

数字基础设施建设赋能企业新质生产力

王锁龄, 许为宾

贵州大学管理学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年2月10日; 录用日期: 2025年2月24日; 发布日期: 2025年3月21日

摘要

文章基于我国2011~2022年的上市企业数据, 采用多时点双重差分法实证检验了“宽带中国”试点政策对企业新质生产力的影响及机制。结果表明, “宽带中国”试点政策能够显著促进企业的新质生产力发展; 地区的金融发展水平能够通过优化金融环境支持创新、企业高管持股比例能够通过激发高管积极性与提升管理能力促进数字基础设施建设对企业新质生产力的正向效应; 政策效果会因企业的产权性质、规模大小, 生命周期以及所处区位的不同而产生差异。

关键词

数字基础设施, 企业新质生产力, 双重差分, “宽带中国”政策

Digital Infrastructure Construction Empowers New Quality Productivity of Enterprises

Suoling Wang, Weibin Xu

School of Management, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Feb. 10th, 2025; accepted: Feb. 24th, 2025; published: Mar. 21st, 2025

Abstract

Based on the data of listed companies in China from 2011 to 2022, this paper empirically tests the impact and mechanism of the “Broadband China” pilot policy on the new productivity of enterprises by using the multi-time point difference-in-difference method. The results show that the “Broadband China” pilot policy can significantly promote the development of new quality productivity of enterprises; the level of financial development in the region can support innovation by optimizing the financial environment, and the shareholding ratio of corporate executives can promote the positive

effect of digital infrastructure construction on the new quality productivity of enterprises by stimulating the enthusiasm of executives and improving management capabilities; the policy effect will be different due to the nature of property rights, size, life cycle and location of the enterprise.

Keywords

Digital Infrastructure, New Quality Productivity of Enterprises, Double Difference, “Broadband China” Policy

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2023 年 9 月, 习近平总书记在黑龙江调研时首次提出“新质生产力”概念, 并在 2024 年二十届中央政治局会议上详细阐释了其内涵, 强调发展新质生产力是高质量发展的关键。具体而言, 新质生产力以创新驱动为核心动力, 依托于技术革命的跨越式突破、生产创新要素的精细调配以及产业结构的深刻调整, 从而孕育出的一种全新生产力形态[1]。这种生产力的“新”, 主要体现在数字技术的深度融合与应用, 这些技术不仅为经济发展注入了澎湃动力, 更在引导经济结构优化升级、推动增长模式革新方面扮演着举足轻重的角色[2]。

在数字化浪潮的激荡之下, 前沿科技诸如互联网、大数据、区块链及人工智能等迅速崛起, 为实体经济注入新动力, 也给新质生产力的形成创造了有利条件。在这个智能化互联的新时代, 数字技术已成为产业升级转型的核心驱动力, 通过数字基础建设积极推动产业结构向高端化、智能化转型升级, 构建出崭新的技术经济生态, 数字中国建设成为了中国经济高质量发展的战略核心动力[3]。为加速中国数字化建设, 政府层面持续推出有力政策加以扶持。2013 年 8 月, 国务院发布了《“宽带中国”战略及实施方案》, 开展了推进宽带网络基础设施建设的实施工作; 2022 年政府工作报告进一步明确了数字中国建设的整体战略方向, 提出要加强数字中国建设整体布局和逐步构建全国一体化大数据中心体系; 2023 年 2 月, 中共中央、国务院发布了《数字中国建设整体布局规划》, 为数字中国的未来发展提供了明确的战略指导和清晰的规划蓝图。截至 2023 年底, 全国互联网宽带接入端口数量已突破 11.36 亿, 同比增长 6.3%。同时, 5G 基站累计建成数量超过 337.7 万个, 同比增长 7.8%, 这些数据不仅彰显了我国数字基础设施建设的持续加强和服务质量的深度优化, 更预示着未来数字化发展的巨大潜力和广阔空间。

根据当前学术研究的广泛探讨, 学者们对数字基础设施与经济发展、技术创新、环境碳排放以及国际贸易格局的关联性进行了详尽的剖析。首先, 数字基础设施在新时代经济飞跃中占据核心地位, 其新型架构通过增进生产效率、推动技术创新及优化资源配置等多重机制, 为经济的高质量发展提供了坚实的支撑[3]-[5], 并显著提升了经济增长的包容性[6]。其次, 数字基础设施的构建与完善, 不仅对于提升企业技术创新能力具有显著作用[7][8], 而且在降低环境碳排放方面也展现出其不可替代的价值[9][10]。这一价值不仅体现在环境保护层面, 更彰显了数字基础设施在可持续发展战略中的关键作用。最后, 数字基础设施对国际贸易格局的塑造作用日益显著[11][12]。通过技术扩散效应, 数字基础设施的建设与完善加速了贸易环节的组织与要素流动, 进而推动了对外贸易的升级与转型[13][14]。这种作用不仅体现在贸易规模的扩大, 更在于贸易结构的优化和贸易方式的创新。尽管新质生产力已成为我国经济高质量发展的核心动力, 但关于数字基础设施建设对新质生产力的具体影响机制, 尚缺乏深入的实证研究。

