

数字金融、营商环境与专精特新企业持续 创新研究

胡冰^{1,2}, 戚聿东¹

(1.北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875; 2.河南科技大学 商学院, 河南 洛阳, 471000)

摘要:专精特新企业作为落实国家创新驱动发展战略的关键载体,对于增强自主创新能力具有重要意义。近年来,随着数字金融发展的逐步深入与营商环境建设的不断推进,对专精特新企业的影响愈发深远。文章运用数理模型对数字金融、营商环境与专精特新企业持续创新能力之间的关系展开讨论,并对2011—2022年间国家级专精特新“小巨人”企业的数据展开动态门限模型分析与机制检验。研究发现,数字金融发展能够显著提升专精特新企业的持续创新能力,但在长期内存在边际递减问题;而通过营商环境建设可以缓解数字金融的边际递减问题,有助于专精特新企业创新能力的持续提升。但该结论受到一定条件的制约,即仅对中西部地区、非国有与制造业专精特新企业的促进效果相对明显。机制分析表明,数字金融主要通过缓解要素错配、实现价值共创以及促进创新合作的方式对专精特新企业的持续创新能力发挥积极作用。研究结论为如何推动专精特新企业的持续创新提供了政策启示。

关键词: 数字金融; 营商环境; 专精特新企业; 持续创新

中图分类号: F830.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2025)03-0093-16

一、引言

随着中国高技术产业的快速发展,美国对华科技政策出现了显著的战略调整倾向,试图在多项前沿科技领域实施“卡脖子”策略,以阻碍中国高技术产业在全球科技版图中的进一步拓展。为此,习近平总书记在党的二十届三中全会明确指出,要“推进高水平科技自立自强”,并提出“构建促进专精特新中小企业发展壮大机制”的要求。专精特新企业是聚焦核心业务、关注细分领域、致力于实现创新引领的中小企业。其所具备的专业化、精细化、特色化与新颖化特点,能够充分发挥补链、强链、稳链的作用。这类企业不仅是科技要素集聚与成果应用的重要力量,也是解决我国关键技术“卡脖子”问题、实现科技自立自强的关键载体。基于以上逻辑,近年来工业和信息化部通过出台专精特新企业的认定办法和政策帮扶措施,已培育出1.59万

收稿日期: 2024-11-28

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“技术标准与知识产权协同推进数字产业创新的机理”(19ZDA077); 河南省哲学社会科学规划青年项目“数字金融加快推进河南‘专精特新’中小企业颠覆性创新研究”(2022BJJ143); 河南省软科学研究计划项目“优化营商环境视域下风险投资提升新创企业创新韧性研究”(242400410300); 河南省高等学校重点科研项目“河南省数字经济产业支持科技型企业创新能力提升研究”(24A790010)。

作者简介: 胡冰(1990—),男,河南洛阳人,北京师范大学经济与工商管理学院博士后,河南科技大学商学院讲师;
戚聿东(1966—),男,吉林东丰人,北京师范大学经济与工商管理学院教授。

余家专精特新“小巨人”企业,其主要分布在新材料、电子信息、先进制造等新兴技术领域,为解决“卡脖子”技术难题提供了有力支持^①。然而,尽管当前专精特新企业的发展呈现出数量与规模的蓬勃增长态势,但也浮现出诸如金融资源支持不充分、高技术人才短缺、研发成果难以对接市场以及创新主体间协同不足等问题(董志勇和李成明, 2021; 任缙等, 2024; 湛泳和马从文, 2024; 李树文等, 2024)。如何有效应对并化解这些复杂问题,以保障专精特新企业创新能力的持续增长,成为亟待解决的重要课题。

面对这些挑战,数字金融的成熟应用与营商环境的深度优化为解决专精特新企业的上述问题提供了可能。既有研究认为,数字金融主要通过内部效能的提升和外部资源的整合两条路径推动企业的技术进步。其一,内部效能的提升以缓解企业资金约束、控制生产要素成本以及优化公司治理结构为主。一方面,数字金融的普惠特性能够帮助企业打破传统的金融壁垒,缓解因金融歧视所导致的融资问题(李春涛等, 2020)。特别是专精特新企业这种严重依赖于创新的一类群体,往往需要大量的资本与人力投入,而这种投入又面临着技术周期、市场认可与政策导向等外部因素的制约(任保全, 2024)。数字金融的出现,不仅通过与供应链的有机结合优化了金融服务模式,还能帮助企业缓解在初创期因资本抵押物的有限性而产生的融资困境(Ding等, 2022)。同时,大数据建模和云计算技术的应用可以有效整合初创企业的物流、信息流与资金流,降低资本、数据和劳动力等关键要素的搜寻成本(何瑛等, 2024)。另一方面,金融部门通过数字技术可以对海量数据进行深度挖掘与分析,优化了企业在生产、销售与产品研发等方面的决策流程,避免因创新战略的偏误而引发股东与管理层之间的委托代理问题(Zhang等, 2024)。其二,外部资源的整合则通过激发社会需求、培养技能人才以及促进技术溢出的方式得以实现。由专精特新企业存在的知识局限性导致其自身难以具备广泛的领域视野与多元的技能储备,无法满足细分市场的需求多变性,且其自身与市场其他主体的联系不够紧密,也难以获得必要的资源保障,甚至可能会面临技术中断的风险(Chen等, 2021)。而传统金融业务通过与大数据、人工智能等技术的融合,为个人财富的保值增值构建了坚实的技术屏障(张勋等, 2020)。居民收入增长引发的需求多样化也拓展了产品的细分领域,促使数字技术可以根据市场需求方所形成的沉淀数据进行分析,及时引导和修正企业的产品研发路径,以产品的高性价比与快速响应优势巩固细分市场(郭菊娥和陈辰, 2024)。同时,数字金融对产业链供应链服务范围的不断拓展,既可以帮助企业优化人才结构,满足企业在数字技术与产品研发方面的人才需求(Feng等, 2024),也能以低成本、多渠道的方式汇聚信息资源,实现企业与上下游市场主体的协同(Bai等, 2024),帮助企业打破既有的技术路径依赖,从而带动整个产业链的技术迭代与全面升级(诸竹君等, 2024)。

然而,值得注意的是,数字金融的本质仍是金融,若监管不力也极易引发金融风险(唐松等, 2020),最终将导致企业创新难以为继。这是因为,数字技术打破了风险传导的时空限制,一旦某个市场环节出现波动,风险可能在叠加扩散效应下迅速通过产业链、供应链与资金链蔓延到其他市场,进而引发系统性金融风险。而数字金融平台可能进行的数据非法采集或对安全防控技术的忽视,也会导致客户敏感信息的泄露,由此产生的知识产权侵犯或电信欺诈行为,将严重影响企业的产品研发战略与创新合作意愿。因此,在面对专精特新企业存在的研发投入高、回报周期长与抵御风险能力弱等问题时,能否给予高质量的金融支持成为帮助企业实现持续创新目标的关键因素。

