

数字经济与企业创新迎合行为： 信息缓解政策扭曲效应的实证研究

李 健 赵乐欣 姚能志 白俊红*

摘要：党的二十大报告指出，坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位，优化配置创新资源，深化科技体制改革，提升国家创新体系整体效能。政府创新激励政策为企业研发创新注入新的活力，但也导致了企业凭借信息优势以创新迎合行为反制政策初衷的创新困境。本文基于信息不对称理论，实证考察了数字经济对企业创新迎合行为的影响、情境效应、作用机制和经济后果。研究发现，地区数字经济发展能够抑制该地区企业创新迎合行为，这种抑制作用主要来自数字产业相关从业人员的增加。对于异质性分析，数字经济对企业创新迎合行为的抑制作用在非国有企业、中小规模企业、处于低行业竞争环境中的企业、处于低营商环境中的企业更显著。对于机制分析，数字经济能够通过降低企业与外界间的信息不对称程度，抑制企业创新迎合行为。对于经济后果，数字经济既能直接影响企业创新产出，也能在降低企业创新迎合行为的同时，间接改善由此产生的创新产出下降问题。本文丰富了数字经济打破“信息孤岛”的研究成果，不仅为当前科创实践中存在的“高投入、强数量、弱质量、低效率”现象提供了可能的解决路径，而且为抑制企业创新迎合行为以及优化高新技术企业认定政策提供了新的视角与微观依据。

关键词：数字经济 创新迎合行为 信息不对称 产业政策

中图分类号：F270 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-3894(2024)07-0134-21

一、引言

党的二十大报告提出“提升科技投入效能，深化财政科技经费分配使用机制改革，激发创新活力”。研发活动具有极强的正外部性(Lach, 2002)，单个企业在研发活动中所运用的知识和所形成的成果往往会外溢到其他同行业企业甚至其他行业。为弥补其外部性损失，通过制定产业政策给予企业相应优惠成为政府克服市场失灵的选择之一(顾元媛和沈坤荣, 2012)。为了激发企业的创新活力，国家出台的多项政策均强调了政府创新资源支持在推动企业自主创新能力中的重要作用(张杰等, 2016)，其中政府给予企业创新研发活动的财政补贴和税收优惠是最为普遍的工具(安同良等, 2009)。

* 李健,教授,南京师范大学商学院江苏农村金融研究基地、南京师范大学商学院,电子邮箱: lijian1981112@njnu.edu.cn;赵乐欣,助理研究员,南京师范大学商学院江苏农村金融研究基地、南京师范大学商学院,电子邮箱: zlx199912@nnu.edu.cn;姚能志(通讯作者),研究员,南京师范大学商学院江苏农村金融研究基地、南京师范大学商学院,电子邮箱: nengzhiyao@njnu.edu.cn;白俊红,教授,南京师范大学商学院,电子邮箱: nsdbjh@163.com。本文为国家自然科学基金重大项目(21&ZD122)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

然而,Hall和Harhoff(2012)发现,企业会把片面追求数量性指标作为一种战略工具,向政府传递创新信息以获取政策支持。近年来,学术界对政府创新激励政策下企业的创新行为展开了深入研究,发现企业确实存在将研发支出占比策略性地保持在创新激励政策达标线附近以满足最低研发补贴申请标准的逆向选择行为(Tong等,2014;黎文靖和郑曼妮,2016;邱洋冬,2020),即企业进行的并非以谋求技术进步或产品升级为目的的实质研发创新活动,而是以窃取政策红利为目的的研发操纵和创新迎合行为(杨国超等,2017;程虹和钟光耀,2018;孙自愿等,2021;张瀚禹和吴振磊,2022)。企业创新迎合行为严重削弱了创新激励政策原本具有的积极作用,促使企业产生了创新“重数量、轻质量”的“寻扶持”创新策略(应千伟和何思怡,2022),出现了通过虚增研发投入获得高新技术资质的企业研发绩效更差(孙自愿等,2021)、通过欺诈手段创新迎合的企业难以产生政府政策所期望的重大技术进步(Wang等,2021)等现象,加剧了政府研发资源的错配,阻碍了企业创新效率的提升。

值得注意的是,以上研究多集中于讨论创新激励政策的表现形式差异和激励作用效果,既有关于政策存在合理性的有力论据,也有关于政策为什么失败的理性讨论,既达成了一些共识,也存在诸多分歧。因此,在这一背景下,近期学术研究开始从“创新激励政策是否有效”的争论转向“如何缓解企业以创新迎合行为反制政府创新激励政策”的探讨。尽管杨国超和张李娜(2021)以及董松柯等(2023)已经对这一主题进行了初步探索,然而并未关注到数字经济对企业创新迎合行为的调整作用。作为新一轮科技革命的战略选择,数字经济的作用恰好与创新激励政策执行中产生机会主义行为的原因——信息不对称问题相吻合(杨国超和张李娜,2021)。数字经济的发展推进了新时代背景下开放、公平、公正、非歧视的产业政策环境构建,利用数字技术为政府、媒体等外部治理力量增能赋权(陈德球和胡晴,2022)。其中,数字经济蕴含的技术赋能与数据驱动有力地促进了新型数字政府建设、各类媒体监督效率提升,进而降低企业与外部各主体间的信息不对称程度,对企业的策略性行为起到有效的治理作用。因此,作为中国创新驱动发展战略有效实施面临的重要问题,在数字经济赋能高质量发展的时代背景下,数字经济能否抑制企业创新迎合行为,从而破除政府创新激励政策选择失灵的困局?数字经济又是在何种情境下、通过何种路径发挥作用?会对企业的创新产出产生怎样的经济后果?这些具有理论意义和实践价值的问题尚未被学术界进行直接研究。为此,本文需要通过实证对数字经济能否有效抑制高新技术企业认定中的创新迎合行为进行验证。

在现有数字经济和企业创新迎合研究重要文献的基础上,本文选取2008~2020年中国上市高新技术企业为研究样本,基于信息不对称理论,探讨数字经济对企业创新迎合行为的影响。研究发现:地区数字经济发展能够抑制该地区企业创新迎合行为,在一系列稳健性检验下,结论保持不变,并且这种抑制作用主要来自数字产业相关从业人员的增加。基于企业内外部能够影响信息不对称程度的特征差异,本文分析了企业产权性质、企业规模、行业竞争程度、营商环境发展水平的异质性影响。机制检验表明,企业与外界间的信息不对称程度的降低是数字经济抑制企业创新迎合行为的作用机制之一。进一步分析探究了数字经济直接以及通过规范企业创新迎合行为间接对企业创新产出的影响,为国家促进数字经济发展、政府落实创新激励政策提供更加深入的理论支持和实践启示。

本文研究贡献主要体现在:(1)“执行”是产业政策发挥资源配置作用的重要环节。事实上,部分企业存在为获取政策优惠而策略性地操纵研发投入以恰好满足最低申请标准的创新迎合行为,这种行为制约了政府创新激励政策发挥正面效果,使得产业政策的执行结果与政策初衷相悖。与现有对企业创新迎合问题的研究多关注“政府创新激励政策的有效性是否会被企业扭曲以及怎样

被扭曲”不同,本文聚焦于高新技术企业认定中的创新迎合行为,认为数字经济能够降低产业政策执行中的信息获取难度,从而缓解“伪高新企业”骗补异象,使创新激励政策更多地发挥其积极一面。因此,本文从数字经济视角对企业创新迎合问题的研究属于“如何使政府创新激励政策的实施不违背政策初衷”的研究命题,响应了学术界部分学者提出的产业政策的“去留存废”很可能是一个无法达成共识的问题,如何确保产业政策的有效实施才是关键所在的呼吁(戴小勇和成力为,2019;杨国超和张李娜,2021;叶光亮等,2022)。(2)为了进一步丰富文章研究内容并提供更加深入的经验证据,本文在数字经济与企业创新迎合问题研究中引入了企业产权性质、企业规模、行业竞争程度、营商环境发展水平进行研究,形成了一个较为完整的研究框架。本文的研究结论为探究数字经济影响企业创新迎合行为的因果关系链提供了理论边界,证实了数字经济存在增量补充的“普惠效果”(唐松等,2020),也从侧面印证了具有普惠性的产业政策在弥补市场缺陷上起到的重要作用(戴小勇和成力为,2019;叶光亮等,2022)。(3)目前,尽管数字经济对企业对外信息不对称的降低作用已经在理论层面提出(唐松等,2020;万佳彧等,2020;李春涛等,2020),但遗憾的是,这一机制鲜少通过大样本数据被检验证实。在中国数字经济发展世界领先的现实背景下,本文从企业创新迎合行为视角出发,探讨数字经济抑制企业创新迎合行为背后的逻辑,实证检验企业对外信息不对称在二者关系中的作用机制,进一步支持了信息不对称理论在数字经济研究中的应用,为抑制企业创新迎合行为提供了利用信息监管的新思路,也为数字经济赋能企业高质量发展提供了微观证据。(4)已有文献发现企业创新迎合行为的存在可能不利于企业自主创新(章元等,2018)、实质性创新(黎文靖和郑曼妮,2016)等,然而鲜少结合数字经济的视角,对规范企业创新迎合行为的效果进行分析。本文通过构建以数字经济发展为抓手、以改善创新迎合行为为手段的“数字技术+创新”联动体系,实证考察数字经济直接以及通过规范企业创新迎合行为间接对企业创新产出的影响,这对于构建数字经济发展格局,并以此促进创新激励政策有效落地具有重要意义。

