

基于融资约束与创新驱动下的企业金融发展与数字化转型

孙艳军

河北经贸大学会计学院, 河北 石家庄

收稿日期: 2025年3月28日; 录用日期: 2025年4月14日; 发布日期: 2025年5月26日

摘要

在数字经济纵深发展的时代背景下, 企业数字化转型作为新经济社会发展的重要加速器, 其进程亟需金融资本的精准赋能与创新性支持。本文基于2011~2020年中国A股上市公司数据, 研究数字金融发展对企业数字化转型的影响及其作用机制, 利用基线模型分析了数字金融发展对企业数字化转型的影响。结果表明: 数字金融对企业数字化转型的促进作用显著, 且对非国有企业的促进作用更强, 但西部地区和周边城市的数字金融发展对企业数字化转型的促进作用弱于东中部地区和中心城市。

关键词

融资约束, 创新驱动, 数字化转型, 金融发展

Enterprise Financial Development and Digital Transformation Based on Financing Constraints and Innovation-Driven

Yanjun Sun

School of Accounting, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang Hebei

Received: Mar. 28th, 2025; accepted: Apr. 14th, 2025; published: May 26th, 2025

Abstract

Against the backdrop of the in-depth development of the digital economy, the digital transformation of enterprises, as an important accelerator for the development of the new economic society, urgently requires the precise empowerment and innovative support of financial capital. Based on the data of Chinese A-share listed companies from 2011 to 2020, this paper studies the impact of the

文章引用: 孙艳军. 基于融资约束与创新驱动下的企业金融发展与数字化转型[J]. 金融, 2025, 15(3): 616-624.

DOI: 10.12677/fin.2025.153065

development of digital finance on the digital transformation of enterprises and its mechanism, and uses the baseline model to analyze the impact of the development of digital finance on the digital transformation of enterprises. The results show that digital finance has a significant promoting effect on the digital transformation of enterprises, and this promoting effect is stronger for non-state-owned enterprises. However, the promoting effect of the development of digital finance in the western region and surrounding cities on the digital transformation of enterprises is weaker than that in the eastern and central regions and central cities.

Keywords

Financing Constraints, Innovation-Driven, Digital Transformation, Financial Development

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

在新时代背景下，数字化的运用已经成为了当今企业发展的重要因素，各行各业对数字化的转型需求越来越明显。2020 年，据统计中国数字经济达到 39.2 万亿元，极大地推动了各个行业的进步；2021 年，《十四五规划纲要》(2021~2025)《中华人民共和国国民经济与社会发展与愿景 2035》指出：“加快数字发展，建设数字中国”。在这样的历史背景和政策指导下，企业逐步巩固其数字化建设，推动数字化转型，不仅有利于加快企业数字化进程，更有利于促进数字经济的发展。

当前，关于企业数字化转型的研究主要围绕概念界定、驱动因素、实现路径与绩效影响四大核心维度展开，并逐步向细分领域与作用机制深化。杨嘉玥(2025)聚焦国有企业数字化转型的财务管理创新路径，指出通过优化财务流程与战略协同，能够有效破解转型阻力，凸显财务管理模式创新的核心价值[1]。林信功(2025)则从技术融合视角切入，强调大数据、云计算与人工智能等现代信息技术对财务信息化的赋能作用，提出技术驱动的数据共享与智能决策是提升国企管理质量的关键支撑[2]。管军(2024)以物流业上市公司为样本，验证了数字化转型通过缓解融资约束对财务绩效产生的正向影响，揭示了金融资源在转型中的中介效应[3]。Cheng Yuqing (2023)进一步拓展研究视角，基于财务柔性理论提出现金柔性通过强化研发投入显著促进数字化转型，构建了“资源 - 能力 - 绩效”链式传导机制的理论框架[4]。

