

数字化基础设施建设与企业技术创新

——基于“宽带中国”示范城市政策的经验证据

徐扬,刘育杰

(暨南大学产业经济研究院,广东广州510632)

摘要:数字化基础设施作为新时期经济社会发展的战略性公共基础设施,在整个国民经济发展中起到战略性、先导性和基础性的作用。基于2008—2018年中国上市公司A股数据,将“宽带中国”战略作为一项准自然实验,采用多时点双重差分法,实证检验数字化基础设施建设对企业技术创新的影响及其机制。研究发现:“宽带中国”示范城市政策显著提升了企业技术创新水平;影响机制方面,“宽带中国”示范城市政策可以通过降低创新成本和加强研发合作,促进企业技术水平的提升。基于异质性的研究发现:所有制性质、行业竞争程度、市场化水平以及地理区位优势会对数字化基础设施的创新提升作用产生差异化影响,且“宽带中国”战略的创新效应呈现出先增强后减弱的倒“U”型特征。

关键词:数字化基础设施;宽带中国;企业创新;数字经济;双重差分法

中图分类号:F273.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2022)04-0077-11

一、引言与文献综述

随着中国经济进入工业化后期,经济增速放缓。过去依靠资本和劳动投入要素为支撑的经济发展模式难以维系。“十四五”期间,国家提出将深入贯彻创新驱动发展战略、加快数字化建设、转变城市发展战略以及提高企业技术创新能力作为驱动中国经济持续健康发展的主要目标。在此背景下,能否以数字化基础设施建设为契机,着力提升微观企业技术创新水平值得重点关注。由此产生本文所需研究的问题:数字化基础设施建设能否提升企业技术创新能力?若推动数字化基础设施建设能够提高企业技术创新水平,是以何种渠道产生作用的?由于中国企业所具有的内部结构特征和外部发展环境具有鲜明的差异,数字化基础设施建设能否对企业技术创新产生异质性影响?深入探讨这些问题,不仅有助于厘清数字化基础设施对微观企业创新行为影响的内在机制,而且对进一步深化数字化建设、最大限度利用数字红利以激发企业创新潜力具有深刻的政策指导意义。

现有文献对数字化基础设施已经展开了一系列有益的探索,概括起来主要有两类。一类是数字化基础设施的经济效应分析。黄群慧等^[1]通过构造城市互联网发展指数,实证研究发现互联网发展显著提升了城市整体和制造业的生产率。韩先锋等^[2]将互联网纳入区域创新效率的分析框架中,通过构建省际互联网综合发展水平指数,得出互联网的快速发展显著推动了中国区域创新效率的提升。

收稿日期:2021-11-24;修回日期:2022-05-30

基金项目:国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区构建具有国际竞争力的现代产业体系研究”(20&ZD086);国家社会科学基金重点项目“粤港澳大湾区创新生态系统优化的体制机制与政策”(19AZD008)

作者简介:徐扬(1992—),男,江西上饶人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向为创新经济学;刘育杰(1993—),男,江西吉安人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向为环境经济学。

国外学者关于数字化基础设施与经济增长的研究起步相对较早,主要从理论和实证角度就数字化基础设施如宽带基础设施、电信投资、互联网渗透等对经济发展的影响做了大量研究^[3-5]。另一类是以“宽带中国”示范城市政策作为研究主体。刘传明和马青山^[6]利用地级市层面数据进行实证分析,得出“宽带示范”城市政策主要通过加强城市技术创新、升级产业结构和缓解资源错配等方式提高城市全要素生产率。赵涛等^[7]通过构建准自然实验发现,“宽带中国”示范城市政策能够通过激励大众创业的方式促进经济高质量发展。薛成等^[8]研究发现,“宽带中国”战略具有知识溢出效应,不仅可以向内部子公司传递知识,还可以促进企业加强与其他公司技术合作。

虽然上述文献所得出的一系列结论无论是对丰富数字化基础设施建设相关理论,还是指导国家科学布局和推进新型基础设施建设规划,都具有十分重要的理论意义和实践意义。但在大量文献中,还未有文献关注数字化基础设施建设这一外生冲击对企业技术创新的影响。而研究数字化基础设施建设对企业技术创新影响的文献^[9-10],由于缺乏将政策实施作为准自然实验的分析框架而容易受到内生问题的干扰,导致实证检验结果真实性有待商榷。因此,本文综合上述文献的不足,采用准自然实验的方法,实证检验数字化基础设施建设对企业技术创新的影响。

具体而言,本文以各地级市申请认定“宽带中国”示范城市称号作为准自然实验,研究数字化基础设施建设对企业技术创新的影响,有效识别出“宽带中国”示范城市建设的信息数字化冲击与企业技术创新之间的因果关系,并验证降低创新成本和加强研发合作机制的存在性。另外,鉴于所有制类型、行业要素密集度、外部市场环境和企业本身所具有的创新能力的存在明显差异,本文还采用了异质性分析和分位数回归的方法,考察“宽带中国”示范城市政策对不同性质企业的影响。本文可能的边际贡献在于:(1)采用“宽带中国”战略作为准自然实验,以及利用城市地形坡度作为工具变量,有效识别数字化基础设施建设对企业技术创新的影响,减轻反向因果识别问题,丰富有关企业技术创新影响因素的研究。(2)从研发成本和研发合作的双重视角验证了“宽带中国”示范城市政策的作用机制,进一步打开了“宽带中国”示范城市政策效应的黑箱。(3)本文异质性分析所验证的“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新存在差异性结果,为旨在充分发挥“宽带中国”示范城市促进作用的后续规划和相关政策制定提供了相关证据。

