

链长制如何“链”出企业技术创新

詹新宇， 梁蓝心

[摘要] 创新驱动是中国目前正在深入实施的发展战略。链长制作为产业链治理新政策,能否既稳定产业链又增强企业创新活力,帮助企业技术创新在频繁的外部冲击下“企稳”和“上升”?深入分析这一问题对支持构建全面创新体制机制具有重要现实意义。本文手工收集了中国各地区实行链长制政策的产业链相关信息,将其与2012—2022年A股上市公司以及发明专利数据进行匹配,通过建立多期双重差分模型,实证检验了链长制政策对企业技术创新的影响。结果发现:链长制政策促进了企业技术创新,经过一系列稳健性检验后,该结论依然成立。链长制政策促进企业技术创新的机制主要体现在产业链和企业两个层面。在产业链层面,通过缓解产业链“长鞭效应”、稳固上下游供需关系,提高产业链稳定性,促进企业技术创新;在企业层面,通过缓解融资约束、降低研发不确定性、吸引研发人员,为企业创新赋能,促进企业技术创新。异质性分析表明,链长制政策对于营商环境较好地区、竞争程度较强行业以及所有权性质属于国有的企业的技术创新促进效应更显著。进一步讨论发现,链长制政策可以促进关键核心领域企业的技术创新,有效缓解关键核心技术“卡脖子”的困境。本文的研究结论有助于深入理解链长制政策实施效果,并为完善链长制政策设计、推动企业技术创新提供参考。

[关键词] 链长制； 企业技术创新； 产业链稳定性； 关键核心技术

[中图分类号] F273 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2024)11-0137-19

一、引言

在全球化和技术快速发展的经济环境中,企业技术创新已成为推动经济增长和维持竞争优势的核心动力。党的二十大报告指出,要加快实施创新驱动发展战略,强化企业科技创新主体地位,发挥科技型骨干企业引领支撑作用,营造有利于科技型中小微企业成长的良好环境,推动创新链产业链资金链人才链深度融合。党的二十届三中全会进一步强调,要加强关键共性技术、前沿引领技术、现代工程技术、颠覆性技术创新。企业技术创新除了受到自身内部资源影响以外,还会受到企业外部产业链环境的影响(武威等,2024)。当前,在多重外部冲击的影响下,中国经济循环稳定性

[收稿日期] 2024-06-14

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“以高质量发展推进现代化建设的核心要求与制度保障研究”(批准号23ZDA027)。

[作者简介] 詹新宇,北京工商大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士;梁蓝心,北京工商大学经济学院博士研究生。通讯作者:梁蓝心,电子邮箱:lianglx666@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

遭受冲击,产业链供应链“卡点”“堵点”“断点”问题集中显现,关键技术、零部件等面临着“卡脖子”问题,企业技术创新受到诸多限制(刘志彪和孔令池,2021)。

产业政策是政府引导企业面对外部冲击、促进经济转型升级的重要举措。中国曾出台过一系列产业政策,这些产业政策在对中国经济发展的各个方面产生深远影响的同时,其政策目标和实施方式随经济发展阶段的变化而适时调整。改革开放以来,中国经济长期处于高速发展阶段,产业政策旨在“做大”产业规模。党的十九大报告提出,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,产业政策逐渐转向“做强”“做新”相关产业。2024年《政府工作报告》提出,要大力推进现代化产业体系建设,加快发展新质生产力。这更是逐渐将当前的产业政策目标聚焦到发展新技术、新产业上。要实现这一目标,产业政策的实施方式应更好发挥政府与市场“两个积极性”,将有为政府与有效市场有机结合起来。以往实行的产业政策大多是地方政府起主导作用,按照追求最大化经济增长的目标,挑选能带来巨大经济收益或有发展潜力的企业作为扶持对象,并将现有资源向其倾斜(刘志彪和孔令池,2021)。尽管政府可以通过相关部门收集大量的信息制定产业政策,一定程度上弥补了产业发展过程中面临的信息不完全等问题,但政府并非市场的参与者,也并不一定比市场主体更“聪明”、更了解市场走向,若是颁布过度干涉市场的政策,往往会扭曲市场机制;市场也并非万能的,一味地依靠市场决定资源的分配,很可能会造成产能过剩或过度波动等问题,无法达到资源的最有效配置(Rodrik,1996)。

因此,既要充分依靠政府出台具有指导性的产业政策来弥补市场失灵、负外部性等缺陷,纠正市场摩擦,提高市场配置资源的有效性,又要防止政府过度干扰市场运行,形成市场壁垒,扭曲市场机制。如何在两者中取得平衡,建立一个有为政府和有效市场相结合的产业体系十分关键。基于此,链长制政策作为一项创新性产业政策应时而生。链长制政策主要由两部分组成:“链长”,通常为各地区市长担任;“链主”,为各产业链上的龙头企业。产业链上的龙头企业通过市场竞争自然形成,当产业链上企业之间的自组织机制失效,出现产业链“断链”“短链”时,“链长”才会制定相应措施对产业链进行“补链”“延链”,提高产业链的稳定性。可以发现,链长制政策强调发挥市场自发调节产业链上各企业发展的作用,政府对产业链运行机制发挥的是补充作用,而非替代作用(刘志彪和孔令池,2021)。另外,结合链长制政策的出台背景,其一定程度上是一种外部环境倒逼下的政策被动变革,链长制政策的目标主要针对的是在频繁的外部冲击影响下产业链变得脆弱这一问题,但产业链不稳定“症状”表象背后的深层次问题在于企业创新能力不足。通常而言,企业进行技术创新需要一个稳定的外部环境(武威等,2024),若链长制政策能够在破除企业“外患”困境、稳定产业链的同时,还能够进一步解决企业“内忧”问题、增强企业创新活力,则该政策就是一个帮助企业创新水平“企稳”和“上升”的“一石二鸟”之策。鉴于此,从现实角度出发,本文将不止于探讨链长制政策在稳定产业链上的作用,且进一步分析其能否促使企业突破技术限制,“链”出企业技术创新,实现对产业链不稳定的“标本兼治”效果。对以上问题的深入探讨,能够更加全面地评估链长制政策的多维度效应,并明晰其在协调多层次战略布局中的潜在作用,为推进健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度,以及构建支持全面创新体制机制之间的战略协同提供理论和经验支撑。

从已有文献看,许多研究都关注链长制政策这一制度创新,但学术界对该政策的研究目前主要集中在定性分析,如链长制政策的理论内涵(中国社会科学院工业经济研究所课题组,2022)、实施功能(刘志彪和孔令池,2021)、链长职能培育(胡登峰等,2024)等。尽管有少部分学者对链长制的政策效应进行系统性的实证研究,如链长制政策对产业链现代化的影响(孟祺,2023)以及对新质生产力发展的影响(刘洪铎等,2024)等,但是关于链长制政策如何通过产业链整合促进企业技术创新

的研究仍有待进一步分析。

已有研究表明,政府的政策引导能够对企业创新活动产生很大的影响。一方面,因为创新是一项周期长、风险高、需要稳定资金支持的活动,这些特征导致企业进行创新活动时容易失败(Hall and Rosenberg, 2010),由此带来企业创新动力不足;另一方面,企业创新活动的产出若以知识产品形态表现出来,其收益无法被私人完全占用(Arrow, 1962),因此,具有很强的正外部性,致使企业创新活动的边际收益小于社会边际收益,削弱了企业开展创新的动力(郭玥, 2018)。从新古典经济学主义出发,由于企业的创新活动具有高风险性,创新产出具有外部性,容易导致“市场失灵”问题,需要政府介入和干涉。孙薇和叶初升(2023)从政府引导企业创新的需求侧出发,研究政府采购政策如何牵动企业创新,发现政府创新采购不仅促进了企业创新,而且还能与政府从供给侧方向实施的创新补贴政策产生协同效应,共同促进企业创新;吴超鹏和严泽浩(2023)从政府引导企业创新的供给侧出发,研究政府基金引导对企业核心技术突破的影响,发现政府基金引导可以促进企业突破核心技术瓶颈,实现关键技术创新。也有不少学者研究产业政策对企业创新的作用,但给出的结论并不一致。Aghion et al.(2015)构建了理论模型,认为产业政策可以缓解由于行业竞争中的“垄断替代效应”而导致的企业创新动力不足问题,政府可以通过免税期或其他税收补贴计划,加强对企业创新的激励。郭玥(2018)进一步构建理论模型验证了创新补助政策激发企业创新的机制作用,发现政府创新补助通过信号传递机制有效促进了企业实质性创新产出。然而,安同良等(2009)研究发现,政府与企业之间存在的信息不对称性,会导致政府无法掌握企业进行创新活动的真实信息,企业通过将自己包装成符合创新补贴条件的对象,进而向政府“骗补”,该策略性行为不仅削弱了创新补贴对企业的激励效应,还可能产生“逆向”激励作用。尽管已有文献探讨了政府政策引导对企业技术创新的影响,但关于链长制政策如何影响企业技术创新尚未可知。另外,上述文献大多只论证了政策通过影响企业内部资源,进而影响企业技术创新的机制,而少有文献探讨政策通过影响企业所处产业链进而影响企业技术创新的机制路径。而链长制政策的实施,为本文在同一政策框架下同时识别这两类机制提供了有效依托,对这一问题的深入分析,有助于从理论和经验层面把握和理解政府政策引导企业技术创新的机理。

