

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

杨子荣 张鹏杨*

摘要 本文利用中国2001—2008年的省际面板数据,采用**面板门限模型**,分别检验了金融结构、产业结构与经济绩效之间的关系。研究表明,金融结构只有与产业结构相适应时,才会促进产业增长;而金融结构只有与特定发展阶段要素禀赋及其结构内生决定的产业结构相适应时,才能够促进经济增长,最好地服务于实体经济。这意味着,最优的金融结构安排,不仅要满足产业的融资需求,还必须与特定发展阶段的要素禀赋结构及其内生决定的产业结构相适应。

关键词 金融结构, 产业结构, 经济增长

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2018.01.17

一、引言

金融结构与经济发展之间关系的研究由来已久,但一直未有定论。很多学者认为,影响经济增长的是金融深度而不是金融结构(La Porta, 1998; La Porta *et al.*, 2000)。然而,近期研究发现,不同的金融结构安排在动员储蓄、分散风险和配置资金方面各有优劣,进而会直接影响经济表现。但是,由于研究的侧重点不同,部分研究强调银行在配置资源、筛选项目、监督企业和风险管理方面的优势,因而支持银行导向型金融结构(Aghion and Bolton, 1992; Rajan and Zingales, 1999; Manove *et al.*, 2001; Benmelech and Bergman, 2009);而另一部分研究则强调金融市场在信息披露、企业并购、技术进步和分散风险等方面的积极作用,因而倾向于市场导向型的金融结构(Morck and Nakamura, 1999; Allen and Gale, 2000; Levine, 2005)。

学界关于金融结构优劣长期以来存在重大分歧的原因在于,大多数研究

* 杨子荣,北京大学新结构经济学研究院;张鹏杨,北京工业大学经济与管理学院。通信作者及地址:杨子荣,北京市海淀区北京大学英杰交流中心411N,100871;电话:18811736636, E-mail: zryang@pku.edu.cn。本文感谢林毅夫教授的悉心指导以及新结构经济学研究院同仁与评审专家的宝贵意见和建议,感谢国家社会科学基金青年项目(17CJY064)和国家社会科学基金重大项目(16ZDA006)的资助。

仅从金融体系单方面进行考察,而金融结构的优劣应当是相对于其所服务的实体经济而言的。因此,局限于金融结构本身的优劣探讨或简单地以发达国家的金融结构为标准来指导发展中国家的金融安排,却忽略了不同发展阶段的产业特性及其对融资需求存在结构性差异,势必会导致实践的失败和理论上的各说其是。

Allen and Gale(2000)认为银行与金融市场提供的是不同的金融服务,经济在不同的发展阶段需要不同的金融服务来提高融资效率,因此,不同发展阶段的金融结构应当有所差异。Demirgüç-Kunt and Levine(2001)也发现随着一国人均收入水平的提高,银行和金融市场都会变得更大、更积极与更有效,但金融结构也会更加以金融市场为基础。Lin *et al.* (2013)则进一步将 102 个国家或地区分为低收入、中低收入、中高收入和高收入四组,以探索金融结构跨收入与跨时间的演变,发现了两个基本事实:其一,从跨收入比较来看,一国或地区的收入水平越高,其金融结构中金融市场的占比也越高;其二,从跨时间比较来看,随着一国或地区的收入水平提高,其金融结构中的金融市场占比也相应提高。

基于以上事实,很多学者倡议,金融市场不发达是制约发展中国家经济发展的重要瓶颈,发展中国家欲追赶发达国家经济,应模仿发达国家的金融结构安排,大力发展金融市场(Cho, 1986; World Bank, 1989)。

然而,金融市场是否一定是比银行更加有效的制度安排?发展中国家的金融结构是否应当模仿发达国家,在金融市场的发达程度上进行赶超?决定一国最优金融结构的根本因素究竟是什么?

传统的金融发展理论都是以发达国家为参照系,来看发展中国家缺什么或发展中国家做得不好的地方,并以此作为改造发展中国家的依据。但是,事实证明,按照传统金融发展理论进行金融改革的经济体,皆以失败而告终。金融市场的盲目改革与赶超,不仅没有增加经济绩效,甚至催化了金融体系的脆弱性和风险积聚而多次引爆金融危机(江时学, 2003; 高晓慧和陈柳钦, 2005)。本文将从新结构经济学的视角论证,这一理论指导的实践之所以失败,是因为它们只关注到了金融结构与经济发展之间的表象关联,而没有意识到金融的本质应当是服务于实体经济,如果金融结构背离了经济发展阶段和产业结构而过度赶超,必然会反过来抑制经济绩效。

本文拟从金融结构与经济发展阶段以及产业结构相互匹配的角度对最优金融结构进行探讨,本研究的主要贡献集中在以下两个方面:

第一,本文基于新结构金融学视角,为不同地区和同一地区不同发展阶段的金融结构的巨大差异提供了新的解释,为金融结构与经济发展之间的内在联系奠定了理论基础。本文发现金融结构只有内生于与特定发展阶段的要素禀赋及其结构相适应的产业结构,才能最大限度地发挥金融体系的效率,促进经济的可持续发展。

第二, 本文为中国不同地区和同一地区不同发展阶段如何最优制定金融发展战略与金融结构安排提供了现实依据。中国是一个区域发展很不平衡的大国, 也是一个处于快速发展和转型中的国家, 这意味着处于不同发展阶段的中国各区域的要素禀赋与结构及其内生决定的最优产业结构与金融结构也应有所差别。本文利用面板门限模型, 内生地识别出不同的经济发展阶段和产业结构条件下, 金融结构安排对经济绩效的影响, 为各地区因时因地制宜制定金融发展战略和金融结构安排提供了经验支持。

二、文献综述与理论假说

新结构金融学对金融结构的本质特征进行了逻辑阐述: 在任意特定的发展阶段, 某一经济体的要素禀赋及其结构是给定的, 而要素禀赋的状况决定了最优的产业结构, 反过来产业结构又离不开与特定发展阶段相适应的金融结构的支撑(林毅夫等, 2009; Lin *et al.*, 2013)。具体来说, 对于某一经济体而言, 在每一个发展阶段都有其特定的要素禀赋结构, 要素禀赋结构决定了要素价格, 而要素价格进而决定了最优的产业结构和风险特性。由于不同行业的企业在规模、风险和融资需求等方面各不相同, 实体经济在某一发展阶段对金融服务的需求也会系统性地有别于该经济体在其他阶段的需求(龚强等, 2014)。当产业的技术和产品较为成熟时, 风险相对较低, 资金回报较稳健, 银行是更加有效的融资渠道; 而当产业结构不断升级, 产业的技术和产品处于前沿水平时, 创新和研发是企业发展的关键, 技术风险和市场风险都较高, 金融市场能够更有效地满足产业融资需求(见图1)。

简而言之, 金融结构安排应以能够满足产业结构融资需求、风险特性与技术结构为适宜, 当产业结构以低风险产业为主时, 银行导向型的金融结构更有利于产业增长; 当产业结构以高风险产业为主时, 市场导向型的金融结构是更优选择。基于此, 本文提出假说1:

假说1 金融结构只有与产业结构相适应时, 才能够促进产业增长。

金融结构内生于产业结构, 而产业结构是由特定发展阶段的要素禀赋及其结构所决定。对于发展中国家而言, 要素禀赋结构的突出特征是非熟练的劳动力和相对稀缺的资本, 在劳动密集型产业和资本密集型产业中的劳动密集环节具有比较优势。由于有发达国家的经验和技能可供模仿, 与发展中国家相适应的产业、产品和技术都相对比较成熟, 其产业结构应当以低风险和市场风险的产业为主。与发展中国家相反, 发达国家要素禀赋结构的突出特征是拥有相对充足的熟练劳动力和资本, 其比较优势在于资本密集型产业。由于发达国家已处于或接近技术前沿, 没有现成的经验和技能可供模仿, 其产业结构只能以高技术风险和市场风险的产业为主。因此, 处于不同发展阶段的经济体, 其相应的产业结构理应有所差异, 当经济发展阶段较低时,