^①参见浙江大学与安永研究院:《专精特新上市公司创新与发展报告》,2024年。

而优化营商环境作为实现数实融合的重要条件,既可以选择减少人工干预的方式简化数字金融产品的审批流程,鼓励形成多样化的金融服务以拓宽企业融资与人才获取渠道,从而弥补市场运行过程中的功能缺陷(Luo等, 2023);又能够通过有为政府建设保证数字金融的合规运营,并通过接入多维度的信息数据,帮助专精特新企业缓解创新研发过程中可能存在的信息不对称问题(张蕊和余进韬, 2021)。此外,还可以通过进一步完善域内法律规范,降低制度性交易障碍(Xie等, 2019)。具体而言,通过调整市场竞争结构和放宽企业参与门槛的办法改善市场中存在的思维方式僵化、行业竞争失序以及技术发展停滞等现象,这既为专精特新企业的创新发展创造了公平的市场环境(邬爱其等, 2024),也为推动整个行业的技术革新提供了制度支撑(林赛燕等, 2024)。但目前来看,既有研究仅从人文、行政、法律等营商环境的某一侧面关注其在帮助企业创新方面的作用(安家骥和刘国亮, 2023; 夏清华和朱清, 2023),而未能全面系统地反映营商环境与企业持续性创新的关系。

综上,本文使用2011—2022年我国专精特新企业的样本数据,分析数字金融对企业持续创新能力的影 响,探究其内在机理,并观察营商环境影响下数字金融与企业持续创新能力的关系变化。本文的研究贡献在于:一是以往研究未充分体现数字金融对提升企业持续创新能力的应有贡献,也未能揭示营商环境在其中的重要价值。为此,本文通过运用数理模型的方法明确了发展数字金融有助于提升专精特新企业的持续创新能力,但长期内数字金融的带动作用不足且存在边际递减问题的观点。本文还论证了营商环境的改善对调整数字金融与专精特新企业持续创新能力的关系具有关键作用,为全面认识数字金融、营商环境与企业持续创新能力的关系提供了理论依据。二是以往文献大多采用静态分析方法,观察数字金融与企业创新的关系,本文则基于动态视角剖析了数字金融在不同发展水平下对专精特新企业持续创新能力的非线性影响,并验证了通过改善营商环境缓解数字金融的边际递减问题,帮助专精特新企业持续提升创新能力的作用效果。三是进一步通过理论和实证分析,将缓解要素错配、实现价值共创以及促进创新合作的方式作为数字金融影响企业持续创新的重要渠道进行探讨,厘清了其作用机制。四是鉴于专精特新企业在区域分布、所有权性质与行业领域存在差异的事实,探讨了这些异质性特征对数字金融、营商环境与企业持续创新能力关系的影响,发现在中西部地区、非国有与制造业领域数字金融的边际特征与营商环境的促进作用更为显著,这为制定差异化的创新管理策略提供了参考。

二、理论分析与命题提出

(一)数字金融与企业持续创新能力的关系

2023年,中央金融工作会议提出要做好金融的“五篇大文章”。其中,数字金融作为发展高质量金融服务的关键一环,成为强化金融服务实体经济的重要手段。但《中国数字金融创新发展报告(2023)》显示,大型科技平台对金融业务介入程度的加深,容易导致服务内容产生模糊地带,如混合式经营模糊了金融产品和服务的内容,误导了客户群体的金融消费选择,容易引发资源错配、风险集中甚至企业间竞争失衡等问题。此外,初创企业激进的创新策略极易高估自身的融资偿还能力,而数字金融的普惠包容特性又降低了企业的贷款门槛,这也使得企业难以平衡获取创新收益与偿还融资贷款的时间周期,增加了违约贷款风险。

为此,本文将对数字金融与专精特新企业持续创新能力的关系展开讨论。若某经济体存在广泛分布的专精特新企业,且这些企业仅通过持续研制出具有专属特色的创新产品以实现增

收。假设这些中小企业需要利用数字金融服务来弥补产品研发活动资金不足的问题,即第一期基于企业的“数字足迹”形成抵押物以获得金融机构授信,第二期根据授信额度开展产品研发活动。因此,企业产品研发的效用函数可表示为如下形式:

$$U = u(C_1) + \rho u(C_2) \quad (1)$$

其中, C 为两阶段内企业开展产品研发活动的所需费用, ρ 为折现因子。由于专精特新企业多为中小企业,其抗风险能力较弱,可假设 $u(C)$ 为常相对风险规避形式,满足风险厌恶态度不随财富规模的扩大而改变的特定条件。假设专精特新企业为追求利润最大化必须不断研发设计出能够满足细分市场需求的创新产品,那么企业为获得数字金融服务,需要在第一期内付出一定的成本以形成沉淀数据,方便金融机构运用数字技术进行识别筛选,第二期内则通过获得金融机构贷款以支持产品研发活动。具体而言,第一期内企业必须通过开立互联网金融账户、原材料在线购买、数字支付、研发项目线上调研与自媒体信息披露等方式支付前期投入 D (Berg等, 2020)。而根据企业在第一期内形成的沉淀数据,金融机构通过信用评估和违约风险预测决定企业在第二期内能够获得的授信额度。若经济体的数字金融发展水平在两阶段模型中是动态变化的,则随着数字金融发展水平的提高,企业在数据资源方面的投入将呈现出边际递减的特点。考虑到企业在研发过程中可能会面临要素资源供给不足、市场消费需求改变以及技术创新“孤掌难鸣”等问题,企业须借助数字金融资本对相关风险进行对冲。假设数字金融规模为 FIN , δ 为企业研发项目的失败风险,取值范围为 $[0, 1]$ 。在不考虑工资、分红等因素的情况下,每一期企业用于产品研发的费用可以表示为:

$$C_1 = Y_1 - D(FIN) \text{ 且 } C_2 = (1 - \delta)Y_2 + \theta[D(FIN)] \quad (2)$$

其中, Y 为企业利润, $(1 - \delta)$ 为企业研发成功的可能性。 $\theta[D(FIN)]$ 为用于对冲风险的数字金融授信规模。根据式 (2) 并结合欧拉方程可得到如下最优效用水平:

$$u'[Y_1 - D(FIN)] = r\rho u'[(1 - \delta)Y_2 + \theta[D(FIN)]] \quad (3)$$

其中 r 为企业向金融机构偿还的利息。若将企业的创新研发风险视作持续创新能力提升的反向指标,即企业创新研发风险越高,说明企业创新能力的提升越会遭遇瓶颈而难以突破行业的技术前沿水平。结合式 (3) 与隐函数求导法则,数字金融与企业创新研发风险的关系可表示为:

$$\partial \delta / \partial FIN = \{D'(FIN) + r\rho \theta'[D(FIN)]D'(FIN)\} / r\rho Y_2 \quad (4)$$

其中,由于数据投入 D 为边际递减函数,可知分子整体上小于零,即式 (4) 为小于零的情况,表明数字金融发展有助于增强专精特新企业的持续创新能力。一方面,数字金融发展能够为专精特新企业提供持续稳定的要素供给,在帮助企业拓宽融资来源渠道的同时也为吸引高技能人才提供了资金保障。另一方面,金融部门还可以依靠大数据、机器学习等算法对市场需求变化展开及时跟踪与预测,以便企业根据市场需要对创新研发项目作出相应调整,从而避免研发产品与市场需求的脱节。同时,数字金融平台也为从事专项产品研发的企业打开新的合作窗口,有利于跨领域的技术交流与项目合作。

