

# 最优金融结构、产业技术创新与经济增长： 基于新结构经济学视角的分析

周立<sup>1</sup>, 赵秋运<sup>2</sup>

(1. 兰州财经大学金融学院, 甘肃 兰州 730020; 2. 北京大学新结构经济学研究院, 北京 100871)

**摘要:** 金融结构包括金融供给数量和金融供给质量, 只有当金融结构与实体经济发展程度相匹配时, 才能有效促进产业技术创新和实体经济增长。从新结构经济学视角出发构建理论模型, 利用 2003~2017 年我国总体层面和分区域层面的面板数据, 实证分析金融结构、产业技术创新与经济增长的关系, 结果发现: 就金融供给数量而言, 我国金融供给存在“总量超发”问题, 无论是在总体层面抑或分区域层面, 金融供给数量均在一定程度上抑制了经济增长, 但是随着产业技术创新程度的提高, 金融供给数量的抑制作用逐渐减弱。就金融供给质量而言, 金融市场结构和金融市场活力在总体层面和分区域层面上皆对经济增长发挥了促进作用, 且这一作用随产业技术创新不断升级而增强; 金融市场效率对总体经济增长具有不显著的抑制作用, 而在发达地区和中等发达地区则对经济增长起到正向促进作用。当其他经济条件不变时, 市场化程度的改善和金融市场效率的提升能够提高产业技术创新程度。

**关键词:** 最优金融结构; 金融市场效率; 产业技术创新; 经济增长; 新结构经济学

**中图分类号:** F 830

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1000-260X(2021)02-0071-13

## 一、引言

金融结构是指一国现存的金融工具和金融体系之和<sup>[1]</sup>, 具体指涉金融体系内部各种不同金融产品、制度的安排比例和相对构成。它既包括金融供给数量, 即一国金融业总增加值; 又包括金融供给质量, 如金融市场结构、金融市场活力、金融市场效率等方面。根据新结构经济学理论, 一国经济发展阶段不同, 拥有的要素禀赋结构也就不同, 这就内生决定了其产业结构、技术水平、企业规模、企业风险特征和融资需求存在差异。因此, 一国实体经济

发展的不同阶段所需求的金融数量和制度安排必定迥然有别。只有当金融结构与实体经济发展程度相匹配时, 才能有效发挥金融系统的基本功能, 促进产业技术创新和实体经济增长。反之, 金融部门“超发展”或“发展不足”, 都会抑制经济增长。金融危机后, 我国金融部门以一种比实体经济部门增长快得多的速度发展, 金融总量“超发展”和微观机制发展不足, 金融结构也不尽合理, 导致实体产业转型升级中有“脱实向虚”的倾向<sup>[2]</sup>。林毅夫等<sup>[3][4]</sup>指出, 要有效地实现金融体系的基本职能, 促进实体经济发展, 处在一定发展阶段的经济体应当具有与

**收稿日期:** 2020-12-15

**基金项目:** 甘肃省哲学社会科学规划项目“甘肃‘一带一路’建设发力点与对外开放新格局构建研究”(20YB063); 国家社科基金一般项目“新结构经济学视角下我国跨越中等收入陷阱的路径研究”(18BJL120)

**作者简介:** 周立, 经济学博士, 兰州财经大学金融学院副教授、硕士生导师, 主要从事经济与金融发展理论、金融计量学研究; 赵秋运(通讯作者), 经济学博士, 北京大学新结构经济学研究院研究员, 主要从事新结构经济学研究。

其要素禀赋结构所决定的最优产业结构相适应的最优金融结构,即金融体系中各种金融制度安排、比例构成及其相互关系需要与该经济体要素禀赋结构所内生决定的产业技术结构和企业风险特性相匹配,以支持具有比较优势的产业和拥有自生能力的企业良性成长。

产业技术创新是对旧产业结构的创造性破坏<sup>[5]</sup>,不断从产业内部通过技术革新来动态调整经济结构,实现产业由低技术到高技术的逐步升级。改革开放40余年来,我国第一产业就业总量和产业增加值所占比重日益下降,而第二和第三产业比重则持续上升。从技术创新和产业升级角度来看,我国庞大、系统、完整的制造业基础和生产技术的长期累积推动产业技术创新能力日益增强,制造业增加值中高技术部门产出所占比重越来越大。周立指出,实现产业技术创新和解决中美贸易争端的根本办法在于转我国制造为我国“智”造,全面提升产业技术水平,特别是高新技术产业,如芯片产业、人工智能、集成电路等方面<sup>[6]</sup>。当前,我国制造业呈现出资本和技术附加值占比逐年提升、劳动力资源配置逐年下降的情况,这种经济要素禀赋特征和由此所决定的产业发展比较优势决定了我国经济调整路径只能依靠科技突破与产业技术创新,这是实现经济高质量转型和可持续发展的必由之路。

在我国经济高质量发展的新时代和金融供给侧结构性改革的关键窗口期,需认清我国金融部门与产业部门共生发展的两个严峻事实:一是金融总量供给过度与金融微观机制发展不足;二是金融部门“脱实向虚”与“去泡沫化”等问题客观存在,需要通过高质量高效率的金融供给,将要素资源导向具有生产力的产业技术部门,实现可持续的高质量增长<sup>[7]</sup>。围绕这一主题,部分学者基于新结构经济学视角展开研究,龚强等<sup>[8]</sup>和张一林等<sup>[9][10]</sup>运用新结构经济学基本理论和博弈时序分析得出结论,认为金融体系能否有效支持技术升级是我国产业创新与经济转型的关键;杨子荣和张鹏杨<sup>[11]</sup>采用2001~2008年省际面板数据实证分析指出,最优的金融结构安排不仅需要满足产业融资需求,还必须与特定经济发展阶段要素禀赋结构所内生决定的产业结构相适应,如此才能促进产业技术创新和经济转

型发展。整体而言,从新结构经济学理论视角出发进行的此类研究尚需进一步拓展和丰富。

## 二、理论框架与研究假设

### (一)基于新结构经济学的理论模型

为了简便地分析一个地区产业技术创新过程中金融供给数量与经济增长的理论逻辑关系,本文从新结构经济学理论出发,基于要素禀赋及其结构不断变迁构建数理模型,为了方便分析,做出如下假定:

1. 区域经济中人口增长处于稳态,不存在资本折旧,也不考虑知识存量和人力资本等变量不断累积优化<sup>①</sup>,并且市场总是出清的。
2. 经济生产中涉及生产和金融两个部门,资本积累促进产业技术不断升级,且金融部门微观机制总是有效的。
3. 生产厂商通过投入中间产品来生产消费产品,中间产品生产所需的研发活动只决定于金融部门资金支持,不存在对外贸易情形。
4. 企业生产技术随经济发展不同阶段而提高,即企业具有自生能力。
5. 在每一个生产阶段,企业前期所获利润已分配给企业所有者,企业在生产进行前需要到金融机构以当时的名义利率借款。
6. 企业生产信贷规模与货币总供给量按固定比例进行。

