

新质生产力视角下企业创新能力研究

童声 姜乐* 顾萌萌

嘉兴南湖学院 浙江省嘉兴市 314001

摘 要: 本文基于 2019—2023 年中国 A 股上市公司数据, 构建了企业新质生产力与创新能力指标, 考察了数字经济、营商环境对和 ESG 发展三大因素对企业新质生产力的影响及作用机制。研究表明, 数字化转型对制造企业新质生产力存在显著正向影响; 良好的营商环境有助于推动企业新质生产力发展, 且对于大型企业的积极作用更为明显; 良好的 ESG 发展有利于企业新质生产力水平的发展。因此, 在推动新质生产力发展时, 应该持续加快数字化转型、优化营商环境、开展 ESG 发展实践。

关键词: 新质生产力; 数字化转型; 营商环境; ESG 发展; 创新能力

引言

总书记 2023 年 9 月在黑龙江考察时强调, 要通过整合科创资源、发展战略性新兴产业, 加快构建新质生产力。作为区别于传统要素驱动的新型生产力形态, 其核心是以技术颠覆性突破、要素创新性配置推动全要素生产率跃升, 实现高质量发展。

数字经济时代, 新质生产力是经济增长和产业转型的核心引擎。科技创新和技术迭代推动了生产要素的整合和效率提升, 特别是在智能制造领域。营商环境的改善和市场竞争促使企业创新和研发。ESG 理念通过低碳技术和社会责任为企业带来新动能。本文分析了数字经济、营商环境、ESG 等因素对企业创新能力的影响, 并提出建议以支持企业高质量发展。

1. 理论分析与研究假设

1.1 数字化转型

在当前数字经济时代, 数字化转型是企业发展新质生产力的必经途径。首先, 数字化转型有利于企业创新生产工具, 推动生产力从“旧质”转向“新质”^[2] 其次, 数字化转型提升企业的全要素生产率^[3], 使得数据成为企业新型生产要素的关键。数据要素通过发挥乘数效应, 促进新质生产力创新驱动作用的产生^[4]。最后, 开展数字化转型提升数字劳动力的专业素养、培养数据思维, 从而加强企业对新型战略性和应用型人才的储备, 推动新质生产力发展^[5]。鉴于以上分析, 由此提出以下假设:

H1 数字化转型对企业提升新质生产力存在显著正向影响

1.2 企业创新能力的中介作用

企业数字化转型是提升创新能力, 实现高质量发展的重要途径^[6]。新质生产力是高质量发展的战略引擎, 科技创新在其中起“核心要素”与“主导作用”^[7]。数字化转型赋能企业汲取更多的知识要素, 提升知识的使用效率, 增强企业利用知识信息数据进行创新的能力^[8], 科技创新在生产力的跃升过程中发挥着主导作用, 推动企业明确未来战略导向, 契合新质生产力的发展要求。由此提出以下假设:

H2 数字化转型通过提升企业创新能力, 进而提高了企业新质生产力

1.3 营商环境

良好的营商环境有助于企业创新活力的提升, 促进技术进步^[9], 推动生产力向新质化发展。首先, 营商环境的改善促使行政管理宽松化和审批程序的便利化^[10], 减少政府对市场的干预。其次, 营商环境的改善意味着政府治理能力的提升, 能抑制企业通过不正当手段获取公共资源^[12]。进而推动企业新质生产力发展。由此提出以下假设:

H3 良好的营商环境有助于推动企业新质生产力的发展。

1.4 ESG 发展

ESG 标准监督着企业在环保与商业道德方面合法合规地开展经营活动, 从而助力企业合规经营, 引导企业聚焦长期可持续发展^[13]。据调查, 企业实施 ESG 实践彰显其规范化运作, ESG 表现优异的企业在人才市场更具吸引力。这些人才融入各个部门, 将提升企业运营效率, 推动研究创新, 提高企业生产力水平^[14]。由此提出假设:

H4 企业开展良好的 ESG 实践表现能促进企业新质生产力水平的提升。

2. 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

选取 2019—2023 年中国 A 股上市公司为原始样本，并进行如下处理：

①剔除当年交易状态为 ST、*ST 的公司；②剔除已退市的公司；③剔除财务数据严重缺失的公司。最终得到 20337 个样本观测值。营商环境数据来源于中国社会科学院发布的《中国城市竞争力报告》，相关财务数据均来源于国泰安数据库（CSMAR）。

2.2 变量说明

2.2.1. 被解释变量

被解释变量为企业新质生产力（NPro）。本文基于生产力三要素理论，将新质生产力划分为劳动者，劳动对象和劳动资料。本文借鉴宋佳^[15]的研究，构建如表 1 所示的企业新质生产力评价指标体系，采用熵值法计算得到“新质生产力”变量。

表 1 企业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算方法	权重/%
新质劳动者	员工素质	研发人员占比	(研发人员数/员工数量)×100	12.985
		高学历人员占比	(研究生以上人数/员工数量)×100	8.855
	管理层素质	高管绿色认知	ln(年报中绿色发展关键词频+1)	6.320
		管理层海外背景	有高管具有海外背景取值为 1，否则为 0	6.617
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级的 E 指标,9 个级别分别赋值 1~9	7.929
	未来发展	固定资产占比	(固定资产/资产总额)×100	2.732
		资本积累率	(当年所有者权益增长额/年初所有者权益)×100	1.124
新质劳动资料	科技劳动资料	创新水平	ln(专利授权数量+1)	21.81
	数字化劳动资料	数字化程度	ln(年报中数字化关键词频+1)	4.62
		无形资产占比	(无形资产/资产总额)×100	4.10
	绿色劳动资料	绿色技术水平	ln(绿色专利授权数量+1)	9.96
		绿色专利占比	(绿色专利授权数量/专利授权数量)×100	12.95

2.2.2. 解释变量

本文的解释变量是数字化转型 (Digital transformation index, Tdig)。数字化转型采用数字化转型指数度量，数据来源 CSMAR 数据库，计算公式如下：

数字化转型指数 =

0.3724* 战略引领 +0.162* 技术驱动 +0.0969* 组织赋能 +0.0342* 环境支撑 +0.2713* 数字化成果 +0.0884* 数字化应用

2.2.3. 中介变量

本文的中介变量是企业创新能力 (Enterprise innovation ability, EIA)。采用各企业专利数量衡量制造业企业技术创新程度^[16]。

2.2.4. 控制变量

西方参考已有研究^[17-19]，选取企业创新能力、企业规模、资产负债率、现金流比率、营业收入增长率、董事会规模、独立董事占比、第一大股东持股占比作为控制变量。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	符号	测量方法
被解释变量	新质生产力	Npro	劳动者、劳动对象和劳动资料的熵值和战略引领、技术驱动、组织赋能、环境支撑、数字化成果和数字化应用加权和
解释变量	数字化转型	Tdig	企业专利数量
中介变量	企业创新能力	EIA	年总资产的自然对数
	企业规模	Size	年末总资产/年末总资产
	资产负债率	Lev	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	现金流比率	Cashflow	本年营业收入/上一年营业收入-1
控制变量	营业收入增长率	Growth	董事会人数取自然对数
	董事会规模	Board	独立董事除以董事人数
	独董占比	Indep	第一大股东持股数量/总股数
	第一大股东持股占比	TOP1	

2.3 模型设计

为验证 H1，本文构建如下基准回归模型（1）：

$$Npro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tdig_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为验证 H2，本文构建模型（2）（3）（4）如下：

$$EIA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tdig_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Npro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EIA_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Npro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tdig_{i,t} + \beta_2 EIA_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$Tdig_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的数字化转型指数， $EIA_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的企业创新能力， $Controls_{i,t}$ 为控制变量合集， $YEAR$ 为年份虚拟变量， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