然而,同意向专精特新企业研发项目提供授信额度的部门,将同样承担因企业的失信行为而产生的违约损失。为规避可能存在的违约风险,金融机构在对企业开展授信业务之前,将采用数字技术对企业形成的沉淀数据进行评估。若预测该企业的还款概率较高,则金融机构倾向于为企业发放贷款。若经数字技术分析后,只有当判断个体企业的还款概率大于 $1/2$ 时,金融机构才会向企业提供数字金融产品,则该机构的预期收益为:

$$E(\pi) = 1/2\{P(FIN)V - [1 - P(FIN)]W\} - S(FIN) \quad (5)$$

其中, $E(\pi)$ 为金融机构提供数字金融产品的期望收益, 满足大于零的条件。 P 为企业的还款概率, V 为金融机构通过获得企业还款而增加的收益, W 为企业违约后给金融机构带来的损失, S 为该笔业务所产生的服务成本。一般认为, 随着企业在市场中形成的沉淀数据愈发丰富, 再加上金融机构对数字技术的成熟应用, 贷款额度将会因企业信用度的提高与服务成本的下降而增加。若当企业守信时的金融机构收益为 $\theta[D(FIN)]r$, 失信时的金融机构损失为 $-\theta[D(FIN)](1+r)$, 则企业的贷款约束条件为:

$$\theta[D(FIN)] < 2S(FIN)/[1+r-P(FIN)] \quad (6)$$

由此可知, 企业的创新融资规模将受到数据投入成本、贷款成本、服务成本与金融机构的数字技术应用能力等多重因素的影响, 使得长期内数字金融与专精特新企业创新能力之间的关系可能会呈现非线性的变化特点。据此, 本文提出如下命题:

命题1: 数字金融能够提升企业的持续创新能力, 其影响过程具有非线性的变化特征。

(二) 营商环境的作用分析

前文分析认为, 当前我国专精特新企业的成长仍然存在诸多限制, 主要体现在要素资源投入受到约束、研发战略调整存在迟滞以及缺乏跨领域的交流合作机制等方面。而通过营商环境的建设有利于构建具有针对性的长效帮扶机制, 建立更适宜技术突破的创新生态。特别是通过打造数字营商环境, 既能够拓展数据交换渠道, 提高市场的信息透明度, 还能够统筹协调各方力量, 强化数据信息与技术资源的安全交换机制, 帮助企业及时消除数据泄漏与技术壁垒等一系列潜在风险。因此, 不应忽视营商环境可能产生的关键性作用。

若该经济体不存在劳动供给弹性, 并希望以改善专精特新企业的生存环境为突破口, 为企业的研发活动提供支持, 则可以假设专精特新企业的创新生产函数仅与资本规模和营商环境两项要素有关, 即:

$$F(K, \lambda) = A(\lambda)K^\alpha \quad (7)$$

其中, K 为资本要素的投入规模, 仅与当地的数字金融发展水平有关。 λ 为当地的营商环境, 该指标与全要素生产率 A 存在正相关性。 α 为资本的产出弹性。若企业偿还的数字金融贷款与利率水平、项目的风险程度有关, 那么贷款规模可假设为 $r\delta F(K, \lambda)$ 。此时, 专精特新企业最大化收益水平可表示为:

$$\text{Max} \pi = \int_0^\infty [\alpha F(K, \lambda) - r\delta F(K, \lambda) - G]e^{-\tau t} dt \quad (8)$$

其中, π 为企业收益, G 为企业要素成本与税收费用等。 τ 为贴现率, 存在 $0 < \tau < 1$ 。若资本累积公式 $\dot{K} = I - \sigma K$, σ 为折旧率, 且其他成本用 I^β 表示, 则可得到动态优化的汉密尔顿方程:

$$H = F(K, \lambda)(\alpha - r\delta) - I^\beta + \omega(I - \sigma K) \quad (9)$$

此时, 最优条件方程、乘子方程以及状态方程可表示为:

$$\partial H / \partial I = 0 : -\beta I^{\beta-1} + \omega = 0 \quad (10)$$

$$\partial H / \partial K = q\omega - \omega' : q\omega - \omega' = \alpha A(\lambda)K^{\alpha-1}(\alpha - r\delta) - \omega\sigma \quad (11)$$

$$\partial H / \partial \omega = K' : K' = I - \sigma K \quad (12)$$

根据式(10)-(12), 结合横截面条件 $\lim K = K^*$, 可得到稳态条件下的专精特新企业最优投资规模表达式:

$$K^* = [\alpha A(\lambda)(\alpha - r\delta) / \beta \sigma^{\beta-1}(q + \sigma)]^{\alpha-\beta} \quad (13)$$

其中, K^* 为最优投资规模。在稳态条件下, $K' = \omega' = 0$ 。为方便研究, 假设 $Z = \alpha / \beta \sigma^{\beta-1}(q + \sigma)$, 此时可求得企业最优投资规模对营商环境的偏导数:

$$\partial K^*/\partial \lambda = A'(\lambda)(\alpha - r\delta)[A(\lambda)(\alpha - r\delta)]^{\alpha-\beta-1} Z^{\alpha-\beta} \quad (14)$$

其中企业全要素生产率及其导数应为大于零的值。结合企业借贷成本与产品研发风险的设定,可以认为当专精特新企业处于规模报酬递增或保持不变的状态时, $\alpha - r\delta > 0$ 。此时,企业最优投资规模与营商环境的偏导数呈现如下关系:

$$\partial K^*/\partial \lambda > 0 \quad (15)$$

由于企业的投资规模均来源于数字金融服务,代表当地的数字金融发展水平,可知营商环境变化与数字金融发展水平呈同方向的变化趋势。考虑到优化营商环境作为一项系统性工程,是以政府为主导的调控行为,其目标在于不断实现最优社会总效益。假设社会效益的增加仅依赖于专精特新企业产品创新所带来的收益,可以得到社会总效益的关系表达式:

$$MaxV = M(\delta) - r\delta F(K, \lambda) \quad (16)$$

其中, $MaxV$ 为社会总效益。一般认为, $MaxV$ 应大于零,否则政府优化营商环境的努力将变得毫无意义。 $M(\delta)$ 为企业通过产品研发所带来的社会效益,如增加财政收入、扩大就业机会、提高品牌声誉、促进科技进步等,与产品研发风险呈反方向的变化趋势。

在企业向金融机构贷款的资本成本保持不变的条件下,政府部门需通过降低企业的产品研发风险以实现社会总效益的最优。因此,对 δ 求导可得到方程的一阶条件:

$$\partial V/\partial \delta = M'(\delta) - rF(K, \lambda) - r\delta F_K K_\delta \quad (17)$$

其中, $M'(\delta)$ 为外部风险变化产生的效益损失。 F_K 为资本边际产出,应为大于零的值。根据式(13), K_δ 为产品研发风险加大导致的贷款规模变化,可知 $r\delta F_K K_\delta$ 应为负值,即产品研发风险对社会总效益的负面影响。考虑到社会总效益最大化条件下企业的生产规模将趋于最优水平,此时资本要素的变化率相对较小,因而 $F(K, \lambda) + \delta F_K K_\delta$ 大于零。总体上, $\partial V/\partial \delta$ 小于零。

一般而言,专精特新企业产品研发风险越大,创新项目成功的概率就越低,由此导致的技术发展停滞最终将影响社会总体效益水平。这也就意味着,市场中在位企业的领先优势需要后发企业在细分市场领域通过不断加大产品研发力度,突破原有的技术路径,改变主流的技术范式,以颠覆性产品引导市场需求的变化,从而打破在位企业的市场垄断地位,促进社会总体效益的增加。否则,在位企业的竞争优势将会导致专精特新企业的生存环境日益恶化,使得既有的产品市场格局难以改变,从而影响社会总体效益的提升。

