

金融科技与资产结构配置:效应与机制

许志勇^{1,2}, 张 梦¹, 张少勇^{1,2}, 艾万谋¹

(1. 湖北经济学院会计学院, 湖北 武汉 430205;

2. 湖北会计发展研究中心, 湖北 武汉 430205)

摘 要:金融科技助推金融活水流入实体经济的重点领域和薄弱环节,在提高金融的普惠性、韧性方面都发挥着非常关键的作用。金融科技是赋能实体经济高质量发展,优化企业资产结构配置的助推器。基于 2011—2021 年中国 A 股非金融类上市公司数据,考察金融科技对资产结构配置偏差即企业资产结构错配的影响,并检验其作用机制及潜在的异质性。研究发现:金融科技能显著抑制企业资产结构错配,优化了企业资产结构配置,经过一系列内生性处理与稳健性检验后,结论依然成立。调节效应显示:高管纵向兼任和金融监管对金融科技与资产结构错配关系起到显著的正向调节作用,强化了金融科技对资产结构错配的抑制作用;银行持股起到了显著的负向调节作用,弱化了金融科技对资产结构错配的抑制作用。中介机制表明:企业金融化和代理成本起到了遮掩效应,金融科技通过提升企业金融化水平、降低代理成本,进一步抑制了企业资产结构错配。异质性分析发现:在非高科技、重资产、东部地区、高融资约束、低 ESG 表现和低数字经济区域的企业中,金融科技对资产结构错配的抑制作用更明显。进一步研究发现:金融科技通过抑制资产结构错配,推进了企业全要素生产率与社会责任的提升。

关键词:金融科技;资产结构错配;金融监管;企业金融化;代理成本;ESG 表现

中图分类号:F275;F830.9

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2025)02-0208-17

Fintech and asset structure allocation: Effect and mechanism

XU Zhiyong^{1,2}, ZHANG Meng³, ZHANG Shaoyong^{1,2}, AI Wanmou¹

(1. School of Accounting, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China;

2. Hubei Accounting Development Research Center, Wuhan 430205, China)

Abstract: Fintech plays a crucial role in promoting the flow of financial vitality into key areas and weak links of the real economy, and in improving the inclusiveness and resilience of finance. Fintech is a booster that empowers the high-quality development of the real economy and optimizes the allocation of enterprise asset structure. Based on the data of China's A-share non-financial listed companies from 2011 to 2021, this paper examines the impact of Fintech on enterprise asset structure mismatch, and examines its mechanism and potential heterogeneity. Research has found that fintech can significantly suppress the mismatch of corporate asset structure and optimize the allocation of corporate asset structure. After a series of endogeneity treatments and robustness tests, the conclusion still holds. The moderating effect shows that vertical interlock and financial regulation have a significant positive moderating effect on

收稿日期:2024-10-18 修回日期:2025-01-26

基金项目:国家社会科学基金一般项目“资产结构错配与企业高质量发展的形成机理、作用机制与防控对策研究”(22BGL032)。

作者简介:许志勇(1971—),男,湖北武汉人,湖北经济学院会计学院副院长、博士、教授、硕士生导师,湖北会计发展研究中心主任,研究方向为资本市场与公司财务、产业基金与金融工程、金融会计理论。通信作者:张少勇。

the mismatch between fintech and asset structure, strengthening the inhibitory effect of fintech on asset structure mismatch; The shareholding of financial institutions has played a significant negative moderating effect, weakening the inhibitory effect of fintech on asset structure mismatch. The intermediary mechanism indicates that corporate financialization and agency costs have played a masking effect, and fintech has further suppressed asset structure mismatches by improving corporate financialization levels and reducing agency costs. Heterogeneity analysis found that in non high tech, heavy asset, eastern regions, high financing constraints, low ESG performance, and low digital economy regions, the inhibitory effect of fintech on asset structure mismatch is more pronounced. Further research has found that fintech suppresses asset structure mismatch and promotes the improvement of total factor productivity and social responsibility of enterprises.

Key words: fintech; mismatching of asset structure; financial regulation; corporate financialization; agency cost; ESG performance

一、问题提出与文献综述

金融科技是赋能实体经济高质量发展,优化企业资产结构配置的助推器。金融科技对金融助力实体经济重点领域和薄弱环节至关重要,能显著提升金融普惠性和韧性。党的二十大报告指出“深化金融体系改革,加强和完善现代金融监管;促进数字经济与实体经济深度融合”。2019年8月,中国人民银行印发了第一轮《金融科技发展规划(2019—2021年)》。2022年年初,又印发了第二轮《金融科技发展规划(2022—2025年)》。这个规划指出,“强化金融科技治理,构建互促共进的数字生态;全面加强数据能力建设,提升金融服务质效”。随着数字经济与金融科技规划推进,金融科技进入新阶段。在当前高质量发展背景下,资产结构配置是资本配置的重点,资产结构错配是资源错配在微观层面的具体表现,需要重点关注^[1]。企业资产结构是否合理对企业的生产经营和高质量发展具有重要的现实意义。合理的企业资产结构利于高效用资、提升业绩,反之则致业绩下滑、陷入财务困境。而金融创新可以为实体经济提供更好的融资条件,促进资源配置的效率提升^[2]。金融科技的发展还能够显著提升企业产能利用率^[3],有助于企业提升资产配置效率。

现有文献已广泛探讨了金融科技对于企业各方面发展的重要影响,但探究金融科技经济效应的研究仍然不充分。一方面,已有研究主要从创新投资^[4]、数字化转型^[5]、企业创新^[6]等方面论述了金融科技的创新推动作用;从融资成本^[7]、债务违约风险^[8]等方面论述了金融科技对企业融资的

积极影响。然而,金融科技在企业创新、融资等方面发挥的积极作用,恰是企业资源配置的基石。金融科技助力企业创新,优化资源配置,提升资产使用效率,同时降低融资成本,提供稳定资金,让企业灵活配置资源满足自身发展。金融科技对资产结构配置的影响值得深究,但已有研究鲜有涉及。另一方面,在金融科技的微观资源配置视角下,已有研究主要从全要素生产率^[9]、信贷配置^[10]、金融化水平^[11]、企业发展^[12]等方面展开论述。相关研究略显不足,从资产结构合理配置的视角研究金融科技对企业资源配置的影响亟待完善。

金融科技能够降低社会金融摩擦^[13],进一步加强金融与实体经济的融合,助力资源配置效率提升。而在资源配置视角下,企业资产结构配置就是企业的资源配置^[14]。我国企业资产结构错配主要体现在以下几个方面:金融投资对企业技术创新的抑制效应^[15],重资产配置对非国有企业的效率产生负向拖累^[16],企业流动性净资产的缺口增大、债务风险增加^[17]等。而金融科技通过降低对会计信息的依赖,缓解信贷摩擦,提高资金配置效率^[18],促进企业资源高效配置。那么,金融科技能否抑制企业资产结构错配程度?其作用机制如何表现?在新发展阶段的关键时期,厘清金融科技对企业资产结构错配的影响与其作用机制,对促进企业创新、提升企业高质量发展以及提高金融服务实体经济的效率具有重要的现实意义。

二、理论分析与研究假设

(一)金融科技与资产结构错配

金融科技深度融合金融与科技,运用前沿技

术革新传统金融产品和服务,重塑金融业态。它通过优化银行信贷决策,有效缓解企业资金难题,并改善资产结构配置。现代公司财务理论认为,信息不对称是企业融资约束的关键障碍之一^[19]。传统信贷评估中,银行常因信息不对称而可能做出错误的信贷决策,加大信贷风险。面对信息不对称,银行往往采取保守信贷策略以降低风险,这促使企业管理层更重视资金回报率与回收期,倾向于投资高回报、短周期、低成本的资产,进而可能导致资产结构错配。

从功能金融理论看,金融科技为传统金融体系带来变革,能有效降低银行与企业的信息不对称^[20]。通过大数据、AI 等技术,金融科技帮助银行全面评估企业信用,改进审贷方法,减少人为干预和繁杂手续,提速放款^[21]。同时,金融科技增强合同执行规范性和透明度,降低管理者道德风险^[22],促进企业按战略规划合理配置资产,缓解资产结构错配。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H1: 金融科技能够抑制企业资产结构错配。

(二) 高管纵向兼任的调节作用

金融科技提供先进技术工具,助力企业科学高效配置资源,降低资产结构错配。但技术应用需要企业内部管理的有效配合。高管纵向兼任是指高管上层管理者在不同的部门和职能中出现,兼任不同的职务,担负跨越部门或跨职能的管理工作。高管纵向兼任能促进企业内部治理关联,提高信息流通时效,使高管跨层级了解运营和资产结构,对金融科技市场变化更敏感。

