

数字经济发展对企业双元创新的双轨促进作用研究¹

李永奎 刘晓康

(西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

【摘要】：企业创新是实现高质量发展的关键，而数字经济可以有效促进企业创新。本文以2011—2020年沪深两市A股上市公司为样本的分析发现：地区数字经济发展水平提高对企业探索式创新和开发式创新均具有显著的正向影响，这种双元创新促进效应在国有企业（相对非国有企业）、大型企业（相对中小企业）、中西部地区企业（相对东部地区企业）中更强；地区数字经济发展可以通过提高内部控制质量和增进社会责任履行来促进企业双元创新，即地区数字经济发展会通过改善企业内外部关系对企业双元创新产生双轨促进作用，其中在促进探索式创新中的中介效应更大（内部控制改善和社会责任承担对探索式创新的促进作用比对开发式创新的促进作用更大），且内部控制的中介效应大于社会责任。进一步分析表明，数字化转型不仅能够显著促进企业双元创新，而且在地区数字经济发展促进企业双元创新中具有部分中介作用和正向调节作用。因此，各地政府应大力推进数字经济发展，企业则应加快数字化转型、提高内部控制质量、积极履行社会责任，并不断强化探索式创新。

【关键词】：数字经济；数字化转型；内部控制；社会责任；探索式创新；开发式创新；双元创新

【中图分类号】：F812. 2；F299. 23 **【文献标志码】**：A **【文章编号】**：1674-8131(2023)01-0076-18

一、引言

我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，新旧动能的转换、经济结构的升级都需要依靠科技创新来实现。与此同时，随着大数据、人工智能、云计算、移动互联等新兴数字技术在经济社会各个层面的快速发展和应用，人类社会正加速步入数字经济时代(Yoo et al, 2010)^[1]。与传统经济不同，数字经济打破了经济主体之间联系的时空限制，并通过共享资源、普惠共赢等路径从根本上改变了经济发展的方式和结构(Bertani et al, 2021)^[2]，也对企业创新行为产生了深刻影响。从创新所实现的技术进步角度看，企业创新可以分为探索式创新和开发式创新两类^①，探索式创新是企业脱离原有技术轨道，通过寻求新知识、拓展新业务等实现技术突破的创新活动(He et al, 2004)^[3]，而开发式创新则主要是通过对已有创新资源的再次利用来对现有技术进行改善(Benner et al, 2003)^[4]。两类创新具有不同的特点和成效，探索式创新更有利于企业核心竞争力和长期业绩的提升，但通常具有高风险、高投入、长周期的特点；开发式创新则可以提高企业利用现有资源的效率，降低新产品研发风险，但较难实现突破性技术进步。在改革开放后的长期经济高速增长过程中，我国企业更多的是通过学习引进、模仿改进等进行开发式创新，导致整体上探索性创新不足，进而制约了企业的可持续发展。在高质量发展阶段，加上世界经济的不稳定不确定因素增多，企业必须加强探索式创新才能赢得市场竞争优势和实现内涵式增长。因此，有必要从双元的维度深入研究数字经济对企业创新的影响，以进一步明确数字经济对企业探索式创新和开发式创新的影响及其机制。

¹ * 收稿日期：2022-11-12；修回日期：2023-01-03

基金项目：重庆市自然科学基金面上项目(cstc2020jcyj-msxmX0894)；西南政法大学科研创新项目(2022XZXS-142)；西南政法大学经济学院科研项目(xzjj202103) 致谢：感谢匿名审稿人以及编辑的宝贵建议和评论，文责自负。

作者简介：李永奎(1978)，男，山东东明人；副教授，博士，硕士生导师，主要从事信用风险评估与管理、公司金融研究，E-mail: yongkuili@aliyun.com。刘晓康(1995)，通信作者，男，河南漯河人；硕士研究生，主要从事信用风险管理、公司金融、产业经济研究；E-mail: 734869827@qq.com。

已有文献在研究数字经济对企业创新的影响时大多未进行创新类型的区分，部分涉及发明专利与非发明专利比较的研究也只是将其作为证实的补充，未能从理论上进行深入探讨。同时，从实证结果来看，也不完全一致。邱洋冬(2022)的研究发现，数字经济发展对企业发明专利和非发明专利的申请(授权)数量都具有增进作用，而且总体上对发明专利的增进作用更强^[5]；郑雨稀和杨蓉(2022)也认为数字经济对企业的发明专利(高质量创新)和非发明专利(低质量创新)都有增进作用，且促进高质量创新的作用更强^[6]。但蒋殿春和潘晓旺(2022)、胡山和余泳泽(2022)的分析却显示，数字经济可以显著促进企业的突破性创新(高质量创新)，而对企业渐进性创新(低质量创新)的影响并不显著^[7,8]。进一步从数字经济影响企业创新的机制来看，相关研究大多基于企业创新资源利用的视角展开分析，比如数字经济可以通过缓解企业的融资约束及资源约束(冗余资源)、增加研发投入、促进资本要素流动和人才集聚、推动产学研合作和技术多元化、提高信息化水平、降低供应链集中度、扩展企业知识网络及高校知识转移等路径来促进企业创新^[7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17]，也有部分研究从企业发展环境角度探讨了数字经济通过改善营商环境、降低环境不确定性等促进企业创新的机制(蒋殿春等, 2022; 胡山等, 2022)^[7,8]。然而少有文献从企业的内外部关系角度来分析数字经济对企业创新的影响。作为本身具有较为复杂的组织结构的现代市场经济主体，企业的高质量发展一方面要处理好内部各部门、各环节之间的关系，另一方面也要处理好与其他经济主体及社会之间的关系，而数字经济本身也具有通过数字技术提高经济单元运行效率和加强经济单元之间经济联系的功能。那么，在实践中，数字经济的发展能否促进企业改善其内外部关系，进而促进企业创新?对于该问题的回答无疑有助于进一步深入认识数字经济发展与企业高质量发展之间的内在逻辑。

基于上述分析，本文在已有文献的基础上研究数字经济对企业二元创新(探索式创新和开发式创新)的影响，并从能否改善企业的内外部关系角度探讨数字经济促进企业二元创新的有效路径。具体来讲，考虑到加强和完善内部控制是企业调整内部关系的主要方式之一，通过承担社会责任来提升企业形象和获取更多外部资源是企业改善外部关系的重要策略之一，因而选择以内部控制质量和社会责任履行水平为中介变量来分析数字经济能否通过完善内部控制和增进社会责任履行的路径来促进企业二元创新。此外，在文献梳理中发现，现有关于数字经济影响企业创新的研究中，“数字经济”基本上都是指企业所在地区(城市)的数字经济发展水平(尤其是在实证分析中)。但从广义上来讲，数字经济的发展并不限于地区层面，企业自身也存在数字经济发展，而企业层面的数字经济发展在相关研究中通常被称为“数字化转型”。总体上看，现有研究通过“数字经济”与“数字化转型”的术语划分来分别探讨地区层面和企业层面数字经济对企业创新的影响，这样有利于区别不同层面数字经济发展对企业创新的不同影响，但也导致鲜有文献对两者之间的关联进行深入研究。本文沿用多数文献的做法，采用“地区数字经济发展”和“企业数字化转型”的表述对两者进行明确区分，并尝试进一步分析企业数字化转型在地区数字经济发展影响企业二元创新中所起到的重要作用。