本文余下部分安排如下:第二节进行文献回顾,第三节分析理论并提出假设,第四节介绍研究设计,第五节报告实证检验结果,第六节进一步分析,第七节总结研究结论并提出政策建议。

二、文献回顾

每个国家在历史上都或多或少地运用过产业政策。杨瑞龙和侯方宇(2019)指出,产业政策实质上是政府与企业签订的一个不完全契约,体现在政企双方均无法预料到未来可能发生的所有情形,以及缺乏一个可以确保契约有效执行的第三方,即产业政策的外部性与不可缔约性。这也导致了产业政策的实施效果不尽相同,对此进行的研究也难以得到具有广泛共识的结论。以本文关注的《高新技术企业认定管理办法》(以下简称《管理办法》)这一研发激励型产业政策为例,依据高新技术企业认定的具体标准和认定程序,《管理办法》希望利用税收优惠和政府补贴等政策工具鼓励企业增加研发投入、提高创新产出。但在与这一主题相关的研究中,学者们的结论却出现了分歧。

对税收优惠而言,Bloom等(2002)通过9个OECD国家的数据发现,税收激励措施能够增加企业的研发投入。李维安等(2016)证明了,税收优惠能够在一定程度上提升企业的创新绩效,创新投入则完全中介了这一过程。李彦龙(2018)也发现,税收优惠政策能够使中国高技术产业的研发效率提升8%~10%。但杨国超等(2017)却认为,减税激励强化了高新技术企业的研发操纵动机,企业会想方设法地满足政策门槛以骗取政策红利。Chen等(2021)也同样验证了创新迎合行为的存在性,发现企业会将其他费用人为调整至研发支出科目中,并且这种行为确实由税收优惠所驱动。孙自愿等(2021)认为,研发费用加计扣除政策更容易被企业反制,导致政策的实施效果被企业创新迎

合行为所约束。

对研发补贴而言,陆国庆等(2014)以及余明桂等(2016)均认为,政府补贴是产业政策促进企业创新的重要方式,并具有显著的政策绩效。尚洪涛和房丹(2021)发现,政府补贴能够通过提高企业风险承担水平促进企业技术创新产出。但李万福等(2017)发现,尽管上述正相关关系存在,但创新补贴每增加1单位,企业创新投入增量却显著小于1。章元等(2018)认为,政府补贴存在“挤出效应”,被补贴企业表现为增加购买新技术而非进行自主创新。此外,毛其淋和许家云(2015)、Liu等(2019)、吴伟伟和张天一(2021)则发现,只有一定区间内的政府补贴才能显著激励企业创新,高额度补贴反而会抑制企业创新。

关于产业政策有效性的争论经久不衰。支持产业政策有效的学者强调有为政府在产业政策和市场经济之中的位置,认为政府可以弥补企业研发活动的外部性损失,有效修正被扭曲的效率并克服市场失灵(Stiglitz等,2013;林毅夫,2017)。支持产业政策无效的学者则认为,上述情况潜在假定了政府不存在信息不对称问题以及由此导致的激励扭曲问题,但实际上,碍于信息收集和识别的高昂成本,政府难以及时甄别出真正需要产业政策支持的企业,反而会被部分采取研发操纵和创新迎合手段的企业套取政策红利,使得产业政策的目标失效(安同良等,2009)。值得注意的是,由于产业政策是由选择性产业政策、功能性产业政策等各种类型的政策工具集合而成,因此越来越多的学者认为在讨论产业政策“去留存废”的同时,探讨如何使产业政策更有效也同样重要(戴小勇和成力为,2019;杨国超和张李娜,2021;叶光亮等,2022)。响应上述呼吁,本文希望在杨国超等(2017)、孙自愿等(2021)、杨国超和张李娜(2021)、董松柯等(2023)的研究基础上,进一步延续对高新技术企业创新迎合行为问题的研究,寻求到降低产业政策实施中企业与外界间信息不对称程度的方法,以促进创新激励政策发挥其应有的积极作用。一般情况下,政府通过行政手段抑制企业创新迎合行为需要较高的时间、人力和信息成本,创新激励政策的资源错配因而导致了政策绩效被削弱。但在当前数字经济快速发展带来数据开放和共享的背景下,产品的非争夺性、信息的边际成本趋于零、数字市场在线不在场、大数据成为关键投入品等数字经济特性有效降低了信息的获取成本(张文魁,2022),使得有为政府和有效市场能够相互配合监督企业的机会主义行为。鉴于此,本文研究数字经济能否抑制高新技术企业创新迎合行为。

三、研究假设

古典经济学认为,市场在亚当·斯密“看不见的手”的指引下会达到自然均衡状态,但其前提条件相当严格,即交易双方或多方的信息必须是完全的,所有参与者都具有完全共享的市场公开信息。实际上,市场上资金供求双方拥有的信息高度不对称(于蔚等,2012),认知局限的存在使得政府并不必然比市场聪明,凭借信息优势产生的逆向选择问题成为部分企业违背政府创新激励政策实施初衷的重要因素(杨国超和芮萌,2020)。具体而言,尽管政府推行财政补助、研发费用加计扣除、高新技术企业资格认定等一系列创新激励政策自始至终都是为了鼓励企业自主创新(周海涛和林映华,2016;陈强远等,2020),但企业作为复杂且理性的个体(张泽一和赵坚,2008),在这一与政府的合作博弈过程中可能会为了获取各项政策优惠而进行伪装,通过操纵研发投入向政府释放出虚假迎合的创新信号(Bronzini和Iachini,2014),将创新激励政策反制为企业的一种避税渠道(万源星等,2020)。同时,局限于信息搜集和甄别的高昂成本,政府作为政策优惠供给方无法及时区分满足政策硬性门槛的企业究竟是“真创新”还是“伪创新”,从而导致政府选择失灵,使产业政策的激励机制流于形式。

基于信息不对称理论,当政府、媒体等外部监管方掌握着企业内部有限且差异化的信息时,这种偏差会导致政府选择失灵和资源错配、媒体难以充分践行监督职能等问题,严重阻碍创新资源的有效运转。近年来,依赖于云计算、大数据技术和人工智能等创新技术的数字经济为降低企业与外界间的信息不对称程度提供了巨大的发展空间(谢绚丽等,2018),在极大程度上改善了资本市场的信息披露环境,不仅能够打破“信息孤岛”困境,更为抑制企业创新迎合行为提供了契机和可能。

在政府审核企业资质方面,凭借数字经济以互联网改善数据私有性的巨大信息优势,政府能够更加直接地追踪到企业的实时研发状态,从而在诸多申请财税优惠的企业中筛选出真正需要产业政策扶持的、具备创新活力的企业,提高政府的管理效率。在高信息不对称环境中,碍于信息壁垒,政府无法得知研发资源究竟在企业内部“黑箱”中是如何运作的,因此只能依据政策规定的某些客观标准决定是否将政策优惠等发放给各申请企业。这就使得企业有动机采取策略性的应对手段,例如搭建实际与研发活动不相关的“形象工程”(安同良等,2009)、申请大量低质量专利(张杰和郑文平,2018)、调整会计科目虚增研发支出(Chen等,2021)等。而随着数字经济的发展,这一信息困境将得到扭转。一方面,通过向企业渗透大数据、云计算等各种数据分析工具,数字经济能够显著降低政府的信息搜索和识别成本,使政府可以低风险地精准挖掘和处理海量企业数据(Demertzis等,2018;Gomber等,2018;刘毛桃等,2023)。同时,数字经济不断推动企业不同经营环节的数据互补和协同,将更真实的企业信息呈现出来,政府等其他利益相关者更容易了解到企业实时的创新进程。若企业采取虚假的创新迎合手段,不仅需要对本部信息进行操纵,还需要在不同环节中保持数据一致性,否则将面临更大的揭露风险和信誉损失。因此,数字经济有效化解了政府对于企业异质性信息协同整合的难题,逆向选择的高成本降低了企业通过创新迎合获取政策优惠的动机,鼓励其真实反映创新水平和实际需求。另一方面,伴随数字经济发展建立起的各种政府信息服务平台,能够促使政府监管向规范化、精准化、智能化发展,企业经营信息和信用画像能够在政府部门之间共享。这种政府与企业的“双在线”为降低双方间信息不对称程度提供了可能,有助于政府实时跟踪企业创新项目的进展,从而改善政府的信息弱势地位,增强对企业创新迎合行为的查处能力,强化政府同企业的契约精神与契约执行能力。此外,信息获取成本的削弱和管理效率的提升又赋予政府更强大的能力以汇聚与协调来自不同企业和不同行业的信息,进而为维护市场秩序、调整政策动态、健全数字经济发展等提供多侧面的认知参考,规范企业的策略性创新行为。综上,数字经济带来的智能化分析技术能够充分挖掘包括高频数据、非结构化数据和新型结构化数据在内的额外信息含量(洪永淼和汪寿阳,2021),从而使政府以更低的搜寻成本和更高的监管效率获得能够反映企业全貌的丰富信息,及时识别出企业伪装的创新身份。

