

股东数字资源与企业数字技术创新

毛新述¹, 赵璐¹, 从闇匀²

(1. 北京工商大学 商学院, 北京 100048; 2. 首都经济贸易大学 会计学院, 北京 100070)

摘要: 数字技术创新以各类资源的快速融合和高效互补为基础。股东作为公司资源形成的基础, 其带来的数字资源能否驱动企业数字技术创新是一个重要的研究问题。文章通过有效识别企业前十大股东的数字产业特征, 考察了股东数字资源对企业数字技术创新的影响及其作用机制。研究发现, 股东数字资源有效驱动了企业的数字技术创新。机制检验表明, 上述作用主要是通过股东数字资源对企业发挥合作效应、关联效应和治理效应而实现的。异质性分析表明, 当企业在数字资源方面具备良好的内部吸收能力与外部基础设施支持时, 股东数字资源对企业数字技术创新的驱动作用更为明显。经济效应分析发现, 股东数字资源通过促进企业的数字技术创新, 进一步提高了企业的全要素生产率。文章拓展了股东资源领域的研究, 揭示了企业从资源拥有到价值实现的转化机制, 为优化企业资源配置、激活数字化转型核心动能和构筑数字经济发展新优势提供了启示与参考。

关键词: 股东资源; 数字技术创新; 数字资源

中图分类号: F273 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2025)08-0139-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250617.202

一、引言

2024 年, 习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时强调:“科技创新能够催生新产业、新模式、新动能, 是发展新质生产力的核心要素。”^① 科技创新尤其是数字技术的创新代表着新质生产力的关键性技术维度(周文和许凌云, 2023)。与传统技术不同, 数字技术注重多领域知识的深度融合和集成(Di Vaio 等, 2021), 这一过程存在明显的不确定性和风险性。企业仅凭自身拥有的资源与能力难以支撑数字技术创新, 需动态引入互补性更强的资源所有者。已有研究从聘用具有信息技术背景的高管(吴育辉等, 2022)、与不同创新主体组建战略联盟(张任之, 2024)、并购数字企业(周鹏等, 2024)等角度探讨资源互补性对数字技术创新的影响。但这些市场化的合作行为存在关系不稳定、联盟控制力不足的隐患(Killing, 2013)。基于股权联结的合作强调合作共生、共赢, 更能强化合作双方的信任程度, 为资源的高效使用提供产权基础, 但尚未有研究立足企业资源的初始提供者——股东进行探讨, 并进一步分析股东所拥有的异质性资源对企业的边际资源贡献。

收稿日期: 2024-09-12

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72172009); 北京市属高校教师队伍建设支持计划高水平科研创新团队项目(BPHR20220105); 首都经济贸易大学新入职青年教师科研启动基金项目(XRZ2025001)

作者简介: 毛新述(1979—), 男, 湖南涟源人, 北京工商大学商学院教授, 博士生导师;

赵璐(2000—), 女, 山西太原人, 北京工商大学商学院硕士研究生;

从闇匀(1995—)(通讯作者), 女, 辽宁营口人, 首都经济贸易大学会计学院讲师。

^① 引自新华网, <https://www.xinhuanet.com/politics/leaders/20240201/ad7e90874ca140be8e4b7b9c3526976b/c.html>。

股东的持股行为与企业发展紧密相连(Zahra 和 Das, 1993)。随着资本市场的不断发展和完善,现代意义上的股东不仅是投入财务资本并快速退出以取得财务收益的提供者,更是赋能企业长期可持续发展的资源提供者(王斌和宋春霞, 2015)。因此,股东不再只具有“资合”属性,而是逐渐呈现出更为明显的“人合”属性(马新啸等, 2021)。不同资源禀赋的股东在企业中扮演的角色不同。例如,风险资本、股权私募等财务投资者在公司治理中通常扮演监督者角色,一般奉行不控股且不参与企业日常经营管理的理念(王斌和刘一寒, 2021);而外部战略投资者在促进产业协同、增强研发能力等方面通常具有独特的资源优势,会积极参与公司治理。本质上,企业与各类股东双向选择的背后是股东异质资源的适配性和互补性在发挥作用,其谋求的是股东资源禀赋整合所带来的更大增值机会(Dushnitsky 和 Lenox, 2006)。在股东与持股企业之间资源交换的研究框架下,已有文献探讨了多种类型的股东资源对企业的异质性影响。例如,在财务资本方面,外部机构投资者的财务资源与融资能力能够显著提升企业的发展潜力(潘越等, 2022)。在无形资源方面,海外股东的国际市场背景则为企业打开了全球视野,提升了其在国际市场中的竞争力(狄灵瑜和步丹璐, 2021);共同股东的信息网络资源则增强了企业的信息获取能力和资源流动效率,从而提高了企业的议价能力(He 和 Huang, 2017);国有股东的关系网络为企业获取政府补贴等提供了独特的支持(Jia 等, 2019)。在组织资源方面,非国有股东通过委派高管向国有企业提供治理经验,有效提升了其内部控制质量(刘运国等, 2016)。然而,现有研究仍缺乏对股东数字资源的识别,尚未探讨其经济效应,研究场景有待进一步拓宽。同时,资源拥有并不直接等价于价值实现,企业在获取资源后如何有效运用以转化为竞争力的“黑箱”仍尚待打开。

在财务资本并不稀缺的现代金融环境中,对于积极投身于数字经济的企业而言,在吸收外部资本时并不完全看重股东的财务实力,而更看重股东是否拥有企业发展所需的数字资源。以居然之家为例,其在 2018 年引入阿里巴巴为其第二大股东,通过发挥数字资源的互补优势,推出业界首个新零售数字化卖场,实现了资源效应最大化。2018 年,居然之家突破 120 亿元的销售额,稳居家居新零售行业的领先地位。^①当企业引入具备数字资源的股东后,可以通过技术作价、资源嫁接等方式融合双方资源,在分摊研发成本的同时有效降低重复研发的风险(Gomes-Casseres 等, 2006)。基于此,本文立足于股东资源视角,试图探讨股东数字资源是否以及如何驱动企业数字技术创新,并进一步分析数字技术创新能否带动企业的价值增值。

具体而言,本文以 2013—2022 年我国沪深 A 股上市公司为样本,通过识别上市公司前十大股东的行业特征,将其与《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中的数字产业化行业代码进行匹配,判断其是否为数字产业化企业。若企业前十大股东中存在数字产业化企业,则视为其拥有股东数字资源,并将数字产业化企业视为数字股东,在此基础上考察股东数字资源与企业数字技术创新的关系,并分析其作用机制。研究发现,股东数字资源显著促进了企业的数字技术创新。机制检验表明,股东数字资源主要通过发挥合作效应、关联效应和治理效应来驱动企业的数字技术创新。异质性分析结果表明,当企业在数字资源方面具备良好的内部吸收能力与外部基础设施支持时,股东数字资源对企业数字技术创新的促进作用更为显著。经济效应分析发现,这种促进作用能有效提升企业的全要素生产率。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:首先,基于股东资源视角,拓宽了数字技术创新的影响因素研究。数字技术创新已受到学术界的广泛关注,已有大量文献探究了企业数字技术

