

# 城市数字基础设施建设、工业机器人 赋能与制造业企业新质生产力\*

葛立宇 黄艳琴 郑梦怡

[摘要] 促进制造业企业新质生产力发展是中国加快建设制造强国的关键战略举措。本文以“宽带中国”试点工程作为准自然实验，考察城市数字基础设施建设对中国 A 股制造业上市公司新质生产力发展的影响及作用机制。研究发现，城市数字基础设施建设显著提高了制造业企业新质生产力发展水平，且该影响在东部地区、规模较大、非国有以及技术水平较高的制造业企业中更为突出；从作用机制来看，城市数字基础设施建设通过提高制造业企业的工业机器人应用，促进其新质生产力发展。拓展研究发现，数字人才、数字技术、数字金融发展能够和城市数字基础设施建设协同发挥作用，共同促进制造业企业应用工业机器人技术，从而促进其新质生产力发展。本文的理论和实证研究，为中国推进新一代数字基础设施建设政策，以及数字基础设施建设促进制造业企业工业机器人应用和新质生产力发展等方面的政策提供了理论依据。

[关键词] 数字基础设施建设 新质生产力 全要素生产率 工业机器人

[中图分类号] F272.3 [文献标志码] A [文章编号] 1009-8461(2025)12-069-23

## 一、引言

中国作为制造业大国，2023 年制造业总产值占全球的 35%，制造业增加值占全球的 29%。<sup>①</sup>综合以上数据，可以看出中国在全球制造业中占据着重要地位，其不仅产值占全球份额首位，而且产业增加值占国内生产总值（GDP）比重也显示出其作为制造业大国的实力。然而，当前中国

---

\* 作者简介：葛立宇，广东财经大学财政税务学院副研究员；黄艳琴，广东财经大学财政税务学院硕士研究生；郑梦怡，广东财经大学财政税务学院硕士研究生。

基金项目：国家社会科学基金一般项目“数字基础设施驱动我国制造业智能化发展的机制、路径和政策研究”（23BJY126）。

①雷少华：《让更多中国标准成为全球标准》，中国一带一路网，2025 年 12 月 8 日，<https://www.yidaiyilu.gov.cn/p/0183L43I.html>。

制造业仍面临传统产能过剩、创新动能不够足、产业转型升级缓慢等挑战，技术水平处于从机械化向数字化转型的关键阶段（肖静华等，2021），亟需通过技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级，形成网络化、智能化的生产组织和数字化的产业生态系统，重塑生产关系（Xie et al., 2024），从而促进智能化、绿色化、创新化的生产形态构造，推动制造业企业新质生产力发展。

与此同时，数字经济正在诸多社会领域不断引发和推动各种变革，影响并改变着经济发展和人们生活，在国家、企业、个人等层面重新塑造社会生产方式和协作方式。数字基础设施是数字经济深层次发展的必备要素，其作为数据流通的“信息高速公路”，实际上构成了数字经济和产业发展的基础性支撑条件。在数字基础设施的支撑下，制造业企业的生产研发模式、组织结构和生态系统都在发生革命性变化，这些促使其重新构建和创新企业技术战略与商业模式以获取持续竞争优势（Bouwman et al., 2019；陈岩等，2020）。从政策层面看，数字基础设施已经成为中国制造业发展中重要的公共基础设施投资和发展方向。2023年中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》明确提出要打通数字基础设施大动脉，中国《“十四五”国家信息化规划》也提出要加快推进数字基础设施建设，建设泛在智联的数字基础设施体系。中国共产党二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》提出要适度超前建设新型基础设施，推进信息通信网络、全国一体化算力网、重大科技基础设施等建设和集约高效利用，推进传统基础设施更新和数智化改造。

当前，如何促进数字基础设施与制造业发展相融合，加快制造业转型升级步伐，大幅提升以创新、智能、绿色为重要特征的新质生产力已经成为中国学界广泛讨论和研究的问题。数字基础设施影响中国制造业企业全要素生产率、高质量发展等涉及新质生产力方面的研究已颇具规模，但关于数字基础设施影响制造业企业新质生产力发展的理论机制还有待进一步探究。近年来，中国制造业企业在生产环节开始大规模应用工业机器人，<sup>①</sup>工业机器人应用已成为推动中国从制造大国向制造强国转变的关键因素（见图1），<sup>②</sup>但对于城市数字基础设施建设是否对加快工业机器人应用具有促进作用，进而影响我国制造业企业新质生产力发展等问题，学界目前还缺乏相应的理论分析和定量识别研究，深入讨论此问题对于如何继续有效发挥新一代数字基础设施建设和工业机器人的赋能作用，推进中国制造业企业的高质量发展，加快形成新质生产力具有重要的理论和现实意义。

---

<sup>①</sup> 按照国际机器人联合会（IFR）及 ISO8373 的定义，工业机器人是面向工业生产的多关节机械手或多自由度的机器设备，其操作智能化、运行精密化、管理柔性化的特征在工业智能化发展背景下得到制造业的广泛应用。

<sup>②</sup> 2022年，中国工业机器人运营存量突破150万台大关，占全球比例约为38%。国际机器人联合会：《报告分享 | 〈世界机器人2023报告〉发布》，广东省机器人协会，2023年11月29日，<http://www.gdsjqr.com/a/239>。

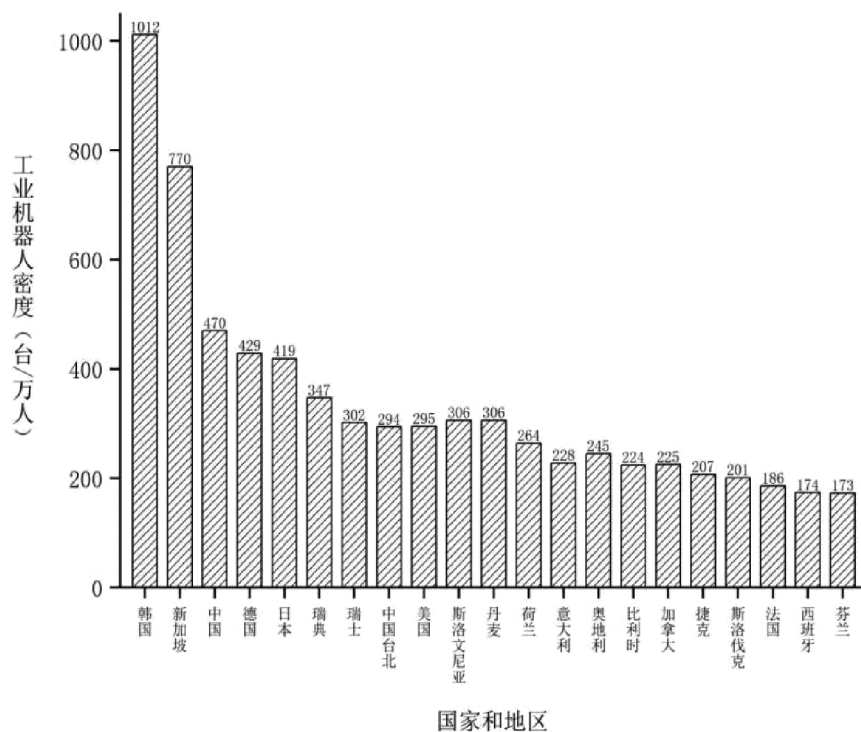


图1 世界主要国家（地区）制造业行业工业机器人密度

数据来源于国际机器人联合会（IFR）发布的《2024世界机器人报告》。

与本文主题相关的文献主要有三类：一是数字基础设施对制造业企业生产率、转型升级、高质量发展等方面的影响研究。黄群慧等（2019）发现城市互联网发展指数每提高1%，制造业企业的生产率会提高0.3%；内在机制检验结果显示，互联网发展通过降低交易成本、减少资源错配以及促进创新提升了制造业生产率，助力企业实现转型升级（金环等，2021）。郭金花等（2021）研究认为，地区数字基础设施建设可通过替代部分人力资本投入、缓解融资约束和降低企业经营成本等渠道促进企业全要素生产率提升。钞小静等（2021）认为数字基础设施能够全面渗透到制造业全产业链条（如研发设计、生产制造、市场匹配），从而促进制造业高质量发展。二是宽带等数字基础设施对企业创新的影响研究。部分学者指出中国企业创新受到电信等网络基础设施的深刻影响，互联网快速发展成为新时代中国推动创新效率提升的新动能（韩先锋等，2019；Teece，2018）；薛成等（2020）认为互联网等数字技术融合推动了企业产品和流程创新，且网络基础设施对公司内部技术知识扩散与外部技术合作都具有显著性促进效应。冯娅等（2023）进一步发现数字基础设施建设能够有效激励工业企业增加创新投入。三是制造业企业新质生产力的影响因素研究。相关研究指出数据要素（史丹和孙光林，2024）、数实产业技术融合（黄先海和高亚兴，2023）、数字化转型（刘敦虎等，2024；郭慧婷等，2024）、供应链数智化建设（谢家平等，2024）等均能有效赋能制造业企业新质生产力发展。

