

引用格式:潘宏亮,胡国富.企业能否通过数字化转型催生新质生产力?——基于科技创新视角的实证研究[J].技术经济,2025,44(2):31-42.

Pan Hongliang, Hu Guofu. Can enterprise facilitate new quality productive forces through digital transformation? Empirical study based on the perspective of technological innovation[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(2): 31-42.

企业能否通过数字化转型催生新质生产力?

——基于科技创新视角的实证研究

潘宏亮^{1,2}, 胡国富¹

(1. 燕山大学经济管理学院, 秦皇岛 066000; 2. 燕山大学创新与创业研究中心, 秦皇岛 066000)

摘要:新质生产力作为中国现代化进程中形成的创新理论,其与数字化转型的有机结合是当前历史阶段面临的重大理论挑战。通过对2013—2023年中国A股制造业上市公司进行研究,实证检验数字化转型与新质生产力之间的关系。研究发现:数字化转型显著促进了企业新质生产力的提升。进一步研究表明,数字化转型通过提高企业科技创新能力进而促进新质生产力发展,并且高管的数字化背景在数字化转型和新质生产力之间发挥着正向调节作用。异质性分析显示,数字化转型提高企业新质生产力的边际作用在国有企业和中东部地区企业中更加显著。研究结果不仅为企业数字化转型催生新质生产力提供了理论依据,也为企业探索具体的实现路径提供了有价值的参考和启示。

关键词:数字化转型;新质生产力;科技创新;高管数字化背景

中图分类号: F124.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2025)02-0031-12

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24060505

一、引言

习近平总书记在主持中共中央政治局第十一次集体学习时对新质生产力的概念作了科学阐述,将新质生产力定义为“创新起主导作用,摆脱传统的经济增长方式和生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念先进生产力质态”。新质生产力的提出是对马克思主义生产力理论的继承与创新,为社会生产方式变革与生产关系改革提出了新方向和新要求^[1]。新质生产力的系列重要论述,为继“工业生产力”之后的“新质态生产力”的发展指明了新方向,为理解生产力在数字化时代的发展路径提供了新视角。

新质生产力与数字化转型之间的内在联系日益紧密,二者关系的研究可以追溯至马克思“技术-社会”范式的理论传统,即自然关系与社会关系的分野^[2]。这是马克思主义的一个重要理论视角,认为技术不仅仅是一个独立的实体,而且与社会结构、社会关系等紧密相连。新质生产力代表了一种新的生产方式和生产关系,而数字化转型则是推动这种新质生产力发展的关键“社会”力量。研究二者之间的关系,就是探讨技术进步如何影响生产方式和生产关系,如何进行新的技术创新,推动产业升级,进而推动社会进步。数字技术的迅猛发展,为生产力与新时代进行融合提供了关键的框架,并成为其发展的主要驱动力,为新质生产力的崛起打下了牢固的根基。因此,探究企业如何借助数字化转型以促进新生产力的生成及其实现途径,是当前把握科技革命和产业变革新机遇的关键行动。此举不仅能够推动生产方式的创新、生产力的显著提高及生产资料的现代化转型,更是对新质生产力在当今背景下的最好诠释。

在“中国制造2025”等战略不断推进,数字化转型承担产业升级和经济增长重任的时代背景下,一个亟待深入探究的问题浮出水面:企业数字化转型究竟如何驱动新质生产力?党的二十大报告中指出:“必须坚持科

收稿日期:2024-06-05

基金项目:河北省高等学校青年拔尖人才项目“数据要素赋能专精特新中小企业迭代创新研究”(BJS2023045)

作者简介:潘宏亮(1984—),博士,燕山大学经济管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:国际创业、数字创新;胡国富(1999—),燕山大学经济管理学院硕士研究生,研究方向:数字创新。

技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力,不断塑造发展新动能”。然而,新质生产力以全要素生产率提升为标志,技术创新是核心主线,可创新能力的提升具体能为企业带来何种先进工具?怎样切实优化资源配置、减少浪费及提高决策效率?另外,基于资源基础理论^[3],企业在数字化时代中维持其竞争优势的关键在于充分利用有限的资源,在企业有限的资源中,人力资源的边际效用最大。但人力资源的进步究竟怎样为企业带来具备数字化背景的管理人才?如何帮助企业识别技术发展趋势,并保证技术资源有效转化为实际生产力?这些问题的答案对于理解企业数字化转型通过何种路径促进新质生产力提升至关重要。

当前文献中,有关数字化转型和新质生产力水平的研究虽已存在一定基础,但大多集中于宏观层面的探讨:一是探讨新质生产力的概念特征^[4]和历史演进^[5]。二是新质生产力培育的赋能价值和实现路径研究。关注新质生产力培育对社会经济领域的贡献,从现实角度出发,探索可行的发展路径和方略,以确保新质生产力的赋能价值得到充分释放^[6]。三是数字创新对生产力发展的研究。学者普遍认为技术创新对生产力的发展具有正向促进作用^[7],但也有人认为过度的技术创新会带来边际效用递减的现象^[8]。综合来看,上述议题仍有可提升的空间:首先,当前文献中缺乏基于实证视角,探讨数字化转型与新质生产力之间关系的定量研究;其次,现有研究对于新质生产力的测度主要侧重外部特征,忽视了形成要素之间的关系;最后,当前文献中虽有关于技术创新对于生产力的影响的机制研究,但缺少深入企业微观视角的分析。鉴于此,本文以中国A股制造业企业为样本,探究数字化转型对新质生产力的提升作用及背后驱动因素。与现有文献相比,本文有以下理论贡献:一是从企业微观视角探究企业数字化转型对新质生产力的影响及作用机制,构建理论研究模型,丰富研究内容;二是突破现有文献对新质生产力的定性分析局限,引入熵值法结合生产力二因素理论,深入分析新质生产力的形成要素及关系,构建量化指标体系,为新质生产力的研究提供了新视角和方法论;三是从企业地区分布、产权异质性等角度考察数字化转型对新质生产力的影响,为企业管理者制定针对性的数字化发展策略提供了科学指导。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

