

数字金融发展能激励企业创新吗?

——基于中国上市企业的实证检验

申明浩^{1,2},谭伟杰¹

(1. 广东外语外贸大学 经济贸易学院, 广东 广州 510006; 2. 广东外语外贸大学 粤港澳大湾区研究院, 广东 广州 510006)

摘要: 数字金融作为新时代信息技术与传统金融结合的创新产物,对于促进企业创新管理提质增效乃至中国经济高质量发展具有重要意义。基于2011—2018年沪深两市A股上市公司的样本数据,对数字金融与企业创新之间的关系及内在影响机理进行了探讨。研究表明:数字金融发展能够显著提升企业创新绩效,该结论在用工具变量法和一系列稳健性检验后仍然成立;从企业的创新质量来看,数字金融发展显著减少了企业的策略性创新行为;企业规模、政府创新补贴程度、行业特征等都会影响数字金融发展对企业创新的积极作用。进一步研究表明:数字金融的发展,一方面有利于缓解企业融资约束,使企业获得更多的创新市场资源;另一方面能够促进企业增加研发投入,进而从整体上激励企业创新;此外,还能通过促进创新提升企业全要素生产率。上述研究能帮助我们理解数字金融发展背景下企业创新的内在机制,也为促进数字金融发展的政策制定和实施提供了一定的经验启示。

关键词: 数字金融; 企业创新; 融资约束; 研发投入

中图分类号: F273.1; F832.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2022)03-0066-12

一、引言

当今世界经济形势复杂多变,中国经济已转向高质量发展阶段,充分发挥技术创新的内涵式增长动能是打破产业自主创新能力薄弱这一硬伤、实现经济持续高质量发展的重要抓手^[1-2]。党的十九大报告指出,创新是引领社会发展的核心动力,因此要充分激发市场各主体的活力,培育自主创新能力,关键在于能否激发微观企业的自主创新发展意愿。“量多低质”“策略性创新”是我国企业创新活动的显著特征^[3],而这些特征背后的技术模仿与低值创新的红利正在逐渐消失。由于企业创新活动的特征是持续投入与高风险,更容易被“双高成本”(高代理成本和高融资成本)所局限,因此离不开资本市场上活跃、稳定、可靠的金融资源“保驾护航”^[4]。鉴于此,金融体系改革、创新性发展与中国企业创新能力的提高有着紧密联系。

金融发展一方面通过提高资源流动性和资本边际生产率等改善外部环境以方便企业获取金融资源^[5],另一方面则通过改变企业战略选择提高企业金融资源的配置效率^[6],从而对企业创新活动产生重要影响。传统金融发展表现为金融交易规模的扩张、产业合理化与高度化带来的结构改善和效率

收稿日期: 2021-11-10; 修回日期: 2022-04-28

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区数据要素跨境流动路径研究”(21&ZS123); 国家社会科学基金一般项目“粤港澳大湾区科技创新协同发展研究”(19BJY003)

作者简介: 申明浩(1978—),男,山西太原人,经济学博士,广东外语外贸大学经济贸易学院、粤港澳大湾区研究院教授,博士生导师,研究方向为产业经济学;谭伟杰(1998—),男,广东江门人,广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生,研究方向为产业经济学。

提高^[7]。然而,在支持企业开展创新活动的过程中,传统金融部门往往会出现结构性错配的诸多问题,导致企业创新发展受到限制^[8]。因此,较传统金融而言,以大数据、人工智能、云计算等数字信息技术为依托的创新型普惠金融模式——数字金融在初创和发展过程中得到的便利更多,受到的监管更少^[9],其与区域经济、企业活动之间的关系成为社会关注的热点。数字金融由于具备共享、便捷、低成本、低门槛等优点而得到迅速发展,那么数字金融发展能否有效激励企业开展创新活动呢?大量文献较多集中于探讨数字金融发展影响居民消费增长^[10]、创业就业^[11]、金融高质量发展^[12]、企业风险水平^[13]和全要素生产率^[14]等。借鉴现有学者的研究成果,本文选择数字金融和企业创新的议题进行分析与实证探讨,以期对数字金融发展更好地服务实体经济提供一定的启示。

本文可能的贡献体现在:(1)引入企业策略性创新行为,结合“数字金融—企业创新”的议题进行细致的探讨,研究发现数字金融发展能够激励企业创新行为,并且显著减少了企业的策略性创新行为。(2)拓展了“数字金融—企业创新”的微观差异化作用机制,基于融资约束和研发投入等中介因素进行识别分析,深化了已有文献研究。研究表明,缓解企业融资约束和增加研发投入是数字金融发展促进企业创新的两条重要渠道,其深层原因在于:数字金融发展能够畅通金融要素的自由流动,为企业研发创新活动提供更多资金来源。(3)基于微观视角进一步考察了数字金融发展的经济后果,揭示了创新发展是数字金融蓬勃发展背景下企业高质量发展的重要引擎,进而为推动数字金融发展的相关政策制定以及优化企业内外部管理提供了借鉴与启示。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献回顾:金融发展与企业创新

