

# 金融发展、门槛效应与地区产业结构升级

刘 颜<sup>1,2</sup>(博士), 周建军<sup>3</sup>(博士生导师), 于静静<sup>4</sup>(博士)

**【摘要】**在系统梳理金融发展与产业结构升级相关文献的基础上,选取我国281个地级市的面板数据,采用面板门槛模型检验金融发展对产业结构升级的影响。结果表明,金融发展对产业结构升级具有显著的促进作用,且这种促进作用存在明显的门槛特征,当地区金融发展水平跨越相应门槛值后,其对产业结构升级的促进作用会更加明显。因此,各级政府应不断完善金融体系,扩大金融发展规模,实现金融发展与产业发展之间的耦合。同时,应当采取差异化的调控政策,在金融发展水平较高的地区,充分发挥金融发展对产业结构升级的促进作用;而在金融发展水平较低的地区,应努力减少其他外生变量的束缚,寻求跨越门槛的方法和途径,以更好地促进地区产业结构转型升级。

**【关键词】**金融发展; 产业结构升级; 面板门槛模型; 地区经济发展

**【中图分类号】**F062.9

**【文献标识码】**A

**【文章编号】**1004-0994(2019)12-0154-8

## 一、引言

经过多年的发展,我国工业化进程进入到后半阶段,劳动力成本优势逐渐弱化,钢铁、煤炭等传统产业产能过剩问题严重,资源、能源和环境约束逐渐增强。在面临国内外双重压力的背景下,过去对资源进行简单整合的产业发展模式不可持续,只有加快产业结构转型升级,推动产业迈向中高端,才能保持经济中高速增长,顺利实现全面建成小康社会的目标。产业结构升级成为优化社会总供给结构、促进经济发展的基础<sup>[1]</sup>,通过产业升级促进经济可持续发展已经成为共识。

我国经济的发展历程和政策实践均表明,金融发展是促进产业结构升级的直接推动力量。近年来,各级政府大力支持金融服务实体经济,促使金融服务于结构优化、动能转换和要素升级的大方向,推动产业结构升级。理论研究和现实状况均表明,产业结构转型升级离不开金融的支持,因此,正确认识金融发展对产业结构升级的影响及作用机制,量化金融发展的产业结构升级效应,探索金融发展与地区产业结构升级相结合的模式,对于利用金融体制改革

促进经济增长方式转型,实现产业结构转型升级具有重大的现实意义。

国内外学者对金融发展与产业结构升级之间的关系进行了大量检验,但并未形成统一的结论。一些学者认为,金融发展有利于地区产业结构升级<sup>[2]</sup>,金融市场发展水平越高,产业之间增长率的相关性就越强,产业之间相互促进,能够实现较快发展<sup>[3]</sup>。但是,另一些学者得出了不同的结论。Antzoulatos等<sup>[4]</sup>认为金融发展对产业升级的影响并不显著。我国金融的畸形发展对产业变迁的调整和升级产生了扭曲效应<sup>[5]</sup>,再加上我国存在较为严重的金融抑制问题<sup>[6]</sup>,以银行业为主的间接融资模式无法满足战略性新兴产业的融资需求<sup>[7]</sup>,制约了地区产业结构的调整与升级。

对金融发展与产业结构升级的研究实际上是金融发展与经济增长关系这一研究主题的拓展,现有文献在金融发展度量、作用机制探索方面奠定了一定的研究基础,但在实证研究方面并未形成一致的结论。本文利用地级市面板数据,采用面板门槛模型探讨金融发展对产业结构升级的非线性影响。与已

**【基金项目】**国家社会科学基金重点项目(项目编号:18AJY027)

有研究相比,本文的贡献可能表现在以下几个方面:一是突破已有研究主要从宏观或者微观层面探讨金融发展对于实体经济影响的局限,从中观层面的产业结构视角对两者的关系进行探讨,对金融与经济增长的关系重新进行阐释;二是已有实证研究主要考察金融发展和产业结构升级之间的线性关系,仅发现金融发展对产业结构升级的促进作用,本文对此进行拓展,在门槛效应模型框架下,以金融发展为门槛变量,对金融发展的产业结构升级效应重新进行检验;三是大多数学者都是从国家或者省级层面探讨产业结构升级及其影响因素,往往忽视了城市层面产业发展的异质性,本文采用地级市面板数据进行实证检验可以弥补此方面的不足。

## 二、文献综述与理论分析

国外最初对于金融发展与产业结构升级的研究都着眼于金融发展如何推动经济增长,很多学者基于索洛增长模型的框架,从资本积累和全要素生产率这两个角度论述了金融发展对经济增长的影响<sup>[8,9]</sup>。近年来,我国经济进入新常态,产业结构升级成为解决目前宏观经济失衡的重要手段,国内外学者纷纷从金融活动或者金融政策的视角出发,探讨金融发展与金融效率在产业结构调整中的导向和调节作用<sup>[10,11]</sup>。理论研究表明,金融发展会通过产业资本形成与配置等渠道改变资本的供给水平与结构,进而影响地区产业结构,其作用机制可以概括为以下几点:

