

中国金融发展与经济增长门限效应的实证研究

杨俊^{1,2}, 刘璐¹

(1. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

摘要:采用门限模型对中国金融发展与经济增长之间的非线性关系进行了相关研究。实证结果表明金融发展与经济增长之间虽然存在门限效应,但门限模型表明除股票市场外无论是金融发展处于较高水平还是较低水平,中国金融发展与经济增长之间表现为负相关关系,这说明中国金融发展抑制了经济增长,同时也验证了中国现阶段金融发展与经济增长之间仍为线性关系。

关键词:金融发展; 经济增长; 门限效应

中图分类号: F224

文献标志码: A

文章编号: 1008-5831(2008)04-0014-06

一、引言

金融发展与经济增长之间的关系,无论在理论上,还是在实证方面都存在着较大的争议。Robinson 提出“企业引导金融”的观点,经济增长创造对特定金融安排的需求,金融体系仅仅是自动反映这些需求^[1]。然而,有一些经济学家持不同观点,Levine 认为金融体系的功能最终通过促进资本积累和技术创新的途径,实现对经济增长的推动作用^[2]。

国内学者对金融发展与经济增长关系的研究结论主要有下 3 种观点:一是金融发展促进经济增长的结论。如谈儒勇对中国金融发展与经济增长之间的关系进行了实证研究,认为中国金融中介的发展和经济增长呈显著正相关,中国金融中介体发展和股票市场发展显著呈正相关^[3]。米建国和李建伟对中国经济发展中的金融深化与金融抑制进行了相关分析,实证分析表明,金融适度发展是经济实现最优增长的必要条件,金融抑制或金融过度均会损害经济增长^[4]。赵振全和薛丰慧采用修正的产出增长率模型,从实证研究的角度检验了中国金融发展对经济增长的作用。结果表明,中国信贷市场对经济增长的作用比较显著,而股票市场的作用并不明显^[5]。孟猛利用误差修正模型项的格兰杰因果关系函数对中国进行了实证研究。结果表明,长期的金融深化程度的提高会加快经济增长的速度^[6]。战明华等基于 Stiglitz 等人关于金融中介和金融市场的发展对经济增长作用的分析对中国的实际情况进行了研究,Granger 因果检验的结果表明,金融中介和金融市场都是经济增长的 Granger 原因;非嵌套假设检验的结果则显示对中国而言,金融中介的发展对经济增长的影响比金融市场的发展对经济增长的影响更为重要,实证结果证明了 Stiglitz 等的理论假设的正确性^[7]。二是金融发展和经济增长存在双向因果关系的观点。如陈军和王亚杰从供给推动和需求拉上两个角度分析了金融发展和经济增长之间的互动关系,对两者之间

收稿日期:2008-03-20

基金项目:国家自然科学基金项目

作者简介:杨俊(1972-),男,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院教授,副院长,博士,博士生导师,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所博士后,主要从事产业经济学研究。

欢迎访问重庆大学期刊网 <http://qks.cqu.edu.cn>

的运行机理进行了深入研究,并运用 Granger 因果关系检验方法,发现中国金融发展与经济增长之间存在双向的因果关系^[8]。赖明勇和阳小晓对中国 1978 - 2000 年间金融中介发展和经济增长关系进行了实证研究,结果证明了两者的因果关系。其中,金融中介发展促进经济增长主要通过金融中介部门效率提高以及金融中介部门对非金融中介部门外部效应两条途径实现;同时,经济增长对金融中介发展也有反向带动作用^[9]。史永东等运用 Granger 因果关系检验,证明中国金融发展与经济增长之间存在一种双向的因果关系^[10]。王志强和孙刚采用了向量误差修正模型(VECM)和 Granger 因果关系检验方法检验了中国金融总体发展的规模扩张、结构调整和效率变化 3 个方面与经济增长之间的关系。研究表明,20 世纪 90 年代以来中国金融发展与经济增长之间存在显著的双向因果关系^[11]。三是金融发展和经济增长无明显的因果关系的结论。如谈儒勇认为中国股票市场和经济增长存在不显著的负相关^[3]。李广众和陈平利用中国 1952 - 1999 年的相关时间序列数据,采用 VAR 模型对金融发展与经济增长之间的关系进行研究,表明经济增长与金融中介规模指标之间不存在任何因果关系^[12]。孟猛也认为短期内金融深化不会促进经济增长,然而经济增长会促进货币化程度的提高,但对非金融机构获取的贷款量没有影响^[6]。庞晓波和赵玉龙利用 1980 - 2000 年的动态数据,发现中国金融发展与经济增长的因果性较弱,这意味着中国金融发展未能跟上经济发展的需要,因此改善金融服务,提高金融效率将会推进中国的经济增长^[13]。

