引用格式：胡海川，刘依琳，冯丽丽. 国家自主创新示范区政策与企业新质生产力培育——政策赋能、机制路径与异质性差异的微观解释[J]. 技术经济，2025，44(11)：94-109.

Hu Haichuan，Liu Yilin，Feng Lili. National independent innovation demonstration zones policy and the cultivation of corporate new quality productive forces：A micro-analysis of policy empowerment，mechanism paths，and heterogeneous differences[J]. Journal of Technology Economics，2025，44(11)：94-109.

企业技术经济

国家自主创新示范区政策与企业新质生产力培育

——政策赋能、机制路径与异质性差异的微观解释

胡海川[1,2]，刘依琳[1]，冯丽丽[1]

（1. 河北地质大学管理学院，石家庄 050031；2. 河北地质大学区域制度研究中心，石家庄 050031）

摘 要：在新发展格局下，以国家自主创新示范区为代表的创新驱动政策，能否真正成为创新驱动发展的“试验田”，进而赋能企业新质生产力的培育与发展？本文基于2011—2022年我国沪深A股上市公司数据，探讨国家自主创新示范区政策与企业新质生产力的内在因果关系。研究发现：国家自主创新示范区的设立能够有效促进企业新质生产力的培育，此结论通过一系列稳健性检验后依然成立。进一步的机制分析表明，国家自主创新示范区可以通过推动企业数字化转型、提升企业实质性创新水平赋能企业新质生产力的培育；异质性分析表明，国家自主创新示范区的设立对企业新质生产力培育的积极作用因企业的产权性质、高新技术特征、规模、生产要素密集度以及战略区域的不同而呈现出显著差异。研究结果有助于深化对创新驱动政策和企业新质生产力的认识，并为我国企业新质生产力的培育提供了有效的经验证据。

关键词：新质生产力；国家自主创新示范区；数字化转型；企业创新能力；准自然实验

中图分类号：F270.7；F124.3 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2025)11-0094-16

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.24082613

一、引言

积极发展新质生产力已成为我国新发展格局下重大的战略使命。2024年7月，党的二十届三中全会对进一步全面深化改革、推进中国式现代化作出战略部署，特别强调要落实好宏观政策，积极扩大国内需求，因地制宜发展新质生产力。新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量的特征，符合新发展理念的先进生产力质态[1]。同时，企业是推动经济发展和科技创新的关键力量，培育企业新质生产力也是实现经济高质量发展的新方向。企业在推进产业高端化、智能化、绿色化转型时，应根据自身资源禀赋和产业基础特征针对性地发展新质生产力。此外，企业新质生产力的培育也离不开政府部门的支持和有效的政策性引导：一方面，政府需要不断强化创新资源的整合与引领，充分发挥企业创新主体作用；另一方面，全面深化经济体制改革，推动制度变革和政策创新，有助于因地制宜培育企业新质生产力，推动企业实现新质生产力的培育与发展。既有研究表明，政府通过有效的政策引导，能够对企业创新活动和发展模式转变发挥积极作用。例如，宏观产业政策[2]、政府研发补贴[3]、环境规制[4]等都会影响企业的创新行为，而货币政策[5]、财税激励措施[6]等则会影响产业结构升级和战略性新兴产业培育。因此，如何借助政府力量及采

收稿日期：2024-08-26

基金项目：河北省高校人文社科重大课题攻关项目“双碳目标下数字经济驱动河北省企业绿色发展的机制与路径研究”(ZD202418)；国家社会科学基金“环境规制与企业环境责任履行耦合机制及地区异质性研究”(18BGL185)

作者简介：胡海川(1986—)，博士，河北地质大学管理学院(区域制度研究中心)副教授，硕士研究生导师，研究方向：企业战略管理；刘依琳(2000—)，河北地质大学管理学院硕士研究生，研究方向：企业创新管理；(通信作者)冯丽丽(1977—)，博士，河北地质大学管理学院教授，硕士研究生导师，研究方向：企业社会责任。

取何种类型的创新驱动政策，使地域特色和企业自身资源禀赋优势得以充分发挥，进而推动企业新质生产力的培育与发展，已经成为政府和学界重点关注的问题。

以国家自主创新示范区（以下简称“自创区”）试点政策为代表的创新驱动政策在产业结构升级、人才培养、推动企业研发与创新等方面独具优势，为企业高质量发展奠定了坚实的基础。自创区作为一项以制度创新赋能产业和技术转型升级的重要尝试，在其建设过程中，为市场各类创新主体提供有力的政策支持，以此创造良好营商环境的同时，也不断强化对企业科技创新的资金支持，重视高端人才引进，鼓励并扶持企业进行创新活动。现有文献对自创区试点政策作用的研究主要围绕两方面展开：第一，从宏观视角探讨自创区试点政策对区域发展的影响。自创区试点政策能够降低区域碳排放[7]，促进城市绿色发展水平提升，驱动城市绿色转型发展[8]，实现政府引导下的区域绿色高质量发展[9]。同时，自创区试点政策的实施也可以驱动区域产业创新要素匹配[10]，多维度扩大区域创新规模，成为促进区域创新的“温床”[11]。在地区创新能力提升的基础上，学者们还发现自创区试点政策的实施不仅可以有效提高地区的经济增长率[12]，并且能够通过创新以及人才聚集效应等渠道促进区域经济高质量发展。第二，从微观视角探究自创区试点政策对企业发展的影响。一方面，自创区试点政策的实施有助于提升企业的创新效率和自主创新质量[13]；另一方面，自创区试点政策形成的科技资源汇聚效应可以显著推动企业的数字化转型[14]，而且自创区建设过程中政府对创新企业的财政支持能够从“投入-产出”层面助力企业数字化转型[15]。综上所述，既有研究分别从宏观和微观视角对自创区试点政策的经济后果进行了多方面的探讨：一方面，在研究视角上更加侧重于宏观层面，即该政策对区域发展的作用，只有少部分学者从微观视角出发，探讨其对企业发展的影响；另一方面，自创区试点政策作为创新驱动政策的重要组成部分，其创新激励效应能否在企业先进生产力质态层面发挥作用，尤其是自创区试点政策对于企业新质生产力培育是否具有赋能效应，目前尚缺乏充分的研究和关注。

因此，本文选取 2011—2022 年沪深 A 股非金融类上市公司作为研究样本，采用多时点双重差分法（multi-period DID），深入分析自创区试点政策对企业新质生产力的赋能效应与作用机制，并进行异质性分析，最后为创新驱动政策推动企业加快形成与发展新质生产力提供相应的对策建议。相较于以往的研究，本文的边际贡献主要包括：第一，研究视角方面，学者们对新质生产力的影响因素研究多停留在宏观与中观层面，从微观层面探讨企业新质生产力培育问题的研究则相对薄弱。因此，本文重点关注政策工具对微观主体的赋能效应，将国家自创区试点政策视为外生冲击事件，探究该政策对企业新质生产力的影响效果以及作用机制。第二，拓展了自创区试点政策的研究边界，本文将企业新质生产力培育与发展纳入自创区试点政策的经济后果的研究体系中，为自创区政策优化提供了必要的经验证据。第三，分别从企业数字化转型和创新能力提升层面，深入探析国家通过设立自创区赋能企业新质生产力培育的机理与作用路径，为自创区建设和新质生产力发展目标落地提供理论依据和经验证据。

二、制度背景与研究假设

（一）制度背景

党的十八大以来，我国大力实施创新驱动发展战略。例如，深化科技体制改革、实行以增加知识价值为导向的分配政策、改善并优化中央财政科研经费管理、构建加强科技伦理治理体制机制、推进国家技术创新中心建设等。其中，为有效转变经济发展方式，加快创新型城市建设并切实提高企业的科技创新能力，国家实施了自创区试点政策这一区域创新发展战略，对优化区域创新体系、激发企业创新活力以及推动企业转型发展发挥了积极作用。从 2009 年在北京市建设第一个自创区开始，到 2022 年在哈尔滨、大庆、齐齐哈尔地区建设“哈大齐”自创区为止，我国已经累计建成了 23 个自创区，涉及 61 个城市。自创区试点政策始终以激发经济活力和打造创新创业新高地为目标，从高层次人才创新创业、高端研发机构设立、重大科技专项管理改革、科技成果转化、国际科技合作、科技型初创企业发展、自主创新产品首购首用、创新创业投融资等方面开展政策的先行先试。这种先试政策有效地解放和发展了生产力，使区域创新资源得以明显聚集、新兴产业能够加速培育，由此产生的辐射带动作用日益凸显。纵览我国自创区的发展进程，各试点的相继设立能够有效贯彻落实科技金融改革创新、创新企业税收优惠以及新兴企业参与国家重大科技专项等举措，

