

经济增长的金融支持效率及传递机制*

——基于省级面板的门槛效应检验

赵然 石涛^①

【摘要】基于 2001-2012 年中国 31 个省份及地区（除港澳、台湾省）的面板数据，运用 Hansen 的门槛回归模型，从二元经济结构和地方政府规模两个角度分别检验了金融深化对经济增长的金融支持效率影响的门槛效应。研究发现，金融深化对金融支持效率产生显著的门槛效应，低、高门槛阶段，金融深化对金融支持效率均产生正向影响；中级门槛阶段，金融深化对金融支持效率的影响不显著。进一步测度金融支持效率发挥的传递效率，如金融配置效率、金融创新效率等的门槛水平，结果表明，低门槛阶段，金融深化对金融配置效率产生正向影响，对金融创新效率产生负向影响；高门槛阶段，金融深化对金融配置效率产生负向影响。为此，需有序地处理好金融改革中存在的问题，稳定推动经济中高速增长。

【关键词】经济增长 金融效率 金融传递效率 门槛效应

The Financial Provide Efficiency of Economy Growth and its` Delivery Mechanism

—Based on the Provincial Panel Threshold Effect Test

Zhaorao Shitao

Abstract: Based on the Panel data of 31 provinces and territories (except Hong Kong, Macao, Taiwan Province) in China from 2001 to 2012, and using the Threshold model of Hansen, from the aspect of double economy structure and government scale, this paper analysis the threshold effect from financial depth to financial support efficiency of economy growth. We found that there has significant threshold effect from financial depth to financial support efficiency, in the low and high threshold stage, there have a positive impact from financial depth to financial support efficiency; in the mediate threshold stage, there have no significant impact from financial depth to financial support efficiency. Furthermore, analysis the delivery efficiency of finance, such as financial allocation efficiency and financial

*基金项目：国家社科基金项目：《民间非正式金融组织借贷行为及借贷风险控制研究》（15CSH040）；国家社科基金项目“我国新生代农民工收入状况与消费行为研究”（13BJY036）；2014 年河南省社会科学院年度科研项目“中原经济区发展的金融支持体系创新研究”（2014B10）。

^①作者简介：赵然（1975-），河南郑州人，河南省社会科学院金融与财贸研究所副研究员，金融学博士；石涛（1986-），湖北黄梅人，河南省社会科学院金融与财贸研究所研究实习员，经济学硕士研究生

innovation efficiency, and the result show that financial depth has a positive impact to the financial allocation efficiency, and has a negative impact to the financial innovation efficiency in the low threshold stage; financial depth has a negative impact to financial allocation efficiency in the high threshold stage. For this result, needed to deal with the problem in the process of financial reform orderly, and promote economy to growth stability.

Keywords: Economic Growth; the Financial Efficiency; the Financial Delivery Efficiency; Threshold Effect

一、引言

伴随着中国经济由高速增长期步入中高速增长期，经济增长过程中的高投入低效率问题日益凸显，并得到了越来越多学者的关注（郑京海、胡鞍钢，2005^[1]；赵勇、雷达，2010^[2]；谢家智、王文涛，2013^[3]）。尤其是 2014 年以来中国房地产市场趋紧，给金融市场造成了不少的冲击，拖累了实体经济的增长；同时，民间金融危机的爆发以及民间融资投资渠道的不畅，进一步暴露了金融功能发挥的低效率。可见，深化金融市场改革，发挥金融支持经济增长的功能效率，促进经济顺利转型升级具有重要的现实意义。

长期以来，金融发展能否以及如何促进经济增长饱受争议，主流观点认为金融发展是经济增长的动力（Aghion, P, 2004^[4]；Shen and Lee, 2006^[5]），突出了对“金融发展促进经济增长的前提条件、突破口、渠道或机制”等现实问题的研究（江春、苏志伟，2013^[6]）。也有学者认为金融发展与经济增长之间不存在十分确定的相关关系（Shan, J., 2005^[7]），金融发展甚至会给经济增长带来显著的负向影响（Aghion et al, 2004^[8]）。可见，金融能够有效地支持经济增长，但是支持路径是非线性的。那么在中国经济发展转型的关键时期，金融是否已有效发挥促进经济增长的支持效率？支持效率存在门槛效应吗？对此问题的分析，将有利于我们厘清金融支持经济增长的机制机理，助推经济转型升级。

二、文献综述

金融促进经济增长的支持效率是否存在门槛效应，现有的文献对此研究极少，学者们更多地侧重金融发展对经济增长的影响是否存在门槛效应。本研究将梳理现有金融发展对经济增长的研究成果，来归纳经济增长的金融支持效率门槛效应的作用机理。