综上所述，本文的边际贡献主要在于：一是同时分析地区数字经济发展对企业探索式创新和开发式创新的影响，拓展了数字经济影响企业创新的研究视角；二是检验了企业内部控制和社会责任履行在地区数字经济发展促进企业二元创新中的中介作用，深化了数字经济影响企业创新的机制研究；三是进一步探讨了企业数字化转型对地区数字经济发展影响企业二元创新的中介和调节作用，为深入考察不同层面数字经济的共同效应提供了一定借鉴。总体而言，本文研究有利于深入理解数字经济在促进企业创新(尤其是探索式创新)方面所具有的功能及其作用机制，进而为充分发挥数字经济的积极效应，有效推动和加强企业的探索式创新提供可靠的经验证据和政策启示。

二、理论分析与研究假说

1. 地区数字经济发展与企业二元创新

地区数字经济发展对企业创新的促进作用已得到众多经验分析的证实^[5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17]，本文主要进一步探讨其对探索式创新和开发式创新的促进作用。地区数字经济的发展，不仅改善了企业的发展环境，促使企业转变战略规划方向，而且为企业在技术创新上寻求突破提供了更多机遇(Vial, 2019)^[18]。在传统经济形态下，企业的知识资源往往以碎片化的形式存在，其整合和利用过程较为复杂并且耗时较长。在数字经济形态下，数据资源成为核心要素，突破了要素供给和创新需求的时空限制，降低了要素有限供给对创新的约束；同时，数字技术的应用不但使企业能够有效识别和预测市场需求，而且可以提高人力、知识、资本等创新资源的质量和配置效率，并降低技术创新风险。因此，一方面，数字经济创造了新的需求和技术进步路径，并

改善了原有的企业创新体系，促进了异质性知识的交流和碰撞，进而推动企业寻求和利用新的创新资源进行探索式创新；另一方面，数字经济还可以对既有创新资源进行更有效的整合和再利用，进而提高企业开发式创新的绩效。

数字经济作为一种以数字技术的发展和应用为基础的新经济形态，可以促进异质性知识和资源的有效结合，促使企业摆脱技术进步的路径依赖，推动企业更积极地进行探索式创新。第一，地区数字经济发展水平的提高为企业的信息搜集提供了便利，会加速企业内部知识库的更新，促进异构知识的碰撞与融合(陈国青等，2020)^[19]，异质性创新资源的交换与共享可以防止企业陷入创新能力刚性陷阱，让企业敢于和能够突破原有的技术路径和商业模式，这为企业的探索式创新提供了更多新的可能。第二，地区数字经济发展不仅缓解了企业创新的资源约束，还有利于企业形成更加灵活的有效的创新活动管理机制(戚聿东等，2020)^[20]，打破以往的创新模式，进而保障探索式创新的顺利进行。第三，地区数字经济发展可以有效拓展企业创新的主体边界，使得客户、供应商甚至竞争对手都可以深度参与到创新过程中来(Nambisan et al, 2019)^[21]，创新主体多元化则有助于企业快速掌握市场信息、了解技术发展前沿趋势、增强企业进军新业务领域的意愿，这也为探索式创新提供了新的动力源泉。

地区数字经济的发展也有利于企业发掘现有资源的潜在创新价值，促进企业打破资源束缚，拓展产品和服务的新功能，在现有技术路径上进行开发式创新。第一，地区数字经济发展使企业能够在更广阔的时空范围内获取、共享和重组创新资源(Gopalkrishnan, 2013)^[22]，这种赋能效应有助于企业以更低的成本整合现有的创新资源，通过挖掘要素的新用途并提高其使用效率推动开发式创新。第二，地区数字经济发展会推动企业对现有技术进行数字化改造或智能化升级，使其在原有技术领域持续保持竞争优势，并通过技术迭代拓展技术创新体系，进而为开发式创新奠定坚实有力的基础。第三，地区数字经济发展使企业可以在产品设计完成后根据用户的反馈进行扩展和改进(Yoo et al, 2012)^[23]，这种持续的发展过程使企业能够快速响应多样化的多变的客户需求，为产品和服务的创新和改进提供持续动力，进而推动企业的开发式创新。

由此提出假说 H1:地区数字经济发展会促进企业的探索式创新和开发式创新。

已有文献研究发现[5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17]，数字经济对企业创新的影响具有多样化的异质性。地区数字经济发展对企业探索式创新和开发式创新的影响也具有类似的异质性，参考相关研究的方法和结论，本文主要从企业产权性质、企业规模和企业所在区域 3 个方面进行异质性分析。从企业的产权性质来看，国有企业与非国有企业存在显著差别。相比非国有企业，国有企业由于具有所有权优势以及软预算约束，往往会形成更高层次的资源错配，而地区数字经济发展对企业创新的促进主要是通过提高资源配置效率来实现的，因此其对国有企业探索式创新和开发式创新的促进作用相对更大。从企业规模来看，大型企业与中小型企业存在显著差异。相比规模较小的企业，规模较大的企业具有较强的创新能力和风险抵抗能力，也能更充分地获取和利用地区数字经济发展带来的红利，进而产生相对更强的探索式创新和开发式创新促进效应。从企业所在区域来看，我国东部地区与中西部地区的发展状态存在显著差异。相比东部地区，中西部地区经济发展较为滞后，同时数字经济发展水平和企业数字化转型程度也较低，从而使地区数字经济发展对企业发展的赋能可以在更大程度上得到实现，进而对企业的探索式创新和开发式创新产生相对较大的促进作用。

由此提出假说 H2:地区数字经济发展对企业探索式创新和开发式创新的促进作用具有企业异质性，表现为对国有企业(相对非国有企业)、大型企业(相对中小型企业)、中西部地区企业(相对东部地区企业)的双元创新促进作用更强。

2. 地区数字经济发展、内部控制改善与企业双元创新

地区数字经济的发展可以有效提升企业的内部控制质量。一方面，地区数字经济发展对企业内部控制提出了更高要求。在数字经济时代，数字化转型成为现代企业发展的方向，数字元素也成为决定企业发展和企业管理的关键力量，这就要求企业对内部控制进行数字化创新，从而提高内部控制质量。另一方面，地区数字经济发展可以改善企业的内部控制环境、提高企业的风险评估能力和财务管理水平。比如：数字技术的应用使企业财务流程得以简化，内部数据的流通和保存得以优化，进而降低信息不对称程度，提高内部控制质量；企业数据管理能力的提高不仅可以产生直接的生产力提升效应，还可以有效提高其他生

产要素的利用效率(李唐 等, 2020)^[24];通过数字技术可以有效配置企业原本难以使用的人力资源和知识资源,缓解有限知识与无限决策的矛盾,优化企业内部控制体系;数字经济通过降低股东和管理者之间的信息不对称程度、强化审计监督等降低股东与管理者之间的代理成本,由此提升企业内部控制质量(陈小辉 等, 2022)^[25]。因此,地区数字经济的发展可以优化企业的管理方式,促进企业的组织变革,提升企业的内部控制质量。

企业的创新与其自身的内部控制密切相关,内部控制的强化和完善能够有效提高企业的运行效率,也会降低创新成本、提升创新绩效,进而促进企业创新行为。相关研究也大多认可内部控制质量提高对企业创新的促进作用:内部控制的重大缺陷会通过恶化两类代理问题等对企业创新投入产生抑制作用(倪静洁 等, 2020)^[26],内部控制对企业创新能力提升具有显著的促进作用(张晓红 等, 2017)^[27],企业内部控制质量对企业创新绩效具有显著的促进作用(李瑛玫 等, 2019)^[28],内部控制体系建设能够通过促进企业创新投资的途径对经济发展转型与可持续发展产生积极影响(钟凯 等, 2016)^[29],企业的内部控制与其创新效率呈显著正相关关系(王亚男, 2019)^[30],内部控制水平的提高会促进企业创新(顾海峰 等, 2020)^[31],等等。

