

机器人应用、CEO绿色经历 与企业绿色技术创新*

辛雅儒^{1,2} 申晨¹ 冯锐³ 马永喜¹

(1. 浙江理工大学经济管理学院, 浙江 杭州 310018;

2. 兰州大学经济学院, 甘肃 兰州 730000;

3. 广州大学经济与统计学院, 广东 广州 510006)



内容摘要: 机器人等人工智能技术作为第四次科技革命的核心引擎,为驱动企业绿色技术创新提供了良好的契机。同时,CEO绿色经历对绿色技术创新具有重要的影响。本文利用2006-2019年中国工业机器人数据与沪深A股上市企业绿色技术创新数据,实证检验了机器人应用、CEO绿色经历和企业绿色技术创新之间的关系。研究发现,CEO具有绿色经历的企业,机器人应用促进绿色技术创新能力提升的作用越强。机器人应用通过提升企业效率和优化人力资本结构推动企业技术创新,且CEO绿色经历促使机器人应用引发的技术创新偏向于绿色技术创新。此外,在环境规制约束更强的地区和重污染行业,企业CEO绿色经历正向调节机器人应用对企业绿色技术创新的促进作用。本文的研究为在CEO绿色经历视角下探讨企业应用机器人实现高质量发展提供了经验证据。

关键词: 机器人 绿色技术创新 企业效率 人力资本 CEO绿色经历

中图分类号: F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-5766(2024)07-0129-17

一、引言

党的二十大报告强调:“必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,加快发展方式绿色转型,积极稳妥推进碳达峰碳中和,推动经济社会实现高质量发展。”绿色转型依赖于绿色技术创新,企业作为经济社会中最重要的微观主体,有效发挥其绿色技术创新的主体地位是加快绿色可持续进程的主要途径(宋德勇等,2022)^[1]。然而,由于企业绿色技术创新具有较高的不确定性风险和较大的资金投入的特点,且企业容易受到现有技术路径的束缚,导致企业开展绿色技术创新活动的动力不足(周雪峰等,2022)^[2]。

以智能化为主要特征的新一轮工业革命的兴起,加速了机器人等人工智能技术在社会经济活动中的应用。据国际机器人联盟(IFR)统计数据显示,中国机器人应用数量从2006年开始有明显的增长,在之后十几年的时间内呈现为逐年上升的趋势,2016年中国超过美国、德国和日本等发达国家成为全球机器人保有量最多的国家,截至2020年底,全球机器人的存量已达到303万台,其

收稿日期:2023-07-31

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“绿色金融政策协同与绿色低碳技术创新:演变特征、影响机制与增效策略”(72303213);教育部人文社会科学规划基金项目“智慧环保对劳动就业的影响研究:理论机制与中国实证”(22YJAZH089)。

作者简介:辛雅儒,女,博士研究生,研究领域是智能化与企业可持续发展,电子邮箱:xinyaru1020@163.com;申晨,女,土家族,副教授,研究领域是环境规制与绿色低碳技术创新,电子邮箱:shenchen106@126.com;冯锐,男,教授,研究领域是金融市场与实体经济发展,电子邮箱:fengrui0605@hotmail.com;马永喜,男,教授,研究领域是资源环境经济与管理,电子邮箱:myx@zstu.edu.cn。通讯作者:申晨。

中,中国机器人存量约占全球份额的32%。有研究发现,机器人本身就是一种可以开发产品和提高质量的技术创新(黄先海等,2023)^[3],与其他信息技术相结合,能够降低企业创新门槛(韩超和李鑫平,2023)^[4]、优化创新决策(Lee等,2022)^[5]、拓宽创新资源渠道,在降低绿色技术创新风险的同时(谷城和张树山,2023)^[6],也能够为企业开展绿色技术创新活动提供科技支撑和资金支持(Zhang,2022)^[7],赋能企业绿色技术创新。

现有研究分别基于国家、行业、省份、地市级层面的数据,找到了机器人应用会促进绿色技术创新的经验证据(Lee等,2022^[5];Gan等,2023^[8];Yin等,2023^[9]),且进一步发现机器人应用对绿色技术创新的影响效应存在区域异质性(Yu等,2023)^[10]。在作用机制方面,有学者发现,机器人应用可以通过促进研发投入、降低劳动力成本、优化人力资本结构、缓解资金约束等途径影响绿色技术创新(Lee等,2022^[5];Gan等,2023^[8];Yin等,2023^[9];Zhang等,2022^[11])。尽管上述研究已经考察了机器人应用在绿色技术创新活动中的优势,但是,由于绿色技术创新具有较高的不确定性风险和较大的资金投入的特点,依然没有解释清楚为什么企业愿意将机器人技术带来的优势应用到企业绿色技术创新。本文旨在基于机器人应用促进企业绿色技术创新的情境条件对这一问题进行补充。回顾已有文献可以发现,高管的职业背景、教育程度、个人经历等特征会影响其认知能力、注意力倾向和价值观,进而改变企业决策(Hambrick等,1996)^[12]。甚至有研究指出,CEO的过往经历会影响企业的绿色技术创新(凌鸿程等,2024^[13];Galbreath,2019^[14]),且拥有环保经历的CEO在促进企业绿色技术创新方面效应显著(卢建词和姜广省,2022)^[15]。因而,本文认为,从CEO过往经历的视角解析机器人应用促进绿色技术创新的机制和效应,有助于企业更好地吸收机器人应用带来的技术红利。

据此,本文在解析机器人应用、CEO绿色经历与企业绿色技术创新的理论关系基础上,根据国际机器人联合会(IFR)发布的全球工业机器人数据,构造中国城市层面的机器人渗透度变量,并将其与中国沪深A股上市公司的CEO绿色经历和绿色技术创新数据匹配,进而构建双维面板数据模型,实证检验2006—2019年机器人应用、CEO绿色经历和企业绿色技术创新之间的关系。本文的边际贡献在于:第一,本文在论述机器人应用对企业绿色技术创新影响的基础上,进一步探讨了在CEO绿色经历这一情境下机器人应用更能促进企业绿色技术创新的原因,丰富了现有关于微观企业应用机器人经济后果的研究。第二,剖析了机器人应用通过提升企业效率和优化人力资本结构影响企业技术创新的机制渠道,同时揭示了CEO绿色经历将促使机器人应用引发的技术创新偏向于绿色技术创新这一事实。第三,深层次解释在CEO绿色经历调节下机器人应用对企业绿色技术创新影响在绿色技术创新类型、行业和区域层面存在的异质性效应,为揭示现阶段我国企业绿色技术的创新动机(实质性创新与策略性创新)提供经验证据。

二、理论分析与研究假设

1. 机器人应用与企业绿色技术创新

在智能化浪潮的推动下,机器人正日益广泛地融入社会的生产与生活领域。作为一种能够依靠自主动力和控制能力执行特定任务的可编程机械设备,机器人融合了云计算、机器学习和深度学习等多项前沿技术。它们不仅继承了信息通信技术(ICT)的普遍特性,如渗透性、替代性、协同性和创造性,还具备了自主性、灵活性、适应性、高效性和精准性等独特属性。机器人作为高技术产品,本身会降低企业技术创新门槛(韩超和李鑫平,2023)^[4],有别于其他技术,机器人的自主性、灵活性、适应性和学习能力对技术创新产生独特的影响:首先,机器人可以自主执行任务,并根据实时数据和环境变化做出智能决策,这使它们能够更好地适应不断变化的技术创新需求。其次,机器人的灵活性和适应性确保了它们能够在不同的工作环境和条件下有效运作,从而推动各种行业的技术创新。最后,机器人通过机器学习和人工智能技术,可以不断地从经验中学习和优化自

