41	4.41	4.62	4.86	5.12
海南	4.13	3.83	3.66	4.20	4.52	4.68	5.08	5.49	5.92
吉林	3.27	3.29	3.26	3.39	3.34	3.24	3.29	3.28	3.37
安徽	3.27	3.26	3.15	3.63	3.62	3.55	3.74	4.02	4.27
山西	4.10	3.85	3.34	4.22	4.07	3.88	4.25	4.61	5.13
河南	2.51	2.55	2.29	2.53	2.66	2.54	2.63	2.82	3.02
湖北	3.47	3.30	3.07	3.49	3.49	3.21	3.36	3.55	3.65
四川	3.44	3.30	3.27	3.98	4.14	3.96	4.03	4.27	4.65
云南	4.64	4.76	4.60	5.23	5.54	5.32	5.28	5.45	5.28
甘肃	2.57	2.40	2.25	2.82	3.00	3.05	3.21	3.13	3.92
广西	3.05	2.93	2.84	3.56	3.63	3.54	3.76	3.95	4.16
贵州	4.82	4.67	4.45	5.00	5.10	5.01	5.00	5.27	5.35
陕西	4.08	3.87	3.43	4.06	3.89	3.74	3.83	4.09	4.30
内蒙古	2.64	2.55	2.18	2.60	2.63	2.62	2.86	3.12	3.37

首先,金融相关率、贷存比率、存款比率以及投资比率对经济增长都存在显著的非线性平滑转

换影响,具有门槛效应。所以,政府部门的政策制定应该有的放矢,瞄准正确着力点,不应该单纯将重点放在促进金融自由化或扩大金融规模上,而是要更多地关注如何通过市场结构优化、金融产品创新、生产技术进步和制度革新等方式来促进经济增长^④。

其次,金融发展对经济增长的影响随空间和时间的转变呈现出不同的非线性时变特点,所以不能够将样本简单地分成两类,因为从部分样本平转换的函数来看,无法划分出明显的双区制,只有少数样本处于稳定状态,这就从金融差距的角度部分解释了我国各地区经济发展为何差异甚大,也说明了我国金融发展与革新一直在建立与完善的道路上。因此,需要地方政府清晰地把握本地区金融发展的阶段性特征,从而采取有针对性的政策^⑤。

最后,在金融发展的初级阶段,金融规模的扩张会阻碍经济增长,政府投资的作用效果不显著,而提高资金利用率和存款比率才是刺激经济的正途。根据前文金融深化理论和内生增长理论的观点,这是由欠发达地区的金融市场结构畸形和监管缺乏所导致的。所以政府应该加强金融基础设施建设,尤其要着力改善落后区域金融市场的交易条件,优化西部等地区 and 广大农村区域的金融服务管理,推动贫困地区金融市场的合理发展,尽快缩小各省在金融基础条件上的差距。在金融发展到一定水平后,金融相关率对经济增长有正向的促进作用,而继续一味地提升金融效率已无法突破经济增长的瓶颈,反而会威胁到金融系统稳定性,最终会阻碍经济前行。虽然金融发展与经济增长关系的“供给主导”假说和“需求遵从”假说认为,在早期,金融发展能够通过金融机构的扩张与金融服务的供给来促进经济增长,而后期则主要是通过经济增长所引致的新增金融服务需求来产生影响。由于我国还是发展中国家,且各省发展水平不均,部分变量可能会呈现出异常状态,所以实际情况和实证结论还不能完全由两种假说来解释。

经济“新常态”势必会催生政策调控的“新常态”,我们不能再单纯通过金融扩张的手段来实

现经济增长的规模,那只是金融总量在原有结构和制度框架内的简单扩张,虽然是必要的,但并不具有创新意义,因为除了金融增长(量的概念),金融结构(质的概念)对金融发展同样至关重要,所以应更多地注重金融发展的内在质量^⑥。但事实上很难同时实现金融扩张与金融发展的内在质的提高,因此,我国的金融发展应在两者之间寻求某种动态平衡。一方面,在加快完善金融业市场化的同时,要积极推进基础制度建设和法律框架建设。另一方面,应强化风险管理能力以防范国内金融风险的累积和国际金融危机的冲击。

