

# 数字金融对企业技术创新的影响研究

朱怡霖

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年5月27日; 录用日期: 2025年6月10日; 发布日期: 2025年7月7日

## 摘要

创新是推动企业发展的关键所在, 但其所展现出的长周期、高风险特性让传统金融望而却步。本研究选取2011~2022年A股上市公司面板数据, 实证检验数字金融这一传统金融体系的革新形态对企业技术创新的驱动效应。机制分析表明, 数字金融能够拓宽资金来源渠道, 减少融资时因信息不对称带来的成本, 资金来源增多及融资成本的下降都能够缓解企业的融资约束, 从而为企业技术创新提供了有力支持。为验证结论稳健, 本文通过工具变量法对内生性问题进行处理。本文的研究为企业提升自身创新能力提供了理论支持和实践方法。研究结果对推动数字金融发展、优化金融资源配置以及完善相关政策具有重要的启示意义。

## 关键词

数字金融, 融资约束, 企业技术创新

# The Influence of Digital Finance on Corporate Technological Innovation

Yilin Zhu

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: May 27<sup>th</sup>, 2025; accepted: Jun. 10<sup>th</sup>, 2025; published: Jul. 7<sup>th</sup>, 2025

## Abstract

Innovation serves as a pivotal driver of enterprise development, yet its inherent long-term nature and high-risk characteristics often deter traditional financial institutions from active engagement. This study employs panel data from A-share listed companies spanning 2011 to 2022 to empirically examine the catalytic effects of digital finance—an innovative evolution of conventional financial systems—on corporate technological innovation. Mechanism analysis reveals that digital finance

facilitates technological advancement through dual pathways: expanding funding channels and reducing information asymmetry costs during financing. The increased accessibility to capital and diminished financing costs collectively alleviate corporate financing constraints, thereby establishing robust support for innovation activities. To ensure result reliability, the instrumental variable approach is implemented to address potential endogeneity concerns. The findings provide theoretical foundations and practical methodologies for enterprises seeking to enhance innovation capabilities. From a policy perspective, this research carries significant implications for accelerating digital financial ecosystem development, optimizing financial resource allocation efficiency, and refining innovation-oriented regulatory frameworks. Specifically, it advocates for targeted financial infrastructure investments and differentiated policy design that accommodates enterprises' heterogeneous innovation demands across development stages.

## Keywords

Digital Finance, Financing Constraints, Corporate Technological Innovation

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言与文献综述

数字金融作为金融科技融合的产物，正深刻地改变着传统金融的运作模式与服务方式。其借助“ABCD”技术，能有效降低信息不对称，拓宽金融服务的边界，提升金融服务的效率与精准度。与此同时，企业技术创新作为推动经济高质量发展的核心动力，对于提升企业的核心竞争力、促进产业升级以及实现可持续发展具有至关重要的作用。然而，企业在技术创新过程中往往面临着诸多困境，如融资难题、信息获取难等。在此背景下，数字金融的兴起为企业技术创新带来了新的机遇，引发了学术界对企业技术创新与数字金融之间关系的广泛关注。

本研究聚焦于数字金融对企业技术创新的影响，旨在深入剖析数字金融通过何种机制影响企业技术创新。通过对现有文献的梳理与分析，并结合实际数据进行实证检验，期望能够为企业更好地利用数字金融资源推动技术创新提供理论依据与实践指导，同时也为相关政策的制定与完善提供参考。

数字金融通过多种方式对企业技术创新产生直接影响。赵绍阳等[1] (2024)通过实证研究发现，数字金融能够显著降低银企之间的信息不对称，优化信贷结构，从而显著改善企业的融资困境，特别是对中小企业和欠发达地区的企业更具普惠性，但未深入探讨数字金融对不同行业、不同类型企业在技术创新投入结构和产出质量上的具体影响差异，对于数字金融发挥作用的中介机制挖掘不够深入，未充分考虑可能存在的其他潜在影响因素。谢雪燕等[2] (2024)的研究进一步指出，数字金融通过支付、信贷等业务降低了企业的融资成本，使得企业能够将更多资源投入到研发活动中，从而促进企业创新。马连福等[3] (2024)的研究表明，数字金融通过提升企业的风险承担水平，驱动企业从渐进式创新转向突破式创新。郑雨稀等[4] (2024)的研究发现，数字金融的覆盖广度对突破式创新的促进作用更为显著。诸竹君等[5] (2024)则指出，数字金融通过技术溢出效应加速了知识流动，推动了制造业创新路径的突破。姜楠等[6] (2022)基于 2015~2022 年中国 A 股上市公司数据研究发现，数字金融发展能够显著提升企业新质生产力，进而促进企业技术创新。这表明数字金融作为一种新兴的金融模式，能够为企业技术创新提供更为有效的金融支持，从而推动企业技术创新的发展。