以上文献给予本文诸多理论和方法启发，但如前所述，本文研究的核心问题尚未有相关文献

涉及。基于此，本文以 2009—2023 年中国沪深主板和创业板的全部 A 股制造业上市公司为研究对象，实证考察城市数字基础设施建设对中国制造业企业新质生产力发展的影响。相比现有的文献，本文可能的边际贡献有三方面。第一，本文聚焦于数字基础设施驱动生产模式的变革功能，从工业机器人应用角度剖析数字基础设施建设驱动制造业企业新质生产力发展的机制路径，在机制研究视角上具有一定的新颖性。第二，本研究根植于中国具体情境，分类挖掘了数字基础设施建设对中国不同区域、规模、所有制和技术水平下制造业企业新质生产力发展的异质性效应，拓展了城市数字基础设施建设微观经济效应研究的理论维度。第三，本文着眼于城市数字化发展的多维协同功能，拓展考察了城市数字化发展禀赋条件（如数字人才、数字技术、数字金融）对于数字基础设施建设驱动制造业企业新质生产力发展的协同效应，相关结论具有一定政策启示意义。总之，为深入研究前述核心问题，本文在研究方法上，尝试运用反事实估计、工具变量法、倾向得分匹配等多种前沿计量方法实证检验了核心变量之间的因果机制和赋能效应，一定程度上弥补了当前关于数字基础设施研究、工业机器人应用研究以及制造业企业新质生产力发展研究等方面的文献匮乏。

## 二、研究设计

### （一）研究假设

#### 1. 城市数字基础设施建设促进制造业企业新质生产力发展的直接效应

城市数字基础设施建设作为国家信息基础设施的核心工程，其核心在于通过高速、泛在、低成本的网络连接重构社会生产要素的流通方式，涵盖了 5G、大数据中心、人工智能（AI）、工业互联网等领域，构成了数字经济时代所衍生出的一系列新产品、新业态、新模式的基础生产条件，并以数据要素驱动为核心，实现互联互通，促进了信息在不同经济主体之间高效流动，从而提升了制造业企业新质生产力。具体而言，第一，数字基础设施建设有利于制造业企业集聚智力资本。宽带网络将传统制造业依赖的局部知识库升级为全球实时知识网络，企业研发部门可通过高速接入全球学术数据库、开源技术平台和跨国协作系统，实现技术原理的即时验证与迭代。这种知识获取方式的变革，使原本需要数月完成的文献调研压缩至数天，且能同步获取多学科交叉信息，当制造业企业的知识消化周期短于行业技术代际更替周期时，便形成了持续创新的正反馈机制。这正是新质生产力中“智力资本替代经验资本”的关键特征。第二，城市数字基础设施建设有利于制造业企业重组生产函数。泛在宽带网络赋予制造系统动态重组生产要素的数学可能性。“5G+”工业互联网构成的神经末梢网络，使得生产线上每个智能单元既能作为独立决策节点，又可瞬间组成分布式计算集群。这种拓扑结构打破了传统生产函数中要素配比的刚性约束，允许企业根据订单需求，在算法调度下实时调整设备、人力、能源的投入组合，当企业的边际调整成本趋近于零时，制造业便实现了从规模经济（做大做强为主）向范围经济（做优为主）的质变跃迁。这正是新质生产力要求的自适应特征。第三，城市数字基础设施建设有利于制造业企业重构价值网络。城市数字基础设施催生的工业互联网，将线性价值链重构为多维价值网络，制造业企业基于应用程序接口（application program interface, API）嵌入由供应商、物流商、金融机

构成的数字生态，其生产资料采购、产能调配、资金周转等行为转化为网络节点间的数据包交换。这种结构使企业能同时获取纵向专业化效率和横向协同效率，既保持精密制造的专业性，又具备平台企业的资源整合能力，当组织边界由物理围墙变为数据接口时，便形成了新质生产力所需的模块化共生形态。总之，宽带网络在此过程中既作为信息通道，也成为重新定义制造业生产关系的操作系统，其促进新质生产力发展的本质，在于将传统制造体系中离散的“人机料法环”<sup>①</sup>要素，转化为持续流动、实时反馈、自主优化的数字比特流，最终实现生产力从量变到质变的哲学性跃升。基于以上分析，本文提出以下假设：

H1: 城市数字基础设施建设有利于制造业企业集聚智力资本、重组生产函数和重构价值网络，从而促进企业的新质生产力发展。

## 2. 工业机器人应用的间接赋能效应

城市数字基础设施建设带来的数字技术与企业生产过程不断融合和优化，所引起的重要生产模式变革是促进了工业机器人应用。工业机器人作为一种能够自动控制、重复编程、多功能应用的机器设备，其推广应用不仅是工业智能升级的关键组成部分，还是智能化时代实现制造业企业新质生产力发展的决定性推动力量。

首先，城市数字基础设施建设加快了制造业企业内部数字化和智能化转型，提升了企业各部门网络化水平和内部信息分享能力，在数字化、网络化的新技术场景下，企业具有将工业机器人引入生产系统的技术变革动力，从而将数据这种新兴生产要素与生产条件进行重新组合，形成全新的人、机、物交互的生态闭环。具体来说，第一，城市数字基础设施建设有利于制造业企业构建全产业链的沟通平台，通过从设计到生产、销售的数据互通，形成类似于产业集群与协同制造网络的系统化制造生态，驱动上下游企业实现生产要素的精准对接和产能共享，从而驱动企业将传统生产流水线转化为工业机器人的协作化生产，进而促进工业机器人的大规模应用。第二，高速稳定的网络环境使生产单元能够以标准化数据接口实现即插即用式的模块化重组，而工业机器人凭借其可编程、可配置的特性，成为模块化生产中最具适应性的执行单元。5G与工业互联网构建的低时延通信保障了分布式机器人模块间的协同精度，使原本需要整体设计的复杂工艺流程可以解耦为多个标准化机器人模块的有机配合，既降低了产线改造的沉没成本，又提高了生产系统的可扩展性。云端部署的模块化工艺库使企业能够远程调用经过验证的机器人作业程序，这种“即服务”模式大幅降低了模块化生产的技术门槛，促使更多企业采用工业机器人构建柔性生产线。第三，城市数字基础设施使生产设备、机器人和管理系统能够实时交换海量数据，实现生产参数的动态调整和工艺流程的即时重构，这种实时响应能力使企业能够快速切换产品型号、适应小批量定制需求，而传统刚性生产线无法满足此类柔性化要求。5G和工业互联网实现的设备远程监控与预测性维护，大幅降低了工业机器人部署和运维的技术门槛与经济成本，使制造业中小企业也能负担柔性化改造。城市数字基础设施建设支撑的数字孪生技术将机器人与虚拟产线

<sup>①</sup>“人机料法环”是对全面质量管理理论中的五个影响产品质量的主要因素简称。人，指制造产品的人员；机，指制造产品所用的设备；料，指制造产品所使用的原材料；法，指制造产品所使用的方法；环，指产品制造过程中所处的环境。