金融结构论（GoldSmith, R, 1969^[9]）、金融抑制论（Shaw, E.S, 1973^[10]）以及金融功能论（Levinc, R, 1999^[11]）是研究金融发展与经济增长之间关系的三大主流理论，讨论的重点是金融体系对经济发展的功能和服务（云鹤等，2012^[12]）。金融功能性的发挥一定程度上决定着金融机构形式的改变（Mcton ,R andZ., Bodic, 1995^[13]），发挥效果可以用金融效率来表示（云鹤等，2012^[14]）。金融功能论者试图从内生增长理论的角度出发，在信息不对称的博弈下，研究分析金融中介功能的发挥及其对投资率、知识积累、储蓄率的作用，进而找到影响经济增长的作用机理，突出了企业投资及技术创新（Levinc, R, 1991^[15]；Bercivenga and Smith, 1991^[16]；Blackburn and Hung, 1998^[17]）在金融功能发挥中的关键作用。在实证研究上，Graft 和 Karmann（2006）^[18]基于 90 个国家 1960 年到 2000 年的面板数据研究了金融发展水平与经济增长的关系，他们提出了“金融发展水平”的概念，认为无论金融发展水平是高于“平衡发展水平”，还是低于“平衡发展水平”均对经济增长不利，并强调了金融发展的中级水平有利于经济增长（Favara, 2003^[19]），但是，Ramcharan（2010）^[20]则认为只有金融部门与实体部门处于均衡状态，金融发展才能够有效地促进经济增长。可见，金融发展对经济增长存在一个门槛效应。Lee 和 Wong（2005）^[21]将通货膨胀设定为门槛变量，运用门槛回归模型研究了金融发展、通货膨胀与经济增长的关系，认为在严重通货膨胀的情况下，一国大力发展金融将不利于经济的增长，印证了 Arestis 和 Caner（2004）^[22]关于宏观经济不稳定容易导致金融危机的观点。上述学者的研究更多地是侧重金融市场的角度来分析金融发展与经济增长的门槛效应问题，就金融功能的发挥机制问题并没有给予太多的考量。

来自 Aghion（2005）^[23]的研究结论认为金融发展水平是经济增长的金融门槛值，处在合理的金融发展水平上，金融发展才能有效地成经济增长。这一观点也得到了国内外学者的进一步论证（Rousseau and Wachtel, 2011^[24]；崔艳娟、孙刚，2012^[25]；杨友才，2014^[26]）。那么中国经济增长的金融效率有门槛效应吗？现有学者对此并没有给出足够的回答。赵勇、雷达（2010）^[27]分析了中国经济增长发生转变的金融门槛作用机制，但是分解的是经济增长的全要素率，而不是金融效率；杨友才（2014）^[28]对中国金融发展与经济增长的门槛效应进行了剖析，缺乏对金融发展的传递机理的剖析，而只是找到了金融发展与经济增长的作用点以及区域作用概况。本研究将在吸收以往学者成果的基础上，注重分解经济增长的金融效率，侧重对经济增长的金融功能性效率的研究，突出金融功能发挥的传递效率（配置效率、创新效率）对经济增长的影响。故此，本研究以往学者的不同之处在于两点：一是基于金融功能理论，从金融效率的视角来分析经济增长的门槛效应，更加突出对金融效率发挥的传递机理分析；二是突出了影响金融功能发挥的经济

结构及政府行为对金融功能发挥的作用，也即强调了二元经济结构失衡对金融配置的影响以及“政府之手”对金融的“挤出效应”。

本研究将利用 2001-2012 年中国 31 个省份及地区（除港澳、台湾省）的面板数据，基于金融功能理论，运用 DEA-Hansen 模型实证分析经济增长的金融效率门槛特征，以探析金融促进经济增长的功能机制。与过往研究相比，本文在以下几个方面有所进展：一是研究视角，从金融效率的视角研究经济增长的金融效率门槛效应，验证金融效率门槛的存在性和合理区间；二是研究方法上，采取 DEA 非参数模型测度金融的经济增长效率，并运用门槛面板回归模型，用内生性分组分析了不同门槛类别下的金融支持效率。

三、模型设定及数据检验

（一）模型构建

依据柯布道格拉斯的投入—生产模型，我们有：

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{(1-\alpha)} \quad (1)$$

其中， L 、 K 分别表示的是生产活动的劳动力投入、资本投入，相应的 $1-\alpha$ 、 α 分别表示的是劳动力和资本的产出弹性， Y 表示的是产出， i 、 t 分别表示的是时间和样本个体。将公式（1）取对数分解，有：

$$\ln(Y_{it} / L_{it}) = \ln(A) + \alpha \ln(K_{it} / L_{it}) \quad (2)$$

进一步地，令 $y_{it} = Y_{it} / L_{it}$ 、 $k_{it} = K_{it} / L_{it}$ ，有：

$$\frac{\Delta y_{it}}{y_{it}} = \frac{\Delta A}{A} + \alpha \frac{\Delta k_{it}}{k_{it}} \quad (3)$$

从式（3）中我们可以看出，将人力资本内生于经济发展与资本投资之后，经济增长的动力来源于资金的投入，并受到其他因素的影响。本研究将其他因素分解为五个部分：二元经济结构变量、人力资本、民营化水平、政府规模、对外依存度；将金融产出效率分解为金融配置效率和金融创新效率。

