

【企业创新】

数字化转型是否降低企业研发操纵?

董松柯 刘希章 李娜

【摘要】如何将数字化赋能于企业研发创新行为中,实现“数字化+创新”的转型升级,是数字经济下推动经济高质量转型的关键。本文以企业“创新投入高而TFP较低”的现象为切入点,以企业对研发投入的操纵行为为落脚点,实证考察数字化转型对企业研发操纵的影响、传导机制与经济后果。研究发现,数字化转型有助于降低企业进行研发操纵的概率,并且经过一系列稳健性检验后,该结果仍然成立。在不同的数字化转型方式与企业科技禀赋下,上述结论具有异质性。机制分析表明,企业的数字化转型可以通过提高供应链合作的开放程度、降低交易成本与缓解降低信息不对称等方式,降低企业研发操纵的概率。对于经济后果,企业数字化转型既能直接影响创新绩效与生产效率,同时也能通过降低研发操纵的策略性行为而间接改善由此所产生的创新绩效和生产效率下降问题。本文不仅为经济体系所存在的“创新投入较高而TFP较低”的现象提供了可能的解释与解决路径,还为改善企业操纵研发投入的制度迎合行为以及促进产业政策有效实施,提供了新的视角与微观依据。以数字化转型降低企业研发操纵行为,优化企业创新布局与生产绩效,对于实现数字化驱动下的高质量经济发展模式具有重要意义。

【关键词】企业数字化转型;研发操纵;供应链合作;交易成本;信息不对称

【作者简介】董松柯(通讯作者),博士研究生,西安交通大学经济与金融学院,2466967572@qq.com;刘希章,副教授,西北大学经济管理学院,liuxixi@nwu.edu.cn;李娜,博士研究生,西安交通大学经济与金融学院,25784927@qq.com。

【原文出处】《数量经济技术经济研究》(京),2023.4.28~51

【基金项目】本文获得国家社会科学基金重点项目(18AJY004)、陕西省软科学重点项目(2020KRZ007)的资助。

一、引言

随着互联网和信息技术的兴起与变革,中国数字经济呈现了快速增长的发展态势,日益成为推动经济高质量发展的重要力量。特别地,《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》指出“要加强数字化发展,建设数字中国”以及“加强建设数字经济、数字社会、数字政府,以数字化转型整体驱动生产方式、生活方式、治理方式的变革”,为全面建设社会主义现代化国家赋予持续动力。同时,党的二十大指出“要完善科技创新体系,强调创新在中国式现代化建设布局中的核心地位”。因此,积极将数字经济融入到科技创新中,构建“数字化+创新”的经济发展模式,既提供了促进数字经济与实体经济深度融合的切

点,也是实现经济动能转化与塑造经济新的增长空间的关键所在。

推动企业数字化转型是实现数字经济发展的主要方式和落脚点(戚聿东和肖旭,2020),已有研究发现企业数字化转型在提高创新绩效中具有积极作用(王金杰等,2018;蔡跃洲和马文君,2021;李雪松等,2022),为数字化赋能于经济高质量发展提供了经验证据。而相较于创新生产链终端的产出,研发投入作为创新生产活动中的基本范畴,也是决定企业创新绩效的关键因素,特别地,已有研究论证了企业创新投入的提高不一定会带来创新绩效的增加(程玲等,2019;杨国超和张李娜,2021),而企业在创新生产链前端的投入策略性操纵行为可能是产生该现象

的重要原因。

研发操纵行为是企业应对产业政策下的策略性选择。政府为保证企业技术创新活力和外部环境,往往会出台相应的产业政策加以扶持。特别地,《高新技术企业认定管理工作指引》(以下简称《指引》)可以依据企业研发投入比例,有指向性地鼓励和扶持企业开展科技创新。然而,企业却可能通过操纵自身研发投入以达到认定标准,不仅制约了产业政策实施的有效性(杨国超等,2017),还可能妨碍创新成果的转化(许玲玲,2017;程玲等,2019;杨国超和张李娜,2021),不利于生产效率的提升(王昱等,2022)。换言之,企业的研发投入操纵行为不仅可能造成创新效率低下,还可能是导致经济“创新投入较高,而TFP水平较低”现象的重要原因。其中,图1展示了不同销售收入区间下,企业研发投入比例的分布情况。可见,无论是销售收入处于5万元至2亿元之间的企业,或者2亿元以上的企业,在《指引》所规定门槛值的左右邻域内,研发投入比例均呈现出明显地

跳跃,初步揭示了研发操纵行为的存在性。同时,图2中所呈现的销售收入分布的连续性也佐证了企业在研发投入决策中存在策略性选择,即企业在决策研发投入时存在人为操纵现象。特别地,企业的研发操纵行为还在逐步加剧。图3显示2008年仅有2.12%的样本存在研发操纵,截止到2020年,该比例已提升至7.66%。因此,构建数字化转型与创新的关联,既要强调数字化对创新绩效的赋能作用,还需要考察数字化对创新投入,尤其是投入过程中的策略性行为的影响,不仅为进一步打开企业创新生产过程的“黑箱”提供了思路和经验证据,同时为规范企业策略性的政策迎合行为以及推动企业绩效,实现由创新数量向创新质量的跳跃赋予了持续动能。

事实上,企业的数字化转型既可以依托“智能化、数字化”的技术理念,提高企业管理效率,完善内部信息披露机制,以降低信息不对称问题;又可以通过构建外部互联互通网络,拓展供应链合作网络,提高供应链合作的开放程度,强化企业之间的监督力

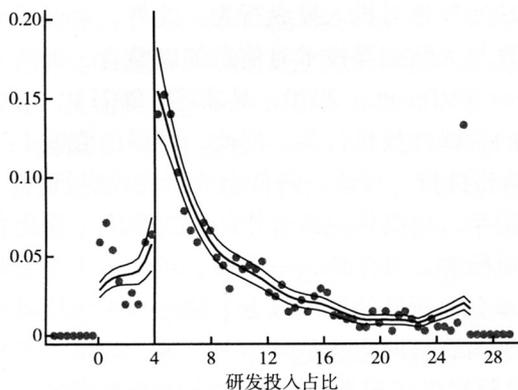


图1-a 营业收入为5千万至2亿的研发投入分布

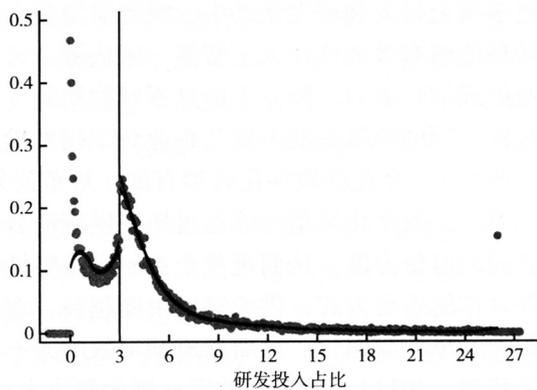


图1-b 营业收入为2亿以上的研发投入分布

图1 研发投入比例的分布图

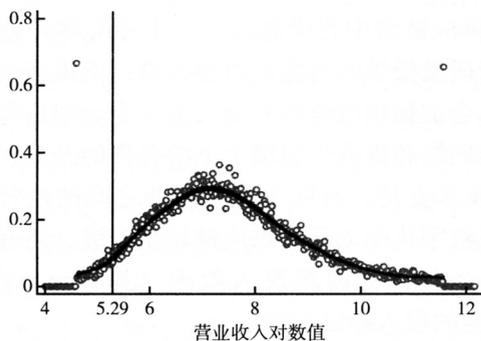


图2 营业收入的分布图

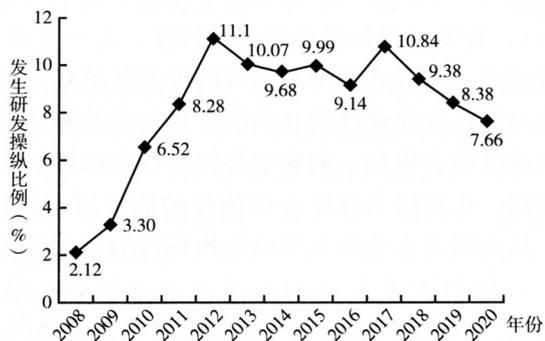


图3 发生研发操纵的样本比例情况

度,从而规范企业研发策略性投机行为;同时,数字化还有助于突破空间距离障碍,降低企业交易成本,为企业自主创新提供资金支持,从企业内部自发性地降低由于创新投资资金压力而产生的策略投机行为。据此,构建企业数字化转型与研发操纵行为之间的关联机制,借助数字化转型的积极影响,有效遏制企业的策略性研发行为,不仅有助于促进产业政策传导的有效性,同时,有效的产业政策可以为企业数字化转型提供便宜的环境,进一步促进企业进行数字化改革,构成两者正向反馈的良性循环,最终实现企业效率提升,并为构建“数字化+创新+产业”的高质量发展模式提供了微观视角与路径。