1. 数字化转型与新质生产力

数字化转型被定义为一种战略性的变革,它不仅仅局限于技术层面的更新,更关乎企业如何利用这些技术来优化决策过程、增强客户体验、提高运营效率,并最终实现业务的创新和增长^[9]。首先,数字技术的巨大生产力能为企业带来独特的竞争优势,提升企业整合资源的能力,并降低生产和服务成本,进而实现企业的稳步发展。袁淳等^[10]指出,数字化转型能降低外部交易成本,推动企业间的分工深入,进而发挥专业化分工的效率优势,提升经济活跃度,实现经济高效运转。Hart和Dowell^[11]研究发现,在数字化背景下,企业在生产过程中还可以通过减少所需品投入、简化生产流程、降低合规成本等方式实现成本领先。其次,数字技术为企业提供了更多创新的可能性,优化企业与外部的沟通通道,保证企业内外部的信息畅通,进而提高企业的协同创新能力。唐松等^[12]认为,数字技术的发展能破除当前“数据孤岛”局面,推动信息有效流动,积极推动大数据、人工智能等核心技术的发展,为数字化创新活动打下坚实基础。Liu等^[13]证实,企业通过利用数字技术,能够更有效率地探索新的产品、服务和商业模式,从而增强其市场竞争力。最后,数字化转型有助于提升企业管理的效率和决策的准确性。尹西明等^[14]认为,数据要素是推动企业数字化转型的资源基础,数字经济深化了企业对数据的处理,赋能数字产业化发展。刘政等^[15]研究发现,企业通过数字化转型能够实现经营和管理的智能化,推动业务流程向自动化方向演进,这不仅有助于降低企业运营的风险,还能显著提升管理者的决策效率。

有关生产力的学说一直是马克思政治经济学的核心,马克思认为“生产力是人们在劳动生产中利用自然、改造自然以满足人的需要的客观物质力量”,生产力主要由劳动者、劳动对象和生产资料构成,劳动者将自身的体力和脑力同劳动对象和生产资料的结合是生产力现实化的前提条件^[16]。在新的历史时期,科学技术得到深化发展,人类社会的主导性生产力由工业生产力向“新质态生产力”演变,新质生产力进一步发展了马克思主义生产力理论,代表了生产力的飞跃和质的变化^[17]。周文和许凌云^[4]提出,新质生产力的“新”

字突出了新经济、新技术和新业态的重要性,而“质”字则强调了技术革新作为推动力的核心作用。新质生产力要求经济增长区别于依靠资本、劳动、土地等传统要素投入的累加式增长,而是通过高质量要素投入和科技创新驱动产生的乘数式增长。数据作为新质生产力的劳动对象,在当前的数字经济时代扮演着至关重要的角色。随着数字技术的持续进步,企业对于数据的收集、处理、分析和应用能力不断提升,不仅改变了生产和运营的方式,也催生了包括人工智能、物联网等多种技术在内的新质劳动资料,为生产力的提升提供了新的途径。同时,赵峰和季雷^[18]在研究中指出,在数字化时代,计算机、手机等电子设备的运用已然成为劳动者的基本技能,新质劳动技能是发展新质生产力的前提条件。新质生产力的发展,要求数字技术分别与劳动对象、劳动资料与劳动者实现深度融合,从生产力的构成和提升途径出发,持续推进生产力的创新和升级。在“新质”中,绿色也是推动生产力转型发展的重要部分。卢江等^[19]在研究中指出,新质生产力强调在工业生产中秉持绿色发展理念,传统的生产方式往往对资源和环境造成了较大的压力,而绿色发展理念旨在改变这种状况,实现经济发展与生态环境的和谐共生。张三元^[20]指出,新质生产力的发展必须坚定不移走生态优先、绿色发展之路,实现“人与自然的和解”,既满足人们美好生活需要,又保持人与自然的动态平衡,实现人与自然和谐共生。

2. 科技创新能力

科技创新一直是产业变革和生产力快速发展的根本驱动力量。在数字化转型的背景下,关于科技创新推进生产力的研究主要聚焦于合理利用资源、优化产业结构、增强企业灵活性和适应性等方面。首先,科技创新有助于更有效地利用资源,优化资源配置,减少浪费,提高投入到产出的转化水平。叶竹馨和买忆媛^[21]在研究中指出,资源是创业企业创建和成长的关键要素,有效利用现有有限资源、充分调动和配置不同资源是创业企业获取竞争优势的关键。其次,科技创新推动产业从劳动密集型向技术或知识密集型转变,促进产业结构向更高端、更环保、更可持续的方向发展。韩峰和阳立高^[22]认为,科技创新在企业产业优化过程中发挥着核心作用,数字经济的发展为创新提供了新的平台和工具,促进了多领域、多主体、多环节的协同创新,提高了要素配置效率和产品附加价值,驱动企业向信息、知识和技术密集的方向转变,实现结构优化。最后,科技创新使企业能快速响应外部环境变化,提高动态能力,增强企业的适应性和灵活性。徐细雄等^[23]发现,创新在数字化进程中有助于企业构建和增强动态能力,使企业更好地感知外部机遇和威胁,从而做出高效合理的决策。

3. 高管数字化背景

高管数字化背景在企业数字化转型中发挥着重要作用。在数字化转型的背景下,关于高管数字化背景的研究主要集中于他们在企业运营中所展现的思维方式、专业技能和战略视野。首先,高管的思维方式直接关系到企业能否顺利应对数字化转型过程中的挑战。罗彪和李明煜^[24]依据高层梯队理论指出,管理者的认知特质影响他们的行为和决策,进而影响企业的目标和结果。其次,高层管理者的专业技能是推动企业数字化转型的关键。Bessen^[25]指出,高水平的从业者通常具备较强的技术理解和应用能力,这使得他们能够在推动产业内部技术创新的同时,加速不同产业之间的资源整合。最后,管理层的战略视野对于企业的数字化转型至关重要。具有远见的管理者能够准确把握数字化转型的趋势,制定相应的战略规划,并确保企业能够持续创新和保持竞争力。Guo 等^[26]在研究中发现,管理层的短视可能会显著抑制企业的数字化转型,尤其是在流动性供给不足的情况下,这种抑制作用更为明显。高管需要具备广阔的视野,能够预见未来的趋势和挑战,并制定相应的应对策略。