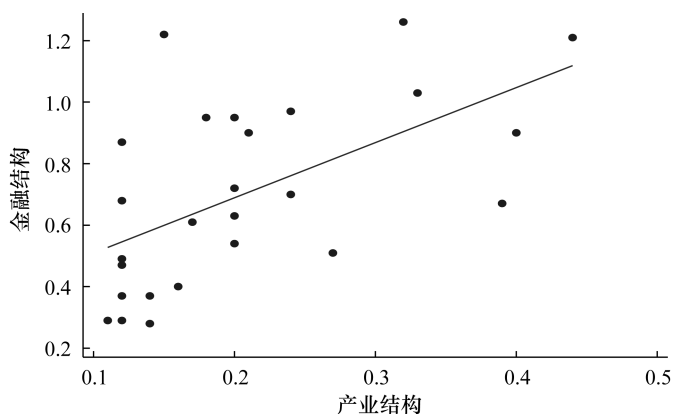


图 1 产业结构与金融结构¹

资料来源：产业结构数据来源于中国工业企业数据库，经笔者计算所得，因篇幅所限，计算过程从略；金融结构数据来源于 Wind 数据库，具体选取的是金融结构活力指标(股票市场总交易量/银行贷款)，经笔者计算所得，具体过程见变量选取等相关内容。

注：产业结构用高风险产业产值占产业总产值比重表示；金融结构用金融市场比金融中介比值表示。

产业结构应以低风险产业为主，当经济发展至较高阶段时，产业结构应以高风险产业为主(见图 2)。

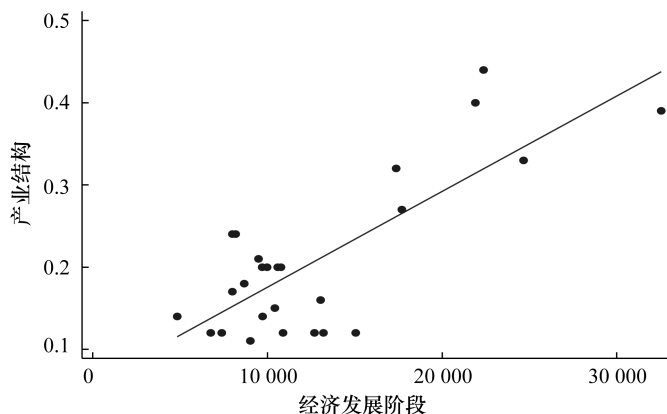


图 2 经济发展阶段与产业结构

资料来源：经济发展阶段数据来源于《中国统计年鉴》，经笔者计算所得；产业结构数据来源于中国工业企业数据库，经笔者计算所得，具体过程见变量选取等相关内容。

注：经济发展阶段用人均真实 GDP 表示；产业结构用高风险产业产值占产业总产值比重表示。

新结构金融学主张金融结构内生于产业结构，而产业结构又由特定发展阶段的要素禀赋及其结构所决定，其思想可以用以下逻辑链说明：经济发展阶段→要素禀赋结构→产业结构→金融结构。这意味着，金融结构欲最好地

¹ 数据来源于中国各省市 2001—2008 年间数据的平均值，下同。

服务实体经济则至少需要满足两个基本条件：其一，金融结构应当与产业结构相适应，能够满足当前产业结构的融资需求、风险特性与技术结构；其二，产业结构应当与特定发展阶段的要素禀赋及其结构相适应，只有符合比较优势的产业结构才能在金融结构的支持下可持续发展。

基于以上分析可知，不同经济发展阶段的金融结构应根据要素禀赋和产业结构的不同而有所差异。当经济发展水平较低时，产业结构以低风险产业为主，相应的金融结构也偏向于银行主导，而当经济水平发展至较高阶段时，产业结构以高风险产业为主，相应的金融结构转为金融市场主导(见图3)。因此，本文提出假说2：

假说2 金融结构只有与特定发展阶段要素禀赋及其结构内生决定的产业结构相适应时，才能够促进经济增长。

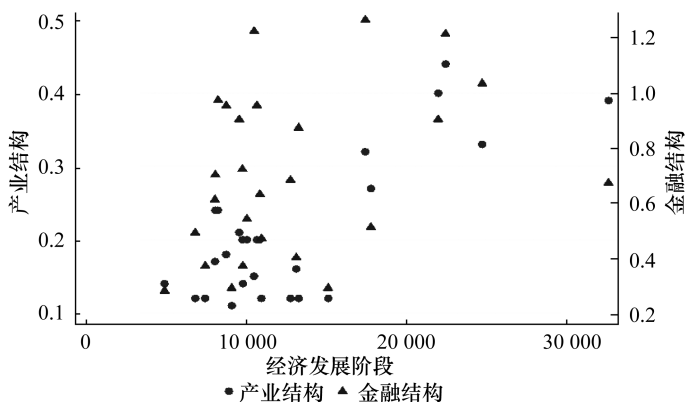


图3 经济发展阶段、产业结构与金融结构

资料来源：经济发展阶段数据来源于《中国统计年鉴》，经笔者计算所得；金融结构数据来源于Wind数据库，具体选取的是金融结构活力指标(股票市场总交易量/银行贷款)，经笔者计算所得。

注：经济发展阶段用人均真实GDP表示；金融结构用金融市场比金融中介比值表示。

三、变量选取和数据介绍

本文的研究重点在于不同的经济发展阶段和产业结构条件下，金融结构的何种安排能够促进产业增长和经济增长。因此，本文选取产业增长和经济增长为被解释变量，选取金融结构、产业结构与经济发展阶段为核心解释变量，具体如下：

(一) 被解释变量

1. 产业增长

本文拟将产业划分为高技术密集型和低技术密集型两类。基于此，本文

首先将国民经济 2 位码行业和 SITC 3 位码行业进行对应, 然后参考 Lall (2000) 对 SITC 行业的产业进行划分, 计算出各国民经济 2 位码行业对应的不同产业类型的份额, 最后利用工业企业数据库的规模以上企业数据进行省际和行业层面的加总, 得到中国各省份六大类产业的产值数据: 原材料产业、资源密集型产业、低技术密集型产业、中等技术密集型产业、高技术密集型产业和其他产业。本文将原材料产业、资源密集型产业和低技术密集型产业归类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, 基于此获得各省份高技术密集型产业和低技术密集型产业的产值数据。

考虑到工企数据库可能存在数据缺失进而导致测算结果偏差的问题, 本文进而将利用工企数据库测算的行业数据与《中国统计年鉴》数据进行比对, 发现两者基本一致, 这说明了本文测算的产业数据是可靠的。²

2. 经济增长

本文的经济增长采用的是人均真实 GDP 增长率。第一步, 以 2001 年为定基, 计算出定基 CPI 价格指数; 第二步, 根据定基 CPI 价格指数, 计算出人均真实 GDP 及其增长率。

(二) 核心解释变量

1. 金融结构

本文借鉴 Demirci-Kunt and Levine(2001)和 Levine(2002)的做法, 从规模、活力和效率三个维度衡量金融结构。

(1) 金融结构规模。金融结构规模(financial structure size)衡量的是股票市场相对于银行系统的比重大小。金融结构规模的具体指标, 可分为三个: 股票市场总市值/银行贷款、股票市场总市值/银行存款、股票市场总市值/银行总资产。

(2) 金融结构活力。金融结构活力(financial structure activity)衡量的是股票市场相对于银行系统的活力。金融结构活力的具体指标, 可分为两个: 股票市场总交易量/银行贷款、(股票市场总交易量/GDP)/(银行贷款/银行存款)。

(3) 金融结构效率。金融结构效率(financial structure efficiency)衡量的是股票市场相对于银行系统的效率。金融结构效率的具体指标, 主要为: (股票市场总交易量/GDP)×银行净利差。