虽然众多研究从理论与实证方面论证了金融发展与经济增长两者较强的正相关性,但回归分析并不能说明是金融发展促进了经济增长,还是经济增长推动了金融发展。从最近两者之间因果关系的研究来看,既有金融发展促进经济增长的论断,也有两者相互促进的观点,同时也存在两者无明显因果关系的结论。这就是说两者关系很可能是非线性的。Berthelemy 和 Varoudakis 认为两者之间或许存在一个“门限效应”,这就是说一国的金融发展必须达到一定的水平后才会对经济增长起到显著的作用^[14]。因此,识别临界点是极为重要的。随后,Hansen 提出新的计量方法来度量“门限效应”,为临界点的识别提供了可能^[15]。赵振全、于震和杨东亮运用 Hansen 的方法对中国金融发展与经济增长之间的非线性关联进行考察,实证结果表明以股票市场发展的活动性指标作为门限变量时,金融发展对经济增长的影响才体现出非线性^[16]。遗憾的是该文献忽视了门限模型(threshold model)对数据的平稳性要求,未对数据进行相应的检验。笔者将采用不同的指标从不同层面来衡量金融发展水平,并对数据进行相应的平稳性检验以满足门限模型的假设前提,并对金融发展与经济增长之间的非线性关系进行验证。

二、模型与变量的选择

(一) 计量模型

为了度量金融发展与经济增长之间的非线性关系,笔者借鉴 Hansen 提出的门限回归模型^[16],单一门限效应可描述为:

$$y_i = \theta_1 x_i + e_i \quad q_i \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_i = \theta_2 x_i + e_j \quad q_i \geq \gamma \quad (2)$$

其中 y_i 为被解释变量, x_i 为解释变量组成的向量, e_i, e_j 为误差项, q_i 为门限变量。

设定一个虚拟变量 $d_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$, $\{ \cdot \}$ 为指示函数,令 $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$,因此,(1) - (2) 等于

$$y_i = \theta' x_i + \delta x_i(\gamma) + e_i \quad (3)$$

其中, $e_i \sim \text{idd}(0, \sigma^2)$, $\theta = \theta'_2$, $\delta = \theta'_1 - \theta'_2$, $e_i = (e_i, e_j)'$, 对回归模型参数进行最小二乘估计的残差平方和为: $s(\gamma) = \hat{e}_i(\gamma)' \hat{e}_i(\gamma)$, 因此,门限参数的估计值为:

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\text{argmin}} s(\gamma) \quad (4)$$

一旦识别到门限变量,就会产生该门限变量是否显著的问题。在不存在门限效应的原假设下,即: $H_0: \theta_1 = \theta_2$, 门限效应无法识别,这使得传统的检验统计量不再服从 χ^2 分布,非标准的临界值又无法获得。为解决这一问题,Hansen 提出以差异方差一致的 LM 统计量来检验是否存在门限效应,在条件概率率转换的基础上,得到免受多余参数影响的渐进分布,并采用 Bootstrap 的方法获得渐进的 p 值,从而解决了在线性的原假设下存在多余参数(nuisance parameter)的检验问题^[17]。

若存在门限效应,即 $\theta_1 \neq \theta_2$, 则建立该门限效应置信区间就显得非常重要。在正态分布下,可使用 LR 统计量(likelihood ratio)建立相应的置信区间。然而,Hansen 研究发现 LR 统计量在门限模型中并不服从标准的 χ^2 分布,但 Hansen 通过修正的分布函数得到渐进的关键值,从而解决了门限变量置信区间的建立问题。

最近大量关于金融发展与经济增长的研究遵循 Feder、Odedokun 以及 Wang 提出的两部门模型来描述两者之间的动态关系^[18-20]。由于目前尚无统一的评价金融发展与经济增长关系的模型,为了从不同侧面度量中国金融发展与经济增长的非线性关系,笔者采用 AK 模型并通过在自变量中加入反映金融发展(FD)的指标后,假定规模报酬不变,有以下模型:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \text{FD}_t^\beta \quad (5)$$