(二) 研究假设

1. 数字化转型与新质生产力

在数字化转型过程中,企业依靠数据资源和数字技术,融合企业内部的自主创新和外部的合作创新,推动现有劳动者、劳动对象和劳动资料的数字化改造和智能化升级,进而促进生产力的跃升^[27]。

首先,从劳动者角度出发,数字化转型为新质生产力的发展提供劳动力的支撑。通过企业对劳动者进行数字化和智能化技能培训,如数据分析、编程、机器学习等,促进劳动者对新兴技术的理解和应用,形成与新质生产力发展相适应的劳动力,为企业的长期发展提供人才保障。其次,从劳动对象角度出发,数字化转型为提供新型劳动对象提供了重要支持。传统的生产要素已不再足以满足生产需求,数据逐渐成为重要的

生产要素之一,广泛渗透到社会生产、流通、分配、消费的全流程和各环节^[28]。这不仅有助于改造和升级传统生产要素,还促进了传统生产要素的有效组合,形成更高质量的新型生产力。最后,从劳动资料角度出发,数字化转型能够提供更为高效的劳动工具。通过运用大数据、云计算、人工智能等新技术,将传统生产方式转变为数字化形式,提升了公司运营的智能化和自动化,并释放了管理人员从事更高层次创新和决策的能力。数字化转型在催生新质生产力的过程中,分别以数字技能培训赋予劳动者新水准,以数据要素驱动赋予劳动对象新特性,以技术工具革新赋予劳动资料新水平,进而推动生产方式和生产效率的提升,激发企业的新质生产力^[18]。

基于此,本文提出假设1:

企业数字化转型可以显著促进新质生产力的发展(H1)。

2. 科技创新能力的中介效应

科技创新是数字化转型中发展新质生产力的“介质”动能^[29]。其根本逻辑在于,科技创新的速度和质量将直接影响数字化转型促进新质生产力的效果。倘若科技创新的速度过慢,无法及时跟上数字化发展的需求,或者创新质量不高,不能有效解决数字化转型中的关键技术难题,新质生产力的提升可能会陷入停滞。因此,当科技创新能够与数字化转型高度融合时,新质生产力有望实现跨越式增长。

具体而言,数字化转型通过数据驱动决策、降低创新门槛、加速技术融合等途径显著提升企业的科技创新能力。科技创新能力的提升,分别从优化生产流程、提高决策效率和增强可持续发展能力等方面,促进新质生产力的发展。首先,科技创新通过引入先进的自动化设备和智能系统,实现资源的高效配置与利用,优化生产流程,从而在减少资源浪费的同时,显著提升生产效率和产品质量。这一过程不仅提高了生产效率,也确保了产品质量的可靠性,为企业带来了更高的市场竞争力。其次,科技创新通过大数据分析和人工智能等前沿技术,为企业建立强大的决策支持系统。这些系统能够处理和分析海量的数据,帮助企业识别潜在的风险因素,预测市场趋势,据此制定出更为精准和前瞻性的决策。这种基于数据驱动的决策模式,使企业能够更好地应对复杂多变的市场环境,提高决策的科学性和有效性。最后,科技创新为企业提供了先进的工具和方法,使其能够更高效地开发和应用绿色技术,分别从提高能源利用效率、推动资源循环利用、创造绿色商业模式等方面,推动企业可持续性发展,催生“绿色”新质生产力。

基于此,本文提出假设2:

企业数字化转型通过促进科技创新能力,进而促进新质生产力的发展(H2)。

3. 高管数字化背景的调节效应

高管的数字化背景有望深化数字化转型催生新质生产力的过程,倘若高管对数字化领域知之甚少,无法运用数字化思维来规划企业的发展路径,那么新质生产力的激发将面临重重困难。缺乏数字化背景的高管可能会因不了解大数据分析的重要性,而错过通过数据驱动来优化生产流程、提升产品质量的机会,进而阻碍新质生产力的形成。反之,拥有扎实数字化背景的高管能够巧妙借助云计算、人工智能等前沿技术,为企业打造智能化的运营体系,精准定位市场需求,推动产品创新,从而大幅提升企业的生产效率和市场竞争力,有力促进新质生产力的诞生。

具体而言,高管的数字化背景会赋予他们对于创新前景、技术趋势及人才培养的深刻洞察力,间接影响公司数字化转型的战略选择和行为模式^[30]。首先,高管的数字化背景充分强调了管理者的创新意识。他们能够识别数字化转型中的潜在机遇和挑战,并推动企业在业务流程和商业模式上的创新,从而提高生产效率和质量。其次,高管的数字化背景让他们对技术趋势具有前瞻性的理解。他们能够紧跟最新的技术发展动态,捕捉技术发展趋势,推动企业的技术革新和产品升级。最后,这些高管不仅在技术层面上,更在人才培养方面对新质生产力的建设起到重要作用。数字化人才队伍的建设对于推进企业数字化转型至关重要,如何在数字化转型中进行人力资本升级、培养和挖掘数字化人才,对企业顺利且高效地完成数字化转型具有重要的推动作用^[31]。

基于此,本文提出假设3:

高管数字化背景正向调节数字化转型对新质生产力的促进作用(H3)。

三、研究设计

(一) 样本数据

本文选取 2013—2023 年我国 A 股制造业上市公司为研究对象,原始数据来自国泰安(CSMAR)数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS)。本文对数据作了以下处理:①剔除样本中的金融业企业;②剔除样本期内被 ST(special treatment)和 * ST 的企业;③剔除关键数据缺失严重的企业;④为避免极端值对结果造成影响,对连续变量进行缩尾处理,缩尾对象为上下 1% 的观测值。经过上述处理,最终获得了 17626 个样本观测值。