二、政策背景与机制分析

(一)“宽带中国”示范城市的政策背景

数字化基础设施是指能够体现数字经济特征的新一代信息基础设施,包括5G互联网、数据中心、人工智能、工业互联网等,作为最重要的信息基础设施之一,宽带支撑着物联网、云计算等高新技术产业发展,是数字化基础设施建设的必不可少的一部分,在整个经济社会数字化转型中起到战略性、先导性和基础性的作用。为了加快转变经济发展方式,顺应全球新一轮信息化发展浪潮,2014年,国家工业和信息化部办公厅、发展改革委办公厅根据国务院2013年颁布的《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案》,联合印发《创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作管理办法》,启动“宽带中国”示范城市评选工作,并于2014年公布第一批入选的39个城市(群)。2015年和2016年分别设立第二批和第三批示范城市,截至2021年,共有120个城市(群)入选。经过多年的发展,“宽带中国”战略已初见成效。根据国家工信部官方网站公布数据显示,截至2019年,我国互联网宽带接入端口数量达到9.16亿个,相比于2014年的4.05亿个,增长了126.17%;光纤接入端口8.36亿个,占互联网接入端口的91.3%;固定宽带和移动宽带双双进入千兆时代,我国已建成全球规模最大的固定宽带网络。

区别于其他的信息基础设施建设,“宽带中国”示范城市政策是一项依托城市为地理空间单元的信息化战略,将宽带基础设施建设融入地方经济社会发展大格局中,加快提升城市宽带服务水平,推动城镇化和信息化同步发展的一种新举措。具体而言,“宽带中国”示范城市政策明确要求申报城市要根据指标体系(主要包括城市各区域固定宽带以及无线网络的普及率和运行速度),结合当地实际情况制定可行的实施方案,政策具有弱约束性和政策组合性等特点。例如,合肥市2014年的申报方案中明确指出,将通信基础设施建设纳入城乡发展总体规划中,加快宽带信息网络演化升级,优化完

善骨干网、城域网和接入网,拓展和深化宽带网络在生产经营中的应用;东莞市 2015 年创建方案中提到将“宽带中国”示范城市创建工作纳入政府的重要议事日程,成立专门工作小组,跨部门协作,努力构建宽带示范城市总体架构,开创宽带发展新局面。总之,“宽带中国”示范城市建设伴随着大量信息化基础设施建设投入,可以显著提升城市信息化水平,对于加快实体经济数字化转型,不断培育经济新增长点和新动能具有重要现实意义。

(二) 机制分析与研究假说

“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新的影响机制主要表现为以下两个方面:一是数字化基础设施可以促进信息流动,降低企业获取信息成本,从而增加研发投入;二是数字化基础设施可以促进各种创新资源突破时空限制,为企业技术研发合作提供便利渠道。

1. 成本节约效应

研发创新活动作为一项周期长、投入规模大和风险高的企业战略投资行为,其本身所拥有的自然属性往往使企业创新活动面临多方面的桎梏。数字化基础设施的完善使得企业能够通过宽带网络等信息化手段与外界建立良好的联系,使其能够串联各种创新要素,缓解企业信息不对称,从而降低企业研发风险,促进企业增加研发创新投入。首先,从产业链上下游协同视角来看,任何企业都不可能是孤立存在的,而是处于产业链上下游某一环节当中,企业要想在快速变化的市场环境中保持核心竞争力,必须具备产业链协同发展的意识,协调不力往往会使企业绩效受到严重冲击^[9,11]。作为颠覆传统信息传递的革命性设施,数字化基础设施的建立降低了企业间的沟通成本^[12],有利于推动企业间信息高效分享和产业链协同发展^[13]。其次,从产品需求市场来看,消费者对于未来产品需求的不确定性是企业从事研发生产的重要障碍之一^[14]。数字化基础设施为消除这种障碍提供了可能。作为信息平台,宽带网络可以使企业快速掌握消费者需求变化,实时根据消费者偏好和反馈,调整产品设计和研发新产品。与此同时,随着大数据时代的来临,利用在线技术完成客户画像分析,使企业能够精准预判未来消费需求导向,降低研发风险,即数字化基础设施建设所赋予的信息化手段实现了知识和信息的低成本渗透^[15],加速了要素流动和搜寻效率,使劳动、资本和技术等生产要素能够在短时间内得到合理配置,缓解资源错配,从而使企业能以较低成本进行试错创新。最后,从企业销售方式转变来看,互联网时代,企业不仅可以通过零售商销售产品,而且还可以利用线上平台直接向消费者出售产品,减少中间环节,降低销售成本^[16]。电子商务能力成为企业绩效的关键驱动因素。Saeed *et al.*^[17]通过检验电子商务能力、客户价值以及公司短期和长期绩效之间的关系,研究发现具有高电子商务能力的公司表现出卓越的绩效。基于上述分析,本文提出假说 1。

