

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2025.01.005

环境战略升级能否提升企业 绿色全要素生产率？

——基于数字化转型的驱动与赋能

刘素荣,徐文昊,霍江林

(中国石油大学(华东)经济管理学院,山东 青岛 266580)

摘要:环境战略升级(从被动的反应型向主动的前摄型转变)有助于企业绿色全要素生产率增长;数字化转型在驱动企业环境战略升级的同时,还能通过降本增效赋能企业环境战略升级。采用沪深A股制造业上市公司2013—2022年的数据,通过Heckman两阶段模型分析发现:环境战略升级企业比环境战略未升级企业具有更高的绿色全要素生产率,表明环境战略升级能够促进企业绿色全要素生产率提升;数字化转型水平提高对企业环境战略升级具有显著的正向影响,数字化转型水平较高企业环境战略升级具有更强的绿色全要素生产率提升效应,表明数字化转型可以驱动和赋能企业环境战略升级;绿色金融创新发展会弱化数字化转型对企业环境战略升级的驱动作用、增强环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用,而“重污染”的生产属性会限制企业环境战略升级的绿色全要素生产率提升效应发挥。因此,应以数字化转型加快企业环境战略升级,以绿色金融服务体系建设充分发挥企业环境战略升级的绿色全要素生产率提升效应,并重点助推重污染企业的绿色转型。

关键词:数字化转型;环境战略;战略转型;绿色全要素生产率;绿色创新;污染防治

中图分类号:F270.7;F205 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2025)01-0065-19

引用格式:刘素荣,徐文昊,霍江林.环境战略升级能否提升企业绿色全要素生产率?——基于数字化转型的驱动与赋能[J].西部论坛,2025,35(1):65-83.

LIU Su-rong, XU Wen-hao, HUO Jiang-lin. Can upgrading environmental strategies enhance enterprises' green total factor productivity: Based on the drive and empowerment of digital transformation[J]. West Forum, 2025, 35(1): 65-83.

* 收稿日期:2024-04-22;修回日期:2024-06-28

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(16YJC630043)

作者简介:刘素荣(1978),女,河北景县人;副教授,硕士生导师,主要从事资源配置与应用统计分析、公司财务管理等研究;E-mail:lsrer@163.com。徐文昊(2000),通信作者,男,山东日照人;硕士研究生,主要从事财务管理理论与方法研究;E-mail:hao102823@163.com。霍江林(1978),男,河北邢台人;副教授,硕士生导师,主要从事公司金融、企业可持续成长等研究;E-mail:huojianglin@163.com。

一、引言

在资源环境的刚性约束下,实现可持续发展需要转变发展方式。为缓解经济增长与生态环境保护之间的矛盾,企业需要进行绿色转型;同时,作为市场经济的微观主体,企业还需要实现产出和效益的增长,因而绿色全要素生产率的提升成为企业绿色转型的重要标志(何凌云等,2022)^[1]。为持续提升绿色全要素生产率,企业需要将环保理念融入生产经营活动中,推动环境管理模式由被动低效的“污染治理”向主动可持续的“价值创造”转变,这在战略管理层面面对企业的环境战略规划提出了新的要求。因此,促进企业实施更为积极主动的环境战略,持续提升绿色全要素生产率,实现企业经济效益与生态效益的共赢,是进一步推动经济高质量发展、加快实现“双碳”目标的有效路径之一。

作为企业围绕环境问题而形成的战略规划,环境战略直接关系到企业的生产行为决策,与企业竞争优势的塑造密切相关(田虹等,2020)^[2]。基于触发机制和价值特征的差异,企业环境战略可划分为反应型和前摄型两类(Buysse et al., 2003)^[3]。前者是以降低违规成本为目标,以末端污染治理为主要手段的被动型环境战略,而后者是通过积极发展绿色技术来减轻环境负担、获得合法性的主动型环境战略(Ebru et al., 2019)^[4]。随着环境政策愈加密集和严苛,实施反应型环境战略容易使企业为污染治理而“疲于奔命”,严重影响到企业的生产经营活动,使得越来越多的管理者认识到前摄型环境战略的优势和价值,并尝试从反应型环境战略向前摄型环境战略转变。实施前摄型环境战略可以通过市场差异化、节约生产成本、减少潜在责任、整合利益相关者资源等路径帮助企业塑造可持续竞争优势(Yadav et al., 2017; Peng et al., 2018; Alsayegh et al., 2020)^[5-7],有助于企业经济效益的提高,并使企业能够有效应对环境问题,具有更高的环境绩效(Fernando et al., 2019)^[8];但企业在减排降污方面的长期投入也可能超过由此获得的经济收益,造成经济效益的降低(Sidhoum et al., 2018)^[9]。

由反应型向前摄型转变,可视为企业环境战略的升级,但这种升级势必会对企业的资源基础和能力水平提出更高要求,管理者需要根据自身条件与战略目标进行决策。实施前摄型环境战略意味着企业需要承担较高的战略成本和风险,在资源有限的条件下,实施前摄型环境战略可能因投资结构失衡而造成效率损失,对企业绩效产生负面影响(Dangelico et al., 2015)^[10]。因此,企业管理者在进行环境战略选择时,往往会对投入高、周期长及风险大的前摄型环境战略持相对谨慎的态度。而随着数字技术和数字经济的发展,数字化转型使企业在资源调配、环境响应等方面发生深刻变革,弱化了环境战略升级对企业发展的负面影响,从而能够驱动企业更加积极主动地进行环境战略升级,并增强环境战略升级对绿色全要素生产率的积极作用。

作为一种对企业生产经营体系进行系统性革新的过程,数字化转型在塑造企业动态能力、促进组织模式变革等方面发挥着重要的作用(蒋煦涵等,2023;俞立平等,2024)^[11-12]。数字化转型对企业的绿色发展本身具有积极影响。一方面,数字化转型能够通过缓解融资约束、弱化代理冲突、优化人力资本、加强外部监督、拓宽创新资源渠道等路径激发企业的绿色创新活力(靳毓等,2022;郭丰等,2023)^[14-15];另一方面,数字化转型能够通过提升产能利用效率、改善管理层短视行为、促进能源消费结构转型、优化污染治理模式等渠道有效降低企业的污染排放强度(于连超等,2023;杨来科等,2023)^[16-17]。与此同时,数字技术具有高效渗透性和广泛赋能性,数字化转型势必还会对企业的环境战略决策产生影响。根据核心能力理论,资源和能力相对于战略目标的滞后性是掣肘企业进行环境战略升级的重要因素(王旭等,2022)^[13],而数字化转型所引发的技术范式和商业模式转变可以在很大程度上缓解这一矛盾,从而有利于企业做出环境战略升级决策。

总体上看,一方面,虽然现有文献关注到实施环境战略以及不同类型环境战略对企业绿色发展和绿色转型的影响,但尚未探究企业环境战略转型对其绿色全要素生产率的影响;另一方面,尽管企业数字化转型在环境治理和绿色发展方面的积极作用已得到众多研究的证实,但鲜有文献考察数字化转型对企业环境战略的影响。有鉴于此,本文在现有研究的基础上,将企业数字化转型、环境战略升级、绿色全要素生产率提升三者纳入统一的分析框架,剖析数字经济时代企业环境战略升级对其绿色全要素生产率的影响以及数字化转型对企业环境战略升级的驱动和赋能作用,并采用 2013—2022 年沪深 A 股制造业上市公司的数据,运用 Heckman 两阶段模型进行实证检验。

相比已有文献,本文的边际贡献主要在于:一是在研究内容上,从战略升级角度拓展了企业环境战略的绿色发展效应研究,从数字化转型和战略转型角度深化了企业环境战略的影响因素研究,并为企业环境战略升级的绿色全要素生产率提升效应和数字化转型通过降本增效赋能企业环境战略升级提供了经验证据,有助于深入认识数字经济下企业环境战略升级的重要意义及其价值提升渠道;二是在研究方法上,基于两种战略实施的相对水平对企业是否进行环境战略升级进行了有效识别,并使用 Heckman 两阶段模型缓解环境战略升级这一自选择行为的内生性问题,为相关研究提供了方法借鉴。此外,进一步从外部金融环境和行业污染特征两个方面分析了数字化转型驱动企业环境战略升级和环境战略升级提升企业绿色全要素生产率的异质性,为企业通过数字化转型加快环境战略升级和增强环境战略升级的积极功效提供了借鉴和启示。