深度耦合，允许企业在虚拟环境中预先验证不同生产方案，这种“先仿真后实施”的模式显著降低了柔性化生产的不确定性风险，从而进一步强化了企业应用工业机器人的意愿。

其次，工业机器人作为数智技术与制造业深度融合产物，其应用对推动新质生产力发展的促进作用可从智能化、绿色化和创新化三个维度进行挖掘。具体来看，第一，工业机器人正在经历从“自动化设备”向“智能体集群”的范式转变。通过“5G+”工业互联网构建的神经末梢网络，工业机器人集群可形成分布式智能系统，实现自组织、自优化和自演进。这种群体智能不仅体现在单台设备的精准作业上，更表现为整个生产系统的智能涌现，当机器人群落通过数字孪生与虚拟工厂实时互动时，能够预测性地调整生产节拍、自动平衡生产线负荷，甚至自主发起工艺改良提案。这种由数据闭环驱动的持续进化能力，使制造系统具备了类似生物体的自适应特性，彻底改变了传统工业时代“预设—执行”的机械逻辑。第二，工业机器人正在重新定义可持续制造的底层逻辑。新一代协作机器人通过力控技术和能耗感知算法，实现了按需供能的精确能源管理；而基于数字线程的全生命周期碳足迹追踪，则使每台机器人既是生产单元也是碳数据采集节点，工业机器人赋能的分布式制造模式正在消解集中式大生产的必要性，通过本地化智能微工厂网络，大幅降低了物流环节的隐含碳排放。第三，工业机器人正在重构制造业的创新生态系统。当机器人承担大部分的体力重复劳动后，人类工程师得以专注于元问题求解和跨领域创新。这种“机器执行+人类创造”的新分工催生了“创新流水线”模式，将从创意产生、原型验证到量产落地的周期相比传统模式大幅压缩，使制造业创新从偶然突破变为“可编程的系统输出”。总之，工业机器人应用有利于形成“智能为体、绿色为用、创新为魂”的新质生产力发展格局。这种转变的深层意义在于，工业机器人不再仅是生产工具，而成为连接物理世界与数字文明的关键界面，正在推动制造业实现从能量驱动型增长向智能涌现型发展的历史性跨越（见图2）。

基于以上分析，本文提出以下假设：

H2：城市数字基础设施建设促进了制造业企业协作化生产、模块化生产和柔性化生产，从而丰富了工业机器人应用场景，而制造业企业大规模应用工业机器人，有利于其智能化、绿色化创新化发展，从而提升新质生产力。

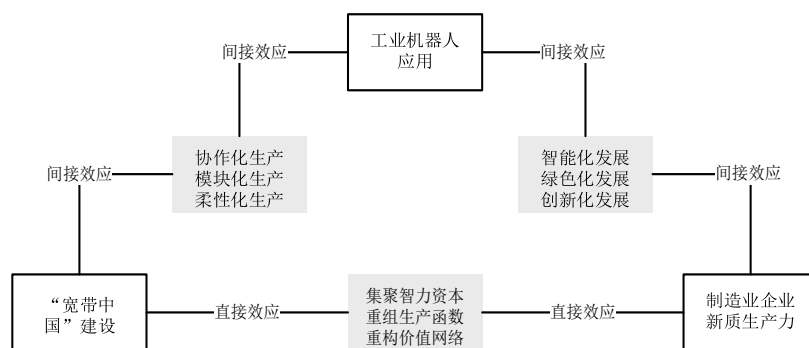


图2 城市数字基础设施建设促进制造业企业新质生产力发展理论机制

## （二）模型设立

为验证以上提出的研究假设，本文使用工信部、国家发改委在2014年、2015年和2016年

陆续公布的“宽带中国”城市试点工程作为准自然实验，通过多期双重差分模型，考察城市数字基础设施政策冲击变化对制造业企业新质生产力的因果影响效应，并设定如下基准回归模型：

$$N\_pro_{ikt} = \alpha + \beta B\_band_{ikt} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \sum Industry + \sum City + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

其中，下标  $i$  代表企业、 $k$  代表企业所在城市、 $t$  代表年份； $N\_pro$  为被解释变量，表示在第  $t$  年城市  $k$  制造业企业  $i$  的新质生产力发展水平； $B\_band$  为核心解释变量，表示在第  $t$  年制造业企业  $i$  所在城市  $k$  是否为“宽带中国”试点城市； $controls$  为控制变量集合。此外，为了控制企业因素、行业特征、时间趋势以及地区经济环境因素可能带来的影响，在回归分析中控制了企业固定效应（ $Firm$ ）、年份固定效应（ $Year$ ）、行业固定效应（ $Industry$ ）以及地区固定效应（ $City$ ）<sup>①</sup>； $\varepsilon_{ikt}$  为随机误差项；系数  $\beta$  是本文最关心的系数，当假说 H1 成立时，系数  $\beta$  应显著大于 0，表示“宽带中国”建设显著提高了制造业企业新质生产力。

### （三）变量选取与数据来源

#### 1. 变量定义

##### （1）被解释变量：新质生产力（ $N\_pro$ ）

参考任保平等（2024）衡量制造业行业层面新质生产力的指标体系，本文设计了制造业企业层面的衡量指标，从智能化、绿色化和创新化三个维度构建三级指标，并按照主成分分析法计算制造业企业新质化发展水平，指标构建如表 1 所示。

表1 中国制造业企业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
制造业企业智能化	数字转型	制造业企业数字化转型程度	+
		制造业企业数字专利数	+
	人工智能	制造业企业人工智能水平	+
		制造业企业人工智能专利数	+
制造业企业绿色化	污染排放	制造业企业水体污染排放	+
		制造业企业大气污染排放	+
	绿色转型	制造业企业环保投资强度	+
		制造业企业绿色专利数	+
		制造业企业绿色化转型程度	+

<sup>①</sup> 制造业行业分类以中国《上市公司行业分类指引（2012年版）》为准，得到制造业二级行业数量共计 27 个；地区分类以企业总部所在的地级市行政区为准。

(续表)

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
制造业企业创新化	科技投入	制造业企业研发机构投入强度	+
		制造业企业 R&D 内部支出强度	+
		制造业企业新产品研发投入强度	+
	成果产出	制造业企业专利申请数	+
		制造业企业专利质量	+
		制造业企业新产品研发投入回报率	+

(2) 核心解释变量：“宽带中国”建设 ( $B\_band$ )

2013年8月,国务院发布了“宽带中国”战略实施方案,<sup>①</sup>“宽带战略”从部门行动上升为国家战略,宽带正式成为国家战略性公共基础设施。本文借鉴田鸽和张勋(2022)的做法,“宽带中国”建设( $B\_band$ )以“宽带中国”战略试点政策虚拟变量表示,若某样本公司注册地在样本期间被评选为“宽带中国”战略试点城市, $B\_band$ 在当年及之后年份赋值为1,否则为0。

## (3) 控制变量

本文还控制了一些可能影响制造业企业新质生产力发展的公司层面特征和城市层面特征。公司层面的控制变量主要包括:企业规模( $size$ ),以企业总资产的对数形式表示;上市年龄( $age$ ),以企业样本当年年份减去企业成立年份加1,并取对数表示;盈利水平( $roa$ ),以企业净利润占企业总资产表示;负债水平( $debt$ ),以企业资产负债率表示;现金流量( $cash$ ),以经营活动产生现金流量净额与总资产之比表示;偿债能力( $repay$ ),以企业流动资产占企业总资产之比表示。

同时,考虑到企业所在城市的经济发展水平、财政科技教育投入以及金融发展水平、产业结构等都可能对制造业企业新质生产力产生一定的影响,因此,城市层面因素也纳入控制变量。具体包括:实际人均GDP( $p-gdp$ ),以2000年为基期的不变价格计算,并进行对数化处理;科技教育投入( $science$ ),采用科学技术和教育支出占一般公共预算支出的比重衡量;金融发展程度( $loan$ ),采用金融机构贷款余额与GDP的比值进行衡量;产业结构( $indus$ ),采用第三产业产值与第二产业产值之比衡量。