综上,基于现实问题和已有研究,链长制作为产业政策的制度创新,其实施目的需要兼顾表象问题和源头问题,而要使得两个问题能够同时受力、一体推进,一方面要了解链长制政策让产业链重回稳定,破除企业“外患”困境产生的创新效应有多大,另一方面要厘清链长制政策为企业创新赋能,解决企业“内忧”问题产生的创新效应程度,以此才能全面评估链长制的政策效应。因此,本文检验链长制政策对企业技术创新的影响作用,并从产业链和企业两个层面检验链长制政策对企业技术创新的潜在影响机制。另外,链长制政策的实施方式和实施对象具有市场的自发选择和政府部门的全局协调相结合、因地制宜制定细化策略、依靠市场选择目标企业等特征,据此,本文还从营商环境、行业竞争程度、企业所有权性质、关键核心技术领域等多个方面,进一步讨论链长制政策实施过程中政府与市场关系,以及参与企业类型差异带来的不同政策效果。

与现有研究相比,本文的主要边际贡献表现为:①链长制作为产业链治理新政策,识别其对企业技术创新的影响及机理,能够为提升产业链安全水平制度及支持全面创新体制机制之间的战略协同提供理论和经验支撑。②有别于已有文献主要从省级、地市级等宏观层面研究链长制的政策效应,本文不仅从企业层面研究链长制政策影响企业技术创新的机制效应,还从产业链层面研究了链长制政策影响企业技术创新的机制效应。这一机制拓展了链长制政策对于企业技术创新的作用渠道,有助于完善链长制政策的相关理论。③识别链长制政策普遍的创新效应,同时结合外部冲击

日益增多的现实背景,对特定的关键核心技术领域的创新效应进行识别,强化政策讨论的现实意义。

二、政策背景

链长制政策作为新发展格局下中国特色产业政策,与中国过去多个时期所推行的产业政策具有较大差异,这些差异主要体现在产业政策的实施目的、实施方式和实施对象等方面。实施目的上,过去大多数的产业政策服从追赶型经济体系,主要以扶助“做大”技术进步快、生产率上升速度高的产业部门为主要目的。实施方式上,过去大多数的产业政策通常为政府直接干预资源分配,通过挑选“赢家输家”的方式实施产业政策。这种方式在追求经济高速增长的体系中可以通过政府的直接扶持帮助产业快速发展,追赶其他国家和地区的发展速度。实施对象上,过去大多数的产业政策通常为无差别的选择性产业政策,上级号召支持某产业,则全国各地的基层个体,包括政府、企业、金融机构等,都会将资源指向该产业,其弊端也是显然的。各地区无视当地资源禀赋的差异,以“大水漫灌”的方式将所有资源倾斜在特定产业上,造成产业结构不合理。

与过去的产业政策相比,链长制政策具有鲜明的特征。首先,链长制政策的实施目的旨在打造自主可控、安全可靠的产业链供应链。链长制政策的出台不仅是帮助“做大”某些产业,更是为了应对供应链脱钩断裂风险、顺势而为出台的应对之策,是加快构建新发展格局主动布局下的关键举措。其次,链长制政策的实施方式强调市场与政府的有机结合,在外部冲击增多的市场环境中,企业和政府之间目标高度一致,能够构建更加紧密和协调的共同体关系,实现激励相容。在链长制政策实施过程中,既有效发挥政府在资源全局调度协调等方面的优势,又引导企业自发地深入参与到补链强链行动,政府针对性地为链上企业排解困难,促进政府与市场间的关系优化调整,达到更有利于产业链稳定、更有助于激发企业活力的最优平衡。最后,链长制政策的实施对象主要为在市场竞争下表现突出的专精特新“小巨人”企业、产业链领航企业等优质企业,各地区政府因地制宜、因企施策给予政策帮扶,能够防止“一哄而上”“泡沫化”,同时也能避免政策口径太大带来的“大水漫灌”等问题。

链长制政策的实施大致可以分为三个阶段。第一个阶段为地方自主探索期。湖南省长沙市于2017年首次实施链长制政策。2018年,湖南省湘潭市等多个地区学习长沙市成功探索的链长制经验,开始推行该政策。该阶段的主要特征为各地区结合自身禀赋,自发地摸索适合本地产业发展的链长制模式,政策的主要目标为提高本地区产业链供应链的竞争力,但政策延伸辐射的区域和产业范围比较有限。第二个阶段为政策逐步推广期。2019年,浙江省成为首个在全省范围内推行链长制政策的省份。之后,广西壮族自治区也印发相关方案,开始推行链长制政策。该阶段的主要特征为实施范围逐步扩大,政策的主要目标向改善外部因素导致的产业链脱钩断链情况进行转变。第三个阶段为政策全面深化期。2020年9月,国务院发布《国务院关于印发北京、湖南、安徽自由贸易试验区总体方案及浙江自由贸易试验区扩展区域方案的通知》(国发〔2020〕10号),其中《中国(浙江)自由贸易试验区扩展区域方案》指出,以关键核心技术为突破口,围绕新材料、生命健康等产业,建立产业链“链长制”责任体系,提升“补链”能力。至此,链长制政策从地方积极探索转向国家层面全面铺开。该阶段的主要特征为实施范围向全国铺开,以健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度,围绕重点产业链建链补链延链为目标^①。

^① 部分代表性地区实施链长制政策的情况参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

为了对链长制政策是否影响企业技术创新有一个初步的判断,本文基于样本数据,对比了是否实施链长制政策地区的企业技术创新水平差异。本文参考刘甲炎和范子英(2013)的做法,分别在地级市层面以及省级层面选取两个代表性地区进行比较,地级市层面选取长沙市与武汉市,省级层面选取浙江省与江苏省。结果显示^①,实施链长制政策地区的企业技术创新水平有所提升,在一定程度上说明了链长制政策对企业技术创新水平有积极影响作用,为后文的理论分析以及实证检验提供了一定的现实依据。

三、理论分析与研究假说

企业发展过程中不仅面临内部资源不足的“内忧”问题,而且还存在所处产业链不稳定的“外患”困境(胡海峰等,2024)。那么,链长制政策是否在稳定产业链、破除企业的“外患”困境之外,还能够进一步解决企业的“内忧”问题,促进企业技术创新呢?立足该问题,本文从产业链层面和企业层面进行理论分析,分别对应着链长制政策对企业技术创新的两个潜在影响效应:一是产业链层面,链长制政策通过稳定企业间供应链关系,为企业创新提供一个稳定的外部环境,促进企业技术创新的机制,即破除企业“外患”困境产生的创新效应;二是企业层面,链长制政策通过畅通链上企业资金以及强化要素保障,促进企业技术创新的机制,即解决企业“内忧”问题产生的创新效应。

1.产业链层面链长制“链”出企业技术创新

链长制政策能够在缓解产业链“长鞭效应”以及稳定企业上下游供需关系中发挥巨大作用。一方面,链长制政策通过强化政府与企业、企业与企业之间的沟通与协作,构建了更加紧密和协调的共同体关系,不仅减少了企业间信息不对称和交易成本,同时使得政府能够快速了解产业链所处市场环境中出现的新情况、新困难,及时整合行政资源制定应对策略,切断危机事件等外部冲击带来的需求波动在产业链中的扩散效应,是缓解“长鞭效应”进而实现竞争力整体提升的重要机制(陶锋等,2023)。另一方面,政府并非像企业主体一样以自身盈利作为行动目标,政府可以作为一个公平的“牵头人”居中协调(陈英武和李忠海,2024),以信用背书等方式,提高企业合作中的违约成本,为企业之间的合作关系提供有效的长期预期,促进建立一个上下游关系稳定并且供需关系牢固的产业链。理论上,以上两个方面均是促进企业技术创新的潜在因素(武威等,2024)。