与之较为相近的既有文献主要分为两支:一是探讨数字化与创新绩效的关系;二是探讨企业策略化行为与创新绩效的关系。就前者而言,一方面,分别基于宏微观的视角,探讨数字化对创新绩效的影响。既强调了宏观数字经济对企业或区域创新乃至宏观高质量发展的赋能作用(韩先锋等,2019;蔡跃洲和马文君,2021;唐要家等,2022;魏丽莉和侯宇琦,2022),其中,董香书等(2022)还进一步发现了上述在不同的行业地区存在不均衡特征,与张杰等(2023)发现的互联网基础设施建设与中国区域发展格局不均衡相类似;又强调了微观企业数字化转型对企业创新的积极影响,具体地,分别基于供应链上下游(杨金玉等,2022)与合作创新网络(王金杰等,2018;李雪松等,2022)等外部视角以及提高企业治理能力(何枫和刘贯春,2022)等内部视角挖掘企业数字化转型对创新的积极作用,为后续构建数字化与研发操纵之间的作用机制提供了指引。另一方面,基于企业数字化细分类型,分别探讨了知识管理(Manesh等,2021)、互联网(Parida和Örtqvist,2015;韩先锋等,2019)、大数据(Tan等,2015;Ghasemaghaei和Calic,2020)、人工智能(董直庆等,2023)、区块链(龚强等,2021)、ICT(Parida和Örtqvist,2015;左晖和艾丹祥,2021)、数字化媒体(何枫和刘贯春,2022)与数字化政务(曲永义和王可,2022)等不同数字化形式对企业创新的积极影响,为后续分别基于技术领域与实用领域探讨数字化转型对企业研发操纵行为提供了参考。

就后者而言,首先,Chen等(2021)验证了企业研发操纵行为的存在性,即为了获取税收优惠等政策便利,企业会将其他费用人为纳入到研发支出以重新调整研发支出范围,并且在误报程度进行量化后,发现存在调整的研发支出占已披露研发支出的24%。还强调了对研发操纵的修正在提高企业生产率中的积极作用,为后续研究企业研发操纵行为的经济后果奠定了坚实的基础;其次,许玲玲(2017)与雷根强和郭玥(2018)探讨了企业研发操纵与创新绩效的关系,研究发现研发操纵的存在不利于提高创新绩效;最后,张国胜和杜鹏飞(2022)发现在政策套利的策略性行为影响下,企业数字化转型对创新数量具有积极影响,但并未推动创新质量的提升。该结果在强调关注企业的政策套利这一策略行为的重要性的同时,将企业策略性选择、数字化转型与创新绩效纳入同一分析框架下,为后续探究企业研发操纵行为以及数字化转型对研发操纵行为的影响提供了经验证据。然而,已有研究鲜少观测到数字化转型对企业操纵行为的调整作用,尤其是与创新相关性较强的研发操纵行为,构建两者之间的关联机制,为进一步以数字化赋能于企业创新升级提供了微观证据。

综上,既有文献就数字化转型与创新绩效的关联以及研发操纵与创新绩效的关联进行了探讨,然而鲜少就企业数字化转型对研发操纵行为影响加以分析,对于两者的作用机制以及经济后果也缺乏系统性研究;其次,鲜少文献以企业研发操纵为视角,探讨企业创新投入较高而绩效低的现象背后所存在的逻辑。已有文献发现研发投入的提高不一定促进企业创新,本文进一步强调了企业策略性研发投入行为的重要性,发现在排除企业研发操纵行为后,研发投入对创新绩效的影响由抑制转为促进;再次,基于数字化转型的角度,为改善企业研发操纵行为进而提高企业绩效提供了新的思路和动力引擎,为数字化赋能高质量增长提供了微观证据。已有文献发现研发操纵的存在可能不利于企业创新或者生产效率的提高,然而鲜少结合数字化转型的视角,对规范企业研发操纵行为加以分析;最后,鲜少文献基于企业的研发操纵行为的视角对产业政策的失效问题加

以分析,虽然杨国超等(2017)对此加以探讨,然而并未强调企业数字化转型的积极作用。基于此,构建以数字化转型为抓手,以改善研发操纵行为为手段的“数字化+创新”联动体系,促进产业政策有效落地,为形成数字化升级与产业政策优化的良性循环提供了经验支撑。

二、理论分析与假设提出

在数字经济快速发展的当下,对于“数字化转型”的描述层出不穷。根据企业数字化转型白皮书(2021版)的定义,企业数字化转型是指以数据要素为核心,利用人工智能、区块链、云计算以及大数据等技术,与企业传统模式相融合,实现企业的生产、运营与管理等环节数字化、信息化,驱动企业实现高效管理与资源优化,不断赋能于企业的转型升级;对于研发操纵,是指依据产业政策制定的研发等标准,企业策略性调整自身研发投入以迎合政策门槛的投机行为(杨国超等,2017;Chen等,2021)。企业研发操纵行为可能会导致研发资源的错配,阻碍企业创新效率的提升(程玲等,2019)。而产生研发操纵行为的主要原因在于企业内部、政府与企业之间的信息不对称、企业内部研发资金短缺以及监管行为的缺失(杨瑞龙和侯方宇,2019;杨国超和张李娜,2021;董香书等,2022)。

事实上,数字化转型所带来的信息溢出效应以及基于数字化架构的企业间的互联互通网络,模糊了企业之间传统固有的边界,提高了信息流通处理能力,降低了合作搜寻成本,为寻找更多的合作伙伴提供可能,从而提高供应链合作的开放程度(王巍和姜智鑫,2023)。而供应链上下游开放程度的提高与集中度的下降,也加强了企业之间的相互监督机制,从而改善企业研发操纵行为。同时,数字化转型弱化了企业之间的边界,较为突出的特点是压缩了空间物理距离(李万利等,2022),降低了企业交易成本(董香书等,2022),便于企业将更多资金投入研发活动中,缓解研发资金短缺所导致对投入操纵行为。此外,企业数字化转型能够有效地依托人工智能、区块链、云计算与大数据等技术对信息加以整合,提高了企业处理信息能力,降低了信息不对称问题(Jones和Tonetti,2020;吴非等,2021)。信息不对称

问题的缓解有助于规范企业对于研发投入的策略性投机行为。据此,可提出假说1:

假说1:企业的数字化转型有助于规范研发策略性投入现象,降低企业研发操纵行为。

第一,数字化转型可以通过拓展供应链合作网络,提高供应链合作的开放程度,强化企业之间的监督力度,从而规范企业研发策略性投机行为。具体地,一方面,供应链作为企业对外合作的重要方式,供应链集中度越高,意味着企业所处的供应链上下游的合作伙伴以及业务较为单一或固化,从而形成锁定效应,不利于拓展新的合作伙伴(Hui等,2012;王巍和姜智鑫,2023)。而企业数字化则为解决上述问题提供了思路。企业数字化的互联性、弱边界性以及传输效率高等特征(李雪松等,2022),打破了原有供应、生产等环节的固有边界,提高了信息流通处理能力,降低了合作搜寻成本,为寻找更多的合作伙伴提供可能,进而为实现更加开放的供应链网络提供了技术与信息支撑(杨金玉等,2022;王巍和姜智鑫,2023),有助于降低供应链集中程度。另一方面,供应链集中程度越高,对于原有客户依赖程度越高,两者之间形成共谋的可能性越高,进行研发操纵的可能性将会越高;而供应链分布越分散,合作伙伴间在风险管理动机的驱动下,会加强供应链的监督力度,企业间进行共谋的难度将会提高。而数字化转型在为拓展供应链网络和提高供应链上下游合作的开放程度的同时,也可以为降低合作伙伴的监督成本提供技术支持,有助于强化企业之间的监督力度,从而规范企业研发策略性投机行为。此外,以数字化驱动下的供应链转型升级,还有助于推动创新要素资源的加速流动与整合,提高企业自身创新投入效率(Brockman等,2018),从而缓解企业由于自身创新动力不足所产生的投入操纵行为。

第二,企业数字化转型有助于降低交易成本,为企业研发提供更多的资金,以减少由于研发资本不足所产生的研发操纵行为。一方面,数字化的特点在于打破了传统的空间距离障碍,拉近了企业与外部市场环境的距离,降低企业的各项交易成本(袁淳等,2021)。同时,拓展了企业交易边界范围,有利于稀释单位交易成本(Brynjolfsson和Hitt,2000)。此外,

企业数字化技术弱化了知识、信息等因素的流动障碍,降低了企业的交易成本(黄群慧等,2019)。另一方面,交易成本的下降有助于增加企业现存现金流,为企业开展研发活动提供资金储备(董香书等,2022;方明月等,2022),以弥补由创新资金不足所产生的研发操纵投机行为。