考虑到营商环境变化对专精特新企业持续创新能力的影响,依照隐函数定理进行求解可以得到:

$$\partial \delta/\partial \lambda = -(-r\delta F_\lambda - r\delta F_K K_\lambda)/[M'(\delta) - rF(K, \lambda) - r\delta F_K K_\delta] \quad (18)$$

其中, F_λ 表示营商环境变化所带来的创新产出, $r\delta F_\lambda$ 应大于零,且 $r\delta F_K K_\lambda$ 也为大于零的状态,因此 $(-r\delta F_\lambda - r\delta F_K K_\lambda)$ 为负值。结合式(17)可以推断, $\partial \delta/\partial \lambda$ 应小于零,即营商环境的调整可以降低产品研发的外部风险,有助于企业持续创新能力的提升。

然而,营商环境对专精特新企业持续创新能力的影响,既取决于能否帮助企业获得最优的投资规模 K_λ ,也要考虑到对创新能力的实际效果 F_λ 。在新技术诞生初期,政府部门通过营商环境建设推动金融机构与企业的战略合作,持续衍生出具有高价值的创新产品。而随着时间的推移,良好的营商环境能够鼓励数字金融耐心服务于企业的整个产品研发过程,并通过开放包容的社会氛围增强企业开发原创技术的意愿,使之持续接近技术的前沿水平,直至颠覆性技术的到来,这也使得相关作用过程可能呈现出非线性的变化特点。据此,本文提出如下命题:

命题2: 长期内营商环境的优化对数字金融提升企业创新能力具有促进作用,且对数字金融与企业持续创新能力的影响同样存在非线性的特征。

三、模型设定与数据说明

(一) 变量定义

1.被解释变量。专精特新企业持续创新能力的代理变量拟采用持续创新投入(*IIP*)和持续创新产出(*OIP*)两项指标进行考察。本文借鉴赵炎等(2023)的做法,计算专精特新企业的持续创新能力。具体公式如下:

$$IIP_t = (IIN_t + IIN_{t-1})^2 / (IIN_{t-1} + IIN_{t-2}) \quad (19)$$

$$OIP_t = (OIN_t + OIN_{t-1})^2 / (OIN_{t-1} + OIN_{t-2}) \quad (20)$$

其中,专精特新企业的持续创新投入与持续创新产出指标分别用*IIP*和*OIP*表示。*IIN*和*OIN*则分别表示专精特新企业的研发投入规模和发明专利数量。考虑到模型中存在的量纲问题,将采用两项指标的对数形式进行检验。

2.核心解释变量。本文考察的核心解释变量主要有两项指标,即数字金融指标(*DIFI*)和营商环境指标(*BE*)。其中,数字金融指标选用北京大学数字普惠金融指数,该指标包括覆盖广度、使用深度与数字化程度多项维度,且涉及消费者与企业多方面的金融行为,显示出较强的普惠性特点,可以准确反映当地的数字金融发展水平。本文使用专精特新企业所在地的城市数字金融指数进行考察。营商环境指标主要借鉴吴娜等(2021)的做法,选用“综合经济竞争力指数”进行考察,该指数涵盖经济、社会、环境、文化四大系统多项指标,并且数据的时间跨度较长,能够满足模型设计的需要。

3.控制变量。本文的模型中将纳入多个企业或地市层面的指标进行考察,具体控制变量为:资产负债率指标(*DEBT*),用专精特新企业负债总额与资产总额的比值来表示;净利润率指标(*NPR*),用专精特新企业净利润与主营业务收入的比值来表示;资产收益率指标(*ROA*),衡量专精特新企业的每单位资产能够创造出多少净利润;资本密集度指标(*CATY*),以企业总资产除以在职员工数量计算得到,模型中用对数形式表示。此外,本文还选择专精特新企业所在地的经济生产总值的对数指标(*GDP*)、第二产业增加值与*GDP*的比值(*STRU*)进行考察,以关注当地的经济发展规划与产业结构状况能否支持专精特新企业成长。

(二) 模型设定

根据理论分析,结合专精特新企业的样本数据为非平衡面板的情况,本文选择适用于非平衡面板数据的动态门限模型进行估计,具体形式如下:

$$Y_{it} = \varphi_0 Y_{it-1} + \varphi_1 d_{it-1} \{q_{it-1} \leq T\} + \varphi_2 d_{it-1} \{q_{it-1} \geq T\} + \varphi_n \sum Con_{it} + \mu_i + \chi_t + \xi_{it} \quad (21)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量,即专精特新企业的持续创新能力,并将其作为差分方程的GMM型工具变量进行考察; Y_{it-1} 为滞后一期指标。 q_{it-1} 为门限变量, T 为门限参数, d_{it-1} 为区制因变量, φ 为估计系数。在门限变量与区制因变量一致性模型中,两变量均用数字金融指标表示,观察在不同的数字金融发展水平下企业持续创新能力的变化情况。而在门限变量与区制因变量非一致性模型中,门限变量用营商环境指标表示,区制因变量用数字金融指标表示,观察在不同的营商环境影响下数字金融与企业持续创新能力的关系特征。 $\varphi_n \sum Con$ 为区制自变量及其估计系数。此外, μ_i 为个体固定效应, χ_t 为时间固定效应, ξ_{it} 为随机扰动项, i 为样本个数, t 表示时间。模型还将使用稳健标准误进行调整。

(三) 数据说明

本文以工信部公布的专精特新“小巨人”企业名单为基础,对2011—2022年间所涉及的样本数据进行收集。其中,专精特新企业专利发明数量来自incoPat数据库,研发投入、资产负债率、

净利润率、资产收益率和资本密集度等指标来源于企业官网、新浪财经、CSMAR数据库, 各地市GDP与产业结构指标来自Wind数据库。数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心, 营商环境指标数据来自《中国城市竞争力报告》, 并对2019年所缺失的数据利用插值法进行填补。所有指标通过Stata18.0软件进行匹配, 并对1%以下和99%以上的样本数据进行缩尾处理, 以减少极端值可能带来的负面影响。

四、实证结果分析

(一) 实证结果分析

表1中模型(1)和模型(2)是数字金融指标为门限变量的实证检验结果, 模型(3)和模型(4)是营商环境指标为门限变量的实证检验结果。*L.Lower_DIGI*和*L.Upper_DIGI*分别为数字金融的滞后一期指标在门限参数值两侧的估计系数, *Ghat*为门限参数估计值, *Lgamma*和*Ugamma*为估计系数在90%置信区间内的上下限情况。

表 1 模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字金融门限	数字金融门限	营商环境门限	营商环境门限
<i>L.lnIIP</i>	0.4859*** (0.1161)	—	0.2504** (0.1053)	—
<i>L.lnOIP</i>	—	0.1742 (0.2621)	—	0.3927* (0.2033)
<i>L.Lower_DIGI</i>	0.0069** (0.0031)	0.0539*** (0.0113)	0.0083*** (0.0031)	0.0609*** (0.0152)
<i>L.Upper_DIGI</i>	0.0055*** (0.0020)	0.0483*** (0.0101)	0.0106*** (0.0023)	0.1025*** (0.0230)
<i>Obs</i>	21 876	21 876	21 720	21 720
<i>Ghat</i>	301.754	246.919	0.136	0.164
<i>Lgamma</i>	290.838	243.144	0.092	0.078
<i>Ugamma</i>	313.896	330.317	0.316	0.779