(二) 变量设定

1. 解释变量

企业数字化转型(DCG)。考虑到制造业企业进行数字化转型过程中会面临诸多挑战,本文分别从数字化投入和数字化创新两方面衡量企业的数字化转型程度。其依据为在数字化转型进程中,数字化投入是基础,大量的资源投入到数字化技术、设备、人才培养等方面,能够为企业搭建起数字化转型的基础架构;而数字化创新是关键,创新在数字化转型中起着推动和引领的作用,通过创新业务模式、产品服务、运营流程等,企业能够更好地利用数字化技术创造价值和提升竞争力。给予数字化投入和创新各 50% 的权重,能够平衡地考虑数字化转型的两个重要方面,避免过于侧重投入而忽视创新,或者过于强调创新而缺乏必要的投入支持。

2. 被解释变量

新质生产力(Npro)。新质生产力的核心要素是创新驱动,本文借鉴宋佳等^[32]关于新质生产力的研究方法,基于生产力二要素理论,并考虑了劳动对象在生产过程中的作用和价值。该文在构建新质生产力指标体系时,考虑到新质生产力是在传统生产力的基础上,通过引入新技术实现的一次质的飞跃。因此,为了综合衡量新质生产力,选择反映传统生产力要素和新技术融合的指标是合理的。对于传统生产力要素,选取了“活劳动”和“物化劳动”,对于新技术要素,选取了“硬科技”和“软科技”。此外,考虑到新质生产力的绿色属性,还应加入环境友好要素指标,以体现新质生产力在推动经济发展的同时,对资源环境的保护和可持续发展的关注。将这些要素共同排列,可以更全面地展示企业新质生产力的内涵,即不仅包括传统生产要素的优化和新技术的应用,还包括对资源环境的关注和可持续发展的追求。指标构建完成后,进一步采取熵值法进行加权计算,从而得到新质生产力的指标,具体结果见表 1。

表 1 企业新质生产力测量指标

因素	子因素	指标	指标取值说明	权重(%)
生产力二要素	活劳动	研发人员薪资占比	(研发费用-工资薪酬)/营业收入	26
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	2
		高学历人员占比	本科以上人数/员工人数	3
	物化劳动	固定资产占比	固定资产/资产总额	2
		制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的工资)/(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)	1
新技术要素	硬科技	研发投入占比	研发费用/营业收入	25
		设备先进程度	(研发费用-租赁费)/营业收入	5
		专利数量	(研发费用-直接投入)/营业收入	26
		新技术应用率	无形资产/资产总额	3
	软科技	总资产周转率	营业收入/平均资产总额	1
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	1
环境友好要素		资源利用效率	产品中所含原材料的量/原材料总投入量	1
		能源消耗强度	单位能耗 = 能源总消耗量/企业总产值	1
		环境污染排放	废水(废气、废渣)×相关污染物浓度	3

注:表中指标权重之和为 100%。

3. 中介变量

科技创新能力 (*TIC*)。对于科技创新能力的测度,本文参考李青原和肖泽华^[33]关于绿色创新能力的测度研究。本文以上市公司专利申请数量作为依据,以发明专利、实用新型和外观设计专利的总数量加上 1 的自然对数作为衡量企业科技创新能力的指标,其中三种专利的权重按照 3:2:1 进行取值。

4. 调节变量

高管数字化背景 (*TMT*)。借鉴黄珊珊和邵颖红^[34]关于高管创新背景的测度研究,本文通过收集和整理 2013—2023 年的上市公司高管团队的公开资料,筛选专业中包含信息、智能、软件、电子、通讯、系统、网络、自动、无线、计算机等的观测值,并以此进行赋值。具体赋值规则如下:若高管团队中有至少一名成员的教育背景或专业领域包含上述关键词之一,则该上市公司在数字化背景指标上被赋值为 1;若高管团队中没有任何成员具有上述观测值的数字化背景,则该上市公司在数字化背景指标上被赋值为 0。

5. 控制变量

为了确保研究的严谨性和有效性,本文纳入了以下因素作为控制变量:公司规模 (*size*)、公司年龄 (*Age*)、资产负债率 (*Lev*)、总资产净利润率 (*ROA*)、股权制衡度 (*Balance*)、高管持股比例 (*Mshare*)、股权性质 (*SOE*) 等。为了更准确地评估结果,本文在回归分析中纳入了对个体 (*Id*) 和年份 (*Year*) 差异的控制。具体变量定义见表 2。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	新质生产力	<i>Npro</i>	采用熵值法衡量新质生产力
解释变量	数字化转型	<i>DCG</i>	数字化投入指数×50%+数字化创新指数×50%
中介变量	科技创新能力	<i>TIC</i>	ln(专利申请数量+1)
调节变量	高管数字化背景	<i>TMT</i>	具有数字化背景的高管赋值为 1, 否则为 0
控制变量	公司规模	<i>size</i>	ln(企业总资产)
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	企业年龄	<i>Age</i>	ln(企业观测时间-成立时间)
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产余额
	股权性质	<i>SOE</i>	国有企业取值为 1, 其他为 0
	管理层持股比例	<i>Mshare</i>	管理层持股数/总股数
	股权制衡度	<i>Balance</i>	第二到第五位大股东持股比例的和/第一大股东持股比例
	年份	<i>Year</i>	年份虚拟变量
	个体	<i>Id</i>	个体虚拟变量

(三) 模型构建

为探究企业数字化转型对新质生产力发展的影响,并验证以上所作假设,本文采用如式(1)所示。模型来进行回归分析。

$$NPro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DCG_{it} + \sum Controls_{it} + \sum Year + \sum Id + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:*NPro* 为被解释变量,代表企业新质生产力;*DCG* 为解释变量,代表企业数字化转型程度;*Control* 为一系列控制变量;*Year* 和 *Id* 分别为年份固定效应和个体固定效应; α 为估计系数; ε 为随机扰动项;下标 *i* 和 *t* 分别为个体企业和时间。

模型(2)用来检验数字化转型对科技创新能力的影响,模型(3)用中介变量来检验在研究中的中介作用。

$$NPro_{it} = \chi_0 + \chi_1 DCG_{it} + \chi_2 TIC_{it} + \sum Controls_{it} + \sum Year + \sum Id + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$TIC_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DCG_{it} + \sum Controls_{it} + \sum Year + \sum Id + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:*TIC* 为中介变量,代表科技创新能力; χ 和 λ 为估计系数。