第三,企业数字化转型可以改善信息不对称问题,规范研发过程中的策略性投入行为,降低发生研发操纵的概率。具体地,一方面,研发操纵中出现信息不对称的情形包含以下几个方面:就企业内部,研发信息的申报较为繁琐和复杂,相较于股东,企业经营管理者可能更容易掌握与研发过程相关的内部消息,造成了两者之间的信息不对称程度的提高,促使经营者有更大空间去谋求自身利益(杨国超和张李娜等,2021);就企业与政府之间,政府在识别申报企业的资质过程中,由于研发信息的专业性和可操纵性较大,提高了政府识别成本和监督成本,导致了企业申报者和政府之间的信息不对称(张杰和郑文平,2018)。同时,产业政策的不完全契约特征也是导致政府与企业之间存在信息不对称的重要原因(杨瑞龙和侯方宇,2019)。而企业的数字化转型可以依托大数据、云计算等新型技术获取企业生产、经营与管理的数字化信息,提高企业管理的数字化和运营效率,以降低企业内部的信息不对称(Ghosh等,2014;吴非等,2021);同时,也打破了不同组织间的边界,通过与政府机构构建共享信息平台,降低政府识别成本,从而缓解企业与政府间的信息不对称。另一方面,信息透明度的提高,可能通过提高企业违规成本,降低违规收益等方式,规范企业策略性投资行为,从而降低企业进行研发操纵的概率(李文贵和邵毅平,2022)。综上,可提出假说2:

假说2:企业的数字化转型对研发操纵的抑制作用通过加强企业供应链开放程度、降低交易成本与缓解信息不对称等方式得以实现。

此外,数字化转型对企业研发操纵行为的抑制效应,会进一步影响企业的创新绩效和生产效率。就创新绩效,一方面,数字化转型可以凭借高技术、高渗透、高融合的固有属性,打破企业固有发展边界,实现数字化与创新相融合的新型经营模式(罗贞

礼,2020),也可以依托金融科技的兴起,以降低企业融资门槛与缓解融资约束的方式,促进企业创新绩效的提高(李春涛等,2020)。另一方面,数字化还可通过规范企业研发的策略性投入,降低由于研发操纵行为所产生的高研发投入与低创新产出并存的效率低下问题(程玲等,2019;杨国超和张李娜,2021)。换言之,数字化转型既可以通过优化企业自身行为直接作用于创新绩效,还可以规范企业研发投入的策略性投机行为(杨瑞龙和侯方宇,2019),从而间接提高创新绩效。

就企业生产效率,一方面,企业数字化转型既可以通过优化企业生产管理流程,降低交易成本与管理费用,提升企业运营效率(Ghosh等,2014),又可以通过赋能于传统生产要素,调整要素配置结构比例,直接作用于企业生产效率(左晖和艾丹祥,2021)。另一方面,虽然企业的研发操纵行为可能会对生产效率产生不利的影响(程玲等,2019),但企业数字化转型可以通过提高供应链开放度、降低交易成本以及缓解信息不对称等方式规范企业的研发策略性投入行为,间接推动企业生产率的提升。据此,可提出理论假说3:

假说3:就经济后果而言,企业的数字化转型既可以直接提高企业创新绩效与生产效率,也可通过改善企业研发操纵行为而间接提高企业创新绩效与生产效率。

三、实证设计

(一)样本选取

本文以2008~2020年沪深非金融类上市公司为初始研究对象,后续对样本进行筛选:(1)剔除营业收入低于5千万元的样本^①;(2)剔除变量缺失的样本;(3)对连续变量进行1%的winsor缩尾。其中,数据来源于CSMAR数据库、Wind数据库与企业年报。

(二)实证设定与说明

为考察企业数字化转型对研发操纵行为的影响,本文设定基准模型如下:

$$\text{pro}(\text{rdm}_{ijt}=1|X)=\alpha_0+\alpha_1\text{digi}_{ijt}+\beta\text{control}_{ijt}+\gamma_1+\gamma_2+\gamma_3+\varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,rdm为企业i是否存在研发操纵;digi为企业数字化转型;control为控制变量; γ_1 、 γ_2 、 γ_3 分别为企业、行业和时间效应; ε 为误差项。

1. 研发操纵

借鉴 Bhojraj 等(2009)、杨国超等(2017)和程玲等(2019)的做法,当企业的研发投入比例处于高于《指引》规定门槛值的 0.5% 或者 1% 内时,则认为企业存在研发操纵,反之亦然。具体地,对于销售收入处于 5 千万至 2 亿元之间的企业,《指引》规定的研发投入门槛值为 4%,因此,当企业研发投入比例为 4% ~ 4.5% 时,则认为企业存在研发操纵,并将 rdm 定义为 1,反之为 0;对于销售收入高于 2 亿元的企业,对应的门槛值为 3%,当企业研发投入比例为 3% ~ 3.5% 时,将 rdm 定义为 1,反之为 0。同时,以高于门槛值 1% 作为稳健指标。

2. 企业数字化转型

借鉴吴非等(2021),提取企业年报中反映数字化转型特征的关键词,并将其出现的次数加总,表征企业的数字化程度。同时,进行对数化处理。其中,反映企业数字化转型的特征词主要囊括了技术领域和应用领域。具体地,技术领域包括“人工智能技术”“大数据技术”“云计算技术”和“区块链技术”;实用领域为“数字技术运用”^②。

3. 控制变量

参考杨国超和张李娜(2021),选取控制变量如下:现金流量(cash,经营活动产生的现金流净额/利润总额)、托宾 q 值(q,企业市值/总资产)、资本收益率(roe,净利润/总资产)、资产负债率(lev,负债/资产)、资本

密集度(density,资产/营业收入)、国有股占比(ownhold,前十大股东中国有股占比)、是否持有银行股份(bank,持有银行股份为 1,反之为 0)、管理层年龄(gage,管理层年龄平均值的对数化)与独立董事占比(inde,独立董事占管理层的比例)。各变量的描述性统计特征如表 1 所示。

四、实证分析

(一) 基准结果

表 2 给出了企业数字化转型影响研发操纵的 probit 估计结果。其中,表 2 的前三列为以研发投入比例高于临界值 0.5% 测度研发操纵区间的估计结果,后三列为以企业研发投入比例超过临界值 1% 测度企业研发操纵区间的估计结果。列(1)与列(4)仅控制了时间、个体和行业效应,列(2)与列(5)引入了微观企业影响因素,列(3)与列(6)为同时控制企业变量、个体、行业与时间效应。观察结果,企业数字化转型 digi 的估计系数在 1% 的水平下均显著为负,表明数字化转型升级与企业研发操纵概率之间存在显著的负向关系,即企业数字化转型对研发操纵行为具有显著的抑制效应,与理论假说 1 相一致。

进一步地,企业操纵研发投入的行为,更多地出自于对融资约束或者政策扶持等动机,而资本密集度水平越高、托宾 q 值越大或持有银行股份的企业,面临的资金约束较小,发生研发操纵的概率可能较低(李文贵和邵毅平,2022);资产负债率较高的企业,

表 1 描述性统计

变量		符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
研发操纵	研发投入超过临界值 0.5%	rdm	34481	0.086	0.280	0.000	1.000
	研发投入超过临界值 1%	rdm1	34481	0.160	0.366	0.000	1.000
企业数字化程度		difi	34481	0.920	1.306	0.000	6.174
企业数字化(技术层面)		dig1	34481	0.587	1.044	0.000	6.146
企业数字化(应用层面)		dig2	34481	0.779	1.074	0.000	6.047
现金流量		cash	28684	-1.653	9.595	61.007	26.415
托宾 q 值		q	33344	3.119	2.233	0.905	13.318
资本收益率		roe	30040	0.041	0.070	-0.274	0.242
资产负债率		lev	34479	0.420	0.215	0.043	0.977
资本密集度		density	34430	11.500	12.478	1.268	86.495
国有股东持股比例		ownhold	32884	17.457	23.479	0.000	100.000
是否持有银行股份		bank	33946	0.089	0.285	0.000	1.000
管理层平均年龄		gage	33946	3.886	0.068	3.540	4.141
独立董事比例		inde	33856	37.410	5.300	33.330	57.140