进一步从探索式创新和开发式创新来看:一方面,随着技术市场的不断发展和完善、技术更新速度的加速以及企业之间竞争的加剧,探索式创新成为企业获取竞争优势的关键,而探索式创新具有高风险性和不确定性、高成本和长周期等特点,内部控制质量的提高可以增强企业内部的协调和统一,有利于精准评估、识别和应对实施探索式创新带来的风险,并加强不同部门之间的联系与合作,在促使企业积极开展探索式创新的同时也降低创新风险、提高创新成功概率。另一方面,企业内部控制具有风险防范和自我调节的功能,在拥有良好内部控制的企业中,为了降低企业面临的风险,管理层更有可能加大开发式创新的实施力度;同时,内部控制质量的提高也使得企业的开发式创新成本降低。可见,企业内部控制的改善对探索式创新和开发式创新都会产生促进效应。

再从探索式创新与开发式创新的比较来看:当企业实施新产品和新技术研发的探索性创新时,需要互补型知识;当企业实施对现有产品和技术进行改进的开发式创新时,需要辅助型知识。与辅助型知识相比,内部控制质量的提高更能促进企业整合和利用互补型知识。此外,开发式创新需要较少的创新资源,面临的风险也较低,相应地对内部控制的要求和依赖性较少。同时,当内部控制质量提高时,企业的风险承担能力增强,还可以缓解企业融资约束,为企业创新提供了更多资金,此时管理者更有可能将增量资金投资于探索式创新。因此,地区数字经济发展有利于企业内部控制改善,而内部控制质量的提高会促进企业的探索式创新和开发式创新,且对于探索式创新的促进作用更大。

由此提出假说 H3:地区数字经济发展可以通过提高企业内部控制质量的路径来促进企业双元创新,且内部控制在地区数字经济发展促进企业探索式创新中的中介效应更大。

3. 地区数字经济发展、社会责任履行与企业双元创新

地区数字经济发展也会对企业履行社会责任产生影响。企业的发展与外部环境密切相关,积极履行社会责任则是企业改善外部关系的重要措施,承担较多的社会责任往往会给企业带来更好的社会形象,从而增强投资者的信心,并提高企业的市场竞争力和可持续发展能力。然而,作为市场经济的微观主体,利润最大化是企业追求的目标,在信息不对称情况下企业履行社会责任的意识普遍较弱。随着经济发展理念和方式的转变,社会对企业提出了更多的社会责任要求,而地区数字经济发展有助于完善社会信用信息系统。随着信息技术和数字技术的发展应用,社会各界的信息收集能力不断增强,信息传播内容和渠道不断拓展,使得企业履行社会责任的信息更加公开透明。这会强化社会责任履行的信号传递功能,也会强化社会对企业的监督机制,社会责任履行较好的企业会得到更多的认同和外部资源,而社会责任履行较差的企业则面临更多的负面影响。因此,地区数字经济发展水平提高会促使企业更好地履行社会责任。

企业履行社会责任可以通过声誉机制使其与政府、银行、投资者等建立良好的关系,有助于缓解企业面临的资金约束,促进企业的技术创新;企业履行社会责任所形成的企业形象还会激发知识型员工的组织认同感,从而提升员工的创新意愿;企业

对内部员工的社会责任履行(如改善工作环境、增加社会福利)可以吸引创新人才加入;企业履行社会责任有助于巩固和改善与利益相关者之间的关系,使更多主体更有意愿参与和支持企业创新。因此,企业更好地履行社会责任有利于企业积累社会资本,并能提高员工职业安全感,改善管理层短视现象,缓解融资约束,从而促进技术创新(吴迪等,2020;陈钰芬等,2020)^[32,33]。

从探索式创新和开发式创新来看,企业履行社会责任使其与利益相关者和其他经济主体形成良好的社会网络,既可以从获取探索式创新所必需的异质性知识和信息,又有利于更好地挖掘和利用现有知识的潜在价值进行开发式创新(He et al, 2004)^[3]。社会责任履行较好为企业带来良好的声誉,使其更易获取创新活动所需的各类资源,有助于企业技术创新能力和风险承担能力的提升,也有助于管理层增强企业持续发展的信心并进行长远规划,这会促使其管理层更有意愿实施长期战略,进而更加重视和积极实施探索式创新以更好地实现企业的长远发展目标。尤其是在企业探索性创新相对不足的情形下,企业更好地履行社会责任对其探索式创新的促进作用更强。季桓永等(2019)的研究也表明,企业更多地履行社会责任能够显著正向影响探索式技术创新,但对利用式技术创新没有显著影响^[34]。因此,地区数字经济发展水平提高一方面会强化企业履行社会责任对其成长和发展的影响,另一方面也为企业获取新的异质性创新资源和挖掘利用已有资源的创新价值提供了更多便利,从而促进企业的探索式创新和开发式创新;相对于短期发展,履行社会责任对企业长期发展的影响更大,而探索式创新比开发式创新更有利于企业的长远发展,因而企业增进社会责任履行产生的探索性创新促进效应比开发式创新促进效应更大。

由此提出假说 H4:地区数字经济发展可以通过增进企业社会责任履行的路径来促进企业双元创新,且社会责任在地区数字经济发展促进企业探索式创新中的中介效应更大。

三、研究设计

1. 模型构建与变量选择

为检验地区数字经济发展对企业双元创新的影响,本文构建基准面板回归模型(1):

$$RI/DI_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{it} + \alpha_2 Control_{ijt} + \sum year + \sum Ind + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标 i、j、t 分别表示企业、城市和年份, year 和 Ind 分别代表时间和行业固定效应(虚拟变量), ε_{ijt} 为随机误差项。

被解释变量有 2 个,分别为“探索式创新”(RI)和“开发式创新”(DI)。毕晓方(2017)等基于会计核算方法采用上市公司研发活动中的费用支出和资本化支出来反映企业的双元创新^[35],但是,费用支出和资本化支出可能会受到外包、财务信息造假等因素的影响,还存在统计不完整、数据错误和缺失等问题,较难真实反映企业的双元创新行为。因此,本文借鉴钟昌标等(2014)、黎文靖等(2016)和 Li 等(2022)的研究^[36,37,38],采用“发明专利申请数量加 1 后取自然对数”来衡量企业的探索式创新水平,采用“实用新型专利和外观设计专利申请数量之和加 1 后取自然对数”来衡量企业的开发式创新水平。

核心解释变量为“地区数字经济”(DIGI)。借鉴赵涛等(2020)的方法^[39],从互联网发展和数字普惠金融两个方面来测算样本城市的数字经济发展水平(数字经济发展指数);在互联网发展方面,参照黄群慧等(2019)的研究^[40],采用“互联网普及率”“数字化人员基础”“互联网相关产出”“邮政业务”“数字产业应用基础”5 个指标进行测算(数据来自《中国城市统计年鉴》);数字普惠金融发展水平则采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团联合编制的市级层面的数字普惠金融指数来衡量。对上述六个指标数据进行同趋势化和标准化处理后,通过熵权法计算得到各样本城市各年度的数字经济发展指数。

控制变量(Control)的选择借鉴了毕晓方(2017)等的研究^[35],从企业层面选取以下 9 个变量:“企业规模”(总资产的自然对数)、“企业年龄”(企业成立年限的自然对数)、“资产负债率”(总负债/总资产)、“净资产收益率”(净利润/总资产)、“股

权集中度”（前五大股东持股比例）、“总资产周转率”（销售收入/总资产）、“固定资产比”（固定资产/总资产）、“管理费率”（管理费用/营业收入）、“两职合一”（虚拟变量，董事长和总经理为同一人赋值为 1，否则赋值为 0）。