近年来,大量文献研究了宏观环境下区域金融市场发展对企业创新和发展质量的影响,主要体现在以下两方面。

1. 金融发展能有效缓解企业面临的融资约束问题,为企业研发提供充足的创新资源。从企业内部的角度来看,金融发展使得资金滥用等问题受到更为有效的监督和管制,从而降低企业内部管理成本^[15],同时提升了企业信息披露水平和质量,能够有效分散企业和投资者承担的风险^[5],促进企业整体投资和经营效率的提高^[16]。企业在利用更多高效安全的金融工具的同时,能够进一步优化内部的资源配置,从而开展更多的创新活动。从企业外部资源环境的角度来看,信息不对称和契约不完善带来的“逆向选择”和“道德风险”等消极问题可以通过进一步健全和完善金融体系来缓解,进而扩大企业融资资源的获取渠道,增加研发投入,提高资金分配效率^[17-18]。特别是对于主要依赖外部融资的行业而言,金融发展能够更显著地促进行业内企业的成长^[19]。金融机构通过获取更多有效的项目信息,甄别企业真实的项目运营状况,对企业信贷资金的使用情况作出更合理的监督与评估,从而共同实现技术创新^[5]。随着金融业的持续扩张,其对本土微观企业的创新投入活动呈倒“U”型关系,进一步分析发现,金融扩张对民营企业外源创新活动的抑制作用更为显著^[20]。

2. 金融发展不良可能会扭曲资金的使用成本,影响企业成长。传统金融业的发展主要体现为以银行业为主导的信贷市场规模扩张,金融机构的低效问题仍然普遍存在,具有一定的负面影响。地方政府的隐性干预,往往会极大影响当地银行的信贷决策,而长期以来的“规模歧视”和“信贷歧视”现象更是进一步加剧了民营企业的融资约束^[21-22],国有企业获得的优惠贷款支持与其经营绩效的效率提高并不匹配^[23]。同时,风险规避是银行等传统金融机构在进行贷款业务时的突出特征,对于企业开展创新性经营项目是不利的^[24],使得银行贷款可能不利于企业研发投入的增加^[25]。另外,当金融发展引发基于套利动机的“金融资产”配置而缺乏有效约束和监管时,会减少企业的实质性创新产出,更有可能发生对其主业的“挤出”问题^[26]。

(二) 理论模型分析

数字金融通过信息技术与传统金融的融合能够优化金融结构,缓解投融资双方的信息不对称,减少金融摩擦,进而促进企业创新。本文在已有文献金融与创新关系的分析框架中,嵌入数字金融这一新变量,以内生经济增长模型为基础,同时考虑引入创新产出部门,旨在进一步厘清数字金融与企业

创新的关系, 拓展相关研究领域。

1. 最终产品部门

参考 Kung and Schmid^[27] 的做法, 将创新产出引入分析框架。设企业生产函数为:

$$Y_t = (K_t^\alpha L_t^\beta)^{1-\gamma} (G_t)^\gamma \quad (1)$$

其中, Y 为企业产出, K, L, G 分别为企业资本投入、劳动投入和专利指标, $G = \left(\int_0^I g_i di \right)^{\frac{1}{\theta}}$ 。 g_i 表示第 i 种专利的数目, $i \in [0, I]$ 。 I 表示企业无形资本的存量, 是 t 时刻使用的最大专利数目。 α, β, γ 分别为资本产出弹性、劳动产出弹性 ($\beta = 1 - \alpha$) 和专利指标份额。 θ 表示创新部门的生产能力, $1/(1 - \theta)$ 为专利间的替代弹性, $\theta < 1$ 。 由于最终产品部门的目标是利润最大化, 因此为了简化问题, 在均衡状态下, 将最终产品价格标准化为 1, 可得:

$$p_{it} = \frac{\partial Y}{\partial g_{it}} = (K_t^\alpha L_t^\beta)^{1-\gamma} \frac{\gamma}{\theta} \left(\int_0^I g_{iu}^\theta di \right)^{\frac{\gamma}{\theta}-1} \theta g_{it}^{\theta-1} = \gamma (K_t^\alpha L_t^\beta)^{1-\gamma} \left(\int_0^I g_{iu}^\theta di \right)^{\frac{\gamma}{\theta}-1} g_{it}^{\theta-1} \quad (2)$$

其中, p_{it} 为专利价格, 由企业的专利生产部门决定。

2. 专利生产部门

专利生产部门通过生产专利, 并向最终产品部门销售专利以赚取利润。 假设企业将最终产品转换为专利产品的比例为 1:1, 由于前文已将最终产品价格标准化为 1, 即单位专利产品的生产成本也为 1, 那么专利生产部门的利润最大化为:

$$\pi = \max p_{it} g_{it} - g_{it} \quad (3)$$

3. 创新部门

创新部门的职责是发明专利, 随后将专利权出让给生产部门以参与分工链条。 企业进行研发创新的资金主要来源于外部融资, 必然面临着融资约束的问题。 而融资约束很大程度上依赖于当地不同金融形式的发展程度和结构水平。 因此, 为了简化模型, 本文不考虑传统金融与数字金融对企业融资的资金分配比例, 并引入 F 衡量数字金融发展程度。 $F \geq 1$, 保证了企业研发投入高于其原有的资源积累, 数字金融发展程度越高的地方, 企业越能克服融资约束, 得到更多的外源融资。

$$F p_{it} \Delta I \geq S_t \quad (4)$$

其中, S 表示研发投入, ΔI 表示企业无形资产存量的增加值, $\Delta I = \theta S$, 可得:

$$\theta_t = \frac{g_t I_t}{s_t^{1-\varphi} I_t^\varphi} \quad (5)$$

其中, φ 表示专利对研发投入的弹性, $\varphi \in [0, 1]$ 。

参考 Kung and Schmid^[27] 的做法, 专利生产者利润的现值可以由专利价格表示:

$$p_{it} = \int_t^\infty \pi(\rho) \exp \left[- \int_t^\rho r(s) (ds) \right] \quad (6)$$