2. 产业结构

根据上文测算出的各省份高技术密集型产业和低技术密集型产业的产出数据, 即可得到省际层面的高技术密集型产业和低技术密集型产业的产值

² 由于篇幅有限, 数据处理过程与对比结果从略, 有兴趣的读者欢迎向作者索取。

占比。

3. 经济发展阶段

本文采用人均真实 GDP 来表示经济发展阶段。经济发展的不同阶段，利用门限模型对数据进行自动识别来确定门限值以内生地划分。

(三) 控制变量

为重点考察金融结构对产业和经济增长的影响，本文控制了其他可能会影响产业和经济增长的影响因素：金融深化程度，用于反映金融体系相对于实体经济的规模，具体度量指标为股票市场总市值和银行贷款总和与 GDP 的比例；出口额增长率，反映外需对产业和经济增长的拉动作用；投资增长率，具体度量指标为固定资产投资增长率，反映投资对产业和经济增长的拉动作用；消费增长率，具体度量指标为社会消费品零售总额增长率，反映消费对产业和经济增长的拉动作用；FDI 增长率，具体度量指标为实际利用外商直接投资额增长率，反映外商直接投资对产业和经济增长的拉动作用；政府消费增长率，具体度量指标为地方公共财政支出增长率，反映财政支出对产业和经济增长的拉动作用；劳动力增长率，反映劳动力投入对产业和经济增长的拉动作用；技术进步率，具体度量指标为专利申请授权数量的增长率，反映技术进步对产业和经济增长的拉动作用；上证指数收盘数收益率，反映股票市场波动状况。

本文选用中国省际面板数据作为样本。考虑到北京、上海和深圳在金融资源获取方面的独特优势、辽宁省数据质量问题以及新疆和西藏的民族特色等因素，本文的样本不包含这些地区。由于本文的产业数据源于中国工业企业数据库，而 2008 年之后的工企数据质量也存在质疑，因此，本文的样本区间主要在 2001—2008 年，但在稳健性检验中将样本区间拓展至 2013 年。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》和《中国金融统计年鉴》，金融结构数据来源于 Wind 数据库，产业数据来源于中国工业企业数据库。表 1 是本文主要变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计³

名称	含义	均值	最大值	最小值	标准差
gdpg	经济增长	0.134	0.29	0.02	0.042
htisgr	高技术产业产出增长率	0.193	0.67	-0.99	0.26
ltisgr	低技术产业产出增长率	0.202	0.65	-1	0.266
prgdp	经济发展阶段	12 802.58	49 938.53	2 961.76	7 718.29

³ 表 1 中的“金融结构规模”指标是用“股票市场总市值/银行贷款”度量的，“金融结构活力”指标是用“股票市场总交易量/银行贷款”度量的，“金融结构效率”指标是用“(股票市场总交易量/GDP)×银行净利率”度量的。

(续表)					
名称	含义	均值	最大值	最小值	标准差
fssize	金融结构规模	0.284	2.16	0.06	0.263
fsactivity	金融结构活力	0.704	4.52	0.07	0.828
fsefficiency	金融结构效率	2.35	16.56	0.25	2.74
fd	金融深化	1.755	6.16	0.79	0.74
exp	出口增长率	0.245	0.81	0.18	-0.35
inv	投资增长率	0.245	0.66	0.103	0.05
con	消费增长率	0.155	0.59	0.075	-0.16
fdi	外商直接投资增长率	0.25	3	0.422	-0.59
gov	政府消费增长率	0.223	0.68	0.091	-0.08
lab	劳动力增长率	0.015	0.09	0.018	-0.08
ssi	技术进步率	0.151	1.29	0.208	-0.34
ssci	股票市场波动状况	0.138	1.3	0.616	-0.65

四、计量模型和识别方法

为分别验证假说 1 和 2，本文的计量模型也相应设计成两部分。第一部分主要研究不同产业结构条件下金融结构与产业增长之间的关系，第二部分则重点研究不同经济发展阶段及其产业结构条件下金融结构与经济增长之间的关系。

（一）产业增长与金融结构关系的模型设定

本文首先利用面板回归方法，实证检验产业增长与金融结构之间的关系：

$$\text{isgr}_{it} = a_1 \text{fs}_{it} + a_2 \text{control}_{it} + u_i + q_t + \epsilon_{it}, \tag{1}$$

其中，被解释变量 isgr_{it} 表示第 i 个省第 t 年产业产出的增长率，分别用 htisgr_{it} （高技术密集型产业产出增长率）和 ltisgr_{it} （低技术密集型产业产出增长率）来替代；解释变量 fs_{it} 表示第 i 个省第 t 年的金融结构，分别用 fssize_{it} （金融结构规模）、 fsactivity_{it} （金融结构活力）和 fsefficiency_{it} （金融结构效率）来替代； control_{it} 为控制变量，包括文献已经识别出的可能影响产业增长绩效的系列因素：金融深化程度、投资增长率、消费增长率、出口增长率、FDI 增长率、财政支出增长率、劳动力投入增长率和技术进步率等； u_i 为地区固定效应，以控制不可观测的随时变因素； q_t 为年份固定效应，以控制不可观测的不随时变因素； ϵ_{it} 为随机扰动项。

虽然面板回归方法可以检验金融结构与产业增长之间的关系，但是并不能有效指导现实金融战略安排。因为中国是一个区域发展很不平衡的大国，各地区的经济发展阶段和产业结构存在巨大差异，其相应的最优金融结构理

应也有所差异。然而, 面板回归方法只能识别金融结构与产业增长之间的关系, 并不能为产业结构存在巨大差异的各地区的因地制宜式的金融结构安排提供建议。

基于以上分析, 为检验假说1是否成立, 本文尝试使用面板门限模型, 实证检验不同产业结构条件下金融结构与产业增长之间的关系。本文借鉴Hansen(1999)面板门限模型, 对数据进行自动识别来确定门限值以内生地划分不同的产业结构区间, 进而分析金融结构与产业增长之间的非线性关系。本文的面板门限模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{isgr}_i = & \beta_1 \text{fs}_i (\text{tisp} < \gamma_1) + \beta_2 \text{fs}_i (\gamma_1 \leq \text{tisp} < \gamma_2) + \cdots \\ & + \beta_n \text{fs}_i (\text{tisp} \geq \gamma_n) + \sum_{m=1}^M \beta_m \text{control}_i + u_i + q_t + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (2)$$

其中, 被解释变量为 isgr_i , 解释变量为 fs_i ; tisp 表示特定产业产出占有所有产业产出占比, 为门限效应变量, 分别用 htisp (高技术密集型产业产出占比) 和 ltisp (低技术密集型产业产出占比) 来替代; γ_n 为待估计的门限值。 control_i 为系列控制变量, u_i 为地区固定效应, q_t 为年份固定效应, ϵ_i 为随机扰动项。

为消除地区固定效应 u_i 的影响, 本文对式(2)进行组内平均, 再用式(2)减去该组内平均, 可得:

$$\begin{aligned} \text{isgr}'_i = & \beta_1 \text{fs}'_i (\text{tisp} < \gamma_1) + \beta_2 \text{fs}'_i (\gamma_1 \leq \text{tisp} < \gamma_2) + \cdots \\ & + \beta_n \text{fs}'_i (\text{tisp} \geq \gamma_n) + \sum_{m=1}^M \beta_m \text{control}'_i + q_t + \epsilon'_i. \end{aligned} \quad (3)$$

(二) 经济增长与金融结构关系的模型设定

本文利用面板回归方法, 先实证检验经济增长与金融结构之间的关系:

$$\text{gdpgr}_i = a_1 \text{fs}_i + a_2 \text{control}_i + u_i + q_t + \epsilon_i, \quad (4)$$

其中, 被解释变量 gdpgr_i 为第 i 个省第 t 年的经济增长率, 用人均真实 GDP 的增长率来替代; 解释变量 fs_i 为第 i 个省第 t 年的金融结构, 分别用 fssize_i 、 fsactivity_i 和 fsefficiency_i 来替代; control_i 为系列控制变量, u_i 为地区固定效应, q_t 为年份固定效应, ϵ_i 为随机扰动项。

然而, 与上文相似, 面板回归方法虽然能够检验金融结构与经济绩效之间的数据关系, 但是忽略了其背后的内在经济机理。金融结构与经济绩效之间的关系, 并不取决于金融结构本身的规模、活力或效率, 而取决于金融结构是否与特定发展阶段要素禀赋及其结构内生决定的产业结构相适应。

基于以上分析, 为检验假说2是否成立, 本文尝试使用面板门限模型, 实证检验不同经济发展阶段及其产业结构条件下金融结构与经济增长之间的关系。假说2的检验分为两个部分, 第一个部分仅考虑金融结构、产业结构

与经济增长之间的关系,直接检验不同产业结构条件下,金融结构与经济增长之间的关系;第二个部分进一步考虑产业结构与特定发展阶段的要素禀赋及其结构是否相符,即产业结构是否存在扭曲,对金融结构与经济增长关系的影响。具体而言,分为三个步骤:

第一步,检验不同经济发展阶段下,金融结构与经济增长之间的关系,模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{gdpgr}_{it} = & \beta_1 \text{fs}_{it} (\text{prgdp} < \gamma_1) + \beta_2 \text{fs}_{it} (\gamma_1 \leq \text{prgdp} < \gamma_2) + \cdots \\ & + \beta_n \text{fs}_{it} (\text{prgdp} \geq \gamma_n) + \sum_{m=1}^M \beta_m \text{control}_{it} + u_i + q_t + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (5)$$

其中,被解释变量 gdpgr_{it} 为第 i 个省第 t 年的经济增长率,用人均真实 GDP 的增长率来替代;解释变量 fs_{it} 为第 i 个省第 t 年的金融结构,分别用 fssize_{it} 、 fsactivity_{it} 和 fsefficiency_{it} 来替代;门限效应变量 prgdp 为经济发展阶段,用人均真实 GDP 水平来表示; γ_n 为待估计的门限值。 control_{it} 为系列控制变量, u_i 为地区固定效应, q_t 为年份固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。

第二步,检验不同经济发展阶段下,产业结构与经济增长之间的关系,模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{gdpgr}_{it} = & \beta_1 \text{tisp}_{it} (\text{prgdp} < \gamma_1) + \beta_2 \text{tisp}_{it} (\gamma_1 \leq \text{prgdp} < \gamma_2) + \cdots \\ & + \beta_n \text{tisp}_{it} (\text{prgdp} \geq \gamma_n) + \sum_{m=1}^M \beta_m \text{control}_{it} + u_i + q_t + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中,被解释变量 gdpgr_{it} 为第 i 个省第 t 年的经济增长率;解释变量 tisp_{it} 为第 i 个省第 t 年特定产业产出占有所有产业产出占比;门限变量 prgdp 为人均真实 GDP 水平; γ_n 为待估计的门限值。 control_{it} 为系列控制变量, u_i 为地区固定效应, q_t 为年份固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。

第三步,检验不同经济发展阶段及其产业结构条件下,金融结构与经济增长之间的关系,模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{gdpgr}_{it} = & \beta_1 \text{fs}_{it} \times \text{tisp}_{it} (\text{prgdp} < \gamma_1) + \beta_2 \text{fs}_{it} \times \text{tisp}_{it} (\gamma_1 \leq \text{prgdp} < \gamma_2) + \cdots \\ & + \beta_n \text{fs}_{it} \times \text{tisp}_{it} (\text{prgdp} \geq \gamma_n) + \sum_{m=1}^M \beta_m \text{control}_{it} + u_i + q_t + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (7)$$

其中,被解释变量 gdpgr_{it} 为第 i 个省第 t 年的经济增长率;解释变量 $\text{fs}_{it} \times \text{tisp}_{it}$ 为金融结构与特定产业产出占有所有产业产出占比的交叉项;门限变量 prgdp 为人均真实 GDP 水平; γ_n 为待估计的门限值。 control_{it} 为系列控制变量, u_i 为地区固定效应, q_t 为年份固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。

同样的,为消除地区固定效应 u_i 的影响,本文对式(5)、式(6)和式(7)也分别进行组内平均,再用原式减去该组内平均。

(三) 门限效应检验

门限效应检验是面板门限模型是否适用的必要条件,因此尤为重要。本文主要检验门限效应的两个方面:一是门限效应是否显著,二是门限的估计值是否等于其真实值。

对于门限效应是否显著存在,即样本数据中是否存在会导致结构变动的机制转换,可以检验原假设:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2, \quad (8)^4$$

对应的 F 统计量为:

$$F = [\text{SSR}_0 - \text{SSR}(\hat{\gamma})]/\hat{\sigma}^2, \quad (9)$$

其中, SSR_0 为“ $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ ”约束下的残差平方和, $\text{SSR}(\hat{\gamma})$ 为无约束下的残差平方和, $\hat{\sigma}^2 = \frac{\text{SSR}(\hat{\gamma})}{n(T-1)}$ 。如果原假设成立,则不存在门限效应。此时,无论 γ 取何值,对模型都没有影响。⁵

如果拒绝原假设“ $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ ”,则认为存在门限效应,可以进一步对门限值的真实性进行检验,即检验假设:

$$H_0: \gamma = \hat{\gamma}, \quad (10)$$

相应的似然比统计量为:

$$\text{LR} = [\text{SSR}_1 - \text{SSR}(\hat{\gamma})]/\hat{\sigma}^2, \quad (11)$$

其中, SSR_1 为“ $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$ ”约束下的残差平方和。对于似然比统计量的非标准分布,本文仍采用自抽样法寻找其临界值。

(四) 内生性问题

考虑到金融结构内生于产业结构,用金融结构解释经济绩效可能存在内生性问题,因此,本文的金融结构指标皆采取其滞后一期作为工具变量。

五、计量结果与实证分析

与计量模型设定相对应,为分别验证假说1和2,本文的实证分析也分为两个部分。第一部分主要分析不同产业结构条件下金融结构与产业增长之间的关系,第二部分则重点分析不同经济发展阶段及其产业结构条件下金融结构与经济增长之间的关系。

⁴ β_1 和 β_2 为解释变量的回归系数。

⁵ 本文尝试采用自抽样法(bootstrap),获取 F 的渐近分布,以确保可获得相应的临界值。

(一) 产业增长与金融结构关系的实证检验

鉴于本文考察的是全国范围内产业增长与金融结构之间的关系,因此,本文选用固定效应模型进行估计,结果如表 2 和表 3 所示。在表 2 中,为了便于比较,本文同时给出了基于金融结构规模、活力和效率三个维度的测度结果⁶,发现在 5% 的置信水平下,无论是否加入控制变量,高技术密集型产业的产出增长率与金融结构皆显著负相关。

表 2 高技术密集型产业增长与金融结构关系的短面板估计结果

变 量	金融结构规模		金融结构活力		金融结构效率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fssize	-0.432 ***	-0.232 ***				
fsactivity			-0.139 ***	-0.064 **		
fsefficiency					-0.047 ***	-0.025 ***
exp		0.033		0.064		0.06
inv		0.449 **		0.415 **		0.403 **
con		0.111		0.232		0.239
fdi		-0.089 **		-0.075 *		-0.073 *
gov		-0.66 ***		-0.654 ***		-0.611 ***
lab		-0.549		-0.647		-0.685
sci		-0.161 *		-0.134		-0.124
ssci		0.137 ***		0.138 ***		0.127 ***
常数项	0.327 ***	0.312 ***	0.284 ***	0.257 ***	0.295 ***	0.263 ***
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
model	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
N	208	208	208	208	208	208
R ²	0.1858	0.32	0.1812	0.3046	0.2101	0.3176

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

表 3 与表 2 相似,给出了低技术密集型产业的产出增长率与金融结构关系的测度结果,发现在 1% 的置信水平下,无论是否加入控制变量,三个维度的金融结构指标皆显示与低技术密集型产业的产出增长率存在显著的负相关关系。

⁶ 本文实证部分的金融结构指标具体选用如下:金融结构规模=股票市场总市值/银行贷款,金融结构活力=股票市场总交易量/银行贷款,金融结构效率=(股票市场总交易量/GDP)×银行净利差。

表3 低技术密集型产业增长与金融结构关系的短面板估计结果

变量	金融结构规模		金融结构活力		金融结构效率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fssize	-0.506***	-0.286***				
fsactivity			-0.179***	-0.1***		
fsefficiency					-0.059***	-0.034***
exp		0.047		0.094		0.079
inv		0.451**		0.402**		0.391**
con		0.079		0.264		0.248
fdi		-0.125***		-0.107***		-0.105***
gov		-0.901***		-0.825***		-0.815***
lab		-0.43		-0.601		-0.617
sci		-0.249***		-0.199**		-0.197**
ssci		0.14***		0.127***		0.123***
常数项	0.359***	0.413***	0.319***	0.337***	0.328***	0.351***
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
model	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
N	208	208	208	208	208	208
R ²	0.2376	0.4196	0.2802	0.4147	0.2992	0.4245