但目前少有文献对于企业金融发展如何推动其数字化转型深入研究。尤其是，探讨企业融资约束以及自有创新能力在企业数字化转型过程中的作用机制。减少企业融资约束与推动创新能力作为激发企业活力的重要手段，如何在数字化转型下得到优化发展，促进企业发展成为重中之重。基于此，本文从融资约束与创新能力两个角度，剖析数字化转型对于企业高质量发展的作用。不仅将数字金融与企业的数字化转型联系起来丰富数字金融的相关文献，还阐述了数字金融对企业数字化转型的影响及其机制。同时，利用中国 A 股上市公司的数据进行了实证检验，为企业金融发展与数字化转型提供理论依据。

2. 相关理论分析与研究假设

企业数字化转型是资源基础理论与动态能力理论共同驱动的系统性变革。根据资源基础理论(Barney, 1991) [5]，数字技术(如云计算、人工智能)作为异质性资源，通过重构企业价值链形成“数据驱动型”竞争壁垒(Teece et al., 1997) [6]。例如，数据驱动的运营体系能够实现市场需求与客户行为的精准预测(Wu

et al., 2021) [7], 体现了资源从“物理依赖”向“数据驱动”的转型逻辑。同时, 动态能力理论(Teece, 2007) [8]强调, 企业需通过敏捷的资源整合与重构能力适应数字化环境, 从而完成从技术升级到战略革新的跨越。

数字金融则通过资源互补性与能力协同性加速这一进程。基于 Stiglitz 和 Weiss 的信息不对称理论, 数字金融平台(如区块链征信系统、智能投顾)利用大数据技术降低金融机构与企业间的信息壁垒, 显著缓解资源受限企业的融资约束(Beck *et al.*, 2018) [9]。Cheng Yuqing (2023) [4]的实证研究表明, 财务柔性(如现金柔性)通过支持研发投入, 能够有效提升企业的数字化转型能力。此外, 动态能力视角下, 数字金融工具(如大数据风控模型)不仅优化了资源配置效率(Teece, 2014) [10], 还通过“融资-创新-转型”的链式反应, 推动企业从技术应用到商业模式的全面革新(林信功, 2025) [2]。基于此, 本文提出了以下假设:

- 1) 数字金融的发展有助于企业的数字化转型。
- 2) 数字金融通过减少企业的融资约束来促进企业的数字化转型。
- 3) 数字金融通过推动企业创新, 推动企业数字化转型。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文以 2011~2020 年中国 A 股上市公司为研究样本, 探讨数字金融发展对企业数字化转型的影响及其作用机制。上市公司的数据来自于 CSMAR 的数据库和上市公司的年度报告。数字金融的数据来源于北京大学发布的《包容性金融指数》。在数据选用上主要原因是 ST 企业经营状况较差, 容易产生极值, 可能导致结果出现一定的偏差。金融行业中上市公司的数字化转型与数字化金融密切相关, 并可能面临严重的共线性, 从而导致不准确的回归结果。本研究将上市公司的注册地点与地级市的综合财务指标相匹配, 然后排除数据严重缺失的部分缺失数据采用插值法、0 值替代等方法进行补充, 最终得到了 14,940 个样本。

3.2. 变量描述

解释变量: 数字转换(DT), 现有文献没有统一的量化数字转换的标准。因此, 本文主要参考了 Wu F 等人的实践, 并采用文本分析的方法对其进行量化。具体措施如下。首先, 将数字化转型分为两类: 底层技术的应用(AOUT)和技术实践的应用(PAOT)。其次, 将基础技术的应用分为四类: 云计算技术(CLT)、人工智能技术(AIT)、大数据技术(BDT)和区块链技术(BT)。最后, 利用 Python 的爬行函数对上市公司的年度报表进行词频统计, 对词频数进行汇总, 并进行对数处理。指数越大, 数字化转型的程度就越高。

核心变量: 数字金融发展(DF), 本文借鉴传统文献的实践, 选择综合金融指数(县级城市)作为数字金融发展的代理指标。指数越大, 数字金融发展的程度就越高。

调节变量: 在上述理论分析的基础上, 本文主要选择了融资约束(FW)和企业创新(RD)两个中介变量。融资约束的定量指标以 FW 指数来衡量。指数越大, 企业融资约束程度越高。企业创新通过研发投入进行量化, 并进行对数处理。