在媒体监督企业行为方面,作为外部治理渠道之一,媒体的监督作用不容忽视(Dyck等,2010; You等,2018)。媒体作为信息传播的关键媒介,通过对企业行为的广泛观察、报道、传播与评论,不仅能够揭露企业出现的问题和不当行为、曝光企业负面事件,也能够宣扬企业的创新活动等高质量发展行为(Wang和Zhang,2021)。数智化革命下,数字经济正逐渐改变原有的“金字塔”式信息传播结构,以移动互联网为中介的大量新型披露工具有效缓解了以往多环节、多层级传播回路导致的信息质量衰减和再次内部隐匿问题。各市场主体间信息不对称的降低能够使各类媒体更高效地监督和识别企业的不端行为,进一步约束企业对创新激励政策红利的侵占行为。一方面,新型数字技术强化了新闻媒体的专业化信息搜集和处理能力,使得新闻媒体的信息披露水平和精度均得到了提升(何枫和刘贯春,2022)。对企业而言,新闻媒体的关注和报道将直接影响其公众形象和市场影响力(吴文洋等,2022),而数字经济时代下的新闻媒体进一步推高了企业的网络关注度,使得企业对

舆论的传播更为敏感。随着新闻媒体对企业的日常经营动态特别是负面行为的解读与传播,管理团队为了维护企业的良好形象和自身的职业声誉,会收敛其侵蚀公司利益的动机,积极修正不当行为,避免被媒体捕捉曝光(Dyck 和 Zingales, 2004; Joe 等, 2009; 杨国超和张李娜, 2021)。因此,数字经济的发展能够使新闻媒体监督治理效果更加高效,进而间接约束公司利用内部信息优势攫取私利的行为。另一方面,数字经济为社交媒体积极践行监督职能开辟了新的模式,引领了信息传播和监督方式的革新。以微博、微信等自媒体平台为代表的社交媒体在数字经济的推动下得以充分赋能,发挥出强大的治理效果。其庞大的用户群体、较高的参与活跃度以及强势的市场影响力进一步扩大了信息传播的时空范围,使得信息流动呈现“圈子”效应(陈德球和胡晴, 2022)。配合移动互联网和大数据平台,社交媒体能够将信息迅速而直接地“推送”至公众视野,信息搜集工作的流程和成本被大大简化和降低。再经过社交媒体的层层转发,更具针对性的信息可以在短时间内覆盖广泛的投资者(徐巍和陈冬华, 2016),从而利用传播监督和舆论及时发现、制约企业的伪创新行为,倒逼企业规范研发行为、优化公司治理,促进企业研发操纵的空间进一步收缩。

综上所述,基于信息不对称理论,本文发现数字经济能够凭借其拓展信息边界、提升信息质量的优势,从政府审核、媒体监督等方面降低企业对外的信息不对称程度,从而提高企业逆向选择成本,不仅为政府精准识别企业创新迎合行为提供必要条件,也抑制企业为获得政策优惠而采取创新迎合行为的动机。由此,本文提出如下研究假设:

假设 1:数字经济能够抑制企业创新迎合行为。

假设 2:数字经济通过降低企业与外界间的信息不对称抑制企业创新迎合行为。

四、研究设计

(一)变量选择与模型设定

1. 被解释变量

企业创新迎合行为(*Inca*)。2008 年,中国政府颁布了《管理办法》,根据企业最近一年的销售收入将企业分为 5000 万元以下、5000 万元至 2 亿元、2 亿元以上三档,分别规定企业该年的研发投入占销售收入之比不得低于 6%(2016 年及以后修改为 5%)、4%、3%。作为目前中国较为典型的政府干预企业创新行为的政策文件,其明确的筛选标准使得学者们能够根据企业的研发投入占比发现其进行研发操纵的“蛛丝马迹”,因此已被广泛应用于企业创新迎合行为的相关研究。本文借鉴孙自愿等(2021)的判定方法,根据《管理办法》规定的研发投入标准(研发投入金额/营业总收入),以超过标准值 1% 作为边界值,在认定年份,当这一比例大于等于标准值、小于边界值之间时赋值为 1,大于等于边界值时赋值为 0;除认定年份外,当这一比例小于标准值时赋值为 1,大于等于标准值时赋值为 0。当赋值为 1 时,认为企业存在创新迎合行为;当赋值为 0 时,认为企业不存在创新迎合行为。

2. 解释变量

数字经济发展水平(*Dige*)。参考赵涛等(2020)的研究,综合考虑互联网发展和数字金融普惠发展两大方面,对高新技术企业所在城市的数字经济综合发展水平进行测度。其中,互联网发展水平采用互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况和移动电话普及率四方面指标,分别从每百人互联网用户数、计算机服务和软件业从业人员占比、人均电信业务总量和每百人移动电话用户数四方面表征,数字普惠金融发展水平以北京大学数字金融研究中心课题组编制的“北京大学数字普惠金融指数”表征。最后,使用主成分分析法将上述五个指标的数据标准化后降维处理,得到地级市数字经济综合发展指数。

3. 中介机制变量

企业与外界间的信息不对称程度(ASY)。本文参考于蔚等(2012)的计算方法,基于日频交易数据的方法来构建企业对外信息不对称程度的测量指标,验证企业对外信息不对称程度的内在作用机制。具体地,于蔚等(2012)提取了流动性比率指标 *LR*、非流动性比率指标 *ILL*、收益率反转指标 *GAM* 的第一主成分,捕捉它们与非对称信息相关的成分,构建信息不对称指标(ASY)。在其他条件不变的情况下,企业与外界间的信息不对称程度越高,外部非知情交易者要求补偿其信息劣势的“柠檬溢价”就越高,股票的流动性越差,信息不对称指标(ASY)越大。

4. 控制变量

借鉴赵涛等(2020)、张瀚禹和吴振磊(2022)、谢文栋(2022)所做的研究,本文加入的可能影响企业创新行为的企业层面控制变量包括企业规模(*Size*)、偿债能力(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、企业年龄(*FirmAge*),城市层面控制变量包括金融发展水平(*Finde*)、经济发展水平(*Growth*)、外商投资水平(*Fdi*)。

变量的具体定义和测量如表1所示。并且,为避免估计结果受时间、行业和地域因素的干扰,本文在模型中加入了年度(*Year*)、行业(*Industry*)、省份(*Province*)三个虚拟变量。

表1 变量名称及定义			
变量名称	变量符号	变量定义	测量文献来源
创新迎合行为	<i>Inca</i>	虚拟变量:(1)在认定年份,当研发投入金额与营业总收入的比值大于等于标准值、小于边界值之间时赋值为1,大于等于边界值时赋值为0;(2)除认定年份外,当研发投入金额与营业总收入的比值小于标准值时赋值为1,大于等于标准值时赋值为0。当赋值为1时,认为企业存在创新迎合行为;当赋值为0时,认为企业不存在创新迎合行为	孙自愿等(2021)
数字经济发展水平	<i>Dige</i>	使用主成分分析方法,从互联网发展和数字金融普惠两方面综合构建指标:(1)互联网发展:每百人互联网用户数、计算机服务和软件业从业人员占比、人均电信业务总量和每百人移动电话用户数;(2)数字金融普惠:中国数字普惠金融指数	赵涛等(2020)
企业与外界间的信息不对称程度	<i>ASY</i>	使用主成分分析方法,提取流动性比率指标 <i>LR</i> 、非流动性比率指标 <i>ILL</i> 、收益率反转指标 <i>GAM</i> 的第一主成分,构建出信息不对称指标(ASY)。ASY越大,信息不对称程度越高	于蔚等(2012)
企业规模	<i>Size</i>	年末总资产取自然对数	赵涛等(2020); 张瀚禹和吴振磊(2022); 谢文栋(2022)
偿债能力	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产	
盈利能力	<i>Roa</i>	净利润/总资产平均余额	
企业年龄	<i>FirmAge</i>	“成立年限+1”取自然对数	
金融发展水平	<i>Finde</i>	机构存贷款余额/地区生产总值	
经济发展水平	<i>Growth</i>	地区GDP增长率	
外商投资水平	<i>Fdi</i>	当年实际使用外资/地区生产总值	
年度虚拟变量	<i>Year</i>	年度虚拟变量	
行业虚拟变量	<i>Industry</i>	行业虚拟变量	
省份虚拟变量	<i>Province</i>	省份虚拟变量	