因此, 本文基于以上背景, 以“宽带中国”试点政策为准自然实验, 利用 2011~2022 年中国沪深 A 股上市公司数据, 采用双重差分方法, 研究了数字基础设施建设对新质生产力的影响, 并通过调节效应验证了影响机制。本研究的贡献包括: (1) 从微观角度考察数字建设与企业新质生产力的关联; (2) 引入金融发展水平和高管持股比例作为调节变量, 深入剖析了政策影响企业新质生产力的路径; (3) 研究结论可为企业提升新质生产力提供启示, 为数字中国建设和高质量发展提供理论指导。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字基础设施建设与企业新质生产力

在数字经济蓬勃发展的时代背景下, 传统生产要素的主导地位正逐渐式微, 而数据、信息、网络作为新时代的核心驱动力, 正深刻地重塑我们的生产结构、生活方式及社会治理体系[15]。这一转变的核心动力源于数字基础设施的迅猛进步, 它不仅为数字中国建设奠定了坚实的基础, 更为人工智能、大数据、云计算等尖端技术提供了强大的支撑。特别是宽带网络, 作为数字基础设施的核心支柱, 其战略价值日益凸显。

我国通过实施宽带试点城市政策, 推动了高速、大容量、低时延的信息网络建设, 为企业提供了高效、便捷的信息处理与传输环境。在这一环境下, 企业能够敏锐捕捉市场动态、技术走向和客户需求, 借助云计算、大数据等先进技术, 对海量数据进行深度剖析与挖掘, 洞察市场先机, 挖掘潜在商机, 进而制定更为精准的市场策略与产品创新规划[16]。此外, 数字基础设施还促进了企业间的合作与交流, 降低了信息交易成本, 形成了产业链上下游的协同创新与价值共享[17], 推动了产业链上下游的深度融合与价值共创, 为企业的高质量、高效率发展注入了强劲动力[18]。

总之, 数字基础设施的建设不仅改善了信息流的速度和质量, 提高了数据处理能力和信息共享水平, 还通过优化资源配置、降低交易成本等方式, 增强了企业的创新能力和市场反应速度, 为企业创造更多价值, 助力企业新质生产力发展。因此, 本文提出第一个假设:

H1: 数字基础设施建设能够促进企业的新质生产力。

2.2. 数字基础设施赋能企业新质生产力的影响机制

金融环境的进步显著地促进了区域经济的快速增长, 它不仅影响着区域内的经济效率, 还深刻影响了企业的发展格局[19][20]。金融体系的成熟与多元化, 特别是在先进城市中, 为企业利用数字技术提供了必要的资源和环境。在这些地区, 金融机构密集, 金融服务体系完善, 展现出较高的储蓄投资转化率和市场投资回报率, 这些因素共同推动了资源的高效配置和优质资产的获取, 进而支持了资金的高效流动与利用, 确保了“宽带中国”试点政策的有效实施及其成效展现[21]。同时, 企业的新质生产力的提升需遵循“人才驱动、科技前沿、产业赋能”的高标准发展路径[22]。在此过程中, 企业必须吸引并培育顶尖人才, 利用其创新能力推动技术革新和产品升级, 通过优质的产品和服务实现产业的高质量发展。但这通常伴随高昂的成本和财务风险[23][24]。金融发达的地区通过完善的数字基础设施, 提供了多样化的融资渠道和信息交流平台, 这些平台不仅增强了企业与投资者之间的信息透明度, 还降低了企业的外部融资成本, 缓解了资金压力[25], 从而有效支持企业在创新和研发上的投资[26], 推动企业新质生产力的发展。因此, 本文提出第二个假设:

H2: 在金融发展水平较为发达的地区, 数字基础设施对企业新质生产力的提升作用越明显。

高管持股比例是公司治理的关键要素, 对数字基础设施推动企业新质生产力有重要影响。高管持股高意味着与股东利益更紧密, 能激发其推动企业创新和发展的积极性, 并减少短视决策[27]-[29]。具体来说, 当高管持有公司较大份额的股权时, 他们的私人利益便与企业的长期发展更紧密, 促使他们更注重长远规划和创新投资, 为企业创造持续增长动力。此外, 高管作为企业的掌舵者和战略规划者, 其认知

水平与管理素养对于企业的稳健发展起着至关重要的作用。持股高的高管会倾向于更加聚焦于开拓企业的创新道路及明确未来的发展方向,并愿意投入更多的精力和时间来深入研究及熟练掌握数字基础设施的操作与管理技巧,这将有助于企业更好地利用数字基础设施进行创新转型这种深度理解和有效管理,从而提高企业的新质生产力。因此,本文提出第三个假设:

H3: 在高管持股比例比较高的企业,数字基础设施建设对企业的新质生产力的促进作用越明显。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

为考察数字基础设施建设对企业新质生产力的影响,本文以 2011 至 2022 年中国沪深 A 股上市公司作为研究对象,同时为了保证数据的可靠性,对数据进行了如下处理:(1)剔除 ST 类、*ST 类和金融类样本企业;(2)剔除存在相关数据缺失的企业;(3)剔除各变量取值存在显著异常的企业;(4)对所有连续变量进行上下 1%缩尾处理。最终筛选出 3524 家符合要求的上市公司,共计 24,900 个有效研究样本。本文所使用的宽带试点城市名单源自工信部网站三次试点名单的公告,公司的财务数据、治理数据以及行业数据来源于 CSMAR 数据库,地区数据则来源于《中国城市统计年鉴》。

3.2. 变量界定

1. 因变量。新质生产力(NPro):本文参考宋佳和张金昌等(2024) [30]的计量方法,基于劳动力和生产工具二要素,从活劳动、物化劳动、硬科技和软科技这四个子方面构建指标并采用熵值法计算各指标的权重,形成企业新质生产力指标。