然而，数字金融对企业技术创新的影响并非一成不变。高粼彤等[7] (2023)发现，数字金融对企业技术创新的激励效应具有“先正后负”的倒U型非线性特征。这可能是因为当数字金融发展到一定程度后，可能会出现一些问题，如市场竞争加剧、监管难度增加等，从而对企业技术创新产生一定的负面影响。因此，在推动数字金融发展的过程中，需要关注其发展程度与企业技术创新之间的平衡关系。

不同企业类型和地区背景下，数字金融对企业技术创新的影响存在显著的异质性。刘莉等[8] (2024)和唐松等[9] (2024)的研究发现，数字金融对中西部地区和金融发展滞后地区的创新促进作用更显著，体现其“雪中送炭”特性。聂秀华[10] (2021)的研究也发现，数字金融对高科技中小企业技术创新水平的“激励效应”更大，且只对非国有所有权性质或者经济发展水平较高、制度环境质量较好区域内的中小企业的技术创新水平有显著的“激励作用”。这可能是因为非国有企业和科技型企业在技术创新方面具有更大的潜力和动力，而数字金融能够更好地满足其对资金和技术支持的需求，从而发挥出更强的促进作用。

已有文献从多个视角分析了数字金融对企业创新活动的影响，但大多数文献对中介机制的分析还停留在表面，不够深入。本文的边际贡献可能在于：第一，更细致地分析了数字金融对企业创新的影响机制；第二，从数字金融这一新兴视角拓展了金融机构与企业创新间的影响研究。

现有研究仍存在一些不足之处。例如，多数研究集中于数字金融对企业技术创新的短期影响，对其长期影响的研究相对较少，因此本文将研究样本扩充到十二年之久进行研究分析；此外，关于数字金融与企业技术创新之间作用机制研究还不够深入，本文更细致地对其影响机制进行了分析。

未来的研究可以在以下几个方面进一步拓展：一是加强对数字金融对企业技术创新长期影响的研究，以更全面地了解数字金融的作用效果；二是深入探讨数字金融与企业技术创新之间的作用机制，揭示两者之间的内在联系与协同发展路径；三是结合更多的实际案例和数据，深入分析数字金融在促进企业技术创新过程中面临的挑战与问题，为相关政策的制定提供更具实践价值的参考。

## 2. 理论分析

企业创新活动带有高风险、长周期等特有属性，故企业在创新时，往往需要借助金融市场的融资支持。然而，在金融市场中普遍存在信息不对称问题，会使得投资者难以精准评估企业的信用状况以及项目的潜在风险，进而导致企业的融资成本上升、融资难度大。数字金融的兴起为解决这一难题带来了新的契机。凭借数字技术，数字金融能够高效地整理、解析和处理企业的多维度数据，涵盖财务状况、经营业绩、市场表现等方面，从而为企业提供更为精准的信用评估与风险定价服务。这一过程有助于显著降低金融市场中的信息不对称程度，有效降低企业的融资成本，提升融资效率。

一方面，数字金融能够整合市场中的金融资源，并将其转化为有效供给，为企业开辟更多元化的融资方式。例如，智能化财富管理、供应链融资服务、零售金融服务等创新服务模式，能够精准满足不同类型企业的融资需求，尤其是对中小企业和民营企业而言，这些服务为其技术创新活动提供了坚实的财务保障。另一方面，数字金融显著降低了金融机构与企业之间的信息不对称，大大提升了金融中介的信息搜集能力。其运用科技手段，实现对不同企业行为数据的抓取并进行深度整合，进而建立高效的独立征信服务平台。这为投资者提供了更多数量、更多维度的决策信息，从而促使资金流向优质企业，帮助其发展生产经营活动，缓解了企业的融资约束，为企业创新活动拓展了更多的选择空间与可能性。

综上所述，数字金融通过缓解融资约束，为企业拓宽融资渠道、创新融资方式，并强化金融中介的信息搜集能力，从而有力地推动了企业技术创新的发展。这一机制为解决企业融资难题提供了切实有效的路径。基于此，本文提出如下假设：

**H1：**数字金融通过缓解融资约束提高企业技术创新能力。

3. 研究设计

3.1. 数据来源与指标选取

为验证提出的假设，本文数据来源如下：1) 由北京大学数字金融研究中心发布的《数字普惠金融指数》[11]。2) 与微观企业活动相关的数据，均来自于国泰安数据库(CSMAR)。

