新质生产力对制造业创新绩效的影响：动态能力视角

丁雯婷，杨 力

（安徽理工大学经济与管理学院，淮南 232001）

摘要：新质生产力作为突破传统增长模式的先进生产力形态，为企业发展带来新机遇。以2015—2024年A股上市制造业企业为样本，采用固定效应模型实证探究其对企业创新绩效的影响机制。研究发现，新质生产力对制造业企业的创新绩效具有显著正向影响，且该结论经稳健性与内生性检验后依旧成立。机制检验表明，新质生产力的发展通过促进制造业企业动态能力的提升，进而提升企业创新绩效。异质性分析显示，新质生产力对制造业企业创新绩效的促进作用在高科技行业、大型企业及东部地区企业中更为显著。由此，提出夯实企业创新基础、畅通创新绩效转化路径和推动新质生产力均衡发展的建议，为制造业企业通过发展新质生产力提升创新绩效提供理论参考。

关键词：新质生产力；制造业企业；创新绩效；动态能力

中图分类号：F272.5 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)08－0099－07

党的二十届三中全会着眼于新时代发展需求，对发展新质生产力的制度保障作出关键部署，强调“健全因地制宜发展新质生产力体制机制”。2024年《政府工作报告》将“加快发展新质生产力”列为首要任务，凸显经济高质量发展的重要性[1]。当前，中国制造业正处于转型升级的关键攻坚期，面临双重压力。对内，传统制造业长期依赖资源要素投入的增长模式难以为继，产能过剩与低附加值问题突出；对外，全球产业链重构加速，发达国家相继出台“制造业回流”政策，叠加绿色贸易壁垒、技术封锁等外部挑战，制造业亟须通过生产力形态革新突破发展困境。新质生产力以科技创新为核心动能，以数字化、智能化为主要特征，通过推动生产要素全面升级和生产流程优化重构，实现全要素生产率的质的飞跃，与制造业技术密集，资本密集的产业属性高度契合，成为破解制造业发展难题的关键抓手。学术界对新质生产力的核心内涵已形成初步共识，王长圆和王兴广[2]指出，新质生产力是以创新为主导动力，突破传统经济增长模式与路径依赖，具备高科技、高效能、高质量特征的先进生产力形态；韩文龙等[3]进一步明确其本质是以科技创新为关键动能，推动全要素生产力发展，实现劳动者、劳动资料、劳动对象及组合方式的全面升级；孟捷和韩文龙[4]补充其形成路径，即通过特定历史阶段的技术革命与生产关系调整，突破传统生产力束缚。因此，在新质生产力发展背景下，对制造业企业创新绩效展开研究具有重要意义。

1 文献综述

新质生产力借助数字化与智能化技术赋能，这种技术赋能，不仅直接影响企业的创新输出，更会作用于企业应对环境变化的核心能力——动态能力。Paovangsa等[5]表明，技术创新能力的提升能够直接转化为创新绩效，而新质生产力的技术密集特征为技术创新能力提供了底层支撑；Mustikasari和Ciptono[6]提出的“适应性张力管理”理论，聚焦于动态能力的微观核心层面，阐释了企业通过提升技术感知、知识获取与资源重构能力占据长期竞争优势的路径，而这三大能力的提升，正是新质生产力数字化、智能化赋能的结果。从内涵来看，动态能力是企业在动态环境中维持竞争优势的关键，其核心是整合、构建及重新配置内外部资源的能力[7]；在组织层面，动态能力集中体现为对前沿技术的敏锐感知，对多元知识的主动获取以及对存量资源的系统性重构[8]。由此，当企业具备强大的动态能力时，其能将新质生产力的技术升级、数据整合等优势，通过技术感知、知识转化、资源重构、创新输出的路径转化为实际创新成果，进而提升创新绩效。因此，动态能力理论为理解新质生产力如何影响制

收稿日期：2025-11-22

基金项目：国家社会科学基金(22ZDA112)；安徽省高校优秀科研创新团队支持计划(2022AH010054)

作者简介：丁雯婷(1998—)，女，安徽合肥人，硕士研究生，研究方向为工业经济；通信作者杨力(1972—)，男，安徽淮南人，博士，教授，研究方向为管理决策分析、区域经济。