为检验企业的内部控制质量与社会责任履行情况在地区数字经济发展影响企业二元创新中是否具有中介作用，本文借鉴温忠麟等(2004)的方法^[41]，在模型(1)的基础上构建中介效应检验模型(2)~(5)：

$$IC_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{it} + \beta_2 Control_{ijt} + \sum year + \sum Ind + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$RI/DI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{it} + \beta_2 IC_{ijt} + \beta_3 Control_{ijt} + \sum year + \sum Ind + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$CSR_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{it} + \beta_2 Control_{ijt} + \sum year + \sum Ind + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$RI/DI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{it} + \beta_2 CSR_{ijt} + \beta_3 Control_{ijt} + \sum year + \sum Ind + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中，中介变量有 2 个：一是“内部控制”（IC），采用迪博数据库的“中国上市公司内部控制指数”来衡量，其分值范围为 0~1000，为便于分析对其进行除以 100 处理，其值越大表明企业的内部控制质量越高。二是“社会责任”（CSR），采用和讯网的“企业社会责任指数”来衡量，该指数能够较好地反映上市公司社会责任履行情况，并被国内众多学者认可和使用（王站杰等，2019）[42]，其值越大则企业履行社会责任的积极性和水平越高。

2. 样本选择及数据处理

本文以 2011—2020 年度沪深 A 股的上市公司为初始样本，删除金融和公共事业类上市公司、ST 和*ST 上市公司以及财务数据严重缺失和异常的上市公司，同时，对所有连续型变量进行双侧 1%的缩尾处理以消除极端值的影响，最终得到 1 822 家上市公司的 18 220 个“企业—年份”观测值。其中，企业的专利数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS），财务数据来源于万德（Wind）和国泰安（CSMAR）数据库，城市数字经济的指标来自《中国城市统计年鉴》和北京大学数字普惠金融指数，并对企业与其所在城市进行匹配，进而构建地区数字经济发展与企业二元创新的面板数据。表 1 为主要变量的描述性统计，从中可以发现：样本企业之间的探索式创新和开发式创新水平均存在明显差异，样本城市的数字经济发展水平也不平衡，样本企业的内部控制质量以及社会责任履行水平同样是差异明显；此外，样本企业在样本期间的开发式创新总体上多于探索式创新。

表 1 主要变量的描述性统计结果

| | 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|
| 被解释变量 | 探索式创新 | 18 220 | 1. 841 | 1. 547 | 0 | 5. 948 |
| | 开发式创新 | 18 220 | 1. 988 | 1. 683 | 0 | 6. 858 |
| 核心解释变量 | 地区数字经济 | 18 220 | 0. 046 | 0. 042 | 0. 002 | 0. 422 |
| 中介变量 | 内部控制 | 14 748 | 6. 359 | 1. 398 | 0 | 9. 856 |
| | 社会责任 | 17 074 | 22. 996 | 14. 186 | -18. 45 | 90. 87 |
| 控制变量 | 企业规模 | 18 220 | 21. 755 | 1. 402 | 19. 001 | 25. 626 |
| | 资产负债率 | 18 220 | 0. 396 | 0. 197 | 0. 048 | 0. 872 |

| | | | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|---------|--------|
| | 企业年龄 | 18 220 | 3.081 | 0.224 | 2.565 | 3.689 |
| | 净资产收益率 | 18 220 | 9.403 | 13.111 | -45.148 | 50.248 |
| | 股权集中度 | 18 220 | 48.158 | 22.737 | 19.75 | 95.005 |
| | 总资产周转率 | 18 220 | 0.707 | 0.408 | 0.133 | 2.371 |
| | 固定资产比 | 18 220 | 0.201 | 0.138 | 0.007 | 0.626 |
| | 管理费率 | 18 220 | 0.099 | 0.066 | 0.185 | 0.375 |
| | 两职合一 | 18 220 | 0.285 | 0.451 | 0 | 1 |

四、实证检验结果分析

1. 基准模型回归及稳健性检验结果

对各变量的相关性检验结果显示，主要变量间的相关系数基本小于 0.5；进一步的 VIF 检验结果显示各变量的 VIF 方差膨胀因子均小于 3，表明本文的实证模型中各变量之间不存在多重共线性，可以进行下一步的回归分析。Hausman 检验的 P 值小于 0.01，拒绝原假设，因而采用双向固定效应模型进行回归估计。基准模型(1)的回归结果见表 2，“地区数字经济”对“探索式创新”和“开发式创新”的估计系数均在 1%的水平上显著为正，表明城市数字经济发展水平的提高对企业的双元创新具有显著促进作用，假说 H1 得到验证。

表 2 基准模型回归结果

| 变量 | 探索式创新 | 探索式创新 | 开发式创新 | 开发式创新 |
|-----------|-----------------|---------------------|-----------------|---------------------|
| 地区数字经济 | 1.860*** (6.55) | 1.870*** (7.75) | 1.885*** (6.18) | 1.916*** (7.21) |
| 企业规模 | | 0.604*** (71.72) | | 0.532*** (57.27) |
| 资产负债率 | | -0.170*** (-3.04) | | 0.222*** (3.59) |
| 企业年龄 | | 0.140*** (3.40) | | 0.106** (2.35) |
| 净资产收益率 | | -0.006*** (-7.40) | | -0.008*** (-9.24) |
| 股权集中度 | | 0.005*** (11.70) | | 0.010*** (20.48) |
| 总资产周转率 | | 0.057** (2.08) | | 0.039 (1.28) |
| 固定资产比 | | -1.039*** (-14.33) | | -1.190*** (-14.88) |
| 管理费率 | | 2.286*** (12.96) | | 0.568*** (2.92) |
| 两职合一 | | -0.092*** (-4.50) | | -0.092*** (-4.09) |
| 常数项 | -0.189 (-1.51) | -13.780*** (-59.53) | 0.385*** (2.86) | -11.764*** (-46.09) |
| 年份/行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

| | | | | |
|---------|--------|--------|--------|--------|
| 观测值 | 18 210 | 18 210 | 18 210 | 18 210 |
| Adj .R2 | 0.143 | 0.404 | 0.165 | 0.387 |
| F | 118.3 | 353.9 | 138.9 | 330.1 |

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内数值为t值，下表同。

为保障分析结果的稳健性，本文进行以下稳健性检验：一是采用工具变量法解决内生性问题。借鉴柏培文等(2021)的方法^[43]，基于地理位置构建“地区数字经济”的工具变量。首先，根据交通运输部发布的《全国沿海港口布局规划》，利用谷歌地图的经纬度量各样本城市到沿海港口的距离。一般来讲，到沿海港口的距离越近，数字经济发展水平越高。同时，考虑到本文的基础样本是随时间变动的动态面板数据，而样本城市到沿海港口的距离是不随时间变化的，为使工具变量满足时间的动态性，进一步引入随时间变化的“固定电话每万人用户数”变量，进而采用样本城市“到沿海港口距离的自然对数”与其当年“固定电话每万人用户数”的交互项作为工具变量，该变量满足严外生与强相关的条件。表3为工具变量法(2SLS)的回归结果，Anderson Canon LM统计量的P值均为0.000，表明工具变量有效。二是核心解释变量滞后一期处理。借鉴唐松等(2020)的做法^[44]，采用“地区数字经济”的滞后一期项重新进行模型回归，估计结果见表4的Panel A。三是改变回归模型。由于企业的专利数据为正，并具有零值堆积和正值连续分布的混合性特征，参考李春涛等(2020)的做法^[45]，采用Tobit模型进行稳健性检验，估计结果见表4的Panel B。四是控制高阶联合固定效应。控制时间和行业的双向固定效应是一种常规做法，但可能较为“柔性”，对内生性控制尚不够严格，因而进一步控制“时间×行业”的高阶联合固定效应，回归结果见表4的Panel C。上述检验中，“地区数字经济”的估计系数均显著为正，表明本文的分析结果具有较好的稳健性。