(1)“长鞭效应”带来的负面影响主要从三个方面影响企业技术创新:一是“长鞭效应”引发的市场需求预测不确定性的传导与扩散,会推升链上企业面临的不确定性与风险,削弱企业技术创新的意愿。需求是创新的经济激励来源,当企业对未来市场需求有一个明确的正向预期时,就会增大研发投入开展创新活动(孙薇和叶初升,2023)。“长鞭效应”越大,代表需求波动在产业链上的逐级放大效应更加强烈,对于链上企业而言,其在做决策时从外部环境中接收到的从链上其他企业传递而来的风险与不确定性相对更高,更高的风险和不确定性降低了企业进行创新的动力(孙薇和叶初升,2023)。二是“长鞭效应”引发的波动积累和放大会使企业的创新活动对风险程度更加敏感,企业的创新决策建立在未来的需求预期上,且在产业链投入产出关联的影响下,企业研发投入决策中面临的需求预期受到下游所有企业对未来潜在需求的叠加影响,当需求波动的“长鞭效应”更大时,总的波动在风险的叠加效应下更大,在同等外部需求冲击下,企业投入研发的预期收益更小(范庆泉和郭文,2024),即企业创新受到风险的抑制作用更强,企业可能会被迫放弃技术创新。三是更

^① 代表性地区企业技术创新水平对比参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

大的“长鞭效应”迫使企业留足更多的冗余资金进行应对,挤占了企业从事创新活动的投入。为了应对需求的不确定性,企业不得不预留资金应对缺货风险(Kahn,1992),这不仅增加了经营成本,也占用了企业用于研发的资金。

(2)牢固的供需关系则有助于企业降低研发成本、提高研发投入,进而为促进企业技术创新提供一个良好的外部条件。一是牢固的供需关系能够为创新活动提供一个持续且稳定的研究部件和研发需求。企业通常是依托产品需求进行创新,而非基础性的创新活动,若与上下游企业无法维持长期供需关系,则上游企业提供给企业的研究部件,以及下游企业对企业的研发需求会频繁更换,这不仅导致企业损失了过去在创新研发中积累的部分经验,推高研发成本,同时可能延缓企业创新活动的进度(蒋殿春和鲁大宇,2022),降低企业技术创新的意愿。二是牢固的供需关系也能产生收入效应,为创新活动提供更加富余的企业资金。一个长期合作的产业链上游供应商可以有效降低企业与供应商之间的交易成本。通常来说,企业在选择供应商时会考虑几个成本问题:在确定供应商前需付出的搜寻成本,以及在确定供应商后需付出的契约签订成本、监督控制成本、违约成本等(陶锋等,2023)。这些成本都会成为企业的交易成本而降低企业的利润,进而限制企业技术创新投入,降低企业技术创新水平。此外,与下游企业之间建立长期稳定的关系,极大程度降低了下游企业拖欠资金的可能性(胡海峰等,2024),使得企业现金流得以正常流动,为企业开展技术创新提供了必要的资金支持。客户财务状况和客户关系程度是影响供应链资金占用的关键因素(陶锋等,2023),而资金链稳固、不断裂,有利于支撑企业开展持续自主研发创新。

2.企业层面链长制“链”出企业技术创新

除了企业所处产业链环境会对其技术创新产生影响以外,企业本身的内部资源也会对其技术创新产生重要影响。企业技术创新是一项研发周期长、风险系数大、研发投入高的活动,因此,企业在开展创新活动时常常面临融资约束紧(吴超鹏和严泽浩,2023;孙薇和叶初升,2023)、研发不确定性强(孙薇和叶初升,2023)、研发人员短缺(薛南枝和吴超鹏,2023)等问题。本文认为,链长制政策能够从三个方面解决企业创新面临的“内忧”问题,加强企业创新活力,促进企业技术创新。

(1)融资约束方面。创新过程面临的不确定性较高,是一项高风险活动。因此,金融机构贷款给企业开展技术创新活动时通常面临的风险较高,出于风险控制动机,金融机构贷款给企业开展技术创新活动的意愿较低(曾国安等,2023),这加剧了企业开展创新活动的外部融资约束,阻碍了企业技术创新。链长制政策对于企业技术创新的影响如下:一是链长制政策通过提供政策支持,有效缓解了企业的融资约束。链长制政策通过提升政府、银行、企业之间的对接效率,特别是引导金融机构开展“一链一银行、一链一方案”行动,在融资利率等方面给予企业专项优惠政策支持,缓解了融资约束。二是链长制政策通过发挥政府产业引导基金作用,采取股权投资、贷款贴息、后补助等方式,对创新活动所需资金进行融资。三是链长制政策通过信号引导,有效缓解了企业的融资约束。链长制政策通过引导社会资本投向产业链重点领域和薄弱环节,为企业提供成长和创新所需的资金。同时,链长制政策为企业提供担保,增强企业信用,降低金融机构的贷款风险,引导金融机构对其进行贷款,缓解了融资约束,增加了企业进行创新活动的资金,促进了企业技术创新。

(2)研发不确定性方面。企业在进行创新活动时面临的不确定性因素很多,这些不确定性会导致企业创新失败率提升。已有研究表明,企业创新投入与产出之间存在正相关关系(Seru,2014),根据实物期权理论(Bernanke,1983)预测,企业会因不确定性增加而降低创新投入。Khan et al.(2020)研究了不确定性对企业创新投入的影响,发现企业特定不确定性、市场型不确定性和经济政策不确定性对创新投资有负面影响。有学者指出,政府干预可以缓和不确定性对企业创新投入的影响。例

如,Wang et al.(2017)发现,政府补贴可以缓和市场与政策的不确定性对企业创新投入降低的影响。从上述角度看,一是链长制政策为企业制定研发战略规划提供参考,降低了企业进行创新的不确定性。“链长”在全面梳理产业链发展现状的情况下,掌握关键技术和环节的缺失和瓶颈信息,为企业制定研发战略规划提供参考,持续发力破解核心技术“卡脖子”难题(刘志彪和孔令池,2021),降低企业开展创新活动时技术不确定性,促进企业技术创新。二是链长制政策通过引导企业创新方向与市场需求相匹配,降低企业进行创新的不确定性。“链长”根据市场需求和产业发展趋势,为产业链制定创新目标和重点突破方向。链上企业可以依据创新目标以及市场需求方向,合理安排自己的创新资源和研发计划,确保创新方向与市场需求的长期匹配,降低企业在创新过程中的不确定性。三是链长制政策通过有机衔接产业链与创新链,降低企业开展创新的不确定性。链长制政策通过整合分散资源,围绕“链主”企业组建产业链科技创新联合体,对接高端研发等创新要素落地,产生协同创新的放大效应,有效降低了企业在创新过程中的不确定性,促进了企业技术创新。

(3)研发人员方面。创新人力资本是企业开展创新活动的关键要素,根据知识生产函数的相关研究可知,研发人员的投入是影响知识产出的最重要因素(Griliches,1986),优秀的研发人员通过自身的专业知识和创新能力,为企业带来新的技术理念和解决方案,可以提升当地企业创新研发效率。一是链长制政策通过构建产学研合作平台,推动企业与高校、科研机构建立人才培养合作体系,培养研发人员。“链长”通过牵线搭桥,促进企业与高校等机构开展深度合作,共同制定研发人员培养方案,为企业培养能力强的研发人员提供了途径。二是链长制政策通过优化人才引进政策,吸引研发人员。链长制政策通过协调政府相关部门,为研发人才提供更具吸引力的政策。一方面,此举向外界释放链上企业重视创新人才的信号,降低了企业与研发人员之间的信息不对称性,从而争取到更多的社会资源集聚(郭玥,2018),帮助企业吸引研发人员;另一方面,通过优化人才引进政策,解决研发人员“后顾之忧”,为研发人员提供了有效保障,并帮助企业吸引研发人员。三是链长制政策通过聚集企业需求,加强链上企业之间的协同创新,形成人才集聚效应,为企业保留研发人员。链长制政策通过各地区产业发展特性的不同,因链施策,为产业人才集聚搭建信息共享平台,有效促进研发人员之间的交流学习,优化了企业的人力资本结构,研发人员的知识和技能不断得到更新和提升,产生人力资本溢价,由此进一步提高研发人员薪酬水平,为企业保留了创新人才。

根据以上分析,本文提出:

H1:链长制政策可以促进企业技术创新。

H2:链长制政策通过缓解产业链“长鞭效应”、稳固上下游供需关系,破除企业“外患”困境,“链”出企业技术创新。

H3:链长制政策通过缓解企业融资约束、降低企业研发不确定性、吸引企业研发人员,解决企业“内忧”问题,“链”出企业技术创新。

四、研究设计

1.模型设定

链长制政策自2017年在湖南省长沙市初次实施后,其他地区在后续年份陆续推行,这为本文使用多期DID模型评估链长制政策的实施效果提供了识别条件。因此,基准回归设定为多期DID模型:

$$Enter_Innov_{it} = \beta_0 + \beta_1 ChainLeader_{it} + \sum_r \delta_r Controls_{ict} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $Enter_Innov_{it}$ 为企业技术创新,用企业申请并最终获得授权的发明专利数量加 1 取对数度量; $ChainLeader_{it}$ 为链长制政策,由政策实施个体虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交乘项构成; $Controls_{ict}$ 为企业和城市层面的控制变量; λ_i 为企业固定效应,吸收不同企业不随时间改变的变量,包括不可观测的变量,降低了不随时间变化的个体因素带来的内生性问题; γ_t 为年份固定效应,吸收只随时间变化的不可观测的变量带来的内生性问题; μ_{it} 为随机扰动项。本文主要关注系数 β_1 的符号与显著性,若实证结果与理论分析一致, β_1 应显著大于 0, 即链长制政策促进了企业技术创新。

2. 变量选取与数据说明

(1) 被解释变量。本文被解释变量 $Enter_Innov$ 为企业技术创新,参考吴超鹏和严泽浩(2023), 使用国家知识产权局公布的企业获得授权的发明专利数量加 1 取对数来度量。由于发明专利是所有专利类中技术含量最高的专利,且最终被授权的发明专利意味着通过了国家知识产权局的审查,被认为具有新颖性、创造性和实用性,因此,本文只采用最终获得授权的发明专利数量加 1 取对数来度量企业技术创新。此外,由于发明专利数量存在截断偏差,即专利从申请到授权有 1—5 年的间隔时间(吴超鹏和严泽浩,2023),因此,在 2018—2022 年观测到的企业发明专利数据是申请并已获得授权的,而部分已经申请的专利由于时间原因并未获得授权,这导致本文观测到的发明专利授权数据存在低估的现象。为了缓解发明专利数据存在的截断偏差问题,本文借鉴 Hall et al.(2001)、吴超鹏和严泽浩(2023)的方法,对企业在 2018—2022 年的发明专利数量进行调整^①, $Enter_Innov$ 为经调整后的最终获得授权的发明专利数量加 1 取对数。

(2) 核心解释变量。本文核心解释变量 $ChainLeader$ 为链长制政策,用该企业是否受到链长制冲击的虚拟变量来反映,由政策实施个体虚拟变量与政策实施年份虚拟变量的交乘项来表示。具体做法如下:①政策实施个体虚拟变量的构造。本文在各地级市政府、经济技术开发区等的网站通过手工收集实行产业链链长制政策的产业,为了将链长制政策冲击匹配到企业层面,本文采用 A 股上市公司主营业务数据,因为上市公司主营业务数据很好地描述了该企业日常经营业务范围,为本文识别企业是否受到链长制政策冲击提供了有效信息。同时,将收集的地级市层面实施链长制政策的产业与上市公司主营业务描述相匹配,通过字段匹配上的企业则为受到链长制政策冲击的企业,将其视为实验组,政策实施个体虚拟变量赋值为 1,没有匹配上的企业则为对照组,政策实施个体虚拟变量赋值为 0。②政策实施年份虚拟变量的构造。各地实施链长制的年份并不统一,从 2017 年湖南省长沙市首次实施链长制政策开始,各地区在后续年份陆续推行,本文将各地区首次公布实施链长制政策的年份视为该地区实施链长制政策的年份,在该年份之后政策实施年份虚拟变量赋值为 1,否则为 0。将政策实施个体虚拟变量与政策实施年份虚拟变量相乘,即为本文的核心解释变量链长制政策 $ChainLeader$ 。

(3) 控制变量。参考相关文献的做法(李云鹤等,2022;吴超鹏和严泽浩,2023;曾国安等,

^① 具体调整方法如下:通过计算 1995—2017 年中国上市公司所有发明专利申请时间和授权时间之间的差值,得到专利在申请之后第 s 年获得授权的平均分布情况 W_s ;采用如下公式对企业发明专利并被授权的数量进行调整: $P_{adj} = P_{raw} / \sum_{s=0}^{2022-t} W_s$, $2018 \leq t \leq 2022$, 其中, P_{raw} 为观测到的企业 i 在第 t 年申请并获得授权的发明专利数, P_{adj} 为调整后的发明专利授权数。本文所有回归中的发明专利授权数都是采用经调整后的发明专利授权数进行分析的。

2023),本文主要控制了企业层面和城市层面的变量。企业层面的控制变量分别为:企业规模 *Size*,用企业资产总计取对数表示;企业年龄 *Age*,用企业成立年限加1后取对数表示;第一大股东持股比例 *Share1*;存货密集度 *Inventdensity*,用企业存货与总资产的比值表示;是否为国有控股 *Soh*。城市层面的控制变量分别为:城市经济发展水平 *Gdp*,用地区生产总值取对数表示;产业结构 *Industruture*,用第二产业增加值占地区生产总值的比重表示;金融发展水平 *Finance*,用年末金融机构贷款余额与地区生产总值的比值表示;财政支出占比 *Budget*,用地方财政一般预算内支出与地区生产总值的比值表示。

(4)数据说明与描述性统计^①。鉴于可获取的公开数据,本文将样本的最新年份选定为2022年。此外,考虑到链长制政策的首次实施年份为2017年,纳入政策前5年的样本以保证政策实施前后的时间窗口对称,因此,将样本的起始年份选定为2012年。综上,本文选取2012—2022年中国A股上市公司为研究样本,同时对样本做如下处理:剔除金融行业样本;剔除ST、*ST公司样本;对连续变量进行双侧1%缩尾处理。最终得到3924个企业—年度观测值的非平衡面板数据。企业专利数据来源于国家知识产权局和中国研究数据服务平台(CNRDS);链长制政策数据来源于手工查阅的各地政府、经济技术开发区等网站上公布的关于实施链长制政策的文件;企业层面控制变量数据主要来源于CSMAR数据库、Wind数据库;城市层面数据主要来源于相关年份《中国城市统计年鉴》。

五、实证分析

1. 基准回归

表1报告了式(1)的估计结果。^②可以看到,无论是否加入控制变量, *ChainLeader*的回归系数均显著为正,由于链长制政策的作用对象是各行业,因此,将标准误聚类到行业层面更符合实际情况。以第(3)列的回归结果为例,解释回归系数的经济意义:受到链长制政策冲击的企业,从政策前到政策后发明专利授权数的年度增幅比其他企业高出25.72%。这表明,链长制政策具有促进企业技术创新的效应。可能的原因在于:一方面,链长制政策通过提高企业所处产业链稳定性,在不利的外

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Enter_Innov</i>	<i>Enter_Innov</i>	<i>Enter_Innov</i>
<i>ChainLeader</i>	0.3405** (0.1295)	0.2509** (0.1207)	0.2572* (0.1299)
常数项	1.1195*** (0.0041)	-7.0423*** (1.2052)	-6.7091*** (1.7200)
企业控制变量	否	是	是
城市控制变量	否	否	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	37172	34015	28502
调整 R ²	0.5136	0.5319	0.5364

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为聚类到行业层面的稳健标准误。以下各表同。

① 描述性统计结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 完整的基准回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

部冲击下稳定了上下游企业的供应链关系,破除了企业的“外患”困境,促进了企业技术创新;另一方面,链长制政策通过畅通链上企业资金以及强化要素保障,进一步解决了企业的“内忧”问题,促进了企业技术创新。链长制政策通过对企业技术创新的“企稳”和“上升”的“一石二鸟”之策,最终促进了企业的技术创新水平。因此,H1得证。

2. 稳健性检验^①

(1) 基于事件研究法的链长制政策动态效应检验。本文参考 Sun and Abraham(2021)的做法,将首次实施链长制政策的企业视作实验组,选择前一年作为基期,建立式(2)所示的事件研究模型,估计链长制政策促进企业技术创新的动态效应:

$$Enter_Innov_{it} = \beta_0' + \sum_{g=-1}^1 \beta_g' \times d_{it}\{t - policy_i = g\} + \sum_r \delta_r' Controls_{ict} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

