

# 数字基建与企业全要素生产率

## ——基于“宽带中国”试点政策的评估

沈宇晖

南京邮电大学经济学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年3月31日; 录用日期: 2025年4月14日; 发布日期: 2025年5月30日

### 摘要

本文选择2011~2023年我国A股上市公司作为研究样本, 将“宽带中国”作为数字基础设施的一次“拟外生冲击”, 采用双重差分法实证检验了数字基础设施建设对企业全要素生产率的影响与内在机制。结果显示数字基础设施建设对于企业全要素生产率具有显著的正向影响, 在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明: 数字基础设施建设能够通过缓解企业融资约束和加强社会监督来促进全要素生产率的提高。异质性分析发现: 在东部地区和民营企业的影响更为显著。建议深化数字基础设施建设、加快数字基础设施与中西部地区数据要素产业链融合、加大公共数据开放力度以及提高企业数字经济创新水平。文章丰富了数字基础设施和企业的内在机理关系以及“宽带中国”相关研究理论。

### 关键词

数字基础设施, “宽带中国”, 企业全要素生产率, 融资约束, 社会监督

# Digital Infrastructure and Enterprise Total Factor Productivity

## —Evaluation Based on the “Broadband China” Pilot Policy

Yuhui Shen

School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: Mar. 31<sup>st</sup>, 2025; accepted: Apr. 14<sup>th</sup>, 2025; published: May 30<sup>th</sup>, 2025

### Abstract

This paper selects China's A-share listed companies from 2011 to 2023 as the research sample, takes “Broadband China” as a “proposed exogenous shock” of digital infrastructure, and empirically examines the impact of digital infrastructure construction on the total factor productivity and the

**internal mechanism of the enterprise using double-difference method. We empirically examine the impact of digital infrastructure construction on the total factor productivity of enterprises and its internal mechanism using the double-difference method. The results show that digital infrastructure construction has a significant positive impact on enterprise total factor productivity, which still holds after a series of robustness tests. The mechanism analysis shows that digital infrastructure construction can promote the increase of total factor productivity by alleviating the financing constraints of enterprises and strengthening social supervision. Heterogeneity analysis finds that the impact is more significant in the eastern region and private enterprises. It is recommended to deepen the construction of digital infrastructure, accelerate the integration of digital infrastructure with the data factor industry chain in the central and western regions, increase the openness of public data as well as improve the level of enterprises' digital economy innovation. The article enriches the relationship between digital infrastructure and enterprises' internal mechanism and the research theory of "Broadband China".**

## Keywords

**Digital Infrastructure, "Broadband China", Enterprise Total Factor Productivity, Financing Constraints, Social Monitoring**

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

基于资源有限性与需求无限性的矛盾日益突出这一事实，我国经济运行特征转变为以优化经济结构和转化增长动力为主，企业经营范式也正经历着由传统要素驱动向创新驱动的深度变革，强调新质生产力的发展。新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志。目前而言，我国企业全要素生产率存在着“低端锁定”和“双向挤压”的问题。因此，在上述背景下，探讨企业全要素生产率的新型驱动因素，对于企业实现转型升级具有重要意义。党的二十届三中全会提出“加快构建促进数字经济发展体制机制，完善促进数字产业化和产业数字化政策体系”。这一过程需要以数字基础设施为代表的新基建作为支撑，数字基础设施作为塑造国家竞争优势战略的重要基础，是否能够有效提升企业全要素生产率？其影响作用机制又是什么？文章将以“宽带中国”政策进行准自然实验探讨这一问题。

## 2. 文献综述

本文旨在研究数字基础设施与企业全要素生产率之间的关系，主要与两类文献密切相关。一类是关于数字基建的经济效应研究。研究发现数字基础设施建设能够显著提高居民收入水平并缩减地区收入差距[1]。研究得出数字基建能够显著推动经济增长[2]；带来信息化和数字金融优势[3]。研究发现数字基建能够提高企业 ESG 表现[4]；促进企业劳动雇佣的增加[5]；对企业降碳绿色转型产生协同驱动效应[6]；提升企业产能利用率[7]。

另一类文献是关于企业全要素生产率的研究。针对企业全要素生产率的影响因素，已有文献主要从地区和企业层面进行分析。从地区层面。新型政商关系[8]；政府数字经济政策的实施[9]；国家级大数据综合试验区[10]等都能够显著提升企业全要素生产率。从企业层面，企业绿色技术网络位置[11]；企业数字化转型[12]和企业竞争战略[13]也都会对企业的全要素生产率产生显著影响。