由于本研究的因变量为创新迎合行为哑变量(*Inca*),故该模型采用Logit模型进行估计,同时控制了年度(*Year*)、行业(*Industry*)、省份(*Province*)的固定效应,回归方程如下:

$$\text{Logit}(Inca_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{i,t} + \alpha_2 \Sigma Controls_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \Sigma Province + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在式(1)中,*Inca*代表企业创新迎合倾向作为被解释变量,*Dige*代表数字经济发展水平作为解释变量,*Controls*代表其他影响企业创新的控制变量集合。下标*i*和*t*分别代表企业和年度, $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机误差项。若方程中 α_1 显著小于0,说明数字经济发展水平与企业创新迎合行为呈负相关,进而支持本文的假设1。

(二)数据来源与样本筛选

现有关于企业创新迎合行为的研究主要以高新技术企业为样本,其原因在于,一方面,高新技术企业作为中国国民经济技术创新的重要载体,对研发资源有着更大的需求,政府给予的扶持措施使得此类企业往往成为各类政策红利的赢家(张子余等,2019)。相较于一般企业25%的所得税税率,《管理办法》规定的高新技术企业15%的法定所得税税率意味着其可以自行保留10%的税前利润,这是一笔相当可观的数额。另一方面,《管理办法》规定的“一刀切”门槛为部分企业产生策略性的创新迎合行为提供了可乘之机,“高新技术企业”称号作为企业获得政策优惠的敲门砖,这些企业出于节省成本的考量,会通过操纵研发投入以满足最低申报要求(杨国超等,2017;张瀚禹和吴振磊,2022),其释放的虚假创新信号导致政策的创新激励效应大打折扣(应千伟和何思怡,2022)。本文参考已有的研究方法,借助《管理办法》这一外生条件判定企业创新迎合行为的存在性。基于此,本文收集了CSMAR数据库中2008~2020年上市高新技术企业样本,其中缺失数据由团队手工翻阅年报进一步核实,并与企业当年实缴所得税率进行比对,最终得到了2008~2020年高新技术企业的非平衡面板样本。本文使用的企业相关财务数据和地区层面变量均来源于CSMAR数据库和Wind数据库。特别地,数字经济发展水平(*Dige*)的相关指标来源于《中国城市统计年鉴》和部分地级市统计年报。本文按照以下原则对数据进行筛选和处理:(1)剔除暂停上市、退市以及被ST、*ST的公司;(2)剔除金融类上市企业;(3)剔除存在较多缺失值的企业年度样本;(4)参考杨国超等(2017)的做法,从总样本中剔除观测数较少的销售收入小于5000万元的样本;(5)本文对所有未取对数的连续变量进行1%水平下的Winsorize处理,以减弱极端值对结果可能造成的影响。

(三)描述性统计与相关性分析

本文主要变量的描述性统计详见附表1^①。在样本中,创新迎合行为(*Inca*)的均值为0.228,表明22.8%的样本企业可能存在创新迎合行为。数字经济发展水平(*Dige*)的最小值为0.002,最大值为0.891,表明不同地区间数字经济发展较不平衡。企业与外界间的信息不对称程度(*ASY*)的最小值为-1.129,最大值为1.003。从控制变量上看,不同企业的企业规模(*Size*)、偿债能力(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、企业年龄(*FirmAge*)和不同地级市的金融发展水平(*Finde*)、经济发展水平(*Growth*)、外商投资水平(*Fdi*)都存在一定差异。

五、回归检验和实证结果

(一)基准回归结果

数字经济影响企业创新迎合行为的基准模型回归结果如表2所示。模型(1)中的自变量只包含数字经济发展水平(*Dige*)以及年度、行业、省份固定效应,模型(2)在模型(1)的基础上进一步加

^① 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

入了其他控制变量。数字经济发展水平(*Dige*)的回归系数在模型(1)和模型(2)中分别为-1.309和-1.226,且均在1%的统计水平上显著为负,证明数字经济能够抑制企业创新迎合行为。经济意义方面,在Logit模型中,数字经济发展水平每增加1个单位,企业存在创新迎合行为的概率与不存在创新迎合行为的概率的比值(*Odds*)变为原来的0.293倍($=e^{-1.226}$),以全样本的创新迎合行为均值22.8%作为基准点计算,可以得到企业存在创新迎合行为的概率减少了14.9%^①。综上,数字经济发展水平在统计意义和经济意义上均会显著降低企业创新迎合行为,从而证实了研究假设1。

表 2 数字经济发展水平对企业创新迎合行为的影响		
变量	(1) <i>Inca</i>	(2) <i>Inca</i>
<i>Dige</i>	-1.309*** (0.162)	-1.226*** (0.233)
<i>Size</i>		0.202*** (0.029)
<i>Lev</i>		2.286*** (0.178)
<i>Roa</i>		1.183** (0.490)
<i>FirmAge</i>		0.425*** (0.077)
<i>Finde</i>		-0.246*** (0.069)
<i>Growth</i>		-0.012 (0.018)
<i>Fdi</i>		1.155 (1.760)
年度/行业/省份固定	是	是
样本量	16531	10912

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;模型报告的系数值为原始估计值;括号内为标准误。

(二)稳健性检验

1. 处理效应模型纠正样本自选择偏差

本研究可能由于存在的样本自选择偏差而导致的内生性问题,即选择的样本可能并不是随机的。例如,对数字经济发展积极响应和有所贡献的企业可能本身就具有更少的创新迎合行为,这可能是由于该城市的一些不可观测特征,如诚信文化(任保平和何厚聪,2022;唐玮等,2020)、社会宽容度(刘权,2022;庄芹芹等,2022)等,这些因素不仅有助于城市数字经济发展,还能够吸引更多的“创新实干型”企业。因此,为了降低潜在的自选择问题担忧,本文通过处理效应模型纠正样本的自选择偏差。参考周泽将等(2022)的做法,本文设立了数字经济发展水平的虚拟变量(*Dige dummy*),

① 全样本下,企业存在创新迎合行为的概率与不存在创新迎合行为的概率的比值 $Odds=0.228/(1-0.228)=0.295$,数字经济发展水平每增加1个单位,企业存在创新迎合行为的概率与不存在创新迎合行为的概率的比值 $Odds$ 变为 $0.086(=0.295 \times e^{-1.226})$,也即企业存在创新迎合行为的概率变为0.079,因此企业存在创新迎合行为的概率减少了14.9%($=|0.079-0.228| \times 100\%$)。

即通过平均数将其分为高数字经济发展水平组(赋值为1)和低数字经济发展水平组(赋值为0)。本文选取1984年各城市每百人电话机数量与上一年全国互联网用户数的交互项作为第一个工具变量(*IV1*)(黄群慧等,2019),各城市地形起伏度与上一年全国互联网用户数的交互项作为第二个工具变量(*IV2*)(聂爱云和潘孝虎,2023),人均互联网宽带接入端口数(互联网宽带接入端口数/地区年底人口数)的自然对数作为第三个工具变量(*IV3*)(邓达等,2021),以缓解样本选择问题。表3报告了处理效应模型的结果。在模型(1)(3)(5)中,将数字经济发展水平的虚拟变量(*Dige dummy*)进行probit估计,并在原有控制变量的基础上,分别加入上述外生工具变量进行控制。Wald检验结果均显著,表明模型中存在内生性问题,需要纠正样本选择偏差。在模型(2)(4)(6)中,数字经济发展水平的虚拟变量(*Dige dummy*)的回归系数依然显著为负。这表明在考虑了可能存在样本自选择偏差问题后,数字经济发展水平对企业创新迎合行为仍然有显著的抑制作用。

表3 处理效应模型

变量	选择方程 (第一阶段) (1) <i>Dige dummy</i>	处理方程 (第二阶段) (2) <i>Inca</i>	选择方程 (第一阶段) (3) <i>Dige dummy</i>	处理方程 (第二阶段) (4) <i>Inca</i>	选择方程 (第一阶段) (5) <i>Dige dummy</i>	处理方程 (第二阶段) (6) <i>Inca</i>
<i>Dige dummy</i>		-0.599*** (0.158)		-0.462** (0.168)		-0.484*** (0.169)
<i>IV1</i>	0.000*** (0.000)					
<i>IV2</i>			-0.000*** (0.000)			
<i>IV3</i>					0.673*** (0.070)	
<i>IMR</i>		0.216** (0.106)		0.104 (0.108)		0.121 (0.108)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度/行业/ 省份固定	是	是	是	是	是	是
Wald 检验	12.027***		3.310*		124.066***	
样本量	7578	7578	7923	7923	7923	7923

