

# 金融科技发展对商业银行信贷供给的影响

## ——市场竞争和技术赋能的视角

董晓林<sup>1</sup> 熊 健<sup>2,3</sup> 张 晔<sup>4</sup>

(1. 南京农业大学, 江苏 南京 210095; 2. 南京大学, 江苏 南京 210093;  
3. 南京银行, 江苏 南京 210019; 4. 上海市乡村振兴研究中心, 上海 200002)

**摘 要:**基于2011—2019年中国171家商业银行数据,从市场竞争和技术赋能的视角出发,分析并检验金融科技发展对银行信贷供给的影响。研究发现:金融科技发展显著促进银行信贷供给增加,且通过市场竞争和技术赋能两个渠道对银行信贷供给起促进作用。相较于地方性、小规模银行,金融科技发展对全国性、大规模银行信贷供给的促进作用更大;金融科技发展对高经济发展水平地区银行信贷供给有显著促进作用,而对低经济发展水平地区银行信贷供给的促进作用不明显。

**关键词:**金融科技;银行信贷;市场竞争;技术赋能

**中图分类号:**F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-6260(2023)12-0051-13

**DOI:**10.19337/j.cnki.34-1093/f.2023.12.005

## 一、引言及相关文献回顾

金融科技是指大数据、人工智能等新兴信息技术在金融领域的创新应用及其产生的新的商业模式和产品服务,并由金融领域的创新者和颠覆者——金融科技公司提供。随着技术驱动的金融创新不断涌现,金融科技的快速发展对商业银行产生了深远影响。在中国经济转型的关键时期,厘清金融科技发展与银行信贷供给之间的内在关联对于增强商业银行信贷供给意愿和能力、推动信贷市场供需均衡、增强金融服务实体经济能力具有重要意义。

作为一种新兴金融业态,金融科技发展对传统银行业的影响受到相关研究的广泛关注,归纳起来,大致可以概括为:一方面,已有研究认为金融科技的产业化发展加剧了市场竞争,给传统银行业带来全方位冲击(孟娜等,2020;刘孟飞等,2021)。具体来看,邱晗等(2018)基于互联网理财视角的研究发现,金融科技发展挤出了银行低成本的活期存款,使得银行更加依赖于高成本的同业拆借等批发性资金,加剧了银行存款竞争。郭品等(2019)进一步研究发现,金融科技发展带来的银行负债端存款竞争加剧传导到资产端,加重了银行风险承担。王静(2015)基于业务竞争视角的研究发现,金融科技公司与商业银行已形成负债端加速分流、资产端错位竞争、支付端平分秋色的局面。另一方面,随着金融科技公司与传统银行业逐渐由竞争走向竞合(Drasch et al.,2018),越来越多的文献关注到金融科技作为技术驱动的金融创新,对传统银行业技术升级与革新的赋能作用。具体来看,沈悦等(2015)基于技术

收稿日期:2022-02-21

作者简介:董晓林(1963—),女,江苏宿迁人,南京农业大学金融学院教授,博士生导师。

熊 健(1995—),男,江苏泗阳人,南京大学应用经济学博士后流动站、南京银行博士后科研工作站站博士后。本文通讯作者。

张 晔(1993—),女,山东德州人,上海市乡村振兴研究中心助理研究员。

**基金项目:**国家自然科学基金项目“金融科技背景下农村金融机构数字化发展机制与普惠效应研究”(72073067)、“中国农村数字金融的发展机制和效应:基于实验经济的研究”(71973064)。

溢出理论的分析表明,金融科技发展通过示范扩散、跨界合作等途径赋能商业银行,提高了银行全要素生产率。王诗卉等(2021)的研究表明,金融科技发展推动了银行数字化创新。随着研究的逐步深入,有文献探讨了金融科技发展对银行信贷供给的影响。盛天翔等(2020a,2020b)分别利用省级面板数据和企业截面数据,实证检验发现,金融科技发展有助于促进银行小微企业信贷供给增加。李建军等(2021)利用某一家大型商业银行县域层面数据研究发现,金融科技发展能够赋能银行拓展业务空间,扩大信贷供给规模。

综上可知,已有研究考察了金融科技发展对银行信贷供给的影响,但少有进一步探讨上述影响的内在路径和异质性。基于此,本文以2011—2019年中国171家商业银行为研究样本,匹配北京大学数字普惠金融指数城市级数据,理论分析并实证检验外部金融科技发展对商业银行信贷供给的影响及其作用机制。本文的边际贡献体现在:其一,基于颠覆性创新理论和技术溢出理论,从市场竞争和技术赋能的双重视角分析金融科技发展对银行信贷供给的影响路径,并构建微观银行层面指标,实证检验金融科技发展影响银行信贷供给的作用机制。其二,从银行类别、资产规模和经济发展水平三个维度考察金融科技发展对不同银行信贷供给的影响差异,丰富金融科技发展对银行信贷行为影响的相关研究。其三,考虑银行网点的地区分布差异,从银保监会网站收集样本银行在各城市的分支机构网点数据,以此为权重对数字普惠金融指数进行加权处理,更加准确反映银行经营所受外部金融科技发展的影响。

## 二、理论分析及假说提出

### (一)金融科技发展、市场竞争与商业银行信贷供给

已有研究基于颠覆性创新理论分析金融科技发展给商业银行带来的市场竞争(皮天雷等,2018;熊健等,2021)。颠覆性创新理论指出,在位企业往往以维持性创新和利润最大化为导向配置资源,专注于服务边际利润较高的主流市场客户。依托颠覆性创新技术,新进入者提供低价格、低性能但简单便捷的产品,定位于边际利润较低的利基市场客户,依靠低成本获取低利润。由于低性能的产品不能满足主流市场客户需求,且无法实现利润最大化,故在位企业大多缺乏动力抵制提供低性能产品且利润微薄的新进入者。新进入者借此机会加大产品研发投入并改进产品性能,避开主流市场的激烈竞争并迅速占领利基市场,而后凭借技术优势逐步满足主流市场客户对产品的性能要求,由下而上入侵主流市场,最终实现对在位企业传统产品的完全或部分替代(Christensen et al.,2015)。