本文的边际贡献可能在于(1) 研究视角方面：丰富和拓展了数字基建的经济效应和企业全要素生产

率的驱动因素研究。(2) 作用机制方面：本文立足于企业内部和外部因素，从缓解融资约束和强化社会监督两条机制来剖析开展数字基建的逻辑动因。(3) 研究内容方面：本文丰富了数字基础设施和企业的内在机理关系，进一步丰富了“宽带中国”相关研究理论。

### 3. 政策背景与理论分析

#### 3.1. 政策背景

2013年，国务院发布了“宽带中国”战略实施方案。“宽带中国”通过在全国各省份选择城市进行试点，以城市为依托进行信息，数字基础设施布局，丰富构建城市信息网络。“宽带中国”示范城市的选择遵循一项基本原则，即选取具有良好的宽带发展基础，通过创建示范实现本地区宽带发展水平大幅提升，其整体宽带发展水平及发展模式对于全国同类地区具有较大的示范和引领作用的城市。目前，工信部，国家发改委于2014年至2016年分三批选择了117个城市作为试点城市。如今，在新发展格局背景下，数字基础设施建设正在进行进一步深化改革，以5G，千兆光网，算力平台等新型数字基础设施建设正在蓬勃发展，为我国经济国际国内双循环构建起强力的数字基础，具体情况见表1。

Table 1. “Broadband China” strategic development phase

表 1. “宽带中国”战略发展阶段

时间	阶段	主要任务	预期目标
2013 年底	全面加速阶段	加强 3G 和光纤网络建设，提升宽带速度	全国互联网普及率近 50%，公司宽带利用率，计算机普及率超 80%
2014~2015 年	推广与普及阶段	扩大宽带网络规模和覆盖面，进一步提升普及率	全国互联网普及率将超过 50%，公司宽带利用率近 90%，部分公司办公使用移动宽带
2016~2020 年	优化与扩展阶段	优化升级宽带网络，城乡数字基础设施基本完善	通信畅通、服务便民、技术先进、覆盖城乡的数字基础设施基本建成

资料来源：中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的第 33、37、45 次《中国互联网络发展状况统计报告》。

#### 3.2. 理论分析

数字经济是经济发展的新动能，在数字化时代，要促进数字经济高质量发展，作为数字经济发展基体的数字基建是不可或缺的。数字基础设施建设可以在企业创新过程中降低市场不确定性，优化资源配置[14]，日益完善的数字基础设施让企业摆脱传统依靠大量人力资本的经营模式，降低人才市场的错配性，为数字型人力资本提供了重要的数字化技术组合、数据源和交互基础[15]。此外，数字基础设施推动了企业数字技术的发展[16]，借助数字技术，企业从市场获取信息的效率也大幅度提升。强化了企业自身的抗风险能力。另一方面，在数字基建的支撑下，数据要素市场化配置效率进一步提升，有利于打破数据壁垒，增强数据的实时共享性，进一步释放数据要素的潜力[17]。因此，从这方面来看，数字基础设施能够加快数据要素在市场上的流通速度，促进企业数字化转型。通过数字化转型，企业可以将实体经济和数字经济这两者有效的结合起来，发挥数据要素的潜在价值，让数据要素成为企业全要素生产率发展的新质生产力。基于上述理论分析，本文提出如下假说：

H1：数字基础设施建设能够促进企业全要素生产率的提升。

融资约束会抑制企业创新行为[18]。与传统融资方式相比，金融科技拓宽了金融服务的广度和深度[19]。数字基础设施能够为企业金融科技的发展提供保障。提高了优质企业的资金可获性[2] [20]。基于外部融资约束，数字基础设施通过构建起完善的信息网络，增加市场信息透明度，缓解信息不对称，实现

信息披露。另一方面，数字基础设施的建设也拓宽了企业融资渠道和融资方式。基于上述理论分析，本文提出假说 2。

H2：数字基础设施建设能够通过缓解企业融资约束来提高企业全要素生产率。

网络媒体监督是信息时代新型的监督方式。监督治理与信息中介是媒体报道提升企业全要素生产率的重要机制[21]。目前，媒体报道通过监督机制与声誉机制提升公司治理水平和资源配置效率，有效缓解由委托代理问题和信息不对称所造成的劳动力非效率投资现象[22]。一方面媒体的适度曝光能够有效的披露上市公司的经营信息，提高企业经营信息透明度。另一方面，网络媒体监督同样也是一种有效的威慑。充当了企业会计欺诈的监督者角色，揭露并预防企业的不当行为[23]。基于上述理论分析，本文提出假说 3。