其中, ρ 是积分时间变量, 从 t 时刻开始。

4. 家庭部门

家庭部门的期望效用函数为:

$$u_t = E_t \sum_{\rho=t}^\infty \sigma^\rho \ln c_\rho \quad (7)$$

其中, σ 为主观贴现率(时间偏好率), 即抽象的效用折现因子, c 为家户的消费量。 家庭部门在最大化效用时, 受限于如下预算约束:

$$c_\rho + v_{\rho+1} \leq \int_0^I \pi_{it} d_i + W_\rho + (1 + r_t) v_\rho \quad (8)$$

其中, r_t 表示利率水平, v_t 表示名义工资水平。 为了简化问题, 假设劳动力为 1, 因此在均衡状态下家户的最大化效用为:

$$\frac{c_{t+1}^*}{c_t^*} = \sigma (1 + r_t^*) \quad (9)$$

5. 竞争性均衡

在均衡状态下,各个时期部门对于每种专利的需求和供给都是相等的,根据 Stiglitz^[28] 的研究可得:

$$g_{it} = g_t, p_{it} = p_t = \frac{1}{\theta}, G_t = g_t I_t^{\frac{1}{\theta}} \quad (10)$$

将(10)式代入(3)式,得:

$$\pi_{it} = \pi_t = \left(\frac{1}{\theta} - 1 \right) g_t \quad (11)$$

根据(1)式、(2)式、(10)式进一步推算可以得到:

$$g_t = [\gamma (K_t^\alpha L_t^\beta)^{1-\gamma} I_t^{\frac{\gamma}{\theta}-1}]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (12)$$

$$Y_t = (\gamma \theta)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} (K_t^\alpha L_t^\beta)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} I_t^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \quad (13)$$

为了确保均衡状态能达到稳态,需要满足:

$$\frac{\frac{\gamma}{\theta} \gamma}{1-\gamma} = 1 - \alpha = \beta \quad (14)$$

因此也可以写成:

$$Y_t = (\gamma \theta)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} (K_t^\alpha L_t^\beta)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} I_t^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \quad (15)$$

根据新古典经济增长模型,在稳态条件下, Y, K, N 的增长率是一样的,本文用 A 来表示。

将(6)式左右两边同时对时间求导,可得:

$$\frac{dp_{it}}{dt} = r_t p_{it} - \pi_t \quad (16)$$

由于在稳态水平上, p_{it} 并不会改变,即(16)式左边为0,则:

$$p_{it} = \frac{\pi_t}{r_t} \quad (17)$$

根据以上式子,可得:

$$A(1 + A - \sigma)^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} = g^{\frac{1}{1-\varphi}} F^{\frac{1}{1-\varphi}} \sigma^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} \left(\frac{1}{\theta} - 1 \right)^{\sigma \frac{\varphi}{1-\varphi}} g^{\sigma \frac{\varphi}{1-\varphi}} \quad (18)$$

为了更直观地反映数字金融的作用,最后对(18)式的 F 求导得:

$$A'(F) \left(\frac{1}{A} + \frac{\varphi}{1-\varphi} \frac{1}{1+A-\theta} \right) = \frac{1}{1-\varphi} \frac{1}{F} \quad (19)$$

由于 $\varphi, \theta \in (0, 1)$, 故 $A'(F) > 0$ 恒成立,证明数字金融发展能够推动经济增长。并且根据上述推导分析,可以知道数字金融发展能够有效缓解企业创新活动中面临的融资约束问题,从而增加研发投入,促进企业创新产出的增加,进而推动企业生产更多的最终产品,最终反映为经济的增长。

(三) 数字金融发展与企业创新

企业创新能力的提升是实现经济高质量发展的重要微观体现,企业创新规模扩张的核心要义在于内外部环境的有效支持与激励。然而,创新活动的实现需要大量的资源供应,是典型的依赖外部融资的活动^[29]。但是由于创新活动具有高度不确定性和较长现金流反馈等特征,使得企业和利益相关者之间在进行创新活动时陷入高度信息不对称的鸿沟^[30-31],因此,敏感的风险感知能力是利益相关者的重要特征,从而对企业创新资源的获取渠道形成约束。

随着互联网信息技术与传统金融业互相渗透和深度融合,数字金融这一新兴金融业态应运而生。相较于传统金融存在的信息不对称带来的诸多问题,黄浩^[9]指出,大数据、云计算、区块链和人工智能等新一代信息技术支撑下的数字金融更具有缓解资源错配、高风险溢价和高运营成本问题的优势。万佳彧等^[32]发现数字金融能够拓展传统金融服务的时间和空间边界,降低企业在融资过程中的冗余

成本,促进企业进行创新活动。数字金融通过搭建科技、金融、应用场景与用户之间的桥梁,为企业创新活动带来了更多的金融资源供给,极大地降低各项金融交易成本,进而有效地驱动企业创新。对此,现有文献也指出数字金融发展能够有效促进金融要素在不同时空和地理上自由流动,金融服务可得性大大提高,金融资源配置效率大幅提升^[33]。因此,随着数字金融发展程度的不断深化,将有助于企业获得更多的创新资源以提升创新水平。基于此,本文提出研究假说1。

假说1:数字金融发展能够激励企业创新。

(四) 资源介入的双重影响机制分析

为了对数字金融发展与企业创新绩效之间的关系进行更为细致的分析,本文从资源获取的角度进一步考虑企业创新活动影响因素:市场资源^[34]。接下来本文将进一步探讨数字金融的普惠作用,其有利于企业获取市场资源,进一步增加企业研发投入,最终激励企业创新。