依据委托代理理论,上市公司面临管理层与股东间的代理问题。高管纵向兼任作为大股东与管理层间的联结机制,强化了大股东监督,减少了公司违规^[23],并因紧密的利益关联提升了投资效率^[24],优化了金融科技的资源整合、公司投资策略和资产结构配置。然而,该机制也可能导致大股东为了私利而侵占小股东权益^[25],引发短视行为,抵制高风险、不确定性较大的长期创新投资^[26],导致企业投资方向产生偏差,影响价值资产的合理配置,从而在一定程度上削弱了金融科技的正面

效应。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H2a: 高管纵向兼任在金融科技与资产结构错配之间起正向调节作用。

假设 H2b: 高管纵向兼任在金融科技与资产结构错配之间起负向调节作用。

(三) 金融监管的调节效应

随着金融科技的进步,金融与非金融的界限变得模糊,许多新的金融业务绕开了传统金融监管和法律约束^[27],金融市场面临着全新的挑战。金融监管理论指出,金融监管水平直接影响金融科技效率与质量。低水平监管可能导致金融科技公司违规涉足征信、超范围经营,降低金融科技实践成效,难以纠正资产结构错配。相反,高水平监管能发挥积极的实体经济效应^[28],提升金融科技对企业服务的触达率,确保金融科技服务于优质金融服务供给。同时,高水平监管能纠正金融科技“异化”,优化企业资产结构配置。

然而,有学者研究指出,金融监管在微观层面可能增加企业融资成本,加剧民营企业融资约束^[29]。金融科技应用需要初期投入和技术支持,当融资成本上升、渠道收紧时,企业资源多用于偿债或日常运营,而非技术创新或金融科技应用,金融监管可能削弱金融科技优化资产结构配置的效应。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H3a: 金融监管在金融科技与企业资产结构错配之间起正向调节作用。

假设 H3b: 金融监管在金融科技与企业资产结构错配之间起负向调节作用。

(四) 银行持股的调节效应

近年来,虚拟与实体经济不断融合,金融机构与实体企业相互参股已成为重要产融结合模式,其中银行持股实体企业是一种重要模式。此举既反映以银行为代表的金融机构的持股收益诉求,也间接体现了其长期资产管理与价值投资意向。

根据风险管理理论,经营过程中需要识别和评估潜在的风险,并采取相应的措施进行管理和控制。金融机构能为企业提供风险的评估、分散和控制等方面的支持,提高投资效率^[30],持股实体企业的机构投资者往往能够利用自身的专业能力

和资源优势,主动获取更多未反映在报表中的信息,缓解信息不对称,提升市场透明度,降低融资成本,进而抑制资产结构错配。

然而,有学者认为金融机构投资者多为消极短期投资者,影响公司治理效率和资产配置最优化。且其表现出被动性和短期逐利性,并存在利益冲突,监督经理人的效能低。银行持股可能降低企业治理效能,无法充分发挥金融科技的优势,削弱金融科技对资产结构错配的抑制作用。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H4a:银行持股在金融科技与资产结构错配之间起正向调节作用。

假设 H4b:银行持股在金融科技与资产结构错配之间起负向调节作用。

(五)企业金融化的中介效应

基于风险规避动机,金融科技的发展能够提升银行信贷配置效率,降低企业融资约束,减少企业“预防性储蓄”,弱化企业的风险规避动机。因此,金融科技可能会抑制企业金融化。金融机构用前沿技术评估企业信用,缓解信息不对称^[31],支持实体经济投资。基于投资逐利动机,在实体经济收益低时,企业会加大金融投资,形成实体投资利润不足的“投资替代”^[32]。经济低迷时,金融渠道利润成主导,金融科技或加剧企业投机性金融投资,推动企业金融化。

企业金融化对企业资产结构也会产生影响。企业金融化过程中,资金逐渐从传统生产运营转向金融投资,导致金融资产占比上升,实体经营资产相应减少。企业金融化促使资金的重新配置,从而直接改变了企业的资产结构。此外,金融资产的增加使企业利润来源多元化,因金融投资的高收益性,企业更倾向将资金投入金融市场^[33],进一步改变了企业资产结构。虽然金融投资收益能提供内部融资,减少对外部融资的依赖,但也可能促使企业过度扩张金融投资,增加外部融资,导致负债上升、财务风险加剧,最终造成资产结构配置不合理,加剧资产错配问题。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H5a:企业金融化在金融科技与资产结构

错配之间起到了部分中介效应。

假设 H5b:企业金融化在金融科技与资产结构错配之间的中介作用表现为“遮掩效应”。

(六)代理成本的中介效应

基于委托代理理论,企业经理人与股东目标不一致导致代理成本产生。金融科技不仅降低融资成本,还提供后续的监督作用。一方面,金融科技提升企业财务信息透明度,减少股东与经理人间的信息不对称,加大对经理人的约束^[34],降低代理成本。同时,金融科技优化内部控制,确保资金使用合规有效,降低经理人道德风险,缓解代理问题^[35],降低企业的监督成本。

企业代理成本对资产结构配置具有重要影响。根据经理效用模型,经理人决策时首要考虑的是个人效用最大化。代理成本可能会导致经理人在企业资产配置决策中,倾向于高风险高收益的项目,偏离企业整体利益最大化的目标。从企业投资视角看,代理问题可能导致管理层利用股东权益和债权人资金进行权力寻租,甚至盲目进行“帝国建造”,导致过度投资^[36]。缓解代理问题可避免短视决策,减少过度投资行为。通过对市场状况和投资目标的分析,分散经营风险和财务风险,进行合理的资产结构配置。高昂代理成本使股东加强监督,促使管理层谨慎决策,加强内部控制和风险管理,减少管理层自利行为对资产配置的扭曲。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H6a:金融科技能够通过缓解企业代理成本抑制企业资产结构错配。

假设 H6b:代理成本在金融科技与资产结构错配之间的中介作用表现为“遮掩效应”。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文地级市层面的金融科技发展水平来源于百度新闻相关关键词的汇总,省份层面则来源于北京大学数字普惠金融指数,城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》,其他数据来源于 Wind 和 CSMAR 数据库。为了使研究样本更加客观,本文对数据进行了如下处理:①删除金融类上市公司样本;②删除多数变量缺失的样本;③剔除 ST

公司以及主要变量异常的公司;④为了避免极端值的影响,对模型回归中的主要的连续变量在前后各 1% 水平上进行了缩尾处理。最终得到 2011—2021 年公司—年度样本观测值共计 19 558 个。

(二) 模型构建

1. 基准回归模型

为检验金融科技对资产结构错配的影响,本文构建模型为:

$$Misszc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fintech_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \xi_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Misszc_{it}$ 为被解释变量企业资产结构错配,表示企业 i 在第 t 年的资产结构错配程度; $Fintech_{it}$ 为解释变量,表示地区 i 在第 t 年的金融科技发展水平, $Controls_{it}$ 为控制变量集。本文所有回归模型都控制了企业固定效应($Firm$)和年份固定效应($Year$),以进一步控制不可观测因素对回归结果的影响。

2. 调节效应模型

为检验金融科技对资产结构错配的调节作用机制研究,实证模型为:

$$Misszc_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fintech_{it} + \beta_2 Moderator_{it} + \beta_3 Fintech_{it} \times Moderator_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \xi_{it} \quad (2)$$

式(2)中,解释变量、被解释变量与控制变量的定义和测度方式与基准回归一致, $Moderator_{it}$ 为调节变量。 $Fintech_{it} \times Moderator_{it}$ 是金融科技与调节变量的交互项。调节变量包含董监高是否兼任股东单位职务、金融监管、银行持股。模型(2)中若 β_3 系数显著为正,表明调节变量削弱了金融科技($Fintech$)对资产结构错配($Misszc$)的抑制作用。若 β_3 系数显著为负,表明调节变量加强了金融科技对资产结构错配的抑制作用。

3. 中介效应模型

近期越来越多的研究都表明三段式中介效应检验的有效性存在质疑,本文在温忠麟等^[37]研究的基础上,参考江艇^[38]对因果推断中介效应分析的建议,采用改进的分步法进行中介效应检验。首先,将解释变量($Fintech$)对被解释变量($Misszc$)

的影响进行初步检验,确保这一影响是显著的。随后,按照中介效应理论,并参考黄先海等^[39]的做法,进入两步法的第二步检验阶段,由于所选取的中介变量($Mediator$)对被解释变量的因果关系较为直观,故重点关解释变量对中介变量的影响。若这两步的回归系数均显著,则初步表明存在间接效应。