其中, Y_t 代表第 t 期总产出; K_t 代表第 t 期资本存量; L_t 为第 t 期劳动投入量; FD_t 为第 t 期金融发展指标。 A 为常数项, α 和 β 分别为 K 和 FD 的产出弹性。模型(5)两边同时除以 L_t 得:

$$y_t = Ak_t^\alpha \text{FD}_t^\beta \quad (6)$$

其中, y_t 代表第 t 期人均总产出; k_t 代表第 t 期人均资本投入量; FD_t 为第 t 期金融发展指标。

对模型(6)两边取对数后形成多元线性回归模型:

$$\ln y_t = \ln A + \alpha \ln k_t + \beta \ln FD_t \quad (7)$$

对(7)式进行差分后得到单一门限效应模型的形式为:

$$\Delta \ln y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln k_t + \beta_1 \Delta \ln FD_t) \times d_t(q_t \leq \gamma) + (\alpha_0^* + \alpha_2 \Delta \ln FD_t) \times d_t(q_t > \gamma) + u_t \quad (8)$$

(二) 变量选取与数据说明

考虑到数据的易获得性, 笔者的实证研究采用1992年第2季度到2007年第3季度的相关季度数据, 变量的选取和数据处理说明如下。

第一, 季度人均总产出 y_t : 通过居民消费价格指数 CPI 的季度数据对名义 GDP 进行平减得到实际 GDP, 由于季度劳动投入量较难获得, 笔者采用季度总人口等同于年度总人口的做法, 2007年的人口数据为预测值, 然后用实际 GDP 除以季度总人口得到季度人均总产出。

第二, 季度人均资本投入量 k_t : 国内已有较多学者对年度资本投入量进行了测算, 但考虑到本研究使用的是季度数据, 所以采用季度固定资产投资完成额代替季度资本投入量。

第三, 金融发展指标 FD_t : 将分别采用以下指标来代替金融发展指标构建模型。

金融相关比率 (FIR) 衡量一国金融结构与金融发展水平的基本指标, 具体计算为 (M2 + 沪、深股市 A 股市值 + 债市市值) / GDP。股市市值按当季最后一天的市价总值计算, 债券市值为国家债券、金融债券和企业债券发行余额的市值总和。

金融深化指标 (DEPTH) M2/GDP 反映了货币金融体系的支付中介和动员储蓄职能。由于 M2 为某一时点值, GDP 为某个时期值, 为减轻 CPI 波动的影响, 仿照 King 和 Levine 的做法, 采用上季末 M2 与本季末 M2 的算术平均与名义 GDP 的比值来刻画金

融深化指标^[21]。

银行发展指标 (Bank) 具体的定义为: 金融机构各项贷款占 GDP 的比重。借鉴李广众和陈平 (2002) 的做法^[12], 用该指标来反映银行的发展水平。这一比重不仅可以反映银行经济规模的扩大, 还能够反映在资金配给方面银行在国民经济活动中的活跃程度。

股票市场发展指标 采用股票市场规模 (CAP) 来描述股票市场的发展水平, CAP 用股票市场股本市值/GDP 表示, 该指标度量了股票市场的规模, 股票市场规模越大, 筹集资本和分散风险的能力越强。

以上数据来自各期《中国经济景气月报》、《中国人民银行统计季报》、《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《新中国五十年统计汇编资料》以及中经网数据库、中国咨询行、清华大学 CCFC 数据库、国家统计局官方网站和中国证券监督管理委员会官方网站。

三、实证分析

(一) 单位根检验 (unit root test)

时间序列平稳性是构造模型的基础, 直接关系到模型有效性。如果以非平稳时间序列进行回归, 即使得到的 t 、 F 、 R^2 等统计量指标正常, 回归系数显著、拟合较好, 也不能保证分析、检验和预测结果是有效的, 属于典型的“伪回归” (spurious regression)。门限模型对其数据也有平稳性的要求。因此, 笔者采用 ADF 检验和 PP 检验对时间序列截距项 (Intercept)、既有截距又有趋势项 (intercept and Trend)、既无截距又无趋势项 (None) 进行相应的平稳性检验 (表 1)。结果表明, 从数据的平稳性角度看, 各变量在 1% 的显著性水平下均是平稳的, 符合门限模型对相关数据的平稳性假设要求。