基于式（3）的线性模型，在不考虑“门槛效应”的情况下，主要是利用交叉项和经验分组的方式来进行研究，该方式过多地依靠经验分组，并不能有效地保证回归结果的准确性，而 Hansen（1999）^[29]的非动态面板门槛模型有效地解决了这个问题，因此在考虑到当前地区金融发展差异以及金融发展不同年份影响的情况下，基于 Levine（2005）^[30]对金融发展与经济增长之间的研究模型，我们设定金融与区域经济增长的模型如下：

$$M_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 FDR_{it} I(SCI \leq \varphi) + \gamma_3 FDR_{it} I(SCI > \varphi) + Year_{it} + er_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

其中, M_{it} 表示的是经济增长的金融支持效率, FDR_{it} 表示的是金融深化程度, X_{it} 表示的是二元经济结构变量、人力资本、民营化水平、政府规模、对外依存度, SCI 是门阀变量, φ 是门阀值, $Year$ 是时间虚拟变量, $erea$ 是地区虚拟变量, μ_{it} 是残差项, i 表示的是区域, t 表示的时间。本文将以此运用式 (4) 来对金融配置效率、金融创新效率进行研究。

为确定模型是否存在两个或者两个以上门槛值, 我们需要在单门槛模型的基础上进行门槛显著性和置信区间检验, 如果通过, 则接受单门槛检验; 若没通过, 则继续检验, 以三个门槛值为检验上限, 过度区分门槛值将会使得数据失真。

(二) 数据来源及变量说明

本文所采用数据 (除特别说明之外) 均来自中国 31 个省份及地区 (除港澳、台湾省) 的统计年鉴 (2000~2013)。

1. 被解释变量。被解释变量是金融支持效率及其传递效率 (金融配置效率以及金融创新效率)。金融支持效率的测度及分解利用 DEA-malmquist 指数模型进行, 基于 Pastor 和 Lovell (2005)^[31] 的分析, 跨期技术集中的 Malquist 指数可以分解为:

$$M_i(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, x_i^t, y_i^t) = \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_i^t(x_i^t, y_i^t)} \times \left[\frac{D_i^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})} \times \frac{D_i^t(x_i^t, y_i^t)}{D_i^{t+1}(x_i^t, y_i^t)} \right] = EC \times TC \quad (5)$$

在式 (5) 中, 投入要素是金融信贷规模, 产出要素为经济总量。其中, EC 表示金融配置效率, TC 表示金融创新效率。金融配置效率反映的是资源要素配置的金融支持效率, 金融创新效率反映的是金融促进技术创新的支持效率。

2. 核心变量。金融深化程度变量。借鉴 Goldsmith (1969)^[32] 和 R.I. McKinnon (1973)^[33] 的金融深化理论, 利用全社会存贷款总额 (DL_{it}) 与国民生产总值 (GDP_{it}) 的比值来反映金融深化程度, 相应的计算公式有:

$$FDR_{it} = DL_{it} / GDP_{it} \quad (6)$$

3. 门槛变量。以往学者选择的门槛变量有通货膨胀 (Lee 和 Wong, 2005^[34])、人均收入 (Chen et al, 2013^[35])、金融发展水平 (杨友才, 2014^[36]) 等, 但本文基于金融功能理论出发, 偏重从政府行为以及市场的经济结构对金融功能发挥的影响, 选取的对应门槛变量为政府规模和二元经济结构系数。其中, 政府规模 (AGM) 运用财政支出占 GDP 的比重来表示, 用来测度样本的政府规模对金融效率的影响。现有测度二元经济结构失衡的指标主要有: 比较劳动生产率、二元反差系数和二元对比系数等。由于二元反差系数表现的意义不如其他两个指标清晰, 但二元对比系数包含更多的信息, 因此, 本研究选取二元对比系数反映省域二元经济结构失衡状况, 其具体计算公式为:

$$DSR_{it} = \frac{G_{it}^A / L_{it}^A}{G_{it}^N / L_{it}^N} \quad (7)$$

在式（7）中， G_{it}^A 和 L_{it}^A 分别代表各省农业产值占比和农业就业人员占比， G_{it}^N 和 L_{it}^N 分别代表各省非农业产值和非农就业人员占比。二元对比系数越小，省域的二元结构失衡越明显，二元经济结构变量是负向指标。

4.控制变量。人力资本（HR）主要由高校毕业人数来表示，测度样本的人力资源状况；民
营化水平（PVR）用非国有企业的增加值占总工业增加值的比重来表示^①，测度样本的市场民
营化程度；对外依存度（DEX）主要运用净出口占 GDP 的比重来表示，测度样本的外贸开放度。

（三）数据检验

1.数据平稳性检验

门槛回归模型中需要门槛变量为平稳变量，因此，本文对相关变量进行平稳性检验。由于面
板数据的单位根存在个体差异，为了有效地检验数据的平稳性，我们采用 PP-Fisher 和 LLC 两种
平稳性检验来检验数据的平稳性，检验结果如表 1 所示，由表中我们可以看出：所有变量均是平
稳性变量。

表 1 面板数据的单位根检验结果

变量	形式	PP-Fisher 检验		LLC 检验	
	(c, t, 1)	统计量	P 值	统计量	P 值
FDR	(c, 0, 0)	59.7513	0.0000	-13.1621	0.0000
DSR	(c, 0, 0)	111.5332	0.0000	-43.2730	0.0000
HR	(c, 0, 0)	162.9822	0.0000	-12.2357	0.0000
PVR	(c, 0, 0)	92.3470	0.0000	-14.4849	0.0000
AGM	(c, 0, 0)	20.7238	0.0000	-16.2751	0.0000
DEX	(c, 0, 0)	53.8491	0.0000	-14.0242	0.0000