这样,地区的总产出  $Y(t)$  由其技术存量  $A(t)$  和投入资本  $K(t)$  来实现,设定总产出函数为:

$$Y(t) = A(t)K(t) \quad (1)$$

其中,  $A(t) = BK(t)^\phi$ ,  $B > 0$ ,  $\phi > 0$ , 说明技术进步由资本积累决定。厂商的产业技术水平由投入资本  $K(t)$  来决定,  $g_r(t)$  为名义技术增长率,  $P(t)$  为价格水平,  $g_A(t)$  则为实际技术增长率:

$$g_A(t) = g_r(t) - \pi(t) \quad (2)$$

这里,  $g_A(t) = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ ,  $\pi(t) = \frac{\dot{P}(t)}{P(t)}$ , 根据两部门经济,我们将总需求分解为当期消费与投资,假设用  $c$  表示消费倾向,则有:

$$Y(t) = cY(t) + I(t) \quad (3)$$

通过对(3)式移项合并求解,可得:

$$Y(t) = I(t)/(1-c) \quad (4)$$

对(4)式两边先取对数,再求导,则有:

$$g_Y(t) = g_I(t) \quad (5)$$

(5)式表明经济增长率由投资增长率决定,也即由投资增长率决定的产业技术创新效应来决定。更进一步,考虑产业技术创新是对旧产业结构的创造性破坏,且具有累积性,由此可以得出下式:

$$g_r = \lambda_0 + \lambda g_Y(t-1), \lambda_0 > 0, \lambda > 0 \quad (6)$$

$g_Y(t-1)$ 为上一年经济的真实增长率,企业创新系数  $\lambda > 0$ ,这意味着创新效应为正,而  $\lambda_0 > 0$ ,则代表产业技术创新具有正向累积性。

从产业层面来看,投资取决于市场利率  $r(t)$ ,可简单而合理地认为投资增长率  $g_I(t)$ 为利率增长率  $g_r(t)$ 的线性函数: $g_I(t) = \tau_0 + \tau g_r(t)$ ,结合(5)式,可以得出:

$$g_Y(t) = g_I(t) = \tau_0 + \tau g_r(t) \quad (7)$$

这里  $\tau_0 > 0$ ,  $0 < \tau < 1$ ,  $\tau$  与  $(1-r(t))$  成正比,表明当利率提高时,投资增长率和经济增长率将会下降。由于企业生产存在借贷周期,即在生产进行前需要到金融机构以当时的名义利率来借款以支付资本投入,结合市场出清条件,可得:

$$M(t) = A(t)P(t)K(t) = P(t)Y(t) \quad (8)$$

这里  $M(t)$ 表示货币总供给量,信贷规模  $FD(t)$ 与货币供给量  $M(t)$ 之间的固定比例为  $\zeta$ 。因此,我们有:  $\frac{FD(t)}{Y(t)} = \frac{\zeta M(t)}{Y(t)} = \frac{\zeta P(t)Y(t)}{Y(t)} = \zeta P(t)$ ,即可得:

$$FD(t) = \zeta P(t)Y(t) \quad (9)$$

对(9)式两边先取对数,再求导,可得:

$$fd(t) = \pi(t) + g_Y(t) \quad (10)$$

其中,  $fd(t) = FD(t)/FD(t)$ ,是表征金融发展程度的变量,  $\pi(t)$ 表征通货膨胀水平。当经济处于稳态时,各期增长率相等,即:  $g_Y(t) = g_Y(t-1) = \tilde{g}$ ,则有:

$$\tilde{g} = fd(t) - \pi(t) \text{ 且 } \tilde{g}_A = fd(t) \quad (11)$$

式(11)是在均衡增长条件下得出的,它体现了金融发展和经济增长之间的长期稳定关系,当经济发展以稳定的状态进行时,金融总量供给以一定的制衡系数促进实体经济增长,产业技术增长率由金融增长率决定。更进一步思考,若金融供给数量过度时,  $fd(t)$ 明显增长,在产业技术创新效应带来的经济增长率  $\tilde{g}$ 未见显著提高时,结果会造成通货膨

胀发生和经济要素配置错位,进而扭曲或滞缓产业技术创新和经济增长均衡路径;而当金融供给数量不足时,  $fd(t)$ 明显下降,企业生产时所需借贷资金得不到满足,经济总产出  $g_Y(t)$ 会开始下降,物资供应萎缩开始出现,短缺型通货膨胀发生,  $\pi(t)$ 开始上升,经济增长率在生产不足和通货膨胀的双重影响下会进一步明显下降。

基于以上分析,只有当金融供给数量与产业技术创新和经济发展速度相匹配时,才能促进实体经济均衡发展,而三者不匹配时,则会导致经济增长滞缓。为此,我们提出如下研究假说。

假说1:一个经济体的金融结构只有与实体经济相匹配才能够促进经济增长,一旦存在金融供给数量过度,则会对经济增长产生抑制作用。

## (二)产业(企业)融资结构时序分析及决策

通过梳理新结构经济学企业融资理论,借助既有研究成果<sup>[4][8][12][13]</sup>,可简要刻画一国的产业技术创新水平、企业风险特征与最优融资结构。我们只考虑由生产企业、金融体系和政府构成的经济体,经济参与者均为风险中性,金融体系由直接融资市场(股票融资或发行企业债券)和间接融资市场(以银行体系为主的借贷、保险和融资租赁市场)构成。

1.融资时序。假定整个融资过程分为3期,即0,1和2期。企业在  $t=0$  期,投入自有资金  $\omega$ ,剩余的  $1-\omega$  需要通过间接融资或金融市场获得,企业总投入资金单位化为1,只有金融中介有权对项目进行清算<sup>[14]</sup>。那么,在  $t=1$  期,企业如采取间接融资,企业与金融中介约定支付利息,金融中介如获得清算剩余  $A < 1$ ,则企业无剩余,项目结束;如金融中介未清算项目,在  $t=2$  期,企业向银行偿还  $\min\{R, \pi\}$ ,剩余的  $\pi - \min\{R, \pi\}$  归企业所用,其中,  $R$  为本金利息和,  $\pi$  为项目利润,其均为随机分布函数。在  $t=1$  期,企业如采取直接融资,企业与投资机构约定股息比率或债息比率为  $S$ ,企业在  $t=2$  期向投资者发放股利为  $S\pi$ ,企业剩余为  $(1-S)\pi$ ,项目延续。

2.产业特征、市场环境与信息更新。生产技术在产业技术随机前沿所处的具体位置决定了产业特征,后者又内生决定了企业风险:技术创新风险(企业能否成功研发出新技术的风险)和产品创新



风险(企业生产的产品能否被市场接受的不确定性)<sup>[8]</sup>。考虑存在低风险的 L 和高风险的 H 两类项目, L 成功的概率为  $P_L$ , 利润  $\pi_L > 1$ ; H 以较低的概率  $P_H < P_L$  实现高额利润  $\pi_H > \pi_L$ , H 企业成功的概率更低, 但成功的收益更高。当然, 无论哪一类项目, 失败后均无利润。进一步考虑市场中存在好企业和坏企业, 好企业的收益和风险与上述时序融资分析一致; 坏企业则在时序融资的后两期都不产生收益, 且任意时期的清算价值均为 0, 坏企业在  $t=1$  期有模仿好企业的企图, 投入自有资金  $\omega$  并对外融资, 当坏企业能够延续经营到  $t=2$  期, 可以获得私人收益  $b > \omega$  ( $b$  无法向外部转移)。令  $\theta$  代表 H 产业的风险,  $\theta$  与产业原创性的技术创新正相关; 令  $v$  代表市场环境, 表示市场中好企业的比例。在  $t=0$  期, 产业风险  $\theta$  和市场环境  $v$  皆为公开信息, 市场所有参与者都准确知道其大小, 但所有人在期初都无法区分项目类型<sup>[15]</sup>。

3. 融资可得性分析。考虑到间接融资市场与直接融资市场的竞争替代性, 我们将无风险利率单位化为 0, 并认为在  $t=1$  期项目 L 产生利润, 项目 H 和坏项目在  $t=1$  期都不产生利润, 资金提供者无法区分项目 H 和坏项目, 只能识别项目 L, 在  $t=2$  期, 项目是否成功及项目收益均是公共信息。为了便于分析, 我们假定:

(1) 项目 H 和项目 L 的总体期望收益相同, 即:

$$E(\tilde{\pi}_H) = E(\tilde{\pi}_L); E(\tilde{\pi}_H) = P_H \pi_H; E(\tilde{\pi}_L) = P_L \pi_L$$

(2) 项目 L 在  $t=2$  期一定成功, 即  $P_L=1$ ; 当  $v=1$  且  $\theta=0$  时(企业项目均低风险时), 由间接融资提供资金, 即:  $R \leq \pi_L$ 。

4. 间接融资决策。企业开展间接融资时, 金融中介会在收益(利息或租金)与贷款风险(本金可偿还性)之间做出权衡。在上述假定情况下, 当且仅当金融中介的期望收益大于等于 1 时, 间接融资才会发生。更进一步, 由于金融中介无法区分坏项目和项目 H, 为了避免本息受到损失, 将对非 L 项目进行清算。此时, 坏企业出于自我利益保护会主动退出, 这样, 依靠清算机制, 在信息不对称的局面下, 金融中介实现了对好坏企业的区分。

在清算机制和信息不对称约束条件下, 企业利润最大化并进行间接融资时, 其目标函数为:

$$\max (1-\theta)[E(\tilde{\pi}_L - p_L R)]$$

$$s.t. \theta A + (1-\theta) P_L R \geq 1 \text{ \& } P_H R \leq A \quad (12)$$

其中,  $(1-\theta)P_L R \geq 1$  是 L 项目成功的总收益,  $\theta A$  是清算 H 项目的金融中介的剩余, 这两部分之和则是  $t=0$  期金融中介的期望收益。  $P_H R \leq A$  表示金融中介发现项目非 L 后的清算条件。这样, 我们可以得到一个  $\hat{\theta}$ :

(1) 当  $\theta \leq \hat{\theta}$  时, 间接融资可行, 此时:

$$R = (1-\theta A)/(1-\theta) \quad (13)$$

在  $t=0$  期, 企业的期望利润为:

$$\pi_{t=0}^I = (1-\theta)\pi_L + \theta/2 - 1 \quad (14)$$

式(13)和式(14)表明, 当产业风险较低时, 间接融资可行。此时  $\partial R / \partial \theta > 0$ , 表明随着风险增大, 企业需要支付更高的利息来弥补银行的贷款风险。由于清算机制阻止了坏企业进入, 好企业通过间接融资最多能够接受由信息不对称导致的利息支出( $\partial R / \partial \theta = 0$ )。

(2) 当  $\theta > \hat{\theta}$  时, 间接融资不可行。当产业风险达到较高的水平时, 间接融资要求利率过高, 以至于超过企业的承受范围( $R > \pi_L$ ), 此时, 企业会直接转向资本市场进行直接融资。

5. 直接融资决策。企业发行证券进行直接融资, 企业在进行直接融资时无清算风险。其目标函数如下:

$$\max (1-s)[\theta E(\tilde{\pi}_H) + (1-\theta)E(\tilde{\pi}_L)]$$

$$s.t. v s[\theta E(\tilde{\pi}_H) + (1-\theta)E(\tilde{\pi}_L)] \geq 1 \quad (15)$$

式(15)中,  $vs[\theta E(\tilde{\pi}_H) + (1-\theta)E(\tilde{\pi}_L)]$  为直接融资约束条件下, 市场资金在  $t=0$  期的期望收益。这样, 存在一个  $\hat{v}$ :

(1) 当  $v < \hat{v}$  时, 直接融资不可行, 投资者由于投资收益不足以覆盖成本, 无激励进入金融市场, 说明良好的市场环境和投资回报是金融市场有效运转的必要条件。

(2) 当  $v \geq \hat{v}$  时, 即市场环境足够维持最基本投资回报时, 直接融资顺利进行, 此时, 证券融资比例为:

$$s = 1/(v\pi_L) \quad (16)$$

在  $t=0$  期, 企业的期望利润为:

$$\pi_{t=0}^D = \pi_L - 1/v \quad (17)$$

进一步, 由  $\partial s / \partial v < 0$  和  $\partial \pi^D / \partial v > 0$  可知, 市场

环境条件恶化和信息不对称会导致企业的直接融资成本增加,在直接融资顺利进行时,企业和市场投资者共同承担风险,投融资行为会更加稳健,企业的融资成本最高点在  $\partial s / \partial v = 0$  时出现,投资者最高回报在  $\partial \pi^E = 0$  时出现。

因此,当一个经济体处于产业风险较高、市场环境较差的状态时,产业的高风险会抑制间接融资的有效性,同时市场环境状况恶劣导致市场融资不可行。如果经济体处于这种状态,往往只有通过降低产业风险或者改善市场环境才能发挥金融体系的效率,满足企业创新的融资需求。如果市场环境不变而产业风险降低则间接融资变得可行;如果产业风险不变而市场环境得到改善,则金融市场直接融资成为可行的融资渠道;如果产业风险降低,同时市场环境条件得以改善,则间接融资和金融市场都能够为企业的资金支持。据此,我们提出以下两个假说:

假说 2:一个经济体只有拥有与经济发展阶段相适应的金融结构,才能充分满足产业技术创新提高的内在要求,进而较好地促进经济增长。

假说 3:市场化程度的提高和金融市场效率的改善(其他经济条件不变)能够更好地促进产业技术创新。

### 三、模型设计、数据来源及变量说明

#### (一) 回归模型

本文基于 2003~2017 年间我国内地 30 个省级行政区域的总体层面面板数据和分区域层面面板数据<sup>②</sup>(以下同),来研究我国金融供给结构、产业技术创新与经济增长之间的关系。鉴于各个省份实际要素禀赋及产业结构之间具有较大差异,我们设定带有个体固定效应的面板回归模型;另外,为了验证假说 1,我们借鉴 Hansen<sup>[6]</sup>基于固定效应面板数据建立单阈值门限面板模型的方法,以产业技术创新程度( $ind_{it}$ )为门限变量,设定金融供给数量( $fd_{it}$ )与经济增长率( $ggdp_{it}$ )之间的动态门限面板模型。其表达式如下:

$$ggdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 fd_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (i=1,2,\dots,n; t=1,2,\dots,T) \quad (18)$$

$$ggdp_{it} = \delta_i + \mu_i + \beta_1 fd_{it} \cdot I(\inf_{it} \leq ind_{it}) + \beta_2 fd_{it} \cdot I(\inf_{it} > ind_{it}) + \varphi_{it} Z_{it} + e_{it} \quad (19)$$

其中,下标  $i$  表示个体, $t$  表示时间。 $ggdp_{it}$  为经济增长率, $fd_{it}$  为金融发展总量供给水平, $I(\cdot)$  为示性函数, $Z_{it}$  为控制变量,产业技术创新  $ind_{it}$  为门限回归的中介变量<sup>③</sup>;考虑截距门限效应的门限回归模型估计的结果可能是有偏的,我们加入截距门限效应,采用  $\delta_i$  表示不同个体的截距差异。扰动项由  $\mu_i + \varepsilon_i$  两部分复合扰动项构成。其中,不可观测的随机扰动项  $\mu_i$  代表个体异质性的截距项, $\varepsilon_{it}$  为随个体和时间改变的扰动项, $\varepsilon_{it}$  独立同分布,且与  $\mu_i$  不相关。 $Z_{it}$  为经济发展水平的控制变量,包括城镇化水平、人力资本水平、市场利率差、老年人口抚养比、低技术产业劳动配置水平、固定资产投资率水平、最终消费率水平及净出口增长率水平等<sup>[7][8]</sup>。