3. 实证结果分析

3.1 描述性统计

表 3 所示企业新质生产力最小值为 0.000，最大值为 0.534，平均值为 0.137，中位数为 0.128，标准差为 0.076，与平均值之比大于 0.5，表明企业当前新质生产力发展水平较低，不同企业新质生产力发展存在差异；数字化转型最小值为 21.171，最大值为 81.042，平均值为 37.287，表明企业数字化转型存在差异，且整体数字化转型程度较低；企业创新能力最小值为 0.000，最大值为 36894.000，标准差与平均值之比大大超过 0.5，证明企业之间创新能力差距很大。

表 3 描述性统计

变量	观测值	最小值	最大值	平均值	标准差	中位数
NPro	20337	0.000	0.534	0.137	0.076	0.128
Tdig	20337	21.171	81.042	37.287	10.203	35.887
EIA	20337	0.000	36894.000	136.723	782.410	27.000
Size	20337	19.797	26.440	22.269	1.279	22.059
Lev	20337	0.049	0.924	0.401	0.198	0.392
Cashflow	20337	-0.161	0.266	0.052	0.067	0.051
Growth	20337	-0.653	2.032	0.114	0.331	0.073
Board	20337	0.000	2.639	2.089	0.195	2.197
Indep	20337	0.000	57.140	37.964	5.386	36.360
TOP1	20337	0.076	0.740	0.324	0.145	0.300

3.2 基准回归分析

为消除不同量纲之间的差异性, 本文对被解释变量、解释变量和中介变量进行 Z- 标准化处理。表 4 为初步回归结果。模型 (1) 只控制了年份固定效应的单变量, 结果显示数字化转型的回归系数为 0.002, 通过 1% 水平的显著性检验。为减少遗漏变量对回归模型的影响, 模型 (2) 在模型 (1) 的基础上加入一系列控制变量, R² 由 0.1 增大到 0.127, 模型的解释能力有所提升, 从模型 (2) 结果来看, 数字化转型的回归系数仍然为正, 通过 1% 水平的显著性检验, 表明数字化转型对企业新质生产力提升有显著正向影响, 由此假设 H1 得以验证。

表 4 基准回归

变量	NPRO (1)	NPRO (2)
Tdig	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Size		0.010*** (0.000)
Lev		-0.019*** (0.003)
Cashflow		-0.017** (0.008)
Growth		0.011*** (0.002)
Board		0.009*** (0.003)
Indep		-0.000 (0.000)
Top1		-0.010*** (0.004)
_cons	0.050*** (0.002)	-0.172*** (0.012)
N	20337.000	20337.000
R ²	0.100	0.127

*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01

3.3. 企业创新能力的中介作用

本文采用 Bootstrap 法, 在 5000 次重复抽样下检验企业创新能力的中介作用。从表 5 可以看出, 模型 (2)(3)(4) 核心变量的回归系数均在 1% 的水平上正向显著, 表明企业创新能力在数字化转型和企业新质生产力之间发挥部分中介作用, 假设 H2 得以验证。

表 5 企业创新能力的中介效应分析

变量	EIA 专利数	NPRO
Tdig 数字化转型指数	8.925*** (0.545)	0.002*** (0.000)
Size	109.071*** (5.137)	0.008*** (0.000)
Lev	-64.005** (31.124)	-0.018*** (0.003)
Cashflow	467.690*** (83.302)	-0.025*** (0.008)
Growth	-5.621 (16.240)	0.011*** (0.001)
Board	10.744 (35.354)	0.008*** (0.003)
Indep	4.193*** (1.228)	-0.000 (0.000)
Top1	-40.074 (38.381)	-0.010*** (0.003)
EIA 专利数		0.000*** (0.000)
_cons	-2791.658*** (128.251)	-0.125*** (0.012)
N	20337.000	20337.000
r ² _a	0.053	0.156

4. 进一步分析

4.1 内生性检验

鉴于数字化转型和新质生产力水平之间可能存在互为因果的问题, 可能会影响回归结果的准确性, 因此本文引入数字化转型程度作为工具变量进行两阶段最小二乘法分析。数据来自 CSMAR 数据库, 通过统计人工智能、区块链、云计算、大数据和数字技术在报告中的应用频率得出。