注: **、*、*为变量结果在1%、5%、10%的水平上显著, 控制变量与常数项结果留存备索, 下同。

模型(1)和模型(2)的结果显示, 无论是以持续创新投入还是以持续创新产出为研究对象, 数字金融指标在门限值两侧的估计系数均显著为正。但当数字金融指数小于门限值时, 数字金融发展水平每变化1%, 专精特新企业的持续创新投入和持续创新产出将分别增长0.69%和5.39%。而当数字金融指数超过了门限值时, 数字金融发展水平每变化1%, 专精特新企业的持续创新投入和持续创新产出将分别增长0.55%和4.83%, 表明数字金融的发展能够对专精特新企业的持续创新能力产生正向促进作用。但随着投资规模的扩大, 金融资本的逐利性增加了专精特新企业追求超额收益的压力, 对细分市场领域的深度挖掘也延长了产品的研发周期, 导致数字金融对专精特新企业持续创新能力的促进作用趋于减弱, 两者之间存在明显的非线性关系。

模型(3)和模型(4)的结果显示, 当营商环境指数小于门限值时, 数字金融发展水平每变化1%, 专精特新企业的持续创新投入和持续创新产出将分别增长0.83%和6.09%。而当营商环境指数大于门限值时, 数字金融发展水平每变化1%, 专精特新企业的持续创新投入和持续创新产出分别增长1.06%和10.25%。所有估计系数均通过了1%的显著性检验。结果表明, 营商环境的优化能够对数字金融与专精特新企业持续创新能力之间的关系发挥积极作用, 三者间存在明显的非线性特征。通过营商环境建设, 既能以促进数实融合的方式改善数字金融快速扩张可能带来的边际递减问题, 也有利于形成促进专精特新企业持续创新的服务保障模式与包容失败的研发氛围, 从而加快实现产品颠覆性变化的到来。

(二) 稳健性与内生性检验

1. 稳健性检验^①。本文采用以下三种方法展开稳健性检验：一是替换因变量。以专精特新企业的销售量作为持续创新能力指标，用对数形式表示。二是替换核心自变量。用企业所在地的互联网宽带接入用户除以常住人口数替换数字金融指标；用各地市的市场化指数作为营商环境的替代指标，2019年以后的数据用历年平均增长率推算得到。三是控制行业效应。考虑到原有模型中控制企业个体效应可能过于严格，本文调整为年份-行业效应进行考察。

以数字金融指标为门限变量的稳健性结果表明，数字金融指标的估计系数在门限值两侧均为正值，且均通过了显著性检验，印证了长期内数字金融对专精特新企业持续创新能力具有正向支持作用的观点。但所有模型中数字金融指标在高于门限值时的估计系数，均小于在低于门限值时的估计系数，证明长期内数字金融对专精特新企业持续创新能力的影响存在边际递减，即两者间存在非线性关系的研究结论。

以营商环境指标为门限变量的稳健性结果显示，在门限值两侧，数字金融指标的估计系数也呈现出显著的正相关性，即当地的营商环境变化能够对数字金融与专精特新企业持续创新能力的关系发挥促进作用。进一步地，当企业所在地的营商环境水平高于门限值时，数字金融指标的估计系数相对较高。这说明长期内当地营商环境的改善缓解了数字金融的边际递减问题，能够对专精特新企业的持续创新能力提升产生积极作用，证明了三者间存在非线性关系的研究结论。

2. 内生性检验。考虑到数字金融和营商环境两个指标作为门限变量可能存在内生性的问题，本文将采用基于一阶差分转换的GMM模型进行估计(Seo和Shin, 2016)，该方法下门限变量可以是内生的，且要求样本数据为平衡面板数据。表2中 $L.DIGI_b$ 和 $L.BE_b$ 分别表示数字金融指标与营商环境指标的低估计系数，而 $L.DIGI_d$ 和 $L.BE_d$ 则分别表示数字金融指标与营商环境指标的高估计系数与低估计系数的差， $Threshold$ 为门限值。在数字金融指标和营商环境指标作为内生变量的情形下，当数字金融指数大于门限值时，专精特新企业的持续创新投入和持续创新产出分别下降0.63%和1.73%。而通过营商环境的调整优化，数字金融对专精特新企业持续创新投入和持续创新产出的带动作用分别增长0.79%和1.02%。以上结果均通过了1%的显著性检验，并再次验证了命题1和命题2的推论。

表2 内生性处理结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字金融门限	数字金融门限	营商环境门限	营商环境门限
$L.lnIIP_b$	0.1127*** (0.0391)	—	0.3009*** (0.0982)	—
$L.lnOIP_b$	—	0.6602*** (0.2210)	—	0.7479*** (0.1911)
$L.DIGI_b$	0.0058*** (0.0021)	0.0110*** (0.0031)	0.0051*** (0.0012)	0.0087*** (0.0023)
$L.BE_b$	—	—	0.0122*** (0.0041)	0.0208*** (0.0073)
$L.lnIIP_d$	0.0989*** (0.0343)	—	0.0553*** (0.0214)	—
$L.lnOIP_d$	—	-0.0441** (0.0211)	—	0.0174*** (0.0056)
$L.DIGI_d$	-0.0063*** (0.0024)	-0.0173*** (0.0060)	0.0079*** (0.0031)	0.0102*** (0.0032)
$L.BE_d$	—	—	0.0138*** (0.0051)	0.0114*** (0.0040)
$Threshold$	256.1138*** (16.5531)	282.0983*** (23.6512)	0.1331*** (0.0281)	0.1552*** (0.0374)
Obs	17040	17040	16752	16752
效应控制	是	是	是	是

①篇幅所限，稳健性检验结果未列示，留存备索。

五、拓展性分析

(一) 机制分析

考虑到专精特新企业作为中小企业,同样会存在要素资源配置扭曲、企业产品调整迟滞以及创新合作程度不足的问题。因此,本文着重考察数字金融是否通过缓解要素错配机制、实现价值共创机制以及促进创新合作机制影响专精特新企业的持续创新能力。

1.缓解要素错配机制。专精特新企业一般规模较小,且自主创新能力的形成需要较长的时间周期,致使企业容易陷入融资、引智、留才等诸多困境。而数字金融的普惠性、智能化以及与实体经济融合的特质,可以帮助企业降低融资门槛、增加智力投资,为企业实现创新突破提供资金保障。具体而言,一是充分利用政策资源,加强大数据与人工智能等数字技术的平台建设。通过对专精特新企业运营、决策与交易等方面的数据分析,为企业在创新项目筛选、产品模式设计与成果宣传推广等一系列环节提供融资便利,有助于其实现科技成果的加速转化。二是支持专精特新企业引智留才,增强科技型中小企业的人才吸引力。尤其是在公平的市场环境下,数字金融通过对专精特新企业的资金支持,能够为企业吸引高端人才与内部智力挖掘提供助力,以促进人才流动的方式支持企业持续创新。

2.实现价值共创机制。专精特新企业主要长期深耕于产业链的某一环节或某一产品,这种经营模式需要更加关注其特定消费群体的需求变化。一旦客户需求发生改变,专精特新企业就须作出相应的策略调整,否则产品的转型迟滞最终将导致企业退出该细分市场。而数字金融的成熟应用,将有助于引导专精特新企业的产品研发更加贴合特定的市场需求。一方面,大数据、云计算等技术能够根据专精特新企业服务的特定或潜在消费群体的数据信息进行深度分析,对细分领域的市场需求变化作出精准预判,从而帮助企业灵活调整产品的研发策略,为创新能力的持续提升提供助力。另一方面,高质量的数字金融服务拓宽了消费群体的投资渠道,有助于增加家庭的投资收入。而家庭收入的增加又促使消费内容开始由低质量产品向高质量产品转移,甚至会出现个性化的消费需求。特别是对贴近民生领域的产品需求变化,会倒逼企业持续进行技术革新。同时,数字金融平台所带来的消费便利性与支付体验感的提升,打破了消费群体的有限参与困境。而专精特新企业为追求细分领域的市场回报,会将消费者体验纳入产品的整个创新过程,以需求引导企业的持续创新。