为了验证研究假说 2,我们需要进一步考察不同产业发展阶段的金融供给质量对经济增长的影响,其表达式如下:

$$ggdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 fs_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (i=1,2,\dots,n; t=1,2,\dots,T) \quad (20)$$

$$ggdp_{it} = \delta_i + \mu_i + \beta_1 fs_{it} \cdot I(\inf_{it} \leq ind_{it}) + \beta_2 fs_{it} \cdot I(\inf_{it} > ind_{it}) + \varphi_{it} Z_{it} + e_{it} \quad (21)$$

其中,金融供给质量( $fs_{it}$ )分别用金融市场结构( $fsz_{it}$ )、金融市场活力( $fssa_{it}$ )和金融市场效率( $fse_{it}$ )来衡量,其他变量解释同上。

对假说 3 的验证,需要利用市场环境改善和金融市场效率提升的面板数据来衡量它们对产业技术创新的具体影响,其表达式如下:

$$ind_{it} = \beta_0 + \beta_1 mbi_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (i=1,2,\dots,n; t=1,2,\dots,T) \quad (22)$$

$$ind_{it} = \delta_i + \mu_i + \beta_1 fs_{it} \cdot I(\inf_{it} \leq mbi_{it}) + \beta_2 fs_{it} \cdot I(\inf_{it} > mbi_{it}) + \varphi_{it} Z_{it} + e_{it} \quad (23)$$

其中,市场环境用市场化指数( $mbi_{it}$ )衡量,金融效率用金融市场效率( $fse_{it}$ )来代理,并用市场化指数( $mbi_{it}$ )作为门限回归的中介变量,其他变量解释同上。

#### (二) 数据来源及变量说明

各省年度经济数据来源于《中国统计年鉴》和《中国高技术产业统计年鉴》,金融交易数据来源于

Wind 数据库,低技术劳动力配置数据来源于中国工业企业数据库,以上数据中有个别数据缺失,我们采用前后年份平均值来替代。具体变量说明见表 1。

表 1 变量类型及主要说明

变量类型	变量名	代码	变量说明
被解释变量	经济增长率	$ggdp_{it}$	各省份历年经济真实增长率
	产业技术创新	$ind_{it}$	高技术密集型产业产值占高低技术密集型产业总产值的比重
核心解释变量	金融供给数量	$fd_{it}$	年度存款总额/地区生产总值(GDP)
	金融市场结构	$fsz_{it}$	直接融资总量/间接融资总量
	金融市场活力	$fsa_{it}$	股票市场资金成交量/银行贷款总量
	金融市场效率	$fse_{it}$	(股票市场总交易量/GDP)×银行净利差率
门限解释变量	产业技术创新	$ind_{it}$	同以上说明并不作为被解释变量时出现
	市场化指数	$mbi_{it}$	樊纲等《中国市场化指数》中分省份市场化指数
控制变量	总消费率	$con_{it}$	居民最终消费额/地区 GDP
	投资增长率	$inv_{it}$	固定资产投资增长率
	净出口增长率	$ne_{it}$	各省份历年净出口增长率
	城镇化水平	$urb_{it}$	各省份年末城镇化率
	人力资本水平	$\ln Humca_{it}$	年末高中文化程度以上人口总数的对数
	市场利率差	$Mir_{it}$	商业银行一年期(贷款-存款)利差*100
	老年人口抚养比	$edr_{it}$	老年人口占劳动力人口比重*100
	低科技部门劳动配置效率	$ilabor_{it}$	低科技产业就业人数占规模以上工业部门就业总人数比重

### 1. 被解释变量

(1) 经济增长率( $ggdp_{it}$ ),以 2002 年居民消费价格指数为基期进行平减获得实际值,求出每年经济真实增长率。

(2) 产业技术创新( $ind_{it}$ ),用高技术密集型产业产值在高低技术密集型产业总产值中的比重来衡量。

### 2. 核心解释变量

核心解释变量用金融供给数量( $fd_{it}$ )和金融供给质量( $fs_{it}$ )来衡量。金融供给数量( $fd_{it}$ )用来衡量金融总量供给水平;金融供给质量( $fs_{it}$ )用来衡量金融发展结构和效率水平,本文参考 Levine 和杨子荣等<sup>[1]</sup>的变量选取标准,认为其具体包括金融市场结构( $fsz_{it}$ )、金融市场活力( $fsa_{it}$ )和金融市场效率( $fse_{it}$ )等 3 个维度。

### 3. 门限中介变量

为了动态刻画产业技术创新过程中金融结构变化和经济增长的关系,我们除了把产业技术创新( $ind_{it}$ )指标作为门限中介变量外,还引入市场化指数( $mbi_{it}$ )指标,用樊纲等人在《中国市场化指数》中提出的市场化总指数来表示。考虑 2008 年前后统计口径大小不一致的问题,进行数据标准化处理。

### 4. 控制变量

本文选取的控制变量包括总消费率、投资增长率、净出口增长率、城镇化水平、人力资本水平、市场利率差、老年人口抚养比以及低科技部门劳动配置效率。

我们对变量进行了描述性统计<sup>④</sup>,结果表明,我国金融总量供给速度要高于经济增长速度,而各省份的经济初始水平分布不平衡,说明各省份之间要素禀赋及其结构差距较大,其中观察样本为 450 个,用标准差/平均值后,发现表内个别比值大于 1,基本判定数据可能存在个别极值情形。

## 四、实证结果分析

### (一) 金融供给数量估计结果

我们对我国 2003~2017 年间总体层面和发达地区、中等发达地区、欠发达地区分区域层面的面板数据依次进行回归分析,回归结果见表 2。

首先,总体上我国金融供给数量对经济增长具有显著的抑制作用。投资增长率和净出口增长率对我国总体经济拉动作用正向显著,而消费对我国经济增长贡献为负向显著;产业技术水平和利率差水平对总体经济增长率具有正向促进作用,均在 10% 的临界水平上显著,人力资本水平、城镇化、老龄化、市场环境水平都显著地抑制了整体经济增长,低技术产业劳动配置效率对经济增长的促进作用不显著。样本期间,消费并未起到拉动整体经济增长的作用,说明我国内生经济发展水平还比较低,有待进一步提升。另外,人力资本水平、城镇化水平、市场环境建设等变量发展滞后和总体“老龄化”问题已经显现,这些都是我国经济发展过程中应该补齐的短板。



表2 金融供给数量面板模型估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
$fd_{it}$	-0.0116** (-2.05)	-0.0048 (-1.41)	-0.0255*** (-2.99)	-0.0185** (-2.55)
$inv_{it}$	0.0219*** (3.99)	0.0529*** (4.03)	0.0251** (2.29)	0.0162* (1.74)
$nc_{it}$	0.0048** (2.31)	0.0127** (2.41)	0.0056* (1.83)	0.0035 (1.15)
$con_{it}$	-0.1557*** (-6.70)	-0.1750*** (-3.20)	-0.01427 (-0.52)	-0.1070*** (-3.37)
$ind_{it}$	0.0322* (1.69)	0.0127** (2.50)	0.0038 (0.19)	-0.0680 (-1.52)
$\ln Humca_{it}$	-0.0026** (-2.40)	-0.0052** (-2.44)	-0.0059*** (-4.02)	-0.0059** (-2.07)
$Urb_{it}$	-0.1778*** (-6.98)	-0.0717*** (-2.50)	-0.1092*** (-3.96)	-0.1637*** (-4.05)
$edr_{it}$	-0.0018** (-2.50)	0.0000 (0.04)	-0.0009 (-0.89)	0.0026* (2.63)
$mbi_{it}$	-0.0043*** (-2.97)	-0.0101*** (-5.46)	-0.0023 (-1.30)	-0.0050 (-0.43)
$Mir_{it}$	0.0090* (1.92)	0.0336*** (2.57)	0.0052 (0.72)	0.0001 (0.27)
$LLabor_{it}$	0.1157 (1.35)	-0.0751** (-2.11)	-0.1110** (-2.35)	0.0929 (1.23)
Constant	0.2319*** (2.62)	0.2592*** (5.46)	0.3528*** (4.05)	0.2359*** (2.32)
回归方法	OLS+FE	PCSE	PCSE	PCSE
Obs	450	150	150	150
groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.6047	0.7046	0.5147	0.5303

