

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20230424.401

企业数字化转型对技术创新模式的影响研究

郑志强¹, 何佳俐²

(1. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433; 2. 安徽农业大学 经济管理学院, 安徽 合肥 2300366)

摘要: 随着数字经济与实体经济的深度融合, 数字技术冲击将深刻地影响实体企业的技术创新模式。本文以2007—2020年A股制造业上市公司为研究样本, 实证考察了企业数字化转型对企业技术创新模式的影响。研究发现, 数字化转型促进了企业合作创新, 但是并没有显著地激励企业进行自主创新, 并且该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制分析表明, 数字化转型对合作创新的促进作用主要通过降低企业面临的外部交易成本和增加企业间的研发溢出来实现。分样本回归发现, 在不确定性较高的企业、成长期企业和知识产权保护水平较高的地区中数字化转型对合作创新的推动作用更加明显; 对企业数字化转型的分解发现, 底层技术层面的人工智能、云计算和大数据技术对合作创新均具有促进效应, 而区块链技术和实践层面的数字技术运用对合作创新并没有显著影响。此外, 数字化转型对合作创新的推动作用提升了企业全要素生产率。本文探究了数字化背景下的企业技术创新模式, 研究结论对于深入推进数字化转型和创新驱动发展战略具有重要的政策启示。

关键词: 数字化转型; 技术创新模式; 自主创新; 合作创新

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2023)09-0054-15

一、引言

内生增长理论认为, 技术创新是影响经济可持续发展的核心因素(Romer, 1986)。在经济发展环境复杂性日趋上升的背景下, 创新驱动内涵式增长已成为经济高质量发展的重要抓手(张军扩等, 2019)。党的二十大报告指出, “必须坚持科技是第一生产力、创新是第一动力”“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”。目前, 中国经济已由高速增长向高质量发展转变, 以制造业为主的实体经济部门创新能力的培育和提高, 既是形成高质量发展模式的微观基础, 也是建设现代化经济体系和创新型国家的基础因素(张杰, 2020)。

创新最早由约瑟夫·熊彼特提出, 并认为创新即生产要素的新组合, 包括新发明、新产品、新工艺、新方法或新制度的应用(Schumpete, 1934)。随着创新理论和实践的不断演化与发展,

收稿日期: 2023-02-07

基金项目: 上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2022-331)

作者简介: 郑志强(1995—), 男, 上海财经大学经济学院博士研究生;

何佳俐(1996—), 女, 安徽农业大学经济管理学院讲师(通讯作者, hejl1103@163.com)。

技术创新的内容与模式日益复杂。按照不同的分类标准,技术创新模式有着不同的分类结果。其中,从技术创新参与主体不同的视角来看,技术创新模式可分为自主创新模式与合作创新模式(生延超,2007)。自主创新是指企业依靠自身的研发资源和技术力量进行的技术创新(吴志军和赵立昌,2011;Sears,2018)。2006年,中国从国家层面提出了技术上自主创新的目标,自此自主创新受到了极大的重视、探究与应用。自主创新的优势在于独享创新成果,一旦实现突破性创新,企业将获得巨大的竞争优势。与此同时,自主创新也面临着一定的成本和风险,企业也可能由于缺乏充足的创新资源而创新失败。近年来,随着创新复杂度和外部不确定性的上升,技术创新越来越需要多主体的合作参与以实现优势互补。在此背景下,共担风险和成本的合作创新模式逐渐受到人们的重视。合作创新是指多个市场主体共同参与研究开发的联合创新行为,其优势是能够有效地整合各方优势资源以实现规模经济和协同效应(Lyu等,2019)。但是,合作创新的成果需与合作者共享,并且合作创新也面临着一定协调成本。自主创新与合作创新并不矛盾,二者的共同推进是企业技术创新能力以及核心竞争优势的重要体现。新发展格局下,企业自主创新能力的培育以及合作创新的深化是增强国内大循环内生动力和推动经济高质量发展的重要途径。

随着数字经济与实体经济的深度融合,数字化转型已成为企业顺应数字经济时代发展的必然选择,在企业数字化转型的过程中数字技术应用可能会影响其技术创新模式。由此,本文探讨的核心问题是数字经济背景下企业数字化转型对企业的自主创新与合作创新会产生何种影响,其中的作用机制又是什么?一方面,在企业内部,数据要素与劳动和资本等要素深度融合,企业可根据研发以及生产的需求状况对各生产要素进行更加精准的配置与调整,从而优化要素配置,为自主创新释放动能。另一方面,在传统的商业关系中,各创新主体之间互为独立的信息孤岛,客观存在的组织边界抑制了信息的传递,从而不利于创新主体间的协同合作(戚聿东和肖旭,2020)。数字技术应用则大大地提高了信息的传递效率,有效地将信息孤岛进行串联互通,进而为合作创新创造了有利条件。因此,数字化转型可能对企业的自主创新与合作创新产生积极作用。

部分文献考察了数字技术对企业技术创新的影响。例如,Acemoglu和Restrepo(2018)发现机器人应用在替代了常规生产任务和一般体力劳动的同时,也会增加对研发人员、技术人员和管理人员等高技能劳动力的需求,从而优化企业人力资本结构,这将改善企业创新活动的要素禀赋。Akcigit和Kerr(2018)发现,企业互联网使用所带来的信息可得性的增加能够提升交流和学习效率,这将降低创新的边际成本,激励企业开展更多的创新活动。Kong等(2022)也证明了信息可得性对企业创新的重要性,他们发现在谷歌搜索退出中国后,依赖外国技术的企业创新强度和质量显著下降。史丹和孙光林(2022)认为,大数据能深度挖掘消费者的隐藏需求,从而依靠数据信息将产品生产者和消费者联系起来,这一过程将大幅提升数据要素的边际产出,最终引发对企业创新的正反馈效应。上述文献中数字化的维度较为单一,仅从机器人、互联网使用、大数据等特定数字技术应用的视角展开。近年来,随着文本大数据分析方法和在经济和管理领域的应用,已有部分研究使用文本分析法刻画企业整体数字化水平,并考察其对企业创新的影响。例如,肖土盛等(2022a)研究发现,企业数字化转型能够降低信息不对称程度,缓解代理问题冲突,进而改善公司治理水平,最终为企业创新活动赋能。张国胜和杜鹏飞(2022)研究发现,由于“政策套利”和技术创新“同群效应”的存在,数字化转型虽然增加了企业创新数量,但是却抑制了企业创新质量。上述文献虽然探究了数字化转型背景下的企业创新,但仅考察了数字技术对企业整体创新水平的影响,并未回答企业创新水平的提升是由自主创新增加导致的还是由合作创新增加造成的,抑或两者共同增加所致。由于技术创新活动具有投入大、风险高

