

制造业转型升级与新质生产力发展

——来自企业“管理层分析与讨论”文本的证据

陈晓宇 王正位 陈娟*

摘 要：本文探讨了制造业转型升级对企业新质生产力发展的影响。文章以《中国制造 2025》这一政策出台作为准自然实验，使用上市公司年报中“管理层分析与讨论”文本的数据构建新质生产力发展指标，运用双重差分法识别功能性产业政策对企业新质生产力发展的影响及作用机制，并探究新质生产力在扩展边际和集约边际上的展现形式。研究结果表明，制造业转型升级显著提升了企业新质生产力发展水平，该结论在 PSM-DID、考虑处理效应异质性等一系列稳健性检验后仍然成立。进一步分析表明，扩展边际上，这一政策效应体现为企业的经营多元化程度提高，表明功能性产业政策提高了制造业企业的产品网络复杂度；集约边际上，这一政策效应体现为企业的营业毛利率提升。制造业转型升级使制造业企业的差异化战略竞争力提升，而研发能力的提升、产业结构的升级和政府补贴的投入则可以加强这些政策效应。本文首次验证了制造强国战略在新质生产力方面的重要作用，为理解功能性产业政策实施需要针对具体市场制定更有效的产业政策和实现中国生产力高质量发展提供了学术依据。

关键词：新质生产力；产业政策；中国制造 2025；二元边际视角

一、引 言

制造业是强国利器，提高制造业发展水平是转变经济增长模式和建设世界强国的必由之路。党的二十大报告指出实体经济是经济增长的重要引擎，提出 2035 年“基本实现新型工业化”的宏伟目标，明确了建设现代化产业体系、加快建设制造强国的战略部署。长期以来，中国制造业增速领先于世界水平，但在关键领域、核心技术、高端制造和创新前沿上受制于人，“大而不强”的工业体系成为推进民族复兴伟业进程的关键桎梏。本文通过研究《中国制造 2025》这一集中性推进制造业结构深度转型、提升企业核心竞争力的产业政策冲击，探讨企业结构转型和高质量发展的作用机制和传导路径，对进一步推动中国制造强国战略实施具有重要的现实意义。

推进制造业转型升级和经济高质量发展需要新的生产力理论来指导。习近平总书记强调：“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。”新质生产力是马克思主义中国化的典型代表，它以劳动者、劳动资料、劳动对象的全面跃升为基本内涵，是技术革命突破、生产要素创新配置以及产业链深度转型背景下形成的新型生产质态，具有引领新社会生产时代创造力的巨大潜力。如何促使企业不断适应新质生产力发展的客观运行规律，推动企业新质生产力不断涌现，加快推进制造强国、质量强国的进程，是目前中国产业政策引领经济发展的核心问题。另外，考虑到产业政策对企业个体行为的激励机制和传导作用，科学评估制造强国战略的实施效果，准确识别政策在拓展边际、集约边际上的作用差异，对提升中国制造的差异化竞争能力具有实践意义。

* 陈晓宇，清华大学五道口金融学院博士研究生；王正位，清华大学五道口金融学院副教授、副院长；通信作者：陈娟，清华大学五道口金融学院博士研究生，中国人民银行金融研究所联合培养博士研究生，E-mail: liansanxianren@163.com。

目前学界对产业政策的有效性并未形成统一共识。现有研究对中国产业政策的经济后果进行了诸多层面的探讨，主要聚焦于产业政策对经济增长、企业创新、投资行为、融资成本和人力资本等方面的影响（林毅夫等，1999；黎文靖和郑曼妮，2016；韩永辉等，2017；钱雪松等，2023；董丰等，2024；戴魁早等，2024；戴宏伟等，2024；王贤彬和陈春秀，2024）。但鲜有文献从产业政策视角出发，就《中国制造 2025》这一功能性产业政策对企业新质生产力发展的影响进行深入探讨。另外，目前关于产业政策对企业行为的研究主要聚焦于政策工具的绩效评价。与现有研究不同，本文借鉴国际贸易经济学中二元边际的概念（钱学锋和熊平，2010；陈勇兵等，2012；刘斌和王乃嘉，2016；刘青等，2017；樊海潮等，2024），从企业产品端的扩展边际和集约边际这一途径探讨产业政策对新质生产力的作用机制和影响渠道。

基于上述分析，本文使用中国上市公司年报中管理层分析与讨论部分的文本数据构建新质生产力发展指标，以《中国制造 2025》这一政策指引作为准自然实验，识别功能性产业政策对企业新质生产力发展的影响和作用机制，并探究新质生产力在企业产品端扩展边际和集约边际上的展现形式。

现有新质生产力的相关研究主要围绕新质生产力系统的内涵解读（黄群慧和盛方富，2024；任保平，2024）、基于公司财务数据的指标构建（宋佳，2024）和基于省级面板数据的新质生产力水平测算（韩文龙，2024）展开，缺少基于公司文本进行直接测算的新质生产力识别方式。相较于现有文献，本文可能的边际贡献是：其一，针对新质生产力这一新兴概念，目前学界鲜有企业层面的指标测算和实证研究。基于新质生产力的基本内涵和核心要素，本文运用文本分析方法从上市公司年报中提取与新质生产力有关的关键词词频和句频，以此构建中国上市公司新质生产力发展水平的代理变量。本文拓展了现有文献从企业端对新质生产力的刻画方式，为后续开展新质生产力的实证研究提供了思路和方法借鉴。其二，本文着重探究了《中国制造 2025》这一重要强国战略对企业新质生产力发展的影响，为中国制造业结构转型升级和企业新质生产力提升提供了新的视角。另外，探索性地从企业生产端的扩展边际和集约边际视角出发揭示制造业转型升级与新质生产力发展之间的内在关联和作用机制。其三，通过进一步探讨，本文发现了核心产品研发投入增加、技术人才支撑、地区产业结构优化升级对新质生产力涌现的促进作用，为因事因地施策提供了决策依据。

本文结构安排如下：第二部分对制造业转型升级和企业新质生产力发展的相关文献和理论进行综述，提出本文的两个假说；第三部分介绍数据来源、指标构建方法和基本模型设定；第四部分对基准回归结果展开分析；第五部分为稳健性检验；第六部分为影响渠道分析；第七部分为结论和政策建议。

二、理论分析和研究假说

（一）《中国制造 2025》的政策背景和基本内涵

制造业强，则经济兴、国家强。产业政策不仅是行业扶持计划，更上升为一种国家战略。受 2008 年国际金融危机的持续性影响，欧美等发达经济体试图通过实施“再工业化”战略以推进全球产业链的新格局和重塑制造业竞争新优势。如德国于 2010—2013 年先后出台《高科技战略 2020》《保障德国制造业的未来：关于实施“工业 4.0”战略的建议》等联合行动计划，旨在推动工业领域的技术创新。美国陆续发布《重振美国制造业框架》《先进制造业国家战略计划》《国家制造业创新网络》等战略部署，在鼓励制造企业本土化发展、推动传统制造业转型的基础上开启了以大数据和

智能制造为标志的“工业互联网”革命。日本、英国等也相继借助先进生产技术平台、制造技术和数字化制造方式来提升制造业的价值创造能力。面对国际分工格局深度调整造成的不确定性冲击，党中央、国务院于 2015 年出台了《中国制造 2025》，旨在推动中国制造业转型升级。这一纲领性文件提出通过“三步走”实现制造强国的战略目标，其中：第一步，到 2020 年，中国基本实现工业化，在产业信息化、技术创新、产品质量等方面取得重大突破。至 2025 年，中国制造业的整体素质、创新能力、劳动生产率明显提高，形成具有较强竞争力的现代化产业体系；第二步，到 2035 年，中国制造业整体达到世界制造强国阵营中等水平，优势行业具有全球创新引领能力，全面实现工业化；第三步，新中国成立一百年时，建成全球领先的技术体系和产业体系。