注:\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,第2列括号内为T值,第3、4、5列为Z值。下同

其次,从分区域层面的结果来看,金融供给数量对经济增长均具有抑制作用,尽管在发达地区的抑制水平不显著。进一步地,我们将总体层面以及分区域层面的面板数据依次进行门限面板回归分析,回归结果见表3。

我国产业技术创新程度的总体阈值点为0.5339,当产业技术创新程度未达到该阈值点时,金融供给数量显著抑制经济增长,当产业技术创新程度越过此阈值点时,金融供给数量对经济增长依然具有一定的抑制作用,但其作用力却大为减弱;发达地区和中等发达地区产业技术创新程度的阈值点分别为0.3650和0.5216,当产业技术创新程度未达到此阈值点时,金融供给数量抑制了经济增长,越过此阈值点后,金融供给数量对中等发达地区经济增长具有显著的正向效应<sup>⑤</sup>;欠发达地区产业技术创新程度的阈值为0.1387,阈值点较低,由于受到

自身产业技术发展条件的影响,欠发达地区在产业技术创新提高的过程中,金融供给数量在阈值点前后均对经济增长具有显著的抑制作用。

表3和表2中诸控制变量的回归解释基本一致。2003~2017年间,我国金融供给数量对我国总体经济增长起抑制作用,伴随着产业技术创新的不断升级,其抑制作用逐步减轻;发达地区、中等发达地区和经济欠发达地区的金融供给数量对经济增长皆为抑制作用,伴随着产业技术创新水平的提升,其抑制作用也渐趋减弱。总之,样本期间我国金融供给“总量超发”,存在金融抑制现象,这证实了研究假说1。

表3 产业技术创新、金融供给数量与经济增长的门限面板模型估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区 <sup>⑥</sup>	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
Panel(A):门限估计				
Ind 阈值	0.5339	0.3650	0.5216	0.1387
上下限区间	(0.5229 0.5416)	(0.3410 0.3677)	(0.5201 0.5253)	(0.1231 0.1390)
Panel B:金融供给数量对经济增长的影响				
Threshold lower (fd)	-0.0212*** (-3.48)	-0.070*** (-6.61)	-3.93e-06 (-0.00)	-0.0410*** (-3.47)
Threshold upper (fd)	-0.0067 (-1.18)	-0.0072 (-1.00)	0.0383** (2.16)	-0.0488*** (-4.08)
Panel C:控制变量对经济增长的影响				
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.2574*** (6.17)	0.3642*** (4.81)	0.1203** (1.99)	0.2171*** (2.78)
N	450	135	150	150
Groups	30	9	10	10
R <sup>2</sup>	0.2405	0.4686	0.2447	0.4077
fixed effects	Control	Control	Control	Control

注:\*,\*\*和\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,括号内为T值。下同

## (二)金融供给质量估计结果

首先,我们从金融市场结构、金融市场活力和金融市场效率等3个方面来刻画我国金融供给质量水平,面板估计结果见表4、表5和表6。

从表4可知,不管是总体层面还是分区域层面,我国金融市场结构都对经济增长具有促进作用,其中,总体和中等发达地区促进作用不显著,而发达和欠发达地区金融市场结构的促进作用是显著的。

表 4 金融市场结构面板估计结果

变量	(1)总体	(3)发达地区	(4)中等发达地区	(5)欠发达地区
$fsz_{it}$	0.0047 (1.50)	0.0136*** (3.33)	0.0392 (1.55)	0.0241** (2.08)
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.2247*** (2.37)	11.2368*** (6.92)	7.5161*** (3.40)	8.4173*** (3.72)
估计方法	FE	PCSE	PCSE	PCSE
N	450	150	150	150
groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.6016	0.8279	0.6839	0.6599

从表 5 可知,金融市场活力不管是在总体层面还是分区域层面上,皆对经济增长具有正向的促进作用。其中,总体上和欠发达地区正向促进作用不显著,发达地区和中等发达地区具有显著促进作用。

表 5 金融市场活力面板模型估计结果

变量	(1)总体	(3)发达地区	(4)中等发达地区	(5)欠发达地区
$fsd_{it}$	0.0002 (0.08)	0.0083* (1.75)	0.0099* (1.86)	0.0047 (0.83)
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.2162** (2.34)	12.2641*** (5.72)	7.9004*** (3.50)	8.7451*** (3.65)
估计方法	FE	PCSE	PCSE	PCSE
N	450	150	150	150
groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.6006	0.8257	0.6918	0.6448

从表 6 回归结果可知,我国金融市场效率在总体层面上对经济增长具有非显著的抑制作用,但分区域层面上其对经济增长具有一定的促进作用,其中欠发达地区不显著,而发达地区和中等发达地区的促进作用较为显著。

其次,把产业技术创新程度作为门限变量,对总体层面和分区域层面逐次进行门限面板估计,来进一步验证研究假说 2,结果见表 7、表 8 和表 9。

从表 7 可知,在产业技术创新过程中,我国金融市场结构优化促进总体经济增长的产业技术创新程度的阈值点为 0.2185,当产业技术创新程度低于阈值点时,金融市场结构升级会显著促进经济增长,高于阈值点时,金融市场结构升级对经济增长的促进效果不如之前明显。发达地区、中等发达地

区和欠发达地区产业技术创新程度的阈值点分别为 0.3427、0.5202 和 0.2274,当产业技术创新程度低于该阈值点时,金融市场结构并未能发挥出促进经济增长的作用;相反,还会抑制发达地区和欠发达地区的经济增长。当产业技术创新程度高于该阈值点时,金融市场结构升级促进经济增长。

表 6 金融市场效率面板回归模型估计结果

变量	(1)总体	(3)发达地区	(4)中等发达地区	(5)欠发达地区
$fse_{it}$	-0.0059 (-0.32)	0.0519* (1.88)	0.1572* (1.70)	0.0235 (0.22)
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.2144** (2.32)	12.2641*** (5.72)	7.8946*** (3.46)	8.5041** (3.44)
估计方法	FE	PCSE	PCSE	PCSE
N	450	150	150	150
groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.6006	0.8232	0.6882	0.6410

表 7 产业技术创新、金融市场结构与经济增长的

单阈值门限面板估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
Panel(A): 门限估计				
Ind 阈值	0.2185	0.3427	0.5202	0.2274
上下限区间	(0.2183 0.2187)	(0.3367 0.3488)	(0.5116 0.5216)	(0.2230 0.2289)
Panel B: 金融市场结构对经济增长的影响				
Threshold lower (fsz)	0.0154** (2.07)	-0.0380** (-2.35)	0.0136 (0.76)	-0.0154** (-2.07)
Threshold upper (fsz)	0.0017 (0.35)	0.0051 (1.10)	0.1031*** (3.17)	0.0017 (0.35)
Panel C: 控制变量对经济增长的影响				
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.2574*** (6.17)	0.3220*** (4.33)	0.1203** (1.99)	0.2432*** (5.78)
N	450	135	150	150
Groups	30	9	10	10
R <sup>2</sup>	0.6021	0.4286	0.6215	0.5923
fixed effects	Control	Control	Control	Control