H3：数字基础设施建设能够通过强化社会监督提高企业全要素生产率。

## 4. 模型构建与指标选取

### 4.1. 模型构建

为检验数字基础设施建设对企业全要素生产率的影响是提升还是抑制，本文构建如下计量模型：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Did + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $TFP_{it}$  是被解释变量，企业  $i$  在第  $t$  年的全要素生产率， $Did$  为解释变量， $Did = treat \times post$  为政策虚拟变量，其中， $treat$  是处理组和对照组虚拟变量， $treat = 1$  代表处理组，代表企业所在地级市进行了“宽带中国”试点政策， $treat = 0$  代表对照组，代表企业所在地级市并未进行政策试点； $Control_{it}$  代表一系列控制变量； $\varepsilon_{it}$  表示模型中的随机误差项。 $i, t$  则分别代表企业个体固定效应，年份固定效应，用以消除时间趋势和个体差异的影响。

### 4.2. 样本选取与数据来源

本文选取 2011~2023 年我国沪深上市的 A 股企业作为实证研究样本，通过实证研究来探讨数字基础设施建设对于企业全要素生产率的影响，是鸿沟还是红利？所使用的数据主要包括：1) “宽带中国”示范城市名单：该部分数据来自工业和信息化部以及国家发改委确定的“宽带中国”示范城市(群)名单；2) 其余变量数据通过国泰安(CSMAR)数据库和 CNRDS 数据库获得。

本文对企业样本数据进行如下处理：1) 剔除金融行业的上市企业；2) 剔除标记有 ST, \*ST 以及 PT 的企业；3) 剔除关键变量数据有缺失的企业；4) 对该年上市时间小于等于 1 年的企业进行剔除；5) 剔除西藏自治区数据；6) 对 TFP, ROA 等连续型变量在 1%和 99%分位点处进行缩尾处理。

### 4.3. 变量设定

#### 4.3.1. 被解释变量

企业全要素生产率(TFP)。通过 LP 法来进行测算。

#### 4.3.2. 解释变量

“宽带中国”政策试点作为政策冲击，构建虚拟变量  $Did$  作为解释变量。具体即  $Did$  是  $post$  和  $treat$  的交互项，若企业所在地级市为试点城市， $post$  赋值为 1，否则为 0，企业所在地级市成为试点城市之后赋值为 1，否则为 0。

#### 4.3.3. 控制变量

参考已有研究，选取的控制变量如下：1) 总资产净利润率(ROA)；2) 现金流比率(Cashflow)；3) 第一大股东持股比例(Top1)；4) 托宾 Q 值(TobinQ)；5) 公司成立年限(Firmage)；6) 总资产周转率(ATO)；7) 固定资产占比(FIXED)；8) 董事会人数(Board)。同时还控制了企业和年份固定效应。

#### 4.3.4. 中介变量

- 1) 融资约束：借鉴师栋楷[24]的做法，本文选择  $ww$  指数作为企业融资约束的衡量变量。
- 2) 社会监督：参考宋敬等[25]的研究，用网络媒体报道的数量加 1 后并取自然对数来表示媒体关注度。相关变量定义见表 2。

Table 2. Definition of main variables

表 2. 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	定义
被解释变量	全要素生产率	TFP	通过 LP 法测算得到
核心解释变量	政策试点虚拟变量	Did	企业所在地级市成为“宽带中国”示范城市当年及之后的年份， $Did = 1$ ，否则为 0
	总资产净利润率	ROA	净利润/总资产平均余额
控制变量	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额/资产总计
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	托宾 Q 值	TobinQ	企业市值/资产总计
	公司成立年限	Firmage	$\ln(\text{当年年份} - \text{公司成立年份} + 1)$
	总资产周转率	ATO	营业收入/平均资产总额
中介变量	固定资产占比	FIXED	固定资产净额/总资产
	董事会人数	Board	$\ln(\text{董事会规模})$
	融资约束	ww	ww 指数
	社会监督	Media	$\ln(\text{网络媒体报道中内容出现该公司的次数} + 1)$

