智慧供应链与企业新质生产力
——来自中国上市公司的经验证据

李　言　虞冰尹
(浙江工商大学经济学院，杭州　310012)

〔摘　要〕　本文以 2013~2024 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本，以“供应链创新与应用”试点政策为准自然实验，利用双重差分方法研究智慧供应链对企业新质生产力的影响及其作用机制。研究发现，智慧供应链对企业新质生产力发展有促进作用。机制检验表明，智慧供应链可以通过抑制融资约束以及促进投资效率的调节路径来提升企业新质生产力。异质性分析表明，在中部及东部地区、高新技术行业以及供应链紧密度低的企业中，智慧供应链对企业新质生产力的促进作用更加明显。

〔关键词〕　智慧供应链　新质生产力　投资效率　融资约束　资源配置　运营效率　区域协同　现代化产业体系
DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2025.12.002
〔中图分类号〕 F274; F832.5　〔文献标识码〕 A

引　言

新质生产力是对马克思主义生产力理论的发展和创新。2023 年 9 月，习近平总书记在黑龙江考察调研时指出　“整合科技创新资源，引领发展战略性新兴产业和未来产业，加快形成新质生产力”[1]。2024 年的政府工作报告提出　“大力推进现代化产业体系建设，加快发展新质生产力。充分发挥创新主导作用，以科技创新推动产业创新，加快推进新型工业化，提高全要素生产率，不断塑造发展新动能新优势，促进社会生产力实现新的跃升”。可见发展新质生产力的关键是依靠创新驱动，实现创新要素的高度汇集，实现生产力的动力变革、效率变革、质量变革[2]。然而，这种变革亟需具体的技术载体和实施路径——在数字经济快速发展的时代背景下，数字化和智能化技术正将创新突破点从单一环节延伸至供应链全系统。智慧供应链作为关键技术载体，凭借其全链条数据融合和智能协同能力，能否成为企业新质生产力发展的关键支撑?

当前供应链体系暴露的瓶颈恰恰凸显了这一必要性: 核心技术“卡脖子”与核心材料短缺导致产业链安全风险提升; 同时，上下游协同低效与创新成果转化滞后，限制了生产力提升的潜在空间。要破解这一双重困境，传统供应链优化已不足够。在此背景下，以人工智能、数字孪生为代表的数智化技术，为破解这些困境提供了新路径——通过补链、延链、升链和建链，构建数据流全贯通的智慧供应链体系。这种技术与管理的深度融合，不仅能提升产业链韧性和安全水平，实现产业体系自主可控，更通过实时数据驱动和智能决策优化，显著推进企业生产力现代化发展[3]。在此背景下，深入探讨智慧供应链如何赋能企业新质生产力发展，对于推动产业转型升级具有重要的理论和实践意义。针对企业供应链创新与智能化需求，2018 年商务部等 8 部门联合下发《关于开展供应链创新与应用试点的通知》，通过试点城市和企业，促进供应链可视化、智能化，提升企业投资效率、优化资源配置和增强灵活性，有力推动了生产力的深刻变革。基于此，本文将 2018 年供应链创新与应用试点城市政策视为宏观制度层面进行智慧供应链建设的准自然实验，并研究智慧供应链政策对企业新质生产力发展的影响以及作用

收稿日期: 2025-04-17
基金项目: 国家自然科学基金青年项目“人才型住房政策对城市劳动力配置效率的影响研究”(项目编号: 72004202)。
作者简介: 李言，浙江工商大学经济学院副教授，博士，硕士生导师。研究方向: 数字经济、城市经济学。虞冰尹，通讯作者，浙江工商大学经济学院本科生。研究方向: 数字经济。

中国知网　https://www.cnki.net

机制，以识别智慧供应链政策与企业新质生产力之间的内在联系。本文边际贡献如下: (1) 利用政策冲击有效捕捉智慧供应链政策相对外生，提供了新的研究切入点，能够补充和完善企业新质生产力影响因素的现有研究; (2) 本文揭示了智慧供应链影响企业新质生产力可能存在的机制，为助力企业供应链建设、推动企业投融资、优化企业要素配置提供理论参考与实践意义; (3) 从地区、行业和企业 3 个层面探究智慧供应链对新质生产力的异质性影响，有助于优化智慧供应链政策实施效果，进一步提升企业新质生产力发展水平。

1 文献综述

新质生产力作为先进生产力的重要表现形式，融合高科技、高效能、高质量等特征，是推动经济社会高质量发展的核心驱动力。其内涵可以从 3 个层面阐释: 在要素特征层面，韩文龙等 (2024) [4] 提出，新质生产力包含实体性要素和渗透性要素两个维度，其中实体性要素延续传统生产力三要素框架，渗透性要素则强调技术创新、数字赋能等新型驱动力。王永钦和董雯 (2020) [5] 则从劳动资料变革角度，指出工业机器人、智能装备等新型生产工具的作用。在发展导向层面，卢江等 (2024) [6] 主张以“数质并举”为生产优势的评判标准，推动绿色生产与数字集成创新转型。在测度方法层面，宋佳等 (2024) [7] 基于生产力三要素理论，建立了劳动力、劳动对象和劳动资料 3 个维度的三级指标体系。总体而言，现有研究在衡量新质生产力时，既关注生产力的基本内涵，也重视技术等渗透性要素的关键作用。

影响新质生产力的因素较为繁杂，学术界从要素配置、数字化、供应链等角度进行研究。从要素配置角度，杨芳等 (2024) [8] 发现，耐心资本能显著提升制造业企业新质生产力，且营商环境对耐心资本的提升效应具有正向调节作用。吴后宽和吕江林 (2024) [9] 提出，自由流通组合可通过突破要素流通促进技术进步，进而发展新质生产力。从数字化角度，张高瀚等 (2024) [10] 提出，城市数字经济对企业新质生产力以及新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象均具显著正向影响。从供应链角度，陈东晖等 (2024) [11] 指出，数字化创新能够促进供应链溢出效应，提升上下游企业新质生产力。李永波等 (2024) [12] 深入研究供应链创新对企业新质生产力的影响，进一步揭示数字化机制与供应链多元化机制所驱动的同群效应。

