

数字化转型对企业参与技术标准制定的影响及机制研究

王 聪

南京信息工程大学商学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年2月24日; 录用日期: 2025年3月10日; 发布日期: 2025年4月9日

摘 要

基于2013~2022年中国沪深A股上市公司数据, 通过企业年度报告中“数字化转型”相关关键词的文本挖掘, 研究数字化转型对企业参与技术标准制定的影响及其内在机制。研究发现, 数字化转型显著提升了企业参与标准制定的能力, 其作用主要通过技术创新的中介效应和协同效应实现。经过替换变量等一系列稳健性检验后, 结论仍然存在。进一步研究发现, 东部地区和高科技企业数字化转型对企业参与技术标准制定的影响更为显著, 而中西部地区和非高新技术企业的这一效果有限; 此外, 市场化程度较高的地区更能释放数字化转型的效能。本文为揭示数字化转型与技术标准化能力之间的关系提供了理论支撑, 并为政府和企业制定协同发展的政策和战略提供了实践启示。

关键词

数字化转型, 技术标准, 技术创新

Research on the Impact Mechanism of Digital Transformation on Enterprise Technology Standardization Capability

Cong Wang

School of Business, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing Jiangsu

Received: Feb. 24th, 2025; accepted: Mar. 10th, 2025; published: Apr. 9th, 2025

Abstract

Based on data from China's Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2013 to 2022, this

study employs text mining techniques on corporate annual reports to extract keywords related to “digital transformation” and examines its impact on firms’ participation in technical standard-setting, along with its underlying mechanisms. The findings reveal that digital transformation significantly enhances firms’ ability to engage in standard-setting, primarily through the mediating and synergistic effects of technological innovation. The conclusions remain robust after a series of robustness tests, including variable replacements. Further analysis indicates that the impact of digital transformation on standard-setting is more pronounced in firms located in eastern regions and in high-tech industries, while this effect is weaker in firms in central and western regions and in non-high-tech industries. Additionally, the positive effect of digital transformation is more evident in regions with a higher degree of marketization. This study provides theoretical insights into the relationship between digital transformation and technological standardization and offers practical implications for policymakers and enterprises to formulate coordinated development strategies.

Keywords

Digital Transformation, Technical Standards, 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

数字化转型是全球经济发展的重要趋势，也是企业提升竞争力和推动产业升级的关键路径。随着人工智能、大数据、云计算等技术的广泛应用，企业得以优化资源配置、提升创新能力，并增强市场竞争力。同时，技术标准化作为提升产业竞争力、降低交易成本的重要工具，对技术扩散和国际市场竞争力的增强具有重要作用。然而，与欧美发达国家相比，我国企业在国际标准制定中的影响力仍然有限，亟需通过数字化转型提升标准制定能力，以增强全球竞争力。

现有研究主要围绕数字化转型的内涵、企业标准化的作用及影响因素，以及二者之间的关系展开。关于数字化转型，Negroponte [1]认为其涉及生产资料的数字化渗透、生产关系的重构及商业模式创新。Acemoglu [2]强调，技术采用在提升生产效率和创造经济价值中起关键作用。关于企业标准化，Blind [3]认为，企业通过标准制定可以提高市场份额和技术影响力。国内研究进一步指出，我国企业在国际化领域面临技术储备不足、标准化人才短缺等问题，影响其在全球标准制定中的话语权[4]。近年来，研究逐步关注数字化转型如何影响企业的标准化能力。企业的竞争优势来源于其掌握的稀缺资源[5]，数字化转型通过资源整合和技术创新，有助于增强企业在标准制定中的主导地位。

尽管现有研究揭示了数字化转型对企业标准化能力的影响，但仍存在以下不足：一是研究多集中于理论探讨，缺乏系统性的实证分析；二是尚未充分考虑不同区域、行业及市场环境对企业标准制定能力的影响；三是关于数字化转型如何具体促进企业标准制定的内在机制尚不清晰。基于此，本文以2013~2022年沪深A股上市公司为研究样本，系统探讨数字化转型对企业参与标准制定的影响及其作用机制，为企业优化数字化转型路径、升级技术标准化能力提供支持。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型与企业参与技术标准制定

数字化转型作为提升企业效率、创新能力和市场竞争力的核心驱动力近年来备受关注。从理论视角

看,资源基础理论认为企业通过积累技术能力、管理能力和数据资产获得竞争优势,而数字化转型正是关键资源积累的重要推动力。Teece [6]的动态能力理论指出,企业通过动态调整资源配置应对市场变化,数字化转型帮助企业开发符合行业需求的技术方案,提升标准制定能力。协同效应理论进一步表明,数字化转型整合企业内外资源,促进技术创新与标准制定的协同发展。技术创新为标准制定提供支撑,而标准化反过来规范并高效化创新活动,形成良性循环。