造业企业创新绩效提供了中介视角，具有重要的理论价值。但现有研究多聚焦宏观产业层面，缺乏从动态能力视角切入的微观企业分析，难以揭示新质生产力向创新绩效转化的具体路径。

基于此，以2015—2024年A股上市制造业企业为研究对象，通过实证分析探究新质生产力对制造业企业创新绩效的影响机制。本文研究贡献主要体现在以下两方面：一是创新性的从动态能力视角出发，深入解析动态能力的综合指标在新质生产力与创新绩效关系中的中介传导效应，为理解两者关系提供了新的分析视角；二是通过对行业属性、企业规模特征及区域分布的异质性分析，探究新质生产力对创新绩效影响的差异化作用模式，从而为推进新质生产力发展，提升制造业企业创新绩效提供理论参考。

2 理论分析与研究假设

2.1 新质生产力对制造业企业创新绩效的影响

新质生产力是驱动未来经济高质量发展的关键引擎，其核心特征体现在依托科技创新重构生产要素的组合方式，并推动生产效率实现从量变到质变的突破性提升。从要素革新维度来看，新质生产力打破了传统生产力对土地、资本、劳动力等传统要素的依赖，将数据、技术、知识等新型生产要素纳入生产函数。对于制造业企业而言，数据要素的深度应用能够实现研发需求精准识别和生产流程模拟优化，企业通过工业互联网平台收集用户需求数据，可大幅度缩短新产品研发周期；技术要素的升级推动核心零部件和关键工艺的突破，为原始创新提供基础支撑。

从技术赋能维度来看，新质生产力以数字化技术为主要载体，通过工业机器人、智能生产线、数字孪生等技术的深度应用，重构研发与生产流程[9]。一方面，数字化技术能够降低研发试错成本，通过数字孪生技术模拟产品研发过程，可减少物理原型制作次数，降低研发投入损耗；另一方面，数字化转型能够打破部门壁垒，实现研发、生产、市场数据的实时共享，加速创新成果转化。

从资源优化维度来看，新质生产力的发展倒逼企业优化资源配置结构。企业为培育新质生产力，必然会加大研发投入力度，优化研发人才激励机制，吸引高技能人才加入，而人才作为创新的核心主体，其质量提升直接推动创新产出增长[10]。同时，新质生产力带来的生产效率提升，能够释放部分传统生产资源，转而投入研发创新活动。基于以上分析，提出以下假设。

H1：新质生产力正向促进制造业企业创新绩效提升。

2.2 新质生产力、动态能力与企业创新绩效

动态能力是企业在动态环境中整合内外部资源、应对不确定性、维持竞争优势的核心能力，具体涵盖创新能力、吸收能力与适应能力三大维度，而新质生产力通过精准赋能这三大维度，推动动态能力全面提升。在创新能力层面，新质生产力以科技创新为核心特征，其培育过程与企业创新能力提升形成正向互构。一方面，企业发展新质生产力需加大研发投入，构建完善的研发体系[11]；另一方面，新质生产力强调“创新驱动”的发展理念，推动企业建立以创新为导向的激励机制，激发研发人员的创新积极性，进而强化创新能力。

在吸收能力层面，新质生产力驱动的数字化转型为企业吸收外部先进技术与知识提供了基础条件。企业为适配新质生产力发展，构建高素质的研发人才队伍，提升对外部技术的识别、评估与消化能力；同时，数字化平台的搭建能够打破信息壁垒，帮助企业快速捕获行业前沿技术动态和对接外部创新资源，如通过工业互联网平台与上下游企业共享技术成果，实现知识的快速迭代[12]。

在适应能力层面，新质生产力通过提升企业运营灵活性与市场响应速度，强化其适应环境变化的能力。智能化技术的应用使企业能够实时感知市场需求变化，供应链波动等外部信号；同时，新质生产力推动的生产流程优化能够提升企业财务稳健性，降低环境不确定性带来的经营风险，使企业更有底气开展创新性活动[13]。基于以上分析，提出以下假设。