从表 8 可知,在产业技术创新过程中,我国金融市场活力促进总体经济增长的产业技术创新程度的阈值点为 0.5216,从发达地区、中等发达和欠发达地区等分区域层面来看,其产业技术创新程度的阈值点分别为 0.4186、0.5216 和 0.0989。



表8 产业技术创新、金融市场活力与经济增长的  
单阈值门限面板估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
Panel(A):门限估计				
Ind 阈值	0.5216	0.4186	0.5216	0.0989
上下限区间	(0.5202 0.5253)	(0.3959 0.4716)	(0.4716 0.5253)	(0.0981 0.0997)
PPanel B:金融市场活力对经济增长的影响				
Threshold	-0.0024	0.0601	0.0034	-0.0064
lower (fsa)	(-1.12)	(1.63)	(0.99)	(-1.12)
Threshold	0.0065*	0.0039*	0.0276***	0.0048
upper (fsa)	(1.90)	(1.73)	(3.81)	(1.08)
Panel C:控制变量对经济增长的影响				
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.1711*** (4.39)	0.2441** (3.38)	0.1203** (1.99)	0.2545*** (3.28)
N	450	135	150	150
Groups	29	9	10	10
R <sup>2</sup>	0.6243	0.7790	0.6334	0.5825
fixed effects	Control	Control	Control	Control

从表9可知,我国金融市场效率促进总体经济增长的产业技术创新程度的阈值点为0.5202;发达地区、中等发达和欠发达地区产业技术创新程度的阈值点分别为0.4986、0.5216和0.0989。

表9 产业技术创新、金融市场效率与经济增长的  
单阈值门限面板估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
Panel(A):门限估计				
Ind 阈值	0.5202	0.4986	0.5216	0.0989
上下限区间	(0.5107 0.5339)	(0.4913 0.5016)	(0.4716 0.5784)	(0.0981 0.0997)
Panel B:金融市场效率对经济增长的影响				
Threshold	-0.0575	-1.358**	0.0494	0.0116
lower (fse)	(-1.59)	(-2.51)	(0.84)	(1.38)
Threshold	0.0104	0.0188*	0.6104***	0.0048
upper (fse)	(0.42)	(1.82)	(3.68)	(1.08)
Panel C:控制变量对经济增长的影响				
control <sub>it</sub>	yes	yes	yes	yes
Constant	0.1583*** (4.02)	0.2534*** (3.52)	0.1604** (2.51)	0.2415*** (3.07)
N	435	135	150	150
Groups	29	9	10	10
R <sup>2</sup>	0.6216	0.7790	0.6334	0.5822
fixed effects	Control	Control	Control	Control

结合表4~表9可知,在产业技术创新过程中,不管是在总体层面或是分区域层面上,当产业技术创新程度尚未达到阈值点时,金融供给质量均会抑制经济增长;而在产业技术创新程度升级越过该阈值点后,金融供给质量对经济增长表现出促进作用,

这也证实了本文的研究假说2。

### (三)市场环境指数、金融市场效率与产业技术创新估计结果

首先,将2003~2017年间全国总体层面和分区域层面的样本数据分别进行面板回归分析,这里笔者更换了部分控制变量,回归结果见表10和表11。

在表10中,从全国范围来看,市场化程度对产业技术创新具有不显著的抑制作用。从分区域层面来看,发达地区市场环境指数最高,并显著促进了产业技术创新;中等发达地区的市场环境次之,却抑制了产业技术创新(并不显著);欠发达地区市场环境最差,并在10%的显著程度上抑制了产业技术创新。

表10 市场环境指数与产业技术创新面板模型估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
$mbi_{it}$	-0.0068 (-1.62)	0.0213*** (3.38)	-0.0105 (-1.51)	-0.0076* (-1.79)
$inv_{it}$	0.0447* (1.99)	0.0314 (0.83)	0.1184** (2.57)	0.0220* (1.73)
$nc_{it}$	0.0029 (0.53)	-0.0312 (-1.55)	0.0179 (1.12)	-0.0116** (-2.03)
$con_{it}$	0.2068 (1.42)	0.6780*** (5.02)	0.2064** (2.03)	0.1121** (2.39)
$\ln Humca_{it}$	-0.0055 (-1.33)	-0.0111 (-1.44)	-0.0114** (-2.09)	0.0023 (0.84)
$Urb_{it}$	0.0316 (0.27)	0.4410*** (6.72)	0.4542*** (4.40)	-0.0431 (-1.02)
$ecdr_{it}$	0.0070* (1.97)	-0.0051* (-1.81)	-0.0024 (-0.58)	0.0129*** (9.46)
$Mir_{it}$	0.0412*** (3.54)	0.1574*** (4.07)	0.1243*** (4.07)	0.0009 (0.09)
$control_{it}$	-0.6162** (-2.41)	-0.9585*** (-5.75)	-2.3253*** (-25.58)	-0.6194*** (-7.85)
Constant	0.5015** (2.12)	0.0192 (0.07)	1.6590*** (9.82)	0.5242*** (5.93)
估计	FE	PCSE	PCSE	PCSE
N	450	150	150	150
groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.1640	0.8298	0.8672	0.7223

在表11中,从总体层面来看,金融市场效率抑制了产业技术创新,虽然其效应不显著。从分区域层面来看,发达地区的金融市场效率最高,其对产业技术创新具有正向效应但并不显著;中等发达地区

的金融市场效率次之,其抑制了产业技术创新(并不显著);而欠发达地区金融市场效率最低,在 10% 的临界水平上显著地抑制了产业技术创新。

表 11 金融市场效率与产业技术创新面板模型估计结果

变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
$fsq_{it}$	-0.0679 (-0.98)	0.0881 (0.49)	-0.1496 (-0.61)	-0.2210 <sup>*</sup> (-1.89)
$ontrol_{it}$	yes	yes	yes	yes
Constant	0.4415** (2.12)	0.3663* (1.67)	1.6590*** (9.82)	0.5312** (5.65)
估计	FE	PCSE	PCSE	PCSE
N	450	150	150	150
groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.1640	0.8205	0.8661	0.7214

进一步地,在产业技术水平和金融市场效率不断提升状态下,将市场环境指数作为门限变量来考察市场化程度的改善对产业技术创新的影响,回归结果见表 12 和表 13。

表 12 显示,市场化程度的提高促进产业技术创新程度提升,总体层面、发达地区、中等发达地区、欠发达地区层面的产业技术创新程度不断提高过程中的市场化程度的阈值点分别为 5.67、9.44、5.67 和 4.24。可以看出,发达地区市场化环境最优、中等发达地区次之,欠发达地区最差。发达地区市场化水平在阈值点前后都显著促进了产业技术创新;中等发达地区市场化水平在阈值点前能够非显著地促进产业技术创新,越过该阈值点后则明显地促进了产业技术创新;而欠发达地区市场化水平发展滞后,在阈值点前后均抑制了产业技术创新,尽管阈值点后的抑制效应不明显。