表 6 为回归结果, 数字化转型的回归系数为 0.182, 在 1% 的水平上显著, Wu-Hausman 检验的 F 统计量达到 68.551, 远超临界值 10, 以上结果排除了内生性问题。

表 6 TsIs 分析结果

变量	模型 (1) Npro
Tdig	0.182*** (13.618)
Cons	0.998*** (6.100)
控制变量	YES
YEAR	YES
N	20337
R ²	0.146
Adj R ²	0.145
Durbin	$\chi^2(1)=5.246, p=0.022$
Wu-Hausman	$F(1,6011)=5.240, p=0.022$
Waldy2	$\chi^2(10)=594.040, p=0.000$

*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01, 括号里面为 t 值

4.2 稳健性检验

4.2.1. 替换被解释变量

在经济学领域, 生产力与生产率常常可以替换, 因此本文全要素生产率作为替换被解释变量来衡量企业新质生产力水平。本文采用 OP 法计算得到全要素生产率后使用模型 (1) 进行回归。从表 7 列 (1) 的回归结果来看, TFP_OP 系数在 1% 水平上显著为正, 表明在替换被解释变量后, 企业数字化转型对企业新质生产力水平有正向影响作用, 本文假说 H1 初步得到验证。

表 7 稳健性检验——替换变量、剔除异常数据

变量	(1) TTP_OP 替代被解释变量	(2) NPRO 剔除异常年份
数字化转型指数	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Size	0.453*** (0.004)	0.008*** (0.001)
Lev	0.482*** (0.026)	0.001 (0.005)
Cashflow	0.725*** (0.069)	0.034*** (0.014)
Growth	0.297*** (0.013)	0.011*** (0.003)
Board	-0.274*** (0.029)	0.008 (0.006)
Indep	-0.005*** (0.001)	-0.000 (0.000)
Top1	0.144*** (0.032)	-0.018*** (0.006)
_cons	-2.909*** (0.104)	-0.132*** (0.020)
N	18569.000	6814.000
r2_a	0.537	0.138

$p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.2.2. 剔除异常年份

在样本期间内，2021 年后的新冠疫情对企业的发展有非常大的影响，为了减少异常年份对研究结果的不确定性，剔除 2021—2023 年三年数据后回归。从表 7 列（2）的回归结果来看，数字化转型程度在 1% 水平上显著为正，表明在剔除异常年份后，数字化转型对新质生产力水平有促进作用，假说 H1 又一次得到验证。

4.3 异质性检验

进一步研究回归结果的异质性，我们将样本分为国企和非国企两组样本进行分组回归，结果如下表所示，两组解释变量结果均在 1% 的水平上显著为正，但是相较于国企，非国企受到的影响更大。

表 8 异质性检验结果

变量	(1) 国企 NPRO	(2) 非国企 NPRO
数字化转型指数	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Size	0.013*** (0.001)	0.010*** (0.001)
Lev	-0.015*** (0.006)	-0.012*** (0.004)
Cashflow	0.041*** (0.018)	-0.036*** (0.009)
Growth	0.001 (0.003)	0.010*** (0.002)
Board	0.016*** (0.007)	0.012*** (0.004)
Indep	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Top1	-0.026*** (0.007)	0.003 (0.005)
_cons	-0.263*** (0.023)	-0.186*** (0.018)
N	5150.000	12294.000
r2_a	0.128	0.138

$p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

随后我们对于营商环境与 ESG 发展进行了上述同样途径的基准回归与检验，其中营商环境与 ESG 发展的异质性检验分为大型企业与小企业两组，相对于小企业，营商环境改善对大型企业新质生产力的促进作用更为明显；非大型企业 ESG 发展促进企业新质生产力提升的力度大于大型企业。其它均得到相同结果，因此不做重复展示。

