

董事关系网络、产学研合作与企业数字技术创新

张鹤霖

浙江理工大学经济管理学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2025年5月8日; 录用日期: 2025年5月27日; 发布日期: 2025年6月30日

摘 要

随着世界经济全球化、信息化的深入发展, 董事关系网络越来越成为影响当前企业间联系的重要因素。企业数字技术创新是促进当前企业高质量发展和推动社会经济进步的关键驱动力。产学研合作优化了技术研发与生产之间的协作模式, 在促进企业技术创新领域的作用日益凸显。那么董事关系网络能否促进企业数字技术创新? 其中的作用路径又有哪些? 产学研合作能否正向调节董事关系网络对企业数字技术创新的促进作用呢? 本文以2011~2021年我国部分A股上市公司的面板数据为样本, 基于社会网络理论、产业组织理论以及资源依赖理论等, 通过对董事网络的进一步量化处理, 研究董事网络对企业数字技术创新的影响。结果表明, 董事网络有利于企业数字技术创新。进一步, 本文发现董事关系网络通过增加企业研发投入水平、缓解资本错配程度, 进而企业的促进数字技术创新发展。并且, 开展产学研合作的企业, 其董事关系网络对数字技术创新的促进作用会更明显, 该结论阐释了产学研合作发挥了重要的调节作用。研究还发现, 在非国有企业和高新技术企业中, 董事关系网络对企业数字技术创新的提升作用更明显。

关键词

董事关系网络, 产学研合作, 数字技术创新, 研发投入, 资本错配

Director Relationship Network, Industry-University-Research Collaboration and Enterprise Digital Technology Innovation

Helin Zhang

School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou Zhejiang

Abstract

With the in-depth development of globalization and informatization of the world economy, the director relationship network has increasingly become an important factor affecting the current relationship between enterprises. Enterprise digital technology innovation is the key driving force to promote the current high-quality development of enterprises and promote social and economic progress. Industry-university-research cooperation optimizes the cooperation mode between technology research and development and production, and plays an increasingly prominent role in promoting enterprise technology innovation. Can the director relationship network promote enterprise digital technology innovation? What are the action paths? Can industry-university-research cooperation positively regulate the role of director relationship network in promoting enterprise digital technology innovation? Based on the panel data of some A-share listed companies in China from 2011 to 2021, and based on the social network theory, industrial organization theory and resource dependence theory, this paper studies the impact of director network on enterprise digital technology innovation through further quantitative processing of director network. The results show that the director network is conducive to enterprise digital technology innovation. Further, this paper finds that the director relationship network can promote the development of digital technology innovation by increasing the level of R&D investment and alleviating the degree of capital mismatch. Moreover, for enterprises that carry out industry-university-research cooperation, the role of director relationship network in promoting digital technology innovation will be more obvious. This conclusion explains that industry-university-research cooperation plays an important regulatory role. The study also found that in non-state-owned enterprises and high-tech enterprises, the role of director relationship network in promoting enterprise digital technology innovation is more obvious.

Keywords

Director Relationship Network, Industry-University-Research Cooperation, Digital Technology Innovation, R&D Investment, Capital Mismatch

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着互联网、大数据等信息技术的发展，数字经济已成为近年来我国经济发展中增长速度最快、创新最活跃、影响最广泛的领域，对我国增强发展新动能、提升发展韧性具有极其重要的作用。根据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2024)》显示，2023年以来，我国在5G、人工智能等数字技术领域持续取得新的突破，数据要素市场加快建设成型，数字经济全产业链体系日趋完善，数字经济全要素生产率稳步提升。

鉴于数字经济的战略重要性，国家颁布了诸多支持数字经济发展的相关政策。2015年的《“互联网+”行动计划》文件首次明确了互联网作为创新驱动要素的地位，推动制造业、农业等领域的数字化转型试点。2018年《关于发展数字经济稳定并扩大就业的指导意见》文件首次将数字经济与就业联动，支持建设数字创新创业孵化机构，数字技术创新在数字经济发展中的重要性日益凸显。得益于政策的促进作

用,我国数字经济如雨后春笋般蓬勃发展,截至 2023 年底,我国数字经济总产值规模已达 53.9 万亿元,较上年增长 3.7 万亿元,同比名义增速 7.39%,占 GDP 的比重达 42.8%,较上年提升 1.3 个百分点,发展势头稳中有进。可见,数字经济对我国近年来 GDP 的增长有着较强的拉动作用,同时也促使越来越多的企业加快了数字化转型的步调。企业数字化发展带来了生产经营模式的重大变革,为传统企业注入了新的生命力。而数字经济发展与企业数字化转型均离不开数字技术创新能力的提升,特别是企业自身的数字技术创新[1]。企业作为支撑经济发展的主体,越来越重视数字技术在生产、运营甚至后勤办公等各领域的应用和推广。截至 2023 年底,我国累计建成的智能工厂 2 万余家,其中世界级的先进智能工厂 100 余家。例如,华为自主研发的 Mind Sphere 工业互联网平台,通过设备数据采集与分析,显著提升生产效率和产品质量。可见,数字技术对企业的发展而言,已成为提升竞争力、提升商业模式和实现可持续发展的核心驱动力。

然而,传统企业的数字化转型之路和新兴企业的数字化发展之路并非一帆风顺。根据埃森哲发布的《2024 中国企业数字化转型指数》指出,从近两年数字化技术部署成果来看,仅有 41%的中国企业打通了业务及流程间的数据壁垒。由于地区间配套设施差异大、不完善,数字化转型适配周期过长等问题,一些企业面临“不会转”、“不敢转”的困境。因此,如何有效破解企业数字化发展和数字技术创新的现实瓶颈,探索促进企业数字技术创新的路径,摆脱掉不必要因素的束缚,成为现阶段亟待解决的重要任务。影响企业数字技术发展的因素有很多,诸如企业规模、资金水平、研发投入等。然而更多的影响往往来自于企业外部,随着我国交通条件的不断提升和现代企业制度的日益完善,企业间董事相互兼任的情况已经成为普遍存在的现象。董事相互兼任便会形成一定的关系网,由于中国社会是一个典型的讲究关系和人脉的情谊社会,这种传统的社会模式造成了熟人之间相互关照、互惠交换的文化习俗[2]。关系网越密集,企业受到的影响就会越大。

当今世界正经历百年未有之大变局,伴随经济全球化趋势,世界大环境的不确定性日益加剧,企业仅凭自身的资源很难持续进行技术创新进而维持竞争优势。特别是数字化发展所需的各种条件,企业仅凭一己之力难以面面俱到。因此,为了适应复杂的外部环境,吸纳更多技术和管理方面的优势资源与条件,越来越多的企业开始积极寻求建立关系网,从而获取更多外部资源,避免不利因素限制。其中,董事网络作为企业间最普遍、最高效的一种关系形式,日益受到越来越多的企业关注和应用。董事网络作为一种特殊董事特征,其特殊性主要体现在,由于社会关系网络的性质差异而导致其不再是诸如董事会独立性、专业性等公司内部独立的董事特征,而是通过各董事之间的社会网络联结而形成的一种具有公司之间、社会之间性质的广义性董事特征,具备一定的社会资本属性。董事关系网络能够显著提升企业间合作的稳定性,有益于构建企业间合作创新的网络[3]。

基于此,本文以董事关系网络为着力点,深入探讨董事关系网络是否能够对企业数字技术创新产生影响,并研究其内在机制路径。进一步,本文探究了企业产学研合作是否能在董事关系网络对企业数字技术创新的促进作用中发挥正向调节效应。这对于研究董事会的综合治理作用,探索当前企业数字化发展模式与数字技术创新路径具有较高的研究价值。

