引用格式:杨冠华, 侯晓娟, 范秀成. 数字化转型、绿色创新与企业可持续发展绩效——环境动态性的调节作用[J]. 技术经济, 2026, 45(1): 77-93.

Yang Guanhua, Hou Xiaojuan, Fan Xiucheng. Digital transformation, green Innovation and corporate sustainable development performance: The moderating role of environmental dynamics[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(1): 77-93.

企业技术经济

数字化转型、绿色创新与企业可持续发展绩效

——环境动态性的调节作用

杨冠华[1,2], 侯晓娟[2], 范秀成[1]

(1. 复旦大学管理学院, 上海 200433; 2. 大连理工大学商学院, 盘锦 124221)

摘 要: 在数字经济时代,数字化转型深刻影响企业可持续发展绩效。选取2010—2023年中国制造业上市公司为样本,并整合财务与环境社会责任绩效,搭建科学的企业可持续发展绩效衡量框架。经理论推演与实证检验发现:数字化转型能直接实现企业财务与环境社会责任绩效双赢,即提升了企业可持续发展绩效,且结果具有可靠的稳健性。数字化转型通过推动绿色协同式与绿色平衡式创新,间接提升企业可持续发展绩效。环境动态性的调节作用因绿色创新的类型而异:环境动态性显著调节绿色平衡式创新与企业环境社会责任绩效之间的关系,但对绿色平衡式创新与企业财务绩效之间的关系却不具有调节效应;而环境动态性对绿色协同式创新与企业财务绩效、环境社会责任绩效的调节作用均显著。研究结论为中国企业数字化转型与可持续发展提供新的实证依据,拓展了对绿色创新的认知。

关键词: 数字化转型; 绿色平衡式创新; 绿色协同式创新; 可持续发展绩效; 环境动态性

中图分类号: F746.12 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)01-0077-17

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J25052906

一、引言

制造业是全球经济的重要引擎,是推动全球GDP增长的关键驱动力之一,也是立国之本、兴国之器,打造高质量的制造业体系是提高综合国力、建设世界强国的关键举措,其地位和重要性不言而喻[1]。制造业的独特地位要求制造企业在发展中需格外考虑自然环境的承受力和自身经济效益的平衡。制造企业的可持续发展既能提高发展水平,获得更大竞争优势与利润,同时也能够缓解企业发展与生态文明之间的矛盾、弱化经济与生态不和谐问题并延长企业的寿命[2]。数字经济时代的到来,使得企业开展数字化转型成为必然[3]。特别是对于制造企业而言,数字化转型更是其优化盈利模式、提升企业形象、引领未来竞争的新方向。那么,数字化转型如何提升制造企业的可持续发展绩效成为当前亟须探讨的重要问题。

现有研究关注企业可持续发展的前因,学者们主要从企业内部如冗余资源[4]、双元创新[5]、绿色动态能力[6]、企业资产流动性[7]等因素,以及企业外部如政府财政支出[8]、税收政策[9]、环境监管[10]等因素进行分析。这些研究结论获得一致发现:第一,实现企业高水平可持续发展具有“同一目标”和“多并发”的特点。可持续发展绩效是多种因素共同作用的等效结果,任何因素对可持续发展绩效的净影响仅限于特定情况下有效。第二,实现企业高水平可持续发展绩效可以通过“激励-能力创新”和“资源创新导向”等两种途径。企业可以根据不

收稿日期: 2025-05-29

基金项目: 国家自然科学基金重点项目“转型升级背景下消费者幸福感形成机理与提升策略研究——基于享乐论和实现论平衡视角”(7183200)

作者简介: 杨冠华(1989—),博士,复旦大学管理学院博士后,大连理工大学商学院助理教授,硕士研究生导师,研究方向:人工智能与企业绿色创新管理;(通信作者)侯晓娟(2002—),大连理工大学商学院硕士研究生,研究方向:人工智能与企业绿色创新管理;范秀成(1965—),博士,复旦大学管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:服务营销。

同的情况选择最适合的发展路径。第三,当外部环境规制压力较大时,以市场激励型为主导的企业以其较强的绿色动态能力,能够更灵活、更及时地协调内外部信息和资源,持续不断地开展高稳定性的开发创新,进而获取高水平的可持续发展绩效。第四,当外部政策环境不明朗时,具有较强创新意识的企业会对吸收的闲置资源进行快速转移和配置,从而激发更多的可持续的双元创新行为,提升其可持续发展绩效。

关于数字化转型的影响呈现多维度、非线性特征。正面效应方面,数字化转型可优化供应链网络以抑制企业"短债长用"行为[11],提升政府治理效能并推动城市绿色经济效率提升,还能长期增加企业收入、增强营运能力,如中国移动数字化服务收入占比持续提升[12]。但短期负面效应显著,包括数字化转型引发企业财务波动、稀释创新资源[13],降低劳动密集型和非国企的劳动收入份额[14],以及加剧治理风险,如高管薪酬与业绩脱钩的"重奖轻罚"现象[15]。研究还显示,数字化"掉队"损害企业长期价值(短期影响不显著)[16],且转型需以流程再造为前提。数字化转型通过提供技术支撑改善绿色生产工艺,帮助企业降低资源能源消耗,提升绿色竞争力,最终促进企业可持续发展绩效的提升[17]。这使得企业既获得了利益相关者的长期支持又减少了环境污染,是企业发展的新机遇。然而,当前学术界对数字化转型通过绿色创新路径赋能可持续发展绩效的内在机理探讨尚不充分,相关研究存在明显缺口,与这一现实价值的重要性形成反差。尽管近年来数字化转型与制造企业关系的研究蓬勃兴起,但以往的文献多关注数字化转型与企业绩效的提升,包括经济绩效[18]、全要素生产率[19]及创新绩效[20],而较少关注可持续发展绩效。这将导致企业仅关注自身经济效益提升而忽略了肩负的环境与社会责任。此外,在少量的数字化转型与企业可持续发展绩效关系的研究方面,已有研究从就业和劳动力[21]、生产力[22]、创新[23]等视角进行分析,然而未能打开这一过程的黑箱。那么数字化转型如何促进企业可持续发展,这一过程又受到哪些因素的影响,有待深入发掘。

本文基于"双元创新过程论",致力于解决上述问题。事实上,绿色双元创新模式提供了可能的分析视角。绿色平衡式创新有效平衡了绿色利用式创新和绿色探索式创新,以防止绿色技术发展中的资源配置不均,减少创新生态加剧失衡的可能性[24]。而绿色协同式创新则是通过绿色知识的循环再利用或战略联盟、并购来释放资源潜力,并通过"探索"活动拓宽绿色技术边界,同时借助"利用"活动深化其应用深度,在组织层面实现绿色探索式与利用式创新的协同互补[25]。在此过程中,数字化转型催化了绿色创新模式的转变,企业自主创新能力得以有效增强,其绿色协同式创新与绿色平衡式创新进一步获得实现,从而提升绿色创新效率,最终实现企业可持续发展绩效的攀升。此外,环境动态性体现市场环境的竞争强度、可变性及行业的不稳定性[21],是影响企业的重要外部环境因素,也给企业的环保活动带来无法预测的影响[26]。为此,本文构建了以环境动态性为调节变量、绿色协同式创新和绿色平衡式创新为中介变量的制造企业数字化转型促进其可持续发展绩效的研究模型,探究环境动态性在"战略转型-绿色创新-绩效产出"逻辑链条中的边界机制。

可能的研究贡献有:第一,聚焦数字化转型与企业可持续发展绩效的影响差异,丰富了数字化转型后果的研究;第二,基于双元创新过程论视角,聚焦于绿色创新在数字化转型与企业可持续发展绩效间的中介路径,揭示了数字化转型如何赋能企业绿色创新并最终实现可持续发展绩效的过程机制,深化了对数字化转型价值生成逻辑的理解;第三,绿色协同式创新和绿色平衡式创新提升企业可持续发展绩效的效果不同,二者对财务绩效的正向作用更显著,对环境社会责任绩效的正向作用则稍弱。研究深刻揭示了数字化背景下绿色创新的前因后果。同时,研究结论对企业践行绿色创新战略以谋求可持续发展,具有重要的理论价值和决策指导意义。

二、理论基础与研究假设

(一)数字化转型与企业可持续发展绩效

依据战略柔性理论[27],数字化转型促使企业发挥战略柔性,进而为有效适应突发市场波动、竞争格局及客户偏好变动,重构资源部署,形成多元化的战略选择储备,放大数字化转型对企业绩效的正向促进作用。

可持续发展绩效包括环境社会责任绩效和财务绩效[5,28]。数字化转型能够直接提升企业的财务绩效。算力、算法、数据、平台等数字技术对企业创新研发、销售、生产运营等各业务环节实现全方位赋能[5,28],最终提升企业财务绩效。在创新研发环节,基于算力、算法、数据、平台的预测性分析技术,可以为制造企业源源不断地