己的性能,从而为技术创新带来持续改进和突破。

尽管机器人的应用并非直接以绿色技术创新为目的,但企业引入机器人在无意中减少了资源浪费,提高能源效率和实现清洁生产,对环境产生积极的影响效应(Fernandez-Macias等,2021)^[16],这与绿色技术创新的目标不谋而合,导致绿色技术的发明(Song等,2023)^[17]。具体表现为:第一,资源优化与节能减排。机器人的精确控制和高效运作,能够有效地监控能耗使用,减少生产过程中的资源浪费,提高能源利用效率,增强产品的可持续性(Huang等,2022)^[18]。这本身就是一种绿色技术创新中对资源和能源利用的追求。第二,工艺改进和清洁生产。机器人技术的应用促进了生产工艺的改进,使得生产过程更加自动化和智能化。如一些在化工等领域应用的机器人,可以避免人工操作带来的污染风险,从而推动了清洁生产技术的创新和发展。第三,数据驱动与决策优化。机器人能够收集和分析大量环境数据,与计算机仿真模拟技术的融合可以还原现实环境中的行为,为企业提供绿色技术设计和测试的数字环境,有效节省进行线下实验的时间成本和实验过程中的资源浪费,并且能够根据实时反馈的数据不断发现和调整绿色技术在各个环节的不足,降低决策的失误和研发成本,加快绿色技术创新效率(唐更华等,2024)^[19]。因此,本文提出如下假设:

H₁: 机器人应用能够促进企业绿色技术创新。

2. 机器人应用、CEO绿色经历与企业绿色技术创新

当CEO拥有绿色经历时,可以通过以下方式提升机器人应用对企业绿色技术创新的促进作用:第一,战略变革认知理论强调,管理者对企业内部和外部环境的认知是影响企业战略变革的关键因素(Johnson,1992)^[20]。这意味着,当技术发生重大更新时,管理者的认知和解读将深刻影响企业的组织生产和管理活动。管理者的认知受到他们的教育背景、职业经历、思维方式和价值观念等因素的影响,从而呈现出个体差异(Hambrick等,1996)^[12]。具有绿色经历的CEO对环保和可持续发展有更深刻的认知和敏感度,积极推动利用机器人实现绿色目标,并加大对机器人的资金投入。同时,这类CEO将绿色理念经验融入企业战略,给予机器人助力绿色技术创新更高优先级和更多资源分配,通过挖掘机器人的优势来促进绿色技术创新的发展。再者,CEO绿色经历影响企业文化价值观,形成绿色技术创新氛围,员工积极配合应用机器人促进绿色技术创新。第二,整合内外部资源。拥有政府环保部门工作经历的CEO可以基于政治关联为企业提供政府资源(Wang等,2011)^[21],获取较为丰富的知识流与信息流(凌鸿程等,2024)^[13],并结合机器人等人工智能技术进行数据挖掘,从而全面了解市场需求信息,这种整合帮助企业识别绿色技术创新机会,提供科学化的绿色技术创新决策选择(Lee等,2022)^[5],有效降低绿色技术创新风险(谷城和张树山,2023)^[6]。因此,拥有绿色经历CEO的企业,更能降低对原有绿色技术创新的路径依赖,提升智能技术和绿色技术的协同性,进而推动企业绿色技术创新能力的重构,提升企业绿色技术创新水平。因此,本文提出如下假设:

H₂: CEO拥有绿色经历的企业,机器人应用的绿色技术创新促进作用更强。

3. 机器人应用、CEO绿色经历与企业绿色技术创新的影响机制分析

(1)效率渠道。机器人的应用对企业全要素生产率的促进效应体现在以下几个方面:第一,机器人的使用将简化企业采购、生产、运输、营销和管理等各环节流程,能够降低企业的生产运营、维护费用以及行政管理等费用成本,提高生产效率和管理效率。例如,机器人能代替人力完成繁琐、重复和低价值的任务,减少错误率,提高生产管理效率;运用机器人完成危险和风控类的任务,可以提高生产的安全性,降低风控成本;机器人还能自动搬运货物、包装和贴标签等,提高了速度和准确性;机器人的应用可以帮助优化采购、营销、管理方面的流程,如审批流程、合同管理等。第二,机器人应用可以帮助企业更好地预测和优化资源配置,提高资源利用效率(谷城和张树山,2023)^[6]。首先,机器人能使用海量数据和算法进行预测和优化,帮助企业更好地预测市场需求,根据库存和销售预测,自动调整采购和生产计划,从而更好地配置资源(权小锋和李闯,2022)^[22]。其

次,机器人运用仿真技术和优化算法对不同配置方案(如生产线布局方案)进行模拟,从而找寻最优配置方案。再次,机器人实现企业内部各部门信息的互联互通,自动化分配和调动资源,如设备维护和运输调度、人力资源调度等,提升资源分配和流转速度。企业效率的提升,不仅带来了企业产出和收益的增加,提高企业管理者对企业未来发展的信心,同时吸引投资者为企业注入新的资本,使得企业有更多的资金用于研发,进而开展技术创新活动(李海舰和李真真,2024)^[23]。而且能够更好地配置资源,避免发生资源在技术创新各环节的配置不当的情况(陈劲和吴波,2011)^[24]。拥有绿色经历的CEO倾向于将企业通过提高效率所获得的创新能力和资源优势引导至绿色技术创新领域。这类CEO较为了解绿色技术创新带给企业的优势,对企业进行绿色技术创新可能面临的风险和收益有着较为清晰的认知,因此,他们通常会选择增加绿色资金的投入力度,更有自信地持续推动绿色技术创新项目的落实(卢建词和姜广省,2022)^[15]。因此,本文提出如下假设:

H₃: 机器人应用通过提升企业效率促进企业技术创新。

H₄: CEO绿色经历促使机器人应用通过企业效率渠道引发的技术创新偏向于绿色技术创新。

(2)人力资本渠道。现阶段,中国的智能制造仍处于初期阶段,机器人主要运用于操作简单、重复性高的工作任务,如工厂操作、搬运等机械性体力劳动,或某些数据分析、客户服务、会计等简单的脑力劳动,仍无法大规模应用于人类情感沟通、高度思维认知和创造力的工作任务。机器人的应用替代了部分常规性工作的劳动力,减少了对中技能的劳动力需求,增加高、低技能劳动力需求,产生显著的两极化现象(Acemoglu和Restrepo,2020)^[25]。有学者发现,工业智能化尤其增加了企业对管理和研发等方面高技能劳动力雇佣需求(聂飞等,2022)^[26],优化了企业的人力资本结构(胡晟明等,2021)^[27]。由人力资本理论和内生增长理论可知,人力资本是企业创新的重要驱动因素(Kong等,2022)^[28]。

作为特殊的技术创新,绿色技术创新活动的开展更是需要高质量的人力资本投入(Munawar等,2022)^[29]。拥有绿色经历的CEO因其自身的人力资本和社会资本会对绿色技术创新问题更加重视,能够较好地感知到企业利益相关者期望企业开展绿色技术创新活动的意愿,进一步推动企业积极地获取与绿色技术创新相关的知识和信息(王分棉等,2023)^[30]。当企业应用机器人逐渐产生劳动力极化效应时,有绿色经历的CEO会通过在企业内部或外部积极招聘、培训绿色技术紧密相关的高技能人才来满足企业对绿色知识和绿色技术的需求。并且在CEO绿色经历的影响下,更多的高技能绿色技术人才将专注于绿色生产活动的研发,同时,机器人的应用还可以协助他们在绿色技术领域进行更深入的研究和创新,从而提升企业的绿色技术创新能力。因此,本文提出如下假设:

H₅: 机器人应用通过优化人力资本结构促进企业技术创新。

H₆: CEO绿色经历促使机器人应用通过人力资本渠道引发的技术创新偏向于绿色技术创新。

三、研究设计

1. 模型设计

本文运用面板固定效应模型估计机器人应用对企业绿色技术创新能力的影响。参考Acemoglu和Restrepo(2020)^[25]的研究,设定如下回归模型:

$$green_innov_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnrobot_{jt} + \sum a_m x_{im} + \sum \sigma_n z_{jn} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在此基础上,加入CEO绿色经历变量来检验其对机器人应用影响企业绿色技术创新能力的调节效应,具体如下:

$$green_innov_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 lnrobot_{jt} + \gamma_2 green_{it} + \gamma_3 lnrobot_{jt} \times green_{it} + \sum a_m x_{im} + \sum \sigma_n z_{jn} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, i 表示企业, j 表示企业所在城市, t 表示年份, 被解释变量 $green_innov_{it}$ 表示企业绿色技术创新能力, 核心解释变量 $lnrobot$ 为企业所在地级市层面机器人渗透度的对数, x 为企业层面的控制变量集, z 为城市层面的控制变量集。 μ_i 和 v_t 分别为企业/时间固定效应和年度固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。本文主要关注式(1)中回归系数 β_1 和式(2)回归系数 γ_3 的估计值和显著性, 若 β_1 的估计值 $\hat{\beta}_1$ 显著为正, 表明机器人应用促进了企业绿色技术创新能力的提高, 否则反之。若 γ_3 的估计值 $\hat{\gamma}_3$ 显著为正, 表明 CEO 绿色经历促进了机器人应用对企业绿色技术创新的积极影响, 否则结论不成立。