假说 1:“宽带中国”示范城市政策所带来的数字化基础设施条件改善会降低企业创新成本,进而提升企业技术创新水平。

2. 研发合作效应

技术创新作为一种前沿探索性的研究活动,往往难以从外部获取到知识溢出。例如,任正非在 2016 年全国科技创新大会上表示,华为正步入行业“无人区”,这意味华为处在创新前沿,前人未到达之处,需要突破香浓定理和摩尔定律的极限。信息化时代,数字化基础设施为开放创新提供了平台,企业不再仅仅依靠自身内部资源和能力进行技术创新,数字化基础设施的完善使各类人才可以突破时间和空间的限制,通过视频会议等信息化方式互相交流,这极大地加快了知识传播的速度。与此同时,低成本的信息搜索平台,为企业在某一创新环节构建合作网络创造了可能^[18],甚至使企业可以在全球范围内配置创新资源^[19]。基于上述分析,本文提出假说 2。

假说 2:数字化基础设施通过加强企业研发合作促进企业技术创新水平提升。

三、研究设计

(一) 基准模型设定

根据上述理论分析,为检验数字化基础设施建设对企业技术创新的影响,本文设定如下多期 DID 模型:

$$innovation_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \sum \gamma controls + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标 i 表示企业, t 表示年份。被解释变量 $innovation_{i,t+1}$ 表示企业 i 在 $t+1$ 时期的技术创新水平,取自然对数处理。 $did_{i,t}$ 表示“宽带中国”示范城市政策, $controls$ 表示一系列控制变量, α_0 为常数项, μ_i 、 η_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机干扰项。 α_1 为本文核心解释变量系数,当该系数显著为正时,表示数字化基础设施建设能够显著提升企业创新水平。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

相比于专利申请量,专利授权量可以在一定程度上减少专利虚假申请所带来的样本偏误,因此本文借鉴国内外研究的主流做法,采用专利授权量来衡量企业创新水平^[20-21]。为了使实证检验结果更加稳健,本文构建了两个企业技术创新衡量指标:首先是专利授权总量($lnpat$),用企业每年获批授权的发明专利、实用新型和外观设计三种专利总数加1取自然对数表示;其次,根据《中国专利法》规定,发明专利相比于实用新型和外观设计专利具有更为严格的审查过程及更高的技术含量,为此构建第二个变量,即发明专利授权量($lnpat_inv$),用企业每年获得授权专利量加1取自然对数表示。鉴于专利从申请到授权需要经历一定的时间,参照现有研究做法,本文对上述两个变量进行提前一期处理,这样可以在一定程度上缓解反向因果问题。

2. 核心解释变量

did 表示“宽带中国”示范城市政策。如果企业 i 所在的城市在 t 年被认定为“宽带中国”示范城市,那么企业 i 所对应的 did 变量为1,即为实验组企业;否则为0,则为对照组企业。

3. 控制变量

参照黎文靖和郑曼妮^[22]、Yuan *et al.*^[23]、金刚和沈坤荣^[24] 的研究,对影响企业技术创新的企业层面和城市层面相关变量进行控制。企业层面控制变量主要有:企业规模($lnsize$)、企业年龄($lnfirmage$)、资产负债率($leverage$)、净资产收益率(roa)、第一大股东持股比例($top1$)、是否为国有企业($soefirm$)、销售收入增长率($salesgrowth$)、企业现金持有率($cash_ratio$)、董事会规模($lnboardsize$)。城市层面控制变量主要有:城市经济发展水平($lnpgdp$)、外商投资占比($lnfdi$)、产业结构(ind)、城市网民总数($lnnet$)。主要变量定义见表1。

(三) 样本选择

本研究选用2008—2018年中国A股上市公司的专利数据及对应的企业和城市层面的经济数据。专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。公司层面财务和治理数据来自国泰安数据库(CSMAR)和万德数据库(Wind)。城市层面的数据来自历年《中国城市统计年鉴》。本文选择2008年作为研究起点,是因为从2008年开始,上市公司研发数据披露较为完整。由于“宽带中国”示范城市政策认定截至2021年,总共认定过三批,分别在2014年、2015年和2016年,将样本时间终止于2018年可以较好地反映政策实施效果。

样本筛选过程如下:(1)剔除ST和*ST企业样本;(2)剔除金融保险等几乎不从事技术创新的行业;(3)剔除专利缺失的样本企业数据。为了避免离群值对实证估计的影响,本文对所有连续变量在

表1 主要变量定义

变量符号	变量定义
$lnpat$	企业当年申请的三种类型专利最终获得授权数之和加1取自然对数
$lnpat_inv$	企业当年申请的发明专利最终获得授权数加1取自然对数
did	企业所属城市被批准为“宽带中国”示范城市,则企业的 did 变量在 t 年及之后取值为1,否则为0
$lnsize$	企业总资产取自然对数
$lnfirmage$	企业成立时间加1取自然对数
$leverage$	总负债/总资产
roa	净利润/总资产
$top1$	第一大股东持股比例
$soefirm$	控股股东是国有企业则为1,否则为0
$salesgrowth$	企业主营业务年收入增长率
$cash_ratio$	企业经营活动产生的现金流/总资产
$lnboardsize$	企业董事会人数加1取自然对数
$lnpgdp$	城市GDP与总人口的比值取自然对数
$lnfdi$	城市外商投资取自然对数(万元)
ind	城市第二产业收入占GDP比重
$lnnet$	城市宽度用户数量取自然对数(万户)

1% 和 99% 分位上进行双边缩尾处理, 最终得到 1 942 家企业的 13 032 个观测值。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计分析