其中, $policy$ 表示首次实施链长制政策的年份, g 表示第 t 年相对于首次实施链长制政策的年份。由于以政策首次实施前一年为基期,因此, $g \neq -1$ 。 d_{it} 为虚拟变量,当某上市公司为实验组且 $t - policy = g$ 时, d_{it} 取值为 1, 否则为 0。其余变量与基准回归模型定义相同。平行趋势检验结果显示,在链长制政策实施之前,实验组和对照组企业的技术创新没有显著差异。链长制政策首次实施后开始逐步发挥促进企业技术创新的作用,在政策实施后两年,链长制政策对企业的技术创新表现出显著的促进作用。但需要注意的是,链长制政策对企业技术创新的提升作用在政策实施后第三年不再显著,说明链长制政策对企业技术创新促进效应的持久性有待提升,需要强化政策的长期保障。

(2) 基于 PSM—DID 的检验。为了削弱样本选择偏误对实验组和对照组造成系统性偏误的影响,此处采用倾向得分匹配法为每个实验组上市公司重新匹配对照组上市公司,将其作为实验组上市公司的“反事实”结果,对重新匹配后的样本进行回归,若估计出来的回归结果仍与基准回归结果一致,则说明基准回归结果是可信的。具体地,本文采用 Logit 回归模型估计倾向得分,选用的特征变量为企业年龄,以及目标企业是否为国有控股,通过模型平衡性检验后,使用 1:1 近邻匹配以及半径匹配方法筛选出与实验组最为相似的对照组样本,用筛选后的样本再使用多期双重差分模型估计链长制政策对企业技术创新的影响。回归结果表明,使用 1:1 近邻匹配以及半径匹配后,链长制政策的回归系数仍然显著为正,表明基准回归结果稳健。

(3) 安慰剂检验。为了验证链长制政策促进企业技术创新并非偶然事件,本文参照薛南枝和吴超鹏(2023)的方法,设置了虚假的链长制政策实施时间:将链长制政策时点向前平推 3 年($t-3$)以及向后平推 3 年($t+3$)进行检验,重新使用多期双重差分模型进行回归。结果表明,虚假的链长制政策($FChainLeader_{t-3}, FChainLeader_{t+3}$)对企业技术创新的回归系数并不显著,说明本文所得企业技术创新有所增加的结果是由链长制政策带来的。

(4) 更换被解释变量度量指标。为了缓解变量测量误差对回归结果产生的影响,本文参考薛南枝和吴超鹏(2023)衡量企业技术创新的方法,采用目标公司当年申请并最终获得授权的发明专利除以资产总额($Enter_Innov1$)为企业技术创新的替代变量,使用多期双重差分模型重新进行回归。结果表明,在重新衡量企业技术创新之后, $ChainLeader$ 的回归系数仍在 1% 的水平上显著为正。

(5) 更换聚类稳健标准误。尽管链长制政策是在行业层面实施,但实施范围以及实施力度通常由各地区“链长”决定。国家层面推动实施链长制政策后,各省份自行决定实施链长制政策的产业链范围,因此,省内实施链长制政策的产业链之间可能具有相关性。考虑到该自相关性对实证结

^① 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

果的影响,本文将式(1)中聚类到行业层面的稳健标准误更改为聚类到省份层面的稳健标准误。结果显示,将聚类标准误更換到省份层面后,链长制政策对企业技术创新的影响仍然显著为正。

(6)排除政策干扰。由于各地区政府的科技支出不同,对企业的技术创新会有不同程度的影响,因此,本文得到的企业技术创新有所提升的结论可能是由各地区政府的研发投入导致的。为了排除政府研发投入对企业技术创新的影响,本文在式(1)基础上对各地区的政府科技支出进行控制。结果表明,在控制政府的科技支出之后,链长制政策对企业技术创新的影响仍然显著为正,说明基准回归结果是可靠的。

(7)排除企业发明专利授权滞后问题。考虑到企业的发明专利从申请到授权需要一定的时间,尽管本文通过对企业发明专利授权变量进行了滞后时间的截断偏差调整,但并不能完全避免企业发明专利授权因存在滞后而无法在当期被观测到带来的结果偏差问题。为此,本文参考薛南枝和吴超鹏(2023)的做法,分别采用未来1期以及未来2期的经调整后的发明专利授权变量($Enter_Innov_{t+1}$ 、 $Enter_Innov_{t+2}$)替代被解释变量进行稳健性检验。进一步地,企业的发明专利申请量通常在当年可被观测到,即不存在时间滞后带来的截断偏差问题,因此,本文还检验了链长制政策对企业发明专利申请量($Patent_Appl$)是否有影响,并且基于SA事件研究法做了政策的动态效应检验。结果显示, $ChainLeader$ 的回归系数在5%的水平上显著为正,表明链长制政策对企业未来2期内的技术创新水平均存在促进作用,并且同样促进了企业发明专利申请量增加,排除了企业发明专利授权滞后问题,为基准回归结果提供了有力的支撑。

六、进一步分析

1. 机制检验

前文的理论分析部分指出,链长制政策促进企业技术创新的机制主要表现为:通过稳定产业链,破除企业“外患”困境产生的创新效应,以及为企业创新赋能,解决企业“内忧”问题产生的创新效应。一方面,链长制政策通过强化政府与企业、企业与企业之间的沟通与协作,构建了更加紧密和协调的共同体关系,减少了企业间信息不对称和交易成本,有效缓解产业链上的“长鞭效应”;同时,政府作为一个公平的“牵头人”居中协调(陈英武和李忠海,2024),为企业之间的合作关系提供有效的长期预期,促进建立一个上下游关系稳定并且供需关系牢固的产业链。这有效促进了产业链的稳定性,破除了企业“外患”,促进了企业技术创新。另一方面,链长制政策通过畅通链上企业资金及强化要素保障,有效缓解了企业技术创新面临的融资约束紧、研发不确定性大、研发人员短缺等问题,解决了企业“内忧”,促进了企业技术创新。因此,本文将按照理论分析的逻辑,实证检验链长制政策分别在产业链层面和企业内部促进企业技术创新的机制。

(1)产业链层面。首先,为了验证链长制政策通过有效缓解产业链上的“长鞭效应”进而促进企业技术创新,本文参考杨志强等(2020)、陶锋等(2023)的研究,根据上市公司披露的前五大客户供应商的购销数据,构建了上游企业—下游企业—年度数据以识别产业链“长鞭效应”:

$$BullWhip = \frac{\sigma(Production_{supplier})/\sigma(Demand_{supplier})}{\sigma(Production_{customer})/\sigma(Demand_{customer})} \quad (3)$$

其中, $Demand$ 为企业需求量,用销售额来度量; $Production$ 为企业生产量,由下式计算得到: $Production_i = Demand_i + Inv_i - Inv_{i-1}$, Inv_i 为企业*i*第*t*年末存货净值; $\sigma(\cdot)$ 表示变量标准差。 $BullWhip$ 为产业链上的“长鞭效应”,该指标值越大,说明产业链上存在的“长鞭效应”现象越严重。

表2第(1)列汇报了产业链层面“长鞭效应”机制的回归结果。结果显示, *ChainLeader* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负, 说明链长制政策能够显著缓解产业链上的“长鞭效应”, 降低了企业对市场需求预测的不确定性、对创新活动风险程度的高敏感性以及创新活动的投入资金被挤占等问题, 促进了企业技术创新。

表 2 机制检验 I :产业链层面

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BullWhip</i>	<i>RepeatCustomer</i>	<i>RepeatSupplier</i>	<i>SellDemand</i>
<i>ChainLeader</i>	-0.8119 [*] (0.4655)	0.2498 [*] (0.1321)	0.0934 ^{**} (0.0371)	-0.0140 [*] (0.0077)
常数项	-10.5538 (11.8465)	-0.1455 (1.7828)	-0.4249 (1.2713)	0.3942 ^{**} (0.1790)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1119	912	946	28497
调整 R ²	0.1336	0.0929	0.0405	0.7023

其次,为了验证链长制政策使得产业链上下游连接更稳固,进而促进企业技术创新,本文参考陶锋等(2023)的做法,用上下游企业之间的稳定和协同来刻画产业链上牢固的供需关系。借鉴蒋殿春和鲁大宇(2022),本文采用企业年末前五大客户名单中非新出现的客户数量占比(*RepeatCustomer*)以及前五大客户名单中非新出现的销售商数量占比(*RepeatSupplier*)来度量供需关系的稳定性。该指标值越大,说明企业与上下游的供需关系越牢固,为企业的创新活动提供一个持续且稳定的研发部件和研发需求,降低了企业的研发成本,有效增加了企业的技术创新。本文采用陶锋等(2023)的做法,用企业应收票据、应收账款及预付款项之和占主营业务收入的比重取对数(*SellDemand*)来度量产业链下游客户对企业的资金占用情况。该指标值越小,说明客户拖欠资金越少,企业现金流得以正常流动,为企业进行技术创新提供了必要的资金支持。