**1. 金融发展通过促进产业资本形成和提高资源配置效率来推动产业结构升级。**在产业发展过程中,尤其是新兴产业发展过程中,需要大量资金开展技术创新等活动,其所需资金往往超出自有资金范围,迫切需要外部金融支持。金融发展意味着更加先进的金融机构和更加完善的金融体系,能够将零散资金快速、大规模地聚集起来,产生外部规模经济效益,并通过直接融资和间接融资渠道为企业提供快速融资服务,为新兴产业发展和传统产业升级提供持续性的资金供给,进而改变地区产业结构<sup>[12,13]</sup>。金融发展水平越高,金融体系效率越高,越能够以较低的交易成本和信息成本吸收储蓄,并通过促进“储蓄—投资”转化机制,使得社会资金向资金需求方转移<sup>[5]</sup>,扩大可用于投资的资本存量,进而缓解地区融资约束,促进地区产业结构优化。

此外,金融发展能够实现资本有效配置,引导金融资源在不同产业部门间流动,影响产业间的资金

存量结构,进而对产业结构产生影响<sup>[14,15]</sup>。金融部门是投资者和储蓄者之间的桥梁,为资金由盈余部门向短缺部门转移提供了渠道,金融资源配置结构会对宏观经济运行以及地区产业结构调整产生影响<sup>[13]</sup>。金融机构根据市场供求关系决定的资金价格以及收益水平开展金融活动,并根据收益性、流动性、安全性等原则对项目进行评估,促使资金从低效率产业部门向高效率产业部门转移<sup>[16]</sup>。金融发展水平高的地区有较多的金融机构以及较完善的金融服务,其运作效率更高,能够根据资本回报率识别发展潜力大、竞争力强的产业,更好地引导资金流入回报率更高、附加值更高的行业中去,同时减少资金在低成长性、低回报行业的投入,优化信贷资金在各个产业间的重新分配,使地区产业格局更加合理<sup>[5]</sup>。

**2. 金融发展通过信用催化机制加速资本形成,从而促进产业结构升级。**除了被动满足产业发展的资金需求,金融部门还能通过信用催化机制加速产业资本形成,为产业的生产研发以及规模扩张提供充足的资金,实现生产资源的节约利用以及使用效率的提高,推动地区产业结构向着更高级、更合理的方向优化<sup>[13,17]</sup>。随着经济社会的发展,各类生产组织的资金需求日益增多,一般的借贷信用无法满足产业发展的资金需求,从而催生了各类金融创新工具与信用制度,以减轻产业部门的资金约束。金融发展水平较高的地区,储蓄动员和投资优化方面的金融创新工具层出不穷,产业资本影响范围也有所扩大,导致产业资本流动加快,能够将潜在金融资源现实化,推动产业转型升级<sup>[18]</sup>。比如,资产证券化工具允许产业部门利用自身部分资产作为信用基础进行融资,为企业提供数倍的金融资源,拓宽产业部门的融资渠道并降低综合融资成本,为技术创新和转型升级提供资金支撑。

**3. 金融发展能够缓解信息不对称进而降低信息获取成本,从而促进产业调整和升级。**由于市场失灵,投资者无法获得产业部门或者企业创新研发能力的相关有效信息,且面临较高的时间成本,并缺乏相应的信息搜集和处理能力,导致逆向选择问题产生。金融发展意味着金融体系的完善和市场披露机制的改进,有助于缓解信息不对称和道德风险问题<sup>[19]</sup>。在健全的金融市场环境下,金融机构能凭借其规模优势和专业能力,充分发挥收集、筛选和整理信息的优势,提供有效的金融咨询服务,降低信息不对称可能带来的交易风险,更好地满足产业转型升级

级的融资需求<sup>[20]</sup>,促使资本流向有价值的投资项目及竞争力强的行业,提高资本配置效率<sup>[21]</sup>。

4. 金融发展通过激发技术创新推动地区产业结构升级。企业技术创新是由企业研发、试用、产业化等多阶段组成的动态、复杂的过程,具有高投入、高风险的特征,内源性融资无法满足所有资金需求,需要获得全面、高效的金融支持。金融体系是企业获得外部资金支持的重要渠道,金融体系的发展影响着企业资金获得的便利性与投资效率,因而对技术创新活动起着关键性作用<sup>[22,23]</sup>。金融发展降低了由信息不对称引发的筛选和监督成本,降低了行业外部融资成本,促进了各行业的技术进步,并通过“水平效应”和“结构效应”进一步加速产业结构转型,促进经济增长<sup>[20]</sup>。值得注意的是,不同类型的金融体系对产业技术创新的影响存在差异,银行等金融机构对传统产业的影响更大,而股票和债券市场则更有利于新兴产业的发展<sup>[24]</sup>。

