

绿色技术创新赋能企业新质生产力培育的路径研究

魏星辰¹ 成娇²

1 贵州财经大学 经济学院, 贵州贵阳, 550025;

2 贵州财经大学 管理科学与工程学院, 贵州贵阳, 550025;

摘要: 绿色技术创新赋能企业新质生产力培育对中国高质量发展和 2035 年基本实现现代化远景目标具有重要战略意义。本文基于沪深 A 股上市公司 2010-2022 年新质生产力数据, 采用双向固定效应模型和中介效应模型考察绿色技术创新对企业新质生产力培育的影响以及全要素生产率的中介作用。研究发现: 绿色技术创新可以显著促进企业新质生产力的培育, 同时全要素生产率发挥了中介作用, 此结论经稳健性检验后依然成立。

关键词: 新质生产力; 绿色技术创新; 全要素生产率

DOI: 10.69979/3029-2700.24.8.015

引言

2023 年 9 月, 习近平总书记首次提出新质生产力。随后, 习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时对新质生产力作出了系统性阐释^[1]。国内学界主要就新质生产力的内涵特征、时代价值和形成路径等方面进行了探讨, 初步形成了一定的研究系统。新质生产力以新产业新业态为主要支撑, 它的形成过程就是现代化产业体系的建设过程^[2]。科学技术的革命性突破可以进一步推动生产要素的创新性配置, 而生产要素的创新性配置可以推动产业体系的深度转型升级, 三者共同构成新质生产力的核心内涵^[3]。在理论的基础上, 一些学者构建了新质生产力的指标体系, 并进行指标降维得到新质生产力发展水平。王珏和王荣基 (2024) 考察了新质生产力的劳动者、劳动对象和生产资料特征, 构建了指标体系对中国省域新质生产力水平进行了分析^[4]。朱富显等 (2024) 也从上述三个维度构建了相应的指标体系进行了研究^[5]。

为实现经济的可持续发展, 必须从高耗能、高污染的高速增长模式向绿色、低碳的高质量发展模式转变。近年来, 学术界围绕企业绿色技术创新的前置性驱动机理开展了大量研究, 既有研究充分关注制度经济学视野下的外部环境规制^[6]、政府环保督察^[7]等正式制度安排对企业绿色技术创新的驱动效应^[8, 9]。还有研究认为企业绿色技术创新不同于一般性的经济意义主导的技术创新, 需要外部绿色信贷环境、普惠金融等金融信贷环境的支持^[10], 以弥补企业绿色技术创新的私人收益。

综上, 可以看到关于企业新质生产力与绿色技术创

新的影响因素研究, 过往学者已经取得了较为丰硕的成果, 也为本文研究奠定了理论基础, 但仍有许多不足。与既有的研究相比, 本文可能在以下几方面做出了边际贡献: (1) 当前学术界对企业绿色技术创新的研究已经取得了丰硕成果。但是, 关于企业绿色技术创新对企业新质生产力培育影响的研究则处于空白阶段。(2) 在以往学者的研究基础上, 扩充了对企业新质生产力影响因素的研究。

1 理论分析与研究假设

1.1 绿色技术创新与新质生产力

加强绿色技术创新重大科技攻关和推广应用, 对企业新质生产力培育具有重要意义。根据利益相关方理论, 企业进行绿色技术创新可以提高其 ESG 评价, 有利于获得政府、银行、机构投资者等利益相关方的资源支持^[11], 进而促进企业的新质生产力培育。同时, 绿色技术创新为企业带来的融资渠道, 也有利于企业开展创新活动, 进而发挥绿色技术创新效应^[12]。此外, 绿色技术创新能使企业加大企业创新产出^[13], 进而发挥了企业的科技创新效应, 助力企业新质生产力发展。最后, 企业绿色技术创新在降低企业能耗的同时提升企业创新成果^[14], 并且会被动增加企业对于高技能劳动力的需求^[15], 有利于企业新质生产力培育。综上, 本文提出研究假说:

H1: 企业绿色技术创新可以促进其新质生产力的培育。

1.2 全要素生产率的中介效用

近年来, 中国社会正经历“刘易斯拐点”, 如何从

依靠“人口红利”的传统产业发展模式转变为以创新为主的可持续发展，进而提高全要素生产率，推动新质生产力培育，是新时代中国经济面临的又一重大课题^[16]。根据内生增长理论，创新可以显著提高全要素生产率^[17]。同时，企业全要素生产率的切实改善是经济结构调整、经济效率提升和高质量发展的基础^[18]。据此，提出研究假说：

H2：全要素生产率在企业绿色技术创新与新质生产力之间发挥中介作用。

2 研究设计

2.1 数据来源和处理

本文选取 2010—2022 年沪深 A 股上市公司的新质生产力数据及对应的企业和城市层面的经济数据。相关数据来源于上市企业财务报表、CNRDS 数据库、WIND 数据库、CSMAR 数据库和《中国城市统计年鉴》，部分缺失值已用线性插值法填补。为保证研究结果的可靠性，本文对数据进行了如下预处理：（1）剔除金融业、资不抵债上市公司。（2）剔除 PT、ST、*ST 警告的企业。（3）剔除样本区间内出现退市情况的企业。（4）为消除极端值影响，对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理，最终获得 34349 个样本观测值。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

新质生产力。本文借鉴宋佳等（2024）测算新质生产力的做法，基于生产力二要素理论，形成企业新质生产力指标，并利用熵值法衡量新质生产力。其中，生产力包括两个要素：劳动力和生产工具。劳动力由活劳动和物化劳动（劳动对象）两个子要素组成；生产工具由硬科技和软科技两个子因素组成^[19]。

2.2.2 解释变量

绿色技术创新。由于专利申请流程耗时较长，为了更具时效性地考察企业绿色技术创新对新质生产力培育的影响，本文参考黎文婧和郑曼妮（2016）的做法，以上市公司绿色专利申请数量(EnvrPat)作为衡量企业绿色技术创新的指标^[20]。

2.2.3 控制变量

根据已有研究，本文选取了一系列企业经济特征和城市层面的影响因素作为控制变量。（1）企业层面控制变量如下：①资产负债率（Lev）；②净资产收益率

(ROE)；③现金流比率(Cf)；④营业收入增长率(Gro)；⑤总资产周转率(ATO)；⑥企业的盈利能力(ROA)；⑦托宾 Q 值(TobinQ)。（2）城市层面的控制变量。考虑到城市层面的经济发展水平和环境规制对企业绿色技术创新的可能影响，本文控制了城市层面的人均 GDP 和其他环境规制变量，其中人均 GDP 为城市层面人均 GDP 的对数值。

2.3 模型构建

本文基准模型设定如下：

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EnvrPat_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j Control_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中， $Npro_{it}$ 是被解释变量，表示企业 i 在年度 t 的新质生产力水平； $EnvrPat_{it}$ 是主要解释变量，表示企业 i 在年度 t 的绿色技术创新水平。 $Control_{it}$ 为控制变量； μ_{it} 和 ν_{it} 分别为行业和时间固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。同时，为考察变量全要素生产率在企业绿色技术创新与新质生产力之间是否发挥了中介作用，本文构建了中介效应回归模型。具体模型设定如下：

$$TFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 EnvrPat_{it} + \sum_{j=1}^k \theta_j Control_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EnvrPat_{it} + \alpha_2 TFP_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j Control_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， TFP_{it} 为中介变量，其余变量定义与（1）式相同。

3 实证分析

3.1 基准回归结果

本文根据以往经验，选择固定效应模型，结果如表 1 所示。不难发现，在加入控制变量和控制固定效应前后，企业绿色技术创新与新质生产力都呈现出显著的正向关系。具体而言，表 1 列（1）和列（2）显示，加入控制固定效应前后，企业绿色技术创新对新质生产力的系数均显著为正。表 1 列（3）和列（4）则说明，此关系在加入控制变量后依然不变，研究假设 H1 得以验证。