表 1 各变量平稳性检验

	ADF 检验			PP 检验		
	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept	None
$\Delta \ln Y_t$	-28.799***	-31.148***	-17.404***	-39.568***	-42.934***	-20.042***
$\Delta \ln k_t$	-67.010***	-70.615***	-38.303***	-71.934***	-82.985***	-37.483***
$\Delta \ln FIR_t$	-19.082***	-18.906***	-16.801***	-24.887***	-23.942***	-20.638***
$\Delta \ln DEPTH_t$	-24.851***	-25.192***	-22.846***	-31.653***	-32.194***	-26.984***
$\Delta \ln Bank_t$	-20.727***	-21.394***	-19.969***	-27.621***	-28.892***	-24.221***
$\Delta \ln CAP_t$	-9.839***	-9.859***	-9.834***	-9.839***	-9.776***	-9.758***

注: *** 表示显著性水平为 1%; ** 表示显著性水平为 5%; * 表示显著性水平为 10%; Δ 为差分算子。

(二) 外生性检验 (exogeneity test)

Patrick 提出金融发展与经济增长间动态因果关系的观点, 认为两者间的因果关系取决于经济增长所处的阶段, 在经济增长的初期, 金融部门在动员传统部门的资源并将其配置到具有增长趋势的现代部门方面发挥着基础作用, 金融部门的扩张和金融服务的供给可以促进经济增长。在经济增长达到较高水平后, 进一步的经济增长会产生对新增金融服务

的需求, 这将引致金融体系的发展, 表现为金融发展依附于经济增长^[22]。由于目前对门限模型的理论 and 实证研究大多是在门限变量是外生的条件下展开的, 所以必须对模型中金融发展变量进行外生性检验, 以确保可根据相关回归结果得出正确的结论。

笔者采用 Engle 等提出的检验方法对金融发展变量进行外生性检验^[23]。其具体方法为: 首先, 将 $\Delta \ln FIR_t$ 作为被解释变量, 用其他能解释 $\Delta \ln FIR_t$ 的

变量及其滞后变量作为解释变量进行 OLS 回归,考虑到数据的获得性,采用 CPI 和相应的滞后变量作为解释变量,然后将其残差作为新的解释变量加入到模型(7)进行再次的 OLS 回归,最后对残差进行 Breusch-Godfrey 序列相关的拉格朗日乘数检验(LM test),根据结果判断 $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 是否具有外生性,其他金融发展变量也同样遵循这一检验过程(表 2)。从表 2 中可以看出,在 1% 的显著性水平上, F 统计量的结果表明,选取的各金融发展变量均具有外生性。

表 2 金融发展变量的外生性检验

变量	$\Delta \ln \text{FIR}_t$	$\Delta \ln \text{DEPTH}_t$	$\Delta \ln \text{Bank}_t$	$\Delta \ln \text{CAP}_t$
F 统计量	0.067	1.037	4.146	1.161
p 值	0.797	0.313	0.047	0.286

(三) 门限效应检验

如上所述,笔者采用 Hansen 提出以差异方差一致的 LM 统计量来检验是否存在门限效应^[17],其步骤简要描述如下。

第一步,对门限模型(3)进行估计,其残差为 ε_i 。第二步,在不存在门限效应的原假设下,对残差进行标准的 LM (Lagrange multiplier) 检验并将其设为 LM^* 。第三步,从经验分布函数 $\{\varepsilon_1 \cdots \varepsilon_n\}$ 中抽取误差替代样本。第四步,在门限效应显著的假设和模型中回归系数固定的假设下,产生 Bootstrap 变量 $\hat{y}_i, \hat{y}_i = \beta'x_i + \hat{\gamma}_i \varepsilon_i^b$ 。其中 ε_i^b 是从 $N(0, \hat{\varepsilon}_i^2)$ 随机产生, $\hat{\varepsilon}_i$ 为第三步中获得的误差项。第五步,在不存在门限效应和存在门限效应的假设下,均对第四步所产生的模型进行估计和 LM 检验,记为 LM^b 。第六步,反复重复第三步到第五步的做法(Bootstrap 抽样),渐进的 p 值为