^① 数据来源:居然之家官网, <https://www.juran.com.cn/article/509.html>。

创新的经济效应(黄勃等, 2023), 仅有少量文献从经济发展水平、数字基础设施、外商资本等宏观层面考察了企业数字技术创新的影响因素(Zhai, 2018; 胡增玺和马述忠, 2023)。微观层面, 张任之(2024)考察了研发联盟对企业数字技术创新的促进作用; Hanelt 等(2021)则发现数字并购能促进汽车制造商的数字创新。然而, 与研发联盟和数字并购等合作形式相比, 统一在股权关系下的股东资源嫁接更能增强双方的信任, 提高合作稳定性。此外, 股东决策和资源配置更倾向于企业的可持续发展, 能为数字技术创新提供长期支持, 确保资源在技术创新中的有效应用。因此, 本文从股东数字资源视角切入, 丰富了企业数字技术创新的资源基础研究, 更契合其对长期性和稳定性资源支持的内在需求。

其次, 为股东资源理论提供了直接的经验证据, 丰富了股东资源的经济效应研究。本文基于股东资源理论, 揭示了数字产业化企业的战略、技术等资源通过持股行为将价值溢出到企业的触发机理。现有文献已探讨了如融资能力(陈孝勇和惠晓峰, 2015)、创业资源(Fan 和 Yu, 2022)、政治资源(Jia 等, 2019)等多种股东资源对企业整体价值的影响, 但数字资源作为一种新兴的、与现代技术密切相关的资源, 尚未得到充分关注。本文不仅识别了股东的数字资源, 还深入分析了其在企业数字技术创新中的具体作用路径。通过聚焦数字技术创新, 增强了研究的针对性, 揭示了股东数字资源对企业创新能力的支持机制。

最后, 强调异质性股东资源的价值实现, 证明了不同资源禀赋的股东对公司的边际资源贡献。与以往只关注股东持股比例对企业价值影响的研究不同(Jiang 等, 2018), 本文将研究重心从股东持股比例转移到股东的身份、对企业的影响及其经济效应, 即将研究视角从传统财务资本视角转向股东资源视角。除了关注股权结构外, 本文还关注股东的资源背景以及这些异质性资源之间的匹配性和互补性(王斌, 2020)。这有助于企业更深刻地认识异质性股东资源带来的潜在超额收益, 为企业在数字化转型关键时期提高资源配置效率提供决策依据。

二、概念界定、理论分析与假设提出

(一) 股东数字资源的概念界定

根据国务院颁布的国家信息化发展战略纲要(2016年)与中国信息通信研究院发布的“数字中国”建设发展报告(2020年), 数字资源被概括为以数字形式存在并能够用于创造价值、提供服务、提高效率的各种资源, 关键组成部分包括数据资源、软件与应用程序、数字内容、数字基础设施以及数字网络等(Chen 等, 2012)。具体而言, 数据资源包括结构化数据和非结构化数据; 软件与应用程序包括企业使用的各类软件工具、应用程序和技术平台; 数字内容包括文档、图像、视频、音频等数字化的信息和材料; 数字基础设施支持信息的存储、处理和传输, 如服务器、云计算服务和网络设备等; 数字网络指通过数字平台(如社交媒体、电子商务平台等)建立的用户、供应商和合作伙伴之间的连接和互动网络。

资源基础理论(Resource-based Theory)表明, 企业的竞争本质上是资源的竞争。企业内部的独特资源禀赋能影响其竞争优势的获取, 产生将其他企业隔离在外的机制(Wernerfelt, 1984)。借助这一概念, 国内学者王斌(2020)将股东资源(Shareholders' resources)定义为大股东所拥有并投入的用以提升企业竞争优势与价值的所有要素或资源禀赋。参考这一概念, 本文将股东数字资源(Shareholders' digital resources)定义为股东拥有并投入的能够支持企业数字化转型、业务运作效率提升以及创新能力增强的数字资源, 不仅包括财务资本, 还包括技术资源、研发资源以及社会资本等。其中, 财务资本包括用于数字化转型和升级的资金, 涉及技术设备和软件的投资; 技术资源涵盖支持数字化运营所需的所有技术基础设施, 包括云计算平台、数据存储技术、

网络服务、软件应用和硬件设备等；研发资源是指用于开发新产品、服务或技术的资源，包括研发团队、实验室设备和原材料等；社会资本涉及股东与外部实体之间的网络和关系，包括与其他企业、行业专家、机构和客户的联系。

（二）理论分析与假设提出

基于资源基础理论（Barney 等, 2011），企业可持续竞争优势的形成依赖于其获取和利用异质性资源的能力。在数字经济对技术升级的需求持续扩张的趋势下，股东资源供给已从单纯的财务资本扩展为包含技术、人才和产业协同能力的复合体系（王斌和宋春霞, 2015）。尤其是具有数字产业化特征的公司型投资者，其提供的技术资源、人才资源和生态资源构成了符合 VRIO 框架的战略性资源组合，即具备价值性、稀缺性、不可模仿性和组织能力的特性（Teece 等, 1997; 刘澈等, 2024）。这种资源结构的独特性，使数字产业化股东能够突破传统机构投资者的被动治理角色，转而成为企业创新生态的主动构建者（朱晓红等, 2014）。

股权联结在数字技术创新中展现出独特的制度优势，其核心在于构建了比市场化战略联盟更稳固的资源整合架构（Williamson, 2007）。这种制度优势首先体现在知识转移的深度上，通过共建联合研发中心等，数字股东能够将隐性技术知识编码转化为可操作的研发流程（魏江和徐蕾, 2014），从而显著降低被投企业的技术试错成本（唐浩丹和蒋殿春, 2021）。随着股权关系的深化，治理层面的协同效应开始显现。数字股东通过董事会治理渠道直接参与创新战略制定（Aguilera 等, 2021），以使研发资源投入与企业技术路线保持动态匹配（Kaplan 和 Strömberg, 2004）。更关键的是，股权关系所特有的资产专用性特征创造了关系专用性投资（程新生等, 2012），这种制度刚性不仅抑制了合作各方的道德风险（王斌, 2020），还为长期性、高风险的数字技术创新提供了稳定环境（Aghion 等, 2015）。当这种股权合作持续深化时，会引发更广泛的生态系统重构。数字股东的产业影响力将通过信号传递机制吸引互补性创新主体集聚（Sirmon 等, 2011），最终形成以被投企业为核心的创新网络（胡海波和卢海涛, 2018），进而实现数字技术创新的可持续发展。因此，本文提出如下假设：