1. 缓解融资约束

数字金融的普惠式发展有利于企业有效吸纳市场上的金融资源,从而更好地支持企业进行技术创新。具体来看,由于传统金融市场上存在大量的以“多、小、散”为特征的投资者,而数字金融在人工智能等“ABCD”高新技术的支持下,能够在以更低的成本和风险去吸纳这部分投资者^[35],在提高了资金可得性的同时为企业融资提供了便利。进一步地,数字金融拓宽了企业多层次和多方面的融资渠道,为稳固和强化企业技术创新成果奠定基础。更重要的是,数字金融发展所衍生出来的优质信息技术分析工具,能够帮助企业更好地识别风险并做出合理有效的生产、投资和创新决策。一方面,数字金融发展能够加强资本市场的信息披露和风险识别,有利于金融机构综合企业创新能力和投资项目进行筛选和评判,只有真正有前景、有价值的企业才有可能得到更多的金融支持,在加速资本市场上企业优胜劣汰的同时也提高了金融资源的配置效率,鼓励更多的企业进行核心技术能力的创新。基于此,本文提出研究假说2。

假说2:数字金融发展有利于缓解企业融资约束,进而激励企业创新。

2. 增加研发投入

企业创新产出的增加,一方面离不开自主研发过程中资金投入的支持,另一方面也离不开企业从其他主体中购买创新专利和实施并购等行为^[36]。数字金融发展能够向市场投资者释放金融市场健康创新发展的积极信号,提高金融市场的活跃度,使得企业创新活动得到更多的支持。一方面,数字金融发展向外界传递了金融环境优化的信号,有利于提高投资者对于资本和金融市场发展前景的信心,从而降低中小微企业享受金融服务的门槛,管理层能够对企业内外部因素做出更加精准的预测和评估,有利于激励企业管理者提高继续创新的意愿,适时增加研发投入,从而促进企业创新;另一方面,如果企业所在地区的数字金融发展程度较高,能够释放出当地企业发展前景与营商环境较好的信号,有利于缓解投资者由于信息不对称所带来的监管问题,从而拓宽了企业的融资渠道,此时企业参与合作创新的意愿就会得到提升,而其他企业出于风险规避和综合这些积极信号的考虑,而更乐意选择与当地的企业进行合作^[37],开展更高水平的创新和投资活动。基于此,本文提出研究假说3。

假说3:数字金融发展有利于增加企业研发投入,进而促进企业创新水平的提升。

三、研究设计

(一) 研究模型设定

为检验数字金融发展对企业创新绩效的影响,本文建构面板固定效应模型进行分析检验。建立如下回归方程:

$$AG_{i,t-1} = \alpha + \beta DIF_{i,t} + \gamma \sum Controls_{i,t} + Year + Indus + u_{i,t} \quad (20)$$

其中, AG 表示企业创新能力, DIF 表示数字金融发展指数, $Control$ 表示控制变量集合,下标 i 和 t 分别表示企业和时间, $Year$ 和 $Indus$ 分别表示时间固定效应和行业固定效应, $u_{i,t}$ 为随机扰动项。为了在一定程度上缓解反向因果的内生性问题,本文对所有被解释变量均进行滞后一期处理,在回归检验

中均采用企业层面聚类稳健标准误。

(二) 变量定义

1. 被解释变量: 企业创新(AG)

现有文献已经从专利申请与获得、研发投入等维度对企业创新指标进行刻画。然而上述度量指标很可能受到企业以往的经营绩效或者资源投入的影响,在衡量企业创新产出质量方面存在一定的缺陷。因此为了规避这类问题,本文借鉴 Zhou *et al.* [38] 的做法,从实质性创新的角度出发,采用发明专利申请最终获批数量来衡量企业创新(AG),统计申请专利获批情况的时间截至 2020 年 12 月 31 日。同时本文所有被解释变量均滞后一期。

2. 解释变量: 数字金融发展(DIF)

本文借鉴现有研究的一般做法,将北京大学互联网金融研究中心编制的《数字金融普惠金融指数》中的省级数字金融发展指数作为数字金融发展的代理变量 [11],同时对其进行归一化处理。

3. 中介变量: 融资约束与环境不确定性

(1) 融资约束(FC)

本文采用改进后的 KZ 指数来衡量企业所受到的融资约束的强弱。具体算法如下:

$$KZ_{it} = -6.315 \times \frac{CF_{it}}{A_{it-1}} - 39.356 \times \frac{DIV_{it}}{A_{it-1}} - 3.494 \times \frac{C_{it}}{A_{it-1}} + 3.291 \times Lev_{it} + 0.460 \times TQ_{it} \quad (21)$$

其中, t 表示时间, i 表示企业, CF_{it} 、 DIV_{it} 、 C_{it} 、 A_{it-1} 分别代表企业经营净现金流、现金股利、现金余额与总资产, Lev_{it} 、 TQ_{it} 分别代表企业资产负债率与企业成长性。由于托宾 Q 值难以准确衡量我国企业成长性,本文使用企业营业收入增长率替代 TQ 。通过对上述五个变量与 KZ 指数进行排序逻辑回归得到 KZ 指数,其大小和企业受到的融资约束程度呈正比,即 KZ 指数越大,说明企业的融资约束程度越高。

(2) 研发投入(R&D)

本文参考现有研究的一般做法,选取企业研发投入金额加 1 并做自然对数处理(R&D)作为中介变量,进一步考察数字金融发展对企业创新影响的内在机理。

4. 控制变量

本文选择多个企业层面的控制变量。包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产回报率(ROA)、是否是国有企业(SOE)、股权集中度(Top1)、托宾 Q 值(TQ)、现金比率(Cash)、固定资产增长率(Fix)、两职合一(Dual)、董事会规模(Bsize)、独立董事比例(Indep)与委员会个数(Cmote)。此外,本文还控制了年度虚拟变量(Year)、行业虚拟变量(Industry)。

