

双化协同对企业高质量发展的影响

刘美玉 段红莉 黄速建

内容提要:以数字技术为支撑、绿色发展为核心的双化协同,不仅是企业顺应时代潮流、响应数字中国建设和美丽中国建设的必然要求,更是企业培育新质生产力、推动自身高质量发展的重要抓手。这使得数字化绿色化协同转型发展关系及其经济效益成为政府、产业界和学术界共同关注的热点话题。本文选取2011—2022年2 253家沪深A股上市公司数据,实证分析双化协同对企业高质量发展的影响及其作用机制。结果显示:(1)双化协同能够促进企业高质量发展,且经过内生性分析和稳健性检验后该结论仍然成立;(2)双化协同对企业高质量发展影响的内在逻辑链条为“双化协同—新质生产力—企业高质量发展”,即双化协同通过提升新质生产力促进企业高质量发展;(3)双化协同对于企业高质量发展的影响在环境规制强度较高、数字基础设施水平较高、重污染行业的企业中更为明显。本文的研究结论有助于加深对双化协同理论和资源基础理论的认识,并为企业达成经济、环境与社会的多重效益优化目标提供借鉴。

关键词:数字化转型 绿色化转型 双化协同 新质生产力 高质量发展

中图分类号:F279.235

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)12-0039-18

一、问题提出

2025年10月,党的二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》指出“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,坚持智能化、绿色化、融合化方向”。在万物互联互通的数字时代,数字化转型与绿色化转型之间犹如一对紧密相连的“孪生体”,相互依存、相辅相成、交互演进,正从以往的“同车两轮”“鸟之双翼”转向“融合共生”和“双向赋能”^[1-3]。以数字技术为支撑、以绿色发展为导向的双化协同,已成为第四次工业革命的重要标志和战略转型的核心路径。双化协同的本质在于强调数字化转型与绿色化转型之间的双向耦合与协同增效,一方面,依托数字技术的实时监测、智能优化等优势为绿色转型提供精准的数据支撑和动态过程监控,助力实现能耗降低、污染治理、资源循环利用等绿色发展目标;另一方面,以绿色发展为目标,明确数字基础设施建设和数字应用场景的方向,推动数字资源向

收稿日期:2025-03-16;修回日期:2025-11-05

基金项目:国家社会科学基金重点项目“国有企业打造重大原创技术策源地的融资决策研究”(22AGL018)

作者简介:刘美玉 山东财经大学工商管理学院副教授,济南,250014;

段红莉 山东财经大学工商管理学院硕士研究生;

黄速建 中国社会科学院工业经济研究所研究员、博士生导师,通信作者,北京,100006。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

低碳化、可持续化领域倾斜,规避数字产业自身的高耗能、高排放风险^[4-5]。通过数字化和绿色化之间的双向赋能与目标牵引的深度联动,使得两者在运行逻辑上相互适配、在价值导向中形成共识,构建起数字化和绿色化相互促进、协同发展的格局,最终为中国经济社会高质量发展提供稳定的内生动力与全面的系统支撑^[6-7]。更为重要的是,党中央、国务院高度重视数字文明建设和生态文明建设的一体化推进,将绿色智慧的数字生态作为“五位一体”总体布局中数字文明建设的重要组成部分。从《数字化绿色化协同发展白皮书(2022年)》到《数字中国建设整体布局规划》《关于加快推动制造业绿色化发展的指导意见》,再到《数字化绿色化协同转型发展实施指南》,持续释放“双化协同”作为国家发展方向的政策导向。同时,根据《数字化绿色化协同转型发展报告(2024)》,截至2023年底,中国数据中心绿电使用比例不断提高,国家绿色数据中心可再生能源电力平均利用率由2018年的15%提升到50%以上。这一系列举措不仅彰显了国家层面双化协同政策的密集出台与体系完善,更反映出实践中数字化与绿色化协同已取得初步成效,形成了“政策引导、实践响应”的良性互动格局。

企业作为数字经济和“双碳”经济的关键实施主体,能否主动响应国家战略、深入推进数字与绿色的双向融合,不仅关乎自身转型成效,更直接影响中国在全球新兴赛道中能否抢占战略制高点。企业推进双化协同体现其对国家战略部署的积极响应,不仅有助于获取政策红利、资源倾斜和风险规避,还能够帮助企业及时把握市场机遇,开拓新的业务领域,为企业转型提供核心支撑^[8-10]。但需要注意的是,企业双化协同仍处于探索阶段,面临着协同技术不成熟、管理机制不完备、政策支持不足、市场接受度不高导致的双化协同不足、协同速度和程度存在显著差异等多方面的挑战。企业亟须以“双化协同”为主线,深度变革生产方式与价值创造逻辑,系统提升数字资源与绿色资源配置效率,推动企业在新质生产力培育与高质量发展中实现“双轮驱动”的实质性跃升^[6-7]。因此,双化协同作为新一轮科技革命与产业转型的核心路径,不仅是企业顺应时代潮流、响应数字中国建设和美丽中国建设的必然要求,更是企业培育新质生产力、推动企业高质量发展的重要抓手^[8,11],由此,数字化与绿色化协同转型的内在关联及其经济效益,已成为政府、产业界与学术界共同关注的热点话题。

目前学者大多关注数字化转型对于绿色化转型的单向影响,忽视了绿色化转型过程中对数字技术的应用会反向拉动企业数字化转型;或仅是从单一视角研究数字化转型、绿色化转型的经济效益。鲜有学者基于协同理论从双维度视角探讨数字化转型和绿色化转型协同发展的经济效益,这与数字经济时代企业双化协同发展带来经济效益的典型事实不相匹配。鉴于此,本文从数字化转型对绿色化转型的影响、绿色化转型对数字化转型的影响、双化协同效应三个维度对相关文献进行梳理。(1)数字化转型对绿色化转型的影响。目前数字化转型对绿色化转型影响的相关研究较多,且大部分学者基于资源基础理论从资源编排、动态能力、技术整合能力等视角研究了数字化转型能够通过降低成本、促进创新、提升动态能力、优化要素结构、提高资源配置效率等路径促进企业绿色化转型^[12-14]。(2)绿色化转型对数字化转型的影响。现有关于绿色化转型对数字化转型影响的文献相对较少,仅有少数学者从绿色技术、成本效应等视角研究了绿色化转型对数字化转型的影响^[6,15]。(3)双化协同效应研究。现有研究大多从单一视角证实了数字化转型和绿色化转型均能够显著提升企业创新能力、企业绩效和全要素生产率等^[16-17],鲜有学者基于协同理论从双维度视角探讨双化协同效应。部分学者基于宏观角度分别以黄河上游和地级以上城市为研究对象,分析双化协同发展现状及其协同绩效^[18-19];也有学者基于微观视角分析数字化绿色化协同转型发展对可持续性发展

绩效、高质量创新的影响^[7-8]。在双化协同深入发展的背景下,新质生产力应运而生,这一先进生产力质态将引领中国企业逐步向产业链与价值链的高端环节迈进,助力其实现高质量发展的目标。但却未有文献从新质生产力角度揭示双化协同对企业高质量发展影响的机制“黑箱”。