为自创区企业发展注入活跃的创新因子,持续释放的政策红利更是充分调动了企业创新研发的积极性,使企业发展逐步实现由“要素驱动”向“创新驱动”的全面转型与升级。自新质生产力概念提出以来,国家更加重视以科技创新为核心,以产业创新为支撑、以制度和管理创新为保障,培育具备新发展动能的先进生产力。在此政策导向和制度背景下,研究自创区试点政策对企业新质生产力培育的影响具有重要现实意义。

(二)理论分析与研究假设

1. 自创区试点政策与企业新质生产力

新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,具有强大发展动能,能够引领创造新的社会生产时代[16]。发展新质生产力需要以夯实人才根基为出发点、以创新要素供给为驱动力、以产业转型升级为基本方向,推动生产力向新的层级跃迁,从而实现高质量发展。因此,自创区试点政策能否赋能企业新质生产力培育须重点考虑生产力的三大构成要素:劳动者、劳动资料和劳动对象。第一,具备更高素质的劳动者是企业新质生产力培育的重要抓手。新质生产力培育的关键是吸引并用好“高精尖”科技人才和高技能人才[17]。自创区试点政策对于高水平人才能够产生集聚效应[18],这种效应主要表现为两个方面:一方面,自创区试点城市能够实施更加积极、开放和有效的人才政策,如“高聚工程”和“3551人才计划”方案的实施,促使科技人才政策逐步从“广泛覆盖”向“精准施策”转变[18],高层次人才、行业领军人才已经成为自创区人才结构优化的重点[19];另一方面,自创区试点政策能够推动战略性新兴产业的强势崛起,高新产业的有效集聚也吸引了大量高水平人才的流入。因此,基于自创区试点政策的人才聚集效应,为企业带来了更高素质的劳动者,使其依托人才要素的优化,提升新质生产力水平。第二,掌握更高技术含量的劳动资料是企业新质生产力培育的动力源泉。新质生产力与传统生产力的显著差异体现在生产工具的科技属性上。自创区试点政策作为创新驱动发展战略的典型代表,能够激发企业自主创新活力[20],推动劳动资料迭代升级,具体表现为两个方面:一方面,企业的创新活动能够驱动生产要素高效配置,使人工智能和数字化转型等前沿性成果得以有机融入[21],提升企业的生产效率;另一方面,技术创新尤其是颠覆式创新和“0-1技术创新”能够为企业布局新赛道创造有利条件,形成更为有效的颠覆式创新跃迁路径,助力高质量发展。自创区试点政策将新一代技术成果应用于企业发展中,孕育了新型生产工具,拓展了生产空间,为企业新质生产力形成与发展提供了有力保障。第三,拥有更广范围的劳动对象是企业新质生产力培育的物质基础。劳动对象是生产活动的基础和先决条件[22]。一方面,自创区试点政策着重于培育和壮大战略性新兴产业及未来产业,通过扩展劳动对象的种类与形态,不断开拓生产活动的新领域与新赛道,从而巩固发展新质生产力的物质基础;另一方面,自创区试点政策能够优化区域创新结构[9]、推动地方经济增长[10],为新产业的孕育奠定良好基础,促进企业新质生产力的培育。此外,自创区的税收优惠及科技金融改革创新试点等措施,能够缓解企业的融资约束,为企业产业升级和生产模式创新提供有力的经济支持,有利于拓展企业劳动对象的形态,实现生产力水平的跃升[23]。自创区的建设对于区域碳减排、实现绿色高质量发展及绿色转型也能发挥一定的积极作用[7-9],有效激发企业进行绿色研发与创新的内在动力,扩展劳动对象的种类,为企业新质生产力培育创造了有利条件。

基于此,本文提出假设1:

自创区试点政策能够促进企业形成和发展新质生产力(H1)。

2. 自创区试点政策、数字化转型与企业新质生产力

企业新质生产力培育需要以关键技术的革命性突破、生产性要素的创新性配置及重点产业的深度转型作为支撑点,积极推进数字化转型是上述过程不可忽视的核心要点[24]。新制度经济学认为,企业作为一个开放的系统,其发展目标只有在契合外部制度环境时,竞争力才能得以提升[25]。第一,企业数字化转型目标的实现,需要政府发挥其“有形之手”的作用[15]。创新驱动政策能够为数字化转型从应用到创新提供有效依据,从宏观以及微观层面循序渐进地推动企业实施数字化转型[23,26]。处于自创区内的企业在推进数字化转型时,更具环境与制度优势[14]。第二,企业数字化转型与新质生产力的形成有着密不可分的关系。首先,企业数字化转型能够为高质量发展奠定良好基础,驱动新质生产力的形成。云计算、物联网及人工智能等前沿技术引领下的数字化转型,使得企业的生产流程、管理模式及商业底层逻辑得以重构[27];数字化转型能够有效抑制企业的非效率投资,更加有利于企业回归实体经济,增加投资收益[28-29],通过数字经济的赋能效

应提高企业价值[30]，为企业新质生产力的形成创造了良好条件。其次，企业数字化转型过程所形成的数据要素能够在新质生产力培育过程中发挥倍增效应。相较于传统生产要素，数据要素具有共享、融合以及即时等特点，在经营模式升级、价值重塑及产业链和创新链深度融合方面发挥着重要作用[31]。数字化转型的核心要务在于使数据要素成为企业的战略资源，依托数据分析与挖掘技术，为实现企业生产效率提高、业务流程优化、资源配置效率提升及市场竞争力强化等目标提供强有力的支持。数据要素对传统生产要素的颠覆、改进与赋能，能够对企业全要素生产率提升发挥积极作用，使企业的生产质态向更高层次跃升[32]。数字化转型将数据要素融入实体经济，能够为企业提供发展新质生产力的核心资源。总而言之，自创区试点政策的实施能够为企业数字化转型创造良好的外部条件，而数字化转型能够推动企业生产力、生产关系、生产方式以及价值分配的有效变革，为新质生产力培育构筑新引擎。

基于此，本文提出假设 2：

自创区试点政策可以通过促进企业数字化转型从而提升企业新质生产力水平（H2）。

3. 自创区试点政策、创新活动与企业新质生产力

自创区通过政策扶持、资源整合、市场环境改善等策略，为企业创新活动提供有力支持与激励机制，进而推动企业增强创新实力。在推进技术创新过程中，企业因创新动机存异，可能产生不同的行动效果，体现为“高水准与高难度”的实质性创新行为和“重数量与轻质量”的策略性创新行为[33]。第一，自创区试点政策可以通过提高企业实质性创新水平，促进企业新质生产力的培育。政府引导在一定程度上能够对企业的实质性创新发挥促进作用[34]。企业的实质性创新不仅可以赋予各类传统生产要素新的内涵，赋能生产力的现代化转型[35]，并且实质性创新所涉及的技术研发、产品设计和工艺流程改进方面的进步，能够促进生产要素的优化配置，提高企业现有产品的竞争力，并催生出新产品、新业态和新模式，进一步强化了企业所处产业的供应链韧性[36]，这些都是新质生产力形成的关键因素。自创区试点政策作为国家创新驱动发展战略下的重要产业政策，在其推动科技创新过程中形成的新型生产关系是培育新质生产力的有力保障[28]；自创区的设立对企业创新给予了诸多政策支持，其中的税收优惠和政府补助行为可以促使企业创新目标升级，研发投入力度增加，进而提升企业的实质性创新水平[37-38]。第二，自创区试点政策并不能通过提高企业策略性创新水平，促进企业新质生产力的培育。策略性创新主要体现为外观专利和实用新型专利数量的增加，实用新型专利和外观设计专利所展现的自主创新能力相对较低[39]，并不能长期有效地提升企业价值，真正促进企业发展[40]。先进生产力质态的形成与发展，需要经历“创新-产业升级-生产力升级”这一过程。根据生产力二要素理论，策略性创新既无法通过推动传统产业的技术革新来实现企业劳动力要素的现代化，也不能通过新兴产业的培育来促进企业生产工具的结构性变革。自创区试点政策能够促进企业创新，并且精准提升了区域的研发绩效，而对非发明专利绩效的影响不显著[41]。总而言之，从试点政策定位来看，自创区更加注重研发创新活动在推动产业结构优化升级方面的作用[42]。从创新-产业升级-生产力升级路径来看，自创区通过引导企业开展高质量的自主研发创新活动，提升自主研发能力和水平[43]，推动高新技术产业逐渐从低质量、模仿式研发创新向高质量、自主式研发创新转变。

