企业数字化能够促进合作创新吗?

——基于 A 股上市公司的实证分析

马迎霜1,张昊民2,陈 芳1

(1. 黄冈师范学院 商学院,湖北 黄冈 438000;2. 上海大学 管理学院,上海 200444)

摘要:随着数字化转型成为企业创新发展的新路径,企业数字化对提高创新效率、促进企业间合作创新起到了重要作用,数字化在创新领域的应用为企业间开展合作创新带来了前所未有的机遇。基于能力边界视角对企业数字化赋能合作创新的理论机制进行了探讨,采用 2010—2022 年沪深 A 股上市公司数据,实证研究企业数字化对合作创新的影响效应和作用机制,并进行了稳健性和内生性检验。研究发现:企业数字化能够显著促进合作创新,上述效应在国有企业的影响程度高于非国有企业,呈现明显的产权性质异质性;能力边界在企业数字化与合作创新之间起部分中介作用;高管团队社会资本正向调节企业数字化与合作创新的关系。研究结果有助于揭示数字化赋能合作创新的内在机制,并为推动企业数字化建设、实现创新发展提供重要经验证据。

关键词:企业数字化;合作创新;能力边界;高管团队社会资本

中图分类号:F272.3 文献标志码:A 文章编号:1672-6049(2025)01-0079-11

DOI:10.20211/j.cnki.jnufe.2025.01.008

一、引言

数字化是企业利用数字技术对产品、服务、流程或商业模式等进行适应性重构的过程。在当前全球经济数字化转型的大背景下,数字化已成为企业提升创新能力、增强竞争力的重要驱动力。2023年2月,中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》明确指出,要全面赋能经济社会发展,构筑自立自强的数字技术创新体系,特别强调了数字化转型将在提升企业创新能力和经济增长质量方面发挥重要作用。随着产业技术复杂度的日益提升,合作创新已经成为企业开展创新活动的重要形式之一,越来越多的创新主体开始突破组织边界,选择与相同或不同领域的组织进行合作创新,以同类资源共享或异类资源互补为目的,通过开展合作来获取外部创新资源,打破创新瓶颈,弥补技术短板,降低独立创新的风险和复杂性[1]。企业数字化水平的提升虽然有助于提高创新效率,但由于信息不对称等问题,企业间的机会主义行为仍然会影响合作创新的顺利推进[2]。因此,如何发挥数字化的驱动效应促进合作创新,已经成为理论界与实践界共同关注的重要议题。

在数字化浪潮的推动下,企业数字化对合作创新的影响效应引起了国内外学者的广泛关注。当 前研究主要聚焦于数字化如何通过集聚效应和选择效应推动合作创新。一方面,企业数字化有助于

收稿日期:2024-08-10;修回日期:2025-01-03

基金项目:国家社会科学基金一般项目"数字赋能制造型企业合作创新的驱动机制和实现路径研究"(22BGL130)

作者简介:马迎霜(1981—),男,江苏盐城人,管理学博士,黄冈师范学院商学院教授,研究方向为组织行为与人力资源管理;张 昊民(1963—),男,江苏东台人,管理学博士,上海大学管理学院教授,研究方向为组织行为与人力资源管理。陈芳(1982—),女, 湖北天门人,通讯作者,黄冈师范学院商学院讲师,研究方向为组织创新管理。

促进合作创新的集聚效应。随着数字化创新平台和发展载体的加速建设,资本、技术和人才等创新要素的集聚效应愈发明显^[3],尤其是在高科技行业和数字经济领域。这些平台不仅促进了创新要素的汇聚,还有效打破了传统的层级壁垒^[4],推动了不同规模、不同领域企业之间的跨界合作与资源整合^[5]。例如,2023 年中国数字经济规模突破 50 万亿元,同比增长约 10%,数字化创新平台的快速扩展为企业间的合作创新提供了新的机会。另一方面,企业数字化还在选择效应上发挥了重要作用。数字技术降低了信息的通信和复制成本^[6],消除了信息传递障碍^[7],便于企业从各个渠道获取创新资源,尤其是在科研机构、政府机构、竞争对手以及上下游企业之间的资源互补^[8]。这种信息流通的高效性大大提高了合作伙伴选择的精准度,有助于企业选择最佳的合作创新伙伴^[9]。

相比于独立创新,企业在合作创新过程中与合作者共享信息、知识和技术,不仅能够提升获取知识的效率,还能促进合作者之间灵感碰撞,进而提高合作创新质量。尽管已有大量研究探讨了企业数字化提高合作创新的必要条件,但较少聚焦于合作创新过程中的实际操作和内在机制。已有研究发现企业数字化有助于提高产业集聚水平,进而实现更高水平的技术创新协同活动[10],但尚未深入揭示企业数字化通过特定机制影响合作创新的具体路径。因此,深入分析企业数字化对合作创新的作用机制,对于充分认识企业数字化与企业创新之间的关系,具有非常重要的理论价值和现实意义。

本文基于组织边界理论,构建企业数字化影响合作创新的理论分析框架,分析企业数字化、能力边界对合作创新的作用机制,探讨高管团队社会资本的调节作用。应用 2010—2022 年沪深 A 股上市公司数据,采用固定效应模型实证分析企业数字化赋能合作创新的影响效应,不仅可为企业在数字化背景下制定有利于合作创新的战略决策和管理举措提供理论指导,还能为企业借助数字化提高合作创新成效的实现路径提供有效借鉴。

与已有文献相比,本文可能有以下两方面的贡献:第一,本文从合作创新的视角,深入分析了企业数字化与合作创新之间的关系。现有的研究大多侧重于企业数字化对创新绩效的影响。例如,李轩和姜德华[11]研究了企业数字化如何影响企业的运营创新和市场创新绩效,余东华和马路萌[12]则探讨了企业数字化对整体创新绩效的作用。然而,这些研究主要聚焦于企业数字化对单一创新形式(如产品或服务创新)的影响,较少关注其对合作创新的作用。本文提出企业数字化不仅提升了企业的独立创新能力,更通过构建数字化平台和优化信息流通机制,促进了跨企业合作创新。通过对这一关系的深入探讨,本文不仅拓展数字化对创新影响的研究视野,也为合作创新的相关文献提供实证支持。第二,本文从企业数字化的视角,进一步拓宽了合作创新的影响因素研究。现有文献在分析合作创新的影响因素时,主要集中于宏观层面的因素,如国家中心城市的创新引领作用[13]、战略性新兴产业政策的推动等,而对企业数字化这一微观层面的因素关注较少。然而,随着信息技术的迅猛发展,企业通过数字化建设提升其信息技术应用能力,已成为企业获得竞争优势的关键手段之一。尽管已有学者指出企业数字化有助于推动企业间的合作创新活动[15],但这些研究往往局限于企业数字化与合作创新之间的直接关系,缺乏对二者之间内在机理和边界条件的深入探讨。本文结合组织边界理论,深入剖析企业数字化如何通过拓展能力边界,推动合作创新的发生和质量提升。