表 4 $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 作为门限变量时模型(8)的估计结果

解释变量	模型(8)线性估计	$\Delta \ln \text{FIR}_t \leq 0.331$	$\Delta \ln \text{FIR}_t > 0.331$
α_0	0.034(7.543) ***	0.025(5.919) ***	0.067(1.502)
$\Delta \ln k_t$	0.035(2.932) ***	0.027(2.026) **	0.086(4.258) ***
$\Delta \ln \text{FIR}_t$	-0.942(-20.577) ***	-1.020(-23.660) ***	-0.780(-7.477) ***
R^2	0.983	0.980	0.951
异方差检验 p 值	0.921	0.922	0.284
样本数	61	52	9

注:***表示显著性水平为 1%,**表示显著性水平为 5%,*表示显著性水平为 10%;括号内为 t 值。

当以 $\Delta \ln \text{DEPTH}_t$ 作为金融发展变量搭建模型(8)的估计结果见表 5。如以门限模型估计, $\Delta \ln \text{DEPTH}_t$ 的门限值为 -0.061,95% 的置信区间为 (-0.082, -0.060),门限值将金融发展水平分为高、低两个区制。与 $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 作为门限变量的模型类似,金融发展对经济增长有比较显著的负相关关系。值得注意的是,但若作深入分析,这种结果又不难得到解释。金融发展 $\Delta \ln \text{DEPTH}_t$ 和经济增长之间的负相关关系很可能是货币当局逆周期操作的结果。货币当局之所以逆周期操作,是为了通过货币政策来熨平经济的波动。在经济处于高涨

$\text{LM}^b > \text{LM}^*$ 在重复计算次数中所占的比例。

检验结果见表 3。从表 3 可以看出,所选取的各金融发展变量分别作为门限变量时,模型(8)在 1% 的显著性水平下可以拒绝线性的原假设,即各金融发展变量与经济增长之间存在门限效应,因此是非线性的。

表 3 金融发展变量的门限效应检验

门限变量	$\Delta \ln \text{FIR}_t$	$\Delta \ln \text{DEPTH}_t$	$\Delta \ln \text{Bank}_t$	$\Delta \ln \text{CAP}_t$
不存在门限效应的 LM 统计量	19.449	19.017	19.757	13.042
Bootstrap p 值	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.001 ***

注:***表示显著性水平为 1%,**表示显著性水平为 5%,*表示显著性水平为 10%;Bootstrap 抽样次数为 1000 次;鉴于样本量不大,未对多重门限效应进行检验。

(四) 门限模型估计

由于各金融发展变量分别作为门限变量时,均存在显著的门限效应,将分别以 $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 、 $\Delta \ln \text{DEPTH}_t$ 、 $\Delta \ln \text{Bank}_t$ 和 $\Delta \ln \text{CAP}_t$ 作为金融发展变量来搭配构建模型(8)。

当以 $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 作为金融发展变量搭建模型(8)的估计结果见表 4。如以门限模型估计, $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 的门限值为 0.331,95% 的置信区间为 (-0.130, 0.359) (Hansen2000 年的研究表明门限变量的置信区间不必对称),门限值将金融发展水平分为高、低两个区制。但从 $\Delta \ln \text{FIR}_t$ 的系数可以看出,无论是线性模型还是金融发展水平较低和较高的两个区制,金融发展对经济增长有比较显著的反向抑制作用,这与以往国内学者的研究结论存在较大的差异,如果政府刻意鼓励金融发展反而会妨碍经济增长。

期时,货币当局通常减少货币供应量 $M2$,加之此时 GDP 较高,所以金融深度 $M2/GDP$ 较低。而在经济处于衰退期时,货币当局通常增加货币供应量 $M2$,加之此时 GDP 较低,所以金融深度 $M2/GDP$ 较高。同样由于货币当局的逆周期操作,对 $M2$ 的调控对固定资产投资也造成影响,使得 $\Delta \ln k_t$ 与经济增长之间呈现出负相关关系。当金融发展从较低水平发展到较高水平时,固定资产投资对经济增长的影响由不显著的负相关过度到显著的正相关。这说明当金融深化处于较高水平时,通过固定资产投资促进经济增长。