和周期长等特征,当企业内外部环境发生变化时,其技术创新模式可能会表现出异质性特征。因此,考察数字化转型对企业自主创新与合作创新的差异化影响,对深入地理解数字经济时代下企业创新的内涵与动机具有重要的理论价值与现实意义。

基于此,本文使用文本分析法刻画企业的数字化水平,以2007—2020年A股制造业上市公司为研究样本,探究企业数字化转型对企业自主创新与合作创新的异质性影响,研究发现:数字化转型促进了企业合作创新,但是并没有显著地激励企业进行自主创新,并且该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制分析发现,数字化转型主要通过降低企业面临的外部交易成本和增加企业间的研发溢出进而促进企业合作创新。分样本回归发现,数字化转型对合作创新的推动作用在不确定性感知较高的企业、成长期企业和知识产权保护水平较高的地区中更加明显;对企业数字化转型的分解发现,底层技术层面的人工智能、云计算和大数据技术对合作创新均具有促进效应,而区块链技术和实践层面的数字技术运用对合作创新并没有显著影响。此外,数字化转型对合作创新的推动作用提升了企业全要素生产率。

本文的边际贡献主要体现在以下四个方面:第一,相较于已有考察数字技术影响企业创新的相关文献,本文从技术创新参与主体不同的视角,将企业技术创新划分为自主创新和合作创新,深入地探究了数字化转型对这两种创新模式的异质性影响,考察了数字化背景下企业创新的具体内涵与来源,从而丰富了数字技术对企业创新影响的相关研究。第二,随着创新复杂度和外部不确定性的上升,合作创新逐渐受到人们的重视,但以往合作创新的相关研究多为理论分析和案例研究,缺乏严谨的实证检验与经验分析,本文从数字化视角实证检验了企业合作创新的影响因素,进而丰富了合作创新领域的实证研究。第三,合作创新虽然能够有效地整合创新资源,实现优势互补,但也面临着一定的协调成本和“搭便车”问题,因此其与企业高质量发展之间的逻辑关系也有待进一步探讨。本文进一步厘清了“数字化转型—合作创新—企业全要素生产率”三者之间的逻辑关系,验证了合作创新所具有的高质量发展效应。第四,本文的研究结论也具有重要的政策启示。当前,自主创新是企业技术创新的主要模式,也是企业核心竞争力的重要体现。但是本文发现,数字技术促进了企业的合作创新,但对自主创新并没有显著的激励效应,这表明数字技术在时间和空间上压缩了企业间的“距离”,较大地便利了企业间的沟通与合作,但是当前企业可能并没有很好地利用数字技术实现自身的变革与“转型”。特别是对于制造业而言,如何把握住数字化转型的机遇提升自主创新能力以实现高质量发展是企业以及政府当前需要深入研究的重要课题。

二、理论分析与研究假设

企业数字化转型是通过信息、计算、通信和连接技术的组合触发实体变革,以期改进实体的过程(Vial, 2019)。数字技术具有可编辑性、可扩展性以及开放性特征(Nambisan等, 2017),能够提高信息获取、处理与传递的效率,从内外部对企业产生重要变革,进而影响企业的技术创新模式。

一方面,数字化转型能够促进企业自主创新。数字技术可使得企业研发、生产、运输、销售等活动的信息转化为可视化的数据,并进行存储与分析,从而实现对各环节的精细化管理。在企业内部,数据要素与劳动和资本等传统要素相结合,企业可根据研发以及生产的需求状况对各生产要素进行更加精准的配置与调整,从而优化原有要素配置,为自主创新释放新动能。同时,基于规模扩大和生产率提升的需求,企业会使用更多的数字化设备,以智能制造替代原有的简单制造,这不会替代过去的常规生产以及一般体力劳动,也会增加企业对研发人员、技术人员以及管理人员等高技能劳动力的需求(Balsmeier和Woerter, 2019),由此数字化转型会

为企业带来高质量的人力资本要素。随着企业人力资本水平的提升,高质量知识资本和人力资本将融入产品的研发生产和经营过程,产生直接的技术扩散效应,提高企业的自主创新能力(刘维刚和倪红福,2018)。基于以上分析,本文提出研究假设H1。

假设H1:数字化转型不仅能够优化企业原有要素配置,还会带来高质量的人力资本要素,从而促进企业自主创新。

另一方面,数字化转型也能够促进企业合作创新。第一,企业数字化转型能够通过降低企业外部交易成本进而促进企业合作创新。随着专业化分工水平和创新复杂度的不断提升,新技术和新产品的研发、设计和生产往往需要多个市场主体之间的协同合作,而市场主体之间的协同合作易受搜寻成本、谈判成本、监督成本等外部交易成本的影响。首先,大数据、云计算、人工智能和区块链等数字技术发展能够及时地收集、存储和分析市场主体间的交易信息,使得企业通过这些数字化的信息就能够了解到潜在交易对象的产品和服务质量以及资信水平,有利于企业摆脱物理空间的限制,接触到更大范围的上下游企业,最终降低企业为筛选和匹配交易对手所付出的搜寻成本。其次,数字技术能够将不同的市场主体连接起来,并构建网络化的信息传递模式,极大地提高了市场主体间的交流和沟通效率,从而降低企业在开展交易活动过程中付出的谈判和协商成本(施炳展和李建桐,2020)。再次,数字化背景下物联网等技术的应用使得企业可以对签订契约后的交易标的进行实时跟踪,有助于企业在异常情况下能够及时实施干预,从而降低企业为保障交易活动正常进行所付出的监督成本(Clemons等,1993)。最后,数字技术发展能够带来信息的极大丰富,加速了信息的传播与扩散,使得交易活动变得更加公开和透明,这种情况下,企业一旦违约将导致巨大的声誉损失,不利于后续经营活动的正常开展。出于声誉威胁,数字化背景下交易伙伴的机会主义行为和违约的概率将会降低,进而降低企业为此付出的生产和谈判等相关成本(袁淳等,2021)。搜寻成本、谈判和协商成本以及监督成本等外部交易成本的减少意味着交易的信息不对称和不确定性的降低(Williamson,1985),从而增加市场主体之间的相对信任感,促进合作创新。