2. 变量说明

(1) 核心解释变量。本文的核心解释变量为机器人应用水平 ($lnrobot$)。由于国际机器人联合会建立的世界机器人数据库只统计了国家层面分行业的机器人安装数量, 无法满足更细层面的研究需求。因此, 在 Acemoglu 和 Restrepo (2020)^[25]、王文等 (2020)^[31] 的研究基础上, 本文构造了机器人渗透度这一变量, 具体测度方法如下:

$$robot_{jt} = \left(\sum_{m=1}^M E_{jmt} \times robot_stock_{mt} \right) / Emp_{jt} \quad (3)$$

其中, E_{jmt} 表示 t 年城市 j 在 m 行业的从业人数在当年全国该行业总从业中所占的份额, $robot_stock_{mt}$ 为 IFR 提供的 m 行业 t 年的机器人安装量, Emp_{jt} 表示 t 年 j 城市的全国就业总数, M 表示需要加总的行业。

(2) 被解释变量。本文的被解释变量绿色技术创新能力 ($green_innov$), 选取绿色技术创新水平 ($envpat_total$)、实质性绿色技术创新能力 ($envpat_inv$) 和策略性绿色技术创新能力 ($envpat_uty$) 来衡量。具体测度方法如下:

绿色技术创新水平 ($envpat_total$)。参照徐佳和崔静波 (2020)^[32] 的方法, 采用企业绿色专利申请量的对数来衡量。选取这一指标来衡量的原因在于绿色专利能够很好地量化企业绿色技术创新活动的产出, 并可以依据专利的技术特征进行分类来体现创新活动的贡献。另外, 可能会存在一些绿色专利已经在申请的过程中被使用于生产活动中, 但是, 由于一些不可抗拒的因素并没有被成功授权, 相较于绿色专利授权量, 使用绿色专利申请量更能反映企业当下真实的绿色技术创新能力。

实质性绿色技术创新能力 ($envpat_inv$)、策略性绿色技术创新能力 ($envpat_uty$)。参照黎文靖和郑曼妮 (2016)^[33] 的方法, 分别以绿色发明专利申请量加 1 后取对数、绿色实用新型专利申请量加 1 后取对数来衡量。一般认为, 绿色发明专利比绿色实用新型专利更具有新颖性和技术创造性, 可以用来反映企业的实质性绿色技术创新能力。而创新性较弱的实用新型专利可能会被企业当成是一种策略, 通过申请非发明专利增加其专利数量来获得政府的研发补贴和税收减免 (黎文靖和郑曼妮, 2016)^[33], 因而将其用来衡量企业的策略性绿色技术创新能力。

(3) 调节变量。CEO 绿色经历 ($green$)。参考卢建词和姜广省 (2022)^[15] 的做法, 本文以企业 CEO 是否接受过绿色相关教育或从事过绿色相关工作来衡量, 如果企业 CEO 从某一年开始拥有以上经历, 考虑到企业行为的延续性, 则将这一年之后年份的该变量都设置为 1, 否则设置为 0。

(4) 控制变量。考虑到城市和企业层面的其他因素可能对企业绿色技术创新带来潜在影响, 本文选取了一系列城市层面和企业经济特征的影响因素作为控制变量。

城市层面的相关变量。借鉴余泳泽和张少辉 (2017)^[34]、金刚和沈坤荣 (2018)^[35] 的做法, 本文选取了企业所在地级市的外商投资水平 ($lnopen$) 和经济发展水平 ($lngdp$) 作为城市层面的控制变量。其中, 外商投资水平用按照每年人民币兑换美元的平均汇率处理后的外商直接投资总额与该地区 GDP 的比值表示; 经济发展水平以 2006 年为基期平减后的企业所在地区 GDP 对数值表示。

行业层面的相关变量。借鉴陈信元等(2014)^[36]的做法,本文选取了企业所属行业的行业竞争程度(*hhi*)作为行业层面的控制变量,采用赫芬达尔—赫希曼指数来衡量,具体计算方法为行业内的每家公司总资产与行业总资产合计的比值的平方累加。该变量为逆向指标,数值越大表明企业集中程度越高,行业竞争程度越低。一般来说,企业受到的行业竞争压力越大,越倾向于做出开展绿色技术创新活动的决策(Doran和Ryan,2016)^[37]。

企业层面控制变量。企业年龄(*lnage*):企业年龄越大意味着企业越成熟,而成熟度高的企业更偏好开展创新活动(张杰等,2015^[38];韩超和桑瑞聪,2018^[39]),本文用企业上市时长的对数衡量企业年龄。企业总资产收益率(*ROA*):借鉴蔡卫星等(2019)^[40]的方法,采取总资产收益率用企业净利润与总资产占比表示。企业财务健康状况(*leverage*):企业财务健康状况是市场对企业信用能力的评价的体现,健康的财务状况使得企业有较为充足的资金投入设备升级、技术改善和工艺提升等绿色技术创新活动,并且企业财务状况表现越好,未来使用机器人的可能性越大(冯玲等,2023)^[41]。本文采用企业总负债与总资产比值的对数作为企业财务健康状况的衡量指标。独立董事比例(*independent*):用独立董事人数与董事会总人数的比值表示。第一大股东持股比例(*top1*):用第一大股东持股份额与总股本的比值表示。

变量的定义如表1所示。

表1 变量定义

变量性质	变量名	符号	变量测度
被解释变量	绿色技术创新水平	<i>envpat_total</i>	企业绿色专利申请量加1后取对数
	实质性绿色技术创新	<i>envpat_inv</i>	企业绿色发明专利申请量加1后取对数
	策略性绿色技术创新	<i>envpat_uty</i>	企业绿色实用新型专利申请量加1后取对数
解释变量	机器人应用水平	<i>lnrobot</i>	机器人渗透度取对数
调节变量	CEO绿色经历	<i>green</i>	CEO是否接受过绿色相关教育或从事过绿色相关工作
控制变量	经济发展水平	<i>lngdp</i>	GDP平减后取对数
	外商投资水平	<i>lnopen</i>	外商直接投资总额与GDP的比值
	行业竞争程度	<i>hhi</i>	行业内的每家公司总资产与行业总资产合计的比值的平方累加
	第一大股东持股比例	<i>top1</i>	第一大股东持股份额占总股本的比例
	企业年龄	<i>lnage</i>	观测年度减去企业上市时间加1后取对数
	企业总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	企业财务健康状况	<i>leverage</i>	总负债/总资产取对数
独立董事比例	<i>independent</i>	独立董事人数/董事会总人数	

3. 样本的选择和数据来源

机器人渗透度构建中使用的机器人数据来源于IFR,由于中国机器人在2006年开始有明显的记录,所以将2006年作为本文研究的起始年份。上市公司绿色专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),对应的经济特征数据来自国泰安数据库(CSMAR),涉及到的城市层面数据来源于《中国城市统计年鉴》。此外,本文对原始数据进行了以下处理:(1)剔除ST、*ST以及数据不全的样本;(2)剔除属于金融行业的公司;(3)为了避免极端值的影响,本文对模型中的所有连续变量在1%的水平上进行缩尾处理。

表2为变量的描述性统计结果。样本中机器人渗透强度的最大值(3.9368)和其最小值(-0.8805)相差较大,表明不同企业所在地区的机器人应用水平不同。从绿色技术创新水平、实质性绿色技术创新、策略性绿色技术创新的平均值和最大值、最小值的差距来看,样本期内企业持续进行绿色技术创新,且存在较为显著的企业异质性特征。