基于以上研究,数字化转型通过资源优化、知识共享、服务创新和协同效应,显著增强了企业在标准制定中的参与能力与行业影响力,帮助企业在标准制定过程中从被动跟随转向主动主导。因此,提出以下假设:

H1: 数字化转型程度与企业参与标准制定正相关。

2.2. 数字化转型、创新能力与企业参与技术标准制定

数字化转型是企业提升创新能力的重要手段。通过人工智能、大数据、云计算等技术的深度应用,数字化转型优化了资源配置与创新管理,显著提升企业的研发效率和协作能力,为参与行业技术标准制定奠定了坚实基础。通过加速研发与创新成果的转化,数字化转型帮助企业在行业标准制定中占据更为重要的地位,并扩大其行业影响力。

根据资源基础理论,企业拥有有价值、稀缺、难以模仿和不可替代的资源是获得持续竞争优势的关键[5]。数字化转型帮助企业积累关键资源如数据、技术能力和管理能力,优化研发流程,加速新技术的开发。同时,数字化技术推动了上下游供应链的协作,构建开放式创新生态系统,促进协同创新并加快创新成果的市场化应用。

基于以上分析,数字化转型通过资源优化和动态能力提升增强了企业创新能力,创新成果不仅是技术标准化的重要支撑,还强化了企业在行业标准制定中的主导地位。本文提出以下假设:

H2: 数字化转型通过提升企业创新能力影响其参与标准制定。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2013~2022 年的中国上市公司为研究样本。数字化转型程度数据和其他变量均来自国泰安(CSMAR)数据库,专利申请数来自 CNRDS 数据库,其他数据来自《中国城市统计年鉴》。本文对原始数据进行如下处理:第一,剔除 ST、*ST 类企业样本;第二,剔除金融类企业样本;第三,剔除主要研究变量或控制变量数据缺失的公司;最终,筛选出 33,100 份上市公司的数据。

3.2. 变量的定义与计量

(1) 被解释变量:参与标准制定

为衡量企业参与标准制定的程度,本文参考瞿羽扬等[7]关于技术标准化能力的分类研究,选取“当年参与行业标准制定数量”作为核心衡量指标。具体定义为企业在特定年度内作为参与方、主导方或合著方参与制定的行业或国家标准数量。该指标能够反映企业在行业技术标准化中的直接贡献,并间接体现其在行业技术标准领域的声誉和话语权。

(2) 解释变量:企业数字化转型

本文的核心自变量是数字化转型(DT)。现有文献对企业数字化转型程度的测算方法种类较多,因此需要选择科学的方法对企业数字化转型程度进行测量。吴非等人[8]则是利用 Python 爬取企业年报,将文章整理的相关词汇分别分类为人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术、数字技术应用,

通过加总词汇得到数字化转型指标，在处理时，已剔除关键词前存在“没”“无”“不”等否定词语的表述这种做法能反应出企业数字化转型程度的差异，目前被广泛应用。本文以关键词频次加 1 的自然对数作为度量指标，同时参考吴非的做法将变量 DCG 吴非作为稳健性检验中的替换解释变量。

(3) 其他变量

综合参考已有文献，在模型中加入公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产净利润率(ROA)、现金流比率(Cashflow)作为控制变量，再加入行业(Industry)和年份(Year)固定效应。主要变量定义见表 1 所示。

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

变量名称	Variable	变量定义
参与行业标准制定数量	当年参与行业标准制定的数量	企业在当年内参与制定的行业标准数量
参与国家标准制定数量	当年参与国家标准制定的数量	企业在当年内参与制定的国家标准数量
数字化转型程度	DT	用年报中数字化转型相关词汇的词频 + 1 的自然对数表示
Patent1	Patent1	表示发明专利、实用新型和外观设计专利的总申请量加上 1 的自然对数。
Patent_Award1	Patent_Award1	表示发明专利、实用新型和外观设计专利的总授予量加上 1 的自然对数。
总资产回报率	ROA	净利润/总资产平均余额
资产负债率	Lev	年末总负债除以年末总资产
企业规模	Size	年总资产的自然对数
现金流比率	Cashflow	即经营活动产生的现金流与总资产的比率
行业	Industry	证监会 2012 年行业分类，制造业取两位代码，其他行业用大类
年份	Year	年份固定效应

