

# 网络基础设施建设与城市间合作创新 ——“宽带中国”试点及其推广的证据

种照辉<sup>1</sup>, 高志红<sup>1</sup>, 覃成林<sup>2</sup>

(1. 汕头大学 商学院, 广东 汕头 515063; 2. 暨南大学 经济学院, 广东 广州 510632)

**摘要:**当前中国经济面临构建双循环发展格局和深化创新驱动发展的转型压力。文章利用“宽带中国”战略评估了网络基础设施建设对城市间合作创新的影响,并检验了多批次试点政策的推广效应。研究发现,“宽带中国”战略显著促进了城市间合作创新的发展,平均而言,该战略的实施使试点城市的城市间合作专利数(每万人)提高约0.890个,且该政策具有推广效应。机制检验表明,“宽带中国”战略通过促进城市本地高新技术产业发展,拓展城市间合作创新的空间外延,从而有利于城市间合作创新。异质性检验表明,“宽带中国”战略对东部省份城市和南部省份城市的合作创新影响更大。另外,城市人口规模和城市合作专利类型的不同是导致“宽带中国”战略政策效果产生异质性的原因。文章结论为中国完善网络基础设施建设,深化城市间合作创新,进而加快形成双循环新发展格局提供了政策启示。

**关键词:**网络基础设施;城市间合作创新;双重差分法;推广效应

**中图分类号:**F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2022)03-0079-15

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.20211113.402

## 一、引言

自实施创新驱动发展战略以来,中国在创新发展方面已经取得了长足的进步,但在关键核心技术、原始创新等方面,中国仍与发达国家存在一定的差距。由于能够促进不同创新主体之间实现资源共享和优势互补,合作创新已经成为推进创新发展的一种重要方式。对于创新资源空间分布极不均衡的中国而言,城市间合作创新是进行合作创新和释放创新潜力的抓手。特别是在构建以国内大循环为主体的双循环新发展格局和深化创新驱动发展的背景下,推动城市间合作创新对于引导创新资源合作,提升创新能力和促进国内创新循环具有重要的现实意义。

近年来,中国以高速宽带网络、5G等为代表的网络基础设施作为基础设施建设的优先行动领域(郭凯明等,2020)。作为信息技术发展的产物,网络基础设施在加速创新要素流动,降低信息传播空间壁垒(Almeida和Kogut,1999),实现跨区域合作创新方面发挥着重要作用,也被视为数字经济等新业态的战略基石。在这一背景下,已有文献探讨了网络基础设施对经济增长

收稿日期:2021-08-05

基金项目:国家社会科学基金重大项目(19ZDA055);广东省教育科研项目(2020GXJK213);教育部人文社会科学规划项目(20YJC790189);广东省自然科学基金项目(2021A1515011612)

作者简介:种照辉(1990-)(通讯作者),男,河南濮阳人,汕头大学商学院讲师、硕士生导师;  
高志红(1997-),女,山东青岛人,汕头大学商学院硕士研究生;  
覃成林(1962-),男,湖北省来凤人,暨南大学经济学院教授、博士生导师。

和新型经济形态发展的重要作用(韩宝国和朱平芳, 2014; Salahuddin 和 Gow, 2016; Maurseth, 2018; 马青山等, 2021)。一些研究关注了网络基础设施的改进对企业等微观创新主体的影响(Nambisan 等, 2019; Lanzolla 等, 2021)以及其对区域创新活动的影响(Meijers, 2014; Xu 等, 2019; 卞元超等, 2019; 岑聪和姜巍, 2021)。这些研究为探讨网络基础设施的经济影响提供了一定的理论基础和实证证据,但是在城市层面,鲜有文献研究网络基础设施建设对城市间合作创新的影响。因此,尚不能得知网络基础设施对城市间合作创新的影响程度,也无法厘清网络基础设施建设影响城市间合作创新的具体机制。

与以往研究不同的是,本文探讨了网络基础设施对于城市间合作创新的影响及作用机制。以“宽带中国”战略为准自然实验的实证研究发现,网络基础设施建设能够显著促进城市间合作创新的发展,且随着时间推移,政策红利得到充分发挥,政策在长时间内存在推广效应。机制检验结果表明,网络基础设施建设对于城市间合作创新的影响存在“本地效应”和“连接效应”两种机制。考虑到网络基础设施对于城市间合作创新的影响可能存在差异性,本文的异质性检验发现,“宽带中国”战略对东部省份城市和南部省份城市的合作创新影响更大。另外,城市人口规模越大,“宽带中国”战略对城市间合作创新的政策效应也越强。

与本文最为相关的文献主要有以下两篇。一是,韩先锋等(2019)对于互联网这一新兴要素如何影响区域创新效率的研究。其基于省级面板数据,通过互联网基础设施等指标构建互联网综合发展水平指数,发现网络基础设施建设可以通过加速人力资本积累、金融发展和产业升级推动区域创新水平。从空间尺度来看,该研究主要是从省份层面展开,尚未对网络基础设施如何影响城市创新活动展开研究。二是,薛成等(2020)基于上市公司数据探讨了“宽带中国”战略对企业间信息传递和技术知识扩散的影响,从微观视角为网络基础设施如何影响企业创新提供了支撑。而从城市层面来看,该研究对象没有包括非上市企业这一重要的创新主体,同时也没有对“宽带中国”战略试点政策的推广效应展开研究。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面。第一,本文利用“宽带中国”战略来评估网络基础设施建设对城市间合作创新的影响,丰富了在城市层面进行区域合作创新的研究。第二,本文基于多批次的“宽带中国”战略的试点政策识别了试点政策推广效应。这有助于正确认识试点的示范和带头作用,从而更好地推动政策的推广实施。第三,本文创新性地构造了城市间合作创新距离这一指标,从“本地效应”和“连接效应”两个角度进一步揭示了网络基础设施影响城市间合作创新的作用机制。

本文接下来的组织结构包括以下内容。第二部分为政策背景与研究假说;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果及分析;第五部分为作用机制检验;第六部分为异质性分析;第七部分为结论及政策建议。

## 二、政策背景与研究假说

### (一)政策背景

作为“信息高速公路”,网络基础设施的发展水平已经成为国家信息通信技术(ICT)发展水平的“晴雨表”(Majeed 和 Ayub, 2018),被视为是衡量国家综合国力的重要指标之一。自1994年中国接入互联网宽带以来,经过二十多年的发展,中国网络基础设施建设取得了令人瞩目的成就。特别是伴随着宽带网络连通速率的提高和用户规模的快速增长,中国已经成为互联网大国,但与世界先进水平相比,中国在互联网创新能力、核心技术方面仍存在不小差距。为进一步推进网络基础设施建设,国务院于2013年8月正式发布了《“宽带中国”战略及实施方案》。方案指