二、理论分析和研究假设

前摄型与反应型环境战略是企业普遍采取的两类环境战略,二者在管理理念、执行框架和价值特征等方面具有明显差异(Sharma et al., 1998)^[18]。反应型环境战略是以满足政策合规性、降低企业经营风险为目标,以末端污染治理为主要手段的被动型战略,其将环境管理视作企业为应对环境规制而做出的临时性行为(Aragon-correa et al., 2003)^[19]。而前摄型环境战略则不再局限于环境规制要求,是通过开展生产技术革新和绿色产品研发等绿色创新活动来获取可持续竞争优势的主动型战略,有助于企业实现经济效益和环境效益的统一(Yu et al., 2017)^[20]。但相对而言,后者投入周期较长,战略成本与风险较高(Juo et al., 2022)^[21]。

传统的经济发展模式因忽视环境保护而导致环境污染日益严重,甚至威胁到人类的生存和持续发展,并由此产生企业发展必须进行绿色转型的要求,进而迫使企业实施环境战略。但企业发展方式的绿色转型需要投入巨大的资源,会对企业的短期效益带来不利影响,因而在绿色转型初期,企业通常会选择采取反应型环境战略来进行应对。然而,面对愈加严苛的环保政策和日益扩大的绿色产品市场,被动响应式的环境管理策略越发偏离企业可持续发展的价值诉求,为降低环境外部性,企业需要向具有先发优势的前摄型环境战略转变。根据战略管理理论,战略转型是企业根据外部环境与内部组织的相互作用,对战略内容、决策程序等多个维度以及组织、经营、职能等多个层面进行系统性变革的过程(李小明等, 2015)^[22],战略升级则是战略转型的高阶形式,强调由较低层次战略向较高层次战略的跃迁(曲廷琛等, 2023)^[23]。基于此,本文将企业环境战略由反应型向前摄型转变的过程定义为环境战略升级。

1. 环境战略升级与企业绿色全要素生产率

企业绿色全要素生产率考虑经济增长的负外部效应,将环境损耗纳入全要素生产率的核算框架,综合反映了企业的绿色发展能力。资源基础观认为,竞争者无法复制模仿的稀缺性资源是企业竞争优势

的主要来源(Peteraf et al., 1993)^[24]。根据利益相关者理论,企业主动降低生产经营活动对生态环境的负面影响,有利于提升企业社会责任表现,进而塑造企业的绿色形象,这将对企业与核心利益相关者之间关系的构建与维护起到积极作用,使企业获得更多的战略资源。一方面,积极的绿色形象能够增加政府及监管部门对企业的信任度,在降低违约风险的同时有利于企业获得政策资源倾斜;另一方面,企业的绿色产品能够借助口碑效应对外输出积极的发展理念及品牌形象,增强企业产品的市场竞争力,形成产品溢价和品牌溢出效应,进而提高企业的经济效益(万晓乐等, 2022)^[25]。因此,长期来看,企业实施环境战略有助于其绿色全要素生产率的提升。

值得注意的是,不同类型的环境战略对企业绿色全要素生产率的影响存在显著差异。反应型环境战略关注污染排放是否满足政策要求,主要采取依赖于外部供应的末端污染治理技术,虽能在短期降低违规成本、提升环境绩效,但在长期经营中,企业容易深陷“治理达标—再治理”的决策循环中,且大量超预期的污染治理投入将挤出企业的价值性投资,损害企业经营的稳定性(王旭等, 2022)^[26]。前摄型环境战略则着眼于预防污染产生,基于知识资本、组织学习及跨组织协调等维度主动进行绿色技术和绿色管理创新,而这将从效益提升和成本节约两个层面帮助企业提升绿色全要素生产率。一方面,绿色创新迎合了消费者日益增强的绿色偏好,能够拓宽企业的市场空间,并创造超额利润(万晓乐等, 2022)^[26];另一方面,生产技术和流程的绿色化改造对降低能源消耗和生产成本具有积极作用,有利于企业提升资源利用效率(解学梅等, 2021)^[27]。并且,在前摄型环境战略实施过程中所形成的环境管理能力、绿色智力资本等异质性资源,有助于企业形成和强化可持续竞争优势,实现多维度绩效的长期增长(杜可等, 2023)^[28]。可见,相较于反应型环境战略,前摄型环境战略具有先发性和主动性,强调经济效益与生态效益的统一,更契合绿色发展的价值导向,更有利于企业增强组织合法性、拓展资源获取边界(Ebru et al., 2019)^[4]。因此,环境战略升级有助于企业绿色全要素生产率的提升。

2. 数字化转型、环境战略升级与绿色全要素生产率

环境战略关系到企业的长远发展,企业的环境战略升级决策需要进行预期收益与成本的比较,若成本高于收益,企业会放弃做出战略改变。从收益的角度看,环境战略升级能够促进企业的绿色全要素生产率提升;但从成本的角度看,进行环境战略升级也面临着一系列成本和风险,这些因素可能造成企业环境战略难以升级成功或升级效果不佳。比如:第一,环境战略升级需要构建高效的绿色创新体系,而这一过程不仅受到企业创新资源基础的约束,而且其带来的庞大资源投入可能会侵占企业现有资源空间,对其他生产性投资产生挤出效应;同时,绿色创新活动具有高风险性、高不确定性,还可能引发创新活动的结构性失调,破坏企业现有竞争优势的可持续性(刘金科等, 2022)^[29]。第二,制度化的组织惯例是企业保持经营活动稳定的关键,长期发展积累的知识存量形成了企业发展的路径依赖,而前摄型环境战略的运作方式与企业现有的组织管理结构不协调,会扭曲企业的资源管理行为,使企业面临非连续性变革环境,并负担高额的战略转型成本(田虹等, 2020;易加斌等, 2021)^{[1][30]};第三,环境战略升级带来的高度不确定性可能诱发企业采取激进的转型策略,在短期内强行改变组织状态,导致原有资源能力体系被破坏而又未形成有效的新体系,组织体系的脱节会使企业陷入风险失控、转型失败的困境(林海芬等, 2023)^[31]。

因此,尽管从理论上讲,环境战略升级能够提升企业的绿色全要素生产率,但由于环境战略升级需要成本,且存在风险,在现实中,企业进行环境战略升级面临诸多约束,升级效果也具有不确定性。而数字技术的发展和数字化转型会引发企业资源体系和决策逻辑的系统性变革。一方面,数字化环境的无边界性、不确定性等增强了实施前摄型环境管理战略的必要性及其优势,从而提高了企业进行环境战略

升级的意愿;另一方面,数字化转型的持续深化有助于化解企业在环境战略升级过程中所面临的一系列障碍性因素,同时也使企业环境战略升级对绿色全要素生产率的提升效应得到加强。换言之,数字化转型可以通过促使企业做出升级决策来驱动企业的环境战略升级,并能够通过降本增效来对企业环境战略升级进行赋能,从而强化环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用。

(1)企业数字化转型对环境战略升级的驱动作用。数字化转型对企业环境战略升级具有直接的驱动作用。一是数字技术广泛应用所引发的市场环境体系和竞争边界变革重塑了企业的战略决策逻辑,促使企业实施更为主动的环境战略。一方面数字经济体系下的技术发展以及产业边界的模糊化和去管制化使市场环境不确定性进一步加剧(刘淑春等,2021)^[32],另一方面数字化转型强化了外部不确定性和环境变动对企业正常经营活动的影响,加上环境政策日益密集严苛,企业为保持经营稳定性和竞争优势的可持续性,必须构建更为柔性化、敏捷化的环境管理体系(武常岐等,2022)^[33]。与此相适应,企业会更多地实施具有先发性和适应性的前摄型环境战略,以增强有效应对外部环境随机性和复杂性的动态能力。二是数字化转型强化了利益相关者对企业生产经营活动的监管和问责机制,迫使企业通过环境战略升级来更好地履行环境责任。数字技术的应用推动了企业管理流程和运营结果的公开化、透明化,提升了利益相关者的监督能力和效率,同时,高效的信息共享机制还便于利益相关者参与企业的公司治理,进而促使企业采取更为积极主动的环境战略,并对企业的环保行为产生正向激励作用(陈德球等,2022)^[34]。此外,对企业管理者行为约束机制的强化还能够减少因委托代理问题造成的效率损失,并弱化代理成本对企业绿色转型的抑制作用。