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发投入比例处于临界值0.5% : rdm			研发投入比例处于临界值1% : rdm1		
dig1	-0.089*** (0.016)	-0.138*** (0.018)	-0.080*** (0.019)	-0.090*** (0.014)	-0.115*** (0.016)	-0.073*** (0.017)
density		-0.019*** (0.003)	-0.018*** (0.003)		-0.020*** (0.003)	-0.018*** (0.003)
cash		0.001 (0.002)	0.002 (0.002)		0.001 (0.002)	0.003* (0.002)
q		-0.057*** (0.012)	-0.051*** (0.012)		-0.061*** (0.011)	-0.0160*** (0.011)
roa		0.271 (0.367)	0.211 (0.370)		0.528* (0.321)	0.551* (0.322)
lev		-0.386*** (0.122)	-0.465*** (0.125)		-0.692*** (0.115)	-0.671*** (0.116)
ownhold		-0.008*** (0.001)	-0.002* (0.001)		-0.010*** (0.001)	-0.003** (0.001)
bank		-0.140** (0.071)	-0.098 (0.072)		-0.161** (0.065)	-0.121* (0.066)
gage		-0.685* (0.358)	-0.709** (0.352)		-0.086 (0.336)	-0.168 (0.328)
inde		-0.002 (0.004)	-0.004 (0.004)		-0.001 (0.004)	-0.002 (0.003)
常数项	-3.136*** (0.338)	0.606 (1.391)	0.017 (1.432)	-2.859*** (0.307)	-1.507 (1.305)	-1.835 (1.325)
企业/时间	是	是	是	是	是	是
行业	是	否	是	是	否	是
样本量	31974	23493	21787	32323	23493	22701
Chi-squared	661.411	359.736	575.573	1079.399	598.622	967.275

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为标准误。下同。

可能面临较大的财务风险,进行研发操纵的难度较大;高管年龄越大,对于企业创新战略决策可能较为保守,发生研发操纵的概率较低;国有股东持股越高,独立董事比例越高,企业面临的监管约束越大,越利于规范研发操纵行为(杨国超等,2017);而现金流和资本收益率的增加,可能促使企业将资金流转移到研发投入中,从而影响企业研发操纵的概率。该结果为企业通过改善财务状况与优化内部管理能力等方式降低企业研发操纵可能性提供了多样化的路径。

(二)异质性分析

1. 基于企业数字化类型的差异

考虑到功能性质等不同特征,企业数字化转型

可被分解为技术领域与应用领域(吴非等,2021)。本文分别考察在不同的数字化转型特征下,企业发生研发操纵概率的差异性。具体估计结果可见表3。表3的列(1)揭示了企业在技术领域的数字化转型对研发操纵的影响,列(2)则为企业在应用领域的数字化转型对研发操纵的影响。观察可见,企业进行技术领域(dig1)与应用领域(dig2)的数字化开发均会显著降低研发操纵的可能性。特别地,对比系数的绝对值,企业在技术领域内的数字化水平对研发操纵的影响要略低于应用领域,该结果表明企业进行应用领域上的数字化转型升级,更能有助于降低研发操纵行为。可能的解释是技术领域层面的数字化转型

表3 区分企业数字化类型的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	技术领域	应用领域	滞后期技术领域
dig1	-0.072*** (0.025)		
dig2		-0.080*** (0.022)	
l.dig1			-0.080*** (0.026)
控制变量	是	是	是
企业/行业/时间	是	是	是
样本量	21787	21787	20805
Chi-squared	566.017	571.996	519.967

型往往前期需要较高的基础积累,甚至需要相应的新型基础设施与之配备,而对于应用层面的数字化转型主要适应于日常实践过程中,其对应的数字化成果更容易被观测,且调整速度可能更为迅速,从而有助于规范企业研发行为。进一步,为验证上述观点,列(3)进一步考察了滞后一期的技术领域层面的数字化转型对企业研发操纵的影响。对比后两列核心变量的系数绝对值可见,两者之间并未存在较大差异,可佐证出相较于应用领域,来自于技术领域层面的数字化转型的经济效应可能存在滞后性。

2. 基于企业科技禀赋差异性

依据企业行业属性是否为高科技行业^③,构建高科技行业属性与企业数字化转型的交互项,考察企业的科技含量差别在数字化转型对研发操纵影响中的作用。具体实证模型如下^④:

$$\text{pro}(\text{rdm}_{ijt}=1|\text{tec}, X) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{digi}_{ijt} + \alpha_2 \text{digi}_{ijt} \times \text{tec} + \beta \text{control}_{ijt} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中,tec为虚拟变量,当企业属于高科技行业时,定义为1,反之为0,其余变量定义同式(1)。需要注意的是,由于式(2)为非线性模型,与线性模型中的交互项的边际效应不同,非线性模型中交互项的边际效应计算较为复杂,具体过程如下:首先,基于研发操纵的Probit模型,可将式(2)重新定义为:

$$E(\text{rdm}_{ijt}|\text{tec}, X) = \Phi(\cdot) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{digi}_{ijt} + \alpha_2 \text{digi}_{ijt} \times \text{tec} + \beta \text{control}_{ijt} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3) \quad (3)$$

其次,由于交互项为企业数字化程度(连续变量)与高科技(虚拟变量),借鉴Zhou和Li(2021),得到对

应的交互效应为:

$$\frac{\Delta \frac{\partial \Phi(\cdot)}{\partial \text{digi}}}{\Delta \text{tec}} = (\alpha_1 + \alpha_2) \phi[(\alpha_1 + \alpha_2) \text{digi} + \beta \text{control}_{ijt} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3] - \alpha_1 \phi(\alpha_1 \text{digi} + \beta \text{control}_{ijt} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3) \quad (4)$$

基于式(4)得到交互效应如图4所示。其中,图4-a中分别展示了基于线性模型方法和式(4)的非线性模型方法下得到的交互效应与企业发生研发操纵的预期概率之间的关系,图4-b为交互项对应的z统计量与企业发生研发操纵的预期概率之间的关系。观察图4-a,不论采用何种计算方法,高科技与企业数字化的交互项系数均为负值,并且结合图4-b的统计量可见,交互项的系数值通过了统计显著性检验。结果表明,相较于非高科技行业,企业的数字化转型对研发操纵行为的抑制作用在高科技行业表现更甚,其原因在于高科技行业作为技术创新活动较为频繁的行业,其发生研发操纵的可能性要高于非高科技行业。同时,高科技行业的技术密集性为企业进行数字化转型提供的创新基础要远远高于非高科技行业,致使数字化在高科技行业技术创新过程中渗透程度更高,契合更为密切,从而呈现出数字化转型对研发操纵行为抑制作用更甚的结果。

五、稳健性分析

(一) 内生性分析

前述回归揭示了企业数字化转型对研发操纵行为的抑制作用,然而模型中仍可能存在内生性问题,一是反向因果问题,即未发生研发操纵或者研发操纵水平较低的企业的经济效益较好,而经济效益好

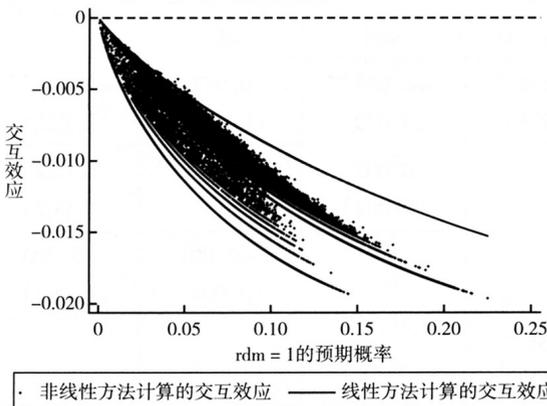


图4-a 交互效应与预期概率的关系

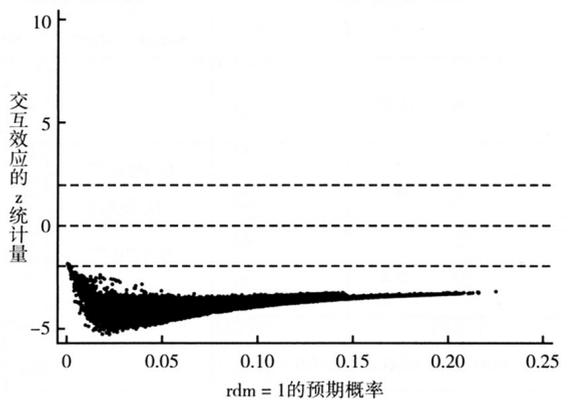


图4-b 交互项z统计量与预期概率的关系

图4 高科技属性与企业数字化交互项对研发操纵的影响

的企业可能更倾向于进行数字化转型;二是遗漏了同时影响企业数字化转型与研发操纵的共同因素。对于前者,尝试选用外生的工具变量的估计方法加以控制;对于后者,基准回归中引入的固定效应已尽可能地控制不可观测的因素遗漏所产生的内生性偏误,在后续分析中进一步引入宏观政策冲击加以控制。

1.IV估计

对于基准模型中可能存在的反向因果问题,本文采用工具变量法加以控制。一方面,借鉴 Goldsmith-Pinkham 等(2020)、方明月等(2022)与杜明威等(2022)构建 Bartik 工具变量法的思路,以研究个体初始份额(企业所隶属地区的数字化转型程度)与总体增长率(数字化转型的增长率)的乘积作为企业数字化转型的工具变量(以 iv1 表示),基于份额移动法下的工具变量,既能保证与内生变量的相关性,同时又与残差项无关;另一方面,借鉴 Lewbel(1997)与杜思正等(2016)与杨金玉等(2022)基于异方差的工具变量构建方法,以企业数字化转型与按行业和省份分类的数字化转型均值差额的三次方作为企业数字化转型的工具变量(以 iv2 表示)。