出,“宽带中国”示范城市(群)应加强网络基础设施规划,在政策实施三年之后,对全国同类地区产生较大的示范和引领作用。在此之后,分3批次的117个城市(群)被认定为“宽带中国”战略试点城市。在“宽带中国”战略的整体实施方案下,各试点城市也制定了更为具体的政策措施和工作安排。“宽带中国”战略的实施对网络基础设施建设产生了深远影响。

## (二)研究假说

### 1. 网络基础设施建设与城市间合作创新

创新活动的技术溢出效应及其高投资、高风险、高难度等特点使得合作创新成为创新主体进行创新活动的重要方式(白俊红和蒋伏心,2015;赵增耀等,2015)。对于不同城市的创新主体而言,除合作创新平台、知识产权保护等影响因素外,城市间的空间阻隔被视为制约合作创新的瓶颈(Arthur,2007)。消除信息流动障碍是加强创新主体之间联系的关键,也是发挥其各自信息资源价值的基础。作为“信息高速公路”,网络基础设施被认为能够一定程度上克服城市间地理距离对于创新主体交流的束缚,打破地理空间上阻碍,减少空间信息摩擦,从而实现城市间的联动互通,并且这一过程具有显著为正的网路外部性。

作为影响信息传输的重要基础设施,网络基础设施在不同城市的供给水平情况下存在较大的差异(郭朝先和刘艳红,2020)。对于一个城市而言,其网络基础设施水平是影响其与其他城市互联互通效率的重要因素。随着网络基础设施的建设,城市中的经济主体能够更好地连接到网络平台上,从而更高效地交换信息和实现知识共享。基于以上分析得出,网络基础设施建设为更好地开展城市间合作创新提供了条件。网络基础设施促进了信息的跨区域传播,降低了区域间的信息获取成本。网络基础设施的快速发展有利于不同创新主体之间实现创新要素互联互通,加快创新要素在城市间的流动,提高合作者间的匹配效率,为城市间合作创新提供了可能。基于此,本文提出待检验的假说1。

假说1:网络基础设施建设对城市间合作创新有显著促进作用。

### 2. 网络基础设施建设影响城市间合作创新的作用机制

作为一种本地基础性信息资源,网络基础设施的建设提升了城市的信息化水平,提高了本地创新生产要素配置和使用效率,促进了当地知识密集型产业的发展,从而促进了城市间合作创新。网络基础设施作为基础设施的一种,是实现信息互联互通的基础,其建设程度和质量,在很大程度上决定着与通讯密切相关经济活动的发展水平。网络基础设施的建设有助于提升城市的信息化水平,而信息化被认为是企业提升技术创新效率的重要影响因素(韩先锋等,2014)。

已有研究表明,与网络基础设施紧密相关的信息通信技术(ICT)具有溢出效应,对高新技术产业发展有着较强的推动作用(孙早和徐远华,2018)。这是因为,作为知识密集型产业的代表,高新技术产业集聚了科技创新资源,其创新更加依赖于知识流动效率的加快。网络基础设施建设加快了信息传播速度,降低市场摩擦,使高新技术企业快速掌握市场动态并做出调整,优化了资源的配置效率。根据资源基础理论,企业通过合作互补所需的资产和能力(Williamson,1981),在资源共享的同时,可以刺激知识的创造、扩散,并且产生新的创造。高新技术产业是知识密集、技术密集的产业,其具有研发投入大、风险高的特点,往往需要多行业、多城市的参与。因此,高新技术产业的发展将有利于城市间的合作创新。

作为一种连接性资源,网络基础设施能够改善城市间信息传播效率,减少交易成本。交易成本是与执行交易相关的成本,其产生主要是由于参与交易的经济主体之间的信息不对称和信息不完全问题(Milgrom和Roberts,1990)。从空间维度来看,交易成本会随着组织交易的空间分布的增加而增加(Coase,1937;Krugman,1991)。本文认为降低城市间创新活动交易成本的关键就

是要降低信息流的“价格”。而网络基础设施建设恰好为交易主体之间搭建了连接信息流的载体与平台,在突破空间限制的同时,促进了在复杂和不确定环境下经济主体之间的相互交流,缓解了信息不对称,降低了交易成本。

具体而言,网络基础设施建设降低了与交易成本直接相关的搜寻成本和协调成本。首先,网络基础设施的广泛建设加快了知识信息编码,推动了知识和信息的跨城传播,为交易主体获取知识和信息提供了便利(Varian, 2010),极大降低交易主体之间信息搜寻成本。其次,数字信息作为一种商品,其近乎零成本复制的特点使得信息可以共享(Goldfarb 和 Tucker, 2019)。信息能以几乎为零的边际成本即时交换,数字信息零成本复制的这一特性突破了时空的约束,信息传递不再依赖地理上的相互临近(王如玉等, 2018)。而网络基础设施建设为交易主体之间架起了一座“跨时空桥梁”,使得交易双方之间信息资源实现互通,降低了信息的运输成本。最后,网络基础设施在降低协调成本的同时,也降低了合作创新过程中可能产生的风险问题(Brynjolfsson 和 Hitt, 2000)。

综上,网络基础设施建设促进城市间合作创新的主要原因在于:一方面,网络基础设施建设提升了本地信息化水平,降低了当地市场摩擦,影响了本地企业发展,进而促进了城市间合作创新。另一方面,网络基础设施建设缓解了创新主体之间的信息不对称,降低了交易成本,突破了空间阻隔的约束,促进了城市间合作创新。基于此,提出以下两个待检验假说。

假说 2a: 作为一种本地资源,网络基础设施建设提升了本地信息化水平,影响了本地企业发展,为促进城市间合作创新提供了条件。

假说 2b: 作为一种连接性资源,网络基础设施建设提高了城市间信息传播效率,降低了交易成本,这表现为城市间合作创新空间边际外延的扩展。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

本文将“宽带中国”战略视为一项准自然实验,以被纳入“宽带中国”战略试点的城市为处理组,以未被纳入“宽带中国”战略试点的城市为对照组,采用双重差分的方法检验“宽带中国”战略对于城市间合作专利数的政策效应,以此来考察网络基础设施对于城市间合作创新的影响。由于“宽带中国”战略试点城市是分批次设立的,参考 Beck 等(2010)以及 Wang(2013),采用渐进双重差分法,构造以下双向固定效应计量模型:

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it-1} + \lambda X_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 为城市, $t$ 为年份。被解释变量 $I_{it}$ 为城市 $i$ 在 $t$ 年的城市间合作创新水平,用城市间人均合作专利数来衡量。解释变量 $did_{it-1}$ 为反映“宽带中国”战略试点政策的虚拟变量。由于政策效果具有滞后性,同时为了尽可能地减弱反向因果的影响(张勋等, 2019),本文将城市被纳入“宽带中国”战略试点的时间进行滞后一期处理。即如果城市 $i$ 在 $t-1$ 年被纳入到“宽带中国”战略试点,则 $did_{it-1}$ 为 1, 否则为 0。 $did_{it-1}$ 的系数 $\beta_1$ 度量了“宽带中国”战略对城市间合作创新的净效应。若“宽带中国”战略试点政策推动了城市间合作创新,那么系数 $\beta_1$ 应该显著为正。 $\nu_i$ 为城市固定效应, $\mu_t$ 为年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为误差项。 $X_{it}$ 为一组控制变量,包括外商直接投资水平、政府科学技术投入水平、就业结构、经济发展水平、金融深化程度和政府规模。

#### (二)数据说明

本文被解释变量为城市间合作创新水平。借鉴金培振等(2019)、黄群慧等(2019)的做法,采用城市与其他城市之间的合作专利数(每万人)来衡量城市间合作创新水平。解释变量及外商直

接投资水平、政府科学技术投入水平、就业结构、经济发展水平、金融深化程度和制度环境等控制变量的详细计算方法见表1。

表1 主要变量及其计算方法

变量名称	变量含义	计算方法
<i>ppatent</i>	城市间合作创新水平	城市 <i>i</i> 在时间 <i>t</i> 与其他城市的人均合作专利数(每万人)
<i>did</i>	宽带中国战略	城市 <i>i</i> 在时间 <i>t</i> -1是否被纳入到宽带中国城市试点计划
<i>open</i>	外商直接投资水平	(城市实际利用外商直接投资/城市GDP)×100%
<i>RD</i>	政府科技投入水平	(城市政府科学技术支出/城市GDP)×100%
<i>lnemploy</i>	就业结构	(城市第三产业从业人员数/城市从业总人数)×100%之后取对数
<i>lngdpp</i>	经济发展水平	城市人均GDP取对数
<i>finance</i>	金融深化程度	(城市年末金融机构各项存贷款余额之和/城市GDP)×100%
<i>lngov</i>	制度环境	(政府财政预算内支出/城市GDP)×100%

本文被解释变量*ppatent*的数据通过中国国家知识产权局专利查询系统获取。首先,按照“申请时间、申请人包含两个及两个以上”为条件进行检索,获得研究时段内各年份的合作专利信息数据。这些数据包含了申请人名称、日期、申请地址及申请号的相关信息。其次,考虑到中国专利申请不要求第一申请者之外的其他申请者主动申报其地址信息,因此,通过专利查询系统获取的信息中不包含第一申请者之外的其他申请者所在城市的位置信息。鉴于此,本文将申请者的单位名称信息链接到百度地图中,通过百度地图API获取第一申请者之外的其他申请者的位置信息,得到其所在的城市信息。由于个体申请人的地理信息无法通过百度地图获取,因此,第一申请者之外的个体申请人的合作专利信息未被统计在内。再次,将合作专利的申请人地址信息在城市层面进行加总,得到城市间的专利合作数据。最后,将城市间的专利合作数除以城市的人口规模,得到研究时段内在各个年份下城市与其他城市的人均合作专利数。

解释变量试点城市名单来源于公开文件。由于数据可得性,在排除示范城市名单中的自治州(如延边朝鲜族自治州)、县级市(如昆山市)、城市中的部分区(如重庆市江津区、荣昌区)和数据缺失较为严重的城市(如林芝市、拉萨市)后,本文研究样本为210个地级市,其中包括80个处理组城市和130个对照组城市。

除被解释变量和解释变量外,外商直接投资水平、政府科学技术投入水平、就业结构、经济发展水平、金融深化程度和政府规模等控制变量的数据均来自于对应年份的城市统计年鉴。最后,本文实证分析所使用数据集为2008—2018年间210个城市的平衡面板数据。实证分析中所涉及变量的描述性统计情况如表2所示。城市间人均合作专利数均值为0.936,而标准差为3.269,呈现出“均值小,标准差大”的特点,规模较大的一线城市相比规模较小的城市,城市间人均合作专利数(每万人)相差较大,说明中国各个城市之间合作创新存在明显的差异。此外,中国城市间合作创新具有较大的区域差异性,东部、中部、西部地区的城市间人均合作专利数均值分别为1.321、0.375和0.354。与东部地区相比,中部和西部地区城市间合作创新发展相对滞后。

## 四、实证结果及分析

### (一)平行趋势检验

双重差分模型评估政策有效性的重要前提假设是处理组样本和对照组样本满足平行趋势条件。即在实施“宽带中国”战略前,处理组样本和对照组样本的城市间合作创新水平应该具有一致的变动趋势。为此,本文参考Jacobson等(1993)提出的事件研究法(*Event Study Approach*),

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ppatent</i>	2310	0.936	3.269	0	45.458
<i>did</i>	2310	0.106	0.308	0	1
<i>open</i>	2310	0.349	0.351	0.006	2.990
<i>finance</i>	2310	2.607	1.983	0.050	21.204
<i>RD</i>	2310	0.299	0.350	0.013	5.763
<i>ln<i>gdpp</i></i>	2310	1.627	0.495	0.499	3.284
<i>ln<i>employ</i></i>	2310	3.931	0.260	2.797	4.512
<i>ln<i>gov</i></i>	2310	2.876	0.476	1.681	5.471

构建如下模型进行平行趋势检验。

$$I_{it} = \alpha + \sum_{k=-7}^3 \beta_k D_{i,t_0+k} + \lambda X_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $D_{i,t_0+k}$  为虚拟变量, 表示“宽带中国”战略实施后的第  $k$  年。具体来说,  $t_0$  表示试点城市  $i$  实施“宽带中国”战略的第一年,  $k$  表示“宽带中国”战略试点的第  $k$  年。与基准回归模型相对应, 本文将实施“宽带中国”战略前一年作为基准年份。即在方程(2)中,  $k \neq -1$ 。系数  $\beta_k$  是平行趋势检验重点关注的变量, 该系数反映了“宽带中国”战略试点前后处理组与对照组城市间合作创新水平的差异程度。若  $\beta_k$  在  $k < 0$  期间不显著异于 0, 趋势较为平缓, 则视为通过平行趋势检验。