总之,无论是传统产业的升级改造还是新兴产业的发展壮大,都需要健全、高效的金融服务作支撑。作为经济增长的助推器,金融发展能够促进产业资本的形成,提高储蓄—投资转化率,减少信息不对称并降低交易风险,提高资本配置效率,在产业结构升级过程中为产业技术创新活动提供必要资金,支持产业由劳动密集型向资本密集型、技术密集型转变,由低附加值向高附加值转变。地区金融发展水平越高,金融体系越完善,金融机构以及提供的金融工具就越多,越能调动市场主体参与投资活动的积极性,吸收社会闲散资金,加速产业资本形成。同时,在资本总量既定的情况下,资金的配置效率越高,越能够更好地引导资金流向竞争力高的产业部门,改善地区产业结构,推动地区产业转型升级。

值得注意的是,受地区发展条件以及制度环境建设的影响,地区金融市场的发展呈现出明显的区域特征,再加上区域壁垒和资本市场分割等现象,国内资本的流动性远远低于国际金融市场一体化的国家或地区,我国各城市金融市场的区域差异较为明显。在市场化程度较高、金融市场发展较完善的地区,其建立的金融机构和提供的金融服务更为完善和丰富,能建立起良好的资本形成和转化机制,且信用催化、信息披露等机制能够更好地发挥作用,从而为产业发展提供更大的融资规模和更高的融资效率,加快地区产业结构升级的步伐。基于此,本文结合城市发展特征,以金融发展水平为门槛变量,实证

检验金融发展对产业结构升级的非线性影响,从金融视角出发研究支撑地区产业转型升级的政策框架,为政策设计和实践发展提供借鉴。

### 三、模型设定和数据说明

1. 计量模型设定。传统的门槛模型通常是采用外生样本隔离的方法进行估计,其样本分离点和区间的选择都是主观的,并非由数据内生决定,因此无法推导出门槛值的置信区间,且参数估计值对门槛值比较敏感。Hansen<sup>[25]</sup>提出的面板门槛回归模型,不需要事先给定非线性方程的形式,也不需要外生指定门槛值,其门槛值和门槛数量完全由样本数据内生决定,克服了传统门槛分析方法过于主观的缺陷。此外,该模型在渐近分布理论的基础上建立待估参数的置信区间,并使用 Bootstrap 方法对各门槛值的统计显著性进行估计,从而可以更好地检验不同门槛水平上金融发展对产业结构升级的影响。因此,本文参考 Hansen<sup>[25]</sup>的做法,建立如下门槛回归模型:

$$\text{upgrade}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{findev}_{it} \times I(q_{it} < \gamma) + \alpha_2 \text{findev}_{it} \times I(q_{it} > \gamma) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*为城市,*t*为时间。upgrade表示产业结构调整指标,findev为金融发展水平。I()代表指示函数,当括号内的条件成立时,I=1,否则I=0。q<sub>it</sub>为门槛变量(本文为金融发展水平),将样本数据划分为不同的阶段。γ是门槛值,α<sub>1</sub>和α<sub>2</sub>是门槛系数。如果α<sub>1</sub>显著为正,则说明当金融发展小于或等于门槛值γ时,金融发展会显著促进产业结构升级;如果α<sub>1</sub>显著为负,则说明当金融发展水平小于或者等于门槛值γ时,金融发展会抑制产业结构升级。值得注意的是,α<sub>1</sub>和α<sub>2</sub>除了可能出现符号差异,其数值也有可能存在显著差异,这一差异反映了金融发展对产业结构升级的非对称效应。ε<sub>it</sub>代表残差项,X表示其他影响产业结构升级的控制变量。

在门槛模型的估计中,既要估计门槛值γ,又要对门槛估计值进行相应的检验。其中,门槛值将通过最小化残差估计值来估计,即γ=argminS<sub>n</sub>(γ)。在得到相应的估计值后,进一步对门槛效应的显著性和置信区间进行检验。门槛效应显著性检验的原假设是H<sub>0</sub>:β<sub>1</sub>=β<sub>2</sub>,备择假设是H<sub>1</sub>:β<sub>1</sub>≠β<sub>2</sub>。如果原假设成立则说明门槛值并不存在,其构建的统计量是:

$$F_1 = [S_0 - S_1(\gamma^*)] / \sigma^{*2} \quad (2)$$

其中,S<sub>0</sub>为无门槛时的残差平方和,而S<sub>1</sub>(γ\*)是门槛估计下的残差平方和,σ<sup>\*2</sup>为门槛估计残差的方