控制变量: 参考现有文献, 本文的控制变量主要从微观企业特征和宏观经济特征中选择控制变量。微型企业我们主要从财务角度、价值视角和管理角度来选择特征, 使用偿债能力(DPA)、盈利能力(PA)、增长能力(GA)、运营能力(OC)、企业价值(EV)和董事会结构(BS)。宏观经济特征主要从产业结构和经济发展中选择, 分别采用第二产业增加值占 GDP(IS)和人均区域生产总值(ED)的比例, 如表 1 所示。

3.3. 模型的设置

本文重点研究了数字金融发展对企业数字化转型的影响, 因此建立了以下基线模型进行测试:

Table 1. Variable description
表 1. 变量描述

变量类型	变量名称	变量定义
解释变量	数字转换	统计上市公司年度报告中出现的与数字转型相关的词数，并表示数字转换的程度，进行对数处理，然后用 DT 表示
核心变量	数字金融发展	数字包容性金融指数作为其代理指标，以 DF 表示
调节变量	融资约束；企业创新	FW 指数作为其代理变量，以 FW 表示。研发投入作为其代理变量，以对数处理，用 RD 表示
控制变量	偿债能力、盈利能力、增长能力、运营能力、企业价值和董事会结构	资产负债率作为其代理指标，以 DPA 为代表。总资产净资产作为其代理指标，以 PA 表示。营业收入增长率作为其代理指标，以 GA 为代表。总资产周转率作为其代理指标，以 OC 为代表。TobinQ 值作为其代理指标，以 EV 表示。独立董事人数与董事会人数的比值作为其定量指标，以 BS 为代表
宏控制变量	产业结构和经济发展	第二产业增加值占 GDP (IS)和人均区域生产总值(ED)的比例

$$DT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{j,t} + \alpha_2 control_{i,t} + ur + y_j + \varepsilon_{i,t}$$

其中，*i* 代表企业；*t* 表示 *t* 年；*j* 代表企业所在的地级市；*r* 代表企业所属的行业；DT 代表数字转型；DF 代表数字金融发展；控制代表一系列控制变量；ur 代表行业的固定效应；*y_j* 代表区域的固定效应；*ε_{i,t}* 代表随机误差项。

3.4. 描述性统计分析

表 2 为变量的描述性统计结果。结果表明：lnDT 的最大值为 5.024，即在样本中每年出现的数字转换相关词的频率，数字化转型程度最高的企业报告为 152 份。lnDT 的最小值为 0，即样本中数字化转换程度最高的企业在年度报告中出现数字转换相关词的频率仅为 1。说明在不同的企业之间存在着巨大的差异。

Table 2. Descriptive statistical analysis
表 2. 描述性统计分析

变量	样本	平均	标准开发	最小	最高的
Dt	14,940	15.778	25.828	1	152
lnDT	14,940	1.837	1.347	0	5.024
POAT	14,940	8.886	13.282	1	81
AOUT	14,940	8.464	16.385	1	104
LnPOAT	14,940	1.516	1.093	0	4.394
lnAOUT	14,940	1.198	1.23	0	4.644
DF	14,940	238.763	61.145	30.7	334.48
FC	14,940	0.485	0.294	0	1.001
RD	14,940	1.66E+08	4.08E+08	0	3.04E+09
lnRD	14,940	16.045	5.62	0	21.833

续表

DPA	14,940	0.414	0.207	0.053	0.943
PA	14,940	0.037	0.077	-0.343	0.227
GA	14,940	0.17	0.452	-0.656	2.896
OC	14,940	0.637	0.452	0	2.613
EV	14,940	2.661	2.089	0	12.058
BS	14,940	0.378	0.054	0.333	0.571
IS	14,940	39.559	9.429	15.8	59
ED	14,940	83678.775	33448.885	16411.994	164888.53
lnED	14,940	11.252	0.415	9.706	12.013