图 1 为平行趋势检验结果。可以看到, 在  $k < 0$  的区间, 在 95% 置信区间下  $\beta_k$  的估计系数均不显著异于 0, 表明处理组和对照组在“宽带中国”战略实施前城市间合作创新水平没有显著差异, 满足平行趋势检验; 在  $k \geq 0$  的区间,  $\beta_k$  的估计系数显著大于 0, 表明“宽带中国”战略显著地促进了城市间合作创新水平, 且随着时间推移政策效应逐渐加强。

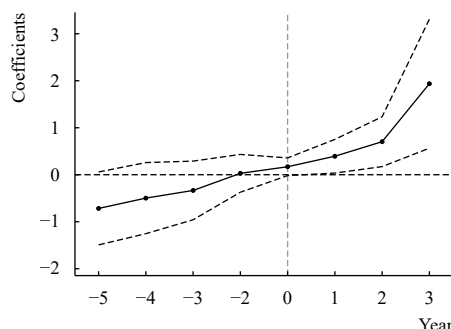


图 1 平行趋势检验

### (二) 基准模型回归结果

在满足平行趋势假设条件的前提下, 本文运用双重差分法对“宽带中国”战略影响城市间合作创新水平的效应进行识别。表 3 报告了模型(1)的估计结果, 其中第 1 列是未加入控制变量时的估计结果, 第 2 列是加入控制变量得到的估计结果。两列的回归结果显示, 无论是否加入控制变量, 解释变量 *did* 的回归系数均显著为正, 这表明“宽带中国”战略的实施对处理组的城市间合作创新水平具有显著的促进作用。具体而言, 加入控制变量的回归结果显示, 解释变量 *did* 回归系数的估计值为 0.890, 这意味着“宽带中国”战略的实施显著促进了城市间合作创新, 使试点城市的城市间合作专利数(每万人)提高了约 0.890 个。因此, 假说 1 得到验证。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 基于 PSM-DID 方法的检验

为进一步检验上述结果的稳健性, 本文利用 PSM-DID 的方法来修正可能存在的样本选择性偏误问题。具体而言, 选择一系列控制变量作为匹配变量, 根据所得到的倾向得分, 按照 1:1 邻近匹配的方法对处理组样本和对照组样本进行逐年匹配。表 3 中第 3 列为 PSM-DID 的回归结

果,其中解释变量 $did$ 的系数仍显著为正。这表明在利用 $PSM-DID$ 之后,“宽带中国”战略的实施对试点城市的城市间合作创新水平仍具有显著促进作用,支持了本文的基准实证结论。

## 2. 排除其他影响创新政策的干扰

除“宽带中国”战略外,在2008—2018年期间,城市也可能存在其他影响创新的政策。已有研究表明,国家创新型城市试点政策(杨仁发和李胜胜,2020)、智慧城市试点政策(袁航和朱承亮,2020)和低碳城市试点政策(徐佳和崔静波,2020)均对创新具有积极的影响。为准确识别“宽带中国”战略的政策效果,需要排除其他影响创新的政策。因此,本文对上述三种政策加以控制。具体而言,以虚拟变量来反映上述政策的影响,并将代表三种政策的虚拟变量作为控制变量引入在模型(1)中。回归结果见表3第4列,解释变量 $did$ 的系数仍在1%的显著性水平下显著为正,且在排除其他创新政策对城市间合作创新的影响后,系数方向仍为正,表明在排除其他影响创新政策的干扰后,基准回归结论仍稳健。

表3 基准回归结果及稳健性检验结果

	(1) <i>ppatent</i>	(2) <i>ppatent</i>	(3) <i>ppatent</i>	(4) <i>ppatent</i>
<i>did</i>	1.012*** (0.191)	0.890*** (0.197)	0.791*** (0.203)	0.726*** (0.183)
<i>open</i>		-0.135 (0.123)	-0.114 (0.123)	-0.100 (0.123)
<i>RD</i>		0.591*** (0.217)	0.471** (0.208)	0.470** (0.207)
<i>lnemploy</i>		1.205*** (0.325)	1.064*** (0.328)	1.143*** (0.328)
<i>lngdpp</i>		-0.341 (0.271)	-0.283 (0.271)	-0.492* (0.263)
<i>finance</i>		-0.0193 (0.0363)	0.0279 (0.0280)	-0.0334 (0.0331)
<i>lngov</i>		-0.664*** (0.225)	-0.816*** (0.222)	-0.352* (0.212)
<i>low_carbon city</i>				1.263*** (0.268)
<i>smart_city</i>				0.379*** (0.0771)
<i>innova_city</i>				0.594** (0.236)
<i>Constant</i>	0.828*** (0.0355)	-1.511 (1.500)	-0.759 (1.509)	-2.211 (1.493)
<i>N</i>	2 310	2 310	2 279	2 310
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.829	0.832	0.826	0.842

注:模型控制了个体固定效应和时间固定效应。括号内为标准差,\*\*\*、\*\*和\*分别为在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

## 3. 安慰剂检验

为了排除其他不可观测因素的干扰,本文借鉴已有研究(Cai等,2016;曹清峰,2020),通过对处理组和控制组重新随机分配来进行安慰剂检验。具体来说,从样本城市中随机选取处理组,假设随机抽取的这些城市为“宽带中国”战略试点城市,剩余的其他城市视为对照组。在此基础上

利用随机抽取的新的样本重新估计模型(1), 由此完成1次安慰剂检验, 重复上述过程400次, 完成400次安慰剂检验, 便可得到400个 $did$ 估计系数。图2报告了400个回归系数的分布及对应的 $p$ 值, 结果表明,  $did$ 的估计系数在0附近服从正态分布, 大多数估计值的 $p$ 值大于0.1。同时, 本文基准回归估计出来的 $did$ 系数0.890在安慰剂检验中是异常值。这说明, 本文基准回归估计出来的结果不太可能是由研究样本中不可观测因素导致的。这一结果进一步支撑了前述得到的分析结果。

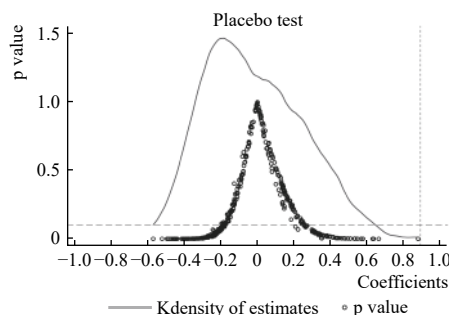


图2 安慰剂检验

注: 本图描绘了400次安慰剂检验得到的估计系数的分布。图中垂直和水平的虚线分别表示的是基准模型回归得到的解释变量的估计系数和 $P$ 统计量。

#### (四)“试点和推广”效应评价

试点制是中国获取改革经验、探索改革路径的重要方式。需要注意的是, 从部分城市的试点推广到更多的城市, 试点政策是否有效需要科学的研究。对于政策推广效应的检验, 是全局推开相应试点政策的根据, 同时这也是进行多批次政策试点的意义之一。