表3 工具变量法检验结果

| 变量 | 第一阶段 | 第二阶段 | |
|----------------------|--------------------|-----------------|-----------------|
| | 数字经济 | 探索式创新 | 开发式创新 |
| 到沿海港口距离×固定电话用户数 | 0.000 1*** (35.93) | | |
| 地区数字经济 | | 6.966*** (6.64) | 7.407*** (6.22) |
| C-D Wald F statistic | 1 290.69 | 1 290.69 | 1 290.69 |
| K-P rk LM statistic | 1 126.22*** | 1 126.22*** | 1 126.22*** |
| 10% max IV size | 16.38 | 16.38 | 16.38 |
| R-squared | 0.351 9 | 0.351 9 | 0.339 |

注：本表模型均控制了控制变量和固定效应，限于篇幅，控制变量和常数项估计结果略(备索)，下表同。

表4 稳健性检验结果

| 变量 | Panel A 核心解释变量滞后一期 | | Panel B Tobit 模型 | | Panel C 高阶联合固定效应 | | | |
|----|-----------------------|-----------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|-----------|-----------|
| | 探索式 创新 | 开发式 创新 | 探索式 创新 | 开发式 创新 | 探索式 创新 | 开发式 创新 | 探索式 创新 | 开发式 创新 |
| | | | | | | | | |

| | | | | | | | | |
|---------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 地区 数字 经济 | 2.330*** (8.26) | 2.425*** (7.85) | 1.870*** (7.76) | 1.916*** (7.21) | 1.919*** (7.97) | 2.056*** (7.77) | 1.919*** (7.97) | 2.056*** (7.77) |
| 年份 和行 业固 定效 应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 年份 ×行 业固 定效 应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测 值 | 16 389 | 16 389 | 18 210 | 18 210 | 18 210 | 18 210 | 18 210 | 18 210 |
| Adj. R2 | 0.384 | 0.374 | | | | | | |
| F | 300.9 | 288.6 | | | | | | |

2. 异质性分析结果

本文采用分组检验法进行异质性分析，分组回归的结果见表5。具体进行以下3种分组：一是依据样本企业的产权性质将其划分为“国有企业”和“非国有企业”两个子样本；二是按照wind数据库对企业规模的分类，把样本企业分为“大型企业”和“中小企业”两个子样本；三是根据企业所在城市的区域将样本企业分为“东部地区”和“中西部地区”两个子样本，其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南，中西部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆。

比较表5中核心解释变量的估计系数，可以发现：无论是对“探索式创新”还是“开发式创新”，“地区数字经济发展”的估计系数在“国有企业”子样本中比“非国有企业”子样本大，在“大型企业”子样本中比“中小企业”子样本大，在“东部地区”子样本中比“中西部地区”子样本大，表明地区数字经济发展对国有企业、大型企业、东部地区企业二元创新的促进作用更大，假说H2得到验证。

表5 异质性分析结果

| 变量 | 国有企业 | 非国有企业 |
|----|------|-------|
|----|------|-------|

| | | | | | |
|-----------------|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Panel A 产权性质 | | 探索式创新 | 开发式创新 | 探索式创新 | 开发式创新 |
| | 地区数字经济 | 4.074*** (6.38) | 3.848*** (5.63) | 1.752*** (6.47) | 1.819*** (5.96) |
| | 观测值 | 5 590 | 5 590 | 12 620 | 12 620 |
| | Adj. R2 | 0.436 | 0.399 | 0.372 | 0.364 |
| | F | 128.2 | 110.0 | 220.8 | 213.0 |
| Panel B 企业规模 | 变 量 | 大型企业 | | 中小企业 | |
| | | 探索式创新 | 开发式创新 | 探索式创新 | 开发式创新 |
| | 地区数字经济 | 1.752*** (6.35) | 2.182*** (7.23) | 1.574*** (3.42) | 0.055 (0.10) |
| | 观测值 | 14 700 | 14 700 | 3 510 | 3 510 |
| | Adj. R2 | 0.395 | 0.382 | 0.328 | 0.303 |
| | F | 275.6 | 260.9 | 58.06 | 51.82 |
| Panel C 区域 | 变 量 | 东部地区 | | 中西部地区 | |
| | | 探索式创新 | 开发式创新 | 探索式创新 | 开发式创新 |
| | 地区数字经济 | 2.332*** (8.24) | 2.164*** (6.85) | 3.576*** (3.92) | 2.884*** (2.87) |
| | 观测值 | 13 160 | 13 160 | 5 050 | 5 050 |
| | Adj. R2 | 0.447 | 0.419 | 0.376 | 0.356 |
| | F | 305.4 | 272.0 | 99.31 | 91.13 |

3. 内部控制和社会责任的中介效应分析及稳健性检验结果

采用中介效应模型的回归结果见表6所示。从内部控制的中介效应来看：地区数字经济发展对企业二元创新具有显著的正向影响，并能显著提高企业的内部控制质量，而内部控制质量的提高又对企业二元创新具有显著的促进作用，表明地区数字经济发展可以通过提高企业内部控制质量的路径来促进企业二元创新；进一步比较两种中介效应的大小，内部控制在地区数字经济发展促进企业探索式创新中的中介效应(4.02%)比在地区数字经济发展促进企业开发式创新中的中介效应为(3.64%)更大。由此，假说H3得到验证。从社会责任的中介效应来看：地区数字经济发展对企业二元创新具有显著的正向影响，并能显著增进企业的社会责任履行，而社会责任的履行又对企业二元创新具有显著的促进作用，表明地区数字经济发展可以通过增进企业社会责任履行的路径来促进企业二元创新；进一步比较两种中介效应的大小，社会责任在地区数字经济发展促进企业探索式创新中的中介效应(2.78%)比在地区数字经济发展促进企业开发式创新中的中介效应为(1.93%)更大。由此，假设H4得到验证。此外，对比内部控制和社会责任的中介效应，可以发现内部控制的中介效应大于社会责任中介效应，即地区数字经济发展通过提高内部控制质量产生的企业二元创新促进效应比通过增进社会责任履行产生的企业二元创新促进效应更大。

表6 内部控制和社会责任的中介效应检验结果

| 变量 | 探索式创新 | 开发式创新 | 内部控制 | 探索式创新 | 开发式创新 | 社会责任 | 探索式创新 | 开发式创新 |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 地区数字经济 | 1.870*** | 1.916*** | 1.091*** | 2.134*** | 2.196*** | 0.007*** | 1.774*** | 1.881*** |
| | (7.75) | (7.21) | (4.03) | (8.15) | (7.65) | (3.07) | (7.24) | (6.94) |
| 内部控制 | | | | 0.069*** | 0.064*** | | | |
| | | | | (8.65) | (7.31) | | | |
| 社会责任 | | | | | | | 0.007*** | 0.005*** |
| | | | | | | | (8.96) | (5.99) |
| 观测值 | 18 210 | 18 210 | 14 738 | 14 738 | 14 738 | 17 064 | 17 064 | 17 064 |
| Adj. R2 | 0.404 | 0.387 | 0.198 | 0.315 | 0.307 | 0.305 | 0.390 | 0.369 |
| F | 353.9 | 330.1 | 105.0 | 189.4 | 182.3 | 214.9 | 304.0 | 278.7 |
| Sobel 检验 | | | | 2.235** | 2.243** | | 2.115** | 1.805* |
| | | | | (0.023) | (0.024) | | (0.034) | (0.071) |