输入新的创意，并优化产品开发周期，有效支持企业的产品组合分配决策，提高创新产出[29]。在销售环节，利用数字技术可以获取更多诸如顾客使用智能互联产品生成的实时数据和用户反馈的评价数据，通过分析这些数据，企业能够更精确地定位和满足消费者的需求，增加销售量，获得更多利润。在生产运营环节，物联网技术和设备带来的大量原始数据，不仅推动机器学习技术辅助实现智能决策，自主识别潜在机器故障，进而实现自主优化；同时也加强了制造企业对生产流程的管控[30]，降低了技术风险和成本，增加了盈利。此外，数字化商业模式转型不仅加强了企业生产与销售活动之间的联系，通过联通企业制造系统和销售系统，实现用户个性化需求与内部生产流程的快速匹配，而且能够赋能企业向用户开放权限，让用户参与生产活动，并通过提供数据源的方式融入企业的生产和价值创造过程，从而大幅提升企业盈利能力[31]。

数字化转型还能够直接促进企业环境社会责任绩效的改善，具体表现为污染物排放的大幅削减、产品更趋于绿色环保及生产过程更清洁。数字信息技术在企业中的应用既提高了生产力，也降低了企业污染物排放[32]。例如，钢铁厂在空压机安装智能传感器，实时监测压力与流量，人工智能（AI）算法动态匹配生产需求调整输出功率，避免“大马拉小车”的无效耗电，从而显著降低燃煤电厂间接排放。同时，数字化转型有利于加强企业系统性管控生产运营的各个环节[33]，帮助企业实现生产活动的跨越式转型，并在清洁生产技术运用上形成突出优势，以减少污染物排放量[33]，提升企业环境社会责任绩效。

对此，本文提出以下假设：

数字化转型通过算力、算法、数据与平台等数字技术对企业运营各环节进行全方位赋能，能够直接提升企业财务绩效（H1a）；

数字化转型通过应用数字信息技术强化生产管控与推动清洁生产，能够直接提升企业环境社会责任绩效（H1b）。

（二）数字化转型与企业绿色创新

绿色创新指围绕环保产品与工艺的技术突破，涵盖污染防治、能效提升等活动[34]。基于 March[35] 的利用式与探索式创新分类及 Cao 等[36] 的研究，本文将绿色创新分为绿色协同式创新和绿色平衡式创新。绿色平衡式创新认为绿色探索式与利用式创新在资源约束下呈竞争关系，属连续统一体两极[24,37]，强调二者平衡以规避失衡风险，解决“蛋糕做优”问题。绿色协同式创新则认为两类创新具有正交性[25]，主张企业通过知识再利用、联盟并购等释放资源潜能，纵向深化与横向拓宽绿色技术[37-38]，促使活动互补协同，聚焦通过彼此借力扩大整体效益，解决“蛋糕做大”问题。因此，两类创新分别通过资源配置优化与协同效应共同促进企业绩效的改进。

数字化转型驱动企业绿色平衡式创新，并优化了绿色创新效能[38-39]。企业数字化转型所积累的数据，是重塑创新范式、强化自主创新能力的核心驱动力，找到“探索”和“利用”所需资源的最优配置路径。运用人工智能等数字化工具，企业得以精准洞悉市场动态、宏观经济态势、技术尖端及绿色发展新动向等关键信息，显著提升抗风险能力，控制试错代价。并且，企业通过数字化工具分析海量绿色创新实践数据，挖掘内在规律，能够识别高效、可持续的创新路径与方法论，完善创新流程，加速绿色核心技术的突破与纵深研究；数字化转型推动了企业“利用”与“探索”创新活动的有效分工和协调，提高其绿色平衡式创新的效率和成功率[36,38-39]。

数字技术通过提供系统、平台和工具[36,38,40]，重塑了绿色协同式创新的机制，促使“利用”与“探索”这两类绿色创新活动加速产出，整体提升了协同创新的效能。数字化转型孕育出兼有“利用”与“探索”特性的网络化协同创新生态圈。依托数字化研发平台，汇聚并优化配置数据、技术、资本、人力等关键创新资源，有力支撑探索式与利用式创新实践，深化知识共享，释放创新潜能。企业借助数字研发平台及创新网络整合了各类技术手段与创新模式，加速了复杂绿色关键技术的攻克进程[36,38,41]。

数字化转型对企业绿色协同式创新的正向影响显著强于绿色平衡式创新，核心在于其重塑的创新机制。由于数字技术构建了网络化绿色协同式创新生态圈（兼具利用与探索特性），通过数字化研发平台高效汇聚并优化配置数据、技术、资本、人力等关键资源。这种深度整合能力不仅同时支撑了绿色探索式（突破性）与利用式（渐进性）创新活动，更深化了知识共享，加速了复杂绿色关键技术的攻克进程[36,38,41]。相较之下，绿色平衡式创新虽也涉及资源调配，但缺乏数字化平台提供的系统性整合、网络化协同与动态优化能

力,难以同等程度地释放创新潜能并整体提升协同创新效能[36,38,40]。所以,数字化转型对绿色协同式创新的赋能效应会更显著。

对此,本文提出以下假设:

数字化转型通过优化创新资源配置,显著促进企业绿色平衡式创新(H2a);

数字化转型凭借其构建网络化协同生态的核心机制,对绿色协同式创新的促进作用更为显著(H2b)。

(三)绿色创新与企业可持续发展绩效

1.绿色协同式创新与企业可持续发展绩效

绿色协同式创新是绿色利用式和探索式两种创新类型的相互联合、相互协同。从绿色利用式和探索式创新对企业可持续发展绩效的单独贡献来看,其促进机制呈现显著差异。绿色利用式创新要求企业对其生产效率进行有效提升,在绿色生产、绿色工艺流程和执行等方面精益求精,以最大限度地利用资源实现企业利益最大化[42-43]。同时,绿色利用式创新注重绿色管理办法、执行方式和内部绿色工艺流程的创新,通过绿色新方式、新流程和新方法提高创新质量和创新效率,是立足成本效益的增量式绿色创新,有效提高了企业的利润水平[44]。另外,绿色探索式创新促使企业探索新机遇,以实现既有业务的增长突破。企业在绿色产品创新、清洁技术研发及可持续市场开拓方面的投入,将在引领行业新趋势中占据优势[42]。当绿色技术迎来突破性进展时,企业的绿色探索式创新既能保障核心业务的稳定运营,又能及时把握前沿绿色技术所开辟的发展契机[39,45]。倘若企业对环保领域的发展动向反应迟缓,一味聚焦于当前市场份额、产品线和技术,必将裹足不前[39]。行业或市场环境一旦生变,企业若跟不上绿色技术发展步伐,其市场地位将难以为继,最终走向衰退。

从绿色协同式创新(绿色利用式和探索式创新的协同)的作用和影响来看:其一,绿色利用式创新为绿色探索式创新提供支持。一方面,从过程和产品的角度看,二者的协同创新提高了企业生产力,巩固了企业运营效率和盈利能力,在有效控制成本的同时提升了效率,并推动了企业现有绿色产品线及新业务领域的增长;另一方面,从新颖性和商业性的角度看,二者的协同创新进一步释放了企业创新价值,加速了绿色"技术突破+流程优化"的商业模式落地,既协调统一了企业内部要素,更满足了市场对优质环保产品的需求[46],这是企业实现卓越财务表现的核心所在。其二,绿色探索式创新为绿色利用式创新供应具有市场竞争力的环保产品,并开辟了全新的发展前景。绿色探索式创新通过拓展业务版图、开拓环保市场,有效增强了企业的环境社会责任表现,进而保障了其绿色利用式创新的持续推进与未来的长期可持续发展。

对此,本文提出以下假设:

绿色协同式创新通过效率提升与机会探索的互补效应,显著提升企业的财务绩效(H3a);

绿色协同式创新通过开拓可持续市场与增强环境责任表现,显著提升企业的环境社会责任绩效(H3b)。

2.绿色平衡式创新与企业可持续发展绩效

协调当前生存所需的利用行为与面向未来的探索活动,是企业需要维持的关键均衡。绿色平衡式创新经由战略导向与资源优化双重路径驱动企业可持续发展绩效。

从管理目标看,绿色利用式创新以提升效率为核心,而绿色探索式创新则聚焦于创造新颖性,二者在"长期发展与短期收益""创新与效率"之间面临权衡挑战。前者有利于提高企业的资源利用效率,后者给企业带来竞争优势和新机会。过度偏重绿色探索式创新而弱化绿色利用式创新,会因企业资源与能力不足,导致创新构想超载与协调失败,阻碍高潜力绿色创新项目的实现。不能过分强调二者中任一项活动,绿色平衡式创新有利于企业获得长期可持续发展绩效。