(三) 样本选择说明与描述性统计

本文的研究样本为 2011—2018 年中国 A 股沪深两市的上市企业。由于数字金融发展时间较晚,从 2011 年开始,关于中国数字金融指数等数据的计算较为完整和系统,故选择 2011 年作为研究起点。另外,虽然选择 2018 年作为本文研究结束时点,但是考虑到专利获批往往存在一定的滞后时间 [39],因此本文的核心被解释变量(当年实际发明专利获批情况)的统计截止时间为 2020 年 12 月 31 日。

同时按照如下原则对样本进行了筛选:(1)从 CNRDS 数据库获得专利数据。(2)从 Wind 数据库中获得上市公司财务数据以及其他非财务信息,然后根据企业代码与对应年份和专利数据进行合并。(3)剔除所有的 ST、*ST 和 PT 等经营异常以及主要变量数据缺失严重的上市公司。(4)对所有变量进行了双侧 1% 水平的缩尾处理,以克服极端值对回归结果的影响。本文最终获得“公司-年度”观测值为 19 048 个。限于篇幅,描述性统计结果并未展示,备索。被解释变量企业创新(AG)的均值和标准差分别为 0.534 8 和 0.949 8,最大值和最小值相差较大,说明不同企业的创新倾向差异较大;数字金融指数(DIF)的均值和标准差分别为 1.989 2 和 0.790 1,最大值和最小值分别为 3.366 5 和 0.162 2,表明样本企业所属地区的数字金融发展程度确实存在明显的异质性特征。其他控制变量均表现出不同程度的差异性。

四、实证检验分析

(一) 数字金融发展对企业创新与策略性创新行为的影响

表 1 的第(1)列为数字金融发展对企业创新的基准模型回归结果,数字金融指数对企业创新的影响系数为 0.143 2,并基本在 1%的水平上通过了显著性检验,说明数字金融发展对企业创新产出的提高在整体上呈显著的正向促进影响,即企业所在地的数字金融发展程度越高,其创新产出也越高。假说 1 得到验证。

现有文献发现,当企业面临有利的经济发展形势时更有可能采取策略性创新战略,那么对于本文所探究的数字金融发展而言,位于数字金融发展程度较高地区的企业是否也会进行策略性创新?借鉴黎文靖和郑曼妮^[3]的做法,本文构造两个新的变量去衡量企业的策略性创新行为:非发明专利数量(*NIP*)与策略性创新倾向(*StratTendency*),进而考察企业实质性创新活动。 $NIP = \ln(\text{实用新型数量} + \text{外观设计数量} + 1)$,从表 1 的第(2)列结果显示,非发明专利数量与数字金融发展之间的影响系数为正,但不显著,这就意味着数字金融发展

并未导致企业采取策略性创新战略。另外,*StratTendency*用企业当年申请的非发明专利最终获批数目与当年申请的所有类型专利最终获批数目的比值表示。表 1 第(3)列的结果显示,数字金融与企业的策略性创新倾向之间的相关系数在 1%的水平上显著为负,这说明数字金融发展并不会导致企业创新活动中非发明专利的占比更高,也就意味着数字金融发展显著抑制了企业的策略性创新倾向。

(二) 内生性问题

本文借鉴张勋等^[10]的研究思路,采用企业注册地与杭州的球面距离作为工具变量。原因在于:一是杭州是数字金融的发源地,故不同城市的数字金融发展水平与其到杭州的距离有一定联系,满足相关性条件;二是企业注册地与杭州市的距离对企业创新能力的影响微不足道,满足外生性较强的条件。然而考虑到地理距离变量并不随时间变化,而本文是均衡面板数据,可能会导致估计偏误问题。因此,本文以球面距离与全国当年(除本省外)的数字金融发展指数均值组成的交互项作为新的工具变量。

然而,杭州只是中国数字经济发展的城市之一,企业与杭州的距离越近并不意味着数字金融发展的水平就越高。基于此,本文借鉴谢绚丽等^[11]的研究方法,进一步采用各省互联网普及率作为第二个工具变量来处理内生性问题。一方面,一个地区的互联网使用人数占总人数的比例越高,越具备发展数字金融的基本条件,因此数字金融发展的程度往往越高;另一方面,互联网使用人数占地区总人口的比例对企业创新活动的影响较小。

首先考察工具变量的有效性和适用性。根据采用工具变量估计的第一阶段回归结果显示,*IV-1*和*IV-2*分别与*DIF*显著负相关和正相关,符合工具变量相关性的基本要求,同时 Kleibergen-Paap 的数值远大于弱工具变量检验在显著性水平为 10%时对应的上限值 16.38,并且对应工具变量识别不足的概率为 0.00,表明工具变量满足相关性特征。其次,两工具变量的第二阶段回归结果均表明结果大致是稳健的。限于篇幅,工具变量回归结果未展示,备案。

(三) 稳健性检验

1. 替代测量

用企业当年研发投入与总资产的比值、申请的发明专利总量和被引数目替代被解释变量,用省级

表 1 数字金融发展对企业创新的影响

变量	AG (1)	NIP (2)	StratTendency (3)
<i>DIF</i>	0.143 2*** (0.051 1)	0.068 8 (0.097 5)	-0.080 1*** (0.024 7)
控制变量	YES	YES	YES
行业和年份 固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.241 8	0.214 8	0.210 4
N	19 043	14 035	15 586