基于工具变量的两阶段估计结果可见表4。其中,列(1)为工具变量第一阶段的估计结果,观察可见,工具变量系数均在1%的水平下显著为正,验证

了工具变量与企业数字化的相关性;列(2)为第二阶段的估计结果,在经过内生性调整后,企业数字化转型的估计系数仍然显著为负,表明在控制回归中所存在的双向因果问题后,数字化转型对企业研发操纵仍具有稳健的抑制效应。

进一步,对于工具变量的相关性检验,由第一阶段工具变量与内生变量的估计结果可见,所选取的工具变量满足相关性检验。就工具变量外生性的检验,借鉴方颖和赵扬(2011)与孙琳等(2021)的做法,在基准回归基础上进一步引入工具变量,若工具变量除了通过内生变量外还会借由其他途径影响研发操纵,那么工具变量的系数将显著不为0,反之若工具变量系数未通过统计显著检验,则排除了工具变量借由其他渠道对研发操纵的影响,工具变量的外生性得证。具体地,对于工具变量外生性的检验结果可如表4的列(3)~(5)所示。可见,所选取的工具变量的估计系数均未通过统计检验,从侧面论证了工具变量的外生性。此外,列(2)最后两行关于两步估计方程中残差的相关性,均通过了统计性检验,进一步反映了工具变量选取的合理性。

2.控制其他宏观政策冲击

前述分析通过引入固定效应以尽可能控制由于遗漏不可观测因素的影响,进一步,考虑到存在其他宏观区域政策冲击可能同时影响企业数字化和研发

表4 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工具变量估计结果		工具变量外生性检验		
	step1:digi	step2:rdm	rdm	rdm	rdm
digi		-0.138*** (0.031)	-0.082*** (0.020)	-0.077*** (0.025)	-0.080*** (0.025)
iv1	0.024*** (0.000)		0.002 (0.002)		0.002 (0.002)
iv2	0.079*** (0.001)			-0.001 (0.004)	-0.000 (0.004)
corr(e. digi, e. rdm)		0.055** (0.024)			
corr(digi[id], rdm[id])		-0.118*** (0.041)			
控制变量	否	是	是	是	是
企业/时间	是	是	是	是	是
行业	否	否 ^⑤	是	是	是
样本量	23082	23082	21404	21787	21404
Chi-squared		335.615	564.035	575.515	564.007

操纵,通过引入省份与时间效应的交互项加以控制,具体估计结果可见表5。表5的列(1)为仅引入时间效应的估计结果,列(2)为进一步引入省份效应的估计结果,列(3)为引入时间与省份交互的估计结果,列(4)为继续引入公司固定效应的估计结果,结果可见,在控制可能的宏观政策冲击下,企业数字化转型的系数依然显著为负,表明基准回归的稳健性。

(二)验证研发操纵行为的存在性

《指引》规定的研发投入的阈值,既可能是市场上企业的平均研发水平,也可能是企业在面对阈值下所做出的最优投资,而非是由于企业内部存在研发操纵现象(杨国超等,2017)。基于此,(1)确定《指引》中的阈值,并非企业正常(最优或平均)研发水平。首先假定阈值为企业的最优(或平均)研发水平,若假定成立,阈值下所对应的生产率水平^⑥应为最优(对应于最优研发投入),或者在阈值处研发投入对生产率的影响应符合连续性特征(对应于平均研发投入);反之,当在阈值处,上述影响

存在非连续性,并且生产率水平并未达到最优状态时,则可反证企业在该临界值处的研发投入为非正常水平。

(2)借助断点回归的思路,证明非正常的研发水平是由于企业研发操纵行为。借鉴 Lee 和 Lemieux (2010),断点回归的核心是通过变量在阈值附近分布的随机性特征,构建准自然实验,以考察该变量的经济后果。据此,若研发投入在阈值附近不符合随机化特征,即可判定企业研发投入存在操纵行为。

具体地,以营业收入为2亿元以上的样本为例,假设《指引》规定的研发投入比例的阈值3%为企业最优(或平均)研发投入水平,对上述逻辑加以检验。

1. 验证阈值并非企业的正常研发水平

图5给出在临界值3%的左右邻域内,研发投入与生产率之间的线性拟合以及二次型拟合曲线,该曲线揭示了阈值左右邻域内研发投入与生产率的关系。其中,就最优研发投入假设,无论是何种拟合方式,在研发投入比例为3%的水平上,企业的生产

表5 控制其他冲击

	(1)	(2)	(3)	(4)
digi	-0.131***(0.011)	-0.134***(0.011)	-0.136***(0.011)	-0.140***(0.019)
控制变量	是	是	是	是
时间	是	是	是	是
地区	否	是	是	是
地区与时间	否	否	是	是
企业	否	否	否	是
样本量	23493	23410	21226	21226
pseudo R ² 值	0.054	0.064	0.060	
Chi-squared	750.229	884.376	802.471	457.214

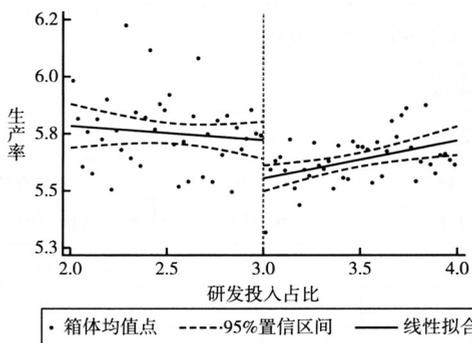


图5-a 断点附近的线性拟合图

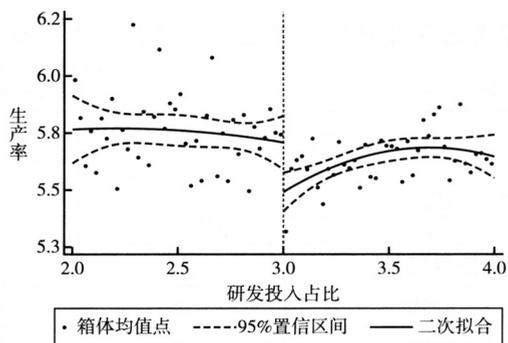


图5-b 断点附近的二次项拟合图

图5 断点附近的回归拟合图

率水平均未达到最优;就平均研发投入假设,在线性拟合下,研发投入对企业生产率的影响在临界值的左右邻域内具有显著的差异,在临界值左侧,两者呈现出正向线性关系,而在临界值右侧,则表现为负向关系,而二次型拟合曲线与之相类似,均在门槛值3%呈现出非连续特征。因此,可初步认定研发投入比例3%并非企业正常(最优或平均)研发水平。

2. 排除其他因素对上述非连续影响的干扰

上述分析表明门槛值3%并非企业的正常研发水平,进一步检验非正常的研发水平由企业研发操纵行为所导致的。首先,需要排除由于协变量所产生的生产率不连续的可能性(Lee 和 Lemieux, 2010),以保证研发投入对生产率影响的纯粹性。其具体操作方法是,以上述协变量代替生产率作为被解释变量,以研发投入比例作为解释变量进行断点回归。若结果并未发现协变量在断点处存在跳跃,则表明生产率在断点处的不连续特征并非是由协变量所引致的,从而排除其他因素的干扰。

据此,表6报告了各协变量在断点附近连续性的检验结果。可见,基于不同估计方法(Conventional、Bias-corrected 与 Robust),各个协变量所对应的处理变量(研发投入)的估计系数均不显著,表明协变量在断点是平滑的,并不存在跳跃,表明研发投入比例对生产率的影响所产生的断点效应则是来自于研发投入比例。

表6 协变量连续性检验结果

	(1) digi	(2) density	(3) cash	(4) roa	(5) lev	(6) bank	(7) gage	(8) inde
Conventional	-0.081(-0.871)	-0.236(-0.283)	-0.670(-0.890)	-0.005(-0.862)	0.016(1.066)	0.019(1.103)	0.007(1.184)	0.373(0.929)
Bias-corrected	-0.077(-0.828)	-0.036(-0.043)	-0.866(-1.150)	-0.005(-0.940)	0.019(1.328)	0.020(1.152)	0.008(1.382)	0.449(1.117)
Robust	-0.077(-0.700)	-0.036(-0.037)	-0.866(-0.976)	-0.005(-0.788)	0.019(1.139)	0.020(0.976)	0.008(1.191)	0.449(0.954)

注:括号内为z值;Conventional、Bias-corrected 与 Robust 分别为不同的断点估计方法。

表7 临界值附近样本量差异性检验

带宽/2	(1)	(2)	(3)
	断点左邻域样本	断点右邻域样本	P值
0.001	4	16	0.012
0.004	21	36	0.063
0.007	33	49	0.097
0.010	43	65	0.043
0.012	53	89	0.003