在当前的数字环境中，智慧供应链作为一种新型供应链范式，其核心特征表现为新兴技术与供应链管理的深度融合[13]，主要体现在 3 个层面: 技术层面，通过人工智能、大数据和数字化转型等实现供应链全流程的智能化; 运营渠道层面，采用收益共享契约和企业风险态度控制[14] 等渠道优化决策机制; 模式创新层面，发展出基于 CVaR 准则的双渠道协调策略[15] 以及循环供应链模式。智慧供应链通过这 3 个层面的协同创新，实现了从传统供应链向智能化、可持续化供应链的转型，其本质是以数字技术为驱动，以数据要素为核心，重构供应链的价值创造体系。

智慧供应链是一个信息连接的系统，它应用智能技术实现供应链的数字化和整合，从而促进最佳运营[16]。现有研究从供应链绩效、融资成本、投资效率等方面考察智慧供应链以及相关数字化政策的微观经济效应。在提升供应链绩效方面，新兴数字技术与供应链的结合推动了供应链技术的创新，优化了供应链管理与配置，以此推动供应链的绩效提升[17]。在融资成本方面，区块链、物联网和大数据等数字技术的应用增强了信息透明度，降低企业之间的信息处理与传递成本[18]，进而减少信息不对称，缓解市场失灵，增强企业投资吸引力并改善融资约束。在投资效率方面，谢合明等 (2024) [19] 通过增强供应链的集中度来提高企业的投资效率，指出过高的供应链集中度易致“威胁效应”，造成企业投资过度，可通过信息共享与客户监督治理优化企业投资决策。此外，蒋为等 (2024) [20] 基于数字化供应链视角，通过降低中间品与需求市场的匹配成本，进一步提高投资效率。

梳理相关文献发现，虽然有关智慧供应链和新质生产力的研究已取得了一定成果，但仍有可以拓展的空间。(1) 现阶段将视角同时聚焦于智慧供应链和新质生产力的文献还较少; (2) 在考察智慧供应链和新质生产力的影响时，大多采用静态面板进行分析，未考虑动态效应。基于此，检验智慧供应链能否促进企业新质生产力发展的影

中国知网 https://www.cnki.net

响研究，对推动企业创新升级以及经济高质量发展具有重要的理论价值与实践启示。

2 政策背景、理论分析与研究假设

2.1 政策背景

为贯彻党的十九大关于在现代供应链等领域培育新增长点、形成新动能精神，智慧供应链政策应运而生。2017 年 10 月，国务院办公厅印发《关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》(下文称《意见》)，对我国供应链创新发展作出全面部署，为供应链创新试点提供理论基础。接着，2018 年 4 月 10 日，商务部等八部门联合下发《关于开展供应链创新与应用试点的通知》，在全国范围内组织 55 个城市和 266 家企业开展为期两年的试点工作，重点推动重点产业的供应链体系创新。2020 年 4 月，商务部等 8 个部门发布《关于复制推广供应链创新与应用试点第一批典型经验做法的通知》，系统总结了 36 个试点单位的 12 类典型经验，为全国范围内推广智慧供应链建设提供了实践参考。

供应链创新与应用城市试点政策蕴含“智慧供应链”的内涵: (1) 从指导思想来看，《意见》明确指出要“以供应链与互联网、物联网深度融合为路径，以信息化、标准化、信用体系建设和人才培养为支撑”来“打造大数据支撑、网络化共享、智能化协作的智慧供应链体系”，体现了智慧供应链以人工智能、大数据等新兴技术实现全流程智能化的技术特征; (2) 从发展目标来看，《意见》提出“到 2020 年，形成一批适合我国国情的供应链发展新技术和新模式，基本形成覆盖我国重点产业的智慧供应链体系”，体现了智慧供应链通过收益共享契约、风险控制机制等优化运营决策的特征。基于试点政策与智慧供应链特征的内在一致性，现有研究普遍采用该政策作为衡量智慧供应链建设的有效指标[21]，为本文将其作为外生政策冲击来研究智慧供应链对企业新质生产力的影响提供了充分依据。

2.2 理论分析与研究假设

(1) 智慧供应链与企业新质生产力发展

智慧供应链作为数字技术与供应链深度融合的新型范式，通过新质生产力内涵的三大维度直接影响企业新质生产力发展。在劳动力维度，智慧供应链要求员工掌握人工智能、大数据分析等数字技能，提升了研发人员占比和高学历人员占比，契合新质劳动者具备较强研发能力的特征; 在劳动对象维度，智慧供应链通过实时数据共享将传统生产要素扩展为包含数据要素的新型劳动对象，体现了数据要素价值创造经济效益; 在劳动资料维度，智慧供应链通过智能技术整合，推动生产工具的技术升级，具体表现为资本品的技术难度提升和数字化生产系统的部署[22]。不仅提升了研发投入占比，更实现了“低投入高产出”的生产模式。这三大维度的影响，使智慧供应链区别于普通数字化转型，其核心特征在于通过供应链网络特有的协同效应[23]，数字化发展显著提升了供应链企业间的响应速度与信息沟通效率，将技术创新从单点突破扩展为全链升级，正是新质生产力要素系统性重构的关键所在。基于此，本文提出如下假设:

H1: 智慧供应链提升了企业新质生产力发展水平。

(2) 智慧供应链赋能企业新质生产力发展的影响机制

智慧供应链主要通过缓解融资约束和提升投资效率两条机制路径推动企业新质生产力发展。研究框架如图 1 所示。智慧供应链通过区块链和大数据技术提升信息透明度，能够有效缓解企业融资约束。区块链技术嵌入供应链可规范交易行为，降低交易成本并避免资金异常占用[24]; 另外，数字化技术能及时识别上下游需求波动，优化供需匹配[25]，释放冗余产能造成的长期资金占用。融资约束会紧束企业资金流，迫使企业优先保障利润以维持运营，从而牺牲了社会责任与环境投入，影响企业的社会与环境绩效，阻碍了新质生产力的发展[26]。当智慧供应链通过区块链和大数据技术缓解融资约束后，企业用于智能化升级的资金限制得以解除，这使得物联网技术集成、大数据平台搭建等关键环节能够顺利推进，从而加速新质生产力形成。反之，若智慧供应链发展不足，导致融资约束收紧，企业将被迫在短期利润与长期转型间权衡，导致智慧供应链建设的优先