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

表2和表3的结果显示，无论是高技术密集型产业还是低技术密集型产业，产业增长皆与金融结构负相关，这意味着金融市场占比的提升并不利于中国产业的发展，银行比金融市场更能促进中国的产业增长。然而，这一结论在具体指导中国不同地区的金融结构安排的实践上，具有明显的不足。中国是一个区域发展很不平衡的大国，不同地区的经济发展阶段和产业结构可能存在巨大的差异，因此，不同地区的金融结构安排也应因地制宜。

然而，短面板估计方法只能估计“平均”效应，无法区分金融结构的地区差异。基于此，本文选用面板门限模型，对样本数据进行自动识别来确定门限值以内生地划分不同的产业结构区间，进而分析产业增长与金融结构之间的非线性关系。

本文选用产业结构为门限变量，对产业增长与金融结构之间是否存在门限效应进行检验，以确定门限个数。表4对高技术密集型产业增长与金融结构之间是否存在门限效应进行了检验，发现在5%的置信水平下，可以认为金融结构规模与高技术密集型产业增长存在单一门限效应；在1%的置信水平下，可以认为金融结构活力与高技术密集型产业增长存在单一门限效应；在1%的置信水平下，可以认为金融结构效率与高技术密集型产业增长存在单一门限效应。

表 4 高技术密集型产业增长与金融结构关系的门限效应检验(门限变量:产业结构)

门限模型	单一门限模型		双重门限模型	
	门限估计值	F 统计量	门限估计值	F 统计量
金融结构规模	$\gamma_1=0.21$	33.704 **	$\gamma_1=0.215$ $\gamma_2=0.44$	6.418
金融结构活力	$\gamma_1=0.21$	58.871 ***	$\gamma_1=0.12$ $\gamma_2=0.21$	9.556
金融结构效率	$\gamma_1=0.21$	74.078 ***	$\gamma_1=0.12$ $\gamma_2=0.21$	11.834

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

确认存在门限效应后，本文进一步对门限的估计值是否等于其真实值进行检验。通过似然比函数图，可以清晰地看到门限值的估计与置信区间的构造过程，发现在 5% 的置信水平下，可以认为门限的估计值等于其真实值。

在门限值测度的基础上，本文使用基于聚类稳健标准误差的固定效应模型对金融结构促进高技术密集型产业增长是否受产业结构的影响进行实证检验，检验结果如表 5 所示。表 5 中第(1)列给出了以金融结构规模为解释变量的回归结果，发现当产业结构(高技术密集型产业产出占比)低于门限值 0.21 时，金融结构(股票市场总市值/银行贷款)的提升对产业增长存在反作用，但当产业结构高于门限值时，金融结构的提升会显著促进产业增长。在以金融结构活力和效率为解释变量的回归结果中，本文发现，虽然当产业结构高于门限值时，金融结构的提升对产业增长的促进作用不显著，但当产业结构低于门限值时，金融结构的提升会明显抑制产业增长。这是因为，当产业结构低于门限值时，意味着产业结构以低技术密集型产业为主，市场主导型的金融结构不符合产业结构的融资需求与风险特性，金融结构的过度赶超必定会抑制产业增长；但当产业结构高于门限值时，意味着产业结构中高技术密集型产业占比已较高，市场导向型的金融结构更能满足这部分产业的融资需求和风险特性，因此，金融结构中金融市场占比的提升能够促进高技术密集型产业增长。然而，当产业结构高于门限值时，金融结构的提升对产业增长的作用也可能不显著，这主要有两方面的原因，其一，与中国目前的经济发展阶段相对应的高技术密集型产业占比还不够高，还不足以支撑市场导向型的金融结构；其二，中国的金融市场功能还很不完善，严重制约了为创新资本融资和分散投资风险的功能。这在表 2 中金融结构与高技术密集型产业增长显著负相关，得到了验证。

表 5 高技术密集型产业增长与金融结构关系的门限回归结果
(门限变量:产业结构)

变量	金融结构规模	金融结构活力	金融结构效率
	单一门限模型	单一门限模型	单一门限模型
	(1)	(2)	(3)
fssize(htisp $\leq\gamma_1$)	-0.365***		
fssize(htisp $>\gamma_1$)	0.247**		
fsactivity(htisp $\leq\gamma_1$)		-0.191***	
fsactivity(htisp $>\gamma_1$)		0.0302	
fsefficiency(htisp $\leq\gamma_1$)			-0.075***
fsefficiency(htisp $>\gamma_1$)			0.001
fd	-0.026	-0.023	-0.012
exp	0.038	0.107	0.1
inv	0.361**	0.365**	0.333*
con	0.048	0.198	0.192
fdi	-0.088**	-0.061	-0.058
gov	-0.652***	-0.419**	-0.328*
lab	-0.537	-1.044	-1.298
sci	-0.175**	-0.096	-0.074
ssci	0.173***	0.133***	0.107***
常数项	0.353***	0.263***	0.266***
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
R ² _within	0.456	0.46	0.497
F 值	13.05***	13.22***	15.37***
样本数	208	208	208

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平下显著。

与高技术密集型产业相对应，本文对低技术密集型产业增长与金融结构之间的门限效应进行了检验，发现在 10%的置信水平下，可以认为金融结构规模与低技术密集型产业增长存在单一门限效应；在 10%的置信水平下，可以认为金融结构活力与低技术密集型产业增长存在单一门限效应；在 5%的置信水平下，可以认为金融结构效率与低技术密集型产业增长存在单一门限效应（见表 6）。

表 6 低技术密集型产业增长与金融结构关系的门限效应检验(门限变量:产业结构)

门限模型	单一门限模型		双重门限模型	
	门限估计值	F 统计量	门限估计值	F 统计量
金融结构规模	$\gamma_1=0.3$	6.948*	$\gamma_1=0.3$ $\gamma_2=0.48$	3.995
金融结构活力	$\gamma_1=0.43$	18.281*	$\gamma_1=0.43$ $\gamma_2=0.46$	3.781
金融结构效率	$\gamma_1=0.43$	0.028**	$\gamma_1=0.43$ $\gamma_2=0.46$	2.32

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平下显著。

同样,通过似然比函数图,本文确认在 5% 的置信水平下,可以认为门限的估计值等于其真实值。在门限值测度的基础上,本文继续使用基于聚类稳健标准误的固定效应模型对金融结构促进低技术密集型产业增长是否受产业结构的影响进行实证检验,检验结果如表 7 所示。表 7 中第(1)列给出了以金融结构规模为解释变量的回归结果,发现当产业结构(低技术密集型产业产出占比)低于门限值 0.3 时,金融结构(股票市场总市值/银行贷款)的提升对产业增长的促进作用不显著,但当产业结构高于门限值时,金融结构的提升会明显抑制产业增长。在以金融结构活力和效率为解释变量的回归结果中,本文发现了同样的情况。这一结论,与表 5 的结果相互验证。

表 7 低技术密集型产业增长与金融结构关系的门限回归结果(门限变量:产业结构)

变量	金融结构规模	金融结构活力	金融结构效率
	单一门限模型	单一门限模型	单一门限模型
	(1)	(2)	(3)
fssize(htisp $\leq\gamma_1$)	0.424		
fssize(htisp $>\gamma_1$)	-0.249***		
fsactivity(htisp $\leq\gamma_1$)		-0.021	
fsactivity(htisp $>\gamma_1$)		-0.154***	
fsefficiency(htisp $\leq\gamma_1$)			-0.015
fsefficiency(htisp $>\gamma_1$)			-0.059***
fd	-0.023	-0.005	0.006
exp	0.058	0.124	0.117
inv	0.491***	0.325*	0.313*
con	0.137	0.222	0.22
fdi	-0.121***	-0.092**	-0.086**
gov	-0.899***	-0.794***	-0.729***
lab	-0.212	-0.577	-0.649
sci	-0.257***	-0.224**	-0.224***
ssci	0.153***	0.13***	0.113***
常数项	0.391***	0.353***	0.345***
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
R ² _within	0.439	0.462	0.48
F 值	12.17***	13.35***	14.37***
样本数	208	208	208

注:自助抽样次数设定为 500 次。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10% 的置信水平下显著。