综上,本文基于协同理论和资源基础理论,以 2011—2022 年沪深 A 股上市公司为研究对象,实证检验双化协同对企业高质量发展的影响及其作用机制。与以往文献相比,本文可能的贡献主要体现在三个方面。第一,厘清企业双化协同的内涵边界并构建了双化协同可操作的测度指标。本文基于协同理论,明确企业双化协同的核心在于数字化转型和绿色化转型之间的双向耦合和协同发展,解决了以往企业双化协同内涵不清的问题。另外,本文在数字化转型和绿色化转型指标的基础上,从协同视角利用修正的耦合协调模型构建出可直接操作的企业双化协同测度指标。该指标不仅能够科学评估企业双化协同的实际程度,更为后续开展双化协同经济效应检验、双化协同影响因素分析等实证研究提供标准化、可复用的经验工具。第二,从两维度协同的视角深化了企业高质量发展领域的相关研究。以往研究大都从单一视角考察数字化转型或者绿色化转型对企业高质量发展的影响,较少将二者纳入同一分析框架,探究数字化和绿色化协同转型对企业高质量发展的影响。本文的研究突破单一维度的桎梏,系统考察两者通过“数字赋能绿色、绿色牵引数字”形成的协同效应对企业高质量发展的影响,不仅弥补了双因素协同与高质量发展关联研究的不足,更从两维度协同视角拓展了企业高质量发展领域的研究边界,为理解高质量发展的多元驱动路径提供了新的理论视角。第三,丰富了双化协同赋能企业高质量发展的作用机制研究,并拓展了其经济效应的情境边界。本文通过深入剖析双化协同赋能企业高质量发展的作用机制,明确提出新质生产力是双化协同实现高质量发展的关键路径,弥补了双化协同价值转化机制研究的不足;另外,本文从环境规制强度、数字基础设施水平和行业属性三个维度进行异质性分析,清晰界定了双化协同效应有效发挥的适配条件,为不同情境下企业制定精准化双化协同转型方案提供了有针对性的理论参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 双化协同与企业高质量发展

数字化与绿色化作为现代企业发展中的两个核心子系统,其在目标导向、技术路径与资源配置等方面的深度融合,构建了以协同为导向的系统耦合机制,即通过数字化手段赋能绿色转型,以绿色发展目标牵引数字化演进,推动技术逻辑与生态逻辑的双向融合^[20-22]。这种“1+1>2”的系统耦合机制不仅有助于企业突破发展瓶颈、培育新质生产力,也能够通过技术赋能、结构优化和信号传递三种路径嵌入企业运行系统,提升企业全要素生产率,赋能企业高质量发展^[23-24]。

第一,技术赋能路径:实现协同提升的运营效率。双化协同以技术整合为基础,通过数字技术与绿色技术的协同嵌套,提高企业在生产、研发、供应链等环节的系统效率。在生产环节,数字技术支撑下的自动化与绿色技术引导下的低碳化共同作用,推动企业内部生产流程的智能化、节能化与环保化,实现降本增效与环境友好并重^[25-28]。在研发环节,通过构建开放式的双化协同创新平台,整合企业、科研机构、供应商、政府等创新主体资源,构建动态有机的绿色创新生态系统,从而缩短研发周期、提高创新效率^[29-31]。在供应链层面,数绿融合优化采购与交付流程,提高供应链整合能力与响应能力。因此,双化协同所带来的生产效率、

创新效率和供应链效率的同步提升,为全要素生产率的持续增长提供了关键动力支撑,进一步促进了企业高质量发展。

第二,结构优化路径:推动人力资本结构的协同重构。双化协同在驱动技术深度重构的同时,也引发了企业内部人力资本结构的协同变革。一方面,随着自动化技术的广泛应用与清洁生产模式的持续渗透,促使传统低技能岗位逐步被高技能岗位替代,这种替代互补效应不仅推动了劳动力结构实现梯度升级,更通过技能互补机制打破人力资本配置的低效壁垒,显著提升人力资本的整体配置效率^[32-33]。另一方面,双化协同战略的深入推进,催生了大量新兴产业与新型业务场景。此类产业形态与业务场景对人才素质提出了更高标准的要求,迫切需要同具备数字技术应用能力与绿色发展理念的复合型人才。这种需求导向将形成人才虹吸效应,不仅吸引优秀人才集聚,有效提升企业人力资本的整体质量,更通过人才之间的知识共享和技术交流产生知识溢出效应,进一步增强了企业的创新动能^[34-35]。由此可见,双化协同过程中形成的技能结构调整与人才要素质量升级,为企业构建知识驱动型、创新导向型组织结构提供关键智力支撑,成为推动企业突破发展瓶颈、向高质量发展演进的核心机制之一。

第三,信号传递路径:增强外部资源协同能力。从协同理论视角看,信息流动是维系协调机制中有效运行的核心要素,双化协同作为企业响应国家发展战略的系统性行为,既与“数字中国”“美丽中国”等顶层战略目标形成高度契合,又向外界传递出企业在技术体系升级、绿色治理优化等领域积极发展的信号^[36-37]。这一信号传递过程具体通过两大维度强化企业外部资源协同能力:其一,双化协同与国家战略的一致性,使企业在政策资源配置中具有比较优势,能够更精准地获取税收减免、财政专项补贴、绿色信贷政策倾斜等政策支持,为企业高质量发展提供政策层面的资源保障^[37-38];其二,企业借助年报、环境、社会与治理(ESG)报告及权威媒体披露等多元渠道,有效地向金融市场释放企业稳健经营、可持续发展的积极信号,进而提升金融市场对企业的信用评估与价值预期,最终提高企业的融资能力与外部资本的协同水平^[39]。综上,双化协同所产生的信号传递效应,不仅有效降低了企业资金获取中的信息不对称与不确定性,更强化了其高质量发展阶段对外部政策、资本等资源的整合与协同能力,为企业高质量发展提供重要支撑。

基于上述分析,本文提出假设1:双化协同能够促进企业高质量发展。

(二) 双化协同、新质生产力和企业高质量发展

习近平总书记强调“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”“必须继续做好创新这篇大文章,推动新质生产力加快发展”^[40]。双化协同作为新一轮科技革命和产业变革的核心方向,通过推动企业技术创新、生产要素、流程体系的系统性重构,激发并培育新质生产力^[3,41-42]。该背景下的新质生产力通过科技创新驱动、价值共创机制与组织结构优化等路径,为企业高质量发展提供内生动能与结构支撑^[43-44]。

新质生产力以科技创新为核心驱动力,以多要素深度重组为关键路径,以绿色可持续为刚性约束,以高效协同与高质量产出为价值导向。双化协同通过精准适配新质生产力各特征的内在需求,从多维度为新质生产力的培育与发展提供核心支撑。首先,双化协同通过技术创新效能筑牢新质生产力的创新内核。双化协同通过数字技术和绿色技术的深度融合,打破单一传统技术边界,数字化技术为绿色发展提供精准赋能,绿色化需求反向牵引数字技术创新,这种双向循环最终形成“1+1>2”的技术创新效应,加速了科技创新向实际生产力的转化,巩固了科技创新在新质生产力中的核心驱动地位^[45-46]。其次,双化协同通过优化要素配

