

数字基础设施建设提升城市创新的“质”与“量”了吗？

——基于创新要素流动视角的实证检验*

张治栋,裴尔洁

(安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230601)

内容提要: 面对新一代信息通信技术的迅速发展, 本文选取 2007-2020 年 284 个地级及以上城市面板数据, 运用多时点双重差分模型 (DID) 评估以“宽带中国”战略为引领的数字基础设施对城市创新“质”与“量”的政策影响。研究发现:“宽带中国”战略实施带来的数字基础设施完善显著提升城市创新的“质”与“量”水平, 在经过一系列稳健性检验及内生性检验后结论依然稳健。基于创新要素流动视角, 数字基础设施建设可通过促进人才要素、资本要素和数据要素的区际流动途径提升城市创新“质”与“量”发展。异质性分析发现, 数字基础设施建设显著提升东部地区城市创新“质”与“量”水平, 而不利于西部地区城市创新, 在中部地区作用不显著, 且在互联网发展等级较高和产业等级较高的地区也对城市创新表现为正向促进作用。本文研究结论为深入贯彻落实网络强国战略和创新驱动发展战略提供了经验与参考。

关键词: 数字基础设施建设 “宽带中国”战略 城市创新 创新要素流动

一、引言与文献综述

党的二十大报告指出, 要完善科技创新体系, 坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位。城市创新作为构建我国科技创新体系的重要空间载体, 对于深入实施创新驱动发展战略, 进而实现高水平科技自立自强具有重要影响 (李政和杨思莹, 2019)。随着中国经济由高速发展向高质量发展的转变, 涵盖 5G 互联网、大数据、人工智能等领域的数字化基础设施建设的飞速发展预示着数字经济时代已正式到来。自党的十八大始, 我国先后实施了网络强国战略和国家大数据战略, 并出台《数字经济发展战略纲要》和《“十四五”数字经济发展规划》。在一系列战略与规划的指引下, 我国取得了前所未有的发展成就, 实现了数字基础设施建设方面的飞速发展。有关数据显示, 截至 2022 年 7 月, 我国累计建成开通 5G 基站达 196.8 万个, IPv6 活跃用户数达 6.97 亿; 互联网普及率由 2012 年的 42.1% 提高到 2021 年的 73%, 移动电话用户总数达 16.43 亿户, 其中 5G 移动电话用户达 3.55 亿户; 光缆线路长度也从 2012 年的 1479 万公里增加至 2021 年 5481 万公里, 增长 2.7 倍^①。以新型信息技术为核心的数字基础设施建设的完善推进, 为我国逐渐发展成创新型国家、进而实现二〇二三年社会主义现代化远景目标奠定基础 (张杰和付奎, 2021)。数字网络基础设施在数字化时代下经济发展中充当着“网络传输纽带”和“信息物质载体”, 能够有效提升互联网性能和服务质量水平, 从而构建现代化经济体系与数字经济网络格局。以数字化基础设施建设为引领, 加强科技创新, 对于提升关键核心技术水平和产品的自我研发度, 进

* 张治栋, 安徽大学经济学院教授, 邮政编码: 230601, 电子信箱: Ahu_zhang_work@163.com; 裴尔洁, 安徽大学经济学院博士研究生, 邮政编码: 230601, 电子信箱: erjiep@163.com。本文研究得到安徽省科研编制计划重大项目 (2022AH040005) 的资助。

^① 数据来源: 2022 年国务院发布《关于数字经济发展情况的报告》。
http://www.gov.cn/xinwen/2022-11/28/content_5729249.htm

而抢抓新一轮科技革命和产业变革机遇，并迈入创新型发展国家行列具有重要意义（盛磊和杨白冰，2020）。

早些年间，国内外学者关于信息基础设施建设的研究较多集中于其具有的经济效应方面。国外多位学者使用经合组织国家数据检验了电信基础设施与经济增长之间具有显著的正向因果关系（Lars-Hendrik et al., 2001; Koutroumpis P., 2009），并发现基于互联网宽带建设的信息基础设施水平的提升也显著促进经济增长（Choi C & Yi M H., 2009），且互联网宽带对经济增长还发挥着网络渗透的贡献作用，当宽带渗透率提高 10% 时，人均 GDP 增长率会随之提高 0.9%-1.5%（Czernich N et al., 2011）。国内多位学者也同样证实信息基础设施建设对我国经济增长发挥着显著积极作用（刘生龙和胡鞍钢，2010；韩宝国和朱平芳，2014；郑世林等，2014）。此外，也有学者发现网络基础设施建设能促进城市全要素生产率增长（刘传明和马青山，2020），提升产业结构合理化和高级化水平（马青山等，2021），通过技术扩散效应推动对外贸易升级（钞小静等，2020），提升制造业劳动生产率（卢福财、徐远彬，2019）^[4]，并能缩减城乡收入差距（陈阳等，2022），从而降低劳动力配置扭曲程度（牛子恒和崔宝玉，2022）。