二、理论分析和研究假说

(一) 企业数字化与合作创新

企业数字化指的是企业利用大数据、云计算、人工智能等先进数字技术,对生产经营流程进行优化与重组,推动数字要素与传统要素的深度融合,进而提升机会识别能力和市场竞争力^[16]。这一过程体现了企业在数字技术驱动下,通过资源整合与效率提升,实现数字价值创造的动态能力。数字化不仅优化了企业的内部管理和运营效率,也为企业开辟了新的创新途径,尤其是在合作创新方面,数字化的应用对促进跨组织的创新合作发挥着重要作用。合作创新是一种联合创新模式,指的是多个创新主体基于共同的创新目标、资源投入、风险承担和成果共享进行合作的过程^[17]。在当今竞争日益激烈的市场环境中,单一企业的创新资源和能力往往存在局限性。为了实现持续创新和保持竞争优势,企业必须依赖外部创新资源,开展合作创新。因此,合作创新成为企业创新战略中的一个不可

或缺的重要组成部分。

从数字化的作用角度来看,数字技术的应用显著提升了企业的信息沟通和数据处理效率,加速了创新进程。越来越多的企业在数字化转型的推动下,开始打破传统的组织边界,通过跨企业、跨行业的合作创新来共担创新成本、分摊风险。例如,数字平台的出现使得企业能够在全球范围内与合作伙伴进行实时协作,无论是产品设计、技术研发还是市场拓展,跨地域和跨国界的合作创新都变得更加高效和便捷^[18]。过去,时空距离是制约企业跨区域合作创新的重要障碍,而数字化时代通过远程在线沟通和虚拟平台,解决了信息沟通的时空限制。通过数字化平台,企业与合作伙伴之间可以建立实时的信息互通机制,从而有效提升合作创新的管理智能化水平^[19],增强合作创新的成功率。

从协同创新的角度来看,企业数字化能够帮助企业整合上下游的创新参与主体,降低合作创新过程中可能面临的风险与成本。在数字化环境下,企业能够利用实时数据、智能分析工具和数字平台,灵活调整合作创新资源的配置。企业通过数字化手段将动态数据转化为决策支持信息,使合作创新不再仅仅依赖传统的经验决策,而是更加依赖于数据驱动的精准判断^[20]。此外,企业数字化还为合作创新拓宽了路径,通过数字技术,企业能够更加快速地感知和响应合作伙伴的创新需求,从而有效提升合作创新的效率和成功率。数字化不仅能够促进企业与合作伙伴之间的资源共享,还能够优化流程管理,加速创新成果的转化。这些优势使得企业在数字化背景下的合作创新更具灵活性和适应性。据此,本文提出如下假说。

假说1:企业数字化对合作创新有正向促进作用。

(二) 企业数字化、能力边界与合作创新

企业数字化为数据、资源等要素在企业间的流动提供了重要的支撑,加速了信息的交流与互动^[21]。通过数字技术,企业能够更加高效地共享知识,拓展与外部合作伙伴的连接,逐步打破传统的企业边界,企业间的合作形式愈发虚拟化和模糊化^[22]。数字化不仅推动了企业的跨界融合,还促进了企业的开放式创新。在这一过程中,组织边界理论为我们理解企业如何通过数字化拓展其外部资源获取能力提供了重要框架。根据该理论,企业的边界决定了其能够接触和利用的外部资源,这些边界可以分为能力边界、权力边界和效率边界三种类型^[23]。本文聚焦于探讨企业如何通过数字化拓展其能力边界,从而更好地与外部环境和资源对接,提升其合作创新的能力。

能力边界代表了企业利用外部环境和资源的能力,是企业在外部市场和研发机构等环境中获取和利用资源的关键因素。为了持续创新并保持竞争力,企业必须具备敏锐的外部环境感知能力,以及根据环境变化快速做出调整的动态能力。数字技术的应用大大提高了企业的信息处理效率和资源整合能力,使得企业能够迅速感知并有效应对外部市场和技术变化,从而增强了其拓展能力边界的潜力。具体而言,企业通过数字化管理,不仅提升了内部资源的数字化和管理能力,还能够通过实时数据和智能分析,将自身的创新资源与外部市场需求及技术资源有效匹配。数字化赋能企业在面对市场和消费需求快速变化时,能够更加灵活地调整战略、优化资源配置,提高对外部需求的响应速度,有效促进企业边界的扩展,使其能够更好地与外部创新资源接轨,进而推动合作创新的实施。

传统的企业边界往往较为固定,限制了企业的灵活性和创新能力,因此,企业需要重新构建其边界,以适应不断变化的市场环境和客户需求。拓宽能力边界的一个重要途径是通过数字化转型,企业能够更加灵活地调整资源配置和创新策略,提升其外部资源整合和技术吸收的能力。在这一过程中,企业能力边界的拓展不仅有助于明确企业的经营范围和规模,提升经营效率,还能够通过数据管理和可视化分析手段,提升企业在市场上的竞争力和适应能力。能力边界较为开放的企业在外部技术资源的搜寻和合作伙伴的选择方面,具有更高的敏锐度和更强的整合能力。通过数字化赋能,这些企业能够有效突破技术瓶颈,与优选合作伙伴进行合作创新,共享创新资源,实现共赢的合作创新效果,为企业创造新的利润增长点。企业通过数字化转型拓宽了其能力边界,使得企业能够更好地利用外部资源,增强与合作伙伴的互动与协同,从而推动合作创新的成功。基于此,本文提出如下假说。