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。在样本期内, 上市公司专利授权量 *lnpat* 的均值为 2. 393, 最大值为 5. 697, 标准差为 1. 436, 发明专利授权量 *lnpat_inv* 的均值为 1. 109, 最大值为 4. 304, 标准差为 1. 109。说明上市公司之间的技术创新水平差异较大, 且发明专利授权量相对于三种类型专利授权量而言还较少。政策虚拟变量 (*did*) 的均值为 0. 297, 说明 29. 7% 的观测值受到“宽带中国”示范城市政策的影响。

(二) 基准回归结果

“宽带中国”示范城市政策对企业专利授权量的实证结果如表 3 所示, 第 (1) 列和第 (3) 列是不加控制变量的估计结果, 第 (2) 列和第 (4) 列是加入控制变量的结果。根据结果可知, 无论是将企业年度专利授权总量 (*lnpat*) 还是发明专利授权量 (*lnpat_inv*) 作为被解释变量, “宽带中国”示范城市政策 *did* 的系数都至少在 10% 的显著性水平下显著为正。从经济意义上看, “宽带中国”示范城市政策使企业专利授权总量和发明专利授权量分别增加约 5. 62% 和 7. 61%。因此, “宽带中国”示范城市政策能够促使企业获得更多的专利授权量, 即数字化基础设施建设显著促进了企业技术创新水平提升。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验及动态效应分析

实验组和对照组是否满足平行趋势假设是判断双重差分模型估计量无偏性的前提条件。为此, 本文借鉴 Jacobson *et al.* [25] 的做法, 采取事件分析法进行平行趋势检验。具体表达式如式 (2) 所示。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量符号	样本量	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量	<i>lnpat</i>	13 032	0	5. 697	2. 393	1. 436
	<i>lnpat_inv</i>	13 032	0	4. 304	1. 172	1. 109
核心解释变量	<i>did</i>	13 032	0	1	0. 297	0. 457
	<i>lnsize</i>	13 032	1. 602	14. 240	8. 121	1. 225
	<i>lnfirmage</i>	13 032	0. 693	3. 951	2. 714	0. 390
	<i>leverage</i>	13 032	0. 049	0. 979	0. 413	0. 207
	<i>roa</i>	13 032	-0. 192	0. 228	0. 047	0. 057
	<i>top1</i>	13 032	0. 085	0. 747	0. 348	0. 147
	<i>soefirm</i>	13 032	0	1	0. 328	0. 469
控制变量	<i>salesgrowth</i>	13 032	-0. 575	3. 924	0. 211	0. 472
	<i>cash_ratio</i>	13 032	0. 018	11. 298	0. 967	1. 720
	<i>lnboardsize</i>	13 032	1. 792	2. 773	2. 253	0. 173
	<i>lnpgdp</i>	13 032	2. 510	6. 248	4. 320	0. 665
	<i>lnfdi</i>	13 032	-0. 245	7. 849	5. 065	1. 654
	<i>ind</i>	13 032	0. 212	0. 819	0. 522	0. 140
	<i>lnnet</i>	13 032	0. 023	8. 552	5. 209	0. 972

表 3 “宽带中国”示范城市政策对企业技术创新影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnpat_inv</i>	<i>lnpat_inv</i>
<i>did</i>	0. 068 9** (0. 030 7)	0. 056 2* (0. 030 3)	0. 091 0*** (0. 026 7)	0. 076 1*** (0. 026 2)
<i>lnsize</i>		2. 475 2*** (0. 480 7)		3. 085 5*** (0. 464 8)
<i>lnfirmage</i>		0. 369 7*** (0. 026 4)		0. 306 6*** (0. 021 8)
<i>leverage</i>		-0. 105 7 (0. 117 8)		0. 280 6*** (0. 101 5)
<i>roa</i>		0. 091 3 (0. 102 8)		-0. 062 0 (0. 086 7)
<i>top1</i>		0. 541 6** (0. 220 8)		-0. 314 0* (0. 188 0)
<i>soefirm</i>		-0. 013 4 (0. 163 5)		-0. 013 5 (0. 148 7)
<i>salesgrowth</i>		-0. 083 7 (0. 083 2)		-0. 001 1 (0. 070 9)
<i>cash_ratio</i>		-0. 017 8 (0. 018 9)		-0. 031 5* (0. 017 0)
<i>lnboardsize</i>		-0. 012 6* (0. 007 3)		-0. 0138** (0. 006 5)
<i>lnpgdp</i>		0. 025 1 (0. 091 9)		0. 016 5 (0. 081 6)
<i>lnfdi</i>		0. 060 0** (0. 028 2)		0. 018 7 (0. 025 9)
<i>ind</i>		0. 001 5 (0. 012 8)		0. 002 2 (0. 010 0)
<i>lnnet</i>		-0. 326 6* (0. 193 8)		-0. 077 3 (0. 168 7)
<i>_cons</i>	2. 640 4*** (0. 011 7)	0. 013 1 (0. 026 6)	1. 285 1*** (0. 010 1)	0. 037 6* (0. 021 7)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	12 151	12 151	12 151	12 151
Adj_R ²	0. 675 9	0. 688 3	0. 647 1	0. 660 4