表5 $\Delta \ln \text{DEPTH}_t$ 作为门限变量时模型(8)的估计结果

解释变量	模型(8)线性估计	$\Delta \ln \text{Depth}_t \leq -0.061$	$\Delta \ln \text{Depth}_t > -0.061$
α_0	0.032(10.505)***	0.028(1.554)	0.011(3.381)***
$\Delta \ln k_t$	-0.004(-0.402)	-0.007(-0.406)	0.017(2.126)**
$\Delta \ln \text{DEPTH}_t$	-1.076(-31.183)***	-1.156(-18.733)***	-0.931(-29.667)***
R^2	0.992	0.929	0.996
异方差检验 p 值	0.635	0.338	0.768
样本数	61	30	31

注:同表5。

当以 $\Delta \ln \text{Bank}_t$ 作为金融发展变量搭建模型(8)的估计结果见表6。门限模型估计表明, $\Delta \ln \text{Bank}_t$ 的门限值为 -0.076 , 95% 的置信区间为 $(-0.248, 0.361)$ 。但以 $\Delta \ln \text{Bank}_t$ 作为金融发展变量时, 无论是

线性模型还是金融发展程度较低和较高水平下, 均对经济增长存在显著的负相关关系, 这不符合笔者的预期, 这种负相关关系是否说明当前中国银行发展水平已处于过度阶段反而阻碍了经济增长?

表6 $\Delta \ln \text{Bank}_t$ 作为门限变量时模型(8)的估计结果

解释变量	模型(8)线性估计	$\Delta \ln \text{Bank}_t \leq -0.076$	$\Delta \ln \text{Bank}_t > -0.076$
α_0	0.030(7.917)***	0.035(1.456)	0.006(1.112)
$\Delta \ln k_t$	0.002(-0.124)	0.004(0.193)	0.013(0.930)
$\Delta \ln \text{Bank}_t$	-1.040(-23.350)***	-1.068(-13.306)***	-0.919(-16.428)***
R^2	0.986	0.867	0.989
异方差检验 p 值	0.857	0.197	0.996
样本数	61	28	33

注:同表4。

当以 $\Delta \ln \text{CAP}_t$ 作为金融发展变量搭建模型(8)的估计结果见表7。门限模型估计表明, $\Delta \ln \text{CAP}_t$ 的门限值为 -0.267 , 95% 的置信区间为 $(-0.266, -0.256)$ 。在线性模型的假设下, 模型(8)所反映的信息与笔者的预期一致, 股票市场的发展对经济增长作用显著。门限模型的估计表明, 在股票市场发展处于较低水平时, 股票市场的发展对经济增长存在不显著的促进作用, 固

定资产投资与经济增长之间也表现出不显著的正相关关系, 但此时 R^2 仅为 0.215 , 这表明股票市场对促进经济增长的作用并不明显; 在股票市场发展处于较高水平时, 股票市场的发展对经济增长则存在显著的抑制作用, 此时, 固定资产投资对经济增长存在显著的正向效应, 这表明股票市场发展到较高水平时通过影响投资进而最终促进经济增长。

表7 $\Delta \ln \text{CAP}_t$ 作为门限变量时模型(8)的估计结果

解释变量	模型(8)线性估计	$\Delta \ln \text{CAP}_t \leq -0.267$	$\Delta \ln \text{CAP}_t > -0.267$
α_0	0.019(1.787)*	0.252(3.421)**	0.002(0.018)
$\Delta \ln k_t$	0.205(12.620)***	0.151(1.152)	0.219(14.320)***
$\Delta \ln \text{CAP}_t$	-0.245(-4.933)***	0.095(0.423)	-0.153(-2.527)**
R^2	0.900	0.215	0.918
异方差检验 p 值	0.916	0.186	0.920
样本数	61	9	52

注:同表4。

四、结论

以 AK 模型作为基础, 分别将金融相关比率(FIR)、金融深化(DEPTH)、银行发展指标(Bank)和股票市场发展指标(CAP)作为金融发展变量加入到模型中, 通过引入门限模型并对门限效应进行检验和估计, 试图对中国现阶段金融发展与经济增长之间的非线性关系进行验证, 得出以下结论。

以 CAP 作为金融发展门限变量时, 只有当股票市场发展处于较高水平时, 股票市场才对经济增长起显著的抑制作用, 当股票市场发展处于较低水平时, 股票市场对经济增长存在不显著的正相关关系。

