

银行金融科技对企业杠杆操纵的影响*

郭娜^{1,2} 胡丽宁¹

(1. 天津财经大学金融学院 天津 300222;
2. 天津财经大学金融与保险研究中心 天津 300222)



内容提要: 杠杆操纵会加剧企业财务风险、降低信贷资源配置效率,进而影响经济高质量发展。而借助金融科技对商业银行经营模式与信贷决策进行变革,能够对企业杠杆操纵行为进行识别和约束。鉴于此,本文以 2010—2022 年商业银行和沪深 A 股上市公司为样本,以企业逐笔贷款为银企信息链接,研究了银行金融科技对企业杠杆操纵的影响和作用机制。实证结果表明,银行金融科技发展能够抑制企业杠杆操纵行为,该结果经过一系列内生性和稳健性检验后依然稳健。机制检验表明:金融科技能够充分发挥银行信贷资源效应与监督效应,从缓解企业融资约束与加强企业监督两方面约束其杠杆操纵行为。进一步研究表明,银行金融科技在资产规模较大、非制造业及去杠杆程度较高的企业样本中抑制作用更为显著。本文从金融科技赋能商业银行的视角对企业杠杆操纵影响因素进行考察,研究结论对于深化供给侧结构性改革、提升金融服务实体经济效率及促进经济高质量发展有一定的理论与实践意义。

关键词: 银行金融科技 杠杆操纵 资源效应 监督效应

中图分类号: F832.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2024)10—0147—20

一、引言

近年来我国宏观杠杆率居高不下,据国家金融与发展实验室公布的数据,截至 2024 年第二季度,实体经济部门杠杆率仍然高达 295.6%,比 2023 年末上升 7.5 个百分点,其中,非金融企业部门杠杆率为 174.3%,是宏观杠杆率攀升的重要推手。高杠杆率不仅加剧企业经营风险,还增加了宏观金融脆弱性,严重透支了经济增长的潜力,也是我国实体经济面临的主要风险之一(龙海明和吴迪,2022^[1];许晓芳和陆正飞,2022^[2])。为了有效解决企业高杠杆率问题,早在 2015 年底,党中央就明确提出供给侧结构性改革,去杠杆是其首要任务,降低企业杠杆率是重中之重。党的二十大报告进一步指出,“我们要坚持以推动高质量发展为主题,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来”。在一系列政策实施之下,企业杠杆率有所下降,但实质性去杠杆却异常艰难,尤其对于高杠杆企业,往往面临难以通过减少负债或者增加权益资本去杠杆的困境。因此,在高杠杆率和政策监管的压力下,部分企业以表外负债、名股实债及向上操纵资产或向下操纵负债等手段进行杠杆操纵,从而达到降低账面杠杆率的目的。杠杆操纵手段复杂且具有隐蔽性,企业杠杆操纵通常以将融资租赁设计为经营租赁、避免结构化主体报表合并、债券设计为股权及隐藏

收稿日期:2024-01-04

* 基金项目:国家社会科学基金项目“金融科技、银行信贷资源配置与实体经济高质量发展研究”(23FJYB033);教育部人文社会科学研究青年项目“经济政策不确定性、混频高维关联与金融市场尾部风险传染效应研究”(23YJC790038);国家自然科学基金青年项目“系统性风险防范视角下我国货币政策与宏观审慎政策协调机制研究”(71903142)。

作者简介:郭娜,女,教授,博士生导师,研究领域为金融科技、金融风险,Email:nkguona@gmail.com;胡丽宁,女,博士研究生,研究领域为公司金融、金融科技,Email:hulining2016@163.com。通讯作者:胡丽宁。

或有负债等方式掩盖高杠杆风险(周茜等,2020^[3];张超等,2024^[4])。

杠杆操纵虽然实现了表面上的去杠杆,但却导致企业账面杠杆背离真实水平,掩盖了企业过高的财务风险:一方面,杠杆操纵降低了企业信息质量,可能导致股东、债权人以及企业其他相关利益者做出错误的投融资决策,阻碍企业的高质量发展;另一方面,杠杆操纵造成的虚假杠杆情况,会引发企业的隐性债务问题,致使企业债务违约风险进一步积聚,加剧企业的经营风险。在宏观层面,杠杆操纵对杠杆风险隐藏会影响监管机构对企业的监督,企业隐性债务积累可能增加金融机构潜在的坏账风险,进而导致流动性风险,甚至可能引发系统性金融风险(吴晓晖等,2022^[5];许晓芳和陆正飞,2022^[6])。此外,企业杠杆操纵妨碍了我国供给侧结构性改革的进程,甚至削弱政策对宏观经济调控的准确度,降低资源配置效率,影响经济高质量发展(李晓溪等,2023^[7])。鉴于此,基于企业杠杆操纵动机,考察企业杠杆操纵的影响因素,进而探究约束杠杆操纵的有效途径、化解企业杠杆风险,对于深化供给侧改革具有重要实践意义。

杠杆操纵本质上由融资问题导致,是企业为了增加融资机会和增强自身融资能力,进而获取低成本融资的行为(许晓芳等,2021^[8];饶品贵等,2022^[9])。而我国金融体系是以商业银行为主导的,企业的外部融资主要来源于银行信贷,因此,银行的信贷决策对企业行为具有重要影响。近年来,金融科技蓬勃发展正推动经济金融领域的深刻变革,商业银行正大力推动数字化技术业务发展。金融科技在商业银行内部应用促进了服务创新和经营效率的提升,也改变了银行传统信贷模式(Wang等,2023^[10];张骏等,2023^[11])。研究表明,银行金融科技发展能够缓解企业融资约束(Fang等,2023^[12];李真等,2023^[13]),还能够强化银行信贷的监督效应,提高企业信息披露质量(李逸飞等,2022^[14]),从而提高企业杠杆操纵的成本、缩小杠杆操纵的空间。因此,在数字经济繁荣发展的背景下,有必要充分发挥金融科技的赋能效应,提高金融服务实体经济的效率。本文基于2010—2022年商业银行与沪深A股非金融上市公司数据,考察了银行金融科技对企业杠杆操纵的影响,并进一步探究了约束企业杠杆操纵行为的作用机制。研究结论对深入识别与约束企业杠杆操纵行为,深化金融供给侧改革,提升金融服务实体经济效率与促进数字经济与实体经济深度融合具有重要意义。

本文的边际贡献主要体现在:第一,在我国数字经济繁荣发展背景下,为促进实体经济高质量发展提供了新的实证依据。本文以企业逐笔贷款为信息链接,能够较好地探索金融服务实体经济的路径,评估银行金融科技发挥的实体经济效应。第二,以识别企业影子银行化的动机入手,并基于不同链条的影子银行业务,通过金融科技发挥银行信贷的资源效应与监督效应,考察了抑制非金融企业影子银行化的作用机制,深化了对结构性去杠杆的理解,能够为政府促进经济脱虚向实政策实施提供有益参考。第三,本文通过文本挖掘法自主构建的银行金融科技指数,细分了金融科技不同的应用场景,探究了不同应用场景下金融科技对企业杠杆操纵的作用,为商业银行数字化转型发展指明了重点关注方向。

二、文献综述与理论分析

1. 文献综述

杠杆操纵是企业管理层迫于政策与融资压力,利用表外负债、名股实债及向上操纵资产或向下操纵负债等财务活动来降低账面杠杆率,掩盖杠杆风险的行为(许晓芳和陆正飞,2022^[6])。表外负债主要指已经成为或有可能成为公司负债,但按照现行会计准则和制度或其他原因未能公司资产负债表中反映的负债(许晓芳等,2020^[15])。表外负债存在多种形式,如将融资租赁设计为经营租赁,避免合并结构化主体报表,隐瞒或有负债,或其他负债等(李刚等,2009^[16];Parnes,2022^[17])。同时,名股实债则是一种“名义上为股,实质上为债”的融资方式;由于名股实债是将实