作为中国主动应对新一轮科技革命、加快实现推进产业转型升级和构建新发展格局的重大战略选择，《中国制造 2025》具有深刻的政策内涵。《中国制造 2025》坚持“市场主导，政府引导”的基本原则，强调企业的主体地位、政府在战略规划上的引导功能以及市场在资源配置中的主导作用，是一项具有中国特色的功能性产业政策（郑世林和张果果，2022；戴魁早等，2024）。具体而言，其通过创新激励机制、产业深度融合、高端人才支持等为新质生产力发展提供先决条件。其一，生产力的新型质态催生于产业新体系，而创新是新质生产力的核心驱动力。《中国制造 2025》将提高国家制造业创新能力摆在首要地位，重点聚焦于新一代信息技术、新材料、节能与新能源汽车、生物医药等十大重点领域。通过以企业为创新主体，瞄准国家重大战略需求，靶向未来产业的制高点，围绕产业链部署创新链、配置资源链，促进中国制造向价值链高端延伸。十大重点产业的发展为开辟新兴领域、培育产业新体系和发展产业新质态提供了基本条件。此外，该政策通过鼓励制造业企业建立国际化的标准体系，引进先进的质量控制技术，推出具有自主知识产权的产品，构建高效、清洁、低碳、循环的绿色制造体系，进而提升企业竞争力和塑造中国制造的整体形象。技术进步、质效提升和绿色发展将重塑新质生产力所承载的产业体系，而创新密集、精益增长、品牌竞争和绿色安全的高级发展质态与新劳动者、新劳动对象和新生产工具也相伴而生。其二，信息化与工业化的深度融合成为发展新质生产力的要素新支撑。《中国制造 2025》提出将智能制造作为产业发展的主攻方向，通过互联网基础设施建设、信息技术和制造技术的融合发展来全面提升企业的智能化水平。互联网资源为制造业发展注入新活力，人工智能加速崛起后向各领域渗透，数据要素与传统要素结合，培育出不同于以往的要素条件。应用先进生产要素是创新发展的动力之源，新生产要素催生的新产业、新模式和新能为更高水平、更可持续的产业竞争提供了坚实保障。其三，高端制造和优质服务依靠高技能劳动力要素的投入。通过加大制造业企业的引智力度，健全技能人才的培育机制，可以为产业发展和生产率提升提供人才支撑。高端人才作为“中国之智”的载体，在先进技术吸收、技能技术强化、自主创新能力和知识扩散方面具有明显优势，进而会对企业创新产生深远影响。从更长期的视角来看，创新发展往往可以催生新的生产力，呈现为“创造性破坏”特征（赵振，2015）。由此推测，由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型和人力资本积累带来以劳动者、劳动资料、劳动对象及其组合的优化与跃升，以高技术、高效能、高质量为基本特征的先进生产力不断取得突破。

产业是经济之本，是生产力变革的基础条件。构建现代化产业体系，强化创新驱动之本，畅通供应链和产业链，激发高端人才之力，筑牢实体经济之基，是新质生产力燃起的新引擎。随着新一轮科学技术的突破性发展，德国“国家工业战略 2030”、美国“先进制造业领导力战略”等行动计划进一步聚焦在制造业的智能化、高端化、数字化和绿色化发展。而中国站产业结构调整与经济

高质量发展的交汇点，处于发掘增长新动能和转变发展方式的攻关期，通过以“鼎新”带动“革故”的方式，通过促进制造业转型升级和新质生产力发展助力中国跻身于制造强国阵营具有重要意义。

（二）制造业转型升级与新质生产力

新质生产力催生于技术革命、要素有效配置和产业融合升级，是经济高质量发展的必然要求，也是新发展理念的核心体现。依靠产业革命实现新质生产力和经济增长，也是经济运行过程中的必然规律（Romer, 1990）。在技术进步速度逐步加快、数字经济成为经济发展核心动能、传统产业与新兴产业日益交融的背景下，如何经由产业转型政策实现新质生产力的挖掘和创造，已经成为当前经济建设的核心问题。

制造业转型升级这一政策和发展导向即是借助旧有的生产经营模式，结合新的生产技术，实现促进新质生产力发展的重要举措之一。企业是经济运行的主要微观单元，是产品的直接生产者和劳动者就业的主要贡献者，企业能否有效利用劳动力、提高生产资料的利用水平、借以实现传统产业的转型升级、进而提升新质生产力，往往决定着整个经济运行是否可以实现高质量、跨越式发展。过往研究表明，以户籍制度改革、高新技术开发区、大数据试验区、低碳城市等为代表的某些区位导向政策往往可以促进一个地区的发展和生产效能的提升（An et al., 2024; Tian and Xu, 2022; Imbert et al., 2022），劳动力流动性的解放可以激发当地劳动力市场的活力（An et al., 2024），提高当地的创新水平（Chen et al., 2020）和数字经济发展水平（吕欣怡等，2024），以国家高新技术产业开发区为代表的经济开发计划或区域导向政策有助于帮助地区实现转型创新、进而激发地区内企业的创新强度（Tian and Xu, 2022），大数据实验区这种政府主导、区位导向、基础设施建设意味强的区位导向政策也有助于实现某一特定地区的跨越式发展（Kong, 2020; Schweiger et al., 2022; De Ridder, 2024）。但是，当前关于某一特定产业的政策是否能够促进生产效能，进而促进生产力，特别是新质生产力发展的相关讨论较少，特别是在人工智能高速发展的当下，不同产业部门、不同行业间生产力鸿沟逐步加深（Babina et al., 2024），传统行业面临较高的要素成本、资源过度消耗、产能过度累积等一系列问题（魏向杰和程琦，2023），新旧动能转换失速，与新兴产业的差距越拉越大，亟须旧业态与新业态融合来创造新质生产力，提升其在全国统一大市场中的竞争力。以《中国制造 2025》为代表的产业导向型政策既具有特定产业的功能性（戴魁早等，2024），又兼具特定具体产业的导向性和公平性，承接产业迭代和产业培育两项重要任务，有助于新质生产力在特定领域、特定部门的快速涌现。基于以上分析，本文提出第一个研究假说：

H1：产业政策支持提升了企业的新质生产力发展水平。

（三）产业政策与新质生产力的扩展边际和集约边际

现有文献从“正向扶持”和“负向挤压”两个方向探讨产业政策对企业转型升级的影响。对于政府政策支持的行业，“政府之手”通过行政指导引导资源重新配置。在产业政策的加持下，被扶持企业能获得更多的 IPO 资格、投资机会、政策补贴、税收优惠和信贷资源等（周亚虹等，2015；黎文靖和郑曼妮，2016），最终社会资源被配置到全要素生产率较高的产业，达到产业结构、产业布局的帕累托最优（林毅夫，2010）。此外，与就业市场中的信号传递理论（Spence, 1975）一致，外部投资者和企业管理人之间的信息不对称使市场对企业声誉、媒体关注、分析师推荐等其他外部信息反应不足。在信息摩擦和金融抑制的背景下，政府作为独立的第三方出台的相应产扶持政策通过“信号认证”作用于微观企业行为（李莉等，2015；杨兴全等，2018），因此产业政策会被外部

投资者作为重要的投资依据。而另一方面,选择性产业政策模式还有明显的间接效应(林毅夫等,2020)。政府在行政管制、优化资源要素、进行产业结构升级的同时,也造成非辐射范围内的企业面临行业准入门槛提高、核准制度强化、信贷审批收紧、融资成本高企等约束(江飞涛和李晓萍,2010;祝继高等,2015;李善民和周小春,2007),形成间接性挤出甚至是淘汰机制。非扶持企业除资源受限外,也向市场传递出发展前景不容乐观的信号,加剧了非扶持企业的转型压力。

在此基础上,企业经营的多元化和产品附加值增加象征的差异化战略作为新质生产力在扩展边际和集约边际上的表现形式,实际上是国家产业政策推动下的产物。以《中国制造 2025》为代表的功能性产业政策既可以通过直接干预市场的方式克服市场失灵(Lall, 2001)、促进市场结构的转型升级、推动旧有产业与新兴产业的深度融合(林毅夫等,2010),从而提高市场微观主体的多元化程度,提升企业面对单一行业时的经营风险(戴魁早等,2024);同时,从“资源基础理论”的视角看,受到产业政策支持的企业拥有更为丰富的资源禀赋,政策倾向与信号认证的双重加持使企业有动力进行多元化经营的尝试(杨兴全等,2018;魏向杰和程琦,2023),其产品竞争力也更容易跻身市场前列,使所生产产品附加值提升、营业毛利率提升,助力企业差异化战略的实现。特别是伴随互联网技术的迅猛普及和数字经济的快速发展(江小涓,2021),“互联网+制造业”“数字经济+制造业”等跨行业深度融合模式不断涌现,制造业转型升级既是新旧动能转换的契机,又是顺应经济增长新模式的具体表现形式,《中国制造 2025》这一功能性产业政策将助力实现企业经营模式的多元化提升、提高经营模式的创新性和利润率,提升企业的核心竞争能力。基于以上分析,本文提出第二个研究假说:

H2: 制造业转型升级提升了企业的经营多元化程度,使制造业企业的差异化战略竞争力提升,从而进一步提高企业的新质生产力发展水平。

三、研究设计

(一) 核心被解释变量

1. 企业新质生产力水平测算和演变特征

本文的被解释变量是企业的新质生产力(*New Productivity*)。不同于已有文献从省级层面构建的新质生产力测算指标(韩文龙等,2024;徐波等,2024;张哲等,2024),本文基于新质生产力的基本内涵,从上市公司的年报文本构建企业级新质生产力发展水平的面板数据。新质生产力是传统生产力的概念延伸,是习近平总书记立足于国际形势和科技变革对传统生产力概念进行的伟大理论创新。新质生产力代表生产力的跃迁,其核心是创新,新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象是其具体表现形式。新劳动者是新质生产力的活跃要素,通过人力资本积累、技能技术强化和创新效能提质的新型人才更能熟练地掌握现代劳动工具、参与高端制造和提供优质服务。新劳动资料是新质生产力的重要驱动力,以人工智能为代表的直接性生产工具,和以数字经济为典型的间接性新型基础设施与实体经济深度融合,智能化、数字化和信息化的生产设备成为新质生产力发展的核心动力。新劳动对象是发展新质生产力的物质基础,科技创新、人工智能和数字技术的技术驱动使以新能源、新材料为代表的劳动对象范畴逐步扩大,战略性新兴产业不断涌现。