为确保中介效应分析结果的可靠性，采用替换解释变量、删除特殊样本和改变检验方法等方式进行稳健性检验：一是采用

主成分分析法重新计算“地区数字经济”变量，并重新进行实证分析，回归结果见表7的Panel A。与表6相比，回归结果没有显著变化，内部控制的中介效应为3.54%(探索式创新)、2.74%(开发式创新)，社会责任的中介效应为2.89%(探索式创新)、1.72%(开发式创新)，依然是在地区数字经济发展促进企业探索式创新中的中介效应更大，且内部控制的中介效应大于社会责任。二是考虑到直辖市具有较大的特殊性，借鉴唐松等(2020)的方法^[44]，将四个直辖市的样本删除后重新进行检验，回归结果如表7的Panel B所示，也未发生实质性变化。三是采用Bootstrap自助抽样法进行中介效应检验。具体而言，对全样本进行1000次重复随机抽样，然后以抽取的1000组样本进行检验，检验结果如表8所示。内部控制和社会责任的中介效应估计值都显著，无论是直接效应还是间接效应的系数置信区间均不包含0值，说明地区数字经济发展促进企业双元创新的直接效应和中介效应都显著存在，前述回归结果的稳健性进一步得到验证。

表7 稳健性检验：替换解释变量和删除特殊样本

| | 变量 | 探索式创新 | 开发式创新 | 内部控制 | 探索式创新 | 开发式创新 | 社会责任 | 探索式创新 | 开发式创新 |
|-------------------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|---------|----------|----------|
| Panel A 替换解释变量 | 地区数字经济 | 0.085*** | 0.102*** | 0.043** | 0.087*** | 0.104*** | 0.351** | 0.080*** | 0.099*** |
| | | (4.76) | (5.21) | (2.26) | (4.74) | (5.16) | (1.99) | (4.43) | (5.00) |
| | 内部控制 | | | | 0.070*** | 0.065*** | | | |
| | | | | | (8.82) | (7.46) | | | |
| | 社会责任 | | | | | | | 0.007*** | 0.005*** |
| | | | | | | | | (9.06) | (6.07) |
| | 观测值 | 18 210 | 18 210 | 14 738 | 14 738 | 14 738 | 17 064 | 17 064 | 17 064 |
| | Adj. R2 | 0.403 | 0.387 | 0.197 | 0.313 | 0.305 | 0.305 | 0.389 | 0.369 |
| | F | 352.1 | 328.9 | 104.6 | 187.7 | 181.0 | 214.7 | 302.5 | 277.7 |
| | Sobel检验 | | | | 1.068** | 1.068** | | 1.494** | 2.076** |
| | | | | (0.045) | (0.045) | | (0.020) | (0.037) | |
| Panel B 删除特殊 | 地区数字经济 | 2.078*** | 2.483*** | 0.952*** | 2.501*** | 2.927*** | 6.389** | 2.032*** | 2.492*** |
| | | (7.86) | (8.50) | (3.10) | (8.64) | (9.21) | (2.42) | (7.55) | (8.36) |

| | | | | | | | | | |
|----|----------|--------|--------|--------|----------|----------|--------|----------|----------|
| 样本 | 内部控制 | | | | 0.069*** | 0.056*** | | | |
| | | | | | (7.87) | (5.86) | | | |
| | 社会责任 | | | | | | | 0.006*** | 0.006*** |
| | | | | | | | | (7.15) | (5.77) |
| | 观测值 | 14 400 | 14 400 | 11 701 | 11 701 | 11 701 | 13 461 | 13 461 | 13 461 |
| | Adj. R2 | 0.380 | 0.362 | 0.187 | 0.288 | 0.267 | 0.302 | 0.364 | 0.340 |
| | F | 260.6 | 241.5 | 80.26 | 136.1 | 122.7 | 172.2 | 221.1 | 199.1 |
| | Sobel 检验 | | | | 1.852* | 1.845* | | 0.455* | 1.775* |
| | | | | | (0.063) | (0.065) | | (0.064) | (0.075) |

表 8 Bootstrap 中介效应检验结果

| 被解释变量 | 中介变量 | | 估计值 | 置信区间 |
|-------|------|------|------------------|----------------|
| 探索式创新 | 内部控制 | 间接效应 | 0.034** (0.031) | [0.003, 0.066] |
| | | 直接效应 | 2.655*** (0.000) | [2.189, 3.120] |
| | 社会责任 | 间接效应 | 0.040** (0.014) | [0.008, 0.073] |
| | | 直接效应 | 0.597** (0.036) | [0.038, 1.156] |
| 开发式创新 | 内部控制 | 间接效应 | 0.038** (0.016) | [0.009, 0.085] |
| | | 直接效应 | 2.649*** (0.000) | [2.190, 3.108] |
| | 社会责任 | 间接效应 | 0.036** (0.030) | [0.010, 0.083] |
| | | 直接效应 | 0.849*** (0.001) | [0.338, 1.360] |

五、进一步的分析：企业数字化转型的作用

本文所分析的地区数字经济发展是指企业所在城市的整体情况(如数字基础设施建设、整体的产业数字化及数字产业化程度),其对企业二元创新的影响更多的是从改善企业发展环境的层面发挥作用。然而微观层面的数字经济发展同样发挥着重要作用,企业自身利用数字技术进行升级改造的数字化转型也会驱动企业的双元创新。企业数字化转型通过对先进数字技术的利用能够低风险、低成本、高质量地处理海量数据,提高企业的信息获取能力和信息流动速率,这为企业获得更多新的创新资源和充分挖掘资源价值提供了信息支持,也为企业进行有效的双元创新增添了内部的技术和管理支撑。同时,企业数字化转型能够有效缓解企业的代理问题和融资约束,并提升企业的风险承担水平,进而赋能企业创新(潘红波等,2022)^[46];可以通过提高企业管理效率和内部控制质量、增加信息透明度和降低交易成本、优化人力资本结构以及提升企业的创新能力、吸收能力和适应能力等路径促进企业创新(杨洁等,2022;段华友等,2022;范红忠等,2022;张吉昌等,2022)^[47,48,49,50]。可见,数字经济可以从地区数字经济发展和企业数字化转型两个层面促进企业双元创新,那么,企业的数字化转型在地区数字经济发展促进企业双元创新的过程中会起到怎样的作用?对此,本文尝试通过在“地区数字经济发展—企业双元创新”的框架中嵌入微观层面的企业数字化转型因素来进行初步探讨。

首先,地区数字经济发展会促进企业数字化转型。这不仅是由于地区数字经济发展与企业数字化转型之间的底层技术具有高度相似度和同源性,地区数字经济发展水平的提高会为企业数字化转型提供更好的技术条件和发展环境,更在于其他经济主体的数字化转型会驱动企业的数字化转型。地区数字经济发展的宏观整体水平是微观个体数字化转型累积的结果,在数字经济发展水平较高的地区,各经济主体的数字化水平也较高,这会使不进行数字化转型或数字化转型滞后的企业难以生存和发展,从而倒逼企业积极推进数字化转型。诚然,企业的数字化转型也会推动地区数字经济的发展,但这更多的是企业整体层面发挥的作用,单个企业的数字化转型受到地区数字经济发展的影响比其对地区数字经济发展的影响往往更大。同时,如前所述,企业的数字化转型又将促进企业的双元创新,从而形成地区数字经济发展通过推动企业数字化转型促进企业双元创新的传导机制,即企业数字化转型在地区数字经济发展促进企业双元创新中具有中介作用。