(2)企业数字化转型对环境战略升级的降本作用。数字化转型可以降低企业环境战略升级的转型成本。一是数字技术的有效应用改变了企业的资源获取方式,缓解了企业战略升级的资源不足问题。数字技术的可拓展性及关联性特征有助于企业有效识别自身资源需求,提升企业与其他企业及利益相关者的信息传递效率,从而突破资源利用的空间限制,在短期内以低成本获取更多有价值的转型资源(王旭等,2022)^[26]。在数字化转型过程中,信息捕捉及智能分析能力的不断提升有助于企业挖掘未被利用的内部冗余资源,将之与外部资源进行整合重组,转化为异质性资源并应用于绿色创新活动中,从而助推企业环境战略升级。二是数字化转型能够在一定程度上缓解前摄型环境管理体系与原生组织管理结构失调的问题。组织灵活性的欠缺是企业难以及时针对战略变化进行适应性调整的重要原因,而数字化转型有利于企业形成高效的学习机制,提升组织适应能力,推动组织管理模式的柔性化(俞立平等,2024)^[12]。同时,数字技术在管理体系中的应用能够增强企业内部控制的敏锐度,有利于企业及时识别和有效应对环境战略升级过程中的内外部风险(张钦成等,2022)^[35]。

(3)企业数字化转型对环境战略升级的增效作用。数字化转型可以增强环境战略升级带来的企业价值提升。一是数字化转型引发的技术范式转变赋予企业更强的信息获取和数据分析能力,有利于企业绿色创新流程和模式的优化,从而更充分地发挥环境战略升级的收益增加效应。数字化转型强化了企业对市场需求、创新机会的识别能力以及对创新转变的适应能力,有助于企业把握绿色创新方向,提升绿色创新效率和绩效(郭丰等,2023)^[15];同时,数字技术在业务层面的深度应用有利于企业有效对接消费市场,从而拓宽市场边界,实现更广范围的价值创造。二是数字化转型重塑了企业异质性资源构建方式及资源保护机制,能够提高环境战略升级发挥其积极功效的可持续性。数字能力与资源基础的深度嵌套以及资源网络的复杂化促使企业的资源整合日益多元化和个性化,同时也增强了外部模仿的阻力和难度,由此形成的模仿防御机制能够有效提升环境战略升级发挥企业价值提升效应的可持续性(李琦等,2021)^[36]。

基于上述分析,提出以下假说:数字化转型可以驱动企业环境战略升级,表现为企业数字化转型水平提高对环境战略升级具有显著正向影响(H1);环境战略升级能够提升企业绿色全要素生产率,表现为环境战略升级的企业比环境战略未升级的企业具有更高的绿色全要素生产率(H2);数字化转型可以通过降本增效赋能企业环境战略升级,表现为数字化转型水平较高企业环境战略升级对绿色全要素生产率的提升作用较强(H3)。

三、实证检验设计

1. 模型设定

由于企业是否进行环境战略升级是基于成本收益分析的自选择行为,因而可能存在同时影响企业环境战略决策和绿色全要素生产率的不可观测因素。为考察企业的环境战略升级对其绿色全要素生产率的影响以及数字化转型在其中所起到的重要作用,并避免由环境战略升级决策(自选择行为)带来的内生性问题对模型估计结果的干扰,本文借鉴赵宸宇和李雪松(2017)^[37]、李雪松等(2022)^[38]的研究,采用 Heckman 两阶段模型来进行实证分析。首先,构建计量模型如式(1)和式(2)所示:

$$Gep_i^* = \gamma Z_i + \mu_i, Gep_i = 1 (Gep_i^* > 0) \quad (1)$$

$$Gtfp_i = \alpha Gep_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式(1)为企业环境战略升级的决策方程。其中, Gep_i^* 表示*i*企业环境战略升级的净收益,企业根据预期净收益做出战略决策; Gep 为企业环境战略升级的虚拟变量(“环境战略升级”), $Gep_i = 1$ 表示*i*企业进行了环境战略升级, $Gep_i = 0$ 表示*i*企业尚未进行环境战略升级; μ_i 为随机扰动项; Z_i 为可观测变量集,除关键变量“数字化转型”外,还包括一系列控制变量以及排他性约束变量。 Gep_i^* 与 Gep 高度相关,但与企业绿色全要素生产率无直接关联。

式(2)为企业绿色全要素生产率的结果方程。其中,被解释变量 $Gtfp_i$ (“绿色全要素生产率”)为*i*企业的绿色全要素生产率,核心解释变量 Gep_i 同上, X_i 表示一系列控制变量, ε_i 表示随机扰动项。企业不同的战略选择会产生不同的结果,对于总体样本而言,两种战略选择($Gep_i = 1$ 和 $Gep_i = 0$)下的预期绿色全要素生产率分别如式(3)和式(4)所示:

$$Gtfp_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i}, Gep = 1 \quad (3)$$

$$Gtfp_{0i} = \beta_0 X_{0i} + \varepsilon_{0i}, Gep = 0 \quad (4)$$

由于随机误差项的条件期望不为0,使用OLS模型进行估计存在样本选择偏差问题,无法得到一致的估计结果。若记 $\sigma_\mu^2 = var(\mu)$, $\sigma_{1\mu} = cov(\varepsilon_1, \mu)$, $\sigma_{0\mu} = cov(\varepsilon_0, \mu)$,将 σ_μ^2 标准化为1, $\varepsilon_1, \varepsilon_0$ 的条件期望分别如式(5)和式(6)所示:

$$E(\varepsilon_{1i} | Gep_i = 1) = E(\varepsilon_{1i} | \gamma Z_i + \mu_i > 0) = \sigma_{1\mu} \frac{\varphi(\gamma Z_i)}{\Phi(\gamma Z_i)} = \sigma_{1\mu} \lambda_{1i} \quad (5)$$

$$E(\varepsilon_{0i} | Gep_i = 0) = E(\varepsilon_{0i} | \gamma Z_i + \mu_i < 0) = \sigma_{0\mu} \frac{-\varphi(\gamma Z_i)}{1 - \Phi(\gamma Z_i)} = \sigma_{0\mu} \lambda_{0i} \quad (6)$$

其中, $\varphi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积分布函数。假定随机误差项($\varepsilon_1, \varepsilon_0, \mu$)服从三元联合正态分布,可构建环境战略升级影响企业绿色全要素生产率的内生转换回归模型(ESR)。内生转换回归模型的两阶段估计思路为:首先用极大似然估计(MLE)方法对决策方程进行Probit回归以估计出 γ ,并计算出 $\lambda_{1i}, \lambda_{0i}$,然后得到式(7)中 α 的一致性估计:

$$Gtfp_i = \alpha Gep_i + \beta X_i + \rho \sigma_{\lambda_i} + \omega_i \quad (7)$$

为检验数字化转型能否通过降本增效赋能企业环境战略升级,借鉴张永坤等(2021)^[39]的做法,以“数字化转型”的中位数为界限,将总样本划分为“高数字化转型”和“低数字化转型”两组,并根据式(7)进行分组回归。同时,分别利用式(8)和式(9)得到 β_1 和 β_0 的一致性估计:

$$Gtfp_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \sigma_1 \lambda_{1i} + v_{1i}, Gep = 1 \quad (8)$$

$$Gtfp_{0i} = \beta_0 X_{0i} + \sigma_0 \lambda_{0i} + v_{0i}, Gep = 0 \quad (9)$$

在此基础上,通过式(10)和式(11)的反事实估计,可分别得到环境战略升级企业的绿色全要素生产率平均处理效应(ATT)和环境战略未升级企业的绿色全要素生产率平均处理效应(ATU):

$$ATT = E(Gtfp_{1i} | Gep_i = 1) - E(Gtfp_{0i} | Gep_i = 1) = (\beta_1 - \beta_0) X_{1i} + (\sigma_{1\mu} - \sigma_{0\mu}) \lambda_{1i} \quad (10)$$

$$ATU = E(Gtfp_{1i} | Gep_i = 0) - E(Gtfp_{0i} | Gep_i = 0) = (\beta_1 - \beta_0) X_{0i} + (\sigma_{1\mu} - \sigma_{0\mu}) \lambda_{0i} \quad (11)$$

2. 变量测度

(1)“绿色全要素生产率”。借鉴史代敏等(2022)^[40]、王珮等(2022)^[41]的做法,运用SBM-DDF模型,结合全域Malmquist指数来计算样本企业的绿色全要素生产率。投入指标包括资本投入(采用企业年末固定资产净额来衡量,并使用企业所在省份固定资产投资价格指数进行平减)、劳动投入(采用企业年末在职员工人数来衡量)、能源投入(通过企业营业成本与企业所在行业总营业成本之比乘以行业能源消费总量来计算),期望产出为企业营业收入(依据企业所在省份的GDP平减指数,以2013年为基期进行平减),非期望产出包括二氧化硫排放量、化学需氧量排放量、一般固体废物产生量(计算方法与能源投入类似)。