中国知网 https://www.cnki.net

级被降低，延误新质生产力的快速发展时机。由此可见，智慧供应链通过缓解融资约束这一关键渠道，为企业新质生产力发展提供资金保障。

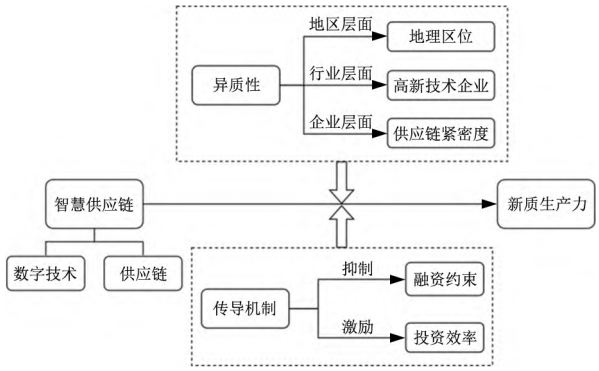


图 1　智慧供应链驱动企业新质生产力研究框架

智慧供应链通过数据驱动的智能决策系统显著提升企业投资效率。数字化供应链建立的信息反馈渠道加速了数据要素的流动和循环反馈[27]，有效降低了管理者因信息不足导致的决策偏差，从而缓解企业过度投资或投资不足等非效率投资问题，推动企业资源的合理配置。投资效率的提升使企业能够避免资源错配型的过度投资和分散化导致的投资不足，转而将资源集中于核心技术研发[28]。通过研发投入与生产实践的协同优化，投资效率在智慧供应链中的精准布局，有助于推动企业灵活调整生产计划，减少信息传递的时间和误差，提高整体生产效率，从而增强企业的市场竞争力。智慧供应链通过提升投资效率，既优化了生产资源配置又加速了技术创新转化，从而为新质生产力发展提供持续动力。因此，本文提出如下假设:

H2: 智慧供应链通过抑制融资约束以及促进投资效率来提升企业新质生产力。

3　实证研究设计

3.1　模型设定

为研究智慧供应链对企业新质生产力的影响，本文采用双重差分法构建如下基准模型:

$$Nmp_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 DID_{i,t}+\alpha_2 Control_{i,t}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，$Nmp_{i,t}$表示企业新质生产力; 政策变量 $DID_{i,t}=Treat_i\times Post_t$，$Treat_i$ 为企业虚拟变量，表示该企业是否为供应链创新与应用试点企业; $Post_t$ 为政策实施的时间虚拟变量，表示该时间是否实施了供应链创新与应用政策; $Control_{i,t}$表示一系列的控制变量; μ_i 表示企业个体固定效应; δ_t 表示时间固定效应，$\varepsilon_{i,t}$表示模型随机误差项。

3.2　变量定义

3.2.1　核心解释变量: 智慧供应链政策虚拟变量(*DID*)

$DID_{it}=Treat_i\times Post_t$，$DID_{it}$表示 i 企业在年份 t 是否实施供应链创新与应用政策。为避免样本选择可能产生的偏误，本文基于企业所在的城市反映智慧供应链的建设情况。$Treat_i$ 表示实验组和对照组的虚拟变量，若为供应链创新与应用试点所在城市企业，$Treat_i$ 取 1，反之取 0。$Post_t$ 表示试点企业政策实施年份的虚拟变量，若企业已实施供应链创新与应用政策，则 $Post_t$ 取 1，否则取 0。

3.2.2　核心被解释变量: 新质生产力(*Nmp*)

借鉴宋佳等 (2024)[7] 的做法，主要基于以下考虑: (1) 基于生产力三要素理论框架，与智慧供应链的人力资源、生产设备和数据要素等核心内容契合; (2) 采用研发人员占比、固定资产效率等可量化的指标，客观评估智慧供应链政策效果; (3) 三级指标如研发投入指标可以反映智慧技术应用程度，资产周转率可以衡量供应链运作效率等。

具体而言: 劳动力要素通过活劳动表示，具体包括研发人员占比、高学历人员占比及研发人员薪资占比 3 个指标; 劳动对象要素聚焦物化劳动，选取固定资产占比和制造费用占比两个指标; 劳动资料要素进一步细分为硬科技和软科技两个维度，硬科技通过研发折旧摊销占比、无形资产占比等四项指标衡量，软科技则采用权益乘数倒数和总资产周转率评估。本研究采用熵权法对各层级指标进行客观赋权，提升测度科学性。

3.2.3　控制变量

本文选取如下控制变量: 账面市值比(*TobinQ*)，以公司市场价值与资产重置成本的比值表示; 资产负债率(*Lev*)，以年末负债合计与年末资产合计的比值衡量; 股权集中度(*Top*1)，通过第一大股东持股比例来衡量; 上市年限(*ListAge*)，通过公司上市年限加 1 取自然对数衡量; 两职合一(*CEOD*)，根据企业 CEO 是否兼任董事会主席衡量，兼任取 1，不兼任取 0; 独立董事占比(*IDR*)，以独立董事在董事会总人数的占比测算。

中国知网　https://www.cnki.net

3.3 数据来源与样本选择

本文以 2013~2024 年中国沪深 A 股上市公司作为研究对象，并且对样本做以下处理：剔除金融业上市公司，剔除经营不善的 ST、*ST 公司，剔除存在大量缺失值的上市公司，对所有连续变量进行 1%和 99%的缩尾处理。本文主要数据来源于《中国城市统计年鉴》、CSMAR 数据库以及国家统计局。

3.4 描述性统计

本文对主要变量进行描述性统计，统计结果如表 1 所示。新质生产力的最大值和最小值为 22.0725 和 0.8448，标准差为 3.9316，可见不同企业减税降费力度差异较大。核心解释变量 *DID* 的平均值为 0.3571，可见供应链创新与应用政策覆盖样本率约为 35.71%。其余各变量数据选取均不存在明显的异常值，可以用于实证分析。