就“宽带中国”战略而言, 该政策在研究时段内共推行了3个批次的试点。随着试点政策的推广, “宽带中国”战略试点城市所享受的政策优势和红利相对下降, “宽带中国”战略能否持续促进城市间的合作创新, 即其推广效应, 是本文所要检验的一个重要问题。由于“宽带中国”战略在不同的年份进行了分批次试点, 本文可以通过对不同批次的政策效果进行检验, 以识别“宽带中国”战略的政策推广效应。具体来说, 分别将第一批次、前两个批次、所有三个批次的试点城市的政策变量与时间虚拟变量相乘, 得到交互项 $did$ 。在基准模型的设定下, 不同批次下该变量的回归结果即反映了试点政策的推广效应。按照模型(1)的设定进行估计, 结果见表4。

表4结果显示, 随着试点政策推广到更多的城市, “宽带中国”战略对城市间合作创新的影响仍显著为正。从系数的大小来看, 对于第一批次、前两个批次、所有三个批次的试点城市而言, 变量 $did$ 的系数分别为1.594、1.111和0.890, 呈现出了下降的趋势。从这一结果来看, “宽带中国”战略试点政策存在政策的推广效应。对于第二和第三批次的试点城市而言, “宽带中国”战略试点政策的影响有所减弱。这可能是因为, 第二、第三批次的试点城市由于政策实施年份相对较短, 政策效应可能存在时滞性和周期长等特点, 政策红利还没有完全发挥出来。随着实施年份的增加, 第二、三批次“宽带中国”战略试点政策对于城市间合作创新的促进效应可能进一步加强。

表4 “宽带中国”战略推广效应结果

	(1) <i>ppatent</i>	(2) <i>ppatent</i>	(3) <i>ppatent</i>
<i>did</i>	1.594*** (0.384)	1.111*** (0.237)	0.890*** (0.197)
<i>open</i>	-0.0848 (0.129)	-0.113 (0.121)	-0.135 (0.123)
<i>RD</i>	0.522** (0.214)	0.549** (0.214)	0.591*** (0.217)
<i>lnemploy</i>	0.966*** (0.327)	1.113*** (0.326)	1.205*** (0.325)
<i>lngdpp</i>	-0.332 (0.278)	-0.353 (0.267)	-0.341 (0.271)
<i>finance</i>	-0.0174 (0.0339)	-0.0150 (0.0360)	-0.0193 (0.0363)
<i>ln gov</i>	-0.684*** (0.213)	-0.673*** (0.219)	-0.664*** (0.225)
<i>Constant</i>	-0.517 (1.517)	-1.114 (1.490)	-1.511 (1.500)
<i>N</i>	2 310	2 310	2 310
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.835	0.834	0.832



## 五、作用机制检验

“宽带中国”战略提高城市间合作创新水平的机制是什么呢?前文研究假说提出:对于本地城市而言,网络基础设施建设作为一种本地资源,是支撑数据流、信息流高效运转的前提和基石,直接表现为提升了城市的信息化水平,影响了本地企业发展,为促进城市间合作创新提供了条件。对城市间而言,网络基础设施建设作为一种连接性资源,有利于实现互联互通,提高了信息跨时空传播和交换的速率,促进了知识、信息和创新要素在城市间流动(Roberts, 2000),减少了信息不对称,降低了交易成本(王如玉等, 2018),对促进城市间合作创新具有重要作用。接下来,将网络基础设施对于城市间合作创新的机制分为“本地效应”和“连接效应”,分别进行讨论。

### (一)本地效应

“本地效应”是指网络基础设施作为载体或是平台,改善了本地企业信息条件,促进了本地企业发展。已有文献表明,本地企业,特别是高新技术企业的发展进一步促进了城市间的合作创新(孙早和徐远华, 2018)。因此,本文将用城市本地高新技术企业的发展情况和本地创业活动来衡量网络基础设施的“本地效应”。

为验证前述假说 2a, 本文借鉴陈斌开和张川川(2016)的做法,构建如下计量模型,以检验“本地效应”作用机制:

$$hightech_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it-1} + \lambda X_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$entrep_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it-1} + \lambda X_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $hightech_{it}$  为城市  $i$  在  $t$  年的高新技术产业发展水平, 来自于国泰安数据库中的上市公司高新技术企业数量来测度。  $entrep_{it}$  为城市  $i$  在  $t$  年的新进入企业数, 来自于北京大学企业大数据研究中心。其他变量含义与模型(1)相同。  $\alpha_1$  度量“宽带中国”战略的实施带来的“本地效应”, 若  $\alpha_1$  为正, 则“宽带中国”战略的实施促进了本地企业的发展, “本地效应”存在, 否则就不存在。

表 5 第 1 列回归结果显示, “宽带中国”战略的系数显著为正, 这意味着“宽带中国”战略的实施显著促进了高新技术产业发展。表 5 第 2 列将城市本地新进入企业数量替换高新技术企业数量代入模型(3)进行回归, 结果表明, 网络基础设施建设对城市本地创业活动未显示出显著的促进效果, 这也从侧面说明, 网络基础设施建设对创新要素流动性较高的产业具有较大的促进作用。以上回归结果表明, 网络基础设施建设的“本地效应”显著存在, 其促进了城市间的合作创新。因此, 假说 2a 得到了初步的验证, 网络基础设施建设促进了本地高新技术企业发展, 为城市间合作创新提供了条件。

### (二)连接效应

网络基础设施建设, 还可能通过“连接效应”对外间接降低交易成本。网络基础设施建设的良好建设, 连接了创新资源, 促进了跨区域知识溢出, 降低了因距离摩擦产生的交易成本, 本文将这种作用机制称为网络基础设施建设的“连接效应”。为验证这一机制, 本文创新性地使用城市间的地理距离矩阵与城市间合作创新矩阵构造一个加权合作创新距离指标, 用该指标表示与城市  $i$  进行合作创新的城市间平均距离。加权合作创新距离指标构建如下所示:

$$dis\_coinvention_{it} = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N ppatent_{ij,t} \times distance_{ij}}{\sum_{j=1, j \neq i}^N ppatent_{ij,t}} \quad (5)$$

其中,  $dis\_coinvention_{it}$  为城市  $i$  在  $t$  年的城市间合作创新距离(加权重)指标,  $ppatent_{ij,t}$  为城市  $i$  和城市  $j$  在  $t$  年的人均合作专利数(每万人),  $distance_{ij}$  为城市  $i$  和城市  $j$  的地理距离。