3.促进创新合作机制。专精特新企业仍是中小企业,再加上依赖创新的价值属性,使其在资金、人才与公共服务等方面所遭遇的问题要更甚于中小企业。因此,实现上下游产业链、产学研各环节的协同创新,对于提升专精特新企业的持续创新能力至关重要。而数字金融与专精特新企业的融合,能够基于数字技术与数字平台帮助企业接触到不同地区、不同行业的创新主体,有助于内化和融合各领域的技术知识,打破原有的“专业孤立”困境。特别是在良好的创新合作生态与规范的法律环境下,知识产权的有效保护使得链主企业更愿意带动专精特新企业参与重点领域的创新研发活动,为加快实现专精特新企业的技术突破提供支持。同时,专精特新企业在数字金融的支持下也减少了与科研院所的交流阻碍,能够取得更多的标志性产品与引领性标准,有利于提升企业的持续创新能力。

4.模型设计与数据分析。本文参照江艇(2022)的机制检验方法,关注数字金融是否通过缓解要素错配、实现价值共创以及促进创新合作的方式影响专精特新企业的持续创新能力。非线性中介效应检验模型设定如下:

$$Mediator_{it} = v_0 + v_1 DIGI_{it} + v_2 DIGI_{it}^2 + v_n \sum Con_{it} + \mu_i + \chi_t + \xi_{it} \quad (22)$$

其中,核心解释变量、控制变量与前文模型相一致,*Mediator*为中介变量,分别表示要素错配、价值共创与创新合作指标。

(1)要素错配指标(*DIST*)。参考王永进和李宁宁(2021)的方法,本文将资本要素和劳动要素扭曲度的几何平均数视作企业要素错配程度。同时,将专精特新企业的资本成本和劳动工资分别用当年全国贷款平均利率和企业所在省份的平均工资来表示。专精特新企业的营业收入用各省份工业生产者出厂价格指数平减,研发成本用固定资产投资价格指数平减。中间投入以主营业务收入-劳动工资-营业利润-营业税金及附加的结果来表示,该指标用工业生产者购进价格指数平减。劳动工资用居民消费价格指数平减。所有平减指数均以2010年为基期。

(2)价值共创指标(*MARK*)。考虑到专精特新企业的数据可得性,结合上市公司每年公布的年报,选择净利润增长率作为价值共创指标。专精特新企业的创新产品主要倾向于细分市场领域,消费群体对产品的需求越高,该企业的利润规模也越大,即通过净利润指标的变化反映专精特新企业的产品是否适应于市场的消费需求。

(3)创新合作指标(*COOPER*)。创新合作指标主要关注数字金融是否通过促进专精特新企业对外合作的方式持续提升创新能力。参考岑杰等(2021)的做法,以创新网络广度指标为其代理变量。具体而言,根据专精特新企业当年所获得发明专利情况,对除企业自身之外的其他参与主体(包括科研院所及其他企业)的数量进行加总,以考察专精特新企业的创新合作水平。

机制检验结果显示(见表3),数字金融能够缓解专精特新企业的要素错配问题,帮助企业更加关注细分市场的需求变化,并有助于加强与其他创新主体的交流合作。具体来看,在5%的水平上数字金融指标的估计系数每变化1%,专精特新企业的要素错配程度下降80.76%,即数字金融发展可以为创新项目的成果转化与高端人才引进提供财力保障,有效推动专精特新企业持续创新能力的提升。而数字

表3 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>DIST</i>	<i>MARK</i>	<i>COOPER</i>
<i>DIGI</i>	-0.8076** (0.3881)	1.0058** (0.4912)	3.2099*** (1.3841)
<i>DIGI</i> ²	-0.5166** (0.2213)	0.6979** (0.3152)	2.4104** (1.1202)
<i>Obs</i>	22512	22344	22452
控制变量	是	是	是

金融指标对市场需求的估计系数为1.0058,在5%的水平上显著,表明数字金融发展推动了消费群体的需求变化,且数字技术的运用促使专精特新企业可以更加了解特定消费群体的需求特点,能够帮助企业提前实现产品的升级换代,客观上带动创新能力的持续提升。此外,数字金融指标对专精特新企业创新合作的估计系数在1%的水平上呈显著的正相关性,说明数字平台建设为专精特新企业的对外交流合作提供了机会窗口。专精特新企业通过与其他创新主体的合作,有助于打破专业壁垒限制,突破原有的技术路径,从而以技术进步的方式持续提升创新能力。

(二)异质性分析

1.区域异质性分析。表4模型(1)和模型(3)的结果显示,东部地区的数字金融发展水平与专精特新企业的持续创新能力存在正相关关系,且长期内也呈现边际递减的特点,验证了命题1的推论。但数字金融指标的估计系数仅在10%的统计水平上显著,表明东部地区的数字金融并非支持专精特新企业持续创新能力提升的主要因素。而在中西部地区的样本中,数字金融指标的估计系数相对较高,且均通过了5%的显著性检验,表明中西部地区通过发展数字金融缓解了当地要素资源的错配现象,有助于提升专精特新企业的持续创新能力,但长期内数字金融同样存在边际递减问题。

表 4 区域异质性检验结果

地区	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		LnIIP: 数字金融门限	LnIIP: 营商环境门限	LnOIP: 数字金融门限	LnOIP: 营商环境门限
东部	<i>L.Lower_DIGI</i>	0.0465*(0.0251)	0.0639(0.9262)	0.0393*(0.0221)	0.0502(0.0431)
	<i>L.Upper_DIGI</i>	0.0461*(0.0270)	0.0642(0.6303)	0.0336*(0.0193)	0.0507(0.0492)
	<i>Obs</i>	13 080	13 020	13 080	13 020
	<i>Ghat</i>	186.330	0.229	223.484	0.741
	<i>Lgamma</i>	172.328	0.173	205.934	0.585
	<i>Ugamma</i>	198.431	0.301	232.728	0.819
中西部	<i>L.Lower_DIGI</i>	0.0847**(0.0351)	0.1038**(0.0461)	0.1134**(0.0550)	0.1635**(0.0703)
	<i>L.Upper_DIGI</i>	0.0797**(0.0401)	0.1057**(0.0510)	0.1121**(0.0512)	0.1686**(0.0782)
	<i>Obs</i>	8 796	8 856	8 796	8 856
	<i>Ghat</i>	155.298	0.144	179.327	0.185
	<i>Lgamma</i>	150.387	0.132	168.580	0.180
	<i>Ugamma</i>	173.457	0.168	182.414	0.205

而在营商环境为门限变量的模型中, 尽管东部地区的营商环境变化对数字金融与专精特新企业持续创新能力的关系发挥了积极作用, 但数字金融指标的估计系数均未通过显著性检验。这说明即使通过对营商环境的深度调整, 也未能使东部地区的数字金融成为提高专精特新企业持续创新能力的核心动力。与此相反, 中西部地区数字金融指标的估计系数较高, 且均通过了5%的显著性检验, 表明中西部地区通过优化营商环境改善了数字金融对专精特新企业持续创新能力的边际递减问题, 在长期内对企业的创新能力具有增益作用。