差。Hansen<sup>[26]</sup>建议采用 heteroskedasticity-consistent Lagrange multiplier (LM) 检验来识别门槛值。但是,在原假设情况下,门槛值无法识别。为此,可以通过自举法(Bootstrap)来模拟统计量的渐进分布,同时计算出p值。

门槛值置信区间估计的原假设是估计的门槛值等于真实门槛值,即  $H_0: \gamma^* = \gamma$ , 相应的似然比检验统计量是:

$$LR_1(\gamma) = [S_1(\gamma) - S_1(\gamma^*)] / \sigma^2 \quad (3)$$

其中,  $S_1(\gamma)$  是无约束条件下的残差平方和。Hansen 给定了显著性水平为  $\alpha$  时的拒绝域, 即当  $LR_1(\gamma) \leq -2 \ln[1 - \sqrt{1 - \alpha}]$  时, 无法拒绝原假设。如果模型存在两个或两个以上的门槛值, 那么就需要在单一门槛模型的基础上依顺序进行下一个门槛显著性以及置信区间的检验。

**2. 变量选择与数据说明。**在式(1)基准回归方程中, 被解释变量为产业结构升级 upgrade。配第一克拉克的产业结构演变规律表明, 产业结构升级的特征是第三产业在国民经济中的地位逐渐上升, 而第一产业的比重则相对下降。本文借鉴李逢春<sup>[27]</sup>等学者的研究, 以不同产业部门在国民经济中所占的比例作为权重, 构建如下产业结构升级综合指数。其中, industry1、industry2 和 industry3 分别表示第一、二、三产业产值占总产值的比重。upgrade 的值介于 1 到 3 之间, 值越大表明产业结构发展水平越高。

$$\text{upgrade}_{it} = \text{industry1}_{it} \times 1 + \text{industry2}_{it} \times 2 + \text{industry3}_{it} \times 3 \quad (4)$$

核心解释变量为金融发展 findev。既有研究往往采用金融相关比率来衡量金融发展水平, 比如金融资产与总资产的比重等。其中, 广义货币存量 M2 与国民生产总值的比重通常用来衡量国家金融发展水平, 而金融机构存贷款余额与地区国民生产总值的比重可以衡量区域金融发展水平。基于此, 同时考虑到地级市数据的可得性, 本文利用各城市金融机构存贷款总和与地区生产总值之比衡量地区金融发展水平。

控制变量包括: ①地区经济发展水平 gdp, 用人均地区生产总值衡量。经济发展水平较高的地区, 产业结构升级的程度将更高。②地区外商直接投资 fdi, 可以通过增加资本供给、技术溢出以及优化市场结构这几个方面来推动产业结构的优化和升级。③fiscal 表示政府干预水平, 用地方财政支出与地区生产总值的比重来衡量。目前, 我国的市场调节

机制并不完善, 客观上需要政府对产业升级进行干预和扶持。政府的适度干预能够促进产业结构的转型升级, 然而, 一旦产业政策实施不当, 过度保护某些产业的发展, 则会阻碍产业结构升级的步伐, 所以, 政府干预对于产业结构升级的作用具有不确定性。④invest 为地区固定资产投资水平, 用全社会固定资产投资总额除以地区生产总值得到。固定资产投资能够促使国民经济中第三产业地位得到提高, 推动新产业的形成, 从而对产业结构升级产生直接作用。⑤地区劳动力供给 peo, 用城市就业人员总数衡量劳动力水平, 该变量主要通过劳动力素质和水平影响产业结构变迁。⑥edu 为人力资本, 用地区高等学校在校生数量来衡量。人力资本水平会通过提升创新效率、管理效率等渠道促进产业结构升级。

本文所使用的地级市数据均来源于 CEIC 数据库。因为该数据库中地级市年末金融机构贷款余额数据最早存储于 2003 年, 所以本文面板数据的跨度为 2003~2016 年。在地级市的选择上, 因为 2011 年撤销了巢湖, 2011 年增设了贵州毕节和铜仁, 所以上述样本均删除。此外, 拉萨、中卫、固原、普洱、吴忠等地级市数据缺失严重, 因此数据分析并不包含以上城市。处理过后最终得到 281 个城市的面板数据, 计算过程中个别缺失数据采用移动平均法补齐。为了消除通货膨胀的影响, 以城市所在省份的居民消费价格指数(CPI)将各名义变量调整为以 2003 年为基期的实际变量, 并利用以 2003 年为基期的固定资产投资价格指数对各个地级市的固定资产投资额进行调整, 各省份居民消费价格指数和固定资产投资价格指数均来自《中国统计年鉴》。表 1 给出了相关变量的描述性统计。