3. 验证门槛值处研发投入的操纵特征

如上所述,若研发投入不存在操纵现象时,其在门槛值(断点)附近是呈现随机分布特征,或者是在断点左右邻域内的样本量应满足统计意义上的无差异。反之,可证明研发投入在门槛值附近存在操纵现象。据此,表7给出了用以判断临界值附近样本数量是否满足统计意义上的无差异的估计结果。可见,无论设置何种带宽,伴随概率的值均小于0.1,即在10%的显著水平下,均拒绝了“断点左右邻域附近样本量一致”的原假设,表明临界值两边的样本量均存在显著差异。因此,初步证明研发投入比例在断点存在操纵行为,而非随机分布。

4. 验证断点跳跃是否唯一

进一步,结合经验逻辑,若该断点是企业研发操纵的结果,那么其门槛值应是理性企业在满足政策标准下,以最低成本所选取的最优操纵区间,即该断点应该具有唯一性。若该逻辑成立,那么证明断点存在且仅存在于门槛值时,排除断点存在于其他区间的可能性,即可锚定以门槛值为断点是由于研发投入存在操纵行为。具体验证方式为,以研发投入比例3%为界,分别在左右区间随机生成了几处“虚拟断点”,判断“虚拟断点”的存在对企业生产率的影响,若影响不显著,则证明在“虚拟断点”处,并不存在研发操纵的特征,即3%作为研发操纵的门槛值具有唯一性。

表8分别报告了实际断点位置3%以及在此左右两侧的25%、50%、75%分位数的“虚拟断点”的估计结果。可见,无论是在邻域左侧的不同分位点,还是邻域右侧的不同分位点,处理变量的估计系数均不显著,表明此处并不存在跳跃现象;同时,在实际断点3%下,以不同估计方法(Conventional、Bias-corrected与Robust)得到的系数均显著为负,该结果既验证了图5结果的合理性和可信度,再次证明在研发投入占比为3%时,其对生产率的影响存在不连续的特征,同时还揭示了该研发操纵现象对企业生产率的不利影响。综上,研发投入对生产率的不连续效应在且仅在断点3%处显著。

依据上述逻辑,企业确实存在研发操纵现象,并且上述定义的研发操纵区间并非是企业对应的正常(最优或平均)研发水平。

(三)其他稳健性检验

1. 替换被解释变量测度

《指引》中不仅给出了研发投入比例的临界值,同时界定了研发人员在公司人员中的分配比例。借鉴杨国超等(2017),以规定的研发人员占比10%为临界值,分别将超过其1%或2%的区域定义为企业研

发操纵区间。具体地,当企业研发投入人员比例处于10%~11%时,则定义为1,反之,则定义为0,并以rdmw表示。同时,作为稳健性指标,也将研发人员结构处于10%~12%区域的样本,定义为1,反之定义为0,并以rdmw1表示。具体估计结果可见表9的前两列。观察可见,替换研发操纵区间的测度方式后,企业数字化的估计系数仍在1%的水平下显著为负,表明企业数字化不仅对企业研发资本投入的操纵行为具有显著的抑制作用,同时也有助于降低企业对研发人员投入的操纵概率。

2. 更换估计方法

由于研发操纵为二元离散变量,基准回归中以probit模型加以估计,表9中间两列为采用logit模型的估计结果。研究发现,替换估计方法后,无论在何种研发操纵设定下,企业数字化转型的系数仍然显著为负,表明企业数字化转型对研发操纵概率具有稳健的抑制作用。

3. 调整估计样本

借鉴方明月等(2022)的做法,对估计样本进行调整。具体包括剔除了未发生数字化转型的样本与财务数据存在异常的样本。表9的后两列给出了调整

表8 不同断点下的估计结果

断点位置	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	临界值3%的左边区域			临界值3%	临界值3%的右边区域		
	25分位数	中位数	75分位数	3%	25分位数	中位数	75分位数
Conventional	0.012(0.064)	-0.175(-1.388)	0.037(0.317)	-0.168***(-3.493)	0.058(0.749)	0.075(1.325)	0.102(1.306)
Bias-corrected	0.007(0.039)	-0.194(-1.537)	0.023(0.199)	-0.178***(-3.699)	0.075(0.964)	0.090(1.593)	0.101(1.301)
Robust	0.007(0.032)	-0.194(-1.286)	0.023(0.164)	-0.178***(-3.196)	0.075(0.810)	0.0910(1.367)	0.101(1.094)

注:括号内为z值;Conventional、Bias-corrected与Robust分别为不同的断点估计方法;***表示1%的显著水平。

表9 稳健性检验

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换变量测度		替换估计方法		调整估计样本	
	rdmw	rdmw1	rdm	rdm1	rdm 剔除未发生数字化转型的样本	rdm 剔除财务异常的样本
digi	-0.125***(0.029)	-0.097***(0.025)	-0.149***(0.037)	-0.127***(0.031)	-0.066***(0.033)	-0.080***(0.020)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业/行业/时间	是	是	是	是	是	是
样本量	17317	19055	21787	22701	9671	20785
Chi-squared	277.247	508.996	556.558	929.000	233.303	553.975

样本后的估计结果。观察可见,无论是剔除了未发生数字化转型的样本或者财务异常的样本企业,企业数字化转型的估计系数仍然显著为负,佐证了数字化转型在抑制企业研发操纵行为中的稳健性。

综上,在控制内生性问题、替换变量测度、更换估计方法与调整估计样本后,企业的数字化转型对研发操纵的影响仍稳健为负。

六、机制识别与经济后果

(一)机制分析

前述分析从整体上刻画了企业数字化转型对研发操纵行为的抑制作用,进一步,着重剖析数字化转型降低企业研发操纵概率的作用机制。基于上述理论分析,本文分别从提高供应链开放程度、降低交易成本与降低信息不对称三个方面加以验证,具体地,借鉴方杰等(2017)的思路,以式(1)为基础,构建实证模型如下:

$$M = \alpha_{10} + \alpha_{11} \text{digi}_{ij} + \beta \text{control}_{ij} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$\text{pro}(\text{rdm}_{ij} = 1 | M, X) = \alpha_{20} + \alpha_{21} \text{digi}_{ij} + \beta \text{control}_{ij} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

其中, M 为机制变量,分别包括供应链开放(以 supp 表示)、交易成本(以 tc 表示)与信息不对称程度(以 kv 表示),其余同式(1)。具体地,对于供应链开放程度,以供应链集中度——前五大供应商购货额占比与前五大客户销售额占比均值加以测度(方红星等, 2017);对于交易成本,以管理费用率加以测度(黄群慧等, 2019);对于信息不对称,借鉴林长泉等(2016),以投资者对上市公司股票交易量的敏感程度加以测度。当企业信息披露越充分,投资者对股票交易量的敏感程度越弱,换言之,股票收益率对交易量的影响系数较

小,即 k 值越小,投资者对股票交易信息敏感性越弱,表明企业信息披露越充分,信息不对称程度越低。

就“供应链开放效应”的检验结果可如表 10 前两列所示。列(1)为企业数字化转型对供应链集中度的影响,企业数字化的估计系数显著为负,表明数字化水平提高,有助于降低供应链集中度,提高供应链开放程度;列(2)揭示了数字化转型借助“供应链开放效应”对企业研发操纵产生影响的作用逻辑。其中,供应链集中度的系数显著为正,企业数字化转型系数显著为负,一方面表明供应链集中度越高,企业研发操纵概率越高,另一方面表明数字化转型有助于通过降低供应链集中度从而降低企业研发操纵行为,即“供应链开放效应”。

就“成本效应”的估计结果可如表 10 中间两列所示。与之相类似,列(3)揭示了企业数字化转型与交易成本之间的关系。其中,数字化转型系数在 1% 的水平下显著为负,表明企业数字化转型的提高有助于降低企业交易成本;同样地,列(4)则阐释了企业数字化转型借助“交易成本”对研发操纵的影响。交易成本与企业数字化转型的系数均在 1% 水平下显著为负,表明企业数字化转型有助于通过降低企业交易成本,进而改善企业的研发操纵行为,即“成本效应”是数字化转型降低研发操纵的影响渠道。

最后两列展示了“信息效应”的估计结果。第(5)列中数字化程度系数显著为负,表明企业数字化水平与信息不对称 kv 之间具有负向关系,即企业数字化转型程度越高, kv 值越小,其对应的信息不对称程度越低;进一步,列(6)结果显示,信息不对称 kv 的估计系数显著为正,即企业信息不对称程度越低,企业

表 10 传导机制结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	“供应链开放”效应		“成本”效应		“信息”效应	
	supp	rdm	tc	rdm	kv	rdm
digi	-0.494*** (0.092)	-0.063*** (0.020)	-0.086*** (0.033)	-0.079*** (0.019)	-0.008*** (0.001)	-0.077*** (0.019)
supp		0.005*** (0.002)				
tc				-0.026*** (0.005)		
kv						0.302*** (0.116)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体/行业/时间	是	是	是	是	是	是
样本量	19824	18644	23476	21772	23196	21542
R ² 值	0.053		0.287		0.146	
Chi-squared		481.190		596.666		576.200