(2)“数字化转型”。借鉴袁淳等(2021)^[42]的研究,从云计算、互联网、人工智能、大数据、物联网5个维度对样本企业年报的“管理层讨论与分析”部分进行词频分析。考虑到不同企业年报的“管理层讨论与分析”文本长度存在差异,使用数字化总词频数与该部分总词数的比值来衡量企业的数字化转型水平,由于比值较小,进行乘以100处理。

(3)“环境战略升级”。参考王旭等(2022)^[26]的做法,通过企业实施前摄型环境战略和反应型环境战略的相对水平差异来判断企业是否进行环境战略升级。首先,分别评估企业实施前摄型环境战略和反应型环境战略的情况。前摄型环境战略以塑造企业长期竞争优势为内驱力,强调通过绿色技术革新和绿色产品创新来强化可持续发展能力。作为前摄型环境战略的重要组成部分,绿色创新与前摄型环境战略先发性、主动性的价值内涵相契合,因而绿色创新活动能够反映企业前摄型环境战略实施情况。借鉴周肖肖等(2023)^[43]的方法,使用企业绿色专利申请总量的自然对数值来衡量企业的前摄型环境战略实施水平。反应型环境战略是企业迫于环境政策压力,为降低经营风险而采取的被动型战略,通常以末端污染治理为主要战略手段。依据自愿披露理论,环境责任履行程度较高的企业倾向于披露更多环境信息以与环境绩效较差的企业相区别。因此企业的环境信息披露能够反映其反应型环境战略实施情况。参考孔东民等(2021)^[44]的方法,使用环境信息披露指数来衡量企业的反应型环境战略实施水平^①。

① 具体而言,首先,将环境管理信息披露分为污染产出、末端污染治理两类(11个评分项目):污染产出包括“废水排放量”“化学需氧量排放量”“二氧化硫排放量”“二氧化碳排放量”“烟尘和粉尘排放量”“工业固体废物排放量”6项,末端污染治理包括“废气减排治理”“废水减排治理”“粉尘、烟尘治理”“固废利用和处置”“噪声、光污染、辐射等治理”5项;然后,采用内容分析法对样本企业的年报、社会责任报告和环境报告进行分析,对披露项目有定量和定性分析的记2分,仅有定性分析的记1分,未进行披露的记0分;最后,对各项目得分加总后进行对数化处理,得到各样本企业的环境信息披露指数。

然后,分别计算出各样本企业前摄型环境战略实施水平和反应型环境战略实施水平在同年所有样本企业中排名位次的百分比数值^①,当前者大于后者时 $Gep = 1$ (表示企业环境战略已升级),否则 $Gep = 0$ (表示企业环境战略未升级)^②。值得注意的是,若两种环境战略实施水平的百分比位次相近,难以清晰界定企业是否进行环境战略升级,为避免该类样本对研究结果的影响,在综合考虑排名百分比位次之差的数据分布和实证检验的有效性后,对排名百分比位次之差在 $-0.1 \sim 0.1$ 范围内的样本进行剔除。

(4)控制变量及排他性约束变量。从企业层面选取以下控制变量:一是“资产规模”,采用总资产的自然对数值来衡量;二是“企业年龄”,采用当年年份减企业成立年份加1的自然对数值来衡量;三是“资产负债率”,采用期末负债与期末总资产之比来衡量;四是“净资产收益率”,采用净利润与总资产平均余额之比来衡量;五是“投资水平”,采用购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与期初总资产之比来衡量;六是“管理层规模”,采用董事会人数的自然对数值来衡量。此外,选取“管理者风险偏好”作为 Heckman 第一阶段决策方程的排他性约束变量。环境战略决策在很大程度上由企业管理层决定,风险偏好型管理者往往表现出对自身能力与企业运营的自信,注重对未来机会的把握,因而更倾向于选择进行环境战略升级。而管理者的风险偏好差异主要体现在企业风险承担策略、投资项目选择等企业决策内容上,与企业生产效率并无直接关联。借鉴张传奇等(2019)^[46]的做法,使用企业风险资产与总资产的比值来衡量管理者风险偏好,其中风险资产包括交易性金融资产、应收账款、可供出售金融资产、持有至到期投资以及投资性房地产。

3. 样本选择与数据处理

选取 2013—2022 年沪深 A 股制造业上市公司作为初始研究样本,并进行以下筛选:剔除研究期内被 ST、*ST、PT 处理或退市的企业,剔除核心变量缺失的样本,仅保留连续 5 年不存在数据缺失情况的样本。最终获得 1 032 家制造业上市公司的 9 732 个观测值,并对所有连续变量进行双侧 1% 的缩尾处理以避免极端值的影响。数字化转型与反应型环境战略的相关数据来自样本企业的年报,前摄型环境战略的相关数据来自中国专利全文数据库,其他数据来自《中国环境统计年鉴》、国泰安数据库(CSMAR)、万得数据库(Wind)和国家统计局等。表 1 为主要变量原始数据(未经缩尾和标准化处理)的描述性统计结果。

在样本期间,样本企业绿色全要素生产率的均值为 1.025,中位数为 1.003,均值大于中位数,表明呈右偏分布,整体处于较高水平;“数字化转型”的最大值为 5.615,最小值为 0.000,标准差为 0.869,表明不同企业的数字化转型水平存在明显差异。环境战略升级的样本数量占总体样本的 37.61%,虽在数量上不占优势,但其“绿色全要素生产率”和“数字化转型”的平均值均高于环境战略未升级样本,初步表明环境战略升级与企业数字化转型水平和绿色全要素生产率具有正相关性。进一步绘制样本企业绿色全要素率均值的时序变动图(见图 1),可以发现,全体样本企业、环境战略升级企业和环境战略未升级企业的绿色全要素生产率均呈现明显的上升趋势,且环境战略升级企业的绿色全要素生产率高于环境战略未升级企业。

^① 综合排名法能够消除量纲差异的影响,两个指标的排名之差可定量描述个体倾向性,从而反映个体转变的程度(肖士盛等,2018)^[45]。

^② 需要说明的是,本文实证分析中对企业环境战略是否升级的识别是基于“相对水平”的(非绝对水平),环境战略(已)升级企业是指相对更多地采取前摄型措施(进行绿色创新)的企业,环境战略未升级企业是指相对更多地采取反应型措施(进行污染治理)的企业。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变 量	全样本					环境战略升级样本		非环境战略升级样本	
	均值	标准差	最小值	最大值	中位数	37.61%	标准差	62.39%	标准差
绿色全要素生产率	1.025	0.097	0.880	1.176	1.003	1.053	0.094	1.008	0.096
数字化转型	0.967	0.869	0	5.615	0.663	1.187	0.996	0.834	0.753
管理者风险偏好	0.162	0.106	0	0.813	0.148	0.172	0.109	0.156	0.104
资产规模	22.392	1.199	19.940	26.386	22.244	22.892	1.284	22.091	1.239
企业年龄	2.808	0.335	2.197	3.401	2.708	2.785	0.334	2.822	0.333
资产负债率	0.403	0.180	0.042	0.824	0.400	0.453	0.177	0.372	0.168
净资产收益率	0.043	0.060	-0.293	0.257	0.038	0.042	0.062	0.043	0.063
投资水平	0.056	0.098	0	7.200	0.038	0.060	0.070	0.054	0.045
管理层规模	2.123	0.190	1.386	2.890	2.197	2.141	0.185	2.112	0.181