本文对数据进行了以下处理：1) 金融、房地产类上市企业，本文将其剔除；2) 为确保数据的质量，本文只保留了连续 11 年及 12 年数据完善的企业；3) 连续三年出现 ST 的上市企业，本文将其剔除。此外，对微观企业数据等连续变量进行了缩尾处理，消除了极端值影响。经过上述处理，筛选出了 2392 个样本、26,812 个观察值的面板数据。

3.2. 模型设计

3.2.1. 变量定义

1) 被解释变量：企业创新(Innovation)。以往的学术研究中，常从投入的角度衡量企业技术创新能力。然而，投入多并不一定都能高效地转化为产出，因为实际创新活动通常有很高的可能性会失败。鉴于此，本文采用企业专利获得数总和加一后取自然对数来表示企业技术创新能力，这在衡量企业自身技术创新能力方面可能更合理。

2) 核心解释变量：数字金融(DIF)。本文借助郭峰(2016)等[11]学者编制的《数字普惠金融指数》，将其作为数字金融发展的代理变量。

3) 中介变量：融资约束(KZ-index)。本文用 KZ 指数作其代理变量。

4) 控制变量(Controls)：本文考虑了多个企业微观层面的指标，尽可能降低遗漏变量带来的影响。包括资产规模(TA)、资产负债比率(Lev，总负债与总资产之比)、市盈率(MR，每股市价与每股收益之比)以及营业收入增长率(RR)，本文变量定义如表 1 所示：

Table 1. Variable definition  
表 1. 变量定义

| 变量类型  | 变量         | 含义      | 度量方法                                                           |
|-------|------------|---------|----------------------------------------------------------------|
| 被解释变量 | Innovation | 企业创新    | $\ln(\text{当年独立获得专利总和} + 1)$                                   |
| 解释变量  | DIF        | 数字金融    | 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》                                   |
| 控制变量  | TA         | 资产规模    | 企业年末总资产                                                        |
|       | Lev        | 资产负债比率  | 总负债与总资产之比                                                      |
|       | MR         | 市盈率     | 每股市价与每股收益之比                                                    |
|       | RR         | 营业收入增长率 | $(\text{本期营业收入} - \text{上期营业收入}) / \text{上期营业收入} \times 100\%$ |

3.2.2. 模型设计

选取当年独立获得专利总和加一后取对数来衡量被解释变量，构建估计模型如(1)式：

$$\text{Innovation}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{DIF}_{i,t} + \beta_2 \text{CV} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

本文的核心解释变量为数字金融指数(DIF)，该指数基于省级层面进行度量。被解释变量为企业技术创新能力(Innovation)，以企业当年独立获得的专利数量总和加一取对数作为其代理变量。此外，模型还纳入了一系列控制变量(CV)，这些变量已在前文进行了详细阐述。模型中的随机误差项以  $\varepsilon$  表示。通过

上述模型设定，能够有效评估数字金融指数对企业技术创新能力的影响，同时控制其他潜在影响技术创新的因素。

3.3. 描述性统计

表 2 展示了全样本数据的描述性统计结果。统计分析表明，企业技术创新能力(以专利数量的对数值表示)的最大值为 8.914，而最小值为 0，后者表明部分企业在样本期间内未产生任何创新产出。这一结果揭示了企业间在创新水平上存在显著的异质性。同时，数字金融指数的最大值为 460.691，最小值为 16.220，表明不同地区数字金融的发展水平也呈现出明显的差异性。

Table 2. Descriptive statistics  
表 2. 描述性统计

| VarName    | Obs    | Mean     | SD       | Min      | Median   | Max       |
|------------|--------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| Innovation | 26,812 | 1.287    | 1.529    | 0.000    | 0.693    | 8.914     |
| DIF        | 26,812 | 265.177  | 111.275  | 16.220   | 271.840  | 460.691   |
| TA         | 26,812 | 8.79e+10 | 1.06e+12 | 3.08e+06 | 4.60e+09 | 3.96e+13  |
| Lev        | 26,812 | 0.472    | 1.163    | -0.195   | 0.448    | 178.345   |
| MR         | 26,812 | 0.324    | 0.181    | -1.671   | 0.303    | 1.290     |
| RR         | 26,812 | 4.140    | 369.497  | -48.417  | 0.119    | 59411.549 |