鉴于中国股票市场发展的时间不长, 其对经济增长的作用有待进一步研究。

当以 FIR、DEPTH 和 Bank 作为金融发展变量时, 无论是线性模型还是金融发展处于较高和较低水平时, 金融发展对经济增长都体现出显著的负相关关系。这表明金融发展与经济增长在现阶段总体而言仍为线性关系, 只是在金融发展对经济增长的影响程度不同。

鉴于所采用的样本不大, 未能验证出中国金融发展与经济增长之间的门限效应, 但并不否认两者之间门限效应的存在, 随着中国金融市场的不断发展

展,金融市场效率的提高,金融发展与经济增长之间可能会体现出非线性关系。

参考文献:

- [1] ROBINDSON J. The Generalization of the General Theory [M]// The Rate of Interest, and Other Essays. London: Macmillan, 1952:67 - 142.
- [2] LEVINE R. Financial Development and Economic Growth: View and Agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35:688 - 726.
- [3] 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(10):53 - 61.
- [4] 米建国, 李建伟. 我国金融发展与经济增长关系的理论思考与实证分析[J]. 管理世界, 2002(4):23 - 36.
- [5] 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(8):94 - 99.
- [6] 孟猛. 金融深化和经济增长间的因果关系——对我国的实证分析[J]. 南开经济研究, 2003(1):72 - 74.
- [7] 战明华. 不同发展阶段金融结构与经济发展的比较分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003(11):69 - 73.
- [8] 陈军, 王亚杰. 我国金融发展与经济增长互动关系研究[J]. 中国软科学, 2002(8):48 - 51.
- [9] 赖明勇, 阳小晓. 金融中介发展与中国经济增长的实证研究[J]. 经济科学, 2002(6):36 - 43.
- [10] 史永东, 武志, 甄红线. 我国金融发展和经济增长关系的实证分析[J]. 预测, 2003(4):1 - 6.
- [11] 王志强, 孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J]. 管理世界, 2003(7):13 - 20.
- [12] 李广众, 陈平. 金融中介发展与经济增长:多变量 VAR 系统研究[J]. 管理世界, 2002(3):52 - 59.
- [13] 庞晓波, 赵玉龙. 我国金融发展与经济增长的弱相关性及其启示[J]. 数量经济技术经济研究, 2003(9):47 - 51.
- [14] BERTHELEM, Jean-CLAUDE, VAROUDAKIS, ARIS-TOMENE. Economic Growth, Convergence Clubs, and the Role of Financial Development [J]. Oxford Economics, 1996, 48(2):300 - 328.
- [15] HANSEN, BRUCE. Sample Splitting and Threshold Estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3):575 - 603.
- [16] 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——基于门限模型的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(7):54 - 62.
- [17] HANSEN, BRUCE E. Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis[J]. Econometrica, 1996, 64:413 - 430.
- [18] FEDER G. On exports and economic growth[J]. Journal of Development Economics, 1983, 12:59 - 73.
- [19] ODEDOKUN M. Alternative Econometric Approaches for Analyzing the Role of Financial Sector in Economic Growth: Time - series Evidence from LDCs[J]. Journal of Development Economics, 1996, 50:119 - 146.
- [20] WANG E C. A dynamic Two - sector Model for Analyzing the Interrelation between Financial Development and Industrial Growth[J]. International Review of Economics and Finance, 2000, 9:223 - 241.
- [21] KING, ROBERT G, ROSS LEVINE. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993(8):717 - 738.
- [22] PATRICK H T. Financial Development and Economic Growth in Under - developed Countries[J]. Economic Development and Cultural Change, 1966, 14:174 - 189.
- [23] ENGLE R F, HENDRY D F, RICHARD J F. Exogeneity [J]. Econometrica, 1983, 51(2):277 - 304.

A Study on Threshold Effect between Financial Development and Economic Growth in China

YANG Jun^{1,2}, LIU Jun¹

(1. College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;

2. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: This paper researches the nonlinear relationship between financial development and economic growth in China by using threshold model. The results show that the relation between financial development and economic growth is threshold effect, but apart from the stock market, whether financial development has a higher level or lower level, financial development and economic growth is negative correlation. This shows that financial development inhibits economic growth, but also shows that financial development and economic growth remains linear relationship.

Key words: financial development; economic growth; threshold effect

(责任编辑 傅旭东)