**表 1 变量的描述性统计**

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
upgrade	3934	2.2257	0.1433	1.7901	2.7977
findev	3934	2.0488	0.9937	0.5600	8.1560
lngdp	3934	9.8725	0.7364	7.5454	11.8991
invest	3934	0.6346	0.2732	0.0830	2.1931
fiscal	3934	0.1527	0.0796	0.0313	0.7015
lnpeo	3934	12.9666	1.1169	10.6091	16.6590
lnfdi	3934	6.5538	1.9927	-1.9932	11.4599
lnedu	3934	10.1939	1.4583	4.9273	13.8712

#### 四、实证结果与讨论

##### 1. 门槛变量的选择与门槛检验。根据门槛回归

模型的原理可知, 门槛变量既可以是模型中的解释变量, 也可以是其他变量。金融发展对产业结构调整的影响具有特殊性, 当金融发展达到某一水平时, 对产业结构的影响在原有水平上会改变符号或者大小。考虑到各个地级市的金融发展水平差异较大, 因此选取金融发展程度作为门槛变量, 依次进行单门槛、双门槛检验, 结果如表2所示。

表2 门槛效应检验

门槛变量	门槛数	BS次数	F值	1%	5%	10%
findev	单一	2000	24.72**	26.8048	19.3665	15.6222
	双重	2000	-6.69	20.5311	14.8619	12.3302

注: p值和临界值均为采用Bootstrap自助法重复抽样2000次得到的结果; \*\*代表在5%的水平上显著。

由表2可以看出, 在以金融发展水平为门槛变量的单一门槛检验中, F统计量的值为24.72, 经2000次Bootstrap之后计算结果在5%的显著性水平上可以拒绝原假设, 此时存在一个门槛。接下来进行两个门槛的检验, 原假设为方程仅存在单一门槛, 此时F统计量为-6.69, 未通过显著性检验, 即使在10%的显著性水平上也无法拒绝原假设, 此时门槛效应的检验停止。因此, 本文认为金融发展存在一个门槛。

2. 门槛回归及结果分析。表3报告了式(1)的面板门槛回归结果。模型(1)为不包含任何控制变量的回归结果, 模型(2)~模型(4)逐步加入了相关控制变量。结果表明, 金融发展对地区产业结构升级的影响显著为正, 且均通过了显著性检验, 即金融发展是地区产业结构升级的重要驱动因素, 与曾国平等<sup>[5]</sup>的研究结论一致。金融发展通过不断吸收社会闲散资金来增加资金供给、降低融资成本, 根据效率原则对资金在不同产业间进行合理配置进而提高资源配置效率, 缓解信息不对称与道德风险问题, 为技术创新提供更合适的金融机构与金融服务等, 能够改变地区产业结构, 促使地区产业结构优化。

考虑到地区金融市场的差异及其对金融发展的产业结构调整效应的影响, 以金融发展为门槛变量进行实证回归, 结果表明, 金融发展对产业结构升级影响的门槛值为1.4042, 并且在所有回归中都落入了95%的置信区间, 可见, 金融发展对产业结构升级影响的非线性效应确实存在。门槛值左侧的回归系数 $\alpha_1$ 和右侧的回归系数 $\alpha_2$ 均显著为正, 且 $\alpha_2 > \alpha_1$ , 这意味着金融发展对产业结构升级的影响存在显著的非对称效应: 当金融发展水平较低时, 金融发展对产

业结构升级的促进作用较小; 当金融发展水平较高时, 金融发展所带来的产业结构升级效应有所强化。随着金融发展水平的提高, 地区先进的金融机构越来越多, 且能够提供多样化的金融服务和专业化的融资方式, 从而更好地满足各产业在发展过程中的外部融资需求。再加上金融市场透明度和披露机制均有所改进, 新兴产业发展和传统产业退出过程中的信息不对称和道德风险等问题得到缓解, 资金配置效率提高, 产业结构调整 and 转型升级的速度也会加快。此外, 控制变量的逐步加入并未改变金融发展的门槛值, 证明门槛效应在数值上也比较稳定。

表3 门槛回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)		
门槛值	1.4042**	1.4042**	1.4042**	1.4042**		
95%的置信区间	[1.3986~1.4054]	[1.3986~1.4054]	[1.3986~1.4054]	[1.3986~1.4054]		
$\alpha_1$	0.0570*** (13.79)	0.0410*** (10.77)	0.0455*** (11.53)	0.0424*** (10.76)		
$\alpha_2$	0.0735*** (28.68)	0.0523*** (21.37)	0.0570*** (20.83)	0.0537*** (19.28)		
lngdp		0.0573*** (25.81)	0.0617*** (20.64)	0.0444*** (12.35)		
lnfdi		-0.00304** (-2.74)	-0.00275* (-2.44)	-0.00257* (-2.30)		
invest			0.0102 (1.73)	0.00218 (0.37)		
fiscal			-0.132*** (-4.44)	-0.124*** (-4.15)		
lnpeo				0.0268*** (4.52)		
lnedu				0.0207*** (7.12)		
_cons	2.080*** (373.58)	1.576*** (84.53)	1.534*** (58.45)	1.158*** (16.84)		
单一门槛自抽样检验	F值	42.68	24.98	25.22	24.72	
	P值	0.0010	0.0165	0.0145	0.0145	
	临界值	1%	31.1598	26.6628	27.7174	26.8048
		5%	21.4950	18.3571	18.9422	19.3665
10%		17.5200	15.2643	15.5159	15.6222	
N	3934	3934	3934	3934		