其次,为进一步验证这一间接效应的稳健性以及克服传统三步法中的内生性问题,本文参考了牛志伟等^[40]设计的四段式中介效应模型,在中介效应检验中加入中介变量与被解释变量之间的直接关系,丰富了实证链条。并引入 Bootstrap 法直接检验间接效应是否显著。Bootstrap 法不仅能够获得更为准确的置信区间,还能在一定程度上放宽索贝尔(1982)检验中关于系数乘积正态分布的假设限制问题,从而增强结果的可靠性。最后,观察解释变量在中介变量影响下对被解释变量的作用效果,根据 $\gamma_1 \times \varphi_2$ 与 φ_1 的符号判断是中介或是遮掩效应,以进一步增强模型的完备性。

综上所述,本文的中介效应模型设计既保留了两步法检验框架,又加入了4步法中的关键步骤和 Bootstrap 检验方法,旨在构建一个既符合理论逻辑又具备实证严谨性的中介效应检验模型。基于此,本文构建中介效应模型为:

$$Mediator_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Fintech_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \xi_{it} \quad (3)$$

$$Misszc_{it} = \theta_0 + \theta_1 Mediator_{it} + \theta_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \xi_{it} \quad (4)$$

$$Misszc_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Fintech_{it} + \varphi_2 Mediator_{it} + \varphi_3 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \xi_{it} \quad (5)$$

式(3)、式(4)、式(5)中,解释变量与控制变量的定义和测度方式与基准回归一致, $Mediator_{it}$ 为中介变量,中介变量包含企业金融化和代理成本。

(三) 变量度量

1. 被解释变量

本文的被解释变量为资产结构错配。参考 Richardson^[41]用实际投资率偏离最优投资率的程度来识别企业过度投资的方法,构建资产结构错

配指标。本文考虑到资产的基本结构与盈利模式,从金融资产、固定资产、无形资产以及流动资产中的应收账款和存货等方面衡量资产的结构性错配,其中金融资产包含交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款、债权投资、其他债权投资、其他权益工具投资、长期股权投资、投资性房地产、可供出售金融资产以及持有至到期投资。具体步骤如下:第一步,选取对各类资产配置有影响的重要变量,具体包括资产规模、资产负债率、总资产报酬率、主营业务收入增长率、上市年份以及经营活动现金流量比,采用它们的线性拟合值来衡量最优各类资产结构配置占比。第二步,基于得到各个资产占总资产比的拟合值,并计算残差来分析各个资产的错配。残差计算方法是,分别以企业本年度以上各类资产占总资产比来衡量企业的实际资产配置,得到的拟合值用来衡量企业的最优或正常的资产占比,两者之差即为残差,即可得到以上各类型资产的错配程度。将各类型资产的错配程度取平均值,即得到了资产结构错配的指标(Misszc)。

2. 解释变量

本文的解释变量为金融科技。参考李春涛等^[6]、徐照宜等^[5]以及宋敏等^[9]的研究,并紧密结合《金融科技发展规划(2022—2025年)》《“十三五”国家科技创新规划》以及《金融科技(Fintech)发展规划(2019—2021年)》等权威政策文件,从中选取了48个与金融科技相关的词汇。其中包括:区块链、人工智能、机器学习、大数据、深度学习、开放银行、物联网、移动支付、云计算、类脑计算、数字货币、网联、智能客服、移动互联、互联网金融、数据挖掘、虚拟现实、语音识别等。这些关键词共同体现了金融科技在技术创新与金融服务变革中的核心作用。展现了金融科技如何推动金融服务的智能化、个性化和高效化。作为衡量地级市金融科技发展水平的变量,这些关键词的集合能够综合反映这个区域在金融科技领域的整体发展状况。最后运用python软件爬取2011—2021年间百度新闻中与金融科技及其报道有关的关键词汇,并按我国各地级市进行汇总,同时对汇总数

取对数,用于衡量地级市层面的金融科技发展水平(Fintech)。

3. 调节变量

本文的调节变量主要是高管纵向兼任、金融监管以及银行持股。首先,借鉴闫珍丽等^[42]的研究,若现任的董监高中有人在股东单位兼任则赋值1,否则为0,来衡量高管纵向兼任(IsCocurP)。其次,借鉴张晓燕等^[43]的研究,使用财政金融监管支出占地方财政一般预算支出的比重衡量金融监管(Gov),同时,在调节效应模型中,本文按照金融监管强度高于30%分位数分组设置虚拟变量,大于30%分位数取1,否则取0。并采用银行持有上市公司股份的比例来衡量银行持股水平(BankHP)。

4. 中介变量

本文的中介变量主要包含企业金融化和代理成本。首先,对于企业金融化的衡量,考虑到2017年财政部颁布了新修订的《金融工具确认与计量》准则,原“持有至到期投资”已改为“债权投资”,原“可供出售金融资产”已改为“其他债权投资”和“其他权益工具投资”。但数据库中原有科目的数据仍被保留,因此本文在研究中将变更前后的科目均纳入研究范围。在此基础上,参考彭俞超等^[44]的研究,结合新金融工具准则的变化,并考虑新准则前后会计科目的差异,及新旧会计报表中的项目、科目的变化及数据的连续性,将交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款、债权投资、其他债权投资、其他权益工具投资、长期股权投资、投资性房地产、可供出售金融资产以及持有至到期投资等10类金融资产纳入金融化的范畴,并以“金融资产/资产总额”,来计算实体企业金融化(Firate)。其次,参考李文贵等^[45]的研究,以管理费用和销售费用占营业收入比来衡量代理成本。

5. 控制变量

参考李春涛等^[6]的研究,本文控制了企业财务层面控制变量、公司治理层面控制变量和地区层面控制变量,具体定义见表1。同时,为控制不可观测的不随时间、个体变化的因素,本文还控制了年份(Year)和企业(Firm)固定效应。

表 1 变量定义

类别	名称	变量	变量定义
被解释变量	资产结构错配	<i>Misszc</i>	五类资产结构计算的残差取平均值
解释变量	金融科技	<i>Fintech</i>	利用 <i>python</i> 技术,爬取各地级市百度新闻中与金融科技相关的关键词汇总并取对数,用于衡量各地级市金融科技
调节变量	高管纵向兼任	<i>IsCocurP</i>	若董监高中有人在股东单位兼任则赋值 1,否则为 0
	金融监管	<i>Gov</i>	财政金融监管支出/地方财政一般预算支出
	银行持股	<i>BankHP</i>	银行持有上市公司股份的比例
中介变量	企业金融化	<i>Finrate</i>	(金融资产总和)/总资产
	代理成本	<i>Ac</i>	(管理费用+销售费用)/营业收入
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	年末资产取自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	负债总额/资产总额
	总资产报酬率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	企业成长性	<i>Growth</i>	(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额)/营业收入上年同期金额
	公司年龄	<i>Listage</i>	观测年度减去上市年度加 1 取对数
	经营活动现金流量比	<i>Cfo</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	股权集中度	<i>TOP1</i>	第一大股东持股比例
	股权制衡	<i>Shrcr2_5</i>	公司第 2-5 大股东持股/第 1 大股东持股
	机构持股比例	<i>Inst</i>	机构投资者持股/公司总股本
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数取自然对数
	董事会独立性	<i>Indep</i>	独立董事人数占董事会总人数的比例
	两职合一	<i>CP</i>	董事长和总经理若为同一人则为 1,否则为 0
	托宾 <i>Q</i> 值	<i>TobinQ</i>	企业市价/重置成本
	经济发展水平	<i>lnAGDP</i>	地区人均生产总值取自然对数
	金融发展水平	<i>FDL</i>	地区机构存款余额/地区生产总值
	地方政府开放水平	<i>OPEN</i>	进出口贸易总额/地区生产总值
	一般预算收入	<i>GBRP</i>	一般预算收入/地区生产总值

四、实证分析

(一) 变量的描述性统计

表 2 报告了主要变量的统计特征。资产结构错配(*Misszc*)的中位数是 1.529,均值为 1.420,标准差为 3.075,说明样本企业资产结构错配程度分布差异较大。本文对金融科技汇总关键词取对数得到金融科技(*Fintech*)的衡量指标,金融科技的均值为 4.753,中位数为 4.836,数据无明显的偏态,对数变换的计算方法合理。其他控制变量与已有研究的统计性描述相近。此外,本文在回归前通过方差膨胀因子对各解释变量进行多重共线性检验,其 *VIF* 值均小于 5,远小于 10,故不存在多重共线性。

另外,主要变量的相关性分析显示,金融科技(*Fintech*)与资产结构错配(*Misszc*)的相关系数为 0.021,说明金融科技可能影响企业资产结构错配。此外,高管纵向兼任(*IsCocurP*)、金融监管(*Gov*)、银行持股(*BankHP*)与金融科技的相关系数分别为 -0.061、-0.101、-0.002,初步判断高管纵向兼任、金融监管与银行持股可能会影响金融