模型(4)用来探究高管数字化背景对数字化转型与新质生产力之间的调节作用。

$$NPro_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DCG_{it} + \gamma_2 TMT_{it} + \gamma_3 DCG_{it} \times TMT_{it} + \sum Controls_{it} + \sum Year + \sum Id + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:*TMT* 为调节变量,代表高管数字化背景; γ 为估计系数。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表3显示了主要变量的统计描述结果。被解释变量 $Npro$ 的最大值达到 17.56, 而最小值仅为 0.536, 这表明在样本企业中, 新质生产力的水平存在显著的跨度和多样性。均值 5.288 则位于最小值和最大值之间, 但明显低于最大值, 这反映出尽管部分企业的新质生产力水平较高, 但整体而言, 我国企业在新质生产力方面还有较大的提升空间。解释变量 DCG 的均值为 0.428, 标准差为 0.795, 这表明在数字化转型方面, 我国 A 股上市公司之间存在较大的差异性。其最小值为 0, 最大值达到 33.13, 进一步证实了不同公司在数字化转型的进程和深度上具有明显的差异; 另外, 选取的控制变量, 其最小值与最大值之间也存在显著差异。这种差异性能为模型提供有效的控制, 帮助研究者更准确地识别和评估数字化转型对新质生产力的影响, 同时排除其他可能的干扰因素。总体而言, 描述性统计结果揭示了 A 股上市公司在新质生产力和数字化转型方面的现状, 为进一步的回归分析和深入研究奠定了基础。

表3 各主要变量描述性统计

变量	样本数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$Npro$	17626	5.288	4.951	2.205	0.536	17.56
DCG	17626	0.428	0.228	0.795	0	33.13
TIC	17626	3.886	4.025	1.680	0	9.963
TMT	17626	0.077	0	0.266	0	1
$size$	17626	22.11	21.96	1.148	19.68	26.43
Lev	17626	0.388	0.382	0.185	0.046	0.924
Age	17626	2.966	2.996	0.292	1.792	3.611
ROA	17626	0.040	0.041	0.066	-0.422	0.223
SOE	17626	0.235	0	0.424	0	1
$Mshare$	17626	17.00	5.668	20.52	0	68.67
$Balance$	17626	0.774	0.625	0.592	0.0187	2.907

(二) 多重共线性检验

在本文中, 因变量新质生产力在测度过程中选用了“硬科技”与“软科技”等指标。鉴于其可能与自变量数字化转型、中介变量科技创新能力之间存在共线性问题。为妥善处理这一潜在问题, 对文中 4 个主要变量进行固定个体效应回归后, 进一步开展多重共线性检验, 以确保研究结果的准确性与可靠性。多重共线性检验结果见表 4。文中主要变量的容忍度均大于 0.1, 方差膨胀系数 (VIF) 均小于 10, 表明变量之间没有共线性问题存在。

表4 多重共线性检验

主要变量	TIC	DCG	TMT	Mean VIF
VIF	1.33	1.29	1.09	1.24
$1/VIF$	0.749	0.778	0.919	

表5 基准回归

主要变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Npro$	$Npro$	$Npro$	$Npro$
DCG	0.538*** (26.28)	0.354*** (16.73)	0.483*** (23.54)	0.313*** (14.67)
$size$			0.083*** (4.46)	-0.088** (-3.48)
Lev			-0.876*** (-10.37)	0.314*** (3.31)
Age			-0.154** (-2.27)	0.401** (2.06)
ROA			-1.939*** (-7.10)	-1.814*** (-11.48)
SOE			0.422*** (9.74)	0.018 (0.30)
$Mshare$			0.000 (0.60)	-0.001 (-1.25)
$Balance$			0.103*** (3.72)	-0.052 (-1.78)
$Year/Id$	不控制	控制	不控制	控制
N	17626	17626	17626	17626
adj. R^2	0.038	0.162	0.070	0.176
F	690.5	258.8	132.68	156.7
p	0.000	0.000	0.000	0.000

(三) 基准回归

数字化转型 DCG 对新质生产力水平 $Npro$ 的基准回归分析结果如表 5 所示。其中, (1) 列表示解释变量和被解释变量之间的直接回归结果, DCG 的回归系数为 0.538, 在 1% 水平上显著为正; (2) 列和 (3) 列分别表示加入固定效应和控制变量之后的回归结果, DCG 的回归系数分别为 0.354 和 0.483, 均在 1% 水平上显著为正; (4) 列表示同时控制个体和年份的固定效应并加入所有控制变量后的回归结果, DCG 的回归系数为 0.313, 在 1% 水平上显著为正。基于以上结果, 本文假设 H1 成立。

(四) 稳健性检验

1. 替换解释变量

为了进一步检验数字化转型对新质生产力的影响, 本文选取另一种对于数字化转型的测度方法作为解释

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著; 括号内为 t 统计量。

变量的替换。参考袁淳等^[10]的做法,借助数字经济相关的国家政策语义表述,建立一个相对完备的数字化词典,再利用基于机器学习的文本分析法,来构建企业数字化转型程度的指标。替换解释变量之后进行回归分析,具体结果见表 6 的(1)列。替换之后的数字化转型 DCG_1 的回归系数为 0.083,在 1%水平上显著为正,初步验证本文的假设 H1。

2. 替换被解释变量

在企业经济研究领域,生产力水平与生产率水平通常被视为等价概念。本文用全要素生产率(TFP_LP)来替换新质生产力来作为被解释变量进行回归分析,结果见表 6 的(2)列。 DCG 的回归系数为 0.048,在 1%水平上显著为正。这说明在替换了被解释变量之后, DCG 对 $Npro$ 仍有正向影响作用,本文假设 H1 再一次得到验证。

3. 剔除异常年份

在本文的样本期间,考虑到新冠肺炎疫情可能引发的数据异常现象,会对研究结果的稳健性造成潜在的负面影响。为了降低由异常年份引起的不确定性对研究结论的影响,将 2020—2023 年四年的数据进行剔除后进行回归分析,结果见表 6 的(3)列。 DCG 的回归系数为 0.298,在 1%水平上显著为正。这说明在剔除了异常年份之后, DCG 对 $Npro$ 仍有正向影响作用,本文假设 H1 再一次得到验证。