研发操纵的可能性越低。同时,结合数字化转型系数的显著性,企业数字化转型有助于通过改善信息不对称程度,降低企业研发操纵概率,即验证了“信息效应”的存在性。

综上,“供应链开放效应”“成本效应”与“信息效应”是数字化转型有效降低企业研发操纵概率的影响机制,与理论假说2相一致。

(二)经济后果:生产效率和创新效率

前述分析揭示了数字化转型对企业研发操纵行为的抑制作用与影响路径,本部分侧重于考察由企业研发操纵行为所产生的经济后果,以及企业数字化转型在其中的作用。分别基于创新绩效和生产效率两方面加以探讨:一方面,杨国超等(2017)发现在研发操纵的企业内部,研发投入的增加可能不一定带来创新产出的提升。换言之,研发操纵的存在可能会干扰企业创新转化过程,揭示了研发操纵与创新绩效之间的关系;另一方面,在稳健性分析中,以断点回归的方法证明了研发操纵行为的存在性,并发现企业的研发操纵行为不利于生产率的提升,揭示了研发操纵行为与生产效率之间的关联。基于此,本文分别考察了研发操纵对创新绩效与生产效率的影响,并强调企业数字化转型对研发操纵的抑制作用在促进创新绩效与生产效率中的积极影响。

具体地,对于创新绩效,分别以当期与未来一期的企业发明专利申请量(app)加以测度(Mukherjee等,

2017;杨国超和张李娜,2021);对于企业生产效率,分别以LP与Woodridge估计方法下的全要素生产率(以tfp表示)加以测度。其中,选取工业增加值为产出指标、企业购买商品和接受劳务的支付额为中间投入、固定资产净值与员工人数为投入指标,并分别以生产者出厂指数、生产者购入指数与固定资产指数加以平减。

对于创新绩效,先探讨研发操纵行为的存在对企业创新绩效的影响,再考察数字化转型直接以及通过规范企业研发操纵行为间接对创新绩效的影响^⑦。具体地,对于研发操纵行为对企业创新绩效的影响可见表11。表11的前两列为以当期专利申请量测度企业创新绩效时,在发生研发操纵与否的两个样本中,研发投入(rd)对创新绩效的影响。对比可见,不存在研发操纵的样本中,企业研发投入对创新绩效具有显著的促进作用,而存在研发操纵的样本中,研发投入不利于企业创新绩效的提升;当以未来一期创新产出测度创新绩效,结论仍然成立。该结果揭示了研发操纵现象的存在,不仅不利于当期企业创新投入的成果转化,抑制了企业创新绩效的提升,并且该影响还具有持续性,而有效遏制该现象,对于当下与未来实现研发投入向高创新绩效的扭转有重要意义。

企业数字化转型对创新绩效的影响如表12所示。前两列中企业数字化的系数均显著为正,且研发操纵系数为负,表明数字化转型在直接提高企业

表 11 研发投入与创新绩效:基于企业是否发生研发操纵

子样本	(1)	(2)	(3)	(4)
	当期		未来一期	
	存在操纵	不存在操纵	存在操纵	不存在操纵
rd	-0.165*** (0.032)	0.019*** (0.000)	-0.159*** (0.034)	0.006*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
个体/时间	是	是	是	是
样本量	1195	10201	998	8489
Chi-squared	1.3e+04	6.0e+05	9166.218	4.6e+05

表 12 数字化转型、研发操纵与创新绩效

	(1)	(2)	(3)	(4)
	当期		未来一期	
digi	0.409** (0.171)	0.404** (0.171)	0.417** (0.179)	0.411** (0.178)
rdm		-0.307** (0.148)		-0.423*** (0.154)
控制变量	是	是	是	是
省份/时间	是	是	是	是
样本量	15592	15592	13403	13403
Chi-squared	2391.969	2391.892	2049.122	2054.145

发明专利申请量的同时,也可以通过降低企业研发操纵行为而间接提高企业专利申请状况;同时,后两列揭示了企业数字化水平的积极作用对于未来创新绩效的影响,结果表明数字化转型对创新绩效的影响具有持续性,高的数字化水平不仅有助于直接提高未来创新绩效,同时有助于缓解研发操纵行为对未来创新绩效的负向持续影响。综合来看,企业的数字化转型不仅有助于直接提高创新绩效,同时还有助于通过规范企业研发操纵行为而间接提高创新绩效,并且上述影响均具有持续性。

对于生产效率,与之类似,由于断点回归中已经指出企业研发操纵行为对生产效率的不利影响,因此,表13着重探讨数字化转型在改善研发操纵所引发的低生产效率中的重要作用。表13的前两列为以LP方法测度企业生产效率时,企业数字化转型对生产效率的影响。观察可见,企业数字化转型不仅可以直接推动企业生产率的提升(列(1)),同时还有助于通过规范企业研发操纵行为而间接提高生产效率(列(2))。即使采用不同生产率测度方式(后两列),该结论仍然成立。

综上,数字化转型既可能直接提高企业的创新绩效与生产效率,同时也可以通过降低企业研发操纵行为而间接提高企业的创新绩效与生产效率,与理论假说3相一致。

七、结论与启示

伴随着《指引》这一产业政策的实施,企业内部出现操纵研发投入以迎合制度的行为。而企业的研发操纵行为可能是引致经济体系呈现“创新投入较高而TFP较低”的重要原因。据此,为有效改善该现象,将企业数字化转型与产业政策有效性相融合,以数字化转型为核心驱动力,规范企业研发操纵行为,带动创新绩效的提高与生产率的提升,促进产业政

策的有效落地,实现“数字化+创新+产业”的转型升级,对于构建数字经济发展格局,并以此驱动经济高质量发展具有重要意义。据此,本文运用2008~2020年沪深上市公司数据,考察了企业数字化转型对研发操纵行为的影响。研究发现:数字化转型显著降低了企业发生研发操纵的概率,并且在引入工具变量、控制共同冲击后,该结果仍具有稳健性。同时,该结论在不同的数字化领域和行业特征中具有非对称的作用效果。其中,相较于技术层面的数字化转型方式,应用层面的数字转型对企业研发操纵的抑制作用更为显著;相较于科技含量较低的行业,高科技企业的数字化转型更能促进企业降低研发操纵概率。进一步地,机制分析表明,数字化转型主要通过提高企业供应链开放程度、降低交易成本与缓解信息不对称等方式降低企业研发操纵;最后,拓展分析结果发现,研发操纵的存在不利于企业创新绩效和生产效率的提升,而企业数字化转型不仅有助于直接提高创新绩效和生产效率,同时还可以通过规范企业研发操纵行为而间接提高企业创新绩效和生产效率。

本文的结论具有如下启示:第一,在数字经济快速发展的经济形势下,应鼓励企业积极参与到数字化转型中,推动企业向现代化的高质量发展模式升级;同时,完善促进企业数字化发展的软硬件设施,在加强对新型基础设施等投资以及相关产业的扶持的同时,积极营造相适配的数字化经济发展环境。此外,强化金融机构的数字化发展,促进企业数字化与数字金融的相互融合,构建与企业数字化发展相配套的金融联动机制。

第二,加强对企业创新的策略性投入行为的重视,强调数字化转型的积极作用。既需进一步完善企业内部治理缺口,积极将数字化的高效、智能等特点融入到企业信息披露中,健全信息披露机制,改善

表13 数字化转型、研发操纵与生产效率

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	tfp: 基于LP方法		tfp: 基于Woodridge方法	
digi	0.065***(0.006)	0.067***(0.006)	0.064***(0.006)	0.066***(0.006)
rdm			-0.041**(0.020)	-0.042**(0.020)
控制变量	是	是	是	是
行业/时间	是	是	是	是
样本量	21792	21792	21792	21792
R ² 值	0.267	0.266	0.267	0.267

与外部投资者的信息不对称;同时,借助数字经济发展的趋势,搭建起企业与政府间的统一信息交流平台,推动企业、市场、政府等信息互利互通,改善与政府的信息不对称问题,以促进企业行为的合规化;还需要加强外部监管力度,提高企业供应链数字化管理,强化外部合作伙伴的作用,加强企业之间的合作与监督力度,规范企业策略性投机行为。

第三,强化数字化在企业高质量发展的赋能效应,既要注重发挥数字化对提高创新绩效与生产效率的直接影响,将其积极融合到企业生产与创新发展中,提高创新资源的配置效率与企业生产效率;还需要积极发挥数字化对研发操纵行为的纠正作用,以提高企业生产效率和创新绩效中的积极作用,以数字化为驱动,以企业研发策略性行为为出发点,疏通创新投入到创新生产链终端的桎梏,推动创新要素资源的有效流动与整合,以数字化引领企业向新型高质量的发展模式升级。

*感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

注释:

①借鉴杨国超等(2017),剔除样本量较少的营业收入为5千万元以下的上市公司。

②关于企业数字化转型具体领域所涉及的词频可见附录中的附表1,附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站。

③对比高科技行业目录与2012年证券行业代码,将行业代码为C25-C29、C31、C32、C34-C41、I63-I65和M73的19类行业定义为高科技行业,其余为非高科技行业。

④感谢匿名审稿专家的宝贵建议!由于变量tec在估计过程中会因共线性而被省略掉,因此,模型中并未特别引入该变量。

⑤采用拓展回归模型对面板非线性模型的工具变量估计时,加入行业固定效应后导致估计结果不收敛,因此并未加入行业固定效应。

⑥与杨国超等(2017)类似,选取生产率为因变量仅便于依据经济后果考察研发投入是否为正常水平。

⑦由于企业的研发操纵行为来源于对研发投入的人为调整,因此,在考察研发操纵对创新绩效与生产效率的影响时,以研发投入为切入点,分析研发投入与创新绩效和生产效率的关系,以刻画研发操纵行为对其的影响。

参考文献:

[1]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流

动制约[J].数量经济技术经济研究,2021,38(3):64~83.