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	<i>VIF</i>
<i>Misszc</i>	19 558	1.420	3.075	1.529	-10.051	13.673	-
<i>Fintech</i>	19 558	4.753	1.541	4.836	0.693	7.492	1.780
<i>IsCocurP</i>	19 558	0.767	0.423	1	0	1	1.640
<i>Gov</i>	19 558	0.702	0.458	1	0	1	1.100
<i>BankHP</i>	19 558	0.017	0.514	0.000	0.000	35.838	1.010
<i>Finrate</i>	19 558	0.078	0.108	0.037	0.000	0.972	1.160
<i>Ac</i>	19 558	0.166	0.131	0.130	0.014	0.867	1.250
<i>Size</i>	19 558	22.289	1.336	22.084	17.641	28.548	2.280
<i>LEV</i>	19 558	0.420	0.201	0.413	0.008	0.995	1.820
<i>ROA</i>	19 558	0.043	0.066	0.040	-0.794	0.816	1.550
<i>Growth</i>	19 558	0.149	0.303	0.112	-0.953	1.999	1.150
<i>Listage</i>	19 558	2.184	0.769	2.303	0.693	3.466	2.000
<i>Cfo</i>	19 558	0.048	0.070	0.047	-0.656	0.600	1.240
<i>TOP1</i>	19 558	0.347	0.149	0.325	0.022	0.894	3.170
<i>Shrcr2_5</i>	19 558	0.714	0.606	0.547	0.006	4.000	2.370
<i>Inst</i>	19 558	0.447	0.250	0.464	0.000	1.026	2.740
<i>Board</i>	19 558	2.127	0.200	2.197	1.099	2.890	1.670
<i>Indep</i>	19 558	0.376	0.056	0.364	0.143	0.800	1.480
<i>CP</i>	19 558	0.276	0.447	0	0	1	1.150
<i>TobinQ</i>	19 558	2.094	1.982	1.635	0.641	122.190	1.190
<i>lnAGDP</i>	19 558	10.887	0.497	10.807	9.706	12.065	2.940
<i>FDL</i>	19 558	1.885	0.830	1.595	0.840	5.378	3.870
<i>OPEN</i>	19 558	0.047	0.052	0.023	0.002	0.240	4.260
<i>GBRP</i>	19 558	0.115	0.036	0.106	0.064	0.227	3.920

科技与资产结构错配之间的关系。企业金融化 (*Finrate*)、代理成本 (*Ac*) 与金融科技的相关系数分别为 0.190 和 -0.020,与资产结构错配的相关系数分别为 -0.048 和 -0.182,初步判断企业金融化和代理成本在金融科技与资产结构错配之间可能存在机制作用。

(二)金融科技与资产结构错配:基准回归分析

表 3 报告了金融科技对资产结构错配的基准回归结果。其中,列(1)为仅只加入金融科技和控制年份固定效应的回归结果。列(2)为在列(1)的基础上加入企业固定效应的回归结果。列(3)为在列(1)的基础上加入相关控制变量。列(4)为在列(2)的基础上加入相关控制变量,使用聚类标准误,并聚类到个体,以保证金融科技对资产结构错配影响的准确性。以上结果显示,金融科技的系数均通过了 1% 的显著性水平检验,并且系数均显著为负,说明金融科技在整体上能够显著抑制企业资产结构错配,假设 H1 得到验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Misszc	Misszc	Misszc	Misszc
<i>Fintech</i>	-0.313 *** (-11.20)	-0.209 *** (-3.02)	-0.278 *** (-9.19)	-0.191 *** (-2.91)
<i>Controls</i>	否	否	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	否	是	否	是
<i>_cons</i>	2.037 *** (17.60)	1.805 *** (9.39)	10.197 *** (9.09)	26.920 *** (6.77)
<i>N</i>	19 558	19 558	19 558	19 558
<i>adj. R²</i>	0.013	0.012	0.115	0.102

(三)内生性问题

1. 工具变量检验

本文金融科技指标虽反映地级市发展情况,但文本分析可能存在测量误差,且受其他因素影响存在遗漏变量。因此,采用工具变量和两阶段最小二乘法弱化内生性问题,提高回归估计的准确性和可靠性。

本文借鉴张勋等^[46]的研究,使用企业所在地级市到杭州的球面距离作为工具变量。一方面,金融科技发展存在溢出效应,各地级市的金融科

技水平通常受到其他城市的影响,杭州作为中国金融科技的“领头羊”,引领中国金融科技的发展,与杭州距离的远近可能会作用于对金融科技资源的获取、金融科技服务的便利性以及金融科技创新的扩散等,可能会影响该地区的金融科技发展,使得工具变量满足相关性要求。另一方面,球面距离作为地理度量,反映了空间上的关联,这种空间关系主要影响金融科技资源的传播速度和效率,并不会直接作用于企业的内部决策过程,使得工具变量较好地满足了排他性要求。此外,由于各地级市到杭州的球面距离不随时间变化,无法达到面板数据分析的要求。因此,本文采用省内地级市(除本市外)的金融科技发展水平的均值与地级市杭州球面距离相乘、地级市金融科技发展水平的均值与地级市杭州球面距离相乘,使其具有时间变化效应。此外,参考徐寿福等^[8]的研究,同时使用滞后一期的金融科技发展水平作为工具变量。

表 4 报告了两组工具变量的回归结果。第(1)

表 4 工具变量检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	first	second	first	second
	<i>Fintech</i>	<i>Misszc</i>	<i>Fintech</i>	<i>Misszc</i>
<i>L. Fintech</i>	0.235 *** (17.98)	-	-	-
<i>IV1</i>	0.000 ** (2.29)	-	-	-
<i>Fintech</i>	-	-0.457 * (-1.72)	-	-
<i>L. Fintech</i>	-	-	0.236 *** (18.11)	-
<i>IV2</i>	-	-	0.000 ** (2.54)	-
<i>Fintech</i>	-	-	-	-0.480 * (-1.86)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i>	212.059 [0.000 0]		211.636 [0.000 0]	
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i>	202.833 [19.93]		210.710 [19.93]	
<i>Hansen J (P)</i>	0.327 4		0.261 4	
<i>Firm FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Observations</i>	15 464	15 464	15 464	15 464
<i>R²</i>	-	0.085	-	0.084
<i>Number of Stkcd</i>	2 403	2 403	2 403	2 403

注:[]内数值为 *p* 值。

和第(3)列为第一阶段的回归结果,两组工具变量的系数均显著为正,说明两组工具变量与各地级市金融科技发展水平呈正相关关系。同时,本文对工具变量进行了相关检验:首先,两组工具变量的 *Kleibergen-Paap rk Wald F* 检验结果为 202.833 和 210.710,均大于 10% 水平上的临界值 19.93,说明通过了弱工具变量检验;其次,两组工具变量的 *Kleibergen-Paap rk LM* 检验结果为 212.059 和 211.636, *p* 值均为 0.000 0,表明拒绝“不可识别”原假设;最后, *Hansen J* 检验中 *P* 值均大于 0.1,接受“所有变量都外生”的原假设。以上检验说明本文选取的工具变量是合理的。第(2)和第(4)列为第二阶段的回归结果,金融科技的回归系数仍显著为负,表明使用工具变量缓解内生性问题后,金融科技仍有助于抑制企业资产结构错配。

2. 系统 GMM 检验

系统 GMM 估计结合水平与差分方程,提升精确度与一致性,提供多种检验工具保障结果可靠,且相比 OLS 估计更稳健。所以,为了进一步修正

遗漏变量、测量误差和潜在的内生性问题。本文参考宋敏等^[9]的研究,使用系统 GMM 模型来检验前文基准回归的准确性,回归结果如表 5 列(1)~列(3)所示。检验统计量显示, *AR*(1) *P* 值均小于 0.1, *AR*(2) *P* 值均大于 0.1,表明模型不存在二阶自相关; *Hansen* 检验的 *P* 值也均大于 0.1,表明模型中工具变量的选取合理。列(1)为各地级市金融科技水平的回归结果,列(2)和列(3)分别采用省级普惠金融总指数 (*Fintech_z*) 和省级普惠金融深度 (*Fintech_b*) 进行系统 GMM 估计。回归结果表明,金融科技的系数在三组回归中均在 1% 的水平上显著为负,说明在考虑了资产结构错配的序列相关性后,金融科技对资产结构错配的抑制作用依然存在,基准回归的结论稳健。