2. 文献梳理

学界围绕董事关系网络、数字技术创新以及产学研合作已经进行了大量研究,取得诸多成果。在已有研究中,董事关系网络被定义为是一种特殊的董事特征。Granovetter [4]从社会网络的角度出发,指出个人行为是嵌套进其所处的社会网络环境中的,即董事社会关系网络会影响理性经济人做出决定,也将影响整个企业的治理决策。谢德仁和陈运森(2012) [5]将董事网络定义为公司董事个体及董事间通过至少在一个董事会兼任而建立的直接和间接联系的集合,这种联系不可避免地加强了企业间的相互影响因素。

随着企业间董事相互联系的日益密切,董事网络已经逐渐从公司董事拓展至总经理、监事等广义的高管人员[6]。在对董事网络的计量方面,国外学者首先提出了诸多新颖的方法。Chiu 等[7]根据董事的工作背景对董事网络进行分类,即按照董事之间由于过去在同一企业工作,或者不同企业合作而产生的联系来衡量董事网络的程度。Groysberg 等[8]根据董事之间过去的战友经历来构建董事网络。此外,还有学者根据董事的教育背景或其他社会活动对董事网络进行分类。而陈运森等[9]研究发现,董事的工作、教育背景和参军经历等多为个人隐私范畴,国内企业信息披露水准目前还难以对以上因素构成的董事网络进行全面精准的计量。因此,最终选取了董事通过至少在两家企业的董事会同时担任职务而建立的直接与间接联结的集合,来定义董事网络关系。目前,以上界定得到了学术界内广泛的认可。

企业数字技术创新是指企业在数字技术领域的研发与产出成果,是当前企业竞争与发展的重要战略布局方向。已有研究中衡量数字技术创新的方法主要有数字技术专利计量法和数字技术相关词频法。由于技术专利数是最常见和最被广泛接受的技术创新测度指标之一,其高度吻合于技术创新的最新方向,可以直接反应出相关领域的创新能力[10]。因此,黄勃等[11]以企业年度的数字技术专利申请总数量作为衡量企业数字技术创新能力的变量。此外,由于数字技术进步也会促进数字化转型发展,一些学者也坚持使用衡量数字化水平的变量,作为衡量数字技术创新水平的替代变量。例如,黄波涛等[12]研究数字化转型帮助制造业摆脱财务困境的问题中,便采用“数字化”相关的词频数来衡量企业的数字化转型水平。

目前,已有研究中大都提及董事关系网络对企业经营绩效、技术创新等领域的促进作用,鲜有对于董事关系网络直接影响企业数字技术创新的研究。郭金忠等(2023) [13]研究认为,董事关系网络能够对企业的日常经营、战略决策和技术创新,特别是绿色创新、数字技术创新产生重要影响。Eisenhardt K.M.等(2000) [14]研究发现,董事关系网络能够助力企业处理创新活动中的难题,降低相关研究风险,并带来有利于创新的各种资源。卢昌崇和陈仕华(2006) [15]研究认为,企业公司董事间进行交流,了解最新技术变动和市场动态,使得企业能够迅速进行创新战略调整以应对市场环境变动。谢婷婷等(2024) [16]研究发现,企业可以在董事网络中通过获取信息、知识、关系和声誉等网络资源及优势,缓解数字技术创新中的信息不对称及商业信用等问题。

关于董事关系网络对企业数字技术创新的影响机制和调节作用各不相同。张玉明和张馨月(2024) [17]研究认为,董事网络还能通过资源效益、学习效应和治理效应打破壁垒,促进企业综合管理效应提升,从而降低企业的交易成本,促进企业数字技术创新的持续进步。胡耀丹等(2024) [18]研究发现,董事所处的网络中心度越高,企业数字化转型的程度越大,并进一步探究出董事网络关系通过降低代理成本、缓解融资约束显著推动企业数字技术创新。但截至目前,已有研究鲜有提及董事网络通过提升企业研发投入水平、缓解资本错配的路径促进数字技术创新,也缺少直接研究企业产学研合作在董事关系网络促进企业数字技术创新中的调节作用。

此外,近年来企业与学研机构的产学研合作发展势头良好,产学研合作已成为促进企业发展的重要因素。尚路等(2025) [19]研究认为,产学研合作能够推动数字原生企业分阶段发展新质生产力。王晓红和李娜(2022) [20]研究指出,产学研合作在国家级大数据综合试验区赋能企业创新能力的过程中起到促进作用。产学研深度融合对企业技术创新,特别是数字技术创新的促进作用日益显著。

综上所述,本文致力于研究:董事关系网络对企业数字技术创新的促进作用,以及研发投入水平、缓解资本错配的机制作用。进一步探究产学研合作在董事关系网络促进企业数字技术创新中的调节作用。本文借鉴谢德仁和陈运森(2012) [21]的方法,采用董事网络程度中心度、中介中心度、接近中心度及特征向量中心度进行统一量纲赋值处理后综合计算得出的中心度指标,来测度董事网络的水平。采用数字技术申请专利数作为衡量数字技术创新的替代变量,通过 OLS 回归法研究董事关系网络对企业数字技术创新的影响以及研发投入水平、缓解资本错配的机制作用。进一步构建董事关系网络变量与产学研合作变

量的交乘项,研究产学研合作是否在董事关系网络对数字技术创新的影响中发挥调节效应。在理论上,本文进一步丰富和深化董事关系网络对企业数字技术创新的传导机制路径;在实践中,本研究有助于引导当下企业在数字经济蓬勃发展的大背景下,合理利用董事网络,积极参与产学研的高效对接与合作,延长生命周期,实现可持续发展。

3. 理论基础与研究假设

3.1. 理论基础

数字经济的飞速发展对世界经济起到了极大的助推作用,数字技术的创新必然在其中构成了至关重要的一环。同时,董事关系网络交织纵横,能为企业发展带来诸多外部信息和资源,进而促进企业技术的进步和对市场的了解。产学研合作能够帮助企业更好地利用最新科技成果,在生产经营中不断催生新的技术和生产技能。

社会网络理论是一种研究社会结构、关系及其影响的跨学科理论框架。社会网络理论萌发于 20 世纪 30 年代,早期被经常应用于社会学领域。Simmel 是最开始提出“网络”这一定义的学者。自 20 世纪 70 年代以来,社会网络理论不断发展壮大,其具有代表性的理论有嵌入性理论、结构洞理论和社会资本理论等。依据社会网络理论,社会情境下的人由于彼此间的关系纽带而以相似的方式思考和行事。董事关系网络下的企业,董事兼任现象对企业的决策也将会产生不可忽视的作用。企业决策及资源获取能力均受到所在董事关系网络位置的影响。

资源依赖理论强调企业的生存依赖于外部环境提供的资源,没有企业和组织能够独立于外部环境而成长。具体来看,企业通过全面地评估所在网络关系内的各种资源,综合性得出自身发展所需的资源清单。进而,企业会主动与网络内其他企业和组织建立起相互依赖的合作关系,以稳定自身的资源需求渠道。并且,企业或组织对某一项资源的依赖程度取决于该项资源的稀缺程度和价值。

3.2. 董事关系网络对企业数字技术创新的影响

董事会成员作为高级管理人员,往往掌握一些稀缺性技术和高效的企业管理方法[22]。一方面,在企业生产经营中,董事的兼任可以为企业带来一定的新技术、新工艺,这些技术可以被直接运用到当期的生产中,并获得产出效益。另一方面,新董事的上任往往会为企业提供可借鉴的外部运营管理模式,并有可能被吸收,进而制定相关可施行举措。因此,当企业位于董事网络中心时,可以获得更多的资源,包括知识、技术和经验等[23];同时,处于中心位置的企业对相关资源和信息的控制力也更强,使得企业可以了解更多关于其他企业创新的信息,从而利于确定自身发展方向和创新战略,加快创新产品产出,促进企业技术换代升级。胡耀丹等(2024)[18]研究也发现,独立董事所处的网络中心度越高,企业数字化转型的程度越大。夏杰长和苏敏等(2024)[24]认为,董事关系网络能够为企业带来正外部效应,各种资源和信息的加持能更有利于促进企业数字化与数字技术创新的发展。