注:同表2。

2. 外生事件冲击:“国家大数据综合试验区”政策背景和双重差分(Difference-in-Differences, DID)模型

2015年,国务院颁布实施国务院关于印发《促进大数据发展行动纲要》的通知,明确要加快大数据部署。同年9月,贵州省率先启动大数据试验区建设。2016年,国家发展和改革委员会、工业和信息化部、中央网络安全和信息化委员会办公室陆续发函批复,正式设立包括贵州省、京津冀、珠江三角洲、上海市等在内的八个大数据试验区。邱子迅和周亚虹(2021)以及孙伟增等(2023)均认为,国家大数据综合试验区促进了区域性大数据基础设施的整合和数据资源的汇聚应用,能够有效代表数字经济的发展。进一步,以2015年为分界线,通过分别计算2015年以前、2015年当年及2015年以后的示范城市与非示范城市的数字经济指数的均值差异,以验证国家大数据综合试验区

的设立与数字经济发展水平之间的关联性,T检验结果如表4所示。发现2015年当年及以后示范城市的数字经济发展水平确实相较非示范城市有所提升。因此,本文以2008~2021年高新技术企业为研究样本,参考孙伟增等(2023)采用DID模型对国家大数据综合试验区设立是否抑制了企业创新迎合行为进行检验。具体地,本文参考郭炳南等(2022),将贵州省的示范城市从2015年起、其他省份的示范城市从2016年起赋值为1,并将示范城市设立的前一年作为基准年份。在进行回归以前,本文采用事件分析法验证了平行趋势假设,检验结果详见附图1。大数据综合试验区设立前,政策虚拟变量各期估计系数均不显著,即示范与非示范城市在政策实施前后无显著性差异。政策实施后随着时间的推移,示范城市的创新迎合行为整体呈现减少态势,说明政策发挥具有迟滞性与动态持续性,平行趋势假设得到满足。最后,表5的回归结果显示,国家大数据综合试验区设立(DID)的系数显著为负,表明基准模型估计结果是稳健的。

表4 2015年前后示范城市与非示范城市的数字经济发展水平指数的T检验					
期间	分组	样本量	数字经济发展水平(Dige)	t值	均值差异及显著性
2015年前	示范城市	3151	0.324	36.003	0.185***
	非示范城市	3308	0.139		
2015年当年及 2015年以后	示范城市	4894	0.346	40.700	0.161***
	非示范城市	5182	0.185		

注:同表2。

表5 外生事件冲击	
变量	(1) Inca
DID	-0.331*** (0.104)
控制变量	是
年度/行业/省份固定	是
样本量	10556

注:同表2。

3.T检验

本文进一步使用T检验作为参数假设检验方法,将数字经济发展水平按照中位数分组,尝试比较组间样本均值是否存在显著差异。首先,我们使用基准回归中的数据,希望验证在数字经济发展水平不同的影响下,判定为创新迎合行为但还是通过资质认定的企业是否有所减少。具体结果如表6所示,在数字经济发展水平较高的组中,凭借创新迎合行为通过资质认定的样本显著少于数字经济发展水平较低的组。其次,我们观察到有部分企业存在认定中断的情况,我们认为这种情况可能在一定程度上是政府监管手段更严格所导致的。因此,我们使用2008~2021年所有具备高新技术企业资质的企业数据,希望验证在数字经济发展水平不同的影响下,企业申请资质发生中断的平均时间是否存在差异。具体结果如表7所示,在数字经济发展水平较高的组中,发生中断的平均时间显著长于数字经济发展水平较低的组。综上,检验结果为本文的假设1——地区层面数字经济发展水平对高新技术企业资格认定可能存在直接影响提供了侧面支持。

表 6 数字经济影响下凭借创新迎合行为通过认定的样本 T 检验

分组	样本量	创新迎合的平均次数	t 值	均质差异及显著性
Low Dige	8273	0.291	16.158	0.106***
High Dige	8262	0.185		

注:同表 2。

表 7 数字经济影响下认定中断时间的样本 T 检验

分组	被试总数	记录总数	中断总次数	被试发生中断的平均时间	均值差异及显著性
Low Dige	1865	2616	242	3.643	-0.199***
High Dige	1014	1862	135	3.841	

注:同表 2。

4. 更换变量的测量方式

对于自变量,前文以赵涛等(2020)构建的综合性指标测度了数字经济发展水平。此外,Bukht 和 Heeks(2017)认为数字经济应包括数字基建、数字产业化活动和产业数字化活动。因此,本文进一步将自变量更换为能够测度数字产业化的指标之一的数字产业业务规模(*Digital*,单位:万元/人)作为稳健性检验^①。相关数据来源于《中国统计年鉴》,回归结果详见附表 2 中的模型(1)。

对于因变量,前文的回归检验以恰好超过《管理办法》规定的研发投入标准(研发投入金额/营业总收入)1%作为企业创新迎合行为的定义。为避免可能的测量误差,本文进一步更换因变量的测量方法,首先,参考孙自愿(2021)的稳健性检验方法,调整高出《管理办法》规定的研发投入标准 0.5%为边界值,回归结果详见附表 2 中的模型(2)。其次,参考杨国超等(2017)的判定方法,当营业总收入小于 2 亿元时,公司研发投入占营业总收入之比在[4.0%,5.0%)时,*Inca2* 为 1,其余为 0;当营业总收入大于等于 2 亿元时,该比例在[3.0%,4.0%)时,*Inca2* 为 1,其余为 0。回归结果详见附表 2 中的模型(3)。

综上,附表 2 的结果表明,主要变量的回归系数与显著性均支持本文的假设 1,核心结论并未发生变化。

(三)异质性分析

数字经济抑制企业创新迎合行为的效果可能因企业自身特征和外部环境因素的不同而产生异质性,本文对此进行讨论。

第一,非国有企业更偏好以研发操纵手段迎合创新激励政策的门槛(杨国超等,2017)。原因在于,相比于国有企业所具有的政治基因,非国有企业在获得政策优惠上的难度更大(Allen 等,2005)。同时,非国有企业披露的非财务信息的真实性无法得到保证(沈红波等,2010;李健等,2020)。数字经济能够通过各种数字化媒介精准捕捉非国有企业真实的经营状况,从而对非国有企业创新迎合行为的监管和治理作用更大。

第二,受制于自身资金与技术能力,部分中小规模企业进行研发的根本原因是获得政府的研发补贴(康志勇,2018)。而规模较大的企业原本就更容易吸引监督方的关注,出于对企业的合法性和声誉的保护,大型企业管理层的机会主义行为可能相比中小型企业更少。数字经济下的协同管理

^① 感谢评审专家的宝贵意见。

能够强化中小规模企业内外部的监督制衡、减少管理层隐匿的信息,从而在中小规模企业中放大抑制企业创新迎合行为的边际效应。

第三,市场信号和政府信号共同影响着企业的创新决策(夏清华和黄剑,2019)。在低行业竞争环境中,由于缺少同质竞争的“标杆”效应,企业会面临更加严重的信息不对称问题,导致产业政策激励的选择偏差更严重(黎文靖和郑曼妮,2016)。数字经济的高速信息传播能够帮助企业快速全面地了解竞争对手的真实经营情况,督促企业更加努力地追赶整体市场发展,从而使激发其自主创新意识,减少传递虚假信号的创新迎合行为。

第四,营商环境的不充分发展会在一定程度上诱导企业产生不良表现(夏后学等,2019)。较弱的法律法规执行力和较高的信息搜寻成本导致了政府实质性审查的缺失,媒体对企业违法违规事件报道的公信力也较低,因此很难真正对企业实施有效的外部监督。构建新时代数字营商环境是破解经济社会生活中信息不对称问题的突破口(丁从明等,2024),通过提高企业触发道德风险的机会成本抑制企业采取不正当手段展开竞争的动机。

综上,本文选取企业产权性质(以公司实际控制人是否为国有企业衡量,是为1,否则为0)、企业规模(以企业年末总资产的自然对数衡量,按中位数分组,大规模企业赋值为1,中小规模企业赋值为0)、行业竞争程度(以行业内前四大公司所占市场份额衡量,按中位数分组,高行业竞争组赋值为1,低行业竞争组赋值为0)、营商环境发展水平(以《中国城市竞争力报告》中的城市综合经济竞争力指数衡量,按中位数分组,高营商环境赋值为1,低营商环境赋值为0)四个能够影响信息不对称的情境变量进行分组回归,检验结果如表8所示。在表8中,根据第(1)和(2)列,*Dige*的回归系数在非国有企业组中更显著。根据第(3)和(4)列,*Dige*回归系数的数值在中小规模企业中相对更大。根据第(5)和(6)列,*Dige*回归系数的数值在行业竞争较弱的组中相对更大。根据第(7)和(8)列,*Dige*回归系数在营商环境发展较差的组中更显著。综上,数字经济对企业创新迎合行为的抑制作用在非国有企业、中小规模企业、处于低行业竞争环境中的企业以及处于低营商环境中的企业更显著。

