

# 数字金融与企业创新——基于融资约束的中介效应

周黎航

贵州财经大学应用经济学院，贵州贵阳，550025；

**摘要：**企业创新能力是国家综合实力的重要组成部分，数字金融的发展则是经济增长的重要动力，本文以 2011-2023 年 A 股上市公司为研究对象，分析数字金融对企业创新的影响，结果发现，数字金融发展能够通过缓解企业的融资约束促进企业创新。

**关键词：**数字金融；企业创新；融资约束

**DOI：**10.69979/3029-2700.25.01.091

## 引言

企业创新水平的提高不但能够加快科技的发展，提高生产效率，降低生产成本，从而推动经济的增长，而且能够推动行业的升级换代和产业的转型升级，引导产业向该技术的发展方向，推动经济结构的优化和升级；企业的创新能力还是国家竞争力的重要组成部分，企业创新水平的提高也是增强国家综合国力的重要动力。随着数字技术的不断进步，数字金融已经成为推动我国经济增长的重要力量，人民银行在《金融科技发展规划（2022-2025 年）》提出要深化金融的供给侧结构性改革，加快金融机构的数字化转型，提供更加普惠的金融服务。与传统金融相比，数字金融能够降低企业的融资成本，更方便的解决企业资金需求问题，缓解企业的融资约束，从而提高企业的创新水平，基于 2011-2023 年 A 股上市公司数据，本文通过中介效应模型，研究了数字金融、融资约束和企业创新之间的关系，分析了融资约束在数字金融发展促进企业创新的作用机制。

## 1 理论分析和研究假设

由于企业创新活动投入较大，并且需要较长的周期，因此充足稳定的资金是企业创新活动的重要保障，数字金融的快速发展能够为企业提供充足的资金来源<sup>[1]</sup>，同时，数字金融能够打破传统金融的壁垒，通过互联网等手段提供覆盖范围更广的金融服务<sup>[2]</sup>，从而企业能够获得低成本的融资，促进企业的创能水平。此外，数字金融能够降低企业在传统融资过程中因信贷风险等原因造成的长时间的审查等问题，提高企业的融资效率<sup>[3]</sup>。综上，本文提出：

假设 1：数字金融发展能够促进企业创新。

融资约束是限制企业创新的重要因素，数字金融的发展能够使投资者更加全面的关注企业信息，同时由于个人投资者更看好具有创新型企业，会更青睐与投资该类企业，进而缓解了企业的融资约束<sup>[4]</sup>，通过数字技术，也能够减少银行和企业由于信息不对称等问题，从而缓解企业的融资约束<sup>[5]</sup>，因此提出如下假设：

假设 2：数字金融能够通过缓解企业的融资约束促进企业创新。

## 2 研究设计

### 2.1 数据来源

本文选取 2011-2023 年 A 股上市企业作为研究对象，并根据以往研究对样本作出如下处理：（1）剔除金融类企业样本；（2）剔除 ST 和 ST\*类企业样本；（3）剔除数据缺失严重的企业样本；（4）剔除在样本统计期间上市的企业，经过筛选后，共得到 22017 个有效观测值，为避免极端值的影响，对数据进行前后 1%水平缩尾处理。数字金融数据来自于北大数字普惠金融指数，企业创新数据来自于 CNRDS 数据库，其他数据来源于国泰安数据库。

### 2.2 变量说明

#### 2.2.1 被解释变量

企业创新（Patent）。本文采用专利申请数量来度量企业创新，并对该指标加 1 取对数进行处理。

#### 2.2.2 解释变量

数字金融指数（DIF）为本文核心解释变量，选取北大数字普惠金融市级指数作为研究变量。

#### 2.2.3 中介传导变量

融资约束 (SA) 为中介变量。参考鞠晓生 (2015) 的做法, 选取 SA 指数表示企业的融资约束情况, SA 指数为负且绝对值越大, 说明企业受到的融资约束程度越严重[6]。

#### 2.2.4 控制变量

本文选取资产负债率 (tl)、企业规模 (size)、资产收益率 (roa)、托宾 Q (tobin) 和企业年龄 (age) 作为控制变量。各变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计结果

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Patent	22017	2.619	1.860	0	2.773	9.406
DIF	22017	213.2	77.10	21.26	222.2	359.7
SA	22017	-3.812	0.276	-4.904	-3.830	-1.455
tl	22017	0.471	1.274	-0.195	0.448	178.3
size	22017	22.39	1.394	14.94	22.24	28.64
roa	22017	0.0320	0.839	-30.69	0.0310	108.4
tobin	22017	2.231	8.011	0.641	1.546	729.6
age	22017	12.84	7.021	0	12	31