## 5. 实证结果与分析

### 5.1. 描述性统计分析

Table 3. Results of descriptive statistics for the main variables

表 3. 主要变量描述性统计结果

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
TFP_LP	25,927	8.454	1.076	5.586	8.353	11.496
DID	25,927	0.579	0.494	0.000	1.000	1.000
ROA	25,927	0.036	0.064	-0.352	0.035	0.250
Cashflow	25,927	0.045	0.067	-0.196	0.044	0.260
Top1	25,927	0.336	0.148	0.078	0.312	0.777
TobinQ	25,927	2.012	1.360	0.777	1.585	17.676
FirmAge	25,927	2.940	0.337	1.386	2.996	3.689
ATO	25,927	0.640	0.441	0.048	0.540	3.035
FIXED	25,927	0.207	0.157	0.002	0.174	0.736
Board	25,927	2.127	0.199	1.609	2.197	2.708
ww	25,927	-1.021	0.074	-1.264	-1.019	-0.798
Media	25,927	5.085	0.979	2.565	5.004	8.589

样本的描述性统计结果见表3，企业全要素生产率最小值为5.586，最大值为11.496，说明样本企业之前企业全要素生产率的发展有着较大的差距。此外，其余变量描述性统计结果也均符合现实情况，说明所选取样本具有代表性。

## 5.2. 基准结果分析

基于基准回归模型，本文进行数字基础设施对企业全要素生产率的实证研究，基准回归结果见表4，可以发现不加入任何控制变量的情况下，数字基础设施的建设对企业全要素生产率具有正向影响作用。在第二列，为了克服遗漏变量对结果造成的影响，本文加入一系列控制变量，Did的系数仍然显著为正。接着，又逐步加入个体和时间固定效应，以第四列双向固定效应模型为最终解释，发现数字基础设施建设对企业全要素生产率的影响在1%的显著性水平下显著为正，回归系数为0.034。说明数字基础设施建设能够显著促进企业全要素生产率。

Table 4. Benchmark regression results

表4. 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP	TFP	TFP	TFP
Did	0.257*** (19.11)	0.262*** (25.88)	0.118*** (13.58)	0.034*** (3.09)
_cons	8.305*** (812.30)	4.790*** (69.83)	4.080*** (46.18)	5.958*** (41.54)
控制变量	否	是	是	是
个体固定	否	否	是	是
时间固定	否	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.014	0.492	0.926	0.928
N	25,927	25,927	25,534	25,534

注：\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。括号内为t值，结果均保留三位小数并且四舍五入。下同。

## 5.3. 稳健性检验

### 5.3.1. 平行趋势检验

本文在式(1)的基础上，利用事件分析法，构建如下模型进行检验：

$$Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 Did^{-5} + \theta_2 Did^{-4} + \theta_3 Did^{-3} + \theta_4 Did^{-2} + \theta_5 Did^{-1} + \theta_6 Did^0 + \theta_7 Did^1 + \theta_8 Did^2 + \theta_9 Did^3 + \theta_{10} Did^4 + \theta_{10} Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(3)中， $Did^{+n}$ 表示建立数据交易平台这一政策，是一个虚拟变量，对于上市企业所在地级市进行“宽带中国”政策试点的前n年，则设 $Did^{+n} = 1$ ，否则为0，上市企业所在地级市进行“宽带中国”政策试点的后n年，则将 $Did^{+n} = 1$ ，否则为0，如果上市企业所在地级市进行“宽带中国”政策试点的当年， $Did^0 = 1$ ，否则为0，其他符号，变量含义同式(1)。在进行回归时，将晚于后5年的观测值归并于 $n = 5$ 。结果见图1。

根据平行趋势检验图，发现在政策实施之前的5年均不显著，说明事前没有有显著差异，在实施“宽带中国”政策后，系数呈上升趋势，且在实施政策后一年系数出现显著差异，满足平行趋势检验的假设，进行双重差分检验的前提也得以满足。