根据颠覆性创新理论,金融科技公司(新进入者)在进行由下而上的渐进性渗透时,可能通过加剧市场竞争迫使商业银行(在位企业)下沉金融服务进而增加信贷供给。长期以来,银行经营管理决策遵循“二八法则”,即80%的银行利润来源于20%的高端客户。该种战略导向下,银行倾向于为安全稳定的国有企业、大规模客户提供差异化且种类丰富的金融服务,而对余下的小微企业、个人客户等提供简单、种类单一的金融服务。数量众多的长尾客户金融服务供给短缺,给金融科技公司留下了巨大的发展空间。作为一种颠覆性创新,金融科技产品主要面向利基市场,为大量长尾客户提供金融服务。由于服务对象存在显著差异,金融科技发展初期并不具有很强的竞争性,故银行大多选择忽视金融科技发展带来的影响。在掌握利基市场的控制权后,金融科技公司利用低成本商业模式和灵活便捷的金融服务向主流市场渗透,与银行展开直接或间接业务竞争,深刻改变了传统银行业竞争格局。以互联网理财市场为例,已有研究表明,余额宝等理财产品从利基市场入侵,潜移默化地改变了大众消费者的理财习惯和方式,进而吸引了大批客户零散资金,加剧了银行存款竞争,并最终抬高银行付息成本(邱晗等,2018;郭品等,2019)。在竞争性市场结构中,金融科技发展带来的市场竞争会降低银行的垄断租金价值,负向影响其经营绩效(Petersen et al.,1995;熊健等,2021)。竞争性压力将迫使银行为维持盈利水平、避免利益受损而更加主动地寻求并分析贷款项目(姜付秀等,2019),扩大信贷服务范围,提高信贷供给水平。

根据以上分析,提出:

**假说1:**金融科技发展通过加剧市场竞争促进银行信贷供给增加。

## (二) 金融科技发展、技术赋能与商业银行信贷供给

技术溢出理论认为,技术具有显著的外部性特征,技术领先企业(溢出主体)有意识地转让或非自愿地传播自身技术会对同行业其他企业(吸收主体)产生正面影响。作为信息技术敏感型行业,从电报、计算机等早期信息技术到大数据、人工智能等新型数字技术,银行业往往是与自身业务转型相关的关键技术的较早采用者(Scott et al.,2017),技术溢出现象在银行业中非常明显。本文中,金融科技公司为溢出主体,传统银行业为吸收主体。

金融科技发展不仅加剧了金融市场竞争,根据技术溢出理论,其也为银行经营管理长期存在的客户筛选、风险控制等难题提供了可行的数字技术解决方案。具体而言,金融科技发展可能通过以下两条路径赋能商业银行并驱动其增加信贷供给:其一,金融科技发展赋能银行缓解信贷市场信息不对称问题,对银行信贷供给产生积极影响。信息不对称是制约银行信贷供给的重要因素(姜付秀等,2019)。金融科技特别是大数据、人工智能技术的发展,提升了银行获取多维度、广覆盖信息的能力,使其能够从社交软件、搜索引擎等渠道挖掘以往难以获得并利用的非结构化或结构化程度较低的数据,例如数字足迹(Berg et al.,2020),提高交易双方信息的对称性。已有研究表明,金融科技能够帮助银行更高效地获取“软”信息(如企业家能力、人品等),并将“软”信息转化为可定量测量的硬信息(Liberti et al.,2019)。信息不对称的缓解使得银行能够覆盖过去因缺乏信息无法服务的客户,扩大业务规模和范围,提高信贷供给水平。其二,金融科技发展赋能银行降低金融交易成本,对银行信贷供给产生积极影响。Philippon(2019)研究发现,尽管信息技术取得了长足进步,但美国金融中介的单位成本在过去一个多世纪中始终维持在2%左右,金融科技的出现打破了这种状况,有可能进一步降低金融交易成本,促进金融中介信贷供给增加。从客户获取成本看,金融服务互联网化极大提升了银行的客户触达能力,削减了银行获取客户的网点运营成本(Vives,2019)。从信息搜集成本和客户监督成本看,大数据技术赋能银行线上收集企业信用和经营状况相关的多维数据,降低银行贷前信息搜集成本;人工智能技术赋能银行有效筛选与客户违约风险相关的信息,对客户进行精准画像并实时监督客户生产经营活动,降低银行贷后监督成本(张一林等,2021)。从金融服务边际成本看,随着银行业务规模扩大、业务种类增多,金融科技发展将通过规模经济和范围经济效应逐步降低银行金融服务边际成本(王馨,2015)。金融交易成本的减少有利于降低银行信贷服务准入门槛,提高金融普惠性,激发客户信贷服务需求,推动银行信贷供给增加。

根据以上分析,提出:

**假说2:**金融科技发展通过技术赋能促进银行信贷供给增加。

## 三、研究设计

### (一) 数据来源与样本选择

本文金融科技发展数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数。银行年度财务数据来源于Orbis Bank Focus(原Bank Scope)、CSMAR、Wind数据库,并结合银行年报对缺失数据进行补充。在实证分析中,本文还控制了一系列城市层面控制变量,相关数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、中国经济信息网统计数据库。

本文对初始样本进行如下处理:一是剔除相关数据缺失4年及以上的样本银行;二是对连续型变量进行双侧1%缩尾处理。最终共得到包括6家国有大型商业银行和12家全国性股份制银行在内的171家银行2011—2019年的非平衡面板数据。

### (二) 变量选取

#### 1. 被解释变量:银行信贷供给

借鉴徐晓萍等(2021)、刘忠璐(2017),本文采用银行贷款规模(Loan)衡量银行信贷供给,计算方法为银行期末贷款余额取对数。稳健性检验部分,借鉴史小坤等(2021)、廉永辉等(2015)、盛天翔等(2020a)的测度方法,采用银行贷款资产比、银行贷款增速、银行贷款市场份额等指标重新衡量银行信贷供给。