2. 自变量。数字基础设施建设(DID):本文以“宽带中国”试点政策的外生冲击来衡量数字基础设施建设,借鉴邱洋冬(2022) [31]的研究,Treat 为实验变量,“宽带中国”示范城市辖内上市公司为处理组,取值为 1;反之非示范城市辖区内上市公司为控制组,取值为 0。Post 为时间变量,对于示范城市辖内上市公司而言,“宽带中国”示范城市实施当年及之后年度取 1,其余年份取 0;对于非示范城市辖内上市公司,Post 取值为 0。因此,这两个虚拟变量的交乘项(DID)则可作为 DID 模型的核心解释变量,以此刻画“宽带中国”试点政策给不同城市的上市公司带来的效力差异和数字基础设施建设的冲击力度。

3. 调节变量。金融发展水平(Financial):借鉴沈红波等(2010) [32]的研究,以“各地区当年的金融机构存贷款总额”与“各地区当年 GDP”之比来代表金融发展程度,该指标值越高,代表地区金融发展水平越高。

高管持股比例(Share):以企业当年所有高管的年末持股数除以公司的总股数来衡量。

4. 控制变量。为了全面客观地分析数字基础设施建设对企业新质生产力的影响,本文从企业层面、地区层面和行业层面选择了如下控制变量:企业规模、财务杠杆、盈利能力、公司成长性、企业年龄、流动比率、董事会规模、董事长或者 CEO 是否兼任、审计事务所是否国内十大、第一大股东股权集中度、地区生产总值和行业集中度。此外还控制了时间(Year)和个体(Firm)固定效应。具体见表 1。

3.3. 模型构建

为了检验数字基础设施建设对企业新质生产力的影响,本文构建如下双重差分(DID)模型:

$$NPro = \alpha_0 + \beta_0 DID_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t}$$

其中,NPro 为被解释变量企业新质生产力,DID 为数字基础设施建设,Controls 代表上述所提及的一系列控制变量。

Table 1. Variable definition
表 1. 变量定义表

变量名称	变量符号	变量说明
新质生产力	NPro	参见上文
数字基础设施建设	DID	参见上文
金融发展水平	Financial	各城市当年的金融机构存贷款总额/各地区当年 GDP
高管持股比例	Share	企业当年所有高管年末持股数/公司总股数
企业规模	Size	Ln(企业当年年末总资产)
财务杠杆	Leverage	企业当年年末总负债/总资产
盈利能力	ROA	企业当年年末净利润除以年末资产总额
企业成长性	Growth	(当年年末营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入
企业年龄	Age	(资产负债表日 - 企业上市日期)/360
流动比率	CR	企业当年年末流动资产/流动负债
董事会规模	Bs	Ln(董事会总人数)
董事长或者 CEO 是否兼任	Dual	若当年年末企业的董事长或 CEO 为同一人则赋值为 1，否则为 0
审计事务所是否国内十大	Big10	若企业当年的审计机构为国内十大审计事务所则赋值为 1，否则为 0
第一大股东股权集中度	FirstHold	当年年末企业的第一大股东持股比例
地区生产总值	CGDP	Ln(各城市当年的地区生产总值)
行业集中度	HHI	赫芬达尔指数
公司	Firm	公司哑变量
年度	Year	年度哑变量

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

表 2 为变量的描述性统计结果。数字基础设施建设(DID)的中位数为 1，均值为 0.59，表明有 59%的上市公司受到了“宽带中国”政策的影响。企业新质生产力(NPro)的均值分别为 5.23，标准差为 2.548，表明不同公司之间的新质生产力水平存在较大差异。此外，金融发展水平(Financial)的均值为 4.102，标准差为 1.640；高管持股比例(Share)的均值为 0.151，标准差为 0.203。其余变量情况见表 2。

4.2. 相关性分析

表 3 呈现了主要变量间的 Pearson 相关系数，数字基础设施建设(DID)和企业新质生产力(NPro)之间存在显著正相关关系，初步验证了假设 1。此外，变量间不存在明显的多重共线性问题。

4.3. 回归检验结果及分析

表 4 列示了检验假设 1 的回归结果。为观察检验结果稳定性，本文采用固定效应模型逐步添加控制变量的方法进行检验，表 4 第(1)是仅加入了核心自变量(DID)的结果，可以看出，数字基础设施建设(DID)和企业新质生产力(NPro)之间呈现显著的正相关关系；表 4 第(2)至(4)列是逐步加入了企业层面、城市层面和行业层面的控制了时间、个体固定效应的结果，发现数字基础设施建设(DID)和企业新质生产力(NPro)的估值系数分别为 0.214 ($t = 3.072$)、0.205 ($t = 2.965$)、0.205 ($t = 2.969$)，且均在 1%水平上显著，这在一定程度上保证了回归结果的稳健性。检验结果表明，数字基础设施建设能够显著推动企业新质生产力的提升，本文的假设 1 得到验证。