基于此，本文提出假设 3：

自创区试点政策能够通过提高企业实质性创新水平从而提升企业新质生产力水平（H3a）；

自创区试点政策并不能通过提高企业策略性创新水平来提升企业新质生产力水平（H3b）。

三、研究设计

（一）数据来源与样本选择

2009 年北京市设立了第一个国家级自创区，2010 年国务院发布《关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》，并要求坚持创新发展，将战略性新兴产业加快培育成先导产业和支柱产业。考虑到样本质量及政策实施的滞后性，本文选择 2011—2022 年我国沪深 A 股上市公司作为研究样本，探析自创区试点政策对企业新质生产力形成与发展的影响。企业层面的基础数据来源于国泰安数据库（CSMAR）、万德数据库（WIND）及上市公司年报，自创区试点政策分批次实施的城市名单及时间取自国家发展和改革委员会官网及地方政府官网。

为确保实证检验结果的合理性,对样本进行如下处理:①ST(special treatment)和PT(particular transfer)企业处于财务困难期,会影响最终的实证结果,故剔除该类样本;②数据有缺失以及关键变量有遗漏的样本予以剔除;③金融类企业与其他行业企业财务数据对比口径不一致,故将其剔除;④对所有连续变量均执行上下1%分位数的WINSORIZE处理,有效降低极端值与异常值的影响。经过上述处理后,最终得到11754条有效观测值。

(二)变量定义

(1)被解释变量:企业新质生产力水平(*NQP*)。借鉴孙献贞等[44]、张慧智和李犀尧[45]及宋佳等[46]对企业新质生产力测度的方法,基于生产力二要素理论,构建新质生产力指标体系。具体来说,首先,分别针对劳动力和生产工具这两个生产力要素的4个子要素——活劳动、劳动对象、硬科技及软科技构建二级指标。其次,利用熵值法计算指标的权重,形成企业新质生产力指标。最后,基于量纲化考虑,将测算出的数据整体扩大100倍后,形成本文用于衡量企业新质生产力水平的基础数据。

(2)核心解释变量:自创区设立($Post_t \times Treat_i$)。本文以自创区试点政策实施作为核心解释变量。考虑到该政策是在2009—2022年分多批次实施的,若城市 t 是国家自主创新示范区内包含的城市则将 $Post_t$ 赋值为1,反之则赋值为0;若时间 i 是实行国家自主创新示范区政策后则将 $Treat_i$ 赋值为1,反之则赋值为0;二者的乘积项 $Post_t \times Treat_i$ 表示实施创新驱动政策的虚拟变量。

(3)中介变量:企业数字化转型(*DCG*)。参照吴非等[15]的做法,利用Python软件对大数据、云计算、人工智能、区块链、数字技术5个维度的词频进行归集,据此建立企业数字化转型的指标体系,并对该指标进行对数化处理,最后得到用于衡量企业数字化转型水平的关键指标。企业实质性创新(*Patent_i*)与策略性创新(*Patent_ud*),参考黎文靖和郑曼妮[40]的研究,使用企业发明专利授予数加1取对数衡量企业实质性创新,使用企业实用新型专利授予数与外观设计专利授予数之和加1取对数衡量企业策略性创新。

(4)控制变量。借鉴企业新质生产力相关的研究成果[44-46],使用固定资产占比(*Fixed*)、经营费用率(*Ofee*)、经营杠杆(*Ople*)、稀释每股收益(*Deps*)、企业实际税负(*Itr*)、融资约束(*Fincons*)、投资水平(*Invest*)、前三大股东持股比例(*Top*3)、股权制衡度(*Balance*)、两权分离(*Seperate*)、管理层持股比例(*Mshare*)、账面市值比(*Bm*)、员工人数(*Employee*)这一系列和企业新质生产力存在密切联系的变量作为实证检验的控制变量。具体的变量定义如表1所示。

表1 变量定义表

类型	变量	变量定义	变量说明
被解释变量	*NQP*	企业新质生产力水平	根据构建的企业新质生产力指标体系进行测算
解释变量	$Post_t \times Treat_i$	自创区设立的虚拟变量	若城市 i 在第 t 年建设了自创区,则在当年及之后年份的变量取值为1,否则为0
中介变量	*DCG*	企业数字化转型	对大数据、云计算、人工智能、区块链、数字技术运用这5个维度的词频进行归集,通过构建指标评价体系算得
	Patent_i	实质性创新	ln(企业发明专利授予数+1)
	Patent_ud	策略性创新	ln(实用新型专利授予数+外观设计专利授予数+1)
控制变量	*Fixed*	固定资产占比	固定资产净额/总资产
	Ofee	经营费用率	(管理费用+销售费用)/营业收入
	Ople	经营杠杆	企业息税前利润变动率/企业产销业务量变动率
	Deps	稀释每股收益	归属于普通股股东的当期净利润/当期发行在外普通股的加权平均数
	Itr	企业实际税负	所得税费用/利润总额
	Fincons	融资约束	$SA=-0.737\times Size+0.043\times Size^2-0.040\times Age$,其中 *Size* 为企业规模的自然对数,*Age* 为企业成立时间
	Invest	投资水平	(为取得固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额)/期初总资产
	*Top*3	前三大股东持股比例	前三大股东持股数量/总股数
	Balance	股权制衡度	第二大股东持股比例/第一大股东持股比例
	Seperate	两权分离	实际控制人拥有上市公司控制权比例-实际控制人拥有上市公司所有权比例
	Mshare	管理层持股比例	董监高持股数量/总股数
	Bm	账面市值比	账面价值/总市值
	Employee	员工人数	ln(员工人数)

（三）模型设计

1. 双重差分模型

本文以自创区试点政策作为外生事件冲击进行准自然实验，考虑到该项政策是逐年且分地区实施的，故选择构建渐进性双重差分模型来检验自创区试点政策对企业新质生产力水平的影响，参照姚战琪[47]的研究构造多时点 DID 模型，具体模型如式（1）所示。

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_x Controls^* + \theta_i + V_t + \lambda_i + \varepsilon_{itk} \quad (1)$$

其中：i 为企业；t 为年份；λ 为行业；k 为地区；NQP_{it} 为企业 i 在 t 年的新质生产力水平；$Controls^*$ 为一系列可观测且对企业新质生产力水平存在影响的控制变量集；ε_{itk} 为随机误差项。本文加入年份固定效应 V_t 以排除特定年份对样本造成的影响，加入个体固定效应 θ_i 以控制企业个体间的差异，加入行业固定效应 λ_i 以控制行业间的差异。$Post_t \times Treat_i$ 为本文的核心自变量，若城市 t 是国家自主创新示范区内包含的城市则将 $Post_t$ 赋值为 1，反之则赋值为 0；若时间 i 是实行国家自主创新示范区政策后则将 $Treat_t$ 赋值为 1，反之则赋值为 0，系数 α_1 为自创区试点政策冲击的平均处理效果。

2. 中介效应模型

在上述双重差分模型的基础上，为进一步识别并检验自创区试点政策对企业新质生产力水平的作用机制，本文借鉴温忠麟等[48]的研究成果构建递归方程，分别引入中介变量 DCG_{it} 、$Patent_i$ 和 $Patent_ud$，本文构建中介效应模型如下：

$$DCG_{it}/Patent_i/Patent_ud = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Treat_i + \beta_x Controls^* + \theta_i + V_t + \lambda_i + \varepsilon_{itk} \quad (2)$$

$$NQP_{itk} = \gamma_0 + \gamma_1 Post_t \times Treat_i + \gamma_2 DCG_{it}/patend_i/Patent_ud + \gamma_x Controls^* + \theta_i + V_t + \lambda_i + \varepsilon_{itk} \quad (3)$$

其中：DCG_{it} 为企业数字化转型程度；$Patent_i$ 和 $Patent_ud$ 则分别从实质性创新和策略性创新两方面衡量企业的创新能力，根据回归结果中参数 β_1、γ_1 和 γ_2 对中介效应进行衡量。

四、实证检验与分析

（一）描述性统计与相关性分析

各变量的描述性统计结果如表 2 所示。企业新质生产力水平（*NQP*）的均值为 4.684，中位数为 4.393，标准差为 2.305，最小值为 0.854，最大值为 14.910，说明企业的新质生产力水平基本满足正态分布特征，不同企业间的新质生产力水平存在较大差异。控制变量的数值也都分布在合理范围内。相关系数分析和方差膨胀因子（*VIF*）检验的结果显示，相关系数值均小于 0.3，*VIF* 均值为 1.37，且各主要变量的 *VIF* 值在 1.06～2.39，说明本文在变量选取中不存在严重的多重共线性问题。