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

$$\lnpat_{i,t+1} = \beta_0 + \sum_{k=-5}^3 \delta_k D_{i,t_0+k} + \sum \gamma controls + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, D 为企业所属城市是否被授予“宽带中国”示范城市称号的虚拟变量, $D = 1$ 为实验组企业, $D = 0$ 为对照组企业。 t_0 为企业所属城市入选当年, k 表示入选后的第 k 年。 δ_k 表示所属城市入选的第 k 年, 实验组和对照组的企业专利授权量是否存在显著差异。其他变量定义与上文一致。本文主要考察企业所属城市入选“宽带中国”示范城市的前 5 年和入选后的 3 年, 共 8 个时间点的实验组和对照组的变化趋势。平行趋势检验结果如图 1 所示, 当 $k < 0$ 时, 也就是企业所属城市入选示范城市之前, 所有 δ_k 系数的置信区间基本都包含 0, 即说明实验组和对照组的专利授权总量 (\lnpat) 和发明专利授权量 (\lnpat_inv) 没有显著性差异, 满足平行趋势假设。从 $k = 0$ 开始, 即企业所在城市被认定“宽带中国”示范城市之后, δ_k 值表现出一定程度的增加, 说明入选示范城市后, 实验组企业无论是在专利授权总量, 还是发明专利授权量方面明显高于对照组。

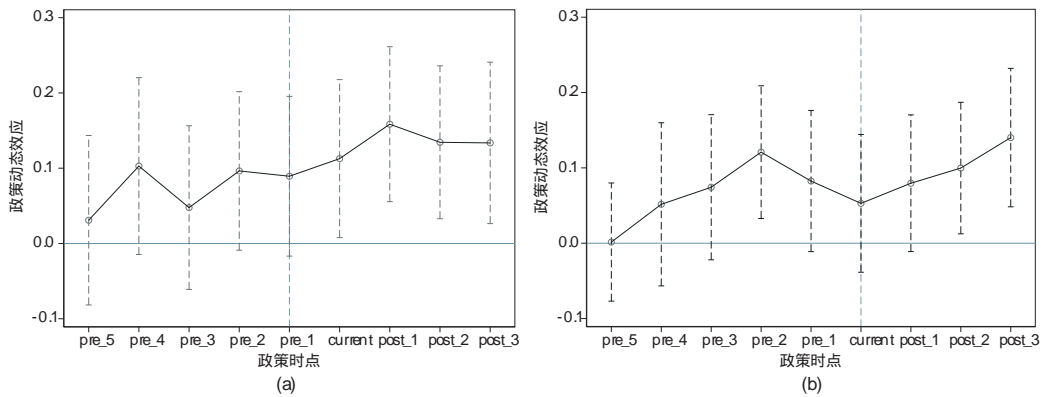


图 1 平行趋势检验及动态效应

2. 内生性问题分析

鉴于基准模型的回归结果可能存在内生性问题, 本文借鉴孙传旺等^[26]、刘传明和马青山^[6]的思路, 采用地级市地形坡度指数 ($altitude$) 作为“宽带中国”示范城市的工具变量。城市地形坡度指数之所以能作为工具变量, 是基于以下两方面考虑的: 从相关性来看, 地形坡度是影响城市宽带网络建设难易程度和工程造价的重要影响因素, 对于不同城市而言, 其区域范围内的地形复杂程度在很大程度上决定其城市网络基础设施建设的布局和投资成本, 因此, 从本质上看, 城市数

字化基础设施建设会受到地形坡度的直接影响, 城市地形起伏这一变量能够很好地满足工具变量相关性假设; 从外生性来看, 地形坡度作为城市固有的自然地理信息, 通常情况下很难直接影响企业技术创新, 具有较好的外生性。另外, 鉴于现有文献往往采用城市坡度作为高铁相关研究的工具变量, 本文还进一步控制企业所在城市开通高铁的事件冲击, 构造城市高铁开通时间交互项 hst , 企业所在城市在样本期内开

表 4 工具变量检验结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	(1) <i>did</i>	(2) <i>lnpat</i>	(3) <i>lnpat_inv</i>
<i>did</i>		1.7409*** (0.3078)	1.8500* (1.1143)
<i>altitude</i>	-0.0384*** (0.0127)		
<i>controls</i>	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-0.1041*** (0.1041)	-0.7306 (0.1216)	-0.6744 (0.3320)
企业固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	12573	12573	12573
R ²	0.7420	0.2879	0.2487
F-test of excluded instruments	149.46*** (P=0.000)		

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

通高铁,则 *hsr* 取值为 1, 否则为 0。表 4 报告了采用两阶段最小二乘法估计的回归结果。“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新仍然存在促进作用,相比于基准回归的系数值,有一定程度的增大,这说明潜在的内生性问题可能会低估数字化基础设施建设对企业技术创新的提升效应。表 4 第(1)列显示工具变量回归第一阶段的 *F* 值远大于经验值 10,表明城市地理坡度这一工具变量与内生变量 *did* 之间存在高度相关,可以排除“弱工具变量”问题。总之,上述分析结果表明数字化基础设施建设对企业技术创新产生促进作用这一结论具有较强的稳健性。

3. 安慰剂检验

虽然本文实验组和对照组满足平行趋势假设,但受样本限制,仍然存在其他无法观测因素导致的估计偏误。因此,本文进一步借鉴周茂等^[27]的做法,通过构造虚拟实验组的方式来进行间接检验,结果表明基准回归依然稳健。

本文还采用以下方法进行了稳健性检验:(1)变更被解释变量;(2)倾向得分匹配法;(3)变更估计模型;(4)排除其他政策干扰;(5)控制联合固定效应;(6)删除直辖市样本。研究结果均通过以上稳健性检验。限于篇幅,稳健性检验结果留存备索。

