

网络基础设施与数字企业创业活跃度： “宽带中国”示范城市建设的证据

孙文凯¹ 唐思远²

摘要 本文利用2005—2020年中国295个城市的面板数据,将“宽带中国”示范城市建设作为准自然实验,采用多期双重差分方法,研究网络基础设施建设对数字企业创业活跃度的影响。研究发现:第一,“宽带中国”战略显著提升了数字企业占比,平均提升2.97个百分点,表明网络基础设施建设有助于激发地区数字企业的创业活力。第二,网络基础设施建设对小微数字企业占比的提升作用比大中型数字企业更大,未加剧市场集中,反而在大型企业占比较高地区进一步推动了新企业进入;同时,政策效应在在校大学生占比较高的地区更为显著,在数字技术应用业和数字要素驱动业中表现更为突出。第三,机制分析表明,网络基础设施建设通过提升网络覆盖质量、扩大数字经济市场规模、降低企业交易成本的方式提升了数字企业创业活跃度。

关键词 网络基础设施;“宽带中国”战略;数字企业;数字经济

0 引言

在数字经济高速发展的背景下,数字企业的发展不仅是实现经济结构优化与高质量发展的现实抓手,也成为经济学研究的前沿课题。相较传统企业,数字企业更具灵活性和创新性,能快速吸纳多层次人才,为青年创业者提供低门槛的发展平台。在组织形式上,数字企业广泛采用平台型、网络型和去中心化架构,挑战了传统“企业边界”“交易成本”“垂直整合”等经典命题,推动经济学理论不断演化。近年来,相关研究大量涌现。网络基础设施建设水平提高可能促进数字企业成本降低,市场规模扩大,有助于提升数字企业创业活跃度。然而,相比于传统企业,数字企业更易形成规模效应和网络外部性,在促进集中发展的同时,也可能加剧市场垄断、抑制新企业进入,引发政策关注。2021年国务院反垄断委员会发布平台经济领域的反垄断指南,正是对此问题的回应。综上所述,网络基础设施发展对数字企业创业活跃度的影响方向和机制尚不明确。鉴于该议题兼具理论价值和实践意义,有必要进行系统研究。

2023年,中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》强调了网络基础设施建设的重要性。网络基础设施将为数字中国建设和数字经济发展提供客观物质基础,成

1 孙文凯,中国人民大学经济学院教授,E-mail:sunwk@ruc.edu.cn。

2 唐思远(通信作者),中国人民大学经济学院博士研究生,E-mail:2017200888@ruc.edu.cn。

为经济转型和结构调整的重要抓手。本文利用“宽带中国”示范城市建设这一对网络基础设施建设产生影响的外生冲击,检验网络基础设施建设对数字企业创业活跃度的影响。我们利用国家统计局公布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》界定数字企业,与微观企业数据进行匹配,获得了2005—2020年中国295个城市的数字企业存量数据,并在进一步标准化后得到了以地区数字企业占比衡量的数字企业创业活跃度指标。利用多期DID(双重差分)方法,我们估计了网络基础设施完善对数字企业创业活跃度的总效应和异质性影响,并进行了机制检验。研究发现,网络基础设施建设显著提升了地区数字企业创业活跃度。进一步分析显示,这一促进作用在小微型数字企业中更为显著,表明网络基础设施的完善有助于降低创业门槛,增强市场准入机会。与常见的对垄断担忧不同,网络基础设施建设并未加剧数字产业的市场集中,反而在大型企业占比较高的地区进一步促进了新企业的进入。地区在校大学生人数对创业效应有正向的调节作用,在校大学生人数占比更高的地区,网络基础设施建设对数字企业占比的提升作用更大。网络基础设施的完善对数字技术应用业和数字要素驱动业的企业创业活跃度提升作用更大。机制分析表明,网络基础设施建设通过提升地区网络覆盖质量、扩大数字经济市场规模和降低数字企业交易成本等三种机制,驱动了数字企业创业活跃度提升。

相比于已有文献,本文有以下贡献:第一,本文从理论层面系统探讨了网络基础设施建设对数字企业创办可能产生的双重影响,其在降低进入门槛、激发创业活力方面可能存在促进作用,同时也可能加大市场集中度、强化平台垄断从而带来抑制效应。在此基础上,本文结合微观企业数据开展实证分析,为网络基础设施建设在数字创业中的正向作用提供了经验证据,丰富了数字经济背景下基础设施与创业行为之间关系的研究。第二,本文挖掘了网络基础设施建设影响数字企业创业活跃度的潜在机制,提出并实证检验了三条路径:提升网络覆盖质量、扩大数字经济市场规模,以及降低企业交易成本,从而揭示了基础设施建设如何通过多维渠道推动数字企业创业活力的提升。第三,本文利用权威分类标准,较为精准地定义了数字企业。数字企业数量的增加和占比的提升对我国经济结构调整,发展方式转变具有重大意义。但以往研究受限于分类标准不一和微观数据的缺乏,往往无法精准度量数字企业总体规模及变化情况。我们使用全量数据展现我国数字企业创业活跃度的总体情况,并研究网络基础设施建设对数字企业创业活跃度的影响,从而弥补了已有文献对数字企业总量情况和影响因素关注不足的缺陷。

1 制度背景

为加快网络基础设施建设、支撑数字经济发展,中国出台多项政策,其中“宽带中国”战略最具广泛性和影响力。2013年8月,国务院发布了《“宽带中国”战略及实施方案》,对中国未来的宽带建设进行了顶层设计。2014年1月,工信部和发改委发布《创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作管理办法》,明确申报创建“宽带中国”示范城市(城市群)应具有良好的宽带发展基础,需要满足宽带接入能力、3G/LTE移动电话人口普及率,以及宽带用户渗透率等六项硬性指标中的四项。同年批准了北京市、天津市、上海市等39个城市和城市群作为首批“宽带中国”示范城市(城市群),在2015年和2016年又分别批准了