本文的新质生产力指标构建方式如下。首先,本文从2011年到2021年的上市公司年报文本数据出发,提取出上市公司年报中的管理层分析与讨论(MD&A)部分;接着,本文对相关部分的文本内容进行分词处理,并根据理论分析构建了与“新质生产力”相关的关键词词典,并基于这一词

典,根据语义统计出公司年报管理层分析与讨论(MD&A)部分中的新质生产力的词频数、句频数,并以此构建新质生产力指标评价体系。其中,新质生产力句频,指包含新质生产力关键词的句子在公司年报管理层分析与讨论(MD&A)部分中出现的频数,用 *New Productivity1* 表示;新质生产力词频,指新质生产力关键词在公司年报管理层分析与讨论(MD&A)部分中出现的频数,该指标用 *New Productivity2* 表示。由于政策试点企业的年报规模可能因为政策支持加强、产业导向性提高而存在字数规模上的提升,这一提升也可能干扰文章的识别结果,故本文统计了上市公司每年年报中管理层分析与讨论(MD&A)部分的总词数和总句数,用新质生产力词频或句频分别除以管理层分析讨论的总词数或总句数,以此对新质生产力词频与句频进行标准化,构建出标准化句频 *New Productivity3* 和标准化词频 *New Productivity4*,以此作为新质生产力的补充测度。

新质生产力包含新劳动力、新劳动资料、新劳动对象等诸多要素(任保平,2024),依靠要素及其组合的不断优化、耦合关联和相互作用实现生产力的跨越式发展。因此,本文围绕新劳动力、新劳动资料、新劳动对象三个核心要素构建新质生产力指标。狭义上,新质生产力既包括“劳动关系、以人为本、劳动合同、就业、社会保障、社保、员工福利、合法权益、基本权利、人才”等反映劳动力特征、劳动力就业、劳动力保护的新劳动力指标,又包括“创新驱动、技术革新、科技创新、重大突破”等在劳动过程中借以改变劳动对象的新劳动资料特征,也涵盖“人工智能、新能源、前沿技术、尖端技术”等新劳动对象及其实现结果。广义上,“高效率、高性能、高效能、新经济、高产出”等词频反映了新劳动资料和新质劳动对象对产业升级和企业竞争力提升的实质性作用,这些新质生产力的发展成果也应涵盖入新质生产力度量指标中。因此,本文选取劳动关系、以人为本、劳动合同、就业、社会保障、社保、员工福利、合法权益、基本权利、人才、人工智能、新能源、创新驱动、前沿技术、尖端技术、技术革新、科技创新、重大突破等直接反映企业新质生产力水平的指标,并以此构建词频指标,选取词语的分类标注如表1所示。

表1 核心被解释变量词表

分类标准	狭义指标	广义指标
新劳动者(主体)	劳动关系、以人为本、劳动合同、就业、社会保障、社保、员工福利、合法权益、基本权利、人才	劳动关系、以人为本、劳动合同、就业、社会保障、社保、员工福利、合法权益、基本权利、人才
新劳动资料(生产工具生产过程)	创新驱动、前沿技术、尖端技术、技术革新、科技创新、重大突破	创新驱动、前沿技术、尖端技术、技术革新、科技创新、重大突破、高性能、高效率、高效能
新劳动对象(客体)	人工智能、新能源、前沿技术、尖端技术	人工智能、新能源、前沿技术、尖端技术、新经济、高产出

在主回归结果中,本文主要采用广义新质生产力指标进行分析,并在稳健性检验中采用狭义新质生产力指标,以避免测度误差问题。2011—2021年中国上市公司新质生产力及其构成要素的词频分布趋势如图1所示。可以发现,中国上市公司的新质生产力发展水平不断增长,尤其是2020年之后得到显著提升。

2. 新质生产力的扩展边际和集约边际

本文采用企业多元化经营程度和营业毛利率分别反映企业在扩展边际和集约边际上的新质生产力发展水平。扩展边际上,已有文献(姜付秀,2006;陈信元和黄俊,2007;杨兴全等,2018)从收入熵指数、赫芬达尔指数、企业主营业务的行业数目衡量其多元化经营程度。本文借鉴同样做法,以企业是否进行多元化经营哑变量(*Diversity1*)和企业主营业务涉及的行业个数(*Diversity2*)

作为多元化经营的度量指标。其中，企业的行业分类标准为中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》（2012），若企业跨行业经营数目大于 1 则设置 *Diversity1* 为 1，否则为 0。同时，本文统计了上市公司主营业务中占主营业务收入 5% 以上的行业数目，并将 *Diversity2* 定义为该数目。集约边际上，本文采用公司战略管理中反映“差异化战略”履行水平的营业毛利率（*Gross_rate*）进行度量，该指标越高，证明公司的产品附加值越高，公司的生产水平和生产能力越高，可以作为新质生产力在公司业务内部调整中获益水平的衡量。

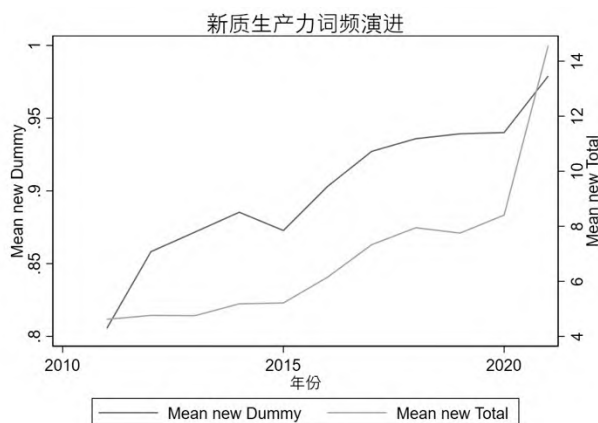


图 1 中国上市公司的新质生产力及其构成要素发展水平的时间趋势

注：图 1 中，深色线 *Mean new Dummy* 的纵坐标在左轴，代表横轴所在年披露新质生产力词频的上市公司占有所有上市公司的比例；浅色线 *Mean new Total* 的纵坐标在右轴，代表对应横轴所在年上市公司披露新质生产力词频的平均数目。

（二）核心解释变量

借鉴现有文献（张莉等，2019；王永钦，2023；郑世林和张果果，2022；戴魁早等，2024），本文以 2015 年出台第一个制造业十年行动纲领《中国制造 2025》作为一次产业政策冲击，并按照 2012 年证监会修订的《上市公司行业分类指引》的行业分类标准，定义上市公司样本中大类编号为“C”的企业为受制造业转型政策扶持的制造业企业，选择政策实施前后 2011—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本。在基准模型中，以 A 股上市公司是否属于制造业企业（*Treat*）和 2015 年政策冲击前后（*Post*）二者的交乘项作为核心解释变量。若上市公司属于制造业企业，则作为处理组，定义 *Treat* 为 1，否则为 0；若年份为 2015 年及以后，*Post* 取值为 1，否则取值为 0。

（三）其他变量

为确保识别策略的稳健性，本文还控制了企业维度和城市维度的控制变量，并对若干传导机制进行分析。其中，企业层面有企业规模、企业年龄（对数）、第一大股东持股比例、政府补助收入（对数）、独立董事数目（对数）、申请专利数量（对数）等衡量企业资产规模、存续特征、盈利能力、管理情况、成长能力、创新水平和市场情况等指标。城市维度方面，本文控制地市层面人均 GDP（对数）、城市第三产业增加值占 GDP 比重以反映城市经济增长水平。有关被解释变量、解释变量和控制变量的描述性统计如表 2 所示。表 2 的描述性统计表明，《中国制造 2025》政策冲击前后（*Post*）和是否受到产业政策支持（*Treat*）的交互项平均值为 0.469，表明在总体样本中有 46.9% 的样本在《中国制造 2025》的冲击范围以内。核心被解释变量新质生产力句频（*New*

Productivity1）的平均值为 7.399，新质生产力词频（*New Productivity2*）的平均值为 10.01。就平均值和方差分布来看，不同企业的新质生产力水平差异较大。另一核心被解释变量企业是否多元化经营哑变量（*Diversity1*）的平均值为 0.596，意味着总体样本中 59.6% 的上市公司进行了多元化经营，而占主营业务收入 5% 以上的行业数目（*Diversity2*）的平均值为 1.528。