假说2:能力边界在企业数字化与合作创新之间起中介作用。

(三)企业数字化、高管团队社会资本与合作创新

高管团队社会资本是指企业高层管理团队通过其成员间的社会关系网络,获取外部资源并利用这些机会的能力[24]。高管团队的社会资本可以分为外部和内部两个层面:外部社会资本是指高管团队成员通过与外部组织、个人的联系,获取外部资源和信息的能力;而内部社会资本则侧重于团队成员间的关系,强调通过互惠互利的方式进行资源共享和合作。在我国典型的关系型社会背景下,外部社会资本尤为重要,因为它能够帮助企业建立广泛的联系网络,从而获得创新所需的资源和信息。高管团队通过外部社会资本获取外部有利资源,再通过内部社会资本促进资源的转化和有效利用,从而增强企业决策的科学性和可行性,降低合作创新过程中可能存在的风险和不确定性。

在数字经济背景下,企业越来越注重通过高管团队的社会资本提升外部资源获取能力,特别是创新所必需的核心资源,以增强企业的创新能力。社会资本理论表明,高管团队的社会资本能够有效缓解信息不对称问题,帮助企业识别和获取关键的创新资源,进而提升其创新绩效^[26]。作为企业创新决策的核心主体,高管团队成员在进行创新决策时,不仅依赖于自身的知识和经验,还依赖于其社会关系网络提供的外部信息和资源。因此,高管团队的社会资本对企业创新管理起到了支撑作用,其社会资本的深度和广度直接决定了企业能够从外部获取多少创新资源,从而影响企业与外部组织的合作程度和创新的成功率^[27]。

随着数字化技术的广泛应用,企业在创新活动中逐渐依赖信息技术来提高资源的识别、整合和管理能力[28]。高管团队社会资本在数字化环境下的作用愈加重要,因为数字化不仅能够帮助企业更加高效地获取和传递信息,还能通过数字平台降低信息传播的成本和壁垒。在此基础上,企业可以依托高管团队的社会资本,通过信誉甄别和潜在合作伙伴的选择,促进创新资源的互补与共享。具体而言,高管团队可以利用其社会关系网络来筛选潜在的合作创新伙伴,并利用数字化手段实现资源对接和合作流程管理,从而降低合作创新的风险。通过数字化技术,企业能够更加精确地识别与外部合作伙伴之间的互补资源,从而推动跨组织的合作创新,形成创新合力。基于此,本文提出如下假说。

假说3:高管团队社会资本在企业数字化与合作创新之间起正向调节作用。

三、研究方法和数据来源

(一) 研究方法

1. 变量选择

- (1)被解释变量:合作创新(CI)。合作创新是企业突破独立创新瓶颈、应对复杂技术挑战的一种重要创新模式,体现了企业通过跨越组织和地域边界,与外部组织开展合作以推动创新的能力。合作创新的衡量方法通常包括专利申请数量、专利授权数量、研发经费、研发人数以及新产品销售额等指标。参考已有研究[14],本文选用企业每年联合申请的专利数量作为合作创新的衡量指标。联合专利申请能够较为直接地反映企业与外部组织在技术创新上的协同合作程度。由于专利数据通常呈现右偏态分布,为了减小极端值的影响并保证数据的可比性,本文采用企业当年联合申请的专利数量加1后取对数的方法来测度合作创新水平。
- (2)解释变量:企业数字化(ED)。企业数字化反映了企业利用数字技术推动业务转型和提升创新能力的过程,是研究企业现代化发展的重要指标。目前,文本词频法是测度企业数字化水平的主流方法之一,该方法通过分析企业年报中的相关词汇出现频次,反映企业对数字化的重视程度。然而,这种方法可能存在滞后性,因为企业数字化建设的实际成效往往落后于文本描述,从而导致测度值与实际值之间可能存在偏差。为克服这一问题,本文参考已有研究[29],采用 CSMAR 数据库公布的企业数字化转型指数作为企业数字化水平的衡量指标。
- (3) 中介变量:能力边界(*CB*)。能力边界是企业在更大范围内搜索、获取和利用外部资源的能力,是衡量企业资源整合能力的重要指标^[1]。企业能力边界的拓展通常表明其在资源利用和外部协作中具有更强的竞争力。参考已有研究^[23],本文选用资产负债率来测度企业能力边界水平。资产负

债率较高的企业往往可以通过外部融资获取更多的资源,同时也可能表明企业与外部金融机构和合作伙伴之间的紧密联系。因此,高资产负债率间接反映了企业能够有效利用的外部资源和社会资本 更加丰富,从而具备更宽广的能力边界。

- (4)调节变量:高管团队社会资本(TMT)。高管团队社会资本是企业数字化赋能合作创新的重要影响因素之一,体现了高管团队成员通过自身背景所积累的外部资源和关系网络对企业的影响。高管团队社会资本主要由团队成员的海外背景、学术背景以及金融背景三部分构成。这些背景不仅能够为企业带来先进的管理理念和技术知识,还能够通过外部网络获取更多的资源支持。参考已有研究^[30],本文采用高管团队中具有海外、学术和金融背景的高管人数占企业董事、监事及高管总人数的百分比来衡量高管团队社会资本水平。该测度方法能够较为准确地反映高管团队社会资本对企业资源获取和创新决策的潜在影响。
- (5) 控制变量: 企业规模(Size),用企业年末总资产的自然对数表征,规模较大的企业通常拥有更多的资源用于合作创新;企业年龄(Age),用企业成立年限的自然对数表征,企业年龄越大,可能积累了更多的创新经验;研发投入(RD),用企业研发投入金额的自然对数表征,研发投入是企业创新能力的重要保障;股权集中度(Top1),用第一大股东持股比例表征,股权结构的集中程度可能影响企业的创新决策;盈利能力(ROA),用企业总资产净利润率表征,盈利能力越强的企业通常更具创新活力;成长能力(Growth),用企业营业收入增长率表征,成长性较好的企业可能更倾向于通过合作创新获取市场机会。

2. 模型构建

为构建企业数字化对合作创新的影响,构建如下基准模型:

$$CI_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 ED_{i,t} + \sum_i \phi_i Controls_{i,t} + u_i + u_{vear} + \varepsilon_{i,t}$$
(1)

其中, $CI_{i,t}$ 和 $ED_{i,t}$ 分别表示合作创新和企业数字化, $Controls_{i,t}$ 为控制变量, u_i 为企业固定效应, u_{year} 为年份固定效应, $s_{i,t}$ 为随机误差项。