39个城市为第二批和第三批示范城市。

获批城市需结合国家要求和地方实际,制定三年行动方案,通过专班建设、加大投入、提速降费等方式,提升本地网络基础设施水平。

“宽带中国”战略由中央制定标准,地方申报,统一审核,遴选非企业主导,有效缓解了内生性问题。虽非完全随机,但标准明确、过程规范,降低了人为干预的可能。政策目标聚焦网络基础设施建设,未直接干预创业行为,有利于排除干扰路径。综上,该战略提供了识别网络基础设施建设对数字企业创业影响的准自然实验环境。

2 理论分析与研究假设

网络基础设施建设是一个系统工程,涵盖通信网络、数据中心、传输设备等多个环节。其中,基站作为网络基础设施建设中的关键节点,其建设水平直接决定了一个地区的信息传输能力与网络覆盖质量。对于依赖网络运行的数字企业而言,基站建设不仅降低了通信与运营成本,也扩大了服务触达范围,提升了创业项目的可行性与市场规模。特别是在初创阶段,良好的网络环境能够显著提升企业获取资源、连接用户与参与数字生态的能力,从而激发数字企业的创业意愿与创业成功率。

网络基础设施建设通过扩大数字经济市场规模的方式作用于数字企业。互联网普及率的提高可以直接促进信息消费(牡丹清,2017),网民人数的增加既增加了潜在信息消费者人数,又通过网络效应影响着既存信息消费者的消费决策,从而对数字经济市场规模的扩大发挥着乘数效应。消费者更易比价,获取利基商品,推动“长尾营销”兴起(Anderson,2006),带动平台型电商迅速成长。政府对公共服务数字化的需求也在基础设施完善的基础上快速释放,催生了智慧政务、数字治理等新兴市场(谭海波等,2019)。这些新需求不断拓展市场容量,提升创业预期,激发创业动机;同时,平台、云计算与大数据服务降低了准入门槛与运营成本,吸引资本、技术和人才流入,优化创业生态。

在数字经济中,数据信息既是生产要素,也构成生产成本。网络基础设施的提速降费政策降低了通信与信息处理成本,也减少了企业在搜寻、复制、传输、追踪与核查等方面的成本(Goldfarb and Tucker,2019)。网络普及提升了交易匹配效率,有利于企业更低成本获取要素与客户资源(张昕蔚,2019)。同时,完善的网络条件也支持企业内部管理系统数字化改造,提升员工能力与资源掌控水平,强化应对不确定性的韧性(池毛毛等,2020)。内部交易成本因此降低,跨部门协同与知识流动增强,有利于创新和转型。数字产品几乎为零的复制与传输成本进一步压低经营门槛,提升创业活跃度(Nagaraj,2022)。

值得注意的是,网络基础设施带来创业红利的同时,也可能加剧市场集中。数字经济的网络效应和“赢者通吃”的特征,限制了有效竞争。大型在位数字企业依托网络外部性、数据垄断和市场控制力,可能通过排他性竞争、并购封锁等方式抑制潜在竞争者的进入与成长(许恒等,2020)。此外,大企业在政策沟通与监管合规方面更具优势,可能影响制度安排,不利于新进入者的发展。

综上所述,网络基础设施建设在促进数字企业创业的同时,也可能加剧行业集中,带来双重效应。其对创业活跃度的总体影响仍具有不确定性。基于此,本文提出如下研究

假设,

原假设:网络基础设施建设提高了数字产业的行业集中度,抑制了新企业的进入,进而降低了数字企业创业活跃度。

备择假设:网络基础设施建设通过提升网络覆盖质量,扩大数字消费市场,降低企业交易成本,增强了创业环境,进而提升了数字企业创业活跃度。

3 研究设计

3.1 被解释变量

本文的主要被解释变量是城市层面数字企业占总企业数量的比重。我们根据国家统计局公布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》定义数字企业,并匹配天眼查地级市分行业企业存量数据计算得到该指标。若企业的主营业务从属于分类名单,则认为该企业是数字企业。

3.2 解释变量

根据“宽带中国”示范城市的批准名单,本文定义是否被批准为示范城市的虚拟变量作为关键解释变量。若城市已经被批准为示范城市,则虚拟变量取 1,不在三批示范城市名单之列或尚未被批准为示范城市取 0^①。

3.3 控制变量

本文除了控制双向固定效应之外,还参考莫怡青和李力行(2022)的研究,控制了城市时间线性趋势及一些可能同时影响“宽带中国”示范城市建设以及城市数字创业活跃度的变量,包括 GDP 对数、总人口对数、反映产业结构的第三产业 GDP 占比和第三产业劳动力占比、人均工资对数、年末金融机构存贷款余额占 GDP 比重衡量的城市金融发展指数、用 GDP 标准化后的地区固定资产投资总额。以上数据均来自《中国城市统计年鉴》。

表 1 展示了基准回归中主要变量的描述性统计结果,本文样本包括了 295 个城市在 2005—2020 年的年度数据,剔除缺失值后得到 4199 个城市-年度样本点。每个城市每年平均的数字企业占比为 19.44%。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
“宽带中国”示范城市	4199	0.139	0.346	0	1
数字企业占比/%	4199	19.44	9.282	3.184	68.55
城市 GDP/亿元	4199	1991	3053	44.88	38701
城市人口/万人	4199	429.2	268.9	17	2488