3. Heckman 两阶段检验

由于使用 Python 构建各地级市金融科技指标时选取了部分相关关键词。但城市金融科技指数或受其他因素影响,存在样本自选择问题,故模型(1)回归结果可能存在偏差。

表 5 系统 GMM 估计与 Heckman 两阶段检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Misszc	Misszc	Misszc	First	Second	First	Second
<i>L. Misszc</i>	0.754 *** (15.92)	0.764 *** (16.11)	0.764 *** (16.07)	-		-	
<i>Fintech</i>	-0.240 *** (-4.22)	-	-	-	-0.193 *** (-3.00)	-	-0.155 * (-1.71)
<i>Fintech_z</i>	-	-0.007 *** (-3.69)	-	-	-	-	-
<i>Fintech_b</i>	-	-	-0.005 *** (-3.65)	-	-	-	-
<i>mean_Fintech</i>	-	-	-	1.494 *** (32.94)	-	2.198 *** (41.63)	-
<i>IMR</i>	-	-	-	-	0.120 (1.34)	-	-0.061 (-0.97)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	否	是	否	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>AR</i> (1)	0.000	0.000	0.000	-		-	
<i>AR</i> (2)	0.214	0.180	0.172	-		-	
<i>Hansen test</i>	0.362	0.201	0.199	-		-	
<i>_cons</i>	-1.135 (-0.30)	0.000 (0.00)	-6.247 * (-1.81)	-22.825 *** (-17.50)	27.364 *** (5.39)	-19.558 *** (-16.62)	27.126 *** (6.87)
<i>N</i>	15 681	15 681	15 681	15 160	15 160	15 060	15 060
<i>adj. R</i> ²	-	-	-	-	0.118	-	0.094

注: *Hansen* 检验括号内为 *p* 值。

因此,为了进一步缓解样本自选择而产生的内生性问题,本文借鉴李青原等^[28]的研究方法,使用 Heckman 两阶段模型缓解内生性问题。一方面,按照金融科技 30% 分位数生成一个虚拟变量,30% 分位数以外的企业定义为高金融科技企业取值 1,否则取 0。另一方面,同理,按照金融科技 50% 分位数生成另一个虚拟变量。检验结果如表 5 列(4)—列(7)所示。在估计过程中加入金融科技的省份均值(mean_Fintech)作为外生解释变量。将第一阶段的回归模型中计算出逆米尔斯比率加入第二阶段模型作为控制变量进行回归,从而达到纠正基准回归中潜在样本自选择偏误的目的。列(5)和列(7)的回归结果显示,金融科技对企业资产结构错配的负面影响仍显著,说明在控制样本自选择问题后本文基准回归结果稳健。

4. 模型变换检验

前文回归模型中已控制了企业和年度固定效应,但对内生性的控制不够严格。因此,本文参考汪顺等^[47]的做法,调整了回归模型的控制方法,回归结果如表 6 所示。首先,由于各行业的资产结构配置情况存在差异,为了控制行业因素对基准回归结果的干扰,列(1)在基准回归模型的基础上,控制了行业固定效应。其次,因为各地区的资源和金融科技发展水平不同,所以在列(2)、列(3)的回归中进一步控制了省份和城市固定效应。最后,本文在列(4)—列(6)中分别控制了“行业×时间”、“省份×时间”以及“城市×时间”的高阶联合固定效应,以缓解行业、地区层面等随时间变化的不可观测因素的影响。回归结果显示,金融科技(Fintech)的系数始终显著为负,表明基准回归结果的稳健。

表 6 模型变换检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Misszc	Misszc	Misszc	Misszc	Misszc	Misszc
Fintech	-0.188 *** (-2.83)	-0.186 *** (-2.90)	-0.163 ** (-2.53)	-0.181 *** (-2.73)	-0.181 *** (-2.83)	-0.159 ** (-2.48)
Controls	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
Ind FE	是	是	是	是	否	否
Prov FE	否	是	否	否	是	否
City FE	否	否	是	否	否	是
Year×Ind FE	否	否	否	是	否	否
Year×Prov FE	否	否	否	否	是	否
Year×City FE	否	否	否	否	否	是
_cons	28.419 *** (6.84)	26.259 *** (4.75)	24.616 *** (4.78)	33.234 *** (5.61)	19.859 *** (2.85)	-51.538 (-0.95)
N	19 558	19 558	19 558	19 558	19 558	19 558
adj. R ²	0.135	0.137	0.139	0.135	0.104	0.106

(四) 稳健性检验

1. 替换(被)解释变量指标检验

考虑到百度搜索关键词衡量金融科技的方法,仅反映金融科技的需求,而未反映供给。首先,参考郭品等^[48]的研究方法,运用文本分析,挖掘“金融科技”“互联网金融”“Fintech”“人工智能”“大数据”“云计算”“区块链”“生物识别”“移动支付”“在线支付”“第三方支付”“网贷”“网络贷款”“网上银行”“电子银行”“互联网银行”和“直销银行”等 18 个关键词,进行汇总。一方面,对各关键词加一取对数,进行求和,记为 Fintech_1;另一方面,对各关键词加一取对数,得到算术平均值,记为 Fintech_2,作为金融科技的代理变量,回归结果如表 7 列(1)和列(2)所示。其次,采用北大数字普惠金融指数作为代理变量。列(3)和列(4)展示了数字普惠金融指数总指数(Fintech_z)和数字普惠金融覆盖广度(Fintech_a)的回归结果。最后,改变资产结构错配的测算方法,使用公司五类资产占比减去行业资产占比的差额的平均值,然后取绝对值,作为资产结构错配的替代指标(Misszc1),进行回归。结果如列(5)所示。回归结果表明,金融科技与资产结构错配之间呈显著的负相关关系,即基准回归结果未发生变化。

表 7 替换金融科技衡量指标回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Misszc	Misszc	Misszc	Misszc	Misszc1
Fintech_1	-0.155 ** (-1.97)	-	-	-	-
Fintech_2	-	-2.782 ** (-1.97)	-	-	-
Fintech_z	-	-	-0.007 ** (-1.97)	-	-
Fintech_a	-	-	-	-0.016 *** (-3.16)	-
Fintech	-	-	-	-	-0.109 * (-1.77)
Controls	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是
_cons	27.122 *** (6.81)	27.122 *** (6.81)	26.126 *** (6.58)	28.594 *** (6.96)	13.687 *** (3.77)
N	19 558	19 558	19 558	19 558	19 558
adj. R ²	0.102	0.102	0.102	0.103	0.017

2. 解释变量与控制变量滞后一期检验

由于金融科技发展作用于企业内部的资产结构配置需要一定的时间,具有一定的时滞性。因

此,根据李春涛等^[6]的研究思路,重新采用滞后一期的解释变量与控制变量,对模型进行回归。主要变量的回归结果未发生实质性变化,表明基准回归结果稳健。

3. 删除特定样本检验

金融科技的发展与全球的金融环境密切相关,该类因素通常会对回归结果造成偏差。因此,本文参考唐松等^[49]的研究方法,删除 2015 年中国股灾的样本数据以及 2020 年、2021 年疫情的研究样本,以尽可能排除相关干扰。结果显示,在删除特定样本后,金融科技(*Fintech*)的系数仍显著为负,表明本文的“金融科技抑制企业资产结构错配”核心结论未发生改变。

(五)金融科技与企业资产结构错配:调节机制检验

1. 高管纵向兼任的调节效应

信息不对称和机会主义是导致企业资产结构配置不合理的原因。高管纵向兼任的现象在我国上市公司中十分普遍。高管纵向兼任可以发挥更大的“监督效应”。表 8 列(1)展示了高管纵向兼任在金融科技与资产结构错配之间的调节作用。金融科技与高管纵向兼任的交互项系数在 5% 水平上显著为负,表明高管纵向兼任能够强化金融科技对资产结构错配的抑制作用。兼任模式能助力股东监督董监高,减少机会主义,降低代理成本;高管纵向兼任让股东及时获取经营信息,有效缓解董监高与股东之间的信息不对称。检验结果验证了假设 H2a。

2. 金融监管的调节效应

地方政府金融监管能够通过政策制定和执行,对市场行为进行规范和引导,进而影响金融科技对企业资产结构错配的抑制作用,是分析外部干预效果的关键因素。表 8 列(2)展示了金融监管在金融科技与资产结构错配之间的调节作用。金融科技与金融监管的交互项系数在 1% 水平上显著为负,表明政府金融监管能够强化金融科技对资产结构错配的抑制作用。金融监管通过确保合规运营、保护数据安全,提升金融科技服务效率与质量,增强服务能力,引导其优化资产结构配