目前学术界中也有关于新型基础设施建设与创新方面相关的研究，主要集中在宏观与微观两个方面。宏观上，已有研究发现信息基础设施建设能显著提升城市创新水平，通过“宽带中国”试点政策的实施驱动生产性服务业集聚以及产业结构高级化发展，并对邻近城市表现出强烈的示范效应（张杰和付奎，2021）。且网路基础设施建设也能提高城市互联网发展水平，发挥城市创新效应（冯苑等，2021），并通过促进本地高新技术产业发展实现城市间的合作创新（种照辉等，2022）。在微观方面，已有研究发现地区网络基础设施的改善，有利于企业人力资本的积累，能够推动企业数字化转型，从而提升企业创新绩效（邱洋冬，2022）。同时也可以通过降低企业创新成本、加强企业间研发合作途径，提升企业技术水平（徐扬和刘育杰，2022）。进一步，数字基础设施建设可以优化资源配置来正向促进企业创新（郑玉，2023）。

通过以上文献梳理发现，目前较多研究集中于互联网等数字型基础设施建设在经济发展方面的效应研究，或是以“宽带中国”试点政策为引领探索其在城市层面或企业层面的创新效应，但少有文献研究数字型基础设施建设的城市创新驱动效应在其质量方面的影响，为丰富本领域研究内容，本文将 2014 年、2015 年和 2016 年不同批次批复的“宽带中国”示范城市政策视为衡量数字基础设施建设的准自然实验，进一步探索数字基础设施会对城市创新的“质”与“量”发挥怎样的作用力。基于此，本文可能的边际贡献有：（1）将“宽带中国”战略示范城市政策视为准自然实验，并分别从城市创新的“质”与“量”两个方面出发，系统验证数字型基础设施建设对城市创新能力的作用力效果；（2）从创新要素流动视角出发，将数字化时代下衍生出的新型创新要素——数据要素纳入其中，分别从人员要素、资本要素和数据要素视角，利用中介效应模型探索创新要素流动在数字基础设施建设与城市创新“质”与“量”之间的作用角色；（3）基于城市区位、互联网发展水平和产业结构水平的不同视角，检验数字基础设施建设影响城市创新能力的异质性作用。

二、理论分析与研究假设

（一）数字基础设施建设对城市创新“质”与“量”的直接作用机制

传统基础设施主要是通过公路、铁路、轮渡等方式，实现地区之间人与物等实物资源的传送。而数字型基础设施主要是借助 5G 网络、物联网、人工智能等新一代信息通信技术，以数据这一新型生产要素为核心，实现信息流和知识流迅速传送的基础设施体系。在科技信息与产业革命迅速兴起的今天，具有新一代信息通信技术的数字化网络基础设施为

实现我国城市由要素驱动型发展转变为创新驱动型发展、进而拉动我国经济增长注入新动力（钞小静，2020）。数字化基础设施建设驱动我国城市创新的作用主要体现在：在城市创新的质量方面，传统交通基础设施为知识和技术的跨区域流动提供了传输渠道，但知识与技术的溢出却易受到地理距离等因素的阻碍影响，而数字型网络基础设施可以借助信息技术功能的数据传输方式，为最新研发成果以及前沿知识技术外溢提供更加便捷的渠道，有利于提升高新技术企业在新产品和新服务方面开发的质量水平，从而促进城市创新在质量方面的升级。此外，数字基础设施完善能够强化信息技术在城市间的扩散效应，促进技术融合、市场融合与产业融合，从而完成技术创新到市场创新再到产业创新的全过程（孙早和徐远华，2018），产业的融合与创新能进一步促进知识技术等研发信息的传播与共享，进而实现城市整体创新水平在质量方面的提高。在城市创新的数量方面，数字基础设施建设以互联网和云计算等信息通信技术为核心，为数字化生产要素——数据的流动与传输提供了重要载体，降低了信息搜寻成本和获取成本（Vu K M，2011），有助于企业节约研发成本，将有限的研发投入资金用于更多数量的创新活动开展，从而增加了城市整体在数量方面的创新。同时，数字基础设施建设能够打破地区间信息交流的时空约束，增强地区间企业之间在研发合作与技术创新方面的交流与分享，有效缓解信息不对称问题，有助于减少企业因信息不对称问题导致的创新滞后问题，降低企业在创新方面的风险不确定性，从而整体上会提高创新主体在数量方面的创新，最终促进城市创新的数量提升。由此，本文提出如下假说：