资源配置视角下,绿色平衡式创新旨在维持绿色探索式与利用式创新间的适度平衡,避免了企业对其中一方的过度依赖,帮助企业摆脱次优稳定均衡的困境。在成熟的大型企业中,差异化业务单元有助于绿色创新活动的动态平衡[38]。受到自身规模与资源的限制,企业可能难以有效推进绿色创新,这不仅会降低绿色创新的效果,还会限制各业务单元开展自主实践的空间[47]。过度专注于推行绿色创新活动可能引发"创新陷阱",而过度侧重绿色利用式创新或绿色探索式创新对企业的作用,则可能遭遇能力陷阱及核心刚性的问题。

而企业绿色平衡式创新行为能够规避"创新陷阱",有效解决了"创新与效率""长期和短期"的权衡问题。践行绿色平衡式创新有助于企业积极管理环境相关风险,遏制声誉损失,并将绿色理念贯穿产品设计

与生产全过程，可有效削减资源消耗与环境污染，改善企业环境社会责任绩效。同时，基于工艺流程优化的绿色平衡式创新实践，通过节能降耗助力企业降低运营成本，提高企业财务绩效。这些都最终提升了企业可持续发展绩效。然而，环境目标的区别会引发绿色投资力度及能源限制强度的不同，从而对企业财务绩效与环境社会责任绩效的提升潜力带来各异的影响。

对此，本文提出以下假设：

绿色平衡式创新通过优化工艺流程与降低运营成本，对企业财务绩效有积极影响（H4a）；

绿色平衡式创新通过将绿色理念贯穿生产全流程，能有效驱动企业环境社会责任绩效的改善（H4b）。

3. 环境动态性的调节效应

权变理论指出，组织的最优运营模式有赖于其环境特质。绿色创新的相关研究同样揭示，环境变量是决定企业绩效与战略决策的关键情境因素。对此，企业制定的战略及战略实施需要匹配适应当前的商业环境。环境动态性映射出市场角逐的烈度、条件的波动及产业结构的变迁[26]，是影响企业的重要外部情境因素，也给企业的环保活动带来无法预测的影响[26]。

（1）环境动态性对绿色协同式创新与企业可持续发展绩效之间关系的调节效应。

环境动态性强化了绿色协同式创新对企业财务绩效的积极贡献。在环境稳定、客户绿色需求可预测时，绿色协同式创新有机整合绿色利用式与绿色探索式创新，既能经济高效地维持现有绿色市场份额，也能在既有框架内精准定位解法，前瞻市场趋势。更重要的是，低环境动态性有效缓解了过度投入绿色协同式创新可能引发的负面效应，使其对企业财务绩效的提升作用得以充分、显著地发挥[48]。因此，稳定的环境为绿色协同式创新发挥最大财务效能提供了有利条件。

此外，在环境剧烈变化的背景下，企业无法仅通过绿色协同式创新这一途径来满足其在环境和社会责任方面的要求。虽然整合绿色利用式创新与绿色探索式创新能通过互补效应提升系统效能并保障现金流的稳定性，但过度追求二者的协同效应，也可能因市场竞争机制的筛选作用削弱环保投入，最终使企业在绿色资本主导的市场中被边缘化。此时，过度开展绿色协同式创新会适得其反，可能会弱化企业环境社会责任绩效的实践效果。在动态环境中，企业若执着于优化价值日渐式微的现有经验，却过度推进绿色协同式创新，则可能导致企业绿色形象受损。因此，高度动态的环境下，绿色协同式创新的企业社会环境责任绩效表现通常趋于减弱。

对此，本文提出以下假设：

环境动态性在绿色协同式创新与企业财务绩效的关系中起正向调节作用，环境动态性越高，绿色协同式创新对企业财务绩效的促进作用越强（H5a）；

环境动态性在绿色协同式创新与企业环境社会责任绩效的关系中起负向调节作用，环境动态性越高，绿色协同式创新对企业环境社会责任绩效的促进作用越弱（H5b）。

（2）环境动态性对绿色平衡式创新与企业可持续发展绩效之间关系的调节效应。

环境动态性往往是机遇与挑战并存，环境之动态演化孕育诸多发展良机，善捕商机者终将脱颖而出。而绿色平衡式创新强调“绿色探索式创新”和“绿色利用式创新”的均衡匹配，不会过度依赖单一的绿色利用式创新或绿色探索式创新，能够帮助企业规避次优稳定均衡的陷阱。对此，践行绿色平衡式创新的企业，旨在通过推出环境友好型升级产品与拓展环保服务，赢得环境与商业价值的双重发展机遇[49]。低环境动态性影响下，在稳定环境开展绿色平衡式创新的企业不仅能敏锐捕捉动态市场中的绿色商机，更能以前瞻性视野预判未来需求，挖掘潜在价值，以领先行业精准把握新兴机遇，进而增加了从环保实践中获得财务绩效的潜力。反之，在高环境动态性影响下，企业开展绿色平衡式创新会降低其财务绩效。高环境动态性下，市场不确定性加剧，企业为了适应需将资源更多地投入风险项目以调整生产策略。绿色平衡式创新虽权衡“创新与效率”，但高环境动态性会强化企业对短期适应的关注，可能压缩环境投入。此时企业会更侧重于风险承担与市场响应[50]，资源倾斜削弱了绿色平衡式创新对企业环境社会责任绩效的正向作用，故环境动态性负向调节二者关系[50]。

对此，本文提出以下假设：

环境动态性在绿色平衡式创新与企业财务绩效的关系中起负向调节作用，环境动态性越高，绿色平衡式创新对企业财务绩效的促进作用越弱（H5c）；

环境动态性在绿色平衡式创新与企业环境社会责任绩效的关系中也起负向调节作用，环境动态性越高，绿色平衡式创新对企业环境社会责任绩效的促进作用越弱（H5d）。

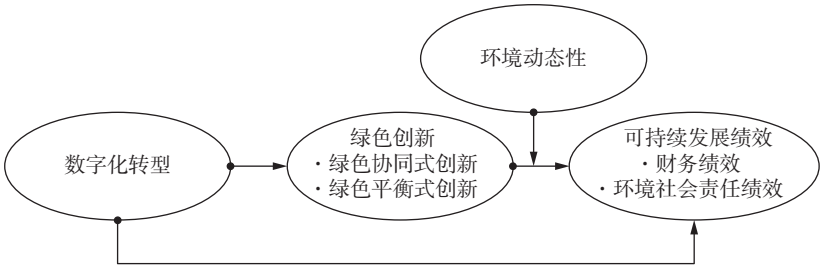


图 1　概念模型

依据前述理论与假设的推演，概念模型如图 1 所示。

三、研究设计

（一）计量模型与数据来源

本文拟以实证分析考察数字化转型对企业可持续发展绩效的影响机制，结合研究实际与样本特征改进方法，设计固定效应回归模型。

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：被解释变量（SGR_{it}）为企业 i 在第 t 年的可持续发展绩效，包括财务绩效（FP）和环境社会责任绩效（$ENRE$），其数值与企业可持续发展绩效呈正相关关系；核心解释变量（Dig_{it}）为企业 i 在第 t 年数字化转型强度；控制变量（$Controls_{it}$）中包括企业规模（$SIZE$）、企业年龄（AGE）、企业成长性（$GROWTH$）、财务杠杆（FL）、企业投资潜力与市场表现（Tobin$Q$）、独立董事比（$INDBOARD$）、总资产收益率（ROA）、资产负债率（LEV）、总资产周转率（TAT）、无形资产占比（$Intangible$）、销售利润率（$GrossProfit$）、现金流比率（CFO）；μ_{industry}、δ_{year} 分别为行业固定效应和年份固定效应；ε_{it} 为随机扰动项；α 为待估系数；α_1 为主要关注的回归系数，反映了数字化转型对被解释变量的影响方向与程度。根据前文理论分析，若 α_1 显著为正，则表明数字化转型能显著提升企业的可持续发展绩效，与假设 H1a 和假设 H1b 相符。

基于中介效应分析框架，构建如下计量模型以检验绿色协同式创新在数字化转型与企业可持续发展绩效间的中介作用：

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GCI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_3 GCI_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中：GCI_{it} 为企业 i 在第 t 年的绿色协同式创新。

基于中介效应分析框架，构建如下计量模型以检验绿色平衡式创新在数字化转型与企业可持续发展绩效之间的中介机制：

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$GBI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_3 GBI_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中：GBI_{it} 为企业 i 在第 t 年的绿色平衡式创新。