表 8		异质性分析的检验						
变量	非国有企业 (1)	国有企业 (2)	中小规模 企业 (3)	大规模 企业 (4)	行业竞争 较弱 (5)	行业竞争 较强 (6)	营商环境 发展较差 (7)	营商环境 发展较好 (8)
<i>Inca</i>								
<i>Dige</i>	-1.568*** (0.267)	0.568 (0.551)	-1.534*** (0.334)	-1.008*** (0.341)	-1.230*** (0.297)	-0.975** (0.396)	-2.378*** (0.546)	-0.512 (0.374)
组间差异	chi2(1)=24.137		chi2(1)=4.965		chi2(1)=38.003		chi2(1)=7.752	
检验 P 值	Prob>chi2=0.000		Prob>chi2=0.0260		Prob>chi2=0.000		Prob>chi2=0.005	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年度/行业/ 省份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	8572	2297	5763	5103	5620	5190	5876	3453

注:组间差异检验P值用来检验不同组别之间的*Dige*系数差异的显著性,采用Chow Test方法得到。其他同表2。

(四)作用机制分析

根据前文的分析,数字化经济发展水平与企业创新迎合行为关系的理论阐述主要基于企业与外界间的信息不对称程度的视角,因此,本文进一步实证检验信息不对称程度的作用机制,由此验

证本文的假设2。

近年来,一些学者指出中介效应按照传统的三步法检验可能会导致中介变量存在内生性问题(江艇,2022)。因此,为了缓解潜在内生性问题,本文选择将中介变量滞后一期、自变量滞后两期进行纠正。数字经济通过降低企业与外界间的信息不对称程度影响企业创新迎合行为的回归结果如表9所示。模型(1)与前文一致,验证了数字经济发展能够抑制企业创新迎合行为。模型(2)中数字经济发展水平与信息不对称程度在10%的水平上显著负相关,说明了数字经济发展确实有助于降低企业与外界间的信息不对称程度。模型(3)中加入信息不对称程度变量后,数字经济发展水平对企业创新迎合行为的回归系数在5%的水平上显著,这说明信息不对称程度的降低是数字经济发展抑制企业创新迎合行为的内在作用机制之一。本文的假设2得以验证。为了保证结论的稳健性,本文进一步参考中介效应检验方法,考虑到结构方程模型(SEM)能够解决相关性分析中无法得到的因果关系以及区别直接和间接作用,而广义结构方程模型(GSEM)能够在上述基础上适用结果或中介变量是非连续变量(二元、序数、计数等)的情形,因此本文使用广义结构方程模型(GSEM)对机制检验进行补充。结果显示,间接效应在5%的水平上显著,说明企业与外界间的信息不对称程度这一作用机制成立。

表9 企业与外界间信息不对称程度的机制检验

变量	(1) <i>Inca</i>	(2) <i>ASY</i>	(3) <i>Inca</i>
<i>Dige</i>	-1.226*** (0.233)	-0.046* (0.027)	
<i>L2.Dige</i>			-0.691** (0.330)
<i>L.ASY</i>			0.726*** (0.159)
控制变量	是	是	是
年度/行业/省份固定	是	是	是
GSEM 检验(Z值)		-2.080**	
样本量	10912	10868	7125

注:同表2。

缓解信息不对称是本文提出的数字经济发展对企业创新迎合行为影响的作用机制,本文已经对其进行了检验。然而本文在理论阐述中是从政府管理、媒体监督两方面阐述了数字经济降低信息不对称的作用,因此有必要进一步从政府管理效率、媒体监督两方面直接检验数字经济发展对企业创新迎合行为影响的作用^①。其中,对于政府管理效率(*Efficiency*),本文参考吴江和吴涛(2022)构建的衡量地方政府治理能力的综合指标,选取其中的一级指标政府绩效作为本文的内在作用变量之一。政府绩效由财政支出规模和行政效率两个二级指标构成,并采用熵值法来确定其权重。相关研究数据来自各省统计年鉴。对于媒体关注程度(*Tmedia*),本文参考王福胜等(2021),用媒体报道的新闻数量来衡量。考虑到网络媒体是当今大众接收信息的主要渠道,本文以全年网络媒体报道数加1取自然对数来衡量媒体关注程度。相关研究数据来自CNRDS数据库。

回归结果如表10所示。模型(2)和(3)、(4)和(5)分别检验了政府管理效率、媒体关注作为数字经济发展抑制企业创新迎合行为的作用机制是否成立。模型(2)和(4)表明数字经济发展确实有

① 感谢评审专家的宝贵意见。

助于提升政府的行政管理效率和媒体对企业的关注程度,模型(3)和(5)说明政府管理效率和媒体关注程度的提升是数字经济抑制企业创新迎合行为的内在作用机制。

表 10 政府管理效率、媒体关注程度的作用机制检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Inca</i>	<i>Efficiency</i>	<i>Inca</i>	<i>Tmedia</i>	<i>Inca</i>
<i>Dige</i>	-1.226*** (0.233)	0.052*** (0.004)		0.154* (0.090)	
<i>L2.Dige</i>			-0.776** (0.317)		-0.725** (0.330)
<i>L.Efficiency</i>			-2.719** (1.384)		
<i>L.Tmedia</i>					-0.089** (0.044)
控制变量	是	是	是	是	是
年度/行业/省份固定	是	是	是	是	是
GSEM 检验(Z 值)			-1.766*		-1.656*
样本量	10912	10552	7708	10696	7121

注:同表 2。

六、进一步分析

(一)数字经济发展水平分维度检验

数字经济发展水平的五个维度分别影响企业创新迎合行为的回归结果详见附表 3。可以看出,互联网普及率(*Internet*)、相关从业人员情况(*Employee*)、相关产出情况(*Service*)、移动电话普及率(*Phone*)、数字金融发展(*Findex*)均对企业创新迎合行为有着显著的抑制作用。进一步比较发现,模型(6)显示仅有相关从业人员情况(*Employee*)的系数显著为负。可能的解释是,2020 年中国数字经济就业发展研究报告指出,作为数字经济发展的必要基础之一,数字产业从业人员在推动互联网发展进程中起着不可或缺的作用。数字产业从业人员既拥有人工智能、机器算法等颠覆性数字技能,又拥有计算机网络、软件测试等基础性数字技能,成为线上技术研发与软件平台研制的关键主体。因此,数字经济发展派生出了大量的数字产业职业需求,技术变革为降低企业与外界间信息不对称带来了可能,从而配合政府、媒体等监管主体抑制企业创新迎合行为。

(二)经济后果分析

前述分析揭示了数字经济对企业创新迎合行为的抑制作用、情境效应以及影响路径,本部分参考董松柯等(2023),考察数字经济直接以及通过规范企业创新迎合行为间接对企业创新产出的影响。由于专利从申请到获得存在时间差,专利申请量更能合理地衡量企业当年的创新成果(应千伟和何思怡,2022),因此分别以当期与未来一期的企业发明专利申请量加以测度,并采用 poisson 回归估计。数字经济对企业创新产出的影响详见附表 4。前两列中数字经济发展水平(*Dige*)的系数均显著为正,且企业创新迎合行为(*Inca*)系数为负,表明数字经济发展在直接提高企业发明专利申请量的同时,也可以通过降低企业创新迎合行为间接提高企业创新产出。同时,后两列揭示了数字经济发展水平对于企业未来创新产出的积极影响,结果表明数字经济发展水平对企业创新产出的影响具有持续性,不仅有助于直接提高企业未来创新产出,同时能够缓解企业创新迎合行为对未来创新产出的负向持续影响。

七、研究结论与政策建议

(一)研究结论

2022年1月,《“十四五”数字经济发展规划》的提出再次彰显了数字经济在激发中国经济发展动能中的关键作用。企业作为数字经济发展的参与者和受益者,一直困扰着政府的创新迎合行为能否被数字经济克服,目前结论仍然是未知的。在此背景下,本文以2008~2020年上市高新技术企业为研究样本,基于信息不对称理论的视角,首次探究了数字经济对企业创新迎合行为的影响,并检验了数字经济抑制企业创新迎合行为的情境效应、作用机制以及经济后果,探寻政府政策激励政策下企业走出创新迎合困境的路径。本文的主要研究结论为:地区数字经济发展显著抑制了该地区企业创新迎合行为,通过各种稳健性检验后,该结论仍然成立,并且发现这种作用主要来自数字产业相关从业人员的增加;对于非国有企业、中小规模企业、处于低行业竞争环境中的企业和处于低营商环境中的企业,数字经济抑制企业创新迎合行为的作用更明显;企业与外界间的信息不对称程度的降低是数字经济抑制企业创新迎合行为的作用机制之一;数字经济既能直接影响企业创新产出,也能在降低企业创新迎合行为的同时,间接改善由此产生的创新产出下降的问题。