Table 2. Variables descriptive statistics
表 2. 变量描述性统计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(6)	(8)
	N	mean	sd	min	p50	max
DID	24,900	0.590	0.492	0.000	1.000	1.000
NPro	24,900	5.230	2.548	1.031	4.833	15.136
Financial	24,900	4.102	1.640	1.294	3.828	7.506
Share	24,900	0.151	0.203	0.000	0.017	0.680
Size	24,900	22.281	1.307	20.091	22.069	26.415
Age	24,900	10.478	7.559	0.936	8.611	28.178
Leverage	24,900	0.410	0.197	0.054	0.403	0.850
ROA	24,900	0.042	0.055	-0.187	0.040	0.195
CR	24,900	2.584	2.545	0.361	1.745	16.287
Growth	24,900	0.163	0.338	-0.491	0.111	1.860
Bs	24,900	2.123	0.198	1.609	2.197	2.708
Dual	24,900	0.293	0.455	0.000	0.000	1.000
FirstHold	24,900	0.343	0.149	0.084	0.321	0.743
Big10	24,900	0.592	0.491	0.000	1.000	1.000
CGDP	24,900	18.303	1.058	15.614	18.470	19.884
HHI	24,900	0.173	0.166	0.026	0.113	0.870

Table 3. Main variables Pearson correlation coefficient
表 3. 主要变量 Pearson 相关系数

变量	DID	NPro	Financial	Share	Size	Age
DID	1.000					
NPro	0.211***	1.000				
Financial	0.394***	0.178***	1.000			
Share	0.075***	-0.040***	0.012*	1.000		
Size	0.058***	0.064***	0.110***	-0.393***	1.000	
Age	0.028***	-0.026***	0.039***	-0.545***	0.471***	1.000
Leverage	-0.020***	-0.069***	0.036***	-0.326***	0.547***	0.356***
ROA	-0.051***	-0.018***	-0.057***	0.134***	-0.018***	-0.150***
CR	-0.013**	-0.021***	0.026***	0.282***	-0.369***	-0.285***
Growth	-0.002	0.029***	-0.009	0.072***	0.034***	-0.102***
Bs	-0.122***	0.040***	-0.046***	-0.241***	0.269***	0.191***
Dual	0.064***	-0.003	0.025***	0.256***	-0.183***	-0.244***
FirstHold	-0.061***	-0.049***	0.029***	-0.124***	0.188***	-0.001
Big10	0.041***	0.037***	0.101***	0.015**	0.100***	-0.037***
CGDP	0.479***	0.160***	0.630***	0.094***	0.060***	-0.025***
HHI	-0.032***	-0.099***	0.025***	-0.051***	0.055***	0.026***

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

Table 4. Digital infrastructure and new productivity of enterprises
表 4. 数字基础设施与企业新质生产力

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NPro	NPro	NPro	NPro
常数项	5.079*** (119.627)	2.473 (1.419)	0.160 (0.059)	0.309 (0.113)
DID	0.244*** (3.376)	0.214*** (3.072)	0.205*** (2.965)	0.205*** (2.969)
Size		0.155** (2.431)	0.152** (2.393)	0.154** (2.423)
Age		0.044 (0.458)	0.041 (0.434)	0.034 (0.356)
Leverage		-0.929*** (-4.029)	-0.934*** (-4.047)	-0.937*** (-4.069)
ROA		-2.406*** (-7.839)	-2.413*** (-7.859)	-2.403*** (-7.832)
CR		-0.179*** (-12.761)	-0.179*** (-12.766)	-0.178*** (-12.654)
Growth		-0.021 (-0.596)	-0.020 (-0.557)	-0.020 (-0.560)
Bs		-0.131 (-0.880)	-0.136 (-0.911)	-0.127 (-0.855)
Dual		-0.065 (-1.481)	-0.065 (-1.488)	-0.065 (-1.493)
FirstHold		-0.231 (-0.619)	-0.232 (-0.620)	-0.205 (-0.550)
Big10		0.051 (1.259)	0.050 (1.236)	0.050 (1.224)
CGDP			0.131 (1.065)	0.128 (1.034)
HHI				-0.363*** (-3.579)
Year/Firm	YES	YES	YES	YES
Adj.R ²	0.778	0.790	0.790	0.790
F 值	11.398	22.583	20.841	21.043
N	24,464	24,464	24,464	24,464

注：*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01。

金融发展水平的调节效应检验结果如表 5 所示。表 5 第(1)中，金融发展水平和数字基础设施建设的交互项(FinDID)估值系数分别为 0.204，且在 1%的水平上显著，这表明地区发达的金融发展水平显著提高了数字基础设施建设对企业新质生产力的积极影响。在此基础上，本文以金融发展水平的中位数作为划分标准进行了分组检验(表 5 第 2、3 列)。在地区金融发展水平比较高的样本组中(表 5 第 2 列)，DID 的估值系数分别为 0.333，而在地区金融发展水平比较低的样本组中(表 5 第 3 列)，DID 的估值系数分别为 0.104。组间系数差异检验表明，当地区的金融发展水平越高，数字基础设施建设(DID)对企业新质生产力(NPro)的提升作用越明显，本文的研究假设 2 得到了研究结果的有力支持。

Table 5. The moderating effect of financial development power

表 5. 金融发展力的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)
	NPro 全样本	NPro Financial $\geq$ m_Financial	NPro Financial < m_Financial
常数项	0.802 (0.293)	-3.137 (-1.134)	-0.018 (-0.008)
DID	0.204*** (2.952)	0.333*** (4.085)	0.104** (2.426)
Financial	0.010 (0.217)		
FinDID	0.103*** (3.174)		
控制变量	是	是	是
Year/Firm	YES	YES	YES
Adj.R ²	0.790	0.822	0.764
F 值	18.600	37.218	48.995
组间系数差异			-0.229
经验 p 值			0.007
N	24,464	12,032	12,188