(4) 模型设定

为研究企业数字化转型对企业技术标准化能力的影响，本文构建了如下多元线性回归方程(1)加以检验：

当年参与行业标准制定数量_{it} = β₀ + β₁ · DT_{it} + β₂ · ROA_{it} + β₃ · Lev_{it} + β₄ · Size_{it} + β₅ · Cashflow_{it} + θ_ρ + δ_l + ε_{it} (1)

当年参与行业标准制定数量表示企企业技术标准化能力，核心解释变量 DT 衡量企业数字化转型水平，年份(θ_ρ)和行业(δ_l)为两个层面的固定效应，ε_{it}为残差项。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计分析

描述性统计分析结果见表 2，企业数字化转型(DT)的均值为 0.583，标准差为 0.936，中位值为 0.256，说明大部分企业的数字化转型程度较低，仅有少数企业表现出较高水平。企业参与行业标准制定的均值为 0.001，中位值为 0，标准差为 0.050，表明样本中绝大多数企业在行业标准制定中的参与度较低，仅少数企业具有较高的参与水平。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 样本描述统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
DT	0.583	0.936	0	5.694	33,100
当年参与行业标准制定数量	0.001	0.05	0	6	33,100
当年参与国家标准制定数量	0.0091239	0.1555876	0	9	33,100
DCG 吴非	1.536938	1.403607	0	5.12693	33,100
ROA	0.04	0.069	-0.382	0.212	33,100
Lev	0.414	0.205	0.046	0.927	33,100
Size	22.217	1.297	19.57	26.094	33,100
Cashflow	0.047	0.068	-0.199	0.266	33,097
Intel	64.58118	12.50344	33	86	21,162
东部地区	0.719	0.449	0	1	33,100
中西部地区	0.280	0.449	0	1	33,100
高技术行业	0.499	0.500	0	1	33,100
市场化程度	0.478	0.500	0	1	33,100
Intel	64.581	12.503	33	86	21,162
Patent1	2.452	1.867	0	9.406	33,100
Patent_Award1	2.297	1.780	0	8.965	33,100

4.2. 多重共线性检验

为确保回归模型的稳定性和准确性，本文采用方差膨胀因子(VIF)对自变量进行了多重共线性检验。从表 3 VIF 检验结果可以看出，VIF 值均在合理范围内，表明自变量间不存在严重的多重共线性问题，验证了模型的稳健性。

Table 3. VIF test results
表 3. VIF 检验结果

Variable	VIF	1/VIF
Patent1	6.84	0.1462
Patent_Award1	6.73	0.1485
东部地区	2.01	0.4980
Size	1.71	0.5847
Lev	1.64	0.6101
Intel	1.62	0.6174
市场化程度	1.57	0.6365
ROA	1.38	0.7264
高技术行业	1.24	0.8037
Cashflow	1.22	0.8206

续表

DCG 吴非	1.15	0.8674
当年参与国家标准数量	1.07	0.9362
当年参与行业标准数量	1.05	0.9499
Mean VIF	2.25	

4.3. 基准回归分析

表 4 为企业数字化转型与企业标准化能力增强的回归结果。表 4 中列(1)为只加入核心解释变量且没有控制年份与行业的回归结果，DT 的回归系数为 0.00279，且在 1%的水平上显著，说明数字化水平每提高 1%，企业标准化能力增强 0.279%。列(2)是只加入核心解释变量但是控制了年份与行业效应的回归结果，DT 的回归系数为 0.00128，仍在 1%的水平上显著，说明在控制了年份和行业后，数字化水平每提高 1%，企业标准化能力增强 0.128%。列(3)中加入了控制变量，且控制了年份与行业的回归结果。此时 DT 的回归系数为 0.00168，且在 1%的水平上显著，说明在控制其他变量后，数字化水平每提高 1%，企业技术标准化能力增强 0.168%。上述结果在经济意义与统计意义上均说明企业数字化转型程度的加深会促进企业技术标准化能力的提升，验证了假设 1：数字化转型程度与企业技术标准化能力正相关。