## 2. 数据来源

本文初始样本数据为2009—2023年中国沪深主板和创业板的全部A股制造业上市公司相关数据,并按上市公司注册所在地信息与地级市数据进行匹配,上市公司和地级市控制变量数据皆来源于中国研究数据平台(CNRDS)。核心解释变量“宽带中国”建设( $B\_band$ )的数据来源于对“宽带中国”政策试点城市信息的手工整理。被解释变量新质生产力( $N\_pro$ )涉及的制造业

<sup>①</sup> 国务院于2013年8月17日发布了“宽带中国”战略实施方案,部署未来8年宽带发展目标及路径。截至2023年,中国共批复了三批“宽带中国”试点城市,实现了覆盖扩面、传输提速、降低资费等目标,让制造业企业享受到了数字基础设施改善带来的红利。

企业数字化、绿色化转型程度及人工智能水平的指标主要从中国国家知识产权局（SIPO）网站整理获得数字、人工智能及绿色专利数据，相关公司层面的数据主要来源于中国经济金融研究数据库（CSMAR）。为保证样本的有效性，本研究对原始数据做了如下处理：（1）剔除样本期内 IPO 年度内、挂牌 ST 及退市的企业；（2）剔除关键财务指标如利润率、资产负债率等异常的企业；（3）剔除关键变量数据不全的企业，对缺失不多的数据进行插值处理；（4）对连续变量上下 1% 的分位数进行缩尾处理（Winsorize），以排除极端值的干扰。经过整理，本文得到公司 - 年度样本观测值共计 17760 个，变量的描述性统计分析汇总结果见表 2。

表2 变量描述性统计

变量符号	观测值个数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>N_pro</i>	17760	9.3091	2.1987	5.3096	14.1293
<i>B_band</i>	17760	0.4761	0.4921	0	1.0000
<i>size</i>	17760	23.1212	1.2521	19.6809	26.0188
<i>age</i>	17760	2.6812	0.4911	1.3972	3.6786
<i>roa</i>	17760	0.0423	0.0217	-0.3602	0.2218
<i>debt</i>	17760	0.3787	0.2981	0.0329	0.9165
<i>cash</i>	17760	0.0421	0.0714	0	0.2474
<i>repay</i>	17760	2.7533	1.2106	0.2002	11.1029
<i>p-gdp</i>	17760	10.2101	0.5217	8.6723	13.0232
<i>science</i>	17760	0.1998	0.0478	0.1345	0.2609
<i>loan</i>	17760	0.9256	0.1087	0.5812	1.2847
<i>indus</i>	17760	0.9339	0.2122	0.4987	5.1234

### 三、实证结果与分析

#### （一）基准回归结果

本文通过多期双重差分（DID）模型考察城市数字基础设施建设对制造业企业新质生产力的影响效应。表 3 报告了城市数字基础设施建设对制造业企业新质生产力影响的基准回归结果。其中，第（1）列未加入控制变量和相关固定效应；第（2）列增加了企业和城市层面的控制变量，但未控制相关固定效应；第（3）列除了加入企业和城市层面控制变量外，还控制了年份固定效应、城市固定效应和行业固定效应，以缓解因遗漏城市和行业层面不随时间变化的因素对结果的影响问题；第（4）列进一步加入企业固定效应。可以看出，四列的核心解释变量（*B\_band*）都显著为正，这就初步证实了城市数字基础设施建设能够显著促进我国制造业企业新质生产力发展，从而验证了研究假设 H1。

表3 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>
<i>B_band</i>	0.1509*** (0.0289)	0.1381*** (0.0128)	0.1295*** (0.0119)	0.1011*** (0.0104)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	No	No	No	Yes
<i>Year</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	No	Yes	Yes
<i>City</i>	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	17760	17760	17760	17760
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.0381	0.7781	0.8719	0.8198

注：括号内为聚类到企业层面的稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著，下同。

(二) 平行趋势检验和安慰剂检验

1. 平行趋势检验

DID 模型用于政策效果评估的原理是基于一个反事实框架来评估政策发生和不发生两种情况下被观测因素 (*N\_pro*) 的变化差异，其前提条件是受政策干预的实验组（即“宽带中国”战略试点城市制造业上市公司）和未受政策干预的对照组（即非“宽带中国”战略试点城市制造业上市公司），二者的被观测因素在政策发生前没有显著差异，且满足平行趋势假定。基于此，本文利用事件分析法进行平行趋势检验，模型设定如下：

$$N\_pro_{ikt} = \alpha_0 + \sum_{n=-7}^{n=8} \beta_n \times D_{k,t+n} + \sum Controls_{ikt} + \varepsilon_{ikt} \quad (2)$$

其中， $D_{k,t+n}$  是一系列虚拟变量，表示在第  $n$  年  $k$  城市是否属于“宽带中国”战略试点城市，即政策试点处理变量与时间的交互项。

本文选择政策前一期作为基期，绘制了 ( $\beta_{-4} \sim \beta_4$ ) 在 95% 置信区间的估计系数图（见图 3）。图 3 显示，在  $n < 0$  的区间，所有估计系数在零附近平缓上升，且在 95% 的置信区间内均不显著，表明“宽带中国”政策实施之前，实验组与对照组的被观测因素 (*N\_pro*) 满足平行趋势假定；而在政策实施当年，也即从  $k=0$  开始，系数  $\beta_n$  出现较大幅度向上分叉，且通过了 5% 的置信水平检验，表明政策效应在实施后第一年就开始显著，且基本呈现出逐渐上升的趋势，意味着政策效果具有一定持续性。

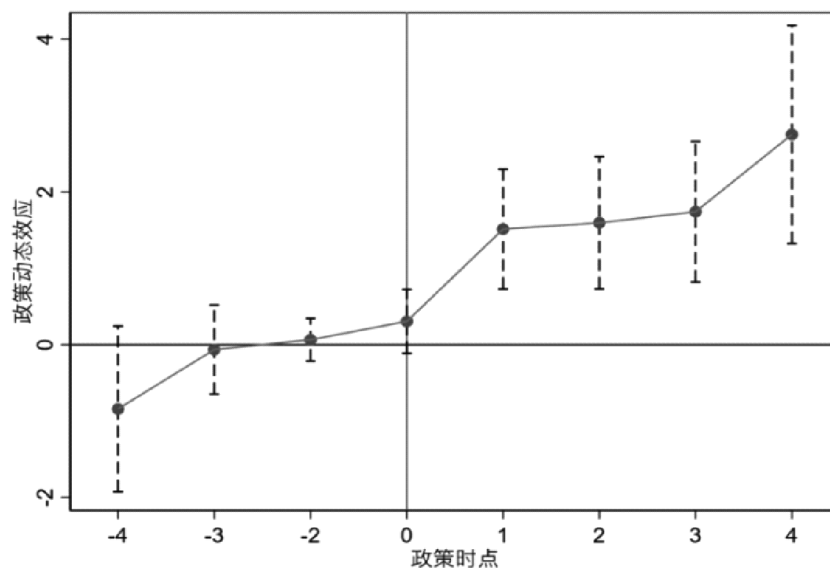


图3 平行趋势检验的估计系数分布

## 2. 安慰剂检验

为了排除其他不可观测因素带来的干扰，本文采用 Bootstrap 的方法构造随机实验组进行安慰剂检验；为了提高识别能力，本文将随机抽样过程重复了 500 次。图 4 汇报了随机构造组估计系数的核密度，可以看出，随机实验组的估计系数均分布在 0 附近，相应的 P 值也大于 0.1，且本文基准回归方程的结果在安慰剂检验中也属于异常值，结果表明安慰剂检验结果符合预期。可见，随机设立“宽带中国”试点城市并不具备制造业企业新质生产力发展促进效应，表明 2013 年中国政府陆续推出的“宽带中国”战略试点促进制造业企业新质生产力发展的因果效应是客观存在的。