表 2 描述性统计

变量名称	变量表达	均值	标准差	最小值	最大值
绿色技术创新水平	<i>envpat_total</i>	0.3347	0.7425	0	3.6109
实质性绿色技术创新	<i>envpat_inv</i>	0.2177	0.5684	0	2.9444
策略性绿色技术创新	<i>envpat_uty</i>	0.2003	0.5300	0	2.7081
机器人应用水平	<i>lnrobot</i>	1.0842	1.0841	-0.8805	3.9368
CEO 绿色经历	<i>green</i>	0.0175	0.1312	0	1
经济发展水平	<i>lngdp</i>	17.1935	1.0293	14.5380	18.6285
外商投资水平	<i>lnopen</i>	0.0587	0.0357	0.0016	0.1624
行业竞争程度	<i>hhi</i>	0.0993	0.1215	0.0176	1
第一大股东持股比例	<i>top1</i>	0.3498	0.1477	0.0893	0.7365
企业年龄	<i>lnage</i>	2.0983	0.8649	0	3.2581
企业总资产收益率	<i>roa</i>	0.0390	0.0557	-0.2109	0.1900
企业财务健康状况	<i>leverage</i>	0.4328	0.2086	0.0491	0.8867
独立董事比例	<i>independent</i>	0.3715	0.0521	0.3000	0.5714

4. 相关性分析

从相关性矩阵的结果^①来看,绿色技术创新水平、实质性绿色技术创新、策略性绿色技术创新与机器人渗透强度显著正相关。此外,解释变量和控制变量之间大多在1%水平上的显著相关,并且主要变量之间的相关系数均比较低。各变量间的方差膨胀因子结果显示,所有变量中最大的VIF值为1.88,这一数值远低于10。因此,结合相关系数和方差膨胀因子VIF的分析结果可知,变量间不存在多重共线性的问题。

四、实证分析

1. 基准回归结果

基准回归结果如表3所示。首先,基于模型(1)考察机器人应用对绿色技术创新的影响,第(1)、(3)和(5)列显示,机器人应用水平的估计系数均显著为正,表明机器人应用促进了企业绿色技术创新水平的改善。从经济意义上分析,企业的机器人渗透强度每增加1%,其绿色技术创新能力会提升0.0464%,实质性绿色技术创新能力会提升0.0324%,策略性绿色技术创新能力会提升0.0316%。另外,通过对比系数的大小可以看出,机器人应用对实质性绿色技术创新能力的影响程度要大于策略性绿色技术创新能力,说明机器人的应用促进了高难度和高水准的企业绿色技术创新,带来企业绿色技术创新能力的提升,验证了假设H₁。这一结论和Yin等(2023)^[9]的观点保持一致。

其次,基于模型(2)考察CEO绿色经历对机器人应用与绿色技术创新二者关系的影响,第(2)、(4)和(6)列显示,机器人应用水平与CEO绿色经历交互项的回归系数分别为0.0751、0.0516、0.0749,在10%、10%、5%的水平上显著为正,说明CEO绿色经历正向调节机器人应用与绿色技术创新的关系。其经济意义在于,相较于CEO不具有绿色经历的企业,对于CEO具有绿色经历的企业而言,机器人应用对绿色技术创新、实质性绿色技术创新、策略性绿色技术创新的正向影响更大。由此,可以验证假设H₂成立。

控制变量的估计结果显示,企业年龄对企业绿色技术创新的影响为正,与徐佳和崔静波(2020)^[32]的结论保持一致。而第一大股东持股比例对绿色技术创新的影响显著为负,说明企业治理结构特征并不会对企业绿色技术创新能力产生显著正向影响。

① 因篇幅所限,相关性分析结果未列示,备索。

表3 基准回归结果

变量	<i>envpat_total</i>		<i>envpat_inv</i>		<i>envpat_uty</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnrobot</i>	0.0464*** (0.0070)	0.0450*** (0.0070)	0.0324*** (0.0055)	0.0088 (0.0066)	0.0316*** (0.0054)	0.0304*** (0.0054)
<i>green</i>		0.1456** (0.0572)		0.0922** (0.0452)		0.0862* (0.0447)
<i>lnrobot</i> × <i>green</i>		0.0751* (0.0398)		0.0516* (0.0305)		0.0749** (0.0319)
<i>lngdp</i>	0.0130 (0.0190)	0.0154 (0.0190)	0.0193 (0.0140)	0.0099 (0.0140)	-0.0040 (0.0146)	-0.0022 (0.0146)
<i>lnopen</i>	0.1451 (0.1514)	0.1472 (0.1512)	0.0804 (0.1175)	0.0275 (0.1177)	0.1557 (0.1136)	0.1574 (0.1134)
<i>hhi</i>	-0.1333*** (0.0362)	-0.1378*** (0.0362)	-0.1089*** (0.0291)	-0.1098*** (0.0290)	-0.0774*** (0.0269)	-0.0808*** (0.0269)
<i>top1</i>	-0.1593*** (0.0511)	-0.1574*** (0.0511)	-0.0944** (0.0393)	-0.0964** (0.0392)	-0.1026*** (0.0392)	-0.1010*** (0.0391)
<i>lnage</i>	0.0873*** (0.0101)	0.0858*** (0.0101)	0.0617*** (0.0079)	0.0514*** (0.0082)	0.0443*** (0.0077)	0.0432*** (0.0076)
<i>roa</i>	0.1184* (0.0694)	0.1193* (0.0691)	0.0856 (0.0547)	0.0838 (0.0545)	0.0828 (0.0527)	0.0827 (0.0525)
<i>leverage</i>	0.0607** (0.0291)	0.0580** (0.0290)	0.0453* (0.0232)	0.0527** (0.0233)	0.0450** (0.0220)	0.0426* (0.0220)
<i>independent</i>	0.0362 (0.0909)	0.0346 (0.0908)	0.0463 (0.0723)	0.0308 (0.0721)	-0.0192 (0.0689)	-0.0195 (0.0689)
常数项	-0.1043 (0.3213)	-0.1433 (0.3214)	-0.2787 (0.2376)	-0.0371 (0.2401)	0.1591 (0.2467)	0.1291 (0.2468)
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	25259	25259	25259	25259	25259	25259
调整R ²	0.6525	0.6530	0.6237	0.6243	0.6038	0.6043

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号里为估计系数的异方差聚类稳健标准误,下同

2. 稳健性检验

(1)内生性问题。尽管本文在基准回归模型中已经较为全面地考虑了影响机器人应用和企业绿色技术创新的各方面因素,但仍然可能存在其他无法被观测的遗漏变量等内生性问题,使得核心解释变量的估计系数有所偏差。另外,企业绿色技术创新可能会促进机器人应用的增加,形成反向因果关系。因此,本文借鉴王永钦和董雯(2020)^[42]的做法,基于模型(3),以美国机器人分行业安装数量替换中国机器人的分行业安装数量,得到美国机器人渗透度,再取对数后作为工具变量。这一做法主要出于以下三个方面的考量:第一,通过比较研究时段内中国和美国机器人应用水平,可以发现二者同期的发展趋势比较接近;第二,美国的机器人应用水平在世界上排名靠前,可以代表技术进步的大体趋势;第三,机器人使用具有全球化的特征,其他国家机器人使用可能会影响中国机器人的应用情况,但并没有证据表明美国的机器人使用会影响中国企业绿色技术创新,只能通过影响中国机器人的应用对中国企业绿色技术创新能力发挥作用,所以符合外生性设定。

表4列示了美国机器人渗透强度作为工具变量的估计结果。第一阶段的回归结果显示,美国机器人渗透强度变量和中国机器人应用水平呈现出显著的正向相关。从第二阶段回归结果可以看出,机器人应用与企业绿色技术创新、企业实质性绿色技术创新、企业策略性绿色技术创新均表现为正向相关,并且CEO绿色经历和机器人应用的交互项也显著为正。由此可见,利用工具变量

法回归得到的结果与基准回归结果保持一致,机器人应用对企业绿色技术创新水平产生了积极的影响以及CEO绿色经历的调节效应仍然成立。

表4 工具变量估计结果

变量	<i>lnrobot</i>	<i>envpat_total</i>	<i>lnrobot</i>	<i>envpat_inv</i>	<i>lnrobot</i>	<i>envpat_uty</i>
	第一阶段 回归	第二阶段 回归	第一阶段 回归	第二阶段 回归	第一阶段 回归	第二阶段 回归
<i>ivlnrobot</i>	1.2664*** (0.0108)		1.2664*** (0.0108)		1.2664*** (0.0108)	
<i>lnrobot</i>		0.0171** (0.0070)		0.0137** (0.0057)		0.0162*** (0.0058)
<i>green</i>	0.0795** (0.0260)	0.1427** (0.0570)	0.0795* (0.0260)	0.0944** (0.0457)	0.0795* (0.0260)	0.1007** (0.0478)
<i>lnrobot×green</i>	0.0523** (0.0243)	0.0816** (0.0396)	0.0523** (0.0243)	0.0508* (0.0305)	0.0523** (0.0243)	0.0756** (0.0329)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间 固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	25259	25259	25259	25259	25259	25259