表 2　主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	*VIF*
NQP	11754	4.684	2.305	4.393	0.854	14.910	
Post×Treat	11754	0.346	0.476	0.000	0.000	1.000	1.17
DCG	11754	1.292	1.389	1.000	0.000	5.000	1.31
Patent_i	11754	1.886	1.519	1.792	0.000	6.535	2.39
Patent_ud	11754	2.158	1.679	2.197	0.000	6.422	2.34
Fixed	11754	0.208	0.152	0.179	0.003	0.671	1.35
Ofee	11754	0.167	0.125	0.134	0.013	0.656	1.24
Ople	11754	1.448	0.834	1.311	−2.101	6.236	1.08
Deps	11754	0.422	0.542	0.320	−1.300	3.330	1.17
Itr	11754	0.163	0.152	0.155	−0.619	0.776	1.06
Fincons	11754	−3.737	0.245	−3.732	−4.434	−3.115	1.17
Invest	11754	0.088	0.087	0.062	0.001	0.502	1.09
Top3	11754	49.35	15.25	48.90	17.34	85.81	1.17
Balance	11754	0.352	0.283	0.270	0.0120	0.997	1.07
Seperate	11754	4.611	7.376	0.000	0.000	27.82	1.14
Mshare	11754	15.03	20.39	1.484	0.000	68.40	1.41
Bm	11754	0.620	0.244	0.623	0.133	1.193	1.35
Employee	11754	7.832	1.219	7.732	5.142	11.24	1.42

(二)主回归检验结果

表3汇报了自创区试点政策影响企业新质生产力的基准回归的结果。(1)列为未加入控制变量、未对行业和年份固定效应进行控制,而只控制个体固定效应的回归结果,此时回归系数为1.323,回归结果在1%的水平上显著;(2)列在(1)列的基础上加入了一系列影响企业新质生产力水平的控制变量,回归结果仍在1%的水平上显著,回归系数则相对减少到0.546;(3)列和(4)列依次加入年份和行业层面的固定效应,回归结果同样在1%的水平上显著,并且回归系数趋于稳定。这初步验证了本文的研究假设H1,即自创区试点政策的实施提升了相关地区企业的新质生产力水平。此外,本文在进行基准回归时,还使用聚类稳健标准误以缓解面板数据同一个体在不同时期的扰动项之间存在的自相关问题。

表3　基准回归结果

变量	*NQP*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post×Treat	1.323***(20.762)	0.546***(8.787)	0.222***(3.552)	0.232***(3.844)
Fixed		8.192***(23.036)	8.461***(23.353)	8.586***(29.285)
Ofee		−0.144(−0.324)	−0.596(−1.292)	−0.600(−1.396)
Ople		−0.001(−0.093)	−0.006(−0.404)	−0.005(−0.355)
Deps		−0.084*(−1.886)	−0.057(−1.310)	−0.055(−1.304)
Itr		0.010(0.117)	−0.013(−0.154)	0.006(0.075)
Fincons		−4.522***(−16.549)	−2.050***(−4.047)	−1.886***(−3.881)
Invest		0.967***(4.290)	0.901***(4.108)	0.915***(4.382)
Top3		−0.009*(−1.861)	−0.010**(−2.245)	−0.008*(−1.944)
Balance		0.109(0.712)	−0.025(−0.169)	−0.062(−0.458)
Seperate		0.002(0.271)	0.002(0.271)	0.001(0.094)
Mshare		−0.006*(−1.910)	−0.006**(−2.026)	−0.007**(−2.344)
Bm		−0.658***(−6.754)	−0.428***(−3.090)	−0.441***(−3.279)
Employee		−0.038(−0.439)	−0.132(−1.556)	−0.138*(−1.702)
截距项	4.227***(191.678)	−12.965***(−12.367)	−3.374*(−1.741)	−2.280(−1.065)
观测值	11754	11754	11754	11754
R^2	0.112	0.375	0.434	0.458
年份固定	No	No	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	No	No	No	Yes

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为t值。

(三)稳健性检验

1.平行趋势检验

使用双重差分模型进行政策效应评估时,需要进行平行趋势检验,以确保数据满足无偏估计条件,即在政策实施之前,实验组和对照组的被解释变量应该具有相同的变化趋势,而政策实施以后才出现明显的差距。考虑到自创区试点政策是分批次实施的,因此,本文在动态效应识别框架下构建如式(4)所示的多时点双重差分模型进行平行趋势检验。

$$NQP_{it}=\delta_0+\delta_k\sum_{k=-4}^{7}D_{it}^{k}+\delta_x Control^{*}+\theta_i+V_t+\lambda_t+\varepsilon_{itk} \tag{4}$$

其中:D_{it}^{k}为一组用来定义自创区试点设立时间的虚拟变量。式(4)中应重点关注系数δ_t,其反映了自创区建设在第t年处于实验组与对照组企业的新质生产力水平的差异,即自创区政策的动态效应。如果在自创区政策实施前各年的系数δ_t均不显著,则说明政策实施前,试点城市和非试点城市在新质生产力水平方面的变化趋势没有明显差异,从而通过了平行趋势检验。由于自创区试点在多年内分段设立,所采用的多时点双重差分模型中政策前后的窗口期较长,因此,以政策实施当年作为基期,分别将变量归至第−4期到第7期,同时在90%的置信水平上绘制政策平行趋势检验结果,如图1所示。在被列入自创区之前,试点城市与非试点城市企业的新质生产力发展趋势大致相同;而从各试点城市设立为自创区当年起,

试点城市与非试点城市企业的新质生产力水平产生显著差异。试点城市的企业新质生产力水平在基期后的政策效应都显著为正，并且第 3~7 期的政策效应呈现出逐年递增的趋势，平行趋势检验得以验证。这说明自创区试点政策对试点城市企业的新质生产力水平的提升存在显著的长尾效应，该政策不仅有效而且成效明显。

2. 安慰剂检验

为了检验基准回归结果是否受到遗漏变量和不可观测因素的影响，本文参考程龙[10]的做法，进行安慰剂检验。首先，在总体样本中根据试点城市数量，随机抽取相同数量城市作为“伪处理样本”，并对随机抽取的样本进行双重差分估计得出处理后的检验结果，进而对以上操作重复 500 次得出相应的伪处理检验结果，并将所得系数的分布情况绘制在图 2 中，表 3 的(4)列所对应的基准回归结果如图 2 中的右侧竖虚线所示。500 次模拟回归所得的估计系数的绝对值均小于使用真实数据所得的估计系数(0.232)，并以 0 为中心呈正态分布。由此，可以认为基准回归结果并非由某些偶然因素引起的，符合试点政策有效的基本假设。安慰剂检验结果表明，在排除遗漏变量和不可观测因素的干扰后，自创区试点政策的实施有助于提高试点城市企业新质生产力水平的结论依旧稳健。

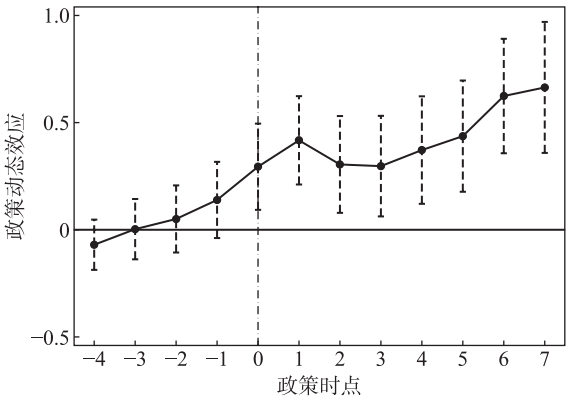


图 1　平行趋势检验结果

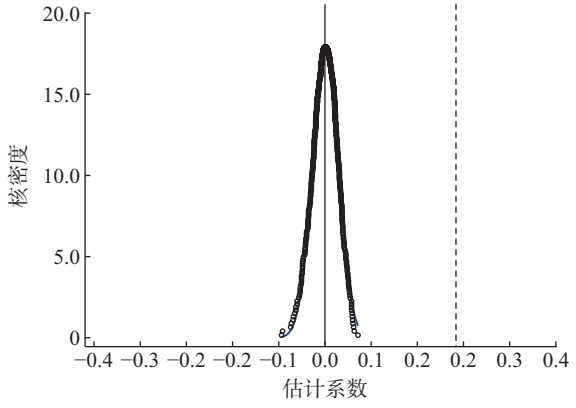


图 2　安慰剂检验结果

3. 替换被解释变量

本文对企业新质生产力的衡量指标进行替换，由于新质生产力以创新为主导，由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生，并以全要素生产率大幅提升为标志，因此，本文参考宋佳等[46]的做法，使用企业全要素生产率指标(*Tfp_opacf*)衡量企业新质生产力水平，同时为了缓解样本选择偏差及内生性问题，采用 OP(Olley-Pakes)方法测算企业全要素生产率，并基于 ACF(Ackerberg Caves Frazer)方法对其进行修正①。以企业全要素生产率作为替代变量进行回归检验的结果如表 4 的(1)列所示，自创区试点政策的回归系数仍在 1%水平上显著为正，进一步保证了本文基准回归的稳健性。