表 1 描述性统计

变量名	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Nmp	新质生产力	30930	6.7262	3.9316	0.8448	22.0725
DID	智慧供应链	30928	0.3571	0.4791	0.0000	1.0000
TobinQ	账面市值比	30930	1.0300	0.3510	0.0000	2.2248
Lev	资产负债率	30930	0.4287	0.1993	0.0634	0.8949
*Top*1	股权集中度	30930	0.3340	0.1468	0.0826	0.7361
ListAge	上市年限	30930	2.3441	0.6851	1.0986	3.4012
CEOD	两职合一	30061	0.2860	0.4519	0.0000	1.0000
IDR	独立董事占比	30930	0.3778	0.0540	0.3333	0.5714

4 实证结果分析

4.1 基准回归

表 2 报告了智慧供应链建设政策对企业新质生产力影响效应的回归结果。表 2 列(1)是仅包含核心解释变量与被解释变量的回归结果，在 1%的统计水平上显著，*DID* 的估计系数为 1.5299，列(2)仅控制了企业与年份固定效应，列(3)仅加入了控制变量，回归结果皆显著。列(4)纳入了所有控制变量和固定效应，将其作为基准，并就其经济意义加以说明。核心解释变量 *DID* 的估计系数为 0.4451，表明与未纳入智慧供应链建设政策的企业相比，受试点政策影响的企业新质生产力水平平均提高了 0.4451。相对于被解释变量 *Nmp* 的均值而言，提升幅度约为 6.62%，验证了智慧供应链对企业新质生产力水平的提升作用，H1 成立。

表 2 基准回归结果

变量	*Nmp*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	1.5299*** (0.0458)	0.4544*** (0.0763)	1.5390*** (0.0464)	0.4451*** (0.0770)
TobinQ			0.4004*** (0.0673)	0.1501** (0.0723)
Lev			−0.9795*** (0.1219)	0.0782 (0.2250)
*Top*1			−0.7662*** (0.1530)	0.5937 (0.4145)
ListAge			0.1082*** (0.0350)	0.4210*** (0.1384)
CEOD			0.0892* (0.0513)	−0.0004 (0.0580)
IDR			0.9124** (0.4212)	0.1599 (0.5208)
Cons	6.1799*** (0.0274)	4.8281*** (0.0466)	5.8118*** (0.2079)	3.6174*** (0.3723)

中国知网 https://www.cnki.net

续　表

变量	Nmp			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	否	是	否	是
企业固定效应	否	是	否	是
观测值	30928	30928	30059	30059
R^2	0. 0348	0. 5794	0. 0415	0. 5782

注：* 、** 和*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为聚类到企业层面的稳健标准误。下同。

4. 2　稳健性检验

(1)　平行趋势检验

采用双重差分法的一个基本前提是实验组与对照组在政策冲击前应具有相同或相似的变化趋势，即平行趋势。本文以政策试点前一年作为基期，构建模型如式 (2) 所示:

$$Nmp_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Pre_3_{i,t}+\beta_2 Pre_2_{i,t}+\beta_3 Pre_1_{i,t}+\beta_4 Current_{i,t}+\beta_5 Post_1_{i,t}+\beta_6 Post_2_{i,t}+\beta_7 Post_3_{i,t}+\beta_8 Control_{i,t}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

本文参考 Beck 等 (2010) [29] 的做法，去除政策实施前的系数均值。结果如图 2 所示，在政策实施前，实验组与对照组新质生产力水平不存在显著差异; 而在政策实施之后，智慧供应链的回归系数均显著，实验组的新质生产力水平显著高于对照组，通过了平行趋势检验。

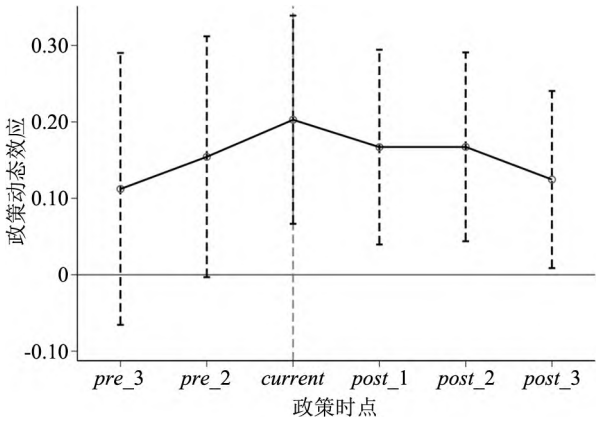


图 2　平行趋势检验

(2)　安慰剂检验

为了排除其他位置因素对估计结果的影响，本文采取随机抽取试点企业的方式进行安慰剂检验，并且重复 500 次，以生成大量随机样本。图 3 为随机匹配后虚拟估计系数分布情况以及虚假 p 值分布情况。图 3 显示，虚假估计系数集中分布于 0 附近且服从正态分布，上图虚线为基准回归真实估计系数 0. 4451，不在虚假估计系数分布区间内，证明随机抽取试点企业作为实验组无法得出显著性结果。下图显示，大多数虚拟 p 值比 0. 1 大，可见随机抽取实验组结果不显著，表明本文基准回归结果通过了安慰剂检验。