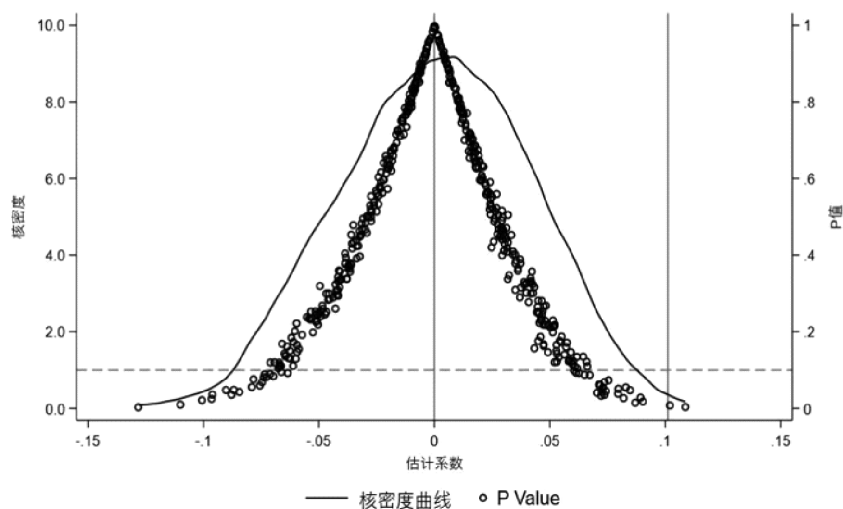


图4 安慰剂检验的估计系数核密度分布

### （三）内生性检验

#### 1. 工具变量法

本文的因变量与自变量不能排除存在互为因果的问题，我们尝试运用工具变量法缓解此种情况带来的内生性。参考田鸽和张勋（2022）的做法，本文使用样本企业所在城市到国内“八纵八横”光缆骨干网<sup>①</sup>节点城市的球面距离与是否开始实施“宽带中国”政策的时间虚拟变量的交互项作为 DID 项的工具变量。一方面，该工具变量属于历史上的地理距离变量，因此，满足工具变量外生性的假设。另一方面，距离“八纵八横”光缆骨干网节点城市的球面距离越近的城市，光缆等数字基础设施建设成本相对越低，也就越有可能被选择作为“宽带中国”试点城市，因此，满足工具变量相关性的假设。相关文献（冯娅等，2023）也证实了该工具变量的有效性和稳健性。

表 4 的第（1）列汇报了工具变量第一阶段的回归结果，可以发现，该工具变量的系数显著为负，说明工具变量与政策项（*B\_band*）满足相关性假设。第（2）列同时将政策项（*B\_band*）和工具变量纳入回归方程，结果显示，政策项（*B\_band*）显著为正，但工具变量系数却不显著，这就表明该工具变量实际上是通过政策项（*B\_band*）对被解释变量（*N\_pro*）产生了显著影响，因此该工具变量满足排他性假设。第（3）列汇报了工具变量第二阶段的回归结果，政策项（*B\_band*）的工具变量的系数依然显著为正。第一阶段考虑异方差的弱工具变量检验（Kleibergen-Paaprk）F 统计量显著大于 10% 偏误水平下的临界值（Stock & Yogo, 2005），排除了弱工具变量的假设，同时，该工具变量通过了识别不足检验（P 值分别为 0.0012）和过度识别检验（Hansen J 统计量为 0.7973），因此，该工具变量也满足了有效性的统计要求。

#### 2. PSM-DID 法

“宽带中国”试点城市严格来说不完全是外生的，政策试点城市的数字基础设施发展可能原先就具有较高水平，这就带来了样本自选择问题，为缓解此问题带来的估计偏误，本文进一步采用倾向得分匹配（PSM）- 双重差分（DID）方法进行内生性处理。本文使用 Logit 模型来估计倾向得分值，选择盈利水平（*roa*）、负债水平（*debt*）、现金流量（*cash*）、偿债能力（*repay*）为协变量，用来做 Logit 模型的解释变量，并将倾向得分最接近的城市作为政策试点城市的匹配对照组。表 4 第（4）列结果显示，政策虚拟变量（*B\_band*）的回归系数在 1% 的置信水平下显著为正，这就初步克服了样本自选择问题带来的估计偏误。然而，因为在第一阶段模型设定形式（Logit 模型、Probit 模型或非参数估计）的不同，倾向得分匹配结果会存在较大的差异。因此，本文进一步采取偏差校正的匹配方法，减少因匹配方法选择不同而带来的估计偏差。表 4 第（5）列显示，利用偏差校正匹配后的样本重新进行双重差分估计，政策虚拟变量（*B\_band*）的显著性并没有发生显著变化。以上工具变量法和 PSM-DID 法处理内生性问题的结果表明，“宽带中国”建设确实能够显著促进制造业企业新质生产力发展，本文的研究假设 H1 是成立的。

<sup>①</sup>“八纵八横”光缆骨干网通信工程是由 48 条光缆干线组成、总长近 8 万公里、覆盖全国省会以上城市和七成地市的光缆干线网。

表4 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>B_band</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>
<i>B_band</i>		0.3192** (0.1512)	0.3989*** (0.0363)	0.1052*** (0.0351)	0.0831** (0.0339)
到节点城市的最近距离（取对数）× 是否开始实施政策	-0.0832*** (0.0031)	-0.0243 (0.0216)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17760	17760	17760	16541	16011
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.8321	0.7614	0.7314	0.7318	0.8198
识别不足检验			0.0012		
过度识别检验（Hansen J）			0.7973		
第一阶段 F 统计量			13.0913		

### 3. 稳健性检验

#### （1）替换变量衡量方式

考虑到基准回归方程中可能出现测量误差，进一步采取替换核心变量衡量方式进行稳健性检验。一是替换核心解释变量衡量方式。现有文献主要从人均互联网用户数、邮电业务量、互联网普及度等指标进行衡量，相较于这些指标，互联网接入端口数可能最能直接体现城市数字基础设施的供应水平（沈坤荣等，2023），但该指标目前只能获取中国省级层面的数据，本文参考沈坤荣等（2023）运用 Bartik 思想的方法，以 2004 年为基期，先衡量省份，然后以“城市一两位码行业”层面的信息通信技术（ICT）投资权重指数，作为外生权重，将省份层面的水平分解到城市层面，从而获取地市层面的城市数字基础设施指数，命名为 *B\_inf*。表 5 第（1）列汇报了替换核心解释变量衡量方式后基准回归方程的估计结果。可以看出，核心解释变量还是保持了正向显著。二是替换被解释变量衡量方式。为了检验本文基准回归结果对企业新质生产力计算方法的敏感性，本文更换被解释变量的测算方法。具体而言，本文参考史丹和孙光林（2024）的做法，以全要素生产率来替换制造业企业新质生产力的衡量方法。关于企业全要素生产率常规测算方法主要有普通最小二乘法（OLS）、线性规划法（LP）和最小二乘法（OP）等（冯娅等，2023），其中 LP 法使用中间投入一定程度上克服了估计索罗余值过程中的内生性问题，因此，本文使用 LP 法计算了企业全要素生产率，命名为 *TFP\_LP*。参考冯娅等（2023）的做法，利用 LP 法估算企业全要素生产率如下：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Y$ 为主营业务收入， $K$ 为固定资产净值， $L$ 为企业员工数，中间投入 $M$ 为企业购买商品、接受劳务支付的现金，所得残差 $\varepsilon_{it}$ 即为企业全要素生产率。

结果见表4第(2)列，与基准回归结果进行比较，可以发现系数值和显著性都没有发生实质性变化。以上分析结果表明，在分别替换核心解释变量和被解释变量衡量方式后，基准回归估计结果都未发生显著变化，这就降低了基准回归模型存在变量测度误差，从而导致估计偏误的潜在可能。

### (2) 其他稳健性检验

一是排除其他政策干扰。史丹和孙光林(2024)研究发现国家级大数据综合试验区试点政策能够通过数字化变革和创新对企业新质生产力产生促进作用，该政策实施期间和本文样本期出现了重合，为避免该项试点政策对本文基准回归模型的干扰，表5第(3)列控制了该政策( $I\_policy$ )对制造业企业新质生产力发展的影响。可发现，核心解释变量正向显著保持不变。

二是排除传统基础设施的影响。柳鲲鹏(2024)的研究表明，传统基础设施对于城市全要素生产率增长具有边际贡献，为此，本文将城市的路网密度( $R\_density$ )作为城市传统基础设施的代理变量纳入基准回归方程。由回归结果表5第(4)列可以发现，在排除了传统基础设施的干扰后，基准回归结果的显著性并没有发生质的变化。