注: 括号内为回归系数的t值; 表中的F值均为采用“自抽样”反复抽样2000次得到的结果; \*, \*\*, \*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著, 下同。

地区经济发展水平能够显著促进产业结构转型升级。经济发展水平越高, 则产业结构转型升级越

快,这与大多数研究的结论一致。地区劳动力供给和人力资本对产业结构升级的作用为正,且均通过了1%的显著性检验。地区固定资产投资水平对产业结构升级的作用为正但并不显著。当前我国投资运行过程中依然存在一些问题,例如,新动能虽然发展势头良好,但在投资中的比重仍然偏低;高耗能行业投资增速未得到有效控制,这在一定程度上阻碍了固定投资对产业结构升级促进作用的发挥。因此,优化投资结构、完善投资政策是我国未来促进产业结构升级的重要方向。政府干预水平对产业结构升级的影响显著为负。近年来,我国各级政府在产业转型升级过程中发挥了重要作用,包括制定和调整产业政策、颁布并落实产业发展规划等。但是,部分政府对地区产业发展的规划过多过杂,且在利益的驱使下往往会主导资金流入方向与领域,导致资金在不同产业之间的布局严重失衡,从而阻碍了其转型升级。

再加上市场分割、行政区经济等地方保护主义的存在,也会阻碍地区产业结构的调整和升级。地区外商直接投资的系数为负,对地区产业结构升级产生了显著的阻碍作用。在产业结构方面,外商在我国的投资具有十分明显的行业偏好,其投资重点为制造业。近年来,外商直接投资对第三产业的投入虽然呈上升趋势,但总体投资比重仍然偏低,且主要集中在房地产业、批发零售业等,在一定程度上阻碍了产业结构升级。

### 五、稳健性检验

1. 更换回归方法。为了确保上述面板门槛模型回归结果的可靠性,对回归方程进行稳健性检验,采用不同的估计方法,对金融发展的非线性效应进行进一步检验。门槛回归

中,通过Bootstrap自举法重复抽样2000次得到的门槛值为1.4042。在本部分,建立包含虚拟变量的面板

模型,对金融发展的非线性效应以及门槛值的大小进行检验。建立如下所示的面板模型:

$$\text{upgrade}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{findev}_{it} + \alpha_2 \text{findev}_{it} \times \text{dum} + \alpha_3 \ln \text{gdp}_{it} + \alpha_4 \ln \text{fdi}_{it} + \alpha_5 \text{invest}_{it} + \alpha_6 \text{fiscal}_{it} + \alpha_7 \ln \text{peo}_{it} + \alpha_8 \ln \text{edu}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,dum为虚拟变量,其取值如下:当金融发展变量的值大于门槛值时取值为1(findev>1.4042),否则为0。交互项findev×dum的估计系数符号可以反映门槛效应的方向。根据前文的分析以及上述面板门槛回归模型可以预期金融发展与dum交互项的系数显著为正,即当金融发展水平高于门槛值1.4042时,金融发展会促进产业结构升级。如果交互项findev×dum显著为负或者不显著,则面板门槛模型的结论不成立。F值检验支持选择固定效应模型(FE),基于此,采用固定效应模型对式(5)进行估计,具体结果如表4模型(1)~(4)所示。

表4 稳健性检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
门槛值	/	/	/	/	8.9653**	8.9653**	8.9653**	8.9653**
$\alpha_1$					0.0759*** (36.82)	0.0913*** (22.17)	0.0894*** (20.48)	0.0855*** (19.25)
$\alpha_2$					0.0780*** (33.92)	0.0931*** (22.20)	0.0913*** (20.64)	0.0872*** (19.39)
findev	0.0570*** (8.96)	0.0408*** (6.41)	0.0454*** (7.17)	0.0422*** (6.73)				
findev×dum	0.0165*** (4.22)	0.0115** (3.20)	0.0116** (3.20)	0.0114** (3.13)				
lngdp		0.0573*** (11.44)	0.0617*** (8.73)	0.0444*** (5.33)		-0.0184*** (-3.62)	-0.0195*** (-3.82)	-0.0361*** (-6.74)
lnfdi		-0.0030 (-1.45)	-0.0027 (-1.31)	-0.0026 (-1.28)		-0.0035** (-3.16)	-0.0039*** (-3.43)	-0.0035** (-3.14)
invest			0.0102 (0.76)	0.0022 (0.16)			0.0104 (1.73)	0.0007 (0.11)
fiscal			-0.132* (-1.98)	-0.125* (-1.98)			0.0019 (0.07)	-0.0005 (-0.02)
lnpeo				0.0267 (1.94)				0.0323*** (5.46)
lnedu				0.0207** (3.22)				0.0233*** (7.97)
_cons	2.080*** (217.04)	1.576*** (35.53)	1.534*** (25.32)	1.158*** (7.27)	1.496*** (73.77)	1.554*** (62.32)	1.579*** (54.07)	1.129*** (16.06)
R <sup>2</sup>	0.2219	0.3607	0.3641	0.3767				
N	3934	3934	3934	3934	3934	3934	3934	3934