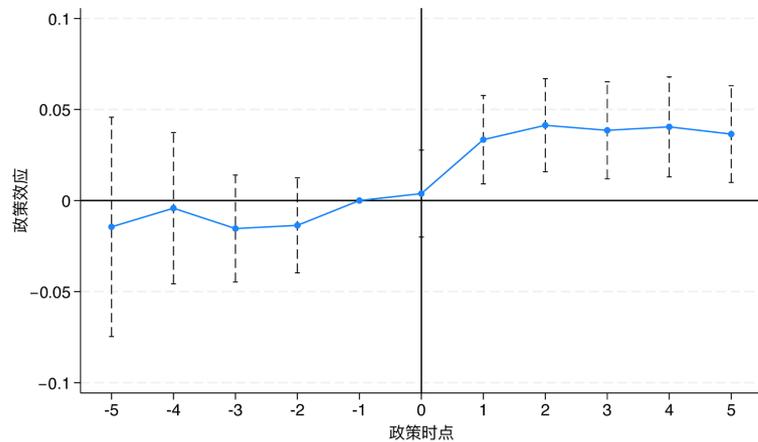


Figure 1. Parallel trend charts  
图 1. 平行趋势图

### 5.3.2. 安慰剂检验

为了缓解不可观测因素对研究结论的干扰,参考韩先锋[26]的做法,进行混合空间安慰剂检验,构造伪处理组城市和时间。根据样本中“宽带中国”试点的最早和最晚时间,从该区间均匀分布中,随机抽取每个城市的伪处理时间,并重复上述过程 500 次。随机实验估计结果见图 2。从图中可以看出,虚拟实验的直方图和核密度估计峰值均分布在零附近,分布趋势满足随机化要求。此外,真实回归系数为 0.039,显著异常于随机实验的结果,论证了实证结果并未受到不可观测因素的影响。

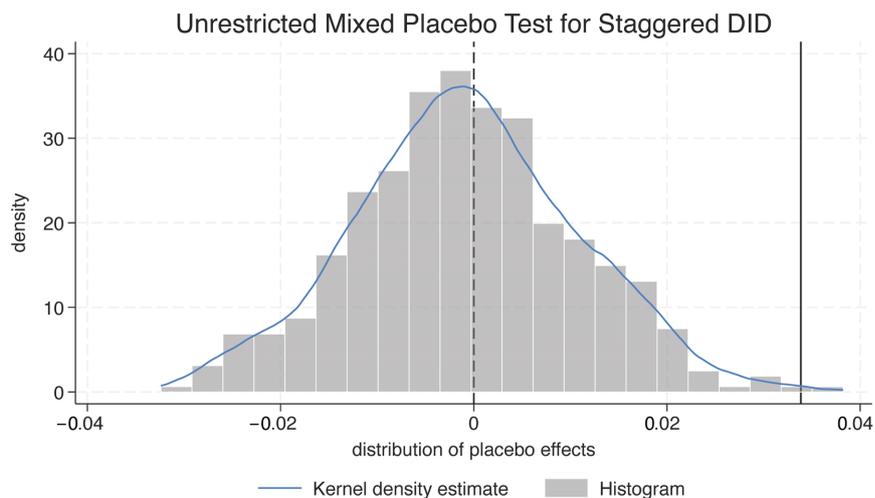


Figure 2. Placebo test chart  
图 2. 安慰剂检验图

### 5.3.3. 时间安慰剂检验

为避免处理组企业和对照组企业的差异是由时间变化导致的,参考王锋和葛星[27]的做法,将“宽带中国”试点政策的时间分别提前 2 年,3 年,4 年。构建虚假的政策时间。分别用  $Did^{-2}$ ,  $Did^{-3}$ ,  $Did^{-4}$  表示,回归结果见表 5。结果显示,  $Did^{-2}$ ,  $Did^{-3}$ ,  $Did^{-4}$  的系数在 10% 的显著性水平下均未通过检验,这表明处理组企业和对照组企业的时间趋势没有系统性差异,再次证明数字基础设施建设对企业全要素生产率具有显著影响。

**Table 5.** Time-placebo test  
**表 5.** 时间安慰剂检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	Did <sup>-2</sup>	Did <sup>-3</sup>	Did <sup>-4</sup>
Did	0.018 (1.24)	-0.004 (-0.20)	0.004 (0.11)
_cons	5.971*** (41.59)	5.990*** (41.51)	5.984*** (41.18)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.928	0.928	0.928
N	25,534	25,534	25,534

#### 5.3.4. 替换被解释变量

为验证模型的稳健性，本文借鉴张蕴萍等[28]的做法，另外通过 OP 法，FE 法，OLS 法测算企业全要素生产率替换被解释变量，并代入基准回归模型，结果如表 6 所示。结合表 6 的回归结果，发现，不论是用 OP 法，FE 法还是 OLS 法测算的企业全要素生产率，在基准回归模型中均在 10% 的显著性水平下显著，表明在替换被解释变量后，数字基础设施建设对企业全要素生产率的影响仍然具有显著的正向影响作用。

**Table 6.** Substitution of explanatory variables  
**表 6.** 替换被解释变量

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	TFP_OP	TFP_FE	TFP_OLS
Did	0.018* (1.83)	0.046*** (3.37)	0.044*** (3.36)
_cons	4.881*** (37.78)	7.882*** (43.45)	7.432*** (43.52)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.914	0.931	0.931
N	25,534	25,534	25,534