构建环境动态性在绿色创新和企业可持续发展绩效的调节效应模型如下：

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GCI_{it} + \alpha_2 GBI_{it} + \alpha_5 ED_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}+} \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$SGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GCI_{it} + \alpha_2 GBI_{it} + \alpha_5 ED_{it} + \alpha_6 GCI_{it} \times ED_{it} + \alpha_7 GBI_{it} \times ED_{it} + \alpha_8 Controls_{it} + \mu_{\text{industry}} + \delta_{\text{year}} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中：ED_{it} 为企业 i 在第 t 年的环境动态性。

研究样本选取 2010—2023 年中国 A 股制造业上市公司，并进行以下筛选：移除 ST（special treatment）、PT（particular transfer）公司或已退市的公司；剔除样本期内当年上市的公司及变量信息不全的记录。经过上

述筛选，最终得到包含 580 家制造业上市公司的面板数据。

（二）变量测度

1. 可持续发展绩效

依据 Alexopoulos 等[28]的研究做法，可持续发展绩效在本文中被解构为财务绩效（*FP*）与环境社会责任绩效（*ENRE*）两个关键维度。参考 Xie 等[51]的研究，采用总资产报酬率衡量财务绩效；参考解学梅和朱琪玮[5]的研究，采用第三方机构发布的企业社会责任评级总得分作为企业环境社会责任绩效的度量基准。

2. 数字化转型

为测度企业数字化转型（*Dig*），借鉴吴非等[3]的研究方法，基于文本挖掘技术进行衡量。关注与大数据、人工智能、区块链、数字技术应用及云计算紧密相关的 71 个关键词，使用 Python 软件提取并统计其在年报中的词频，以此评估企业的数字化进程。

3. 绿色创新

依据 He 和 Wong[52]及 Zhou 和 Cao[53]界定的绿色创新两种模式：绿色探索式与绿色利用式创新，二者的测度均涉及 5 个具体指标。基于 Mallin 等[54]在量化环境信息时应用的内容分析法编码准则，本文对绿色探索式创新与绿色利用式创新进行如下赋值：针对企业社会责任报告中出现相关各项指标，仅提及文字说明的，赋 1 分；包含定量数据或详尽说明的，赋 2 分；未作任何阐述的，赋 0 分。最终得分为各指标得分加总。

然后，根据 Lubatkin 等[55]及陈建勋等[56]的研究做法，假设 x 和 y 分别为绿色探索式创新和绿色利用式创新水平，则绿色协同式创新（*GC*）= $x+y$；按照王凤彬等[57]的有机平衡观，采用绿色探索式创新和绿色利用式创新的相对平衡度来衡量绿色平衡式创新，即绿色平衡式创新（*GB*）= $1-|x-y|/|x+y|$。

4. 环境动态性

参考徐倩[58]的研究，采用公司股票收益的波动程度衡量环境动态性。收益波动越大，表示企业面临的风险或不确定性越大，即企业相对处于动态性环境中。

5. 控制变量

考虑到多重因素对企业可持续发展绩效的影响，参照解雪梅和朱琪玮[5]的研究做法，并结合本文的客观研究需要，将企业规模（*SIZE*）、企业年龄（*AGE*）、企业成长性（*GROWTH*）、财务杠杆（*FL*）、企业投资潜力与市场表现（Tobin*Q*）、独立董事比（*INDBOARD*）、总资产收益率（*ROA*）、资产负债率（*LEV*）、总资产周转率（*TAT*）、无形资产占比（*Intangible*）、销售利润率（*GrossProfit*）、现金流比率（*CFO*）等变量纳入控制变量范畴。具体测量与数据来源见表 1。

表 1　变量测量与数据来源

变量	维度	测量方法	文献来源	数据来源
数字化转型		加总词汇再取自然对数	吴非等[3]	巨潮资讯网
绿色协同式创新/绿色平衡式创新	绿色利用式创新	①注重新工艺改善现有市场的绿色产品或服务； ②引进或改进现有市场上已有的绿色产品和服务； ③为顾客提供、筛选更适合的现有绿色产品和服务； ④持续性改善现有绿色产品和服务的提供效率； ⑤定期搜索绿色创新信息以提供给客户更多的服务	He 和 Wong[52] Zhou 和 Cao[53]	2013—2023 年企业社会责任报告（内容分析法）
	绿色探索式创新	①在现有市场上勇于试验新的绿色产品和服务； ②新的绿色产品和服务不断地被发明； ③承认顾客拥有超越现有绿色产品和服务的需要； ④愿意商业化推广全新的绿色产品或服务； ⑤定期寻找和接触新市场中绿色产品和服务的新客户		

续表

变量	维度	测量方法	文献来源	数据来源
环境动态性		公司股票收益的波动程度	徐倩[58]	Wind 数据库
可持续发展绩效	财务绩效	总资产报酬率	邵帅和吕长江[59]	Wind 数据库
	环境社会责任绩效	企业环境社会责任指标评级得分	解雪梅和朱琪玮[5]；贾兴平和刘益[60]	和讯网数据库
企业规模		ln(总资产)	徐建中等[61]	Wind 数据库
企业年龄		企业上市至今年份	吴非等[3]	
企业成长性		营业总收入同比增长率	邵帅和吕长江[59]	
财务杠杆		资产负债率	杨兴全等[62]	财务杠杆
销售利润率		营业利润/营业总收入	董静等[63]	
企业投资潜力与市场表现		企业市场价值/资产重置成本	邹李航[64]	CSMAR 数据库
独立董事比		独立董事人数/董事会人数	杨兴全等[62]	
总资产收益率		总资产利润率等于净利润/平均资产总额	刘家松等[65]	
资产负债率		总负债/总资产	肖红军等[66]	
总资产周转率		营业收入/总资产	谷均怡等[67]	
无形资产占比		无形资产/总资产	祁怀锦等[68]	
销售利润率		企业利润/销售额	董静等[63]	
现金流比率		现金流量/其他项目数据	王万珺和刘小玄[69]	

四、实证结果检验

(一) Pearson 相关系数矩阵

表 2 为各变量的 Pearson 相关系数矩阵，结果表明，数字化转型与绿色协同式创新、绿色平衡式创新和企业环境社会责任绩效均存在显著正相关关系(相关系数与显著性分别为 $\beta=0.035, P<0.01$；$\beta=0.319, P<0.01$；$\beta=0.107, P<0.01$)，绿色协同式创新与企业财务绩效和环境社会责任绩效均存在显著正相关关系($\beta=0.075, P<0.01$；$\beta=0.164, P<0.01$)。

表 2　Pearson 相关系数矩阵

变量	*DIG*	*FP*	*ENRE*	*GC*	*GB*	*AGE*	*CFO*	*GROWTH*
Dig	1.000							
FP	0.013	1.000						
ENRE	0.035***	0.202***	1.000					
GC	0.319***	0.075***	0.164***	1.000				
GB	0.107***	0.002	-0.001	0.321***	1.000			
AGE	0.218***	-0.035***	-0.025**	0.167***	-0.060***	1.000		
CFO	-0.001	0.358***	0.133***	0.068***	-0.049***	0.061***	1.000	
GROWTH	0.037***	0.049***	-0.015	-0.001	0.004	-0.009	0.015	1.000
INDBOARD	0.068***	-0.029**	0.077***	0.036***	0.021*	0.067***	-0.005	-0.010
LEV	0.022**	-0.133***	-0.125***	-0.073***	-0.090***	0.195***	-0.117***	0.014
ROA	-0.010	0.288***	0.142***	0.040***	0.024**	-0.041***	0.140***	0.017
SIZE	0.168***	0.117***	0.284***	0.193***	-0.070***	0.338***	0.147***	0.030***
TAT	0.008	0.121***	0.010	0.034***	-0.028**	-0.006	0.040***	0.028**
Tobin*Q*	-0.036***	0.106***	-0.079***	-0.040***	0.048***	-0.077***	0.028**	-0.010
Intangible	-0.042***	0.008	-0.051***	-0.016	-0.026**	0.036***	0.071***	0.011
GrossProfit	0.045***	0.414***	0.086***	0.125***	0.075***	-0.094***	0.288***	-0.004
FL	-0.001	0.004	0.010	-0.017	-0.014	-0.001	0.003	0.001

变量	*IND-BOARD*	*LEV*	*ROA*	*SIZE*	*TAT*	Tobin*Q*	*In-tangible*	*Gross-Profit*	*FL*
INDBOARD	1.000								
LEV	0.039***	1.000							
ROA	-0.021*	-0.284***	1.000						
SIZE	0.222***	0.286***	0.039***	1.000					