4. PSM-DID

城市是否被设为自创区试点可能与该地区企业的聚集性与分布密度特征相关。为了避免样本自选择问题而带来的系统性差异，使用倾向得分匹配法(PSM)，以本文所使用的全部控制变量作为协变量，进行 1∶1 的最近邻匹配，并在 PSM 的基础上使用双重差分模型进行回归。结果如表 4 的(2)列所示，自创区试点政策的回归系数仍在 1%水平上显著，说明在考虑样本的自选择问题后，自创区试点对于企业新质生产力的影响依旧显著为正，进一步验证了本文的假设 H1。

① OP 方法采用了两阶段的参数估计方法，第一阶段估算出劳动的产出弹性，第二阶段进行资本产出弹性的估计。然而，如果在第一阶段中生产率水平与劳动力投入存在共线性问题，那么估计出的劳动产出弹性将是有偏的，继续进行第二阶段的估计将会导致资本的产出弹性出现较大偏差。为了解决这一问题，Ackerberg 等[54]放松了 OP 方法的假设条件，将劳动力投入引入中间投入的决策函数，完善了上述方法，使得估计结果更加准确。因此，本文也将基于 ACF 方法对我国城际间的全要素生产率进行测算。

表4　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换被解释变量	*PSM-DID*	排除其他政策干扰	
	Tfp_opacf	*NQP*	*NQP*	*NQP*
Post×Treat	0.051***(3.546)	0.262***(3.047)	0.174***(2.743)	0.186***(3.004)
$Post \times Treat_a$			0.087(1.468)	
$Post \times Treat_b$				−0.186(−1.052)
Fixed	−1.467***(−17.461)	7.915***(16.143)	8.611***(26.562)	8.623***(26.560)
Ofee	−2.613***(−17.164)	−0.500(−0.821)	−0.641(−1.399)	−0.645(−1.414)
Ople	−0.017***(−3.879)	0.019(0.898)	−0.005(−0.336)	−0.005(−0.330)
Deps	0.145***(11.050)	−0.123**(−1.997)	−0.042(−0.914)	−0.042(−0.923)
Itr	0.043**(1.967)	−0.004(−0.026)	0.003(0.039)	0.000(0.001)
Fincons	−0.050(−0.344)	−1.593**(−2.433)	−1.824***(−3.582)	−1.830***(−3.614)
Invest	−0.306***(−5.595)	0.872***(2.785)	0.946***(4.189)	0.949***(4.210)
Top3	−0.002**(−2.052)	−0.012**(−2.011)	−0.009**(−2.068)	−0.009**(−2.068)
Balance	0.069*(1.730)	0.035(0.178)	−0.111(−0.757)	−0.113(−0.771)
Seperate	0.004**(2.395)	0.002(0.285)	0.002(0.376)	0.002(0.358)
Mshare	−0.002***(−3.354)	−0.008**(−1.970)	−0.007**(−2.126)	−0.007**(−2.154)
Bm	−0.001(−0.040)	−0.575***(−2.848)	−0.431***(−2.943)	−0.426***(−2.910)
Employee	−0.234***(−8.881)	−0.235*(−1.855)	−0.140(−1.617)	−0.138(−1.606)
截距项	6.832***(13.095)	−0.377(−0.148)	−1.915(−0.857)	−1.990(−0.896)
观测值	11363	5188	10629	10641
R^2	0.508	0.461	0.449	0.449
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为*t*值。

5. 排除其他政策干扰

在实施自创区试点政策时，还可能存在其他政策会影响到企业的新质生产力水平，由此所产生的政策叠加效应可能会使自创区试点政策效应被高估。因此，本文在基准回归的基础上分别考虑《“宽带中国”战略及实施方案》（$Post \times Treat_a$）和“智能建造城市试点”（$Post \times Treat_b$）这两类政策的实施，以期能够排除不同政策所产生的叠加效应，从而增加实证结果的可信度。结果如表4的(3)列和(4)列所示，显然，在排除两类政策的干扰后，自创区试点政策效应仍在1%的水平上显著。实证结果表明，在排除其他政策干扰后，自创区试点政策仍对企业新质生产力水平存在显著的促进作用，进一步表明了前文结论的稳健性。

五、进一步研究

（一）机制分析

根据前文的理论假设，自创区试点政策通过提高企业数字化转型程度和企业创新水平这两类渠道影响企业新质生产力。在本部分，将基于式(2)和式(3)实证检验自创区政策影响企业新质生产力的机制是否成立。

1. 企业数字化转型

数字经济的迅速发展为我国经济增长赋予了新动能，数字化转型已经成为产业变革的关键因素。“十四五”规划明确指出“要以创新发展战略为驱动，释放生产力的数字化发展活力”，在数字化转型过程中，企业往往面临着内部资源的重新配置、劳动力和组织结构的重组等问题[49]，进而影响企业新质生产力水平。为了检验数字化转型在自创区对企业新质生产力发展的影响中的作用，本文将企业数字化转型水平（*DCG*）作为中介变量，并运用式(3)与式(4)进行检验。回归结果见表5的(1)列和(2)列。(1)列中*Post×Treat*的系数为0.110且在1%水平上显著，表明自创区试点政策的实施会显著提高企业数字化转型程度，加快企业数字化发展进程。(2)列中*Post×Treat*的系数为0.227且在1%水平上显著，*DCG*的系数为0.046且在5%水

平上显著，说明自创区政策的实施能够加快企业数字化转型，助力企业更好地发挥数据要素的创新驱动作用，从而推动企业新质生产力水平的质态跃升，本文的研究假设 H2 得证。

2. 企业实质性创新水平

发展新质生产力必须遵循经济社会发展的基本规律，围绕创新目标开展相关工作。然而，很多企业更倾向于使用“策略性创新”而非“实质性创新”[40]。例如，我国的专利申请面临着数量的“爆炸性”增长和专利技术“泡沫化”并存的局面[50]。低质量的创新会制约经济社会高质量发展[51]，企业只有重视高质量创新才能打破技术壁垒，摆脱传统经济增长方式和生产力发展路径，催生符合新发展理念的先进生产力质态。本文选取企业实质性创新（*Patent_i*）作为中介变量，实证检验自创区试点政策能否切实提高企业的实质性创新水平，进而促进企业新质生产力的发展，回归结果如表 5 的（3）列和（4）列所示。*Post×Treat* 和 *Patent_i* 的系数均显著为正，表明自创区试点政策可以通过增加区域内企业的实质性创新水平，促进企业新质生产力水平的提升。本文研究假设 H3a 得到了验证。

3. 企业策略性创新水平

自创区的设立以试点城市而非企业为对象，导致政府在全面掌握鼓励行业发展的信息方面存在难度。这种信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题，会引发企业采取策略性创新行为[52]，向政府传递虚假的创新信号以获取相关补贴。而这种产生“重数量轻质量”的创新陷阱无法促成技术的革命性突破和科技成果的转化[53]。因此，难以真正打通束缚新质生产力发展的“堵点”与“卡点”。为了检验自创区试点政策影响企业新质生产力过程中是否会产生虚假创新信号，本文选取企业策略性创新（*Patent_ud*）作为中介变量，回归结果如表 5 的（5）列和（6）列所示。*Post×Treat* 的系数在（5）列中不显著，Sobel 检验的结果依然不显著，表明企业策略性创新并未在自创区试点政策与企业新质生产力之间发挥中介作用。本文研究假设 H3b 得到了验证。