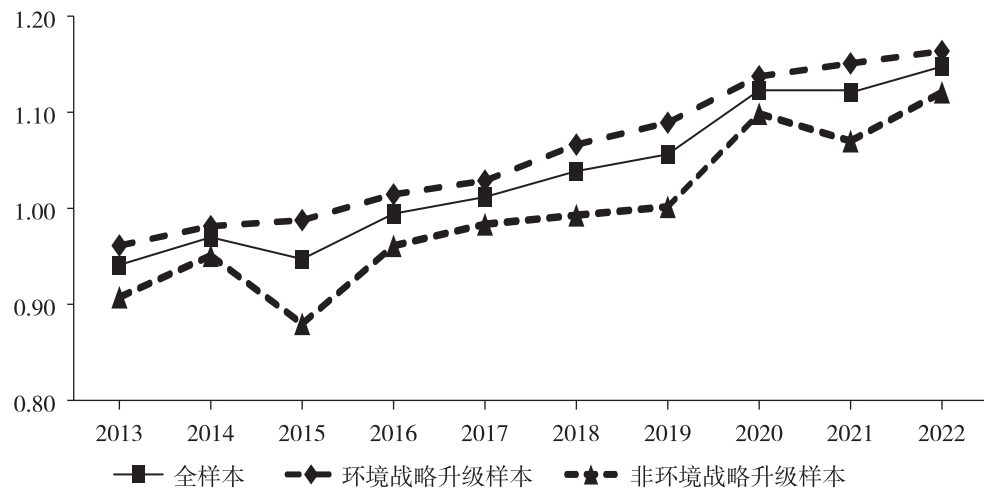


图 1 样本期间样本企业绿色全要素生产率均值的变动趋势

四、实证检验结果分析

1. 决策方程与结果方程估计

对企业环境战略升级决策方程进行 Probit 估计,回归结果见表 2 的(1)列。“数字化转型”对“环境战略升级”的回归系数为正,且通过了 1%水平的显著性检验,表明企业数字化转型水平提高对其环境战略升级具有显著的正向影响,即数字化转型水平越高的企业,越倾向于施行前摄型环境战略。为缓解模型可能存在的内生性问题对估计结果的影响,进一步使用工具变量法进行 2SLS 检验。参考刘畅等(2023)^[47]的方法,选取企业所在行业其他企业当年数字化转型水平的均值作为“数字化转型”的工具变量。一方面,由于同类企业具有生产管理模式趋同的特性,加上竞争压力会引发同行业企业间的学习模仿,因而企业数字化转型水平与同行业其他企业的数字化转型具有正相关性;另一方面,作为企业的个

体行为,数字化转型对其他企业的环境战略决策没有直接影响。因此,该变量满足工具变量的相关性和外生性条件。检验结果显示,第一阶段估计的 F 检验值为 133.50(大于 10),K-Prk LM 统计量为 1 448.006(通过 1%的显著性检验),表明工具变量有效。第二阶段的回归结果见表 2 的(2)列,主要变量的回归结果与(1)列基本一致,表明在缓解模型内生性问题后,企业数字化转型对其环境战略升级具有显著正向影响的结论依然成立。由此,本文提出的假说 H1 得证。

在不考虑选择偏误问题的情况下,采用 OLS 模型检验企业环境战略升级对其绿色全要素生产率的影响,估计结果见表 2 的(3)列。“环境战略升级”对“绿色全要素生产率”的回归系数为正,且通过了 1%水平的显著性检验,表明企业环境战略升级显著提升了其绿色全要素生产率。考虑到某些因素可能会同时对企业环境战略升级和绿色全要素生产率产生影响,且经济效益较高的企业往往更加倾向于环境战略升级,为了缓解由此产生的内生性问题,本文沿用自选择模型常用的做法,将由决策方程预测出的环境战略升级概率作为“环境战略升级”的工具变量进行 2SLS 估计。DWH(Dubin-Wu-Hausman)内生性检验的统计量为 27.833,在 5%的水平上拒绝外生性原假设,表明“环境战略升级”为内生变量;第一阶段估计的 F 统计量为 164.82(大于 10),K-Prk LM 统计量为 173.826(通过 1%的显著性检验),表明工具变量有效。第二阶段的回归结果见表 2 的(4)列,“环境战略升级”及其他变量的系数符号和显著性均未发生明显变化,表明在缓解内生性问题后,企业环境战略升级能够显著提升其绿色全要素生产率的结论依然成立。由此,本文提出的假说 H2 得证。

表 2 决策方程和结果方程估计结果

变 量	环境战略升级决策方程		绿色全要素生产率结果方程	
	Probit	IV Probit	OLS	IV
	环境战略升级	环境战略升级	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字化转型	0.159*** (0.017)	0.151*** (0.023)		
环境战略升级			0.736*** (0.010)	1.440*** (0.129)
资产规模	0.374*** (0.013)	0.263*** (0.021)	0.047*** (0.006)	0.040** (0.017)
企业年龄	-0.138*** (0.042)	-0.092*** (0.031)	-0.054*** (0.015)	-0.042*** (0.010)
资产负债率	0.332*** (0.096)	0.326*** (0.104)	0.013 (0.032)	0.006 (0.021)
净资产收益率	-0.451** (0.193)	-0.422 (0.324)	0.180** (0.085)	0.161*** (0.052)
投资水平	0.476*** (0.084)	0.469*** (0.131)	0.040 (0.036)	0.133** (0.056)
管理层规模	0.127** (0.057)	0.106* (0.061)	0.009 (0.027)	0.032 (0.030)
管理者风险偏好	0.326*** (0.103)	0.394*** (0.115)		
固定效应	控制	控制	控制	控制
N	9 732	9 732	9 732	9 732
Pseudo R ²	0.196			
Adj. R ²			0.416	0.181

注:(1)***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号内数值为异方差稳健标准误,固定效应包括年份固定效应、行业固定效应、省份固定效应,下表同;(2)环境战略升级的正确预测比率为 72.19%。

2. 内生转换回归与分组回归

需要强调的是,结果方程还可能因样本选择偏差产生的内生性问题。环境战略升级是企业的自选择行为,若忽略企业在环境战略决策选择时所面临的异质性环境,会导致样本选择偏差而无法得到一致的估计结果。对此,本文运用内生转换回归模型,通过样本分离来消除样本选择偏差,分别对总样本和两种情形下的结果方程进行估计,回归结果见表3的(1)(2)(3)列。选择项 λ 均显著为负,表明确实存在样本选择偏差问题,在缓解该问题的影响后,“环境战略升级”对“绿色全要素生产率”的回归系数依然显著为正,环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用再次得到验证。

进一步根据“数字化转型”的中位数将样本划分为“低数字化转型”和“高数字化转型”两组进行分组检验,回归结果见表3的(4)(5)列。在“低数字化转型”和“高数字化转型”两个分样本中,“环境战略升级”对“绿色全要素生产率”的回归系数均显著为正,但“高数字化转型”组的系数明显大于“低数字化转型”组,表明当企业数字化转型水平较高时,环境战略升级对绿色全要素生产率具有更强的提升作用,即数字化转型可以通过降本增效对企业环境战略升级产生赋能作用。由此,本文提出的假说H3得证。

表3 结果方程的内生转换回归与分组回归

变 量	内生转换回归模型			分组回归	
	Heckman	Gep=0	Gep=1	低数字化转型	高数字化转型
	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
环境战略升级	1.741 *** (0.104)			1.063 *** (0.039)	2.581 *** (0.227)
λ	-0.603 *** (0.061)	-0.662 *** (0.120)	-0.571 *** (0.083)	-0.464 *** (0.071)	-0.735 *** (0.138)
N	9 732	6 072	3 660	4 866	4 866
Adj. R ²	0.423	0.414	0.492	0.429	0.538

注:所有模型均控制了控制变量和固定效应,下表同。

3. 反事实分析

为更加清晰地刻画企业环境战略升级对其绿色全要素生产率的影响,本文在内生转换模型的基础上通过反事实分析分别模拟出环境战略升级企业、环境战略未升级企业在此情况下和反事实状态下的绿色全要素生产率期望值。从密度函数分布来看(见图2),环境战略实际升级的企业若选择不进行环境战略升级,其绿色全要素生产率会比实际的低;环境战略实际未升级的企业若选择进行环境战略升级,其绿色全要素生产率会比实际的高。同时,通过式(10)和式(11)计算处理效应,结果表明:环境战略升级企业绿色全要素生产率的平均处理效应为0.142,即实际环境战略升级的企业若未进行升级,其绿色全要素生产率将降低14.2%;环境战略未升级企业绿色全要素生产率的平均处理效应为0.186,即实际环境战略未升级的企业若进行升级,其绿色全要素生产率将提高18.6%。上述结果再次验证了企业环境战略升级产生了显著的绿色全要素生产率提升效应。