## 2. 核心解释变量:金融科技发展

参考已有文献(邱晗等,2018;孟娜娜等,2020;盛天翔等,2020a),本文利用北京大学数字普惠金融指数衡量城市金融科技发展(郭峰等,2020)。已有研究多直接基于银行总部所在城市匹配数字普惠金融指数,衡量银行经营所处的外部金融科技发展环境,未考虑银行业务开展的地区差异。参考王诗卉等(2021)、熊健等(2021)的研究,本文手工收集中国银保监会关于银行机构的金融许可证信息,以银行在各城市的分支机构网点数为权重对数字普惠金融指数进行加权处理,衡量银行经营所受外部金融科技发展的影响。由于该指数数值较大且近年来呈指数化增长,故实证研究中对金融科技发展相关指标作对数化处理。具体模型如下:

$$\text{FinTech}_{i,t} = \sum_{c=1}^n \text{DF\_index}_{c,t} \times (\text{Branch}_{i,c,t} / \text{Total\_Branch}_{i,t}) \quad (1)$$

其中: $\text{FinTech}_{i,t}$ 表示银行*i*第*t*年金融科技发展, $\text{DF\_index}_{c,t}$ 表示城市*c*第*t*年的数字普惠金融指数, $\text{Total\_Branch}_{i,t}$ 表示银行*i*第*t*年的全部分支机构网点数, $\text{Branch}_{i,c,t}$ 表示银行*i*第*t*年在城市*c*的分支机构网点数。

## 3. 控制变量

本文从银行微观层面和城市经济层面选取控制变量。银行微观层面变量,参考银行信贷供给驱动因素的相关研究(刘莉亚等,2017),本文选取银行资产规模、股东权益比率、资本充足率、资产报酬率、不良贷款率来控制银行规模、杠杆率、盈利能力和风险等对银行信贷供给的影响。城市经济层面,参考金融科技对商业银行影响的相关研究(邱晗等,2018;李建军等,2021),选取人均GDP、GDP增速、地区存贷款/GDP、产业结构、地区财政支出/GDP来控制城市经济金融发展水平、产业发展情况和政府干预等对银行信贷供给的影响。

变量说明及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量说明及描述性统计结果

名称	符号	计算方法	均值	标准差	最小值	最大值
银行信贷供给	Loan	银行贷款规模取对数	11.231	1.518	7.471	16.637
金融科技发展	FinTech	加权处理的数字普惠金融指数取对数	5.121	0.448	3.822	5.689
银行资产规模	ASSET	银行总资产取对数	12.034	1.492	9.620	16.790
股东权益比率	ETA	股东权益/总资产	7.418	1.719	4.186	13.992
资本充足率	CAR	资本净额/风险加权资产	13.295	1.946	9.470	20.590
资产报酬率	ROA	净利润/平均总资产	1.022	0.419	0.063	2.206
不良贷款率	NPL	不良贷款/贷款规模	1.451	0.746	0.050	4.310
人均GDP	AGDP	地区GDP/常住人口后取对数	11.396	0.691	9.931	13.018
GDP增速	GGDP	地区GDP同比增长率	9.062	7.044	-23.617	25.121
地区存贷款/GDP	FGDP	地区金融机构存贷款余额之和/地区GDP	3.455	1.405	1.317	7.011
产业结构	STRU	第一产业GDP/地区GDP	5.133	4.601	0.100	20.590
政府干预	GOV	地区财政支出/地区GDP	14.950	5.078	7.055	30.660

## (三) 实证分析策略

本文首先检验金融科技发展对银行信贷供给的影响,具体构建如下双向固定效应模型:

$$\text{Loan} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{FinTech} + \sum_{j=2}^n \alpha_j \text{Control} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中:下标*i*和*t*分别表示银行和年份。Loan为银行信贷供给,FinTech为金融科技发展,Control表示银行和城市层面控制变量。 $\mu_i$ 为银行固定效应,用以控制银行层面不随时间变化的特征,例如样本期初的银行信贷规模; $\delta_t$ 为时间固定效应,用以控制不随银行变化但随时间变化冲击的影响,例如时间因素以及货币政策等宏观经济政策对银行信贷供给的影响。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

在识别金融科技发展对银行信贷供给的影响时可能存在内生性问题的干扰。产生内生性问题的原因主要有两个:一是遗漏变量。虽然本文控制了一系列可能影响银行信贷供给的因素,但仍可能存在不可观测因素导致的遗漏变量问题。二是反向因果。银行较高的信贷供给规模可能会激发其较大的金融

科技服务需求,从而推动地区金融科技发展。为缓解潜在的内生性问题,参考宋敏等(2021)的研究,本文选取“与银行所在地 GDP 最接近的省份内其他三个地级市的金融科技发展水平均值”作为工具变量(IV)。选取依据是:同在一个省份内说明城市受省级经济政策的影响大体一致,GDP 相近则意味着其经济金融发展水平和结构相似,而经济金融是金融科技发展的“土壤”,因此,省份内 GDP 相近地级市的金融科技发展水平均值与银行所在地级市的金融科技发展水平必然密切相关。此外,在控制一系列影响银行信贷供给的相关因素后,GDP 相近的其他地级市的金融科技发展很难直接影响到目标银行信贷供给。

为进一步检验金融科技发展是否通过市场竞争和技术赋能渠道促进银行信贷供给增加,本文构建如下三步法中介效应模型:

$$\text{Loan}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{FinTech} + \sum_{j=2}^n \alpha_j \text{Control} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$\text{MED}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{FinTech} + \sum_{j=2}^n \beta_j \text{Control} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$\text{Loan}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{FinTech} + \gamma_2 \text{MED}_{i,t} + \sum_{j=3}^n \gamma_j \text{Control} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

式(3)、(4)、(5)分别对应中介效应模型的第一、二、三步。Loan、FinTech、Control 的定义与式(2)相同。MED 为中介变量,即金融科技发展影响银行信贷供给的传导渠道。根据中介效应检验步骤,首先检验式(3)中系数  $\alpha_1$ ,若  $\alpha_1$  显著,则继续中介效应检验。其次,检验式(4)和(5)中的系数  $\beta_1$  和  $\gamma_2$ ,若  $\beta_1$  和  $\gamma_2$  均显著,则中介效应成立;若  $\beta_1$  和  $\gamma_2$  至少有一个不显著,则需要进行 Sobel 检验,若该检验显著,则中介效应成立,否则中介效应不成立。