① 若以城市群为单位被批准,则认为构成城市群的各城市同时接受了处理。由于重庆市下辖的区在不同年份接受了处理,而被解释变量为城市级,故剔除重庆市的样本。

					续表
变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
城市第三产业 GDP 占比/%	4199	40.09	10.31	8.580	83.87
城市第三产业劳动力占比/%	4199	53.65	13.51	9.910	94.82
城市平均年工资/元	4199	45327	23924	4958	185026
城市金融发展指数/%	4199	2.268	1.199	0.508	21.30
固定资产投资/亿元	4199	1265	1510	13.45	14629

3.4 模型选择

本文采用多期 DID 的双向固定效应模型。将“宽带中国”示范城市建设视为对地区网络基础设施建设水平进行处理的准自然实验。具体模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{Treat}_{it} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \varphi_t + \omega_i t + \epsilon_{it}$$

(1)

其中, Y_{it} 是被解释变量城市数字企业占比, Treat_{it} 为“宽带中国”战略是否在该城市实施的虚拟变量, φ_i 和 φ_t 分别是城市固定效应和年份固定效应, $\omega_i t$ 表示城市的线性时间趋势, 用于吸收不同城市的趋势性差异。 X_{it} 是随城市和年份变化的一系列控制变量。

4 回归结果分析

4.1 基准回归分析

表 2 展示了逐步加入不同宏观变量的基准回归结果。比较第(1)列到第(4)列中处理变量的系数可以发现, 随着控制变量的加入, 处理变量的系数始终在 1% 的水平上显著为正, 且系数的大小并没有随着控制变量的加入发生很大变化。第(4)列的回归结果表明, 在 2005—2020 年期间, “宽带中国”战略处理组城市的数字企业占比相较控制组城市提高 0.54, 即“宽带中国”战略的实施平均而言使城市数字企业创业活跃度提升了 2.97%。

表 2 基准回归结果

因变量	数字企业创业活跃度: $100 \times (\text{数字企业存量} / \text{全行业企业存量})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
“宽带中国”示范城市建设(Treat_{it})	0.541 *** (0.128)	0.534 *** (0.127)	0.536 *** (0.127)	0.542 *** (0.126)
GDP 对数		1.275 *** (0.254)	1.501 *** (0.284)	1.476 *** (0.290)
人口对数		0.193 (0.383)	0.188 (0.385)	0.170 (0.384)
第三产业 GDP 占比		0.034 *** (0.007)	0.033 *** (0.007)	0.033 *** (0.007)
第三产业劳动力占比		-0.012 * (0.007)	-0.012 * (0.007)	-0.012 * (0.007)
工资对数			0.007 (0.222)	0.039 (0.216)

续表

因变量	数字企业创业活跃度: $100 \times (\text{数字企业存量} / \text{全行业企业存量})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
金融发展指数			0.117 [*] (0.067)	0.122 [*] (0.065)
固定资产投资				-0.594 ^{***} (0.142)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市 $\times$ 时间线性趋势	是	是	是	是
样本量	4199	4199	4199	4199
R^2	0.983	0.983	0.983	0.983

注:括号内为 White 稳健标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。控制组数字经济创业活跃度最小值为 3.18,均值为 18.16,最大值为 59.96。

4.2 稳健性检验

4.2.1 平行趋势检验

1) 动态效应检验

为检验示范城市和非示范城市是否满足处理前的平行趋势,以及处理后动态影响,本文构建动态效应模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=-5}^5 \beta_k \cdot D_{i,t_0+j} + \gamma X_{it} + \varphi_i + \varphi_t + \omega_i t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中 D_{i,t_0+j} 是虚拟变量,刻画了 i 城市在第 t_0+j 年是否已经被确定为“宽带中国”示范城市。其中 t_0 为政策实施的当年, j 可正可负,为正时表示确定为“宽带中国”示范城市后的第 j 年,为负表示确定为“宽带中国”示范城市前的第 j 年,本文研究样本包括政策最初实施的前 9 年和后 6 年,将-5 期之前的时间归并到第-5 期,将 5 期之后的时间归并到第 5 期,采用政策实施前一年作为基准年份。其他变量的设定与基准回归模型一致。

动态效应检验结果如图 1 所示。在处理时点之前,估计系数都不显著,支持了平行趋

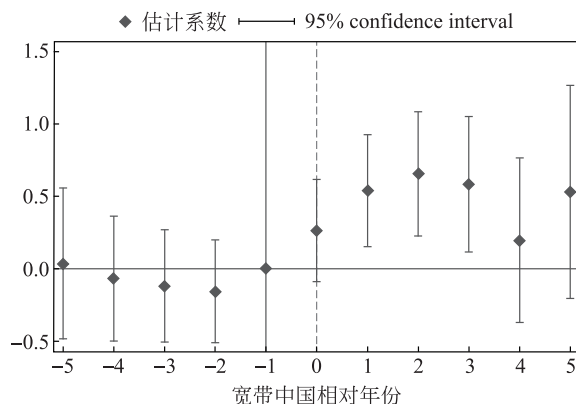


图 1 动态效应检验结果

势假设。处理当年系数为正但不显著。处理后的前三年估计系数显著为正,第三年之后的估计系数不再显著,这可能和“宽带中国”示范城市的创建期是三年有关。

2) 置信区间敏感性分析

最新的双重差分理论文献表明,处理前趋势检验不能为平行趋势假设提供有效证据,传统检验方法可能造成估计的偏差和扭曲(Roth et al., 2023)。本文参考 Rambachan and Roth (2023)、许文立和孙磊(2023)、韩国高等(2024)的做法,对处理后点估计量的置信区间进行敏感性分析。设置最大偏离程度 $Mbar=1\times$ 标准误,若在平行趋势存在相对偏离的情形下,处理后点估计量的置信区间不包含 0 值,则说明平行趋势成立的假设较为稳健。图 2 分别展示了在相对偏离程度限制和平滑限制下政策实施后 1 年处理效应的平行趋势敏感性分析结果^①。在平滑限制下,处理前趋势偏差 20% 时,政策实施后 1 年的处理效果也是稳健的。检验结果表明,即使平行趋势存在一定程度的偏离,本文的主要结论依然是稳健的。