三是控制省份-年份固定效应。为避免制造业企业样本所在省份的宏观政策对回归结果的干扰，本文进一步分别控制了省份固定效应、省份和年度交乘的固定效应。检验结果见表5第(5)列，可见，核心解释变量( $B\_band$ )依然在1%的水平上显著为正，表明在控制省份固定效应，以及随省份宏观政策变化的时间异质性趋势后，数字基础设施建设依然可以促进制造业企业新质生产力发展。

以上一系列的检验结果表明本文的基本结论是稳健的。

表5 稳健性检验

变量	(1) $N\_pro$	(2) $TFP\_LP$	(3) $N\_pro$	(4) $N\_pro$	(5) $N\_pro$
$B\_band$		0.1121*** (0.0233)	0.0821** (0.0346)	0.0511** (0.0218)	0.0313*** (0.0039)
$B\_inf$	0.0713*** (0.0231)				
$I\_policy$			0.0711*** (0.0212)		
$R\_density$				0.0232*** (0.0018)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>N_pro</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>					Yes
<i>Province × Year</i>					Yes
<i>N</i>	17760	17760	17760	17760	17760
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.7819	0.7891	0.7812	0.8539	0.7108

#### 4. 异质性分析

上文的理论和实证研究表明，城市数字基础设施建设能够促进中国制造业企业新质生产力的提升。值得进一步追问的是，城市数字基础设施建设对于不同类型的制造业企业是否具有异质性效应，哪种类型的制造业企业更受益于“宽带中国”建设？本部分围绕此问题进行异质性研究，即对不同区域、规模、所有制和技术水平等的制造业企业进行分组分析，从而考察“宽带中国”建设对不同类型制造业企业的异质性影响。

##### (1) 企业区位

本文基于企业所在省份的区位，将上市公司归类为东部、中部、西部三个类型，并进行分组回归。对比表 6 第 (1)(2)(3) 列的回归结果可以看出，城市数字基础设施建设对于不同区位制造业企业的影响都具有显著正向促进作用，但东部、中部、西部企业的影响系数大小依次递减。这种差异可能是因为发达地区的制造业企业转型意识和能力普遍较强，善于主动抓住政策便利和机遇，积极促进企业加大智能化、绿色化、创新化转型，从而提升新质生产力水平。

##### (2) 企业规模

本文基于企业资产规模，按平均数将企业分为规模大和小两类制造业企业，进行分组回归。对比表 6 第 (4)(5) 列，可发现城市数字基础设施建设无论对于大规模或者小规模企业的促进作用都是显著的，但大规模企业的系数明显大于小企业。究其原因在于，城市数字基础设施建设驱动制造业企业全要素生产率提升可能存在一定的规模效应，亦即，规模越大的企业，其运营管理可能存在越多的信息交流障碍，城市数字基础设施建设更有利于大企业加速内外部系统整合，实现资源相互融通流动，从而提升信息沟通效率。因此，相比小企业，城市数字基础设施建设促进大企业新质生产力发展的效应可能会更加显著。

##### (3) 企业性质

本文基于产权性质，将制造业企业区分国有企业和非国有企业，并进行分组回归。结果见表 6 第 (6)(7) 列，可以看出，城市数字基础设施建设能够显著提高非国有制造业企业的新质生产力发展水平，而对于国有企业的作用并不显著。这可能是由于国有企业的内部治理结构相对于

民企来说更为保守，其受到外界技术冲击的变革动力相对谨慎，从而导致其新质生产力发展水平受城市数字基础设施建设的影响可能较小。

(4) 企业技术

本文基于国家《高新技术企业认定管理办法》，将制造业企业划分为高新技术企业和非高新技术企业，并进行分组回归。结果见表6第(8)(9)列，可见，城市数字基础设施建设对于高新技术企业的正向促进作用更为明显。其原因可能在于高新技术企业本身技术研发实力较强，其对于技术研发的资金投入相对较大，生产力发展的需求也更为迫切，其也更有动机借助城市数字基础设施建设的外部支持，加快进行企业数字化变革，促进企业智能化转型，从而提高新质生产力发展水平。

表6 异质性检验结果

变量	企业区位			企业规模		企业性质		企业技术	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东	中	西	小	大	国有	非国有	是	否
<i>B_band</i>	0.1395** (0.0651)	0.1183* (0.0642)	0.0514* (0.0283)	0.0122** (0.0048)	0.0842*** (0.0242)	0.0342 (0.0314)	0.0968*** (0.0141)	0.2405*** (0.0113)	0.0141* (0.0078)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6732	5717	5311	9982	8442	8632	9128	8621	9139
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.7212	0.7923	0.7311	0.8102	0.7342	0.8309	0.8231	0.7439	0.8198
系数组间 差异检验 P值		0.0012***		0.0009***		/		0.0018***	

注：系数组间差异检验的P值采用费舍尔组合检验（抽样1000次）计算得到。

5. 机制检验

从上文理论分析部分可知，工业机器人应用是制造业企业智能化升级的重要体现，也是提升制造业企业新质生产力的重要渠道。为检验研究假设的机制效应是否成立，本文以制造业上市公司工业机器人渗透度作为工业机器人应用的衡量指标，在基准模型式(1)的基础上设置了中介效应检验模型如式(4)(5)所示。

$$Robot_{ikt} = \alpha + \beta B\_band_{ikt} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \sum Industry + \sum City + \varepsilon_{ikt} \quad (4)$$

$$N\_pro_{ikt} = \alpha + \beta B\_band_{ikt} + \gamma Robot_{ikt} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \sum Industry + \sum City + \varepsilon_{ikt} \quad (5)$$

其中，工业机器人渗透度 (*Robot*) 代表设立的机制变量。式 (4) 为“宽带中国”建设政策变量对于机制变量 (*Robot*) 的回归结果；式 (5) 在基准回归方程中进一步加入了机制变量 (*Robot*)，并判断机制效应是否真实存在。本文参考 Acemoglu & Restrepo (2020)、王永钦和董雯 (2020) 的做法构造巴蒂克工具变量的方法，计算了企业层面的机器人渗透度。具体公式为：

$$Robot_{c,i,t} = \ln\left(\frac{PEP_{c,i,t=2009}}{PEP_{M_{t=2009}}} \times \frac{NR_{c,t}}{L_{c,t=2008}}\right) \quad (6)$$

其中， $Robot_{c,i,t}$  为制造业中  $c$  行业  $i$  企业  $t$  年工业机器人应用程度， $\frac{PEP_{c,i,t=2009}}{PEP_{M_{t=2009}}}$  为制造业中  $c$  行业  $i$  企业以 2009 年为基期的生产部门员工比例与全部制造业企业 2009 年生产部门员工比例中位数的比值， $\frac{NR_{c,t}}{L_{c,t=2008}}$  为制造业中  $c$  行业  $t$  年工业机器人渗透率， $NR_{c,t}$  为制造业中  $c$  行业  $t$  年工业机器人存量， $L_{c,t=2008}$  为制造业中  $c$  行业以 2008 年为基期的就业人数。匹配制造业二位数行业代码的工业机器人数据源自国际机器人联合会 (IFR)，行业代码来源于《国民经济行业分类》(2017)，制造业分行业就业数据源自《中国工业统计年鉴》。

机制检验的具体回归结果见表 7。观察列 (1) 可知，“宽带中国”建设 (*B\_band*) 对于制造业企业工业机器人渗透度 (*Robot*) 的影响在 1% 水平上显著为正，这说明“宽带中国”建设 (*B\_band*) 能够促进制造业企业增加工业机器人应用水平。观察列 (2) 可知，“宽带中国”建设 (*B\_band*) 和机制变量 (*Robot*) 在 5% 水平上都显著为正，且“宽带中国”建设 (*B\_band*) 的系数都要小于基准回归方程中的系数值。也就是说，“宽带中国”建设 (*B\_band*) 能通过驱动制造业企业增加工业机器人应用的渠道，继而促进制造业企业新质生产力发展的机制效应是成立的，这也证实了本文提出的研究假设 H2。