注：c、t、1 分别的是常数项、趋势项、滞后阶数。

此外，利用 Hausman 检验的 F 值为 11.20，P 值为 0.0244，故拒绝随机效应的原假设，接受
固定效应模型，下文将采取固定效应模式进行验证分析。

2.门槛效应检验

首先需要是否存在门槛效应进行检验，得出门槛个数和门槛值，来确定模型的基本形式。
本研究依次估计了单一门槛、双重门槛、三重门槛等三种门槛模型，并依据 Hansen（1999）^[37]
的门槛效应模型，采用格点搜索法得出使得模型残差值最小的门槛估计值，并采用自抽法反复抽

^① 选取统计年鉴中私营企业的生产总值来近似替代。

样 2000 次计算得出 F 值及其相应的 P 值、临界值，详见表 2 所示。从表 2 中，我们可以看出金融支持效率、金融配置效率、金融创新效率均可采用双门槛进行分析，为此，在下文的分析中全部采用双门槛模型进行分析。^①

表 2 门槛效应检验结果

因变量	门槛变量	门槛类型	门槛值	F 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值
金融支持效率	二元经济结构	单一门槛	0.1469 [*]	1.9049	7.1966	3.9401	2.8040
		双重门槛	0.1230 ^{**}	2.7913	10.9851	4.8878	3.1744
		三重门槛	0.1106	3.2311	6.8513	3.8025	2.6706
	地方政府规模	单一门槛	0.1706 ^{**}	5.1919	9.0390	3.9402	2.5446
		双重门槛	0.1351 ^{**}	3.8957	6.3905	3.8014	2.6974
		三重门槛	0.0924 [*]	4.1591	7.2437	3.9481	2.7466
金融配置效率	二元经济结构	单一门槛	0.1823 [*]	3.4142	7.3489	4.0209	2.8996
		双重门槛	0.1387 ^{**}	2.4064	7.3236	3.7348	2.6729
		三重门槛	0.1492	3.6965	6.2557	3.7257	2.7104
	地方政府规模	单一门槛	0.1734 ^{***}	10.6195	6.8909	3.8039	2.6305
		双重门槛	0.1589 ^{**}	8.7655	6.7419	3.7426	2.6163
		三重门槛	0.0977 [*]	2.9427	7.2989	3.9199	2.6852
金融创新效率	二元经济结构	单一门槛	0.2455 [*]	2.7457	6.2179	3.7727	2.7210
		双重门槛	0.1826 [*]	3.5984	6.0276	3.6412	2.6713
		三重门槛	0.1640	2.4533	6.7830	3.9027	2.7233
	地方政府规模	单一门槛	0.0924 ^{***}	11.3374	6.5273	3.9520	2.7607
		双重门槛	0.1357 ^{**}	6.0923	7.0599	3.9517	2.8301
		三重门槛	0.3139	2.1658	7.3172	4.2887	2.7921

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著。

四、实证结果及分析

在估计好门槛变量的门槛值后，基于公式（5）依次做金融支持效率、金融配置效率、金融创新效率为因变量，二元经济结构系数、地方政府规模为门槛变量的固定效应门槛回归模型，相应估计结果如表 3、表 4、表 5 所示。

（一）金融支持效率的门槛回归结果及评价

^① 利用似然比函数我们可以清晰地了解金融效率门槛值的估计和置信区间的构造，由于篇幅原因，在此不再列示，如有需要可和作者联系获取。

从表 3 中的参数估计结果来看,在分别以二元经济结构系数、地方政府规模作为门槛变量的双门槛回归模型的八个控制变量中,除去二元经济结构系数、民营化水平、外贸依存度、年份虚拟变量 2008 以及地域虚拟变量不显著外,人力资本、地方政府规模、年份虚拟变量 2009 等三个变量显著通过检验。其中,地域虚拟变量的影响不明显,这一结论与杨圣才(2014)^[38]的研究结果有所不同,他在分区域进行样本分析时认为不同地域的经济增长的门槛效应具有显著不同。具体而言,人力资本的系数均为负,这说明人力资本对金融支持效率的发挥产生负向影响,一定程度上说明现阶段中国人力资本水平对金融支持效率的发挥作用不明显。这与基本国情相符,国内盲目扩张的高等教育,导致了人才培养的“非精英化”,教育的边际价值逐渐下降,尤其缺乏高端(金融)专才。地方政府规模的系数也均为负,表明地方政府规模的扩大将不利于金融支持效率的发挥。地方政府规模的扩大,尤其是政府财政支出的扩大,将会以投资的名义“挤占”金融市场,也即地方政府规模扩大将会对金融市场产生极大的“挤出效应”,尤其是限制了金融支持效率发挥的渠道。2009 年是次贷危机的后一年,而虚拟变量 2009 的系数均为正,这说明全球经济危机的发生,对中国金融支持效率的发挥产生一定影响。