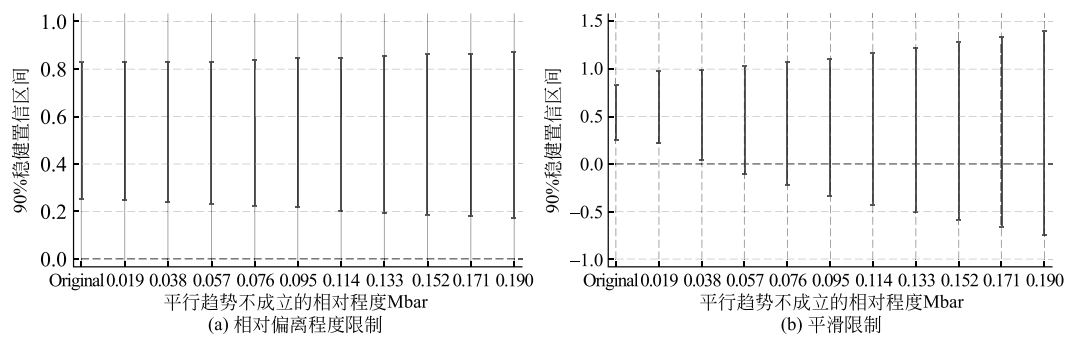


图 2 置信区间敏感性分析结果

4.2.2 控制前定变量

如果“宽带中国”示范城市的政策处理存在非随机性,基准回归结果可能反映的是处理组与控制组城市间的原有差异。尽管动态效应检验在一定程度上缓解了这一问题,为进一步提升识别效度,本文控制了前定变量的时间趋势。结合示范城市选拔标准和数据可得性,本文选择 3G 基站数量、移动电话人口普及率、国际互联网用户渗透率作为前定变量。参考 Li et al. (2016)的方法,控制因示范城市选择内生性导致的结果变量时序差异。具体而言,表 3 第(1)列控制了前定变量与时间的三次多项式函数交互;第(2)列控制了前定变量与年度虚拟变量的交互项。第(3)列在第(2)列处理方法的基础上仅使用处理组样本进行回归,这些样本之间更加相似。结果表明,在考虑潜在的政策处理非随机性的基础上,“宽带中国”示范城市建设仍然显著提高了城市数字企业占比。

表 3 控制前定变量的稳健性检验结果

因变量	数字企业创业活跃度		
	(1)	(2)	(3)
$Treat_{it}$	0.531 *** (0.127)	0.519 *** (0.128)	0.293 * (0.169)

① 政策实施后 2 年、3 年处理效应同样通过平行趋势的敏感性检验。

续表

因变量	数字企业创业活跃度		
	(1)	(2)	(3)
前定变量×时间趋势项及其高次形式	是		
前定变量×年份虚拟变量		是	是
仅考察处理组样本			是
城市控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是
样本量	4199	4199	1593
R^2	0.983	0.983	0.989

注:括号内为 White 稳健标准误,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.2.3 替换被解释变量

为了防止被解释变量选择造成的偏误,本文参考已有研究的做法,选择数字企业注册数量的对数值(狄嘉等,2025),每万人中新创数字企业数(白俊红等,2022)和数字企业创业率(Cui and Li,2023)替代数字企业占比放入回归模型(1)中。结果如表 4 所示,本文主要结论对被解释变量的选择保持稳健。

表 4 替换被解释变量的稳健性检验结果

因变量	数字企业注册数量的自然对数	每百人新创数字企业数	数字企业进入率
	(1)	(2)	(3)
$Treat_{it}$	0.057*** (0.018)	10.380*** (2.326)	0.022** (0.009)
控制变量 ^①	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是
样本量	4199	4199	4199
R^2	0.984	0.895	0.862

注:括号内为 White 稳健标准误,* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

4.2.4 安慰剂检验

为了排除时间趋势、地区差异等混杂因素造成的虚假相关性,本文开展多项安慰剂检验。首先,借鉴李广众和贾凡胜(2020)的做法,将“宽带中国”示范城市建设的时间分别提前 2 年和 3 年进行伪处理。表 5 第(1)列和第(2)列显示虚拟变量系数均不显著,说明基准回归结果确实源于政策效应。

① 第(2)列被解释变量为数字企业注册数量与人口之比,为了避免产生共线性问题,不再控制人口对数,其他控制变量的选择与基准回归一致。

表 5 安慰剂检验结果

因变量	数字企业创业活跃度				
	提前两年	提前三年	控制未来一年 处理状态	邻近城市 伪处理状态	去除处理组邻近 城市样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
提前两年的伪处理	0.050 (0.150)				
提前三年的伪处理		-0.184 (0.150)			
$Treat_{it}$			0.478*** (0.134)		0.463*** (0.138)
$Treat_{i,t+1}$			0.124 (0.146)		
基于邻近城市的伪处理				-0.222 (0.167)	
城市控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是	是	是
样本量	4199	4199	4199	4199	2292
R^2	0.983	0.983	0.983	0.983	0.988