表 5　中介机制检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	DCG	*NQP*	*Patent_i*	*NQP*	*Patent_ud*	*NQP*
Post×Treat	0.110***	0.227***	0.066**	0.217***	−0.001	0.232***
	（2.970）	（3.760）	（1.966）	（3.671）	（−0.015）	（3.849）
DCG		0.046**				
		（2.291）				
Patent_i				0.227***		
				（9.361）		
Patent_ud						0.048***
						（2.587）
Fixed	−0.631***	8.616***	−0.278*	8.649***	−0.026	8.588***
	（−3.934）	（29.348）	（−1.946）	（30.014）	（−0.136）	（29.346）
Ofee	−0.453**	−0.579	−0.232	−0.548	0.104	−0.605
	（−2.055）	（−1.348）	（−1.300）	（−1.301）	（0.446）	（−1.408）
Ople	−0.008	−0.004	0.015*	−0.008	−0.008	−0.004
	（−0.839）	（−0.326）	（1.829）	（−0.622）	（−0.720）	（−0.327）
Deps	−0.037	−0.053	−0.020	−0.050	0.020	−0.056
	（−1.550）	（−1.266）	（−0.760）	（−1.204）	（0.666）	（−1.328）
Itr	−0.056	0.008	−0.112**	0.031	−0.125**	0.012
	（−1.026）	（0.109）	（−2.319）	（0.412）	（−2.195）	（0.153）
Fincons	−0.242	−1.874***	1.102***	−2.136***	0.882**	−1.928***
	（−0.995）	（−3.871）	（3.897）	（−4.430）	（2.518）	（−3.994）
Invest	0.026	0.914***	0.119	0.888***	0.024	0.914***
	（0.216）	（4.374）	（1.092）	（4.284）	（0.181）	（4.381）
*Top*3	−0.007***	−0.008*	−0.003	−0.007*	0.002	−0.008*
	（−3.091）	（−1.867）	（−1.496）	（−1.804）	（0.672）	（−1.959）
Balance	0.083	−0.066	0.073	−0.079	0.014	−0.063
	（0.947）	（−0.487）	（0.935）	（−0.589）	（0.138）	（−0.464）

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DCG	*NQP*	*Patent_i*	*NQP*	*Patent_ud*	*NQP*
Seperate	−0.002 (−0.476)	0.001 (0.109)	0.001 (0.180)	0.000 (0.073)	−0.000 (−0.036)	0.001 (0.096)
Mshare	0.002 (1.175)	−0.007** (−2.377)	−0.001 (−0.445)	−0.006** (−2.316)	−0.003* (−1.719)	−0.007** (−2.301)
Bm	−0.106 (−1.292)	−0.436*** (−3.250)	0.004 (0.062)	−0.442*** (−3.339)	0.062 (0.711)	−0.444*** (−3.303)
Employee	0.184*** (6.250)	−0.147* (−1.819)	0.207*** (5.657)	−0.185** (−2.306)	0.392*** (9.017)	−0.157* (−1.916)
截距项	−1.049 (−1.003)	−2.231 (−1.042)	3.971*** (3.875)	−3.181 (−1.507)	1.250 (0.939)	−2.340 (−1.098)
观测值	11754	11754	11754	11754	11754	11754
R^2	0.326	0.459	0.222	0.470	0.276	0.459
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为*t*值。

(二)异质性分析

上述研究表明，自创区试点政策有利于提升企业新质生产力水平，那么这种提升作用是否会由于企业自身属性特征和外部环境不同而产生差异？为此，本文从产权性质、高新技术特征、企业规模、生产要素密集度及战略区域这5个方面探究自创区试点政策对于企业新质生产力培育的差异化影响。

1. 产权性质

将样本企业按照产权性质划分为国有企业和非国有企业，分析自创区试点政策对不同产权性质企业新质生产力影响的差异。回归结果如表6的(1)列和(2)列所示，(1)列中*Post*×*Treat*的系数不显著，(2)列中*Post*×*Treat*在1%的水平上显著为正。即在非国有企业中，自创区试点政策对培育新质生产的促进作用更为突出。其原因在于：一方面，非国有企业具有政策依赖度低，调整成本少，以及外部市场竞争激烈等特点，使其具备惯性依赖弱，决策链条短且路径依赖小等优势，外生冲击能更好地激发企业的创新活力，外生冲击能更好地激发企业的创新活力；另一方面，非国有企业通常面临更为激烈的行业竞争，自创区政策为企业在研发创新与资源配置方面释放了正面的信号，激励企业进行科技创新、产业转型以获取可持续发展的竞争优势，从而实现生产力现代化，为新质生产力的培育奠定了良好基础。

2. 高新技术特征

企业自身的特质也会影响政策实施的效果。一方面，具有创新意识和技术优势的企业更易获得资金和政策支持；另一方面，高新技术企业在创新体系建设、新动能培育以及前沿科技成果转化方面有着更强的积极性。因此，本文将研究样本划分为高新技术企业和非高新技术企业分别进行回归。结果如表6的(3)列和(4)列所示。在高新技术企业中，*Post*×*Treat*在1%水平上显著，而在非高新技术企业中，*Post*×*Treat*的系数不显著。新质生产力是由生产技术的革命性突破、生产要素的创新性配置及产业的高质量转型所催生的先进生产力质态，是传统生产力发生质变的产物。高新技术企业对新技术、创新要素有着更高的需求，这类企业也更愿意在科技创新和传统生产力转型升级方面投入更多资源。与此同时，高新技术企业本身也拥有更多的高层次科研人才和高水平技术积累，更能积极适应自创区的整体环境，创新驱动政策也能发挥更大效用。

3. 企业规模

按照企业总资产规模的中位数对研究样本进行分组，将观测值高于资产规模中位数的样本设定为大规模组别，低于中位数的样本则设定为中小规模组别，回归结果如表6的(5)列和(6)列所示。自创区试点政策对企业新质生产力的促进作用在大规模企业中更加显著，而在中小规模企业中这种促进作用较

小。原因在于：大规模企业不但具有较高的现金流量水平、面临较小的融资约束，而且拥有完善的产业链和较强的供应链话语权，这种资源禀赋能够使得企业在自创区规划落地后迅速做出反应。充足的现金流能够有效支撑企业的科技创新，产业链的完整性和供应链上的强话语权也能加快企业科技成果转化和产业转型升级，提高资源配置效率，从而使大规模企业实现新质生产力更高水平的跃升。

表 6　产权性质、高新技术特征、企业规模异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	非国有	高新技术企业	非高新技术企业	大规模	中小规模
Post×Treat	0.102 (1.106)	0.270*** (3.662)	0.277*** (3.488)	0.132 (1.622)	0.235*** (3.054)	0.149* (1.863)
Fixed	8.972*** (23.331)	8.401*** (23.654)	8.318*** (22.983)	9.059*** (20.964)	8.810*** (24.110)	9.546*** (25.859)
Ofee	−0.451 (−0.516)	−0.614 (−1.249)	−0.602 (−1.137)	0.035 (0.052)	−1.321* (−1.942)	−0.159 (−0.304)
Ople	−0.001 (−0.041)	−0.005 (−0.289)	0.005 (0.310)	−0.018 (−0.942)	−0.007 (−0.428)	−0.007 (−0.418)
Deps	0.007 (0.105)	−0.101* (−1.828)	−0.067 (−1.224)	−0.064 (−1.133)	−0.061 (−1.424)	−0.167** (−2.331)
Itr	−0.043 (−0.395)	0.072 (0.689)	0.033 (0.317)	0.030 (0.337)	−0.091 (−1.046)	0.114 (1.014)
Fincons	0.879 (1.111)	−3.001*** (−5.267)	−2.028*** (−2.663)	0.160 (0.234)	3.079*** (4.127)	−5.863*** (−4.922)
Invest	0.745* (1.674)	0.866*** (3.858)	0.904*** (3.716)	1.010*** (2.973)	0.370 (1.117)	0.766*** (3.401)
*Top*3	0.007 (0.903)	−0.009* (−1.782)	−0.006 (−1.158)	−0.002 (−0.346)	−0.002 (−0.366)	−0.005 (−0.916)
Balance	−0.281 (−1.200)	−0.020 (−0.115)	−0.044 (−0.251)	−0.051 (−0.251)	−0.231 (−1.254)	−0.124 (−0.632)
Seperate	0.009 (1.085)	0.002 (0.328)	−0.006 (−0.655)	−0.001 (−0.227)	0.000 (0.023)	−0.015 (−1.501)
Mshare	−0.049 (−1.186)	−0.004 (−1.473)	−0.002 (−0.804)	−0.005 (−0.988)	−0.004 (−0.658)	0.001 (0.218)
Bm	−0.258 (−1.114)	−0.403** (−2.391)	−0.421** (−2.373)	−0.098 (−0.498)	−0.136 (−0.727)	−0.500*** (−2.695)
Employee	−0.391** (−2.343)	−0.151* (−1.719)	−0.194 (−1.581)	−0.248** (−2.167)	−0.534*** (−3.570)	−0.318*** (−2.906)
截距项	8.837*** (2.669)	−6.364*** (−2.753)	−3.340 (−1.278)	2.975 (1.013)	18.583*** (5.429)	−14.746*** (−3.731)
观测值	4001	7753	6858	4896	5020	6734
R^2	0.438	0.504	0.544	0.392	0.406	0.549
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值。