在当前数字经济蓬勃发展之际,受董事关系网络的影响,企业数字技术创新越发频繁,这为企业发展带来新机遇。综合以上已有文献分析可知,董事网络的介入对于企业而言是一种利好因素,在企业绩效提升、管理水平进步、技术创新发展等多个领域均有促进作用。而数字技术又成为了近年来企业着重发展的战略方向,因此提出假设 1:

H1: 董事关系网络能够促进企业数字技术创新。

3.3. 研发投入水平的中介作用

研发投入是企业维持自身技术优势、促进产品迭代升级的主要手段,在企业成长的过程中扮演着举

足轻重的角色。一方面,作为数字技术创新的核心驱动力之一,研发投入的强度直接影响了数字技术的研究结果。从资源依赖理论视角出发,研发资金投入首先可以直接作用于数字技术研发的基础设施条件上[25],包括 AI 服务器集群等运算设备的购置、构建用户行为数据库等资源开发以及区块链底层架构技术平台的搭建。其次,提高数字技术的研发投入,有利于树立企业数字技术创新的信心和底气,营造数字技术应用和数字化发展的活跃氛围。更重要的是,研发投入的加强,有利于数字技术创新在关键领域内实现快速技术突破,从而保持企业在相关技术层面的领先优势。不仅是企业领域,在行业和地区范围内,研发投入强度也对区域技术创新存在显著促进作用[26]。

另一方面,董事网络关系能够对企业研发投入产生积极的影响。主要体现在,董事会人力资本和社会资本均能对企业研发投入产生显著的促进作用。具体来看,董事可以从网络中获取更多资源,这些资源能够被企业所运用,资源的有效配置和使用倒逼企业的创新需求,从而显著提高企业创新研发投入强度[27],并进一步提升创新效率。上述这种积极的影响作用,与近年来数字经济背景下企业的创新战略是相呼应的。由此可见,董事网络关系与企业研发投入之间存在密切联系。综合以上,本文提出假设 2:

H2: 董事关系网络能够通过提高企业研发投入水平促进企业数字技术创新。

3.4. 资本错配程度的中介作用

资本错配就是金融资源配置处于非效率的状态,即占有金融资源的部门或企业不能产生高效率,资本错配在我国经济发展体系中显著存在[28]。资本错配的本质可以从资源依赖理论得出,由于现实中,企业会倾向于寻找自身必需的稀缺资源,而资源的稀缺性和需求的无节制会产生关于资源配置的问题。资源被配置到效率最高的部门和企业时,资源配置便是有最优效率的。资源配置效率的问题反映出稀缺性资源在不同生产者间进行配置产生的效益。而资本的有效配置在资源配置中是最重要的一环,因为资本在企业所需的经济资源中至关重要。因此,只有实现企业及各部门资本的有效配置,才能实现帕累托最优下的效益最大化。企业及各部门的资本配置作为数字技术创新的关键催化剂,能够显著提升技术研发效能与创新能力。

结合董事网络关系与企业的数字技术创新来看,一方面,优越的董事网络有助于抑制企业过度金融化,提高企业金融投资效率[29],促进企业资本的优化与合理配置。另一方面,企业内部合理的资源配置能够正向影响自主创新和短期的模仿创新[30],这就为企业的数字技术创新提供了稳定的研发环境。由此本文猜测,董事网络关系会通过改善资本错配问题,促进资源的合理使用,来提高数字技术创新能力。综合以上,本文提出假设 3:

H3: 董事关系网络能够通过缓解企业资本错配促进企业数字技术创新。

3.5. 产学研合作的调节作用

产学研合作即企业生产与技术研究等领域的结合,张羽飞等(2022)[31]将企业产学研深度融合界定为企业和学研机构的深度合作。在产学研合作中,董事网络能够发挥出更大的效果。通过产学研合作,企业能够更便捷地接触到前沿技术和科研成果,促进资源整合,提升创新能力[32];通过与其他企业或机构的董事互动,企业能够及时了解行业动态、技术趋势和政策变化,从而更好地把握企业技术发展的方向和时机。因此,当企业开展产学研合作时,由于董事网络加入了学校和科研院所的联络关系,处于董事网络中心的企业其网络会越发多元化,这种增强的网络关系通过信息、资源和影响力的流动,对企业的战略决策和外部合作产生重要影响。企业的创新活动是建立在对自身已知知识“发现和探索”基础上的各类创造和革新[33]。当企业拥有完善的产学研合作机制,其数字技术创新便有章可循。随着技术与经验的总结,知识积累效应会促进数据要素转化为创新知识,进而驱动创新[34]。

江泽靓(2022) [35]研究也认为,董事网络是企业获取外部资源的重要渠道,通过开展与高校、科研机构的产学研合作,企业能够精准地、高效地获取技术、知识和资金等资源。刘斐然等(2020) [36]研究发现,产学研融合越密切,企业对外部学研伙伴的依赖程度越高,越倾向于与学研伙伴建立固定而频繁的联系,进而促进技术交流合作与更新升级。随着企业与学研机构间的产学研合作日益密切,合作对数字技术领域的创新发展越来越显得至关重要。综上可知,产学研合作对企业研发创新有着良好的增益作用。因此,本文提出假设 4:

H4: 在董事关系网络对企业数字技术创新的影响过程中,产学研合作发挥正向调节效应。

4. 研究设计

本文基于 A 股上市公司 2011~2021 年的面板数据展开实证分析,并按以下方法初步筛选样本:首先,剔除金融保险类、ST 性质以及缺失关键数据的公司样本。其次,参考谢德仁和陈运森(2012) [21]的方法,构建董事网络程度中心度(Degree)、中介中心度(Betweenness)、接近中心度(Closeness)和特征向量中心度(Eigenvector)的综合中心度指标,即董事网络的综合中心度,再以企业为单位计算出企业全部董事网络的均值(meanFcen)和中位数(mediFcen),作为解释变量衡量董事网络关系。参考黄勃等(2024) [11]的方法,采用企业数字技术专利申请数量作为被解释变量,衡量企业数字技术创新水平。最终,共确定 16,843 个样本,并对所有连续变量进行上下 1%缩尾处理以避免极端值的影响。

4.1. 变量选取

4.1.1. 被解释变量: 数字技术创新能力指数

本文参考黄勃等(2024) [11]的方法,采用企业数字技术专利申请量作为衡量企业数字技术创新水平的变量。具体的,将数字技术专利数加 1 后再取对数值生成数字技术创新能力变量(LNDTP)。进一步,为了增强本文结果的稳健性,选取数字技术相关词频法作为数字技术专利申请量的替代变量,用于稳健性检验。具体的,参考吴非等(2021) [11]的研究,对多个维度数字技术相关词频进行统计。具体的,将数字技术相关核心词频录入到 Python 词库中,利用 Python 的爬取技术对企业年报等资料进行关键词搜索统计词频数(DigWord);再将爬取的“数字技术”相关的词频数取对数处理,作为企业数字技术水平的替代衡量指标。具体计算方法如下:

$$\text{LNDTP} = \ln(\text{DTP} + 1)$$

$$\text{LnDigword} = \ln(\text{DigWord})$$

4.1.2. 核心解释变量: 董事网络的综合中心度

本文借鉴 Freeman [38]的中心度理论,将董事网络与中心度理论结合,最终采用程度中心度、中介中心度、接近中心度和特征向量中心度 4 个指标,并通过赋值法统一量纲,构建董事网络的综合中心度来测度董事关系网络。