注：括号内为 White 稳健标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

其次，参考 La Ferrara et al. (2012)，在回归中控制第 $t+1$ 年城市的处理状态 $Treat_{i,t+1}$ ，检验未来政策是否对当前创业活跃度产生影响。表 5 的第 (3) 列结果显示该变量不显著，且控制后当年处理状态依然显著，进一步排除了反向因果或预期效应。

最后，利用地理邻接信息构造伪处理变量，若邻近城市处理状态不同，则赋值为该邻市状态，检验是否存在地区性冲击。表 5 第 (4) 列结果显示伪处理变量不显著。进一步剔除处理组邻近城市样本，处理效应依然显著、[见表 5 第 (5) 列]，排除了虹吸效应干扰。

4.2.5 倾向得分匹配-双重差分法(Propensity Score Matching+Differences-in-Differences, PSM-DID)

本文采用 PSM-DID 方法，将处理组与控制组进行匹配，以提高可比性，并减弱对模型线性形式的依赖。参考孙文凯和王乙杰(2016)的研究设计，将公布为“宽带中国”示范城市视作接受处理，估计了不同处理年份组的短期和长期平均处理效应(Average treatment effect on the treated, ATT)^①。三批处理城市均通过匹配平衡性检验。

PSM-DID 的结果(见表 6)显示，2014 年入选“宽带中国”示范城市显著提升了数字企业创业活跃度，短期效应显著，长期在匹配前显著。相比之下，2015 年和 2016 年入选城市的处理效应虽为正但不显著。结合动态效应检验，政策影响主要源于首批示范城市，后续城市可能因模仿效应削弱了相对影响。

① 此处的长期特指三年后，短期特指一年。

表 6 PSM-DID 结果

		均值			S. E.	共同支持样本量	
		样本	处理组	控制组		处理组	控制组
2013—2014 年(短期)	未匹配	1.921	1.09	0.831***	0.133	37	175
	匹配	1.78	0.978	0.801**	0.251	28	175
2013—2017 年(长期)	未匹配	6.349	4.033	2.317***	0.41	32	155
	匹配	5.452	4.081	1.371	0.746	24	155
2014—2015 年(短期)	未匹配	1.277	1.127	0.149	0.131	35	175
	匹配	1.175	1.217	-0.043	0.202	30	175
2014—2018 年(长期)	未匹配	4.262	3.896	0.366	0.503	35	177
	匹配	4.206	4.344	-0.138	0.59	28	177
2015—2016 年(短期)	未匹配	1.251	1.14	0.111	0.113	34	177
	匹配	1.136	1.119	0.017	0.176	27	177
2015—2019 年(长期)	未匹配	4.245	3.831	0.413	0.53	34	177
	匹配	3.92	4.559	-0.64	0.877	29	177

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2.6 异质性稳健 DID

估计量在不同时点的处理效应差异可能导致多期 DID 系数有偏误。PSM-DID 的估计结果显示,只有首批入选“宽带中国”示范城市的数字企业占比得到了显著提升,后两批的效果不显著。因此,本文采用 Callaway and Sant Anna(2021)提出的异质性稳健多期 DID 估计方法进行稳健性检验,结果见表 7。利用不同的加总方法可以计算出不同类型的平均处理效应。“组别效应”显示,2014 年组的创业活跃度较控制组提高了 2.3 个百分点,2015 年和 2016 年组无显著变化。表 7 最后一列汇总的不同加总方法下单一参数估计均在 1%水平显著为正,且大于基准回归结果,表明主结论在考虑处理异质性后依然稳健。

表 7 异质性稳健 DID:加总的平均处理效应估计结果

简单加权平均	局部汇总							单一参数
								1.012*** (0.285)
组别效应	g=2014		g=2015		g=2016			
	2.276*** (0.462)		0.135 (0.370)		0.248 (0.343)		0.899*** (0.258)	
事件时点	e=0	e=1	e=2	e=3	e=4	e=5	e=6	
	0.403*** (0.102)	0.792*** (0.181)	0.966*** (0.242)	0.987*** (0.312)	0.827** (0.405)	1.417** (0.579)	3.415*** (0.991)	1.258*** (0.335)
自然时点	t=2014	t=2015	t=2016	t=2017	t=2018	t=2019	t=2020	
	0.888*** (0.177)	0.958*** (0.209)	0.894*** (0.201)	0.976*** (0.246)	1.020*** (0.326)	1.163*** (0.424)	1.088* (0.563)	0.998*** (0.261)

注:括号内为 White 稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2.7 排除其他政策影响

在本文的考察期间,国家智慧城市试点、创新型城市试点、促进科技与金融结合试点、信息消费示范城市也在交叉进行。为了更好地识别“宽带中国”战略对数字企业创业活跃度的影响,本文在基准回归模型的基础上依次加入了四项政策的虚拟变量,以控制其对数字企业创业活跃度的潜在影响。结果如表 8 所示,在排除其他政策影响之后,“宽带中国”战略的虚拟变量系数仍然显著为正,结果仍然稳健。

表 8 排除其他政策影响的回归结果

因变量	数字企业创业活跃度				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treat _{it}	0.543 *** (0.127)	0.500 *** (0.126)	0.545 *** (0.126)	0.542 *** (0.126)	0.502 *** (0.126)
智慧城市	0.072 (0.129)				0.142 (0.127)
创新型城市		-0.655 *** (0.186)			-0.675 *** (0.195)
金融与科技			0.159 (0.229)		0.194 (0.229)
信息消费示范城市				0.014 (0.327)	0.112 (0.338)
城市控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是	是	是
样本量	4199	4199	4199	4199	4199
R ²	0.983	0.983	0.983	0.983	0.983