注：(1) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01；(2) 异质性分析的系数组间差异检验的P值采用费舍尔组合检验(抽样3000次)计算得到。

高管持股比例的调节效应检验结果如表 6 所示。表 6 第(1)中，高管持股比例和数字基础设施建设的交互项(ShareDID)估值系数分别为 1.156，且均在 1%的水平上显著，这表明地区的高管持股比例显著提高了数字基础设施建设对企业新质生产力的积极影响。在此基础上，本文以高管持股比例的中位数作为划分标准进行了分组检验(表 6 第 2、3 列)。在企业高管持股比例比较高的样本组中(表 6 第 2 列)，NPro 的估值系数分别为 0.370，而在地区金融发展水平比较低的样本组中(表 6 第 3 列)，NPro 的估值系数分别为 0.152。组间系数差异检验表明，当企业的高管持股比例越高时，数字基础设施建设(DID)对企业新质生产力(NPro)的提升作用越明显，本文的研究假设 3 得到了研究结果的有力支持。

Table 6. The moderating effect of executive shareholding ratio
表 6. 高管持股比例的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)
	NPro 全样本	NPro Sharel ≥ m_Share	NPro Share < m_Share
常数项	1.129 (0.409)	-0.954 (-0.268)	0.632 (0.155)
DID	0.261*** (3.817)	0.370*** (3.745)	0.152* (1.705)
Share	-0.326 (-1.452)		
ShareDID	1.156*** (5.584)		
控制变量	是	是	是
Year/Firm	YES	YES	YES
Adj.R ²	0.791	0.827	0.784
F 值	19.293	14.958	8.710
组间系数差异		-0.218	
经验 p 值		0.09	
N	24,464	12,047	12,291

注：(1) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01；(2) 异质性分析的系数组间差异检验的 p 值采用费舍尔组合检验(抽样 3000 次)计算得到。

5. 稳健性检验

5.1. 平行趋势检验

本文采用的双重差分方法对“宽带中国”试点政策进行评估的重要假设是平行趋势检验。如图 1 所示，本文为避免多重共线性问题，剔除了基期的影响。可以发现，“宽带中国”试点政策实施前五期至前一期，其置信区间均涵盖 0 点，这意味着在这一时间段内，政策的回归系数并未呈现出显著性，从而证明了处理组与对照组所在城市的企业在新质生产力方面并无明显差异，平行趋势假设成立；而在政策正式实施之后，回归系数开始显著，政策效应迅速显现，这一变化清晰地表明数字基础设施的加强对上市公司的新质生产力有了显著提升。因此，通过了平行趋势检验。

5.2. 安慰剂检验

为了排除其他潜在不可观测因素对回归结果的干扰，本文借鉴了白俊红等(2022) [33]的研究方法，对 233 个样本城市进行了 500 次和 1000 次的随机冲击实验。在实验过程中，我们随机选择了与真实试点城市数量相等的 100 个城市，构建了一个伪处理组，并为其随机分配了政策实施时间。通过这些随机实验，我们获得了 500 组和 1000 组的虚拟变量核密度图，并计算了相应的 p 值。从图 2 可以发现，随着随机回归次数的增加，回归系数的估计值逐渐趋于稳定，且主要集中在 0 值附近，分布形态接近正态分布。同时，在大量的回归中，绝大多数回归系数的 p 值都超过了 0.1，这表明随机因素对回归结果的影响相对较

小,从而提升了研究的可信度。此外,图2中的红色竖线明确标出了基准回归中的真实系数估计值,与基于随机冲击得到的核密度系数相比,这个真实系数估计值存在显著差异。这说明了,随机生成的政策时间并不具备真实的政策效果,数字基础设施建设对上市公司新质生产力的推动作用是真实且稳定的。