(一) 首先,来看董事网络四个分量的中心度指标定义及测度。程度中心度是衡量董事在董事网络中结识其他董事的数量多少,代表董事在董事网络中的活跃度与直接联结关系;中介中心度衡量其他董事仅能通过该董事取得外部联系的数量大小,代表董事作为“桥梁”的控制能力与间接联结关系;接近中心度是度量网络中一个董事到其他所有董事需要的距离程度,代表董事在董事网络中的密切程度。特征向量中心度代表董事网络连接的质量,衡量董事的影响力水平。具体衡量方法如下:

$$\text{程度中心度: Degree}_i = \frac{\sum_j X_{ji}}{g-1}$$

其中, i 为某个董事, j 为当年除了 i 之外的其他董事。 X_{ji} 为一个网络联结关系, 如果董事 i 与董事 j 至少在一个公司董事会共事则为 1; 否则为 0。 g 为上市公司当年担任董事的总人数, 由于不同年份的上市公司董事数量不同, 用 $g-1$ 来消除规模差异。

$$\text{中介中心度: Betweenness}_i = \frac{\sum_{j < k} g_{ik(ni)} / g_{jk}}{(g-1)(g-2)/2} (g-1)(g-2)$$

其中: 是董事 j 与董事 k 相联结必须经过的捷径数, $\sum g_{ik(ni)} / g_{jk}$ 表示在整个董事网络的其他所有“董事-董事”联结捷径中董事 j 与董事 k 的捷径路径中有董事 i 的程度; 同样的 g 是上市公司当年董事网络中的人数, 我们用 $(g-1)(g-2)/2$ 消除不同年份上市公司董事网络的规模差异。

$$\text{接近中心度: Closeness}_i = \left[\frac{\sum_{j=1}^g d(i, j)}{g-1} \right]^{-1}$$

其中: $d(i, j)$ 为董事 i 到董事 j 的距离。 $\sum_{j=1}^g d(i, j)$ 表示董事 i 与其他董事的最短距离之和。由于不同年份的上市公司董事数量不同, 仍然用 $(g-1)$ 来消除规模差异。

$$\text{特征向量中心度: Eigenvector} = \frac{1}{\omega} \sum_j b_{ij} E_j$$

其中, ω 是矩阵 b 的最大特征, E_j 是对应矩阵 b_{ij} 的最大特征向量。其含义是, 通过邻接矩阵的主特征向量(最大特征值对应的特征向量)来量化节点的重要性。

(二) 其次, 本文参考陈运森(2012)的研究, 本文将每个董事的程度中心度、中介中心度、接近中心度和特征向量中心度等距分为 10 组, 并分别赋值 1~10, 再将企业所有董事的网络关系赋值指数加权计算每个企业董事网络的均值和中位数, 得出企业董事网络的综合中心度均值(meanFcen)和中位数(mediFcen), 来衡量董事网络关系的程度。具体计算方法如下:

$$\text{董事网络的综合中心度: Fcen} = \left[\frac{\text{DCBE}_{ij} - \min_{ij}}{0.1(\max_{ij} - \min_{ij})} \right] + 1$$

其中, i 代指第 i 个董事, DCBE_{ij} 代指上述四个中心度指标的某一种, $0.1(\max_{ij} - \min_{ij})$ 是指每年度所有董事 i 在第 j 种董事网络中心度上的最大值与最小值之差被平均分为 10 组后, 每组的组距。该式表明, 任何一个董事的任何一种中心度减去该年度董事网络中心度最小值后, 余数除以组距所得的大小倍数关系, 数值越大表明董事网络越丰富, 越容易被赋更高的得分值。由于赋值为整数取值, 因此“[]”表示取整函数; 同时, 为避免第一组被赋值为 0, 本文采取+1 的方法, 最终赋值为 1~10 之间。

4.1.3. 控制变量

根据已有研究, 本文控制公司规模(Size)、前三大股东持股比例(TOP3)以及企业年龄(comage)控制公司基本实力水平。此外, 创新投入会受到财务状况的影响, 因此选用现金流量比率(cashper)、经营费用率(Ofee)、负债率(Lev)、净资产收益率(ROE)变量来控制公司财务状况。

4.1.4. 中介变量: 研发投入水平和资本错配程度

本文采用研发投入金额的对数值(lnscitec)来衡量企业研发投入水平, 检验研发投入在董事网络促进企业数字技术创新中的中介作用。该数值越大代表企业的研发投入强度(金额)越高。

本文参考张庆君等[39]的方法, 由于企业内部能够支持技术创新的资源首推资本, 因此选择资本错配负担水平(Fd)来衡量企业内资本的配置效率, 资本错配负担水平即企业的资金使用额与所在行业的平均

资金使用额的偏离度，偏离度越大说明企业承担的信贷错配越大。具体衡量公式如下：

$$Fd_i = \frac{r_i}{r} - 1$$

其中 Fd_i 表示企业的金融错配程度， r 表示企业所在行业平均资金使用成本， r_i 表示企业自身的资金使用成本。

4.1.5. 调节变量：产学研合作

产学研合作体现了企业与学研机构间的密切联络关系。借鉴刘斐然等(2020) [36]的方法，采用企业与大学或科研院所合作所申请的共同专利数，来测度产学研合作水平(CXY)，合作申请的专利越多，企业与学研机构互动交流就越频繁，产学研融合程度就越高。以上所有变量描述性统计汇总如下表 1。

Table 1. Descriptive statistics
表 1. 描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
LNDTP	16,843	0.904	1.345	0	8.126
lnDigword	16,843	3.164	1.206	0	7.317
meanFcen	16,843	3.452	0.843	1	5.933
mediFcen	16,843	3.174	0.729	1	6
maxFcen	16,843	4.788	1.589	1	10
Meandeg	16,843	37.25	13.90	6	95.56
Meanclo	16,843	0.132	0.0424	0.000107	0.192
Meanstru	16,843	0.733	0.101	0.0741	0.920
Inscitec	16,843	17.90	2.076	0	24.41
Fd	16,843	0.0887	0.840	-1	3.348
CXY	16,843	0.0589	0.236	0	1
Size	16,843	22.37	1.277	19.58	26.45
LEV	16,843	0.420	0.198	0.00752	0.996
cashper	16,843	0.156	0.121	0.000825	0.924
ROE	16,843	0.0594	0.125	-0.926	0.419
TOP3	16,843	46.94	15.16	15.82	87.84
Ofee	16,843	0.167	0.128	0.0108	0.791
comage	16,843	17.91	5.876	2	54

4.2. 模型构建

(一) 为检验假设 H1，即董事关系网络对企业数字技术创新的促进作用，本文基于我国 A 股上市公司的面板数据固定年份和行业变量，构建以下固定效应模型：

$$LNDTP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fcen_{i,t} + \alpha_2 \sum control + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中 i 为行业， t 为年份， $LNDTP_{it}$ 和 $Fcen_{it}$ 分别为各行业的企业在不同年份下的数字技术创新水平变量

和董事网络的综合中心度变量， $\sum \text{control}$ 为控制变量组， Year 为时间固定效应， Ind 为行业固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。 Fcen_{it} 的系数 α_1 反应了董事关系网络对企业技术创新的作用效果，若 α_1 系数显著为正，则表明董事关系网络会显著促进企业数字技术创新。

(二) 为验证假设 H2 和 H3，探究研发投入水平和缓解资本错配在董事网络关系促进企业数字技术创新中的机制作用，本文参考江艇[40]的方法构造如下中介效应模型。

$$\text{Medi}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Fcen}_{i,t} + \beta_2 \sum \text{control} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$\text{LNDTP}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Fcen}_{i,t} + \gamma_2 \text{Medi}_{i,t} + \gamma_3 \sum \text{control} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中(2)式中 Medi 代指中介变量研发投入水平和资本错配程度中的任一个； Fcen 代指董事网络的综合中心度中的任何一个。(3)式中各变量定义与(2)式相同。若 β_1 系数显著，则说明解释变量对中介变量的作用显著；若 γ_1 和 γ_2 系数显著，则说明中介效应作用显著，可进一步检验中介效应的稳健性。