4. 生产要素密集度

正如前文所述，自创区试点政策对企业生产力质态升级的效果还与各类资源要素的有效配置相关。企业的资源禀赋，以及对人才、技术和资本的依赖程度都会影响到企业生产力跃升对自创区政策的敏感性。因此，本文参照尹美群等[55]的做法，根据要素密集程度将研究样本划分为劳动密集型、资产密集型和技术密集型这三类。分组回归的结果如表7中(1)列~(3)列所示，自创区试点政策对技术密集型和资产密集型企业的新质生产力水平提升效果显著，而对劳动密集型企业并不显著。其主要原因是技术密集型企业注重科

技创新以及技术升级,资产密集型企业在数字化转型的背景下对设备更新换代与升级、产品结构转型与优化的需求提高。因此,自创区试点政策能够对技术密集型和资产密集型企业新质生产力的形成与发展发挥更为积极的作用。

5. 战略区域

长江经济带是我国"一线一轴"战略构想的关键一步,也是我国城市绿色发展和高质量发展的重要战略区域;新质生产力是创新驱动企业经济发展、产业转型、结构升级、绿色低碳发展的先进生产力。由于长江经济带具有鲜明的地域特色和产业特征,自创区试点政策对企业新质生产力的影响效果也会因此而存在异质性。为深入探究适用于企业发展新质生产力的新范式,参照《长江经济带发展规划纲要》,根据企业所处地级市将样本划分为长江经济带城市和非长江经济带城市,分组检验的结果如表7的(4)列和(5)列所示。自创区试点政策对新质生产力的促进作用对于长江经济带城市在1%的水平上显著,而对于非长江经济带地区政策效应不显著。主要原因在于,长江经济带地区在以创新促发展的顶层设计下,能够以更好的地域优势实现产业聚集发展和区域合作互动,并以创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念推动企业绿色转型和创新发展,从而促使自创区建设为企业新质生产力水平提升释放更加活跃的促进因子。

表7　生产要素密集度、战略区域异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	劳动密集型	技术密集型	资产密集型	长江经济带	非长江经济带
Post×Treat	0.105 (1.066)	0.224** (2.568)	0.161* (1.746)	0.417*** (3.864)	0.000 (0.004)
Fixed	8.933*** (14.757)	8.258*** (17.291)	8.685*** (29.157)	8.919*** (19.654)	8.436*** (22.403)
Ofee	0.064 (0.076)	−0.841 (−1.470)	−0.029 (−0.032)	−1.316* (−1.838)	−0.607 (−1.169)
Ople	−0.014 (−0.575)	0.008 (0.392)	−0.037** (−2.450)	−0.015 (−0.780)	0.002 (0.115)
Deps	−0.114* (−1.737)	−0.121* (−1.676)	0.104 (1.456)	0.013 (0.214)	−0.081 (−1.320)
Itr	−0.012 (−0.107)	0.041 (0.299)	0.077 (1.044)	−0.068 (−0.590)	0.025 (0.227)
Fincons	−0.732 (−0.931)	−1.273 (−1.408)	−1.148 (−1.356)	−2.308** (−2.431)	−1.585*** (−2.752)
Invest	0.583 (1.543)	1.408*** (4.891)	−0.259 (−0.946)	0.606* (1.893)	1.088*** (3.922)
Top3	−0.009 (−1.288)	−0.007 (−0.975)	0.005 (0.742)	−0.018** (−2.494)	−0.003 (−0.660)
Balance	0.344 (1.464)	−0.138 (−0.641)	−0.369* (−1.710)	−0.065 (−0.316)	−0.189 (−0.946)
Seperate	0.004 (0.577)	0.004 (0.385)	−0.015** (−1.970)	−0.001 (−0.153)	0.007 (0.857)
Mshare	−0.012** (−2.211)	−0.003 (−0.756)	−0.007 (−1.340)	−0.007 (−1.573)	−0.006 (−1.597)
Bm	−0.137 (−0.596)	−0.267 (−1.354)	−0.597*** (−2.799)	−0.492** (−2.378)	−0.358* (−1.779)
Employee	−0.124 (−0.898)	−0.177 (−1.205)	−0.152 (−1.485)	−0.252* (−1.792)	−0.050 (−0.515)
截距项	0.834 (0.240)	−1.950 (−0.617)	−1.086 (−0.340)	−3.225 (−0.947)	−1.967 (−0.858)
观测值	4076	5402	2064	4807	5822
R^2	0.396	0.546	0.593	0.486	0.460
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为t值。

六、结论和启示

自创区设立是国家层面为完善科技创新体制、促进战略性新兴产业发展、实施创新驱动发展战略及加速经济转型升级的重要措施。新质生产力是先进生产力的集中体现，积极培育新质生产力是推进经济高质量发展与科技创新交叉融合的重要举措。基于此，本文以自创区试点这一政策作为外部事件冲击开展准自然实验研究，选取2011—2022年沪深A股非金融类上市公司作为初始研究样本，深入分析自创区试点政策对企业新质生产力的赋能效应与作用机制。研究结果表明，自创区试点政策能够显著提升企业新质生产力水平；机制分析结果表明，自创区试点政策通过提高企业数字化转型程度和企业实质性创新能力来提升企业新质生产力水平；异质性分析结果表明，自创区试点政策对企业新质生产力发展的促进作用在非国有企业、高新技术企业、资产密集型和技术密集型企业及处于长江经济带城市中的企业中更为显著。

基于以上研究结论，本文可得出如下启示：第一，要充分发挥自创区的创新驱动作用，推动生产力三要素及其组合的全方位跃升，以促进新质生产力的快速形成。首先，自创区建设必须高度重视人才资源。全面实施人才引进、培育及高效利用策略，确保人才在创新驱动发展战略中发挥主导作用，推动发展模式的转型、经济结构的优化及增长动能的革新，塑造人才资源优化配置的新格局。其次，应全面掌握自主创新的关键要素，促进劳动资料的持续更新与升级。依托自创区试点政策，集聚并整合科技创新资源，特别是推动数字经济与传统行业的深度融合，助力企业实现数字化转型，深入实施产业数字化的变革。最后，要重视颠覆性创新和自主创新，培育壮大战略新兴企业和未来产业，打造经济发展新引擎。第二，企业数字化转型和实质性创新是自创区推动企业新质生产力培育的关键抓手，也是企业迈向高质量发展的必经之路。一方面，相较于策略性创新，实质性创新是真正意义上的高质量创新，这不仅符合自创区试点政策的内在要求，也是企业生产力现代化转型的必然趋势。在推动新质生产力发展过程中，应及时调整政策导向，更多地向企业发明专利申请和研发活动倾斜资源，而非仅关注外观专利和实用新型专利的数量，由此实现企业创新的提质增效。另一方面，自创区试点政策应发挥“有形之手”的作用，构建企业、高校、政府相互协调的创新联合体。加快科技成果向先进生产力的转化，推进企业数字化转型，利用数据要素推动传统产业的转型与升级，为新质生产力培育构筑新引擎。第三，要借助制度变革和政策创新，因地制宜发展新质生产力，针对企业的资源禀赋、发展阶段和区位特征精准施策。企业地理位置、发展模式及内在属性特征的差异，均会对自创区试点政策在推动新质生产力培育方面产生影响。因此，政府应根据企业特征有针对性地发展新质生产力。国有企业、高新技术企业、大规模企业、技术密集型企业及处于长江经济带的企业是发展新质生产力应重点关注的对象。

参考文献

[1] 加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[N]. 人民日报，2024-02-02(1).

[2] 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.

[3] 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.

[4] 周柯，王尹君. 环境规制、科技创新与产业结构升级[J]. 工业技术经济，2019，38(2)：137-144.

[5] 彭俞超，方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究，2016，51(7)：29-42，86.

[6] 张晓艳，戚悦. 促进我国产业结构升级的财税政策研究[J]. 当代经济管理，2015，37(1)：78-81.

[7] 景国文. 国家自主创新示范区的碳减排效应[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(6)：23-33.

[8] 裴梦迪，刘乃全. 国家自主创新示范区能否促进城市绿色发展?[J]. 经济体制改革，2024(2)：176-183.

[9] 韩先锋，郑酌基，尹玉平，等. 创新驱动政策、政府环保注意力与绿色高质量发展——来自国家自主创新示范区的证据[J]. 软科学，2024，38(4)：38-43，60.

[10] 程龙，唐恒，孙莹琳. 国家自主创新示范区与区域产业创新要素匹配[J]. 科学管理研究，2023，41(6)：70-79.