注:括号内为 White 稳健标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.3 异质性分析

4.3.1 分析不同企业规模

网络基础设施也可能对不同规模的数字企业产生异质性影响,从而影响数字市场结构。基础设施完善降低了进入门槛,市场扩大及数字公共品普及有利于小型企业满足小众需求、降低运营成本(杨其静等,2022)。本文参照谢绚丽等(2018)的做法,根据企业注册资本量将数字企业划为小微(0~100 万元)、中型(100 万~500 万元)和大型(500 万元以上)三类,分别测算其在企业总数中的占比并进行分组回归。结果(表 9)显示,“宽带中国”战略显著提升了小微和中型数字企业占比,对大型数字企业无显著影响。

表 9 分企业规模回归结果

因变量	数字企业创业活跃度		
	小微数字企业	中型数字企业	大型数字企业
	(1)	(2)	(3)
$Treat_{it}$	0.292 *** (0.084)	0.279 *** (0.048)	-0.005 (0.084)
城市控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市 $\times$ 时间线性趋势	是	是	是
样本量	4199	4199	4199
R^2	0.974	0.984	0.954

注:括号内为 White 稳健标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.3.2 产业集中与在位大企业的影响

本文的基准回归结果初步拒绝了“网络基础设施抑制数字企业进入”的原假设。为了进一步厘清数字企业集中度提高和在位大企业对新数字企业进入的影响,本文首先分析了“宽带中国”建设对产业集中度的影响。税收调查数据覆盖大量中小微企业样本,其成本和费用结构对新创办的企业具有较高的相似性和可比性。根据税调数据中企业行业和营业收入信息,本文分别在全部行业和数字产业相关行业中计算各年份城市-行业层面的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI),衡量产业集中度^①,发现该政策显著提高了整体行业集中度,但对数字产业相关行业无显著影响[见表 10 第(1)列和第(2)列],不支持“加剧数字垄断”的假说。

表 10 产业集中与在位大企业的影响

因变量	HHI		数字企业 创业活跃度	每万人数字企业 注册数量
	全部行业	数字产业相关行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_{it}$	0.016 *** (0.004)	0.013 (0.013)	-2.704 *** (0.874)	-93.492 *** (21.702)
上一年大型数字企业占比 $\times Treat_{it}$			0.356 *** (0.096)	11.280 *** (2.549)
上一年大型数字企业占比			0.907 *** (0.091)	-0.582 (1.032)
城市控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是		
城市固定效应	是	是	是	是

① 值得注意的是,税调数据覆盖年份为 2007 年到 2016 年,期间仅第一批和第二批“宽带中国”示范城市实施。但前文分析表明,“宽带中国”示范城市的政策效应主要是第一批示范城市建设带来的,因此样本受限对本文异质性分析和机制分析的影响不大。

因变量	HHI		数字企业	每万人数字企业
	全部行业	数字产业相关行业	创业活跃度	注册数量
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	是	是	是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是	是
样本量	724956	69266	3915	3915
R ²	0.446	0.483	0.990	0.902

注：括号内为 White 稳健标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

随后,本文考察在位大企业对创业活跃度的影响。以“宽带中国”政策与前一年大型数字企业占比的交互项回归数字企业创业活跃度,结果表明交互项显著为正[见表 10 第(3)列和第(4)列],说明在位大型企业未抑制新进入,反而增强了创业活跃度,支持了备择假设。

4.3.3 分析不同数字经济产业类别

《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》将数字经济核心产业分为四类:数字产品制造业、数字服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业。本文按此分类开展分样本回归,结果[表 11 第(1)列到第(4)列]显示,网络基础设施建设对各类数字企业占比均有显著正向影响,其中对数字要素驱动业和技术应用业作用更强,对制造业和服务业作用相对较弱。这可能源于后两者线上化程度较低、资产重,网络完善对其创业活跃度带动有限;而前两者高度依赖数字化运营,网络质量直接关系其生存与发展,因而受益更大。

表 11 分所属数字经济核心产业类别回归结果及在校大学生的调节效应

因变量	数字企业创业活跃度				全部数字 行业
	数字产品 制造业	数字产品 服务业	数字技术 应用业	数字要素 驱动业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treat _{it}	0.161 *** (0.032)	0.046 *** (0.018)	0.333 *** (0.085)	0.375 *** (0.090)	-1.333 *** (0.476)
Treat _{it} ×Ln(每万人中在校大学生人数)					0.312 *** (0.086)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是	是	是
样本量	4199	4199	4199	4199	1940
R ²	0.988	0.916	0.974	0.986	0.998

注：括号内为 White 稳健标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

4.3.4 在校大学生数量的调节效应

由于大学生对新事物更具接受度且具备较高文化素质,在网络基础设施改善后,既可

能率先成为数字产品的消费者,也更有潜力成为数字创业者。因此,本文考察在校大学生数量的调节效应,构造“宽带中国”战略与每万人在校大学生数对数的交互项并纳入回归。表 11 第(5)列结果显示,该交互项在 1%水平上显著为正,表明大学生占比越高,网络基础设施对数字企业占比的带动作用越强,验证了其正向调节效应。

5 机制分析

参考江艇(2022)对机制检验方法的建议,本节将机制变量作为被解释变量回归到“宽带中国”示范城市建设上,依次对理论分析部分提出的三条机制进行检验。

5.1 提升网络覆盖质量

基站是移动通信网络的核心基础设施,直接决定了区域的网络覆盖质量。鉴于 4G 网络建设是“宽带中国”示范城市的核心任务之一,本文采用 4G 基站数量的自然对数作为网络覆盖质量的代理变量。表 12 第(1)列显示,政策显著提升了 4G 基站数量,验证了提升网络覆盖质量促进数字创业的机制。