H2：新质生产力能促进制造业企业动态能力提升；

H3：新质生产力通过提升企业动态能力进而提高企业创新绩效。

3 研究设计

3.1 样本选择与数据来源

选择A股上市制造业企业2015—2024年数据为样本数据，并做如下处理：剔除ST、*ST、PT等异常经营样本；剔除金融行业企业样本；对变量缺失样本进行剔除；剔除样本周期内企业个体单一观测样本；对连续变量做99%的收尾处理。经过数据处理，共获取2 791家上市公司15 547条样本观测值。数据来源于中国研究数据服务平台（Chinese

Research Data Services Platform,CNRDS 数据库)和中国股票市场与会计研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database,CSMAR 数据库)。

3.2 变量定义

3.2.1 被解释变量

被解释变量为企业创新绩效(lnn)。借鉴黎文靖和郑曼妮[14]的做法,采用企业发明专利申请数进行衡量。通过对数据的初步处理与分析,参照罗荣华等[15]的企业创新绩效定义方法,选取制造业上市公司发明专利申请数量加一后取自然对数作为该指标的测量方法。

3.2.2 解释变量

解释变量为新质生产力(G_N)。该指标构建方法以国泰安数据库现有测算体系为基础,同时参照宋佳等[16]对新质生产力的定义方法,通过 11 项细分指标,运用熵值法综合计算得出各上市公司的新质生产力量化水平。

3.2.3 中介变量

中介变量为动态能力(DC)。企业的动态能力包括企业的创新能力(IC)、吸收能力(RD)和适应能力(AC),参照王福胜等[17]的测算方法对企业动态能力进行评价,测算公式为

$$DC=\frac{IC-IC_{min}}{IC_{max}-IC_{min}}+\frac{RD-RD_{min}}{RD_{max}-RD_{min}}+\frac{AC-AC_{min}}{AC_{max}-AC_{min}} \tag{1}$$

式中:IC 为企业技术人员占比与研发投入经标准化后的求和值;RD 以企业年度研发支出占营业收入比例衡量;AC 为研发支出、资本支出及广告支出经标准化后的加总值。

3.2.4 控制变量

控制变量的选择遵循了企业创新与公司治理领域的普遍实践,参考巫强等[9]、黎文靖和郑曼妮[14]、罗荣华等[15]、宋佳等[16]的做法选择以下控制变量:公司规模(Size):年总资产的自然对数;资产负债率(Lev):年末总负债/年末总资产;存货占比(INV):存货净额/总资产;董事人数(Board):董事会人数取自然对数;前五大股东持股比例(Top5):前五股东持股数量/总股数;公司成立年限(FirmAge):ln(当年年份−公司成立年份+1);机构投资者持股比例(INST):机构投资者持股总数/总股本数量;管理层持股比例(Mshare):董事、监事及高级管理人员持股总量占总股本的比例;大股东资金占用作为控制变量(Occupy):其他应收款净额/总资产。

3.3 模型构建

基于面板数据特征,采用双向固定效应模型来研究新质生产力对制造业企业创新绩效的影响,构建实证分析模型如下。

基准回归模型:

$$lnn_{it}=\alpha_0+\alpha_1 G_N_{it}+\alpha_2 Control_{jit}+\lambda_i+year_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中:i、t 为第 i 家企业第 t 年数据;α_0 为常数项;α_1、α_2 为变量系数;λ_i 为个体固定效应;$year_t$ 为时间固定效应;ε_{it} 为随机扰动项。

中介效应模型:

$$DC_{it}=\beta_0+\beta_1 G_N_{it}+\beta_2 Control_{jit}+\lambda_i+year_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$lnn_{it}=\gamma_0+\gamma_1 G_N_{it}+\gamma_2 DC_{it}+\gamma_3 Control_{jit}+\lambda_i+year_t+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