[11] 曹玉平. 国家自主创新示范区设立优化了区域创新结构吗？——基于合成控制法的实证评估[J]. 管理评论，2023，35(4)：128-143.

[12] 张永安，关永娟. 国家自主创新示范区政策对地区经济的影响研究[J]. 软科学，2021，35(1)：101-107.

[13] 郭金花，郭檬楠，郭淑芬，等. 中国创新政策试点能有效驱动企业创新吗？——基于国家自主创新示范区建设的经验证据[J]. 产业经济研究，2021(2)：56-70.

[14] 王雅莉，侯林岐，朱金鹤. 国家自主创新示范区如何助力企业数字化转型?[J]. 科学学与科学技术管理，2024，45(6)：108-126.

[15] 吴非，常曦，任晓怡. 政府驱动型创新：财政科技支出与企业数字化转型[J]. 财政研究，2021(1)：102-115.

[16] 习近平经济思想研究中心. 新质生产力的内涵特征和发展重点[N]. 人民日报，2024-03-01(9).

[17] 朱德云，李锴淇. 政府干预、市场竞争与企业自主创新——基于国家自主创新示范区的设立及其政策效应[J]. 财政科学，2023(7)：94-114.
[18] 解佳龙，李雯，雷殷. 国家自主创新示范区科技人才政策文本计量研究——以京汉沪三大自创区为例(2009—2018年)[J]. 中国软科学，2019(4)：88-97.
[19] 李燕萍，郑安琪，沈晨，等. 国家自主创新示范区人才政策评价——以中关村与东湖高新区为例(2009—2013)[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版)，2016，69(2)：85-89.
[20] 王旭，马宗国. 国家自主创新示范区产业转型升级水平测度及其影响因素研究[J]. 科技管理研究，2022，42(13)：43-50.
[21] 谢康，夏正豪，肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制：产品创新视角[J]. 中国工业经济，2020(5)：42-60.
[22] 吴继飞，万晓榆. 中国新质生产力发展水平测度、区域差距及动态规律[J]. 技术经济，2024，43(4)：1-14.
[23] 王庭东，尹丽丽. 国家创新型城市试点政策、数字要素集聚与企业数字化转型[J]. 经济经纬，2024，41(2)：112-124.
[24] 原磊，王山. 数字经济赋能中国式现代化建设的内在逻辑与实践路径[J]. 烟台大学学报(哲学社会科学版)，2024，37(6)：26-36.
[25] 罗锋，杨丹丹，梁新怡. 区域创新政策如何影响企业创新绩效？——基于珠三角地区的实证分析[J]. 科学学与科学技术管理，2022，43(2)：68-86.
[26] 赵新宇，张馨元. 创新政策何以驱动企业数字化转型——基于国家创新型城市试点的实证检验[J]. 江海学刊，2024(2)：100-108，255-256.
[27] 宋虹桥，张夏恒. 数字化转型赋能新质生产力：机理、挑战与路径选择[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2024，26(6)：41-51，73.
[28] 王娇，王凡林. 客户数字化转型与企业非效率投资：协同治理还是嬗变失配[J]. 审计与经济研究，2024，39(4)：81-91.
[29] 周永斌，和军，牛娟娟. 企业数字化转型、不确定性预期与实业投资[J]. 统计与决策，2024，40(11)：162-167.
[30] 刘维奇，李建莹，周洁，等. 数字化转型是否提升了企业经济价值和社会价值？——理论推演及实证检验[J]. 中国管理科学，2025，33(5)：138-149.
[31] 王晓虹，王卅，唐宏伟，等. 构建“新基建”国家战略的技术底座——“信息高铁”综合试验场建设的实践与思考[J]. 中国科学院院刊，2021，36(9)：1066-1073.
[32] 翟云，潘云龙. 数字化转型视角下的新质生产力发展——基于“动力-要素-结构”框架的理论阐释[J]. 电子政务，2024(4)：2-16.
[33] 张杨，袁宝龙，郑晶晶，等. 策略性回应还是实质性响应？碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J]. 南开管理评论，2024，27(3)：129-140.
[34] 成琼文，丁红乙. 政府补贴强度对资源型企业实质性创新产出的影响[J]. 科技进步与对策，2021，38(2)：85-94.
[35] 逄锦聚. 改革创新为大力发展新质生产力提供体制保障[J]. 马克思主义与现实，2024(3)：103-109，203-204.
[36] 王煜昊，马野青. 新质生产力、企业创新与供应链韧性：来自中国上市公司的微观证据[J]. 新疆社会科学，2024(3)：68-82，177.
[37] 邢会，王飞，郭辉丽，等. 税收优惠、企业异质性与实质性创新——来自中国A股上市公司的微观数据[J]. 会计之友，2021(10)：22-29.
[38] 蒋楠，郑晨. 政府补助是否促进了企业研发投入及实质性创新?[J]. 中国注册会计师，2020(1)：34-39.
[39] 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.
[40] 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.
[41] 张秀峰，胡贝贝，张莹. 自主创新示范区政策试点对国家高新区研发创新绩效的影响研究[J]. 科研管理，2020，41(11)：25-34.
[42] 马宗国，蒋依晓. 研究联合体驱动国家自主创新示范区产业转型升级的演进过程及作用机理[J]. 中国科技论坛，2023(12)：96-105.
[43] 蒙恬，姚聪莉. 国家自主创新示范区政策对区域经济高质量发展的影响效应评估[J]. 统计与决策，2023，39(24)：167-172.
[44] 孙献贞，李言，高雨晨. 数字普惠金融发展与企业新质生产力[J]. 兰州学刊，2024(7)：54-67.
[45] 张慧智，李犀尧. 数字化转型对企业新质生产力的影响[J]. 工业技术经济，2024，43(6)：12-19.
[46] 宋佳，张金昌，潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理，2024，46(6)：1-11.
[47] 姚战琪. 创新驱动政策对数字贸易国际竞争力的影响——以国家自主创新示范区试点为准自然实验[J]. 改革，2024(3)：48-62.
[48] 温忠麟，方杰，谢晋艳，等. 国内中介效应的方法学研究[J]. 心理科学进展，2022，30(8)：1692-1702.
[49] 赵烁，施新政，陆瑶，等. 兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗?[J]. 金融研究，2020(10)：150-169.
[50] 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.
[51] HALL B H，HARHOFF D. Recent research on the economics of patents[J]. Annual Review of Economics，2012，4(1)：541-565.
[52] 蔡绍洪，俞立平. 创新数量、创新质量与企业效益——来自高技术产业的实证[J]. 中国软科学，2017(5)：30-37.
[53] 诸竹君，宋学印，张胜利，等. 产业政策、创新行为与企业加成率——基于战略性新兴产业政策的研究[J]. 金融研究，2021(6)：59-75.
[54] ACKERBERG D A，CAVES K，FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators[J]. Econometrica，2015，83(6)，2411-2451.
[55] 尹美群，盛磊，李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论，2018，21(1)：109-117.

National Independent Innovation Demonstration Zones Policy and the Cultivation of Corporate New Quality Productive Forces: A Micro-analysis of Policy Empowerment, Mechanism Paths, and Heterogeneous Differences

Hu Haichuan[1,2], Liu Yilin[1], Feng Lili[1]

(1. School of Management, Hebei GEO University, Shijiazhuang 050031, China; 2. Regional Institutions Research Center, Hebei GEO University, Shijiazhuang 050031, China)

Abstract: Within the context of the new development pattern, it is examined whether innovation-driven policies, represented by National Independent Innovation Demonstration Zones (NIIDZs), can effectively function as "testing grounds" for innovation-driven development and thereby facilitate the cultivation and enhancement of corporate new quality productive forces. Based on panel data from Shanghai and Shenzhen A-share listed companies in China between 2011 and 2022, the internal causal relationship between NIIDZ policies and corporate new quality productive forces was explored. It is found that the establishment of NIIDZs significantly promotes the development of corporate new quality productive forces, a conclusion that remains robust after a series of tests. Further mechanism analysis indicates that the establishment of NIIDZs empowers the cultivation of corporate new quality productive forces by advancing corporate digital transformation and enhancing the level of substantive innovation. Heterogeneity analysis reveals that the positive effect of NIIDZ establishment varies significantly across enterprises with different ownership structures, technological attributes, scales, factor intensities, and regional strategies. The findings are helpful for deepening the understanding of innovation-driven policies and corporate new quality productive forces, and provide effective empirical evidence for fostering new quality productive forces in Chinese enterprises.

Keywords: new quality productive forces; National Independent Innovation Demonstration Zones (NIIDZs); digital transformation; corporate innovation capability; quasi-natural experiment