(二)政策建议

第一,各级政府应坚定推进数字中国建设,打通经济社会发展的信息“大动脉”,引导各类要素充分流动。同时,还应以数字经济引领产业发展,坚持创新是第一动力,进一步巩固信息技术为创新激励政策有效落实带来的巨大优势。值得注意的是,大数据的真正价值在于数据分析,信息使用者应当关注数据价值而非数据本身,在财务数据并不能反映企业全貌的现实背景下,可以利用机器学习和风险控制模型等实时了解跟踪企业的研发动态和创新质量,强化对企业高新技术资质的阶段性审查,特别是对于研发密度处于《管理办法》操纵区间内的企业,从而有效预防和及时发现其创新迎合行为。

第二,数字经济发展应充分赋能政府、媒体等监管主体,打破与企业间的信息壁垒。政府应借助数字经济带来的技术优势加速完善政务服务体系、优化行政审批服务,从过去各自为政的工作模式转向跨部门的整体型协同合作。这不仅是政府向数字形态演进的自我调适,也是更好发挥政府对企业逆向选择行为的监督和查处作用的必然选择。除了政府掌握着行政审批的主动权之外,还应当引入包括媒体监督在内的其他治理机制,集中社会各阶层力量,扩大政务覆盖人群,实现政府和市场两大机制协调运行、互利互通。应积极完善促进数字经济发展的软硬件设施,利用移动互联网积极接入数字平台以扩展信息边界,在各平台开设官方政务账号及时关注舆论,实现大数据与社会治理的深度融合,使创新激励政策更多地发挥其积极的一面。

第三,应因企制宜、因地制宜地实施差异化的数字经济发展战略,有针对性地推动数字技术和实体经济深度融合。一方面,非国有企业和中小企业作为经济发展的生力军,在激发创新、刺激增长等方面起着重要作用,数字经济发展应重点向这些企业倾斜,最大限度地发挥其抑制企业创新迎合行为的效用。另一方面,应加快营造数字经济发展所需的外部环境,“数智化”成为关键方向之一。各级政府应以促进企业高质量创新为导向,丰富市场中的企业信用数据和关键财务信息,优化相关的科学立法体系,在市场准入、审批许可、研发创新等方面为各类市场主体创造充足的发展空间。随着时代发展,数字经济跨时空信息传播与共享将成为国家治理体系现代化的重要组成部分。

第四,考虑到以《管理办法》为代表的税收优惠政策在数字经济发展不足地区的积极效应还有待深化,这预示着应当根据各地的数字经济发展水平实施差异化的创新激励政策,构建企业的骗补、迎合政策等“伪创新”行为的预防和惩戒机制。例如,程虹和钟光耀(2018)、应千伟和何思怡(2022)建议,应推广“科技券”等“事后审核”的补助制度,加强对企业创新成果的甄别;孙自愿等(2021)认为,相比研发费用加计扣除政策,政府财政补助政策能够为有潜力的企业提供公平竞争的机会,通过鼓励企业相互竞争筛选掉不具备创新能力的迎合企业,从而使得政策红利落到实处。此外,也应当基于现有制度进一步完善《管理办法》,可以根据企业研发创新活动的难度、深度以及潜在市场价值进行细化,加大对高质量创新成果的资助力度,推动企业实质性创新进程。

参考文献

- [1]安同良,周绍东,皮建才.R&D补贴对中国企业自主创新的激励效应[J].经济研究,2009,44(10):87~98+120.
- [2]陈德球,胡晴.数字经济时代下的公司治理研究:范式创新与实践前沿[J].管理世界,2022,38(6):213~240.
- [3]陈强远,林思彤,张醒.中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量[J].中国工业经济,2020,(4):79~96.
- [4]程虹,钟光耀.科技创新政策绩效为何被扭曲:基于企业迎合的实证解释——来自“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)的经验证据[J].广东社会科学,2018,(2):29~39.
- [5]戴小勇,成力为.产业政策如何更有效:中国制造业生产率与加成率的证据[J].世界经济,2019,42(3):69~93.
- [6]邓达,潘光曦,林晓乐.我国数字经济发展对地方财政可持续性的影响[J].当代财经,2021,(9):38~52.
- [7]丁从明,王聪,陈昊.优化城市营商环境促进南北经济均衡发展——限制经济秩序向开放经济秩序的演进[J].数量经济技术经济研究,2024,41(1):110~129.
- [8]董松柯,刘希章,李娜.数字化转型是否降低企业研发操纵?[J].数量经济技术经济研究,2023,40(4):28~51.
- [9]顾元媛,沈坤荣.地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析[J].中国工业经济,2012,(10):77~88.
- [10]郭炳南,王宇,张浩.数字经济发展改善了城市空气质量吗——基于国家级大数据综合试验区的准自然实验[J].广东财经大学学报,2022,37(1):58~74.
- [11]何枫,刘贯春.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,2022,39(12):111~131.
- [12]洪永淼,汪寿阳.大数据如何改变经济学研究范式?[J].管理世界,2021,37(10):40~55+72+56.
- [13]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.
- [14]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.
- [15]康志勇.政府补贴促进了企业专利质量提升吗?[J].科学学研究,2018,36(1):69~80.
- [16]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.
- [17]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.
- [18]李健,江金鸥,陈传明.包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系:基于中国A股上市企业的证据[J].管理科学,2020,33(6):16~29.
- [19]李万福,杜静,张怀.创新补助究竟有没有激励企业创新自主投资——来自中国上市公司的新证据[J].金融研究,2017,(10):130~145.

- [20]李维安,李浩波,李慧聪.创新激励还是税盾?——高新技术企业税收优惠研究[J].科研管理,2016,37(11):61~70.
- [21]李彦龙.税收优惠政策与高技术产业创新效率[J].数量经济技术经济研究,2018,35(1):60~76.
- [22]林毅夫.产业政策与我国经济的发展:新结构经济学的视角[J].复旦学报(社会科学版),2017,59(2):148~153.
- [23]刘毛桃,方徐兵,李光勤.政府数字关注与企业数字创新——来自政府工作报告文本分析的证据[J].中国经济学,2023,(3):111~142+350~352.
- [24]刘权.数字经济视域下包容审慎监管的法治逻辑[J].法学研究,2022,44(4):37~51.
- [25]陆国庆,王舟,张春宇.中国战略性新兴产业政府创新补贴的绩效研究[J].经济研究,2014,49(7):44~55.
- [26]毛其淋,许家云.政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J].中国工业经济,2015,(6):94~107.
- [27]聂爱云,潘孝虎.数字经济能否提升地方政府治理能力?——基于中国275个城市2011~2019年面板数据的实证检验[J].经济社会体制比较,2023,(6):109~120.
- [28]邱洋冬.选择性产业政策如何影响企业绩效——来自高新技术企业资质认定的经验证据[J].广东财经大学学报,2020,35(3):70~83.
- [29]邱子迅,周亚虹.数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析[J].财经研究,2021,47(7):4~17.
- [30]任保平,何厚聪.中国式现代化新征程中我国数字经济创新体系的构建[J].上海经济研究,2022,(12):17~26.
- [31]尚洪涛,房丹.政府补贴、风险承担与企业技术创新——以民营科技企业为例[J].管理学刊,2021,34(6):45~62.
- [32]沈红波,寇宏,张川.金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J].中国工业经济,2010,(6):55~64.
- [33]孙伟增,毛宁,兰峰,王立.政策赋能、数字生态与企业数字化转型——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J].中国工业经济,2023,(9):117~135.
- [34]孙自愿,周翼强,章砚.竞争还是普惠?——政府激励政策选择与企业创新迎合倾向政策约束[J].会计研究,2021,(7):99~112.
- [35]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.
- [36]唐玮,蔡文婧,崔也光.“诚信”文化与企业创新[J].科研管理,2020,41(4):11~22.
- [37]万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020,(1):71~83.
- [38]万源星,许永斌,许文瀚.加计扣除政策、研发操纵与民营企业自主创新[J].科研管理,2020,41(2):83~93.
- [39]王福胜,王也,刘仕煜.网络媒体报道对盈余管理的影响研究——基于投资者异常关注视角的考察[J].南开管理评论,2021,24(5):116~129.
- [40]吴江,吴涛.财政透明度、地方政府治理能力与区域创新[J].统计与决策,2022,38(15):149~153.
- [41]吴伟伟,张天一.非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究[J].管理世界,2021,37(3):137~160+10.
- [42]吴文洋,唐绅峰,韦施威.社会责任、媒体关注与企业财务风险——基于中国上市公司的经验证据[J].管理学刊,2022,35(1):124~141.
- [43]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,54(4):84~98.
- [44]夏清华,黄剑.市场竞争、政府资源配置方式与企业创新投入——中国高新技术企业的证据[J].经济管理,2019,41(8):5~20.
- [45]谢文栋.“新基建”与城市创新——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].经济评论,2022,(5):18~34.
- [46]谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17

(4):1557~1580.