质上应当为负债的部分确认为权益,改变了负债与权益之间的结构,导致公司账面杠杆率低于实际杠杆率(陈红等,2014)^[18]。学者们主要从企业的内外部两个维度对杠杆操纵的影响因素展开研究。许晓芳等(2020)^[15]认为,企业杠杆操纵的动机主要有两方面:一是迫于去杠杆政策和资本市场监管的压力;二是为了缓解企业融资约束,增强企业融资能力。企业杠杆操纵与股东利益也脱不开关系,机构投资者能够通过“注资效应”优化企业治理,抑制企业杠杆操纵动机(卿小权等,2023)^[19];并且,具有控股股东质押的高杠杆公司,为了提高企业的融资能力,更易进行掩盖其财务风险行为(许晓芳等,2021)^[8]。在新债发行前,企业也会有机会主义进行杠杆操纵达到临时性降杠杆的目标(李晓溪和杨国超,2022)^[20]。关于外部的影响因素,企业进行杠杆操纵的动机之一是地方政府债务对信贷资源的挤压,企业被迫粉饰杠杆状况以增强自身融资能力(饶品贵等,2022)^[9];而银行竞争能够加强银行自身的债权治理效应,进而增加企业杠杆操纵的成本,达到抑制企业杠杆操纵的目的(李晓溪等,2023)^[7]。企业杠杆操纵的手段复杂且隐蔽,对其准确识别并非易事,而审计师作为资本市场的看门人,能够通过出具非标审计意见准确识别企业杠杆操纵,压缩企业杠杆操纵空间(徐亚琴和宋思淼,2021)^[21]。

上述研究表明,融资问题是杠杆操纵的主要诱因,而外部监督能够有效抑制企业杠杆操纵行为。从企业的外部融资来看,银行信贷是其主要的融资方式,而银行放贷过程中的一系列稽查、控制也是有效的外部监督手段(陈东晖等,2024)^[22]。随着科学技术不断发展,商业银行逐步重视体系内部金融科技创新,将金融科技应用到经营决策中。银行金融科技是指大数据、人工智能和区块链等新技术在银行内部的应用(Cheng和Qu,2020)^[23]。国内外学者也开始关注金融科技发展对银行经营管理的影响,主要集中于探讨银行金融科技对银行信贷、经营效率、流动性创造和风险管理等方面的影响(Zhao等,2022^[24];Wu等,2023^[25];贾盾和韩昊哲,2023^[26])。商业银行可借助金融科技完善信贷模式,增加资产端的流动性,尤其是对中小企业的信贷供给(Sheng,2021)^[27]。金融科技在促进商业银行自身可持续发展的同时,也增强了其对实体经济的服务能力。金融科技能够提升银行信息甄别能力,促进企业结构性去杠杆(张金清等,2022)^[28];能够缓解银企的信息不对称,降低企业的融资成本,从而缓解中小企业的融资约束,同时还能够减少企业的管理成本,进而促进企业创新发展(Tan等,2023)^[29]。此外,银行金融科技不仅能够缓解企业融资约束,还能够增强对企业的监督效力(李逸飞等,2022)^[14];银行金融科技对企业信贷监督效力增强,还能够进一步抑制企业金融化(李真等,2023)^[13]。金融科技能够增强银行对企业的资源效应,进而抑制企业杠杆操纵的动机,还能够增强对企业的监督增加杠杆操纵的成本。

2. 理论分析与研究假设

融资需求与政策、监管压力是企业杠杆操纵的主要动机,企业为了完成去杠杆任务、达到资本市场的监管要求与增强自身的融资能力,有强烈动机来粉饰企业杠杆状况,掩盖杠杆风险,进行杠杆操纵。银行金融科技发展如何影响企业杠杆操纵,取决于企业在杠杆操纵成本与收益间的抉择,因此,本文从抑制企业杠杆操纵的动机入手,基于金融科技发挥银行信贷的资源效应与监督效应两个视角展开。在传统信贷市场,企业账面杠杆率是评价企业偿债能力和违约风险的重要指标,也是银行信贷决策的重要依据之一,直接影响借款企业获取贷款的机会和信贷成本。因此,面临信贷市场压力,为了增加信贷机会和获取低成本的信贷融资,企业有较强的融资动机进行杠杆操纵。随着金融科技对银行信贷资源效应的发挥,企业的信贷结构得以优化,融资规模得以扩大,尤其对处于融资劣势的企业,融资约束得到进一步缓解;金融科技使商业银行不再过分关注如杠杆率等单一的硬性指标,降低企业通过杠杆操纵获得信贷收益,进而抑制企业为了展现债务融资能力而进行杠杆操纵的动机。高杠杆率会增加企业的债务违约概率,企业的杠杆水平也一直是政府部门和资本市场关注的重点。为了迎合政策和监管的要求,完成去杠杆任务,企业管理层迫于

压力进行杠杆操纵(许晓芳和陆正飞,2022)^[2]。商业银行对借款企业监督能够警示企业注重信息披露质量,促使其采用严谨的会计政策,避免盈余操控(Frankel等,2020)^[30]。在金融科技赋能下,银行对企业的监督效应得到优化,能够对企业杠杆操纵行为进行识别并加以约束:一方面,能够加强对企业的内部监督,提高企业的信息披露质量,遏制管理层的机会主义;另一方面,能够缓解银企之间的信息不对称,精准识别具有杠杆操纵的企业,提高企业杠杆操纵的机会成本,从而抑制企业的杠杆操纵行为。因此,本文提出如下假设:

H₁:银行金融科技发展能够抑制企业的杠杆操纵行为。

从资源效应的角度分析,金融科技对银行信贷模式的优化,缓解了企业融资约束,是抑制企业杠杆操纵的重要途径。商业银行借助云计算、区块链和大数据等数字技术对底层逻辑的构建,能够推动银行经营模式和内部管理结构的变革,提升信贷配置效率,减少企业融资成本(戚聿东和肖旭,2022^[31];李逸飞等,2022^[14])。首先,依托掌上银行、网上银行等科技工具应用,商业银行突破实体网点经营的时空限制,节省了传统信贷模式下大量的人力物力成本,提高了商业银行的经营效率。在传统信贷模式下,商业银行的贷款营销、获客和资质审查多依赖于人工核查,在一定程度上阻碍了银行授信,金融科技能够加速信贷授信流程,节省信贷成本,实现信贷扩张(Fang等,2023)^[12]。其次,由于银企之间存在信息不对称,商业银行出于安全性考虑,往往偏好抵押贷款,而成长期企业和中小企业往往因为缺乏抵押品而被商业银行排除在信贷名单之外。在大数据和人工智能等技术的加持下,商业银行能够处理多维数据中的非线性关系,将不可定量测量的“软”信息转化为可测量的“硬”信息,能够实时地捕捉客户信息,对企业信用进行精准识别,减少了在信贷过程中对企业抵押品的依赖(Yin等,2019)^[32]。银行金融科技既优化了企业的融资结构,又增加了不具备抵押贷款条件企业的信贷可得性。最后,依靠金融科技的数据支持与技术创新搭建的大数据信贷模式和数字供应链金融模式,将长期被排除在传统金融体系之外的中小企业等长尾客户纳入信贷范畴,提高金融服务的包容性和普惠性(黄益平和邱晗,2021)^[33]。因此,金融科技能够进一步发挥银行信贷的资源效应,缓解企业融资约束,抑制企业为了获取融资机会与低成本融资而进行杠杆操纵的动机,进而约束企业杠杆操纵行为。因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:金融科技能够发挥银行对企业的资源效应,缓解其融资约束,从而抑制企业的杠杆操纵动机。

从监督效应的视角分析,银行金融科技主要提升了商业银行信贷监督效力,增加企业杠杆操纵成本。商业银行传统信贷模式多以人工审查为主,数据往往缺乏及时性和客观性,且因银企之间存在信息不对称,银行无法对企业状况进行精准把握。人工智能、大数据以及云计算等新兴技术在商业银行内部应用,改变了商业银行信贷的底层逻辑,提高了商业银行的信息甄别能力。银行能够适时捕捉和收集企业的多维信息,挖掘噪音信息中的非线性关系,对企业实际状况进行全方位的精准把握,识别出杠杆操纵的企业。金融科技提升商业银行信息甄别能力,加强了银行监督效应,使银行对企业贷前的资格审查更为严格,对可能存在杠杆操纵的企业提高其信贷成本,扩大抵押贷款比例,甚至拒绝对其发放贷款,增加企业杠杆操纵的机会成本。因此,借款企业为了增强其信贷可得性,获取低成本的融资,会谨慎考虑杠杆操纵的后果,减少杠杆操纵行为。此外,银行金融科技利用区块链和云计算等技术对企业进行实时持续监控,提高获取数据的频率,保证数据的时效性,提高了银行贷中控制能力和贷后监督效力(李真等,2023)^[13]。银行金融科技对企业贷中控制和贷后监督有效抑制企业经营过程中管理层的机会主义,降低了企业杠杆操纵的倾向。由此可见,银行金融科技能够充分发挥银行的监督作用,降低企业杠杆操纵意愿,提高企业杠杆操纵的机会成本,从而抑制企业杠杆操纵活动,而对于信息不透明、管理不善企业杠杆操纵行为的抑

制作用会更为显著。因此,本文提出如下假设:

H₁₀:金融科技能够加强银行对企业的监督效应,提高企业信息透明度,进而抑制企业杠杆操纵行为。

三、研究设计

1. 数据来源与处理

本文以2010—2022年我国A股上市公司为研究对象,分析银行金融科技对企业杠杆操纵的影响,数据主要涉及企业、银行以及银企关系三个层面。本文企业层面数据来自国泰安数据库(CSMAR),银行层面数据来自国泰安数据库和Bankscope数据库,银企关系数据来自国泰安数据库企业逐笔贷款数据。本文从上市公司的贷款数据库整理企业2010—2022年的逐笔贷款信息,共160630条记录。本文将逐笔贷款信息整理为“企业-年份-银行名称-贷款规模”的数据集,然后将该数据与各银行在历年的金融科技发展水平和财务数据相匹配,并按贷款规模加权平均到企业层面,得到“企业-年份-加权银行层面金融科技-企业层面控制变量-加权银行层面控制变量”的面板数据。为了提高实证结果的稳健性,本文对回归样本做如下处理:(1)剔除金融类企业;(2)剔除ST等特殊处理企业;(3)剔除上市不足一年或者已经退市的企业;(4)剔除资不抵债的异常样本。为了避免异常值的影响,本文对企业层面的所有连续变量进行了双侧1%的缩尾处理。

2. 变量定义

(1)被解释变量:企业杠杆操纵(*Levm*)。采用许晓芳等(2020)^[15]的基本XLT-LEVM法,使用预期模型法测算的企业实际杠杆率与账面杠杆率差值得到企业的杠杆操纵水平,本文通过以下公式度量企业*i*在*t*年的杠杆操纵水平:

$$Levm_{i,t} = (DEBTB_TOAL_{i,t} + DEBT_OB_{i,t} + DEBT_NSRD_{i,t}) \div (ASSETB_TOAL_{i,t} + DEBT_OB_{i,t}) - LEVB_{i,t} \quad (1)$$

其中,*Levm_{i,t}*为企业杠杆操纵程度,*DEBTB_TOAL_{i,t}*为企业账面负债总额,*DEBT_OB_{i,t}*为企业表外负债总额,*DEBT_NSRD_{i,t}*为企业公司名股实债总额,*ASSETB_TOAL_{i,t}*为企业账面资产总额,*LEVB_{i,t}*为企业账面杠杆率。

(2)核心解释变量:银行金融科技(*Fintech*)。本文以文本挖掘法为基础,综合运用Python网络爬虫、词频分析和综合指数法等技术手段构建“银行-年份”层面的金融科技发展指数。在银行金融科技特征词的确定上,基于学术领域和实践领域进行了分项讨论。在学术文献的借鉴上,本文参考了银行金融科技为主题的经典文献(Cheng和Qu,2020^[23];郭晔等,2022^[34]),归纳整理出有关银行金融科技应用的特定关键词;在重要政策文件和研究报告借鉴上,本文以《金融科技(FinTech)发展规划(2019—2021年)》《金融科技发展规划(2022—2025年)》,以及历年《金融科技蓝皮书:中国金融科技发展报告》为蓝本,进一步扩充银行金融科技的特征词库。最终,本文从“金融科技直接称呼”“底层技术”“智能营销”“风险防控”以及“运营管理”五个关键维度选取了与银行金融科技相关的32个关键词,具体选取情况如表1所示。

基于百度搜索引擎资讯板块和银行年报的原始信息,借助Python网络爬虫技术,爬取含有表1中关键词的新闻资讯,这里采用“银行+关键词”依次匹配的方式,最终爬取得到样本银行在2010—2022年各年度中含有上述关键词的资讯信息。然后,运用Python网络爬虫技术,爬取搜索结果中位于2010—2022年区间内各个页面的网页源代码,并将网页源代码中包含的新闻标题和发布时间提取出来。在此基础上,借助词频分析技术将上述结果转化为关键词词频数据。运用全局主成分分析法(GPCA)对关键词词频进行降维处理,最终合成“银行-年度”层面的金融科技总指数及各金融科技分指数。

表 1 金融科技关键词词库

分类	关键词	
金融科技直接称呼	金融科技、FinTech	
底层技术	人工智能、AI、大数据、云计算、区块链、人脸识别、机器学习、IT、互联网、物联网	
应用场景	智能营销	数据挖掘、客户画像、精准营销、场景金融、直销银行、智慧客服、智能投顾、智慧银行
	风险防控	智能风控、大数据风控、智能防控、电子密码、数字签名、预测模型
	运营管理	数字化、智能合约、供应链金融、线上运营、智能管理、实时监测

借鉴李逸飞等(2022)^[14], 本文以企业每年对应贷款银行的逐笔贷款规模占总贷款为权重, 将企业对应银行的金融科技水平进行加权, 得到企业对应银行综合金融科技指数。具体定义如下:

$$Fintech_{i,t} = \sum_{n=1}^N Fintech_{i,n,t} \times \frac{Loan_{i,n,t}}{Loan_{i,t}} \quad (2)$$

其中, $Fintech_{i,n,t}$ 表示企业 i 在 t 期对应银行 n 的银行金融科技指数, $Loan_{i,n,t}$ 表示企业 i 在 t 期对应银行 n 的贷款规模, $Loan_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 期对应所有银行贷款规模的总和。 $Fintech_{i,t}$ 的经济含义是企业 i 在 t 期对应银行金融科技指数按照企业逐笔贷款规模占总贷款的比重加权到企业层面。

(3) 控制变量。为了避免实证回归过程中遗漏变量的问题, 本文分别从银行和企业两个层面选取控制变量。企业层面控制变量包括: 企业规模 ($Size$), 即企业总资产的对数; 杠杆率 (Lev), 即总负债与总资产之比; 资产收益率 (Roa); 即净利润与总资产之比; 现金流水平 ($Cashflow$): 即经营性现金与总资产之比; 固定资产占比 ($Fixed$), 即固定资产与总资产之比; 成长能力 ($Growth$), 即净利润增长率; 股权结构 ($Top1$), 即第一大股东的持股比例。银行层面的控制变量按照企业的逐笔贷款金额占总贷款的比重加权到企业层面, 银行层面控制变量包括: 银行规模 ($Size_b$), 即银行总资产的对数; 杠杆率 (Lev_b), 即总资产与总负债之比; 银行资产质量 (Npl_b), 即银行不良贷款率; 银行存续时间 ($Cyear_b$), 即银行成立的年数。

3. 模型构建

为检验银行金融科技对企业杠杆操纵的影响, 本文构建以下基准回归模型:

$$Levm_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Fintech_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Levm_{i,t}$ 为被解释变量, 是企业 i 在 t 年的杠杆操纵程度; $Fintech_{i,t}$ 为核心解释变量, 是企业 i 在 t 年对应的加权银行金融科技水平; $Control_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的企业层面控制变量和加权银行层面控制变量; λ_t 和 μ_i 表示企业的时间固定效应和行业固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

4. 主要变量的描述性统计

由表 2 的主要变量的描述性分析可以发现, 企业杠杆操纵的均值为 0.1191, 最小值为 0.000, 最大值为 1.5430, 说明不同企业的杠杆操纵程度有明显差异, 中位数为 0.0404, 表明企业杠杆操纵数据无明显偏态。银行金融科技的均值为 7.9378, 最小值为 -2.3579, 最大值为 40.9149, 标准差为 10.7524, 由此可见, 不同银行之间金融科技的发展水平有较大的差异。

表 2 主要变量的描述性分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Levm$	12158	0.1191	0.2183	0.0000	0.0404	1.5430
$Size$	12158	22.3004	1.1564	20.2042	22.1577	25.7259
Lev	12158	0.4620	0.1887	0.0990	0.4569	0.8977
Roa	12157	0.0319	0.0627	-0.2495	0.0334	0.1876
$Cashflow$	12158	0.0397	0.0646	-0.1497	0.0392	0.2180

续表 2

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Fixed</i>	12158	0.2001	0.1488	0.0020	0.1710	0.6514
<i>Growth</i>	12157	0.1750	0.3809	-0.5216	0.1137	2.1408
<i>Tobinq</i>	11961	1.9405	1.1029	0.8544	1.5857	6.9633
<i>Firmage</i>	12158	2.9403	0.3176	1.9459	2.9957	3.5553
<i>FINTECH</i>	12117	7.9378	10.7524	-2.3579	2.9948	40.9149
<i>Size_b</i>	12117	19.7469	10.1157	0.1227	23.3665	30.9165
<i>Lev_b</i>	12117	0.7221	0.3693	0.0044	0.8532	1.0973
<i>Year_b</i>	12117	26.3810	19.1402	0.1754	25.0811	102.0000
<i>Npl_b</i>	12117	0.9212	0.5112	0.0074	1.0000	1.9447