置效率激活了新质生产力的内生动力。培育新质生产力的关键在于多要素深度重组,双化协同通过推动要素升级和要素向高质量领域集聚,促进要素配置的质效提升。在要素升级层面,双化协同推动数据要素与传统要素深度融合,促使生产要素从“劳动、资本主导”转向“数据、技术、人才”多元协同^[34,47];在要素流向层面,双化协同通过信号传递效应引导资本从高耗能、低效率领域流向绿色低碳、数字智能产业,实现要素从粗放配置到精准赋能的转变,为新质生产力的要素重组提供高效支撑。最后,双化协同通过构建全流程低碳体系夯实新质生产力的绿色根基。双化协同利用数字化溯源技术,从生产源头精准筛选绿色原材料等可再生能源,并对生产全过程进行智能调度,进而助力绿色资源的高效开发与利用^[7,25]。在生产过程中,依托互联网设备实时采集企业生产环节的能耗、碳排放数据,动态调整企业生产流程,实现低碳化精准管控^[2,17]。在生产末端,双化协同通过数字技术构建废旧产品的回收溯源体系,结合绿色拆解技术提升资源再利用率,完全契合新质生产力“低消耗、低排放、高附加值”的绿色发展模式需求^[5,8]。综上,双化协同通过对新质生产力特征的精准匹配与深度赋能,分别从技术根基、要素活力、绿色根基三个维度实现对新质生产力的系统性提升,成为新质生产力培育与发展的核心支撑力量。

新质生产力主要通过科技创新驱动、价值共创机制和组织结构优化三个维度协同发力促进企业高质量发展。首先,新质生产力通过技术创新推动价值创造体系升级,为企业高质量发展提供持续性技术支撑。新质生产力将科技创新置于生产要素重构与价值创造逻辑的核心位置,通过科技创新推动企业实现知识转移、技术突破与商业模式重构,帮助企业实现从产品优化向系统创新的跃升,从而构建起更加高效、可持续的价值创造体系,为高质量发展提供坚实的技术基础与持续性动力^[43-44]。其次,新质生产力通过价值共创为企业高质量发展开辟了广阔的价值发展空间。新质生产力的生成伴随着新兴产业和新型业态的出现,强调多元利益相关方的深度协作与资源整合,企业通过与各方共享资源、信息和知识,形成互利共赢的合作关系,这种互惠关系的建立是价值共创孕育的关键所在^[48-49]。新质生产力的引入往往伴随着技术系统与组织系统的同步革新,新兴技术的引进促使组织结构向扁平化、模块化、智能化方向演进,提升了企业信息传递、决策响应的速度及组织协同能力^[49-50]。最后,新质生产力注重专业分工与流程模块化,通过细化职能分工、加强横向协同,使企业资源配置更加高效,管理流程更加顺畅。这种组织结构的优化不仅构建了良好的内部管理环境,也增强了企业的运营韧性和创新能力,为实现高质量发展提供了制度保障与组织支撑。综上所述,双化协同通过推动企业技术根基、生产要素、流程体系系统性重构,激发并培育新质生产力;而新质生产力则通过科技创新驱动、价值共创机制与组织结构优化等路径,为企业高质量发展提供内生动能与结构支撑。

基于上述分析,本文提出假设 2:双化协同通过提升新质生产力水平促进企业高质量发展。

三、实证设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取 2011—2022 年沪深 A 股上市公司数据作为研究样本,为保证结果的稳健性,对样本数据进行以下处理:(1)剔除样本期间被 ST 和 *ST 的企业及退市企业;(2)剔除证券、银行等金融类企业;(3)剔除主要变量缺失的上市公司,并对所有连续变量进行 1% 的双边缩尾处理以避免极端值的影响,最终得到 2 253 家公司 11 974 个非平衡面板数据作为本文的研究样本。本文主要涵盖以下几个方面的数据:(1)双化协同:本文采用修正后的耦合协调度模型计算数字化转型和绿色化转型的耦合协调度来衡量企

业的双化协同水平,具体处理方式见变量说明;(2)高质量发展:本文采用OP法计算的企业全要素生产率来衡量企业高质量发展水平;(3)新质生产力:从劳动者、劳动对象、劳动资料三个层面,采用熵值法构建新质生产力指标体系。其余数据均来自深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国金融研究数据库、万得(Wind)数据库。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

企业高质量发展(TFP)。企业高质量发展通过资源要素的高效配置、产业结构的动态优化与管理能力的迭代升级,实现“效率、可持续、包容性”三维度发展范式,最终达成经济价值、社会价值与环境价值有机统一的目标^[51-53]。其中,相比于其他单维度指标,全要素生产率并非仅反映“产出与投入的比值”,而是能综合刻画企业在技术创新、管理水平、生产流程优化、市场适应能力等多维度的综合表现,是衡量企业发展质量的主要指标^[54]。因此,在主效应检验中,本文采用全要素生产率衡量企业高质量发展水平。

2. 解释变量

双化协同(Dii)。企业双化协同涉及组织的多个方面,本文将双化协同定义为企业将数字化转型和绿色化转型进行深度融合、协同发展,通过数字化技术赋能绿色化转型、绿色化目标牵引数字化转型,对企业的内部结构、生产方式、销售模式、运营范式等进行数字化与绿色化的深度协同和同步升级,从而形成一种相辅相成、相互支撑与协作的战略协同关系。本文基于企业数字化转型^[39]和绿色化转型程度^[55],采用耦合协调度模型计算企业双化协同水平。同时,王淑佳等(2021)的研究指出,传统耦合协调度模型所计算出来的耦合度集中分布在“1”一端,并非在区间 $[0,1]$ 上呈均匀分布,这使得计算出来的耦合协调度主要取决于综合协调指数,难以充分衡量企业的双化协同水平^[56]。故本文借鉴王淑佳等(2021)^[56]的研究,采用修正后的耦合协调度模型计算企业双化协同水平。修正后的耦合协调度模型能保证耦合协调度在区间 $[0,1]$ 呈均匀分布,进而保证计算出的耦合协调度能够精确衡量企业的双化协同水平。修正后的耦合协调度模型如式(1)、式(2)、式(3)所示:

$$C = \sqrt{[1 - \sqrt{(U_1 - U_2)^2}] \times \frac{U_i}{\max U_i}} \quad (1)$$

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2 \quad (2)$$

$$Dii = \sqrt{C \times T} \quad (3)$$

其中, U_1 和 U_2 分别表示数字化转型程度和绿色化转型程度, α 、 β 分别代表数字化和绿色化的贡献份额, C 表示耦合度,以反映数字化和绿色化相互作用程度的强弱, T 表示综合协调指数,它反映数字化和绿色化整体发展水平; Dii 表示耦合协调度,衡量企业双化协同水平。

3. 机制变量

新质生产力($Nqpo$)。新质生产力是指企业通过产业深度转型升级、颠覆性技术突破和生产要素的重新配置催生的先进生产力质态,它以劳动者、劳动资料、劳动对象的优化及其组合为基本内涵,以数字化、智能化、网络化等技术为驱动,具有高质量、高效能、高科技的特征^[44]。借鉴已有研究^[42,57],本文从劳动者、劳动对象、劳动资料三个层面,采用熵值法构建新质生产力的指标体系。指标具体说明如表1所示。