表2第(2)列检验链长制政策对企业下游非新出现的客户数量占比(*RepeatCustomer*)的影响,结果显示, *ChainLeader* 的回归系数在 10% 的水平上显著为正。表2第(3)列检验链长制政策对企业上游非新出现的供应商数量占比(*RepeatSupplier*)的影响,结果显示, *ChainLeader* 的回归系数在 5% 的水平上显著为正,说明链长制政策可以加强产业链上下游企业供需关系的牢固性。表2第(4)列检验链长制政策对产业链下游客户占用企业资金情况的影响,结果显示, *ChainLeader* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负,说明链长制政策可以减少下游客户拖欠企业资金的情况,为企业进行技术创新提供了必要的资金支持。链长制政策通过促进建立一个上下游关系稳定并且供需关系牢固的产业链,为企业技术创新提供了有利的外部条件,促进了企业技术创新。以上实证结果表明,H2得以验证。

(2)企业层面。根据前文的理论分析,除了企业所处产业链环境会对其技术创新产生影响以外,企业本身的内部资源也会对其技术创新产生重要影响。链长制政策通过畅通链上企业资金及强化要素保障,有效缓解了企业技术创新面临的融资约束紧、研发不确定性大、研发人员短缺等问题,解决了企业“内忧”,促进了企业技术创新。下面分别对企业层面机制进行检验。

首先,链长制政策缓解企业融资约束。为了避免内生性干扰,本文以 SA 指数刻画企业面临的

外部融资约束,参考鞠晓生等(2013)计算 SA 指数: $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age$,该指数值越大,说明企业面临的融资约束越强。表3第(1)列检验链长制政策对企业融资约束(SA)的影响,结果显示,ChainLeader的回归系数在10%的水平上显著为负,说明链长制政策有效缓解了企业面临的融资约束,促进了企业技术创新。

其次,链长制政策降低企业研发不确定性。本文参考孙薇和叶初升(2023)的做法,企业研发不确定性(Uncertain)采用企业未被授权专利数除以当年专利申请总数度量。表3第(2)列检验链长制政策对企业研发不确定性的影响,结果显示,ChainLeader的回归系数在1%的水平上显著为负,说明链长制政策有效降低了企业研发不确定性,促进了企业技术创新。

最后,链长制政策吸引企业研发人员。本文参考薛南枝和吴超鹏(2023)的思路,使用企业每年研发人员增长率来度量研发人员的增长(GrowthRate): $GrowthRate_u = (RDPerson_{it} - RDPerson_{i,t-1}) / RDPerson_{i,t-1}$,该指标值越大,说明企业当年的研发人员数量相比上一年研发人员数量增加越多。表3第(3)列检验链长制政策对企业研发人员增长率(GrowthRate)的影响,结果显示,ChainLeader的回归系数在1%的水平上显著为正,说明链长制政策有效吸引了研发人员,促进了企业技术创新。以上实证结果表明,H3得以验证。

表3 机制检验 II :企业层面

变量	(1)	(2)	(3)
	SA	Uncertain	GrowthRate
ChainLeader	-0.0255 [*] (0.0152)	-0.0376*** (0.0131)	0.8503*** (0.2578)
常数项	2.1562*** (0.4573)	1.1545*** (0.3453)	36.8460 (25.8291)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	28368	28502	23072
调整 R ²	0.8693	0.3630	0.4436

2. 异质性分析^①

链长制政策对企业技术创新的促进作用不仅受到企业自身因素的影响,还受到所处行业、区域等外部环境的影响,本文将从区域营商环境、行业竞争程度、企业所有性质三个方面的角度,开展链长制政策促进企业技术创新效应的异质性分析。

(1) 营商环境异质性。良好的营商环境对促进企业技术创新有积极作用(夏后学等,2019)。链长制政策的实施方式具有市场的自发选择和政府部门的全局协调相结合的特征,因此,在营商环境更好的区域,链长制政策可以充分发挥市场的自发选择作用,引导产业更加高效的发展,在给定的技术创新成本下,链长制政策带来的企业技术创新效应更强。本文参照杨仁发和魏琴琴(2021)的做法,分别从宏观经济环境、市场环境、基础设施和政策环境方面构建营商环境变量,以便更为准确客观地测算出区域营商环境指数。按构建好的营商环境指数的中位数进行分组,大于中位数的为

^① 异质性分析结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

营商环境较好的样本,赋值为1;小于中位数的为营商环境较差的样本,赋值为0。回归结果表明,在营商环境更好的地区,链长制政策促进企业技术创新的效应更明显。

(2)行业竞争程度异质性。新熊彼特创新理论表明,当行业竞争程度增强时,企业会通过提升创新以获取更高预期利润。Aghion et al.(2015)研究发现,当企业在竞争程度低的行业经营时,“垄断替代效应”会导致其创新动力低。链长制政策的实施对象主要为在市场竞争下表现突出的专精特新“小巨人”企业、产业链领航企业等优质企业,在更加激烈的行业竞争中,竞争力对其创新活动的提升更高、能够获取的收益更大。因此,在给定的技术创新成本下,链长制政策带来的企业技术创新效应更强。可以预期,链长制政策在竞争更激烈的行业,更能发挥促进企业技术创新的作用。为此,本文参照Nickell(1996)、张叶青等(2021)的做法,以中国证券监督管理委员会分类的二级行业主营业务利润率标准差度量行业竞争程度,并根据该变量的中位数将行业竞争程度分为高、低两组。回归结果显示,在竞争程度更高的行业中,链长制政策促进企业技术创新的效应更明显。

(3)企业所有权性质异质性。一方面,国有企业除了追求经济效益外,更注重社会和政治目标。为了更好更快实现链长制打造自主可控、安全可靠的产业链供应链的政策目标,国有企业不仅从政治上全力配合,“国有企业链长制”更是被看作介于政府直接干预和市场机制之间的第三种机制(刘志彪和凌永辉,2021),对于整合产业链力量,帮助企业创新水平“企稳”和“上升”有着责无旁贷的义务。因此,在链长制政策实施过程中,国有企业进行创新活动能够获得更多的社会和政治收益,给定技术创新成本,其经营决策中对技术创新的偏好程度更高。相比非国有企业,国有企业更能发挥链长制政策促进技术创新的效应。另一方面,国有企业具有技术优势、规模优势、资源优势等,更容易整合与汇聚创新资源,而汇聚与整合创新资源是企业进行技术创新的关键途径。因此,可以预期,链长制政策对国有企业技术创新的提升作用更大。本文使用CSMAR数据库中企业产权数据,将样本划分为国有企业和非国有企业两组进行异质性检验。回归结果显示,链长制政策对于国有企业技术创新的促进作用更大。

3. 进一步讨论

前文的分析表明,链长制政策可以促进企业技术创新,但能否促进企业在关键核心领域的技术创新呢?纵观全球产业链,中国仍处于中低端水平,根本原因在于缺乏自主研发的关键核心技术。由于西方国家拥有关键核心技术的知识产权,全球市场呈现出垄断或寡头垄断的局面(吴超鹏和严泽浩,2023),同时这些国家还经常进行技术封锁。若长期依靠进口核心基础零部件、关键基础材料,而没有研发关键材料的核心技术,则必定会面临关键技术、关键产品被“卡脖子”的窘境。在这种情况下,支持企业进行自主研发,加快攻关关键核心技术的步伐,已不再只是经济发展的问题,更是上升到国家安全层面的重要问题。

为了验证链长制政策是否可以促进企业关键核心技术突破,首先要识别出关键核心技术领域。本文参考吴超鹏和严泽浩(2023)、薛南枝和吴超鹏(2023)对关键核心技术领域的定义,以国家制造强国建设战略咨询委员会制定的《工业“四基”发展目录》(2016年版)确定关键核心技术领域范围,该目录围绕突破核心基础零部件、关键基础材料、先进基础工艺和产业技术基础列出了11个关键核心技术领域,共682项技术。然后,将该目录列出的682项技术作为关键核心技术,与国际专利分类号(IPC)五级代码的技术描述进行匹配,得到与关键核心技术匹配成功的IPC分类代码,该IPC号即为关键核心技术领域代码。最后,将该IPC分类号与企业申请的发明专利对应的IPC分类号进行匹配,匹配上的专利则属于关键核心技术领域的专利。本文对拥有关键核心技术领域专利的企业重新进行式(1)的回归,结果如表4所示。第(1)列结果为不加入控制变量的回归结果,第(2)列为