(2)更换机器人渗透强度的衡量指标。前文的回归结果基于企业所在城市层面来衡量机器人应用水平,在这部分参考王永钦和董雯(2020)^[42]的做法,更换解释变量为企业层面的机器人渗透度进行回归。具体测算方法为下:

$$enterob_{it} = irp_{jt} \times \frac{pr_{imt=2006}}{tpr_{i=2006}} \quad (4)$$

其中, irp_{jt} 表示中国行业层面的机器人渗透度,为中国*m*行业在*t*年的机器人存量(ri_{mt})和中国*m*行业2006年(基期)的就业人数(l_{mt})的比值。 $pr_{imt=2006}/tpr_{i=2006}$ 表示*i*企业*m*行业在2006年(基期)生产部门员工占比与全行业所有上市公司2006年生产部门员工占比中位数的比值。两者的乘积即为企业层面的机器人渗透度。

从表5的回归结果可见,在更换机器人应用水平这一核心解释变量的计算方式后,核心解释变量*lnenterrob*与表3基准回归中变量*lnrobot*的系数估计值和显著性十分接近,表明机器人应用对企业绿色技术创新的影响不受变量衡量方式的影响。然而,企业层面机器人渗透度取对数与CEO绿色经历乘积项的回归系数虽然也均为正,但显著性有所下降,CEO的绿色经历正向调节机器人应用与绿色技术创新总体水平和策略性绿色技术创新的关系在10%、5%的水平上显著,实质性绿色技术创新的结果不显著。究其原因,本文认为,现有的企业层面机器人渗透度的测算方式可能存在一定偏误,主要在于:一方面,某一行业上市企业在全行业所有上市企业生产部门员工占比中位数的比值,并不能够完全反映该上市企业在该行业中的重要程度,由于全行业生产员工还包括非上市企业的生产员工,造成这一部分结果存在误差;另一方面,上市企业行业分类与机器人数据的行业分类并不完全一致,使得该指标的可信度降低。因此,本文认为,基准回归结果的结论更为可靠。

表5 更换解释变量的估计结果

变量	<i>envpat_total</i>		<i>envpat_inv</i>		<i>envpat_uty</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnenterrob</i>	0.0643*** (0.0075)	0.0635*** (0.0075)	0.0501*** (0.0059)	0.0491*** (0.0058)	0.0434*** (0.0057)	0.0429*** (0.0057)
<i>green</i>		0.0713 (0.0617)		0.1126* (0.0660)		0.0406 (0.0399)

续表 5

变量	<i>envpat_total</i>		<i>envpat_inv</i>		<i>envpat_uty</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnenterob</i> × <i>green</i>		0.0753* (0.0453)		0.0189 (0.0420)		0.0666** (0.0330)
常数项	0.7244* (0.4181)	0.6745 (0.4182)	0.2185 (0.3052)	0.2041 (0.3048)	0.8091** (0.3297)	0.7698** (0.3301)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10673	10673	10673	10673	10673	10673
调整 R ²	0.6591	0.6594	0.6234	0.6237	0.6148	0.6152

(3)剔除从未申请专利的样本企业。考虑到研究时段内部分企业从未申请过专利,可能会影响回归结果的准确性。因此,本文将绿色专利申请量为0的公司删除后进行回归,结果如表6所示。可以看出,第(1)、(3)和(5)列机器人渗透强度均显著为正,说明机器人应用提升了企业绿色技术创新的积极性。第(2)、(4)和(6)列机器人渗透强度和CEO绿色经历交互项显著为正,这与基准回归结果保持一致,进一步佐证了本文结果的准确性。

表 6 剔除从未申请专利的企业

变量	<i>envpat_total</i>		<i>envpat_inv</i>		<i>envpat_uty</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnrobot</i>	0.0800*** (0.0098)	0.0790*** (0.0098)	0.0577*** (0.0076)	0.0204*** (0.0078)	0.0519*** (0.0076)	0.0510*** (0.0075)
<i>green</i>		0.1809*** (0.0671)		0.1127** (0.0531)		0.1070** (0.0526)
<i>lnrobot</i> × <i>green</i>		0.0990** (0.0494)		0.0694* (0.0382)		0.0979** (0.0397)
常数项	-0.5183 (0.4985)	-0.5946 (0.4993)	-0.7174* (0.3702)	-0.2506 (0.3717)	0.0514 (0.3802)	-0.0062 (0.3808)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19451	19451	19451	19451	19451	19451
调整 R ²	0.6340	0.6346	0.6106	0.6120	0.5884	0.5891

(4)控制随时间变化的省份和行业固定效应。为了排除可能存在的随时间和地区、行业而无法被观察到的因素,本文在基准回归模型的基础上分别控制了年份×省份、年份×行业的固定效应,结果如表7所示,可以看出,变量的影响效应同样与前文结果没有差别。

表 7 控制不同的固定效应的估计结果

变量	<i>envpat_total</i>		<i>envpat_inv</i>		<i>envpat_uty</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnrobot</i>	0.0331*** (0.0060)	0.0249*** (0.0056)	0.0121** (0.0051)	0.0164** (0.0061)	0.0006 (0.0084)	0.0161*** (0.0044)
<i>green</i>	0.1435** (0.0571)	0.1379** (0.0566)	0.0863* (0.0464)	0.1037** (0.0456)	0.0996** (0.0478)	0.0912* (0.0475)
<i>lnrobot</i> × <i>green</i>	0.0803** (0.0397)	0.0662* (0.0387)	0.0539* (0.0310)	0.0521* (0.0306)	0.0747** (0.0331)	0.0786** (0.0329)

续表 7

变量	envpat_total		envpat_inv		envpat_uty	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	-0.0263 (0.3185)	0.1068 (0.3268)	0.1173 (0.2630)	0.1187 (0.2551)	1.5418** (0.6230)	0.3660 (0.2642)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	否	是	否	是	否
行业×年份固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	25259	25259	25259	25259	25259	25259

(5)考虑机器人应用影响绿色技术创新的滞后性。绿色技术创新投入到转变为绿色技术创新产出往往需要一定的周期,企业的绿色技术创新行为存在滞后性,因而机器人应用对企业绿色技术创新的影响很有可能存在时间差。为避免绿色技术创新的滞后性对基准回归结果产生干扰,本文将核心解释变量和控制变量均滞后一期重新回归,结果如表8所示。可以发现, $L.lnrobot$ 的系数在1%水平下显著为正,表明机器人应用与绿色技术创新的正相关关系仍然成立。 $L.lnrobot \times L.green$ 的系数在被解释变量为绿色技术创新和实质性绿色技术创新的情况下均在10%的水平上显著为正,而在被解释变量为策略性绿色技术创新的情况下不显著,表明CEO绿色经历正向调节机器人应用与绿色技术创新、实质性绿色技术创新的关系,且滞后性明显。而策略性绿色技术创新的结果不显著,这可能是由于策略性绿色技术创新大多都呈现研发难度较低且耗时较短的特点,导致滞后性不明显。

表 8 考虑机器人应用影响绿色技术创新的滞后性的估计结果

变量	envpat_total		envpat_inv		envpat_uty	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$L.lnrobot$	0.0196*** (0.0069)	0.0180*** (0.0069)	0.0194*** (0.0058)	0.0182*** (0.0058)	0.0148** (0.0058)	0.0137** (0.0058)
$L.green$		0.0209 (0.0643)		0.0010 (0.0495)		0.0367 (0.0542)
$L.lnrobot \times L.green$		0.0735* (0.0403)		0.0585* (0.0318)		0.0477 (0.0331)
常数项	0.4117 (0.3704)	0.3979 (0.3702)	0.3803 (0.2965)	0.3720 (0.2963)	0.2906 (0.3022)	0.2775 (0.3023)
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	22191	22191	22191	22191	22191	22191
调整 R ²	0.6740	0.6742	0.6625	0.6626	0.6354	0.6355