综合表 5 和表 7,可以得出以下结论:当产业结构以高技术密集型产业为主时,金融市场导向型的金融结构更能够促进产业增长,而当产业结构以低技术密集型产业为主时,金融市场发达程度的过度赶超反而会抑制产业增长,

银行导向型的金融结构才是最优的选择。这表明金融结构只有与产业结构相适应时，才能促进产业增长，假说1得到证实。

(二) 经济增长与金融结构关系的实证检验

本文首先使用固定效应模型，对经济增长与金融结构之间的关系进行估计。估计结果如表8所示，除了表8中第(2)列不显著外，无论是否加入控制变量，金融结构规模、活力和效率皆与经济增长显著负相关。这意味着在样本期内，金融市场占比的提升并不能促进中国的经济增长，银行比金融市场更能增加中国的经济绩效。然而，这一结论同样无法具体指导中国不同地区的金融结构安排。作为一个区域发展很不平衡的大国，中国不同地区的经济发展阶段和产业结构存在巨大差异，且在不断的转型变化过程中，因此，不同地区和同一地区的不同发展阶段的金融结构安排应因时因地有所差异。

表8 经济增长与金融结构关系的短面板估计结果

变量	金融结构规模		金融结构活力		金融结构效率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fssize	-0.025 **	-0.016				
fsactivity			-0.006 *	-0.011 ***		
fsefficiency					-0.002 **	-0.004 ***
exp		0.053 ***		0.058 ***		0.057 ***
inv		0.116 ***		0.111 ***		0.111 ***
con		0.103 ***		0.124 ***		0.12 ***
fdi		-0.007		-0.006		-0.006
gov		0.022		0.045		0.043
lab		0.239		0.216		0.217
sci		0.022 *		0.03 **		0.029 **
ssci		0.006		0.001		0.002
常数项	0.14 ***	0.069 ***	0.137 ***	0.063 ***	0.138 ***	0.065 ***
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
model	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
N	208	208	208	208	208	208
R ²	0.0282	0.3803	0.0166	0.4007	0.0260	0.4014

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

为检验不同经济发展阶段及其产业结构条件下金融结构与经济增长之间的关系，本文分三步进行考察。第一步，考虑经济发展阶段、金融结构与经济增长之间的关系，检验不同经济发展阶段下，金融结构与经济增长之间的关系。

本文首先选用经济发展阶段为门限变量，对经济增长与金融结构之间是

否存在门限效应进行检验，以确定门限个数。表 9 对经济增长与金融结构之间是否存在门限效应进行了检验，发现在 10% 的置信水平下，可以认为金融结构规模与经济增长存在单一门限效应；在 5% 的置信水平下，可以认为金融结构活力与经济增长存在单一门限效应；在 10% 的置信水平下，可以认为金融结构效率与经济增长存在单一门限效应和双重门限效应。

表 9 经济增长与金融结构关系的门限效应检验(门限变量:经济发展阶段)

门限模型	单一门限模型		双重门限模型	
	门限估计值	F 统计量	门限估计值	F 统计量
金融结构规模	$\gamma_1=6\,608.25$	7.306*	$\gamma_1=6\,735.01$ $\gamma_2=12\,000$	2.212
金融结构活力	$\gamma_1=12\,000$	11.4**	$\gamma_1=6\,735.01$ $\gamma_2=12\,000$	4.438
金融结构效率	$\gamma_1=6\,608.25$	9.735*	$\gamma_1=6\,735.01$ $\gamma_2=12\,000$	5.838*

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

同样，通过似然比函数图，本文确认在 5% 的置信水平下，可以认为门限的估计值等于其真实值。在门限值测度的基础上，本文继续使用基于聚类稳健标准误的固定效应模型对金融结构与经济增长之间的关系是否受经济发展阶段的影响进行实证检验，检验结果如表 10 所示。表 10 中第(1)列给出了以金融结构规模为解释变量的回归结果，发现当人均真实 GDP 低于门限值 6 608.25 时，金融结构(股票市场总市值/银行贷款)的提升对经济增长呈显著的抑制作用，当人均真实 GDP 高于门限值时，金融结构的提升对经济增长的抑制作用不再显著。表 10 中第(2)—(4)列得出了类似的结论，当人均真实 GDP 低于门限值时，金融结构的提升会经济增长呈较强的抑制作用，当人均真实 GDP 高于门限值时，金融结构提升对经济增长的抑制作用明显递减。

表 10 经济增长与金融结构关系的门限回归结果(门限变量:经济发展阶段)

变量	金融结构规模	金融结构活力	金融结构效率	
	单一门限模型	单一门限模型	单一门限模型	双重门限模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
fssize($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)	-0.048**			
fssize($\text{prgdp} > \gamma_1$)	-0.013			
fsactivity ($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)		-0.029***		
fsactivity ($\text{prgdp} > \gamma_1$)		-0.014***		
fsefficiency ($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)			-0.013***	
fsefficiency ($\text{prgdp} > \gamma_1$)			-0.004***	
fsefficiency ($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)				-0.016***
fsefficiency ($\gamma_1 < \text{prgdp} \leq \gamma_2$)				-0.008***

(续表)

变量	金融结构规模	金融结构活力	金融结构效率	
	单一门限模型	单一门限模型	单一门限模型	双重门限模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
fsefficiency (prgdp> γ_2)				-0.004***
L. gdpgr	0.159***	0.195***	0.17***	0.167***
fd	0.003	0.006	0.007*	0.007*
exp	0.043***	0.05***	0.044***	0.041***
inv	0.108***	0.089***	0.096***	0.087***
con	0.043	0.076*	0.057	0.05
fdi	-0.007	-0.004	-0.005	-0.004
gov	0.015	0.036	0.036	0.04*
lab	0.218	0.151	0.15	0.139
sci	0.009	0.021	0.016	0.014
ssci	0.006	-0.003	-0.002	-0.003
常数项	0.063***	0.052***	0.056***	0.063***
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
R ² _within	0.421	0.453	0.457	0.467
F 值	18.79***	25.21***	20.7***	19.83***
样本数	208	208	208	208

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

第一步考察了经济发展阶段、金融结构与经济增长之间的关系，检验发现当金融结构与经济发展阶段不相适应时，会明显抑制经济增长，当金融结构与经济发展阶段适应度增加时，金融结构提升对经济增长虽然仍呈抑制作用，但抑制程度明显递减。

第二步，进一步考察产业结构与经济发展阶段的适应度，及其对经济增长的影响。本文选用经济发展阶段为门限变量，对经济增长与产业结构之间是否存在门限效应进行检验，以确定门限个数。如表 11 所示，在 5% 的置信水平下，可以认为经济增长与高技术密集型产业存在单一门限效应和双重门限效应；在 5% 的置信水平下，可以认为经济增长与低技术密集型产业存在单一门限效应和双重门限效应。

表 11 经济增长与产业结构关系的门限效应检验(门限变量：经济发展阶段)

门限模型	单一门限模型		双重门限模型	
	门限估计值	F 统计量	门限估计值	F 统计量
高技术密集型产业	$\gamma_1=12\ 000$	14.01***	$\gamma_1=6\ 735$ $\gamma_2=12\ 000$	11.007**
低技术密集型产业	$\gamma_1=12\ 000$	9.985**	$\gamma_1=6\ 735$ $\gamma_2=12\ 000$	12.939**

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

确认存在门限效应后,本文通过似然比函数图,发现在 5% 的置信水平下,可以认为门限的估计值等于其真实值。在门限值测度的基础上,本文使用基于聚类稳健标准误的固定效应模型对经济增长与产业结构之间的关系是否受经济发展阶段的影响进行实证检验,检验结果如表 12 所示。表 12 中第 (1)、(2) 列显示,当经济发展水平较低时,高技术密集型产业占比越大,经济发展绩效则越低,这说明产业结构应该与特定发展阶段的要素禀赋及其结构相适应,如果盲目追求产业结构升级,反而会降低经济绩效;而当经济发展水平相对较高时,产业结构与经济增长之间的关系不再显著,这说明一方面产业结构与经济发展阶段的契合度有所提高,另一方面中国现阶段的要素禀赋及其结构仍不足以支撑高技术密集型产业占比过高的产业结构。通过表 12 中第 (3)、(4) 列,本文没有找到低技术密集型产业占比与经济增长之间的有规律关系,这可能是由中国的产业结构扭曲造成的。