假设 1：股东数字资源能够驱动企业的数字技术创新。

为深入剖析这一假设的内在逻辑，本文从合作效应、关联效应和治理效应三个角度来探讨股东数字资源驱动企业数字技术创新的潜在机制。

首先，股东数字资源基于合作效应驱动企业的数字技术创新。基于创新生态系统理论（Adner 和 Kapoor, 2010），数字股东的介入重构了传统产学研合作从知识到资本再到市场的转化链条。具体而言，数字产业化企业持股后，其技术储备和社会资本能够显著降低产学研合作中的结构性摩擦（刘斐然等, 2020）。第一，在合作伙伴匹配层面，数字股东积累的创新经验能够精准识别科研机构的比较优势。由于企业与科研机构之间存在工作流程和成果应用等方面的差异，在寻找合作对象时，企业通常需要付出较高的协调成本（Belderbos 等, 2004）。而数字股东基于其成熟的创新模式，能增强企业在产学研合作中的合作伙伴选择、共同战略的制定和共享技术的分享等方面的认知（肖丁丁和朱桂龙, 2013），降低产学研合作过程中的交易成本。第二，在协作流程优化方面，数字股东引入的协同开发工具有效弥合了学术研究与企业应用之间的“转化断层”问题，有助于企业加速知识信息转移（胡山和余泳泽, 2022），在分摊研发成本的同时降低重复投入资源在相同领域研发的风险。第三，在创新价值实现维度，数字股东构建的产业生态为科研成果提供了即时的商业化通道，有助于企业动态调整创新方向，使研发活动与市场需求保持实时共振（Wynarczyk 等, 2013; 王康等, 2019）。因此，股东数字资源能通过合作效应驱动企业的数字技术创新。

其次,股东数字资源基于关联效应驱动企业的数字技术创新。基于 Khanna 和 Palepu(2000)提出的“效率促进”观,企业能通过内部关联交易降低交易成本。当外部技术市场存在严重的信息不对称时(Williamson, 2007),数字股东与被投企业之间的关联交易能够建立更高效的资源交换通道。具体而言,数字产业化股东通过关联交易形成的内部技术市场(魏志华等, 2017),可以显著降低企业在获取关键技术时的搜索成本(郑国坚, 2009)。这意味着在进行研发合作类关联交易时,企业更容易获得数字股东提供的信息服务、市场推广服务、设备和资金支持等。这种效率优势源于关联双方已建立的信任基础,使得技术需求的表达更加精准,以及技术供给的响应更为及时(魏明海等, 2013)。进一步地,数字股东与被投企业间关联交易能够实现技术要素的持续流动。与传统关联交易不同,数字股东通过数据共享平台等数字化工具,使技术协作不再受限于离散的交易时点,而是形成实时交互的创新网络(李雪松等, 2022)。这种深度协同一方面降低了单次交易成本,另一方面构建了持续创新的制度框架(Hindle 和 Yencken, 2004),为关联双方在长周期研发项目中实现战略协同奠定基础。因此,股东数字资源能通过关联效应驱动企业的数字技术创新。

最后,股东数字资源基于治理效应驱动企业的数字技术创新。基于委托代理理论,数字技术创新面临的核心治理矛盾在于管理层短期业绩压力与长期研发投入之间的冲突(吴育辉等, 2022)。数字产业化股东通过引入具有信息技术背景的高管开展“技术型治理”以破解这一困境:其一,在战略决策层面,基于高梯队队理论视角,管理层背景和认知结构会影响企业决策与行为(Fan 等, 2007)。高管的信息技术经历使其对研发过程有全面的认知,能够认识到资金支持对创新活动的重要性,继而重构企业创新认知框架(Schoar 和 Zuo, 2017),其技术专长可降低管理层对数字创新不确定性的过度规避(胡元木等, 2016)。其二,在运营执行层面,具有信息技术背景的高管通过“社会网络烙印”效应促进技术与业务融合(Francis 等, 2015)。当股东投入特定的数字资源后,需要由拥有专业技能的管理层来整合资源与企业运营,确保创新成果符合市场需求。具备信息技术背景的高管则能在此过程中凭借其积累的行业人脉加速创新要素整合(何瑛等, 2019),充当技术与业务的桥梁,实现不同部门之间高效协作。此外,具备信息技术背景的高管对技术前沿的理解有着更深刻的认知,能够发掘更多的创新机会,加速数字技术创新(虞义华等, 2018)。因此,股东数字资源能通过治理效应驱动企业的数字技术创新。综上所述,本文提出如下假设:

假设 2: 股东数字资源通过合作效应、关联效应以及治理效应来驱动企业的数字技术创新。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

自 2013 年以来,我国数字经济的基础格局逐步确立并进入成熟阶段。^①因此,本文选择 2013—2022 年我国沪深 A 股上市公司作为初选样本。前十大股东名称及持股比例数据来自 Wind 数据库,前十大股东行业与员工数据来自企查查,其他财务数据均来自 CSMAR 数据库。参照相关文献,本文对初始样本进行了以下处理:(1)剔除企业本身所属行业为数字产业化的样本;(2)剔除当年 ST 和 PT 的样本;(3)剔除金融业样本;(4)剔除关键数据缺失的样本,并对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行缩尾处理。最终得到 6 761 个公司一年度观测值,其中拥有股东数字资源的上市公司样本数为 398 个,占比约为 5.89%。

^① 第一,以中国手机网民的增速和规模为判断标准。根据人民网在 2018 年发布的《中国数字经济发展回顾与回望》得到。第二,以数字经济对我国经济增长的贡献为判断标准。根据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2024 年)》得到。

(二)模型设定与变量定义

为检验股东数字资源对企业数字技术创新的影响,本文构建了如下的 OLS 回归模型:

$$Digital_Patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_SR_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量为企业数字技术创新($Digital_Patent_{i,t}$);解释变量为股东数字资源($Digital_SR_{i,t}$),即前十大股东中数字产业化企业持股比例总和($Digital_SR1_{i,t}$)、数字产业化企业持股比例总和占前十大股东持股比例的比重($Digital_SR2_{i,t}$)、数字产业化企业的员工人数($DS_Employee$); $Controls_{i,t}$ 为系列控制变量。此外,本文还控制了公司固定效应 ν_i 和年度固定效应 τ_t ,并采用公司层面聚类调整后的标准误。根据前文假设,若股东数字资源能驱动企业的数字技术创新,则 α_1 应显著为正。

1. 数字技术创新($Digital_Patent_{i,t}$)