3. 异质性效应检验

(1)环境规制异质性。由于我国各地区的经济增长和产业结构的不同,使得企业所受到的环境规制约束存在差异,因此,对企业使用机器人实现绿色技术创新产生的作用可能有一定的异质性。本文参考赵明亮等(2020)^[43]的做法,采取GDP与工业SO₂排放量、工业废水排放量、工业烟(粉)尘排放和比值的倒数衡量环境监管力度,并根据样本时间范围内各地级市的值是否大于对应的中位数,将对应地级市的企业划分为受环境监管严格的企业和受环境监管不严格的企业,进行分组回归,结果如表9所示。可以看出,对于强环境规制约束地区的企业,CEO绿色经历在机器人与绿色技术创新的关系发挥显著促进作用;而对于弱环境规制约束地区的企业而言,这一作用不明显。产生这一结果的原因可能是企业在传统的生产方式和生产设备无法满足严格环境约束的情况下,将会寻求更智能的节能减排技术如引入机器人等智能化设备,摆脱与污染相关技术的同

时促进绿色技术创新,而面对宽松环境规制的企业明显动力不足。与此同时,有绿色经历的CEO更是会关注企业发展的可持续性,充分发挥机器人技术优势,降低绿色技术创新活动的风险性,促进绿色技术创新成果的形成。

表9 地区环境规制异质性估计结果

解释变量	高环境规制			低环境规制		
	<i>envpat_total</i>	<i>envpat_inv</i>	<i>envpat_uty</i>	<i>envpat_total</i>	<i>envpat_inv</i>	<i>envpat_uty</i>
<i>lnrobot</i>	0.0295*** (0.0097)	0.0238*** (0.0075)	0.0179** (0.0073)	-0.0059 (0.0337)	-0.0014 (0.0212)	0.0004 (0.0274)
<i>green</i>	0.1767** (0.0706)	0.1247** (0.0558)	0.0810 (0.0559)	-0.1272 (0.0799)	-0.0820 (0.0609)	-0.0693 (0.0503)
<i>lnrobot</i> × <i>green</i>	0.0883* (0.0455)	0.0644* (0.0355)	0.0821** (0.0366)	0.0489 (0.1008)	0.0361 (0.0783)	0.0276 (0.0616)
常数项	-0.2140 (0.5485)	-0.4202 (0.3899)	0.1651 (0.4325)	-2.3349** (0.9200)	-1.5735** (0.7028)	-1.3967* (0.7546)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	20144	20144	20144	4053	4053	4053
调整 R ²	0.6802	0.6535	0.6337	0.6260	0.5679	0.5944

(2)行业异质性。为进一步探究机器人应用是否对不同行业企业绿色技术创新影响的存在差异,本文参考环保部2010年发布的《上市公司环境信息披露指南》,并结合证监会2012版行业分类标准,本文将采矿、纺织、造纸及纸制品、石油、化工等划分为重污染行业,其余行业的企业划分为轻污染行业。结果如表10所示,可以看出,对于重污染行业企业,CEO的绿色经历在机器人应用与绿色技术创新的关系发挥着促进作用,而对于轻污染行业企业影响不明显。究其原因,重污染行业企业通常受到更大的来自政府和社会的压力,更倾向于开展绿色技术创新活动,使用机器人技术来打破现有的绿色技术创新瓶颈,但是,由于重污染行业企业本身要承担相较于轻污染行业企业更多的环境成本以及面临更为严格的外部金融管制的约束,阻碍了绿色技术创新的发展。而有绿色经历的CEO往往会积极响应环境政策,争取扭转企业的不利形象,借助个人的社会资源优势促进机器人技术对绿色技术创新的正向影响,但轻污染行业企业面临的内外部融资约束较小,会弱化CEO绿色经历在其中发挥的作用。

表10 行业异质性估计结果

解释变量	重污染行业			轻污染行业		
	<i>envpat_total</i>	<i>envpat_inv</i>	<i>envpat_uty</i>	<i>envpat_total</i>	<i>envpat_inv</i>	<i>envpat_uty</i>
<i>lnrobot</i>	0.0643*** (0.0114)	0.0407*** (0.0077)	0.0427*** (0.0088)	0.0386*** (0.0093)	0.0304*** (0.0074)	0.0255*** (0.0071)
<i>green</i>	0.2408** (0.0995)	0.2236*** (0.0811)	0.1274** (0.0641)	0.0912 (0.0739)	0.0280 (0.0578)	0.0687 (0.0624)
<i>lnrobot</i> × <i>green</i>	0.0867* (0.0514)	0.0220 (0.0387)	0.0663* (0.0371)	0.0774 (0.0572)	0.0631 (0.0440)	0.0875* (0.0468)
常数项	0.7734 (0.5544)	0.1168 (0.4008)	0.7675* (0.4116)	-0.5770 (0.4528)	-0.6559* (0.3613)	-0.0825 (0.3332)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8703	8703	8703	16509	16509	16509
调整 R ²	0.5936	0.5754	0.5492	0.6741	0.6410	0.6236

4. 机制检验

前文提出,机器人应用可能通过提升企业效率和优化人力资本结构影响企业技术创新,同时,CEO绿色经历促使机器人通过企业效率和人力资本结构这一途径引发的技术创新偏向于绿色技术创新。因此,本文构建了如下模型对该作用机制进行验证:

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln robot_{jt} + \sum a_m x_{it} + \sum \sigma_n z_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$innov_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln robot_{jt} + \delta_2 M_{it} + \sum a_m x_{it} + \sum \sigma_n z_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

$$green_innov_{it} = \tau_0 + \tau_1 \ln robot_{jt} + \tau_2 green_{it} + \tau_3 \ln robot_{jt} * green_{it} + \sum a_m x_{it} + \sum \sigma_n z_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

其中, M 为机制变量,表示企业效率(tfp)和人力资本($highlabor$)。企业效率,参考Levinsohn和Petrin(2003)^[44]的做法,本文采用LP方法测算得到企业全要素生产率来衡量。人力资本,参考韩自然和芮明杰(2019)^[45]的方法,本文采用硕士及以上学历员工人数占总员工人数的比值来衡量。技术创新能力($innov$)表示技术创新水平(pat_total)、实质性技术创新(pat_inv)和策略性技术创新(pat_uty),分别选用专利申请数量加1后取对数、发明专利申请数量加1后取对数、实用新型专利申请数量加1后取对数来衡量。绿色技术偏向($green_innovper$)表示绿色技术创新偏向($envpat_tper$)、实质性绿色技术创新偏向($envpat_iper$)、策略性绿色技术创新偏向($envpat_uper$),分别采用绿色专利申请数量与专利申请数量的比值、绿色发明专利申请数量与专利申请数量的比值以及绿色实用新型专利申请数量与专利申请数量的比值来衡量。模型其他变量与参数说明同式(1)。

回归结果如表11所示。第(1)列显示,机器人应用与企业效率呈现正相关的关系,且在1%的统计意义上显著,说明机器人应用水平提高1%会使得全要素生产率提升0.1517。第(2)列结果表明,机器人应用对人力资本变量的影响在1%的水平上显著为正,说明机器人使用水平提高1%会使得企业高学历人才占比提高0.0042。第(3)和(4)列结果显示,机器人渗透强度、全要素生产率和人力资本结构变量的系数均显著为正,表明机器人应用会通过提升企业效率和人力资本水平促进企业技术创新,特别是实质性技术创新水平。由此,假设 H_3 和假设 H_5 得到验证。一方面,企业整体效率的提升意味着企业生产方式、组织管理以及资源配置能力的优化,能够有效降低企业的要素成本和增加企业收益,使得其可以将更多的资金应用于研发活动中,实现企业技术创新能力的提高;另一方面,高水平的人力资本为企业进行技术创新活动奠定了良好的创新要素基础,直接带来企业技术创新能力的提升。

第(7)列显示,机器人应用与CEO的绿色经历的交互项在10%的水平上显著为正,说明CEO绿色经历促使机器人应用通过提升企业效率和优化人力资本引发的技术创新偏向于绿色技术创新,特别是实质性绿色技术创新水平。这一结果验证了假设 H_4 和假设 H_6 。CEO拥有绿色经历的企业在发展战略的制定上,更倾向于绿色项目,进而推动资金流向绿色技术创新活动,提升企业绿色技术创新能力。并且,拥有绿色经历的CEO较为了解绿色技术创新活动的过程,能够使得创新人员结构的配置更为合理化,放大机器人应用的人力资本效应,从而提高绿色技术创新水平。