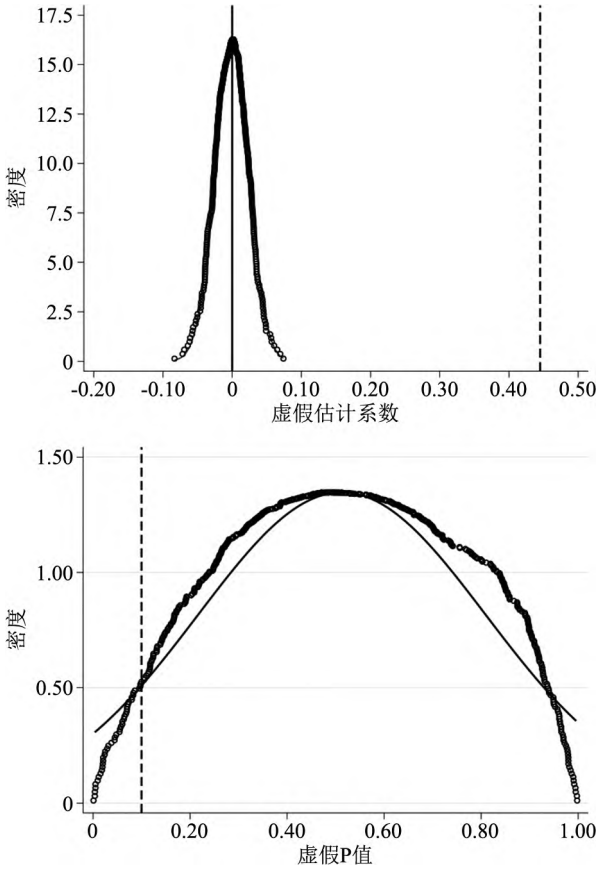


图 3　安慰剂检验

(3)　替换核心被解释变量

为了避免变量的度量偏差对回归结果可能造成的影响，本文参考王珏和王荣基 (2024) [30] 的研究，对企业新质生产力进行重新度量，具体将新质生产力指标体系细分为 27 个指标。表 3 列 (1) 汇报了替换核心被解释变量的回归结果，基准回归结论依旧成立。

中国知网　https://www.cnki.net

(4) 解释变量滞后 1 期

考虑到供应链创新与应用政策的实施对企业新质生产力产生影响需要经过一定的时间，可能存在时间滞后效应，本文对智慧供应链政策进行滞后处理。表 3 列 (2) 、(3) 回归结果显示，滞后 1 期和 2 期的 *DID* 估计系数均在 1%统计水平上显著，基准回归结果稳健可靠。

(5) 增加宏观层面控制变量

为了更深入地解析宏观经济环境变化对微观经济主体行为及市场表现产生的影响，本文引入 GDP 增长率、财政支出增长率两个宏观层面的控制变量进行稳健性检验。回归结果见表 3 列 (4)，核心解释变量 *DID* 的估计系数为 0. 4889，在 1%统计水平上显著，可见在兼顾宏观层面的因素后，回归结果依然稳健。

(6) 高维固定效应

本文在基准回归基础上纳入了行业维度的时间趋势因素，进一步控制了行业-年份的高维交互固定效应，以控制行业层面随时间变化不可观测的因素。结果见表 3 列 (5)，回归结果依然稳健。

表 3 稳健性及内生性检验结果

	Npro	*Nmp*				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	0. 0029*			0. 4889***	0. 4673***	1. 5393***
	(0. 0015)			(0. 0772)	(0. 0512)	(0. 0464)
L. DID		0. 4198***				
		(0. 0787)				
L2. DID			0. 4470***			
			(0. 0810)			
Cons	0. 3459***	4. 2356***	6. 5970***	2. 9715***	4. 9409***	5. 8032***
	(0. 0071)	(0. 5155)	(0. 6946)	(0. 4095)	(0. 2646)	(0. 2080)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	23498	25295	21571	30059	29725	30056
R^2	0. 5138	0. 5885	0. 6000	0. 5794	0. 7932	0. 0415

(7) PSM-DID

采用 PSM-DID 方法检验智慧供应链的政策效应，能够进一步解决智慧供应链政策可能产生的自选择偏误问题。具体而言，本文以基准模型中的控制变量作为协变量进行 1∶1 近邻匹配，从而为实验组筛选匹配的对照组样本。根据图 4 所示，匹配后，两组间所有协变量取值差异性明显下降，表明匹配效果良好。表 3 列 (6) 汇报了 PSM-DID 回归结果，DID 的估计系数在 1%的统计水平上显著为正，表明智慧供应链政策的实施显著提升了企业新质生产力发展水平，进一步验证了本文结论。

(8) 排除其他政策干扰

鉴于智慧供应链政策的实施周期与其他相关政策存在时间重叠，可能导致供应链政策对新质生产力影响的评估出现偏差。本文在城市层面排除其他政策的影响，分别控制了智慧城市试点、国家大数据综合试验区以及“宽带中国”战略试点政策的影响。回归结果对应表 4 列 (1) ~(3)，核心解释变量的估计结果稳健，未受到显著干扰。

(9) 动态效应分析

由于基准回归模型可能存在遗漏变量偏差以及反向因果的内生性问题，为增强模型在因果推断方面的严谨性，本文引入 SYS-GMM 模型对面板数据进行参数估计，回归结果如表 5 所示。表 5 显示，AR(1) P 值小于 0. 1，AR(2) P 值大于 0. 1，可见一阶差分存在自相关，二阶差分不存在自相关，