已有研究对数字技术创新的测度主要存在两种路径:一是基于年报文本分析(吴非等,2021;赵宸宇等,2021),二是利用专利关键词识别(罗佳等,2023)。然而,前者易受企业信息披露倾向影响,后者则面临技术术语快速迭代带来的识别偏差问题,所得指标常存在较大测量误差。因此,本文借鉴陶锋等(2023)的研究,利用 IPC 分类号识别数字专利。具体而言,本文基于《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》,将企业专利申请的 IPC 分类号对应至国民经济行业四位代码,并将其与《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中的数字产业化行业代码相匹配,判断该专利是否属于数字技术领域。最后对企业的数字专利申请数量加 1 取自然对数,构建数字技术创新的衡量指标($Digital_Patent_{i,t}$)。

2. 股东数字资源($Digital_SR_{i,t}$)

国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》明确界定了数字经济产业范围,包括数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业、数字要素驱动业与数字化效率提升业。其中,前四类构成了数字经济的核心产业,即数字产业化部分,主要涵盖计算机通信和其他电子设备制造业、电信广播电视和卫星传输服务、互联网和相关服务、软件和信息技术服务业等。遵循同质性原则,该分类基于《国民经济行业分类(2017)》。如在数字产品制造业中,计算机整机制造业对应的国民经济行业代码为 C3911。这为准确识别企业的前十大股东是否存在数字产业化企业提供了机会。尽管该分类文件的颁布时间晚于多数样本年限,但其识别依然有效。这是因为该文件基于 2016 年 G20 峰会提出的倡议,在一定程度上具有前瞻性,能有效捕捉到 2013—2022 年间数字技术创新的演变以及数字股东的波动。同时,数字产业化的渐进性发展可能在分类文件颁布前就已开始显现(宋旭光等,2022)。

本文参考伍晨和张帆(2023)的做法,通过标的企业的行业代码是否属于《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中的数字产业化行业来衡量数字并购,将上市公司前十大股东中存在数字产业化的企业定义为具有股东数字资源。具体测度上,首先通过 Python 爬取企查查网站获取前十大股东的行业代码数据,随后将其与《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中的数字产业化行业代码进行匹配。若匹配成功,则认为该上市公司的前十大股东中存在数字股东,并构建两个核心指标:一是数字股东持股比例总和($Digital_SR1$),二是数字股东持股占前十大股东总持股的比重($Digital_SR2$)。此外,根据蔡贵龙等(2018)的研究,若两个数字股东为“一致行动人”,则将其视为同一个股东,对持股比例进行求和。为进一步衡量股东数字资源的丰富程度,本文还引入数字股东员工规模指标($DS_Employee$),通过对员工人数加 1 取自然对数来反映资源禀赋差异。^①该数值越大表明数字股东的员工规模越大,拥有更丰富的数字资源。

^① 由于一致行动人关系主要反映股权层面的联合控制,而员工规模体现的是数字股东自身的资源禀赋。为避免引入不相关的员工数据并保持概念一致性,此处仅考虑数字股东企业本身的员工人数。

3. 控制变量(*Controls_{i,t}*)

本文控制了公司规模(*Size*)、总资产净利率(*ROA*)、固定资产占比(*Fixed*)、董事会规模(*Board*)、上市年限(*ListAge*)、市净率(*PB*)、机构投资者持股比例(*INST*)、总经理持股比例(*CEOHoldR*)、产权性质(*SOE*)等公司财务和治理特征变量。此外，本文还选取了地区实际生产总值(*GDP*)作为控制变量。^①

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表1为股东数字资源与企业数字技术创新的基准回归结果。列(1)—列(3)控制了公司与年度固定效应但未加入控制变量，股东数字资源(*Digital_SR1*、*Digital_SR2*和*DS_Employee*)与企业数字技术创新(*Digital_Patent*)的估计系数均在1%的水平上显著为正。列(4)—列(6)加入控制变量后，主要解释变量仍均在1%的水平上显著为正。就经济显著性而言，以列(4)为例，*Digital_SR1*每一个标准差的变化会使*Digital_Patent*在经济上相对样本均值增加10.13%。^②综上可知，股东数字资源能有效驱动企业的数字技术创新，本文主假设1得到验证。

表1 基准回归结果

	<i>Digital_Patent</i>	<i>Digital_Patent</i>	<i>Digital_Patent</i>	<i>Digital_Patent</i>	<i>Digital_Patent</i>	<i>Digital_Patent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Digital_SR1</i>	0.9491*** (3.2946)			1.0497*** (3.5857)		
<i>Digital_SR2</i>		0.4924*** (2.9214)			0.5509*** (3.2589)	
<i>DS_Employee</i>			0.0776*** (2.8514)			0.0807*** (2.9906)
控制变量	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761
<i>Adj_R²</i>	0.7661	0.7660	0.7662	0.7679	0.7679	0.7680

注：括号内为*t*值，在公司层面对标准误进行了聚类调整；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

(二) 稳健性检验^③

1. 内生性检验

(1) Heckman两阶段检验。由于数字产业化企业在寻求控股决策时，往往会倾向于选择具有高成长潜力的目标企业，以实现技术协同和业务拓展。为缓解股东数字资源的自选择偏差，本文采用处理效应模型对样本加以检验。在第一阶段中，以企业前十大股东中是否存在数字产业化企业的虚拟变量(*Dummy_SR*)为因变量，并引入外生变量“大数据试验区”(*Bdzone*)，再基于模型(1)进行Probit回归。在第二阶段中，将逆米尔斯比率(*IMR*)纳入模型(1)，以检验可能存

①限于篇幅，控制变量的详细定义和主要变量的描述性统计结果留存备索。

②计算方式为：*Digital_SR1*与*Digital_Patent*的估计系数乘以*Digital_SR1*的标准差再除以*Digital_Patent*的均值，即 $1.0497 \times 0.0615 / 0.6372 \times 100\% = 10.13\%$ 。

③限于篇幅，本文未列示稳健性检验结果，如有需要可向作者索取。

在的自选择偏差问题。结果显示, $Bdzone$ 和 $Dummy_SR$ 之间存在显著正相关关系, 满足相关性。在将 IMR 纳入回归后, 股东数字资源与企业数字技术创新的估计系数均在 1% 的水平上显著为正。这说明本文结论保持不变。