表 1 新质生产力构建

变量	因素	子因素	指标	衡量方式
新质生产力	新质劳动者	员工素质	高素质员工	研究生以上学历占比
			研发人员占比	研发人员占总员工的比例
		管理层素质	管理层数字化背景	高管团队是否具有数字化背景
			高管职能经历丰富度	高管职能经历计数
	新质劳动对象	生态环境	环境绩效	华证 ESG 评分体系中的环境得分
		未来发展	固定资产占比	固定资产/资产总额
	新质劳动资料	科技劳动资料	机器人渗透率	企业层面机器人渗透率
			企业创新水平	ln(企业申请专利数+1)
			绿色技术水平	ln(企业申请绿色专利数+1)
		绿色劳动资料	绿色专利占比	企业申请绿色专利数/企业申请专利数
			智能化水平	ln(智能化水平词频+1)
			数字资产占比	数字化相关资产/无形资产总额

4. 控制变量

参考现有文献^[7,26],本文选取企业资产负债率、总资产净利润率、净资产收益率、总资产周转率、应收账款占比、固定资产占比、独立董事占比、两职合一、第一大控股股东持股比例、高管人数作为控制变量。本文所有变量的定义及测量方式如表 2 所示。

表 2 变量定义和测量

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业高质量发展	<i>TFP</i>	本文使用 OP 方法计算企业全要素生产率
解释变量	双化协同	<i>Dii</i>	基于数字化绿色化指标构建耦合协调度,反映数字化绿色化协同发展水平
机制变量	新质生产力	<i>Nqpo</i>	从劳动者、劳动对象、劳动资料三个层面,采用熵值法构建新质生产力指标体系
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	总资产净利润率	<i>Roa</i>	净利润/平均总资产
	净资产收益率	<i>Roe</i>	净利润/股东权益余额
	总资产周转率	<i>Ato</i>	营业收入/平均总资产
	应收账款占比	<i>Rec</i>	应收账款净额/资产总额
	固定资产占比	<i>Fixed</i>	固定资产净额/资产总额
	独立董事占比	<i>Inddirect</i>	独立董事数量/董事会规模
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一个人则为 1,否则为 0
	高管人数	<i>Executives</i>	高管人数取自然对数

(三) 模型设定

本文主要研究双化协同对企业高质量发展的影响,设定模型如下:

$$TFP_{it} = \delta_0 + \delta_1 Dii_{it} + X'_{it}\beta + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$
 (4)

其中, TFP_{it} 代表公司 i 在 t 年的高质量发展, Dii_{it} 代表 i 企业在第 t 年的双化协同水平, X'_{it} 为控制变量向量, λ_i 为行业固定效应, γ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项, 系数 δ_1 为本文重点关注的系数。

为进一步检验新质生产力在双化协同与企业高质量发展之间的传导机制, 本文借鉴江艇(2022)^[58] 的机制检验方法, 设定模型(5)。如果模型(5)的系数 α_1 显著, 则表明双化协同通过新质生产力促进企业高质量发展。

$$Nqpo_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dii_{it} + X'_{it}\beta + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$
 (5)

(四) 变量描述性统计

表 3 报告了本文变量的描述性统计结果。由表 3 可知, 双化协同的均值为 0.351 3, 标准差为 0.252 7, 最小值为 0, 最大值为 0.850 8, 表明企业之间的双化协同水平存在较为明显的差异。企业高质量发展的均值为 6.720 4, 标准差为 0.864 9, 最小值为 3.636 8, 最大值为 11.154 7, 表明企业之间的高质量发展水平具有一定的差异。新质生产力的均值为 0.104 8, 标准差为 0.088 4, 最小值为 0.004 5, 最大值为 0.459 2。控制变量取值也存在明显不同, 说明双化协同可能受这些控制变量的影响。此外, 高质量发展、新质生产力、双化协同及其他控制变量的方差膨胀因子(VIF)值均小于 4.50, 说明本文的研究不存在多重共线性问题, 可以作进一步实证分析。

表 3 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFP</i>	11 974	6.720 4	0.864 9	3.636 8	11.154 7
<i>Dii</i>	11 974	0.351 3	0.252 7	0.000 0	0.850 8
<i>Nqpo</i>	11 974	0.104 8	0.088 4	0.004 5	0.459 2
<i>Lev</i>	11 974	0.428 9	0.203 7	0.008 4	0.997 6
<i>Roa</i>	11 974	0.041 2	0.073 5	-1.129 6	1.284 8
<i>Roe</i>	11 974	0.062 5	0.168 7	-4.319 6	1.536 3
<i>Ato</i>	11 974	0.129 4	0.107 3	0.000 0	0.813 3
<i>Rec</i>	11 974	0.640 2	0.493 6	0.012 5	10.635 4
<i>Fixed</i>	11 974	0.202 4	0.151 5	0.000 3	0.929 0
<i>Inddirect</i>	11 974	0.375 4	0.053 9	0.166 7	0.750 0
<i>Top1</i>	11 974	0.342 5	0.149 1	0.018 4	0.899 9
<i>Dual</i>	11 974	0.269 9	0.443 9	0	1
<i>Executives</i>	11 974	1.791 4	0.356 3	0.000 0	3.178 1

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 4 报告了双化协同对企业高质量发展影响的基准回归结果。列(1)和列(2)是在模型(4)中分别使用数字化转型和绿色化转型单项指标,检验数字化转型、绿色化转型各自对企业高质量发展的影响。由列(1)、列(2)可知,数字化转型、绿色化转型均能够提升企业高质量发展。列(3)是双化协同对企业高质量发展的回归结果。由列(3)可知,双化协同的回归系数在 1%水平下显著为正,本文假设 1 得到验证。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Dit</i>			0.181 2*** (7.727 2)
<i>Digital</i>	0.045 5*** (8.975 2)		
<i>Green</i>		0.077 3*** (9.890 3)	
<i>Lev</i>	1.532 5*** (42.211 0)	1.518 7*** (41.417 2)	1.534 5*** (42.160 1)
<i>Roa</i>	1.143 5*** (6.252 3)	1.159 1*** (6.410 2)	1.137 7*** (6.247 1)
<i>Roe</i>	0.480 9*** (5.643 9)	0.467 6*** (5.616 3)	0.479 8*** (5.665 4)
<i>Ato</i>	0.753 5*** (24.701 7)	0.762 6*** (24.542 0)	0.756 6*** (24.709 3)
<i>Rec</i>	-0.419 8*** (-6.633 0)	-0.410 1*** (-6.425 7)	-0.420 9*** (-6.626 5)
<i>Fixed</i>	-1.389 4*** (-28.366 5)	-1.454 5*** (-30.019 6)	-1.406 6*** (-28.806 7)
<i>Indirect</i>	0.229 2** (2.495 4)	0.274 6*** (3.001 5)	0.240 3*** (2.611 3)
<i>Top1</i>	0.402 3*** (10.961 0)	0.385 5*** (10.572 0)	0.399 8*** (10.894 4)
<i>Dual</i>	-0.113 6*** (-10.651 7)	-0.112 6*** (-10.523 4)	-0.113 0*** (-10.582 2)
<i>Executives</i>	0.227 3*** (15.477 2)	0.224 4*** (15.222 0)	0.229 4*** (15.604 2)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
常数项	5.173 8*** (103.325 7)	5.093 5*** (99.238 8)	5.169 0*** (102.854 1)