Table 4. Results of baseline regression analysis

表 4. 基准回归分析结果

	(1) 当年参与行业标准制定数量	(2) 当年参与行业标准制定数量	(3) 当年参与行业标准制定数量
DT	0.00279*** (9.56)	0.00128*** (3.15)	0.00168*** (2.99)
ROA			-0.00871*** (-2.76)
Lev			-0.00304*** (-2.74)
Size			0.00138*** (2.66)
Cashflow			-0.00246 (-0.70)
Constant	-0.000418 (-1.30)	-0.000702 (-0.20)	-0.0289** (-2.54)
Year	No	Yes	Yes
Industry	No	Yes	Yes
N	33,100	33,100	33,100
R-squared	0.003	0.004	0.0049
F	91.43	105.23	21.48

5. 稳健性检验

5.1. 替换解释变量

为了保证实证结果的稳健性，本文采用吴非等[8]的做法，对人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术运用五个维度 76 个数字化相关词频进行统计来对企业数字化转型程度进行测

算。结果如下表所示，结果在 1%的水平上显著。

5.2. 替换被解释变量

为了进一步验证实证检验的稳健性，本研究在稳健性检验中采用了替代的被解释变量。具体而言，选择是否参与以当年参与标准制定数量作为企业技术标准化能力的新衡量指标。通过回归分析，结果如下表所示，该结果在 1%的显著性水平上依然显著。此外，本研究还通过替换解释变量 DT 为 DCG 吴非与替换被解释变量当年参与行业标准制定数量为当年参与国家标准制定数量再次进行了回归分析，结果如表 5 所示，替换后的变量在 1%的显著性水平上依然显著。

经过一系列的稳健性检验，企业数字化转型对企业技术标准化能力的回归结果仍保持一致从而说明研究结论是稳健的。

Table 5. Robustness tests
表 5. 稳健性检验

	当年参与行业标准制定数量	当年参与国家标准制定数量	当年参与行业标准制定数量
DT		0.0207*** (9.04)	
DCG 吴非	0.00154*** (4.58)		0.0117*** (9.83)
Size	0.00116** (2.51)	0.00587*** (4.92)	0.00609*** (5.01)
Lev	-0.00413*** (-3.48)	-0.00426 (-0.88)	-0.00556 (-1.12)
ROA	-0.00997*** (-3.03)	-0.00222 (-0.13)	-0.0102 (-0.60)
Constant	-0.0242** (-2.35)	-0.129*** (-5.05)	-0.139*** (-5.29)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	33097	33097	33097
F	1.92	8.74	8.76

5.3. 内生性检验

5.3.1. 工具变量法

已有研究表明，互联网普及率作为一种基础设施指标，与企业的数字化技术采纳和应用紧密相关。Norris [9]指出，互联网普及率不仅是衡量数字化进程的重要指标，还直接影响企业在数字化转型中的技术获取和资源整合能力。此外，互联网普及率的变化通常受到国家基础设施建设、政策导向和技术扩散速度的驱动，这些因素与企业的技术标准化能力没有直接因果关系。Chinn 和 Fairlie [10]进一步强调，互联网普及率作为一种宏观变量，其变动更多反映了社会和技术环境的总体水平，而非企业内部行为。因此，互联网普及率的外生性得到了较为充分的支持。

因此，本文借鉴 Nunn 和 Qian [11]的研究方法，选择互联网普及率作为数字化转型的工具变量，分别用每百人中互联网户数来衡量，利用工具变量互联网普及率(Intel)进行 IV-2SLS 回归，结果如表 6 所示。LM 统计量对应的 p 值均为 0.000，Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水

平上的临界值，表明所选择的工具变量是合理的；数字化转型对技术标准化能力的影响系数为 0.00541，在 1%的水平上显著。这些结果表明，所选择的工具变量既符合相关性要求，也满足外生性条件，验证了其作为工具变量的合理性。

总之，互联网普及率作为工具变量的选择在理论和实证上均得到了充分支持。通过引入工具变量，本研究有效缓解了内生性问题，为数字化转型对技术标准化能力影响的因果关系提供了更加稳健的证据。

Table 6. Endogeneity tests
表 6. 内生性检验

	第一阶段	第二阶段
Intel	0.015*** (30.1)	
DT		0.00541*** (2.70)
Constant	-1.649135*** (-12.61)	-0.0303*** (-3.69)
Controls	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
Observations	21162	21162
Anderson canon. corr. LM statistic	869.069	869.069
Cragg-Donald Wald F statistic	905.90	905.903

5.3.2. 解释变量滞后三期检验

考虑到企业数字化转型的过程中会受到技术标准的影响以及企业数字化转型可能存在的时滞影响，为进一步检验内生性问题，本文将核心解释变量企业数字化转型程度(DT)分别滞后一期二期三期对模型(1)进行回归，回归结果如下表，可以看出，模型(2)~(4)数字转型化程度(DT)的回归系数为正，且通过 1%的显著水平，说明企业数字化转型对技术标准化能力具有显著的促进作用。