表 12 经济增长与产业结构关系的门限回归结果(门限变量:经济发展阶段)

变量	高技术密集型产业		低技术密集型产业	
	单一门限模型	双重门限模型	单一门限模型	双重门限模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
tisp($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)	-0.144 *			
tisp($\text{prgdp} > \gamma_1$)	-0.046			
tisp($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)		-0.239 ***		
tisp($\gamma_1 < \text{prgdp} \leq \gamma_2$)		-0.129		
tisp($\text{prgdp} > \gamma_2$)		-0.019		
tisp($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)			-0.074	
tisp($\text{prgdp} > \gamma_1$)			-0.049	
tisp($\text{prgdp} \leq \gamma_1$)				-0.111 *
tisp($\gamma_1 < \text{prgdp} \leq \gamma_2$)				-0.0679
tisp($\text{prgdp} > \gamma_2$)				-0.0365
L. gdpgr	0.148 **	0.107	0.186 ***	0.142 *
fd	0.001	0.001	0.001	0.001
exp	0.043 ***	0.034 **	0.047 ***	0.038 ***
inv	0.096 ***	0.088 ***	0.102 ***	0.096 ***
con	0.051	0.023	0.055	0.027
fdi	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005
gov	-0.024	-0.025	-0.019	-0.022
lab	0.191	0.189	0.181	0.187
sci	0.009	0.003	0.007	0.002
ssci	0.009 **	0.008 **	0.009 **	0.009 **
常数项	0.092 ***	0.105 ***	0.09 ***	0.105 ***

(续表)

变量	高技术密集型产业		低技术密集型产业	
	单一门限模型	双重门限模型	单一门限模型	双重门限模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2_{within}	0.424	0.446	0.413	0.434
F 值	10.42***	10.45***	9.978***	9.967***
样本数	208	208	208	208

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平下显著。

第三步，为考察不同经济发展阶段，金融结构与产业结构的相适性对经济增长的影响，本文选用经济发展阶段为门限变量，对金融结构与产业结构的交叉项与经济增长之间是否存在门限效应进行检验，结果如表 13 和表 14 所示。表 13 显示，在 10%的置信水平下，可以认为经济增长与金融结构规模和高技术密集型产业占比的交叉项之间存在单一门限效应；在 5%的置信水平下，可以认为经济增长与金融结构活力和高技术密集型产业占比的交叉项之间存在单一门限效应；在 5%的置信水平下，可以认为经济增长与金融结构效率和高技术密集型产业占比的交叉项之间存在单一门限效应。

表 13 经济增长与金融结构和高技术密集型产业占比的交叉项关系的门限效应检验(门限变量：经济发展阶段)

门限模型	单一门限模型		双重门限模型	
	门限估计值	F 统计量	门限估计值	F 统计量
金融结构规模	$\gamma_1=12\ 000$	6.82*	$\gamma_1=6\ 735.01$ $\gamma_2=12\ 000$	2.039
金融结构活力	$\gamma_1=12\ 000$	11.733**	$\gamma_1=6\ 735.01$ $\gamma_2=12\ 000$	0.966
金融结构效率	$\gamma_1=12\ 000$	9.615**	$\gamma_1=6\ 735.01$ $\gamma_2=12\ 000$	1.804

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平下显著。

表 14 显示，在 10%的置信水平下，可以认为经济增长与金融结构规模 and 低技术密集型产业占比的交叉项之间存在单一门限效应；在 5%的置信水平下，可以认为经济增长与金融结构活力和低技术密集型产业占比的交叉项之间存在单一门限效应；在 10%的置信水平下，可以认为经济增长与金融结构效率 and 低技术密集型产业占比的交叉项之间存在单一门限效应。

表 14 经济增长与金融结构和低技术密集型产业占比的交叉项关系的门限效应检验(门限变量:经济发展阶段)

门限模型	单一门限模型		双重门限模型	
	门限估计值	F 统计量	门限估计值	F 统计量
金融结构规模	$\gamma_1=6\ 608.25$	6.262*	$\gamma_1=6\ 735.01$ $\gamma_2=29\ 000$	2.485
金融结构活力	$\gamma_1=12\ 000$	8.995**	$\gamma_1=6\ 735.01$ $\gamma_2=12\ 000$	4.049
金融结构效率	$\gamma_1=6\ 608.25$	9.693*	$\gamma_1=6\ 735.01$ $\gamma_2=12\ 000$	4.440

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

确认存在门限效应后，本文通过似然比函数图，发现在 5% 的置信水平下，可以认为门限的估计值等于其真实值。在门限值测度的基础上，本文使用基于聚类稳健标准误的固定效应模型对经济增长与金融结构和产业结构交叉项之间的关系是否受经济发展阶段的影响进行了实证检验，检验结果如表 15 所示。经综合比较，本文发现当经济发展水平较低时，高技术密集型产业占比与金融结构的交叉项与经济增长负相关，这是因为高技术密集型产业与低水平经济发展阶段的要素禀赋不相符合，因此，即使金融结构与产业结构相适应，仍会抑制经济增长；而当经济发展水平较高时，高技术密集型产业占比与金融结构的交叉项与经济增长仍负相关，这是因为这一发展阶段的要素禀赋及其结构仍不足以支撑高技术密集型产业为主的产业结构，进而导致产业结构无法增加经济绩效，但是，由于产业结构与经济发展阶段的契合度有所提高，高技术密集型产业占比与金融结构的交叉项对经济增长的抑制作用明显减弱(表 12)。本文还发现，无论经济发展水平是高还是低，低技术密集型产业占比与金融结构的交叉项皆与经济增长负相关，这是因为金融市场导向型的金融结构与低技术密集型产业主导的产业结构不相适应，因而给定产业结构水平，金融结构的提升必然会降低经济绩效。

综合表 9—表 15，本文的发现可归纳如下：如果金融结构与产业结构不相适应，那么金融结构会降低经济绩效；如果产业结构与特定发展阶段的要素禀赋及其结构不相适应，那么即使金融结构和产业结构相适应，仍会因资源配置扭曲而降低经济绩效。因此，金融结构与产业结构相符合，产业结构与特定发展阶段的要素禀赋及其结构相符合，是金融结构促进经济增长的两大必要条件，假说 2 得证。

表 15 经济增长、金融结构规模与产业结构的门限回归结果
(门限变量:经济发展阶段)

变量	金融结构规模		金融结构活力		金融结构效率	
	高技术 密集型产业	低技术 密集型产业	高技术 密集型产业	低技术 密集型产业	高技术 密集型产业	低技术 密集型产业
	单一门限 模型	单一门限 模型	单一门限 模型	单一门限 模型	单一门限 模型	单一门限 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fs×tisp(prgdp≤γ ₁)	−0.162**					
fs×tisp(prgdp>γ ₁)	−0.041					
fs×tisp(prgdp≤γ ₁)		−0.101***				
fs×tisp(prgdp>γ ₁)		−0.034				
fs×tisp(prgdp≤γ ₁)			−0.1**			
fs×tisp(prgdp>γ ₁)			−0.045***			
fs×tisp(prgdp≤γ ₁)				−0.063***		
fs×tisp(prgdp>γ ₁)				−0.031***		
fs×tisp(prgdp≤γ ₁)					−0.033***	
fs×tisp(prgdp>γ ₁)					−0.013***	
fs×tisp(prgdp≤γ ₁)						−0.029***
fs×tisp(prgdp>γ ₁)						−0.01***
L. gdpgr	0.169**	0.172**	0.184**	0.215***	0.182**	0.188**
fd	0.002	0.003	0.006	0.006	0.006	0.007
exp	0.045***	0.044***	0.047***	0.051***	0.045***	0.045***
inv	0.102***	0.105***	0.092***	0.086***	0.09***	0.091***
con	0.051	0.045	0.075*	0.073*	0.069	0.054
fdi	−0.006	−0.007	−0.004	−0.004	−0.004	−0.005
gov	0.002	0.014	0.017	0.033	0.013	0.035
lab	0.201	0.216*	0.159	0.162	0.16	0.16
sci	0.011	0.009	0.018	0.019	0.016	0.014
ssci	0.006*	0.006	0.0004	−0.003	0.001	−0.002
常数项	0.065***	0.062***	0.055***	0.05***	0.058***	0.055***
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ² _within	0.414	0.421	0.439	0.451	0.442	0.457
F 值	22.61***	18.62***	27.35***	25.31***	23.34***	16.53***
样本数	208	208	208	208	208	208