表 11 影响机制估计结果

变量	tfp	$highlabor$	pat_total	pat_inv	pat_uty	pat_tper	pat_iper	pat_uper
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln robot$	0.1517*** (0.0087)	0.0042*** (0.0005)	0.0969*** (0.0187)	0.0688*** (0.0156)	0.1001*** (0.0160)	0.0062* (0.0035)	0.0002 (0.0022)	0.0036* (0.0020)
tfp			0.0422** (0.0211)	0.0564*** (0.0172)	0.0152 (0.0175)			
$highlabor$			0.8432*** (0.2607)	1.2389*** (0.2395)	0.3029 (0.2263)			

续表 11

变量	<i>tfp</i>	<i>highlabor</i>	<i>pat_total</i>	<i>pat_inv</i>	<i>pat_uty</i>	<i>pat_tper</i>	<i>pat_iper</i>	<i>pat_uper</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>green</i>						0.0189 (0.0374)	-0.0037 (0.0221)	0.0193 (0.0201)
<i>lnrobot×green</i>						0.0301 (0.0208)	0.0246 [*] (0.0140)	0.0091 (0.0121)
常数项	4.9318*** (0.5185)	0.0028 (0.0366)	0.5647 (0.9555)	-1.1691 (0.7546)	1.2250 [*] (0.7124)	0.1714 (0.2560)	-0.2240 [*] (0.1273)	0.2477 (0.1611)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/时间 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	14809	14809	14809	14809	14809	8630	8630	8630
调整 R ²	0.8965	0.8214	0.8161	0.7938	0.7934	0.5402	0.5003	0.5410

五、研究结论与启示

1. 研究结论

本文基于2006—2019年中国机器人和沪深A股上市企业层面的数据,实证分析机器人应用对企业绿色技术创新的影响,在此基础上考察了CEO绿色经历对二者关系的调节效应。结果表明:第一,机器人应用水平的提高促进了企业的绿色技术创新水平,且主要作用于实质性绿色技术创新。CEO拥有绿色经历的企业,机器人应用的绿色技术创新正向效应更明显,在进行一系列稳健性检验后,这一结果仍然成立。第二,从作用机制来看,机器人应用能够通过提升企业效率、优化人力资本结构促进企业技术创新,并且CEO绿色经历促使机器人应用引发的技术创新偏向于绿色技术创新,特别是实质性绿色技术创新水平。第三,异质性分析表明,对于强环境规制约束地区的企业和重污染行业企业而言,CEO绿色经历的正向调节机器人应用与绿色技术创新的关系,而对于弱环境规制约束地区企业和低污染行业企业而言,CEO绿色经历对于二者关系的调节效应不明显。

2. 政策建议

根据上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,政府应鼓励企业在创新过程中使用大数据分析、机器学习等技术,打破对现有技术依赖的路径,构建以智能技术为基础的可持续研发体系,促进企业的绿色技术创新。企业要抓住人工智能发展的新机遇,重视机器人等智能技术在企业绿色转型方面的支撑作用,积极推进生产、经营管理模式的变革,提高生产效率和管理效率,优化资源配置,促使资金更多地流向绿色技术创新活动中。企业也要加强机器人等人工智能相关领域的专业人才和绿色技术人才的联合培养,构建完善的人才培养体系,培养知识全面的复合型人才,借助国家和地区的人才计划吸引优秀人才,以满足企业在绿色技术创新过程中对高水平人才的需求。

第二,政府应大力推动环境类学科的专业建设,加强绿色教育经历人才的培养。企业要从自身出发,提升CEO对绿色专业知识的学习和绿色领域前沿信息的敏感度,或者在高管选聘中将有无绿色经历纳入考量的标准,使得企业在制定绿色发展战略和对绿色技术创新过程的监督表现更加积极,增加企业将更多的资金投入绿色技术创新活动的意愿,提升企业在绿色技术创新技术人员的聘用上的专业性,进一步发挥机器人技术在绿色技术创新过程中的正向作用,促成绿色技术创新成果的转化,特别是实质性绿色技术创新。

第三,政府应加大环境规制强度,尤其是加强对产生负面环境问题企业的管控,利用外部制度

的压力逼迫企业开展绿色技术创新活动,从而进一步发挥机器人应用对绿色技术创新的正向作用。与此同时,企业也应注重提升CEO对环境类政策的把握,以可持续发展的眼光制定企业发展战略,更好地促进机器人应用的绿色技术创新效应。

3. 研究局限与展望

虽然本文就机器人应用、CEO绿色经历与企业绿色技术创新之间的关系进行了较为系统的探讨,但仍有一些局限性需要在未来研究中加以改进。

第一,对于绿色技术创新的研究,本文采用了目前普遍接受的度量方法,即通过绿色发明专利和绿色实用新型专利的申请数量来分别量化实质性和策略性绿色技术创新。未来可以尝试基于国际专利分类号(IPC)将绿色专利进行更为细致的分类,以便更深入地分析CEO的绿色经历如何调节机器人应用对企业不同类型绿色技术创新的影响。

第二,本研究采用的机器人技术定义可能不足以涵盖人工智能的最新发展。人工智能技术的飞速进步,特别是生成式人工智能大模型的问世,人工智能的领域得到了极大的扩展。因此,未来的研究可考虑纳入生成式人工智能的新特性,以更全面地探讨人工智能技术对企业绿色转型的深远影响。

第三,鉴于国际机器人联合会(IFR)仅提供国家—行业层面的机器人应用数据,本研究仅能依据目前公认的权威方法,通过推算城市层面的机器人渗透率来间接评估机器人应用的普及程度。然而,由于这种测量方法具有间接性,可能会存在测量误差。因此,未来研究可获得企业层面机器人安装数量的直接数据,以便进行更加精确的分析。

参考文献

- [1]宋德勇,朱文博,丁海.企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J].上海:财经研究,2022,(4):34-48.
- [2]周雪峰,韩露,肖翔.“双碳”目标下数字经济对企业持续绿色创新的影响——基于数字化转型的中介视角[J].深圳:证券市场导报,2022,(11):2-12.
- [3]黄先海,虞柳明,袁逸铭.工业机器人与企业创新——基于人力资本视角[J].北京:科学学研究,2023,(2):356-368.
- [4]韩超,李鑫平.在自动化中推动企业绿色转型:技术进步与产品重构效应[J].北京:数量经济技术经济研究,2023,(4):72-93.
- [5] Lee, C. C., S. Qin, and Y. Li. Does Industrial Robot Application Promote Green Technology Innovation in the Manufacturing Industry?[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 183, 121893.
- [6]谷城,张树山.智能制造何以实现企业绿色创新“增量提质”[J].南京:产业经济研究,2023,(1):129-142.
- [7]Zhang, Z. L. Research on the Impact of Artificial Intelligence Technology on Green Innovation [C]. *International Conference on Electronic Information Engineering and Computer Communication (EIECC 2021)*. SPIE, 2022.
- [8]Gan, J., L. Liu, and G. Qiao, et al. The Role of Robot Adoption in Green Innovation: Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2023, 119, 106128.
- [9] Yin, K., F. Cai, and C. Huang. How Does Artificial Intelligence Development Affect Green Technology Innovation in China? Evidence from Dynamic Panel Data Analysis [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30, (10): 28066-28090.
- [10] Yu, L., Y. Wang, and X. Wei, et al. Towards Low-Carbon Development: The Role of Industrial Robots in Decarbonization in Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Management*, 2023, 330, 117216.
- [11] Zhang, Q., F. Zhang, and Q. Mai. Robot Adoption and Green Productivity: Curse or Boon [J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2022, 34: 1-11.
- [12] Hambrick, D. C., T. S. Cho, and M. J. Chen. The Influence of Top Management Team Heterogeneity on Firms' Competitive Moves [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1996, 41, (4): 659-684.
- [13]凌鸿程,阳镇,许睿谦,陈劲. CEO公共环保经历多样性与企业绿色技术创新[J].天津:科学学与科学技术管理,2024,(3):189-210.
- [14] Galbreath, J. Drivers of Green Innovations: The Impact of Export Intensity, Women Leaders, and Absorptive Capacity [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158, (1): 47-61.
- [15]卢建词,姜广省. CEO绿色经历能否促进企业绿色创新? [J].北京:经济管理,2022,(2):106-121.