结果见表 7，数字化转型对技术标准化能力有正向且显著的影响，且这一影响随着数字化转型滞后一期、两期和三期而变得更加显著。这表明数字化转型的效益可能需要一定时间才能完全显现出来。企业规模变量的一致性显著性表明，较大的企业更可能从数字化转型中获得积极的结果。

Table 7. Lagged three-period test
表 7. 滞后三期检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	0.00111*** (2.72)			
DT_lag1		0.00128*** (2.59)		
DT_lag2			0.00210*** (3.70)	
DT_lag3				0.00229*** (3.14)
Size	0.00127*** (3.79)	0.00133*** (3.22)	0.00141*** (3.10)	0.00137* (1.88)

续表

Lev	-0.00361* (-1.73)	-0.00398 (-1.57)	-0.00340 (-1.19)	-0.00591 (-1.45)
ROA	-0.0105** (-2.26)	-0.00969* (-1.79)	-0.00474 (-0.79)	-0.00417 (-0.59)
Constant	-0.0262*** (-3.41)	-0.0278*** (-2.92)	-0.0302*** (-2.87)	-0.0284* (-1.67)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	33100	27821	23306	19442
F	122.75	103.21	80.48	64.43

5.3.3. 倾向得分匹配检验(PSM)

不同企业之间存在一些固有特征，为了缓解这种差异导致的内生性问题，本文采用 PSM 方法进行稳健性测试。首先将企业数字化转型按中位数划分为实验组和控制组，然后按照 1:1 最近邻法(无放回)将一些公司特征指标进行倾向得分匹配(PSM)。图 1 左边为匹配前实验组和控制组的概率密度分布，图 1 右边为匹配后实验组和控制组的概率密度分布，可以看出，匹配前实验组和控制组之间存在较大差异，匹配后实验组和控制组之间概率密度重合度有较大提升，说明匹配后的样本实验组和控制组的公司特征差异较小，匹配效果较好。

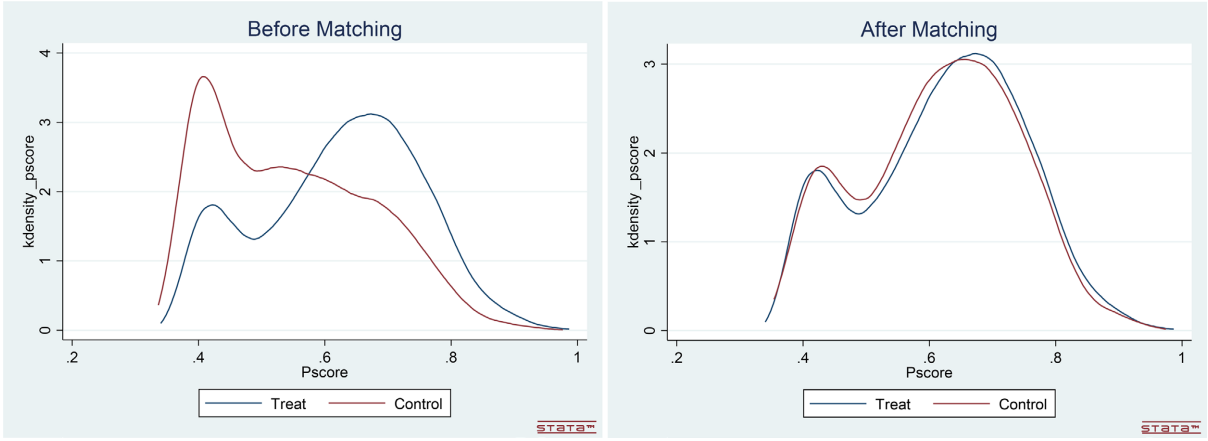


Figure 1. PSM kernel density plot
图 1. PSM 核密度图

6. 异质性分析

6.1. 基于企业空间特征的异质性分析

为探讨不同区域对企业参与标准制定的影响，本文依据企业注册地所在省份，参考“七五”计划的划分方法，并借鉴姚凯和王亚娟[12]的研究，将样本分为东部地区与中西部地区两组进行异质性分析。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南。

回归结果见表 8，数字化转型(DT)对东部地区企业参与行业标准制定具有显著正向影响，其系数为 0.0033，在 1%水平上显著。这表明东部地区企业的数字化转型能够有效推动其参与行业标准制定。相比之下，中西部地区数字化转型的回归系数为负，且不显著，显示出数字化转型在中西部地区未能显著提升企业参与标准制定的能力。这种区域差异可能源于中西部地区资源与制度环境的相对薄弱。