注：自助抽样次数设定为 500 次。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

六、稳健性检验

为了检验上文分析结论的稳健性与可靠性，本部分从变量核算和样本区间两个方面重新进行实证估计。⁷

首先，上文将原材料产业、资源密集型产业和低技术密集型产业归类为

⁷ 限于篇幅，具体实证结果未列出，感兴趣的读者可向笔者索取。

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。由于这样的分类可能存在偏误,因此,本部分分别对原材料产业、资源密集型产业、低技术密集型产业、中等技术密集型产业和高技术密集型产业单独进行回归,发现原材料产业、资源密集型产业和低技术密集型产业的回归结果与本文划分的低技术密集型产业的回归结果基本一致,而中等技术密集型产业和高技术密集型产业的回归结果与本文划分的高技术密集型产业的回归结果也基本相同,说明上文关于产业类型的划分是可信的。

其次,上文参考 Demirgüç-Kunt and Levine(1999)和 Levine(2002)的做法,选取衡量金融结构的指标,金融结构规模指标选取的是股票市场总市值比银行贷款,金融结构活力指标选取的是股票市场总交易量比银行贷款,金融结构效率指标选取的是股票市场总交易量与 GDP 的比重乘以银行净利差。本部分将金融结构规模指标改选为股票市场总市值比银行存款,将金融结构活力指标改选为股票市场总交易量与 GDP 的比值比上银行贷款与银行存款的比值,重新进行门限回归,发现核心解释变量的系数的正负号及显著性与前文一致,这进一步证实前文的估计结果是稳健的。

最后,考虑到工业企业数据库在 2008 年之后数据缺失严重以及数据质量存疑,上文选择的样本区间是 2001—2008 年。本部分尝试将样本区间拓展至 2013 年,回归结果显示解释变量的系数正负号及显著性与前文基本一致,说明上文关于金融结构、产业结构与经济增长之间关系的推断是可信的。

七、结 语

本文从金融结构的本质出发,结合新结构金融学思想,探讨了决定一国或地区最优金融结构的根本因素,并基于此提出了两个理论假说。为检验假说是否成立,本文选用中国 2001—2008 年的省际面板数据,利用面板门限模型实证检验不同的经济发展阶段和产业结构条件下,金融结构与产业增长以及经济增长的非线性关系。本文的主要结论有:

第一,金融结构只有与产业结构相适应时,才能够促进产业增长。当产业结构以低风险产业为主时,银行导向型的金融结构更有利于产业增长;而当产业结构以高风险产业为主时,市场导向型的金融结构则是更优选择。

第二,金融结构只有与特定发展阶段的要素禀赋结构及其内生决定的产业结构相适应时,才能够促进经济增长。产业结构与特定发展阶段的要素禀赋及其结构相符合,金融结构与产业结构相符合,是金融结构促进经济增长的两大必要条件。

除此之外,本文还发现了两个值得注意的事项:第一,在样本期内,银行较金融市场更能增加中国的经济绩效,这是因为中国产业结构整体仍以追赶发达国家的产品和技术成熟的产业为主,产业的技术风险和市场风险相对

较小，银行是更加有效的融资渠道；第二，金融结构中金融市场占比的提高，未能明显促进中国高技术密集型产业的发展，其中一个很重要的原因是中国的金融市场功能还不完善，严重制约了为创新资本融资和分散投资风险的功能发挥，未有效支持高新技术企业的创新与研发融资需求。

本文的研究对于中国金融结构政策具有一定的启示意义：第一，就整体而言，在样本期内，银行是更符合中国实体经济需求的融资渠道，不应在金融市场的发达程度上盲目赶超；第二，就区域而言，中国是一个区域发展很不平衡的大国，也是一个处于快速发展与转型中的国家，处于不同经济发展阶段的区域应基于其要素禀赋与结构以及产业结构安排其金融结构，且随着要素禀赋及其结构的变化以及产业结构的转型升级而不断地动态调整其金融结构；第三，金融结构不是万能的，如果产业结构存在严重的扭曲，金融结构盲目追求与被扭曲的产业结构相适应，反而会进一步扭曲资源配置，抑制经济增长，因此，注意产业结构与特定发展阶段的要素禀赋及其结构相适应，是发挥金融体系资源配置与风险分散等功能的基础；第四，金融结构由金融机构组成，因此，加强金融机构管理，完善金融机构功能，使得金融机构能够有效发挥其效用是讨论金融结构最优化的前提。

参考文献

- [1] Aghion, P., and P. Bolton, "An Incomplete Contracts Approach to Financial Contracting", *Review of Economic Studies*, 1992, 59(3), 473—494.
- [2] Allen, F., and D. Gale, "Financial Contagion", *Journal of Political Economy*, 2000, 108(1), 1—33.
- [3] Benmelech, E., and N. K. Bergman, "Collateral Pricing", *Journal of Financial Economics*, 2009, 91(3), 339—360.
- [4] Cho, Y. J., "Inefficiencies from Financial Liberalization in the Absence of Well-functioning Equity Markets", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1986, 18(2), 191—199.
- [5] Demirgüç-Kunt, A., and R. Levine, *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Bank, Markets, and Development*, Massachusetts: MIT Press, 2001.
- [6] 高晓慧、陈柳钦,《俄罗斯金融制度研究》。北京:社会科学文献出版社,2005年。
- [7] 龚强、张一林、林毅夫,“产业结构、风险特性与最优金融结构”,《经济研究》,2014年第4期,第4—16。
- [8] Hansen, B. E., "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of Economics*, 1999, 93(2), 345—368.
- [9] 江时学,“论拉美国家的金融自由化”,《拉丁美洲研究》,2003年第2期,第1—8页。
- [10] La Porta, R., "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6), 1113—1155.
- [11] La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, "Investor Protection and Corporate Governance", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1—2), 3—27.
- [12] Lall S., "The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985—98", *Oxford Development Studies*, 2000, 28(3), 337—369.

- [13] Levine, R., “Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?”, *Journal of Financial Intermediation*, 2002, 11(4), 398—428.
- [14] Levine, R., “Finance and Growth: Theory and Evidence”, *Handbook of Economic Growth*, Elsevier Science, 2005.
- [15] 林毅夫、孙希芳、姜烨, “经济发展中的最优金融结构理论初探”, 《经济研究》, 2009 年第 8 期, 第 4—17 页。
- [16] Lin, J. Y., X. Sun, and Y. Jiang, “Endowment, Industrial Structure and Appropriate Financial Structure: A New Structural Economics Perspective”, *Journal of Economic Policy Reform*, 2013, 16(2), 1—14.
- [17] Manove, M., A. J. Padilla, and M. Pagano, “Collateral versus Project Screening: A Model of Lazy Banks”, *Rand Journal of Economics*, 2001, 32(4), 726—744.
- [18] Morck, R., and M. Nakamura, “Banks and Corporate Control in Japan”, 1999, 54(1), 319—340.
- [19] Rajan, R. G., and L. Zingales, “Which Capitalism? Lessons from the East Asian Crisis”, *Journal of Applied Corporate Finance*, 1999, 11(3), 40—48.
- [20] World Bank, *World Development Report*, Oxford: Oxford University Press, 1989.

Financial Structure, Industrial Structure and Economic Growth: An Empirical Test From the Perspective of New Structural Finance

ZIRONG YANG

(Peking University)

PENGYANGI ZHANG*

(Beijing University of Technology)

Abstract Based on the panel data of China in 2001—2008, this paper uses the panel threshold model to test the relationship between financial structure, industrial growth and economic growth. This study shows that only when financial structure is compatible with industrial structure will it promote industrial growth. In addition, only when financial structure is compatible with the factor endowment structure of the specific stage of development and its endogenous industrial structure, will financial structure promote economic growth and best serve the real economy.

Key Words financial structure, industrial structure, economic growth

JEL Classification G20, O16, O47

* Corresponding Author: Zirong Yang, Yingjie Exchange Center 411N, Peking University, Haidian District, Beijing, China, 100871; Tel:18811736636; E-mail:zyang@pku.edu.cn