4. 实证分析

4.1. 基准回归

回归结果见表 3。本文的基准模型如式(1)，用其检验数字金融对企业技术创新的影响。为保证结果是稳健的，列(2)在列(1)的基础回归上考虑了控制变量。结果显示，列(1)和列(2)的数字金融系数都显著为正。上述回归结果表明数字金融的发展对企业创新存在显著促进作用，且促进作用具备稳健性。

Table 3. Benchmark regression  
表 3. 基准回归

| VARIABLES | (1)                 | (2)                 |
|-----------|---------------------|---------------------|
|           | Innovation          | Innovation          |
| DIF       | 0.001***<br>(0.000) | 0.000***<br>(0.000) |
| TA        |                     | 0.000***<br>(0.000) |
| Lev       |                     | -0.017**<br>(0.008) |
| MR        |                     | 0.550***<br>(0.053) |
| RR        |                     | -0.000<br>(0.000)   |

续表

|                |                     |                     |
|----------------|---------------------|---------------------|
| Constant       | 1.143***<br>(0.023) | 1.004***<br>(0.030) |
| Observations   | 26,812              | 26,812              |
| R-squared      | 0.002               | 0.010               |
| Control        | YES                 | YES                 |
| Industry Fixed | YES                 | YES                 |
| Year Fixed     | YES                 | YES                 |

Standard errors in parentheses: \*\*\*p &lt; 0.01, \*\*p &lt; 0.05, \*p &lt; 0.1.

## 4.2. 内生性检验

本文存在一定程度由“遗漏变量”问题带来的内生性问题。为解决这一问题，本文采用的内生性检验方法通过参考万佳戡(2020) [12]等学者的做法，选取了省级互联网普及率(Internet)作为本文的工具变量来进行研究。选择该指标作为工具变量的原因在于，互联网普及率是数字金融发展的地基，也是数字金融发展直接助推。并且互联网普及率对企业创新基本不产生影响。因此，选择其做工具变量是合理的，既满足了和数字金融高度相关性，又满足了外生性的条件。从理论上说明了工具变量的合理性后，还需要通过实证来验证。表 4 是内生检验的回归结果，如表 4 所示。研究发现，关键变量的系数能通过 1% 的显著性检验，即选取的工具变量与数字金融具有强相关性。

Table 4. Endogeneity test

表 4. 内生性检验

|          | (1)<br>DIF              | (2)<br>Innovation    |
|----------|-------------------------|----------------------|
| DIF      |                         | 0.000*<br>(1.950)    |
| Internet | 5.640***<br>(175.505)   |                      |
| TA       | -0.000***<br>(-2.919)   | 0.000***<br>(11.058) |
| Lev      | 0.630<br>(1.550)        | -0.017**<br>(-2.055) |
| MR       | -3.205<br>(-1.226)      | 0.552***<br>(10.443) |
| RR       | 0.000<br>(0.146)        | -0.000<br>(-1.359)   |
| _cons    | -86.129***<br>(-38.650) | 1.075***<br>(29.443) |
| N        | 26812                   | 26812                |
| R2       | 0.536                   | 0.010                |

Standard errors in parentheses: \*\*\*p &lt; 0.01, \*\*p &lt; 0.05, \*p &lt; 0.1.

列(2)显示数字金融的系数满足显著性要求，并且显著为正。结果表明数字金融对企业技术创新的显著促进作用是真实可靠的。

4.3. 机制分析

为进一步探究，数字金融如何影响企业创新，本研究参考温忠麟和叶宝娟[13](2014)两位学者所研究的中介效应进行检验。表 5 是对“数字金融 - 融资约束 - 企业技术创新”机制的检验结果。列(1)的结果显示，在 1%的显著性水平上显著，这说明数字金融的发展与企业创新水平的提升具有显著的正相关关系，即数字金融的发展能够有效地促进企业创新。

Table 5. Mediation effect  
表 5. 中介效应

| VARIABLES      | (1)                 | (2)                  | (3)                  |
|----------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                | Innovation          | KZindex              | Innovation           |
| DIF            | 0.000***<br>(0.000) | -0.002***<br>(0.000) | 0.000***<br>(0.000)  |
| KZindex        |                     |                      | -0.099***<br>(0.005) |
| TA             | 0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) | 0.000***<br>(0.000)  |
| Lev            | -0.017**<br>(0.008) | 6.380***<br>(0.065)  | 0.207***<br>(0.065)  |
| MR             | 0.550***<br>(0.053) | -1.925***<br>(0.081) | -0.201***<br>(0.069) |
| RR             | -0.000<br>(0.000)   | 0.000*<br>(0.000)    | -0.000*<br>(0.000)   |
| Constant       | 1.004***<br>(0.030) | -0.417***<br>(0.057) | 1.348***<br>(0.048)  |
| Observations   | 26,812              | 24,321               | 24,321               |
| R-squared      | 0.010               | 0.410                | 0.028                |
| Control        | YES                 | YES                  | YES                  |
| Industry Fixed | YES                 | YES                  | YES                  |
| Year Fixed     | YES                 | YES                  | YES                  |