第二,数字化转型能够通过增加企业间的研发溢出进而促进企业合作创新。研发溢出效应主要指经济主体在进行技术创新时使其他经济主体享受了创新活动产生的收益却未承担相应的成本(Griliches,1992)。其存在的主要原因是,不同于生产厂房、机器等实物资产,研发创新活动主要创造新知识和新技术等无形资产,这些无形资产一旦产生就具有准公共品的性质,并可通过公开授权和人才流动等方式进行传播与扩散。研发溢出效应的本质是知识信息和技术信息的传递,而信息的传递易受空间距离的影响(Audretsch和Feldman,1996)。大数据、云计算、人工智能和区块链等数字技术应用使得信息传递能够摆脱物理空间的限制,通过构建网络化的信息交流模式,降低信息交流的成本,提高了信息传递效率,从而增加了市场主体间研发创新所带来的新知识和新技术的扩散,扩大了研发溢出效应。这主要体现在,一方面,数字化转型背景下企业研发创新信息更多地暴露在市场环境中,从而使得其他市场主体更容易进行学习和模仿。另一方面,企业也能够通过应用数字技术增强自身的信息搜寻能力、数据分析能力以及学习能力,从而进一步增加企业从其他市场主体所能够获得的外部知识,提升企业对研发溢出的吸收和消化能力。此外,数字技术作为一种技能偏向型的技术进步,对不同技能的人力资本将产生异质性的需求,从而加速了人力资本在不同部门、不同行业和企业间的空间流动和再配置(Acemoglu和Restrepo,2019;肖土盛等,2022b),而人力资本的流动和再配置将进一步增加知识的溢出和扩散。较高的研发溢出效应将使得研发的私人回报低于社会回报,从而使得企业没有足够的激励进行充分的研发投资。而合作创新可以内部化研发溢出效应,缓解个体理性和集体理性之间的矛盾,激励企业增加研发投入(罗炜,2002)。因此,当研发溢出效应较高

时,企业更倾向于开展合作创新活动。基于以上分析,本文提出假设H2。

假设H2:企业数字化转型能够通过降低企业面临的外部交易成本和增加企业间的研发溢出,从而促进企业合作创新。

三、模型构建与变量设定

(一)样本选择与数据来源

本文以2007—2020年A股制造业上市公司作为研究样本,数据来源于国泰安数据库(CSMAR)和中国研究数据服务平台(CNRDS)、万得金融资讯数据库(WIND),并对数据做如下处理:(1)删除ST、*ST和非正常上市的样本;(2)删除金融行业样本;(3)删除变量数据缺失的样本;(4)对连续变量进行上下1%的缩尾处理。

(二)关键变量度量

被解释变量:技术创新模式。本文从技术创新参与主体不同的视角,将企业技术创新模式划分为自主创新模式与合作创新模式(生延超,2007)。自主创新(*Patent_alone*)是企业依靠自主力量完成研究开发,并取得原创性技术成果和自主知识产权的过程,这体现在企业独立申请专利方面。合作创新(*Patent_union*)是指多个市场主体共同参与研究开发的联合创新行为,这体现在企业联合申请专利方面。因此,借鉴Brockman等(2018)、王新成等(2021)和李磊等(2022)的研究,分别以企业独立申请专利数的自然对数(*Patent_alone*)和联合申请专利数的自然对数(*Patent_union*)衡量企业的自主创新能力与合作创新水平。

解释变量:数字化转型(*Digital*)。数字化转型是企业使用大数据、人工智能、云计算和区块链等数字技术改造和提升原有技术体系、生产体系和管理体系等的系统性过程。本文参考吴非等(2021)的做法,基于大数据、人工智能、云计算和区块链等数字技术构建数字化转型指数。首先,利用Python的爬虫功能收集A股上市企业的年报,并通过Java PDFbox库提取每家上市公司年报的所有文本内容,并以此作为文本数据池。其次,根据吴非等(2021)所构建的数字化转型特征词图谱在年报文本所形成的数据池中统计特征词的词频数^①,最终以加总的词频数构建企业数字化转型的指标体系。具体地,本文以企业数字化转型词频数加1的自然对数作为解释变量。

(三)实证模型构建

为研究企业数字化转型对其技术创新模式的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$Model_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \gamma Control' + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Model_{it}$ 表示企业技术创新模式,分别用自主创新(*Patent_alone*)和合作创新(*Patent_union*)表示,核心解释变量 $Digital_{it}$ 为企业*i*在*t*年的数字化程度, $Control'$ 为控制变量集合。基于以往研究企业创新影响因素的文献(肖土盛等,2022a;张国胜和杜鹏飞,2022),本文选取以下控制变量:企业年龄(*Age*)、企业规模(*Size*)、所有权性质(*Soe*)、管理层持股比例(*Manage*)、股权集中度(*Share*)、固定资产比率(*Fix*)、现金比率(*Cas*)、资产负债率(*Lev*)、总资产净收益率(*Roa*)。 $Firm_i$ 表示企业固定效应, $Year_t$ 表示年份固定效应, ε_{it} 为误差项。标准误差聚类到企业层面。主要变量定义和基本统计特征见表1。

四、实证结果分析

(一)基准回归

表2汇报了基准模型的回归结果。其中,列(1)和列(2)分别为企业数字化对自主创新和合

^①限于篇幅,数字化转型相关词汇未全部列出,如有需要可向作者索取。

表1 主要变量的基本统计特征

变量名	定义	样本量	均值	标准差
<i>Patent_alone</i>	$Ln(\text{独立专利申请数}+1)$	18 585	1.9149	1.5799
<i>Patent_union</i>	$Ln(\text{联合专利申请数}+1)$	18 585	0.4958	1.0464
<i>Digital</i>	$Ln(\text{企业数字化转型词频数}+1)$	18 585	1.0979	1.2461
<i>Age</i>	$Ln(\text{样本年份}-\text{成立年份}+1)$	18 585	2.8168	0.3398
<i>Size</i>	$Ln(\text{资产总计})$	18 585	21.8837	1.0449
<i>Soe</i>	国有企业赋值为1,其他为0	18 585	0.2675	0.4427
<i>Manage</i>	管理层持股数/总股数	18 585	16.8342	21.4660
<i>Share</i>	第一大股东持股数/总股数	18 585	0.3386	0.1399
<i>Fix</i>	固定资产/总资产	18 585	0.2237	0.1326
<i>Cas</i>	期末现金及现金等价物余额/总资产	18 585	0.9930	1.6777
<i>Lev</i>	总负债/总资产	18 585	0.3859	0.1945
<i>Roa</i>	净利润/总资产	18 585	0.0419	0.0613