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内的值为企业层面聚类稳健标准误。

数字金融使用深度和覆盖广度替代核心解释变量。

2. 模型更替

分别采用 Tobit 模型、控制“行业×年份”的高阶固定效应模型进行稳健性检验。

3. 考虑到金融危机的冲击,仅使用 2011—2014 年的样本进行检验,剔除直辖市样本后重新进行回归。

上述稳健性检验结果均表明本文结论是稳健可靠的,限于篇幅,回归结果备索。

五、进一步分析

(一) 异质性分析

1. 企业规模的异质性分析

数字金融发展到底对什么样的企业具有更好的创新激励作用? 本文对企业规模进行异质性分析。表 2 中第(1)列的结果考察了企业规模对数字金融与企业创新之间的调节效应, $DIF \times Size$ 在 5% 的水平上是显著的,表明在小规模企业中,数字金融对企业创新的促进作用更大。第(2)和第(3)列根据企业规模划分为子样本(如果企业规模大于均值为大企业,反之则为中小企业)的分析结果显示, DIF 对中小企业创新的促进作用更大。其中的原因可能是相比于大企业而言,市场的“规模歧视”现象^[39]使得中小企业面临着更多的资源约束问题,因此往往会更高效地利用有限的资源来发展创新活动。

2. 政府创新补贴的异质性分析

为了促进企业创新,政府往往会对企业创新活动提供补贴,那么数字金融是否会因为政府创新补贴的不同而存在显著差异? 本文对政府创新补贴进行异质性分析。表 2 中第(4)列的结果考察了政府创新补贴对数字金融与企业创新之间的调节效应, $DIF \times Subsidy$ 在 1% 的水平上是显著的,表明获得的政府创新补贴越少,数字金融与企业创新之间的影响越大。第(5)和(6)列根据政府创新补贴划分为子样本(如果获得的补贴大于均值为高创新补贴企业,反之则为低创新补贴企业)的分析结果,第(5)列 DIF 的回归系数在 5% 的水平上是显著的,而第(6)列显示 DIF 的回归系数不显著。其中的原因可能是,低政府创新补贴的企业创新资源有限,数字金融的发展能为其带来更多的金融资源,从而激励其进行技术创新活动;相反高政府创新补贴的企业资源较为宽裕,资源配置效率可能并不高,因此不能很好地促进企业创新。

表 2 按企业规模与政府创新补贴分组的子样本回归结果

变量	全样本 (1)	中小企业 (2)	大企业 (3)	全样本 (4)	低政府 创新补贴 (5)	高政府 创新补贴 (6)
DIF	0.5501*** (0.1974)	0.1788*** (0.0556)	0.0566 (0.0959)	0.2568*** (0.0547)	0.1339** (0.0648)	0.0974 (0.0776)
$DIF \times Size$	-0.0191** (0.0090)					
$DIF \times Subsidy$				-0.0211*** (0.0018)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业和年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.2458	0.2186	0.2797	0.2665	0.2571	0.2339
N	19043	10083	8960	19043	8953	10090

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内的值为企业层面聚类稳健标准误。

3. 行业特征的异质性分析

(1) 制造业与非制造业。数字金融发展对企业创新的影响是否会因为制造业的特殊行业特征而存在显著差异效果? 本文把全样本企业划分为制造业企业与非制造业企业。表 3 第(1)和(2)列则是按行业特征进行的分样本分析(制造业企业为 1,其他为 0),根据结果可知,数字金融发展对于制造业和非制造业的企业创新均在 5% 的水平上显著为正,但是制造业企业的系数更大,也即数字金融发展对其创新

的促进作用更大。可能的原因是,较之于非制造业,制造业企业由于具备独特的产业链特征,可能对于内外部环境的变化更加敏感,使得数字金融发展对企业创新的激励效果更为明显。

(2) 竞争性行业与管制性行业。行业竞争程度可能会影响行业内上下游企业的外部交易成本^[40],进而影响企业创新。基于此,本文参考 Ke *et al.*^[41]的做法,将全样本企业划分为竞争性和管制性行业企业^①。表 3 第(3)和(4)列是按该行业特征进行的分样本分析(管制性行业企业为 1,竞争性行业为 0),结果显示,在竞争性行业中, *DIF* 的系数为 0.163 7,并在 5% 的水平上显著;在管制性行业中, *DIF* 的系数为正但不显著。这意味着相比于管制性行业而言,数字金融发展对企业创新的激励效果主要体现在竞争性行业,可能的原因在于竞争性行业中企业的替代性交易对象较多,发生的“敲竹杠”或违约的概率更高,导致这类企业面临的外部交易成本较高^[41],而数字金融发展对于交易成本的降低作用在竞争性行业发挥的效果更为明显。

(二) 影响机制分析

前文的研究分析表明,数字金融发展能够激励企业创新。本文进一步验证了融资约束与研发投入两个中介变量的作用机制。表 4 第(1)列至第(5)列的回归结果初步表明,数字金融能够通过降低企业融资约束、增加企业研发投入,进而驱动企业技术创新。

为了更严格地验证中介机制,本文采用了中介效应(间接效应)的结构方程模型。由于中介效应的非线性分布特征,本文采用非参数 Bootstrapping 方法调整估计偏差。表 5 的结果显示,直接效应系数为 0.065 0,置信区间(BC interval 95%)为 [0.004 6, 0.125 4],不包含 0,说明数字金融的直接效应显著。从表 5 可以看出,中介变量融资约束与研发投入的置信区间均不包含 0,说明