基准模型体现了企业数字化(ED) 对合作创新(CI) 的直接效应,在此基础上构建中介效应模型,考察能力边界的中介作用。先构建企业数字化(ED) 对能力边界(CB) 的线性回归模型,考察企业数字化对能力边界的影响;再将中介变量能力边界(CB) 纳入基准模型中,模型(1) 与模型(2) 和模型(3) 组成中介效应模型,通过系数 β_2 , β_3 和 γ_3 判断中介效应是否存在。再构建调节效应模型,将高管团队社会资本TMT 和企业数字化与高管团队社会资本的乘积项纳入基准模型中,通过模型(4) 中 δ_4 判断调节效应是否存在。中介效应和调节效应模型设定如下:

$$CB_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 ED_{i,t} + \sum_i \phi_i Controls_{i,t} + u_i + u_{year} + \varepsilon_{i,t}$$
(2)

$$CI_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 ED_{i,t} + \gamma_3 CB_{i,t} + \sum_i \phi_i Controls_{i,t} + u_i + u_{year} + \varepsilon_{i,t}$$
(3)

$$CI_{i,t} = \alpha_4 + \beta_4 ED_{i,t} + \gamma_4 TMT_{i,t} + \delta_4 ED_{i,t} * TMT_{i,t} + \sum_i \phi_i Controls_{i,t} + u_i + u_{year} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(4)$$

$$(4)$$

本文的研究样本为 2010—2022 年沪深 A 股上市公司,采用年度数据进行研究,数据均来源于国泰安(CSMAR)数据库。为确保研究的科学性和准确,首先剔除金融行业,ST、SST、*ST 和 PT 类,相关变量存在缺失值和异常值的样本。其次,企业层面的所有连续型变量分年度采取 1%以下和 99%以上的缩尾处理,减少离群值对结果的影响。上述处理后形成了由 30 560 个"企业 – 年度"观测值组成的面板数据,描述性统计如表 1 所示。

从表 1 的描述性统计可以看出,合作创新的均值为 0.548 8,标准差为 1.077,企业数字化的均值 为 1.481 9,标准差为 1.423 5,二者的最小值均为 0,最大值分别为 4.844 2 和 5.135 8,显示出显著的 离散性和差异性。这表明不同企业在合作创新和数字化水平上存在较大异质性,部分企业表现出较高的合作创新能力和数字化水平,而另一些企业的相关活动则较为薄弱。能力边界的均值为0.413 9,标准差为 0.201 0,分布相对集中,但最小值和最大值之间的差距反映了企业在知识拓展和资源整

合能力上的显著差异。高管团队社会资本的均值为0.2139,标准差为0.2344,最大值达到1.0000,显示部分企业的高管团队在外部资源网络和社会资本积累方面具有显著优势。控制变量中,企业规模的均值为22.2103,标准差为1.2841,企业年龄的均值为2.9015,标准差为0.3359,表明样本企业主要集中在较成熟的发展阶段。同时,研发投入均值为17.8739,股权集中度均值为0.3361,盈利能力和成长能力的均值分别为0.0411和0.1635,反映了企业在创新投入和成长潜力上的多样性。这些统计特征为进一步分析企业数字化对合作创新的影响提供支持。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

在开展回归分析之前,选择合适的模型是确保分析准确性的关键步骤。本文通过 F 检验和豪斯曼检验,在混合效应模型、随机效应模型和固定效应模型三种模型中选择最适合的数据分析模型。首先,F 检验的 p 值小于0.05,表明与混合效应模型相比,固定效应模型更为适合。随后进行的豪斯曼检验同样显示 p 值小于0.05,进一步支持固定效应模型的优越性。豪斯曼检验的结果表明,与随机效应模型相比,固定效应模型可以更有效地避免随机效应模型可能存在的内生性问题。因此,本文最终选择固定效应模型进行后续的回归分析。

在控制企业特征和年份因素后,本文的回归分析结果如表 2 所示,揭示了企业数字化、能力边界与合作创新之间的关系。模型(1)的结果显示,企业数字化对合作创新的影响系数为0.0287,且在 1%的显著性水平上显著,验证了假说 1,即企业数字化能够显著促进合作创新。这可能是因为数字化技术的广泛应用提高了企业的信息共享和资源整合能力,降低了与外部合作相关的沟通成本,从而激发了创新活力。存业程义(2)进一步分析了企业数字化对能力边界的影响,结果显示企业数字化对能力边界的影响,结果显示企业数字化的估计系数在 5%的显著性水平上为正,表明数字化有助于企业积少,结果显示企业数字化有助于企业积少,有力企业的内部资源配置效率,还为其接触外部资源提供了便利,使企业能够有效突破传统和表达值。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| 合作创新 | 0. 548 8 | 1. 077 0 | 0.0000 | 4. 844 2 |
| 企业数字化 | 1. 481 9 | 1. 423 5 | 0.0000 | 5. 135 8 |
| 能力边界 | 0. 413 9 | 0. 201 0 | 0. 054 1 | 0. 885 9 |
| 高管团队社会资本 | 0. 213 9 | 0. 234 4 | 0.0000 | 1.0000 |
| 企业规模 | 22. 210 3 | 1. 284 1 | 20. 000 2 | 26. 329 7 |
| 企业年龄 | 2. 901 5 | 0. 335 9 | 1. 791 8 | 3. 526 4 |
| 研发投入 | 17. 873 9 | 1. 575 2 | 13. 161 9 | 21. 985 5 |
| 股权集中度 | 0. 336 1 | 0. 146 2 | 0. 083 4 | 0. 733 3 |
| 盈利能力 | 0. 041 1 | 0.0665 | -0. 235 2 | 0. 227 0 |
| 成长能力 | 0. 163 5 | 0. 353 5 | -0.4984 | 2. 032 2 |