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Patent_alone</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_alone</i>	<i>Patent_union</i>
<i>Digital</i>	0.0082 (0.0149)	0.0391*** (0.0109)	0.0035 (0.0150)	0.0319*** (0.0109)
<i>Age</i>			-0.1356 (0.2392)	-0.0667 (0.1937)
<i>Size</i>			0.1063** (0.0424)	0.1311*** (0.0273)
<i>Soe</i>			0.1145 (0.0840)	0.0416 (0.0505)
<i>Manage</i>			0.0045*** (0.0015)	0.0016* (0.0009)
<i>Share</i>			-0.0832 (0.2468)	-0.0421 (0.1439)
<i>Fix</i>			0.3284** (0.1594)	0.2072* (0.1156)
<i>Cas</i>			-0.0111 (0.0090)	-0.0007 (0.0060)
<i>Lev</i>			0.0222 (0.1220)	-0.0134 (0.0884)
<i>Roa</i>			0.8060*** (0.1994)	0.0754 (0.1345)
<i>Cons</i>	1.9138*** (0.0162)	0.4586*** (0.0119)	-0.2098 (1.1566)	-2.2829*** (0.7788)
<i>Firm</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	18 226	18 226	18 226	18 226
<i>R</i> ²	0.7337	0.6685	0.7352	0.6702

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为聚类到企业层面的标准误,下表同。

作创新影响的估计结果,且控制企业和年份固定效应,结果显示,*Digital*的系数在自主创新为被解释变量时不显著,在合作创新为被解释变量时显著为正。列(3)和列(4)分别为在列(1)和列(2)的基础上加入一系列控制变量,结果显示,*Digital*的估计系数仍在自主创新为被解释变量时不显著,在合作创新为被解释变量时显著为正,但其系数值有所缩小,这可能是部分影响合作创新的因素被吸收所致,从而表明数字化转型促进了企业合作创新,但是并没有显著地激

励企业进行自主创新,由此研究假设H1并不成立。从经济意义上看,以列(4)为例,企业数字化水平每提升1个标准差,将使其合作创新水平提升3.19%。数字化转型并没有激励企业进行自主创新,这表明当前企业可能并没有很好地利用数字技术为自身赋能,并未实现真正的“转型”,因而并没有为自主创新释放动能。根据全国工商联经济服务部等研究机构联合发布的《2022中国民营企业数字化转型调研报告》,在调查的样本中,仅5.19%的企业处于数字化全面优化阶段,而进入数字化成熟应用阶段的企业仅占比1.54%,由此可见,当前企业的数字化转型仅处于初步阶段,可能普遍面临着“不敢转”“不会转”和“不能转”的难题。

(二)稳健性检验

1.工具变量法。数字化转型对企业创新的影响可能具有内生性问题。一方面,数字化水平和创新都为企业层面的变量,很可能受其它不可观察的共同因素的影响,从而导致遗漏变量偏误。另一方面,创新能力较高的企业的人力资本储备和资金储备通常较为丰富,其数字化转型的基础较好,转型的意愿也更高,因此可能会导致企业数字化和创新之间存在双向因果关系。为此,本文选取各城市1984年的邮电数据作为工具变量进行检验。企业所在城市过去使用的通信方式将从技术方式、基础设施和社会偏好等方面影响样本期企业对数字技术的接受和使用程度(袁淳等,2021),从而与样本期企业数字化水平具有较好的相关性,满足工具变量选取的相关性要求。同时,邮电作为过去最主要的通信基础设施主要为民众提供信息通信服务,并不影响样本期企业的技术创新模式,从而也满足工具变量选取时的外生性要求。此外,考虑到邮局数据仅为截面数据,难以直接作为面板数据的工具变量,本文使用1984年各城市每百万人邮局数和每年全国互联网上网人数增长率的交互项作为企业数字化的工具变量。表3列(1)和列(2)报告了工具变量第二阶段的回归结果,*Digital*的估计系数在自主创新为被解释变量时不显著,在合作创新为被解释变量时显著为正^①,且不可识别检验Kleibergen-Paap rk LM统计量在1%的水平上显著为正,弱工具变量检验Cragg-Donald Wald F统计量的值为27.058,即同时拒绝了不可识别的原假设和弱工具变量的原假设,从而表明在使用邮电数据作为工具变量缓解内生性问题后,基准回归结果依然成立。

表3 工具变量、倾向得分匹配和准自然实验检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent_alone</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_alone</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_alone</i>	<i>Patent_union</i>
<i>Digital</i>	-0.8822 (0.5934)	0.9781* (0.5508)				
<i>Treat</i>			0.0236 (0.0233)	0.0365** (0.0171)		
<i>Treat_integ</i>					0.1504 (0.1270)	0.1122* (0.0618)
Cons			-0.2358 (1.2053)	-2.5167*** (0.8058)	-0.9586 (1.2756)	-3.3244*** (0.5140)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>K-P rk LM</i>		7.074***				
<i>C-D Wald F</i>		27.058				
<i>N</i>	12 929	12 929	15 795	15 795	14 108	14 108
<i>R</i> ²	-0.4288	-0.8293	0.7479	0.6825	0.7534	0.6849

①工具变量法第二阶段中*Digital*的估计系数相比基准回归中的*Digital*系数较大,可能原因是“局部平均处理效应”,即工具变量法可能仅捕捉了样本中一部分个体的平均处理效应,而非全部个体的平均处理效应(Jiang, 2017)。

2.倾向得分匹配法。是否进行数字化转型是企业关键的战略选择,而数字化程度高的企业和数字化水平低的企业之间也存在显著的特征差异,很可能是这些特征差异带来了企业技术创新模式的不同,从而可能导致存在样本选择偏差问题,影响基准回归结果的可靠性。对此,本文进一步使用倾向得分匹配(propensity score matching,PSM)的方法缓解上述可能存在的样本选择偏差问题。首先,对企业数字化水平进行分组,并生成*Treat*变量,当企业数字化水平大于样本期间的均值时,*Treat*赋值为1,即为实验组;当企业数字化水平小于等于样本期间均值时,*Treat*赋值为0,即为控制组。然后,选取固定资产比率、现金比率、资产负债率、所有权性质和成立年龄五个变量为匹配变量对企业是否进行数字化转型的分组变量进行logit回归,并通过1:3的近邻匹配法进行控制组的选取与配对。最后,对匹配后的样本按基准模型重新回归。回归结果如表3列(3)和列(4)所示,可以看到,*Treat*的估计系数仅在合作创新为被解释变量时显著为正,说明在使用倾向得分匹配法缓解可能存在的样本选择偏差问题后,本文的研究结论依然成立。