上述差异反映了区域发展的不平衡性。东部地区由于较早的对外开放、高水平的经济发展以及完善的制度保障，使得企业更容易获取数字化转型所需的资源，并实现创新成果的转化[12]。中西部地区由于经济发展水平较低、技术储备不足和制度环境不健全，数字化转型的效能尚未充分发挥。

Table 8. Heterogeneity analysis by firms’ spatial characteristics
表 8. 基于企业空间特征的异质性分析

	东部地区	中西部地区
DT	0.00333*** (8.56)	-0.0000873 (-0.65)
Controls	Yes	Yes
Constant	-0.0326*** (-4.55)	0.000122 (0.06)
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
N	23,810	9271
R-squared	0.0044	0.0004
F	21.11	0.82

6.2. 基于企业行业特征的异质性分析

本文进一步探讨了企业所属行业的技术属性在数字化转型对技术标准化能力影响中的异质性，基于高技术行业与非高技术行业的划分，分别进行回归分析。参考国家统计局颁布的《高技术产业(制造业)分类(2017)》以及《高技术产业(服务业)分类(2018)》中对高技术制造业大类和高技术服务业大类的划分，本文采取曾国安等[13]的做法，选取其中 12 个大类产业作为高技术产业，其余则归为非高技术产业。

回归结果见表 9，数字化转型显著提升了高技术行业企业的技术标准化能力(系数 0.00218, $p < 0.01$)，但在非高技术行业中影响不显著(系数 0.000207, $p > 0.1$)。这可能是因为高技术行业因较强的技术储备和研发能力，更易将数字化成果转化为标准化成果，而非高技术行业的数字化转型主要体现在流程优化和成本控制，难以推动标准化能力提升。此外，市场环境的限制可能进一步削弱其作用。整体来看，行业特征在数字化转型对技术标准化能力的影响中发挥了关键调节作用。

6.3. 基于企业市场化程度特征的异质性分析

为进一步探讨行业所在地区市场化程度对数字化转型影响技术标准化能力的异质性，本文参考李慧云和刘镝[14]的做法将企业所在地区的市场化程度为划分标准，以 2004 至 2009 年连续 6 年排名前五位的广东、上海、浙江和江苏四个省份作为市场化进程比较高的地区设置为 1 归为高市场化组，其他省份为 0 归为低市场化组。

回归结果见表 10，在市场化程度较高的地区，数字化转型(DT)对企业技术标准化能力的影响显著为正(系数为 0.00289, $p < 0.01$, $t = 2.80$)，而在市场化程度较低的地区，DT 的系数为 0.000497，且未达到

Table 9. Heterogeneity analysis by firm industry characteristics
表 9. 基于企业行业特征的异质性分析

	是否为高技术行业	
	高技术行业	非高技术行业
DT	0.00218*** (2.96)	0.000207 (1.00)
Controls	Yes	Yes
Constant	-0.0586** (-2.07)	-0.00268 (-1.00)
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
N	16,519	16,578
R-squared	0.0064	0.0014
F	1.69	0.03

Table 10. Heterogeneity analysis by firms' marketization characteristics
表 10. 基于企业市场化程度特征的异质性分析

	市场化程度	
	高市场化程度	低市场化程度
DT	0.00289*** (2.80)	0.000497 (1.61)
Controls	Yes	Yes
Constant	-0.0611** (-2.07)	-0.00348 (-1.39)
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
N	15,812	17,285
R-squared	0.0070	0.31
F	0.57	0.0075

显著水平($t = 1.61$)。这一结果表明，市场化程度较高的地区更有助于发挥数字化转型对技术标准化能力的促进作用。高市场化地区的优势可以从以下几个方面解释。首先，高市场化地区具有更健全的市场制度和更高效的资源配置机制，企业在这些地区更容易获取数字化转型所需的技术、人才和资金支持。其次，高市场化地区的竞争环境更加激烈，企业为保持竞争优势，往往更积极地将数字化转型成果转化为技术标准化能力，推动标准制定以确立市场主导地位。而在市场化程度较低的地区，市场制度相对不完善，资源获取相对困难，企业对技术标准化的投入动力不足，因此数字化转型的效果相对较弱。