(2)工具变量检验。为缓解反向因果的内生性问题, 本文采用年度行业地区内其他企业数字股东持股比例均值作为工具变量(IV)进行检验。第一阶段结果显示, IV 与股东数字资源的估计系数均显著为正, *Kleibergen-Paap Wald F* 统计量通过弱工具变量检验。第二阶段结果显示, 股东数字资源的估计系数仍显著为正, 这说明在一定程度上缓解内生性后, 本文结论依然成立。此外, 在良好的外生工具较难寻找的情况下, 本文参考 Lewbel (2012) 提出的基于异方差构造工具变量法: 通过第一阶段回归误差项的异质性生成内部工具变量 $(Z_i - \bar{Z}_i)\hat{\nu}$ 。经 Breusch-Pagan 检验确认存在显著异方差后, 结果显示 $Digital_SR1$ 、 $Digital_SR2$ 和 $DS_Employee$ 的估计系数仍均在 1% 的水平上显著为正, 进一步验证了基准回归的稳健性。

(3)双重差分法。为进一步排除内生性问题的影响, 本文构建双重差分模型(DID)来检验股东数字资源的影响。处理组为在 $[t-3, t+3]$ 时间窗口内首次获得股东数字资源的上市公司 ($Treat=1$), 对照组为始终无股东数字资源的公司 ($Treat=0$)。 $Post$ 为股东变更时间虚拟变量, 数字股东加入之后为 1, 加入之前为 0。结果显示, $Treat \times Post$ 与 $Digital_Patent$ 的估计系数在 5% 的水平上显著为正, 这说明本文结论依然成立。

(4)安慰剂检验。为进一步确保文章结果不是由其他随机因素所导致的, 本文采用随机生成的方法进行安慰剂检验。具体而言, 随机产生一个股东数字资源的企业名单, 对模型(1)进行循环 500 次的自抽样回归。结果表明, 基于随机生成股东数字资源样本得到的估计系数远低于估计系数的真实值, 这进一步增强了结论可靠性。

(5)倾向得分匹配与熵平衡匹配。为进一步缓解选择偏差问题, 本文采用倾向得分匹配(PSM)和熵平衡匹配(Entropy Balancing)检验内生性。首先, 运用倾向得分匹配法, 将有数字产业化股东的企业作为处理组, 以模型(1)中滞后一期控制变量为匹配变量进行最近邻匹配。其次, 采用熵平衡匹配法, 通过将对照组样本进行加权处理, 使处理组与对照组在协变量的一阶矩和二阶矩上达到平衡。基于匹配后样本, 重新对模型(1)进行回归。结果显示, $Treat \times Post$ 和企业数字技术创新($Digital_Patent$)的估计系数均显著为正。^①

2. 其他稳健性检验

(1)调整模型。针对 $Digital_Patent$ 存在大量零值的问题, 为避免对数转换可能导致的估计偏差(Chen 和 Roth, 2024), 本文使用泊松回归进行估计。同时, 考虑到 $Digital_Patent$ 存在截断特征, 本文参考杨国超等(2023)的做法, 采用 Tobit 模型进行估计。(2)调整被解释变量。选择数字技术发明专利申请数量加 1 取自然对数作为新的被解释变量。同时, 本文参考吴非等(2021)的研究, 对企业数字创新相关词汇的频次进行求和并取对数。(3)调整解释变量。考虑到即使股东属于同一一致行动人团体, 其个体资源也可能存在差异, 因此不进行一致行动人处理, 重新测度解释变量。(4)排除行业或地区因素的影响。在模型(1)的基础上控制行业和省份固定效应。(5)排除其他创新和数字化政策的影响。本文参考甄红线等(2023)的方法, 在模型(1)中控制“宽带中国”(*BNChina*)与“智慧城市”(*SmartCity*)等同期相关政策的虚拟变量。无论采用上述何种稳健性检验方法, 本文的核心结论均成立。

^① 为加强结果稳健性, 本文在进行倾向得分匹配时还使用了核匹配方法, 结果与前文保持一致。由于熵平衡匹配在进行三阶矩收敛时协变量接近共线性, 因此本文进行了一阶矩和二阶矩匹配。

五、机制检验

前文研究发现，股东数字资源能够显著驱动企业的数字技术创新，但数字股东在推进企业数字技术创新过程中的潜在机制还有待进一步检验。本文从合作效应、关联效应和治理效应三个方面来进一步揭示企业从拥有股东数字资源到实现数字技术创新的过程。构建中介效应模型如下：

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_SR_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Digital_Patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital_SR_{i,t} + \beta_2 M_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $M_{i,t}$ 为合作效应、关联效应和治理效应三个机制变量，其余变量均与前文模型(1)保持一致。考虑到合作效应和关联效应为虚拟变量，模型(2)采用 Logit 模型，同时控制年度固定效应。模型(2)用于检验股东数字资源对机制变量的影响，模型(3)用于检验机制变量影响数字技术创新($Digital_Patent_{i,t}$)的作用大小。

(一) 合作效应机制

为检验合作效应机制，本文参考刘斐然等(2020)的研究，基于企业所申请的专利信息数据对专利申请人进行筛选。当企业的专利申请人中有高校或科研院所时，定义企业存在产学研合作(Co_innov)，赋值为1；否则为0。[表2](#)列(1)显示， $Digital_SR1$ 的估计系数为3.2071，在1%的水平上显著为正，这说明股东数字资源的投入推动了企业的产学研合作。列(2)同时加入 $Digital_SR1$ 和 Co_innov 进行回归。结果显示， Co_innov 的估计系数在1%的水平上显著为正，这说明产学研合作在股东数字资源与企业数字技术创新之间发挥着中介作用。列(3)和列(4)以及列(5)和列(6)分别以 $Digital_SR2$ 与 $DS_Employee$ 作为股东数字资源的代理变量进行回归，结果与列(1)和列(2)保持一致。

表2 合作效应机制检验

	Co_innov	$Dpatent$	Co_innov	$Dpatent$	Co_innov	$Dpatent$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Digital_SR1$	3.2071*** (2.6719)	1.0161*** (3.6398)				
Co_innov		0.2751*** (4.9833)		0.2740*** (4.9670)		0.2737*** (4.9420)
$Digital_SR2$			1.8179*** (2.8190)	0.5259*** (3.3126)		
$DS_Employee$					0.2529** (2.0286)	0.0772*** (2.9474)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761
$Pseudo R^2$ 或 Adj_R^2	0.0865	0.7699	0.0870	0.7699	0.0832	0.7700

(二) 关联效应机制

为检验关联效应机制，本文参考魏明海等(2013)的研究思路，使用数字股东与企业是否存在数字类关联交易($Dummy_RPT$)作为代理变量。若企业关联交易方为数字股东且交易内容涉及数字类，则赋值为1；否则为0。[表3](#)列(1)、列(3)和列(5)的结果显示，股东数字资源的估计

① 尽管部分关联交易因披露模糊存在分类主观性，但 $Dummy_RPT$ 严格基于数字股东直接参与且内容明确涉及数字相关的交易。

系数均在 1% 的水平上显著为正, 这表明数字股东更可能与企业开展数字类关联交易。列(4)和列(6)加入中介变量后的结果显示, *Dummy_RPT* 的估计系数分别在 10% 和 5% 的水平上显著为正, 这进一步证明关联效应机制在股东数字资源对企业数字技术创新的驱动过程中发挥中介作用。