从门槛变量来看,以二元经济结构系数做为门槛变量时,当二元经济结构系数处于低水平时,此时,金融深化对金融支持效率产生显著的正向影响。二元经济结构系数变量是负向变量,其值处于低水平说明,此时二元经济结构比例趋于合理阶段,金融资源的普惠面将会极大提高,而金融发展水平的深化,依据 R.I.Mckinnon(1973)^[39]的观点将会提高金融自由化程度,抑制通货膨胀,实现经济和金融的良性循环,助推经济增长。但二元经济结构系数处于高水平时,金融深化对金融支持效率也产生显著的正向影响。这与 R.I.Mckinnon(1973)^[40]相左,但是符合中国基本国情。中国目前处于二元经济结构系数偏高阶段,城乡差距、贫富差距加大,金融的普惠水平较低,但是国家以往一系列大规模调调节经济发展的政策,以政府潜在损失规避了金融市场的风险,也即,此阶段金融效率的发挥并不是金融市场内在功能的发挥,更多的是政府主导行为的外在金融功能的发挥。而当二元经济结构系数处于中间水平时,金融深化对金融支持效率的发挥产生负向影响。二元经济结构系数处于中间水平,一般是经济结构调整的关键时期,面临着利益调整的巨大冲突,此时,金融深化的推行具有很大的阻力,金融支持效率的发挥面临障碍。以地方政府规模作为门槛变量,当地方政府规模处于较低水平时,金融市场自由化程度较高,金融深化必然有利于金融支持效率的发挥;而处于地方政府规模的高级水平时,金融深化的风险一定程度上被政府规避,与二元经济结构偏高时一样,金融支持效率的发挥只是外在功能的发挥。值得关注的是,当地方规模处于中间水平时,金融深化对金融支持效率的发挥产生正向影响,一定程

度上表明了国内金融改革取得了一定的效果，可见，目前金融改革的效果是明显的，但是改革仍然存在很大的阻力。

表 3 金融支持效率的门槛回归结果①

变量名	二元经济结构门槛估计		地方政府规模门槛估计	
	模型一	模型二	模型三	模型四
DSR	0.196	0.164	0.114	0.112
	(0.78)	(0.64)	(0.58)	(0.57)
HR	-0.042**	-0.054***	-0.043**	-0.053***
	(-2.58)	(-3.36)	(-2.73)	(-3.39)
PVR	0.048	0.019	-0.035	-0.054
	(0.07)	(0.00)	(-0.47)	(-0.75)
AGM	-0.203	-0.276*	-0.095**	-0.141*
	(-1.65)	(-2.24)	(-2.74)	(-2.09)
DEX	-0.043	0.214	-0.155	-0.373
	(-0.04)	(0.22)	(-0.16)	(-0.64)
FDR_lw	0.046*	-0.044***	0.091*	0.108*
	(2.10)	(-2.15)	(2.11)	(2.50)
FDR_mi	-0.017*	-0.021**	0.073**	0.083
	(-2.33)	(-2.42)	(2.74)	(1.96)
FDR_hi	0.023*	0.034	0.793*	0.873**
	(2.35)	(0.48)	(2.19)	(2.63)
YEAR_08	-0.020	—	-0.064	—
	(-0.38)		(-0.12)	
YEAR_09	-0.218***	—	-0.204***	—
	(-4.03)		(-3.78)	
D_erea	-0.026	—	-0.025	—
	(-0.36)		(-0.36)	
Cons	1.514***	1.659***	1.491***	1.592***
	(7.07)	(7.73)	(7.70)	(8.23)
R 值	0.701	0.694	0.679	0.686
P 值	0.000	0.000	0.003	0.002
F 值	31.68***	30.79***	29.86**	28.73**

注：括号内数字表示T值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。
fdr_lw、fdr_mi、fdr-hi分别表示金融深化发展水平在门限值由低到高而分成的三个样本区间（下同）。

(二) 金融传递效率的门槛回归结果及评价

① 在进行门槛回归模型时，分别做出了控制虚拟变量和未控制虚拟变量的回归结果，供对比参考，下同。

从表 4 中的参数估计结果来看，在分别以二元经济结构系数、地方政府规模作为门槛变量的双门槛回归模型的八个控制变量中，除去二元经济结构系数、人力资本以及年份虚拟变量 2009 不显著外，民营化水平、地方政府规模、年份虚拟变量 2008 以及区域虚拟变量等四个变量显著通过检验。具体而言，民营化水平对金融配置效率产生负向影响，现阶段民营化水平不利于金融配置效率的发挥。现阶段以中小企业为代表的民营企业面临着严峻的融资困境，关键点在于自身信用水平较低，以及中国信用体系不够健全，使得金融机构对民营企业的融资意愿较低，限制了金融机构功能发挥的渠道，降低了金融配置资源的效率。为此，提高民营企业的“质”量水平尤为紧迫。而地方政府规模对金融配置产生负向影响。与上文分析一样，地方政府规模的扩大实际上挤占了金融机构配置的资源，影响金融配置资源能力的发挥。在虚拟变量上，2008 年的次贷危机当年就给中国金融配置效率产生了显著的负向影响，可见次贷危机的传递速度较快。同时，地区虚拟变量对金融配置效率产生显著的正向影响，说明越靠近东部地区，金融配置资源的效率越高，与杨友才（2014）^[4]的观点一致。这一点也符合中国当前的实际，以金融总部为代表的金融资源多位于东部发达地区，而中西部地区的金融资源相对匮乏，金融配置资源的能力低。