表 12 提升网络覆盖质量的机制分析结果

因变量	Ln(4G 基站数)	Ln(互联网 用户人数)	Ln(本市政府 数字采购金额)	Ln(本市企业获得 数字采购金额)	管理 费用率/%	应 酬 费用率/%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat_{it}$	0.377*** (0.130)	0.098*** (0.026)	1.683* (0.867)	3.618*** (1.043)	-10.353*** (1.535)	-0.228*** (0.083)
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
企业控制变量					是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应					是	是
城市×时间线性趋势	是	是	是	是		
样本量	3359	4162	1049	799	759017	526023
R^2	0.958	0.957	0.833	0.864	0.074	0.070

注:括号内为 White 稳健标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

5.2 扩大数字经济市场规模

为检验数字经济市场规模扩大机制,本文以互联网用户数对数代理个人数字消费需求。借鉴申志轩等(2024),通过合同关键词识别政府数字采购,分别计算本市政府数字采购金额及本市企业获政府数字采购金额对数,作为政府数字需求代理变量。表 12 第(2)列到第(4)列回归结果显示,“宽带中国”示范城市建设显著提升互联网用户数及两类政府数字采购金额,支持扩大数字消费市场的机制。

5.3 降低企业交易成本

网络基础设施建设可能通过降低数字企业内外部交易成本,促进创业。本文利用税调数据中的数字企业样本,选用管理费用率代理内部管理效率,业务招待费率代理外部交易成本。表12第(5)列和第(6)列回归显示,政策显著降低了现存数字企业内部和外部交易成本,这将进一步降低潜在进入者的成本预期,进而吸引更多的数字企业进入。

6 研究结论与启示

本文利用“宽带中国”示范城市建设作为网络基础设施建设的外生冲击,基于2005—2020年中国295个城市的微观企业数据,实证检验了网络基础设施发展对数字企业创业活跃度的影响。研究发现,网络基础设施建设显著提升了地区数字企业创业活跃度,这一效应在小微企业中更为突出,说明基础设施改善有助于降低创业门槛、激发创业活力。与常见的垄断担忧相反,网络基础设施建设并未加剧数字产业的市场集中,反而在大型企业占比较高的地区进一步促进了新企业进入。进一步分析还发现,在校大学生占比较高的地区、数字技术应用业与要素驱动业中,政策效果更为显著。机制检验表明,网络基础设施通过提升网络覆盖质量、扩大数字市场规模、降低交易成本三大路径,推动了数字企业的创业活跃度。

本文的研究结论对中国夯实网络基础设施建设、培育壮大数字经济核心产业、支持数字企业发展壮大有一定启示。

首先,网络基础设施建设能够显著提升数字企业的创业活跃度。因此,政策制定应进一步强化网络基础设施在数字经济发展中的基础性作用,持续提升以基站为代表的核心通信设施的覆盖质量,缩小区域之间的数字鸿沟,为数字创业创造更加均衡和高效的网络环境。

其次,基础设施建设在不加剧市场集中度的同时,还能在大型企业占比较高的地区进一步促进新企业的进入,说明头部企业与新创企业之间可能存在共生关系。因此,相关政策应在加强反垄断监管的同时,引导大型平台企业向中小数字企业开放流量、数据、技术等资源,发挥平台对创业生态的正向带动作用。

最后,在校大学生规模较大的地区政策效果更显著,说明高校人才资源是释放网络基础设施创业潜力的重要载体。建议进一步推动数字基建与人才供给协同布局,提升高校周边区域数字创业支持体系,培育高质量的数字创业集群。