#### 5.3.5. 剔除异常年份数据

研究企业全要素生产率影响因素，必须考虑外部环境变化可能对企业经营发展所带来的影响。基于此，考虑到样本时间涵盖 2020，2021 年，在 2020~2021 年发生的公共卫生事件对市场经济产生了较大的冲击，为了减弱异常年份数据对估计结果准确性造成的影响。参考吕丹[4]的做法，本文将 2020 年，2021 年数据剔除来进行稳健性检验。从表 7 列(1)的回归结果可以看出，在剔除 2020，2021 年企业数据后，Did 对 TFP 在 1% 的显著性水平下显著为正，证明剔除异常年份数据后，回归结果依旧稳健。

### 5.3.6. 剔除直辖市数据

直辖市的设立具有明显的区位优势，经济优势，相较于一般地级市而言，往往有较大的建成区，更多的居住人口，在政策制定方面也具有更大的自主性。考虑到其特殊的经济地位和政策环境，减少其对研究结果带来的误差影响，本文剔除北京，天津，上海以及重庆这四个直辖市的数据，再进行基准回归，回归结果见表 7 列(2)。通过表 7 列(2)，在剔除直辖市数据后，核心解释变量的系数在 5%的显著性水平下显著，再次验证模型的稳健性。

### 5.3.7. 倾向得分匹配检验

考虑到“宽带中国”示范城市的选择存在不完全随机，可能与其他因素有关，存在自选择偏差的内生性问题，参考狄嘉等[29]的做法，本文采用文章控制变量对“宽带中国”示范城市样本采取最邻近 1:3 方法进行匹配，之后将匹配完成的样本进行回归，以此来进一步验证回归结果的稳健性，结果见表 7 列(3)。结合回归结果，经过倾向得分匹配后，样本数量减少了一些，但 Did 的回归系数依然在 5%的显著性水平下显著，因此，进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

### 5.3.8. 排除其他政策干扰

近年来，我国陆续出台了許多其他数字经济领域内的政策，例如“信息惠民”试点政策，该政策实施可能会干扰到“宽带中国”政策的经济效应。因此，本文基于上述政策构造虚拟变量 Did，将其纳入到控制变量中进行回归，回归结果见表 7 列(4)。可以发现，在控制其他政策影响因素后，核心解释变量依旧显著为正，再次说明结果的稳健性。

Table 7. Robustness check

表 7. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除异常年份数据	剔除直辖市数据	PSM-DID	排除其他政策干扰
Did	0.031*** (2.92)	0.028** (2.43)	0.028** (2.14)	0.022* (1.95)
_cons	6.016*** (37.54)	5.860*** (36.12)	5.963*** (32.42)	5.955*** (41.48)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.928	0.926	0.931	0.917
N	20,185	20,020	17,671	25,534

## 6. 进一步分析

### 6.1. 机制分析

前文通过一系列检验，已经证明数字基础设施建设能够促进企业全要素生产率。下一步本文进行数字基础设施影响企业全要素生产率的机制检验，本文采用中介效应模型进行机制检验，模型构建如下：

$$WW_{it} = \rho_0 + \rho_1 Did + \rho_2 Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Did + \beta_2 WW_{it} + \beta_3 Control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Supervise_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Did + \gamma_2 Control_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$TFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 Did + \theta_2 Supervise_{it} + \theta_3 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，融资约束(ww)和网络媒体监督(Media)为中介变量，其他变量与(1)式中含义相同。

### 6.1.1. 缓解企业融资约束

而数字基础设施的建设在一定程度上增强了企业的数字化转型程度，在企业中推广了数字技术，能够使得企业核心竞争力得到提升，进而降低企业融资难度。提高企业全要素生产率。首先，表 8 列(1)结果显示，数字基础设施建设的系数为-0.005，在 1%的显著性水平下显著，说明数字基础设施建设能够显著的缓解企业的融资约束问题，列(2)结果显示，ww 在 1%的显著性水平下显著为负，Did 的系数在 10%的显著性水平下显著为正，说明缓解融资约束问题能够显著提升企业全要素生产率，也意味着数字基础设施建设能够通过缓解企业融资约束来促进企业全要素生产率发展。

### 6.1.2. 强化社会监督

在新时代，网络媒体的关注为企业的发展创造了一个良性的监督环境。基于表 8 列(3)，发现数字基础设施建设对网络媒体关注度的影响系数在 5%的水平下显著为正，说明数字基础设施的建设能够提高网络媒体对企业的关注程度，由表 8 列(4)结果可知，Did 和 Media 的系数均在 1%的水平下显著为正，说明网络媒体的关注能够显著提升企业全要素生产率，且网络媒体关注起到了显著的中介作用，即数字基础设施建设可以通过提高社会监督来促进企业全要素生产率。