中国知网 https://www.cnki.net

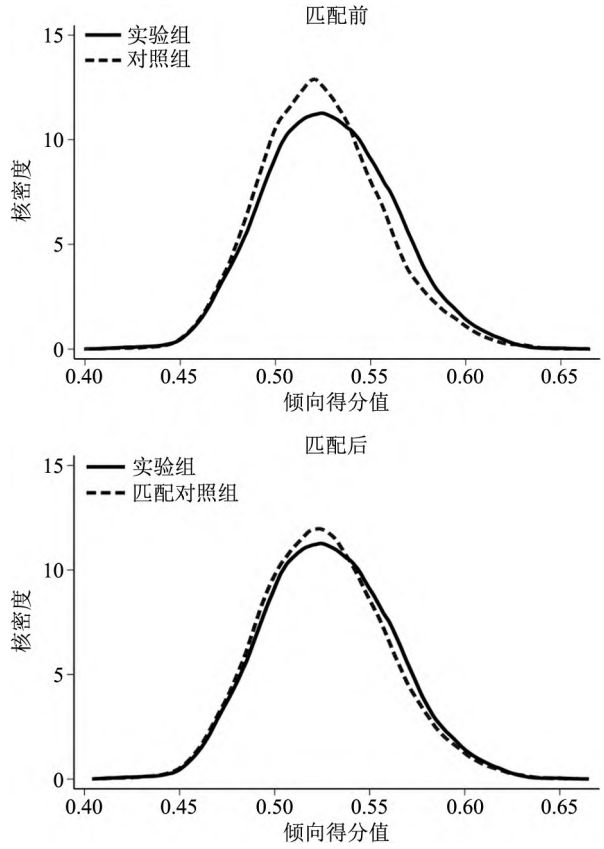


图 4 样本匹配前后核密度分布

表 4 排除其他政策干扰

	Nmp		
	(1)	(2)	(3)
DID	0.4455***	0.3956***	0.4297***
	(0.0770)	(0.0767)	(0.0767)
SC	-0.3347		
	(0.3056)		
NBDZ		0.2387***	
		(0.0869)	
BCSPP			0.1702**
			(0.0754)
Cons	3.7450***	3.6076***	3.6193***
	(0.3836)	(0.3725)	(0.3720)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	30059	30059	30059
R^2	0.5782	0.5784	0.5783

且 Hansen 检验 P 值大于 0.1，通过了过度识别检验。同时，滞后 1 期项的 *L. Nmp* 估计系数在 1% 的水平上显著为正，表明新质生产力水平的变化呈现时间惯性，上一期的新质生产力发展有助于本期新质生产力水平的提升。

表 5 SYS-GMM 分析结果

变量	(1)
	Nmp
L. Nmp	0.8826*** (0.0619)
DID	23.1984*** (3.6630)
Cons	-13.6327*** (4.7026)
AR(1)	[0.0080]
AR(2)	[0.2060]
Hansen J Statistic	[0.5380]
控制变量	是
双向固定效应	是
观测值	21045

注 [ ] 内为 p 值。

5 机制检验和异质性分析

5.1 机制检验

本文根据理论分析和研究假设，从融资约束、投资效率两个层面，分析智慧供应链政策对企业新质生产力水平作用的传导机制。参考江静琳等(2018)[31]的做法，采用调节变量与核心解释变量的交互项对被解释变量进行回归来检验，建立机制检验模型如式(3)、(4)所示。

$$Nmp_{i,t}=\theta_0+\theta_1 DID_{i,t}+\theta_2 SA_{i,t}+\theta_3 SA_{i,t}\times DID_{i,t}+\theta_4 Control_{i,t}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Nmp_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 DID_{i,t}+\gamma_2 Invest_{i,t}+\gamma_3 Invest_{i,t}\times DID_{i,t}+\gamma_4 Control_{i,t}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(1) 融资约束机制(*FC*)

融资约束是指企业在寻求贷款时，所面临的来自银行或其他金融机构的贷款提供意愿的限制。当融资约束较高时，意味着银行或其他金融机构对企业的贷款请求持较为谨慎的态度，导致企业难以获得所需的贷款资金，进而影响企业为了发展生产力获取资金的难易程度。本文参考顾雷雷等(2020)[32]的研究，采用 FC 指数来衡量企业融资约束程度，数值越大说明企业受到的融资约束水平越高。表 6 第(1)列汇报了融资约束在智慧供应链政策赋能新质生产力发展传导机制结果。结

中国知网 https://www.cnki.net

果显示 *DID×FC* 的估计系数显著为负，可见融资约束限制企业通过融资获取资金以支持科技创新和产业升级的能力，影响智慧供应链政策的实施效果，抑制了企业新质生产力的发展。

(2) 投资效率机制(*Invest*)

本文基于 Richardson (2006) [33] 的投资效率模型，通过估计公司的当期投资水平，以模型的残差衡量公司的非效率投资水平，并对该指标进行正向化处理，得到投资效率(*Invest*) 指标作为调节变量。表 6 列 (2) 汇报了企业投资效率在智慧供应链政策赋能新质生产力发展的传导机制结果。*DID×Invest* 对 *Nmp* 的回归估计系数为 2. 3284，在 1%的水平上显著为正，说明智慧供应链政策在企业投资效率的调节下，能够更加显著地提升新质生产力水平。智慧供应链通过提升企业运营效率与投资效率，优化资源配置，进而推动技术创新和产业转型升级，驱动新质生产力的持续发展。以上分析验证了 H2。

表 6 机制检验结果

变量	*Nmp*	
	(1)	(2)
DID	0. 5512***	0. 5001***
	(0. 1018)	(0. 0800)
DID×FC	-0. 3079*	
	(0. 1839)	
DID×Invest		2. 3284***
		(0. 8372)
Cons	3. 4908***	3. 6862***
	(0. 4244)	(0. 3738)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
观测值	29678	30059
R^2	0. 5804	0. 5788

5. 2 异质性分析

5. 2. 1 地理区位异质性

现阶段我国东、中、西部地区发展不均衡，导致智慧供应链政策对企业新质生产力的影响存在区域差异。为考察这一异质性，本文将样本划分为东中部和西部地区两组。回归结果如表 7 列 (1)、(2) 所示，智慧供应链政策对东中部地区企业新质生产力的促进作用在 1%水平上显著，而对西部地区影响不显著。这种差异可能源于三方面: (1) 东中部地区凭借资源优势和技术积累，能高效转化政策红利; (2) 活跃的市场需求为政策实施提供了有利条件; (3) 地方政府较强的执行力和资金配套能力进一步放大了政策效果。而西部地区在政策支持与资金注入上略显薄弱，影响政策对新质生产力的催化作用。

5. 2. 2 行业异质性

考虑到智慧供应链政策对不同行业企业新质生产力的影响可能存在差异，本文根据《高技术产业(服务业) 分类(2018) 》和《高技术产业(制造业) 分类(2017) 》，将样本划分为高新技术行业和非高新技术行业两组。表 7 列 (3)、(4) 结果显示，智慧供应链政策对两类行业企业的新质生产力均在 1%统计水平上具有显著促进作用，但对高新技术行业企业的提升效果更为明显。原因可能在于: 高新技术行业通常具有较高的技术密集度和持续的研发投入，供应链网络结构更为复杂和高效，能够更充分地发挥智慧供应链政策的促进作用。而非高新技术行业虽然也能从政策中获益，但由于技术基础相对薄弱、研发投入有限，政策效果的发挥程度相对较低。