置,抑制资产错配,促进金融与实体经济良性互动。检验结果验证了假设 H3a。

3. 银行持股的调节效应

以银行为代表的金融机构作为重要的市场参与者,其持股行为能够显著影响公司治理结构和投资决策,进而调节金融科技对资产结构错配的抑制效果。表 8 列(3)展示了银行持股在金融科技与资产结构错配之间的调节作用。金融科技与银行持股的交互项系数在 1% 水平上显著为正,表明地方银行持股削弱了金融科技对资产结构错配的抑制作用。原因是金融机构倾向短期投资,平衡投资组合,限制金融科技提升治理效能的潜力。此外,金融机构的短期利益与客户利益冲突,削弱金融科技优化资产结构配置的能力,从而未充分发挥其抑制资产结构错配作用。检验结果验证了假设 H4b。

表 8 调节作用机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
	Misszc	Misszc	Misszc
<i>Fintech</i>	-0.109 (-1.45)	-0.118 * (-1.75)	-0.189 *** (-2.89)
<i>IsCocurP</i>	0.609 ** (2.43)	-	-
<i>IsCocurP</i> × <i>Fintech</i>	-0.099 ** (-2.09)	-	-
<i>Gov</i>	-	0.559 *** (3.65)	
<i>Gov</i> × <i>Fintech</i>	-	-0.104 *** (-3.34)	-
<i>BankHP</i>	-	-	-0.106 *** (-6.14)
<i>BankHP</i> × <i>Fintech</i>	-	-	0.054 *** (9.49)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是
<i>_cons</i>	26.596 *** (6.71)	27.122 *** (6.84)	26.948 *** (6.78)
<i>N</i>	19 558	19 558	19 558
<i>adj. R²</i>	0.103	0.103	0.103

(六)金融科技与企业资产结构错配:中介机制检验

1. 企业金融化的中介效应

金融化是企业应对金融市场与金融科技发展变化的反应,影响投资行为、资金配置和利润结构,进而影响了企业资产结构的优化与错配程度。

金融科技既可能抑制也可能加剧金融化,金融化是连接金融科技与资产配置的关键桥梁。表9列(2)的回归结果表明,金融科技的回归系数在1%的水平上显著为正,即金融科技促进了企业金融化。同时,列(3)和列(4)中企业金融化的回归系数显著为正,模型的间接效应与直接效应的符号相反,表明企业金融化在金融科技对资产结构错配的影响中起到了遮掩效应。*Sobel Z* 值为3.346,在1%的水平上显著。同时,*Bootstrap* (500次)抽样检验的置信区间为[0.008 242 2,0.029 238 3],未包含0。以上结果说明金融科技通过加大企业金融化水平,进一步抑制了企业资产结构错配,假设 H5b 得到验证。

表9 中介作用机制分析:企业金融化的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Misszc	Finrate	Misszc	Misszc
<i>Fintech</i>	-0.191 *** (-2.91)	0.005 *** (3.05)	-	-0.209 *** (-3.20)
<i>Finrate</i>	-	-	3.403 *** (6.50)	3.430 *** (6.56)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>_cons</i>	26.920 *** (6.77)	0.376 *** (2.80)	24.931 *** (6.11)	25.631 *** (6.29)
<i>Sobel Z</i> 值	3.346			
<i>Bootstrap</i> 检验置信区间	[0.008 242 2,0.029 238 3]			
<i>N</i>	19 558	19 558	19 558	19 558
<i>adj. R</i> ²	0.102	0.159	0.111	0.112

2. 代理成本的中介效应

金融科技提升财务透明度和内部控制,降低信息不对称和道德风险,进而减少代理成本。代理成本对资产结构配置的影响十分关键。表10列(2)的回归结果表明,金融科技的回归系数在5%的水平上显著为负,即金融科技降低了企业代理成本。同时,列(3)和列(4)中企业代理成本的回归系数显著为负,模型的间接效应与直接效应的符号相反,表明代理成本在金融科技对资产结构错配的影响中起到了遮掩效应。*Sobel Z* 值为3.336,在1%的水平上显著。同时,*Bootstrap* (500次)抽样检验的置信区间为[0.003 846 8,0.021 076 6],未包含0,以上结果说明金融科技通过降低代理成本进一步抑制了企业资产结构错配,假设 H6b 得到验证。

表10 中介作用机制分析:代理成本的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Misszc	Ac	Misszc	Misszc
<i>Fintech</i>	-0.191 *** (-2.91)	-0.006 ** (-2.46)	-	-0.203 *** (-3.13)
<i>Ac</i>	-	-	-2.194 *** (-4.14)	-2.222 *** (-4.20)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	<i>Firm FE</i>
<i>Year FE</i>	是	是	是	<i>Year FE</i>
<i>_cons</i>	26.920 *** (6.77)	0.787 *** (5.82)	27.957 *** (7.10)	28.668 *** (7.27)
<i>Sobel Z</i> 值	3.336			
<i>Bootstrap</i> 检验置信区间	[0.003 846 8,0.021 076 6]			
<i>N</i>	19 558	19 558	19 558	19 558
<i>adj. R</i> ²	0.102	0.163	0.105	0.106

五、异质性研究

金融科技在抑制企业资产结构错配方面的作用并非完全一致。本文选择以高科技、轻重资产、地区、融资约束、ESG 表现和数字经济 6 个方面作为本文的异质性分析,具有多方面的意义。这6方面涵盖企业内外环境、经营特征、治理水平及趋势,全面反映企业面对金融科技的差异。高科技、融资约束关联企业融资、创新及市场定位,对理解金融科技影响至关重要。资产类型、地区关乎运营效率、风险管理,是评估金融科技改善资产错配的重要视角。ESG、数字经济对理解企业可持续发展、数字化转型下的资产结构优化有重要意义。

(1) 高科技、轻重资产和地区的异质性检验

首先,企业高科技程度影响其对金融科技的适应性。高科技企业对新技术和变革较为敏感,能较好地将金融科技应用于企业资源配置;低科技企业则相反。因此,不同高科技程度的企业对于金融科技的适应性和接受度存在较大差异。本文借鉴彭红星等^[50]的研究方法,测度高科技企业。若为高科技行业(*Hightech*)取值为1,否则为0。其次,重资产企业需大量资金投入,资产流动性差;轻资产企业则相反。本文以固定资产规模中位数(*d_Fixed*)将样本划分为重资产企业 and 非重资产企业,大于中位数则认定为重资产企业取值为1,否则为0。最后,东部地区经济发展快,市场机制完善,金融科技领先;非东部地区则相对滞后。本文将样本数据划分为东部和非东部地区(*east*)两个子样本,东部地区取值为1,否则为0。基于

此,本文进一步检验金融科技在以上几个维度对企业资产结构错配的异质性。

表 11 的列(1)到列(3)的回归结果显示,金融科技对高科技企业与非高科技企业的资产结构错配均存在显著的抑制作用。从列(1)的交互项(*Hightech* × *Fintech*)结果看,交互项系数在 1% 水平上显著为正,表明非高科技企业金融科技抑制资产结构错配的作用比高科技企业更大。相比高科技企业,非高科技企业往往缺乏创新性和高成长性,在融资渠道中可能面临更大的困难。这使得非高科技企业在融资方面更加依赖非传统渠道,而金融科技的发展恰好为这些企业提供了新的融资途径。列(4)—列(6)的回归结果显示,重资产企业金融科技的系数在 1% 的水平上显著为负,而非重资产企业的系数不显著。说明重资产企业金融科技对资产结构错配有明显的抑制作

用。可能的原因是,重资产企业通常具有较大的固定资产投入,金融科技通过提供更为灵活和高效的融资方式,可以帮助重资产企业更好地管理其现金流,降低融资成本,从而优化资产结构,减少错配现象。而非重资产企业通常依赖技术、品牌、渠道等无形资产进行运营,固定资产占比较低。对金融科技的依赖度可能相对较低。列(7)—列(9)的回归结果显示,金融科技的系数在东部地区企业显著为负,说明东部地区企业金融科技对资产结构错配有明显的抑制作用。这是因为东部地区金融机构数量众多,金融市场活跃,金融资源相对集中,为金融科技企业提供了广阔的发展空间,同时也使得东部地区企业能够更容易地获得金融科技的支持和服务。相比之下,非东部地区金融资源相对匮乏,金融科技的发展和应用受到一定限制。