表 3 关联效应机制检验

	<i>Dummy_RPT</i>	<i>Dpatent</i>	<i>Dummy_RPT</i>	<i>Dpatent</i>	<i>Dummy_RPT</i>	<i>Dpatent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Digital_SR1</i>	14.8212*** (10.3652)	0.7244** (2.2638)				
<i>Dummy_RPT</i>		0.2613 (1.6194)		0.2699* (1.6891)		0.3003** (2.2090)
<i>Digital_SR2</i>			8.2830*** (10.7598)	0.3860** (2.1001)		
<i>DS_Employee</i>					1.1428*** (9.5219)	0.0658*** (2.6120)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761
<i>Pseudo R</i> ² 或 <i>Adj_R</i> ²	0.5252	0.7682	0.5132	0.7682	0.2587	0.7684

(三) 治理效应机制

为检验治理效应机制, 本文参考吴育辉等(2022)的研究, 采用企业信息技术背景高管与高管团队总人数之比(*IT*)作为代理变量。[表 4](#)列(1)和列(3)显示, *Digital_SR1* 和 *Digital_SR2* 的估计系数均在 1% 的水平上显著, 这表明数字股东能有效优化高管结构, 提升企业治理能力。列(2)和列(4)同时加入 *Digital_SR* 和 *IT*, Bootstrap 检验中介效应在 1% 的水平上显著, 这说明间接效应显著。列(5)和列(6)同样显示, Bootstrap 检验中介效应在 1% 的水平上显著。以上结果证实, 股东数字资源通过治理效应这一路径促进了企业数字技术创新, 从而支持了研究假设 2。

表 4 治理效应机制检验

	<i>IT</i>	<i>Dpatent</i>	<i>IT</i>	<i>Dpatent</i>	<i>IT</i>	<i>Dpatent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Digital_SR1</i>	0.1945*** (2.6667)	1.0323*** (3.5102)				
<i>IT</i>		0.0897 (0.8795)		0.0885 (0.8664)		0.1007 (0.9909)
<i>Digital_SR2</i>			0.1127*** (2.9075)	0.5410** (3.1782)		
<i>DS_Employee</i>					0.0049 (1.2436)	0.0802*** (2.9698)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761	6 761
<i>Adj_R</i> ²	0.7657	0.7680	0.7659	0.7679	0.7651	0.7680

六、进一步分析

(一) 基于企业内外部数字资源协同的异质性分析

在验证股东数字资源对企业数字技术创新的影响及其作用机制后，本文进一步从内外部数字资源协同视角分析其异质性特征：一方面，企业需要具备足够的吸收能力才能有效转化股东数字资源；另一方面，地区数字基础设施的完备程度也会影响资源利用效率。因此，以下将从这两个维度展开深入分析。

1. 企业数字资源吸收能力的异质性分析

企业数字资源吸收能力是影响股东数字资源转化效率的关键因素。这种吸收能力主要体现在两个维度：首先，高吸收能力企业通常具备成熟的知识管理体系和技术转化机制(赵凤等, 2016)，能够快速将股东提供的数字资源与企业现有研发体系进行有效融合，显著降低技术落地的协调成本；其次，这类企业能够根据创新需求灵活调整资源配置，充分挖掘股东数字资源的技术潜力(Gupta 等, 2020)，从而更高效地推动数字技术创新。基于此，本文预期股东数字资源对数字技术创新的驱动作用在高吸收能力企业中更为显著。本文参考杨林等(2020)的研究，根据企业年度研发支出与营业收入之比的中位数来划分高吸收能力组和低吸收能力组。结果如表5列(1)和列(3)所示，*Digital_SR1* 与 *Digital_SR2* 在高吸收能力组的估计系数在 1% 水平上显著为正。费舍尔组合检验表明，两组间存在显著差异。列(5)和列(6)分别显示，*DS_Employee* 在高吸收能力组的系数在 5% 的水平上显著为正，而在低吸收能力组的系数在 10% 的水平上显著。这说明高数字资源吸收能力企业能更有效地利用股东数字资源，从而推动数字技术创新。

表 5 异质性分析:企业数字资源吸收能力

	高吸收能力 <i>Digital_Patent</i>	低吸收能力 <i>Digital_Patent</i>	高吸收能力 <i>Digital_Patent</i>	低吸收能力 <i>Digital_Patent</i>	高吸收能力 <i>Digital_Patent</i>	低吸收能力 <i>Digital_Patent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Digital_SR1</i>	1.5690*** (4.0363)	0.7212* (1.6832)				
<i>Digital_SR2</i>			0.9226*** (4.5883)	0.3153 (1.2106)		
<i>DS_Employee</i>					0.0823** (2.5573)	0.0774* (1.9448)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>p-value</i>	0.078*		0.032**		0.450	
观测值	3 539	3 060	3 539	3 060	3 539	3 060
<i>Adj_R²</i>	0.7910	0.7364	0.7911	0.7364	0.7905	0.7369

2. 地区数字基础设施支持的异质性分析

企业数字技术创新的实现不仅需要内部资源吸收能力，更依赖外部数字基础设施的支撑。作为数字要素流通的关键载体，地区数字基础设施通过双重渠道影响企业创新：首先，完善的数字基础设施有助于具备数字化技能的专业人才集聚(邱子迅和周亚虹, 2021)，为企业创新提供人才支撑；其次，良好的数字基础设施能够优化金融资源配置(王海等, 2023)，缓解企业研发活动的资金约束。因此，股东数字资源在数字基础设施发展水平高的区域能更好地促进企业数字技术创新。本文参考杨慧梅和江璐(2021)的方法，根据企业所在地级市的互联网宽带接入用户

数的中位数来区分该地区数字基础设施的发展水平。结果如表 6 所示，在高数字基础设施组中，*Digital_SR1* 和 *Digital_SR2* 的系数在 1% 水平上显著为正；而在低基础设施组中，系数不显著。费舍尔组合检验证实组间差异在 5% 水平上显著。*DS_Employee* 的系数在高数字基础设施组中在 5% 的水平上显著为正。这表明与数字基础设施发展水平较低的区域相比，股东数字资源对企业数字技术创新的驱动作用在数字基础设施发展水平高的区域更为明显。