四、实证分析

1. 基准回归分析

表 3 列示了银行金融科技对企业杠杆操纵影响的基准回归结果。其中,表 3 的第(1)列是未加入任何控制变量与固定效应的回归结果;第(2)是未加入任何控制变量,但是控制固定效应的回归结果;第(3)列是加入企业层面控制变量和固定效应的回归结果;第(4)列是加入企业层面和银行层面控制变量和固定效应的回归结果。

表 3 银行金融科技对企业杠杆操纵影响:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>FINTECH</i>	-0.0008*** (-4.7547)	-0.0010*** (-3.5367)	-0.0008*** (-2.9038)	-0.0008** (-1.9804)
<i>Size</i>			-0.0144*** (-5.4243)	-0.0147*** (-5.5200)
<i>Lev</i>			0.1471*** (8.6232)	0.1464*** (8.5285)
<i>Roa</i>			0.2285*** (5.5748)	0.2234*** (5.4631)
<i>Cashflow</i>			-0.0273 (-0.6835)	-0.0297 (-0.7444)
<i>Fixed</i>			-0.0164 (-0.9253)	-0.0180 (-1.0170)
<i>Growth</i>			0.0022 (0.3331)	0.0024 (0.3557)
<i>Tobinq</i>			-0.0055** (-2.5564)	-0.0055** (-2.5547)
<i>Firmage</i>			-0.0016 (-0.2296)	-0.0013 (-0.1776)
<i>Size_b</i>				0.0094** (2.2905)
<i>Lev_b</i>				-0.2477** (-2.3074)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>Year_b</i>				-0.0002 (-1.1109)
<i>Npl_b</i>				-0.0056 (-0.5499)
常数项	0.1256*** (49.6342)	0.3002*** (8.1208)	0.5515*** (7.9661)	0.5609*** (8.0007)
行业/年份固定效应	否	是	是	是
观测值	12117	12117	11919	11919
调整 R ²	0.002	0.039	0.048	0.048

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著;括号内为*t*值,下同

由表3第(1)列和第(2)可知,银行金融科技发展水平对企业杠杆操纵程度的回归系数在1%的水平上显著为负,初步验证了银行金融科技发展能够抑制企业杠杆操纵。由表3的第(3)列加入企业层面的控制变量的回归结果发现,银行金融科技发展水平对企业杠杆操纵程度的回归系数依然在1%的水平上显著为负,且回归系数绝对值大小未发生明显的变化,说明企业层面的银行金融科技水平不具有内生性,不会受到企业的特征变化的干扰。表3的第(4)列为控制银行和企业层面以及固定效应的回归结果,银行金融科技的系数依旧显著为负。因此,根据基准回归结果可以得出,银行金融科技发展能够显著抑制企业的杠杆操纵行为。假设H₁得到验证。

2. 内生性处理

(1)工具变量法。虽然本文在基准回归中尽量控制了可能会影响银行金融科技发展水平与企业杠杆操纵的因素,但是,仍然可能存在部分不可观测的因素对实证结果产生影响。除此之外,不仅银行金融科技发展对企业杠杆操纵产生影响,而且企业发展也可能导致主动选择金融科技水平较高的企业,从而使得两者之间互为因果。因此,为了克服银行的选择效应,本文借鉴张金清等(2022)^[28]做法,根据以下步骤构造工具变量:对于同一年度同一企业的各大贷款银行,分别使用与之净利润最相近且该年度未向该企业放贷的银行代替;以企业原逐笔贷款权重对替代银行金融科技进行加权合成工具变量。该工具变量符合强相关性和外生性的两个条件:一方面,净利润相近的银行甚至要比规模相近的银行的金融科技更为相近;另一方面,由于替代银行未向企业进行放贷,替代银行金融科技的发展难以通过资源效应与监督效应对企业杠杆操纵产生影响。本文用工具变量与银行金融科技进行回归作为第一阶段的回归,并控制企业层面和银行层面的控制变量与固定效应;再以第一阶段回归得到的拟合值放到第二阶段的回归进行实证分析。表4列示了工具变量法的回归结果,本文还对弱工具变量问题进行了检验,F统计值为979,结果表明,不存在弱工具变量问题。

表 4 工具变量方法

变量	(1)	(2)
	First	Second
	<i>FINTECH</i>	<i>Levm</i>
<i>IV</i>	0.7137*** (60.2300)	
<i>FINTECH</i>		-0.0015*** (-2.8405)

续表 4

变量	(1)	(2)
	First	Second
	<i>FINTECH</i>	<i>Levm</i>
控制变量	控制	控制
常数项	-8.5360*** (-9.4197)	0.5477*** (7.8211)
行业/年份固定效应	是	是
观测值	11919	11919
调整 R ²	0.002	0.055

如表4第(1)列所示,工具变量的回归系数在1%的水平下显著为正,这说明,通过净利润相近替代银行金融科技与实际贷款银行金融科技高度相关;表4第(2)列的回归结果与表3基准回归结果基本一致,说明银行金融科技的发展确实能够抑制企业的杠杆操纵行为。

(2)GMM回归。为了缓解实证结果可能存在异方差与内生性问题,考虑到企业杠杆操纵可能具有持续性,在时间维度上往往存在序列相关,因此,本文将企业杠杆操纵的滞后一期加入回归模型,并采用两步法GMM对模型进行估计,克服潜在的内生性问题以及以及检验前文实证结果的稳健性。回归结果如表5所示,其中第(1)是未加任何控制变量和固定效应的回归结果,第(2)加入了年份固定效应,第(3)列加入了企业层面控制变量和年份固定效应,第(4)列分别控制了企业层面和银行层面所有控制变量和年份固定效应。

表 5 GMM 回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>L.Levm</i>	0.2134*** (37.1437)	0.2105*** (22.9527)	0.1803*** (16.8211)	0.1969*** (17.3141)
<i>FINTECH</i>	-0.0003*** (-3.0717)	-0.0051*** (-9.0628)	-0.0040*** (-6.1167)	-0.0033*** (-3.0900)
控制变量	未控制	未控制	企业层面	控制
常数项	0.0783*** (38.6948)	-0.0625 (-0.3662)	0.4063 (1.6107)	0.3612 (1.3922)
年份固定效应	否	是	是	是
观测值	10046	10046	9858	9858
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.752	0.739	0.412	0.350
<i>Hansen</i>	0.135	0.211	0.309	0.403

表5中AR(1)、AR(2)的检验结果显示,扰动项存在一阶自相关的假设通过了显著性统计检验,但显著拒绝了二阶自相关假设,表明模型的扰动项不存在二阶和更高阶的序列自相关。在控制企业层面、银行层面控制变量和年份固定效应后,表5第(4)列Hansen检验的P值大于0.1,可以认为,工具变量的有效性方面并不存在过度识别问题。这说明,在考虑企业杠杆操纵的时间序列相关后,银行金融科技发展对企业杠杆操纵的抑制作用依然存在。

(3)PSM估计。为了缓解本文样本选择性偏误,本文选择倾向匹配得分法(PSM)解决此类问题。首先,本文将连续两年以上和同一家银行合作的企业划分为处理组与控制组;其次,将银行金融科技指数设置为虚拟变量并作为回归的因变量,再企业特征和企业层面银行控制变量作为协变量,进行一一匹配并记录经过匹配后处理组的处理效应;最后,删除未匹配成功的样本后重新进行