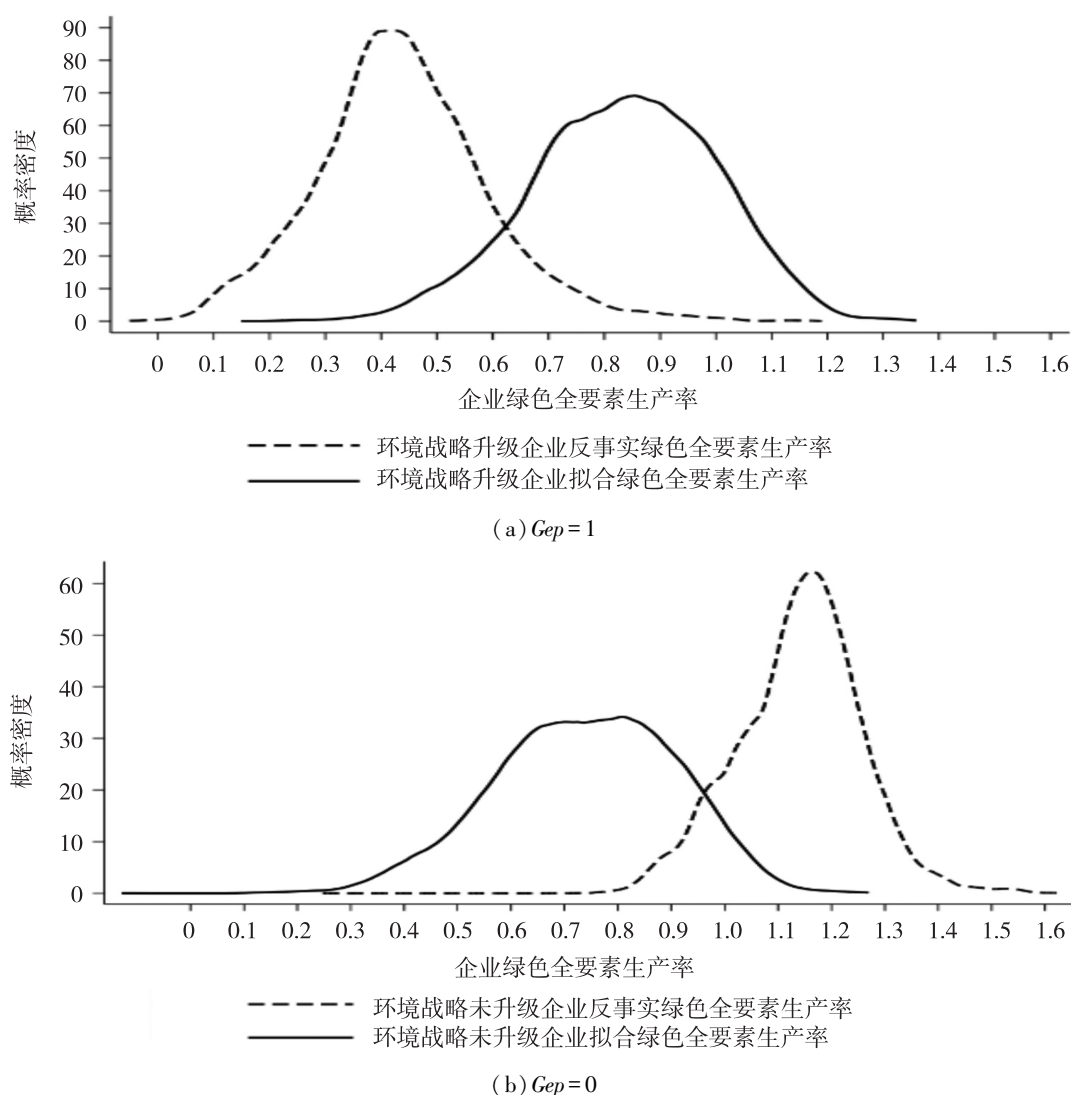


图2 反事实分析结果

4. 稳健性检验

(1) 决策方程替换解释变量。采用以下3种方法重新测算企业数字化转型水平:一是直接采用数字化总词频(不进行比值处理)作为“数字化转型1”;二是扩充数字化词典,即根据近三年《政府工作报告》并结合赵寰宇等(2021)^[48]、吴非等(2021)^[49]的研究成果扩充企业数字化词典,沿用前文方法计算得到“数字化转型2”;三是借鉴张永坤等(2021)^[39]的研究,用“财务报告附注披露的无形资产明细项中与数字技术应用相关的部分占无形资产总额的比值”来测度“数字化转型3”。采用新的数字化转型指标重新进行决策方程估计,回归结果见表4的(1)(2)(3)列。各数字化转型指标的回归系数均显著为正,表明本文决策方程的分析结果是稳健的。

(2) 结果方程解释变量滞后处理。考虑到环境战略升级是一种战略调整过程,其对企业绿色全要素生产率的影响可能存在滞后性,对结果方程中的“环境战略升级”变量分别进行滞后一、二、三阶处理,重新进行检验,估计结果见表4的(4)(5)(6)列。“环境战略升级”滞后项的回归系数均显著为正,表明本文结果方程的分析结果具有稳健性。

表4 决策方程和结果方程的稳健性检验

变 量	决策方程			结果方程		
	环境战略 升级	环境战略 升级	环境战略 升级	绿色全要素 生产率	绿色全要素 生产率	绿色全要素 生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字化转型 1	0.168 *** (0.023)					
数字化转型 2		0.081 *** (0.019)				
数字化转型 3			0.056 *** (0.020)			
L1. 环境战略升级				1.218 *** (0.130)		
L2. 环境战略升级					1.379 *** (0.155)	
L3. 环境战略升级						1.388 *** (0.150)
λ				-0.585 *** (0.076)	-0.711 *** (0.091)	-0.701 *** (0.089)
排他性约束变量	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制
N	9 732	9 732	9 732	8 738	7 775	6 790
Pseudo R ²	0.184	0.174	0.192			
Adj. R ²				0.413	0.417	0.418

(3) 替换“环境战略升级”变量。一是采用绿色专利申请数占当年专利申请总量的比值来衡量企业实施前摄型环境战略水平,采用华证 ESG 评级中的环境评分来衡量企业实施反应型环境战略水平,并沿用前文方法计算得到“环境战略升级 1”。二是在上述变量替换的基础上,进行分年度离差标准化处理(替代百分位排名法),依据二者标准值之差的符号识别企业环境战略是否升级,进而得到“环境战略升级 2”。分别采用新的环境战略升级指标进行 Heckman 两阶段模型检验,估计结果见表 5,前文的分析结论依然成立。

表5 替换环境战略升级指标的稳健性检验

变 量	决策方程	结果方程	决策方程	结果方程
	环境战略升级 1	绿色全要素生产率	环境战略升级 2	绿色全要素生产率
数字化转型	0.159 *** (0.017)		0.131 *** (0.028)	
环境战略升级 1		1.107 *** (0.114)		
环境战略升级 2				1.174 *** (0.019)
λ		-0.221 *** (0.067)		-0.377 *** (0.016)
排他性约束变量	控制	未控制	控制	未控制
N	9 732	9 732	9 732	9 732
Adj. R ²		0.416		0.419

五、进一步分析

1. 外部金融环境的影响

由于需要相应的资金资源支持,企业的环境战略升级、数字化转型和绿色转型都会受到地区金融发展状况的影响,尤其是绿色金融发展的地区差异可能导致企业环境战略升级对绿色全要素生产率的影响以及数字化转型的作用产生异质性。对此,本文根据企业所在地区是否为国家绿色金融改革创新试验区将样本企业划分为“试验区企业”和“非试验区企业”两组,分别进行检验,回归结果见表6。Heckman 第一阶段的回归结果显示,两组样本中数字化转型均能显著驱动企业环境战略升级,但“非试验区企业”组的系数显著大于“试验区企业”组(组间系数差异检验的P值为0.00),表明数字化转型对企业环境战略升级的驱动作用在非绿色金融改革创新试验区更强。其原因可能在于:由于试验区绿色金融的创新发展为绿色转型提供了更多的融资渠道,使得区内企业更易于克服环境战略升级的资源困境和组织障碍,减轻了企业对利用数字技术获取外部资源的依赖,从而弱化了企业数字化转型对环境战略升级的促进作用。Heckman 第二阶段的回归结果显示,两组样本中环境战略升级均能显著促进企业绿色全要素生产率提升,但“试验区企业”组的系数显著大于“非试验区企业”组(组间系数差异检验的P值为0.02),表明环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用在绿色金融改革创新试验区更强。其原因可能在于:由于有更多更实惠的绿色金融政策支持,试验区内企业在绿色转型方面具有更强的主动性和更充实的资源条件,使其环境战略升级对绿色全要素生产率的提升作用得以更充分地发挥。一方面,试验区通过重塑金融机构投融资机制,将企业的环境治理行为纳入投融资决策中,引导金融资源更多地投向绿色项目,促使企业积极开展绿色投资活动;另一方面,在绿色导向的金融制度环境下,企业的绿色创新行为具有较强的外溢效应,群体研发强度的提高可以有效降低个体研发成本,实现绿色创新资源的协同效应和研发活动的规模效应,从而提升环境战略升级的效率和功效。