式中:β_0、γ_0 为常数项;β_1、β_2、γ_1、γ_2、γ_3 为变量系数。

4 实证结果与分析

4.1 描述性统计分析

基于所选变量,对各变量展开描述性统计分析,结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计分析结果

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
lnn	15 547	1.548	1.406	0.000	5.771
G_N	15 547	0.007	0.010	0.001	0.049
DC	15 547	1.228	0.477	−0.003	2.986
Size	15 547	22.131	1.127	20.049	25.632
Lev	15 547	0.383	0.186	0.061	0.850
INV	15 547	0.128	0.079	0.014	0.429
Board	15 547	2.087	0.191	1.609	2.485
Top5	15 547	0.526	0.144	0.214	0.852
FirmAge	15 547	3.012	0.283	2.197	3.611
INST	15 547	0.394	0.244	0.004	0.888
Mshare	15 547	0.172	0.202	0.000	0.481
Occupy	15 547	0.009	0.015	0.000	0.097

由表 1 可以看出,lnn 平均值为 1.548,标准差为 1.406,最小值为 0.000,最大值为 5.771,平均值大于标准差,反映制造业上市公司企业创新绩效整体离散程度较低,总体差异性相对较小,但极值存在较大差距,也反映部分企业展现较高的创新绩效,而另一些企业处于较低水平。

G_N 的均值为 0.007,标准差为 0.010,最小值和最大值分别为 0.001、0.049。由于均值小于标准差且极值间存在显著差异,表明制造业企业间新质生产力水平呈现明显分化,部分企业该指标处于极低水平,而另一些企业达到较高水平。经方差膨胀

因子(VIF)检验,各变量 VIF 均低于 10,不存在显著的多重共线性问题,满足回归分析的前提条件。

4.2　基准回归

基于构建的基准回归模型,展开回归分析,结果如表 2 所示。表 2 列(1)和列(2)为未纳入控制变量的回归结果,列(3)和列(4)为纳入全部控制变量的回归结果。列(4)结果均显示,新质生产力对制造业企业创新绩效具有显著正向影响,基于列(4)加入所有控制变量的双固定效应回归结果可以看出,G_N 对 lnn 的影响系数为 4.054,在 1%的水平上显著,表明制造业企业新质生产力对企业创新绩效具有显著正向影响, H1 得到验证。

4.3　中介效应

基于构建的中介效应模型,结果如表 3 所示。列(1)为解释变量对中介变量的影响回归结果,结果显示,G_N 对 DC 的影响系数为 3.639,在 1%的水平上显著,即表明 G_N 对 DC 的影响为显著正向影响,制造业企业新质生产力水平的提升能够显著促进企业动态能力,H2 得到验证。列(2)为解释变量和中介变量共同对被解释变量的影响,结果显示,G_N 对 lnn 为显著正向影响,DC 对 lnn 为显著正向影响。结合温忠麟和叶宝娟[18]提出的三步法中介效应检验方法表明,制造业企业新质生产力能够通过促进企业动态能力的途径,对企业创新绩效产生显著正向间接影响,中介效应成立, H3 得到验证。

表 2　基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnn	lnn	lnn	lnn
G_N	3.946***	6.500***	6.921***	4.054***
	(3.17)	(5.71)	(6.23)	(3.25)
Size			0.301***	0.159***
			(25.45)	(7.16)
Lev			0.041	−0.157*
			(0.59)	(−1.95)
INV			1.243***	0.168
			(8.91)	(0.92)
Board			0.086	0.027
			(1.47)	(0.40)
Top5			−1.205***	−0.181
			(−10.79)	(−1.15)
FirmAge			−0.420***	−0.266
			(−10.58)	(−1.36)
INST			1.269***	0.141
			(14.42)	(1.30)
Mshare			0.019***	0.005***
			(19.52)	(4.58)
Occupy			−3.404***	−0.294
			(−4.60)	(−0.53)
常数项	1.521***	1.500***	−4.418***	−1.253*
	(138.80)	(106.88)	(−15.77)	(−1.70)
个体固定效应	是	否	否	是
时间固定效应	是	否	否	是
观测值	15 547	15 547	15 547	15 547
F 统计量	10***	33***	171***	9***
R^2	0.785	0.002	0.097	0.786
调整后 R^2	0.744	0.002	0.097	0.745