4. 剔除异常城市

直辖市由于其特殊的行政地位,往往能够获得更多的资源配置和政策倾斜,这可能导致其发展状况与一般城市存在本质的不同。为了确保研究结果的普适性,避免由于行政级别差异带来的潜在偏差,本研究将位于直辖市域内的企业数据进行剔除后进行回归分析,结果见表 6 的(4)列。 DCG 的回归系数为 0.321,在 1%水平上显著为正。这说明在剔除了异常城市之后, DCG 对 $Npro$ 仍有正向影响作用,本文假设 H1 再一次得到验证。

5. 内生性检验

本文对 A 股制造业上市公司的部分重要变量进行了控制,并控制了年份固定效应与个体固定效应,但这不可避免地会遗漏部分变量;此外,企业在进行数字化转型的过程中,可能与新质生产力的发展形成相互促进的关系。一方面,企业通过数字化转型,能够推动新质生产力的提升;另一方面,为了增强新质生产力,企业可能会积极采纳数字化技术,并执行相应的数字化转型策略。为了解决可能存在的因果关系混淆和变量遗漏等问题,本文采用了工具变量法来检验内生性问题。本文将解释变量滞后一期处理。此外,借鉴易靖韬和王悦昊^[35]对内生性问题的解决思路,采用同一行业内其他企业的数字化转型平均水平作为工具变量,通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。这种方法的合理性在于,一个企业在数字化转型方面的表现与其所在行业的整体数字化水平紧密相连。然而,行业整体的数字化水平与该企业是否增强其新质生产力之间并没有直接的联系。同时该工具变量与模型中的控制变量和随机误差项也保持独立,因此行业平均数字化转型程度满足作为工具变量的基本要求^[36]。

选取工具变量后,进行内生性检验,具体结果见表 7。第一阶段回归结果显示,选取的工具变量均对企业数字化转型程度的影响在 1%水平上显著为正,而且 F 值远大于临界值 10,这表明所选取的工具变量均是外生有效的。第二阶段回归结果显示,数字化转型程度对企业新质生产力水平的影响均在 1%水平上显著为正,并且 $WALD$ 外生性检验的卡方值分别为 809.92 和 379.82,拒绝解释变量不存在内生性的原假设。以上回归结果说明,在分别使用滞后一期的解释变量和行业平均的解释变量作为工具变量处理了潜在的内生性问题之后,数字化转型仍然显示出对企业新质生产力提升的积极影响。

表 6 稳健性检验——替换变量、剔除异常数据

主要变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Npro$	TFP_LP	$Npro$	$Npro$
DCG_1	0.083 *** (6.23)			
DCG		0.048 *** (10.40)	0.298 *** (8.50)	0.321 *** (13.00)
控制变量	控制	控制	控制	控制
$Year/Id$	控制	控制	控制	控制
N	17626	17626	8523	15173
adj. R^2	0.079	0.746	0.251	0.171
F	75.78	2826.29	154.9	144.9
p	0.000	0.000	0.000	0.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著;括号内为 t 统计量。

表 7 稳健性检验——内生性检验

主要变量	滞后一期		行业 DCG 均值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	<i>DCG</i>	<i>Npro</i>	<i>DCG</i>	<i>Npro</i>
<i>DCG</i>		0.569*** (23.31)		1.136*** (8.24)
工具变量	1.035*** (326.19)		0.971*** (20.45)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Year/Id</i>	控制	控制	控制	控制
第一阶段 <i>F</i> 值	13608.51		93.06	
<i>WALD</i>		809.92		379.82
<i>N</i>	13680	13680	17626	17626
adj. <i>R</i> ²	0.888	0.058	0.041	0.078

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著；括号内为 *t* 统计量。

五、异质性分析与机制研究

(一) 异质性分析

1. 产权异质性

在探讨企业数字化转型及其对新质生产力发展的影响时,企业产权性质的差异性是一个不可忽视的因素。不同产权性质的企业,在发展目标、经营策略及资源配置等方面存在显著的异质性。为了系统地检验产权异质性对研究结论的潜在影响,本文将样本企业按照产权性质划分为国有和非国有两大类,分别对两组样本展开回归分析,具体结果见表 8 的(1)列和(2)列。*DCG* 的回归系数分别为 0.322 和 0.336,国有企业和非国有企业的数字化转型对新质生产力发展的影响均在 1% 水平上显著为正,在国有企业中,其影响程度更大。这可能是因为,国有企业由于其与政府的紧密联系,往往能够获得更为丰富的政策支持和资金投入,为国有企业在技术升级、创新研发及人才培养等方面提供坚实的基础。此外,在国家倡导大力发展新质生产力之后,国家一直将国有企业作为实现关键核心技术突破、重大原创技术突破、成为产业链“链长”的关键性力量^[37]。因此,国有企业中数字化转型对于新质生产力发展的影响程度更大。

2. 地区异质性

纵观工业革命以来的城市发展史,产业变革和生产力大提升的阶段,往往是城市版图和区域经济洗牌加速的关键阶段。因此,不同区域的企业发展新质生产力的过程也截然不同。本文将样本中的企业根据其地区分布分别分为东北部、东部、中部和西部,分别对四组样本展开回归分析,具体结果见表 8 的(3)列~(6)列。结果显示,东部、中部和东北部的企业数字化转型对新质生产力发展的影响在 1% 水平上显著为正,而西部地区则不显著。这是因为,我国中东部地区凭借其得天独厚的地理条件和坚实的经济基础,为新质生产力的快速发展提供了良好的起点和增长动力。同时,在数字化转型的浪潮中,这些区域通过积极推动产业升级,进一步巩固了新质生产力发展的产业支撑。而我国西部地区并不具有如此大的禀赋优势,无法为企业数字化转型中提供强大的资源赋能,进而无法很好地促进新质生产力水平的发展。

表 8 异质性分析

主要变量	产权		地区分布			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有企业	国有企业	东北部	东部	中部	西部
<i>DCG</i>	0.322*** (13.67)	0.336*** (6.84)	1.315*** (8.73)	0.261*** (11.02)	0.519*** (7.98)	0.104 (1.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year/Id</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13477	4149	659	12424	2418	2125
adj. <i>R</i> ²	0.168	0.214	0.332	0.186	0.220	0.112
<i>F</i>	131.7	55.95	15.00	130.76	31.58	12.62
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著；括号内为 *t* 统计量。