表 2 基准回归结果

| 变量 | 模型(1) CI | 模型(2) CB | 模型(3) CI | 模型(4) <i>CI</i> |
|--------------------|----------------------|----------------|------------------------|--------------------|
| | 0. 028 7 *** | 0. 003 0 ** | 0. 028 4 *** | 0. 028 3 *** |
| ED | (3.37) | (2.07) | (3.33) | (3.33) |
| СВ | | | 0. 118 6 ** | |
| CD | | | (1.99) | |
| TMT | | | | -0.0991** |
| 11111 | | | | (-2.30) |
| $ED \times TMT$ | | | | 0. 046 3 ** |
| LD × IIII | | | | (2.10) |
| Size | 0. 071 4 *** | 0. 076 2 *** | 0. 062 4 *** | 0. 071 7 *** |
| 5120 | (3.75) | (18.59) | (3.22) | (3.77) |
| Age | 0. 197 4 | 0. 194 7 *** | 0. 174 4 | 0. 189 2 |
| rige | (1.33) | (8.24) | (1.17) | (1.28) |
| RD | 0. 055 2 *** | -0.0075*** | 0. 056 1 *** | 0. 055 3 *** |
| ILD | (5.18) | (-4.14) | (5.27) | (5.20) |
| Top1 | -0.0288 | 0.0106 | -0.0301 | -0.0197 |
| 10p1 | (-0.25) | (0.44) | (-0.26) | (-0.17) |
| ROA | 0. 127 9 | - 0. 677 7 *** | 0. 208 3 ** | 0. 131 2 |
| NO21 | (1.36) | (-30.28) | (2.05) | (1.40) |
| Growth | - 0. 031 6 ** | 0. 037 7 *** | - 0 . 036 1 *** | -0. 031 1 ** |
| Grown | (-2.50) | (14.62) | (-2.81) | , |
| 常数项 | -2. 489 8 *** | | -2. 536 2 *** | |
| 巾 双小火 | (-4.78) | (-15.92) | (-5.11) | (-4.75) |
| 企业 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 30 560 | 30 560 | 30 560 | 30 560 |
| R^2 | 0.051 | 0. 228 | 0.051 | 0.051 |
| Adj-R ² | 0.050 | 0. 227 | 0.050 | 0.050 |

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内为t值。

资源和能力的限制。

当能力边界作为中介变量引入模型(3)后,结果显示能力边界的估计系数显著为正,合作创新的回归系数虽然仍显著,但从 0.028 7 下降至 0.028 3,这表明能力边界在企业数字化与合作创新之间起到了部分中介效应。这一发现验证了假说 2,即企业数字化通过拓展能力边界间接促进了合作创新。在模型(4)中,为检验高管团队社会资本的调节作用,加入了企业数字化与高管团队社会资本的交互项,结果显示交互项的估计系数在 5% 的显著性水平上为正,验证了假说 3。高管团队社会资本通过丰富的外部关系网络为企业带来了更多合作机会,并增强了企业与外部创新伙伴之间的信任,进一步放大了企业数字化对合作创新的积极影响。

综上所述,本文的回归分析表明,企业数字化对合作创新具有显著的促进作用,不仅直接影响合作创新,还通过拓展能力边界间接发挥作用,同时高管团队社会资本强化了数字化的这种效应。这些研究结果为政策制定和企业实践提供了重要启示。企业在推进数字化转型的过程中,应注重能力边界的拓展,提升动态资源整合能力。同时,培养和利用高管团队的社会资本,通过更紧密的合作网络进一步提升数字化对合作创新的积极作用。

(二) 异质性检验

本文根据企业产权性质,将样本分为国有企业和非国有企业进行分组回归分析,以进一步探讨企业数字化对合作创新的异质性影响。分组回归结果如表 3 所示,显示了产权性质对合作创新的显著异质性作用。具体而言,国有企业的数字化对合作创新的影响程度为 0.067 1,且在 1% 的显著性水平上显著;而非国有企业的影响程度为 0.015 7,仅在 10% 的显著性水平上显著。这一结果表明,企业数字化对合作创新的促进作用在国有企业和非国有企业之间存在显著差异。

这一差异的原因可能在于国有企业与非国有企业在资源 禀赋和组织能力上的差异性。首先,国有企业通常具有较为完善的数字化基础设施,能够更高效地运用数字化技术推动研发 活动。此外,国有企业普遍拥有更雄厚的研发实力和更稳定的 资金支持。这些优势使得国有企业能够在合作创新中处于主导地位,例如牵头组建任务型创新联合体,联合高校、科研院所和民营企业等多元主体共同攻关关键核心技术。这种主导作用不仅体现在资源配置上,也体现在技术协同和项目管理能力上,从而进一步巩固了国有企业在合作创新中的核心地位。

相较之下,非国有企业在数字化对合作创新的推动作用上表现出一定的局限性。一方面,非国有企业通常需要更加注重资金的使用效益和投入回报,因此其数字化投资往往倾向于直接服务于短期的市场需求或技术创新的商业化应用。另一方

表 3 产权性质的异质性检验

| .,,, | , 1×1±1×157175 | NEXEST NEEDS | | |
|--------------------|----------------|----------------|--|--|
| 变量 | 国有企业 CI | 非国有企业 CI | | |
| ED | 0. 067 1 *** | 0. 015 7* | | |
| | (3.79) | (1.62) | | |
| Ci-a | 0. 099 8 ** | 0. 097 1 *** | | |
| Size | (2.51) | (4.37) | | |
| Age | 1. 202 5 *** | 0.0501 | | |
| | (3.90) | (0.29) | | |
| RD | 0. 072 3 *** | 0. 025 3 ** | | |
| | (3.90) | (2.36) | | |
| Top1 | -0. 225 6 | -0.1401 | | |
| - · · · · · | (-1.05) | (-0.91) | | |
| ROA | 0. 051 8 | 0. 070 4 | | |
| | (0.23) | (0.67) | | |
| Growth | - 0. 044 2 * | - 0. 041 5 *** | | |
| | (-1.66) | (-2.92) | | |
| 常数项 | -6. 165 8 *** | – 1. 975 5 *** | | |
| | (-5.10) | (-3.37) | | |
| 企业 | Yes | Yes | | |
| 年份 | Yes | Yes | | |
| N | 9 546 | 21 014 | | |
| \mathbb{R}^2 | 0. 087 | 0. 039 | | |
| Adj-R ² | 0. 083 | 0. 037 | | |
| | | | | |

注:*、**和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1%的显著性水平上显著,括号内为 t 值。

面,非国有企业在资金、技术和人才资源方面的积累相对不足,这可能限制了其在合作创新中的参与深度和广度。因此,非国有企业在合作创新中更倾向于寻求技术成果的实用性和市场化前景,而不是承担大规模的基础研究或技术突破任务。