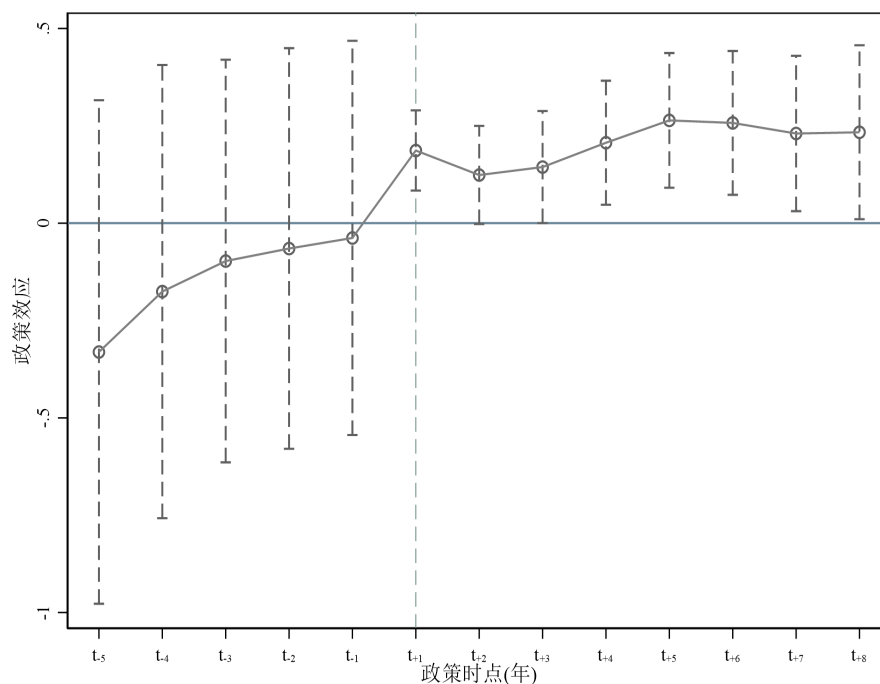


Figure 1. Parallel trend test

图 1. 平行趋势检验

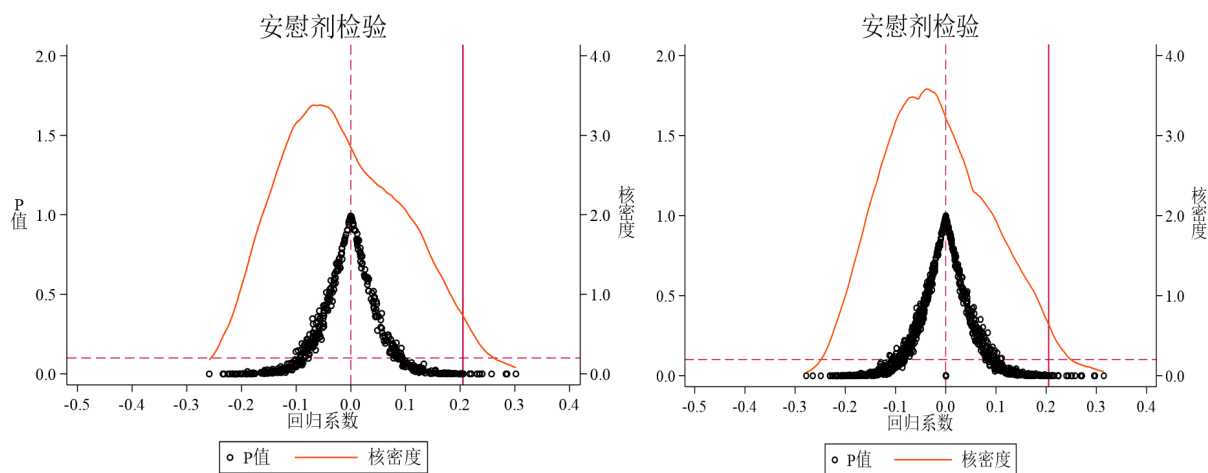


Figure 2. The results of Placebo test

图 2. 安慰剂检验结果图

5.3. PSM-DID 检验

考虑到试点城市内企业的选择并非随机,可能存在样本选择偏误,为进一步排除相关内生性,本文借鉴石大千等(2018) [34]的做法,将控制变量作为协变量,采用带 0.05 卡尺的 1:2 近邻匹配的进行 PSM-

DID 检验。经过平衡性检验，发现匹配后各年份的绝大多数匹配变量的系数值减小，并且系数大多变得不显著，而且所有回归的伪 R^2 明显减小，这在一定程度上说明在不同年份两组的匹配变量不存在系统性偏差，满足平衡性检验要求。PSM-DID 回归结果如表 7 所示，核心解释变量数字经济的系数在 1% 水平上显著为正，得出的结论与基准回归一致，这进一步验证了本文基准回归的估计结果是稳健的。

Table 7. PSM-DID regression results
表 7. PSM-DID 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	NPro 权重不为空	NPro 满足共同支撑	NPro 频数加权回归
常数项	2.667 (0.850)	0.201 (0.073)	2.082 (0.432)
DID	0.223*** (2.596)	0.200*** (2.894)	0.252*** (2.645)
Controls	YES	YES	YES
Year/Firm	YES	YES	YES
Adj.R ²	0.780	0.791	0.810
F 值	10.900	20.886	4.669
N	13,634	24,355	45,285

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

5.4. 其他稳健性检验

为使上述研究结论更为可靠，本文进行了一系列的稳健性检验：

一是剔除首批入选“宽带中国”试点政策的城市。考虑到首批入选“宽带中国”试点政策的城市大多数为直辖市、省会和计划单列市，这可能会导致选择试点城市选择的非随机性，因此，本文剔除掉 2014 年第一批进入试点名单的城市的样本，以 2015 年和 2016 年的试点城市企业作为处理组，非试点城市作为对照组采取相同的方法重新进行检验，结果如表 8 第(1)列所示。

Table 8. Robustness test 1
表 8. 稳健性检验 1

变量	(1)	(2)
	NPro	NPro
常数项	3.225 (0.631)	-7.139 (-1.500)
DID	0.324*** (2.890)	0.290** (2.217)
Controls	YES	YES
Year/Firm	YES	YES
Adj.R ²	0.755	0.807
F 值	9.119	11.519
N	11,117	8510

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

二是排除其他政策的干扰。鉴于 2015 年我国颁布了《中国制造 2025》政策，该政策旨在推动制造业企业的转型与升级，且实施期间与本文研究样本期相吻合，这可能会对研究结果构成潜在的干扰效应。为确保研究的精准性与可信度，本文剔除了属于制造业行业的企业数据重新进行了检验，结果如表 8 第(2)列所示。

三是解释变量滞后一期。考虑到数字基础设施对上市公司新质生产力可能存在时滞效应，因此本文对解释变量和控制变量作滞后一期处理。重新检验的结果如表 9 所示。

Table 9. Robustness test 2

表 9. 稳健性检验 2

变量	NPro
常数项	-0.278 (-0.092)
L.DID	0.246*** (3.572)
Controls	YES
Year/Firm	YES
Adj.R ²	0.755
F 值	9.119
N	11,117