3.准自然实验。本文进一步借助“两化融合试验区”试点政策的准自然实验场景考察数字化转型对企业技术创新模式的影响。“两化融合试验区”试点政策是工业和信息化部从2008年年底开始分两批启动实施的,共涉及30个城市。“两化融合”是信息化和工业化的深度融合,强调以信息化支撑带动工业化发展,以工业化发展促进信息化推进,最终实现技术、产品、业务和产业的融合,推动企业高质量发展。2013年,工业和信息化部联合各部门和机构共同制定《工业企业信息化和工业化融合评估规范》,其中多次强调数字化建设。由此可见,“两化融合”试点政策与企业数字化转型具有相同的目标和内涵。具体地,首先构建“两化融合”政策的虚拟变量*Treat_integ*,对于入选试点城市的当年及以后,*Treat_integ*赋值为1,否则为0。然后,使用近邻匹配为“两化融合”试点样本匹配合适的非试点样本。最后,使用双重差分法进行重新回归。表3列(5)和列(6)的回归结果显示,*Treat_integ*的估计系数在合作创新为被解释变量时显著为正,在自主创新为被解释变量时不显著,与基准回归的估计结果一致。

4.其他稳健性检验^①。首先,由于样本中相当一部分企业的专利申请数为0,为了进一步缓解可能存在的样本选择偏差问题,本文使用泊松回归对基准模型进行重新估计。其次,企业数字化转型是一种渐进式行为,具有时间上的连续性,从而可能导致企业数字化转型对实体变革的影响存在滞后性。因此,本文以滞后一期的数字化水平作为解释变量进行重新估计。最后,由于样本期间存在部分上市公司变更主业或注册地的情形,因此,本文在控制企业和年份固定效应的基础上,进一步控制行业和省份固定效应。同时,为了避免发生在不同年份行业层面上的冲击可能对估计结果造成的干扰,参考Moser和Voena(2012)的方法,在基准模型基础上进一步控制行业和年份的联合固定效应,并重新回归。上述回归结果均显示,企业数字化的估计系数均仅在合作创新为被解释变量时显著为正,从而进一步验证了基准回归结果的稳健性。

五、影响机制检验

前文实证结果表明,数字化转型显著促进了企业合作创新,并且该结论具有较好的稳健性。结合理论分析,接下来,本文从外部交易成本和研发溢出两个渠道对企业数字化转型影响合作创新的机制进行检验。

(一)外部交易成本机制检验

本文将分别从企业层面、行业层面以及地区层面对外部交易成本机制进行检验。首先,从企业层面对外部交易成本机制进行检验。可以预期,如果企业数字化能够通过降低外部交易成

^①限于篇幅,其他稳健性检验的估计结果未全部列出,如有需要可向作者索取。

本进而促进企业合作创新,那么,企业数字化转型对合作创新的促进效应将在外部交易成本较高的企业中更加显著。本文使用资产专用性来刻画企业的外部交易成本,资产专用性越强,说明旧资产的转换成本越高,从而更容易被交易对手“敲竹杠”,因此面临着较高的外部交易成本(Williamson, 1985)。参考袁淳等(2021)的研究,本文采用广告费用占营业收入的比重衡量企业的资产专用性,该比重越高,说明企业在销售环节面临的交易成本越高。首先,根据该比重对样本进行划分,并构造分组虚拟变量 $Adver$,当广告费占营业收入的比重大于样本期间均值时, $Adver$ 赋值为1,否则为0。其次,将 $Adver$ 与交互项 $Advert \times Digital$ 加入基准模型进行回归,回归结果如表4列(1)所示, $Advert \times Digital$ 的估计系数显著为正,表明企业资产专用性越强,即外部交易成本越高,企业数字化转型对企业合作创新的促进效应就越明显,与预期一致。

表4 影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>
<i>Digital</i>	0.0060 (0.0157)	-0.0020 (0.0169)	0.0001 (0.0187)	0.0140 (0.0106)
<i>Adver</i>	-0.0469 (0.0332)			
<i>Adver</i> × <i>Digital</i>	0.0453** (0.0200)			
<i>Density</i>		0.1072 (0.1193)		
<i>Density</i> × <i>Digital</i>		0.0461** (0.0211)		
<i>Environ</i>			-0.1222* (0.0737)	
<i>Environ</i> × <i>Digital</i>			0.0470** (0.0226)	
<i>Spillover</i>				-0.0275 (0.0511)
<i>Spillover</i> × <i>Digital</i>				0.0336*** (0.0130)
<i>Cons</i>	-3.4271*** (1.2135)	-2.3795*** (0.7876)	-2.1119*** (0.7634)	-2.3165*** (0.4337)
<i>Control</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Firm</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	8 390	18 226	18 033	18 224
<i>R</i> ²	0.6978	0.6705	0.6731	0.6703

其次,从行业层面对外部交易成本机制进行检验。本文使用行业契约密集度来反映行业面临的外部交易成本。行业契约密集度是指行业对履约效率的敏感程度,其数值越大,表示行业越容易受不完全契约的影响,从而说明契约更加缺乏制式化,由此企业所付出的协商成本和谈判成本将更高(Aguirre, 2017)。因此,行业契约密集度越高,行业所面临的外部交易成本也越高。可以预期,如果企业数字化能够通过降低外部交易成本促进企业合作创新,那么,企业数字化转型对合作创新的促进效应将在行业契约密集度较高的样本中更加明显。参考李坤望和王永进(2010)的做法计算行业契约密集度,并构造行业契约密集度的分组虚拟变量 $Density$ 。具体地,若行业的契约密度高于样本均值, $Density$ 取值为1,否则为0。进一步地,将 $Density$ 和

交互项 $Density \times Digital$ 加入基准模型中进行检验。表4列(2)结果显示, $Density \times Digital$ 的估计系数显著为正, 表明行业契约密集度越高, 数字化对合作创新的促进效应越明显, 与预期一致。

最后, 从地区层面对外部交易成本机制进行检验。一方面, 营商环境的优化能够消除寻租企业赖以生存的政治关联, 降低政府对市场的干预程度, 从而减少新进入企业和在位企业的非生产性支出(夏后学等, 2019)。另一方面, 在营商环境较差的地区, 通常意味着企业面临的契约环境也较差, 违约发生的风险相对较高, 这会增加企业为签订契约而付出的成本。因此, 营商环境较差的地区, 通常面临着较高的外部交易成本。可以预期, 如果企业数字化能够通过降低外部交易成本进而促进企业合作创新, 那么, 企业数字化转型对合作创新的促进效应将在营商环境较差的地区中更加显著。参考杨仁发和魏琴琴(2021)的做法测算地区营商环境指数, 并构造营商环境的分组虚拟变量 $Environ$ 。具体而言, 若企业所处地区的营商环境指数低于样本均值, $Environ$ 取值为1, 否则为0。进一步地, 将 $Environ$ 和交互项 $Environ \times Digital$ 加入基准模型中进行检验。表4列(3)的回归结果显示, $Environ \times Digital$ 的估计系数显著为正, 表明营商环境越差, 数字化对合作创新的促进效应越明显, 与预期一致。