(三) 为验证假设 H4，研究产学研合作对董事关系网络促进企业数字技术创新的作用，本文设置调节效应模型：

$$\text{LNDTP}_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \text{Fcen}_{i,t} + \delta_2 \text{CXY}_{i,t} + \delta_3 \text{CXY} \times \text{Fcen}_{i,t} + \delta_4 \sum \text{control} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

其中， CXY 代指产学研合作变量， $\text{CXY} \times \text{Fcen}$ 为产学研合作与董事关系网络的交乘项。 Fcen 代指董事网络的综合中心度中的任何一个。若 δ_1 系数显著，表明在考虑调节变量产学研合作的基础上，董事网络对企业数字技术创新的促进作用依旧显著；若 δ_2 系数显著，表明产学研合作是一个合格的调节变量；若 δ_3 系数显著，表明调节变量产学研合作能够在董事关系网络促进企业数字技术创新中发挥良好的正向调节作用。

5. 实证结果

5.1. 基准回归

基于固定效应模型(1)式，董事关系网络对企业数字技术创新影响的基准回归结果见下表 2。列(1)、(2)以董事网络的综合中心度均值(meanFcen)、中位数(mediFcen)作为解释变量，未加入控制变量，固定年份和行业做回归分析。结果显示，董事网络的综合中心度均值、中位数对企业数字技术创新的回归系数分别为 0.0931、0.0989，且均在 1%的水平上显著成立。列(3)、(4)加入控制变量后，董事网络的综合中心度均值对企业数字技术创新的回归系数为 0.0268，且在 1%水平上显著成立；董事网络的综合中心度的中位数对企业数字技术创新的回归系数为 0.0260，且在 5%水平上显著成立。并且，通过观察控制变量的影响系数可知，企业规模(Size)、企业净资产收益率(ROE)、现金流量比率(cashper)、经营费用率(Ofee)均能够显著正向影响企业数字技术创新；而企业负债率(LEV)、企业年龄(comage)和前三大股东持股比例(TOP3)均能够显著负向影响企业数字技术创新。因此，控制以上变量是有效的。以上结果说明，董事关系网络能够显著促进企业数字技术创新水平提升，假设 H1 得以验证。

Table 2. Basic regression results
表 2. 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	LNDTP	LNDTP	LNDTP	LNDTP
meanFcen	0.0931*** (0.011)		0.0268*** (0.010)	

续表

mediFcen		0.0989***		0.0260**
		(0.012)		(0.012)
控制变量	是	是	是	是
cons	0.5829***	0.5903***	-6.5526***	-6.5571***
	(0.038)	(0.040)	(0.204)	(0.204)
样本量	16,843	16,843	16,843	16,843
R 方	0.3001	0.2996	0.3630	0.3630
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平，下表同。

5.2. 稳健性检验

5.2.1. 替换被解释变量

本文选用两种方法替换被解释变量，一是前置一阶被解释变量，二是更换被解释变量的测度方法。首先，本文考虑到董事关系网络的介入作用到企业数字技术创新产出会有一些的时间滞后性，即当年的董事网络往往作用于下一年的企业数字技术创新产出，因此本文选择前置一阶被解释变量的方法，生成企业数字技术创新的一阶前置变量(LLNDTP)参与原模型(1)式回归。结果如下表 4 中列(1)、(2)所示。董事网络的综合中心度对前置一阶的企业数字技术创新回归系数分别为 0.0262、0.0284，且均在 5%的水平上显著成立，这一结果与基准回归结论保持一致，保证了在考虑到时滞性问题的基础上，董事关系网络关系对企业数字技术创新的促进作用依旧显著。

其次，考虑到部分已有文献使用企业数字技术创新相关的核心词频法衡量数字技术创新。因此本文参考吴非等[37]的研究，构建与数字技术创新相关的核心词频库，并通过 Python 爬取相关词频进行统计，得到企业数字技术创新相关核心词频变量(Digword)，词频库如下表 3 所示。

Table 3. Core word frequency library related to digital technology
表 3. 数字技术相关核心词频库

词频类型	数字技术具体词频名称
数字智能技术	工业互联网、移动互联网、电子商务、互联网 + 医疗、第三方支付、NFC 支付、互联网 + 能源、B2B、B2C、C2B、C2C、O2O、智慧农业、智慧交通、智慧医疗、智能平台、智能家居、智慧文旅、智能环保、智能电网、数字销售、互联网金融、数字金融、金融科技、开放银行等
人工智能技术	人工智能、图像理解、投资决策系统，商务智能、数据分析、智能机器人、机器学习、深度学习、自动驾驶技术、生物识别技术、人脸识别技术、语音识别技术、身份验证系统等
大数据技术	文本挖掘、数据挖掘、数据可视化、征信系统、增强现实、混合现实、虚拟现实、大数据维护等
云计算技术	流计算、图计算、内存计算、多方安全计算、类脑计算、绿色计算、认知计算、融合架构、亿级并发、EB 级存储、物联网、信息物理系统、分布式运算等
区块链技术	扩容技术、哈希算法、数字签名、P2P 网络、拜占庭容错、侧链技术、跨链技术、分布式私钥控制等

为确保该变量的取值稳定，本文依然采取对数法予以处理，生成数字技术词频数的对数变量(lnDigword)参与模型(1)式回归，结果如下表4中列(3)、(4)所示。董事网络的综合中心度对词频法统计下的企业数字技术创新回归系数分别为0.0690、0.0713，且均在1%水平上显著成立，这一结果与基准回归的结论也保持一致。该结果进一步说明，企业数字技术创新还可以通过企业重要会议中多次探讨数字技术的频率来衡量。但是不论采用哪一种方法衡量，均不影响董事关系网络对企业数字技术创新的促进作用。

Table 4. Robustness test results—replacing explained variables
表 4. 稳健性检验结果——替换被解释变量

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	LLNDTP	LLNDTP	lnDigword	lnDigword
meanFcen	0.0262** (0.011)		0.0690*** (0.009)	
mediFcen		0.0284** (0.012)		0.0713*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是
cons	-6.4005*** (0.210)	-6.4070*** (0.210)	-0.8017*** (0.167)	-0.8166*** (0.167)
样本量	15,547	15,547	16,843	16,843
R 方	0.3640	0.3640	0.4680	0.4676
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

5.2.2. 替换解释变量

改变解释变量的测度方法有以下两个思路，一是采用各企业董事网络水平的最大值(maxFcen)作为企业的董事网络水平；二是采用最初分别衡量董事网络某一方面特征的中心度，即程度中心度(Degree)、接近中心度(Closeness)以及结构洞(Structure hole)视角，运用企业董事网络的程度中心度均值(Meandeg)、接近中心度均值(Meanclo)和结构洞指数均值(Meanstru)分别检验不同角度下的董事网络对企业数字技术创新的影响。

其中，结构洞指数主要起衡量联结子集之间“桥梁性”枢纽节点的关键作用。其计量主要依赖节点之间沟通的限制程度，即董事与其他董事之间的联结越少，便难以占据有利节点，其所处网络的限制程度就越大；而董事与其他董事的联结越多，特别是占据多个联结的节点位置时，限制程度则越小。参考张勇等[41]的研究，采用“1-联结限制度”的计量方式衡量董事网络结构洞的丰富程度。董事网络结构洞的计算方法如下：

$$\text{Stru}_i = 1 - \sum_j \left(P_{ij} + \sum_q P_{iq} P_{jq} \right)^2, q \neq i, j$$