2. 所有制异质性分析。表5模型(1)和模型(3)的结果表明, 在国有性质的专精特新企业样本中, 数字金融指标的估计系数尽管在门限值两侧均为正值, 但未能通过显著性检验。这说明该类企业不同于其他科创企业所面临的融资问题, 政府对培育自主创新能力的重视、相关的创新税收补贴以及金融机构的资金倾斜, 使得国有性质的专精特新企业不依赖于数字金融服务, 也就导致数字金融的促进作用并不明显。而数字金融具有的普惠性特质改善了非国有专精特新企业存在的融资问题, 有助于创新产品更加贴合市场的需求变化, 也为产品的转型升级提供了合作平台, 从而带动该类企业持续创新能力的提升。需要注意的是, 随着数字金融的快速发展, 长期内出现的边际递减问题同样会影响非国有性质企业的持续创新能力。

从营商环境为门限变量的结果来看, 尽管营商环境发生了改变, 但也未能使数字金融对国有专精特新企业的持续创新能力产生明显作用, 相关估计系数均未能通过显著性检验。但在非国有专精特新企业的样本中, 随着企业所在地的营商环境持续优化, 数字金融对非国有性质企业的边际递减问题得到缓解。在两类模型中, 数字金融指标高于门限值的估计系数显著大于低于门限值的估计系数。这表明通过长期的数字营商环境建设, 缓解了数字金融可能存在的边际递减问题, 促进了非国有专精特新企业持续创新能力的提升, 研究结果验证了命题2的推论。

3. 行业异质性分析。以数字金融为门限变量的估计结果显示(见表6), 制造业专精特新企业样本中数字金融指标的估计系数相对较高, 且均通过了1%的显著性检验。这说明制造领域的产品更新换代往往需要尖端技术的支持, 但专精特新企业一般规模较小, 且专业属性过高, 往往容易陷入创新困境。而数字金融的出现, 为该领域的专精特新企业解决要素稀缺问题、突

破技术瓶颈提供了机会。但长期内随着数字金融的快速发展,容易导致该领域的专精特新企业出现使命漂移的问题,致使促进持续创新能力的提升作用趋于减弱。此外,非制造业专精特新企业的样本结果也存在类似的问题,两组模型中数字金融与专精特新企业的持续创新能力之间存在显著的正相关关系,且长期内数字金融的带动作用同样趋于减弱。两组样本的实证结果均验证了命题1的假设。

表 5 所有制异质性检验结果

所有制	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		LnIIP: 数字金融门限	LnIIP: 营商环境门限	LnOIP: 数字金融门限	LnOIP: 营商环境门限
国有企业	<i>L.Lower_DIGI</i>	0.0311(0.9853)	0.0471(1.2640)	0.0693(1.0433)	0.0899
	<i>L.Upper_DIGI</i>	0.0302(0.8840)	0.0469(1.1014)	0.0712(0.8393)	0.0921(0.7642)
	<i>Obs</i>	9252	9192	9252	9192
	<i>Ghat</i>	177.340	0.201	259.306	0.099
	<i>Lgamma</i>	159.387	0.156	230.997	0.058
	<i>Ugamma</i>	193.221	0.243	286.119	0.374
非国有企业	<i>L.Lower_DIGI</i>	0.0953*** (0.0281)	0.1188*** (0.0371)	0.0769*** (0.0164)	0.0981*** (0.0302)
	<i>L.Upper_DIGI</i>	0.0877*** (0.0230)	0.1210*** (0.0311)	0.0635*** (0.0192)	0.1003*** (0.0242)
	<i>Obs</i>	12624	12528	12624	12528
	<i>Ghat</i>	162.853	0.131	329.667	0.150
	<i>Lgamma</i>	160.353	0.093	298.775	0.106
	<i>Ugamma</i>	219.844	0.220	350.131	0.722

表 6 行业异质性检验结果

行业	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		LnIIP: 数字金融门限	LnIIP: 营商环境门限	LnOIP: 数字金融门限	LnOIP: 营商环境门限
制造业	<i>L.Lower_DIGI</i>	0.1029*** (0.0310)	0.1364*** (0.0353)	0.1012*** (0.0252)	0.1221*** (0.0401)
	<i>L.Upper_DIGI</i>	0.1002*** (0.0200)	0.1410*** (0.0301)	0.0916*** (0.0132)	0.1279*** (0.0212)
	<i>Obs</i>	15240	15168	15240	15168
	<i>Ghat</i>	189.445	0.129	291.917	0.161
	<i>Lgamma</i>	175.334	0.069	260.131	0.121
	<i>Ugamma</i>	209.897	0.338	325.440	0.287
非制造业	<i>L.Lower_DIGI</i>	0.2692** (0.1211)	0.2523** (0.1094)	0.3307** (0.1631)	0.3791** (0.1883)
	<i>L.Upper_DIGI</i>	0.2611** (0.1304)	0.2576** (0.1170)	0.3250** (0.1472)	0.3812** (0.1541)
	<i>Obs</i>	6396	6552	6396	6552
	<i>Ghat</i>	176.220	0.097	199.138	0.126
	<i>Lgamma</i>	150.025	0.081	162.303	0.101
	<i>Ugamma</i>	211.388	0.267	235.559	0.341

以营商环境为门限变量的估计结果显示(见表6),数字金融在营商环境的影响下对专精特新企业持续创新能力的促进作用得以加强。其中,数字金融显著增强了对制造业专精特新企业的影响力。在1%的显著性水平上,数字金融指标的估计系数在大于门限值时得到明显提升,说明当地营商环境的改善进一步强化了数字金融与制造业专精特新企业持续创新能力之间的关联关系。而在非制造业样本中,当营商环境大于门限值时,数字金融指标的估计系数也在一定程度上有所增强,且均通过了5%的显著性检验。上述研究的实证结果同样验证了命题2的推论。

六、结论与建议

本文以国家级专精特新“小巨人”企业为考察对象,通过与数字金融、营商环境两个指标进行匹配,形成了涵盖2011—2022年的样本数据。在理论分析的基础上,以动态面板门限模型的方法对样本数据进行检验,研究结论如下:第一,发展数字金融能有效促进专精特新企业持续创新能力的提升。但长期内数字金融会产生边际递减问题,两者间的关系具有非线性的变化特征。经过稳健性与内生性检验后,此结论依然成立。第二,通过企业所在地的营商环境建设,可以改善数字金融长期内的边际递减问题,提高对专精特新企业持续创新能力的促进作用,三者间同样存在非线性关系的特点。第三,机制检验表明,数字金融主要是通过缓解要素错配、实现价值共创以及促进创新合作的方式提升专精特新企业的持续创新能力。第四,异质性检验表明,数字金融对专精特新企业的边际效应在中西部地区、非国有企业和制造业领域体现得尤为明显,须在推动数实融合的过程中更加重视营商环境的促进作用。