其次,企业的数字化转型还可以强化地区数字经济发展对企业双元创新的促进效应。地区数字经济发展对企业双元创新的促进,更多的是为企业创新提供更多的可获取的创新资源以及更多的发展领域和技术路径,企业面对这种机遇和红利能否有效利用以及能够利用多少还取决于其自身的相应的创新意愿和创新能力。而地区数字经济发展形成的新的创新资源和创新路径往往需要通过数字技术和数字化的模式来获取,因而企业本身的数字化程度是决定其能够在多大程度上将地区数字经济发展带来的机遇和红利转化为自己的技术进步和发展绩效的关键因素,进而最终表现为地区数字经济发展对企业双元创新的促进作用在数字化转型程度较高的企业中更大。因此,企业数字化转型在地区数字经济发展促进企业双元创新中还具有正向调节作用,即企业自身的数字化转型会使地区数字经济发展对其双元创新的促进效应增强。

本文采用吴非等(2021)的方法计算得到反映样本企业数字化转型程度的“企业数字化转型”指标^[51],进而以“企业数字化转型”为中介变量进行中介效应模型检验,回归结果显示(见表9):地区数字经济发展显著推动了企业数字化转型,同时数字化转型显著促进了企业双元创新,表明地区数字经济发展可以通过推动企业数字化转型的路径来促进企业双元创新。此外,还可以发现企业数字化转型对探索式创新的促进作用比对开放式创新的促进作用更大,因而与内部控制和社会责任一样,企业数字化转型在地区数字经济发展促进企业探索式创新中的中介效应更大。进一步借鉴吴非等(2021)的研究思路^[51],根据“企业数字化转型”的中位数将样本企业划分为“数字化转型程度高”和“数字化转型程度低”两个子样本进行分组调节效应检验,估计结果显示(见表10):地区数字经济发展有助于加快企业的数字化转型,且对数字化转型程度高和数字化转型程度低的企业都具有显著的双元创新促进效应,但从两个子样本的比较来看,在“数字化转型程度高”子样本中“地区数字经济”对“探索式创新”和“开发式创新”的估计系数更大(t值也更大),表明地区数字经济发展对数字化转型程度较高的企业具有较大的双元创新促进效应。由上述结果可知,数字化转型不仅能够显著促进企业双元创新,而且在地区数字经济发展促进企业双元创新中发挥着部分中介作用和正向调节作用。因此,加快数字化转型是企业数字经济时代实现创新驱动发展的关键路径。

表 9 企业数字化转型的中介效应检验结果

| 变 量 | 探索式创新 | 开发式创新 | 企业数字化 | 探索式创新 | 开发式创新 |
|---------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|
| 地区数字经济 | 1.870*** (7.75) | 1.916*** (7.21) | 2.729*** (11.06) | 0.837*** (2.65) | 0.678** (2.03) |
| 企业数字化转型 | | | | 0.189*** (14.01) | 0.141*** (9.89) |
| 观测值 | 18 210 | 18 210 | 8 983 | 8 983 | 8 983 |
| Adj. R2 | 0.404 | 0.387 | 0.331 | 0.343 | 0.368 |
| F | 353.9 | 330.1 | 128.1 | 131.4 | 146.1 |

表 10 企业数字化转型的调节效应检验结果

| 变 量 | 企业数字化转型 | 数字化转型程度高 | | 数字化转型程度低 | |
|---------|------------------|-----------------|-----------------|----------------|-----------------|
| | | 探索式创新 | 开发式创新 | 探索式创新 | 开发式创新 |
| 地区数字经济 | 2.729*** (11.06) | 2.061*** (7.30) | 2.036*** (6.53) | 1.152** (2.54) | 1.390*** (2.81) |
| 观测值 | 8 983 | 13 890 | 13 890 | 4 320 | 4 320 |
| Adj. R2 | 0.331 | 0.427 | 0.405 | 0.327 | 0.310 |
| F | 128.1 | 305.7 | 278.6 | 60.95 | 56.55 |

六、结论与启示

中国经济发展正从要素驱动向创新驱动转变，如何推动企业实现创新驱动和创新引领成为必须直面并有效解决的问题。相比开发式创新，探索式创新更有利于企业的竞争力提升和长远发展，在探索式创新相对不足的现实背景下，必须更大程度地更有效地促进企业的探索式创新。方兴未艾的数字经济为企业创新提供了新的机遇和路径，要更好地发挥地区数字经济发展对企业二元创新的促进作用，需要正确认识其中的影响机制和路径。本文基于企业二元创新的视角，以 2011—2020 年沪深两市 A 股上市公司数据为样本，验证了地区数字经济发展通过改善企业内外部关系对企业二元创新的双轨促进作用，并进一步探究了企业数字化转型在地区数字经济发展促进企业二元创新中发挥的特殊重要作用，分析结果表明：地区数字经济发展显著促进了企业二元创新，其中存在通过提高内部控制质量改善企业内部关系和通过增进社会责任履行改善企业外部关系来促进企业二元创新的双轨路径，且在促进探索式创新中的中介效应比在促进开发式创新中的中介效应更大；数字化转型不仅能够显著促进企业二元创新，而且对地区数字经济发展促进企业二元创新具有部分中介作用和正向调节作用；此外，地区数字经济发展对国有企

业、大型企业、中西部地区企业的双元创新具有更强的促进作用。

基于上述结论，本文提出以下启示：第一，各地政府应大力推进数字经济发展，有效促进企业双元创新。要集中力量加强数字基础设施建设，加大对数字技术创新和数字化转型的政策支持与资金投入，加快数字中国建设，有效促进地区数字经济繁荣发展。尤其要加大对数字经济发展滞后地区的支持力度，缩小数字鸿沟，以数字经济的均衡发展推动区域经济平衡发展。第二，企业应加快数字化转型，提高内部控制质量，并积极履行社会责任，进而增进创新行为并提升创新质量。数字化转型、内部控制改善、社会责任承担均有利于企业双元创新的增加，且对探索式创新的促进作用更大。因此，企业不仅要紧跟数字化转型的时代步伐，还需不断改善内外部关系，以增强获取和利用新资源以及整合提升和挖掘拓展现有资源价值的的能力，进而充分发挥数字经济的创新促进效应，并不断强化探索式创新。第三，完善和优化经济调控机制，提高数字经济积极效应的广泛性，使地区数字经济的发展更多地惠及非国有企业和中小型企业。目前，地区数字经济发展对非国有企业和中小型企业的创新促进作用相对较小，其中固然有企业自身的原因，但也不能忽视数字经济可能存在的缺陷或短板，需要采取积极措施拓展和提升数字经济的普惠性和共享性，从而使各种类型的经济主体都能在数字经济发展中充分把握机遇和分享红利。

本文基于双元创新的视角探讨了地区数字经济发展促进企业创新的双轨路径以及企业数字化转型在其中发挥的重要作用，取得了一些有价值的研究成果，但还存在进一步拓展和深化的空间，比如：数字经济影响企业双元创新存在多种传导机制，除了本文从内外部关系改善维度提出的双轨促进机制外，还有其他的机制和路径值得探究；本文仅以A股上市公司为样本进行了实证检验，数字经济对其他企业双元创新的影响机制还有待进一步的验证，此外在异质性分析方面也可进一步细化和丰富；本文尝试将地区层面的数字经济发展和企业层面的数字化转型纳入同一分析框架研究数字经济对企业双元创新的影响，但仅就企业数字化转型在地区数字经济发展影响企业双元创新中起到的作用进行了初步探讨，在未来的研究中还应通过方法创新和视角拓展对不同层面数字经济之间的关系及其共同作用进行深入分析。