表 3 按行业特征分组的子样本回归结果

变量	制造业 (1)	非制造业 (2)	竞争性行业 (3)	管制性行业 (4)
<i>DIF</i>	0.190 3** (0.078 5)	0.126 8** (0.061 0)	0.163 7** (0.064 9)	0.015 2 (0.097 0)
控制变量	YES	YES	YES	YES
行业和年份 固定效应	YES	YES	YES	YES
R ²	0.233 6	0.210 9	0.239 2	0.226 1
N	8 863	5 172	10 352	3 683

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内的值为企业层面聚类稳健标准误。

表 4 中介效应模型回归结果

变量	AG (1)	FC (2)	AG (3)	R&D (4)	AG (5)
<i>DIF</i>	0.143 2*** (0.051 1)	-0.023 6*** (0.004 8)	0.126 0** (0.051 0)	1.709 2*** (0.377 6)	0.078 5 (0.054 0)
<i>FC</i>			-0.780 6*** (0.149 6)		
<i>R&D</i>					0.025 1*** (0.001 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业和年份 固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.241 8	0.159 8	0.246 2	0.016 3	0.264 3
N	19 043	19 043	19 043	14 035	14 035

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内的值为企业层面聚类稳健标准误。

表 5 中介效应检验结果

	系数	标准差	BC interval	95%
直接效应	0.065 0***	0.010 8	0.004 6	0.125 4
中介效应: 融资约束	0.016 6***	0.003 3	0.010 2	0.023 1
中介效应: 研发投入	0.047 1***	0.005 5	0.036 3	0.057 8
总效应	0.128 7***	0.031 3	0.067 4	0.190 0

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内的值为企业层面聚类稳健标准误。

①将证监会 2012 年版行业分类下行业代码为 B、C25、C31、C32、C36、C37、D、E48、G53、G54、G55、G56、I63、I64、K 以及 R 的行业定义为管制性行业,其他行业为竞争性行业。

缓解企业融资约束与促进研发投入增加是数字金融发展激励企业创新的两种重要机制,这为本文的研究假说提供了支持。

(三) 经济后果: 数字金融发展对企业全要素生产率的影响

大量已有研究表明,互联网的发展能够充分发挥企业内外部资源与技术创新上的比较优势,从而对企业生产效率产生显著的促进作用^[42-43],本文利用LP法测算企业全要素生产率(TFP),以进一步探讨数字金融、技术创新与企业全要素生产率的关系。中介效应回归结果显示,创新活动的中介效应占比为66.17%,表明数字金融发展可以通过增强创新能力以提高企业全要素生产率。限于篇幅,回归结果备索。

六、研究结论与政策启示

本文通过实证研究数字金融对企业创新活动的影响机制,得出如下结论:(1)数字金融发展程度越高,越有助于企业发明专利等创新产出的提升,并显著抑制了企业的策略性创新行为,即数字金融激励企业的实质性创新活动。该结论在工具变量法和一系列稳健性检验后仍然显著成立。(2)在不同规模和创新补贴的企业以及不同行业特征中,数字金融对企业创新的影响也有差异。(3)从作用机制上看,数字金融发展一方面有利于企业运用市场资源“增量补充”以缓解融资约束,另一方面有助于企业增加研发投入,进而依靠市场融资和内部投入双重因素促进企业创新。

基于前文的分析,本文提出如下政策启示:(1)加大对互联网宽带基础设施的投资和建设力度,持续推进数字金融的发展,为真正有发展潜力的创新型企业提供精准高效的金融服务,对潜在投资者给予适当的市场引导,缓解企业在生产研发过程中的融资困境,通过政策沟通和资金融通等方式切实促进创新能力的提升。(2)政府应该实施差异化、动态化的数字金融服务策略,企业也应积极探索多元化融资模式,增进政企互动的良好关系。例如,对于低政府创新补贴企业,应该充分发挥数字金融的“普惠”特性,借助大数据等信息技术加强金融服务风险监控,应用金融科技缓解企业融资约束,提高其研发效率。(3)营造良好的数字金融生态环境,规范并完善数字金融风险监管和预防机制。给予数字金融更多的政策和市场支持,如加大数字基础设施建设和投资力度,为推动数字金融与实体经济发展融合提供坚实的保障。通过改善融资生态环境,引导企业合理配置内部资源和选择正确的经营战略,增加企业的信贷可得性。

参考文献:

- [1] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. Journal of political economy, 1990, 98(5): S71-S102.
- [2] 张军扩,侯永志,刘培林,等. 高质量发展的目标要求和战略路径 [J]. 管理世界, 2019(7): 1-7.
- [3] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 经济研究, 2016(4): 60-73.
- [4] 王玉泽,罗能生,刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新 [J]. 中国工业经济, 2019(3): 138-155.
- [5] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. The quarterly journal of economics, 1993, 108(3): 717-737.
- [6] LEVINE R. Financial development and economic growth: views and agenda [M]. Washington: The World Bank, 1999.
- [7] 戴相龙,黄达. 中华金融辞库 [M]. 北京: 中国金融出版社, 1998.
- [8] 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(5): 52-66+9.
- [9] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验 [J]. 经济学家, 2018(4): 80-85.
- [10] 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(11): 48-63.
- [11] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据 [J]. 经济学(季刊), 2018(4): 1557-1580.
- [12] 傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指