Table 8. Mechanism analysis test results

表 8. 机制分析检验结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	ww	TFP_LP	Media	TFP_LP
Did	-0.005*** (-3.76)	0.016* (1.70)	0.040** (2.31)	0.030*** (2.76)
ww		-3.844*** (-44.72)		
Media				0.104*** (20.85)
_cons	-0.915*** (-59.85)	2.439*** (16.42)	5.005*** (24.86)	5.439*** (38.25)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.790	0.943	0.764	0.930
N	25,534	25,534	25,534	25,534

## 6.2. 异质性分析

### 6.2.1. 地理区域异质性

考虑到企业所处地理位置不同会对企业生产力和生产率产生影响。本文根据企业所在省份，将其划分为东部和中西部，并分别进行基准回归，回归结果见表 9。通过回归结果，发现，当企业位于东部区域时，数字基础设施建设能够对企业产生显著正向影响，但当企业位于中西部时，虽然回归系数仍然为正，

但却在 10% 的显著性水平下不显著。造成这一现象的原因可能是因为东部地区产业政策更多的集中于高新技术产业，先进制造业的发展上，这些行业更注重创新驱动导向，因此对比于中西部地区集中于资源开发和生态环境保护上，东部地区具有良好的数字创新基础。

**Table 9.** Geographic area heterogeneity  
**表 9.** 地理区域异质性

	(1)	(2)
	东部	中西部
Did	0.035** (2.54)	0.024 (1.29)
_cons	5.774*** (34.68)	6.682*** (23.72)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
R <sup>2</sup>	0.931	0.921
N	17,962	7572

### 6.2.2. 企业所有制异质性

考虑到数字基础设施建设会对不同所有制企业的全要素生产率产生差异化影响。本文根据企业所有制将企业划分为国有企业和非国有企业。结果见表 10。发现，无论是国有企业还是非国有企业，数字基础设施建设对其影响均在 10% 的显著性水平下显著，且为正向影响，但相较于国有企业，对非国有企业影响更显著。这一现象可能是非国有企业在经营活动中更为灵活，可以根据市场经济变化，更快的调整经营策略。

**Table 10.** Heterogeneity of firm ownership  
**表 10.** 企业所有制异质性

	(1)	(2)
	国有	非国有
Did	0.029* (1.87)	0.044*** (2.91)
_cons	6.536*** (31.59)	6.118*** (32.00)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
R <sup>2</sup>	0.936	0.917
N	10,353	15,181

## 7. 结论与建议

本文将通过 LP 法测算得出的企业全要素生产率作为被解释变量，选择 2011~2023 我国沪深上市公

司作为研究样本，将“宽带中国”试点情况作为政策冲击，构建多时点双重差分模型，探讨数字基础设施建设对企业全要素生产率的影响；此外，还通过将企业融资约束，社会监督作为中介变量，进行模型的机制效应研究。最终得到以下结论：

第一，数字基础设施建设对于企业全要素生产率产生显著正向影响，对于企业全要素生产率的提高是红利，且存在地区异质性和企业异质性；在东部地区影响显著，但对中西部地区影响不显著；相较于国有企业，对民营企业的影响更为的剧烈。第二，数字基础设施建设能够通过缓解企业融资约束，扩大企业研发投入资金，促进企业全要素生产率的提升。第三，网络媒体在企业生产经营过程发挥着监督作用，数字基础设施能够通过强化社会监督来提高企业全要素生产率。