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

表 3　中介效应

变量	(1)	(2)
	DC	lnn
G_N	3.639***	3.672***
	(6.71)	(2.94)
DC		0.105***
		(5.21)
常数项	0.703**	−1.326*
	(2.20)	(−1.80)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	15 547	15 547
F 统计量	17***	11***
R^2	0.643	0.787
调整后 R^2	0.575	0.746

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

4.4　稳健性检验

为进一步验证基准回归结论的可靠性,分别采用稳健标准误修正、剔除 2020 年受新冠肺炎疫情影响的样本、加入行业固定效应以及使用 Bootstrap 方法对中介效应进行再次检验。结果如表 4 和表 5 所示。

表 4　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	稳健标准误	剔除 2020 年	增入行业固定
	lnn	lnn	lnn
G_N	4.054***	4.004***	4.038***
	(2.94)	(3.09)	(3.23)
常数项	−1.253	−1.266*	−1.221*
	(−1.42)	(−1.66)	(−1.65)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
行业固定效应			是
观测值	15 547	13 987	15 547
F 统计量	7***	9***	9***
R^2	0.786	0.785	0.786
调整后 R^2	0.745	0.738	0.745

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

表 5　Bootstrap 中介效应检验

变量	观测系数	偏差	Bootstraps 标准误	[95%置信区间]		类型
_bs_1	0.381 504 2	−0.010 784 9	0.101 653 5	0.195 165 4	0.586 361 9	(P)
_bs_2	3.672 173 0	0.031 074 7	1.390 523 4	0.220 438 4	0.631 344 7	(BC)
				0.994 311 5	6.431 833	(P)
				0.964 946 6	6.382 474	(BC)

由表 4 回归结果可以看出,在三组稳健性检验结果中,回归结果均显示,G_N 对 lnn 依旧为显著正向影响,表明稳健性检验通过,验证了回归结果可靠性。

由表 5 可以看出,动态能力的_bs_1 和_bs_2 置信区间均不包含 0,且为正;经过偏差矫正的置信区间同样均不包含 0,且为正;说明中介效应依然成立,验证了结论的准确性。

4.5　内生性检验

为了避免制造业企业创新绩效与企业新质生产力之间或存在反向因果问题,运用工具变量法(IV)结合两阶段最小二乘法(2SLS)实施内生性检验。参照李梁璐等[19]的做法,将解释变量滞后一期作为工具变量;参照张林和曹星梅[20]的做法,选取上市公司年度-行业中剔除自身后的新质生产力均值作为工具变量。结果如表 6 所示。

表 6　内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	解释变量滞后一期		年度-行业平均值	
	第一阶段 G_N	第二阶段 lnn	第一阶段 G_N	第二阶段 lnn
G_N		6.506* (1.91)		4.632** (2.35)
IV	0.387*** (53.16)		0.701*** (20.06)	
常数项	0.018* (2.65)	−1.547* (−3.21)	0.029* (5.83)	−0.415 (−0.82)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	15 547	15 547	15 547	15 547
F 统计量	296***	6***	57***	9***
R^2	0.839	0.336	0.790	0.424
调整后 R^2	0.806	0.399	0.749	0.441

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值。

由表 6 回归结果可以看出,表 6 中列(1)和列(3)为第一阶段检验结果,显示工具变量 IV 对解释变量 G_N 均在 1%的统计水平上显著,证实工具变量与解释变量间存在显著相关性。同时在工具变量的有效性检验中,不可识别检验(underidentification test)结果显示统计量为 2 678,该值在 1%的水平下显著,表明模型不存在工具变量识别不足的问题;同时,弱工具变量检验(Weak identification test)的统计量为 2 826,显著高于 10%的显著性水平对应的临界值(10% maximal IV size)16.38。两项检验结果共同支持所选工具变量不仅与内生解释变量存在强相关性,且满足外生性条件,工具变量的有效性得到充分验证。列(2)和列(4)为第二阶段结果,显示G_N 对 lnn 分别在 10%和 5%的水平上显著,表明在使用工具变量解决内生性问题后,G_N 对 lnn 的影响依旧为显著正向影响,为本文回归结果的稳健性与可靠性提供了进一步的支撑。