回归,并观察匹配后的回归结果。平衡性检验结果如表6的Panel A所示,匹配后的处理效应如Panel B所示,Panel C显示了匹配后的回归结果。

表6 倾向匹配得分估计

Panel A 平衡性检验					
变量		均值		偏差(%)	t值
		处理组	控制组		
Size	匹配前	22.3100	22.3100	0.2000	0.0800
	匹配后	22.3100	22.3000	0.9000	0.4100
Lev	匹配前	0.4327	0.4789	-24.9000	-12.9600
	匹配后	0.4327	0.4328	-0.0000	-0.0100
Roa	匹配前	0.0321	0.0316	0.7000	0.3800
	匹配后	0.0321	0.0348	-4.2000	-1.9800
Cashflow	匹配前	0.0495	0.0345	23.5000	12.3000
	匹配后	0.0494	0.0486	1.2000	0.6000
Fixed	匹配前	0.1865	0.2079	-14.6000	-7.5500
	匹配后	0.1867	0.1895	-2.0000	-0.9500
Growth	匹配前	0.1281	0.1995	-19.4000	-9.9100
	匹配后	0.1286	0.1459	-4.7000	-2.3400
Tobinq	匹配前	1.8905	1.9701	-7.2000	-3.8000
	匹配后	1.8909	1.9961	-9.6000	-4.6000
Firmage	匹配前	3.0496	2.8815	56.4000	28.8200
	匹配后	3.0493	3.0278	7.3000	3.8100
Size_b	匹配前	24.4640	17.0020	84.5000	41.3900
	匹配后	24.4590	24.9370	-5.4000	-3.3800
Lev_b	匹配前	0.8921	0.6231	83.3000	40.7900
	匹配后	0.8919	0.9084	-5.1000	-3.2000
Year_b	匹配前	34.1670	21.9110	69.4000	35.3400
	匹配后	34.1430	35.5070	-7.7000	-3.2800
Npl_b	匹配前	1.1828	0.7692	93.2000	46.1000
	匹配后	1.1826	1.2328	-11.3000	-6.1300
Panel B PSM 估计结果					
ATT		-.01088** (-2.04)			
Panel C 匹配后的回归结果					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	
	Levm	Levm	Levm	Levm	
FINTECH	-0.0008*** (-4.6478)	-0.0009*** (-3.2751)	-0.0008*** (-2.7346)	-0.0008* (-1.8532)	
控制变量	未控制	未控制	企业层面	控制	
常数项	0.1252*** (48.6277)	0.3059*** (8.0009)	0.5406*** (7.8318)	0.5486*** (7.8406)	
行业/年份固定效应	否	是	是	是	
观测值	11779	11779	11779	11779	
调整R ²	0.002	0.038	0.046	0.046	

由表6的Panel A可知,在匹配之前企业特征变量(*Lev*、*Cashflow*、*Fixed*、*Growth*)均存在显著差异,经过匹配后,处理组与控制组之间企业特征的差异几乎不再显著。由Panel B的PSM估计结果可知,其中参与者平均处理效应ATT在5%置信度水平上显著为负,即表明在样本平衡的基础上企业对应银行金融科技的发展显著抑制了企业杠杆操纵程度。由Panel C的成功匹配后样本的回归结果可以发现,在样本平衡后,银行金融科技对非金融企业杠杆操纵的估计系数仍然显著为负,与表3基准回归的结果一致。以上检验表明,在考虑可能存在样本自选择问题后,但检验结果仍然稳健。

3. 稳健性检验

为了进一步保证回归结果的可靠性,对前文实证研究进行稳健性检验,其中包括替换核心解释变量、替换被解释变量、控制滞后效应、更换样本回归区间、控制贷款规模与利率、加入遗漏变量、控制宏观经济变量。

(1)替换银行金融科技指标。本文通过自主构建的银行金融科技作为核心解释变量,为了进一步确认实证结果的可靠性和构建指标的有效性,本文采用由北京大学数字金融研究中心谢绚丽和王诗卉(2022)^[35]编制的银行数字化转型指数作为金融科技的替代指标。由表7第(1)列的回归结果可以发现,银行数字化转型指数(*TFINTECH*)对企业杠杆操纵的回归系数显著为负,这说明本文依据文本挖掘法构造银行金融科技指数是准确有效的。

(2)替换被解释变量(扩展XLT-LEVM法)。基准回归中被解释变量的度量方法是借鉴许晓芳(2020)^[15]的基本XLT-LEVM法进行测度,基本XLT-LEVM法考虑的是表外负债与名股实债。为了进一步保证解释变量的全面性,采用考虑会计手段操纵程度的扩展XLT-LEVM法(直接法)和扩展的XLT-LEVM法(间接法),回归结果如表7第(2)和第(3)列所示。由表7第(2)和第(3)列的回归结果得出,替换被解释变量后,银行金融科技的回归系数仍然显著为负,且回归系数的大小未发生明显变动,这说明本文采用基本XLT-LEVM法的企业杠杆操纵具有一定的稳健性。

(3)更换样本回归区间。由于2012年以前为金融科技发展的“市场启动期”,这一时期银行金融科技发展比较缓慢,银行金融科技指数处于较低水平。2013年也被业界被称为“互联网金融元年”,在此之后银行金融科技发展速度开始加快,在国家政策的扶持下,传统银行数字化水平显著提升。因此,为避免2013年以前极端值对回归结果得干扰,本文仅保留2013年以后的样本数据进行稳健性检验,检验结果如表7第(4)列所示。由回归结果可以得出,在删除特定样本后,银行金融科技对企业杠杆操纵的抑制作用依然显著。

(4)控制滞后效应。金融科技发展到对银行赋能通过银行信贷渠道传导企业可能存在一定的时滞性,因此为了控制滞后效应,本文将银行金融科技的滞后一期作为解释变量加入基准回归,考察滞后效应。由表7第(5)列的研究结果可知,滞后一期的银行金融科技对企业杠杆操纵的抑制作用依然显著,这说明银行金融科技对企业杠杆操纵的抑制作用具有长期的特征。

表7 稳健性检验(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Levm</i>	<i>ExpLevm</i>	<i>ExpLevmI</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>TFINTECH</i>	-0.0108* (-1.9330)				
<i>FINTECH</i>		-0.0008** (-1.9838)	-0.0007* (-1.7308)	-0.0009** (-2.1496)	

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Levm</i>	<i>ExpLevm</i>	<i>ExpLevmI</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>L.FINTECH</i>					-0.0011** (-2.1988)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.5574*** (7.9356)	0.5507*** (7.7902)	0.5208*** (7.4152)	0.5850*** (8.3719)	0.5297*** (7.6627)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	11919	11919	11919	11080	9858
调整 R ²	0.048	0.048	0.074	0.049	0.061

(5)控制贷款规模与利率。由于本文构建企业层面的银行金融科技是依据企业逐笔贷款为权重,因此为了排除企业贷款权重对回归结果的影响,本文在基准回归模型中加入控制变量企业的贷款规模(*Loan*),回归结果如表8第(1)列所示。此外,为了控制贷款利率可能对回归结果产生影响,参考张磊等(2023)^[36]本文使用企业的利息支出除以企业银行贷款总额,衡量企业信贷融资的利率(*IR*),回归结果如表8第(2)列所示。由表8第(1)和第(2)列的回归结果可以发现,在引入企业贷款规模和贷款利率的控制变量后,银行金融科技对企业杠杆操纵的回归系数依然显著为负,这说明基准回归结果不受企业贷款规模的影响。

表 8 稳健性检验(二)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>FINTECH</i>	-0.0008** (-1.9837)	-0.0007* (-1.7224)	-0.0008* (-1.9275)	-0.0008** (-2.1792)
<i>LOAN</i>	0.0030 (1.6398)			
<i>IR</i>		0.0116 (1.1579)		
<i>Indep</i>			-0.0063 (-0.6149)	
<i>KZ</i>			-0.0002 (-1.1196)	
<i>LNGDP</i>				0.0221 (0.8431)
<i>CPI</i>				-0.0104*** (-3.4329)
<i>M2R</i>				0.0029** (2.0217)
<i>FIXR</i>				-0.0010 (-0.8107)

续表 8

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.5767*** (8.1634)	0.5725*** (8.2841)	0.5496*** (7.6455)	1.2997** (2.4514)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	11880	11659	11919	11919
调整 R ²	0.048	0.049	0.048	0.048

(6)加入遗漏变量。在实证分析部分,本文控制了银行层面与企业层面的控制变量,对企业的资产负债、盈利能力、成长能力与杠杆水平等各方面进行了控制,但是可能存在遗漏变量的情况,为了维持回归结果的稳健性,加入可能存在的遗漏变量。董事会的独立性(*Indep*),即独立董事的人数与董事会总人数的比例,可能影响企业内部监督的效率。此外,企业融资约束(*KZ*)的状况也会影响企业的杠杆操纵动机。因此,本文进一步控制企业董事会独立性与融资约束状况进行回归分析,回归结果如表 8 第(3)列所示。在加入可能存在遗漏的变量后,银行金融科技对企业杠杆操纵的回归系数依然显著为负,说明基准回归结果是稳健的。

(7)控制宏观经济变量。为了控制宏观经济环境对实证结果的影响,本文剔除基准回归中的年份固定效应,加入宏观经济变量进一步保证回归结果的稳健性。表 8 第(4)列依次控制了国内生产总值(*GDP*)、消费者物价指数(*CPI*)、广义货币增速(*M2R*)和固定资产投资同比增速(*FIXR*)后,实证结果显示,银行金融科技的回归系数与基准回归结果保持一致。