为进一步增强作用机制检验的说服力，本文在基准回归方程的基础上引入“宽带中国”建设 (*B\_band*) 与工业机器人渗透度 (*Robot*) 的交互项，再次对作用机制进行检验。表 7 中第 (3) (4) 列报告了相应的回归结果，可以看出，无论是否控制公司固定效应，数字基础设施建设与工业机器人渗透度的交互项 ( $B\_band \times Robot$ ) 的回归系数均显著为正，这表明工业机器人渗透度越大，“宽带中国”建设对制造业企业新质生产力发展的影响越大。以上结果再次证明，工业机器人应用是“宽带中国”建设影响制造业企业新质生产力发展的重要作用渠道。

表7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Robot</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>
<i>B_band</i>	0.0411*** (0.0162)	0.0133** (0.0058)	0.0293** (0.0125)	0.0123* (0.0066)
<i>Robot</i>		0.0346** (0.0161)	0.0331** (0.0147)	0.0161** (0.0069)

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Robot</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>	<i>N_pro</i>
<i>B_band</i> × <i>Robot</i>			0.0311*** (0.0104)	0.0437*** (0.0145)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	No	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17760	17760	17760	17760
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.8215	0.7829	0.7922	0.8911

## 6. 拓展性研究

上节分析表明，城市数字基础设施建设会通过影响制造业企业加大工业机器人应用，继而促进其新质生产力发展。值得进一步追问的是，其他城市数字化禀赋条件是否会对本文关心的核心因果关系产生调节影响效应呢？理论上，城市数字基础设施可能也需要其他类型的数字化禀赋条件发挥协同配合作用。那么，何种类型的数字化禀赋条件更有利于城市数字基础设施建设发挥赋能作用，这是拓展性研究部分需要回答的中心问题。因此，本节的研究主要集中于：基于不同的数字化禀赋条件对城市类型进行分类，从而考察城市数字化禀赋条件的其他指标，对于“宽带中国”建设促进制造业企业新质生产力发展的调节效应。该领域的研究有利于更好挖掘促进制造业企业新质生产力发展的作用机制，以资政策部门制定更系统的城市数字化发展纲领。

### (1) 数字人才

数字人才是城市数字化转型的基础要素禀赋，能为制造业技术创新和新质生产力发展提供基础动力支撑。一方面，城市数字基础设施需要专业人才进行操作、运营和维护，具有较高数字素养的专业人才才能和城市数字基础设施发挥互补效应，充分发挥城市数字基础设施的赋能作用。另一方面，数字人才的集聚也会促进知识和信息的交流和共享，产生知识溢出效应，形成数智融合生态，从而更有利于营造工业机器人应用丰富场景，促进制造业企业新质生产力的发展。本文借鉴孙伟增等（2023）的做法，使用城市信息传输计算机服务和软件业的从业人数（取对数）度量城市数字人才水平（*D\_talent*）。表8第（1）列显示，交互项（*B\_band* × *D\_talent*）的系数显著为正，这就证实了，样本城市数字人才水平越高，越有利于“宽带中国”建设发挥促进制造业企业新质生产力发展的赋能效应，数字人才发挥了协同作用。进一步地，表8第（2）列显示，交互项（*B\_band* × *D\_talent*）对于工业机器人渗透度（*Robot*）的回归系数也显著为正，这就说明如果城市的数字人才水平越高，越有利于城市数字基础设施建设促进制造业企业提高工业机器人应用水平。也就是说，数字人才发挥协同作用的原因在于其促进了制造业企业的工业机器人应用。

### (2) 数字技术

城市数字技术水平越高,理论上越有利于城市数字基础设施建设发挥数智融合功能,数字技术的渗透性可以使生产要素和生产关系逐渐向数字化发展,降低经济活动中的搜索成本、复制成本、传递成本、跟踪成本与验证成本(黄勃等,2023),从而产生数字技术溢出效应,促进技术共享,为“宽带中国”建设发挥作用提供底层技术支持。基于此,本文以地级市年度数字技术专利授权数量( $D\_patents$ )来衡量其数字技术发展水平。表8第(3)列显示,交互项( $B\_band \times D\_patents$ )的系数显著为正,证实了样本城市如果数字技术水平较高,城市数字基础设施建设驱动制造业企业新质生产力发展的影响效应也会越强。进一步地,表8第(4)列显示,交互项( $B\_band \times D\_patents$ )对于工业机器人渗透度( $Robot$ )的回归系数同样显著为正,这就说明数字技术也是通过促进制造业企业增加工业机器人应用的机制发挥了协同作用。

### (3) 数字金融

数字金融所内嵌的大数据技术,能够引导金融要素(包括但不限于)跨时空配置,提高了经济系统内资源的流通效率,便利了地区、行业间的要素交流,从而有助于企业技术创新活动的开展(唐松等,2020)。数字金融还有利于降低政府部门和制造业企业之间的信息不对称程度,为制造业企业工业机器人的应用项目提供定向金融支持,从而促进项目匹配、成本匹配、风险匹配。本文参考相关文献的做法,借助北京大学互联网金融研究中心发布的数字金融普惠金融指数,衡量城市数字金融的发展水平( $D\_finance$ ),并对该指数进行了归一化处理。表8第(5)列显示,交互项( $B\_band \times D\_finance$ )的系数显著为正,这就说明城市数字基础设施建设和数字金融确实能够发挥协同作用,共同助力制造业企业新质生产力发展。进一步地,表8第(6)列显示,交互项( $B\_band \times D\_finance$ )对于工业机器人渗透度( $Robot$ )的回归系数也显著为正,这就说明,城市的数字金融水平越高,越有利于城市数字基础设施促进制造业企业增加工业机器人应用水平,制造业企业的工业机器人应用实际上也是数字金融发挥协同作用的有效机制。

表8 拓展性研究结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$N\_pro$	$Robot$	$N\_pro$	$Robot$	$N\_pro$	$Robot$
$B\_band$	0.1291*** (0.0201)	0.0532*** (0.0152)	0.0781** (0.0331)	0.0289** (0.0133)	0.0295* (0.0174)	0.0445** (0.0198)
$D\_talent$	0.0167* (0.0093)	0.0642*** (0.0197)				
$B\_band \times D\_talent$	0.1392*** (0.0223)	0.0563*** (0.0195)				
$D\_patents$			0.0673** (0.0287)	0.2197** (0.0994)		
$B\_band \times D\_patents$			0.0654** (0.0308)	0.0212*** (0.0041)		

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>N_pro</i>	<i>Robot</i>	<i>N_pro</i>	<i>Robot</i>	<i>N_pro</i>	<i>Robot</i>
<i>D_finance</i>					0.0442** (0.0196)	0.1935** (0.0863)
<i>B_band</i> × <i>D_finance</i>					0.0313*** (0.0017)	0.0245** (0.0113)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17760	17760	17760	17760	17760	17760
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.6502	0.7973	0.8041	0.7605	0.7972	0.7461

#### 四、研究结论与政策启示

##### (一) 研究结论

制造业是我国立国之基，也是新质生产力发展的主战场，制造业企业新质生产力的生成和发展具有关键性的赋能作用。本文以“宽带中国”试点工程作为准自然实验，分析城市数字基础设施建设驱动中国制造业企业新质生产力发展的影响和作用机制，结果发现：第一，城市数字基础设施建设能够有效促进制造业企业新质生产力发展，其从集聚智力资本、重组生产函数和重构价值网络三个维度促进制造业企业形成“连接即生产”的新型范式，并以数据要素整合、重组、赋能传统生产要素，从而实现制造业企业生产力的新质化发展；第二，城市数字基础设施有利于制造业企业协作化、模块化和柔性化生产转型，从而有效扩大了其加快工业机器人应用，而工业机器人能够发挥中介赋能机制效应，推动制造业企业从智能化、绿色化、创新化三个维度促进新质生产力发展，其中智能化为制造系统注入智能活力，绿色化能重塑价值创造模式，创新化则持续打开生产力跃升的可能性空间；第三，由于地区经济发展水平以及企业自身特性、资源、技术禀赋的差异，区位在东部地区、规模相对较大、非国有企业、技术水平越高的制造业企业，城市数字基础设施促进其新质生产力发展的作用越显著；第四，数字人才、数字技术和数字金融等城市数字化禀赋条件发挥了协同效应，通过扩大工业机器人应用，共同协助城市数字基础设施促进制造业企业新质生产力发展。