注:括号内为稳健标准误。

从表4的回归结果可以看出,交互项findev×dum的系数为正且均通过了5%的显著性检验,表明

金融发展对产业结构升级的非线性效应显著存在。金融发展水平高的地区,金融发展对产业结构升级的促进作用越大。在现代经济条件下,地区的外部融资环境即金融发展情况对本地区产业结构的影响显著,且这种影响随着金融发展水平的提高呈现出递增的特征。表4的回归模型中,随着控制变量的加入,交互项  $\text{findev} \times \text{dum}$  系数始终显著为正,这说明金融发展对产业结构升级的非线性效应比较稳定。

**2. 更换变量。**在上述回归过程中有可能仍然存在衡量误差问题,进而导致估计结果有偏。在基本回归中,采用年末金融机构存贷款之和除以地区生产总值来衡量金融发展水平。但是在不同文献中,金融发展有不同的测量方法。参考李文艳等<sup>[28]</sup>的做法,用年末金融机构各项贷款余额除以城市总人口,得到人均贷款余额指标来衡量金融发展水平,并重新进行面板门槛回归,门槛自抽样检验均通过了10%的显著性检验,表明门槛效应确实存在,参数估计结果如表4模型(5)~(8)所示。由此可知,门槛回归系数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  均显著为正,且  $\alpha_1 < \alpha_2$ , 与前文回归结论一致。金融发展对地区产业结构升级的影响存在显著的非对称效应,当地区金融发展水平跨越相应门槛值后,其对产业结构升级的促进作用会更加明显。总体而言,本文的基本结论不会因为金融发展衡量方法的改变、模型估计方法的改变而发生显著变化,总体上是稳健的。

## 六、结论及政策启示

本文运用产业结构理论、金融发展理论、投资理论等阐释了金融发展对产业结构升级的影响,并利用2003~2016年我国281个地级市的面板数据,以金融发展水平为门槛变量,实证检验了金融发展对产业结构升级的非线性影响。面板门槛模型的回归结果表明,金融发展水平的提升能够促进产业结构升级,其促进作用呈现出明显的非对称性:金融发展水平越高的地区,其对产业结构升级的促进作用越大。地区经济发展水平、人力资本以及劳动力能够促进产业结构升级,但外商直接投资和政府支出却阻碍了地区产业结构的转型升级。基于本文的研究结论以及我国产业结构升级面临的挑战和困境,本文提出如下政策建议:

**1. 不断完善金融体系,适度扩大金融发展规模,进而促进产业结构的优化。**金融作为现代经济的核心,为产业发展提供着不竭的动力。然而,目前我

国以银行信贷为主的社会融资结构难以满足产业转型升级对多样化金融服务的需求。在新常态下,应该进一步深化金融体制改革,打破银行业的资金垄断,使金融资源能够通过市场化实现合理有效的配置,进而促进地区产业结构升级;推进地区之间的金融合作,扩大金融发展规模,为新兴产业发展提供资金,大力助推现代服务业,推动我国产业向高端化、绿色化、智能化和服务化的方向发展。然而,由于金融发展在促进产业结构升级中存在门槛效应,当地区金融发展水平处于不同区间时,政府应当采取差异化的调控政策。在金融发展水平较高的地区,应充分发挥金融发展对产业结构调整升级的拉动作用,而在金融发展水平较低的地区,要努力改变其他外生变量的束缚,寻求跨越门槛的方法和途径,以更好地促进地区产业结构转型升级。

**2. 合理定位政府在产业结构升级中的角色和职能。**在我国特殊的经济体制下,产业结构升级受市场调节和政府干预的双重影响。与发达的市场经济国家相比,我国改革开放起步较晚,市场机制并不健全,政府主导了资本流入产业的方向,导致产业重复投资、产能过剩的问题凸显,影响了产业结构升级。在产业结构升级过程中,政府应该厘清与市场的边界,调整自身的角色和职能,减少直接干预,充分发挥服务功能。产业政策的制定应当以充分尊重市场规律、充分发挥市场机制的调节作用为原则。在支持优势产业发展的过程中,政府要尽可能地维护市场机制,减少对某一产业的直接干预,转而优化制度环境,营造良好的营商环境。