表6 异质性分析:外部金融环境的影响

变 量	试验区企业		非试验区企业	
	决策方程	结果方程	决策方程	结果方程
	环境战略升级	绿色全要素生产率	环境战略升级	绿色全要素生产率
数字化转型	0.138*** (0.031)		0.175*** (0.028)	
环境战略升级		1.894*** (0.178)		1.505*** (0.123)
λ		-0.624*** (0.101)		-0.574*** (0.071)
排他性约束变量	控制	未控制	控制	未控制
N	1 886	1 886	7 846	7 846
Adj. R ²		0.445		0.411

2. 行业污染特征的影响

企业的环境管理行为与其所在行业的污染特征密切相关,不同污染强度企业环境战略升级对绿色全要素生产率的影响也可能存在差异。对此,本文根据《上市公司行业分类索引》(2012)将样本企业划分为“重污染行业企业”和“非重污染行业企业”两组,分别进行检验,回归结果见表7。Heckman 第一阶

段回归结果显示,在两组样本中,数字化转型均能显著驱动企业环境战略升级,且回归系数相近,二者不存在明显差异。第二阶段的回归结果显示,在两组样本中,“环境战略升级”的回归系数均显著为正,但“非重污染行业企业”组的系数明显高于“重污染行业企业”组(组间系数差异性检验的P值为0.00),表明环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用在非重污染行业中更强。其原因可能在于:重污染行业企业的业务活动存在固有的特殊性,环境战略升级可以增强其环境治理能力,提升其环境绩效,但无法改变其“重污染”的行业属性,加上当前环境技术条件的约束,导致环境战略升级对其绿色全要素生产率的提升作用相对有限。

表 7 异质性检验:行业污染特征的影响

变 量	重污染行业企业		非重污染行业企业	
	决策方程	结果方程	决策方程	结果方程
	环境战略升级	绿色全要素生产率	环境战略升级	绿色全要素生产率
数字化转型	0.153 *** (0.036)		0.164 *** (0.020)	
环境战略升级		1.161 *** (0.174)		2.317 *** (0.188)
λ		-0.339 *** (0.082)		-0.656 *** (0.105)
排他性约束变量	控制	未控制	控制	未控制
N	2 838	2 838	6 894	6 894
Adj. R ²		0.473		0.453

六、结论和启示

企业环境战略从被动的反应型向主动的前摄型升级,能够促进企业的绿色发展和环境绩效增加,从而实现绿色全要素生产率增长。数字技术的深度应用重塑了企业的能力体系和价值逻辑,使得数字化转型能够驱动企业环境战略升级,并能通过降本增效对企业环境战略升级进行赋能,增强环境战略升级的绿色全要素生产率提升效应。本文以 2013—2022 年沪深 A 股制造业上市公司为研究样本,采用 Heckman 两阶段模型分析发现:(1)企业数字化转型水平提高对环境战略升级具有显著的正向影响,表明数字化转型能够驱动企业进行环境战略升级;(2)环境战略升级的企业比环境战略未升级的企业具有更高的绿色全要素生产率,表明环境战略升级能够促进企业绿色全要素生产率提升;(3)相比数字化转型水平较低的企业,数字化转型水平较高的企业环境战略升级具有更强的绿色全要素生产率提升效应,表明数字化转型可以通过降本增效赋能企业环境战略升级;(4)数字化转型对企业环境战略升级的驱动作用在非绿色金融改革创新试验区更强,而环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用在绿色金融改革创新试验区更强,表明地区绿色金融的创新发展会弱化企业环境战略升级对数字化转型的依赖,并放大环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用;(5)数字化转型对环境战略升级的驱动作用在重污染行业与非重污染行业间无显著差异,但环境战略升级对企业绿色全要素生产率的提升作用在非重污染行业更强,表明“重污染”的生产属性会在一定程度上限制企业环境战略升级的绿色全要素生产率提升效应。

基于本文的研究结论,得到以下启示:第一,大力推进企业数字化转型,以加快企业环境战略升级。积极制定数字化发展战略,以数字化转型补齐企业绿色发展短板,实现数字化与绿色化协同发展。统筹规划大数据平台建设,营造多元开放的数字资源共享生态,为企业数字化转型提供平台和技术支撑。畅

通企业与外界的环境信息传递渠道,促进企业与利益相关者间的良性互动,为企业绿色转型提供良好的市场基础。推动数据要素赋能企业生产经营的核心环节,鼓励企业建设全流程数字化控制体系,实现能耗和污染的全面降低。第二,加快建设绿色金融服务体系,鼓励绿色技术的研发与应用,推动企业环境治理模式从末端治理转向前端防治。推广绿色金融改革创新试验区的先进经验,适度扩大试点范围,拓宽绿色资金融资渠道,推动绿色金融服务体系与实体企业精准对接。完善环境监管制度体系,营造互惠有效的监管环境,调动企业进行绿色技术研发的积极性,鼓励企业建立更具特色更加有效的环境管理体系。第三,重点助推重污染企业的绿色转型,完善相关配套政策,引导重污染企业树立绿色发展理念。建立针对重污染企业的梯度渐进式环保政策体系,有效协调重污染企业效益诉求和环保责任之间的关系,避免“过激”的绿色行为导致资源结构性失调和资金投入低效。完善绿色资金监管机制,提高企业信息透明度,防范重污染企业的“漂绿”行为,提高绿色资金利用效率。同时,在破除重污染企业的技术依赖方面加大创新资源投入,推动数字技术与新能源开发、绿色制造等深度融合,实现高能耗重污染企业的绿色技术突破式创新。

针对本文研究存在的不足,提出以下研究建议:(1)受分析方法和数据可获取性的限制,本文将环境战略升级作为虚拟变量进行实证分析,而在实务中,环境战略升级是一个多阶段渐进式的动态转型过程,虚拟变量不能充分反映环境战略升级的阶段及转型程度,未来可优化变量测度方法,对企业环境战略升级过程进行精准识别,从更高维度透视环境战略升级的驱动因素和价值效应。(2)在异质性分析方面,本文只关注到外部金融环境和行业污染特征,未考察企业特征带来的异质性,未来可基于企业产权性质、成长周期等视角拓展相关异质性分析,以增强研究结果的针对性和适用性。(3)除了数字化转型以外,还可基于不同研究视角(如市场化水平、环境规制等)进一步探究环境战略升级影响企业绿色全要素生产率的内在机理,进而从更多层面刻画变量间的内在关系。

参考文献:

- [1] 何凌云,祁晓凤. 环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据[J]. 经济动态,2022(6):97-114.
- [2] 田虹,王宇菲. 动态环境下的企业环境战略转型研究综述与基本框架构建[J]. 科技管理研究,2020,40(5):233-242.
- [3] BUYSSE K, VERBEKE A. Proactive environmental strategies: a stakeholder management perspective [J]. Strategic Management Journal,2003,24(5):453-470.
- [4] EBRU G C, ANTHONY D B. A comparison of proactive and reactive environment strategies in green product innovation [J]. Innovation and Sustainable Development,2019,13(3/4):431-451.
- [5] YADAV P L, HAN S H, KIM H. Sustaining competitive advantage through corporate environmental performance [J]. Business Strategy and the Environment,2017,26(3):345-357.
- [6] PENG B H, TU Y, ELAHI E, et al. Extended producer responsibility and corporate performance: effects of environmental regulation and environmental strategy [J]. Journal of Environmental Management,2018,218:181-189.
- [7] ALSAYEGH M F, RAHMAN R A, HOMAYOUN S. Corporate economic, environmental, and social sustainability performance transformation through ESG disclosure [J]. Sustainability,2020,12(9):3910.
- [8] FERNANDO Y, JABBOUR C C, WAH W X. Pursuing green growth in technology firms through the connections between environmental innovation and sustainable business performance: Does service capability matter? [J]. Resources, Conservation & Recycling,2019,141:8-20.
- [9] SIDHOUM A A, SERRA T. Corporate sustainable development: Revisiting the relationship between corporate social responsibility dimensions [J]. Sustainable Development,2018,26(4):365-378.