从门槛变量来看，以二元经济结构系数做为门槛变量，当二元经济结构系数处于低水平时，金融深化对金融配置效率产生显著的正向影响。同上文，二元经济结构处于低水平意味着产业结构合理，经济发展处于健康水平，金融配置资源的能力将会显著提高。金融深化水平的加深可以进一步扩大金融普惠面，尤其是投融资渠道的扩展，有利于金融发挥配置资源的能力。当二元经济结构系数处于高水平时，金融深化对金融配置效率产生负向影响。二元经济结构系数处于高水平意味着产业结构不合理，财富分布不均，金融深化的结果是金融资源流入到垄断或者单一产业中，限制了金融配置的资源范围，不利于金融配置资源能力的发挥。而当二元经济结构处于中间水平时，金融深化对金融配置效率的影响不显著。

以地方政府规模作为门槛变量，当地方政府规模处于较低水平时，金融深化对金融配置效率产生正向影响；当地方政府规模处于高水平时，金融深化对金融配置效率产生负向影响；当地方政府规模处于中间水平时，金融深化对金融配置效率的影响不显著。

表 4 金融配置效率的门槛回归结果

变量名	二元经济结构门槛估计		地方政府规模门槛估计	
	模型五	模型六	模型五	模型六
<i>DSR</i>	0.277	0.287	-0.0714	-0.0654
	(0.78)	(0.81)	(-0.23)	(-0.21)
<i>HR</i>	0.0255	0.0227	0.0392	0.0393
	(0.78)	(0.71)	(1.18)	(1.19)
<i>PVR</i>	-0.307**	-0.313**	-0.305**	-0.311**

	(-2.75)	(-2.78)	(-2.75)	(-2.79)
<i>AGN</i>	-1.405***	-1.315***	-1.220***	-1.122**
	(-3.85)	(-3.62)	(-3.37)	(-3.10)
<i>DEX</i>	2.478	1.421	2.267	1.243
	(1.18)	(0.69)	(1.11)	(0.62)
<i>FDR_lw</i>	0.067*	0.124	0.201**	0.208**
	(2.14)	(2.03)	(-2.68)	(-2.75)
<i>FDR_mi</i>	-0.096	-0.099	0.068	0.069
	(-1.36)	(-1.40)	(-1.09)	(-1.03)
<i>FDR_hi</i>	-0.179*	-0.181	-0.307***	-0.311***
	(-2.19)	(-1.80)	(-4.28)	(-4.35)
<i>YEAR_08</i>	-0.136*	—	-0.110	—
	(-2.11)		(-1.74)	
<i>YEAR_09</i>	0.079	—	0.098	—
	(1.22)		(1.54)	
<i>D_erea</i>	0.398*	—	0.346**	—
	(2.03)		(2.42)	
<i>Cons</i>	1.202***	1.237***	1.188**	1.195**
	(3.39)	(3.56)	(3.22)	(3.26)
<i>R 值</i>	0.693	0.653	0.689	0.673
<i>P 值</i>	0.001	0.002	0.000	0.000
<i>F 值</i>	25.31**	22.14***	24.67***	23.79**

注：括号内数字表示T值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。

从表 5 中的参数估计结果来看，在分别以二元经济结构系数、地方政府正规作为门槛变量的双门槛回归模型的八个控制变量中，除去二元经济结构系数、地方政府规模、对外贸易依存度、年份虚拟变量 2009 以及区域虚拟变量不显著外，人力资本、民营化水平以及年份虚拟变量 2009 等三个变量均显著通过检验。具体而言，人力资本对金融创新效率的影响为负，这说明当前中国人力资本对金融创新效率的发挥作用不明显，不利于有效发挥金融推动技术创新的能力，原因在于缺乏旨在推动科技创新等在内的金融服务高端人才，国内紧缺金融高端人才一直是难题，亟待解决。与上文不同，民营化水平对金融创新效率产生显著的正向影响，说明中国民营企业虽然存在融资难的困境，但是它们的科技创新活动还是得到了一定的金融支持，现实中这些企业多为科技型民营企业。民营企业，尤其是规模小、专业化程度高的中小高科技型企业，容易受到金融机构的青睐。如果金融大力支持此类，那么将有利于金融技术创新效率的提高。基于全球 63 个国家 14000 家企业数据的实证分析，Dabla-Norris、Kersting 和 Verdier（2010）^[42]也认为金融体系支持企业的创新活动是促进科技创新，提高全要素生产率的关键方式。与上文一样，虚拟变量 2009 的系数为正，全球经济危机的发生，一定程度上影响了中国金融创新效率的发挥。