H1：数字基础设施建设能够促进城市创新的质量与数量水平提升。

（二）基于创新要素流动视角的间接作用机制分析

伴随着5G网络和数字经济时代的到来，创新要素（主要包括创新人员要素和创新资本要素）是创新型国家战略顺利实施的重要资源保障，其在区际间流动更是能优化地区创新型资源合理配置，加速创新合作网络的形成（王钺和刘秉镰，2017）。在我国数字经济创新实践的推动下，数据作为一种新型生产要素，在合法保障的前提下实现数据的有序流动和充分共享，能够有效发挥其对经济高质量发展的重要支撑作用（蔡跃洲和马文君，2021）。因此，本文将数据要素也纳入创新要素中，分析基于创新要素流动视角的间接作用机制。

从创新人员要素流动视角出发，“宽带中国”战略引领的数字基础设施建设完善能够提升城市互联网发展水平，有利于依托互联网发展与信息技术的创新人员要素实现跨区域的流动。而创新人才是创新活动的主体，是实现技术创新的关键（阮建青等，2016）。创新人才要素在各地区的流动与集聚更是可以释放出知识溢出与技术溢出效应，同时在新一代信息技术的加成作用下，更是为研发成果和前沿技术外溢提供便捷的传播渠道，也为各城市开展创新活动提供充足的人力资本支持，从而无论是在数量上还是质量上，创新人才要素的区际流动均为城市创新注入了强劲的驱动力。从创新资本要素流动视角出发，“宽带中国”战略引领的数字化基础设施建设可以利用数字化平台资源优势，促进创新资本要素在城市间的流动，区别于传统基础设施建设，新型数字型基础设施可以借助互联网技术和数字化方式进行数字形态转化，为资本需求方和供给方之间提供了方便快捷的实时交流平台，降低企业搜寻成本并提高资本配置效率，有利于创新资本要素实现跨区域交流互通。而创新资本要素的顺畅流通，更是为城市开展创新活动提供最基本的资金、技术支撑，进而直接促进城市创新数量的提升。且由于创新资本要素具有“逐利性”，这会驱使其在互联网快速发展的背景下更易实现由边际收益率低地区流向边际收益率高地区（王钺和白俊红，2016），从而有利于城市开展更高质量创新活动，提升城市创新质量水平。从创新数据要素流动视角出发，数据要素不同于人才、资本等创新要素，其并不是以一种独立客观的形式存在，而是融入到数字化活动的过程中。由此，数字基础设施建设为数据要素提供了更为基础的信息环境，同时借助于现代网络技术更易打破城市间空间壁垒，有利于数据要素在跨时空

区域间的流动。而数据要素的流动也为城市技术创新奠定了现代化的数字基础，一方面，数据要素与人力、资本等实体生产要素相融合，区际间的流动更能充分发挥技术创新与知识溢出，从而提升城市创新水平，另一方面，在信息通信技术已逐渐成熟的当下，数据要素的区际流动为城市创新活动开展提供了数据要素支持与保障，推动了城市创新在数量和质量方面的提升，从而有利于城市创新水平发展。由此，本文提出如下假说：

H2：基于创新要素流动视角，数字基础设施建设可通过人才要素、资本要素和数据要素的流动提升城市创新的质量与数量水平。

三、研究设计

（一）模型构建

我国工信部于 2014-2016 年间先后分三批设立了 117 个“宽带中国”示范城市（城市群），对城市创新产生深远影响。因此，为验证以“宽带中国”战略为引领的数字基础设施建设对城市创新“质”与“量”的政策驱动作用，本文将“宽带中国”战略的实施视为一项准自然实验，运用双重差分模型探索二者之间的因果关系，构建模型如下所示。

$$inno_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digital + \alpha_j controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

公式（1）中， $inno_{i,t}$ 表示城市创新水平，具体包括城市创新质量水平（*quantity*）和创新数量水平（*quality*）， $digital$ 表示“宽带中国”战略实施的虚拟变量， $controls_{i,t}$ 表示控制变量合集， γ_i 表示个体效应控制， μ_i 表示时间效应控制， $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差， i 为地区下标， t 为时间下标。