加入控制变量后链长制政策对企业在关键核心技术领域的专利产出数量的影响,可以发现,无论是否加入控制变量,链长制政策都显著促进了企业在关键核心技术领域的专利产出数量,有效缓解了企业关键核心技术“卡脖子”的困境。

表4 链长制政策对企业关键核心技术领域的技术创新影响

变量	(1)	(2)
	Enter_Innov	Enter_Innov
ChainLeader	1.5130* (0.8027)	2.1437*** (0.4262)
常数项	1.9483*** (0.0222)	-17.0159 (20.7016)
控制变量	否	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	995	708
调整 R ²	0.4915	0.5234

七、结论与政策启示

1.研究结论

近年来,在多重外部冲击影响下,中国产业链变得脆弱和不稳定,产业链出现“卡点”“堵点”“断点”,关键技术、零部件面临被“卡脖子”问题,而产业链不稳定“症状”表象背后的深层次的问题在于企业创新能力不足。链长制作为产业链治理新政策,能否在稳定产业链、破除企业“外患”困境的同时,进一步解决企业“内忧”问题,加强企业创新活力,实现对产业链不稳定的“标本兼治”效果呢?对这一问题的深入探讨,既有助于明晰链长制政策在协调多层次战略布局中的潜在作用,也能够为推进健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度以及构建支持全面创新体制机制之间的战略协同提供理论和经验支撑。为此,本文手工收集了各地区实行链长制政策的产业链相关信息,基于2012—2022年中国A股上市公司以及发明专利数据,通过将上市公司主营业务描述与各地区实施链长制政策的产业链关键词进行匹配,识别出企业层面受到链长制政策冲击的实验组和没有受到政策冲击的对照组,并通过建立多期双重差分模型,研究链长制政策如何“链”出企业技术创新。研究结果表明,链长制政策可以促进企业技术创新。通过SA事件研究法、PSM—DID、安慰剂检验、更换被解释变量度量指标、更换聚类稳健标准误、排除政策干扰以及企业发明专利授权滞后问题等一系列稳健性检验后,该结论依然成立。链长制政策促进企业技术创新的机制主要表现在产业链和企业两个层面。产业链层面表现为链长制政策稳定产业链,破除企业“外患”困境产生的创新效应,具体为链长制政策通过缓解产业链“长鞭效应”、稳固上下游供需关系,促进企业技术创新;企业层面表现为链长制政策为企业创新赋能,解决企业“内忧”问题产生的创新效应,具体为链长制政策通过缓解企业融资约束、降低企业研发不确定性和吸引企业研发人员,促进企业技术创新。异质性分析表明,链长制政策对于营商环境较好地区、竞争程度较强行业以及所有权性质属于国有的企业技术创新促进效应更显著。进一步讨论发现,链长制政策可以促进关键核心领域企业的技术创新,有效缓解关键技术创新被“卡脖子”的困境。

2. 政策启示

(1) 聚焦提高产业链供应链稳定性,积极推动产业链治理政策创新和推广。本文研究结果表明,作为产业链治理新政策,链长制能够促进企业技术创新的一个重要原因在于,其提高了企业所处产业链稳定性,营造了企业技术创新所需要的稳定的外部环境。因此,在制定和完善产业政策时,不仅需针对企业自身发展经营提供优惠条件,还应着眼于产业链上下游的互动关系等外部性环境,重视产业链供应链稳定性的改善。当前,世界进入动荡变革期,积极推动产业链治理政策创新和推广对于应对经济性或非经济性的外部冲击都尤为重要。首先,各地区应继续扩大、深化链长制政策,充分发挥链长制政策在稳定产业链、促进企业技术创新方面的作用。本文的实证结果发现,链长制促进企业技术创新的政策效应并不持久,因此,相关部门在推广链长制政策时,应注意对链长制政策的执行情况进行定期走访评估,确保各项帮助企业解决“外患”和“内忧”的政策措施能够真正落地,并根据企业反馈和产业发展的实际情况,及时调整政策内容,延长链长制政策促进企业技术创新的时效。其次,政府应对产业链供应链进行全面梳理,识别可能影响产业链稳定性的各类风险,并且针对不同产业特点建立详细的风险清单。最后,根据识别出的风险,建立一套科学合理的预警指标体系。对于市场风险,可以将原材料价格波动率、订单数量变化率等作为预警指标;对于技术风险,可以将新技术出现的频率、企业研发投入占比等纳入指标体系。通过对预警指标采取或实施相应的应对措施,降低外在负面风险导致的产业链供应链中断等风险。

(2) 以链长制政策为抓手,多措并举激发企业技术创新积极性。本文研究表明,链长制政策促进企业技术创新的机制主要体现为,破除企业“外患”困境产生的创新效应,解决企业“内忧”问题产生的创新效应。因此,要从产业链和企业两方面同时发力,强化链长制政策对企业的创新促进效应。首先,建立产业链信息共享平台。政府牵头开发统一的产业链管理软件或平台,让上下游企业能够实时共享库存、生产进度等信息,降低“长鞭效应”风险。其次,政府应建立鼓励企业形成长期稳定的上下游合作关系的激励机制。例如,对于研发目标一致、研发资源互补的产业链上下游企业,政府可以通过税收优惠或财政补贴等方式,鼓励其形成稳定的供求关系。但需要注意,对于企业策略性“骗补”行为,政府应出台严厉的惩罚措施,提高企业随意打破合作关系妨碍创新的成本。最后,建立健全链长制政策协助企业技术创新机制,积极探索与链长制政策形成合力帮助企业缓解融资约束、降低研发不确定性以及吸引研发人员的政策,建立具有长期效应的扶持政策体系。

(3) 因地制宜分类实施链长制政策,强化政策工具的精准“滴灌”作用。本文研究结果表明,链长制政策对企业技术创新的促进作用因营商环境、行业竞争程度以及所有性质的不同而存在异质性。因此,链长制政策实施过程中应有差异地施策。首先,链长制政策要加强对于营商环境较差地区企业的帮扶力度,如针对营商环境较差的地区,链长制政策通过建立创新平台、简化行政审批流程、加强知识产权保护、提供税收优惠和财政补贴等措施,带动链上企业进行技术创新。其次,链长制政策应加大处于行业竞争程度较低的企业的帮扶力度,通过引入竞争激励政策,鼓励企业进行技术创新,但应注意避免过度竞争导致的资源浪费。最后,链长制政策应加大对非国有企业的帮扶力度,充分发挥研发激励政策、金融扶持等对非国有企业技术创新的引导作用,并充分利用国有企业的规模优势、技术优势,以国有企业为行业枢纽,建立链长制政策,与非国有企业形成产业链上下游关系,带动非国有企业进行技术创新。

(4) 持续完善链长制政策措施,加快推进关键核心领域企业的技术创新。本文研究发现,链长制政策可以促进关键核心领域企业的技术创新,有效缓解了关键技术被“卡脖子”的困境,而这正是产业链不稳定的关键原因。因此,链长制政策的设计应进一步瞄准关键核心领域企业,持续完善政策

措施。首先,政府一方面应该依托链长制政策,畅通政府与企业的信息交互,进一步增强市场感知能力,积极适应科技变革的新趋势,着力破解深层次体制机制障碍,形成与新质生产力相适应的新型生产关系;另一方面,政府在支持企业技术创新时,要建立科学评判的遴选机制,避免“走过场”“拍脑袋”,准确甄别“真创新”与“伪创新”。其次,对于筛选出的企业和创新项目,链长制政策应围绕关键环节搭建产业链协同创新平台,尽可能破除企业进行关键领域技术创新时的原材料不够等问题。最后,链长制政策应设立专项资金,帮助此类企业进行技术创新。相比非关键核心领域内的技术创新而言,关键核心领域技术创新存在研发周期更长、风险更大等问题,因此,政府应给此领域内的企业提供特定的资金帮助,且该笔资金扶助的有效期应适当加长,同时配套一定的容错考核机制,允许该领域内企业进行研发时有一定的错误率,提升企业突破关键核心领域技术被“卡脖子”的信心。