注:

- ①②③Raymond G. Financial structure and development, New Haven: Yale University Press, 1969.
- ④Patrick H T. Financial development and economic growth in underdeveloped countries, *Economic development and Cultural change*, 1966: 174 - 189.
- ⑤McKinnon R I. Money and capital in economic development, Brookings Institution Press, 1973.
- ⑥Shaw E S. Financial deepening in economic development, New York: Oxford University Press, 1973.
- ⑦Greenwood J, Smith B D. Financial markets in development, and the development of financial markets, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1997, 21(1): 145 - 181.
- ⑧Dutta J, Kapur S. Liquidity preference and financial intermediation, *The Review of Economic Studies*, 1998, 65(3): 551 - 572.
- ⑨King R G, Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right, *The quarterly journal of economics*, 1993: 717 - 737.
- ⑩Rioja F, Valev N. Does one size fit all?: a reexamination of the finance and growth relationship, *Journal of Development economics*, 2004, 74(2): 429 - 447.
- ⑪Cojocaru L, Hoffman S D, Miller J B. Financial development and economic growth in transition economies: Empirical evidence from the CEE and CIS countries, 2011.
- ⑫Greenwood J, Jovanovic B. Financial Development, Growth and the Distribution, 1990.
- ⑬Hakeem M, Oluitan O. Financial development and economic growth in SSA: A panel econometric approach, *Research in Applied Economics*, 2013, 5(2), pp. 42 - 69.
- ⑭杨俊、李晓羽、张宗益:《中国金融发展水平与居民收入分配的实证分析》,《经济科学》2006年第2期。
- ⑮赵振全、于震、杨东亮:《金融发展与经济增长的非线性关联研究——基于门槛模型的实证检验》,《数量经济技术经济研

- 究》2007,年第7期。
- ⑭张珂、严丹、傅勇:《中国金融发展与经济增长阈值效应研究——来自中国各省市平行数据的经验证据》,《上海金融》2009年第10期。
- ⑮孙林、杨俊:《我国区域金融发展与经济发展关系再研究——基于我国三大区域面板数据的检验和分析》,《经济经纬》2012年第2期。
- ⑯Robinson J. The generalisation of the general theory, *The rate of interest and other essays*, 1952, 2: 1-76.
- ⑰Lucas R E. On the mechanics of economic development, *ECONOMETRIC SOCIETY MONOGRAPHS*, 1998, 29: 61-70.
- ⑱韩廷春:《金融发展与经济增长:基于中国的实证分析》,《经济科学》2001年第3期。
- ⑲陆岷峰:《金融支持我国实体经济发展的有效性分析》,《财经科学》2013年第6期。
- ⑳Gonzalez A, Terasvirta T, Dijk D V. Panel Smooth Transition Regression Models, *Sse/efi Working Paper*, 2005.
- ㉑杨子晖:《政府规模、政府支出增长与经济增长关系的非线性研究》,《数量经济技术经济研究》2011年第6期。
- ㉒㉓王子明、周立:《中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978-2000》,《金融研究》2002年第10期。
- ㉔武志:《金融发展与经济增长:来自中国的经验分析》,《金融研究》2010年第5期。

[责任编辑:清 菡]

Research on the Mechanisms for Nonlinear Interaction of Financial Development on Economic Growth

Liu Jinquan & Xie Yaoshu

Abstract: This paper takes the 2006 to 2014 provincial panel data as the support to comb the previous financial development theory and selects the AK model in endogenous growth theory with practical value. What's more, it takes financial interrelations ratio as the variable. Based on the PSTP model, this paper carries out empirical research on the functional mechanism of financial development on economic growth and finds out that it has complicated nonlinear mobility effect on the economic growth. What's more, combining the actual conditions, this paper suggests that in different economic development stages and regions with different economic levels, we have to carry out targeted policies and pay more attention to the internal quality of financial development.

Key words: financial development; economic growth; financial interrelations ratio; PSTR model; nonlinearity