四、实证结果分析

(一)金融科技发展对银行信贷供给的影响

经过 Hausman 检验,本文实证分析采用双向固定效应(Two-way FE)模型<sup>①</sup>。表2汇报了金融科技发展影响银行信贷供给的回归结果。

列(1)仅加入银行层面控制变量,列(2)进一步加入城市层面控制变量。结果显示,FinTech 的估计系数均在 1% 水平上显著为正,且系数变动不大,说明回归结果较为稳定,金融科技发展对银行信贷供给有显著促进作用。

表 2 金融科技发展对银行信贷供给影响的回归结果

	Two-way FE		IV 1st Stage	IV 2nd Stage
	Loan	Loan	FinTech	Loan
	(1)	(2)	(3)	(4)
FinTech	0.340*** (0.099)	0.343*** (0.099)		0.390** (0.173)
IV			0.437*** (0.036)	
ASSET	0.729*** (0.032)	0.703*** (0.035)	0.006 (0.010)	0.701*** (0.036)
ETA	0.040*** (0.005)	0.036*** (0.005)	0.002 (0.002)	0.035*** (0.006)
CAR	-0.032*** (0.004)	-0.030*** (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.029*** (0.004)
ROA	0.111*** (0.023)	0.115*** (0.024)	-0.016*** (0.006)	0.116*** (0.025)
NPL	0.064*** (0.009)	0.066*** (0.009)	0.004* (0.002)	0.066*** (0.009)
AGDP		-0.001 (0.055)	-0.040** (0.017)	0.000 (0.054)

① Hausman 检验统计量 P 值为 0.000,强烈拒绝解释变量与随机误差项无关的原假设,故本文采用固定效应模型进行估计。



(续表 2)

	Two-way FE		IV 1st Stage	IV 2nd Stage
	Loan	Loan	FinTech	Loan
	(1)	(2)	(3)	(4)
GGDP		0.002** (0.001)	-0.000** (0.000)	0.002** (0.001)
FGDP		0.022 (0.015)	-0.003 (0.005)	0.022 (0.015)
STRU		-0.009** (0.004)	-0.004*** (0.001)	-0.008** (0.004)
GOV		0.006** (0.002)	0.001* (0.001)	0.006** (0.002)
Constant	0.658 (0.520)	0.803 (0.833)	3.326*** (0.292)	0.773 (1.370)
Year_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1438	1395	1395	1395
R-sq	0.569	0.577	0.362	0.576

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为稳健标准误。

为缓解可能存在的内生性问题,根据前文实证分析策略,本文选取与银行所在地 GDP 最接近的省份内其他三个地级市的金融科技发展水平均值作为工具变量(IV),采用二阶段最小二乘法进行估计。表 2 列(3)为第一阶段回归结果。结果显示,IV 在 1% 水平上显著正向影响金融科技发展,说明工具变量满足相关性要求<sup>①</sup>。列(4)为第二阶段回归结果,FinTech 的估计系数在 5% 水平上显著为正。因此,无论是基准回归还是考虑内生性问题后,FinTech 的估计系数均显著为正,说明金融科技发展能够促进银行信贷供给增加。

## (二) 金融科技发展对银行信贷供给影响的机制分析

### 1. 金融科技发展、市场竞争与银行信贷供给

现阶段,金融科技发展给传统银行业带来的市场竞争主要表现为互联网理财这一新兴业态吸收大量居民闲散资金,加剧银行存款竞争(郭品等,2019),降低银行盈利能力(熊健等,2021)。竞争性压力迫使银行为达到既定盈利目标努力搜集和挖掘客户信息,不断下沉服务,扩大信贷服务范围,增加信贷供给。据此,本文从存款竞争角度检验金融科技发展影响银行信贷供给的市场竞争机制,具体从存款数量竞争和价格竞争两方面衡量存款竞争。对于存款数量竞争,段永琴等(2021)认为互联网理财加剧银行存款竞争,主要分流了银行存款中的活期存款,故本文选择银行活期存款与总存款的比重衡量金融科技发展带来的存款数量竞争,用 Compete\_amount 表示。Compete\_amount 越小,意味着银行活期存款流失越多,面临的存款数量竞争越大。对于存款价格竞争,参考 Jimenez et al.(2013)的研究,本文构建勒纳指数测算银行面临的存款价格竞争,用 Compete\_price 表示,具体计算公式如下:

$$\text{Compete\_price}_{i,t} = (r_t - r_{i,t}) / r_t \quad (6)$$

其中: $r_{i,t}$ 表示银行 i 第 t 年的存款利率,计算方式为银行存款利息支出与平均存款余额的比值; $r_t$ 表示第 t 年存款利率的上限,参考郭晔等(2017)的研究,选取银行间隔夜拆借利率的半年度均值衡量。Compete\_price 越小,意味着银行垄断定价能力越弱,面临的存款价格竞争越大。

本文使用中介效应模型检验金融科技发展影响银行信贷供给的市场竞争渠道。由表 2 可知,第一步金融科技发展对银行信贷供给有显著正向影响,表明可以继续中介效应检验。因此,本文直接检验中介效应模型的第二步和第三步。表 3 列(1)和列(2)汇报了以存款数量竞争作为中介变量的回归结果。列(1)中 FinTech 的估计系数显著为负,表明金融科技发展降低了银行活期存款占比,加剧了银行存款

<sup>①</sup> 本文还进行了弱工具变量检验,KP rk Wald F 统计量为 148.230,高于 10% 的临界值 16.38,表明 IV 不存在弱工具变量问题。

数量竞争。列(2)中 Compete\_amount 的估计系数虽为负,但不显著。根据前文实证分析策略,需要进行 Sobel 检验。Sobel 检验 Z 值在统计上显著,说明存款数量竞争的中介效应成立。列(3)和列(4)汇报了以存款价格竞争作为中介变量的回归结果。列(3)中 FinTech 的估计系数显著为负,表明金融科技发展削弱了银行存款利率定价能力,加剧了银行存款价格竞争。列(4)中 Compete\_price 的系数显著为负,说明存款价格竞争的中介效应成立。此外,列(2)和列(4)中 FinTech 的估计系数均比中介效应模型第一步略小<sup>①</sup>,意味着存款数量竞争和存款价格竞争在金融科技发展与银行信贷供给的关系中发挥了部分中介效应。上述结果表明,金融科技发展通过加剧市场竞争促进银行信贷供给增加,假说 1 得到验证。