### 2.3 模型设定

为分析数字金融对企业创新的影响, 构建如下模型:

$$\text{Patent}_{it} = \alpha + \beta \text{DIF}_{it} + \lambda \text{contorl}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\text{Patent}_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的创新水平,  $\text{DIF}_{it}$  表示企业  $i$  所在市第  $t$  年的数字金融发展水平,  $\text{contorl}_{it}$  表示控制变量,  $\alpha$  为常数项,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项, 模型采用了行业和时间固定效应进行分析。

#### 2.4 中介模型

为研究融资约束是否在数字金融和企业创新之间存在中介作用, 本文参考温忠麟等 (2014) 的做法<sup>[7]</sup>, 构建了如下模型:

$$\text{SA}_{it} = \alpha + \beta \text{DIF}_{it} + \lambda \text{contorl}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Patent}_{it} = \alpha + \beta \text{DIF}_{it} + \gamma \text{SA}_{it} + \lambda \text{contorl}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中  $\text{SA}_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年受到的融资约束, 模型均固定行业和时间效应。

### 3 实证分析

#### 3.1 回归分析

表 2 为基准回归和中介效应分析结果。M (1) 是数字金融对企业创新的影响的基本关系的实证结果, 从表中可以看出, 数字金融对企业创新的回归系数为 0.013

1, 并且在 1%水平上显著, 说明数字金融发展能够促进企业创新。加入控制变量以后, M (2) 结果显示数字金融的回归系数为 0.0108, 在 1%水平上显著, 这表明在纳入控制变量以后, 在数字金融发展的作用下, 企业创新水平得以提升。

表 2 回归分析结果

变量	M (1)	M (2)
	Patent	Patent
DIF	0.0131*** (0.000514)	0.0108*** (0.000455)
tl		0.00259 (0.00775)
size		0.632*** (0.00763)
roa		0.00772 (0.0117)
tobin		0.00491*** (0.00121)
age		-0.0244*** (0.00162)
常数项	-0.242* (0.101)	-13.26*** (0.182)
固定效应	是	是
R2	0.289	0.464

#### 3.2 稳健性分析

为检验数字金融对企业创新影响的实证结果的稳健性, 本研究采用如下两种方法方法: 一是替换被解释变量, 使用发明专利的申请数量加 1 取自然对数来衡量企业创新水平; 二是更改样本容量, 将样本从 2011-2023 年缩小到 2015-2023 年进行回归分析。稳健性分析结果如表 3 所示, 表中 M (3) 为替换被解释变量后的结果, 数字金融的回归系数仍然在 1%的水平上显著为正, 结果与前文一致; M (4) 为缩小样本容量后的实证结果, 结果在 1%的水平上显著为正, 结果与之前的回归结果一致, 说明结论具有稳健性。

表 3 稳健性分析

变量	M (3)	M (4)
	Patent	Patent
DIF	0.0102***	0.0101***

	(0.000418)	(0.000531)
tl	0.00416	0.00802
	(0.00711)	(0.0101)
size	0.582***	0.694***
	(0.00701)	(0.00947)
roa	0.00490	0.0142
	(0.0107)	(0.0349)
tobin	0.00620***	0.00559**
	(0.00111)	(0.00174)
age	-0.0142***	-0.0267***
	(0.00149)	(0.00202)
常数项	-12.76***	-15.55***
	(0.167)	(0.247)
固定效应	是	是
R2	0.423	0.475

3.3 机制分析

前文理论分析中提出，数字金融发展能够缓解企业受到的融资约束，从而促进企业创新，为对其中的影响机制进行研究，实证结果如表 4 所示。M（5）分析了数字金融对企业融资约束的影响，回归系数为-0.000893，并且在 1%水平上显著，说明数字金融的发展可以缓解企业的融资约束。M（6）中数字金融的回归系数为 0.0107，在 1%水平上显著，融资约束的系数也在 1%水平上显著，同时本文使用 Bootstrap 方法对中介效应进行了检验，结果显示融资约束在数字金融发展和企业创新中发挥了中介的作用，说明数字金融的发展能够通过降低企业的融资约束来促进企业创新

表 4 中介效应分析

变量	M（5）	M（6）
	SA	Patent
DIF	-0.000893***	0.0107***
	(0.0000198)	(0.000455)
tl	0.0100***	-0.000285
	(0.00112)	(0.00776)
size	0.0557***	0.616***
	(0.00111)	(0.00808)
roa	0.00549**	0.00643
	(0.00169)	(0.0117)
tobin	0.00608***	0.00318*