从门槛变量来看，以二元经济结构系数做为门槛变量，当二元经济结构系数处于高水平时，金融深化将会对金融创新效率产生显著的负向影响。企业的技术创新研发是一个漫长的过程，机会成本高，需要金融机构给予大力的支持。而在二元经济结构系数偏高的情况下，科技型中小企业的金融资源将会被大型企业或垄断企业获取，本身金融深化就难以推行，金融创新效率更难以发挥。以地方政府规模做为门槛变量，当地方政府规模处于高水平时，金融深化将会对金融创新效率产生显著的负向影响，由于政府本身挤占了一定程度的金融资源，故此金融创新效率将难以有效发挥。当二元经济结构系数、地方政府规模处于低水平以及中间水平时，金融深化对金融创新效率的影响不明显。

表 5 金融创新效率的门槛回归结果

变量名	二元经济结构门槛估计		地方政府规模门槛估计	
	模型九	模型十	模型九	模型十
<i>DSR</i>	-0.057	-0.044	-0.145	-0.122
	(-0.22)	(-0.16)	(-0.65)	(-0.51)
<i>HR</i>	-0.040	-0.057*	-0.036	-0.054*
	(-1.79)	(-2.47)	(-1.61)	(-2.36)
<i>PVR</i>	0.316***	0.319***	0.318***	0.325***
	(4.19)	(3.99)	(4.24)	(4.06)
<i>AGN</i>	0.055	-0.158	0.067	-0.152
	(0.22)	(-0.61)	(0.27)	(-0.59)
<i>DEX</i>	-0.979	0.680	-1.031	0.603
	(-0.68)	(0.46)	(-0.73)	(0.41)
<i>FDR_lw</i>	-0.010	0.072	-0.197	-0.153
	(-1.01)	(1.12)	(-1.03)	(-1.48)
<i>FDR_mi</i>	0.048	0.061	0.503	0.486
	(0.86)	(1.04)	(1.03)	(1.08)
<i>FDR_hi</i>	-0.342**	-0.512*	-0.040*	-0.059*
	(2.34)	(2.02)	(2.08)	(2.11)
<i>YEAR_08</i>	0.068	—	0.063	—
	(1.54)		(1.45)	
<i>YEAR_09</i>	-0.275***	—	-0.286***	—
	(-6.21)		(-6.49)	
<i>D_erea</i>	0.143	—	0.246	—
	(1.05)		(1.41)	
<i>Cons</i>	1.341***	1.513***	1.329***	1.521***
	(5.29)	(5.75)	(5.59)	(6.15)
<i>R 值</i>	0.654	0.632	0.769	0.732
<i>P 值</i>	0.003	0.006	0.000	0.000
<i>F 值</i>	31.25***	32.21**	35.47**	33.12**

注：括号内数字表示T值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。

五、结论与启示

利用2001-2012年中国31个省份及地区（除港澳、台湾省）的面板数据，运用Hansen的门槛回归模型，从二元经济结构和地方政府规模两个角度分析了经济增长的金融支持效率及其传递效率影响的门槛效应，研究表明，均存在显著的二元经济结构门槛效应和地方政府规模门槛效应。从金融深化对经济增长的金融支持效率的影响来看，二元经济结构门槛及地方政府规模门槛的分析均表明，当二元经济结构系数和地方政府规模处于较低水平时，金融深化将会对金融效率产生显著的正向影响；当二元经济结构系数和地方政府规模处于较高水平时，金融深化将会对金融效率产生显著的负向影响，但是，当二元经济结构系数和地方政府规模处于中间水平时，金融深化对金融效率的影响方向不明确。从金融深化对金融配置效率的影响来看，二元经济结构门槛及地方政府规模门槛的分析均表明，当二元经济结构系数及地方政府规模处于较低水平时，金融深化将会对金融配置效率产生显著的正向影响；当二元经济结构系数及地方政府规模处于较高水平时，金融深化将会对金融配置效率产生显著的负向影响；当二元经济结构系数及地方政府规模处于中间水平时，金融深化对金融配置效率的影响不显著。从金融深化对金融创新效率的影响来看，二元经济结构门槛及地方政府规模门槛的分析均表明，当二元经济结构系数及地方政府规模处于较高水平时，金融深化将会对金融创新效率产生显著的负向影响，其他区间段金融深化对金融创新效率的影响不明显。同时，控制变量地方政府规模、民营化水平、人力资本、区域虚拟变量、年份虚拟变量均不同程度上影响了金融支持效率、金融配置效率以及金融创新效率。

基于本文结论，以下启示值得深思。第一，金融深化对金融支持效率及其传递效率（金融配置效率及金融创新效率）存在显著的门槛效应。因此，我应该辩证地看到金融深化对金融支持效率及其传递效率的影响，有序有度地发挥经济增长的金融支持功能及其功能传递。第二，金融深化对金融支持效率及其传递效率存在显著的二元经济结构门槛效应。二元经济结构系数偏大意味着城乡差距拉大，金融资源更多地聚集在城市等发达地区，也加大了金融深化的难度，不利于金融效率的发挥，为此，必须改变二元经济结构，缩小城乡差距，提高金融覆盖面，发挥经济增长的金融效率及其传递效率。第三，金融深化对金融支持效率及其传递效率存在显著的地方政府门槛效应。科技创新能力的培育具有很高的时间成本，而金融机构作为盈利性机构，对中小企业科技型企业的支持力度还存在不足之处，必然要求政府给予强力的支持。对于科技创新，金融机构和政府必须双管齐下，才能够发挥作用。第四，还必须处理好人力资本、地方政府规模、民营化水平对金融效率及其金融创新效率的影响。地方政府规模和民营化水平对金融支持效率及其传递效率的影响表明，针对科技创新以及中小企业发展，政府需要进行支持培育，同时发挥金融在资