五、异质性分析

(一) 企业所有权属性划分

企业的所有权属性通常会对其创新投入和创新绩效产生不同影响。因此,本文在基准回归的基础上,进一步根据企业所有权属性将样本划分为国有企业和非国有企业,考察数字化基础设施建设时企业技术创新的异质性影响,估计结果如表 5 所示。双重差分项 *did* 的系数在非国有企业子样本中显著为正,而在国有企业子样本中不显著,这表明“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新效应确实存在企业所有权属性方面的异质性。

(二) 行业竞争程度异质性

参考徐扬和韦东明^[28]的做法,根据企业主营业务收入计算的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI 指数)来划分行业竞争程度。通常情况下,HHI 指数越大,说明市场垄断程度越高,反之亦然。按照 HHI 指数中位数大小将样本分为竞争行业高和竞争行业低两组。表 6 报告了不同竞争程度行业样本的回归结果。结果显示,高竞争行业组双重差分项 *did* 的估计系数显著为

正,而低竞争行业组的估计系数不显著。这可能的原因在于,当企业所处的市场竞争较为激烈时,通常其创新意愿也较强,受到数字化基础设施建设水平提高的边际效用更强。而处于低竞争环境中的企业所生

表 5 异质性检验结果

变量	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnpat_inv</i>	<i>lnpat_inv</i>
<i>did</i>	0.1203*** (0.0371)	-0.0817 (0.0535)	0.0874*** (0.0322)	0.0396 (0.0463)
<i>controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>-cons</i>	-0.2892 (0.5845)	-1.4579 (0.9295)	-1.8293*** (0.5078)	-2.9129*** (0.8199)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	8168	3947	8168	3947
Adj_R ²	0.6671	0.7310	0.6249	0.7240
组间差异检验	0.1029**		0.0804*	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

表 6 异质性检验结果

变量	竞争行业低组	竞争行业高组	竞争行业低组	竞争行业高组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnpat_inv</i>	<i>lnpat_inv</i>
<i>did</i>	0.0301 (0.0373)	0.0793* (0.0441)	0.0158 (0.0459)	0.1109* (0.0529)
<i>controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>-cons</i>	-0.1164 (0.6200)	-0.0058 (0.6750)	-1.6331** (0.5949)	-2.0473*** (0.5656)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	5408	6176	5408	6176
Adj_R ²	0.7070	0.6820	0.6732	0.6599
组间差异检验	-0.0836**		-0.0821**	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

产的产品较为单一,市场较为封闭,不易受到数字化基础设施改善所带来的创新冲击影响。

(三) 外部宏观环境特征异质性

良好的市场环境是企业技术创新的重要前提条件之一。利用樊纲市场化指数,根据指数中位数大小将样本划分为市场化程度高组和市场化程度低组。回归结果如表7所示,市场化程度高组双重差分项 *did* 的估计系数至少在10%的水平下显著为正,市场化程度低组则不显著。这进一步验证了数字化基础设施建设的创新效应离不开完善的市场化建设,市场化水平较高的地区往往制度性交易成本更低,技术交易市场更为健全,更有利于企业技术创新。

(四) 区域属性异质性

由于我国区域间的经济发展水平存在天然的地理空间差距,东部地区一般比中西部地区拥有更高的发展水平。基于此,本文将样本按照所处的区域位置划分为东、中、西部地区来进行地区特征的检验。结果表明,数字化基础设施对东中部地区企业技术创新存在明显的促进作用,而对西部地区企业的促进作用却不显著。这可能的原因在于,东中部地区相对西部地区来说拥有更为完善的信息化发展基础,网络普及率高,“宽带中国”示范城市政策的实施可以进一步改善东中地区的创新资源配置效率,激励企业从事更多的技术创新,而西部地区地理环境复杂,难以形成规模经济和范围经济,从而导致数字化基础设施建设在短期内无法发挥良好的外部效应。

(五) 企业创新能力异质性

本文进一步采用分位数回归的方法,检验不同企业创新水平上“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新的影响。回归结果显示,在10%到90%分位点上,“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新的促进效应大致呈现倒“U”型结构关系,即中分位点的促进效应强于两侧分位点。这可能的原因在于,数字化基础设施所带来的研发信息连通性增强、创新成本下降,使得创新能力强的企业能够快速对接和消化政策所带来的各项红利,而随着企业创新能力的不断增强,政策的促进效应逐渐减弱,呈现边际效应递减规律。

六、影响机制分析

以上分析表明,“宽带中国”示范城市政策能够在一定程度上促进企业技术创新,且示范城市政策的技术创新效应存在不同维度上的异质性。本部分将在上述理论分析的基础之上,进一步验证“宽带中国”示范城市政策能否通过创新成本节约效应和合作创新效应对企业技术创新产生影响。

(一) 成本节约机制的检验

为检验“宽带中国”示范城市政策能够通过降低成本影响企业技术创新,本文构建如下模型。

$$fee_{i,t} = c_0 + c_1 did_{i,t} + \sum \gamma controls + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$lnpatent_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \psi fee_{i,t} + \sum \gamma controls + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $fee_{i,t}$ 为企业交易费用指标。关于企业交易费用的度量,本文借鉴赵宸宇等^[29]、石大千等^[30]的做法,分别采用企业销售费率($xsfy$)和企业管理费用率($glfy$)作为衡量企业成本的代理变量,企业销售费用率 = 企业销售费用 / 企业营业收入,企业管理费用率 = 企业管理费用 / 企业营业收入。机制