表 2 主要变量描述性统计

Variable	变量定义	观测值	均值	标准差	5%分位数	50%分位数	95%分位数
<i>New Productivity1</i>	新质生产力句频	30683	7.399	8.415	0	5	23
<i>New Productivity2</i>	新质生产力词频	30683	10.01	11.95	0	6	32
<i>New Productivity3</i>	新质生产力句频（标准化）%	30683	3.595	3.391	0	2.703	10.15
<i>New Productivity4</i>	新质生产力词频（标准化）%	30683	0.254	0.251	0	0.187	0.726
<i>New_word_narrow</i>	狭义新质生产力词频	30683	4.181	8.782	0	1	19
<i>New_sent_narrow</i>	狭义新质生产力句频	30683	3.441	6.429	0	1	15
<i>Diversity1</i>	是否多元化经营哑变量（是=1）	29120	0.596	0.491	0	1	1
<i>Diversity2</i>	占主营业务收入 5% 以上的行业数目	29120	1.528	0.786	1	1	3
<i>Gross_rate</i>	企业营业毛利率	30667	0.287	0.262	0.0580	0.258	0.645
<i>Madeind</i>	是否制造业企业（是=1）	30683	0.657	0.475	0	1	1
<i>Post*Treat</i> （产业政策）	政策冲击前后（ <i>Post</i> ）和是否受到产业政策支持（ <i>Treat</i> ）的交互项	30683	0.469	0.499	0	0	1
<i>Post*Treat</i> （大数据实验区）	政策冲击前后（ <i>Post</i> ）和是否属于大数据试验区（ <i>Treat</i> ）的交互项	30610	0.664	0.472	0	1	1
<i>Post*Treat</i> （低碳城市试点）	政策冲击前后（ <i>Post</i> ）和是否属于低碳城市试点区域（ <i>Treat</i> ）的交互项	30683	0.315	0.465	0	0	1
<i>Size</i>	企业规模	30683	22.15	1.345	20.34	21.98	24.61
<i>lnage</i>	企业年龄对数	30683	2.085	0.905	0	2.303	3.219
<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	30683	34.27	15.02	13.10	32.01	61.70
<i>lnGDP</i>	城市人均 GDP 对数	30683	11.44	0.519	10.46	11.51	12.10
<i>Tertiary industry</i>	城市第三产业增加值占 GDP 比重	30683	54.74	13.09	35.02	52.81	80.23
<i>Independent</i>	独立董事数目对数	30683	3.156	0.565	2	3	4
<i>Ispatent</i>	申请专利数量对数	30683	0.488	0.500	0	0	1
<i>Technical Employees</i>	技术员工占比（%）	29050	21.45	18.09	3.760	15.62	64.69
<i>Insubsidy</i>	政府补贴收入对数	30127	15.46	3.559	10.49	16.12	18.90

（四）数据来源和模型设定

本文的研究对象是 2011—2021 年中国沪深 A 股上市公司，其中公司端财务数据和基本特征主要来源于国泰安（CSMAR）数据库和中国研究数据服务平台（CNRDS），新质生产力数据涉及的上市公司年报来自 Wind 数据库和巨潮资讯网，地市级控制变量来源于 CNRDS 和中国城市统计年鉴。为确保上市公司数据的代表性和准确性，本文对样本数据进行了合理化筛选：剔除相关变量缺失的样本；剔除 ST、*ST、金融行业和房地产行业的上市公司样本；对上述变量进行 1% 和 99% 的上下缩尾处理。本文获得 30683 个 A 股上市公司观测值，样本具有良好的代表性，可以反映上市公司的整体特征。

本文采用标准双重差分（Difference-in-Differences, DID）模型来检验制造业转型升级对企业多元化经营、新质生产力发展的影响：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Treat_i + \sum_j \beta_j X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $Post_t \times Treat_i$ 是政策冲击前后（ $Post_t$ ）和是否受到产业政策支持（ $Treat_i$ ）的交互项， $X_{i,t}$ 为控制变量， λ_i 为公司个体效应， μ_t 为年份固定效应， $\epsilon_{i,t}$ 为扰动项。系数 β_1 表示排除其他影响因素后，政策支持对被解释变量影响的净效应。模型（1）对回归系数标准误进行异方差调整和在行业层面进行聚类。由于国务院于 2015 年 3 月颁布了《中国制造 2025》这一政策文件，因此对于 2015 年之前时间虚拟变量 $Post$ ，本文定义该虚拟变量取值为 0，2015 年及其后的时间虚拟变量 $Post$ 取值为 1。 $Treat$ 为企业是否受到产业政策冲击的哑变量，本文将按照《上市公司行业分类指引》（2012）行业分类为制造业的企业作为政策冲击的对象并定义 $Treat$ 为 1，否则为 0。

本文进一步检验双重差分模型是否满足平行趋势假设，即处理组和控制组的因变量变化在产业政策实施之前应具有相同趋势。若该假设不满足，则基准回归结果可能由选择性偏差所致。本文采用动态 DID 模型来检验平行趋势假设：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \sum_{\tau=-4}^{-2} \beta_{\tau} Before_{i,t}^{\tau} \times Treat_{i,t} + \sum_{\tau=0}^6 \beta_{\tau} After_{i,t}^{\tau} \times Treat_{i,t} + \sum_j \beta_j X_{i,t}^j + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中， $Before_{i,t}^{-4}$ 、 $Before_{i,t}^{-3}$ 、 $Before_{i,t}^{-2}$ 表示企业 i 在受到制造业转型升级政策冲击前 3、2 年取值为 1，否则为 0； $After_{i,t}^0$ 、 $After_{i,t}^1$ 、 $After_{i,t}^2$ 、 $After_{i,t}^3$ 、 $After_{i,t}^4$ 、 $After_{i,t}^5$ 、 $After_{i,t}^6$ 表示在企业 i 受制造业转型升级政策冲击当年及冲击后第 1 到 6 年取值为 1，否则取值为 0。本文将企业 i 受政策冲击前一年作为参照组，各交互项的系数即为各年份中处理组与控制组之间在核心被解释变量上的差异。

四、实证结果与分析

（一）制造业转型升级与企业新质生产力发展水平

表 3 汇报了《中国制造 2025》政策颁布对企业新质生产力水平的影响。其中，列（1）因变量为企业年报中的新质生产力词频，加入企业和城市层面的控制变量后，政策效应交乘项系数估计值为 0.757，且在 1%的水平上显著。列（2）因变量为企业年报新质生产力句频，政策效应交乘项系数估计值为 1.087，且在 1%的水平上显著。对新质生产力词频与句频进行标准化后作为被解释变量的所得结果如列（3）、（4）所示。尽管标准化后，新质生产力词频系数和句频系数绝对值均较低，且相关系数估计值均在 1%的水平上显著。上述结果表明，制造业转型升级对中国上市公司的新质生产力发展有明显的促进作用，研究假说 H1 成立。

表 3 双重差分基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable	New Productivity1	New Productivity2	New Productivity3	New Productivity4
Post×Treat	0.757*** (0.140)	1.087*** (0.203)	0.306*** (0.056)	0.030*** (0.004)
Size	1.618*** (0.074)	2.110*** (0.106)	0.487*** (0.030)	0.025*** (0.002)
Top1	-0.013** (0.006)	-0.013* (0.008)	-0.007*** (0.002)	-0.000** (0.000)
lnage	-0.434*** (0.115)	-0.570*** (0.167)	-0.266*** (0.046)	-0.032*** (0.004)
Independent	0.305 (0.214)	0.343 (0.309)	0.088 (0.086)	0.008 (0.007)

续表

Variable	(1) New Productivity1	(2) New Productivity2	(3) New Productivity3	(4) New Productivity4
lnGDP	-0.035 (0.105)	-0.024 (0.151)	-0.062 (0.042)	-0.003 (0.003)
Tertiary industry	0.005 (0.011)	0.004 (0.016)	-0.005 (0.005)	-0.000 (0.000)
Constant	-31.094*** (2.971)	-39.664*** (4.285)	-7.125*** (1.192)	-0.308*** (0.090)
企业固定	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y
Observations	30683	30683	30683	30683
R-squared	0.649	0.638	0.652	0.634

注：本文控制了公司规模（即总资产对数）、第一大股东持股比例、公司上市年龄对数、公司独立董事人数、地区人均GDP对数和城市第三产业增加值占GDP比重，并控制了时间固定效应和企业固定效应，系数下括号内为标准误。p值含义上，*代表 $p < 0.1$ ，**代表 $p < 0.05$ ，***代表 $p < 0.01$ 。下同。

模型（2）的回归结果如图2所示，政策在不同年份之间的动态经济效应以图示呈现。其中，将《中国制造2025》产业政策冲击的前一年观测值设为回归基准组， $Treat_{i,t}$ 与 $Before_{i,t-4}/Before_{i,t-3}/Before_{i,t-2}$ 的交乘项系数在政策颁布前并不显著异于0，说明处理组和对照组的新质生产力在政策冲击前不存在显著差异。而 $Treat_{i,t}$ 与 $After_{i,t}$ 的各项交乘项系数于政策颁布后几年逐渐显著为正，在产业政策冲击后产生了长期的正效应。这表明，在《中国制造2025》产业政策冲击之前，实验组与对照组在新质生产力发展水平上不存在显著差异，而产业政策冲击后二者开始呈现差异，故可以认为本文的标准DID模型满足平行趋势假设。该假设具有重要意义，表明本文结论并非由样本自选择偏差所驱动。