(三) 稳健性检验

为了增强估计结果的可信度,本文采用了两种方法对模型进行稳定性检验,以确保研究结论的可靠性和稳健性。第一种方法是对样本数据进行缩尾处理。为避免异常值对估计结果的干扰,本文对企业数字化和合作创新变量进行了5%分位数上的双边缩尾处理,即剔除数据分布中极端偏高或偏低的观测值。这一处理方法能够有效减少异常值对回归系数的影响,从而提高模型估计的准确性和可

靠性。第二种方法是替换被解释变量进行稳健性检验。由于主要变量的衡量方式可能存在选择偏差,这可能会对研究结论的可信性产生威胁,本文通过采用企业专利授权数量替换联合申请的专利数量重新进行回归估计。通过改变被解释变量的度量方式,可以检验结果是否对特定指标的选择敏感,从而验证研究结论的稳健性。

表 4 的回归结果表明,无论是进行样本缩尾处理还是替换被解释变量,企业数字化的回归系数始终为正,且至少通过 5%的显著性水平。这表明,经过一系列稳健性检验后,研究假说 1 依然成立,即企业数字化对合作创新的促进作用具有稳健性。这一结果增强了本文研究结论的可信度,同时也说明本文选择的模型和变量设定具有较高的科学性和合理性。通过采用多种稳健性检验方法,本文有效规避了异常值和变量选择错误可能带来的干扰,为进一步验证研究结论提供了坚实基础。

(四) 内生性检验

为了应对可能存在的互为因果关系和遗漏变量问题,本文采用工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)处理内生性问题。内生性问题在实证研究中普遍存在,若未加以解决,可能导致估计结果存在偏误,进而影响结论的可靠性。本文借鉴已有研究^[31-32],将年度企业数字化平均水平(AveED)作为工具变量,进行两阶段最小二乘回归分析。年度企业数字化均值可以反映某一年数字经济的发展水平,对单个企业的数字化水平具有

显著影响,二者之间存在较强的相关性。同时,企业数字化均值不会直接影响企业的合作创新活动,具有外生性特征,因而是一个合适的工具变量。

表 5 呈现了两阶段回归分析的结果。如模型(1)所示,企业数字化均值的系数在 1%显著性水平上显著,说明工具变量与内生解释变量(企业数字化水平)高度相关,满足工具变量的相关性要求。进一步的统计检验结果也表明所选工具变量的合理性。具体而言,Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的水平上显著,表明工具变量与被解释变量之间不存在过度识别问题;同时,Stock-Yogo弱工具变量检验显示 10%显著性水平的临界值为 16.38,远低于 Cragg-Donald Wald F 统计量 822.695。这一结果表明,所选工具变量不存在弱工具变量问题,进一步验证了工具变量的有效性和稳健性[33]。

在解决了内生性问题后,模型(2)的回归结果显示,企业数字化仍然对合作创新具有显著的正向作用,且估计系数在1%的水平上显著。这一结果与主回归分析的结论一致,表明即使考虑到内生性问题,企业数字化对合作创新的促进作用依然稳健可靠。这一发现不仅验证了本文理论假设的正确性,也进一步提高了研究结论的可信度。通过工具变量 2SLS 法的引入,本文有效地应对了

表 4 替换被解释变量的回归结果

| ——— 变量 | 样本缩尾处理 | 替换被解释变量 |
|--------------------|---------------|---------------|
| 又里 | (1) | (2) |
| ED | 0. 021 7 *** | 0. 016 4 ** |
| ED | (2.81) | (2.14) |
| c: | 0. 063 5 *** | 0. 084 5 *** |
| Size | (3.81) | (4.82) |
| 4 | 0. 216 0 * | 0. 165 6 |
| Age | (1.68) | (1.19) |
| RD | 0. 048 4 *** | 0. 036 8 *** |
| | (5.18) | (3.76) |
| Top1 | -0.0182 | -0.0737 |
| | (-0.18) | (-0.66) |
| ROA | 0. 110 2 | -0.0511 |
| ROA | (1.30) | (-0.56) |
| Growth | -0.0288** | - 0. 029 4 ** |
| Growin | (-2.50) | (-2.51) |
| 常数项 | -2. 269 1 *** | -2. 367 6 *** |
| | (-4.92) | (-4.57) |
| 企业 | Yes | Yes |
| 年份 | Yes | Yes |
| N | 30 560 | 30 560 |
| R^2 | 0. 045 | 0.067 |
| Adj-R ² | 0. 044 | 0.066 |
| | | |

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和1%的显著性水平上显著,括号内为 t 值。

表 5 工具变量估计结果

| ~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~ | | | | |
|--|----------------------------|----------------------------|--|--|
| 变量 | 模型(1) <i>ED</i> 第一阶段 | 模型(2) <i>CI</i> 第二阶段 | | |
| AveED | 0. 815 2 *** (33. 72) | | | |
| ED | | 0. 091 5 ** (2. 43) | | |
| 控制变量 | Yes | Yes | | |
| 企业 | Yes | Yes | | |
| 年份 | Yes | Yes | | |
| Kleibergen-Paap rk LM | 646. 246 *** | | | |
| Cragg-Donald Wald F | 822. 695 [16. 38] | | | |
| N | 30 560 | 30 560 | | |
| R ² | 0. 396 6 | 0. 038 5 | | |

注: *、**和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1%的显著性水平上显著,括号内为 t值;方括号内为 Stock-Yogo 弱工具变量检验在 10% 显著性水平上的临界值。