- [47]徐巍,陈冬华.自媒体披露的信息作用——来自新浪微博的实证证据[J].金融研究,2016,(3):157~173.
- [48]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.
- [49]杨国超,芮萌.高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J].经济研究,2020,55(9):174~191.
- [50]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.
- [51]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.
- [52]叶光亮,程龙,张晖.竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府[J].中国工业经济,2022,(1):74~92.
- [53]应千伟,何思怡.政府研发补贴下的企业创新策略:“滥竽充数”还是“精益求精”[J].南开管理评论,2022,25(2):57~69.
- [54]于蔚,汪淼军,金祥荣.政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J].经济研究,2012,47(9):125~139.
- [55]余明桂,范蕊,钟慧洁.中国产业政策与企业技术创新[J].中国工业经济,2016,(12):5~22.
- [56]张瀚禹,吴振磊.高新技术企业认定如何影响企业创新行为——基于模糊断点回归的经验证据[J].经济管理,2022,44(6):63~81.
- [57]张杰,高德步,夏胤磊.专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J].中国工业经济,2016,(1):83~98.
- [58]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.
- [59]张文魁.数字经济的内生特性与产业组织[J].管理世界,2022,38(7):79~90.
- [60]张泽一,赵坚.产业政策实施效果的分析与述评[J].中国流通经济,2008,(7):28~30.
- [61]张子余,杨丹,张碧秋.高新技术企业资格认定过程中的费用操控行为研究[J].南开管理评论,2019,22(5):155~164.
- [62]章元,程郁,余国满.政府补贴能否促进高新技术企业的自主创新?——来自中关村的证据[J].金融研究,2018,(10):123~140.
- [63]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.
- [64]周海涛,林映华.政府支持企业科技创新市场主导型政策构建研究——基于“市场需求—能力供给—环境制度”结构框架[J].科学学与科学技术管理,2016,37(5):3~16.
- [65]周泽将,汪顺,张悦.知识产权保护与企业创新信息困境[J].中国工业经济,2022,(6):136~154.
- [66]庄芹芹,林瑞星,罗伟杰.宽容失败与企业创新——来自国有企业改革的证据[J].经济管理,2022,44(4):23~44.
- [67] Allen F., Qian J., Qian M., 2005, *Law, Finance, and Economic Growth in China* [J], *Journal of Financial Economics*, 77 (1), 57~116.
- [68] Bloom N., Griffith R., Van Reenen J., 2002, *Do R&D Tax Credits Work? Evidence from a Panel of Countries 1979~1997* [J], *Journal of Public Economics*, 85 (1), 1~31.
- [69] Bronzini R., Iachini E., 2014, *Are Incentives for R&D Effective? Evidence from a Regression Discontinuity Approach* [J], *American Economic Journal: Economic Policy*, 6 (4), 100~134.
- [70] Bukht R., Heeks R., 2017, *Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy* [R], Centre for Development Informatics Working Paper, No.68, Manchester.
- [71] Chen Z., Liu Z., Suárez Serrato J. C., Xu D. Y., 2021, *Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China* [J], *American Economic Review*, 111 (7), 2065~2100.
- [72] Demertzis M., Merler S., Wolff G. B., 2018, *Capital Markets Union and the fintech opportunity* [J], *Journal of*

Financial Regulation, 4 (1), 157~165.

[73] Dyck A., Morse A., Zingales L., 2010, *Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?* [J], Journal of Finance, 65 (6), 2213~2253.

[74] Dyck A., Zingales L., 2004, *Private Benefits of Control: An International Comparison* [J], Journal of Finance, 59 (2), 537~600.

[75] Gomber P., Kauffman R. J., Parker C., Weber B. W., 2018, *On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption, and Transformation in Financial Services* [J], Journal of Management Information Systems, 35 (1), 220~265.

[76] Hall B. H., Harhoff D., 2012, *Recent Research on the Economics of Patents* [J], Annual Review Economics, 4, 541~565.

[77] Joe J. R., Louis H., Robinson D., 2009, *Managers' and Investors' Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness* [J], Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44 (3), 579~605.

[78] Lach S., 2002, *Do R&D Subsidies Stimulate or Displace Private R&D? Evidence from Israel* [J], Journal of Industrial Economics, 50 (4), 369~390.

[79] Liu D., Chen T., Liu X., Yu Y., 2019, *Do More Subsidies Promote Greater Innovation? Evidence from the Chinese Electronic Manufacturing Industry* [J], Economic Modelling, 80, 441~452.

[80] Stiglitz J. E., Lin J. Y., Monga C., 2013, *The Rejuvenation of Industrial Policy* [R], World Bank Policy Research Working Paper, No. 6628.

[81] Tong T. W., He W., He Z. L., Lu J., 2014, *Patent Regime Shift and Firm Innovation: Evidence from the Second Amendment to China's Patent Law* [R], Academy of Management Proceedings, 1, 14174.

[82] Wang Y., Stuart T., Li J., 2021, *Fraud and Innovation* [J], Administrative Science Quarterly, 66 (2), 267~297.

[83] Wang K., Zhang X., 2021, *The Effect of Media Coverage on Disciplining Firms' Pollution Behaviors: Evidence from Chinese Heavy Polluting Listed Companies* [J], Journal of Cleaner Production, 280, 123035.

[84] You J., Zhang B., Zhang L., 2018, *Who Captures the Power of the Pen?* [J], Review of Financial Studies, 31 (1), 43~96.

Digital Economy and Firms' Innovation Catering Behavior: An Empirical Study on Information Alleviating the Distortion Effects of Policies

LI Jian ZHAO Lexin YAO Nengzhi BAI Junhong

(School of Business, Nanjing Normal University)

Summary: The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China pointed out that “innovation is the core element in the overall situation of China’s modernization, and we should insist on optimizing the allocation of innovation resources, deepening the reform of the science and technology system, and enhancing the overall effectiveness of the national innovation system.” On the way to becoming an innovation powerhouse, the government’s innovation incentive policies have not only injected new vitality and motivation into firms’ R&D and innovation but also led to the innovation challenge of firms using information advantages to adopt innovative catering behavior, counteracting the original intention of policies. In recent years, China’s digital economy has achieved rapid growth with the rise of the technological revolution and the guidance of national policies and served as an important

driving force for promoting high-quality economic development. However, whether the digital economy can inhibit firms' innovation catering behavior remains unanswered, and it is of great significance for understanding the interaction between government and firms against the background of government innovation incentive policies in the digital economy era.

For a long time, China has attached great importance to the development of high-tech firms and put forward clear requirements for their recognition conditions. Therefore, considering the reform of high-tech firms' recognition conditions in 2008, this study selects Chinese listed high-tech firms from 2008 to 2020 as the sample. Based on the information asymmetry theory, this study explores the direct effects, contextual effects, mechanisms, and economic effects of the digital economy on firms' innovation catering behavior. The research results reveal that the development of the regional digital economy can inhibit the innovation catering behavior of local firms, and this inhibiting effect is mainly attributed to the increase in the number of employees in the digital industry. The heterogeneity analysis reveals that the inhibiting effect of the digital economy on innovation catering behavior is stronger for non-state firms, small and medium-sized firms, firms in a low competition environment, and firms in a low marketization environment. The mechanism test indicates that the inhibiting effect of the digital economy on innovation catering behavior is achieved by reducing information asymmetry between firms and the market. For the economic impacts, the digital economy not only directly affects firms' innovation output but also indirectly improves their innovation output by reducing their innovation catering behavior.

The contributions of this study lie in four aspects. First, regarding the research perspective, this study focuses on the strategic interaction between government policies and firms' behavior and combines the digital economy with firms' innovation catering behavior to build a linkage mechanism between the digital economy development and industrial policy implementation. It responds to the call in recent studies for more investigation into "how to ensure that the implementation of government innovation incentives does not counteract the original intentions of policies." Second, there are few empirical studies on the mediating mechanism of information asymmetry in the existing literature. Through large sample data, this study further supports the application of information asymmetry theory in digital economy research, enriching the research results of the digital economy to break the "information silo" phenomenon. Third, this study empirically examines the direct and indirect effects of the digital economy on firms' innovation output and provides theoretical evidence for the economic impacts of the digital economy inhibiting firms' innovation catering behavior. Finally, for the practical significance, this study not only provides a possible explanation and a solution for the issues of "high input, high quantity, weak quality and low efficiency" of current scientific and technological innovation practice but also provides a new perspective and micro-level evidence for reducing firms' innovation catering behavior and improving the policy of identifying high-tech firms.

Keywords: Digital Economy; Innovation Catering Behavior; Information Asymmetry; Industrial Policy

JEL Classification: G14; G38; O32

(责任编辑:李兆辰)