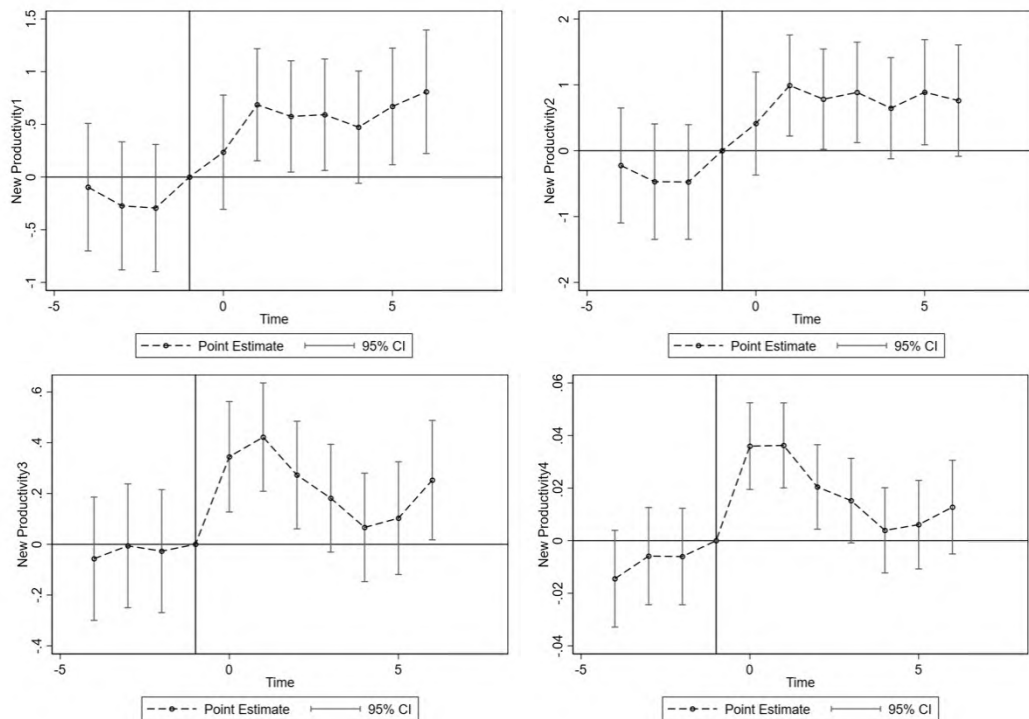


图2 新质生产力词频的平行趋势图

注：图2为以《中国制造2025》政策出台前一期为基期的动态效应检验，图中竖线指代日期为-1期，系数标记为政策出台前一期系数设定为0时，其他每期交叉项系数的估计值。虚线表示95%的置信区间。

（二）制造业转型升级的扩展边际和集约边际

表 3 的结果表明,《中国制造 2025》对企业新质生产力存在正向促进作用。那么,制造业升级所提升的企业年报中的新质生产力“语调”究竟体现在哪里?这种企业对新质生产力的重视是否真实地转化为了企业的产品优势和竞争优势?在此部分中,本文从扩展边际和集约边际的角度,采用企业多元化经营指标和企业营业毛利率指标,分析制造业企业在受到产业政策扶持后,新质生产力的具体演化方向,所得结果如表 4 所示。其中,列(1)指标为企业的营业毛利率指标,营业毛利率越高,企业在经营活动中利用当前产品可所获得的利润率越高,越符合新质生产力的高附加值特征,是集约边际上企业新质生产力的发展水平指标;列(2)和列(3)分别以企业是否跨行业经营哑变量和占主营业务收入 5%以上的行业数目来衡量企业的多元化经营程度,企业的多元化经营程度越高,表明其依靠“制造业+”进行转型的倾向性越高,其对新产品的开发程度越高,表明其新质生产力发展越充分,可以作为新质生产力在扩展边界上的发展水平指标。表 4 的结果表明,集约边际上,受到政府产业政策冲击之后,企业的营业毛利率上升了 2.5%,企业很好地依靠制造业转型实现了产能提质升级,产品的附加值提升,企业的差异化战略履行程度提高;扩展边际上,制造业转型升级提高了企业 1.3%的多元化经营可能性,制造业企业平均提升了 0.04 个新的产品类型,表明受到《中国制造 2025》产业冲击后的企业,其经营的集约边际和扩展边际上,新质生产力的发展程度都得到明显提高。

表 4 扩展边际和集约边际的回归结果

	(1)	(2)	(3)
Variable	Gross_rate	Diversity1	Diversity2
Post×Treat	0.025*** (0.005)	0.013* (0.007)	0.040*** (0.013)
控制变量	Y	Y	Y
企业固定	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y
Observations	30667	29084	29084
R-squared	0.507	0.745	0.699

图 3 展示了企业新质生产力水平在扩展边际和集约边际上的动态效应。其中,将《中国制造 2025》产业政策冲击的当年观测值设为回归基准组, $Treat_{i,t}$ 与 $Before_{i,t-3}/Before_{i,t-2}/Before_{i,t-1}$ 的交乘项在统计上均不显著,而 $Treat_{i,t}$ 与 $After_{i,t}$ 的交乘项在统计上逐渐显著。这表明,在《中国制造 2025》产业政策冲击之前,实验组与对照组在企业经营多元化水平和企业营业毛利率之间不存在显著差异,而产业政策冲击后二者开始呈现差异,本文的标准 DID 模型满足平行趋势假设。

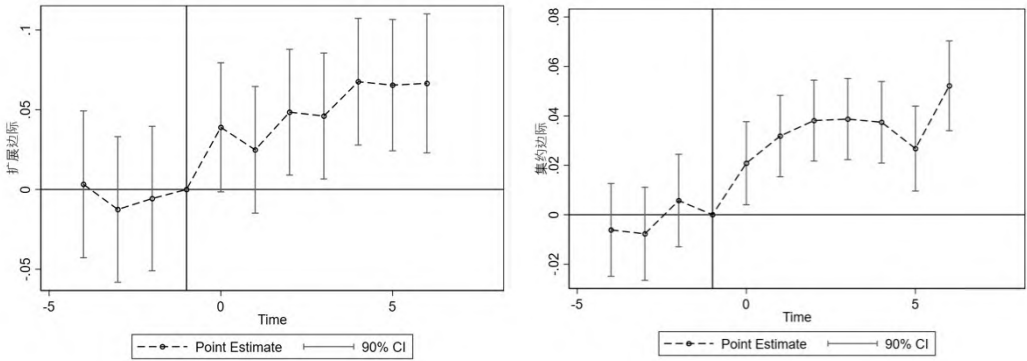


图 3 扩展边际和集约边际平行趋势图

注:图 3 为以《中国制造 2025》政策出台前一期为基期的动态效应检验,图中竖线指代日期为-1 期,系数标记为政策出台前一期系数设定为 0 时,其他每期交叉项系数的估计值。虚线表示 95%的置信区间。

五、稳健性检验

（一）PSM-DID 估计结果

为了克服 DID 模型平行趋势假设不满足导致的系统性差异，使处理组与对照组在没有受到《中国制造 2025》冲击的情况下具有相同的变动趋势，降低基准回归模型的估计偏误，本文进行 PSM-DID 操作以得到更稳健的结果。本文选取主回归中的企业规模、企业年龄（对数）、第一大股东持股比例、独立董事数目（对数）、城市人均 GDP（对数）、城市第三产业增加值占 GDP 比重等主回归中控制的变量作为匹配协变量，运用一对一近邻匹配方法进行不放回倾向得分匹配。图 4 为匹配前和匹配后的变量分布情况。结果表明，匹配修正了处理组和对照组之间的控制变量分布偏差，匹配后控制组与处理组的控制变量组间均值差异较低，数值分布接近。匹配效果使处理组与对照组的标准偏误在合理范围以内，二者的系统性差异得以弱化，样本自选择偏差得以排除。

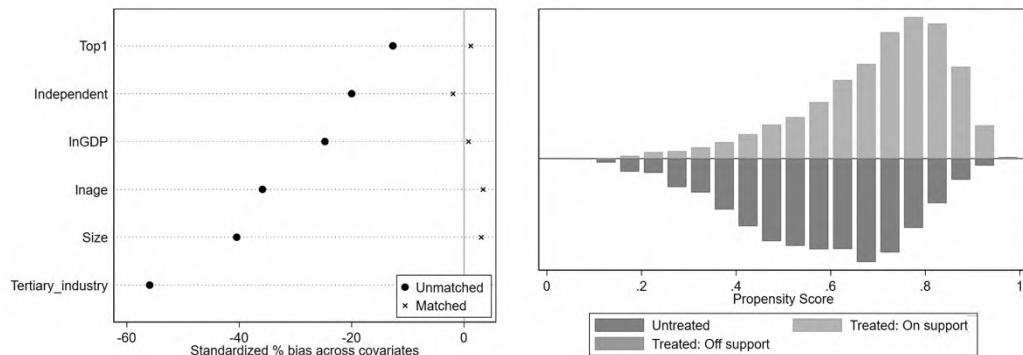


图 4 倾向得分匹配结果

利用倾向得分匹配后的样本对基准回归模型（1）中的系数进行重新估计，结果如表 5 所示。其中，相较于匹配前基准回归模型的系数估计值，列（1）至（4）的政策效应系数估计值均有所增大，且在 1%的水平上皆显著为正。同时，本文还对上文中新质生产力扩展边际和集约边际的回归结果也进行倾向得分匹配后列示如附表 1 所示，并将倾向得分匹配后的平行趋势结果也列示在附图 1 中。可以认为，通过控制事前实验组和控制组之间的差异，《中国制造 2025》产业政策对公司新质生产力的促进效果更好，证明基准回归结果具有较强的稳健性。

表 5 PSM-DID 的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable	New Productivity1	New Productivity2	New Productivity3	New Productivity4
Post×Treat	0.944*** (0.116)	1.423*** (0.167)	0.332*** (0.046)	0.033*** (0.003)
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y
Observations	40271	40271	40271	40271
R-squared	0.673	0.667	0.675	0.661