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)
样本量	11 974	11 974	11 974
$\overline{R^2}$	0.649 4	0.649 7	0.648 7

注：*、**和***分别表示在10%、5%、1%水平下显著,括号内为*t*值,后表同。

(二) 内生性分析

1. 工具变量法

考虑到双化协同对企业高质量发展的作用可能受到遗漏变量、反向因果等问题的影响,本文通过构建工具变量进行内生性分析。借鉴相关研究^[7,59]的做法,本文使用以解释变量与解释变量按年份与行业分类的均值之差的三次方(*IV*)作为双化协同的工具变量进行检验。检验结果如表5列(1)、列(2)所示。在列(1)第一阶段的回归结果中,工具变量*IV*的回归系数为6.381 6,在1%水平下显著,说明工具变量与内生变量双化协同相关,第一阶段的 Kleibergen-Paap rk *LM* 统计量为577.409,Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量为2 192.384,显著大于10,说明工具变量*IV*通过了识别不足和弱有效性检验。在列(2)第二阶段的回归结果中,双化协同工具变量的回归系数在1%水平下显著,本文的核心结论再次得到验证。

2. 倾向得分匹配(PSM)检验

考虑到双化协同水平不同的企业在其他方面可能存在差异,这些差异也有可能影响企业高质量发展,造成样本自选择偏差。本文采用倾向得分匹配方法进一步缓解这一内生性问题。借鉴已有研究^[56],对耦合协调度(*D*)划分标准,通常认为“0<*D*<0.5”时,处于失调状态,故本文将双化协同水平大于等于0.5的企业作为处理组样本,小于0.5的企业作为控制组样本,然后以本文的控制变量为协变量,通过核匹配法对处理组和控制组进行倾向得分匹配,并对新的样本进行回归检验,检验结果如表5列(3)所示。由列(3)可知,双化协同仍然能够提升企业高质量发展,表明本文的核心结论仍然成立。

表5 内生性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>IV</i>	6.381 6*** (46.822 9)		0.175 1*** (7.549 2)
<i>Dii</i>		0.184 8*** (4.119 4)	
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.058 7** (2.188 8)	4.629 7*** (35.339 8)	5.170 5*** (103.241 4)
样本量	1 1974	1 1974	1 1961
Kleibergen-Paap rk <i>LM</i>	577.409***		
Kleibergen-Paap rk Wald <i>F</i>	2 192.384		
$\overline{R^2}$	0.638 8	0.651 6	0.651 6

注:列(1)的被解释变量为*Dii*,列(2)和列(3)的被解释变量均为*TFP*。

(三) 稳健性检验

1. 替换变量

本文通过替换解释变量、被解释变量的方式进行稳健性检验。首先,替换解释变量。借鉴张永坤等(2021)^[60]的研究,以上市公司财务报告附注披露的年末无形资产明细项中与数字化技术相关的部分占无形资产总额的比例替换数字化转型的衡量指标;借鉴于连超等(2021)^[61]的研究,采用绿色创新替换绿色化转型的衡量指标。替换数字化转型和绿色化转型的衡量指标之后,重新利用修正后的耦合协调度模型计算二者之间的耦合协调度作为解释变量进行回归,检验结果如表6列(1)所示;另外,将数字化转型与绿色化转型交互项纳入模型中作为双化协同耦合协调度的替换指标进行回归,检验结果如表6列(2)所示。其次,替换被解释变量:重新构建全要素生产率指标,采用多维度指标和综合评价指标衡量企业高质量发展。利用广义矩估计(GMM)方法重新构建全要素生产率指标(*TFP_GMM*),检验结果如表6列(3)所示;借鉴李海舰和李真真(2024)^[17]的研究,从经济效益、社会效益和环境效益三个方面衡量企业高质量发展并重新进行回归,检验结果如表6列(4)、列(5)、列(6)所示;借鉴田丹和丁宝(2023)^[62]的研究,从质量效应、绿色发展、社会共享、创新驱动、风险管理和公司治理六个维度运用熵值法构建企业高质量发展的综合评价指标进行检验,检验结果如表6列(7)所示。由表6可知,更换变量后双化协同仍然能够提升企业高质量发展,验证了本文核心结论的稳健性。

表 6 稳健性检验回归结果 I :替换变量

变量	替换解释变量		替换被解释变量				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Dit</i>			0.141 4 *** (6.572 0)	0.181 2 *** (7.727 2)	2.033 6 *** (4.137 3)	0.451 4 *** (5.715 7)	0.001 6 *** (3.534 3)
<i>Dit1</i>	0.254 9 *** (6.136 8)						
<i>Digital</i> × <i>Green</i>		0.022 9 *** (11.421 6)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.226 8 *** (104.634 8)	5.181 7 *** (103.976 2)	4.462 3 *** (95.539 9)	5.169 0 *** (102.854 1)	22.284 9 *** (22.194 1)	-0.276 7 * (-1.679 8)	-0.011 4 *** (-11.819 3)
样本量	11 974	11 974	11 974	11 974	11 974	11 974	11 974
$\overline{R^2}$	0.647 8	0.650 7	0.682 3	0.650 7	0.216 4	0.235 7	0.188 9

注:列(1)和列(2)的被解释变量均为*TFP*,列(3)的被解释变量为*TFP_GMM*,列(4)—列(7)的被解释变量依次为经济效益、社会效益、环境效益、高质量发展。

2. 增加高维固定效应

本文在基准回归的基础上将行业固定效应替换为行业-年份交互固定效应,并增加个体固定效应、省份-年份

两个维度的交互固定效应重新进行基准回归,检验结果如表 7 所示。其中,列(1)只加入财务方面的控制变量,列(2)在上述基础上加入治理方面的控制变量。可以看出,双化协同的回归系数在 1%水平下显著为正,这说明双化协同能够提升企业高质量发展,本文的核心结论依然成立。

表 7 稳健性检验回归结果 II :更换高维固定效应

变量	(1)	(2)
D_{it}	0.093 3*** (4.761 6)	0.089 3*** (4.553 0)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制
常数项	6.081 0*** (211.705 3)	6.002 3*** (96.933 8)
样本量	11 974	11 974
$\overline{R^2}$	0.924 4	0.924 5

3. 改变样本容量

不同地区之间具有明显的经济和社会差异。相比于其他省份,直辖市在经济发展、政策实施和人才积累等方面具有显著优势,这些城市双化协同的影响可能存在偏差。因此,本文剔除了四个直辖市的样本后重新进行回归,回归结果如表 8 所示。其中,列(1)只加入财务方面的控制变量,列(2)在上述基础上加入治理方面的控制变量,可以看出,双化协同的回归系数均在 1%水平下显著为正,这说明双化协同对企业高质量发展具有明显的促进作用,本文的核心结论仍然成立。