其中， $\left(P_{ij} + \sum_q P_{iq} P_{jq} \right)^2$ 即衡量任意两个董事*i*与*j*之间进行接触时，所建立关系联结的约束程度，该式由两部分组成， P_{ij} 代表的是董事*i*与邻接的董事*j*之间的直接关系联结所占权重， $\sum_q P_{iq} P_{jq}$ 则代表董事*i*到*j*之间除了直接联结关系外，经过第三方*q*的间接联结关系所占权重。进一步针对董事*i*的所有联系人*j*的

限制度进行求和,得到董事*i*个体的全部限制度,当*i*只有唯一的联系人*j*时约束程度值达到最大值为1,且该值越大,就表示董事*i*占据有利节点的数目越少,网络约束自然也就越大。最终,再用1减去该限制度即得到董事网络结构洞的丰富程度。

综合以上方法替换解释变量后,结果如下表5所示。

Table 5. Robustness test results—replacing explanatory variables
表 5. 稳健性检验结果——替换解释变量

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	LNDTP	LNDTP	LNDTP	LNDTP
maxFcen	0.0141** (0.006)			
Meandeg		0.0019*** (0.001)		
Meanclo			0.3698* (0.211)	
Meanstru				0.1781** (0.087)
控制变量	是	是	是	是
_cons	-6.5315*** (0.204)	-6.5120*** (0.204)	-6.5443*** (0.204)	-6.6024*** (0.206)
样本量	16,843	16,843	16,843	16,843
R 方	0.3630	0.3631	0.3629	0.3629
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

结果显示,董事网络的综合中心度最大值(maxFcen)对企业数字技术创新的回归系数为0.0141,且在5%水平上显著成立。这与基准回归结果中董事网络的综合中心度均值、中位数回归结果保持一致,验证了结果的稳健性。企业董事网络程度中心度均值的系数对数字技术创新的影响系数为0.0019,且在1%水平上显著成立;董事网络接近中心度系数在10%显著性水平上为0.3698;董事网络结构洞指数的系数在5%显著性水平上为0.1781,以上结果均充分表明,在多种不同视角下的董事网络关系都能够对企业数字技术创新产生促进作用,这与基准回归结论一致,再一次保证了本文基准结果的稳健性。

5.3. 研发投入与缓解资本错配的中介作用

影响企业数字技术创新的因素有很多,本文根据数字技术的特性以及已有相关类型文献的经验,通过中介效应模型,来探究研发投入水平与资本错配在董事关系网络促进企业数字技术创新中的机制作用。

5.3.1. 研发投入水平

在当下激烈的市场竞争以及国内外大环境不稳定的情形中,技术进步对企业发展带来的边际效应远远大于人力和其他资源所带来的效应。因此,企业往往会选择在技术因素方面形成有利于自身的市场地位和优势,而加强企业研发投入的力度,便是能够形成技术优势最直接最有效的方法。本文使用企业研

发投入金额的对数值衡量企业研发投入水平(ScitecPer)。将研发投入水平作为中介变量带入中介效应模型(2)式、(3)式进行运算,回归结果如下表6所示。

Table 6. The intermediary role of R&D investment intensity
表 6. 研发投入强度的中介作用

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Insciteca	LNDTP	Insciteca	LNDTP
meanFcen	0.0503*** (0.015)	0.0229** (0.010)		
mediFcen			0.0575*** (0.018)	0.0216* (0.012)
Insciteca		0.0767*** (0.005)		0.0768*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是
_cons	-3.6092*** (0.332)	-7.1035*** (0.222)	-3.6262*** (0.333)	-7.1083*** (0.222)
样本量	16,843	16,843	16,843	16,843
R 方	0.4038	0.3714	0.4038	0.3714
Sobel		Z = 3.173		Z = 3.155
Aroian		Z = 3.166		Z = 3.148
Goodman	0.004***	Z = 3.180	0.004***	Z = 3.162
中介效应		Z = 3.173		Z = 3.155
直接效应	0.023**	Z = 2.222	0.022*	Z = 1.821
总效应	0.027***	Z = 2.580	0.026**	Z = 2.179
中介比例		0.1482		0.1539
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

首先,第(1)、(3)列分别显示,董事关系网络对企业研发投入强度作用的回归系数分别为 0.0503、0.0575,且均在 1%的水平上显著成立,这说明董事网络程度越丰富,企业研发投入强度就越高,为显著的正相关关系。其次,第(2)、(4)列分别显示,企业研发投入强度对数字技术创新的回归系数分别为 0.0767、0.0768,且均在 1%水平上显著,表明研发投入水平越高,企业数字技术创新水平就越高。同时,董事网络的综合中心度均值对企业数字技术创新的回归系数为 0.0229,且在 5%的水平上显著成立;董事网络综合中心度中值回归系数为 0.0216,且在 10%的水平上显著成立。对比基准回归结果,进一步验证了董事关系网络能够通过提高企业研发投入强度促进企业数字技术创新。最后,通过 Sobel-Goodman 检验,验证了中介模型的稳健性,研发投入强度的回归系数均在 1%显著性水平上为正相关关系。并且,中介效应的比例分别为 0.1482、0.1539,均处于合理区间内。因此,企业研发投入强度提高能在董事关系网络对企业数字技术创新的促进中发挥良好的中介作用,假设 H2 得以验证。

5.3.2. 缓解资本错配

根据资源依赖理论与要素配置的理论,企业要想达到帕累托最优状态,必须缓解企业各类资本的错配,提高配置效率。这样,资本才更有机会被配置到企业的高效率领域,特别是数字技术的研发投入领域。如前文所述,本文将企业资源错配程度(Fd)作为中介变量,带入中介效应三阶段模型(2)式、(3)式中进行运算,结果如下表7所示。

首先,第(1)、(3)列分别显示,董事网络对缓解企业资本错配的回归系数分别为-0.0254、-0.0303,且均在1%的水平上显著。这说明董事关系网络越强,企业的资本错配问题就越容易得到改善。该结果证明了董事网络能够有效地缓解企业资本错配程度,促使更多资源和信息被投入到效率高的领域使用。其次,第(2)、(4)列分别显示,企业资本错配程度对数字技术创新的回归系数分别为-0.0891、-0.0892,且均在1%的水平上显著成立。这表明企业资本错配状况越得到改善,数字技术创新水平就越高。同时,董事网络的综合中心度均值对企业数字技术创新的回归系数为0.0245,且在5%的水平上显著成立;董事网络的综合中心度中值对企业数字技术创新的回归系数为0.0233,且在10%的水平上显著成立。对比基准回归结果,进一步验证了董事关系网络能够通过改善资本错配状况,对企业数字技术创新发挥促进作用的结论。最后,通过Sobel-Goodman检验,验证了中介模型的稳健性,缓解资本错配程度的回归系数均在1%显著性水平上为正相关关系。并且,中介效应的比例分别为0.0741、0.1154,均处于合理区间内。假设H3得以验证。

Table 7. The intermediary role of alleviating capital mismatch

表 7. 缓解资本错配的中介作用

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fd	LNDTP	Fd	LNDTP
meanFcen	-0.0254*** (0.007)	0.0245** (0.010)		
mediFcen			-0.0303*** (0.008)	0.0233* (0.012)
Fd		-0.0891*** (0.011)		-0.0892*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是
_cons	0.5372*** (0.156)	-7.3326*** (0.222)	0.5465*** (0.156)	-7.3380*** (0.222)
样本量	16,843	16,843	16,843	16,843
R 方	0.1979	0.3656	0.1979	0.3655
Sobel		Z = 3.202		Z = 3.307
Aroian		Z = 3.182		Z = 3.287
Goodman	0.002***	Z = 3.223	0.003***	Z = 3.329
中介效应		Z = 3.202		Z = 3.307
直接效应	0.025**	Z = 2.366	0.023**	Z = 1.956
总效应	0.027***	Z = 2.580	0.026**	Z = 2.179