4. 实证结果与分析

4.1. 基线回归的结果

本文的基线模型是一个双固定效应的面板模型，具有行业固定效应和区域固定效应。表 3 说明了基线回归的结果。第(1)列显示了没有添加控制变量和固定行业或地区的混合回归结果。第(2)列显示了基于前一个控制变量添加控制变量的回归结果。第(3)列和第(4)列分别表示固定行业和固定区域的结果。第(5)列显示了固定的行业和地区的结果。第(1)、(2)、(3)、(4)和(5)列中的 DF 回归系数在 1%水平上均为显著。说明数字金融的发展可以促进企业的数字化转型，从而验证了假设 1，数字化转型有利于企业的发展。

Table 3. Baseline regression

表 3. 基线回归

	1	2	3	4	5
DF	0.0043	0.0035	0.0048	0.0034	0.0046
	-24.56	-16.01	-25.37	-4.99	-7.94
控制	N	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	N	N	Y	N	Y
区域固定效应	N	N	N	Y	Y
N	14,926	14,926	14,926	14,926	14,926
R ²	0.0388	0.0645	0.3405	0.1382	0.3724

4.2. 鲁棒性测试

本文的实证结果仍可能存在因果反向关系、变量缺失、测量误差等内生问题。为了解决这一问题，本文采用了工具变量法进行回归。数字金融指数的来源为蚂蚁金融，在杭州有许多数字金融平台。如果一个企业越接近杭州，数字金融的影响力就越大。因此，企业所在地与杭州之间的距离与数字金融的发展水平相关。但距离的变量与企业本身的发展没有直接关系，也并不随时间而变化。本文将去除前一年各城市数字金融自身价值后，与数字金融的平均值进行交互，得到工具变量并与模型相匹配。工具变量法的回归结果见表 4。

Table 4. Regression results of instrumental variable method**表 4.** 工具变量法的回归结果

	1	2	3
DF	0.0055	0.0095	0.009
	-11.61	-2.25	-2.51
控制变量	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y
klebergen-paap rk L M P 值	0	0	0
klebergen-paap rk Wald F 值	2690.488	258.704	295.891
N	14,429	14,416	14,416
R ²	0.0531	0.0354	0.0486

列(1)、(2)和(3)给出了在固定效应模型下的工具变量法的结果。可以看出,数字金融的估计系数(DF)仍然是大于零的,这表明之前的估计结果是可靠的。此外, klebergen-paap rk L M P 值和 klebergen-paap rk Wald F 值均通过了显著性检验,表明文章采取的内部变量合理。

4.3. 异质性分析

首先,本文基于不同企业所有权性质的差异,探讨了数字化金融发展对企业数字化转型的影响中所有权性质的异质性。具体来说,本文根据企业的所有权性质,构建了虚拟变量性质,国有企业值为1,非国有企业值为0。

构建了数字金融发展与所有权性质的虚拟变量之间的交互项,并将其引入到回归的基线模型中。试验结果见表5。结果表明,数字金融发展对企业数字化转型的回归系数显著为正,而数字金融发展与所有权性质的虚拟变量之间的交互项的估计系数显著为负。以上结果表明,数字金融的发展可以有效地推动企业的数字化转型,但国有企业的驱动效应明显弱于非国有企业。可能是由于以下原因。第一,国有企业具有其特殊的政治地位。政府部门的无形参与使其在获得信贷资金方面具有明显的优势,因此其资本约束较少,对数字金融发展带来的金融资源供给反应缓慢,对促进其数字化转型的影响不大。其次,由于国有企业具有特殊的政治地位和经济实力,它们更容易获得市场份额,导致其创新意愿降低,对数字化转型的内生需求减少,降低了他们对数字化转型和创新的意愿,从而导致国有企业的数字化转型程度较低。相比之下,非国有企业对财政资源的需求远强于国有企业。数字金融的发展可以优化金融资源的配置,从而打破非国有企业资源边界的约束。在另一方面非国有企业面临的竞争压力要比国有企业大得多,因此它们进行数字化转型的意愿更强。数字金融的发展可以更好地满足非国有企业的资本和创新需求,有更多的资金来支持数字化转型和创新活动。