五、机制检验与异质性分析

1. 机制检验

企业杠杆操纵动机可以概括为两方面:一方面,杠杆水平是企业偿债能力与违约风险的重要体现,也是债权人和信用评级机构的重点参考,因此,为了获取低成本外部融资,企业通过各种手段粉饰企业杠杆状况;另一方面,在我国进入强制去杠杆阶段,部分高杠杆企业难以进行实证性去杠杆,为了迎合政策要求及市场监督,高杠杆或者高关注度的企业容易进行杠杆操纵。那么,从抑制企业杠杆操纵动机的视角出发,融资状况与监督力度都会对银行金融科技与企业杠杆操纵之间的关系产生影响。总而言之,本文认为,金融科技能够发挥银行信贷的资源效应与监督效应,缓解企业融资约束,加强企业内部监督,抑制企业杠杆操纵动机,从而约束企业杠杆操纵行为。

(1)资源效应。本文以融资结构、融资规模与融资约束,反映银行金融科技的资源效应。融资结构(*Rcredit*)以企业信用贷款与抵押贷款之比表示,比例越高,表示企业信用贷款所占比重越高;融资规模(*Loan*)以企业逐笔贷款贷款总和表示,融资约束指标以 *KZ* 指数表示。在刻画融资约束水平时,为了避免单一指标可能对实证结果造成潜在误差,本文分别采用 *KZ* 指数和 *SA* 指数进行刻画,回归结果如表 9 所示。根据前文的理论分析,融资约束是企业进行杠杆操纵的动机之一,对于融资约束较低的企业,因其自身的融资优势,不必为了讨好债权人展现融资能力进而粉饰杠杆状况,因此,杠杆操纵更易发生在融资约束较高的企业中。文本按照企业融资约束(*SA*)的中位数,将企业样本划分为低融资约束与高融资约束组,进行分组回归。

如表 9 第(1)列所示,银行金融科技对企业的信用抵押贷款之比的回归系数在 1% 的水平下显著

为正,说明银行金融科技发展能够提高信用贷款的占比,缓解企业因缺乏抵押物而导致的融资约束。如表9第(2)列所示,银行金融科技对企业的信贷规模的回归系数在1%的水平下显著为正,说明银行金融科技能够扩大企业的信贷规模。表9的第(3)列显示,融资约束(KZ)的回归系数显著为负,也就是说,银行金融科技能够通过优化企业融资结构,扩大企业信贷规模进而缓解企业的融资约束,从而抑制企业的杠杆操纵。表9第(4)、(5)列的回归结果显示,在融资约束较低的样本中,银行金融科技的系数并不显著;在融资约束高的回归样本中,银行金融科技的回归系数为显著为负,这说明,银行金融科技发展能够抑制融资约束高的企业的杠杆操纵行为。综上可以得出,金融科技发展可以充分发挥银行信贷资源的效应,缓解企业的融资约束,从而约束企业的杠杆操纵行为。假设H_{1a}得到验证。

表9 机制分析:资源效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Rcredit</i>	<i>Loan</i>	<i>KZ</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>FINTECH</i>	0.5031*** (2.5899)	0.1305*** (3.3036)	-0.1663*** (-3.1359)	-0.0002 (-0.3539)	-0.0016*** (-3.0220)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-15.4812*** (-11.4677)	-14.7872*** (-10.8299)	-15.4238*** (-11.4315)	0.4623*** (3.7517)	0.6810*** (7.2645)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	9992	9992	9992	5966	5953
调整R ²	0.777	0.778	0.777	0.039	0.067

(2)监督效应。前文的理论分析表明,商业银行在金融科技的赋能下增强了信息收集与处理能力,缓解了银企信息不对称,加强了对借款企业的筛选和监督。本文借鉴于蔚等(2012)^[37],选取流动性比率、非流动性比率以及反转指标的第一主成分度量企业信息不对称程度(ASY),ASY数值越大,表示信息不对称越严重,企业信息透明度越低。在信息披露质量较低的企业中,监管者和投资者由于难以了解其内部的真实信息,企业杠杆操纵的空间较大,因此,银行金融科技对企业杠杆操纵的影响在信息质量越低的企业中的抑制作用越强。本文参考司登奎等(2021)^[38],采用应计盈余管理水平刻画企业的信息质量,盈余管理水平越高,企业信息披露的质量越低。按照应计盈余管理水平中位数,将样本分为低盈余管理和高盈余管理组,进行分组回归,回归结果如表10第(3)和第(4)列所示。为了进一步验证金融科技会强化银行对企业的监督效应,采用管理费用率(*Agency*)作为管理层机会主义动机的代理变量,管理费用率越高,管理层机会主义的动机越大。

表10 机制分析:监督效应

变量	信息不对称		应计盈余管理		管理费用率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低	高	低	高	
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Agency</i>
<i>FINTECH</i>	-0.0002 (-0.3315)	-0.0010* (-1.8362)	-0.0001 (-0.0772)	-0.0013*** (-2.7161)	-2.7673*** (-2.7359)

续表 10

变量	信息不对称		应计盈余管理		管理费用率
	(1) 低	(2) 高	(3) 低	(4) 高	(5)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Agency</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6454*** (5.7802)	0.5448*** (5.0172)	0.5641*** (5.5547)	0.5417*** (5.6550)	-18.5744*** (-12.4204)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	5264	6655	4954	6965	11653
调整 R ²	0.053	0.049	0.059	0.045	0.780

根据表 10 第(1)和第(2)列所示,在信息不对称程度较高的回归样本中,银行金融科技的回归系数显著为负,在信息不对称程度较低的回归样本中,银行金融科技的回归系数不显著。同样地,根据表 10 第(3)列和第(4)列的分组回归结果中显示,银行金融科技的回归系数在应计盈余管理水平较高(企业信息披露质量较低)的样本中回归系数显著为负,在应计盈余管理水平较低的分组回归中,银行金融科技的回归系数并不显著。表 10 第(5)列的回归结果显示,银行金融科技对管理费用率的回归系数在 1% 的水平下,显著为负。综上所述,金融科技能够赋能商业银行充分发挥监督效应,降低银企之间的信息不对称,提高企业信息披露质量,遏制管理层的机会主义动机,从而抑制企业杠杆操纵行为。假设 H_{1b} 得到验证。

2. 异质性分析

(1) 银行金融科技应用场景分指数。本文在构建金融科技关键词词库时,不仅考虑了金融科技相关底层技术,还创新性地加入了银行金融科技应用场景相关关键词,分别为底层技术指数、智能营销指数、风险防控指数和运营管理指数。为了分析银行金融科技对企业杠杆操纵的具体作用渠道,本文在银行层面金融科技应用场景分指数进行异质性分析,回归结果如表 11 所示。

表 11 异质性分析:银行金融科技应用场景分指数

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
底层技术	-0.0012* (-1.7456)			
智能营销		-0.0009 (-1.3403)		
风险风控			-0.0016* (-1.8460)	
运营管理				-0.0014** (-2.2523)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.5647*** (8.0505)	0.5672*** (8.0839)	0.5642*** (8.0442)	0.5610*** (8.0161)

续表 11

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	11919	11919	11919	11919
调整 R ²	0.048	0.048	0.048	0.048

由表 11 的回归结果可知,底层技术与三种金融科技应用场景分指数除智能营销指数之外,回归系数均显著为负,与金融科技总指数的基准回归结果相吻合。由表 11 的第(1)列可知,银行金融科技底层技术指数对企业杠杆操纵的回归系数在 5% 的水平下显著为负。究其原因,在金融科技对商业银行赋能的过程中,商业银行会优先考虑“底层技术驱动”,以此作为其经营模式和产品创新服务数字化转型的驱动核心。这种变革依赖于关键核心技术的布局和发展。在其中,人工智能、区块链、云计算、大数据等技术构成了银行金融科技的核心底层技术架构(戚聿东和肖旭,2020)^[31],这也是银行将金融科技应用于业务活动的重要基础。而对比三个分指数的回归系数绝对值大小和显著性可以发现,智能营销分指数对企业杠杆操纵的影响并不显著,而风险风控稍微大于运营管理分指数的回归系数,这表明,商业银行在风险风控方面的金融科技应用更有助于降低企业的杠杆操纵程度。

(2)企业规模与行业性质。资产规模不同企业往往面临的融资约束不同,这会影响银行金融科技对企业杠杆操纵行为的调节作用。因此,本文按照企业资产规模的大小,将企业分为大规模企业与中小规模企业,回归结果如表 12 的第(1)列和第(2)列所示。制造业由于比非制造业在传统信贷中具有抵押物的信贷优势而更具银行信贷偏好,对非制造业来说,金融科技的发展对其信贷的优化效应可能更为明显(李真等,2023)^[13]。因此,按照行业性质将企业分为制造业与非制造业,表 12 第(3)列和第(4)列示了区分制造业与非制造业的回归结果。