(二) 研发溢出效应机制检验

如果数字化转型对合作创新的促进效应确实能够通过增加企业间的研发溢出效应来实现, 那么, 可以推测在研发溢出较小的行业, 数字化转型对合作创新的促进效应更加显著。借鉴 Raut(1995)与吴超鹏和唐菡(2016)的方法, 通过构建以下模型来估计各行业研发溢出程度, 形式如下:

$$\ln Sale_{it} = \alpha + \beta_1 \ln RD_{it} + \beta_2 \ln RD_{kt} + \beta_3 \ln Staff_{it} + \beta_4 \ln FixAss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\ln Sale_{it}$ 表示企业 i 在第 t 年的营业收入的自然对数; $\ln RD_{it}$ 表示企业 i 在第 t 年的研发支出的自然对数; $\ln RD_{kt}$ 表示行业 k 中所有除公司 i 以外的企业, 在第 t 年研发支出总额的自然对数; $\ln Staff_{it}$ 表示企业 i 第 t 年的员工总人数的自然对数; $\ln FixAss_{it}$ 表示企业 i 第 t 年的固定资产的自然对数。其中, $\ln RD_{kt}$ 的估计系数 β_2 表示企业 i 所在行业 k 中的其他企业的研发投入对企业 i 的营业收入的贡献度。本文按照三位数制造业行业代码估计出行业的研发溢出程度, 即 $\ln RD_{kt}$ 的回归系数 β_2 , 然后构造行业研发溢出程度的哑变量 ($Spillover$)。具体地, 若行业研发溢出程度小于样本期间所有行业研发溢出程度的均值, $Spillover$ 赋值为1, 否则为零。然后, 将 $Spillover$ 与交互项 $Spillover \times Digital$ 加入基准模型进行回归, 回归结果如表4列(4)所示, $Spillover \times Digital$ 的估计系数显著为正, 表明行业研发溢出程度越低, 数字化转型对企业合作创新的促进效应就越明显, 从而验证了数字化转型通过增加研发溢出效应进而促进企业合作创新这一结论。综合外部交易成本机制的检验, 假设H2得到验证。

六、进一步分析

上述机制检验结果表明企业数字化转型能够通过降低外部交易成本、增加研发溢出效应两个渠道促进企业合作创新, 因此, 影响外部交易成本和研发溢出的因素可能会对数字化转型与合作创新的关系产生异质性的影响。本文进一步从不确定性感知、生命周期和知识产权保护视角进行异质性分析。同时, 对数字化转型进行分解, 以探究不同技术结构的差异化影响。

(一) 异质性分析

1. 不确定性异质性。现实中, 契约通常是不完全不充分的, 外部不确定性的上升, 将导致交易双方都有动机采取机会主义行为, 如讨价还价和违约等, 这将增加企业的外部交易成本

(Lafontaine和Slade, 2007)。可以预期,外部不确定性较高时,企业通常面临着较高的交易成本,从而导致数字化转型对这部分企业合作创新的促进效应更加明显。本文使用聂辉华等(2020)的政策不确定性感知指数衡量企业面临的外部不确定性。具体地,根据企业的经济政策不确定性指数是否大于样本期间的均值将样本划分为高不确定性组和低不确定性组。分组回归结果如表5列(1)和列(2)所示, *Digital*的系数仅在不确定感知较高的组中显著为正,表明当企业所处的外部不确定性较高时,数字化转型对企业合作创新的促进效应更加明显,与预期一致。

表5 不确定性、生命周期和知识产权保护异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	高不确定性	低不确定性	成长期	成熟期	衰退期	高知识产权保护	低知识产权保护
<i>Digital</i>	0.0547** (0.0232)	0.0245 (0.0156)	0.0271* (0.0156)	0.0231 (0.0188)	0.0345 (0.0241)	0.0319** (0.0132)	0.0230 (0.0155)
<i>Cons</i>	-1.3183 (1.4940)	-3.0911*** (1.1553)	-1.7275 (1.1281)	-2.1353 (1.4596)	-2.4059* (1.3909)	-2.6375*** (0.9154)	-2.0710** (0.9493)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 621	7 781	8 243	5 823	2 410	8 727	8 723
<i>R</i> ²	0.7484	0.7161	0.6955	0.7353	0.7707	0.7003	0.7166

2.生命周期异质性。生命周期理论指出,在不同的发展阶段,企业的规模、声誉、投融资策略和创新能力等明显不同(Adizes, 1988)。一方面,成长期企业在市场中立足未稳,尚未建立良好的企业声誉,企业为了寻求合作可能需要付出更多的搜寻成本、谈判成本、宣传成本等一系列非生产性支出,因而面临着较高的外部交易成本。另一方面,由于成长期企业缺乏对消费者偏好和市场发展前景的认识以及研发创新人才的积累。因此,成长期企业更可能通过数字技术应用加强与其他市场主体之间的协同合作,联合开展研发创新活动。由此,本文预期企业数字化转型对合作创新的促进效应在成长期企业样本中更加显著。借鉴刘诗源等(2020)的研究,根据现金流量法对企业生命周期进行划分。具体地,将样本划分为成长期企业、成熟期企业和衰退期企业。表5列(3)—(5)分组回归结果显示, *Digital*的估计系数仅在成长期样本中显著为正,表明数字化转型对合作创新的促进效应主要体现在成长期的样本中。

3.知识产权保护异质性。知识产权保护缺位时,创新经常被竞争对手模仿,且模仿创新也能商业化,从而降低了创新的私有回报,弱化了创新投入的激励效应(Ang等, 2014)。相反,知识产权保护的加强能够减少企业创新成果被模仿和复制的风险,降低企业的研发溢出程度,从而增加企业通过知识产权授权而获取的垄断收益。因此,在知识产权保护水平较高的地区,企业的研发溢出程度更低,从而使得数字化转型对合作创新的促进效应更加明显。根据国务院知识产权发展研究中心发布的《全国知识产权发展状况》披露的知识产权保护指数是否大于样本期间均值,将样本划分为高知识产权保护组和低知识产权保护组。分组回归结果如表5列(6)和列(7)所示, *Digital*的系数仅在知识产权保护水平较高的组显著为正,表明当企业所在地区知识产权保护水平较高时,数字化转型对企业合作创新的促进效应更加明显,与预期一致。