表 3 金融科技发展、市场竞争与银行信贷供给

	Compete_amount	Loan	Compete_price	Loan
	(1)	(2)	(3)	(4)
FinTech	-0.270*** (0.082)	0.608*** (0.155)	-0.174** (0.076)	0.493*** (0.173)
Compete_amount		-0.167 (0.111)		
Compete_price				-0.189* (0.098)
Constant	1.923*** (0.659)	0.371 (1.607)	2.330*** (0.814)	1.515 (1.728)
Year_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	670	670	666	666
R - sq	0.073	0.579	0.231	0.567
Sobel Z	1.719*		1.688*	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为稳健标准误。

### 2. 金融科技发展、技术赋能与银行信贷供给

金融科技发展对传统银行业的技术赋能主要表现为提高银行数字化水平,缓解其面临的信贷市场信息不对称和高交易成本问题,促进银行信贷供给增加。基于此,本文构建一个银行数字化指标,检验金融科技影响银行信贷供给的技术赋能机制。

已有研究测度银行数字化的方法可大致分为两类:一类是基于金融科技关键词的百度搜索指数数据构建地区数字化指标(盛天翔 等,2020a;董晓林 等,2021),但这种方法无法准确区分银行数字化水平和外部数字化水平。另一类是基于新闻或银行年报中的金融科技关键词词频数据构建银行层面数字化指标(金洪飞 等,2020;王诗卉 等,2021),但这种测度方法的结果容易受到关键词人为选择的影响。

为测度银行层面数字化水平,借鉴后一类方法,本文采用文本挖掘法构建银行数字化指标。为尽可能降低关键词选择中的人为因素的影响,首先基于中国人民银行印发的《金融科技(FinTech)发展规划(2019—2021 年)》(银发〔2019〕209 号)和中国银保监会印发的《商业银行互联网贷款管理暂行办法》(中国银行保险监督管理委员会令(2020 年第 9 号))两份政策文件、北京大学数字金融研究中心发布的《商业银行互联网战略转型研究》和中国金融认证中心发布的《2019 中国电子银行调查报告》两份行业研究报告以及 4 篇金融科技相关领域高引用文献(谢平 等,2015;黄益平 等,2018;皮天雷 等,2018;董昀 等,2019),利用中文分词技术筛选出 35 个高频数字化关键词<sup>②</sup>。其次,手工收集样本银行年报,基于银行年报统计各关键词词频并加权计算银行数字化指标 Digit,具体计算公式如下:

$$\text{Digit}_{i,t} = \sum_{j=1}^{35} \text{Tf}_{i,j,t} \times w_{j,t} \tag{7}$$

① 由于中介变量存在部分数据缺失,导致表 2 基准回归中介效应模型第一步与第三步样本数量不一致而无法直接比较。本文采用列(2)、(4)中介效应模型第三步的回归样本重新估计第一步,得到的 FinTech 的估计系数依次为 0.653\*\*\*和 0.526\*\*\*,方便进行比较。

② 具体是信息、系统、科技、数据、技术、平台、电子、转型、渠道、模型、互联网、第三方、网络、智能、线上、网上、自助、手机银行、数字、互联网金融、金融科技、大数据、生态、网银、场景、网上银行、微信、智能化、数字化、在线、直销、远程、人工智能、电子商务、网贷。

其中: $Tf_{i,j,t}$ 表示银行*i*第*t*年年报文本中关键词*j*的词频; $w_{j,t}$ 表示第*t*年关键词*j*的权重,计算方法为第*t*年银行年报数与第*t*年包含关键词*j*的银行年报数的比值取对数,此数值越大,说明该关键词越可以解释不同银行之间数字化水平的差异,因而权重越大; $Digit_{i,t}$ 为加权求和计算得到的银行数字化指标, $Digit_{i,t}$ 越大,表示银行数字化水平越高。

与市场竞争机制证明思路相同,本文使用中介效应模型检验金融科技发展影响银行信贷供给的技术赋能渠道。由于表2回归结果已经证明金融科技发展显著正向影响银行信贷供给,故表4同样仅列示中介效应模型的第二步和第三步。表4列(1)显示,FinTech对银行数字化指标的估计系数在10%水平上显著为正,表明金融科技发展能够提高银行数字化水平。列(2)中,Digit的系数虽然不显著为正,但Sobel检验通过,说明技术赋能中介效应成立。此外,列(2)中FinTech的估计系数略小于中介效应模型的第一步<sup>①</sup>,意味着技术赋能在金融科技发展影响银行信贷供给的过程中发挥了部分中介效应。上述结果表明,金融科技发展通过技术赋能促进银行信贷供给增加,假说2得到验证。

表4 金融科技发展、技术赋能与银行信贷供给

	Digit	Loan
	(1)	(2)
FinTech	0.123* (0.064)	0.418** (0.181)
Digit		0.077 (0.096)
Constant	0.212 (0.785)	0.325 (1.500)
Year_Effects	Yes	Yes
Bank_Effects	Yes	Yes
N	477	477
R-sq	0.037	0.639
Sobel Z		2.131**

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

(三)金融科技发展对银行信贷供给影响的异质性分析

为探究金融科技发展对不同商业银行信贷供给的影响是否存在异质性,首先,参考徐晓萍等(2021)的做法,按照银行类别将国有大型商业银行和全国性股份制银行分类为全国性银行,城市商业银行和农村商业银行分类为地方性银行,考察在这两组样本中金融科技发展对银行信贷供给的影响是否存在差异;其次,按照银行资产规模的中位数将样本银行分为大规模银行和小规模银行,分别检验金融科技发展对银行信贷供给的影响。表5汇报了双向固定效应模型的回归结果,其中,列(1)和列(2)为按照银行类别分组的回归结果。可以看到,FinTech对全国性和地方性银行信贷供给的估计系数分别为1.596和0.324,均在1%水平上显著,且两组FinTech的回归系数在1%的水平上存在显著差异。列(3)和列(4)为按照银行资产规模分组的回归结果,可以看到,在大规模银行组别中,FinTech的回归系数为0.693,且在1%水平上显著为正,而在小规模银行组别中,FinTech的回归系数虽为正但并不显著。两组FinTech的回归系数同样在1%水平上存在显著差异。上述实证结果表明,相较于地方性、小规模银行,金融科技发展对全国性、大规模银行信贷供给的促进作用更大。