表 11 高科技、轻重资产和地区的异质性回归结果

变量	高科技			轻重资产			地区		
	全样本	高科技企业	非高科技企业	全样本	重资产企业	非重资产企业	全样本	东部地区企业	非东部地区企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Fintech</i>	-0.274 6 *** (-3.917)	-0.139 9 * (-1.786)	-0.260 4 ** (-2.412)	-0.178 2 *** (-2.666)	-0.227 2 *** (-2.969)	-0.114 6 (-1.109)	-0.135 9 * (-1.865)	-0.201 6 ** (-2.236)	-0.067 4 (-0.705)
<i>Hightech</i>	-1.769 5 *** (-5.516)	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Hightech</i> × <i>Fintech</i>	0.156 7 *** (3.567)	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>d_Fixed</i>	-	-	-	2.180 7 *** (11.588)	-	-	-	-	-
<i>d_Fixed</i> × <i>Fintech</i>	-	-	-	-0.048 4 (-1.335)	-	-	-	-	-
<i>east</i>	-	-	-	-	-	-	1.166 9 * (1.929)	-	-
<i>east</i> × <i>Fintech</i>	-	-	-	-	-	-	-0.079 8 (-1.631)	-	-
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	28.518 8 *** (7.183)	26.313 9 *** (5.991)	26.088 3 *** (4.024)	22.810 4 *** (6.093)	21.360 3 *** (4.298)	20.789 8 *** (3.574)	23.686 8 *** (5.620)	28.072 7 *** (4.816)	13.315 6 * (1.665)
<i>N</i>	19 558	11 544	8 014	19 558	9 779	9 779	19 558	13 420	6 138
<i>adj. R²</i>	0.109	0.155	0.055	0.178	0.079	0.126	0.103	0.111	0.094

(二) 融资约束、ESG 表现和数字经济程度的异质性检验

融资约束影响企业资本配置效率,反映企业财务健康及外部融资环境。研究金融科技在不同

融资约束下的作用,有助于理解其优化企业资产结构的路径和机制。其中,融资约束以 KZ 指数衡量,并按企业融资约束程度的中位数设置分组(*d_KZ*),高于中位数取值 1,否则为 0。其次,ESG 表

现反映了企业在环境、社会和治理方面的综合绩效。ESG 表现差的企业信息披露质量低,自身发展存在不确定性,更容易产生资产错配问题。ESG 表现的衡量主要参考周泽将等^[51]的研究,根据华证 ESG 评级的 9 个层级,本文赋值 1~9,取年度均值作为 ESG 得分,按中位数分组(d_ESG),高于中位数取值为 1,否则 0。最后,区域数字经济发展影响金融科技普及与应用。数字经济参考赵涛等^[52]的研究,按 6 个方面指标,采用主成分分析法进行测度,按数字经济程度中位数分组(d_dige)。基于此本文进一步检验金融科技在不同维度对企业资产结构错配的异质性影响。

从表 12 列(2)和列(3)的回归结果来看,在高融资约束企业中,金融科技的系数在 1% 水平上显著为负,而在低融资约束企业中并不显著。列(1)中加入交乘项后($d_KZ \times Fintech$),交乘项的回归系数显著为负,也表明金融科技对资产结构错配

的抑制作用在高融资约束企业更为明显。原因在于高融资约束企业面临融资难题,金融科技通过降低信息不对称、拓宽渠道等方式有效缓解其资金瓶颈,优化资产结构,减少错配。列(5)和列(6)的回归结果显示,在高 ESG 表现和低 ESG 表现企业中,金融科技的系数分别在 5% 和 10% 的水平上负向显著。列(4)加入交乘项后($d_ESG \times Fintech$),交乘项的回归系数显著为正,该抑制作用在低 ESG 表现的企业更加明显。这是因为低 ESG 表现的企业资产结构错配问题往往更为明显,金融科技的引入为这些企业提供了改善资产结构错配的新途径。列(8)和列(9)的回归结果显示,金融科技的系数仅在低数字经济发展水平区域的企业显著为负,说明金融科技对低数字经济企业的资产结构错配存在显著的抑制作用。这是因为低数字经济区域企业依赖传统低效资源分配,金融科技可助其实现精细化资源管理,提高效率,有效抑制资产结构错配。

表 12 融资约束、ESG 表现和数字经济水平的异质性回归结果

变量	融资约束			ESG 表现			数字经济		
	全样本	高融资约束	低融资约束	全样本	高 ESG 表现	低 ESG 表现	全样本	高数字经济	低数字经济
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Fintech</i>	-0.095 9 (-1.431)	-0.274 1 *** (-3.181)	0.010 1 (0.113)	-0.232 8 *** (-3.351)	-0.161 1 ** (-2.092)	-0.205 1 * (-1.708)	-0.185 1 *** (-2.731)	-0.044 7 (-0.353)	-0.187 2 ** (-2.396)
<i>d_KZ</i>	1.770 6 *** (10.708)	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>d_KZ × Fintech</i>	-0.166 9 *** (-5.146)	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>d_ESG</i>	-	-	-	-0.367 9 ** (-2.110)	-	-	-	-	-
<i>d_ESG × Fintech</i>	-	-	-	0.066 6 * (1.878)	-	-	-	-	-
<i>d_dige</i>	-	-	-	-	-	-	0.079 8 (0.353)	-	-
<i>d_dige × Fintech</i>	-	-	-	-	-	-	-0.009 4 (-0.209)	-	-
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	25.255 8 *** (6.498)	27.224 3 *** (5.795)	28.851 9 *** (4.629)	27.001 9 *** (6.797)	29.691 4 *** (6.275)	26.495 3 *** (3.932)	26.502 0 *** (6.468)	22.665 8 *** (3.148)	29.786 8 *** (5.143)
<i>N</i>	19 558	9 779	9 779	19 558	13 311	6 247	19 558	9 709	9 849
<i>R²</i>	0.129	0.042	0.148	0.104	0.114	0.091	0.104	0.106	0.117
<i>adj. R²</i>	0.128	0.040	0.145	0.103	0.112	0.087	0.102	0.103	0.114

六、经济后果研究

在当前国际环境复杂,我国经济下行压力加

大,提升企业全要素生产率、实现高质量发展成为焦点。此外,企业社会责任也日益受重视,需履行

经济与社会双重责任。由上文分析可知,金融科技可以缓解企业资产结构错配,那么这种情况是否有助于提升企业全要素生产率与企业社会责任? 本文根据现有文献,参考吴武清等^[53]和宋岩等^[54]的研究,从企业全要素生产率与企业社会责任两方面来考察金融科技影响企业资产结构错配的经济后果。同时,参考刘行等^[55]的研究,设置模型(6)进行检验。

$$TFP_{it}/CSR_{it} = \rho_0 + \rho_1 Misszc_{it} + \rho_2 Fintech_{mt} + \rho_3 Misszc_{it} \times Fintech_{mt} + \rho_4 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \xi_{it} \quad (6)$$

模型(6)中,TFP 表示企业全要素生产率,CSR 表示和讯网社会责任评分,控制变量与前文一致。表 13 汇报了经济后果检验的回归结果,第(1)、(2)列为资产结构错配对企业全要素生产率的经济后果研究,第(3)、(4)列为资产结构错配对企业社会责任的经济后果研究。其中第(1)、(3)列的结果显示,资产结构错配(*Misszc*)的回归系数为负,并且通过了 1% 和 10% 的显著性水平检验,说明资产结构错配不利于企业全要素生产率和企业社会责任的提升,即资产结构错配的缓解有助于提升企业全要素生产率和企业社会责任。第(2)、(4)列的结果显示,金融科技与资产结构错配的交互项系数分别在 1% 和 10% 水平上显著为正。这表明,金融科技能抑制资产结构错配对企业全要素生产率和社会责任的负面影响。

表 13 经济后果检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP	TFP	CSR	CSR
<i>Misszc</i>	-0.020 *** (-6.24)	-0.045 *** (-7.25)	-0.102 * (-1.78)	-0.377 ** (-2.17)
<i>Fintech</i>	-	-0.009 (-0.70)	-	-0.386 (-0.99)
<i>Fintech</i> × <i>Misszc</i>	-	0.005 *** (4.28)	-	0.061 * (1.74)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm</i> FE	是	是	是	是
<i>Year</i> FE	是	是	是	是
_cons	-0.392 (-0.43)	-0.421 (-0.46)	-34.031 (-1.61)	-33.178 (-1.57)
N	19 558	19 558	17 580	17 580
adj. <i>R</i> ²	0.220	0.222	0.277	0.278

七、研究结论与建议

研究发现:金融科技能显著抑制企业资产结构错配,优化了企业资产结构配置,经过一系列内生性处理与稳健性检验后,结论依然成立。调节效应显示,高管纵向兼任和金融监管对金融科技与资产结构错配关系起到显著的正向调节作用,强化了金融科技对资产结构错配的抑制作用;银行持股起到了显著的负向调节作用,弱化了金融科技对资产结构错配的抑制作用。中介机制表明,企业金融化和代理成本起到了遮掩效应,金融科技通过提高企业金融化水平、降低代理成本,进一步抑制了企业资产结构错配。异质性分析发现,在非高科技、重资产、东部地区、高融资约束、低 ESG 表现和低数字经济区域的企业中,金融科技对资产结构错配的抑制作用更明显。进一步研究发现,金融科技抑制资产结构错配,推进企业全要素生产率与社会责任的提升。