4.技术结构异质性

数字化转型是企业通过信息、通信、计算以及连接等技术触发实体变革的过程,是不同结构特征技术综合应用的过程。为进一步精细化数字化转型对企业合作创新的影响,本文将数字化转型分解为底层技术层面和实践应用层面,旨在探究不同层面的技术应用对合作创新的差异化效应。其中,底层技术层面包括人工智能、区块链、云计算、大数据,实践应用层面为数字技

术在市场场景中的应用。回归结果如表6所列(1)—(5)所示,可以看出,底层技术层面的人工智能、云计算、大数据技术均有助于促进企业合作创新,而区块链技术和实践层面的数字技术运用对合作创新并没有显著的影响。可能的原因在于,底层技术层面的人工智能、云计算、大数据是构建网络化信息传递模式的基础性技术,这些技术的应用极大地便利了企业间的沟通、交流和学习,从而更有利于促进企业合作创新。

表6 技术结构异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>	<i>Patent_union</i>
<i>AI</i>	0.0527** (0.0225)				
<i>Blockchain</i>		0.0457 (0.0579)			
<i>Cloud</i>			0.0422** (0.0178)		
<i>Bigdata</i>				0.0379** (0.0181)	
<i>Application</i>					0.0151 (0.0129)
<i>Cons</i>	-2.2798*** (0.7773)	-2.3699*** (0.7769)	-2.2725*** (0.7767)	-2.3121*** (0.7768)	-2.3476*** (0.7781)
<i>Control</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Firm</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	18 226	18 226	18 226	18 226	18 226
<i>R²</i>	0.6702	0.6699	0.6702	0.6701	0.6699

(二)经济后果检验

前文实证结果表明,数字化转型主要通过降低企业面临的外部交易成本和增加企业间的研发溢出,进而促进企业合作创新。那么,企业合作创新的增加能否促进企业高质量发展呢?一方面,合作创新能够有效整合创新资源,并在合作成员内部实现优势互补和资源共享,从而降低创新的成本和风险,提高创新效率,有利于企业实现高质量发展。另一方面,合作创新涉及多主体之间的协调,可能会带来更高的沟通成本、更多的机会主义行为和知识产权归属纠纷,从而可能并不会提高创新效率、促进企业的高质量发展。因此,本文进一步检验“数字化转型—合作创新—企业高质量发展”三者之间的逻辑关系。目前,随着中国经济由高速增长向高质量发展的转变,原先的由要素和投资驱动的经济增长方式也随之向由全要素生产率驱动的发展方式转变。全要素生产率的提升是实现经济高质量发展的核心源泉,现有关于企业高质量发展的实证研究大多围绕全要素生产率展开(刘志彪和凌永辉,2020)。因此,本文也选用全要素生产率作为企业高质量发展的衡量指标。具体地,本文采用逐步回归法对数字化可否通过促进企业合作创新来提升企业全要素生产率进行中介效应检验:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \gamma Control' + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Patent_union_{it} = \beta_0 + \beta_2 Digital_{it} + \gamma Control' + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_3 Patent_union_{it} + \beta_4 Digital_{it} + \gamma Control' + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, TFP 为使用LP法计算企业的全要素生产率(Levinsohn和Petrin,2003)。式(4)与前文式(1)保持一致,式(5)为在式(3)的基础上加入 $Patent_union$ 。本文重点关注系数 β_3 和 β_4 ,以判

断中介效应是否存在。

表7报告了中介效应的检验结果。其中,列(1)回归结果显示,*Digital*的系数在1%的水平上显著为正,表明企业数字化转型显著地促进了企业全要素生产率的提升。列(2)回归结果显示数字化转型显著促进了企业合作创新。列(3)回归结果显示,*Patent_union*在5%的水平上显著为正,*Digital*的系数在1%的水平上显著为正,但是数值相对列(1)略微下降,表明合作创新在数字化提升全要素生产率的过程中发挥了部分中介效应。此外,中介效应Sobel

检验显示,对应的Z统计量为6.169,在1%的水平上显著,中介效应占比为10.2%。以上结果表明,数字化转型对企业合作创新的激励作用能够进一步促进企业高质量发展。

七、研究结论与政策启示

随着数字经济与实体经济的深度融合,数字技术赋能实体经济技术创新既是提升企业竞争优势的关键手段,也是推动经济高质量发展的重要驱动力。本文以2007—2020年A股制造业上市公司为研究样本,实证考察了企业数字化转型对企业技术创新模式的影响,主要得到以下研究结论:(1)企业数字化转型促进了企业合作创新,但是并没有显著地激励企业进行自主创新,并且该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。(2)降低企业面临的交易成本和增加企业间的研发溢出是数字化转型促进企业合作创新的两个重要渠道。(3)企业数字化转型对合作创新的促进效应在不确定性感知较高的企业、成长期企业和知识产权保护水平较高的地区中更加明显;对企业数字化转型的分解发现,底层技术层面的人工智能、云计算和大数据技术均对合作创新具有显著的促进效应,而区块链技术和实践层面的数字化运用对合作创新并没有显著的影响。(4)企业数字化转型对合作创新的激励作用提升了企业全要素生产率。本文的研究结论不仅为数字技术与实体经济的融合效果提供了微观证据,也进一步揭示了数字技术冲击对企业技术创新模式产生的影响,研究结论对于当前实施扩大内需战略和畅通国内大循环具有重要的现实意义。

基于上述研究结论,本文提出以下政策启示:第一,本文发现数字技术促进了企业间的合作创新,这表明数字技术在时间和空间上压缩了企业间的距离,较大地便利了企业间的沟通与合作。但是,数字化转型并没有显著激励企业进行自主创新,这表明当前企业可能并没有很好地利用数字技术实现自身的变革与“转型”,从而没有为自主创新释放动能。目前,自主创新仍是企业技术创新的主要模式,自主创新能力的提升是企业长期可持续发展的核心竞争力。特别是对于制造业企业而言,利用数字技术提升自主创新能力对于实体经济的高质量发展具有重要意义。因此,企业应紧跟数字化变革的时代趋势,可成立数字化委员会,加强数字化战略思维,从顶层设计和推动数字化转型,尤其加大对人工智能、云计算和大数据等核心数字技术的投资,并注重数字技术对生产体系、管理体系和技术体系的变革,以优化原有生产要素配置,从而为自主创新释放动能。第二,企业应以数字化推进为基础深化合作创新,并积极参与搭建数字化协同创新平台,深化产学研合作,以技术和资源共享强化协同发展,从而为企业高质量发展赋能。此外,合作创新的深化可能会引发更多的知识产权纠纷,企业在联合研发、联合申请专