为揭示金融科技发展对不同类别和规模商业银行影响差异的内在原因,本文对金融科技发展影响银行信贷供给的机制变量进行均值T检验,结果见表6。可以看出,相较于全国性、大规模银行,地方性、小规模银行受到的市场竞争更大(以Compete\_amount和Compete\_price表示,数值越小,竞争越激烈),技术赋能更小(以Digit表示,数值越大,赋能越明显),且上述差异均在1%水平上显著。由此可以认为,上述异质性影响可能是由于金融科技发展对不同商业银行产生的市场竞争和技术赋能存在差异导

① 采用列(2)中介效应模型第三步的回归样本重新估计第一步,得到金融科技FinTech的估计系数为0.428\*\*。



致的。具体而言,金融科技公司的最大优势便是为长尾群体提供灵活便捷的普惠金融服务(黄益平等,2018),这与地方性、小规模银行的服务对象有更大重叠,故其受到金融科技发展带来的市场竞争的影响更为明显。因而,对于地方性、小规模银行而言,金融科技发展通过加剧市场竞争促使银行信贷供给增加的渠道更为直接。从技术赋能角度看,全国性、大规模银行率先认识到金融科技应用的重要性,通过成立金融科技子公司或与外部金融科技合作等方式提升数字化水平,金融科技发展带来的技术赋能明显。而囿于资金、科技基础和人才等方面的劣势,地方性、小规模银行对金融科技的应用尚不深入,经营范围受限也使其难以发挥金融科技应用的规模经济效应,金融科技发展带来的技术赋能有限。因而,对于全国性、大规模银行而言,金融科技发展通过技术赋能促使银行信贷供给增加的渠道更为直接。结合理论分析,相较于市场竞争加剧迫使银行被动增加信贷供给,技术赋能缓解信贷市场信息不对称、降低金融交易成本更能从根本上促使银行信贷供给增加。因此,相较于地方性、小规模银行,金融科技发展导致全国性、大规模银行信贷供给增加更多。

表 5 银行类别和规模的异质性影响

	全国性银行	地方性银行	大规模银行	小规模银行
	(1)	(2)	(3)	(4)
FinTech	1.596*** (0.435)	0.324*** (0.107)	0.693*** (0.158)	0.161 (0.146)
Constant	-7.210* (4.037)	0.883 (0.899)	1.147 (1.334)	1.742* (1.027)
Year_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	159	1236	721	674
R - sq	0.749	0.574	0.541	0.645
Diff (p - value)	0.000		0.000	

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

表 6 机制变量的均值 T 检验

	全国性银行	地方性银行	均值差	大规模银行	小规模银行	均值差
Compete_amount	0.442	0.403	0.039***	0.434	0.339	0.095***
Compete_price	0.497	0.435	0.062***	0.458	0.405	0.053***
Digit	0.140	0.118	0.022***	0.130	0.107	0.023***

注:零假设是两组变量的均值没有显著差异; \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

(四) 进一步讨论:金融科技发展的路径依赖性

作为一种新兴金融业态,金融科技的发展仍需要遵循金融发展的基本规律,依赖于经济发展水平(郭峰等,2020)。这一逻辑在于,地区经济基础越好,通常金融发展和市场化水平也越高,数字信息基础设施越完善,上述条件有利于地区数据、技术等资源要素自由流动,为金融科技发展提供良好的外部环境,进而充分发挥金融科技发展加剧市场竞争和强化技术赋能的作用。由于地区经济基础可能影响金融科技效用的发挥,金融科技发展对银行信贷供给的促进作用可能在不同经济发展地区间存在差异。

本文按照人均地区生产总值的中位数将样本银行所处地区分为高经济发展水平和低经济发展水平两组,分别检验金融科技发展对银行信贷供给的影响。结果如表 7 所示。

可以看到,金融科技发展对处于高经济发展水平地区的银行信贷供给影响显著为正,对处于低经济发展水平地区的银行信贷供给影响为正但不显著,且两组 FinTech 的回归系数在 1% 水平上存在显著差异。这说明,相较于低经济发展水平地区,金融科技发展主要促进了高经济发展水平地区银行信贷供给。这意味着金融科技发展及其效用发挥存在路径依赖性,地区经济基础越好,金融科技发展促进银行信贷供给增加、服务实体经济的作用越明显。

表7 地区经济发展水平的异质性影响

	高经济发展水平	低经济发展水平
	(1)	(2)
FinTech	0.762*** (0.193)	0.143 (0.163)
Constant	-1.024 (1.441)	1.523 (1.293)
Year_Effects	Yes	Yes
Bank_Effects	Yes	Yes
N	741	654
R - sq	0.473	0.601
Diff (p - value)	0.000	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

## (五) 稳健性检验

### 1. 更换计量模型

考虑到银行信贷供给具有时间连续性特征(盛天翔等,2020a),为控制银行上期信贷供给对本期信贷供给产生的影响,本文将银行信贷供给的一阶滞后项  $Loan_{i-1}$  纳入解释变量向量构建动态面板模型,采用系统 GMM 模型(SYSGMM)重新进行估计。表8列(1)汇报了回归结果。根据底部列示的序列相关检验(AR2)和过度识别检验(Hansen)p值可知,回归方程扰动项的差分不存在二阶序列相关,模型所用工具变量外生,表明动态面板模型设定合理。从回归结果可知,FinTech的估计系数在1%的水平上显著为正,与表2基准回归结果保持一致。