表 12 异质性分析:基于资产规模与行业性质

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中小规模企业	大规模企业	制造业企业	非制造业企业
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>FINTECH</i>	-0.0008 (-1.3539)	-0.0011* (-1.9373)	-0.0008 (-1.4992)	-0.0012* (-1.7298)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6748*** (4.4484)	0.3238*** (3.0022)	0.7516*** (9.1611)	0.0380 (0.3386)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	5926	5993	7789	4130
调整 R ²	0.070	0.050	0.065	0.031

由表 12 第的(1)列和第(2)列的回归结果可知,银行金融科技(*FINTECH*)的估计系数在大规模的企业中显著为负,在中小规模企业的样本中并不显著。也就是说,银行金融科技对大规模企业的杠杆操纵程度的抑制作用更为强烈。可能的原因:一是大规模企业生产经营中需要更多的现金流,为了增强债务能力维持持续经营,大规模企业更有动机进行杠杆操纵,给投资者传递信用风险较低、偿债能力较强的信号(李晓溪等,2023)^[7];二是大规模企业更易受到外部关注,且在国家“去

杠杆”大大背景下,大规模企业降低账面杠杆率的压力较大。由表 12 第(3)列和第(4)列的回归结果可知,银行金融科技在非制造业的企业样本中的回归系数更为显著。这说明,对于缺乏信贷抵押物且处于信贷劣势的非制造业来说,银行金融科技提高对其的边际效应更大。

(3)企业杠杆率与去杠杆程度。在企业去杠杆的过程中,去杠杆的方式和程度也同样影响企业杠杆操纵,高杠杆率企业具有更高的去杠杆压力,为了粉饰企业杠杆状况,从而吸引资本市场融资与迎合政策监管,管理层更有动机隐藏当前企业高杠杆率的状况,因而更有动机进行杠杆操纵行为。因此,本文采用企业账面杠杆率与企业行业杠杆率大小比较企业杠杆率的高低,如企业账面杠杆率小于企业行业杠杆率中位数为低杠杆率,若大于则为高杠杆率,进行分组回归,回归结果如表 13 的第(1)、(2)列所示。自 2015 年 12 月中央经济工作会议明确提出去杠杆要求,我国企业进入强制去杠杆的阶段,随后,在一系列政策和监管的压力下,企业去杠杆工作取得了一定成效。因此,本文依据企业去杠杆程度的高低将回归样本分为低去杠杆程度与高去杠杆程度的样本,分别进行回归,回归结果如表 13 的第(3)、(4)列所示。

表 13 异质性分析:基于杠杆率与去杠杆程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低杠杆率	高杠杆率	低去杠杆程度	高去杠杆程度
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>FINTECH</i>	0.0002 (0.3710)	-0.0011** (-1.9839)	-0.0016*** (-2.8311)	-0.0001 (-0.1261)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.1859** (2.0511)	0.6779*** (7.1996)	0.6116*** (5.8169)	0.6020*** (6.2642)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	4708	7211	5629	6290
调整 R ²	0.096	0.047	0.050	0.046

表 13 第(1)、(2)列的分组回归结果显示,在低杠杆率的样本回归中,银行金融科技系数并不显著;在高杠杆率的企业样本中,银行金融科技的回归系数在 5% 的水平下显著为负,与预期一致,这说明,当企业杠杆率越高时,企业杠杆操纵的动机越大,银行金融科技对企业杠杆操纵的抑制作用更强。表 13 第(3)、(4)列的回归结果显示,在低去杠杆程度的企业样本中,银行金融科技对企业杠杆操纵的回归系数在 1% 的水平下显著为负。究其原因,去杠杆程度高,表示企业可能受到政策要求力度强和监管关注度高,在已完成了政策要求的去杠杆任务的状态下,企业杠杆操纵动机就越小。

六、研究结论与政策启示

1. 研究结论

在我国经济结构性去杠杆和数字经济繁荣发展的背景下,发挥金融科技的赋能效应,抑制企业杠杆操纵有利于防范系统性金融风险 and 促进经济高质量发展。因此,本文以 2010—2022 商业银行和沪深 A 股上市公司为研究样本,通过企业逐笔贷款建立银企信息链接,基于抑制企业杠杆操纵动机,实证分析了银行金融科技对企业杠杆操纵的影响,并通过资源效应与监督效应探究了银行金融科技影响企业杠杆操纵的作用机制。研究结果表明:第一,银行金融科技发展能够显著降低企业杠杆操纵水平;第二,金融科技通过赋能银行更好地发挥资源效应,优化企业信贷结构,扩大信贷规模,进而缓解企业融资约束,还能够增强银行信贷的监督效应,加强对企业监督,缓解银企信息不对称,提高企业信息透明度,抑制管理层机会主义,从而抑制企业杠杆操纵;第三,银行金融

科技对企业杠杆操纵的抑制作用主要通过底层技术、风险防控和运营管理场景应用实现,智能营销的场景应用并不显著;第四,异质性分析表明,银行金融科技对资产规模较大、非制造业、高杠杆率和去杠杆程度低企业的杠杆操纵行为抑制作用更强。

2. 政策启示

根据以上结论,本文得到以下政策启示:第一,作为金融市场重要资金中介,商业银行应积极加大对科技创新的资金投入,增强对科技人才的吸纳与培养,积极与互联网等科技公司建立合作关系,在战略层面推动银行数字化转型,提高服务实体经济效率。依托云计算、人工智能和大数据等数字技术在手机银行、超级柜台以及智能营销平台等应用,推动商业银行金融产品创新和经营效率提升,促进银行业的数字化转型和结构的深度调整,提高信贷资源配置效率,缓解我国实体部分普遍存在融资约束问题,对借款企业进行实时监督,从而抑制企业杠杆操纵行为。第二,对上市公司而言,管理层应避免短视主义,充分认识杠杆操纵所带来的长期负面影响与隐藏风险,对企业的负债结构进行合理设计,避免过度负债,保持企业的财务杠杆水平在合理可控的范围。加强对企业的公司治理与内部监督,对企业的投融资行为进行有效自我约束,从公司内部压缩杠杆操纵行为的空间,提高企业信息披露的质量,为投资者与公司其他相关利益者传递前景良好信号,促进企业的长期可持续发展。第三,深化金融供给侧改革,完善相关政策与配套措施,健全资本市场功能,发挥资本市场资金作为实体部门资金供给站的活力,丰富企业的多渠道融资,提高直接融资比重,解决企业的股权融资需求。加强对企业杠杆操纵行为识别,发挥审计师、会计师等外部监督的作用,完善相关的会计准则,建立更为严格的会计信息披露制度,比如要求企业对在财务报表中对负债明细进行更为详细披露。建立相应的法律法规对企业投融资行为进行严格监管,充分发挥资本市场监督,对存在杠杆操纵企业实施相应的处罚措施,提高企业违规行为的成本,增强违法违规的处罚力度,从而加大对企业违规行为的机会成本,达到抑制企业杠杆操纵的目的,有效防范由企业高杠杆风险引发的系统性金融风险,从而促进经济的健康发展。

3. 研究展望

本文探究了银行金融科技如何影响企业的杠杆操纵,并基于银行信贷的资源效应与监督效应对影响企业杠杆操纵的机制进行了探索,未来可以从以下几个层面进行进一步拓展研究:第一,银行信贷是企业主要的外部融资来源,但企业融资来源还包括其他方面,在未来研究中可以考虑其他渠道融资对企业杠杆操纵的影响;第二,本文基于企业贷款建立银企联系,后续研究可以进一步探索银企间的关系,如银企距离、银行在企业总部所在地分支机构数量占比等;第三,企业杠杆操纵行为显然不利于企业长期可持续发展,本文探究了其影响因素,未来研究可以继续探索企业杠杆操纵行为的经济后果,如债务违约概率、经营风险,甚至可以进一步延申至宏观经济层面,如系统性风险等。

参考文献

- [1] 龙海明,吴迪. 实体杠杆对经济增长的影响研究——基于金融稳定的调节效应[J]. 北京:金融研究,2022,(8):38-54.
- [2] 许晓芳,陆正飞. 企业杠杆、杠杆操纵与经济高质量发展[J]. 北京:会计研究,2022,(6):3-15.
- [3] 周茜,许晓芳,陆正飞. 去杠杆,究竟谁更积极与稳妥?[J]. 北京:管理世界,2020,(8):127-148.
- [4] 张超,张新一,郑国坚,张俊生. 去杠杆监管与企业合并范围异化——来自特殊合营安排的证据[J]. 北京:管理世界,2024,(7):221-243.
- [5] 吴晓晖,王攀,郭晓冬. 机构投资者“分心”与公司杠杆操纵[J]. 北京:经济管理,2022,(1):159-175.
- [6] 许晓芳,陆正飞. 我国企业杠杆操纵的动机、手段及潜在影响[J]. 北京:会计研究,2020,(1):92-99.
- [7] 李晓溪,饶品贵,岳衡. 银行竞争与企业杠杆操纵[J]. 北京:经济研究,2023,(5):172-189.
- [8] 许晓芳,汤泰劫,陆正飞. 控股股东股权质押与高杠杆公司杠杆操纵——基于我国A股上市公司的经验证据[J]. 北京:金

融研究, 2021, (10): 153-170.