作为稳健性检验,本文同时构造了不加权的合作创新距离指标,其计算方式如下:

$$disno\_coinvention_{i,t} = \frac{\sum_{j=1, ppatent_{ij}>0}^N distance_{ij}}{num_{ppatent_{ij}>0}} \quad (6)$$

其中,  $disno\_coinvention_{i,t}$  为城市  $i$  在  $t$  年的城市间合作创新距离(不加权重)指标,  $num_{ppatent_{ij}>0}$  为与城市  $i$  在  $t$  年进行城市间合作创新的城市数。参考模型(3)、模型(4)的设定,以上两个“城市间合作创新距离指标”为被解释变量,对“宽带中国”战略的“连接效应”进行验证。

表 6 为以合作创新距离指标作为被解释变量的回归结果。结果显示,无论是加权重的合作创新距离指标  $dis\_coinvention_{i,t}$  还是不加权重的合作创新距离指标  $disno\_coinvention_{i,t}$ , “宽带中国”战略对其都有显著为正的影响,说明“宽带中国”战略扩大了城市间合作创新的距离。以上结果表明,网络基础设施的“连接效应”显著存在,网络基础设施建设提高了城市间信息传播效率,降低了交易成本,外延了城市间合作创新空间边际。因此,假说 2b 得到了验证。

表 5 “宽带中国”战略的“本地效应”

表 6 “宽带中国”战略的“连接效应”

	(1) <i>hightech</i>	(2) <i>entrep</i>		(1) <i>dis_coinvention</i>	(2) <i>disno_coinvention</i>
<i>did</i>	4.573*** (0.699)	0.218 (0.531)	<i>did</i>	59.37*** (11.25)	50.56*** (7.777)
<i>open</i>	-1.440*** (0.496)	3.012*** (0.717)	<i>open</i>	-15.74 (11.84)	-1.790 (10.16)
<i>RD</i>	3.235*** (1.109)	0.317 (0.686)	<i>RD</i>	43.86*** (16.54)	14.20* (7.866)
<i>lnemploy</i>	1.004 (0.878)	0.055 (1.426)	<i>lnemploy</i>	80.44*** (24.76)	9.841 (15.74)
<i>lngdpp</i>	-3.826*** (1.224)	7.765*** (1.462)	<i>lngdpp</i>	-41.67* (22.94)	-29.90 (18.90)
<i>finance</i>	-0.117 (0.156)	-0.306* (0.163)	<i>finance</i>	-0.523 (1.834)	0.241 (1.368)
<i>lngov</i>	-2.866*** (1.078)	1.892* (1.076)	<i>lngov</i>	-56.57*** (14.70)	-24.27*** (8.968)
<i>Constant</i>	15.58*** (5.503)	39.69*** (6.537)	<i>Constant</i>	75.96 (118.6)	214.2*** (78.52)
<i>N</i>	2 310	2 266	<i>N</i>	2 310	2 310
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.901	0.937	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.906	0.717

## 六、异质性分析

### (一)区域异质性

区域经济发展的空间差异是中国经济发展中面临的重要问题。本文分别从东、中、西部和南、北部两个维度探讨“宽带中国”战略对不同区域下城市间合作创新的影响。表 7 中前 3 列为东部、中部、西部省份城市样本的回归结果。在东部、中部和西部省份城市样本下,解释变量  $did$  的回归结果均显著为正,其系数分别为 1.600、0.703 和 0.259。对比来看,在中部省份和西部省份城市样本下,解释变量  $did$  的回归系数数值明显小于东部省份。这说明“宽带中国”战略对于城市间合作创新的影响存在区域上的差距,东部省份的政策效果明显大于中西部省份。这可能是

由于,凭借其在人(人力资本)、财(财政支出)、物(网络基础设施)等创新要素上的优势,东部省份城市的“宽带中国”战略试点政策效应强于中西部省份城市。

表 7 区域异质性检验结果

	(1)东 <i>ppatent</i>	(2)中 <i>ppatent</i>	(3)西 <i>ppatent</i>	(4)北 <i>ppatent</i>	(5)南 <i>ppatent</i>
<i>did</i>	1.600*** (0.413)	0.703*** (0.149)	0.259*** (0.0955)	0.568*** (0.164)	1.351*** (0.421)
<i>open</i>	0.388 (0.264)	0.0917 (0.127)	-0.378 (0.252)	-0.538*** (0.184)	0.133 (0.215)
<i>RD</i>	1.396** (0.585)	0.157* (0.0949)	0.298 (0.274)	0.827*** (0.285)	0.854 (0.724)
<i>lnemploy</i>	0.894** (0.382)	-0.231 (0.311)	1.348*** (0.274)	1.030** (0.407)	1.705*** (0.502)
<i>lngdpp</i>	0.102 (0.457)	-0.404 (0.327)	-0.208 (0.260)	-0.422 (0.293)	0.253 (0.583)
<i>finance</i>	0.0247 (0.0740)	0.00810 (0.0147)	0.00892 (0.0698)	-0.0996* (0.0527)	0.0750 (0.0460)
<i>lngov</i>	-1.295** (0.582)	-0.475*** (0.150)	0.00156 (0.151)	-0.656*** (0.251)	-0.981* (0.502)
<i>Constant</i>	0.387 (2.104)	3.143** (1.561)	-4.820*** (1.239)	-0.384 (1.818)	-4.075* (2.356)
<i>N</i>	913	935	264	1408	902
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.781	0.649	0.782	0.895	0.766

表 7 的后 2 列为南部、北部省份城市样本的回归结果。对比南部、北部省份城市样本的回归结果可以发现,表示“宽带中国”战略试点政策效应的解释变量 *did* 系数均显著为正。对比系数大小来看,南部省份城市样本的系数远大于北部省份城市,表明“宽带中国”战略在南部省份发挥了更大的政策效应。这一结果侧面说明南北区域经济差距扩大现象的驱动因素可能与南部省份城市在创新方面的发展优势有关。

### (二)城市规模异质性

本文按照城市人口规模将样本城市从大到小三等分,分别对不同人口规模的城市样本进行回归分析,以检验“宽带中国”战略影响城市间合作创新是否存在城市规模异质性。表 8 的回归结果表明,在人口规模最大和中等的样本城市中,解释变量 *did* 的回归结果显著为正,而人口规模最小的样本城市中,解释变量 *did* 未通过显著性检验。此外,在人口规模中等的样本城市中解释变量 *did* 的回归系数(0.557)小于在人口规模最大的样本城市中解释变量 *did* 的回归系数(1.336)。因此,城市规模不同对“宽带中国”战略政策发挥效果存在差异。这一异质性影响可能与创新活动和高新技术产业发展的集聚效应有关。更大的城市人口规模有助于本地创新能力的提高和高新技术产业的发展。因此,结合上述机制分析结果,城市的人口规模越大,“宽带中国”战略试点政策对于城市间合作创新的影响越大。