5. 2. 3 供应链紧密度异质性

供应链企业间的紧密联系作为其协同效率的重要体现，影响着智慧供应链政策的实施效果。表 7 列 (5)、(6) 结果显示，智慧供应链政策对供应链紧密度较高和较低的企业新质生产力均具有显著促进作用，供应链紧密度较低的企业表现出更大的政策效应。可能原因在于，低紧密度企业通过实施智慧供应链政策，能够弥补其在资源整合和信息共享方面的短板，从而产生更显著的效果提升; 而高紧密度企业由于已具备较好的协同基础，政策带来的边际改善相对有限。反映出智慧供应链政策在提升企业间协作效率方面具有“补短板”的特性。

5. 2. 4 分位数回归

为了进一步考察智慧供应链政策实施对企业新质生产力发展的作用差异，本文利用分位数回

中国知网 https://www.cnki.net

归模型进行检验。参数估计时，使用自适应 MC-MC 算法进行重复抽样参数估计，设置抽签次数为 1000 次，系统排除次数设置为 100 次，算法接受率设置为 0.5，同时固定个体与年份效应。本文选取 20%、40%、60%和 80%作为分位点进行回归，回归结果见表 8。

表 7　异质性分析结果

	Nmp					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东中部地区	西部地区	高新技术	非高新技术	紧密度高	紧密度低
DID	0.4721***	0.1675	0.6871***	0.2275***	0.3771***	0.4562***
	(0.0834)	(0.2006)	(0.1666)	(0.0821)	(0.1079)	(0.0991)
Cons	3.8874***	1.8464	3.1604***	4.2790***	3.3172***	4.1543***
	(0.3923)	(1.1299)	(0.7466)	(0.4102)	(0.5102)	(0.5517)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	25874	3851	8076	21983	15438	14621
R^2	0.5782	0.5805	0.6663	0.5546	0.5504	0.6106

表 8　分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	20%	40%	60%	80%
DID	0.2975*** (0.0686)	0.3747*** (0.0491)	0.5945*** (0.0587)	1.3034*** (0.1361)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	30059	30059	30059	30059

表 8 显示在不同分位数水平上，智慧供应链政策对新质生产力的促进作用呈现显著且递增的特征，意味着随着分位数水平提高，政策效应持续增强。这表明政策实施效果存在异质性，供应链基础扎实的高新质生产力水平企业能更有效地利用政策红利，获得更显著的效益提升。

6　结论与政策建议

6.1　研究结论

本文以 2013~2024 年沪深 A 股上市公司作为研究样本，利用“供应链创新与应用”政策作为外部冲击，实证检验了智慧供应链对企业新质生产力的影响及其作用机制。研究结果表明，智慧供应链能够提升新质生产力水平，并且政策的影响具有稳健性。机制分析结果表明，智慧供应链通过抑制融资约束、激励投资效率两个调节机制来促进企业新质生产力发展。异质性分析结果表明，在中东部地区、高新技术行业、供应链紧密度低以及新质生产力发展水平高的企业，智慧供应链对企业新质生产力驱动作用更加明显。

6.2　政策建议

6.2.1　以智慧供应链为引擎，推动企业新质生产力发展

政府应将智慧供应链作为提升新质生产力的重要抓手，充分发挥其在优化资源配置、提高运营效率等方面的关键作用。智慧供应链通过数据驱动的智能决策和敏捷响应机制，能够显著增强企业的市场竞争力。为此，建议从以下三方面着力：(1) 加强技术的研发投入，完善产学研协同

中国知网　https://www.cnki.net

创新体系，促进技术成果转化应用；(2) 重视智慧供应链领域的人才队伍建设，通过设立专项奖学金、拓宽职业发展路径等措施，吸引并培育专业人才；(3) 建立健全智慧供应链产业的监管框架与标准体系，确保其健康有序发展。通过系统性的政策支持，不断提升供应链智能化水平，为经济高质量发展提供持续动力。

6.2.2 破解投融资瓶颈，双路径驱动新质生产力跃升

政府应推动企业应用智慧供应链解决方案，通过提升供应链透明度与运营效率，降低信息不对称，为投资者提供准确、及时的运营数据，从而有效破解融资约束，降低融资成本并提升融资效率。同时，通过优化资源配置等手段提高投资效率，为此需加大对智慧供应链技术的投资与推广，促进供应链技术与人工智能的深度融合，以增强企业竞争力。此外，政府还应加强对智慧供应链数据的监管与保护，确保数据安全合规使用，为智慧供应链的应用提供坚实保障。通过这些举措，充分发挥智慧供应链破解融资约束、提升投资效率的优势，推动企业新质生产力发展，助力现代化产业体系建设。

6.2.3 精准施策，因地制宜满足企业个性化需求

政府应建立差异化的精准施策体系，充分发挥区域协同效应和行业互补优势。对于西部地区，可依托中东部企业的供应链先发优势，通过技术转移、经验分享和合作模式创新实现跨区域协同发展，带动西部企业提升供应链管理水平和效率。针对不同行业特征，政府应重点支持非高新技术行业加强供应链建设和技术创新。对于供应链紧密度较低的企业，可以通过搭建信息共享平台、完善物流基础设施等措施提升其协同效率，充分发挥其政策响应度高的特点。由此，可建立分层分类的支持机制，根据企业新质生产力发展水平的差异提供阶梯式政策支持，形成多层次、全方位的政策合力，促进企业整体生产力水平的跃升。

参 考 文 献

[1] 新华社. 奋力开创高质量发展新局面——习近平总书记在黑龙江考察时的重要讲话激励广大干部群众勇毅前行 [N]. 人民日报，2023-09-09，(2).

[2] 周文，许凌云. 论新质生产力：内涵特征与重要着力点 [J]. 改革，2023，(10)：1~13.

[3] 谢家平，郑颖珊，董旗. 供应链数智化建设赋能制造企业新质生产力——基于供应链创新与应用试点城市建设的准自然实验 [J]. 上海财经大学学报，2024，26 (5)：15~29.