在此基础上,本文提出以下建议:一是通过加强数实融合的方式提升数字金融对专精特新企业的赋能作用。金融部门一方面要利用数字技术精准识别专精特新企业在资金、技术、人才等关键要素上的需求缺口,以定制化的金融服务缓解企业的要素配置扭曲问题。另一方面,通过捕捉客户群体的需求偏好,帮助专精特新企业调整产品结构,并以数字营销工具拓宽企业的销售渠道,增强企业的品牌影响力。同时,构建开放合作的数字金融生态系统,以研发资金支持、风险共担机制、成果转化服务等方式促进专精特新企业与科研院所、上下游企业之间的深度合作,共同推动技术进步和产业升级。二是发展高质量的数字金融服务。金融监管部门应加强数据安全治理工作,推动数据治理能力的现代化建设。具体而言,运用先进的加密技术、严格的访问控制以及数据脱敏等手段,消除金融数据在传输、存储和处理过程中的安全隐患。完善包括数据审计、风险评估与应急响应在内的安全管理制度,提高风险识别、评估和应对能力。在此基础上,向专精特新企业提供定制化的数字技能培训,确保企业具有充分利用数字金融服务的能力。三是构建优质高效的科技营商环境。政府部门要加强顶层设计,建立具有地方特色的创新决策机制、激励机制和政策保护机制,打造政府、企业 and 客户共同参与的价值共创型决策体系。通过集聚专业化服务机构,形成线上线下相结合的科技服务网络,帮助专精特新企业打破市场间的信息壁垒,促使企业及时调整创新产品的研发策略。同时,重视专精特新企业的知识产权保护工作,加强科研院所、第三方服务机构、行业协会等各方的协调合作,解决专精特新企业创新过程中的堵点卡点,以打造一流的科技营商环境,为加快发展新质生产力提供支持。

主要参考文献:

- [1] 安家骥,刘国亮.营商环境驱动专精特新企业创新的路径选择——基于FsQCA的定性比较分析[J]. 科学管理研究,2023,(2).
- [2] 岑杰,李章燕,李静.企业专利合作网络与共性技术溢出[J]. 科学学研究,2021,(5).
- [3] 董志勇,李成明.专精特新中小企业高质量发展态势与路径选择[J]. 改革,2021,(10).
- [4] 郭菊娥,陈辰.数字科技何以驱动新质生产力发展——以专精特新企业为实现主体[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2024,(4).
- [5] 何瑛,陈丽丽,杜亚光.数据资产化能否缓解专精特新中小企业融资约束[J]. 中国工业经济,2024,(8).
- [6] 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).

- [7] 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).
- [8] 李树文, 罗瑾琰, 张志菲. 从定位双星到布局寰宇: 专精特新企业如何借助关键核心技术突破实现价值共创[J]. 南开管理评论, 2024, (3).
- [9] 林赛燕, 杨星月, 王正新. 城市营商环境何以促进企业高质量发展——来自中国上市企业的微观证据[J]. 经济社会体制比较, 2024, (5).
- [10] 任保全. 本土市场需求与专精特新企业创新——基于创新绩效和创新结构视角[J]. 现代经济探讨, 2024, (5).
- [11] 任缙, 高婷婷, 石鑫, 等. 数字普惠金融与中小企业专精特新发展——效应分析及机制检验[J]. 软科学, 2024, (4).
- [12] 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).
- [13] 王永进, 李宁宁. 中间品贸易自由化与要素市场扭曲[J]. 中国工业经济, 2021, (9).
- [14] 邹爱其, 吴轶珂, 戴维奇. 专精特新战略导向赋能中小企业成长的机制研究[J]. 中国人民大学学报, 2024, (5).
- [15] 吴娜, 于博, 白雅馨, 等. 营商环境、企业家精神与金融资产的动态协同[J]. 会计研究, 2021, (3).
- [16] 夏清华, 朱清. 增量提质: 营商环境生态与专精特新企业——基于模糊集定性比较分析[J]. 经济与管理研究, 2023, (8).
- [17] 湛泳, 马从文. 专精特新“小巨人”企业培育对突破式创新的影响研究[J]. 管理学报, 2024, (4).
- [18] 张蕊, 余进韬. 数字金融、营商环境与经济增长[J]. 现代经济探讨, 2021, (7).
- [19] 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).
- [20] 赵炎, 齐念念, 阎瑞雪, 等. 结构嵌入、吸收能力与企业持续性创新——来自高新技术企业联盟创新网络的证据[J]. 管理工程学报, 2023, (4).
- [21] 诸竹君, 袁逸铭, 许明, 等. 数字金融、路径突破与制造业高质量创新——兼论金融服务实体经济的创新驱动路径[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, (4).
- [22] Bai H R, Huang L Y, Wang Z Q. Supply chain financing, digital financial inclusion and enterprise innovation: Evidence from China [J]. [International Review of Financial Analysis](#), 2024, 91: 103044.
- [23] Berg T, Burg V, Gombović A, et al. On the rise of FinTechs: Credit scoring using digital footprints [J]. [The Review of Financial Studies](#), 2020, 33(7): 2845–2897.
- [24] Chen T, Huang Y, Lin C, et al. Finance and firm volatility: Evidence from small business lending in China [J]. *Management Science*, 2021, 68(3): 2226–2249.
- [25] Ding N, Gu L L, Peng Y C. Fintech, Financial constraints and innovation: Evidence from China [J]. [Journal of Corporate Finance](#), 2022, 73: 102194.
- [26] Feng R, Shen C, Guo Y Y. Digital finance and labor demand of manufacturing enterprises: Theoretical mechanism and heterogeneity analysis [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2024, 89: 17–32.
- [27] Luo Y G, Cui H J, Zhong H Y, et al. Business environment and enterprise digital transformation [J]. [Finance Research Letters](#), 2023, 57: 104250.
- [28] Seo M H, Shin Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity [J]. [Journal of Econometrics](#), 2016, 195(2): 169–186.
- [29] Xie X M, Qi G Y, Zhu K X. Corruption and new product innovation: Examining firms' ethical dilemmas in transition economies [J]. [Journal of Business Ethics](#), 2019, 160(1): 107–125.
- [30] Zhang P, Wang Y R, Wang R Y, et al. Digital finance and corporate innovation: Evidence from China [J]. [Applied Economics](#), 2024, 56(5): 615–638.

A Research on Digital Finance, Business Environment, and Sustainable Innovation of Specialized, Refined, Unique, and Innovative Enterprises

Hu Bing^{1,2}, Qi Yudong¹

(1. School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University, Beijing 100875, China;

2. School of Business, Henan University of Science and Technology, Henan Luoyang 471000, China)

Summary: As the key carrier of implementing the national innovation-driven development strategy, the specialized, refined, unique, and innovative (“SRUI”) enterprises are of great significance for enhancing the capability of independent innovation. In recent years, with the development of digital finance and the construction of business environment, the impact on “SRUI” enterprises has become increasingly far-reaching. On the basis of using the mathematical model to explore the relationship between digital finance, business environment, and sustainable innovation capability of “SRUI” enterprises, this paper carries out dynamic threshold model analysis and mechanism testing on the sample data from 2011 to 2022. The results show that the development of digital finance significantly improves the sustainable innovation capability of “SRUI” enterprises, but there is a marginal diminishing effect in the long run. The construction of business environment can alleviate the marginal diminishing effect of digital finance and provide gains for the sustainable innovation capability of “SRUI” enterprises. There is a nonlinear relationship between the three. However, this conclusion is restricted by certain conditions, and the promotion effect is relatively obvious only for non-state-owned “SRUI” enterprises, those in central and western regions, and those in the manufacturing industry. Mechanism testing shows that digital finance plays a positive role in the sustainable innovation capability of “SRUI” enterprises mainly by alleviating factor mismatch, realizing value co-creation, and promoting innovation cooperation. The above conclusions provide policy enlightenment on how to promote the sustainable innovation of “SRUI” enterprises.

Key words: digital finance; business environment; “SRUI” enterprises; sustainable innovation

(责任编辑: 王西民)