参考文献

- 白俊红,张艺璇,卞元超. 2022. 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, (6): 61-78.
- Bai J H, Zhang Y X, Bian Y C. 2022. Does innovation-driven policy increase entrepreneurial activity in cities—Evidence from the national innovative city pilot policy[J]. *China Industrial Economics*, (6): 61-78. (in Chinese)
- 池毛毛,叶丁菱,王俊晶,等. 2020. 我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角[J]. 南开管理评论, 23(3): 63-75.
- Chi M M, Ye D L, Wang J J, et al. 2020. How can Chinese small-and medium-sized manufacturing enterprises improve the new product development (NPD) performance? From the perspective of digital empowerment[J]. *Nankai Business Review*, 23(3): 63-75. (in Chinese)
- 狄嘉,孙朋飞,苑春荟,等. 2025. 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, 42(1): 157-177.
- Di J, Sun P F, Yuan C H, et al. 2025. How does the development of the digital economy drive entrepreneurship [J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 42(1): 157-177. (in Chinese)
- 杜丹清. 2017. 互联网助推消费升级的动力机制研究[J]. 经济学家, (3): 48-54.
- Du D Q. 2017. A research on the dynamic mechanism of internet boosts consumption upgrade[J]. *Economist*, (3): 48-54. (in Chinese)
- 韩国高, 刘田广, 庞明川. 2024. 绿色信贷政策与中国企业出口产品绿色重构[J]. 数量经济技术经济研究, 41(4): 89-110.
- Han G G, Liu T G, Pang M C. 2024. Green credit policy and green reconfiguration of export products of chinese enterprises[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 41(4): 89-110. (in Chinese)
- 江艇. 2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, (5): 100-120.
- Jiang T. 2022. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. *China Industrial Economics*, (5): 100-120. (in Chinese)
- 李广众, 贾凡胜. 2020. 财政层级改革与税收征管激励重构——以财政“省直管县”改革为自然实验的研究[J]. 管理世界, 36(8): 32-50.
- Li G Z, Jia F S. 2020. Reform of fiscal hierarchy and reconstruction of tax enforcement incentive: Evidence from the “Province-Managing-County” fiscal reform in China[J]. *Management World*, 36(8): 32-50. (in Chinese)
- 莫恰青, 李力行. 2022. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例[J]. 管理世界, 38(2): 31-45.
- Mo Y Q, Li L X. 2022. Gig economy and entrepreneurship: Evidence from the entry of food delivery platforms [J]. *Management World*, 38(2): 31-45. (in Chinese)
- 邱煜, 潘攀. 2023. 企业数字化转型与大客户依赖治理[J]. 财贸经济, 44(10): 90-108.
- Qiu Y, Pan P. 2023. Digital transformation and reducing the dependence on key customers[J]. *Finance & Trade Economics*, 44(10): 90-108. (in Chinese)
- 申志轩, 祝树金, 文茜, 等. 2024. 政府数字采购与企业数字化转型[J]. 数量经济技术经济研究, 41(5): 71-91.
- Shen Z X, Zhu S J, Wen Q, et al. 2024. Government digital procurement and enterprise digital transformation[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 41(5): 71-91. (in Chinese)
- 孙文凯, 王乙杰. 2016. 父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察[J]. 经济学(季刊), 15(3): 963-988.
- Sun W K, Wang Y J. 2016. The effect of parental migration on left-behind children's health in China[J]. *China Economic Quarterly*, 15(3): 963-988. (in Chinese)
- 谭海波, 范梓腾, 杜运周. 2019. 技术管理能力、注意力分配与地方政府网站建设——一项基于 TOE 框架的组态分析 [J]. 管理世界, 35(9): 81-94.
- Tan H B, Fan Z T, Du Y Z. 2019. Technological management capability, attention allocation, and local government website development: A configurational analysis based on the TOE framework[J]. *Management World*, 35(9): 81-94. (in Chinese)
- 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 2018. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 17(4): 1557-1580.
- Xie X L, Shen Y, Zhang H X, et al. 2018. Can digital finance promote entrepreneurship? —Evidence from China [J]. *China Economic Quarterly*, 17(4): 1557-1580. (in Chinese)
- 许恒, 张一林, 曹雨佳. 2020. 数字经济、技术溢出与动态竞争政策[J]. 管理世界, 36(11): 63-84.
- Xu H, Zhang L Y, Cao Y J. 2020. Digital economy, technology spillover and dynamic coepetition policy[J]. *Management World*, 36(11): 63-84. (in Chinese)
- 许文立, 孙磊. 2023. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 40(7): 133-155.
- Xu W L, Sun L. 2023. Market-incentive environmental regulation and energy consumption structure transformation[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 40(7): 133-155. (in Chinese)
- 杨其静, 唐跃桓, 李秋芸. 2022. 互联网赋能小微企业: 绩效与机制——来自中国小微企业调查(CMES)的证据[J]. 经济学(季刊), 22(5): 1783-1804.
- Yang Q J, Tang Y H, Li Q Y. 2022. Internet empower small and micro enterprises: Performance and mechanism [J]. *China Economic Quarterly*, 22(5): 1783-1804. (in Chinese)

- 易先忠,潘锐. 2023. 产业数字化对本土需求引致创新的强化效应——科技强国建设的优势途径[J]. 财贸经济, (11): 137-153.
- Pan X Y, Pan R. 2023. The reinforcing effect of industrial digitalization on demand-induced innovation: The advantageous channel of building China into a global leader in S&T[J]. *Finance & Trade Economics*, (11): 137-153. (in Chinese)
- 张昕蔚. 2019. 数字经济条件下的创新模式演化研究[J]. 经济学家, (7): 32-39.
- Zhang X W. 2019. Research on evolution of innovation model under the condition of digital economy[J]. *Economist*, (7): 32-39. (in Chinese)
- Anderson C. 2006. The long tail: Why the future of business is selling less of more[M]. New York: Hyperion.
- Callaway B, Sant Anna P H C. 2021. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Cui C, Li L S. 2023. Trade policy uncertainty and new firm entry: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 163: 103093.
- Goldfarb A, Tucker C. 2019. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 57(1): 3-43.
- Nagaraj A. 2022. The private impact of public data: Landsat satellite maps increased gold discoveries and encouraged entry[J]. *Management Science*, 68(1): 564-582.
- La Ferrara E, Chong A, Duryea S. 2012. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- Li P, Lu Y, Wang J. 2016. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Rambachan A, Roth J. 2023. A more credible approach to parallel trends[J]. *Review of Economic Studies*, 90(5): 2555-2591.
- Roth J, Sant Anna P H, Bilinski A, et al. 2023. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature[J]. *Journal of Econometrics*, 235(2): 2218-2244.
- Tambe P, Hitt L M, Brynjolfsson E. 2012. The extroverted firm: how external information practices affect innovation and productivity[J]. *Management Science*, 58(5): 843-859.
- Van Reenen J, Bloom N, Draca M, et al. 2010. The economic impact of ICT[R]. Research report, SMART 2007/0020.

Network Infrastructure and the Development of Digital Enterprises

Wenkai Sun Siyuan Tang

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract This paper investigates the impact of network infrastructure on digital entrepreneurship using panel data from 295 Chinese cities (2005—2020) and a multi-period difference-in-differences design, exploiting the rollout of the “Broadband China” strategy as a quasi-natural experiment. The policy increased the share of digital enterprises by 2.97 percentage points on average, indicating that better infrastructure fosters regional digital entrepreneurship. The effect is stronger for small and micro firms, and network improvements encouraged new entries even in markets dominated by large incumbents. Heterogeneity analysis shows greater effects in cities with more university students and in industries with higher digital intensity. Mechanism tests suggest that network infrastructure promotes digital entrepreneurship by enhancing coverage quality, enlarging digital markets, and lowering transaction costs.

JEL Classification D21, H41