续表

变量	*IND-BOARD*	*LEV*	*ROA*	*SIZE*	*TAT*	Tobin*Q*	*In-tangible*	*Gross-Profit*	*FL*
TAT	0.023**	0.019*	0.116***	0.024**	1.000				
Tobin*Q*	0.026**	−0.132***	−0.023**	−0.253***	0.015	1.000			
Intangible	−0.021*	0.012	−0.008	0.028**	−0.049***	0.014	1.000		
GrossProfit	−0.027**	−0.419***	0.418***	−0.105***	−0.324***	0.322***	0.088***	1.000	
FL	0.014	0.000	0.003	−0.007	0.002	0.005	0.006	0.005	1.000

注：*** 表示 $P<0.01$，** 表示 $P<0.05$，* 表示 $P<0.1$。

（二）实证结果检验

表 3 的（1）列结果显示，企业的财务绩效因数字化转型而获得提升（$\beta=0.181$，$P<0.05$），假设 H1a 成立。（4）列的回归分析证实，数字化转型也显著提升了企业环境社会责任绩效（$\beta=0.024$，$P<0.1$），假设 H1b 成立。同时，数字化转型对企业财务绩效的效应系数大于数字化转型对企业环境社会责任绩效的效应系数，

表 3　直接效应检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	FP	*FP*	*FP*	*ENRE*	*ENRE*	*ENRE*
Dig	0.181**			0.024*		
	（0.098）			（0.013）		
GC		0.032**			0.025***	
		（0.012）			（0.002）	
GB			0.291*			0.039
			（0.157）			（0.032）
AGE	0.001	0.004	0.002	−0.012***	−0.009***	−0.010***
	（0.023）	（0.023）	（0.021）	（0.002）	（0.002）	（0.002）
CFO	8.427**	8.239**	6.673**	0.289	0.296	0.248
	（3.453）	（3.490）	（2.703）	（0.187）	（0.186）	（0.194）
GROWTH	0.051*	0.053*	0.047*	−0.009	−0.008	−0.009
	（0.027）	（0.027）	（0.024）	（0.006）	（0.006）	（0.006）
INDBOARD	−1.461	−1.319	−1.854*	1.305***	1.317***	1.332***
	（1.063）	（1.078）	（1.045）	（0.201）	（0.197）	（0.204）
LEV	1.833	1.909	2.472**	−1.089***	−1.060***	−1.106***
	（1.349）	（1.362）	（1.074）	（0.069）	（0.068）	（0.073）
ROA	0.921***	0.923***	0.970***	0.988***	0.875***	0.942***
	（0.083）	（0.084）	（0.067）	（0.244）	（0.239）	（0.269）
SIZE	0.596***	0.588***	0.593***	0.320***	0.302***	0.322***
	（0.120）	（0.121）	（0.121）	（0.012）	（0.012）	（0.012）
TAT	1.984***	1.994***	1.929***	0.062**	0.055**	0.073***
	（0.484）	（0.494）	（0.421）	（0.025）	（0.025）	（0.026）
Tobin*Q*	0.123*	0.128*	0.044	0.001	0.002	−0.001
	（0.068）	（0.068）	（0.057）	（0.009）	（0.009）	（0.009）
Intangible	−0.255	−0.244	−0.458	−0.742***	−0.722***	−0.634***
	（1.348）	（1.351）	（1.397）	（0.206）	（0.205）	（0.216）
GrossProfit	8.269**	8.238**	7.713***	0.124	0.109	0.190*
	（3.061）	（3.081）	（2.528）	（0.095）	（0.094）	（0.099）
FL	0.000	0.000	0.000	0.000***	0.000***	0.000***
	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）
Constant	−15.308***	−15.386***	−15.171***	−3.074***	−2.903***	−3.185***
	（2.668）	（2.660）	（2.427）	（0.268）	（0.267）	（0.274）
R^2	0.729	0.729	0.745	0.193	0.207	0.189
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
obs	7513	7513	7020	7513	7513	7020

注：*** 表示 $P<0.01$，** 表示 $P<0.05$，* 表示 $P<0.1$；括号内为标准误。

且前者的显著性比后者更好,说明相较于环境社会责任绩效,数字化转型对企业财务绩效的改善作用更为突出。

表3的(2)列中将绿色协同式创新作为自变量,财务绩效为因变量,回归结果显示绿色协同式创新对企业财务绩效具有显著正向影响($\beta=0.032$,$P<0.05$),假设H3a被证明成立。同时,(5)列的结果揭示,绿色协同式创新对企业环境社会责任绩效也具有显著正向影响($\beta=0.025$,$P<0.01$),假设H3b成立。

同理,由表3的(3)列回归结果可知,绿色平衡式创新对企业财务绩效正向作用的结果显著($\beta=0.291$,$P<0.1$),假设H4a成立。(6)列回归结果显示,绿色平衡式创新对企业环境社会责任绩效正向作用不显著($\beta=0.039$,$P>0.1$),假设H4b不成立。不显著的原因可能是绿色平衡式创新虽权衡资源配置,但因聚焦短期效率优化,与环境社会责任绩效的长期导向存在目标偏差[5,37],资源投入难以转化为实质性环保成果。

从表4的(2)列展现的结果可以看出,数字化转型对绿色平衡式创新有显著的正向作用($\beta=0.017$,$P<0.05$),假设H2a成立。结合表3中(3)列结果可知,绿色平衡式创新对企业财务绩效具有明显积极贡献($\beta=0.291$,$P<0.1$),因此,绿色平衡式创新在数字化转型提升企业财务绩效的过程中扮演中介角色。同样地,结合表3中(6)列的检验结果可知,绿色平衡式创新对企业环境社会责任绩效的影响不显著($\beta=0.039$,$P>0.1$)。基于此,说明绿色平衡式创新在数字化转型对企业环境社会责任绩效的影响中存在部分中介效应。

表4　中介效应检验结果

变量	(1)	(2)
	GC	*GB*
Dig	0.821***	0.017**
	(0.069)	(0.004)
AGE	−0.124***	−0.007***
	(0.012)	(0.001)
CFO	0.357	−0.300***
	(0.925)	(0.075)
GROWTH	−0.024*	0.000
	(0.013)	(0.000)
INDBOARD	−0.545	−0.013
	(1.050)	(0.075)
LEV	−1.185***	−0.011
	(0.353)	(0.028)
ROA	3.141***	0.132*
	(0.953)	(0.074)
SIZE	0.732***	−0.011**
	(0.063)	(0.004)
TAT	0.287**	−0.027***
	(0.142)	(0.010)
Tobin*Q*	−0.042	0.007*
	(0.048)	(0.004)
Intangible	−1.101	−0.119
	(0.922)	(0.078)
GrossProfit	0.727	−0.007
	(0.474)	(0.035)
FL	−0.000	−0.000***
	(0.000)	(0.000)
Constant	−7.057***	0.817***
	(1.447)	(0.099)
R^2	0.357	0.090
年份固定	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes
obs	7513	7020

注:***表示$P<0.01$,**表示$P<0.05$,*表示$P<0.1$;括号内为标准误。

同理,由表4的(1)列回归结果可知,数字化转型对绿色协同式创新也具有正向影响($\beta=0.821$,$P<0.01$),其效应系数(0.821)大于数字化转型对绿色平衡式创新的效应系数(0.017),且前者的显著性比后者的显著性更好,说明相较于绿色平衡式创新,数字化转型对企业绿色协同式创新的正向影响会更显著,假设H2b成立。再由表3的(2)列结果可知,绿色协同式创新显著提升企业财务绩效($\beta=0.032$,$P<0.05$)。因此,绿色协同式创新在数字化转型与企业财务绩效之间具有积极的中介作用。最后,由表3的(5)列检验结果已知,绿色协同式创新对企业环境社会责任绩效具有显著的正向影响($\beta=0.025$,$P<0.01$)。因此,绿色协同式创新在数字化转型与企业环境社会责任绩效之间也具有积极的中介作用。

表5中(1)列的结果显示,环境动态性与绿色协同式创新的交互项($ED\times GC$)对企业财务绩效是显著的($\beta=0.011$,$P<0.1$),表明环境动态性作为调节变量增强了绿色协同式创新对企业财务绩效的正向影响,假设H5a成立。

表5中(3)列的结果显示,环境动态性与绿色协同式创新的交互项($ED\times GC$)对企业环境社会责任绩效是显著为负的($\beta=-0.182$,$P<0.1$),表明环境动态性作为调节变量削弱了绿色协同式创新对企业环境社会责任绩效的正向影响,假设H5b成立。