表 5 和表 6 的结果共同表明，当企业内部数字资源吸收能力与外部数字基础设施形成良好协同效应时，股东数字资源对数字技术创新的促进作用更为显著。

表 6 异质性分析：地区数字基础设施发展水平

	高数字基础 <i>Digital_Patent</i>	低数字基础 <i>Digital_Patent</i>	高数字基础 <i>Digital_Patent</i>	低数字基础 <i>Digital_Patent</i>	高数字基础 <i>Digital_Patent</i>	低数字基础 <i>Digital_Patent</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Digital_SR1</i>	1.5356*** (3.6102)	0.2615 (1.0602)				
<i>Digital_SR2</i>			0.7305*** (3.1086)	0.1899 (1.4372)		
<i>DS_Employee</i>					0.0863** (2.3115)	0.0465* (1.7238)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>p-value</i>	0.020**		0.048**		0.224	
观测值	3 574	2 903	3 574	2 903	3 574	2 903
<i>Adj_R²</i>	0.7741	0.7566	0.7739	0.7566	0.7734	0.7567

(二) 经济效应分析：股东数字资源是否提升了企业全要素生产率

为考察数字技术创新的经济效应，本文进一步分析股东数字资源是否通过促进数字技术创新提升企业全要素生产率(*TFP*)。本文参考吴育辉等(2022)的研究，使用 OLS 法计算企业提前一期的全要素生产率(*TFP_{t+1}*)。表 7 报告了中介效应检验结果。列(1)、列(3)和列(5)与基准回归保持一致。列(2)和列(4)显示，在引入数字技术创新变量后，*Digital_Patent* 的系数在 10% 水平上显著为正，*Digital_SR1* 和 *Digital_SR2* 的估计系数不再显著。列(6)显示，*Digital_Patent* 和 *DS_Employee* 的系数不显著。但是，Bootstrap 检验证实，*Digital_SR1*、*Digital_SR2* 和 *DS_Employee* 的间接效应均在 1% 的水平上显著。这说明股东数字资源通过推动企业的数字技术创新，提升了全要素生产率，为数实融合赋能经济高质量发展提供了证据支持。

表 7 经济效应分析：股东数字资源是否提升了企业全要素生产率

	<i>Digital_Patent</i>	<i>TFP_{t+1}</i>	<i>Digital_Patent</i>	<i>TFP_{t+1}</i>	<i>Digital_Patent</i>	<i>TFP_{t+1}</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Digital_SR1</i>	1.0497*** (3.5857)	-0.0872 (-0.3702)				
<i>Digital_Patent</i>		0.0176* (1.6865)		0.0177* (1.6964)		0.0167 (1.5927)
<i>Digital_SR2</i>			0.5509*** (3.2589)	-0.0715 (-0.5793)		

续表 7 经济效应分析：股东数字资源是否提升了企业全要素生产率

	Digital_Patent	TFP _{t+1}	Digital_Patent	TFP _{t+1}	Digital_Patent	TFP _{t+1}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DS_Employee					0.0807*** (2.9906)	0.0184 (1.0345)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 761	5 874	6 761	5 874	6 761	5 874
Adj_R ²	0.7679	0.9284	0.7679	0.9284	0.7680	0.9284

七、结论与建议

数字技术创新不仅是赋能实体经济高质量发展的重要引擎，也是打造具有国际竞争力的数字产业生态的重要途径。本文基于股东资源视角，将股东数字资源与数字技术创新纳入同一分析框架中，基于 2013—2022 年我国沪深 A 股上市公司样本，探究股东数字资源对企业数字技术创新的影响效应，并进一步分析其传导机制。研究结果表明，股东数字资源有效驱动了企业数字技术创新。在作用机制上，股东数字资源能够通过发挥合作效应、关联效应和治理效应来赋能企业的数字技术创新。异质性分析发现，当企业在数字资源方面具备良好的内部吸收能力与外部基础设施支持，即企业数字资源吸收能力和外部数字基础设施与股东数字资源协同较好时，股东数字资源对企业数字技术创新的促进作用更加显著。此外，这种促进作用能有效提升企业的全要素生产率。

基于本文的经验证据，可以得到如下政策启示：第一，企业应当提高对股东数字资源的重视程度，有效实现从资源拥有到价值实现的“惊险跳跃”。本文验证了股东数字资源对企业数字技术创新的驱动作用，证明了技术资源禀赋的股东对企业的边际资源贡献。据此，一方面，企业可以充分利用数字股东投入的各类资源，通过异质性资源的深度融合，发挥企业间合作创新的协同效应，有效降低企业研发成本并加速技术成果转化；另一方面，企业可以在股东数字资源投入的基础上进一步吸附其他资源要素，构建从资源获取到价值创造的可持续转化机制。

第二，企业应当充分发挥合作赋能、关联赋能和治理赋能的作用，把握数字转型升级的核心要素。本文发现，数字产业化企业持股后，通过发挥合作效应、关联效应和治理效应实现数字技术创新。因此，企业应当积极与高校和研究院所等机构开展合作，以避免因重复研发项目而造成的资源浪费。同时，企业还要加快内部技术转移和信息共享，有效整合和配置内部资源，从而提升数字技术创新的效率。此外，企业还要重视具备丰富信息技术经验的高管在数字化进程中的独特作用，确保创新战略与市场需求有效对接。

第三，政府部门应当注重数字基础设施对企业数字技术创新的支撑作用，优化数字基础设施布局。根据本文结论，股东数字资源对企业数字技术创新的驱动作用在数字基础设施完备的地区更加明显。因此，政府应合理规划和配置数字基础设施，以提升企业的创新能力和效率；努力促进各类企业（尤其是中小企业），充分利用数字资源，从而推动整体经济的转型升级与可持续发展。同时，通过弥合区域“数字鸿沟”，助力数字基础薄弱地区的企业开展数字技术创新活动，从而共享数字经济发展红利。