表 8 稳健性检验回归结果 III :缩减样本量

变量	(3)	(4)
D_{it}	0.213 2*** (8.265 4)	0.192 7*** (7.667 3)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
常数项	5.689 4*** (209.703 1)	5.164 9*** (91.406 9)
样本量	9 402	9 402
$\overline{R^2}$	0.649 9	0.666 5

(四) 机制分析

本文使用模型(5)进行机制检验,即检验新质生产力在双化协同与企业高质量发展之间发挥的传导作用。

模型(5)以新质生产力为被解释变量,双化协同为解释变量,回归结果如表 9 所示。其中,列(1)只加入财务方面的控制变量,列(2)在上述基础上加入治理方面的控制变量。由列(1)可知,双化协同的回归系数为 0.073 6,在 1%水平下显著为正;由列(2)可知,双化协同的回归系数为 0.072 5,仍在 1%水平下显著为正,表明双化协同有助于提升新质生产力。结合以上分析,假设 2 得到验证。

表 9 机制分析回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Dii</i>	0.073 6 *** (23.992 0)	0.072 5 *** (23.644 1)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
常数项	0.075 6 *** (27.309 5)	0.040 7 *** (5.958 2)
样本量	11 974	11 974
$\overline{R^2}$	0.309 9	0.312 4

注:列(1)和列(2)的被解释变量均为 *Nqpo*。

(五) 异质性分析

样本面临不同的内外部情境,会使得企业双化协同发展的经济效益存在一定的差异,因此有必要探究双化协同对企业高质量发展的异质性效应。鉴于此,本文主要基于环境规制强度、数字基础设施水平、是否为重污染行业进行异质性分析。

1. 环境规制强度

本文将环境规制强度的中位数作为划分标准,将全样本分为高环境规制强度组和低环境规制强度组,对两组样本分别进行回归检验,检验结果如表 10 所示。可以看出,在高环境规制强度组中,双化协同的回归系数在 1%水平下显著为正;在低环境规制强度组中,双化协同的回归系数也在 1%水平下显著为正。为进一步检验两组系数差异的统计显著性,本文采用邹检验进行组间系数差异检验。结果显示,*F* 统计量为 8.31(*P*<0.01),表明双化协同对企业高质量发展的影响在两组间存在 1%水平的显著差异。结合系数大小可知,在高环境规制强度组中,双化协同的回归系数较大,说明在高环境规制强度组中,双化协同对企业高质量发展的影响更大。主要原因在于,相对于低环境规制强度,较高的环境规制强度能够形成一种倒逼机制,促使企业在合规成本压力下推进双化协同发展。严苛的环保标准(如碳配额、排污税、技术准入)直接增加了企业预期的治污成本和生产成本,这将增强企业通过双化协同改善生产技术来降低成本的意愿和动机,进而促使企业朝着高质量方向发展。

2. 数字基础设施水平

借鉴已有研究^[50]的做法,本文根据企业所在地区数字基础设施发展水平的中位数,将全样本分为数字基础设施发展水平较高组和较低组,并分样本进行回归检验,检验结果如表 10 所示。可以看出,在数字基础设施发展水平较高组中,双化协同的回归系数在 1%水平下显著为正;在数字基础设施发展水平较

低组中,双化协同的回归系数也在 1%水平下显著为正。为进一步检验两组系数差异的统计显著性,本文采用邹检验进行组间系数差异检验。结果显示, F 统计量为 8.52($P<0.01$),表明双化协同对企业高质量发展的影响在两组间存在 1%水平的显著差异。结合系数大小可知,在数字基础设施发展水平较高组中,双化协同的回归系数较大,说明在数字基础设施发展水平较高组中,双化协同对企业高质量发展的影响更大。主要原因在于,双化协同本身具有较高的风险性和不确定性,其有效实施需依托一定的基础条件,数字基础设施发展水平较高的地区,通常具备强大的数据处理和分析能力,使得企业能够更快速准确地获取市场信息、消费者需求及生产过程中的各项数据,极大地降低了双化协同发展过程中的不确定性,进而增强了企业参与双化协同的意愿,为企业通过双化协同实现自身高质量发展提供稳固的技术支撑。

3. 行业类型

本文将全样本企业划分为重污染行业和非重污染行业两组,并分样本进行回归检验,检验结果如表 10 所示。可以看出,在重污染行业组中,双化协同的回归系数在 1%水平下显著为正;在非重污染行业组中,双化协同的回归系数也在 1%水平下显著为正。这表明双化协同对于企业高质量发展的影响在重污染行业和非重污染行业都具有促进作用。为进一步检验两组系数差异的统计显著性,本文采用邹检验进行组间系数差异检验。结果显示, F 统计量为 4.29($P<0.05$),表明双化协同对企业高质量发展的影响在两组间存在 5%水平的显著差异。结合系数大小可知,在重污染行业组中,双化协同的回归系数较大,说明在重污染行业组中,双化协同对企业高质量发展的影响更大。主要原因在于,相较于非重污染行业,重污染行业长期依赖高能耗、高排放的生产方式,资源消耗大且环境污染严重,迫切需要通过双化协同优化生产流程,减少污染物排放,提高资源利用效率,进而为企业的高质量发展筑牢根基。

表 10 异质性检验回归结果

变量	环境规制强度		数字基础设施水平		行业类型	
	高	低	较高	较低	重污染行业	非重污染行业
Dit	0.188 3 *** (5.787 2)	0.172 9 *** (5.222 2)	0.196 7 *** (6.431 4)	0.166 5 *** (4.552 2)	0.342 2 *** (3.998 3)	0.159 0 *** (6.553 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.188 6 *** (71.594 9)	5.203 4 *** (75.118 2)	5.341 0 *** (85.261 0)	4.916 2 *** (59.184 8)	5.271 8 *** (32.737 9)	5.189 0 *** (97.747 9)
样本量	6 033	5 941	7 299	4 675	1 127	10 847
$\overline{R^2}$	0.654 3	0.654 4	0.665 6	0.632 1	0.507 3	0.662 4
邹检验	8.31 ***		8.52 ***		4.29 **	

五、结论与建议

企业在追求高质量发展的过程中,需要不断探寻新旧动能转换的有效途径。作为新一轮科技革命和产

业变革的两大核心趋势,数字化、绿色化正以前所未有的力量重塑全球经济结构、生产方式和竞争格局,两者的协同发展为推动企业迈向高质量发展阶段开辟了重要的战略机遇窗口。鉴于此,本文利用 2011—2022 年沪深 A 股 2 253 家上市公司的 11 974 个非平衡面板数据为样本,理论分析和实证检验了双化协同对企业高质量发展的影响及作用机制。研究结果表明,双化协同发展能够促进企业高质量发展,该结论经过一系列内生性分析和稳健性检验后仍然成立。机制分析结果表明,双化协同发展能够通过新质生产力这一路径,促进企业高质量发展。异质性分析结果表明,双化协同对于企业高质量发展的影响在高环境规制强度、数字基础设施发展水平较高、重污染行业的企业中更为明显。