[9] 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (1): 151-169.

[10] Wang, Y., J. Hu, J. Chen. Does Fintech Facilitate Cross-border M&As? Evidence from Chinese A-share Listed Firms [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 85, (1), 102435.

[11] 张骏, 郭娜, 刘彦迪. 金融科技对银行风险的影响研究——基于流动性创造与经营效率的分析[J]. 天津: 南开经济研究, 2023, (11): 90-109.

[12] Fang, Y., Q. Wang, F. Wang, et al. Bank Fintech, Liquidity Creation, and Risk-taking: Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2023, 127, (10), 106445.

[13] 李真, 李茂林, 朱林染. 银行金融科技与企业金融化: 基于避险与逐利动机[J]. 北京: 世界经济, 2023, (4): 140-169.

[14] 李逸飞, 李茂林, 李静. 银行金融科技、信贷配置与企业短债长用[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (10): 137-154.

[15] 许晓芳, 陆正飞, 汤泰劫. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. 天津: 管理科学学报, 2020, (7): 1-26.

[16] 李刚, 陈利军, 陈倩, 张人骥. 经营租赁的真实动机——基于东方航空公司的案例研究[J]. 北京: 管理世界, 2009, (1): 121-128.

[17] Parnes, D. Banks' Off-balance Sheet Manipulations [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2022, 86, (11): 314-331.

[18] 陈红, 陈玉秀, 杨燕雯. 表外负债与会计信息质量、商业信用——基于上市公司表外负债监察角度的实证研究[J]. 天津: 南开管理评论, 2014, (1): 69-75.

[19] 卿小权, 董启琛, 武瑛. 股东身份与企业杠杆操纵——基于机构投资者视角的分析[J]. 上海: 财经研究, 2023, (2): 138-153.

[20] 李晓溪, 杨国超. 为发新债而降杠杆: 一个杠杆操纵现象的新证据[J]. 北京: 世界经济, 2022, (10): 212-236.

[21] 徐亚琴, 宋思淼. 审计师能识别企业的杠杆操纵吗? ——基于审计意见视角的实证检验[J]. 北京: 审计研究, 2021, (6): 102-115.

[22] 陈东晖, 于学伟, 张骏. 银行 ESG 偏好能否抑制企业漂绿行为? ——来自银企信贷匹配的经验证据[J]. 北京: 生态文明研究, 2024, (4): 74-97.

[23] Cheng, M., and Y. Qu. Does Bank FinTech Reduce Credit risk? Evidence from China [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2020, 63, (10), 101398.

[24] Zhao, J., X. Li, C. Yu, et al. Riding the FinTech Innovation Wave: FinTech, Patents and Bank Performance [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2022, 122, (4), 102552.

[25] Wu, X., T. Jin, K. Yang, et al. The Impact of Bank FinTech on Commercial Banks' Risk-taking in China [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 90, (11), 102944.

[26] 贾盾, 韩昉哲. 金融科技与商业银行竞争性负债[J]. 北京: 世界经济, 2023, (2): 183-208.

[27] Sheng, T. The Effect of Fintech on Banks' Credit Provision to SMEs: Evidence from China [J]. *Finance Research Letters*, 2021, 39, (3), 101558.

[28] 张金清, 李柯乐, 张剑宇. 银行金融科技如何影响企业结构性去杠杆? [J]. 上海: 财经研究, 2022, (1): 64-77.

[29] Tan, Z., H. Wang, Y. Hong. Does Bank FinTech Improve Corporate Innovation? [J]. *Finance Research Letters*, 2023, 55, (7), 103830.

[30] Frankel, R., B.H. Kim, T. Ma, et al. Bank Monitoring and Financial Reporting Quality: The Case of Accounts-Receiveable-Based Loans [J]. *Contemporary Accounting Research*. 2020, 37, (4): 2120-2144.

[31] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 北京: 管理世界, 2020, (6): 135-152.

[32] Yin, Z., X. Gong, P. Guo, et al. What Drives Entrepreneurship in Digital Economy? Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2019, 82, (11): 66-73.

[33] 黄益平, 邱晗. 大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架[J]. 北京: 管理世界, 2021, (2): 12-21.

[34] 郭晔, 未钟琴, 方颖. 金融科技布局、银行信贷风险与经营绩效——来自商业银行与科技企业战略合作的证据[J]. 北京: 金融研究, 2022, (10): 20-38.

[35] 谢绚丽, 王诗卉. 中国商业银行数字化转型: 测度、进程及影响[J]. 北京: 经济学(季刊), 2022, (6): 1937-1956.

[36] 张磊, 许坤, 张琳, 冯璐. 政策扶持、金融科技与小微企业信贷融资[J]. 北京: 统计研究, 2023, (12): 50-61.

[37] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 北京: 经济研究, 2012, (9): 125-139.

[38] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (6): 174-192.

A Study on the Impact of Bank Fintech on Corporate Leverage Manipulation

GUO Na^{1,2}, HU Li-ning¹

(1.School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222, China;

2.Research Center for Finance and Insurance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222, China)

Abstract: Leverage manipulation will exacerbate corporate financial risk, reduce the efficiency of credit resource allocation and thus affect the high-quality development of the economy, while FinTech can identify and restrain corporate leverage manipulation with its advanced technology to change the business model and credit decision-making of commercial banks. In view of this, this paper takes commercial banks and A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen as research samples from 2010 to 2022, and takes the enterprise loan-by-loan as the information link between the bank and the enterprise, and researches the impact and mechanism of bank fintech on the leverage manipulation of enterprises. The empirical results show that bank fintech development can inhibit corporate leverage manipulation, and this result remains robust after a series of endogeneity and robustness tests. The mechanism test shows that FinTech can give full play to the bank credit resource effect and supervision effect, and inhibit corporate leverage manipulation from both alleviating corporate financing constraints and enhancing supervision of corporations. Heterogeneity analysis shows that the inhibitory effect of bank fintech is more significant in samples of firms with larger asset sizes, non-manufacturing industries and higher degree of deleveraging.

The marginal contribution of this paper is mainly reflected in the following: first, it provides a new empirical basis for promoting the high-quality development of the real economy under the background of China's prosperous development of the digital economy, and this paper, with the information link of the enterprise loan-by-loan, is able to better explore the path of the financial service of the real economy, and to assess the real economy effect played by the bank's fintech; second, it starts with identifying the motivation of the enterprise's shadow banking. And based on the shadow banking business of different chains, the mechanism of suppressing shadow banking of non-financial enterprises is examined through the resource effect and supervision effect of bank credit played by fintech, which deepens the understanding of structural deleveraging, and can provide useful references for the government to promote the implementation of economic deleveraging policies; third, the bank fintech index constructed independently by text mining method in this paper, which subdivided the fintech into different application scenarios, explored the role of fintech on corporate leverage manipulation under different application scenarios, and pointed out the key off direction for the development of digital transformation of commercial banks.

In view of this, this paper suggests that regulators should further strengthen the supervision and assessment of the implementation effect of supply-side reform policies, strengthen the identification of corporate leverage manipulation, improve relevant accounting standards, and establish a more rigorous and transparent accounting information disclosure system. Banking industry should actively increase the capital investment in science and technology innovation, and practice the goal of digital strategic transformation to enhance the efficiency of serving the real economy. For listed companies, the management should avoid short-sightedness, fully recognize the long-term negative impacts and hidden risks brought by leverage manipulation, and reasonably design the liability structure of enterprises to avoid over-indebtedness and ensure the long-term sustainable development of enterprises.

Key Words: bank fintech; leverage manipulation; resource effects; oversight effects

JEL Classification: G21, G33, G34

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.10.008

(责任编辑:闫梅)