续表

中介比例	0.0741		0.1154	
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

5.4. 产学研合作的调节效应

除了上述机制作用之外，本文还运用调节效应模型，验证随着企业开展产学研合作，是否能更好地发挥董事网络对企业数字技术创新的促进作用。产学研合作的定义是将企业的生产与学校及科研机构的技术研究相结合，以学促产、以产带学，相辅相成。本文借鉴刘斐然等[36]的方法，以企业和学研机构之间是否拥有联合申请专利来构造企业产学研合作的虚拟变量(CXY)，拥有则赋值为1；否则为0。具体的，本文先收集到有效的企业与学研机构共同申请专利数据，通过虚拟变量赋值的方法构造产学研合作变量(CXY)，再将董事网络的综合中心度均值、中值以及产学研合作变量中心化处理，生成中心化处理后的董事网络综合中心度均值(c_meanFcen)、中值(c_mediFcen)、及产学研合作(c_CXY)，最后带入模型(4)式中进行调节效应回归，结果如下表8所示。

首先，中心化处理后董事网络的综合中心度均值、中值变量对企业数字技术创新的回归系数分别为0.0259、0.0259，且均在5%的水平上显著成立，该结果与基准回归结果一致。其次，产学研合作这一调节变量对企业数字技术创新的影响系数分别为0.5802、0.5828，且均在1%的显著性水平上为正值，说明产学研合作对企业的数字技术创新有着显著性促进作用，该调节变量的影响是有效的。最终，董事网络的综合中心度均值、中值变量与产学研合作变量的交互项对企业数字技术创新的回归系数分别为0.1624、0.1946，且均在1%的水平上显著成立。表明，随着企业产学研合作的深入融合，董事关系网络对企业数字技术创新的促进作用会越发的明显，产学研合作有显著的正向影响。假设H4得以验证。

Table 8. The regulatory role of industry-university-research cooperation
表 8. 产学研合作的调节作用

变量名称	(1)	(2)
	LNDTP	LNDTP
c_meanFcen	0.0259** (0.010)	
c_meanFcen × c_CXY	0.1624*** (0.043)	
c_mediFcen		0.0259** (0.012)
c_mediFcen × c_CXY		0.1946*** (0.050)
c_CXY	0.5802*** (0.036)	0.5828*** (0.035)
控制变量	是	是
_cons	-6.2813***	-6.2906***

续表

	(0.204)	(0.204)
样本量	16,843	16,843
R 方	0.3739	0.3739
固定年份	是	是
固定行业	是	是

5.5. 异质性分析

5.5.1. 地区差异

由于我国地域辽阔，东部沿海和西部内陆地区在环境、文化习俗、经营理念等各方面均存在较大差异。因此，在现实的经济的发展过程中，董事网络的空间密度分布存在不平衡现象；同时，企业的数字技术创新水平与发展意愿也会受到诸多因素影响而产生偏差。本文以国土资源局所出台的官方文件中定义的东中西三大地理区位为依托，将样本中的企业按照东中西三大地理区位划分为不同的两个组别。具体地，设置地理区位虚拟变量(East)，企业位于东部地区则赋值为 1，企业位于中西部地区则赋值为 0。然后，将每一组董事网络的综合中心度均值、中值变量分别带入基准模型(1)式进行回归分析。结果如下表 9 所示。

Table 9. Analysis of heterogeneity—regional differences
表 9. 异质性分析——地区差异

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	东部	中西部
meanFcen	0.0372*** (0.013)	-0.0114 (0.018)		
mediFcen			0.0349** (0.015)	-0.0097 (0.020)
控制变量	是	是	是	是
_cons	-7.3434*** (0.253)	-5.2358*** (0.349)	-7.3475*** (0.253)	-5.2343*** (0.350)
样本量	11,656	5185	11,656	5185
R 方	0.3836	0.3577	0.3835	0.3576
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

董事网络的综合中心度均值对东部地区企业数字技术创新的回归系数为 0.0372，且在 1%的水平上显著成立；董事网络的综合中心度中值对东部地区企业数字技术创新的回归系数为 0.0349，且在 5%的水平上显著成立。这说明董事关系网络对东部地区企业数字技术创新有着更为显著的促进作用。其原因主要是东部地区各项基础设施发达，企业发展的条件更充足，并且由于企业众多导致董事网络的密度更大，因此董事兼任可以促进各种资源更高效地相互流通和使用。而中西部地区数字技术发展的配套设施相对缺乏，起步相对较晚，并且中西部地区董事网络较为稀疏，因此产生差异。

5.5.2. 产业结构差异

本文借鉴刘军航等[42]的方法，通过参考官方的《高新技术企业认定管理办法》和《国家重点支持的高新技术领域》文件，将样本企业依据产业结构差异划分为高新技术企业和非高新技术企业两组。具体的，将每一组董事网络的综合中心度均值、中值变量分别带入基准模型(1)式进行回归分析。结果如下表 10 所示，董事网络的综合中心度均值、中值对高新技术企业数字技术创新的回归系数分别为 0.0347、0.0325，且均在 5%的水平上显著成立。这进一步说明，董事关系网络对高新技术类型企业数字技术创新的促进作用更显著。

究其原因，高新技术企业的产业类型决定了其更需要不断更新的市场信息和利于维持自身发展的资源、技术。因此，董事网络带来的扩散效应就越强，高新技术企业从生产到管理模式都更加青睐于融入到数字技术创新的领域中。而非高新技术企业往往是一些传统型产业，或者农业、工矿业等，产业模式较为固定。一方面，其数字技术发展意愿程度不高；另一方面，其数字技术与推动数字化转型的成本相对更高、难度相对更大。

Table 10. Analysis of heterogeneity—differences in industrial structure

表 10. 异质性分析——产业结构差异

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	高新	非高新	高新	非高新
meanFcen	0.0347** (0.014)	0.0103 (0.012)		
mediFcen			0.0325** (0.016)	0.0141 (0.014)
控制变量	是	是	是	是
_cons	-8.0178*** (0.273)	-3.1799*** (0.244)	-8.0207*** (0.273)	-3.1843*** (0.244)
样本量	11,518	5325	11,518	5325
R 方	0.3375	0.2610	0.3374	0.2611
固定年份	是	是	是	是
固定行业	是	是	是	是

6. 结论与政策建议

6.1. 结论

本文基于 2011~2021 年中国 A 股上市公司的面板数据为研究样本，通过理论分析与实证检验，得出以下主要结论：

1) 基准结果的显著结论。本文构建综合性董事网络综合中心度变量的均值(meanFcen)、中值(mediFcen)作为解释变量。又以企业年度申请数字技术创新专利数的对数值(LNDTP)作为被解释变量，衡量企业的数字技术创新能力。基准回归结果发现，董事关系网络能够有效促进企业数字技术创新。

2) 机制和调节变量的促进作用。通过深入研究发现，董事网络通过两条路径推动企业数字技术创新：提升研发投入强度，优化技术资源研发投入环境；改善资本错配，提高资源利用效率。同时，本文发现产学研合作在董事网络对数字技术创新的影响中发挥正向调节作用，产学研合作通过知识共享与技术转

强化了董事网络的资源整合效应。

3) 异质性分析。本文通过异质性分析发现,董事网络对企业数字技术创新的促进作用存在显著地区差异和产业结构差异。其中,东部地区企业受益更明显;高新企业的技术导向优势使其在董事网络促进数字技术创新中也更为受益。