(二) 机制分析

1. 科技创新能力的中介效应

本文用模型(2)和模型(3)来探究科技创新能力在数字化转型对新质生产力影响过程中的中介作用。采取逐步回归的方法,对模型(2)进行回归,其结果见表9的(2)列。结果显示,DCG的回归系数为0.220,在1%水平上显著为正,可以得出企业数字化转型能够显著提高企业的科技创新能力。为进一步检验TIC在数字化转型和新质生产力发展中发挥的中介作用,继续对模型(3)进行分析,结果如表9的(3)列。结果显示,DCG的回归系数为0.461,在1%水平上显著为正,TIC的回归系数为0.149,在1%水平上显著为正,说明TIC在数字化转型与新质生产力发展之间起到中介作用,符合H2假设。此外,为了进一步验证TIC的中介作用,本文运用采用Bootstrap法从样本数据中随机抽样5000次,结果如表10所示,直接效应和间接效应95%置信区间中均不包括0值,通过了Bootstrap检验,表明TIC在数字化转型与新质生产力发展之间存在部分中介效应,与上述研究结果一致。

这可能是由于,随着数字化转型进程中不断深入,企业的科技创新能力大幅提高,进而通过创新产品和服务,优化业务流程,提高企业运营效率,促进生产力的显著增长。这种生产力的提升并非简单的数量增加,而是基于数字技术和创新的质的飞跃,区别于老的生产力,即“新质生产力”。

2. 高管数字化背景的调节效应

本文用模型(4)来探究高管数字化背景的调节作用。在表9的(1)列基础上在引入交互项(DCG×TMT)后进行回归分析,具体结果见表9的(4)列、(5)列。结果显示,交互项DCG×TMT回归系数为0.340,在1%水平上显著为正,这表明企业高管数字化背景强化了数字化转型对新质生产力发展的正向促进作用,符合H3假设。

这可能是由于,具有数字化背景的高管,对数字技术有着深刻的理解和强烈的偏好,这使得他们能够在企业面临数字化挑战时,迅速做出战略调整,并积极推动创新。他们的领导力和前瞻性思维为企业的数字化转型提供了坚实的保障,确保了转型过程的顺利进行。在这些高管的引领下,企业能够充分利用数字技术的优势,优化运营流程,提高决策效率,增强市场竞争力。

表 9 机制分析

主要变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Npro</i>	<i>TIC</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>
<i>DCG</i>	0.313*** (14.67)	0.220*** (16.02)	0.461*** (22.73)	0.478*** (23.64)	0.093*** (6.84)
<i>TIC</i>			0.149*** (13.57)		
<i>TMT</i>				0.586*** (9.77)	-0.390*** (-5.05)
<i>DCG×TMT</i>					0.340*** (7.76)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year/Id</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	17626	17626	17626	17626	17626
adj. <i>R</i> ²	0.176	0.281	0.098	0.093	0.073
<i>F</i>	156.7	384.39	100.56	95.44	68.91
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著;括号内为 *t* 统计量。

表 10 中介效应检验结果(Bootstrap 方法)

指标	系数	标准误	<i>Z</i>	<i>P</i>	95%置信区间
间接效应	0.0349290	0.0045717	7.64	0.000	[0.0259686, 0.0438895]
直接效应	0.4993296	0.0501998	9.95	0.000	[0.4009398, 0.5977193]

六、结论与启示

本文以 2013—2023 年 A 股制造业上市公司作为研究样本,探究企业数字化转型对新质生产力发展的影响。其主要结论如下:首先,企业的数字化转型对新质生产力水平存在显著的正向促进关系。其次,科技

创新能力在数字化转型影响新质生产力的进程中起到中介作用,揭示了科技创新在企业生产力提升中的关键作用。高管团队的数字化背景对数字化转型与新质生产力之间的关系具有正向调节作用,表明高管的数字化知识和经验对于推动企业数字化进程和生产力提升具有积极影响。最后,异质性分析显示,在国有企业和我国中东部地区的企业中,数字化转型对新质生产力的促进作用更为显著。

基于以上发现,本文提出以下政策建议:

对于企业而言。首先,科技创新是推动企业发展的核心动力,是数字化转型催生新质生产力的根本途径。企业需要不断增加对研发的投入,建立灵活的研发机制,以促进新技术、新产品的开发和现有技术的改进。其次,企业高管团队的数字化背景能够增强数字化转型对新质生产力发展的正向促进效果,是企业成功实现生产力质变的重要保障。企业应通过系统的培训和实践,提升高管团队对数字技术的理解和应用能力,确保他们能够制定和执行有效的数字化战略。最后,国有企业和中东部地区的企业应充分发挥自身优势,积极探索和实践数字化转型的新模式,通过建立行业标杆,激发创新活力,引领并推动整个行业的生产力升级。

对于政府而言。数字化转型作为影响新质生产力的主要对象,政府应加大对于企业数字化转型的帮扶力度。在数字设施基建方面,通过增加资金投入,为企业进行数字化转型提供更加先进和完善的数字基础设施支持。在人才培养方面,通过推动教育和培训项目,培养数字化人才,充分发挥人才在生产力升级中的调节作用。在政策激励方面,政府可以提供专项税收减免、补贴等财政支持,以降低传统制造业企业在科技创新和绿色转型上的成本,深化科技创新能力在催生新质生产力过程中的“介质”动能,促进可持续性发展。对于私有企业和西部地区的企业,政府可通过设立专项基金、税收优惠和贷款贴息等措施,降低企业在技术升级和创新方面的政策与资金障碍,并实施人才引进计划,为这些企业吸引具备数字化技能的专业人才。

值得强调的是,数字化转型催生新质生产力的研究极为复杂,本文仅从科技创新和高管数字化背景两个视角展开探究,存在一定局限性,未来研究可从更多维度深入探讨数字化转型对新质生产力的影响机制,持续纳入人工智能、大数据等新兴技术因素。同时,应高度关注技术发展所引发的新生产方式与商业模式变革,及时对理论框架予以调整和完善,确保其能精准反映现实状况,为企业提供切实有效的指导,进而推动时代赋予的“新质生产力”不断涌现。