通过本文的研究结论,对提升金融科技水平与优化资产结构配置提出以下对策建议。

(1) 深化金融科技融合,驱动可持续发展。政府应推进金融供给侧改革,普及金融科技应用,激励企业采用智能风控、大数据分析等工具优化资产配置。同时,加强金融科技教育,培养金融人才,推动金融机构转型升级,创新普惠金融产品,降低服务门槛。利用大数据、AI 技术提升服务效率,优化资产结构,助力企业可持续发展。

(2) 健全高管兼任监管,深化政金企协同增效。企业需完善高管兼任的合规监管,促进金融科技应用,优化资产配置。政府应完善监管法规,加强跨部门协同,提升监管效能,为金融科技合规应用与产业升级提供制度保障。同时,企业应审慎评估金融机构持股与合作模式,防范过度依赖外部资本对资产结构优化的潜在干扰。

(3) 优化内部治理体系,畅通金融科技赋能路径。企业应提升决策科学性,建立风险预警机制,加强内部协作,审慎利用金融科技优化资产配置。同时,加大金融科技研发投入,减少信息不对称,

降低代理成本,减轻企业负担。

(4)实施差异化金融科技战略,精准赋能企业高质量发展。政府需结合企业与区域特征制定差异化政策。针对高科技、轻资产及中西部地区企业,强化金融科技渗透力度,提升资产配置效率;对融资难、ESG 表现较差及低数字基础地区的企业,进一步优化金融科技基础设施与营商环境。同时,企业需注重内部控制体系建设,以动态策略对接政策资源,实现高质量发展。

参考文献:

- [1]许志勇,韩炳. 资产结构错配与企业高质量发展:技术创新与融资约束的中介效应[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(10): 2881-2907.
- [2]庄旭东,段军山. 金融创新、资源配置与经济高质量发展:建设金融强国战略背景下的分析与证据[J]. 金融经济研究, 2024, 39(1): 60-74.
- [3]王红建,过江明,吴甜甜. 金融科技能够提升实体企业产能利用率吗[J]. 审计与经济研究, 2023, 38(6): 86-96.
- [4]何涌,王坤,张影,等. 金融科技影响企业创新投资的效应与机制研究[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(2): 25-32.
- [5]徐照宜,巩冰,陈彦名,等. 金融科技、数字化转型与企业突破性创新:基于全球专利引用复杂网络的分析[J]. 金融研究, 2023(10): 47-65.
- [6]李春涛,闫续文,宋敏,等. 金融科技与企业创新:新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
- [7]王小华,邓晓雯,李宁. 金融科技、影子银行与中小企业融资成本[J]. 农业技术经济, 2023(11): 110-127.
- [8]徐寿福,张云. 金融科技能够抑制企业过度负债吗?[J]. 中南财经政法大学学报, 2024(3): 15-28.
- [9]宋敏,周鹏,司海涛. 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, 2021(4): 138-155.
- [10]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]. 中国工业经济. 2022(10): 137-154.
- [11]DING N, GU L, PENG Y. Fintech, financial constraints and innovation: Evidence from China[J]. Journal of corporate finance, 2022, 73: 102194.
- [12]HAU H, HUANG Y, LIN C, et al. FinTech credit and entrepreneurial growth[J]. The journal of finance, 2024, 79(5): 3309-3359.
- [13]孟娜娜,栗勤,雷海波. 金融科技如何影响银行业竞争[J]. 财贸经济, 2020, 41(3): 66-79.
- [14]张俊瑞,张健光,高杰,等. 资产结构、资产效率与企业价值[J]. 管理评论, 2012, 24(1): 127-138.
- [15]段军山,庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新:动机分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2021(1): 155-173.
- [16]谢莉娟,王诗杼,张昊. 重资产配置与国有企业效率:兼议混合所有制改革中的价值网优化[J]. 经济理论与经济管理, 2019(2): 15-33.
- [17]张金清,张剑宇,聂雨晴,等. 中国金融安全评估:2000—2019年:基于部门流动性资产负债表的分析框架[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 70-86.
- [18]黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [19]刘元维,华桂宏. 金融科技能否促进企业创新?:来自战略性新兴产业上市公司的经验证据[J]. 江苏社会科学. 2022(6): 149-158.
- [20]LAPAVITSAS C, DOS SANTOS P L. Globalization and contemporary banking: on the impact of new technology[J]. Contributions to political economy, 2008, 27(1): 31-56.
- [21]黄锐,赖晓冰,唐松. 金融科技如何影响企业融资约束?:动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J]. 国际金融研究, 2020(6): 25-33.
- [22]何涌,林敏. 金融科技与企业非效率投资:基于内部创新能力与外部市场公平竞争的视角[J]. 云南财经大学学报, 2023, 39(9): 48-63.
- [23]乔菲,文雯,徐经长. 纵向兼任高管能抑制公司违规吗?[J]. 经济管理, 2021, 43(5): 176-191.
- [24]韩金红,余珍. 纵向兼任高管与企业投资效率:基于“监督效应”和“掏空效应”分析[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(4): 66-74.
- [25]CHEN X, YANG C. Vertical interlock and the value of cash holdings[J]. Accounting & finance, 2021, 61(1): 561-593.
- [26]闫珍丽,梁上坤,袁淳. 高管纵向兼任、制度环境与企业创新[J]. 经济管理, 2019, 41(10): 90-107.
- [27]杨东. 监管科技:金融科技的监管挑战与维度建构[J]. 中国社会科学, 2018(5): 69-91.
- [28]李青原,陈世来,陈昊. 金融强监管的实体经济效应:来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究, 2022, 57(1):

137-154.

[29] 蒋敏,周炜,宋杨. 影子银行、《资管新规》和企业融资[J]. 国际金融研究, 2020(12): 63-72.

[30] 杨箬,李茫茫,刘放. 产融结合与实体企业技术创新:促进还是抑制:基于金融机构持股实体企业的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2019(10): 62-77.

[31] 封思贤,徐卓. 数字金融、金融中介与资本配置效率[J]. 改革, 2021(3): 40-55.

[32] 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]. 世界经济, 2023, 46(4): 140-169.

[33] 王红建,曹瑜强,杨庆,等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新:基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017, 20(1): 155-166.

[34] 王亮亮,张海洋,张路,等. 子公司利润分回与企业集团的代理成本:基于中国资本市场“双重披露制”的检验[J]. 会计研究, 2021(11): 114-130.

[35] 翟淑萍,韩贤,张晓琳,等. 数字金融能降低企业债务违约风险吗[J]. 会计研究, 2022(2): 117-131.

[36] 刘胜强,林志军,孙芳城,等. 融资约束、代理成本对企业 R&D 投资的影响:基于我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2015(11): 62-68.

[37] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[38] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[39] 黄先海,高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率:基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 118-136.

[40] 牛志伟,许晨曦,武瑛. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J]. 管理世界, 2023, 39(2): 83-100.

[41] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of accounting studies, 2006(11): 159-189.

[42] 闫珍丽,梁上坤,包甜甜. 高管纵向兼任与财务报告稳健性[J]. 会计研究, 2024(2): 74-86.

[43] 张晓燕,姬家豪. 金融科技与金融监管的动态匹配对

金融效率的影响[J]. 南开管理评论, 2023, 26(1): 43-56.

[44] 彭俞超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018(1): 137-155.

[45] 李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界, 2015(4): 112-125.

[46] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-63.

[47] 汪顺,周泽将,余璐. 供应链气候风险与企业商业信用契约[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(9): 2517-2538.

[48] 郭品,沈悦. 互联网金融对商业银行风险承担的影响:理论解读与实证检验[J]. 财贸经济, 2015(10): 102-116.

[49] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66.

[50] 彭红星,毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入:来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2017, 38(3): 147-161.

[51] 周泽将,雷玲. 营商环境优化与企业 ESG 表现[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2023, 73(5): 43-56.

[52] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.

[53] 吴武清,李祁恒,章柳漪,等. 公共数据资源与企业全要素生产率:基于地方政府数据开放的准自然实验[J]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(6): 1815-1833.

[54] 宋岩,刘悦婷,张鲁光. 异质机构投资者持股与企业声誉:基于企业社会责任的中介效应检验[J]. 中国管理科学, 2023, 31(7): 103-114.

[55] 刘行,赵晓阳. 最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税? [J]. 经济研究, 2019, 54(10): 121-135.

(本文责编:希 文)