表7 异质性检验结果

变量	市场化程度 高组	市场化程度 低组	市场化程度 高组	市场化程度 低组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnpat_inv</i>	<i>lnpat_inv</i>
<i>did</i>	0.0709*	0.0411	0.0744*	0.0616
	(0.0384)	(0.0696)	(0.0417)	(0.0480)
<i>controls</i>	控制	控制	控制	控制
	0.0593	-0.8599	-2.0110**	-2.2159***
<i>_cons</i>	(1.1988)	(0.7125)	(0.7531)	(0.5463)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6706	5427	6706	5427
Adj_R ²	0.7138	0.6580	0.6805	0.6316
组间差异检验		-0.0413		0.0820**

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

检验结果如表 8 所示。表 8 第(1)列结果表明,“宽带中国”示范城市政策对企业销售费用率(*xsfy*)的系数显著为负,而对企业管理费用率(*glfy*)的系数虽然为负,但不显著(限于篇幅,未报告结果)。这说明“宽带中国”示范城市建设的数字化冲击主要降低了企业销售方面的交易费用。进一步地,同时加入销售费用率(*xsfy*)和双重差分项(*did*)之后,列(2)和(3)列结果表明,“宽带中国”示范城市政策促进企业技术创新系数的下降,即证明交易费用这一机制的存在性。“宽带中国”示范城市政策可以通过降低企业销售费用率影响企业技术创新,可能的原因在于,城市数字化基础设施建设水平的提高,倒逼企业深挖线上营销模式,提高了企业销售效率,从而降低了企业销售费用,增加企业技术创新水平。

(二) 研发合作机制的检验

数字化基础设施的完善可以使得各类人才突破时空、地域的限制,即通过视频会议等信息化手段加强沟通与合作。为进一步验证研究合作创新机制的存在,本文在模型(1)的基础上,分别采用企业联合申请专利总数、发明专利申请数、联合授权专利总数和发明专利授权数 4 个变量作为被解释变量,且对上述 4 个变量都进行提前一期处理。数据来源于 CNRDS 专利数据库,回归结果如表 9 所示。所有核心解释变量

did 的系数都至少在 5% 的显著性水平下为正,这表明“宽带中国”示范城市政策能够促进企业联合专利申请和授权数量的增加,即数字化基础设施建设可以通过加强研发合作来提升企业技术创新水平。

七、结论与政策建议

本文将 2014 年出台的“宽带中国”示范城市政策作为准自然实验,在理论分析的基础上,基于 2008—2018 年中国上市公司专利数据和中国地级市匹配的非平衡面板数据,采用多时点双重差分法,实证分析了“宽带中国”示范城市建设的数字化冲击对企业技术创新的影响及对不同企业、区域和外部市场环境的作用差异。研究发现:(1)“宽带中国”示范城市政策显著提升了企业的技术创新水平。经过工具变量检验、安慰剂检验和采用不同估计方法等一系列稳健性检验后,该结论依然成立。(2)异质性分析表明,政策效应在不同企业间存在显著差异,具体表现为“宽带中国”示范城市政策对非国有企业、资本技术密集型企业、市场化程度高和东中部地区企业的技术创新水平促进作用更加明显,并且随着企业技术创新水平的提升,“宽带中国”示范城市政策对企业技术创新的促进作用呈现出一种倒“U”型特征。(3)机制检验表明,数字化基础设施的完善可以通过降低企业创新成本和促进企业加强研发合作来提高企业技术创新能力。

本文的研究结论为有效推进“宽带中国”示范城市政策和企业技术创新提供如下启示:(1)本文

表 8 影响机制分析检验结果(一)

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>xsfy</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnpat_inv</i>
<i>did</i>	-0.0037*** (0.0012)	0.0552* (0.0304)	0.0770*** (0.0263)
<i>xsfy</i>		-0.6653** (0.2699)	-0.1536 (0.2315)
<i>controls</i>	控制	控制	控制
<i>-cons</i>	0.1290*** (0.0192)	-0.1618 (0.4734)	-2.0915*** (0.4153)
N	12559	12151	12151
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
Adj_R ²	0.8510	0.6876	0.6582

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

表 9 影响机制分析检验结果(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	联合申请 专利总数	联合申请 发明专利	联合授权 专利总数	联合授权 发明专利
<i>did</i>	0.1246*** (0.0255)	0.0885*** (0.0206)	0.0915*** (0.0224)	0.0322** (0.0158)
<i>controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>-cons</i>	-1.6311*** (0.4023)	-1.0561*** (0.3283)	-1.2733*** (0.3788)	-0.7708*** (0.2594)
N	12151	12151	12151	12151
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Adj_R ²	0.6289	0.6114	0.6422	0.5668

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内的标准误采用企业层面聚类的稳健标准误估计。

研究结论表明,“宽带中国”示范城市政策对激发企业技术创新具有一定的促进作用,符合通过提升企业技术创新水平来推动经济高质量发展的目标。因此,国家层面可以通过提炼“宽带中国”示范城市建设经验,进一步在全国范围内开展实施,促进5G、大数据以及人工智能等数字化基础设施建设。(2)优化数字化基础设施资源配置,根据企业、行业和区域差异化特征实施精准配置。具体来讲,各地区应结合本地产业结构、科技水平和基础设施建设情况,因地制宜地制定数字化基础设施建设政策,避免盲目地复制其他地区的发展模式,尤其是中西部城市,应着重提高地区市场化水平,改善软环境,形成自身独具特色的后发优势。(3)当前中国经济正处于高速增长向高质量发展的关键时期,经济增长动力正由要素驱动转向创新驱动,因此在产业数字化和数字产业化的融合过程中,企业要充分利用数字化基础设施红利对传统业务链进行全方位的优化和升级,重视生产性服务要素在企业技术创新中的重要作用,加强产学研合作,努力调动各创新主体的积极性,实现企业高质量发展。