内生性可能带来的估计偏误,为企业数字化与合作创新关系的研究提供了更加坚实的实证支持。

五、结论与启示

本文以 2010—2022 年沪深 A 股上市公司为研究对象,在理论分析的基础上,系统探讨了企业数字化 对合作创新的影响机制。研究分为三部分:首先,对企业数字化赋能合作创新的直接影响进行实证分析; 其次,引入能力边界作为中介变量,检验其在企业数字化与合作创新之间的中介效应;最后,引入高管团 队社会资本作为调节变量,验证其调节作用。研究结果揭示了企业数字化在促进合作创新过程中的作用 机制和边界条件,具体包括以下三方面:(1)企业数字化可以显著赋能合作创新。实证分析表明,企业数 字化水平的提升能够有效推动合作创新,为企业间的合作创新提供重要的动力支持。进一步分析发现, 企业数字化对合作创新的促进作用存在显著的产权性质异质性特征。在国有企业和非国有企业中的表 现存在差异,且在国有企业中表现得更为强烈。这可能与国有企业数字化基础设施更完善、资源整合能 力更强以及技术研发能力更高有关。此外,为了增强研究结果的可信度,对企业数字化与合作创新变量 进行了5%分位上的双边缩尾处理以排除异常值的干扰,发现回归结果仍然稳健。此外,在处理可能存 在的内生性问题后,研究结论依然保持一致,进一步验证了企业数字化对合作创新促进作用的稳健性与 可靠性。(2)能力边界在企业数字化赋能合作创新中发挥了显著的中介作用。研究发现,企业数字化通 过拓展能力边界间接提升了企业合作创新的能力。这表明,数字化技术的应用为企业跨越传统能力局 限、获取外部资源创造了更大的空间。能力边界的拓展不仅使企业在资源整合和技术协同方面更具优 势,还加快了企业合作创新的进程,最终实现了更高效的合作创新目标。通过引入能力边界这一中介变 量,本文进一步揭示了企业数字化赋能合作创新的内在机制,表明能力边界的拓展是实现企业数字化促 进合作创新的关键路径之一。(3)高管团队社会资本显著强化了企业数字化赋能合作创新的效应。研 究结果显示,高管团队社会资本对企业数字化与合作创新之间的正向关系具有重要的调节作用。当高管 团队社会资本水平较高时,企业能够构建更广泛的外部合作网络,提高资源整合和利用能力,并显著降低 组织间合作创新的信任风险。这一作用机制表明,高管团队社会资本的提升可以进一步放大企业数字化 的赋能效应,推动企业在合作创新中取得更大的突破。

基于以上研究结论,本文提出以下四点建议,以进一步推动企业数字化建设与合作创新的深度融合, 并为政策制定和企业实践提供指导。(1)加快企业数字化建设,深化数字化与合作创新的融合。企业应 积极把握数字化发展的时代机遇,重视数字化战略的规划与落实,加大在数字化技术研发和资源配置方 面的投入力度。数字化是驱动企业间合作创新的重要引擎,企业需全面认识到数字化要素在合作创新中 的核心作用,努力将数字化技术应用于合作创新的全过程管理,以推动协作创新效能最大化。一方面,企 业应加大对人工智能、物联网、大数据分析等关键数字技术的投资力度,以弥合企业间的数字化连接断 点,为合作创新提供强有力的技术支持;另一方面,企业需充分发挥数字经济与实体经济协同发展的优 势,利用数字技术推动创新流程的智能化转型,通过采用先进的数据识别与分析工具提升信息获取的效 率和质量。与此同时,企业应积极探索基于数字化技术的创新模式,例如构建数字化协同研发平台,促进 企业间知识共享与技术对接,从而为合作创新提供坚实的技术支撑。(2)借助数字化的边界拓展功能, 提升企业合作创新能力。数字化技术的应用打破了传统行业与企业的边界,为合作创新开辟了更广阔的 领域和更多元的合作机会。企业应重点构建自身的边界能力拓展机制,以提升获取和整合外部资源的能 力。一方面,企业需要高度重视核心能力的建设与积累,强化内部知识体系的完善和技能水平的提升;另 一方面,企业应平衡内部能力建设与外部资源获取的关系,灵活调整资源配置策略,根据企业发展阶段有 针对性地培育跨边界能力。此外,企业应建立动态的外部环境监测体系,优化合作伙伴遴选机制,积极加 人创新联合体或技术联盟,利用多方协作的形式强化边界管理能力,将边界约束转化为跨界优势。通过 数字化技术的支持,企业可以突破资源与能力的限制,全面提升合作创新的效率与质量。(3)发挥高管 团队社会资本的作用,助力数字化赋能合作创新。高管团队社会资本是企业数字化赋能合作创新的重要 推动力。企业在实现技术突破和创新发展过程中,应重视高管团队社会资本的积累与利用。具体而言, 企业应注重高管团队的多元化背景,鼓励具有不同经验和技能的成员参与决策,以形成更加互补的合作

机制。董事会应充分发挥其在高管社会资本开发与培育中的核心作用,挖掘高管成员与外部资源之间的潜在连接,通过积极的对外合作争取更多的研发资源和创新机会。同时,企业应支持高管团队利用其社会网络与不同性质的组织开展深入交流,提升与利益相关者的沟通质量,推动创新项目高效落地。高管团队社会资本的充分利用不仅可以增强企业在数字化转型中的资源获取能力,还能够通过建立信任机制和协同关系,进一步促进合作创新目标的实现。(4)政府营造支持企业数字化与合作创新的政策环境。政府在推动企业数字化建设和合作创新过程中扮演着不可或缺的角色,应从多方面入手为企业创造良好的外部环境。一是加强数字化基础设施建设,布局前瞻性的新型基础设施,为企业数字化提供必要的硬件支持。同时,政府需注重数字化人才的培养,平衡"硬件"与"软件"建设,确保企业具备充分的人才储备与技术能力。二是加大与企业数字化相关的政策支持力度,针对企业在数字化建设中可能面临的资金短缺、技术能力不足等问题,提供多层次的扶持措施,包括资金补贴、税收优惠和技术支持。三是推动数字化与实体经济深度融合,引导具有较强数字化能力的企业或供应链链主企业牵头组建创新联合体,为中小企业提供数字化资源和服务共享平台。政府还应加强对数字化技术应用的引导与规范,通过政策激励和监管措施推动企业在合作创新中的数字化应用,为实现数字化与合作创新的融合提供制度保障。

参考文献:

- [1]赵静,栾甫贵. 数字经济、研发要素流动与企业创新边界[J]. 统计与决策,2024,40(2):183-188.
- [2] 江唐洋, 于洋, 聂军. 数字化转型会促进企业产学研合作创新吗? [J]. 中南财经政法大学学报, 2024, (2):29-39+148.
- [3]谢康,胡杨颂,刘意等.数据要素驱动企业高质量数字化转型——索菲亚智能制造纵向案例研究[J].管理评论, 2023,35(2):328-339.
- [4] 马文甲, 张弘正, 陈劲. 企业数字化转型对绿色创新模式选择的影响[J]. 科研管理, 2023, 44(12):61-70.
- [5]杨震宁,侯一凡,李德辉等. 中国企业"双循环"中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察[J]. 管理世界,2021,37(11):184-205+12.
- [6]韩璐,陈松,徐懋. 数字经济与城市职能分工:通向国内大市场之路[J]. 科学学研究,2023,41(7):1234-1246.
- [7] KWAN C. Toward an inclusive digital economy for all: perspectives from an intersectional feminist social work lens[J]. International social work, 2023, 66(3):798-816.
- [8]马君,郭明杰.企业数字化转型、员工数字认知与创新绩效:技术为刀,我为鱼肉? [J]. 科技进步与对策,2023,40 (22):22-32.
- [9] 戚聿东,朱正浩. 需求侧视角下技术标准化推进数字产业创新的机制与路径探索[J]. 经济科学,2023(4):63-84.
- [10] 吴群, 韩天然, 姜南. 数字化与专利密集型产业技术创新协同研究[J]. 科研管理, 2024, 45(7):101-109.
- [11]李轩,姜德华. 企业数字化转型能否提高创新绩效?——来自上市公司的经验证据[J]. 科学决策,2024(5):29 49.
- [12]余东华,马路萌. 数字化转型、平台化变革与企业创新绩效——基于"技术—组织—创新"范式的分析[J]. 改革, 2024(2):55-74.
- [13]王巍,师婷婷,姜智鑫. 国家中心城市的创新引领作用:来自企业异地合作创新的证据[J]. 广东财经大学学报, 2024,39(1):19-35.
- [14] 张杨勋, 周浩. 战略性新兴产业政策对企业合作创新影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2023, 39(24):58-63.
- [15]阳镇,王文娜,陈劲. 研发合作、数字化赋能与企业创新绩效——基于中国制造企业的微观证据[J]. 经济社会体制 比较,2023(3):137-150.
- [16]秦际栋,方潇. 企业数字化对劳动投资效率的影响——来自中国上市公司的经验证据[J]. 改革,2023(12);58-77.
- [17] 王莉静,潘美兰. 制造业企业合作创新知识共享策略研究[J]. 科技进步与对策,2020,37(10):128-135.
- [18] BHARADWAJ A, EI SAWY OA, PAVLOU P A, et al. Digital business strategy: toward a next generation of insights [J]. MIS quarterly, 2013, 37(2):471-482.
- [19] 刘微微,金英哲,毕克新. 多维邻近性、创新开放度与合作创新绩效——基于网络演化视角[J]. 科研管理,2023,44

- (8):162-172.
- [20]吴群,胡勇浩,李梦晓. 数字化能力对制造企业绿色创新的影响——关系强度与知识耦合的链式中介作用[J]. 科技进步与对策,2024,41(17):87-96.
- [21]肖静华. 企业跨体系数字化转型与管理适应性变革[J]. 改革,2020(4):37-49.
- [22] WU A. Collaborative eco-innovation and green knowledge acquisition; the role of specific investments in Chinese new energy vehicle industry [J]. Business strategy and the environment, 2023, 32(4);2245 2260.
- [23] 张树含,李晓翔. 数字化转型对企业融通创新的影响研究——基于边界视角的作用机制分析[J]. 软科学,2023,37 (12):86-92.
- [24] 顾建平, 崔雨欣. 高管团队社会资本与企业发展韧性: 团队心理资本与风险承担能力的链式中介作用[J]. 技术经济, 2023, 42(4):172-184.
- [25]王维,陈岩,姜莉. CEO 自恋对企业成长的影响研究——研发投入的中介与高管团队社会资本的调节[J]. 会计之 友,2020(19);27-34.
- [26]潘子成,易志高.内部薪酬差距、高管团队社会资本与企业双元创新[J].管理工程学报,2023,37(3):26-41.
- [27]陈庆江,王月苗,王彦萌. 高管团队社会资本在数字技术赋能企业创新中的作用——"助推器"还是"绊脚石"? [J]. 上海财经大学学报,2021,23(4):3-17.
- [28]郑雪梅,邹粉菊,徐伟呈. 数字经济、要素资源错配与企业产能利用率[J]. 南京财经大学学报,2023(6):90-98.
- [29]郭峰,陈凯. 数字赋能企业升级:路径识别与政策支持[J]. 现代经济探讨,2024(1):102-115.
- [30] 李晓翔,张树含. 烙印视角下初始资源禀赋对中小企业可用资源的作用研究[J]. 管理学报,2022,19(8):1134-1142.
- [31] 罗岭, 卫振炎. 数字经济发展、双元审计质量与企业创新持续性[J]. 南京审计大学学报, 2024, 21(1): 21-31.
- [32]白福萍,刘东慧,齐鲁光.高管团队外部关系网络、合作创新与企业数字化转型[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2023(1);86-100.
- [33]王年咏,张珂,张目. 数字金融对城市经济高质量发展的影响效应与机制检验[J]. 统计与决策,2023,39(5):125-130. (责任编辑:陈 春:英文校对:谈书墨)

Can Enterprise Digitization Promote Collaborative Innovation? Empirical Analysis Based on A-share Listed Companies

MA Yingshuang¹, ZHANG Haomin², CHEN fang¹

- (1. Business College, Huanggang Normal University, Huanggang 438000, China;
 - 2. School of Management, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: As digital transformation offers a new path for enterprise innovation and development, enterprise digitalization plays an important role in improving innovation efficiency and cooperative innovation among enterprises. The application of digitalization in the field of innovation has brought unprecedented opportunities for collaborative innovation. Based on the capability boundary perspective, this paper discusses the theoretical mechanism of enterprise digitalization enabling cooperative innovation. The study uses a sample of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2022 to empirically examine the impact of enterprise digitalization on cooperative innovation and the mechanism for that effect. The study includes tests for robustness and endogeneity. The results show that enterprise digitalization has a positive impact on cooperative innovation, and the effect is even more pronounced in state-owned enterprises, showing obvious heterogeneity depending on the property nature. The capability boundary and the social capital of the top management team play mediating and moderating roles, respectively, between enterprise digitalization and cooperative innovation. This study identifies the internal mechanism of digital-enabled cooperative innovation and provides important empirical evidence in support of enterprise digitalization and innovative development.

Key words: enterprise digitization; cooperative innovation; capability boundary; top management team social capital