**3. 调整外商直接投资的方向,优化固定资产投资结构。**外商直接投资对产业结构升级的回归系数显著为负,说明到目前为止,流入我国的外商直接投资还是不利于以增加服务业在国民经济中的比重为导向的产业升级。对此,应该对外商直接投资的方向与投资结构进行正确的引导,促使其向高端制造业和服务业流动。同时,还要提高外商直接投资的质量,充分发挥其产业结构调整效应。固定资产投资对产业结构升级的影响为正但并不显著,说明投资对产业发展的引领作用并未得到充分释放。知识密集、人力资本密集的生产性服务业和高质量、多元化的生活性服务业是产业结构升级的有力支撑。为此,未来应该优化投资结构,完善投资政策,增加对高新技术行业、服务业等的投资,加快新型服务业发展,促进产业结构升级。

## 主要参考文献:

- [1] 刘伟,蔡志洲. 新时代中国经济增长的国际比较及产业结构升级[J]. 管理世界,2018(1):16~24.
- [2] Amore M. D., Schneider C., et al.. Credit supply and corporate innovation [J]. Journal of Financial Economics,2013(3): 835~855.
- [3] Fisman R., Love I.. Trade credit, financial intermediary development, and industry growth [J]. Journal of Finance,2003(1):353~374.
- [4] Antzoulatos A. A., Apergis N., Tsoumas C.. Financial structure and industrial structure[J]. Bulletin of Economic Research,2011(2):109~139.
- [5] 曾国平,王燕飞. 中国金融发展与产业结构变迁[J]. 财贸经济,2007(8):12~19.
- [6] 卢峰,姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学,2004(1):42~55.
- [7] 余剑. 金融发展支持战略性新兴产业发展研究[M]. 北京:经济管理出版社,2018:1~241.
- [8] Levine R.. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Social Science Electronic Publishing,1997(2):688~726.
- [9] Ang J. B.. What are the mechanisms linking financial development and economic growth in Malaysia? [J]. Economic Modelling,2008(1):38~53.
- [10] 王立国,赵婉妤. 我国金融发展与产业结构升级研究[J]. 财经问题研究,2015(1):22~29.
- [11] 罗超平,张梓榆,王志章. 金融发展与产业结构升级:长期均衡与短期动态关系[J]. 中国软科学,2016(5):21~29.
- [12] 张林. 中国双向FDI、金融发展与产业结构优化[J]. 世界经济研究,2016(10):111~124.
- [13] 汪浩瀚,徐建军. 中国金融发展与产业结构优化——多区域尺度的实证分析[M]. 北京:中国财政经济出版社,2016:125.
- [14] Wurgler J.. Financial market and the allocation of capital[J]. Journal of Financial Economics,2000(2):187~214.
- [15] 谭燕芝,彭积春. 金融发展、产业结构升级与包容性增长——基于民生与发展视角的分析[J]. 湖南师范大学社会科学学报,2019(1):76~86.
- [16] Buera F. J., Kaboski J. P., Shin Y.. Finance and development: A tale of two sectors [J]. American Economic Review,2011(9):101.
- [17] Schumpeter J. A.. The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle [M]. New Brunswick: Transaction Publishers Press,1934:105~111.
- [18] 李晓建. 山东省金融发展与产业升级的关系研究[D]. 济南:山东大学,2011.
- [19] Hall B. H., Lerner J.. The financing of R&D and innovation [Z]. National Bureau of Economic Research Working Paper,2009.
- [20] 易信,刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界,2015(10):24~39.
- [21] 戴静,郑文. 金融发展对中国全要素生产率的影响研究[M]. 武汉:华中科技大学出版社,2018:1~208.
- [22] King R., Levine R.. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. Policy Research Working Paper Series,1993(3):717~737.
- [23] 张元萍,刘泽东. 金融发展与技术创新的良性互动:理论与实证[J]. 中南财经政法大学学报,2012(2):67~73.
- [24] Allen F., Gale D.. Comparing financial system [M]. Cambridge: MIT Press,2000:1~256.
- [25] Hansen B. E.. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica,2000(3):575~604.
- [26] Hansen B. E.. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. Econometrica,1996(64):413~430.
- [27] 李逢春. 对外直接投资的母国产业升级效应——来自中国省际面板的实证研究[J]. 国际贸易问题,2012(6):124~134.
- [28] 李文艳,吴书胜. 金融发展与产业结构升级——基于经济危机视角的实证研究[J]. 金融论坛,2016(3):18~29.

作者单位:1.北京大学城市与环境学院,北京100871; 2.北京大学-林肯研究院城市发展与土地政策研究中心,北京100871; 3.湘潭大学商学院,湖南湘潭411105; 4.江苏银行深圳分行,深圳518000