表8 稳健性检验结果

	SYSGMM	Two - way FE	Two - way FE	Two - way FE	Two - way FE
	Loan	Loan_asset	Loan_growth	Loan_market	Loan
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FinTech	0.359*** (0.126)	0.106*** (0.037)		0.001** (0.001)	
FinTech_growth			0.192* (0.111)		
Cover					0.257*** (0.064)
Constant	-1.912*** (0.641)	0.978*** (0.320)	0.030 (0.551)	-0.007 (0.006)	1.285* (0.744)
Year_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank_Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1258	1395	1253	1395	1395
R - sq		0.329	0.081	0.104	0.579
AR2 (p value)	0.194				
Hansen (p value)	0.256				

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

### 2. 更换银行信贷供给的衡量方式

本文采用三种方式重新衡量银行信贷供给：一是借鉴史小坤等(2021)做法,采用贷款资产比率(Loan\_asset)作为银行信贷供给的代理变量,计算方式为银行贷款规模与总资产的比值,重新检验金融科技发展对银行信贷供给的影响,表8列(2)汇报了回归结果。二是考虑到银行贷款规模和贷款资产比率均是存量数据,本文进一步采用银行贷款增速(Loan\_growth)这一增量数据衡量银行信贷供给,并以金融科技发展增速(FinTech\_growth)作为核心解释变量与之匹配,表8列(3)汇报了回归结果。三是

采用银行贷款市场份额(Loan\_market)衡量银行信贷供给,计算方式为银行贷款规模与样本银行市场贷款规模的比值。如果金融科技发展对银行贷款市场份额有显著正向影响,则说明金融科技发展较快地区的银行贷款增速高于银行市场贷款增速,金融科技发展促进银行信贷供给增加,表8列(4)汇报了回归结果。所有结果均无实质性变化,金融科技发展仍对银行信贷供给有显著正向影响。

### 3. 更换金融科技发展的衡量方式

北京大学数字普惠金融指数包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分维度指数。本文主要从市场竞争和技术赋能扩大银行信贷服务范围的角度分析金融科技发展对银行信贷供给的促进作用,即强调金融科技发展的普惠性。因此,参考邱晗等(2018)、盛天翔等(2020b)金融科技发展的测量指标,本文采用加权后的覆盖广度指数(Cover)作为金融科技发展的代理变量,重新检验金融科技发展对银行信贷供给的影响。回归结果列示于表8列(5),依旧保持稳健。<sup>①</sup>

## 五、研究结论与政策建议

本文基于颠覆性创新理论和技术溢出理论分析金融科技发展对银行信贷供给的影响及其路径,并以2011—2019年中国171家商业银行为研究样本,匹配北京大学数字普惠金融指数城市级数据进行实证检验。结果表明:

首先,金融科技发展显著促进银行信贷供给增加。构建银行层面指标研究其作用机制发现,市场竞争和技术赋能是金融科技发展驱动银行信贷供给增加的两条重要渠道。

其次,异质性分析表明,相较于地方性、小规模银行,金融科技发展对全国性、大规模银行信贷供给的促进作用更大。

最后,进一步讨论发现,金融科技发展对高经济发展水平地区银行信贷供给有显著促进作用,而对低经济发展水平地区银行信贷供给的促进作用不明显。

基于以上结论,从利用金融科技推进传统银行业转型升级、增强金融服务实体经济能力角度出发,提出政策建议如下:

第一,加快银行业金融科技战略部署,延伸金融服务触达半径。金融科技发展不仅加剧了银行业市场竞争,同时也为商业银行带来了技术升级与革新的机遇。商业银行应积极顺应金融科技发展趋势,制定符合自身发展阶段的金融科技发展战略,多维度推进银行数字化转型。同时,商业银行应及时关注大数据、人工智能等核心金融科技技术在金融领域的成熟应用,利用金融科技手段降低信贷市场信息不对称程度和金融交易成本,扩大金融服务覆盖面,更为精准地配置信贷资源,缓解实体经济尤其是中小微企业融资难题。

第二,在推进银行业数字化转型的过程中,应尤其关注大小银行数字化发展的“马太效应”。相较于大型银行,中小银行在资金、科技基础和人才等方面存在劣势,金融科技应用水平较低,外部金融科技发展为其带来的技术赋能较小。可考虑发挥大型金融机构的带动和示范作用,推动构建金融科技共享体系,向中小银行输出获客、风险控制等金融科技关键共性技术,缩小银行间金融科技应用差距,提高银行业整体数字化水平。

第三,金融科技发展重塑了金融市场竞争格局,需防范各类金融风险发生。金融科技的快速发展对传统银行业市场结构和商业模式产生了显著冲击,金融业务的边界日益模糊。监管部门应制定完善的金融科技监管框架,既要鼓励金融科技创新,充分发挥金融科技的技术赋能作用,增强银行业核心竞争力,同时也要坚持审慎监管原则,按照金融活动类型对金融科技进行功能监管和行为监管,厘清金融业务边界,利用监管沙盒等金融科技创新监管工具,从源头防范金融风险。

---

<sup>①</sup> 本文还采用更换核心变量的方式重新检验金融科技发展对银行信贷供给影响的作用机制、异质性以及金融科技发展的路径依赖性,结果依旧保持不变。限于篇幅,上述稳健性检验结果未具体列示,感兴趣的读者可以向作者索取。