3.未来改进方向

本文仍存在以下问题待改善:①基于上市公司数据虽然可以识别出链长制政策的主要效应,但一些被链长制政策纳入的部分专精特新“小巨人”企业仍处于初创阶段,尚未上市。因此,若数据可获取,识别这一部分企业的政策效应,有助于厘清链长制政策在不同的企业发展阶段所发挥的作用,进一步完善本文结论,进而为优化完善链长制政策提供参考。②机制检验中揭示了缓解产业链“长鞭效应”在链长制政策影响企业技术创新方面发挥的重要作用,但本文的工作主要聚焦的是总体上的影响效应,并未深入讨论该效应在企业与企业的逐级传导过程中所发生的变化,未来的研究可以深挖该效应的逐级传递特征,进一步讨论削弱和切断“长鞭效应”与创新关联的潜在政策措施。③尽管揭示出了链长制政策促进企业技术创新的机制路径,为相关研究提供了直接证据,未来可进一步分析其他产业、金融、财政等政策与链长制政策的协同效果,为推进健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度以及其他战略之间的协同提供实证支撑。

〔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,(10):87-98.
- [2]陈英武,李忠海.从应急之举到长久之计:构建产业链协同治理机制路径研究[J].经济学家,2024,(11):98-107.
- [3]范庆泉,郭文.环保税、创新风险与企业研发投入[J].财贸经济,DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20240613.008,2024.
- [4]郭玥.政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J].中国工业经济,2018,(9):98-116.
- [5]胡登峰,黄紫微,李博,王文海,陈丛波.关键核心技术突破助推链长职能的培育机制研究——以中国建材补链强链为例[J].管理世界,2024,(6):169-195.
- [6]胡海峰,白宗航,王爱萍.供应链持股与企业高质量发展——基于全要素生产率视角[J].中国工业经济,2024,(9):137-155.
- [7]李云鹤,蓝齐芳,吴文锋.客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究[J].中国工业经济,2022,(12):146-165.
- [8]刘洪铎,吴金燕,吴璇,陈晓珊.地方主导型产业政策创新赋能新质生产力涌现:基于产业链“链长制”的研究视角[J].新疆社会科学,2024,(3):53-67.
- [9]刘甲炎,范子英.中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究[J].世界经济,2013,(11):117-135.
- [10]刘志彪,凌永辉.论新发展格局下重塑新的产业链[J].经济纵横,2021,(5):40-47.
- [11]刘志彪,孔令池.双循环格局下的链长制:地方主导型产业政策的新形态和功能探索[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2021,(1):110-118.
- [12]孟祺.产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角[J].财经科学,2023,(3):93-107.
- [13]孙薇,叶初升.政府采购何以牵动企业创新——兼论需求侧政策“拉力”与供给侧政策“推力”的协同[J].中国工业经济,2023,(1):95-113.

- [14]蒋殿春,鲁大宇.供应链关系变动、融资约束与企业创新[J].经济管理,2022,(10):56-74.
- [15]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,(1):4-16.
- [16]陶锋,王欣然,徐扬,朱盼.数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J].中国工业经济,2023,(5):118-136.
- [17]吴超鹏,严泽浩.政府基金引导与企业核心技术突破:机制与效应[J].经济研究,2023,(6):137-154.
- [18]武威,曹畅,王馨竹.政府采购与“专精特新”中小企业创新——基于产业链供应链现代化视角[J].数量经济技术经济研究,2024,(7):113-133.
- [19]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国营商环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,(4):84-98.
- [20]薛南枝,吴超鹏.社会责任信息强制披露的自主创新效应——基于“卡脖子”技术突破的视角[J].会计研究,2023,(10):19-32.
- [21]杨仁发,魏琴琴.营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验[J].调研世界,2021,(10):35-43.
- [22]杨志强,唐松,李增泉.资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J].管理世界,2020,(7):89-105.
- [23]曾国安,苏诗琴,彭爽.企业杠杆行为与技术创新[J].中国工业经济,2023,(8):155-173.
- [24]张叶青,陆璐,李乐芸.大数据应用对中国企业市场价值的影响——来自中国上市公司年报文本分析的证据[J].经济研究,2021,(12):42-59.
- [25]中国社会科学院工业经济研究所课题组.产业链链长的理论内涵及其功能实现[J].中国工业经济,2022,(7):5-24.
- [26]Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros. Industrial Policy and Competition [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(4): 1-32.
- [27]Arrow, K. J. The Economic Implications of Learning by Doing[J]. Review of Economic Studies, 1962, 29(3): 155-173.
- [28]Bernanke, B. S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(1): 85-106.
- [29]Griliches, Z. Productivity, R&D, and Basic Research at the Firm Level in the 1970s[J]. American Economic Review, 1986, 76(1): 141-154.
- [30]Hall, B. H., A. B. Jaffe, and M. Trajtenberg. The NBER Patent Citations Data File: Lessons, Insights and Methodological Tools[R]. NBER Working Paper, 2001.
- [31]Hall, B. H., and N. Rosenberg. Handbook of the Economics of Innovation[M]. North Holland: Elsevier, 2010.
- [32]Kahn, J. A. Why Is Production More Volatile than Sales? Theory and Evidence on the Stockout-Avoidance Motive for Inventory-Holding[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2): 481-510.
- [33]Khan, M. A., X. Qin, K. Jebran, and I. Ullah. Uncertainty and R&D Investment: Does Product Market Competition Matter[J]. Research in International Business and Finance, <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101167>, 2020.
- [34]Nickell, S. J. Competition and Corporate Performance[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(4): 724-746.
- [35]Rodrik, D. Coordination Failures and Government Policy: A Model with Applications to East Asia and Eastern Europe[J]. Journal of International Economics, 1996, 40(1):1-22.
- [36]Seru, A. Firm Boundaries Matter: Evidence from Conglomerates and R&D Activity [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111(2): 381-405.
- [37]Sun, L., and S. Abraham. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 175-199.
- [38]Wang, Y., Y. Wei, and F. M. Song. Uncertainty and Corporate R&D Investment: Evidence from Chinese Listed Firms[J]. International Review of Economics & Finance, 2017, 47: 176-200.

How Does the Chain Leader Policy “Chain” Enterprise Technological Innovation

ZHAN Xin-yu, LIANG Lan-xin

(School of Economics, Beijing Technology and Business University)

Abstract: In recent years, due to frequent external shocks, China's industrial chains have become fragile and unstable. The underlying issue behind the phenomenon of industrial chain instability lies in the insufficient innovation capabilities of enterprises. Can the chain leader policy, a new policy for industrial chain governance, not only stabilize the industrial chain and help enterprises get out of the predicament of “external threats” but also further address the “internal concerns” of enterprises, strengthen their innovation vitality, and achieve the effect of “addressing both the symptoms and root causes” of industrial chain instability? An in-depth exploration of the above issues will not only clarify the potential role of the chain leader policy in coordinating multi-level strategy but also provide theoretical and empirical support for promoting the strategic synergy between improving the resilience and safety of industrial and supply chains and constructing a system and mechanism that supports comprehensive innovation.

This study first puts forward the core hypotheses based on the theoretical analysis. Subsequently, it tests the effect of the chain leader policy on enterprise technological innovation. This study finds that the chain leader policy has a significant promoting effect on enterprise technological innovation. The mechanisms are mainly manifested at two levels: the industrial chain level and the enterprise level. At the industrial chain level, the chain leader policy improves the stability of the industrial chain by alleviating the “bullwhip effect” within the industrial chain and solidifying the supply-demand relationship between the upstream and downstream, thus promoting the technological innovation of enterprises. At the enterprise level, the chain leader policy empowers enterprise innovation by alleviating the financing constraints of enterprises, reducing the uncertainty of enterprise innovation, and attracting R&D personnel, thereby promoting the technological innovation of enterprises. The heterogeneity analysis reveals that the promoting effect of the chain leader policy on enterprise technological innovation is more significant in regions with a better business environment, industries with higher competition, and enterprises whose ownership nature is state-owned. Further discussion reveals that the chain leader policy can promote the key and core technologies, effectively alleviating the dilemma of key technologies being “strangled”.

The marginal contributions of this study are as follows. Firstly, this paper provides a novel perspective for examining the innovation effects of industrial chain governance policies under industrial chain instability. It offers theoretical and empirical support for the strategic synergy between the system for enhancing the security of industrial chains and the institutional mechanisms that support comprehensive innovation. Secondly, this paper not only studies the mechanism and effect of the chain leader policy on enterprise technological innovation at the enterprise level but also examines the mechanism and effect of the chain leader policy on enterprise technological innovation at the industrial chain level. This expands the channels through which the chain leader policy affects enterprise technological innovation, contributing to the improvement of relevant theories of the chain leader policy. Finally, this study identifies not only the general innovation effects of the chain leader policy but also the innovation effects in key core technologies, thus strengthening the practical significance of policy discussions.

Keywords: chain leader policy; enterprise technological innovation; stability of the industrial chain; key core technologies

JEL Classification: L21 O25 O32

[责任编辑：崔志新]