（二）控制行业层面的政策冲击

在本文研究覆盖期间内，中国加大了在节能环保、信息技术、高端装备制造、新能源等战略新

兴产业的投入力度，这可能与本文聚焦的《中国制造 2025》制造强国战略涵盖的领域存在一定程度的重合，导致各类政策的复合作用可能干扰本文的估计结果。因此，本文控制了低碳转型战略、大数据计划这两个重要战略计划以进一步控制行业层面的其他产业政策冲击对基准回归结果的影响。表 6 列（1）、（2）、（3）、（4）分别是同时加入低碳城市试点政策前后 *Post* 与是否属于低碳城市试点区域 *Treat* 的交互项，以及大数据实验区政策前后 *Post* 与是否属于大数据实验区 *Treat* 的交互项后，主回归中不同新质生产力度量方式的变化情况。所得结果表明，控制行业层面其他政策冲击之后，*Post*×*Treat* 和控制变量的系数符号和显著性与基准回归结果一致，再次验证了前文基准回归结果的稳健性和可靠性。

表 6 控制行业层面的其他政策因素

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable	New Productivity1	New Productivity2	New Productivity3	New Productivity4
Post×Treat（产业政策）	0.937*** (0.116)	1.413*** (0.167)	0.331*** (0.046)	0.033*** (0.003)
Post×Treat（低碳城市）	-0.705*** (0.132)	-0.842*** (0.191)	-0.279*** (0.053)	-0.014*** (0.004)
Post×Treat（大数据试验区）	0.294** (0.123)	0.310* (0.178)	0.187*** (0.049)	0.005 (0.004)
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y
Observations	40190	40190	40190	40190
R-squared	0.674	0.667	0.675	0.661

（三）替换模型和变量

尽管标准 DID 结果受到处理效应异质性影响的可能性较低，但由于制造业转型升级过程存在潜在的行业组别切换等问题，处理效应也可能存在时间上的异质性。因此，为应对异质性处理效应可能带来的偏误，本文借鉴刘冲等（2022）提到的稳健估计方法，在表 7 运用 CSDID 稳健估计量测算《中国制造 2025》这一政策冲击对新质生产力发展的平均处理效应，并采用插补估计量、计算组别-时期平均处理效应等方式在图 5 中进行平行趋势检验。表 7 和图 5 中的所得结果的经济含义和统计含义与基准回归结果一致，证实了本文的稳健性。

表 7 考虑处理效应异质性的 DID 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(3)
Variable	New Productivity1	New Productivity2	New Productivity3	New Productivity4
平均处理效应	0.538** (0.242)	0.750** (0.340)	0.231** (0.103)	0.018** (0.008)
Observations	24625	24625	24625	24625

由于《中国制造 2025》的政策冲击围绕特定行业展开，同一政策冲击将使制造业企业内部呈现出某些相同的变量变化趋势，在进行统计推断时，这些同样的变量变化趋势将呈现为重复性特征，错误地降低了统计推断的系数方差，使估计结果失之稳健。基于这一考虑，本文在附表 1 中将标准误分别聚类在行业大类层次上，所得结果的统计意义与经济含义和主回归相比并未发生明显变化。同时，由于同一城市对国家级政策的支持力度不同，使不同城市内部也呈现为政策效应的同步性，

倾向于高估核心系数的统计含义。因此，本文在附表 2 中将标准误聚类到上市公司注册地，所得结果与主回归相比依然稳健。此外，为避免测度误差的影响，本文以上文提及的新质生产力狭义词频作为新质生产力的衡量，所得结果如表 8 所示，所得到的制造强国战略对新质生产力的影响方向、显著性与上文基本保持一致，进一步佐证了本文基准回归结果的稳健性。

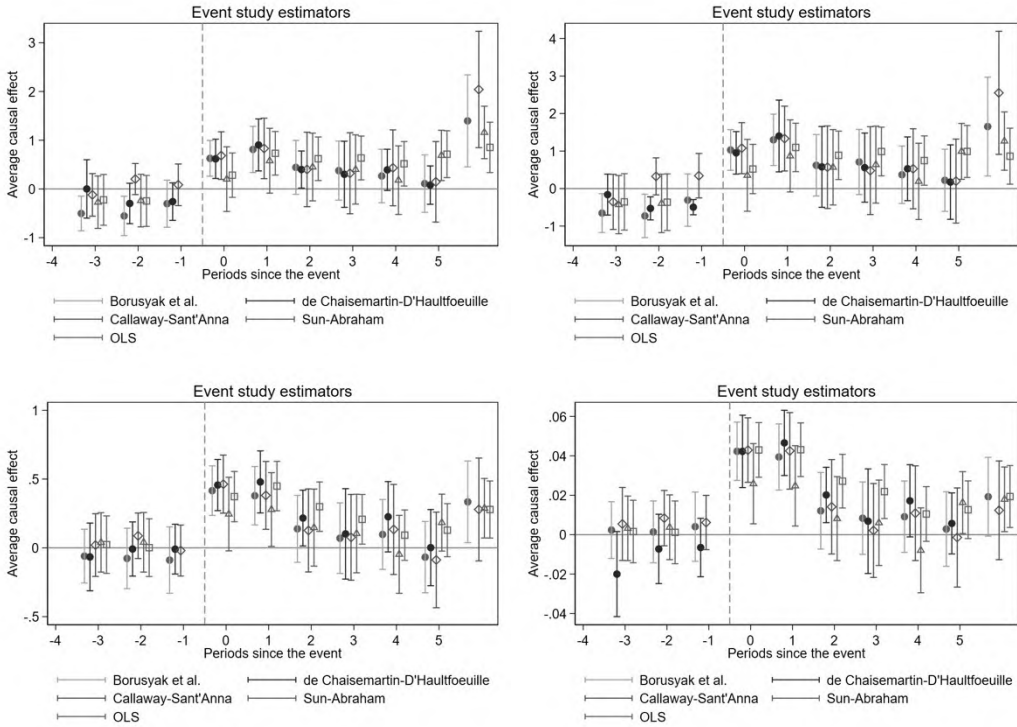


图 5 考虑处理效应异质性的新质生产力词频的平行趋势图

注：图 5 为采用不同处理效应异质性的估计方式进行的系数估计图，图中从上到下、从左到右依次为新质生产力句频、新质生产力词频、新质生产力标准化句频、新质生产力标准化词频的回归结果。

表 8 狭义新质生产力测量指标的 DID 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable	New_word_narrow	New_word_narrow	New_sent_std_narrow	New_sent_std_narrow
Post×Treat	0.7755*** (0.0894)	1.1066*** (0.1244)	0.0034*** (0.0005)	0.0002*** (0.000)
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y
Observations	40271	40271	40271	40271
R-squared	0.637	0.637	0.652	0.652

六、机制分析

前文结果表明，制造业转型升级使企业对新质生产力的注意力上升，且就新质生产力的具体形式而言，在扩展边际上，企业更有动力提高其业务多元性，提高新产品的实际产出；在集约边际上，

企业经营业务的产品附加值更高、差异化战略的实现程度更高。那么，在《中国制造 2025》所引发的制造业转型过程中，什么因素会强化这种新质生产力，何种因素会激发企业新质生产力的涌现？基于这一考虑，本文从三个角度出发，在表 9 中探讨制造业转型升级与新质生产力之间的作用机制。

一是企业自身的研发能力和技术人才的引进。过往文献表明，创新能力是促进企业全要素生产率增长、企业知识存量转化为生产能力的关键因素（刘晔和林陈聃，2021），而技术人才作为企业的核心人力资本，对企业的知识更新、研发能力具有直接促进作用（彭秋萍等，2023），以制造业转型升级为代表的相关产业政策有助于激发企业的创新活力，引导企业借助技术人才实现创新驱动发展，从而提升企业的新质生产力。基于这一考虑，本文以企业当年是否申请专利作为企业研发能力高低的代表，将企业当年是否申请专利与 DID 变量交乘，所得结果如表 9 的列（1）所示。结果表明，企业的研发能力可以显著提升制造业转型升级的政策效应，平均而言，有专利研发的制造业公司的政策效应的平均比无专利研发的制造业公司高出 0.504 个新质生产力词频关注度，且这一结论在 1%的显著性水平下成立。同时，本文将企业技术员工占比与 DID 变量交乘，所得结果如表 9 中列（2）所示。所得结果表明，技术员工占比每提升 1%，对应公司新质生产力的政策效应就提高 0.007 个单位。但是，技术人才对新质生产力促进效应较强的在经济含义上虽然，但其在统计含义上并不显著，当前依靠劳动者促进新质生产力发展的方式尚未得到充分发挥。

二是产业结构的升级。经济增长的一系列证据表明，产业结构可以通过合理化调整获得“结构红利”（于斌斌，2015），有助于提升产业政策的效率与针对性、实现经济的结构性增长、提高企业的产业技术水平（孙早和席建成，2015）。本文以企业所在城市的第三产业增加值的 GDP 占比衡量当地的产业发展水平，并将第三产业增加值占比与 DID 项交乘，所得结果如表 9 中列（3）所示。第三产业增加值占比越高，该城市的经济结构发展水平越高、产业结构越发达，因此列（3）的结果可以解读为，产业结构更完善、更发达的城市所在企业的新质生产力关注度受政策冲击的提升度更高。城市应提升自身的产业结构水平，以帮助本地企业提高新质生产力、逐步实现新质生产力的良性循环。