源配置中的突出作用，推动中小企业发展和科技创新。中国正处于金融改革发展的攻坚期，处理好金融改革中存在的问题，有序、稳定地推动经济中高速增长。

(河南省社会科学院金融与财贸研究所，河南郑州，450000)

参考文献

- [1] 郑京海,胡鞍钢. 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析(1979—2001年)[J]. 经济学,2005,01:263-296.
- [2][27] 赵勇,雷达. 金融发展与经济增长:生产率促进抑或资本形成[J]. 世界经济,2010,02:37-50.
- [3] 谢家智,王文涛. 金融发展的经济增长效率及其分布特征[J]. 中国经济问题,2013,01:72-80.
- [4] Aghion P. Growth and Development: A Schumpeterian Approach[J]. Annals of Economics & Finance, 2004, 5(1):1-25.
- [5] Shen C H, Lee C C. Same Financial Development Yet Different Economic Growth: Why?[J]. Journal of Money Credit & Banking, 2006, 38(7):1907-1944.
- [6] 江春,苏志伟, 2013.金融发展如何促进经济增长——一个文献综述[J]. 金融研究,2013(9):110-122.
- [7] Jordan Shan. Does financial development 'lead' economic growth? A vector auto-regression appraisal[J]. Applied Economics, 2005, 37(12):1353-1367.
- [8][23] Aghion P, Howitt P, Mayerfoulkes D. The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence[J]. Social Science Electronic Publishing, 2004, 120(2004): 173-222.
- [9][32] GoldSmith, R. Financial Structure and Economic Development[M].New Haven:Yale University Press,1969.
- [10] Shaw, E.S. Financial Deepening in Economic Growth[M]. Oxford University Press, NY, 1973.
- [11] Levine, R. Law, Finance and Economic Growth[J]. Journal of Economic Development, 1999, 30(1):49-69.
- [12] [14] 云鹤,胡剑锋,吕品. 金融效率与经济增长[J]. 经济学,2012,02:595-612.
- [13] Crane D B, Froot K A, Mason S P, et al. The global financial system : a functional perspective[J]. Journal of Finance, 1995, 52(2).
- [15] Levine, R. Stock Markets ,Growth and Tax Policy[J]. Journal of Finance, 1991,46(4):1445-1465.
- [16] Bencivenga, Valerie R, Smith, Bruce D. Financial Intermediation and Endogenous Growth[J]. Review of Economic Studies, Wiley Blackwell, 1991, 58(2), 195-209.
- [17] Blackburn, K. and V. Hung. A Theory of Growth Financial Development and Trade[J]. Economica, 1998, 65(257):107-124.
- [18] Graft M. and Karmann. A. What Determines the Finance-Growth Nexus? Empirical Evidence for Threshold Models[J]. Journal of Economics, 2006, 87(2):127-157.
- [19] Favarra, Giovanni. An Empirical Reassessment of the Relationship Between Finance and Growth[R]. IMF working paper, June, 2003.
- [20] Ramcharan R. The Link Between the Economic Structure and Financial Development[J]. Journal of Macroeconomics, 2010, 10(1):1-37.

- [21][34] Chien-Chiang Lee, Swee Yoong Wong. Inflationary Threshold Effects In The Relationship Between Financial Development And Economic Growth: Evidence From Taiwan And Japan[J]. Journal of Economic Development, Chung-Ang University, Department of Economics, 2005, 30(1): 49-69.
- [22] Arestis P, Caner A. Financial liberalization and poverty: channels of influence[J]. Ssrn Electronic Journal, 2004.
- [24] Rousseau P L, Wachtel P. What Is Happening to the Impact of Financial Deepening on Economic Growth[J]. Economic Inquiry, 2011, 49(1):276-288.
- [25] 崔艳娟, 孙刚. 金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据[J]. 金融研究, 2012, 11:116-127.
- [26][28][36][38][41] 杨友才. 金融发展与经济增长-基于我国金融发展门槛变量的分析[J]. 金融研究, 2014, 2:59-71.
- [29][37] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [30] Levine R. Finance and Growth: Theory and Evidence[J]. Ideas Help Page, 2004, 1:37-40.
- [31] Pastor J T, Lovell C A K. A global Malmquist productivity index[J]. Economics Letters, 2005, 88(2):266-271.
- [33][39][40] R.I.Mckinnon. Money and Capital in Economic Development[M]. Brooking Institution, Washington, DC, 1973.
- [35] Chen K C, Wu L, Wen J. The relationship between finance and growth in China[J]. Global Finance Journal, 2013, 24:1-12.
- [42] Dabla-Norris E, Kersting EK, Verdier G. Firm Productivity, Innovation, and Financial Development[J]. Southern Economic Journal, Southern Economic Association, 2012, 79(2):422-449.