4.6　异质性分析

4.6.1　行业异质性

由于制造业内部不同行业在技术密集度、研发投入强度及创新需求上差异显著,导致高科技与非高科技行业在新质生产力的吸收和转化能力上可能存在分化。参照彭红星和毛新述[21]的做法将制造业企业划分为高科技行业和非高科技行业展开异质性分析,结果如表 7 列(1)和列(2)所示,新质生产力对高科技制造业企业创新绩效的影响在 1%统计水平上显著,而对非高科技制造业企业的影响不显著。

4.6.2　企业规模异质性

不同规模企业在资源储备、组织架构以及创新战略制定等方面存在显著差别,基于企业规模大小,参照国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》[22]将企业划分为大规模与中小规模企业,分析制造业新质生产力对企业创新绩效影响的企业规模异质性,结果如表 7 列(3)和列(4)所示,新质生产力对大规模制造业企业创新绩效的影响在 10%统计水平上显著,而对中小企业的影响不显著。

4.6.3　地区异质性

中国各地区在经济发展水平、政策支持力度、创新文化氛围等方面存在较大差距,参照乔翠霞和杨时晨曦[23]、沈小波等[24]的做法将企业划分为东部地区与中西部地区企业,分析新质生产力对企业绩效影响的地区异质性,结果如表 7 列(5)和列(6)所示,新质生产力对东部制造业企业创新绩效的影

表7　异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高科技行业	非高科技行业	大规模	中小规模	东部地区	中西部地区
	lnn	lnn	lnn	lnn	lnn	lnn
G_N	4.020***	1.838	3.865*	2.242	4.631***	3.428
	(3.14)	(0.24)	(1.93)	(1.36)	(3.28)	(1.26)
常数项	−0.947	−4.683	−0.912	−4.692***	−2.225***	1.900
	(−1.24)	(−1.60)	(−0.77)	(−3.75)	(−2.62)	(1.23)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	14 502	1 045	7 728	7 819	11 322	4 225
F统计量	8***	2***	8***	6***	7***	3***
R^2	0.786	0.741	0.826	0.740	0.784	0.788
调整后R^2	0.745	0.685	0.792	0.670	0.742	0.748

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为t值。

响在1%的统计水平上显著，而对西部地区的影响不显著。

5　结论与建议

本文以动态能力为视角，探讨新质生产力对制造业企业创新绩效的影响，以2015—2024年A股上市制造业企业数据为研究样本，研究结果表明，新质生产力显著正向促进制造业企业创新绩效提升，动态能力发挥中介作用。该效应在高科技行业、大型企业及东部地区企业中更为突出。因此提出以下建议。

(1)企业层面聚焦新质生产力培育，夯实创新基础。一方面，加大研发投入与人才储备，优化研发人员薪资结构，提高高学历人才占比，强化技术创新核心驱动力；另一方面，通过数字化改造提升固定资产利用效率与总资产周转率，推动生产要素从“量的积累”向“质的跃升”转变，为创新绩效提升提供物质保障。

(2)强化动态能力建设，畅通新质生产力向创新绩效的转化路径。企业重点提升三方面能力：吸收能力，建立外部技术跟踪与合作机制，快速整合行业前沿知识；创新能力，完善研发流程与激励机制，推动技术成果产业化；适应能力，构建柔性生产与市场响应体系，及时调整创新方向以匹配市场需求。

(3)政府层面实施差异化政策，推动新质生产力均衡发展。针对高科技行业，加大研发补贴与知识产权保护力度，鼓励颠覆性技术创新；针对中小企业，提供数字化转型专项扶持，降低新质生产力培育门槛；针对中西部地区，完善产业配套与创新生态，通过政策引导缩小区域创新差距，推动制造业整体创新效能提升。

参考文献

[1] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J]. 奋斗，2024(11)：4-8.

[2] 王长圆，王兴广. 新质生产力发展与数据要素开发的关系及影响[J]. 图书馆，2025(8)：49-55.

[3] 韩文龙，张瑞生，赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究，2024，41(6)：5-25.

[4] 孟捷，韩文龙. 新质生产力论：一个历史唯物主义的阐释[J]. 经济研究，2024，59(3)：29-33.