Table 5. Heterogeneity test**表 5.** 异质性检验

	1	2	3	4
	所有权性质	区域差异	大城市中心区域	外围城市
DF	0.0047	0.0044	0.0053	0.0037
	-8.07	-7.5	-6.64	-4.35

续表

非西部 DF	-0.0007 (-7.54)	-	-	-
部 DF	-	-0.0010 (-1.68)	-	-
统治	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y	Y
N	14,926	14,926	7665	7255
R ²	0.3748	0.3725	0.4019	0.3463

其次，本文基于企业所在城市的位置差异，研究了数字化金融发展对企业数字化转型影响的位置异质性特征。具体而言，本文将区域虚拟变量设置为西部地区，非西部地区，并将其数字金融开发产品引入基线模型进行回归，其结果见表 5 的第(2)列。结果表明，数字金融发展对企业数字化转型的估计系数显著为正，而数字金融发展与区域虚拟变量交互项的估计系数显著为负。以上结果表明，数字金融的发展可以有效地推动企业的数字化转型，但其驱动效应是西部地区明显弱于东部和中部地区。原因可能是西部地区由于技术发展、经济实力、基础设施等方面相对较弱，数字金融发展水平较弱，因此数字金融对企业数字化转型的驱动作用较小。然而，非西部地区在教育、经济、社会和技术水平上都有一定的优势。因此，数字金融扮演了一个在促进企业数字化转型中的边际作用。

最后，本文根据企业所在城市的经济功能，将样本划分为中心城市和周边城市两类，探讨数字金融发展对企业数字化转型影响中城市功能的异质性。具体来说，省会城市和直辖市是被政府确定为中心城市，而其他城市则是周边城市。此外，还对两组样本分别进行了回归，其结果见表 5 的第(3)列和第(4)列。可以看出，数字金融发展的回归系数在中心城市和周边城市均显著为正，说明数字金融发展在中心城市和周边城市的企业数字化转型中发挥着驱动作用。然而，中心城市的数字金融的回归系数和 t 值均大于周边城市，表明中心城市的数字金融发展对企业数字化转型的驱动作用大于周边城市。(这可能是由于中心城市是国民经济发展的关键领域。同时，其产业结构、技术水平、人力资本、基础设施等方面普遍优于周边城市，导致数字金融发展对企业数字化转型的推动作用更强。

4.4. 中介效应检验

为了进一步检验数字金融发展对企业数字化转型的影响机制，本文选择了融资约束和企业创新这两个中介变量。研究结果见表 6。第(1)、(2)、(3)列考察数字金融发展是否可以通过影响融资约束来影响企业的数字化转型。其中，第(1)栏认为，数字金融的发展显著推动了企业的数字化转型，这与上述基线回归模型的结果一致。第(2)栏显示，数字金融的发展显著抑制了企业的融资约束，这与 Liang B 等和 Yu P 等的研究结论一致。专栏(3)进一步阐述了数字金融发展对企业数字化转型的影响。结果表明，数字金融发展的回归系数显著为正，说明数字金融的发展可以推动数字金融的数字化转型。

结合第(1)栏和第(2)栏，可以看出，数字金融的发展可以显著抑制融资约束，进一步促进企业的数字化转型。同时，融资约束在数字金融发展驱动的数字转型中作为部分中介。意味着数字金融发展可以缓解企业面临的融资约束，使企业优化生产经营，促进其数字化转型战略，从而形成积极路径。在第(3)列中，融资约束的回归系数显著为负值，数字化的转型抑制了金融约束。

第(1)、(4)、(5)列考察数字金融发展是否可以通过影响企业创新来影响企业的数字化转型。其中，第(4)栏显示，数字金融发展显著推动了企业创新，第(5)栏进一步论证了数字金融发展对企业数字化转型的