参考文献

- [1] YOO Y, HENFRIDSSON O, LYTTINEN K. Research commentary—the new organizing logic of digital innovation: An agenda for information systems research[J]. Information Systems Research, 2010, 21(4):724-735.
- [2] Bertani F, Ponta L, Raberto M, et al. The complexity of the intangible digital economy: An agent-based model[J]. Journal of Business Research, 2021, 129:527-540.
- [3] HE Z L, WONG P K. Exploration vs. exploitation: An empirical test of the ambidexterity hypothesis[J]. Organization Science, 2004, 15(4):481-494.
- [4] BENNER M J, TUSHMAN M L. Exploitation, exploration, and process management: The productivity dilemma revisited[J]. Academy of Management Review, 2003, 28(2):238-256.
- [5] 邱洋冬. 数字经济发展如何影响企业创新[J]. 云南财经大学学报, 2022, 38(8):61-81.
- [6] 郑雨稀, 杨蓉. 数字经济与企业创新: 基于创新需求的视角[J]. 科技管理研究, 2022, 42(10):11-19.
- [7] 蒋殿春, 潘晓旺. 数字经济发展对企业创新绩效的影响——基于我国上市公司的经验证据[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2022, 45(1):149-160.
- [8] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新?[J]. 财经问题研究, 2022(1):42-51.

-
- [9] 杨大鹏, 陈梦涛. 数字经济发展促进企业创新的机制研究[J]. 学习与探索, 2022(6):157-166.
- [10] 刘丽娜, 闫照坤. 数字经济对企业创新的影响——基于冗余资源视角[J]. 武汉金融, 2021(8):71-79+88.
- [11] 李尧, 黄小敬. 空间视角下数字经济发展对商贸企业创新的影响分析[J]. 商业经济研究, 2022(16):142-145.
- [12] 毛建辉, 张蕊, 管超. 数字经济、财政分权与企业创新[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2022, 43(8):118-129.
- [13] 马永红, 李保祥. 数字经济、区域高校知识转移与高技术企业创新绩效[J]. 系统管理学报, 2022, 31(3):522-533.
- [14] 侯世英, 宋良荣. 数字经济、市场整合与企业创新绩效[J]. 当代财经, 2021(6):78-88.
- [15] 汪文璞, 徐蔼婷. 数字经济能驱动企业创新效率吗[J]. 现代经济探讨, 2022(12):79-90.
- [16] 李健, 张金林, 董小凡. 数字经济如何影响企业创新能力: 内在机制与经验证据[J]. 经济管理, 2022, 44(8):5-22.
- [17] 申明浩, 谭伟杰, 陈钊泳. 数字经济发展对企业创新的影响——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 南方金融, 2022(2):30-44.
- [18] VIAL G. Understanding digital transformation:A review and a research agenda[J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2019, 28(2):118-144.
- [19] 陈国青, 曾大军, 卫强, 等. 大数据环境下的决策范式转变与使能创新[J]. 管理世界, 2020, 36(02):95-105+220.
- [20] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020, 36(06):135-152+250.
- [21] NAMBISAN S, WRIGHT M, FELDMAN M. The digital transformation of innovation and entrepreneurship:Progress, challenges and key themes[J]. Research Policy, 2019, 48(8):103773.
- [22] GOPALKRISHNAN S S. A new resource for social entrepreneurs:Technology[J]. American Journal of Management, 2013, 13(1):66-78.
- [23] YOO Y, BOLAND R J, LYYTINEN K, et al. Organizing for innovation in the digitized world[J]. Organization Science, 2012, 23(5):1398-1408.
- [24] 李唐, 李青, 陈楚霞. 数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国一劳动力匹配调查的新发现[J]. 中国工业经济, 2020(6):174-192.
- [25] 陈小辉, 张红伟, 吴永超. 数字经济如何影响企业内部控制质量[J]. 财经论丛, 2022(11):71-80.
- [26] 倪静洁, 吴秋生. 内部控制有效性与企业创新投入——来自上市公司内部控制缺陷披露的证据[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(9):70-84.

-
- [27] 张晓红, 朱明侠, 王皓. 内部控制、制度环境与企业创新[J]. 中国流通经济, 2017, 31(5):87-95
- [28] 李瑛玫, 史琦. 内部控制能够促进企业创新绩效的提高吗?[J]. 科研管理, 2019, 40(6):86-99.
- [29] 钟凯, 吕洁, 程小可. 内部控制建设与企业创新投资: 促进还是抑制?——中国“萨班斯”法案的经济后果[J]. 证券市场导报, 2016(9):30-38.
- [30] 王亚男, 戴文涛. 内部控制抑制还是促进企业创新?——中国的逻辑[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(6):19-32.
- [31] 顾海峰, 卞雨晨. 内部控制、董事联结与企业创新——基于中国创业板上市公司的证据[J]. 管理学报, 2020, 33(6):48-60.
- [32] 吴迪, 赵奇锋, 韩嘉怡. 企业社会责任与技术创新——来自中国的证据[J]. 南开经济研究, 2020(3):140-160.
- [33] 陈钰芬, 金碧霞, 任奕. 企业社会责任对技术创新绩效的影响机制——基于社会资本的中介效应[J]. 科研管理, 2020, 41(9):87-98.
- [34] 季桓永, 许冠南, 周蓉, 等. 企业社会责任、非沉淀性冗余资源与二元性技术创新[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(15):69-76.
- [35] 毕晓方, 翟淑萍, 姜宝强. 政府补贴、财务冗余对高新技术企业二元创新的影响[J]. 会计研究, 2017(1):46-52+95.
- [36] 钟昌标, 黄远浙, 刘伟. 新兴经济体海外研发对母公司创新影响的研究——基于渐进式创新和颠覆式创新视角[J]. 南开经济研究, 2014(6):91-104.
- [37] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4):60-73.
- [38] LI Y, LIU X, ZHAO Q. Digital finance, absorptive capacity and enterprise dual innovation: An empirical analysis on mediation and threshold effects[J]. Asian Journal of Technology Innovation, 2022:1-32.
- [39] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10):65-76.
- [40] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8):5-23.
- [41] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5):614-620.
- [42] 王站杰, 买生. 企业社会责任、创新能力与国际化战略——高管薪酬激励的调节作用[J]. 管理评论, 2019, 31(3):193-202.
- [43] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021, 56(5):91-108.

-
- [44] 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+9.
- [45] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1):81-98.
- [46] 潘红波, 高金辉. 数字化转型与企业创新——基于中国上市公司年报的经验证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(5):107-121.
- [47] 杨洁, 马从文, 刘运材. 数字化转型对企业创新的影响[J]. 统计与决策, 2022, 38(23):180-184.
- [48] 段华友, 黄学彬. 数字化转型、内部控制质量对企业创新绩效的影响机制研究——以资源型企业为例[J]. 工程管理科技前沿, 2022, 41(6):65-72.
- [49] 范红忠, 王子悦, 陶爽. 数字化转型与企业创新——基于文本分析方法的经验证据[J]. 技术经济, 2022, 41(10):34-44.
- [50] 张吉昌, 龙静. 数字化转型、动态能力与企业创新绩效——来自高新技术上市企业的经验证据[J]. 经济与管理, 2022, 36(3):74-83.
- [51] 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.

注释

①在相关研究中,类似的分类还有突破性创新与渐进性创新、实质性创新与策略性创新、高质量创新与低质量创新等,虽然其定义有所不同,但在实证分析中往往采用类似的划分方法,即通过发明专利与非发明专利来进行区分。本文选择采用探索式创新与开发式创新的分类,主要是基于其能较好地体现企业技术进步的方式和方向的考虑。