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

6. 异质性分析

6.1. 企业生命周期

借鉴李云鹤等(2011) [35]的方法，我们采用综合打分法，基于销售收入增长率、留存收益率、资本支出率及企业年龄四个指标，以三分位数为界，将企业分为“成长期、成熟期和衰退期”三组进行检验。结果如表 10 的第(1)至(3)列所示。研究发现，成长期企业的相关系数显著为正，而成熟和衰退期企业则无显著相关性。这表明数字基础设施对成长期企业新质生产力有明显推动作用，而对成熟和衰退期企业影响有限。这可能是因为成长期企业正处于业务拓展和模式创新阶段，对外部环境变化敏感，数字基础设施的完善为其降低了运营成本和风险，带来了生产方式、组织结构和生产效率的改进机会。相反，成熟和衰退期企业由于业务模式和市场地位的稳定或下滑，对数字基础设施的依赖和响应减弱。

6.2. 区位特征

本文按照国家区域划分，将城市分为东部、中部、西部和东北地区，分别检验数字基础设施建设对不同区域城市的企业新质生产力的影响。表 10 显示，仅东部和中部地区的系数显著为正，表明数字基础设施建设主要促进了这两个地区企业新质生产力的提升。这可能是因为东部企业面临更大的经济竞争，急需提升核心竞争力，而数字基础设施的加强能显著增强其创新能力。同时，中部地区在崛起战略推动下，研发基地不断涌现，产业结构升级和新兴产业蓬勃发展，数字基础设施的完善与这一趋势相辅相成，共同推动了企业新质生产力的提高。

Table 10. Heterogeneity analysis 1
表 10. 异质性分析 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	生命周期差异			区位特征			
	成长期	成熟期	衰退期	东部	中部	西部	东北地区
常数项	0.481	3.288	-3.163	-1.356	-13.376**	-3.683	25.056
	0.338***	0.087	0.104	(-0.265)	(-2.065)	(-0.446)	(1.551)
DID	0.338***	0.087	0.104	0.186**	0.377**	0.176	0.099
	(3.675)	(0.838)	(0.899)	(2.167)	(2.515)	(0.890)	(0.261)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj.R ²	0.824	0.801	0.776	0.797	0.802	0.753	0.734
F 值	10.780	13.568	4.805	15.945	5.612	6.726	2.431
N	7661	7675	7527	17344	3380	2854	878

注：*p < 0.1，**p < 0.05，***p < 0.01。

7. 结论与政策建议

本文基于 2011~2022 年沪深 A 股上市公司的数据，构建多时点双重差分法模型实证考察了数字基础设施建设对企业新质生产力的影响，主要结论如下：首先数字基础设施的建设对企业发展新质生产力具有显著促进作用，这一结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立；其次，通过对产权性质、企业规模、企业生命周期、区位特征的异质性检验发现，数字基础设施更能显著促进非国有企业、小规模企业、处于成长期的企业、处于东部和中部地区企业新质生产力的发展；最后，地区的高金融发展水平和企业高管的高持股能够通过优化资源配置、促进企业创新技术的发展进而促进企业的新质生产力。

基于上述实证结果，本文提出以下政策建议：

首先，政府应精心策划长期发展规划，确立明确的建设目标和时间表，并通过增加财政资金的投入，积极鼓励社会资本的参与，构建多元化的投资体系，从而强化数字基础设施建设的力度。同时，政府还需加强对数字基础设施的统筹规划，防范重复建设和资源浪费，确保建设的高质量与高效益，进而有效推动企业新质生产力的提升，促进经济的高质量发展。

其次，政府在优化金融政策环境方面应发挥积极作用，引导金融机构加大对实体经济的支持力度，以提升金融服务效率和质量。此外，政府还应推动公司治理结构的完善，建立健全的监管机制，增强信息披露和透明度，优化资源配置，激励企业创新技术的发展，从而进一步提升新质生产力。

最后，政府应根据企业的不同特性实施差异化的政策。对于非国有企业、小规模企业、处于成长期的企业以及位于东部和中部地区的企业，政府应制定更具针对性的扶持政策，如提供税收优惠、技术支持和人才培训等，以助力这些企业更好地利用数字基础设施，实现新质生产力的提升。

参考文献

[1] 吴文生, 荣义, 吴华清. 数字经济赋能新质生产力发展——基于长三角城市群的研究[J]. 金融与经济, 2024(4): 15-27.

[2] 张斌, 李亮. “数据要素 X”驱动新质生产力: 内在逻辑与实现路径[J]. 当代经济管理, 2024, 46(8): 1-10. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.f.20240409.1530.002.html>, 2024-05-14.