三是政府补贴的投入。政府不仅可以通过产业政策协调解决信息外部性等市场失灵问题（孙早和席建成，2015），还可以通过减税降费、专项补贴等方式为企业赋能（毛其淋和许家云，2015；刘晔和林陈聃，2021；陈奉先和贾丽丹，2022），提升企业的产品研发（毛其淋和许家云，2015）、创新能力（Tian and Xu，2022）和全要素生产率（陈奉先和贾丽丹，2022），从而提升企业的新质生产力发展水平。本文以企业收到政府补贴数目这一财务报表项目为切入点，将政府补贴数目作 1%和 99%缩尾后构建政策变量与企业所受政府补贴的交乘项，表 9 中列（4）的结果表明，政府补贴每提升 1%，企业的新质生产力关注度就提高 0.129 个单位，表明政府补贴可以有效撬动企业新质生产力关注度，助力企业实现新质生产力发展。

表 9 机制分析

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	New Productivity2	New Productivity2	New Productivity2	New Productivity2
Post×Treat×Is patent	0.504** (0.233)			
Post×Treat	0.778*** (0.239)	0.846*** (0.281)	-0.286 (0.547)	-0.531 (0.409)

续表

Variable	(1) New Productivity2	(2) New Productivity2	(3) New Productivity2	(4) New Productivity2
Ispatent	0.591*** (0.180)			
Post*Treat*Technical Employees		0.007 (0.009)		
Technical Employees		0.035*** (0.007)		
Post*Treat*Tertiary industry			0.038*** (0.010)	
Tertiary industry			-0.007 (0.017)	
Post*Treat*Insusidy				0.129*** (0.028)
Insusidy				-0.064*** (0.023)
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y
Observations	30683	29043	30683	30125
R-squared	0.638	0.641	0.638	0.638

前文表明，制造业转型升级对新质生产力的政策效应受到企业研发投入、技术人才引进的增强效应，但由于人才和技术等生产要素对生产力规模报酬递减，企业基础资源禀赋各异，原有技术禀赋较低者往往存在后发优势（樊纲，2023）。后发企业可以通过学习和引进先发企业的知识要素实现较快增长，使旧有技术禀赋较低的企业受到更强的政策促进效应。基于这一考虑，本文基于生产要素类型的区分研究了《中国制造 2025》产业政策对企业多元化经营、新质生产力发展水平的影响，所得结果如图 6 所示。结果表明，劳动密集型企业、资本密集型企业和技术密集型企业的多元化程度和新质生产力水平均在不同程度上受到产业政策冲击的影响。其中，受到《中国制造 2025》政策冲击之后，劳动密集企业的新质生产力水平显著提升；资本密集企业的新质生产力发展水平不受影响；技术密集企业的新质生产力水平则显著下降。因此，可以认为，《中国制造 2025》的产业政策扶持对劳动密集度高的企业为新质生产力的影响正向且最大，而对资本密集型企业几乎无影响，但对技术密集型企业则表现为显著的负向影响。

这一结果说明，那些本就较为技术依赖、依靠技术发展的制造业行业，在面对制造业转型等支持政策时，无法在其原先技术发展水平的基础上更进一步发展新质生产力，反而经历政策效应的显著下降与“相对争夺”，或源自产业政策扶持企业之间生产资源和产品资源的“虹吸效应”。同时，由于劳动密集型企业原有技术发展水平较低，后发优势较强，其依靠人才进行转型的能力和水平较高，这些行业的企业更容易借助人才红利和技术红利优势提升其新质生产力的发展水平，呈现为政策促进效应；资本密集型制造业行业则较难找到进行转型升级的方式，因此其面临制造业转型冲击时所受到的新质生产力政策效应不显著。由此可见，制造业转型升级主要对原有技术发展水平较低的劳动密集型企业存在正向显著影响，而对原有技术发展水平较高的技术密集型企业存在负向显著影响，制造业转型升级增强了后发制造业企业的“追赶”效应，但削减了先发企业的“领先”效应。关键技术、前沿技术是实现生产力跨越式发展的关键，制造业转型升级既应当关注整体发展水

平，也应当在下一步支持具有专业化、精细化、特色化与新颖化特点的高发展水平企业，以此助力实现经济跨越式发展。

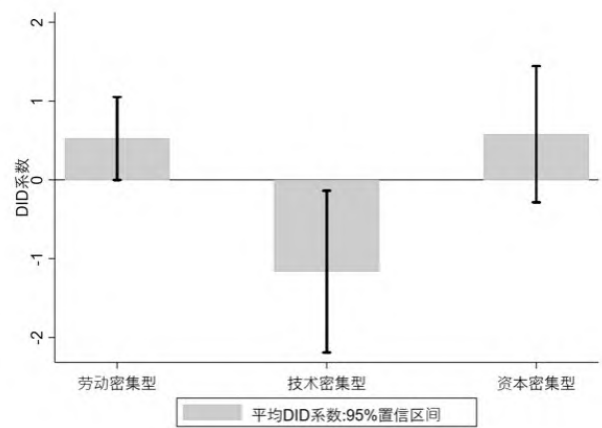


图 6 制造业升级对企业新质生产力的生产要素类型异质性

七、结论和建议

本文基于上市公司管理层分析与讨论文本，利用文本分析方法构建了企业新质生产力关注度指标，并以《中国制造 2025》为切入点，研究了制造业转型升级对上市公司新质生产力发展的影响。本文的实证结果表明，制造业转型升级这一靶向特定行业的产业政策提高了上市公司对新质生产力的关注度，在扩展边际上，制造业企业在《中国制造 2025》颁布后致力于提升自身的产品多元化程度，提高了新产品、新业态的探索 and 经营水平；集约边际上，制造业企业依靠产业转型升级获得了更高的产品附加值，其营业毛利润上升，依靠现有产品的差异化战略初见成效；机制上，研发能力的提升、产业结构的升级和政府补贴的投入可以加强制造业转型升级的政策效应。在当前经济运行越来越依靠新产品、新业态、新技术实现高质量发展的情况下，本文为如何借助产业政策提高新质生产力发展水平、促进企业发展、实现经济体良性循环提供了政策指引。

基于本文的研究，提出以下政策建议：第一，政府应提升产业政策的覆盖度，尤其是力促传统产业的新旧动能转换。产业变革往往需要孕育于旧有产业的胞胎之中，落后产能的不断更新迭代、涅槃重生，才能形成有实际基础和实践经验的新产品、新业态，提高传统产业转型升级的速度和水平，也是促进地区间、行业间平衡发展的必然要求。第二，在产业政策的加持之下，当前新质生产力依靠技术人才等劳动者进行提升的幅度和水平仍较为有限，企业应在生产经营过程中提升劳动利用效率，借助劳动者实现新质生产力发展。新质生产力基本内涵的实现有赖于劳动者、劳动资料和劳动对象三者的有机结合和良性互动，在当前产业优化升级越来越依靠人才实现的背景下，应借助劳动力提高产业政策的运行效率和实施效果，经由人才的创造性实现经济的高质量发展。第三，政策应提升关键核心技术的政府补贴水平，提升资金利用效率。政府补贴应当提高靶向性，力求精准发放补贴，在特定行业的基础上细分技术领域，因地制宜提高特定企业的新质生产力水平；同时，政府补贴应发挥乘数作用，尽可能利用产业链关系带动全行业、全业态的进步和提升，以提高新质生产力、实现经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈奉先, 贾丽丹. 国际资本流动“突然停止”、企业研发投入与全要素生产率[J]. 国际金融研究, 2022 年第 07 期, 第 47-57 页。
- [2] 陈信元, 黄俊. 政府干预、多元化经营与公司业绩[J]. 管理世界, 2007 年第 01 期, 第 92-97 页。
- [3] 陈勇兵, 陈宇媚, 周世民. 贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观数据: 2000—2005[J]. 经济学(季刊), 2012 年第 11 期, 第 1477-1502 页。
- [4] 戴宏伟, 郑立晨. 当断则断: 重点产业政策退出、过度投资缓解与企业绩效高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024 年第 41 期, 第 68-88 页。
- [5] 戴魁早, 陈阿丽, 杨新宇. 功能性产业政策能否促进企业生产率增长——基于《中国制造 2025》的准自然实验[J]. 南开经济研究, 2024 年第 02 期, 第 43-63 页。
- [6] 董丰, 陆毅, 许志伟, 孙浩宁. 金融泡沫、脱实向虚与经济增长——动态多部门资产泡沫的理论视角[J]. 经济学(季刊), 2024 年第 24 期, 第 360-378 页。
- [7] 樊纲. 比较优势与后发优势[J]. 管理世界, 2023 年第 39 期, 第 13-21 页+第 37-22 页。
- [8] 樊海潮, 胡一川, 唐立鑫. 最低工资和机器人使用: 广延边际和集约边际的差异性影响[J]. 经济学(季刊), 2024 年第 24 期, 第 341-359 页。
- [9] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024 年第 41 期, 第 5-25 页。
- [10] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?: 基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017 年第 52 期, 第 33-48 页。
- [11] 洪银兴. 发展新质生产力 建设现代化产业体系[J]. 当代经济研究, 2024 年第 02 期, 第 7-9 页。
- [12] 黄群慧, 盛方富. 新质生产力系统: 要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革, 2024 年第 2 期, 第 15-24 页。
- [13] 江小涓. 数字时代的技术与文化[J]. 中国社会科学, 2021 年第 08 期, 第 4-34 页+第 204 页。
- [14] 姜付秀. 我国上市公司多元化经营的决定因素研究[J]. 管理世界, 2006 年第 05 期, 第 128-135 页。
- [15] 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 年第 51 期, 第 60-73 页。
- [16] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释[J]. 中国社会科学, 1999 年第 05 期, 第 4-20 页+第 204 页。
- [17] 林毅夫, 付才辉. 比较优势与竞争优势: 新结构经济学的视角[J]. 经济研究, 2022 年第 57 期, 第 23-33 页。
- [18] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010 年第 45 期, 第 4-19 页。
- [19] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J]. 中国工业经济, 2016 年第 09 期, 第 59-74 页。
- [20] 刘青, 陶攀, 洪俊杰. 中国海外并购的动因研究——基于广延边际与集约边际的视角[J]. 经济研究, 2017 年第 52 期, 第 28-43 页。
- [21] 刘若鸿, 黄玖立. 地方产业政策与债券融资成本[J]. 中国工业经济, 2023 年第 06 期, 第 118-136 页。