[2]程玲,汪顺,刘晴.融资约束与企业研发操纵的经济学分析[J].财贸经济,2019,40(8):67~82.

[3]董香书,王晋梅,肖翔.数字经济如何影响制造业企业技术创新——基于“数字鸿沟”的视角[J].经济学家,2022,(11):62~73.

[4]董直庆,姜昊,王林辉.“头部化”抑或“均等化”:人工智能技术会改变企业规模分布吗? [J].数量经济技术经济研究,2023,(2):113~135.

[5]杜明威,耿景珠,刘文革.企业数字化转型与中国出口产品质量升级:来自上市公司的微观证据[J].国际贸易问题,2022,(6):55~72.

[6]杜思正,冼国明,冷艳丽.中国金融发展、资本效率与对外投资水平[J].数量经济技术经济研究,2016,33(10):17~36.

[7]方红星,张勇,王平.法制环境、供应链集中度与企业会计信息可比性[J].会计研究,2017,(7):33~40+96.

[8]方杰,温忠麟,张敏强.类别变量的中介效应分析[J].心理科学,2017,40(2):471~477.

[9]方明月,林佳妮,聂辉华.数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国A股上市公司的证据[J/OL].数量经济技术经济研究,2022,(11):50~70.

[10]方颖,赵扬.寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献[J].经济研究,2011,(5):138~148.

[11]龚强,班铭媛,张一林.区块链、企业数字化与供应链金融创新[J].管理世界,2021,37(2):22~34+3.

[12]韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗? [J].中国工业经济,2019,(7):119~136.

[13]何枫,刘贵春.数字媒体信息传播与企业技术创新[J].数量经济技术经济研究,2022,(12):111~131.

[14]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.

[15]雷根强,郭玥.高新技术企业被认定后企业创新能力提升了吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].财政研究,2018,(9):32~47.

[16]李春涛,闫续文,宋敏,杨威.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.

[17]李万利,潘文东,袁凯彬.企业数字化转型与中国实体经济发展[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):5~25.

[18]李文贵,邵毅平.监管信息公开与上市公司违规[J].经济管理,2022,(2):141~158.

[19]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.

[20]林长泉,毛新述,刘凯璇.董秘性别与信息披露质量——来自沪深A股市场的经验证据[J].金融研究,2016,(9):193~206.

[21]臧韦东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,(6):135~152.

[22]曲永义,王可.中国政务服务信息化及其对企业创新的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):25~44.

[23]孙琳,周欣,王弟海,高司民.财政分权、政府会计制度

和政府债务风险:基于跨国面板数据的研究[J]. 财贸经济, 2021, 42(10): 52 ~ 69.

[24]唐要家,王钰,唐春晖.数字经济、市场结构与创新绩效[J]. 中国工业经济, 2022, 415(10): 62 ~ 80.

[25]王金杰,郭树龙,张龙鹏.互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究, 2018, 204(6): 170 ~ 190.

[26]王巍,姜智鑫.通向可持续发展之路:数字化转型与企业异地合作创新[J]. 财经研究, 2023, 49(1): 79 ~ 93.

[27]王昱,黄真瑞,胡腾.政策迎合能否兼顾高质量发展?——制造业企业的研发操纵与生产率[J]. 科学学研究, 2022, 40(9): 1562 ~ 1573.

[28]魏丽莉,侯宇琦.数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(8): 60 ~ 79.

[29]吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.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.

[30]许玲玲.高新技术企业认定、政治关联与民营企业技术创新[J]. 管理评论, 2017, 29(9): 84 ~ 94.

[31]杨国超,刘静,廉鹏,芮萌.减税激励、研发操纵与研发绩效[J]. 经济研究, 2017, 52(8): 110 ~ 124.

[32]杨国超,张李娜.产业政策何以更有效?——基于海量媒体报道数据与研发操纵现象的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(6): 2173 ~ 2194.

[33]杨金玉,彭秋萍,葛震霆.数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022, (8): 156 ~ 174.

[34]杨瑞龙,侯方宇.产业政策的有效性边界——基于不完全契约的视角[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 82 ~ 94+219 ~ 220.

[35]袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.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.

[36]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.

[37]张杰,白铠瑞,毕钰.互联网基础设施、创新驱动与中国区域不平衡——从宏观到微观的证据链[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (1): 46 ~ 65.

[38]张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. 经济研究, 2018, 53(5): 28 ~ 41.

[39]罗贞礼.我国数字经济发展的三个基本属性[J]. 学术前沿, 2020, (17): 4 ~ 12.

[40]左晖,艾丹祥.ICT投资、偏向性技术变化与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(9): 19 ~ 33.

[41]Bhojraj S., Hribar P., Picconi M., McInnis J., 2009, Making Sense of Cents: An Examination of Firms That Marginally Miss or Beat Analyst Forecasts[J]. Journal of Finance, 64(5), 2361 ~ 2388.

[42]Brockman P., Khurana I. K., Zhong R., 2018, Societal Trust and Open Innovation[J]. Research Policy, 47(10), 2048 ~

2065.

[43]Brynjolfsson E., Hitt L. M., 2000, Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance[J]. Journal of Economic Perspectives, 14(4), 23 ~ 48.

[44]Chen Z., Liu Z. K., Serrato J. C. S., Xu D. Y., 2021, Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China[J]. American Economic Review, 111(7), 2065 ~ 2100.

[45]Ghasemaghaei M., Calie G., 2020, Assessing the Impact of Big Data on Firm Innovation Performance: Big Data Is Not Always Better Data[J]. Journal of Business Research, 108, 147 ~ 162.

[46]Ghosh K., Khuntia J., Chawla S., Deng X., 2014, Media Reinforcement for Psychological Empowerment in Chronic Disease Management[J]. Communications of the Association for Information Systems, 34(1), 419 ~ 438.

[47]Goldsmith-Pinkham P., Sorkin I., Swift H., 2020, Bartik Instruments: What, When, Why, and How[J]. American Economic Review, 110(8), 2586 ~ 2624.

[48]Hui K. W., Klasa S., Yeung P. E., 2012, Corporate Suppliers and Customers and Accounting Conservatism[J]. Journal of Accounting and Economics, 53(1 ~ 2), 115 ~ 135.

[49]Jones C. I., Tonetti C., 2020, Nonrivalry and the Economics of Data[J]. American Economic Review, 110(9), 2819 ~ 2858.

[50]Lee D. S., Lemieux T., 2010, Regression Discontinuity Designs in Economics[J]. Journal of Economic Literature, 48(2), 281 ~ 355.

[51]Lewbel A., 1997, Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Data Are Available, with an Application to Patents and R&D[J]. Econometrica, 65(5), 1201 ~ 1213.

[52]Manesh M. F., Pellegrini M., Marzi G., Dabic M., 2021, Knowledge Management in the Fourth Industrial Revolution: Mapping the Literature and Seoping Future Avenues[J]. IEEE Transactions on Engineering Management, 68(1), 289 ~ 300.

[53]Mukherjee A., Singh M., Zaldokas A., 2017, Do Corporate Taxes Hinder Innovation?[J]. Journal of Financial Economics, 124(1), 195 ~ 221.

[54]Parida V., Örtqvist D., 2015, Interactive Effects of Network Capability, ICT Capability, and Financial Slack on Technology-Based Small Firm Innovation Performance[J]. Journal of Small Business Management, 53(S1), 278 ~ 298.

[55]Tan K. H., Zhan Y. Z., Ji G. J., Ye F., Chang C., 2015, Harvesting Big Data to Enhance Supply Chain Innovation Capabilities: An Analytic Infrastructure Based on Deduction Graph[J]. International Journal of Production Economics, 165(6), 223 ~ 233.

[56]Zhou X. B., Li H. Y., 2021, Interaction and Quadratic Effects in Probit Model with Endogenous Regressors[J]. Economics Letters, 198, 109695. 1 ~ 3.