- [3] 范合君, 吴婷. 新型数字基础设施、数字化能力与全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(1): 3-22.
- [4] Guo, B., Wang, Y., Zhang, H., Liang, C., Feng, Y. and Hu, F. (2023) Impact of the Digital Economy on High-Quality Urban Economic Development: Evidence from Chinese Cities. *Economic Modelling*, **120**, Article ID: 106194. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106194>
- [5] 钞小静. 新型数字基础设施促进我国高质量发展的路径[J]. 西安财经大学学报, 2020, 33(2): 15-19.
- [6] 邓荣荣, 吴云峰. 有福同享: 城市数字基础设施建设与经济包容性增长[J]. 上海财经大学学报, 2023, 25(1): 3-18.
- [7] 诸鑫哲, 杨丽华, 黄萍. 数字基础设施促进了企业数字技术创新吗?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 科技管理学报, 2024, 26(2): 52-66.
- [8] 张辉, 王庭锡, 孙咏. 数字基础设施与制造业企业技术创新——基于企业生命周期的视角[J]. 上海经济研究, 2022(8): 79-93.
- [9] 薛飞, 周民良, 刘家旗. 数字基础设施降低碳排放的效应研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 南方经济, 2022(10): 19-36.
- [10] Mukherjee, S. (2017) The Role of Services in Total Productivity Growth of Indian Manufacturing Firms: A Firm Level Analysis since 2000. *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, **4**, 121-131. <https://doi.org/10.20448/journal.501.2017.42.121.131>
- [11] Akerman, A., Leuven, E. and Mogstad, M. (2022) Information Frictions, Internet, and the Relationship between Distance and Trade. *American Economic Journal: Applied Economics*, **14**, 133-163. <https://doi.org/10.1257/app.20190589>
- [12] Ding, Y., Zhang, H. and Tang, S. (2021) How Does the Digital Economy Affect the Domestic Value-Added Rate of Chinese Exports? *Journal of Global Information Management*, **29**, 71-85. <https://doi.org/10.4018/jgim.20210901.oa5>
- [13] 钞小静, 薛志欣, 孙艺鸣. 新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据[J]. 经济科学, 2020(3): 46-59.
- [14] Rodríguez-Crespo, E. and Martínez-Zarzoso, I. (2019) The Effect of ICT on Trade: Does Product Complexity Matter? *Teleomatics and Informatics*, **41**, 182-196. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2019.05.001>
- [15] 周文, 叶蕾. 数字经济赋能新质生产力发展——基于长三角城市群的研究. 新质生产力与数字经济[J/OL]. 浙江工商大学学报, 1-11. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/33.1337.C.20240301.1525.002.html>, 2024-04-01.
- [16] 郑琼洁, 王高凤. 人工智能技术应用与中国制造业企业生产率——兼对“生产率悖论”的再检验[J]. 学习与实践, 2021(11): 59-69.
- [17] 栾申洲. 产业协同发展对全要素生产率影响的实证研究——基于制造业与生产性服务业的分析[J]. 管理现代化, 2019, 39(5): 28-31.
- [18] 廖志超, 王建新. 数字化转型对企业高质量发展的影响[J]. 统计与决策, 2023, 39(22): 162-167.
- [19] 闫丽瑞, 田祥宇. 金融发展与经济增长的区域差异研究——基于我国省际面板数据的实证检验[J]. 宏观经济研究, 2012(3): 99-105.
- [20] 李青原, 李江冰, 江春, 等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2013, 12(2): 527-548.
- [21] 秦文晋, 刘鑫鹏. 网络基础设施建设对数字经济发展的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 经济问题探索, 2022(3): 15-30.
- [22] 邓玲. 习近平新质生产力重要论述的理论内蕴及时代意义[J/OL]. 学术探索, 2024(5): 1-8. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/53.1148.C.20240308.1239.002.html>, 2024-05-14.
- [23] Brown, J. and Matsa, D.A. (2016) Boarding a Sinking Ship? An Investigation of Job Applications to Distressed Firms. *The Journal of Finance*, **71**, 507-550. <https://doi.org/10.1111/jofi.12367>
- [24] Baghai, R.P., Silva, R.C., Thell, V. and Vig, V. (2021) Talent in Distressed Firms: Investigating the Labor Costs of Financial Distress. *The Journal of Finance*, **76**, 2907-2961. <https://doi.org/10.1111/jofi.13077>
- [25] Bollaert, H., Lopez-de-Silanes, F. and Schwienbacher, A. (2021) Fintech and Access to Finance. *Journal of Corporate Finance*, **68**, Article ID: 101941. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2021.101941>
- [26] 李斯林, 余红心, 武文博, 等. 数字基础设施对产业升级的影响机制研究[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(12): 99-107.
- [27] Jensen, M.C. and Meckling, W.H. (1976) Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, **3**, 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(76\)90026-x](https://doi.org/10.1016/0304-405x(76)90026-x)
- [28] Freeman, R.E., Dmytryiev, S.D. and Phillips, R.A. (2021) Stakeholder Theory and the Resource-Based View of the Firm. *Journal of Management*, **47**, 1757-1770. <https://doi.org/10.1177/0149206321993576>

-
- [29] 许志勇, 王瑾, 张娜, 等. 资产结构错配、激励机制与企业双元创新[J/OL]. 南开管理评论, 2024, 27(3): 106-117. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20231213.1708.002.html>, 2024-05-14.
- [30] 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/OL]. 当代经济管理, 2024(6): 1-11. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.F.20240313.1657.002.html>, 2024-05-14.
- [31] 邱洋冬. 网络基础设施建设提升企业创新绩效的路径与异质性——来自“宽带中国”示范城市的经验证据[J]. 西部论坛, 2022, 32(4): 89-107.
- [32] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]. 中国工业经济, 2010(6): 55-64.
- [33] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.
- [34] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, 2018(6): 117-135.
- [35] 李云鹤, 李湛, 唐松莲. 企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率[J]. 南开管理评论, 2011, 14(3): 110-121.