- [22] 刘晔, 林陈聃. 研发费用加计扣除政策与企业全要素生产率[J]. 科学学研究, 2021 年第 39 期, 第 1790-1802 页。
- [23] 吕欣怡, 陈晓宇, 侯京娅, 等. 落户门槛、公司转型和数字化发展[J]. 投资研究, 2024 年第 43 期, 第 132-159 页。
- [24] 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 年第 06 期, 第 94-107 页。
- [25] 彭秋萍, 刘善仕, 周怀康, 郭子生. 研发人员更新对企业创新的影响: 来自知识重构视角的启示[J]. 南开管理评论, 2023 年第 26 期, 第 201-213 页。
- [26] 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定[J]. 经济研究, 2010 年第 45 期, 第 65-79 页。
- [27] 钱雪松, 郑德昌, 杜立. 产业政策与企业委托贷款资金配置——来自中国上市制造业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2023 年第 08 期, 第 19-36 页。
- [28] 任保平. 生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J]. 经济研究, 2024 年第 59 期, 第 12-19 页。
- [29] 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 年第 46 期, 第 1-11 页。
- [30] 孙晓华, 郭旭, 王昀. 政府补贴、所有权性质与企业研发决策[J]. 管理科学学报, 2017 年第 20 期, 第 18-31 页。
- [31] 孙早, 席建成. 中国式产业政策的实施效果: 产业升级还是短期经济增长[J]. 中国工业经济, 2015 年第 07 期, 第 52-67 页。
- [32] 王贤彬, 陈春秀. 重点产业政策与制造业就业[J]. 经济研究, 2023 年第 58 期, 第 34-54 页。
- [33] 王永钦. 产业政策如何发挥作用——来自中国自然实验的证据[J]. 学术月刊, 2023 年第 55 期, 第 37-55 页。
- [34] 魏向杰, 程琦. 产业政策、信号效应与企业创新——基于《中国制造 2025》准自然实验[J]. 管理评论, 2023 年第 35 期, 第 117-130 页。
- [35] 徐波, 王兆萍, 余乐山, 刘柯. 新质生产力对资源配置效率的影响效应研究[J]. 产业经济评论, 2024 年第 4 期, 第 35-49 页。
- [36] 杨兴全, 尹兴强, 孟庆玺. 谁更趋多元化经营: 产业政策扶持企业抑或非扶持企业? [J]. 经济研究, 2018 年第 53 期, 第 133-150 页。
- [37] 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 年第 21 期, 第 109-117 页。
- [38] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015 年第 12 期, 第 83-98 页。
- [39] 张莉, 朱光顺, 李世刚, 李夏洋. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. 管理世界, 2019 年第 35 期, 第 114-126 页。
- [40] 张哲, 李季刚, 汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J/OL]. 统计与决策, 1-6[2024-04-25]。
- [41] 张哲, 李季刚, 汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策, 2024 年第 40 期, 第 18-23 页。
- [42] 赵振. “互联网+”跨界经营: 创造性破坏视角[J]. 中国工业经济, 2015 年第 10 期, 第 146-160 页。
- [43] 郑世林, 张果果. 制造业发展战略提升企业创新的路径分析——来自十大重点领域的证据[J]. 经济研究, 2022 年第 57 期, 第 155-173 页。

- [44] An, L., Qin, Y., Wu, J., et al., “The local labor market effect of relaxing internal migration restrictions: evidence from China”, *Journal of Labor Economics*, 2024, 42(1): 161-200.
- [45] Artavanis, N., Morse, A., Tsoutsoura, M. “Measuring income tax evasion using bank credit: Evidence from Greece”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2): 739-798.
- [46] Babina, T., Fedyk, A., He, A., et al., “Artificial intelligence, firm growth, and product innovation”, *Journal of Financial Economics*, 2024, 151: 103745.
- [47] Callaway, B., Sant’Anna, P. H. C. “Difference-in-differences with multiple time periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [48] Chen, D., Gao, H., Luo, J., et al., “The effects of rural–urban migration on corporate innovation: Evidence from a natural experiment in China”, *Financial Management*, 2020, 49(2): 521-545.
- [49] De Ridder, M. “Market power and innovation in the intangible economy”, *American Economic Review*, 2024, 114(1): 199-251.
- [50] Galindo-Martín, M. A., Castaño-Martínez, M. S., Méndez-Picazo, M. T. “Relationship between cash flow, bank credit, taxes, and innovation”, *Journal of Business Accounting and Finance Perspectives*, 2020, 2(1): 3.
- [51] Imbert, C., Seror, M., Zhang, Y., et al., “Migrants and firms: Evidence from China”, *American Economic Review*, 2022, 112(6): 1885-1914.
- [52] Kong, L. “Government spending and corporate innovation”, *Management Science*, 2020, 66(4): 1584-1604.
- [53] Laborda, J., Salas-Fumás, V., Suárez, C. “An endogenous approach to the cyclicalities of R&D investment under credit constraints: firms’ cash flow matters!”, *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 2020, 6(2): 33.
- [54] Lall, S. “Comparing national competitive performance: An economic analysis of World Economic Forum’s competitiveness index”, *QEH Working Paper*, 2001, 61.
- [55] Li, Q., Lin, C., Xu, L. “Political investment cycles of state-owned enterprises”, *The Review of Financial Studies*, 2020, 33(7): 3088-3129.
- [56] Romer, P. M. “Endogenous technological change”, *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5, Part 2): S71-S102.
- [57] Schweiger, H., Stepanov, A., Zacchia, P. “The long-run effects of R&D place-based policies: evidence from Russian science cities”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2022, 14(3): 322-351.
- [58] Spence, A. M. “Market Signaling: Informational Transfer in Hiring and Related Screening Processes”, *Industrial and Labor Relations Review*, 1975, 29(1).
- [59] Tian, X., Xu, J. “Do place-based policies promote local innovation and entrepreneurship?”, *Review of Finance*, 2022, 26(3): 595-635.

Transformation and upgrading of manufacturing industry and development of new quality productivity: Evidence from management discussion and analysis texts

XIAOYU CHEN

(PBC School of Finance, Tsinghua University)

ZHENGWEI WANG

(PBC School of Finance, Tsinghua University)

JUAN CHEN

(PBC School of Finance, Tsinghua University; Institute of Finance and Banking, People's Bank of China)

Abstract: We investigate the impact of the transformation and upgrading of the manufacturing industry on the development of new quality productivity. The study leverages the introduction of the “Made in China 2025” policy as a quasi-natural experiment. It utilizes data from the management discussion and analysis texts in annual reports of listed companies to construct indicators of new quality productivity development. We implement a difference-in-differences approach to identify the effects and mechanisms of functional industrial policy on the development of new quality productivity and explores its manifestations at both extensive and intensive margins. The results indicate that the transformation and upgrading of the manufacturing industry significantly enhance the level of new quality productivity development, a finding that holds under a series of robustness tests including PSM-DID and consideration of heterogeneous treatment effects. Further analysis shows that at the extensive margin, the policy effect is manifested in increased diversification of business operations, indicating that functional industrial policies enhance the product network complexity of manufacturing firms. At the intensive margin, the policy effect is reflected in increased gross profit margins, as the transformation and upgrading enhance the differentiated strategic competitiveness of manufacturing firms. Enhancements in R&D capabilities, the introduction of technical talent, upgrading of industrial structures, and government subsidies further strengthen these policy effects. This paper verifies the significant role of the manufacturing powerhouse strategy in enhancing new quality productivity and provides academic support for the formulation of more effective functional industrial policies tailored to specific markets and the high-quality development of China’s productivity.

Key Words: new quality productivity; industrial policy; made in China 2025; binary marginal perspective

(执行编辑：周冬)