6.4. 进一步讨论

从理论上，数字化转型通过技术创新间接提升企业参与标准制定的能力。段华友等[15]发现，数字化转型程度越高，企业的技术创新投入强度和产出水平越高。张琴清[16]进一步指出，创新主体通过提升专利标准化和标准绩效，推动技术创新与行业标准制定的协同发展。基于此，本文引入企业的技术创新能

力,采用温忠麟[17]的三步法对中介作用进行检验。其中 Patent1 表示发明专利、实用新型和外观设计专利的总申请量加上 1 的自然对数。Patent_Award1 表示发明专利、实用新型和外观设计专利的总授予量加上 1 的自然对数。

回归分析表明,数字化转型对企业参与标准制定具有显著正向影响。中介变量回归结果显示,数字化转型能够显著提升企业技术创新能力。在引入技术创新能力后,其对企业参与标准制定的影响显著,且数字化转型的直接效应有所减弱但仍显著,表明技术创新能力在数字化转型与企业参与标准制定之间发挥了部分中介作用。

为了进一步分析技术创新能力在数字化转型与技术标准化能力关系中的调节作用,本文借鉴卜洁文等[18]的研究方法,通过构建交乘项 DT × Patent1 和 DT × Patent_Award1 来检验企业创新的调节作用,构建模型(2)和模型(3)列(3)和列(5)的回归结果如表 11 所示,交乘项系数均在 1%的显著性水平上显著,交互项的显著性表明技术创新能力能够放大数字化转型对企业标准制定的促进作用,即二者存在协同效应。具体而言,数字化转型通过提升专利申请数量和质量,特别是高质量的发明专利,增强企业技术储备,为标准制定提供技术支撑。同时,技术创新促进了标准化效率,而标准化反过来推动企业加大研发投入,形成良性循环。

进一步分析发现,企业技术创新能力越强,数字化转型对其标准制定能力的促进作用越显著。这表明,技术创新不仅是数字化转型的直接产出,也是企业提升标准化能力的重要路径。总体来看,机制检验结果验证了数字化转型通过技术创新提升标准化能力的作用路径,支持了假设 2。

$$\begin{aligned} \text{当年参与行业标准制定数量}_{it} = & \theta_0 + \theta_1 DT_{it} + \theta_2 Patent1_{it} + \theta_3 (DT_{it} \times Patent1_{it}) \\ & + \sum_k \gamma_k Year_k + \sum_j \delta_j Industry_j + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{当年参与行业标准制定数量}_{it} = & \theta_0 + \theta_1 DT_{it} + \theta_2 Patent_Award1_{it} + \theta_3 (DT_{it} \times Patent_Award1_{it}) \\ & + \sum_k \gamma_k Year_k + \sum_j \delta_j Industry_j + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Table 11. Mechanism test: technological innovation

表 11. 机制检验：技术创新

	(1)	(2) Reg1	(3) Reg1	(4) Reg2	(5) Reg2
DT	0.00191*** (5.29)	0.00173*** (4.73)	-0.00146** (-2.50)	0.00169*** (4.65)	-0.00252*** (-4.41)
Patent1		0.000647*** (3.89)	-0.0000495 (-0.26)		
DT × Patent1			0.00110*** (7.01)		
Patent_Award1				0.000869*** (4.92)	-0.000132 (-0.64)
DT × Patent_Award1					0.00158*** (9.54)
Constant	-0.000492 (-0.18)	-0.000954 (-0.35)	-0.000204 (-0.08)	-0.00106 (-0.39)	-0.0000634 (-0.02)
R-squared	0.0042	0.0045	0.0051	0.0049	0.0076
Observations	33100	33100	33100	33100	33100

7. 研究结论与政策启示

7.1. 研究结论

本文基于 2013~2022 年中国沪深 A 股上市公司数据，探讨了数字化转型对企业参与技术标准制定的影响及其内在机制，主要结论如下：

第一，数字化转型显著提升企业参与标准制定的能力。通过推动技术创新、加速成果转化，数字化转型增强了企业的技术储备和行业影响力，提升其在标准制定中的话语权。

第二，数字化转型的促进作用存在区域差异。东部地区企业受益显著，得益于完善的市场机制、经济水平和创新资源，而中西部地区因基础设施和市场环境欠缺，数字化转型成效有限。

第三，行业差异显著。高技术行业企业因技术储备和研发能力优势，数字化转型对其标准制定能力的促进作用显著；而非高技术行业企业受制于技术基础薄弱，转型更多集中于成本控制和流程优化，效果有限。