针对上述结论，为了更好的发挥数字基础设施的推动作用，本文提出如下几点建议：

一是深化数字基础设施建设，政府部门应当加大资金投入建设以 5G，互联网，算力平台等代表性数字基础设施，推动各地数字基础设施建设进度，提升设施普及度和服务质量。

二是聚焦区域发展差异，加快数字基础设施与中西部地区数据要素产业链融合，推动中西部地区的数字基础设施建设。

三是企业要提高数字经济创新水平，深化数字化转型，积极引进数字科技人才，改变过去依靠传统生产要素的局面。

## 参考文献

- [1] 姚战琪. 共同富裕背景下数字基础设施建设对居民收入水平与地区收入差距的影响[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2024, 77(6): 104-118.
- [2] Koutroumpis, P. (2019) The Economic Impact of Broadband: Evidence from OECD Countries. *Technological Forecasting and Social Change*, 148, Article 119719. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.119719>
- [3] 范红忠, 范乐怡, 宋颜希. 网络基础设施建设与城市创新——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 产经评论, 2022, 13(4): 52-67.
- [4] 吕丹. 数字基础设施建设是否影响了企业 ESG 表现?——来自“宽带中国”战略准自然实验的实证分析[J]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(12): 3793-3810.
- [5] 贾晓芳, 谢宝剑. 数字基础设施建设对企业劳动雇佣的影响与机制——以“宽带中国”战略为准自然实验[J]. 中国流通经济, 2024, 38(10): 18-32.
- [6] 董媛香, 张国珍. 数字基础设施建设能否带动企业降碳绿色转型?——基于生产要素链式网状体系[J]. 经济问题, 2023(6): 50-56.
- [7] 罗奇, 陈梁, 赵永亮. 数字基础设施建设与企业产能利用率——来自“宽带中国”战略的经验证据[J]. 产业经济研究, 2022(5): 1-14.
- [8] 张鹏, 周恩毅, 刘启雷. 装备制造企业数字化转型水平测度——基于陕西省调研数据的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(7): 64-72.
- [9] 朱巧玲, 雷雨荷. 新型政商关系促进民营企业高质量发展: 理论与实证[J]. 经济问题, 2024(11): 80-90.
- [10] 李兰冰, 赵家未. 数字经济政策与企业全要素生产率: 效应及机制[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2023, 51(6): 29-41.
- [11] 万字佳, 饶邦韬, 国胜铁. 国家级大数据综合试验区设立提升了企业全要素生产率吗? [J]. 商业研究, 2025(1): 67-78.
- [12] 吴祯, 闫中晓. 企业绿色技术网络位置与全要素生产率[J/OL]. 当代财经, 1-14. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20250226.001>, 2025-03-10.
- [13] 刘洋, 曹改改. 企业数字化转型驱动全要素生产率提升研究[J]. 科研管理, 2025, 46(1): 34-43.
- [14] 郑玉. 数字基础设施建设对企业创新影响机理探究——基于“宽带中国”战略试点准自然实验的实证检验[J]. 中央财经大学学报, 2023(4): 90-104.
- [15] 孟宏伟, 赵华平, 张所地. 信息基础设施建设与区域数字化创业活跃度[J]. 中南财经政法大学学报, 2022(4): 145-160.

- 
- [16] 沈姗姗, 罗琛, 程铖. 数字基础设施建设对企业数字技术创新的驱动效应研究[J]. 经济问题探索, 2025(2): 62-76.
- [17] 梁锦凯, 陈关聚, 娄小亭. 数据要素市场化配置促进了企业创新“增量提质”吗[J]. 江西财经大学学报, 2024(6): 36-49.
- [18] 李晶晶. 融资约束、无形资产与企业创新——来自中国上市企业的经验证据[J]. 调研世界, 2024(11): 46-56.
- [19] 黄益平, 邱晗. 大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 12-21.
- [20] Klapper, L., Miller, M. and Hess, J. (2019) Leveraging Digital Financial Solutions to Promote Formal Business Participation. World Bank.  
[https://www.researchgate.net/publication/333074080\\_Leveraging\\_Digital\\_Financial\\_Solutions\\_to\\_Promote\\_Formal\\_Business\\_Participation](https://www.researchgate.net/publication/333074080_Leveraging_Digital_Financial_Solutions_to_Promote_Formal_Business_Participation)
- [21] 张越, 范从来, 高洁超. 媒体报道与企业全要素生产率——来自监督-信息-压力三重维度的经验证据[J]. 当代财经, 1-16.
- [22] 刘进, 李霆威. 媒体报道对企业劳动投资效率的影响——基于监督和声誉两种机制[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2024(6): 116-134.
- [23] Miller, G.S. (2006) The Press as a Watchdog for Accounting Fraud. *Journal of Accounting Research*, 44, 1001-1033.  
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2006.00224.x>
- [24] 师栋楷. 数字普惠金融对制造业企业新质生产力的影响及作用机理[J]. 经济问题, 2024(12): 78-87.
- [25] 宋敬, 陈良华, 叶涛. 数字经济能够提升企业创新质量吗——基于新熊彼特增长理论视角[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(12): 1-11.
- [26] 韩先锋, 郑酌基, 李勃昕, 等. 行政体制改革、营商环境优化与数字创新驱动——来自“放管服”的新证据[J]. 公共管理学报, 2024, 21(4): 1-15, 166.
- [27] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(5): 81-99.
- [28] 张蕴萍, 王潇凯, 陈言. 智慧城市建设对培育发展企业新质生产力的影响——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 1-18.
- [29] 狄嘉, 孙朋飞, 苑春荟, 等. 数字经济发展驱动创业活跃度——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(1): 157-177.