## 参考文献:

- 董晓林,张晔,徐虹. 2021. 金融科技发展能够帮助小微企业度过危机吗? 基于新冠肺炎疫情的准自然实验[J]. 经济科学(6):73-87.
- 董响,李鑫. 2019. 中国金融科技思想的发展脉络与前沿动态:文献述评[J]. 金融经济研究(5):38-52.
- 段永琴,何伦志. 2021. 数字金融与银行贷款利率定价市场化[J]. 金融经济研究(2):18-33.
- 郭峰,王靖一,王芳,等. 2020. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊)(4):1401-1418.
- 郭品,沈悦. 2019. 互联网金融、存款竞争与银行风险承担[J]. 金融研究(8):58-76.
- 郭晔,赵静. 2017. 存款竞争、影子银行与银行系统风险:基于中国上市银行微观数据的实证研究[J]. 金融研究(6):81-94.
- 黄益平,黄卓. 2018. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊)(4):1489-1502.
- 姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,等. 2019. 银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究(6):72-88.
- 金洪飞,李弘基,刘音露. 2020. 金融科技、银行风险与市场挤出效应[J]. 财经研究(5):1-14.
- 李建军,姜世超. 2021. 银行金融科技与普惠金融的商业可持续性:财务增进效应的微观证据[J]. 经济学(季刊)(3):889-908.
- 廉永辉,张琳. 2015. 流动性冲击、银行结构流动性和信贷供给[J]. 国际金融研究(4):64-76.
- 刘莉亚,余晶晶,杨金强,等. 2017. 竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗? 中国利率市场化进程的微观证据[J]. 经济研究(5):131-145.
- 刘孟飞,蒋维. 2021. 金融科技加重还是减轻了商业银行风险承担:来自中国银行业的经验证据[J]. 商业研究(5):63-74.
- 刘忠璐. 2017. 存贷款市场竞争对货币政策信贷渠道的影响是非对称的吗:基于中国利率市场化改革的讨论[J]. 财贸研究(6):65-73.
- 孟娜娜,栗勤,雷海波. 2020. 金融科技如何影响银行业竞争[J]. 财贸经济(3):66-79.
- 皮天雷,刘垚森,吴鸿燕. 2018. 金融科技:内涵、逻辑与风险监管[J]. 财经科学(9):16-25.
- 邱晗,黄益平,纪洋. 2018. 金融科技对传统银行行为的影响:基于互联网理财的视角[J]. 金融研究(11):17-29.
- 沈悦,郭品. 2015. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究(3):160-175.
- 盛天翔,范从来. 2020a. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. 金融研究(6):114-132.
- 盛天翔,朱政廷,李祎雯. 2020b. 金融科技与银行小微企业信贷供给:基于贷款技术视角[J]. 管理科学(6):30-40.
- 史小坤,陈文. 2021. 货币政策能否促进银行对小微企业信贷投放:基于宏观经济不确定视角的研究[J]. 经济理论与经济管理(7):81-95.
- 宋敏,周鹏,司海涛. 2021. 金融科技与企业全要素生产率:“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济(4):138-155.
- 王静. 2015. 基于金融功能视角的互联网金融形态及对商业银行的冲击[J]. 财经科学(3):56-65.
- 王诗卉,谢绚丽. 2021. 经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新[J]. 经济学家(1):100-108.
- 王馨. 2015. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究(9):128-139.
- 谢平,邹传伟,刘海二. 2015. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究(8):1-12.
- 熊健,张晔,董晓林. 2021. 金融科技对商业银行经营绩效的影响:挤出效应还是技术溢出效应[J]. 经济评论(3):89-104.
- 徐晓萍,李弘基,戈盈凡. 2021. 金融科技应用能够促进银行信贷结构调整吗? 基于银行对外合作的准自然实验研究[J]. 财经研究(6):92-107.
- 张一林,郁芸君,陈珠明. 2021. 人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J]. 中国工业经济(12):69-87.
- BERG T,BURG V,GOMBOVIC A,et al. 2020. On the rise of fintechs:credit scoring using digital footprints[J]. Review of Financial Studies, 33(7):2845-2897.
- CHRISTENSEN C,RAYNOR M,MCDONALD R. 2015. What is disruptive innovation[J]. Harvard Business Review,93(12):44-53.
- DRASCH B J,SCHWEIZER A,URBACH N. 2018. Integrating the ‘troublemakers’:a taxonomy for cooperation between banks and fintechs[J]. Journal of Economics and Business,100:26-42.
- JIMENEZ G,LOPEZ J A,SAURINA J. 2013. How does competition affect bank risk-taking[J]. Journal of Financial Stability,9(2):185-195.
- LIBERTI J M,PETERSEN M A. 2019. Information,hard and soft[J]. Review of Corporate Finance Studies,8(1):1-41.
- PETERSEN M A,RAJAN R G. 1995. The effect of credit market competition on lending relationships[J]. Quarterly Journal of Economics, 110(2):407-443.
- PHILIPPON T. 2019. On fintech and financial inclusion[R]. NBER Working Paper 26330.
- SCOTT S V,VAN REENEN J,ZACHARIADIS M. 2017. The long-term effect of digital innovation on bank performance:an empirical study of SWIFT adoption in financial services[J]. Research Policy,46(5):984-1004.
- VIVES X. 2019. Digital disruption in banking[J]. Annual Review of Financial Economics,11:243-272.



DONG Xiaolin<sup>1</sup>      XIONG Jian<sup>2,3</sup>      ZHANG Ye<sup>4</sup>

**Abstract:** Based on the data of 171 commercial banks in China from 2011 to 2019, this article analyzes and examines the impact of FinTech development on bank credit supply from the perspectives of market competition and technology empowerment. The study has found that the development of Fintech has significantly promoted the increase of bank credit supply, and promoted the supply of bank credit through two channels: market competition and technology empowerment. Compared with local, small – scale banks, the development of Fintech has a greater role in promoting the credit supply of national and large – scale banks. The development of Fintech has a significant promoting effect on bank credit supply in regions with high levels of economic development, while the promoting effect on bank credit supply in regions with low levels of economic development is not obvious.

(责任编辑 刘志炜)

(上接第 22 页)

LONG Ying<sup>1</sup>      LI Zhuangzhuang<sup>2</sup>

**Abstract:** Using the household sample data from the China Family Panel Studies Database (CFPS 2018), this article examines the impact of education level on immediate utility and lifetime utility of residents' consumption. The results show that the direct effect of the immediate utility of education level on residents' consumption is greater than the intermediary effect of income; In the heterogeneity analysis, the positive effect of education level on immediate utility of residents' consumption is significant in urban areas than in rural areas, and more significant in central regions than in eastern and western regions; The lifetime utility of residents is positively correlated with education level, shows an "S" shaped change, and the growth rate reaches the maximum at the bachelor degree. Therefore, at present, it is necessary to improve the educational level of all residents, narrow the gap between urban and rural areas and regions, so as to increase greatly the immediate and lifetime utility of all residents' consumption.

(责任编辑 周德水)