- [10] DANGELICO R M, PONTRANDOLFO P. Being “Green and Competitive”: the impact of environmental actions and collaborations on firm performance[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2015, 24(6): 413-430.
- [11] 蒋煦涵,章丽萍. 数字化转型促进高端制造业绿色发展的路径研究[J]. *当代财经*, 2023(9): 16-27.
- [12] 俞立平,张矿伟,吴功兴. 数字化转型对企业创新的作用机制研究:基于技术创新与管理创新的视角[J]. *中国软科学*, 2024(1): 24-35.
- [13] 王旭,张晓宁,商亮,等. 绩效反馈对企业环境战略的决策参照效应:基于双重制度格局的整合边界作用[J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(9): 2391-2407.
- [14] 靳毓,文雯,何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. *财贸研究*, 2022, 33(7): 69-83.
- [15] 郭丰,杨上广,柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗? ——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. *南方经济*, 2023(2): 146-162.
- [16] 于连超,王雷. 数字化转型有助于提升企业环境绩效吗? [J]. *财贸研究*, 2023, 34(7): 84-96.
- [17] 杨来科,闫珂. 数字化转型对中国制造业企业污染排放的影响——基于微观层面的三维面板数据分析[J]. *资源科学*, 2023, 45(8): 1481-1496.
- [18] SHARMA S, VREDENBURG H. Proactive corporate environmental strategy and the development of competitively valuable organizational capabilities[J]. *Strategic management journal*, 1998, 19(8): 729-753.
- [19] ARAGON-CORREA J A, SHARMA S. A contingent resource-based view of proactive corporate environmental strategy [J]. *Academy of Management Review*, 2003, 28(1): 71-88.
- [20] YU W, RAMAKRISHNAN R, NATH P. Environmental pressures and performance: an analysis of the roles of environmental innovation strategy and marketing capability[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2017, 117: 116-169.
- [21] JUO W-J, WANG C-H. Does green innovation mediate the relationship between green relational view and competitive advantage[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31(5): 2456-2468.
- [22] 李小玉,薛有志,牛建波. 企业战略转型研究述评与基本框架构建[J]. *外国经济与管理*, 2015, 37(12): 3-15.
- [23] 曲廷琛,林海芬. 多层次悖论均衡对企业战略升级的影响机制[J]. *科技管理研究*, 2023, 43(8): 183-192.
- [24] PETERAF M A. The cornerstones of competitive advantage: a resource-based view[J]. *Strategic Management Journal*, 1993, 14(3): 179-191.
- [25] 万晓乐,毕力文,邱鲁连. 何种环境战略生态产生企业高绿色创新绩效? ——基于 SSE 框架的组态分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(9): 92-107.
- [26] 王旭,张晓宁,牛月微. “数据驱动”与“能力诅咒”:绿色创新战略升级导向下企业数字化转型的战略悖论[J]. *研究与发展管理*, 2022, 34(4): 51-65.
- [27] 解学梅,朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. *管理世界*, 2021, 37(1): 128-149+9.
- [28] 杜可;陈关聚;梁锦凯. 异质性环境规制、环境二元战略与绿色技术创新[J]. *科技进步与对策*, 2023, 40(8): 130-140.
- [29] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 72-88.
- [30] 易加斌,张梓仪,杨小平,等. 互联网企业组织惯性、数字化能力与商业模式创新[J]. *南开管理评论*, 2022, 25(5): 29-42.
- [31] 林海芬,胡严方. 从恶性循环到良性循环:组织变革中授权与控制悖论动态演化研究[J]. *管理世界*, 2023, 39(11): 191-216.
- [32] 刘淑春,闫津臣,张思雪,等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. *管理世界*, 2021, 37(5): 170-190+13.
- [33] 武常岐,张昆贤,周欣雨,等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据[J]. *经济管理*, 2022, 44(4): 5-22.
- [34] 陈德球,胡晴. 数字经济时代下的公司治理研究:范式创新与实践前沿[J]. *管理世界*, 2022, 38(6): 213-240.
- [35] 张钦成,杨明增. 企业数字化转型与内部控制质量——基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J]. *审计研究*, 2022

- (6):117-128.
- [36] 李琦,刘力钢,邵剑兵.数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应[J]. 经济管理,2021,43(10):5-23.
- [37] 赵宸宇,李雪松.金融市场化、小额贷款与中国家庭信贷可得性——基于 CHFS 微观数据的实证研究[J]. 金融论坛,2017,22(8):46-57.
- [38] 李雪松,党琳,赵宸宇.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J]. 中国工业经济,2022(10):43-61.
- [39] 张永坤,李小波,邢铭强.企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究,2021(3):62-71.
- [40] 史代敏,施晓燕.绿色金融与经济高质量发展:机理、特征与实证研究[J]. 统计研究,2022,39(1):31-48.
- [41] 王珮,黄珊,杨智婕,等.环境保护税对企业绿色全要素生产率的影响研究[J]. 税务研究,2022(11):66-73.
- [42] 袁淳,肖土盛,耿春晓等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济,2021(9):137-155.
- [43] 周肖肖,贾梦雨,赵鑫.绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济,2023(6):43-61.
- [44] 孔东民,韦咏曦,季绵绵.环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报,2021(8):2-14.
- [45] 肖土盛,李丹,袁淳.企业风格与政府环境匹配:基于异地并购的证据[J]. 管理世界,2018,34(3):124-138.
- [46] 张传奇,孙毅,芦雪瑶.现金流不确定性、管理者风险偏好和企业创新[J]. 中南财经政法大学学报,2019(6):71-81.
- [47] 刘畅,潘慧峰,李珮,等.数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J]. 中国软科学,2023(4):121-129.
- [48] 赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济,2021,42(7):114-129.
- [49] 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):130-144+10.

Can Upgrading Environmental Strategies Enhance Enterprises' Green Total Factor Productivity: Based on the Drive and Empowerment of Digital Transformation

LIU Su-rong, XU Wen-hao, HUO Jiang-lin

(School of Economics and Management, China University of Petroleum (East China), Qingdao 266580, Shandong, China)

Summary: In the new development stage, enterprises face the dual challenges of economic benefits and environmental protection. Establishing a sustainable development mechanism to enhance green production efficiency is particularly important. The development of the digital economy is accelerating the transformation of market environmental systems and the boundaries of corporate competition, reshaping the capability systems and value logic of enterprises, and influencing their production decision-making. In this context, this paper studies how digital transformation affects enterprises' decisions to upgrade environmental strategies, as well as the comprehensive impact of these decisions on economic efficiency and environmental performance in the context of digital transformation.

Based on the data of China's listed manufacturing companies from 2013 to 2022, this paper uses the Heckman two-stage model to correct the sample selection bias and studies the decision-making and behavior of enterprises regarding environmental strategic upgrading and its impact on their green total factor productivity against the background of digital transformation. The results are as follows. Firstly, digital transformation can

promote enterprises to upgrade their environmental strategies, and under the empowerment of digital transformation, environmental strategy upgrading can effectively improve the green total factor productivity of enterprises. This conclusion still holds after a series of robustness tests. Secondly, the heterogeneity analysis reveals that although green finance pilot policies weaken the facilitative effect of digital transformation on the upgrading of corporate environmental strategies, they amplify the enhancing effect of environmental strategy upgrading on the green total factor productivity of enterprises. Thirdly, in terms of the promoting effect of digital transformation on environmental strategic upgrading, there is no significant difference between heavily polluting manufacturing enterprises and non-heavily polluting manufacturing enterprises, but compared with heavily polluting manufacturing enterprises, the effect of environmental strategy upgrading on corporate green total factor productivity is more obvious in non-heavy polluting manufacturing enterprises.

This paper makes three contributions to pertinent literature. Firstly, this paper is the first to integrate digital transformation, environmental strategy upgrade, and green total factor productivity into the same research framework. In the theoretical dimension, the paper discusses the impact of digital transformation on corporate environmental strategic upgrading decisions at the two levels of cost and revenue and analyzes the mechanism of the value effect of corporate environmental strategic upgrading in the context of the digital economy. Secondly, in the methodological dimension, the above variables are put into the framework of Heckman two-stage model for regression, which effectively alleviates the endogeneity problem caused by the self-selection behavior of environmental strategic upgrading. Also, the corresponding regression results have stronger robustness. Thirdly, the heterogeneity test based on the external financial environment of enterprises shows that in the green finance reform and innovation pilot zone, the environmental strategy upgrade has a significantly greater effect on the improvement of the green total factor productivity of enterprises. This finding opens up new space for analyzing the interactive relationship between green finance and corporate environmental management.

This paper not only provides theoretical contributions and empirical evidence for the research on the motivations and value effects of corporate environmental strategy selection, but also provides a scientific basis for digital transformation practice under the guidance of environmental strategy upgrading.

Keywords: digital transformation; environmental strategy; strategic transformation; green total factor productivity; green innovation; pollution prevention and control

CLC number: F270.7; F205

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2025)01-0065-19

(编辑:刘仁芳;朱 艳)