第四，市场化程度影响数字化转型效能。高市场化地区的完善机制和丰富资源显著增强了数字化转型的效能，而低市场化地区因资源配置效率较低，企业转型效果不明显。

第五，技术创新在数字化转型与企业参与标准制定之间发挥中介作用。数字化转型通过提升专利数量和质量、优化研发效率及加速成果商业化，为标准制定提供技术支撑。同时，技术创新与数字化转型的协同效应进一步强化了标准制定能力。

7.2. 政策建议

基于研究结论，本文提出以下政策建议以推动数字化转型与标准制定能力协同发展。

在企业层面，数字化转型应成为核心战略，重点应用人工智能、大数据、物联网等新兴技术，优化资源配置和管理流程，确保技术成果快速转化为标准。企业应加大研发投入，开发高质量专利，加强与高校、科研机构 and 产业链上下游的合作，构建开放创新生态。中西部和非高技术行业企业需加强数字化基础建设和能力培养，引入先进技术和优化管理提升竞争力。

在政府层面，应完善激励机制，通过补贴、税收优惠和专项资金支持引导企业加大数字化投资，推动数字化与标准化协同发展。加大中西部地区基础设施建设力度，优化市场环境，提供技术培训和资源支持，促进区域间经验共享与成果转化。对高技术行业，政府需强化政策扶持，深化数字化技术与标准制定的融合；对非高技术行业，需普及数字化技术应用能力，缩小行业间技术差距。同时，推进低市场化地区的市场化改革，完善资源配置机制，增强企业数字化转型动力。

在国家层面，应构建全国性技术标准化支持体系，整合区域资源，促进东部地区发挥示范作用，带动中西部和低市场化地区共同发展，实现全国技术标准化能力均衡提升。鼓励企业参与国际标准制定，将技术创新成果转化为国际标准，提升中国在全球技术标准化中的话语权。通过政策支持和人才培养，加强国际交流与合作，增强国家在全球技术标准领域的主导地位。通过企业、政府和国家多维协同，数字化转型将有效推动企业标准制定能力提升，助力中国企业增强国际竞争力，为经济高质量发展提供重要支撑。

基金项目

江苏省高等学校大学生创新创业训练计划项目，项目编号：202410300196Y。

参考文献

- [1] Negroponte, N. (1995) Being Digital. Alfred Knopf.
- [2] Acemoglu, D. (2003) Labor- and Capital-Augmenting Technical Change. *Journal of the European Economic Association*,

- 1, 1-37. <https://doi.org/10.1162/15424760332256756>
- [3] Blind, K. (2016) The Impact of Standardisation and Standards on Innovation.
- [4] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新? [J]. 财经问题研究, 2022(1): 42-51.
- [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. (1986) Profiting from Technological Innovation: Implications for Integration, Collaboration, Licensing and Public Policy. *Research Policy*, 15, 285-305. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(86\)90027-2](https://doi.org/10.1016/0048-7333(86)90027-2)
- [7] 瞿羽扬, 周立军, 杨静, 等. 数字经济领域上市公司技术标准化能力对绩效的影响研究[J]. 科技管理研究, 2021, 41(7): 59-63.
- [8] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 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): 15.
- [9] Norris, P. (2001). Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9781139164887>
- [10] Chinn, M.D. and Fairlie, R.W. (2006) The Determinants of the Global Digital Divide: A Cross-Country Analysis of Computer and Internet Penetration. *Oxford Economic Papers*, 59, 16-44. <https://doi.org/10.1093/oeq/gpl024>
- [11] Nunn, N. and Qian, N. (2014) US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, 104, 1630-1666. <https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1630>
- [12] 姚凯, 王亚娟. 海归高管与企业国际化——基于我国高科技上市公司的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2020(11): 55-71.
- [13] 曾国安, 苏诗琴, 彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济, 2023(8): 155-173.
- [14] 李慧云, 刘镡. 市场化进程、自愿性信息披露和权益资本成本[J]. 会计研究, 2016(1): 71-78+96.
- [15] 段华友, 杨兴柳, 董峰. 数字化转型、融资约束与企业创新[J]. 统计与决策, 2023, 39(5): 164-168.
- [16] 张琴清, 李志强, 李常洪, 等. 技术创新和标准化的融合框架研究: 基于供给侧结构性改革视角[J]. 科学决策, 2021(4): 95-112.
- [17] 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.
- [18] 卜洁文, 汤龙, 赵妍妍, 等. 农村发展电子商务能减缓资本与劳动力要素外流吗?——以电子商务进农村综合示范政策为例[J]. 金融研究, 2023(10): 145-164.