基于以上分析,本文提出以下建议:

第一,企业应高度重视双化协同的积极作用,提升企业经济效益。首先,企业要认清数字化转型和绿色化转型之间的协同关系,并将二者有机结合,形成相互影响、相互促进的良好互动,为企业实现高质量发展提供强劲动能。具体而言,企业要加强数字技术应用,优化生产流程,提升碳绩效,赋能绿色化转型;同时,秉持绿色创新理念,研发降碳技术,激发技术进步,拉动数字化转型。在此基础上,企业应把握数字化绿色化协同转型的时机,促进数绿资源的有效融合,加大对双化协同相关措施的部署力度,以跨行业合作方式共同推动双化协同标准体系建设,从而为企业高质量发展积蓄长远动力。其次,企业需考虑不同环境规制强度、不同数字基础设施发展水平及不同行业下双化协同策略的差异性与适应性,进而制定科学合理的双化协同战略来促进自身新质生产力的发展,并最终实现高质量发展。

第二,积极培育企业新质生产力,以打通双化协同促进经济效益提升的传导机制。新质生产力作为当前中国经济发展的关键核心力量,企业应加快利用双化协同促进新质生产力的形成,为其高质量发展注入强劲动力。首先,企业需构建完善的双化技术融合的标准体系,确保数字技术与绿色技术在产品设计、生产、运输等各个环节中的有效衔接与协同,加速各流程实现劳动资料的共享,从而促进新质生产力的形成。其次,企业应根据自身的实际需求,合理配置人力、物力、财力等资源,确保双化协同项目的顺利实施,为新质生产力培育奠定坚实的资源基础。最后,企业应利用双化协同构建适应新质生产力培育需求的管理体系。企业应发挥双化协同的最大优势,从战略规划、组织架构、流程优化、绩效评估等多个维度入手,确保各项管理举措能够精准对接新质生产力的发展方向。

第三,政府应做好双化协同基础设施部署、推动政策体系更新,进而为企业高质量发展筑牢根基。首先,政府要着力推进双化协同相关基础设施的建设,例如开发双化协同数据应用、建立健全分布式高精度浓度监测站、搭建能源数据感知网络等,为企业双化协同的实施提供标准化、体系化参考。其次,政府应健全有利于双化协同发展的政策支持,设立专项基金,支持企业进行双化协同的资金投入,如提供低息贷款等财政支持,以降低其转型成本。最后,政府应鼓励与引导各地区企业立足自身资源禀赋,明确双化协同发展的差异化路径,并根据不同企业的资源禀赋、转型基础和技术特点,实施有针对性、差异化的“精准滴灌”转型扶持政策,以便更好地推进企业间和产业间良性互动、协同发展。

参考文献:

- [1] ALABDALI M A, YAQUB M Z, AGARWAL R, et al. Unveiling green digital transformational leadership: nexus between green digital culture, green digital mindset, and green digital transformation[J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 450: 141670.
- [2] LIU X M, ZUO Z L, HAN J, et al. Is digital-green synergy the future of carbon emission performance? [J]. Journal of Environmental Management,

- 2025, 375: 124156.
- [3] 金珣,陈泰伦,赵苑婷,等. 产业数字化绿色化协同转型赋能新质生产力:逻辑与进路[J]. 研究与发展管理,2025,37(1):74-84.
- [4] 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.
- [5] 李金昌,连港慧,徐蔼婷. “双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(9):27-49.
- [6] 田海峰,刘华军. 企业数字化转型与绿色创新的“双化协同”机制研究[J]. 产业经济研究,2023(6):29-41.
- [7] 王守海,郭英栋. 数字化与绿色化耦合协调对专精特新企业高质量创新的影响研究[J/OL]. 科研管理,2025[2025-08-10]. <https://link.cnki.net/urlid/11.1567.g3.20250708.1407.002>.
- [8] 余菲菲,毛佳怡,蒋庆. 企业数绿转型协同对可持续发展绩效的影响及作用机制研究——地方低碳政策的调节效应分析[J]. 科研管理,2024,45(11):89-98.
- [9] 刘艳,贾俊松,钟玉菲. 数字化与绿色化耦合效应及其对新质生产力影响机制[J/OL]. 环境科学,2025[2025-06-10]. <https://doi.org/10.13227/j.hjkk.202502156>.
- [10] 王韶华,李乔,张伟. 知识产权保护对城市“双化”协同发展的影响研究[J/OL]. 科研管理,2025[2025-06-10]. <https://link.cnki.net/urlid/11.1567.G3.20250121.1803.006>.
- [11] 李海舰,李凌霄. 加快发展新质生产力:利用数智技术推进企业深度转型[J]. 经济学动态,2024(11):3-19.
- [12] 胡留所,胡健,卢山冰. 数字经济赋能低碳发展的机理分析与实证检验[J]. 济南大学学报(社会科学版),2023,33(5):69-80.
- [13] 王锋正,刘向龙,张蕾,等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. 科学学研究,2022,40(2):332-344.
- [14] 曹裕,李想,胡韩莉,等. 数字化如何推动制造企业绿色转型? ——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J]. 管理世界,2023,39(3):96-112.
- [15] 吾买尔江·艾山,秦洋,彭朝辉. 共同富裕视角下企业数字化与绿色化的协同关系研究[J]. 软科学,2024,38(9):84-89.
- [16] 汪昕宇,吴克强,李立威. 数字化能力、知识管理与企业创新绩效——来自科技型中小企业的经验证据[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版),2023,21(6):97-112.
- [17] 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]. 中国农村经济,2024(4):120-140.
- [18] 杨千龙,陈慧媛,文琦. 黄河上游地区市域数字经济与绿色发展耦合协调度及提升路径[J]. 经济地理,2024,44(5):22-32.
- [19] 李强,唐幼明. 信息消费何以提升城市数字化绿色化协同绩效[J]. 经济评论,2024(5):108-124.
- [20] CHATURVEDI K, CHATAWAY J, WIELD D. Policy, markets and knowledge: strategic synergies in Indian pharmaceutical firms[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2007, 19(5): 565-588.
- [21] LI J, LI Y Z. Digitalization, green transformation, and the high-quality development of Chinese tourism enterprises[J]. Finance Research Letters, 2024, 66: 105588.
- [22] 徐阳,冉启英,杨平. 数字化与绿色化协同对新质生产力发展的影响机制[J]. 中国流通经济,2025,39(9):83-97.
- [23] LIU Y, HE Z C. Synergistic industrial agglomeration, new quality productive forces and high-quality development of the manufacturing industry[J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 94: 103373.
- [24] 郭慧婷,倪志惠,秋瑞. 数字化转型速率对企业全要素生产率的影响研究:基于新质生产力的视角[J]. 科研管理,2024,45(12):49-58.
- [25] 戴翔,杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济,2022(9):83-101.
- [26] 李甜甜,李金甜. 绿色治理如何赋能高质量发展:基于 ESG 履责和全要素生产率关系的解释[J]. 会计研究,2023(6):78-98.
- [27] 张吉昌,龙静,王泽民. 智能化转型如何赋能制造企业高质量发展? [J]. 经济与管理研究,2023,44(4):3-20.
- [28] CHEN J, GUO Z G, LEI Z J. Research on the mechanisms of the digital transformation of manufacturing enterprises for carbon emissions reduction [J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 449: 141817.
- [29] SANDBERG J, HOLMSTRÖM J, LYYTINEN K. Digitization and phase transitions in platform organizing logics: evidence from the process automation industry[J]. MIS Quarterly, 2020, 44(1): 129-153.
- [30] 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.
- [31] 肖红军,张哲,王欣. 数字平台企业社会价值共创的实现机制——基于美团“青山计划”的纵向案例研究[J]. 管理世界,2024,40(10):146-171.
- [32] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment[J].