表 1 基准回归结果

变量	(1) Npro	(2) Npro	(3) Npro	(4) Npro
EnvrPat	0.200*** (11.104)	0.199*** (6.946)	0.220*** (11.568)	0.176*** (6.035)
控制变量	否	否	是	是
固定效应	不控制	控制	不控制	控制

$_{\text{cons}}$	5.516*** (30.103)	5.040*** (509.184)	-10.004*** (-23.675)	-10.373** (-13.244)
N	34349	33824	26046	25627
R2		0.764		0.779
F		48.250		92.581

注：括号内为标准误；***、**、* 分别表示估计系数在 1%、5%、10% 的水平上显著（下表同）。

3.2 稳健性分析

3.2.1 替换解释变量

本文分别用企业绿色发明专利数量和绿色实用新型专利数量替换绿色专利申请数量，对模型（1）重新进行回归，结果如表 2 列（1）和列（2）所示，两个回归结果都与基准回归结果一致，其余控制变量系数也与基准回归基本一致，可以认为估计结果具有稳健性。

3.2.2 排除干扰事件

2020 年发生的新冠肺炎疫情严重干扰了正常的生产生活秩序，根据李平等（2024）^[21]的经验，本文将去除 2020 至 2022 年新冠肺炎疫情期间连续三年的数据，重新进行回归，结果如表 2 中列（3）所示，再次说明研究结论是稳健的。

3.2.3 调整样本

最后，为了消除行业变量对回归结果的影响，本文只保留制造业样本数据，重新进行回归。结果如表 2 列（4）所示，企业绿色技术创新对新质生产力的回归系数在 1% 的水平上显著为正，其余变量系数也无明显变化，进一步证实了基准回归结果的稳健性。

表 2 稳健性检验

变量	替换解释变量		控制干 扰事件	只保留 制造业
	EnvrInvPat	EnvrUtyPat		
	(1)	(2)	(3)	(4)
EnvrPat	0.242*** (6.417)	0.098*** (2.887)	0.195** (5.565)	0.111** (3.689)
控制变 量	是	是	是	是
$_{\text{cons}}$	-10.302*** (-13.181)	-10.520*** (-13.355)	-11.113 *** (-13.292)	-10.371 *** (-11.596)
N	25627	25627	19459	16058
R2	0.779	0.779	0.757	0.769
F	93.183	90.066	86.438	84.997

3.3 全要素生产率的中介效应

为了保证结论的稳健性，本文采用 OLS 和 GMM 法测

算企业全要素生产率作为中介指标，使用两步法进行中介效应检验。估计结果如表 3 所示，结果显示全要素生产率发挥了中介作用。上述结果经过 Sobel 检验后依旧稳健。此外，本文使用 Bootstrap 检验进行 1000 次随机抽样，再次证明结果的稳健性，H3 得证。

表 3 中介效应回归结果

变 量	(1) Npro	(2) OLS	(3) Npro	(4) GMM	(5) Npro
	0.176** *	0.066* **	0.139***	0.029***	0.172** *
Envr Pat	(6.035) (16.889)	(7.900) (28.692)	(4.879) (10.914)	(4.736) (25.773)	(5.787) (14.837)
			0.573***		0.197** *
TFP				(10.460)	(2.720)
$_{\text{con}}s$	-10.373 *** (-13.24 4)	1.080* ** (4.144)	-10.687* ** (-14.124)	-0.717** * (-3.831)	-9.927** * (-12.933)
N	25627	24831	24831	24831	24831
R2	0.779	0.923	0.786	0.891	0.780
F	92.581 7	396.81 7	92.051	366.529	83.696

4 结论与启示

4.1 研究结论

在碳达峰碳中和战略背景下，本文基于 2010—2022 年沪深 A 股上市公司的样本数据，采用双向固定效应模型和中介效应模型考察绿色技术创新对企业新质生产力培育的影响以及全要素生产率的中介作用。通过上述实证分析得到以下结论：（1）基准回归结果发现，企业绿色技术创新可以显著促进企业新质生产力的培育。（2）机制分析结果显示，全要素生产率在企业绿色技术创新与新质生产力之间发挥了中介作用。经过一系列稳健性检验后，上述结论仍然成立。