表5中(2)列的结果显示,环境动态性与绿色平衡式创新的交互项($ED\times GB$)对企业财务绩效之间不显

表 5　调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FP	*FP*	*ENRE*	*ENRE*
ED×GC	0.011*		−0.182*	
	(0.006)		(0.098)	
ED×GB		0.099		−0.288*
		(0.107)		(0.153)
ED	−0.082	−0.030	−3.726***	−0.398***
	(0.066)	(0.062)	(1.093)	(0.099)
GC	−0.000	0.000***	0.033***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.005)	(0.000)
GB	0.002	−0.003	−0.060*	0.006
	(0.002)	(0.004)	(0.033)	(0.007)
AGE	0.000	0.000	−0.009***	−0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)
CFO	0.065***	0.065***	0.294	0.029
	(0.018)	(0.018)	(0.193)	(0.019)
GROWTH	0.000*	0.000*	−0.006	−0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.005)	(0.000)
INDBOARD	−0.016	−0.017	1.324***	0.133***
	(0.010)	(0.010)	(0.202)	(0.020)
LEV	0.025***	0.025***	−0.975***	−0.098***
	(0.007)	(0.007)	(0.073)	(0.007)
ROA	0.969***	0.970***	0.779***	0.077***
	(0.061)	(0.061)	(0.260)	(0.026)
SIZE	0.006***	0.006***	0.281***	0.028***
	(0.001)	(0.001)	(0.013)	(0.001)
TAT	0.020***	0.020***	0.045*	0.005*
	(0.002)	(0.002)	(0.026)	(0.003)
Tobin*Q*	0.001	0.001	0.018*	0.002*
	(0.001)	(0.001)	(0.010)	(0.001)
Intangible	−0.003	−0.004	−0.607***	−0.060***
	(0.011)	(0.011)	(0.220)	(0.022)
GrossProfit	0.078***	0.078***	0.158	0.016
	(0.010)	(0.010)	(0.099)	(0.010)
FL	0.000	0.000	0.000***	0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Constant	−0.151***	−0.152***	−2.340***	−0.235***
	(0.019)	(0.019)	(0.290)	(0.029)
R^2	0.746	0.746	0.209	0.209
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
obs	6905	6905	6905	6905

注：*** 表示 $P<0.01$，** 表示 $P<0.05$，* 表示 $P<0.1$；括号内为标准误。

著（$\beta=0.099$，$P>0.1$），故环境动态性对绿色平衡式创新与企业财务绩效之间不存在调节效应，假设 H5c 不成立。可能的原因是，高环境动态性下，绿色平衡式创新的资源平衡策略很难适配市场快速变化，其风险分散特性与短期财务收益需求不契合[5,37]，导致交互项影响不显著，调节效应不存在。

表 5 中（4）列的结果显示，环境动态性与绿色平衡式创新的交互项（*ED×GB*）对企业环境社会责任绩效之间具有负向调节作用（$\beta=-0.288$，$P<0.1$），假设 H5d 成立。

（三）稳健性检验

为检验研究结论的稳健性，通过替换核心变量的方式进行了稳健性检验。参考赵宸宇等[70]的研究做法，更换解释变量数字化转型的衡量方式，将统计互联网商业模式、智能平台、现代信息系统等维度的数字化关键词统计作为数字化转型的代理变量，开展稳健性检验。结果显示，数字化转型对企业财务绩效、环境社会责任绩效及绿色协同式创新、绿色平衡式创新的正向影响仍然显著，说明了结果的稳健性。

借鉴孙光国和赵健宇[71]的研究，为了检验稳健性，在模型中加入了更多影响企业可持续发展绩效的控

制变量,包括总资产增长率和净利润增长率。表 7 的回归结果显示,在控制其他变量后,数字化转型对企业财务绩效表现出显著的正向效应,在 1%统计水平上显著,这证实了数字化转型对企业财务绩效的积极影响。同样地,在其他控制变量在 1%的显著性水平下,数字化转型对企业环境社会责任绩效也表现出显著的正向效应,在 10%统计水平上显著,说明相较于环境社会责任绩效,数字化转型对改善企业财务绩效发挥着更为突出的助推作用。

综上,采用更换解释变量数字化转型的衡量方式(表 6),同时在模型中加入了更多影响企业可持续发展绩效的控制变量(表 7),均未改变研究结论,证明研究结论具有较好的稳健性。

表 6 稳健性检验结果(更换解释变量)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FP	*ENRE*	*GC*	*GB*
Dig	0.050* (0.030)	0.272** (0.106)	0.623*** (0.066)	0.670** (0.319)
AGE	0.000 (0.000)	−0.001*** (0.000)	−0.001*** (0.000)	−0.007*** (0.001)
CFO	0.083*** (0.020)	0.030 (0.019)	0.004 (0.009)	−0.307*** (0.075)
GROWTH	0.001* (0.000)	−0.001 (0.001)	−0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
INDBOARD	−0.014 (0.010)	0.127*** (0.020)	−0.011 (0.011)	−0.013 (0.075)
LEV	0.018* (0.010)	−0.108*** (0.007)	−0.011*** (0.004)	−0.010 (0.028)
ROA	0.921*** (0.074)	0.098*** (0.024)	0.031*** (0.010)	0.132* (0.074)
SIZE	0.006*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.007*** (0.001)	−0.010** (0.004)
TAT	0.020*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.003** (0.001)	−0.025** (0.010)
Tobin*Q*	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	−0.000 (0.000)	0.007* (0.004)
Intangible	−0.003 (0.011)	−0.076*** (0.021)	−0.014 (0.009)	−0.123 (0.078)
GrossProfit	0.083*** (0.010)	0.012 (0.010)	0.008* (0.005)	−0.004 (0.035)
FL	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	−0.000 (0.000)	−0.000*** (0.000)
Constant	−0.156*** (0.022)	−0.304*** (0.027)	−0.071*** (0.014)	0.792*** (0.099)
R^2	0.729	0.194	0.361	0.089
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
obs	7034	7034	7034	7034

注:*** 表示 $P<0.01$,** 表示 $P<0.05$,* 表示 $P<0.1$;括号内为标准误。

表 7 稳健性检验结果(增加控制变量)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FP	*FP*	*FP*	*ENRE*	*ENRE*	*ENRE*
Dig	0.177*** (0.064)			0.025* (0.013)		
GC		0.032*** (0.010)			0.025*** (0.002)	

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FP	*FP*	*FP*	*ENRE*	*ENRE*	*ENRE*
GB			0.294* (0.161)			0.039 (0.032)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	−15.153*** (2.143)	−15.216*** (2.149)	−15.018*** (1.798)	−3.100*** (0.269)	−2.931*** (0.267)	−3.212*** (0.275)
R^2	0.729	0.730	0.745	0.195	0.208	0.191
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
obs	7513	7513	7020	7513	7513	7020

注：*** 表示 $P<0.01$，** 表示 $P<0.05$，* 表示 $P<0.1$；括号内为标准误。

（四）内生性检验

相关研究结论可能存在内生性问题。数字化转型有助于提升企业财务绩效与环境社会责任绩效，即促进了企业可持续发展绩效的改善；同时，在可持续发展领域表现优异的企业，往往也更有动力推进深度数字化转型，这有助于其有效参与绿色市场并开展创新实践。对此，针对反向因果关系可能产生研究结论的内生性问题，引入工具变量法进行检验，以降低其潜在影响。

借鉴王墨林等[72]及许罡[73]的方法，选用各地区互联网宽带端口数量作为工具变量进行内生性检验。一方面，各地区互联网宽带端口数量被认为是衡量各地网络基础设施建设程度的一个重要指标，互联网的宽带端口接入数越多，企业数字化转型越便利。互联网宽带端口数是公司数字化技术发展的基础，与企业数字化转型高度相关。另一方面，互联网宽带端口数量不太可能受单个公司绩效水平的影响，与企业可持续发展绩效无直接关系，具有相对的外生性，因此满足工具变量的相关性和外生性要求。内生性检验结果（表8）中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量在1%的水平上显著，拒绝工具变量识别不足的原假设；Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量大于临界值16.38，且第一阶段的 *F* 统计量大于10，说明不存在弱工具变量问题和满足工具变量相关性要求。

第一阶段回归中，工具变量对数字化转型有显著正向影响，二者有较强相关性；第二阶段回归中，在考虑了内生性问题后，数字化转型对企业财务绩效和环境社会责任绩效的影响仍显著为正，数字化转型对企业财务绩效与环境社会责任绩效的正向影响依然成立，说明有效地排除了内生性问题。

表8　内生性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	(1)	(2)	(3)
	DIG	*FP*	*ENRE*
IV-broadband	0.029*** (0.006)		
DIG		0.027** (0.013)	0.362* (0.215)
Controls	Yes	Yes	Yes
R^2		0.652	0.070
年份固定	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes
F		326.20	96.25
Kleibergen-Paap rk LM	21.01 [0.000]		
Cragg-Donald Wald *F*	26.54		
Kleibergen-Paap Wald rk *F*	21.25		
10%临界值	16.38		
obs	7522	7522	7522

注：*** 表示 $P<0.01$，** 表示 $P<0.05$，* 表示 $P<0.1$；括号内为标准误；方括号内数值为对应 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 *P* 值。