Standard errors in parentheses: \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

列(2)的回归结果显示，数字金融对融资约束的影响是显著为负的。这一结果可以作进一步的解释说明：首先，数字金融的发展能够满足更多企业的资金需求，数字金融通过数字技术整合社会闲散资金，能够拓宽融资渠道，降低融资门槛；另一方面，数字金融通过数字化技术，降低了企业与金融机构间的信息不对称，通过大数据手段，投资者能获取更多维大量的信息，有助于投资者判断企业的信用，从

而提高了贷款的可获得性。

表 5 的检验结果显示,估计系数均是显著,这表明通过缓解企业的融资约束,有助于促进企业的技术创新这一机制是显著可靠的。即数字金融的发展能够为解决企业在面临传统金融视角下,金融机构的风险厌恶,不愿意为企业技术研发提供资金、承担风险这一难题,为企业的创新发展注入“新动力”。

## 5. 结论与建议

本文收集了 2392 家 A 股上市企业相关数据,数字金融与企业技术创新两者之间的影响路径本文运用双向固定效应模型进行了验证。研究发现,数字金融明显有助于提升企业技术创新能力。为强化研究结论的稳健性,采用互联网普及率作为工具变量进行内生性处理,经弱工具变量检验和过度识别检验,证实工具变量选取符合有效性要求。

深入机制分析发现,融资约束在数字金融影响企业技术创新的传导路径中发挥关键中介作用。具体而言,数字化金融服务通过双重路径实现创新驱动:一方面构建多元化融资渠道,有效拓宽企业创新资金来源;另一方面依托技术优势降低资金获取成本,形成“开源节流”的协同效应。这种双重机制显著缓解企业面临的融资约束,为技术创新提供持续动力。研究突破传统单维分析框架,构建“宏观金融环境-微观企业行为”的双重视角,为优化金融资源配置效率提供新的理论解释。

研究结论对政策制定具有以下启示:应加大对 5G 网络、光纤宽带等高速通信网络的建设投入,提高网络覆盖范围和传输速度,为数字金融的各类业务应用提供稳定、高效的基础通信环境,逐步深化数字金融的发展,充分发挥数字金融的规模效应。鼓励金融机构、科技企业等加大对区块链、人工智能、大数据、云计算等金融科技关键技术的研发投入,提高自主创新能力。加大对企业技术创新的支持力度,实现金融资源利用的高效化。同时,政府在制定创新相关政策时,应促进数字金融与创新政策的深度融合,通过制定多元金融支持政策,满足不同企业群体的需求,提高企业创新效率,从而促进实体经济的高质量发展。

## 参考文献

- [1] 赵绍阳,李梦雪,余楷文.数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J].经济动态,2022(8): 98-116.
- [2] 谢雪燕,朱晓阳.数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J].国际金融研究,2021(1): 87-96.
- [3] 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.
- [4] 郑雨稀,杨蓉, Mohammad Heydari.数字金融促进了突破式创新还是渐进式创新? [J]. 云南财经大学学报, 2022, 38(2): 49-69.
- [5] 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, 41(4): 68-88.
- [6] 姜楠,王薪有,杨蕴丽.数字金融赋能企业新质生产力发展研究——基于融资约束和实质性科技创新视角[J].重庆理工大学学报(社会科学), 2025, 39(3): 78-92.
- [7] 高粼彤,孟霏,田启波.数字金融对企业技术创新的影响及空间效应[J].科研管理,2024, 45(6): 72-82.
- [8] 刘莉,杨宏睿.数字金融、融资约束与中小企业科技创新——基于新三板数据的实证研究[J].华东经济管理,2022, 36(5): 15-23.
- [9] 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+9.
- [10] 聂秀华,吴青.数字金融对中小企业技术创新的驱动效应研究[J].华东经济管理,2021, 35(3): 42-53.
- [11] 郭峰,孔涛,王靖一,张勋,程志云,阮方圆,孙涛,王芳.中国数字普惠金融指标体系与指数编制[Z].北京大学数字金融研究中心工作论文,2016.
- [12] 万佳彧,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.
- [13] 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.