5. 结语

5.1 研究结论

本文通过对 A 股上市制造企业 2019 年至 2023 年的数据深入分析，发现数字化转型对企业新质生产力存在显著的正向影响：显著提升了劳动者水平。同时，企业创新能力在数字化转型与新质生产力之间发挥了中介作用，且非国有企业效果更明显。

营商环境改善有助于推动企业新质生产力的发展；而良好的 ESG 表现能促进企业新质生产力水平的提升。

5.2 政策建议

首先企业应积极进行数字化转型。企业要重视数字化转型，引进数字人才、提升全员数字素养，构建数字创新体系；其次企业应将 ESG 发展提升至战略高度。ESG 实践能推动绿色技术创新、优化资源配置，显著促进新质生产力。企业要在战略层确立 ESG 核心地位，构建可持续发展模式。最后，政府应持续优化营商环境，让企业专注技术创新，发展新质生产力。

参考文献

- [1] 常尚新. 数字经济赋能商贸流通企业数字化转型与创新升级[J]. 商业经济研究, 2022,(18):124-127.
- [2] 龙宝新. 知识生产赋能新质生产力的机理与路径[J]. 湖北民族大学学报(哲学社会科学版), 2024,42(04):46-57.
- [3] 王飞, 李月. 企业数字化转型赋能全要素生产率: 理论机制与经验证据[J/OL]. 软科学, 1-12[2024-09-26]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20240528.0929.002.html>.
- [4] 占智勇, 徐政, 宁尚通. 数据要素视角下新质生产力创新驱动的理论逻辑与实践路径[J]. 新疆社会科学, 2024,(03):43-52.
- [5] 李弦. 数据要素赋能新质生产力的理论逻辑与实践进路——基于马克思劳动过程理论的分析[J]. 上海经济研究, 2024,(05):25-36.
- [6] 池仁勇, 王国强, 周芷琪, 等. 数字化能力、价值共创与企业绩效: 基于数据安全的调节作用[J]. 技术经济, 2023(2):133-142.
- [7] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020,36(06):135-152+250.
- [8] 王磊, 景诗龙, 邓芳芳. 营商环境优化对企业创新效率的影响研究[J]. 系统工程理论与实践, 2022(6):

1601-1615.

[9] 张乃丽, 马荣国. 营商环境优化对制造业企业高质量发展的影响 [J]. 济南大学学报 (社会科学版), 2023 (1): 87-100.

[10] 张兆国, 徐雅琴, 成娟. 营商环境、创新活跃度与企业高质量发展 [J]. 中国软科学, 2024 (1): 130-138.

[11] Wang N, Cui D, Dong Y. Study on the impact of business environment on private enterprises' technological innovation from the perspective of transaction cost [J]. Innovation and Green Development, 2023, 2 (1): 100034.

[12] 陈玲芳, 于海楠. ESG 表现、融资约束与企业绩效 [J]. 会计之友, 2022(22):24-30.

[13] FATEMI A, GLAUM M, KAISER S. ESG performance and firm value: the moderating role of disclosure [J]. Global finance journal, 2017, 38: 45-64.

[14] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据 [J]. 当代经

济管理, 2024, 46(06):1-11.

[15] Liu Y, Dong J Y, Mei L, et al. Digital Innovation and Performance of Manufacturing Firms: An Affordance Perspective [J]. Technovation, 2023, 119, 102458.

[16] 师磊, 彭子晨. 企业数字化转型对其创新效率的影响——基于熊彼特创新范式的分析框架 [J]. 中国农村经济, 2024, (04):99-119.

[16] 石道元, 唐海森, 王鹏. 企业数字化转型、融资约束与企业绩效 [J]. 会计之友, 2024(09):108-116.

[17] 胡云飞, 戴国强. 数字化转型、市场竞争与企业绿色创新 [J]. 统计与决策, 2024, 40(07):161-166.

基金项目:

嘉兴南湖学院国家级大学生创新创业训练计划“新质生产力视角下企业创新能力研究”(202413291004); 嘉兴南湖学院横向课题“新质生产略图视角下建筑企业创新能力研究”(64250010)