- [16] Fernandez-Macias, E., D.Klenert, and J.I.Anton. Not So Disruptive Yet? Characteristics, Distribution and Determinants of Robots in Europe[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2021, 58: 76–89.
- [17] Song, J., Y. Chen, and F. Luan. Air Pollution, Water Pollution, and Robots: Is Technology the Panacea[J]. *Journal of Environmental Management*, 2023, 330, 117170.
- [18] Huang, G., L.Y.He, and X.Lin. Robot Adoption and Energy Performance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *Energy Economics*, 2022, 107, 105837.
- [19] 唐更华, 叶冠锋, 皮亚彬. 工业数字化、人机协同与工业绿色发展效率提升[J]. *西安: 陕西师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2024, (2): 94–107.
- [20] Johnson, G. Managing Strategic Change Strategy, Culture and Action Explaining Strategy Development in Organizations[J]. *Long Range Planning*, 1992, 25, (1): 28–36.
- [21] Wang, H., J. Feng, and X. Liu, et al. What is the Benefit of TMT's Governmental Experience to Private-Owned Enterprises? Evidence from China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2011, 28: 555–572.
- [22] 权小锋, 李闯. 智能制造与成本粘性——来自中国智能制造示范项目的准自然实验[J]. *北京: 经济研究*, 2022, (4): 68–84.
- [23] 李海舰, 李真真. 数字化转型对企业高质量发展和高速度增长的影响——基于“质量变革、效率变革、动力变革”视角的检验[J]. *北京: 中国农村经济*, 2024, (4): 120–140.
- [24] 陈劲, 吴波. 开放式技术创新范式下企业全面创新投入研究[J]. *杭州: 管理工程学报*, 2011, (4): 227–234.
- [25] Acemoglu, D., and P. Restrepo. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets[J]. *Journal of Political Economy*, 2020, 128, (6): 2188–2244.
- [26] 聂飞, 胡华璐, 李磊. 工业机器人何以促进绿色生产? ——来自中国微观企业的证据[J]. *南京: 产业经济研究*, 2022, (4): 1–14.
- [27] 胡晟明, 王林辉, 朱利莹. 工业机器人应用存在人力资本提升效应吗?[J]. *上海: 财经研究*, 2021, (6): 61–75, 91.
- [28] Kong, D., B. Zhang, and J. Zhang. Higher Education and Corporate Innovation[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2022, 72, 102165.
- [29] Munawar, S., H. Q. Yousaf, and M. Ahmed, et al. Effects of Green Human Resource Management on Green Innovation through Green Human Capital, Environmental Knowledge, and Managerial Environmental Concern[J]. *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 2022, 52: 141–150.
- [30] 王分棉, 贺佳, 陈丽莉. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. *北京: 中国工业经济*, 2023, (10): 155–173.
- [31] 王文, 牛泽东, 孙早. 工业机器人冲击下的服务业: 结构升级还是低端锁定[J]. *北京: 统计研究*, 2020, (7): 54–65.
- [32] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. *北京: 中国工业经济*, 2020, (12): 178–196.
- [33] 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]. *北京: 经济研究*, 2016, (4): 60–73.
- [34] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. *北京: 中国工业经济*, 2017, (6): 98–116.
- [35] 金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? ——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. *北京: 管理世界*, 2018, (12): 43–55.
- [36] 陈信元, 靳庆鲁, 肖士盛, 张国昌. 行业竞争、管理层投资决策与公司增长/清算期权价值[J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2014, (1): 305–332.
- [37] Doran, J., and G. Ryan. The Importance of the Diverse Drivers and Types of Environmental Innovation for Firm Performance[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2016, 25, (2): 102–119.
- [38] 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. *北京: 经济研究*, 2015, (10): 4–17, 33.
- [39] 韩超, 桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. *北京: 中国工业经济*, 2018, (2): 43–62.
- [40] 蔡卫星, 倪晓然, 赵盼, 杨亭亭. 企业集团对创新产出的影响: 来自制造业上市公司的经验证据[J]. *北京: 中国工业经济*, 2019, (1): 137–155.
- [41] 冯玲, 袁帆, 刘小逸. 机器人与企业创新——来自中国制造业企业的证据[J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2023, (4): 1264–1282.
- [42] 王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场? ——来自制造业上市公司的证据[J]. *北京: 经济研究*, 2020, (10): 159–175.
- [43] 赵明亮, 刘芳毅, 王欢, 孙威. FDI、环境规制与黄河流域城市绿色全要素生产率[J]. *长沙: 经济地理*, 2020, (4): 38–47.
- [44] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70, (2): 317–341.
- [45] 韩自然, 芮明杰. 要素结构、信息化与地区产业体系优化——基于省际面板的实证研究[J]. *北京: 技术经济*, 2019, (6): 46–57.

CEO Green Experience, Robot Application and Green Technology Innovation

XIN Ya-ru^{1,2}, SHEN Chen¹, FENG Rui³, MA Yong-xi¹

(1.School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou, Zhejiang, 310018, China;

2.School of Economics, Lanzhou, Gansu, 730000, China;

3.School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou, Guangdong, 510006, China)

Abstract: As the core engine of the Fourth Technological Revolution, artificial intelligence technology provides a favorable opportunity to drive green technological innovation in enterprises. As the key actors in green technological innovation, the insufficient motivation of enterprises to carry out green technological innovation activities will hinder the progress of green sustainability. Meanwhile, the green experience of CEOs can influence the process of green technological innovation in enterprises. Therefore, this paper analyzes the mechanism and effect of robot application in promoting green technological innovation from the perspective of CEOs' green experience, aiming to explain why enterprises are willing to apply the advantages brought by robot application to green technological innovation.

Based on the theoretical relationship analysis of robot application, CEO's green experience, and corporate green technology innovation, this paper constructs a robot penetration variable at the city level in China using global industrial robot data released by the International Federation of Robotics. It matches this variable with the CEO's green experience and green technology innovation data of Chinese A-share listed companies, and then constructs a two-dimensional panel data model to empirically test the relationship effect among robot application, CEO's green experience, and corporate green technology innovation from 2006 to 2019. The study finds that in enterprises with CEOs who have green experience, the role of robot application in promoting the enhancement of green technological innovation capability is stronger. Robot application promotes technological innovation by improving efficiency and optimizing the human capital structure, and CEOs' green experience induces technological innovation triggered by robots to inclined towards green technological innovation. Furthermore, in regions with stronger environmental regulation constraints and in heavily polluting industries, the green experience of CEOs positively moderates the promotion effect of robot application on enterprise green technological innovation.

The marginal contributions of this paper are as follows. First, on the basis of discussing the impact of robot application on green technological innovation, this paper further explores the reasons why robot application can better promote green technological innovation under the context of CEOs' green experience, enriching the existing research on the economic consequences of micro-enterprises applying robots. Second, it analyzes the mechanism channels through which robot application affects corporate technological innovation by improving efficiency and optimizing the human capital structure, and at the same time reveals the fact that CEOs' green experience will induce technological innovation triggered by robots to lean towards green technological innovation. Third, it provides empirical evidence for discovering the innovation motives and innovation environment of green technology in Chinese enterprises by deeply explaining the heterogeneous effects of robot application on green technological innovation under the adjustment of CEOs' green experience at the level of green technology innovation types, industries, and regions.

Based on the conclusions above, this paper proposes three policy recommendations. First, the government should encourage companies to use technologies such as big data analysis and machine learning in the innovation process, building a sustainable R&D system based on intelligent technologies. Companies should prioritize the supportive role of intelligent technologies such as robots in the green transformation of enterprises, enhancing production efficiency and management efficiency. Second, the government should vigorously promote the development of environmental disciplines and strengthen the cultivation of talents with green education backgrounds. Companies should enhance CEOs' learning of green professional knowledge and sensitivity to cutting-edge information in the green field, improve the professionalism in hiring green technology innovation personnel. Third, the government should strengthen environmental regulations and use external institutional pressure to compel companies to engage in green technology innovation activities. Companies should also focus on improving CEOs' understanding of environmental policies, develop corporate development strategies with a sustainable perspective, and better promote the green technology innovation effects of robots.

Key Words: robots; green technology innovation; enterprise efficiency; human capital; CEO green experience

JEL Classification: J24, O33

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.07.008

(责任编辑:张任之)