	(0.000175)	(0.00124)
age	-0.0225***	-0.0184***
	(0.000228)	(0.00191)
SA		0.282***
		(0.0475)
常数项	-4.592***	-11.94***
	(0.0259)	(0.287)
固定效应	是	是
R2	0.485	0.465

3.4 异质性分析

基于前文分析结果，本文分别从区域异质性和企业性质异质性的角度进行异质性分析。

由于各地区数字金融发展水平的不同，对各地区企业创新的影响也可能存在异质性。本文参考以往文献，对东部和中西部数字金融发展水平对企业创新的影响进行分析。从表 5 中结果可以看出，无论是东部地区还是在中西部地区，数字金融的系数均在 1%水平上显著，说明数字金融的发展都对企业创新具有显著的促进作用，其中东部地区数字金融的系数为 0.00906，而中西部地区的系数为 0.0153，这也表明数字金融对企业创新在中西部地区的促进作用更加明显，可能是因为数字金融的发展能够促进西部经济的快速发展，使企业获得更多融资机会，从而提高企业的创新水平。

考虑到数字金融发展水平可能对不同性质的企业创新水平产生不同的影响，本文将企业分成国有企业和非国有企业分别进行回归分析。从表 3 结果来看，数字金融的回归系数都在 1%水平上显著，这说明数字金融的发展对国有企业和非国有企业的创新均有显著的促进作用，并且非国有企业的回归系数高于国有企业，说明数字金融对非国有企业创新的促进效应略高于国有企业，可能是因为与国有企业相比非国有企业面临更高的融资约束，而数字金融的发展使得非国有企业能够缓解融资约束，使企业获得足够的资金进行创新活动，从而促进企业创新水平。

表 5 异质性分析

变量	东部	中西部	国有	非国有
DIF	0.00906***	0.0153***	0.0106***	0.0108***
	(0.000645)	(0.000941)	(0.000697)	(0.000620)
tl	-0.0119	-0.170*	-0.134	0.0116

	(0.00870)	(0.0771)	(0.0705)	(0.00909)
size	0.663***	0.585***	0.657***	0.594***
	(0.00963)	(0.0143)	(0.0123)	(0.0121)
roa	-0.0187	0.0432	0.105	0.0409
	(0.0132)	(0.107)	(0.138)	(0.0286)
tobin	0.0232***	0.00296*	0.0273***	0.00452***
	(0.00457)	(0.00128)	(0.00829)	(0.00121)
age	-0.0193***	-0.0337***	-0.0193***	-0.0368***
	(0.00196)	(0.00308)	(0.00282)	(0.00240)
常数项	-13.92***	-12.35***	-13.99***	-12.28***
	(0.236)	(0.322)	(0.287)	(0.281)
固定效应	是	是	是	是
R2	0.485	0.432	0.530	0.398

#### 4 结论与建议

基于 2011—2023 年 A 股上市公司的数据,本文对数字金融发展与企业创新的关系进行了分析,研究结果表明,数字金融对企业创新具有正向的促进作用;从影响机制上来看,数字金融能够通过缓解企业的融资约束来促进企业的创新水平;从异质性来看,数字金融对中西部企业创新具有更明显的促进作用,对非国有企业具有更显著的促进作用。

根据以上结论,提出如下建议:

第一,加快金融的数字化转型。数字金融的发展能够使企业获得稳定的融资,从而提高企业的创新水平,促进产业的结构升级和经济增长。

第二,政府制定政策时要考虑区域异质性。数字金

融对中西部企业创新促进作用更加明显,可以通过政府政策使资源向中西部地区倾斜,促进区域协调发展。

#### 参考文献

- [1]GOMBER P,KOCH J,SIERING M.Digital finance and fintech:current research and future research directions[J].Journal of Business Economics, 2017,87(5):537-580.
- [2]焦瑾璞.移动支付推动普惠金融发展的应用分析与政策建议[J].中国流通经济,2014,28(07):7-10.
- [3]STEVEN N.KAPLAN,LUIGI ZINGALES.Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?[J].The Quarterly Journal of Economics,1997,(01).
- [4]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.
- [5]张晓燕,李金宝.数字普惠金融、融资约束与企业价值——基于中国 2011—2018 上市 A 股公司的经验数据[J].金融发展研究,2021(08):20-27.
- [6]鞠晓生.企业融资约束异质性、金融发展与中国经济增长[J].当代经济研究,2015(10):82-90.
- [7]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,(5).

作者简介:周黎航(1996.02-),男,汉族,浙江东阳人,硕士研究生,金融学,研究方向:公司金融。