影响。结果发现，数字金融发展的回归系数显著为正，说明数字金融发展可以推动企业的数字化转型。结合专栏(1)和(4)专栏可以看出，数字金融的发展可以显著促进企业创新，进一步推动企业的数字化转型。同时，企业创新在数字金融发展、推动企业数字化转型的过程中起着部分中介作用。即数字金融发展可以优化财务资源配置，导致资金流向边际产出高的企业，从而增加企业对创新活动的投资，促进数字化转型。在第(5)列中，企业创新的回归系数显著为正，说明创新推动了数字化的转型。

Table 6. Mediating effect test
表 6. 中介效应试验

	(1) LnDT	(2) Fw	(3) LnDT	(4) LnRD	(5) LnDT
DF	0.0039 -7.4	-0.0003 (-2.12)	0.0045 -7.78	0.0078 -3.19	0.0046 -7.87
FW			-0.4096 (-10.27)		
LnRD					0.0056 -2.71
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	14,926	14,926	14,926	14,926	14,926
R ²	0.2457	0.408	0.3771	0.3656	0.3727

5. 结论和建议

本文基于 2011~2020 年中国 A 股上市公司的数据和北京大学发布的数字综合金融指数数据，探讨了数字金融发展对企业数字化转型的影响及其作用机制，对数字金融发展对企业数字化转型的驱动力和机制进行了实证检验，并得出以下结论。

首先，数字化金融的发展可以显著影响企业的数字化转型。数字金融发展水平越高，企业数字化转型的程度越高。其次，由于企业的性质、地理位置和城市经济功能，数字金融发展对企业数字化转型的驱动作用可能会有很大的不同。其中，与国有企业相比，数字金融的发展对非国有企业的驱动作用更大。与西部地区相比，东部和中部地区的数字金融发展在推动企业数字化转型方面发挥了更大的作用。与周边城市相比，中心城市的数字化金融发展在推动企业数字化转型中发挥着更大的作用。从机制的角度来看，数字金融的发展可以显著缓解企业的融资约束，帮助企业进行创新，从而推动企业的数字化转型。

参考文献

[1] 杨嘉珮. 国有企业数字化转型中财务管理创新策略[J]. 合作经济与科技, 2025(6): 136-138.
[2] 林信功. 数字化转型背景下国企财务信息化建设路径探索[J]. 现代营销(上旬刊), 2025(3): 85-87.
[3] 管军, 马迎新, 陈婷. 物流企业数字化转型对财务绩效的影响研究——以融资约束为中介变量[J]. 河北工程大学学报(社会科学版), 2024, 41(3): 29-34.
[4] Cheng, Y.Q. (2023) Study on Financial Flexibility in the Digital Transformation of Enterprises. *Academic Journal of Business & Management*, 5, 89-97.
[5] Barney, J. (1991) Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, 17, 99-120.

<https://doi.org/10.1177/014920639101700108>

- [6] Teece, D.J., Pisano, G. and Shuen, A. (1997) Dynamic Capabilities and Strategic Management. *Strategic Management Journal*, **18**, 509-533. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1097-0266\(199708\)18:7<509::aid-smj882>3.0.co;2-z](https://doi.org/10.1002/(sici)1097-0266(199708)18:7<509::aid-smj882>3.0.co;2-z)
- [7] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [8] Teece, D.J. (2007) Explicating Dynamic Capabilities: The Nature and Micro-Foundations of (Sustainable) Enterprise Performance. *Strategic Management Journal*, **28**, 1319-1350. <https://doi.org/10.1002/smj.640>
- [9] Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Peria, M.S.M. (2018) Financial Inclusion and Inclusive Growth: A Review of Recent Empirical Evidence. World Bank Policy Research Working Paper.
- [10] Teece, D.J. (2014) The Foundations of Enterprise Performance: Dynamic and Ordinary Capabilities in an (Economic) Theory of Firms. *Academy of Management Perspectives*, **28**, 328-352. <https://doi.org/10.5465/amp.2013.0116>