参考文献:

- [1] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [2] 韩先锋,宋文飞,李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济,2019(7):119-136.
- [3] CHOI C, YI M H. The effect of the internet on economic growth: evidence from cross-country panel data[J]. Economics letters, 2009, 105(1): 39-41.
- [4] CZERNICH N, FALCK O, KRETSCHMER T, et al. Broadband infrastructure and economic growth[J]. The economic journal, 2011, 121(552): 505-532.
- [5] MALLICK H. Role of technological infrastructures in exports: evidence from a cross-country analysis[J]. International review of applied economics, 2014, 28(5): 669-694.
- [6] 刘传明,马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学,2020(3):75-88.
- [7] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65-76.
- [8] 薛成,孟庆玺,何贤杰. 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[J]. 财经研究,2020(4):48-62.
- [9] 王可,李连燕. “互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2018(6):3-20.
- [10] 王金杰,郭树龙,张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究,2018(6):170-190.
- [11] 王夏阳. 契约激励、信息共享与供应链的动态协调[J]. 管理世界,2005(4):106-115.
- [12] GARCÍA-DASTUGUE S J, LAMBERT D M. Internet-enabled coordination in the supply chain[J]. Industrial marketing management, 2003, 32(3): 251-263.
- [13] SUSANTY A, SARI D P, BUDIAWAN W, et al. Improving green supply chain management in furniture industry through internet based geographical information system for connecting the producer of wood waste with buyer[J]. Procedia computer science, 2016, 83: 734-741.
- [14] 汪芳,石鑫,赵玉林. “互联网+”战略、企业异质性与研发投入[J]. 研究与发展管理,2020(4):124-135.
- [15] BLOOM N, GARICANO L, SADUN R, et al. The distinct effects of information technology and communication technology on firm organization[J]. Management science,2013,60(12):2859-2885.
- [16] DAN B, QU Z J, LIU C, et al. Price and service competition in the supply chain with both pure play internet and strong bricks-and-mortar retailers[J]. Journal of applied research and technology, 2014, 12(2): 212-222.
- [17] SAEED K A, GROVER V, HWANG Y. The relationship of e-commerce competence to customer value and firm performance: an empirical investigation[J]. Journal of management information systems, 2005, 22(1): 223-256.

- [18] HENKEL J. Selective revealing in open innovation processes: the case of embedded Linux[J]. *Research policy*, 2006, 35(7): 953–969.
- [19] FRANKE N, PILLER F T. Key research issues in user interaction with user toolkits in a mass customisation system[J]. *International journal of technology management*, 2003, 26(5–6): 578–599.
- [20] LEDERMAN D, SAENZ L. *Innovation and development around the world, 1960—2000*[M]. Washington: The World Bank Publications, 2005.
- [21] 张杰,高德步,夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. *中国工业经济*, 2016(1): 83–98.
- [22] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016(4): 60–73.
- [23] YUAN X, GUO Z, FANG E. An examination of how and when the top management team matters for firm innovativeness: the effects of TMT functional backgrounds[J]. *Innovation*, 2014, 16(3): 323–342.
- [24] 金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? ——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. *管理世界*, 2018(12): 43–55.
- [25] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American economic review*, 1993, 83(4): 685–709.
- [26] 孙传旺,罗源,姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. *经济研究*, 2019(8): 136–151.
- [27] 周茂,陆毅,杜艳,等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. *中国工业经济*, 2018(3): 62–79.
- [28] 徐扬,韦东明. 城市知识产权战略与企业创新——来自国家知识产权示范城市的准自然实验[J]. *产业经济研究*, 2021(4): 99–114.
- [29] 赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. *财贸经济*, 2021(7): 114–129.
- [30] 石大千,李格,刘建江. 信息化冲击、交易成本与企业 TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J]. *财贸经济*, 2020(3): 117–130.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

Digital Infrastructure Construction and Enterprise Technological Innovation: Empirical Evidence Based on “Broadband China” Model City Policy

XU Yang, LIU Yujie

(Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: As a strategic public infrastructure for economic and social development in the new era, digital infrastructure plays a strategic, leading and basic role in the entire national economy. Based on the A-share data of China’s listed companies from 2008 to 2018, the article takes the “Broadband China” policy as a quasi-natural experiment, and uses the DID model to empirically test the impact of the information shock generated by digital infrastructure construction on enterprise technological innovation and its impact mechanism. In order to control the endogenous problem, the article adopts the slope index reflecting the urban topographical characteristics as the instrumental variable of the digital infrastructure. The study has found that the “Broadband China” model city policy has significantly improved the level of technological innovation of enterprises. In terms of impact mechanism, the “Broadband China” model city policy can promote the improvement of corporate technology by reducing transaction costs and promoting R&D cooperation. Research based on heterogeneity has found that the nature of ownership, the intensity of industry competition, the level of marketization, and geographic location attributes will have a differentiated impact on the innovation and promotion of digital infrastructure, and the innovation effect of the “Broadband China” model city policy presents an inverted “U” characteristic that is weakened after being strengthened.

Key words: digital infrastructure; broadband China; enterprise innovation; digital economy; difference-in-differences model