##### (二) 政策启示

基于以上研究结论，本文在四个层面有相应的政策启示。第一，城市数字基础设施是推动制造业企业新质生产力发展的重要引擎。政策层面应持续完善顶层设计，积极推动新一代城市数字

基础设施的前瞻规划和系统布局，重点覆盖制造业集聚区，支持企业利用高速网络实现数据要素与传统生产要素的深度融合，激活企业主体间、要素间、产业间的有机衔接，加强政企对接和沟通，打通城市数字基础设施服务制造业企业新质生产力发展的各类政策堵点。第二，工业机器人应用是城市数字基础设施促进制造业新质生产力发展的重要中介机制，因此政策应着力推动工业机器人普及与智能化生产模式转型。一方面，可通过税收优惠、低息贷款等方式降低企业工业机器人采购成本；另一方面，需将工业机器人应用与绿色制造、智能制造标准相结合，对符合节能降耗、创新升级要求的企业给予专项补贴。此外，应设立智能制造创新基金，支持产学研协同攻关，推动工业机器人在智能化、绿色化和创新化领域的深度应用。第三，不同地区、不同类型企业对城市数字基础设施的响应存在差异，因此政策层面上需实施精准扶持策略。在东部地区，可重点支持工业机器人的高端化、智能化应用，如AI协作机器人和数字孪生技术；在中西部地区，则应优先完善宽带网络覆盖，并配套技术培训与数字化服务；对于大型企业，可鼓励其牵头制定行业标准，形成技术外溢效应；对于中小企业，需提供数字化诊断、技术托管等支持，帮助其逐步提升新质生产力水平；发挥国有企业在选择工业机器人技术路线和产品标准制定中的核心作用，支持非国有企业积极应用技术路线和产品标准。第四，数字人才、数字技术和数字金融等数字化禀赋的协同效应显著，政策应着力构建数字化生态支撑体系。在人才培养方面，可在高校增设智能制造相关交叉学科专业，并联合企业开展定向培养；在技术创新方面，可建设区域性数字技术共享平台，促进工业机器人、5G等技术的开源协作；在金融支持方面，可发展以数据资产为质押的数字信贷产品，并设立数字化转型风险补偿基金，为企业智能化升级提供多元化融资渠道。通过多维度政策协同，进一步放大城市数字基础设施对制造业企业发展新质生产力的促进作用。

#### 参考文献

- 钞小静、廉园梅、罗鏊锴, 2021 :《新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响》,《财贸研究》第10期。
- 陈岩、张李叶子、李飞、张之源, 2020 :《智能服务对数字化时代企业创新的影响》,《科研管理》第9期。
- 冯娅、刘鹏飞、张靖淇, 2023 :《信息基础设施建设如何影响工业企业全要素生产率——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验》,《产经评论》第4期。
- 郭慧婷、倪志惠、秋瑞, 2024 :《数字化转型速率对企业全要素生产率的影响研究：基于新质生产力的视角》,《科研管理》第12期。
- 郭金花、郭檬楠、郭淑芬, 2021 :《数字基础设施建设如何影响企业全要素生产率？——基于“宽带中国”战略的准自然实验》,《证券市场导报》第6期。
- 韩先锋、宋文飞、李勃昕, 2019 :《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》,《中国工业经济》第7期。
- 黄勃、李海彤、刘俊岐、黄敬华, 2023 :《数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据》,《经济研究》第3期。
- 黄群慧、余泳泽、张松林, 2019 :《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》,《中国工业经

济》第8期。

黄先海、高亚兴, 2023 :《数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究》,《中国工业经济》第11期。

金环、魏佳丽、于立宏, 2021 :《网络基础设施建设能否助力企业转型升级——来自“宽带中国”战略的准自然实验》,《产业经济研究》第6期。

刘敦虎、易敏轩、唐国强、张江甫、蒋浩祥, 2024 :《数字化转型对制造企业新质生产力影响机理研究》,《软科学》第12期。

柳鲲鹏, 2024 :《交通基础设施建设与城市全要素生产率增长及其收敛》,《经济与管理》第4期。

任保平、程至瑜、宗景辉, 2024 :《新质生产力形成中制造业新质化发展水平测度与时空演进》,《数量经济技术经济研究》第12期。

沈坤荣、林剑威、傅元海, 2023 :《网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界》,《中国工业经济》第1期。

史丹、孙光林, 2024 :《数据要素与新质生产力: 基于企业全要素生产率视角》,《经济理论与经济管理》第4期。

孙伟增、毛宁、兰峰、王立, 2023 :《政策赋能、数字生态与企业数字化转型——基于国家大数据综合试验区的准自然实验》,《中国工业经济》第9期。

唐松、伍旭川、祝佳, 2020 :《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期。

田鸽、张勋, 2022 :《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期。

王永钦、董雯, 2020 :《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》,《经济研究》第10期。

肖静华、吴小龙、谢康、吴瑶, 2021 :《信息技术驱动中国制造转型升级——美的智能制造跨越式战略变革纵向案例研究》,《管理世界》第3期。

谢家平、郑颖珊、董旗, 2024 :《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》,《上海财经大学学报》第5期。

薛成、孟庆玺、何贤杰, 2020 :《网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验》,《财经研究》第4期。

郑世林、周黎安、何维达, 2014 :《电信基础设施与中国经济增长》,《经济研究》第5期。

Acemoglu, D., and Restrepo, P., 2020, “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets”, *Journal of Political Economy*, 128(6): 2188–2244.

Bouwman H., Nikou S., and Reuver M. D., 2019, “Digitalization, Business Models, and SMEs: How Do Business Model Innovation Practices Improve Performance of Digitalizing SMEs?”, *Telecommunications Policy*, 43(9): 1–18.

Stock, J. H., and Yogo, M., 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, *NBER Working Papers*, 14(1): 80–108.

Teece, D. J., 2018, “Profiting from Innovation in the Digital Economy: Enabling Technologies, Standards, and Licensing Models in the Wireless World”, *Research Policy*, 47(8): 1367–1387.

Xie, F., Jiang, N. and KUANG, X., 2024, “Towards an Accurate Understanding of ‘New Quality Productive Forces’”, *Economic and Political Studies*, 12(4): 1–15.

## **Urban Digital Infrastructure Construction, Industrial Robot Empowerment, and the New Quality Productive Forces of Manufacturing Enterprises**

GE Liyu HUANG Yanqin ZHENG Mengyi

**Abstract :** Promoting the development of new quality productive forces in manufacturing enterprises is a key strategic initiative for China to accelerate its efforts to make China strong in manufacturing. This paper uses the “Broadband China” pilot project as a quasi–natural experiment to examine the impact and mechanism of urban digital infrastructure construction on the development of new quality productive forces in China’s A–share listed manufacturing companies. The study finds that urban digital infrastructure construction significantly improves the level of new quality productive forces in manufacturing enterprises, while the impact is more pronounced in the eastern region, among larger, non–state–owned enterprises, and among manufacturing enterprises with higher technological levels. Mechanistically, urban digital infrastructure construction promotes the development of new quality productive forces in manufacturing enterprises by increasing their industrial robot adoption. Further research finds that the development of digital talent, digital technology, and digital finance can synergize with urban digital infrastructure construction in accelerating the adoption of industrial robots in manufacturing enterprises, thereby boosting their new quality productive forces. The theoretical and empirical research in this paper provides a theoretical basis for China’s policies on advancing the construction of next–generation digital infrastructure, as well as policies on promoting the application of industrial robots and the development of new quality productive forces in manufacturing enterprises through digital infrastructure construction.

**Keywords :** Digital Infrastructure Construction; New Quality Productive Forces; Total Factor Productivity; Industrial Robots

【责任编辑：余德淦】