### (三)专利类型异质性

为考察不同专利类型是否会对“宽带中国”战略的创新效应产生差异,本文选取城市间人均合作发明专利(*invenppatent*)和其他类型城市间人均合作专利(包括实用新型专利和外观设计专

利),分别作为被解释变量(*ppatent*)的替代变量引入基准模型的方程(1)中进行回归。表9的回归结果表明,无论是以城市间人均合作发明专利数量作为被解释变量,还是以其他类型城市间人均合作专利数量作为被解释变量,解释变量*did*的回归结果均显著为正,说明“宽带中国”战略政策同时诱发了城市间人均合作发明专利数量和其他类型城市间人均合作专利数量的增加。

表8 城市规模异质性检验结果

	(1)大 <i>ppatent</i>	(2)中 <i>ppatent</i>	(3)小 <i>ppatent</i>
<i>did</i>	1.366*** (0.379)	0.557*** (0.147)	0.423 (0.267)
<i>open</i>	-0.184 (0.235)	-0.218* (0.120)	-0.0778 (0.274)
<i>RD</i>	0.848** (0.349)	0.329 (0.220)	0.817 (0.503)
<i>lnemploy</i>	2.088*** (0.488)	-0.486* (0.258)	2.016** (0.884)
<i>lngdpp</i>	0.284 (0.650)	-0.359 (0.274)	-0.419 (0.429)
<i>finance</i>	0.0353 (0.0890)	0.0253 (0.0325)	-0.0390 (0.0389)
<i>lngov</i>	-1.913*** (0.614)	-0.304* (0.162)	-0.456 (0.378)
<i>Constant</i>	-2.588 (2.602)	3.899*** (1.232)	-5.182 (3.596)
<i>N</i>	770	770	770
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.782	0.937	0.886

表9 专利类型异质性检验结果

	(1) <i>invenppatent</i>	(2) <i>otherppatent</i>
<i>did</i>	0.497*** (0.125)	0.393*** (0.0778)
<i>open</i>	-0.0894 (0.0605)	-0.0460 (0.0744)
<i>RD</i>	0.366*** (0.123)	0.225** (0.0988)
<i>lnemploy</i>	0.700*** (0.184)	0.505*** (0.151)
<i>lngdpp</i>	-0.0424 (0.142)	-0.299* (0.153)
<i>finance</i>	-0.0116 (0.0237)	-0.00765 (0.0133)
<i>lngov</i>	-0.414*** (0.139)	-0.250*** (0.0926)
<i>Constant</i>	-1.107 (0.868)	-0.404 (0.694)
<i>N</i>	2 310	2 310
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.816	0.843

## 七、结论与政策建议

在构建双循环新发展格局和深化创新发展的背景下,正确认识和评价网络基础设施建设对于城市间合作创新的影响具有重要的现实意义。本文以“宽带中国”战略为准自然实验,基于2008—2018年中国地级市面板数据,利用渐进双重差分法评估了网络基础设施建设对城市间合作创新的影响,并对作用机制进行了探讨。本文主要得到以下三方面的结论。第一,“宽带中国”战略显著促进了城市间合作创新水平。平均而言,该战略的实施使试点城市的城市间合作专利数(每万人)提高约0.890个。并且随着试点的推广,“宽带中国”战略的政策效应存在推广效应。第二,机制检验表明,网络基础设施建设通过影响本地高新技术企业发展,降低了城市间交易成本,拓展了城市间合作创新的空间外延,促进了城市间合作创新。第三,异质性检验表明,首先,对于不同区域的试点城市,“宽带中国”战略对城市间合作创新的影响存在差异,东部沿海城市和中西部城市的政策效应都显著,但东部沿海地区的政策效应明显大于中西部地区。同时,“宽带中国”战略对于南部城市的政策效应要大于北部城市。其次,对于人口规模更大的城市而言,“宽带中国”战略的政策效果更加显著。最后,就合作专利类型而言,相对于城市间其他合作专利,“宽带中国”战略政策对于城市间合作发明专利的促进效果更好。

基于以上研究,本文得到的如下政策启示。首先,网络基础设施建设需考虑区域差异并加强与相关政策的协同。考虑到网络基础设施建设对于城市间合作创新的影响存在异质性效应,网

络基础设施的布局更应与区域经济发展阶段相协调。具体而言,东部地区应加快部署新兴网络基础设施,提高新兴网络基础设施服务企业生产的广度和深度。对于中西部地区而言,应逐步推进其互联网宽带接入水平,提升网络基础设施覆盖率及其融合到企业生产环节的程度。其次,除网络基础设施建设布局应因地制宜外,政府应注重网络基础设施与相关区域创新政策间的协调配合,通过政策协同助力区域间创新网络的形成,引导创新资源在区域之间进行分配,为区域经济发展和国内大循环建设注入新的动能。最后,夯实网络基础设施建设也有助于新兴产业的发展。新兴产业,特别是数字经济及其催生出来的“新制造”“新零售”等新业态,已经成为中国经济高质量发展的新增长点。作为影响新兴产业快速发展的重要因素,各级政府应加快建设高速、高效的网络基础设施,推广升级千兆光纤宽带网络,扩大其覆盖范围,提升网络性能和效率,为创新活动开展提供有利信息条件,为发展新产业、新业态、新商业模式提供有力保障。