从表 13 可得,在金融市场效率不断改善的背景下,只有当市场化程度提升到一定水平时才能发挥其对产业技术创新的正向促进作用,全国层面、发达地区、中等发达地区、欠发达地区层面的金融市场效率促进产业技术创新动态升级的市场化程度阈值点分别为 9.44、9.44、5.63 和 7.08。总体层面、发达地区和中等发达地区层面金融市场效率在市场化程度达到阈值点前,皆抑制了产业技术创新,在市场化程度越过该阈值点后则促进产业技术创新;而欠发达地区金融市场效率对产业技术创新的

影响作用在阈值点前后表现则截然相反,这可能是因其其金融市场效率被高估所致。结合表 10~表 13 的基本估计结果,证实了假说 3。

表 12 市场化程度改善与产业技术创新的

单阈值门限面板模型估计结果				
变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
Panel(A):门限估计				
mbi 阈值	5.6700	9.4400	5.6700	4.2400
上下限区间	(5.6100 5.6900)	(9.3450 9.5500)	(5.5900 5.7000)	(3.9000 4.3600)
Panel B:市场化程度提高对产业技术创新的影响				
Threshold lower (mbi)	0.0043 (0.88)	0.0211** (2.56)	0.0151 (1.57)	-0.0108** (-2.04)
Threshold upper (mbi)	0.0019 (0.48)	0.0245*** (3.24)	0.0054* (1.70)	-0.0065 (-1.62)
Panel C:控制变量对经济增长的影响				
$control_{it}$	yes	yes	yes	yes
Constant	0.4524** (4.25)	0.2534*** (3.52)	0.75323*** (3.41)	0.2415*** (3.07)
N	450	150	150	150
Groups	30	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.1599	0.2475	0.3901	0.4798
fixed effects	Control	Control	Control	Control

表 13 金融市场效率、市场化程度与产业技术创新的

单阈值门限面板模型估计结果				
变量	(1)总体	(2)发达地区	(3)中等发达地区	(4)欠发达地区
Panel(A):门限估计				
mbi 阈值	9.4400	9.4400	5.6300	7.0800
上下限区间	(8.7800 9.6700)	(9.0000 9.5500)	(5.6100 5.6700)	(7.0500 7.0900)
Panel B:金融市场效率对产业技术创新的影响				
Threshold lower (fse)	-0.1365** (-2.11)	-0.0647 (-0.83)	-0.0910 (-0.35)	0.2352** (2.52)
Threshold upper (fse)	0.1219 (1.30)	0.3020*** (2.99)	0.4534** (2.05)	-0.0278 (-0.10)
Panel C:控制变量对经济增长的影响				
$control_{it}$	yes	yes	yes	yes
Constant	0.5287** (4.06)	-0.0045 (-0.02)	0.8247*** (3.68)	0.3594*** (3.47)
N	450	135	150	150
Groups	29	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.1736	0.1936	0.3672	0.4920
fixed effects	Control	Control	Control	Control

## 五、稳健性讨论

### (一)变量选取问题

在产业技术创新过程中,仅仅考察金融供给数量或质量对经济增长的影响可能导致回归结果不可靠,这就需要增加影响经济增长的相关变量,尤其是相对于核心变量来说,这些控制变量是外生的

更好。本文选取的控制变量既是基于前文的理论假说,又较好地刻画了市场化程度的改善和产业技术创新提升过程中经济增长的基本事实,在不同的估计模型中被解释变量、解释变量和控制变量各有侧重(详见表2和表10)。各模型估计结果并未出现内生性和多重共线性问题。因此,可以认为本文变量的选取是合理的。

## (二)反向因果问题

在验证假说1和假说2的过程中,我们把经济增长率作为被解释变量,把金融供给数量和金融供给质量作为核心解释变量,在纳入相关控制变量的同时,较好地解释了产业技术创新过程中金融供给数量和金融供给质量对经济增长的实际影响,实证单项因子检验结果比较理想,模型的解释力也符合经济学常识;其次,我们还对面板省份组间数据进行Granger因果检验,基本可以断定面板回归不存在反向因果问题;另外,我们还把产业技术创新指标当作门限变量,动态刻画了产业技术创新提升过程中,金融供给数量和金融供给质量对经济增长的显著门槛效应。在检验假说3的过程中,我们把产业技术水平作为被解释变量,把金融市场效率 and 市场化指数当作核心解释变量和门限解释变量,在选取相关控制变量的前提下,动态刻画了市场化程度改善对产业技术创新的影响及市场化程度改善过程中产业技术创新的单阈值门槛效应,估计结果符合经济学常识。

## (三)回归方法及分组检验

本文所有短面板回归OLS都采用了Hausman检验,表明固定效应比随机效应效果更好;而长面板回归则采用XTPCSE方法,经过校正后的面板回归标准误差较小,回归结果更为稳健。另外,我们对总体层面数据先进行回归,以期刻画我国整体经济增长的全貌,期间经过反复试错,发现归于发达地区的内蒙古自治区产业技术结构和经济条件与同组其它样本的差异过大,由于极值存在,已经影响到门槛阈值的确认。如表8中,包含内蒙古自治区的总体回归阈值和发达地区的产业技术创新程度的阈值分别为0.0507和0.0427,而剔除内蒙古

自治区后总体层面和发达地区的门槛阈值分别为0.5216和0.4186,即纳入内蒙古自治区数据会导致明显低估现象,我们认为剔除后更优。分组后的面板回归结果呈现出区域产业技术创新的差异和经济梯度发展之规律,为我国区域产业技术创新和金融发展政策依不同区域经济现状而制定不同政策提供了相关依据。

综合上述讨论,我们采用不同指标来测度产业技术创新、金融结构与经济增长的面板数据估计结果很好地刻画了我国总体层面和分区域层面上经济发展的相关典型事实,且估计结果具有相当的稳健性,而基于动态面板数据门限模型的产业技术创新与市场环境指数门限阈值模型,更能体现总体上和分区域层面上产业技术、金融结构与经济发展的动态优化路径,这使得本文的估计结果更为可靠。

# 六、结论及政策建议

## (一)主要结论

第一,样本期间我国金融供给数量过度,存在“金融膨胀”现象,不管在全国层面还是分区域层面上,都对经济增长具有显著的抑制作用,这种抑制作用随着产业技术创新程度的不断升级而缓解。

第二,我国金融供给质量不断改善,金融市场结构、金融市场活力在总体层面和分区域层面上皆对经济增长起到促进作用,且这一促进作用随着产业技术创新不断升级而增强;但总体上金融市场效率尚不够高效,其对经济增长具有非显著的抑制作用,而产业技术创新程度的不断升级使得抑制作用得以缓解。

第三,我国市场环境尚不够完善,在总体层面抑制了产业技术创新。从分区域层面来看,发达地区的市场化环境比较完善,对产业技术创新起正向促进作用,中等发达地区和欠发达地区市场化环境发展较为滞后,对产业技术创新起抑制作用,然而随着产业技术创新和金融市场效率不断提高,其抑制作用得以缓解。

第四,投资增长率、净出口增长率和利率差水平、低技术产业劳动配置效率在总体层面上促进经济增长和产业技术创新,而消费增长水平、人力资



本水平、城镇化水平、老龄化趋势、市场环境水平都显著地抑制了总体经济增长和产业技术创新。

## (二)政策建议

建立始于产业技术创新的金融结构,是我国经济可持续发展的关键。这要求我国建立起适应经济增长和产业技术创新这一动态进程的最优金融结构,并加强要素禀赋的渐进平行改革,以此来提高实体经济增长能力。