- 数的证据 [J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.
- [13] 马连福, 杜善重. 数字金融能提升企业风险承担水平吗 [J]. 经济学家, 2021(5): 65-74.
- [14] 江红莉, 蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗? ——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 上海财经大学学报, 2021(3): 3-18.
- [15] BECK T A, DEMIRCÜÇ K, MAKSIMOVIC V. Financial and legal constraints to growth: does firm size matter? [J]. The journal of finance, 2005, 60(1): 137-177.
- [16] WURGLER J. Financial markets and the allocation of capital [J]. Journal of financial economics, 2000, 58(1): 187-214.
- [17] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. 金融研究, 2011(5): 171-183.
- [18] LOVE I. Financial development and financing constraints: international evidence from the structural investment model [J]. The review of financial studies, 2003, 16(3): 765-791.
- [19] RAJAN R G, ZINGALES L. Power in a theory of the firm [J]. The quarterly journal of economics, 1998, 113(2): 387-432.
- [20] 张杰, 吴书凤, 金岳. 中国金融扩张下的本土企业创新效应——基于倒 U 型关系的一个解释 [J]. 金融研究, 2021(4): 55-72.
- [21] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2010(6): 55-64.
- [22] CHEN Z, PONCET S, XIONG R. Local financial development and constraints on domestic private-firm exports: evidence from city commercial banks in China [J]. Journal of comparative economics, 2020, 48(1): 56-75.
- [23] 余明桂, 潘红波. 政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款 [J]. 金融研究, 2008(9): 1-22.
- [24] ALLEN F, GORTON G. Churning bubbles [J]. The review of economic studies, 1993, 60(4): 813-836.
- [25] 张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. 世界经济, 2012(10): 66-90.
- [26] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制 [J]. 中国工业经济, 2017(12): 113-131.
- [27] KUNG H, SCHMID L. Innovation, growth and asset prices [J]. Journal of finance, 2015, 70(3): 1001-1037.
- [28] STIGLITZ J. Discouraging rivals: managerial rent-seeking and economic inefficiencies [J]. American economic review, 1995, 85(5): 1301-1312.
- [29] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013(1): 4-16.
- [30] BLIND K, PETERSEN S S, RIILLO C A. The impact of standards and regulation on innovation in uncertain markets [J]. Research policy, 2017, 46(1): 249-264.
- [31] BHATTACHARYA U, HSU P H, TIAN X, et al. What affects innovation more: policy or policy uncertainty [J]. Journal of financial and quantitative analysis, 2017, 52(5): 1869-1901.
- [32] 万佳璇, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新 [J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [33] 薛莹, 胡坚. 金融科技助推经济高质量发展: 理论逻辑、实践基础与路径选择 [J]. 改革, 2020(3): 53-62.
- [34] LI J, XIA J, ZAJAC E. On the duality of political and economic stakeholder influence on firm innovation performance: theory and evidence from Chinese firms [J]. Strategic management journal, 2018, 39(1): 193-216.
- [35] GOMBER P, KAUFFMAN R J, PARKER C. On the fintech revolution: interpreting the forces of innovation, disruption and transformation in financial services [J]. Journal of management information systems, 2018, 35(1): 220-265.
- [36] ATANASSOV J. Do hostile takeovers stifle innovation? Evidence from antitakeover legislation and corporate patenting [J]. The journal of finance, 2013, 68(3): 1097-1131.
- [37] 周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新 [J]. 经济研究, 2017(7): 94-108.
- [38] ZHOU K Z, GAO G Y, ZHAO H. State ownership and firm innovation in China: an integrated view of institutional and efficiency logics [J]. Administrative science quarterly, 2017, 62(2): 375-404.
- [39] 罗来军, 蒋承, 王亚章. 融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响 [J]. 经济研究, 2016(4): 74-88.
- [40] ACEMOGLU D, AGHION P, GRIFFITH R, et al. Vertical integration and technology: theory and evidence [J]. Journal

of the european economic association,2010,8(5):989-1033.

[41] KE B, LIU N, TANG S. The effect of anti-corruption campaign on shareholder value in a weak institutional environment: evidence from China [R]. SSRN working paper,2017.

[42] 俞立军, 吴思慈, 张宏如. 技术市场发展与高技术企业创新差距关系研究 [J]. 统计与信息论坛, 2022(3): 14-23.

[43] 朱勤. 城市互联网发展对出口企业市场势力的影响研究 [J]. 商业经济与管理, 2021(7): 87-96.

(责任编辑: 王顺善; 英文校对: 葛秋颖)

Can Digital Finance Development Stimulate Enterprises Innovation? An Empirical Study of Listed Companies in China

SHEN Minghao^{1,2}, TAN Weijie¹

(1. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China;

2. Research Institute of Studies for the Greater Bay Area, Guangzhou 510006, China)

Abstract: As an innovative product of the combination of information technology and traditional finance in the new era, digital finance is of great significance for promoting the quality and efficiency of corporate innovation and the high-quality development of China's economy. Based on the sample data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2011 to 2018, this article discusses relationship between digital finance and corporate innovation, difference in impact, and internal mechanism. The research results show that digital finance development can significantly improve the innovation performance of enterprises. This conclusion is still significantly established after the instrumental variable method and a series of robustness tests. From the perspective of corporate innovation quality, digital finance development has significantly reduced corporate strategic innovation behavior. The scale of enterprises, the degree of government innovation subsidies, and industry characteristics all affect positive effects of digital financial development on enterprise innovation. Further research shows that, on the one hand, digital finance development is conducive to alleviating financing constraints of enterprises and obtaining more innovative market resources; on the other hand, it can promote enterprises to increase R&D investment, thereby encouraging enterprise innovation as a whole. The digital finance development has increased total factor productivity of enterprises by promoting enterprise innovation. The findings help to understand internal mechanism of corporate innovation in the context of digital finance development, and provide certain experience and enlightenment for the formulation and implementation of policies to promote digital finance development.

Key words: digital finance; corporate innovation; financing constraints; R&D investment