表7 进一步分析

	(1)	(2)	(3)
	<i>TFP</i>	<i>Patent_union</i>	<i>TFP</i>
<i>Digital</i>	0.0141*** (0.0050)	0.0255** (0.0112)	0.0138*** (0.0050)
<i>Patent_union</i>			0.0096** (0.0046)
<i>Cons</i>	-3.1339*** (0.4029)	-2.6001*** (0.7962)	-3.1088*** (0.4040)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15 706	15 706	15 706
<i>R</i> ²	0.9501	0.6743	0.9501

利等过程中应当重视知识产权的归属问题,以降低后续可能出现的知识产权纠纷。同时,政府应进一步加大知识产权执法力度,引导企业加强知识产权管理,从而为企业合作创新活动的顺利开展提供有力的制度保障。第三,数字化转型是一个持续性投入的系统过程,其转型程度不仅取决于企业自身的数字技术投入,也依赖于外部的数字基础设施。因此,政府应进一步加强人工智能平台、云计算平台、宽带基础网络等数字化基础设施建设,以缓解企业数字化转型的负担。同时,政府应加强对企业数字化转型的支持和指导,助力搭建数字化转型服务平台,“因企制宜”地推动企业数字化转型,帮助企业解决“不会转”“不能转”和“不敢转”的后顾之忧。

主要参考文献

- [1]李磊,刘常青,韩民春. 信息化建设能够提升企业创新能力吗?——来自“两化融合试验区”的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(3): 1079-1100.
- [2]刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020, 55(6): 105-121.
- [3]聂辉华,阮睿,沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020, 43(6): 77-98.
- [4]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(6): 135-152.
- [5]施炳展,李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界, 2020, 36(4): 130-148.
- [6]史丹,孙光林. 大数据发展对制造业企业全要素生产率的影响机理研究[J]. 财贸经济, 2022, 43(9): 85-100.
- [7]王新成,李垣,马凤连,等. 环境动态性与创新战略选择——企业创业导向和技术能力的调节作用[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(4): 111-120,182.
- [8]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.
- [9]肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022b, 38(12): 220-235.
- [10]肖土盛,吴雨珊,亓文韬. 数字化的翅膀能否助力企业高质量发展——来自企业创新的经验证据[J]. 经济管理, 2022a, 44(5): 41-62.
- [11]袁淳,肖土盛,耿春晓,等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021, (9): 137-155.
- [12]张国胜,杜鹏飞. 数字化转型对我国企业技术创新的影响: 增量还是提质?[J]. 经济管理, 2022, 44(6): 82-96.
- [13]Acemoglu D, Restrepo P. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [14]Acemoglu D, Restrepo P. Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33(2): 3-30.
- [15]Aguirre A. Contracting institutions and economic growth[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2017, 24: 192-217.
- [16]Akcigit U, Kerr W R. Growth through heterogeneous innovations[J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126(4): 1374-1443.
- [17]Balsmeier B, Woerter M. Is this time different? How digitalization influences job creation and destruction[J]. *Research Policy*, 2019, 48(8): 103765.
- [18]Brockman P, Khurana I K, Zhong R I. Societal trust and open innovation[J]. *Research Policy*, 2018, 47(10): 2048-2065.
- [19]Kong D M, Lin C, Wei L, et al. Information accessibility and corporate innovation[J]. *Management Science*, 2022, 68(11): 7837-7860.
- [20]Lyu L, Wu W P, Hu H P, et al. An evolving regional innovation network: Collaboration among industry, university, and research institution in China's first technology hub[J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2019, 44(3): 659-680.
- [21]Nambisan S, Lyytinen K, Majchrzak A, et al. Digital innovation management: Reinventing innovation management research in a digital world[J]. *MIS Quarterly*, 2017, 41(1): 223-238.
- [22]Sears J B. Post-acquisition integrative versus independent innovation: A story of dueling success factors[J]. *Research Policy*, 2018, 47(9): 1688-1699.
- [23]Vial G. Understanding digital transformation: A review and a research agenda[J]. *The Journal of Strategic Information Systems*, 2019, 28(2): 118-144.

Impact of Enterprise Digital Transformation on Technology Innovation Model

Zheng Zhiqiang¹, He Jiali²

(1. *School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;*

2. *School of Economics and Management, Anhui Agricultural University, Hefei 230036, China*)

Summary: This paper employs the text analysis method to characterize enterprises' digitalization level. Using A-share listed manufacturing companies from 2007 to 2020 as the research sample, it explores the heterogeneous impact of enterprise digital transformation on independent innovation and cooperative innovation. The main research conclusions are as follows: First, digital transformation promotes enterprise cooperative innovation, but does not significantly encourage independent innovation. Second, digital transformation primarily promotes enterprise cooperative innovation by lowering external transaction costs and increasing R&D spillover between enterprises. Third, the driving force of digital transformation for cooperative innovation is particularly evident in enterprises with a high level of uncertainty, enterprises in the growth stage, and regions with a high level of intellectual property protection; meanwhile, the decomposition of enterprise digital transformation reveals that AI, cloud computing, and big data technologies have a promoting effect on cooperative innovation, while block chain technology and the practical application of digital technology do not significantly affect cooperative innovation. Fourth, the driving force of digital transformation for cooperative innovation enhances enterprise total factor productivity. The marginal contributions of this paper are reflected in the following aspects: First, in contrast with prior literature that investigates the impact of digital technology on enterprise innovation, this paper divides technology innovation into independent innovation and cooperative innovation. It examines the specific connotation and source of enterprise innovation under the digital background, thereby enriching the relevant research on the impact of digital technology on enterprise innovation. Second, previous studies on cooperative innovation are mainly theoretical analyses and case studies, lacking rigorous empirical testing, while this paper investigates the influencing factors of cooperative innovation from a digital perspective, thereby enriching the empirical research in the field of cooperative innovation. Third, this paper further clarifies the logical relationship between “digital transformation–cooperative innovation–enterprise total factor productivity”, and verifies the high-quality development effect of cooperative innovation. Fourth, this paper finds that digital technology promotes cooperative innovation, but does not have a significant incentive effect on independent innovation, indicating that current enterprises may not be effectively utilizing digital technology to achieve their own “transformation”.

Key words: digital transformation; technology innovation model; independent innovation; cooperative innovation

(责任编辑:王雅丽)