首先,不宜过度施行总量宽松的金融供给政策。日益严峻的“金融膨胀”现象说明过去我国有意或无意地过度使用了“放水”政策来促进经济增长,过度的金融供给数量致使“资金空转”和“脱实向虚”等问题产生,并造成系统性金融风险累积。未来我国政府应该更多使用市场化、价格型的金融政策来进行宏观经济“逆周期”调控,加快完成从数量型货币调控政策向市场价格型货币调控政策的转变。

其次,进一步加强我国金融市场体系和金融微观机制建设,不断完善金融市场结构、提高金融市场活力和金融市场效率。针对我国区域经济发展不均衡、产业梯次差异较大和经济发展分化等客观情形,要因地制宜,根据地区要素禀赋及其结构来制定经济政策。一般说来,经济越不发达的地区,市场微观体系建设越不足,应该根据各区域经济发展程度来不断动态优化区域内金融体系和金融供给质量。

再次,加强市场环境建设,进一步完善基于法制基础的自由竞争市场环境,以此促进资源要素效率的发挥和产业技术创新动能的现实。从区域经济发展层面上看,发达地区市场环境最优,较好地促进了产业技术创新,中等发达地区次之,欠发达地区市场环境建设滞后,在金融市场效率提升背景下严重抑制了区域产业技术创新。我国要依托各区域现有要素禀赋及其结构升级来不断完善营商环境和提高市场效率,以此促进产业技术创新,并实现经济持续增长。

最后,我国总体消费水平是制约产业技术创新和宏观经济转型升级的重要因素,然而我国自生循环经济发展水平还比较低,应该大力补齐内需消费短板;另外,人力资本发展滞后和老龄化问题已经

显现,产业技术创新将会面临更加严峻的劳动力要素资源供需结构性矛盾,应进一步加大教育投入和科技人才培养,以期匹配并发挥出高素质劳动力在产业技术创新进程中的作用。

(赵祚翔、韩永辉对本文亦有贡献;感谢马金秋、杨子荣、郑洁等人对本文提出的评论和建议)

## 注:

- ① 模型中假定这几个经济变量不变是为了分析简便,即使人口数量和折旧发生累积变迁也不会改变两部门理论模型的基本推导结论。
- ② 由于西藏自治区统计数据缺失较多,将其从我国内地省份样本中剔除。另外,我们按照2003~2017年间人均GDP平均值对各省份进行排序,经济发达地区为天津、北京、上海、江苏、浙江、内蒙古、福建、广东、山东、辽宁等10个省份;中等发达地区为重庆、湖北、湖南、吉林、黑龙江、河北、陕西、海南、宁夏、新疆等10个省份;欠发达地区为山西、河南、四川、安徽、云南、江西、广西、青海、贵州、甘肃等10个省份。
- ③ 我们利用工业企业数据库规模以上企业数据进行省际行业层面的加总,参考Lall的方法,将国民经济2位码和SITC3位码行业进行加总,把原材料产业、资源密集型产业和低技术密集型产业归为低技术密集型产业,将中等技术密集型产业和高技术密集型产业归类为高技术密集型产业,用高技术密集型产业产值占整个行业产值的比重来衡量产业技术创新程度。参见:Lall, S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98[J]. Oxford Development Studies, 2000, 28: 337-369.
- ④ 囿于篇幅,不展示变量描述性分析结果,备索。
- ⑤ 中等发达地区的产业阈值点可能存在高估的情况,因为中等发达地区样本组内重庆市的高新产业产值占比较高,存在拉高产业结构阈值点的可能。
- ⑥ 未包括内蒙古自治区的相关数据。内蒙古自治区产业结构与发达地区其他省份产业结构差异度较大,会造成阈值点被极值点拉偏的情形。出于同样的原因,表8、表9中总体和发达地区均未包括内蒙古相关数据。

## 参考文献:

- [1] (美)雷蒙德·W·戈德史密斯.金融结构与金融发展[M].浦寿海译.北京:中国社会科学出版社,1992.49-98.
- [2] 周立,雷中豪.中国“金融超发展”与经济增长动态阈值效应[J].金融经济研究,2019,(1):3-17.
- [3] 林毅夫,孙希芳.银行业结构与经济增长[J].经济研究,

- 2008,(9):31-45.
- [4] 林毅夫,孙希芳,姜烨.经济发展中的最优金融结构理论初探[J].经济研究,2009,(8):4-17.
- [5] Schumpeter J. A. The Theory of Economic Development [M].Cambridge, MA:Harvard University Press,1934.
- [6] 周立.中美贸易争端:技术封锁与保护主义[J].国际经贸探索,2018,(10): 88-104.
- [7] 陈雨露.“新常态”下的经济和金融理论创新[J].经济研究,2015,(12):8-10.
- [8] 龚强,张一林,林毅夫.产业结构、风险特性与最优金融结构[J].经济研究,2014,(4):4-16.
- [9] 张一林,樊纲治.信贷紧缩、企业价值与最优贷款利率[J].经济研究, 2016,(6):71-82.
- [10] 张一林,龚强,荣昭.技术创新、股权融资与金融结构转型[J].管理世界,2016,(11):65-80.
- [11] 杨子荣,张鹏杨.金融结构、产业结构与经济增长——基于新结构金融学视角的实证检验[J].经济学(季刊), 2018,(2): 847-872.
- [11] 林毅夫.新结构经济学——重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2011,(1):1-32.
- [12] 张一林,林毅夫,龚强.企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角[J].管理世界,2019,(3):31-47+206.
- [14] Bolton,P.,X.Freixas.Equity,Bonds and Bank Debt: Capital Structure and Financial Market Equilibrium under Asymmetric Information[J].Journal of Political Economy, 2000,108(2):324-351.
- [15] Pastor L,P.Veronesi.Rational IPO Waves[J].Journal of Finance,2005,60(4):1713-1757.
- [16] Hansen B.E.Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation,Testing,and Inference[J].Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.
- [17] 吕冰洋,毛捷.金融抑制和政府投资依赖的形成[J].世界经济,2013,(7):48-67.
- [18] 孙早,许薛璐.产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J].中国工业经济,2018,(7):98-116.

【责任编辑:龚紫钰】

## Optimal Financial Structure, Industrial Technology Innovation and Economic Growth: Analysis from the Perspective of Structural Economics: Based on New Structural Economics

ZHOU Li<sup>1</sup>, ZHAO Qiu-yun<sup>2</sup>

(1.College of Finance, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou, Gansu, 730200; 2. Institute of New Structural Economics, Peking University, Beijing, 100871)

**Abstract:** The financial structure includes the quantity and quality of financial supply. Only when the financial structure goes well with the development of the real economy can it effectively promote industrial technological innovation and the growth of the real economy. This paper builds a theoretical model from the perspective of new structural economics, and uses the panel data of China from 2003 to 2017 at national level and regional level to empirically analyze the relationship between financial structure, industrial technological innovation and economic growth. The findings show that: as far as the quantity of financial supply is concerned, China's total financial supply is superfluous. Whether at national level or regional level, the quantity of financial supply restrains economic growth to a certain extent, but the restraining effect of the financial supply quantity grows weak with the improvement of the degree of industrial technological innovation. As far as the quality of financial supply is concerned, the structure and vitality of financial market have both contributed to promoting economic growth at national level and regional level, and their contribution grows with the continuous upgrading of industrial technology innovation. The efficiency of financial market has no significant inhibitory effect on the overall economic growth, but has a positive effect on the economic growth in developed and moderately developed regions. When other economic conditions remain unchanged, the improvement of marketization and financial market efficiency can elevate industrial technological innovation.

**Key words:** optimal financial structure; financial market efficiency; industrial technology innovation; economic growth; new structural economics