五、研究结论与启示

(一)研究结论

首先,数字化转型通过优化资源配置、降低交易成本提升企业财务绩效,将数字技术与企业架构融合,赋能战略决策并优化运营效能,成为企业可持续发展的关键途径。同时,数字化转型对企业环境社会责任绩效也具有积极影响。数字化转型重塑企业组织架构与生产流程,虽因关注度提升暴露环保短板,但高水平数字化转型企业的运营模式与可持续理念天然协同,更易达成环境责任目标。

其次,相较于环境社会责任绩效,绿色平衡式创新对企业财务绩效的提升作用更突出,而数字化转型对绿色协同式创新的正向影响要强于绿色平衡式创新。绿色协同式创新在数字化转型与企业财务绩效之间起中介作用:数字化转型通过智能协同优化生产、重塑流程提升组织灵活性、战略适配强化人力资源管理,间接增强企业财务绩效。但绿色协同式创新对企业环境社会责任绩效的影响不显著,因短期财务目标与长期环保理念存在矛盾,过度投入可能制约企业环境社会责任绩效的提升。

最后,环境动态性作为关键情境因素,调节绿色创新与企业可持续绩效之间的关系。基于权变理论,环境与企业要素匹配度决定绩效水平。环境动态性呈现双调节效应:显著强化绿色协同式创新对企业财务绩效的积极贡献,但同时对两类绿色创新(绿色协同式和平衡式创新)与企业环境社会责任绩效的正向关系均产生削弱作用。这一反差凸显动态环境中的企业可能倾向经济目标而弱化环保投入。

(二)管理启示

首先,企业应系统推进数字技术与管理业务的全方位融合,借助数据驱动的决策机制与流程重构,实现运营降本增效,从而提升企业财务绩效。企业也应认识到数字化转型不仅是效率工具,更是企业践行环境社会责任的赋能载体。企业可通过数字化监控与管理体系,将可持续目标融入生产运营全流程,缓解环保短板问题,实现企业财务绩效与环境社会责任绩效协同发展。

其次,企业绿色创新战略选取需与数字化转型进程深度匹配。鉴于绿色协同式创新在数字化赋能下对企业财务绩效的传导作用更为显著,企业应侧重发展以数字平台为支撑的跨部门、跨链条协作创新,整合研发、生产与市场环节,加速绿色技术应用与产品服务升级,从而增强市场竞争力。同时,需注意合理配置资源,避免因过度追求短期财务回报而挤压环保投入,应在战略规划中优化企业“绿色平衡式创新”的长期环境价值。

最后,在外部市场与技术快速变化时,企业应借助数字化洞察机制,动态评估绿色创新战略的适用性,强化绿色协同式创新对企业财务绩效增长的推动作用。另外,企业面对环境动态性可能削弱绿色创新(绿色协同式和平衡式创新)对其环境社会责任绩效的积极影响,应在治理层面建立可持续导向的激励与评价体系,确保在动态环境中保持环保投入的战略定力,使绿色创新成果更有效地转化为企业可持续发展绩效。

(三)局限及展望

首先,研究方法的局限性。本文关于数字化转型与企业可持续发展绩效的研究主要依赖于定量研究方法,如回归分析、相关性分析等。这些方法虽然可以提供一些定量的结果,但是无法全面反映数字化转型对企业可持续发展绩效的影响。未来的研究可以尝试引入定性研究方法,如案例研究、访谈等,以获取更全面、更深入的研究结果。

其次,研究对象的局限性。本文主要针对的是上市企业,对于非上市企业的数字化转型与其可持续发展绩效的关系研究较少。未来可以将研究对象拓展至非上市企业,研究不同类型的企业在数字化转型过程中的可持续发展绩效变化。

最后,还需深化理论研究。未来的研究可以从理论层面深化对数字化转型与企业可持续发展绩效之间关系的理解。例如,探讨数字化转型对企业管理模式、决策过程等方面的影响。同时,关注数字化转型的风险与挑战。随着数字化转型的深入,企业可能会面临各种风险和挑战,如数据安全、技术迭代等,未来的研究可以关注这些风险和挑战对企业可持续发展绩效的影响。

参考文献

[1] 郑江淮，张睿，孙冬卿. 中国跨越“中高端制造业陷阱”：一个制造业合理比重假说与政策选择[J]. 改革，2023(4)：37-52.

[2] OPOKU E E O，YAN I K M. Industrialization as driver of sustainable economic growth in Africa[J]. Journal of International Trade & Economic Development，2019，28(1)：30-56.

[3] 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.

[4] SYMEOU P C，ZYGLIDOPOULOS S，GADBERG N A. Corporate environmental performance：Revisiting the role of organizational slack[J]. Journal of Business Research，2019，96：169-182.

[5] 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.

[6] BARI N，CHIMHUNDU R，CHAN K C. Dynamic capabilities to achieve corporate sustainability：A roadmap to sustained competitive advantage[J]. Sustainability，2022，14(3)：14031531.

[7] 胡琳清，朱新龙，王虹. 企业资产流动性与可持续增长率关系的实证研究——基于我国制造业上市公司的经验数据[J]. 会计之友，2013(2)：111-112.

[8] WEI Y，XU D Y，ZHANG K K，et al. Research on the innovation incentive effect and heterogeneity of the market-incentive environmental regulation on mineral resource enterprises[J]. Environmental Science and Pollution Research，2021，28(41)：58456-58469.

[9] 邓菊秋，王虹，邓伊雪. 企业税费负担、政府补助与财务可持续增长[J]. 税收经济研究，2021，26(1)：34-40.

[10] PENG BH，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.

[11] 韩一鸣，姚鸣奇. 数字化供应链网络与企业短债长用[J]. 上海财经大学学报，2025，27(4)：80-93.

[12] 张慧芳. 数字经济背景下中国移动数字化转型路径及绩效研究[J]. 财务管理研究，2025(5)：62-68.

[13] 刘宁. 数字化转型、技术陷阱与企业核心竞争力[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版)，2024，45(10)：100-111.

[14] LIN X Y，WANG Z T，XU Y N. Negative social effects of firms’ digital transformation：Sperspective based on labour income shares[J]. Applied Economics Letters，2024(6)：2369227.

[15] 金献坤，徐莉萍，辛宇，等. 数字化转型与高管薪酬业绩敏感性[J]. 世界经济，2025，48(4)：170-196.

[16] 王一茹，池宇，谢雁翔. 掉队即“掉价”？数字化掉队与企业长短期绩效[J]. 山西财经大学学报，2025，47(5)：83-97.

[17] MUBARAK M F，TIWARI S，PETRAITE M，et al. How industry 4.0 technologies and open innovation can improve green innovation performance[J]. Management of Environmental Quality：An International Journal，2021，32(5)：1007-1022.

[18] 何帆，刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革，2019(4)：137-148.

[19] 戚聿东，肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界，2020，36(6)：135-152.

[20] 傅颖，徐琪，林嵩. 在位企业流程数字化对创新绩效的影响——组织惰性的调节作用[J]. 研究与发展管理，2021，33(1)：78-89.

[21] 詹晓宁，欧阳永福. 数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略[J]. 管理世界，2018，34(3)：78-86.

[22] CHANG G，QIANG W，ZHONGFENG S. Value realization of firms’ digital transformation：International research progress and prospects[J]. Science of Science and Management of S. & T.，2023，44(6)：32-49.

[23] XU J W，YU Y B，ZHANG M，et al. Impacts of digital transformation on eco-innovation and sustainable performance：Evidence from Chinese manufacturing companies[J]. Journal of Cleaner Production，2023，393：136278.

[24] AUH S，MENGUC B. Balancing exploration and exploitation：The moderating role of competitive intensity[J]. Journal of Business Research，2005，58(12)：1652-1661.

[25] GUPTA A K，SMITH K G，SHALLEY C E. The interplay between exploration and exploitation[J]. Academy of Management Journal，2006，49(4)：693-706.

[26] DAVIS J P，EISENHARDT K M，BINGHAM C B. Optimal structure，market dynamism，and the strategy of simple rules[J]. Administrative Science Quarterly，2009，54(3)：413-452.

[27] 杨智，邓炼金，方二. 市场导向、战略柔性与企业绩效：环境不确定性的调节效应[J]. 中国软科学，2010(9)：130-139.

[28] ALEXOPOULOS I，KOUNETAS K，TZELEPIS D. Environmental and financial performance. Is there a win-win or a win-loss situation? Evidence from the greek manufacturing[J]. Journal of Cleaner Production，2018，197：1275-1283.

[29] ERIK B，HITT L M，HELLEN K H. Strength in numbers：How does data-driven decision making affect firm performance[J]. SSRN Electronic Journal，2011：1819486. DOI：10.2139/ssrn.1819486.