4.2 启示

基于以上结论，本文提出以下建议：（1）企业应该投入更多资源到绿色技术创新中，促进企业新质生产力培育，践行可持续发展战略。同时，企业要积极响应国家政策号召，将环境责任、社会责任以及公司治理意识贯彻到生产经营中。企业也应主动进行绿色转型，提高全要素生产率，将培育新质生产力作为组织决策与制定战略的重要目标。（2）政府和监管机构要加大对企业知识产权的保护工作，完善绿色专利申请体系，对绿色转型表现良好的企业给予鼓励。（3）增强企业绿色

金融的支持力度，通过缓解企业的融资约束，提高企业的研发投入和创新产出。

参考文献

- [1] 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, 1-22.
- [2] 周文, 李吉良. 新质生产力与中国式现代化[J]. 社会科学辑刊, 2024, (02): 114-124.
- [3] 贾若祥, 王继源, 窦红涛. 以新质生产力推动区域高质量发展[J]. 改革, 2024, (03): 38-47.
- [4] 王珏, 王荣基. 新质生产力指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(01): 31-47.
- [5] 朱富显, 李瑞雪, 徐晓莉, 孙家昌. 中国新质生产力指标构建与时空演进[J]. 工业技术经济, 2024, 43(03): 44-53.
- [6] Droste, N.; Hansjürgens, B. and Kuikman, P. et al. "Steering Innovations Towards a Green Economy: Understanding Government Intervention." Journal of Cleaner Production, 2016, 135, pp. 426-434.
- [7] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021, (02): 136-154.
- [8] 王旭, 张晓宁, 朱然. 企业绿色创新视角下“环保督政”的价值创造效应——基于环保约谈的准实验研究[J]. 科研管理, 2021, 42(06): 102-111.
- [9] 于芝麦. 环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J]. 外国经济与管理, 2021, 43(07): 22-37.
- [10] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(06): 173-188+11.
- [11] 肖红军, 阳镇, 刘美玉. 企业数字化的社会责任促进效应：内外双重路径的检验[J]. 经济管理, 2021, 43(11): 52-69.
- [12] 钟娟, 陈昕, 魏彦杰. 数字化转型、资金渠道差异与企业减持行为[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2024, 4, 44(02): 84-98.
- [13] 付剑茹, 王可. 企业数字化发展何以促进创新[J]. 产业经济评论, 2022, (05): 51-69.
- [14] 刘慧, 白聪. 数字化转型促进中国企业节能减排了吗? [J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(05): 19-32.
- [15] 祁可, 田颖. 制造企业数字化转型、劳动力结构优化与企业创新效率——融资约束的调节效应 [J/OL]. 科学与管理, 2024, 1-16.
- [16] 袁礼, 欧阳晓. 发展中大国提升全要素生产率的关键[J]. 中国工业经济, 2018, (06): 43-61.
- [17] GRIFFITH R, REDDING S, REENEN J V. Mapping the two faces of R&D: productivity growth in a panel of OECD industries [J]. Review of economics and statistics, 2004, 86(4): 883-895.
- [18] 蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(07): 4-17.
- [19] 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, 1-13.
- [20] 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(04): 60-73.
- [21] 李平, 吴新琪, 党修宇. 数字服务贸易开放提升了制造业企业全要素生产率吗[J]. 国际经贸探索, 2024, 40(04): 69-85.
- 作者简介：魏星辰（1998.02-），通讯作者，男，汉族，河南驻马店人，硕士，贵州财经大学经济学院。
研究方向：新质生产力。
成娇（2004.03-），女，汉族，贵州毕节人，本科，贵州财经大学管理科学与工程学院。研究方向：技术创新。
通讯地址：贵州省贵阳市花溪区田园南路 276 号贵州财经大学花溪校区东区。联系电话：17760025214。基金资助：贵州财经大学 2024 年度校级课题“技术创新赋能新质生产力培育的路径与对策研究”（2024ZXSY290）