主要参考文献：

- [1] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界, 2018, (5): 137–149.
- [2] 陈孝勇, 惠晓峰. 创业投资的治理作用——基于高管薪酬契约设计视角的实证研究[J]. 南开管理评论, 2015, (2): 126–135.
- [3] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO 复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019, (9): 155–173.
- [4] 胡海波, 卢海涛. 企业商业生态系统演化中价值共创研究——数字化赋能视角[J]. 经济管理, 2018, (8): 55–71.
- [5] 胡元木, 刘佩, 纪端. 技术独立董事能有效抑制真实盈余管理吗?——基于可操控 R&D 费用视角[J]. 会计研究, 2016, (3): 29–35.
- [6] 胡增玺, 马述忠. 市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J]. 经济研究, 2023, (6): 155–172.
- [7] 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, (3): 97–115.
- [8] 李雪松, 党琳, 赵宸宇. 数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J]. 中国工业经济, 2022, (10): 43–61.
- [9] 刘斐然, 胡立君, 范小群. 产学研合作对企业创新质量的影响研究[J]. 经济管理, 2020, (10): 120–136.
- [10] 刘澈, 蔡贵龙, 郑国坚, 等. 产业型战略投资者与“僵尸”国企治理——基于股东与公司经营范围相似度的研究[J]. 财经研究, 2024, (3): 93–108.
- [11] 刘运国, 郑巧, 蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗?——来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2016, (11): 61–68.
- [12] 罗佳, 张蛟蛟, 李科. 数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率?——来自上市公司专利数据的证据[J]. 财经研究, 2023, (2): 95–109.
- [13] 潘越, 刘承翊, 林淑萍, 等. 风险资本的治理效应: 来自 IPO 暂停的证据[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 121–139.
- [14] 邱子迅, 周亚虹. 数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 财经研究, 2021, (7): 4–17.
- [15] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (5): 68–91.
- [16] 王斌. 股东资源与公司财务理论[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2020, (2): 9–21.
- [17] 王斌, 宋春霞. 创业企业资源禀赋、资源需求与产业投资者引入——基于创业板上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2015, (12): 59–66.
- [18] 王康, 李逸飞, 李静, 等. 孵化器何以促进企业创新?——来自中关村海淀科技园的微观证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 102–118.
- [19] 魏明海, 黄琼宇, 程敏英. 家族企业关联大股东的治理角色——基于关联交易的视角[J]. 管理世界, 2013, (3): 133–147.
- [20] 吴育辉, 张腾, 秦利宾, 等. 高管信息技术背景与企业数字化转型[J]. 经济管理, 2022, (12): 138–157.
- [21] 杨国超, 魏爽, 院茜, 等. 企业为何选择劳务外包——基于经济政策不确定性的解释[J]. 中国工业经济, 2023, (9): 136–154.
- [22] 杨林, 和欣, 顾红芳. 高管团队经验、动态能力与企业战略突变: 管理自主权的调节效应[J]. 管理世界, 2020, (6): 168–188.
- [23] 周鹏, 王卓, 谭常春, 等. 数字技术创新的价值——基于并购视角和机器学习方法的分析[J]. 中国工业经济, 2024, (2): 137–154.
- [24] Adner R, Kapoor R. Value creation in innovation ecosystems: How the structure of technological interdependence affects firm performance in new technology generations[J]. Strategic Management Journal, 2010, 31(3): 306–333.

- [25]Aguilera R V, Aragón-Correa J A, Marano V, et al. The corporate governance of environmental sustainability: A review and proposal for more integrated research[J]. *Journal of Management*, 2021, 47(6): 1468–1497.
- [26]Barney J B, Ketchen Jr D J, Wright M. The future of resource-based theory: Revitalization or decline?[J]. *Journal of Management*, 2011, 37(5): 1299–1315.
- [27]Fan J P H, Wong T J, Zhang T Y. Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China's newly partially privatized firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(2): 330–357.
- [28]Fan J P H, Yu X. Do founding families downgrade corporate governance? The roles of intra-family enforcement[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2022, 73: 102190.
- [29]He J, Huang J K. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(8): 2674–2718.
- [30]Jia N, Mao X S, Yuan R L. Political connections and directors' and officers' liability insurance: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2019, 58: 353–372.
- [31]Jiang F X, Cai W J, Wang X, et al. Multiple large shareholders and corporate investment: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 50: 66–83.
- [32]Khanna T, Palepu K. Is group affiliation profitable in emerging markets? An analysis of diversified Indian business groups[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(2): 867–891.
- [33]Lewbel A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2012, 30(1): 67–80.
- [34]Williamson O E. The economic institutions of capitalism. Firms, markets, relational contracting[A]. Boersch C, Elschen R. *Das summa summarum des management*[M]. Gabler: Springer, 2007.
- [35]Zhai F. China's belt and road initiative: A preliminary quantitative assessment[J]. *Journal of Asian Economics*, 2018, 55: 84–92.

Shareholder Digital Resources and Corporate Digital Technology Innovation

Mao Xinshu¹, Zhao Lu¹, Cong Huiyun²

(1. *Business School, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China*; 2. *School of Accounting, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China*)

Summary: In the digital economy era, digital technology innovation serves as the core driver of new quality productive forces. Its complex and risky nature requires diverse resource support for enterprises. Existing literature mainly focuses on market-based cooperation methods such as TMT digital expertise and strategic alliances, but it overlooks the role of shareholders as essential resource providers. Modern shareholders not only supply financial capital but also serve as resource enablers for sustainable development, with different types of shareholders having distinct impacts on resource allocation. However, current research lacks systematic evidence on how shareholder digital resources contribute to corporate digital technology innovation.

This paper examines the impact of shareholder digital resources on corporate digital technology innovation, based on the identification of the digital industry characteristics of the top ten shareholders in China's A-share listed companies from 2013 to 2022. The results show that shareholder digital resources significantly

drive corporate digital technology innovation. Mechanism testing shows that this effect operates through three channels: cooperation effects, correlation effects, and governance effects. Cross-sectional analysis indicates that the driving effect of shareholder digital resources on digital technology innovation is significantly enhanced when enterprises possess strong internal absorptive capacity and are supported by well-developed external digital infrastructure. Furthermore, economic effect analysis further indicates that shareholder digital resources enhance total factor productivity by promoting digital technology innovation.

This paper has the following contributions: First, it establishes a causal effect of shareholder digital resources on corporate digital technology innovation, complementing existing research on the determinants of digital technology innovation. Second, by constructing an identification framework for shareholder digital resources, it systematically uncovers three underlying mechanisms, enriching the literature on the economic effects of shareholder resources. Third, it highlights the value realization of heterogeneous shareholder resources, demonstrating their marginal contributions to corporate performance. These insights provide valuable implications for optimizing corporate resource allocation, activating digital transformation, and fostering new advantages in digital economic development.

Key words: shareholder resources; digital technology innovation; digital resources

(责任编辑 景 行)

(上接第 109 页)

corporate investment and financing; internationally, China should actively negotiate more free trade agreements (FTAs), deepen their provisions, and expand the coverage of its FTA networks.

This paper has the following contributions: First, it employs Python-based machine learning and asynchronous web crawling techniques to construct a five-dimensional provincial institutional innovation index, alongside social network analysis to measure the breadth and depth of trade rule networks, innovatively quantifying institutional opening. Second, from a GVC perspective, it thoroughly analyzes the impact of institutional opening on export technological sophistication, transcending prior research limitations by theoretically exploring the alignment between institutional opening and efficient GVC operation. Third, based on theoretical and empirical analyses, it investigates how regional, industrial, and destination-market differences shape the heterogeneous effects of institutional opening on export technological sophistication, while extending policy insights for advancing institutional opening and upgrading export technological content.

Key words: institutional opening; institutional innovation; FTA networks; export technological sophistication

(责任编辑 景 行)