[30] FISCHER M，IMGRUND F，JANIESCH C，et al. Strategy archetypes for digital transformation：Defining meta objectives using business process management[J]. Information & Management，2020，57(5)：103262.

[31] 张一林，郁芸君，陈珠明. 人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J]. 中国工业经济，2021(12)：69-87.

[32] 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]. 财经研究，2022(4)：34-48.

[33] WANG D，SHAO X F，SONG Y，et al. The effect of digital transformation on manufacturing enterprise performance[J]. Amfiteatru Economic，2023，25(63)：593-608.

[34] ARENHARD D L, BATTISTELLA L F, GROHMANN M Z. The influence of the green innovation in the search of competitive advantage of enterprises of the electrical and electronic Brazilian sectors[J]. International Journal of Innovation Management, 2016, 20(1): 1650004.
[35] MARCH J G. Exploration and exploitation in organizational learning[J]. Organization Science, 1991, 2(1): 71-87.
[36] CAO Q, GEDAJLOVIC E, ZHANG H. Unpacking organizational ambidexterity: Dimensions, contingencies, and synergistic effects[J]. Organization Science, 2009, 20(4): 781-796.
[37] 曹翠珍, 冯娇龙. 冗余资源对绿色创新模式选择的影响: 环境规制的整合视角[J]. 管理评论, 2022, 34(5): 124-135.
[38] O'REILLY C A, TUSHMAN M L. Organizational ambidexterity in action: How managers explore and exploit[J]. California Management Review, 2011, 53(4): 5-22.
[39] NING J, YIN Q R, YAN A. How does the digital economy promote green technology innovation by manufacturing enterprises? Evidence from China[J]. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10: 1-17.
[40] YUAN S, PAN X F. Inherent mechanism of digital technology application empowered corporate green innovation: Based on resource allocation perspective[J]. Journal of Environmental Management, 2023, 345: 118841.
[41] CARDINALI P G, DE GIOVANNI P. Responsible digitalization through digital technologies and green practices[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2022, 29(4): 984-995.
[42] GÜERLEK M, TUNA M. Reinforcing competitive advantage through green organizational culture and green innovation[J]. Service Industries Journal, 2018, 38(7/8): 467-491.
[43] LIN Y H, CHEN Y S. Determinants of green competitive advantage: The roles of green knowledge sharing, green dynamic capabilities, and green service innovation[J]. Quality & Quantity, 2016, 54(4): 1663-1685.
[44] MICHELON G, BOESSO G, KUMAR K. Examining the link between strategic corporate social responsibility and company performance: An analysis of the best corporate citizens[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2012, 20(2): 81-94.
[45] KIM G, HUH M G. Exploration and organizational longevity: The moderating roleof strategy and environment[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2015, 32(2): 1-26.
[46] HU B L, CHEN W Q. Business model ambidexterity and technological innovation performance: Evidence from China[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2016, 28(5): 583-600.
[47] SAHI G K, GUPTA M C, CHENG T C E, et al. Relating entrepreneurial orientation with operational responsiveness: Roles of competitive intensity and technological turbulence[J]. International Journal of Operations & Production Management, 2019, 39(5): 739-766.
[48] LICHTENTHALER U. Absorptive capacity, environmental turbulence, and the complementarity of organizational learning processes[J]. Academy of Management Journal, 2009, 52(4): 822-846.
[49] JIANG W B, CHAI H Q, SHAO J, et al. Green entrepreneurial orientation for enhancing firm performance: A dynamic capability perspective[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 198: 1311-1323.
[50] LUMPKIN G T, DESS G G. Linking two dimensions of entrepreneurial orientation to firm performance: The moderating role of environment and industry life cycle[J]. Journal of Business Venturing, 2002, 16(5): 429-451.
[51] XIE X M, HUO J G, QI G Y, et al. Green process innovation and financial performance in emerging economies: Moderating effects of absorptive capacity and green subsidies[J]. IEEE Transactions on Engineering Management, 2016, 63(1): 101-112.
[52] HE Z L, WONG P K. Exploration *vs.* exploitation: An empirical test of the ambidexterity hypothesis[J]. Organization Science, 2004, 15(4): 481-494.
[53] ZHOU L Q, CAO C Z. The hybrid drive effects of green innovation in Chinese coal enterprises: An empirical study[J]. Kybernetes, 2019, 49(2): 362-383.
[54] MALLIN C, MICHELON G, RAGGI D. Monitoring intensity and stakeholders' orientation: How does governance affect social and environmental disclosure[J]. Journal of Business Ethics, 2013, 114(1): 29-43.
[55] LUBATKIN M H, SIMSEK Z, LING Y, et al. Ambidexterity and performance in small-to medium-sized firms: The pivotal role of top management team behavioral integration[J]. Journal of Management, 2006, 32(5): 646-672.
[56] 陈建勋, 王涛, 翟春晓. TMT社会网络结构对双元创新的影响——兼论结构刚性的生成与化解[J]. 中国工业经济, 2016(12): 140-156.
[57] 王凤彬, 陈建勋, 杨阳. 探索式与利用式技术创新及其平衡的效应分析[J]. 管理世界, 2012, 28(3): 96-112.
[58] 徐倩. 不确定性、股权激励与非效率投资[J]. 会计研究, 2014(3): 41-48, 95.
[59] 邵帅, 吕长江. 实际控制人直接持股可以提升公司价值吗——来自中国民营上市公司的证据[J]. 管理世界, 2015, 31(5): 134-146, 188.
[60] 贾兴平, 刘益. 外部环境、内部资源与企业社会责任[J]. 南开管理评论, 2014, 17(6): 13-18, 52.
[61] 徐建中, 贯君, 林艳. 制度压力、高管环保意识与企业绿色创新实践——基于新制度主义理论和高阶理论视角[J]. 管理评论, 2017, 29(9): 72-83.

[62] 杨兴全，吴昊旻，曾义. 公司治理与现金持有竞争效应——基于资本投资中介效应的实证研究[J]. 中国工业经济，2015(1)：121-133.
[63] 董静，汪江平，翟海燕，等. 服务还是监控：风险投资机构对创业企业的管理——行业专长与不确定性的视角[J]. 管理世界，2017，33(6)：82-103，187-188.
[64] 邹李航. 上市公司成长性托宾 Q 的影响因素研究[J]. 金融与经济，2013(7)：69-71.
[65] 刘家松，张博，罗琦. 外资参股、董事会特征与商业银行经营绩效——基于中国 121 家商业银行的实证分析[J]. 中国管理科学，2019，27(9)：119-129.
[66] 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.
[67] 谷均怡，李青蓝，班元浩. 数字化转型能否推动中国企业进口扩大——来自上市公司的经验分析[J]. 南方经济，2023(11)：123-141.
[68] 祁怀锦，曹修琴，刘艳霞. 数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J]. 改革，2020(4)：50-64.
[69] 王万珺，刘小玄. 为什么僵尸企业能够长期生存[J]. 中国工业经济，2018(10)：61-79.
[70] 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.
[71] 孙光国，赵健宇. 产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性[J]. 会计研究，2014(5)：52-58，95.
[72] 王墨林，阎海峰，宋渊洋. 企业数字化程度对战略激进度的影响研究[J]. 管理学报，2023，20(5)：667-675.
[73] 许罡. 数字化转型与股票误定价：抑制还是助推[J]. 金融经济学研究，2024，39(2)：58-72.

Digital Transformation, Green Innovation and Corporate Sustainable Development Performance: The Moderating Role of Environmental Dynamics

Yang Guanhua[1,2], Hou Xiaojuan[2], Fan Xiucheng[1]
(1. School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China; 2. School of Business, Dalian University of Technology, Panjin 124221, China)

Abstract: In the era of the digital economy, digital transformation profoundly influences the sustainable development performance of enterprises. Listed manufacturing companies in China from 2010 to 2023 was selected as the research sample and constructs a scientific measurement framework for corporate sustainable development performance by integrating financial and environmental social responsibility performance. Through theoretical deduction and empirical testing, the results indicate that digital transformation directly fosters a synergistic improvement in both financial and environmental social responsibility performance, thereby enhancing overall corporate sustainable development. These findings remain robust after robustness checks. Furthermore, digital transformation indirectly boosts sustainable development performance by fostering green collaborative and green balanced innovations. The analysis also reveals that the moderating role of environmental dynamism varies by innovation type. It significantly moderates the relationship between green balanced innovation and corporate environmental social responsibility performance but has no significant effect on the link with financial performance. In contrast, regarding green collaborative innovation, environmental dynamism exerts a significant moderating effect on both financial and environmental social responsibility performance. It provides new empirical evidence regarding digital transformation and sustainable development in China and enriches the theoretical understanding of green innovation.

Keywords: digital transformation; green balanced innovation; green collaborative innovation; sustainable development performance; environmental dynamism