- American Economic Review, 2018, 108(6): 1488–1542.
- [33] 肖士盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 220–237.
- [34] 苑泽明, 于翔, 李萌, 等. 数据资产促进了中国企业人力资本水平提升吗? ——基于文本分析法的经验证据[J]. 南开管理评论, 2025, 28(8): 64–75.
- [35] 孙早, 侯玉琳. 工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J]. 中国工业经济, 2019(5): 61–79.
- [36] SISSOKO A. R&D subsidies and firm-level productivity: evidence from France[Z]. Université catholique de Louvain Discussion Paper No. 2011–2, 2011.
- [37] 李剑培, 韦东明, 顾乃华. 政府引导、政策赋能与企业数字化转型[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(11): 155–176.
- [38] CHEN J, LU Q, HENG C S, et al. The signaling effect of entrepreneurship subsidies on initial public offering investor valuation: an anticorruption campaign as a quasi-natural experiment[J]. Strategic Entrepreneurship Journal, 2023, 17(3): 633–670.
- [39] 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.
- [40] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J]. 求是, 2024(11): 4–8.
- [41] LIN L, GU T Y, SHI Y. The influence of new quality productive forces on high-quality agricultural development in China: mechanisms and empirical testing[J]. Agriculture, 2024, 14(7): 1022.
- [42] 张秀娥, 王卫, 于泳波. 数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J]. 科学学研究, 2025, 43(5): 943–954.
- [43] 陈岩, 侯宇琦, 马欣, 等. 智能化转型赋能企业高质量发展的路径和机制研究——基于发展新质生产力的视角[J]. 科研管理, 2025, 46(2): 32–42.
- [44] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1–13.
- [45] 李小青, 何玮萱, 霍雨丹, 等. 数字化创新如何影响企业高质量发展——数字金融水平的调节作用[J]. 首都经济贸易大学学报, 2022, 24(1): 80–95.
- [46] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 1–11.
- [47] 杨仁发, 李婷. 政府数据开放与企业新质生产力——来自政府数据公开平台上线的证据[J]. 首都经济贸易大学学报, 2025, 27(5): 52–66.
- [48] ZHANG B J, LI P L, YUE X H. How does value co-creation behaviour affect enterprise innovation performance? [J]. International Journal of Technology Management, 2021, 87(2/3/4): 315–338.
- [49] HASAN M M, CHANG Y, LIM W M, et al. A social cognitive theory of customer value co-creation behavior: evidence from healthcare[J]. Journal of Health Organization and Management, 2024, 38(9): 360–388.
- [50] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97–115.
- [51] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 中国工业经济, 2018(10): 19–41.
- [52] 赵剑波, 史丹, 邓洲. 高质量发展的内涵研究[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(11): 15–31.
- [53] MEI L H, CHEN Z H. The convergence analysis of regional growth differences in China: the perspective of the quality of economic growth[J]. Journal of Service Science and Management, 2016, 9(6): 453–476.
- [54] 丁志帆, 丁胜. 数字化转型、人力资本结构与企业发展质量: 理论机制与实证检验[J]. 宏观质量研究, 2024, 12(6): 30–43.
- [55] 周阔, 王瑞新, 陶云清, 等. 企业绿色化转型与股价崩盘风险[J]. 管理科学, 2022, 35(6): 56–69.
- [56] 王淑佳, 孔伟, 任亮, 等. 国内耦合协调度模型的误区及修正[J]. 自然资源学报, 2021, 36(3): 793–810.
- [57] 董旗, 谭伟杰, 谢家平, 等. 政府数据开放与企业新质生产力发展[J]. 经济与管理研究, 2025, 46(3): 3–23.
- [58] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100–120.
- [59] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022(8): 156–174.
- [60] 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.
- [61] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗? ——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 109–118.
- [62] 田丹, 丁宝. 企业高质量发展的测度及作用机制研究: 基于组织韧性的视角[J]. 中国软科学, 2023(9): 154–170.

Impact of Dual-transformation Synergy on High-quality Development of Enterprises

LIU Meiyu¹, DUAN Hongli¹, HUANG Sujian²

(1. Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014;

2. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006)

Abstract: The synergy of digital and green transformation (dual-transformation synergy for short) is an essential requirement for enterprises to respond to building a digital and beautiful China and a lever for enterprises to cultivate new quality productive forces (NQPF) and promote high-quality development of enterprises. In turn, the relationship between collaborative digital and green transformation and its economic benefits have become a hot topic for the government, industry, and academic circles. However, previous studies mostly focused on the influence of digital transformation on green transformation, or examined the economic benefits of digital or green transformation, but neglected the benefits generated by their synergy, which are inconsistent with the economic effects brought about by dual-transformation synergy of enterprises in the digital economy era.

In view of this, this paper takes 11,974 unbalanced panel data of 2,253 A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2022 as samples, constructs dual-transformation synergy indicators using the modified coupling coordination model, and theoretically analyzes and empirically tests the impact of dual-transformation synergy on the high-quality development of enterprises and the mechanisms. Empirical findings are threefold. (1) Dual-transformation synergy can promote the high-quality development of enterprises. This conclusion is still valid after a series of endogeneity and robustness tests. (2) The intrinsic logical chain of the impact of dual-transformation synergy on the high-quality development of enterprises is “dual-transformation synergy - NQPF - high-quality development of enterprises”. (3) The heterogeneity tests show that the impact of dual-transformation synergy on the high-quality development of enterprises is more pronounced in contexts with high environmental regulation intensity, advanced digital infrastructure, and in heavily polluting industries.

This paper helps to deepen the understanding of synergy theory and resource-based theory related to dual-transformation synergy, and provides references for enterprises to achieve multiple benefit optimization goals in the economy, environment, and society, and for relevant departments to formulate policies. Specifically, enterprises should attach great importance to the effect of dual-transformation synergy, integrate digital technologies with green innovation initiatives, seize the opportunity for the dual-transformation synergy, and take into account the heterogeneity of transformation strategies. In addition, they need to foster NQPF, construct a standard system for technology integration, ensure the rational allocation of resources, and develop an adaptive management system. The government should accelerate the construction of infrastructure for the dual-transformation synergy, perfect policy support systems, establish special funds, implement differentiated support measures based on enterprise-specific endowments, and thereby facilitate dual-transformation synergy in enterprises.

Keywords: digital transformation; green transformation; dual-transformation synergy; new quality productive forces; high-quality development

责任编辑:李 叶