#### 主要参考文献:

- [1]白俊红,蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, (7): 174-187.
- [2]卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通是否促进了区域创新?[J]. 金融研究, 2019, (6): 132-149.
- [3]曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据[J]. 中国工业经济, 2020, (7): 43-60.
- [4]岑聪,姜巍. 互联网发展、空间关联与区域协同创新[J]. 统计与决策, 2021, (2): 70-74.
- [5]陈斌开,张川川. 人力资本和中国城市住房价格[J]. 中国社会科学, 2016, (5): 43-64.
- [6]郭朝先,刘艳红. 中国信息基础设施建设:成就、差距与对策[J]. 企业经济, 2020, (9): 143-151.
- [7]郭凯明,潘珊,颜色. 新型基础设施投资与产业结构转型升级[J]. 中国工业经济, 2020, (3): 63-80.
- [8]韩宝国,朱平芳. 宽带对中国经济增长影响的实证分析[J]. 统计研究, 2014, (10): 49-54.
- [9]韩先锋,惠宁,宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. 中国工业经济, 2014, (12): 70-82.
- [10]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.
- [11]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.
- [12]金培振,殷德生,金桩. 城市异质性、制度供给与创新质量[J]. 世界经济, 2019, (11): 99-123.
- [13]马青山,何凌云,袁恩宇. 新兴基础设施建设与城市产业结构升级——基于“宽带中国”试点的准自然实验[J]. 财经科学, 2021, (4): 76-90.
- [14]齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, (12): 129-143.
- [15]孙早,徐远华. 信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗?——基于 2002-2013 年高技术 17 个细分行业面板数据的经验分析[J]. 南开经济研究, 2018, (2): 72-92.
- [16]王如玉,梁琦,李广乾. 虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J]. 管理世界, 2018, (2): 13-21.
- [17]徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020, (12): 178-196.
- [18]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.
- [19]杨仁发,李胜胜. 创新试点政策能够引领企业创新吗?——来自国家创新型试点城市的微观证据[J]. 统计研究, 2020, (12): 32-45.
- [20]袁航,朱承亮. 智慧城市是否加速了城市创新?[J]. 中国软科学, 2020, (12): 75-83.

- [21]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71-86.
- [22]赵增耀,章小波,沈能.区域协同创新效率的多维溢出效应[J].中国工业经济,2015,(1):32-44.
- [23]Almeida P, Kogut B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks[J]. *Management Science*, 1999, 45(7): 905-917.
- [24]Arthur W B. The structure of invention[J]. *Research Policy*, 2007, 36(2): 274-287.
- [25]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [26]Brynjolfsson E, Hitt L M. Beyond computation: Information technology, organizational transformation and business performance[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(4): 23-48.
- [27]Cai X Q, Lu Y, Wu M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73-85.
- [28]Coase R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [29]Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3-43.
- [30]Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993, 83(4): 685-709.
- [31]Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [32]Lanzolla G, Pesce D, Tucci C L. The digital transformation of search and recombination in the innovation function: Tensions and an integrative framework[J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2021, 38(1): 90-113.
- [33]Majeed M T, Ayub T. Information and communication technology (ICT) and economic growth nexus: A comparative global analysis[J]. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 2018, 12(2): 443-476.
- [34]Maurseth P B. The effect of the Internet on economic growth: Counter-evidence from cross-country panel data[J]. *Economics Letters*, 2018, 172: 74-77.
- [35]Meijers H. Does the internet generate economic growth, international trade, or both?[J]. *International Economics and Economic Policy*, 2014, 11(1-2): 137-163.
- [36]Milgrom P, Roberts J. Bargaining costs, influence costs, and the organization of economic activity[A]. Alt J E, Shepsle K A. *Perspectives on positive political economy*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [37]Nambisan S, Wright M, Feldman M. The digital transformation of innovation and entrepreneurship: Progress, challenges and key themes[J]. *Research Policy*, 2019, 48(8): 103773.
- [38]Roberts J. From know-how to show-how? Questioning the role of information and communication technologies in knowledge transfer[J]. *Technology Analysis & Strategic Management*, 2000, 12(4): 429-443.
- [39]Salahuddin M, Gow J. The effects of internet usage, financial development and trade openness on economic growth in South Africa: A time series analysis[J]. *Telematics and Informatics*, 2016, 33(4): 1141-1154.
- [40]Varian H R. Computer mediated transactions[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(2): 1-10.
- [41]Wang J. The economic impact of special economic zones: Evidence from Chinese municipalities[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101: 133-147.
- [42]Williamson O E. The economics of organization: The transaction cost approach[J]. *American Journal of Sociology*, 1981, 87(3): 548-577.
- [43]Xu X, Watts A, Reed M. Does access to internet promote innovation? A look at the U. S. broadband industry[J]. *Growth and Change*, 2019, 50(4): 1423-1440.

# Network Infrastructure Construction and Inter-city Cooperative Innovation: Evidence of the “Broadband China” Pilot Program and Its Spread

Chong Zhaohui<sup>1</sup>, Gao Zhihong<sup>1</sup>, Qin Chenglin<sup>2</sup>

(1. School of Business, Shantou University, Shantou 515063, China;

2. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

**Summary:** China’s economy is facing the pressure of building a dual-cycle development pattern and deepening innovation-driven development. Since the implementation of the innovation-driven development strategy, China has made great progress in innovation and development, but there is still a certain gap between China and developed countries in key core technologies and original innovation. For China, where the spatial distribution of innovation resources is extremely uneven, inter-city cooperative innovation is the key to carry out cooperative innovation and release innovation potential. In particular, under the background of constructing a new dual-cycle development pattern with domestic cycle as the mainstay and deepening innovation-driven development, promoting inter-city cooperative innovation has important significance for guiding innovation resource cooperation, improving innovation capacity, and promoting domestic innovation cycle.

In this context, this paper, for the first time, uses the “Broadband China” strategy to evaluate the impact of network infrastructure construction on inter-city cooperative innovation, and tests the promotion effect of multiple pilot policies. The results show that the “Broadband China” strategy significantly promotes the development of inter-city cooperative innovation. On average, the number of inter-city cooperative patents (per 10,000 people) in pilot cities increases by 0.890, and the policies have a promotion effect. The mechanism test shows that the “Broadband China” strategy is beneficial to the inter-city cooperative innovation by promoting the development of local high-tech industries and expanding the spatial extension of inter-city cooperative innovation. The heterogeneity test shows that the “Broadband China” strategy has a greater impact on the cooperative innovation of cities in eastern and southern provinces. In addition, the difference of urban population size and the type of urban cooperative patent are the reasons for the heterogeneity effect of “Broadband China” strategy.

The possible contribution of this paper is mainly reflected in the following three aspects: Firstly, it uses the “Broadband China” strategy to evaluate the impact of network infrastructure construction on inter-city cooperative innovation, which enriches the literature on regional cooperative innovation research at the city level. Secondly, it identifies the promotion effect of pilot policies based on the multiple batches of “Broadband China” strategy pilot policies. This is helpful to correctly understand the demonstration and leading role of the pilot, so as to better drive the reform and promote the implementation of the policies. Thirdly, it innovatively constructs the index of inter-city cooperative innovation distance, and further reveals the mechanism of network infrastructure influencing inter-city cooperative innovation from the two perspectives of “local effect” and “connection effect”.

The conclusion of this paper provides policy enlightenment for China to improve network infrastructure construction, deepen inter-city cooperative innovation, and accelerate the formation of a new dual-cycle development pattern. In particular, network infrastructure development needs to consider regional differences and strengthen coordination with relevant innovation policies.

**Key words:** network infrastructure; inter-city cooperative innovation; DID method; spreading effect

(责任编辑 顾 坚)