[5] PAOVANGSA S，KAMIL M，SILISAK D，et al. Technological innovation capabilities' effect on innovation performance：agriculture firms in Laos[J]. Sustainable Futures，2025，10：100845.

[6] MUSTIKASARI A，CIPTONO S W. The microfoundations of managing adaptive tension as dynamic capability in innovation management[J]. Global Journal of Flexible Systems Management，2025，26(3)：1-31.

[7] CALOGHIROU Y，PROTOGEROU A，SPANOS Y，et al. Industry versus firms-pecific effects on performance：contrasting SMEs and large-sized firms[J]. European Management Journal，2004，22(2)：231-243.

[8] EISENHARDT K M，F J A M. Dynamic capabilities：what are they? [J]. Strategic Management Journal，2000，21：1105-1121.

[9] 巫强，黄孚，汪沛. 人工智能技术与企业创新绩效——兼论新质生产力的赋能作用[J]. 财经问题研究，2024(10)：67-80.

[10] 刘晔，黄张妍，陈章乐，等. 固定资产加速折旧政策对福建企业创新的影响[J]. 财政科学，2023(9)：95-109.

[11] 王蕾，贾乐怡. 数字赋能与企业新质生产力发展——基于动态能力和供应链整合的分析[J]. 西部论坛，2025，35(2)：1-19.

[12] 杨梅，王有强，夏昕鸣. 技术专家型高管与上市企业绿色创新[J]. 经济理论与经济管理，2023，43(6)：27-41.

[13] 马丽仪,车莹,陈柏强. 中小企业数字化转型与创新绩效关系——动态能力的中介作用和环境不确定性的调节作用[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2025,27(3):153-166.
[14] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究,2016,51(4):60-73.
[15] 罗荣华,王良,赵鹭. 机构投资者网络结构与公司创新:"潜在购买"的治理效应研究[J]. 管理世界,2023,39(6):120-138.
[16] 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(6):1-11.
[17] 王福胜,郑茜月,张东超. 数字化转型、国际化战略与企业创新[J]. 运筹与管理,2024,33(9):120-125.
[18] 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.
[19] 李梁璐,刘晔,苏才立. 研发费用加计扣除政策与企业资本结构——基于非债务税盾理论[J]. 财会月刊,2024,45(12):35-42.
[20] 张林,曹星梅. 数字金融使用何以影响农户家庭财富——基于中西部5省份944户农户调查数据的实证[J]. 中国农村经济,2024(1):104-124.
[21] 彭红星,毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济,2017,38(3):147-161.
[22] 国家统计局:统计上大中小微型企业划分办法[J]. 轻工标准与质量,2011(5):24.
[23] 乔翠霞,杨晨曦. 双向FDI协同与工业结构升级:基于省级面板数据的空间计量分析[J]. 山东师范大学学报(社会科学版),2024,69(1):74-90.
[24] 沈小波,陈语,林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究,2021,56(2):157-173.

Impact of New Quality Productivity on Manufacturing Innovation Performance: A Dynamic Capability Perspective

DING Wenting, YANG Li

(School of Economics and Management, Anhui University of Science and Technology, Huainan 232001, China)

Abstract: New quality productivity, as an advanced form of productivity breaking through traditional growth models, brings new opportunities for enterprise development. A sample of A-share listed manufacturing enterprises from 2015 to 2024 was selected, and a fixed-effect model was employed to empirically explore the impact mechanism of new quality productivity on corporate innovation performance. It is found that new quality productivity exerts a significant positive impact on these enterprises' innovation performance, with this conclusion remaining valid after robustness and indigeneity tests. Mechanism tests demonstrate that its development enhances innovation performance by facilitating the improvement of dynamic capabilities, while heterogeneity analysis reveals the promoting effect is more pronounced in high-tech industries, large-scale enterprises, and those in eastern China. Accordingly, suggestions are put forward to consolidate corporate innovation foundations, smooth innovation performance transformation paths, and promote balanced development of new quality productivity, and theoretical references are provided for manufacturing enterprises to improve innovation performance through its development.

Keywords: new quality productivity; manufacturing enterprises; innovation performance; dynamic capability