[4] 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，2024，41 (6)：5~25.

[5] 王永钦，董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据 [J]. 经济研究，2020，55 (10)：159~175.

[6] 卢江，郭子昂，王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版)，2024，30 (3)：1~17.

[7] 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.

[8] 杨芳，张和平，孙晴晴，等. 耐心资本对制造业企业新质生产力的影响研究——基于营商环境的调节效应 [J]. 西南金融，2024，(11)：29~44.

[9] 吴后宽，吕江林. 自由流通组合政策、技术进化与新质生产力发展——基于布莱恩·阿瑟技术进化论视角 [J]. 中国流通经济，2024，38 (12)：32~44.

[10] 张高瀚，张明源，周婉冰. 数字经济对企业新质生产力的影响研究 [J]. 西部论坛，2024，34 (6)：17~30.

[11] 陈东晖，李素梅，尚达，等. 供应链视角下的银行数字化创新与企业新质生产力 [J]. 财经论丛，2025，(2)：40~52.

[12] 李永波，赵高才，刘静. 供应链创新试点能强化企业新质生产力的同群效应吗?——一项准自然实验 [J]. 金融理论与实践，2024，(5)：1~19.

[13] Rahimi M，Maghsoudi M，Shokouhyar S. The Convergence of IoT and Sustainability in Global Supply Chains: Patterns，Trends，and Future Directions [J]. Computers & Industrial Engineering，2024，197: 110631.

[14] Chiu C H，Choi T M，Li X. Supply Chain Coordination with Risk Sensitive Retailer Under Target Sales Rebate [J]. Automatica，2011，47 (8)：1617~1625.

[15] 谭乐平，王许亮. 风险规避与促销努力下资金约束双渠道供应链协调 [J]. 中国管理科学，2025，33 (6)：245~254.

[16] Frank A G，Dalenogare L S，Ayala N F. Industry 4.0 Technologies: Implementation Patterns in Manufacturing Companies [J]. International Journal of Production Economics，2019，210 (8)：15~26.

[17] Tziantopoulos K，Tsolakis N，Vlachos D，et al. Supply Chain Reconfiguration Opportunities Arising from Additive Manufacturing Technologies in the Digital Era [J]. Production Planning & Control，2019，30 (7)：510~521.

[18] Templar S，Hofmann E，findlay C. Financing the End-to-End Supply Chain: A Reference Guide to Supply Chain Finance [M].

中国知网 https://www.cnki.net

2020: 209~237.

[19] 谢合明，文静，刘薇. 供应链集中度对企业投资效率的影响研究——基于产品市场竞争的调节效应 [J]. 会计之友，2024，(19): 106~116.

[20] 蒋为，倪诗程，彭淼. 数字科技企业赋能实体经济发展的效率变革——基于数字化供应链视角的理论与经验证据 [J]. 数量经济技术经济研究，2025，42 (1): 51~71.

[21] 徐怀宁，田亚男，刘莎莎. 智慧供应链建设能促进企业“脱虚向实”吗? [J]. 产业经济研究，2024，(5): 15~27，85.

[22] Yoo Y，Henfridsson O，Lyytinen K. The New Organizing Logic of Digital Innovation: An Agenda for Information Systems Research [J]. Information Systems Research，2010，21 (4): 724~735.

[23] 沈颂东，亢秀秋. 大数据时代快递与电子商务产业链协同度研究 [J]. 数量经济技术经济研究，2018，35 (7): 41~58.

[24] 黄颖斐，赵大伟，张潇，等. 供应链数字化与企业债务期限选择 [J]. 金融理论与实践，2025，(2): 68~78.

[25] 贺正楚，刘思思，潘红玉. 产业链企业的协同创新网络与创新效率 [J]. 科技管理学报，2023，25 (6): 43~55.

[26] Lai X，Yue S，Chen H. Can Green Credit Increase Firm Value? Evidence From Chinese Listed New Energy Companies [J]. Environmental Science and Pollution Research International，2021，29 (13): 18702~18720.

[27] Ivanov D，Dolgui A. A Digital Supply Chain Twin for Managing the Disruption Risks and Resilience in the Era of Industry 4.0 [J]. Production Planning & Control，2020，32 (9): 775~788.

[28] 吴超鹏，唐苑. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据 [J]. 经济研究，2016，51 (11): 125~139.

[29] Beck T，Levine R，Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance，2010，65 (5): 1637~1667.

[30] 王珏，王荣基. 新质生产力: 指标构建与时空演进 [J]. 西安财经大学学报，2024，37 (1): 31~47.

[31] 江静琳，王正位，廖理. 农村成长经历和股票市场参与 [J]. 经济研究，2018，53 (8): 84~99.

[32] 顾雷雷，郭建鸾，王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化 [J]. 金融研究，2020，(2): 109~127.

[33] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies，2006，11 (3): 159~189.

Smart Supply Chain and New Quality Productivity of Enterprises

——Empirical Evidence From Listed Companies in China

Li Yan　Yu Bingyin

(School of Economics，Zhejiang Gongshang University，Hangzhou 310012，China)

〔**Abstract**〕 This essay takes A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2013 to 2024 as the research sample and employs the pilot policy of “Supply Chain Innovation and Application” as a quasi-natural experiment. It utilizes the Difference-in-Differences(DID) method to investigate the impact of smart supply chains on enterprises´ new quality productivity and its underlying mechanisms. The findings reveal that smart supply chains contribute to the development of enterprises´ new quality productivity. Mechanism tests indicate that smart supply chains can enhance enterprises´ new quality productivity by mitigating financing constraints and stimulating investment efficiency through regulatory pathways. Heterogeneity analysis demonstrates that the promotional effects of smart supply chains on enterprises´ new quality productivity are more pronounced in central and eastern regions，high-tech industries，and enterprises with low supply chain tightness.

〔**Key words**〕 smart supply chain; new quality productivity; investment efficiency; financing constraints; resource allocation; operational efficiency; regional synergy; modern industrial system

〔**Jel classification**〕 M19; O16

(责任编辑: 杨　婧)

中国知网　https://www.cnki.net