参考文献

- [1] 黄群慧, 盛方富. 新质生产力系统: 要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革, 2024(2): 15-24.
- [2] 翟云, 潘云龙. 数字化转型视角下的新质生产力发展——基于“动力-要素-结构”框架的理论阐释[J]. 电子政务, 2024(4): 2-16.
- [3] BARNEY J. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. Journal of management, 1991, 17(1): 99-120.
- [4] 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.
- [5] 方敏, 杨虎涛. 政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J]. 经济研究, 2024(3): 20-28.
- [6] 罗爽, 肖韵. 数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展: 理论机制与实证检验[J]. 新疆社会科学, 2024(2): 29-40.
- [7] FAN M, YANG P, LI Q. Impact of environmental regulation on green total factor productivity: A new perspective of green technological innovation [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022, 29(35): 53785-53800.
- [8] DU Y, WEI X. Technological change and unemployment: Evidence from China[J]. Applied Economics Letters, 2022, 29(9): 851-854.
- [9] 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] 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.
- [11] HART S L, DOWELL G. Invited editorial: A natural-resource-based view of the firm: Fifteen years after[J]. Journal of Management, 2011, 37(5): 1464-1479.
- [12] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66.
- [13] LIU M, LI C, WANG S, et al. Digital transformation, risk-taking, and innovation: Evidence from data on listed enterprises in China[J]. Journal of Innovation & Knowledge, 2023, 8(1): 100332.
- [14] 尹西明, 钱雅婷, 武沛琦, 等. 平台企业加速数据要素向新质生产力转化的逻辑与进路[J]. 技术经济, 2024, 43(3): 14-22.
- [15] 刘政, 姚雨秀, 张国胜, 等. 企业数字化、专用知识与组织授权[J]. 中国工业经济, 2020(9): 156-174.
- [16] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯全集[M]. 北京: 人民出版社, 2003.
- [17] 蒲清平, 黄媛媛. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的生成逻辑、理论创新与时代价值[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023(6): 1-11.

- [18] 赵峰, 季雷. 新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制[J]. 学习与探索, 2024(1): 92-101.
- [19] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024(3): 1-17.
- [20] 张三元. 发展新质生产力与构建绿色健康生活方式[J]. 思想理论教育, 2024(4): 27-34.
- [21] 叶竹馨, 买忆媛. 探索式即兴与开发式即兴: 二元性视角的创业企业即兴行为研究[J]. 南开管理评论, 2018(4): 15-25.
- [22] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 72-94.
- [23] 徐细雄, 段玲玲, 林翠梁, 等. 数字化进程与企业风险防御: 基于动态能力理论视角[J]. 外国经济与管理, 2023(8): 51-67.
- [24] 罗彪, 李明煜. 管理者短视对企业二元创新的影响——基于管理自由度和环境不确定性的调节作用[J]. 技术经济, 2024, 43(2): 106-117.
- [25] BESSEN J. AI and jobs: The role of demand[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2018.
- [26] GUO X, LI M, WANG Y, et al. Does digital transformation improve the firm's performance? From the perspective of digitalization paradox and managerial myopia[J]. Journal of Business Research, 2023, 163: 113868.
- [27] 温湖炜, 王圣云. 数字技术应用对企业创新的影响研究[J]. 科研管理, 2022(4): 66-74.
- [28] 陈晓佳, 徐玮. 数据要素、交通基础设施与产业结构升级——基于量化空间一般均衡模型分析[J]. 管理世界, 2024, 40(4): 78-98.
- [29] 曲忠芳. “人工智能+”首现政府工作报告将成新质生产力引擎[N]. 中国经营报, 2024-03-11(C01).
- [30] 贾俊生, 刘玉婷. 数字金融、高管背景与企业创新——来自中小板和创业板上市公司的经验证据[J]. 财贸研究, 2021(2): 65-76.
- [31] 肖土盛, 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.
- [32] 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(4): 1-13.
- [33] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020(9): 192-208.
- [34] 黄珊珊, 邵颖红. 高管创新意识、企业创新投入与创新绩效——基于我国创业板上市公司的实证研究[J]. 华东经济管理, 2017(2): 151-157.
- [35] 易靖韬, 王悦昊. 数字化转型对企业出口的影响研究[J]. 中国软科学, 2021(3): 94-104.
- [36] 隋小宁, 焦帅鹏, 王海军. 数字化转型与企业OFDI: 来自中国的经验证据[J]. 世界经济研究, 2024(1): 120-134.
- [37] 黄速建. 国有企业提升新质生产力促进高质量发展[J]. 国资报告, 2023(12): 72-74.

Can Enterprise Facilitate New Quality Productive Forces through Digital Transformation? Empirical Study Based on the Perspective of Technological Innovation

Pan Hongliang^{1,2}, Hu Guofu¹

(1. College of Economics and Management, Yanshan University, Qinhuangdao 066000, China;

2. Centre for Innovation and Entrepreneurship Studies, Yanshan University, Qinhuangdao 066000, China)

Abstract: As an innovative theory formed in the process of China's modernization, the organic combination of new quality productive forces and digital transformation is a major theoretical challenge at the current historical stage. The relationship between digital transformation and new quality productive forces was empirically examined through a study of China's A-share listed manufacturing companies from 2013 to 2023. Results indicate that digital transformation contributes significantly to the new quality productive forces. Further research found that digital transformation contributes to new quality productive forces by improving firms' technological innovation capabilities, and that executives' digital background plays a positive moderating role between digital transformation and new quality productive forces. Heterogeneity analysis showed that the marginal effect of digital transformation to improve the new quality productive forces of enterprises is more significant in state-owned enterprises and enterprises in the central and eastern regions. The findings provide a theoretical foundation for enterprises' digital transformation in generating new quality productive forces and offer valuable references and inspirations for exploring specific implementation paths.

Keywords: digital transformation; new quality productive forces; science, technological Innovation; digital context for executives