6.2. 政策建议

1) 优化董事网络的治理机制。适当鼓励企业通过董事兼任构建跨行业、跨区域的信息共享平台,推动相关政府部门主导建立规范化的董事交流机制,避免形成依赖董事网络的垄断形式与利益输送,引导董事网络向着良性轨道发展。完善企业董事的履职评价体系,强化董事网络的技术创新性导向,提升董事网络发挥作用的效率。

2) 强化产学研协同创新范式。进一步激励企业与高校、科研机构联合申报数字技术专利,建立“企业主导、学研支撑”的开放创新生态环境。推动区域数字技术孵化基地建设,搭建校企联合实验室与人才双向流动机制。

3) 丰富企业在各领域内的合作关系。针对中西部地区,相关部门应加大数字基础设施建设(如 5G 基站),并通过“东数西算”等国家战略引导资源倾斜。对国有企业与非高新技术企业,深入探索“容错机制”以鼓励其风险控制部门及管理层灵活决策;同时加强与私有企业、新兴企业的合作,通过资源共享降低创新成本。

参考文献

- [1] 倪晓然, 张宸瑞. 数字化转型与企业资本配置效率[J]. 统计研究, 2025, 42(2): 43-57.
- [2] 申宇, 赵静梅, 何欣. 校友关系网络、基金投资业绩与“小圈子”效应[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(1): 403-428.
- [3] 陈雯, 范茵子. 企业供应链风险感知与合作关系稳定性[J]. 管理世界, 2024, 40(11): 209-228.
- [4] Granovetter, M. (1985) Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness. *American Journal of Sociology*, 91, 481-510. <https://doi.org/10.1086/228311>
- [5] 陈运森. 独立董事的网络特征与公司代理成本[J]. 经济管理, 2012, 34(10): 67-76.
- [6] 陈仕华, 姜广省, 卢昌崇. 董事联结、目标公司选择与并购绩效-基于并购双方之间信息不对称的研究视角[J]. 管理世界, 2013(12): 117-132, 187-188.
- [7] Chiu, P., Teoh, S.H. and Tian, F. (2012) Board Interlocks and Earnings Management Contagion. *The Accounting Review*, 88, 915-944. <https://doi.org/10.2308/accr-50369>
- [8] Groysberg, B., Hill, A. and Johnson, T. (2010) Which of These People Is Your Future CEO? *Harvard Business Review*, 88, 80-85.
- [9] 陈运森, 谢德仁. 董事网络、独立董事治理与高管激励[J]. 金融研究, 2012(2): 168-182.
- [10] 许振亮, 陈子璇, 于皓等. 国际稀土产业中游专利技术研发概况分析[J]. 科研管理, 2020, 41(12): 43-59.
- [11] 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.
- [12] 黄波涛, 黄启成, 李婕. 数字化转型助力制造业企业摆脱财务困境研究——来自我国沪深 A 股 2011-2020 年制造业上市公司证据[J]. 经济问题探索, 2024(8): 166-190.
- [13] 郭金忠, 李墨馨, 刘晓玲. 董事网络位置与企业绿色创新研究: 基于企业内外部环境和社会责任视角[J]. 商业经济研究, 2023(15): 155-160.
- [14] Eisenhardt, K.M. and Schoonhoven, C.B. (1996) Resource-Based View of Strategic Alliance Formation: Strategic and Social Effects in Entrepreneurial Firms. *Organization Science*, 7, 136-150. <https://doi.org/10.1287/orsc.7.2.136>
- [15] 卢昌崇, 陈仕华. 连锁董事理论: 来自中国企业的实证检验[J]. 中国工业经济, 2006(1): 113-119.
- [16] 谢婷婷, 高小淇. 连锁董事网络、商业信用与数字技术创新[J]. 工业技术经济, 2024, 43(8): 79-89.
- [17] 张玉明, 张馨月. 董事网络与企业数字化转型[J]. 管理评论, 2024, 36(3): 171-184.

- [18] 胡耀丹, 杜红, 张爱琳. 董事网络能促进企业数字化转型吗?——基于独立董事网络中心度的考查[J]. 珞珈管理评论, 2024(1): 90-118.
- [19] 尚路, 李东红, 韩思齐, 等. 产学研合作如何激发数字原生企业发展新质生产力——知识编排视角下的探索性单案例研究[J]. 中国工业经济, 2025(1): 174-192.
- [20] 王晓红, 李娜. 数字技术发展、产学研合作与企业创新能力——基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 科技管理研究, 2022, 42(17): 1-8.
- [21] 谢德仁, 陈运森. 董事网络: 定义、特征和计量[J]. 会计研究, 2012(3): 44-51, 95.
- [22] 肖翔, 李珍珠, 代庆会. 董事网络中心度与企业二元创新——两类代理成本的中介与遮掩效应[J]. 商业研究, 2023(4): 131-142.
- [23] 周雪峰, 李珍珠, 王红建. 董事网络位置对企业创新投资的影响——风险承担的遮掩和中介效应[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(2): 53-66.
- [24] 夏杰长, 苏敏. 以数实融合推动现代化产业体系建设[J]. 改革, 2024(5): 12-23.
- [25] 李剑培, 胡哲力, 廖桂铭, 等. 数字基础设施政策如何牵引企业数字技术创新? [J]. 南京财经大学学报, 2024(5): 34-44.
- [26] 高丽娜, 施晓敏, 张惠东, 等. 研发投入强度、结构与区域创新格局演进[J]. 经济问题, 2025(1): 124-129.
- [27] 李文勤, 葛军. 董事网络对企业创新的影响研究[J]. 会计之友, 2023(18): 106-113.
- [28] 周煜皓, 张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构[J]. 会计研究, 2014(8): 75-80, 97.
- [29] 林钟高, 辛明璇. 董事网络位置与企业金融资产投资效率[J]. 会计研究, 2023(2): 79-95.
- [30] 金海燕, 李佩. 数字基础设施驱动技术创新的传导机制与效应: 经验证据与数理模拟[J]. 技术经济, 2025, 44(2): 67-84.
- [31] 张羽飞, 原长弘, 张树满. 产学研融合程度对科技型中小企业创新绩效的影响[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(9): 64-74.
- [32] 周开国, 卢允之, 周彤. 产学研合作为何能促进企业技术创新?——以上市公司与高校合作专利为对象[J]. 统计研究, 2025, 42(4): 99-111.
- [33] Mulder, P., De Groot, H.L.F. and Hofkes, M.W. (2001) Economic Growth and Technological Change: A Comparison of Insights from a Neo-Classical and an Evolutionary Perspective. *Technological Forecasting and Social Change*, 68, 151-171. [https://doi.org/10.1016/s0040-1625\(00\)00078-0](https://doi.org/10.1016/s0040-1625(00)00078-0)
- [34] 田利辉, 李政, 施炳展. 企业上云对其创新的影响: 数据要素化的视角[J]. 世界经济, 2025, 48(1): 178-210.
- [35] 江泽靓. 董事会资本、技术多元化与企业产学研合作水平[J]. 经营与管理, 2022(2): 18-26.
- [36] 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, 42(10): 120-136.
- [37] 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.
- [38] Freeman, L.C. (1978) Centrality in Social Networks Conceptual Clarification. *Social Networks*, 1, 215-239. [https://doi.org/10.1016/0378-8733\(78\)90021-7](https://doi.org/10.1016/0378-8733(78)90021-7)
- [39] 张庆君, 李萌. 金融发展、信贷错配与企业资本配置效率[J]. 金融经济研究, 2018, 33(4): 3-13.
- [40] 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.
- [41] 张勇. 独立董事关系网络位置与企业商业信用融资——基于程度中心度和结构洞视角[J]. 中南财经政法大学学报, 2021(2): 40-52.
- [42] 刘军航, 叶浩. ESG 与企业技术创新[J]. 商业会计, 2023(15): 30-34.