（二）变量选取与说明

1.被解释变量

本文被解释变量为城市创新水平。城市创新水平一般是指城市在科技创新方面的能力水平，在现有城市层面的统计年鉴中，并未有直接描述城市科技创新能力的统计数据，而用来衡量专利数量水平的申请数与授权数更能体现科技创新活动的直接产出成果，是现有研究中衡量城市创新能力最常使用的指标（卞元超等，2019）。由于专利在申请过程中可能存在虚假操作或质量不合格等问题，故而专利授权数更能较为准确地反映出城市科技创新活动（张杰等，2016）。同时，专利又具体可分为发明专利、外观设计专利和实用新型专利三种类型，其中，发明专利的技术难度与复杂程度相对较高，申请难度较大，更能体现出城市科技创新的质量水平。为了区分数字基础设施建设对城市创新可能存在的“伪激励”，本文参照黎文靖和郑曼妮（2016）、张慧等（2023）做法，分别从“质”与“量”两个维度衡量城市创新水平，同时为排除不同地区人口规模的影响，最终选取地区每万人发明专利授权数衡量城市创新质量水平（*quantity*），选取地区每万人专利授权数衡量城市创新数量水平（*quality*）。

2.核心解释变量

数字基础设施建设（*digital*）。本文核心解释变量为“宽带中国”战略示范城市的虚拟变量，若城市 i 获批“宽带中国”示范城市则取值为 1，否则取值为 0；“宽带中国”示范城市政策于 t 年实施（ $t \geq t_0$ ）取值为 1，否则为 0；二者的交乘项表示“宽带中国”战略实施的虚拟变量。根据工业和信息化部公布的“宽带中国”试点城市（城市群）名单，剔除缺失值较为严重的自治州与地级市样本。最终确定 109 个与“宽带中国”战略示范城市相匹配

的地级市样本作为“实验组”，其余 175 个地级市作为“对照组”。

3. 中介变量

创新要素流动为本文中介变量。本文参照白俊红等（2017）构建的包含推力与拉力的引力模型，分别构建测度人才要素流动、资本要素流动和数据要素流动的引力模型。

人才要素流动（ pfl ）。研究表明，人才要素的流动与集聚易受到城市当地平均工资、房价、教育以及环境等因素的影响（安虎森等，2011；卞元超等，2020），故而本文选取工资、房价、教育和环境污染因素作为人才要素流动的吸力或拉力变量。本文构建人才要素流动的引力模型如下：

$$pfl_{ij} = \ln rdp_i \times \ln(wage_j - wage_i) \times \ln(pri_j - pri_i) \times \ln(educ_j - educ_i) \times \ln(poll - poll_i) \times R_{ij}^{-2} \quad (2)$$

公式（2）中， pfl_{ij} 表示 j 城市流向 i 城市的人才要素流动量， rdp_i 表示 i 地区人才要素数量，采用科研、技术服务从业人员数衡量， $wage$ 表示各城市职工平均工资水平， pri 表示各城市房价水平，选取房地产开发投资完成额衡量， $educ$ 表示各城市教育水平，采用一般财政支出中教育支出衡量， $poll$ 表示各城市环境污染情况，选取工业粉尘排放量衡量。城市 i 在统计年度内的人才要素流动总量通过以下公式求出：

$$pfl_i = \sum_{j=1}^n pfl_{ij} \quad (3)$$

资本要素流动（ cfl ）。由于资本要素具有“趋利性”特征，易受到地区企业利润水平和金融投资环境等因素的影响（王欣亮等，2021），故而本文选取各地区企业利润水平和金融市场发展水平作为资本要素流动的吸力或拉力变量。本文构建资本要素流动的引力模型如下：

$$cfl_{ij} = \ln rdc_i \times \ln(pro_j - pro_i) \times \ln(fina_j - fina_i) \times R_{ij}^{-2} \quad (4)$$

公式（4）中， cfl_{ij} 表示 j 城市流向 i 城市的资本要素流动量； rdc_i 表示 i 城市资本要素数量，采用各地区科技支出总额衡量； pro 为各城市企业利润水平，选用规模以上企业利润总额衡量； $fina$ 表示各城市金融市场发展水平，采用年末金融机构贷款余额总量衡量。城市 i 在统计年度内的资本要素流动总量通过以下公式求出：

$$cfl_i = \sum_{j=1}^n cfl_{ij} \quad (5)$$

数据要素流动（ dfl ）。数据要素作为一种新型创新要素，同样具有“趋利性”特征，且数据要素的流动易受到通信环境、互联网环境等因素的影响（杨艳等，2021），故而本文参照彭影和李士梅（2023）选取各地区企业利润水平、通信环境和互联网环境等变量，同样利用引力模型衡量数据要素的流动量。本文构建数据要素流动的引力模型如下：

$$dfl_{ij} = \ln data_i \times \ln(pro_j - pro_i) \times \ln(tele_j - tele_i) \times \ln(net_j - net_i) \times \ln(pho_j - pho_i) \times R_{ij}^{-2} \quad (6)$$

公式(6)中, dfl_{ij} 表示 j 城市流向 i 城市的数据要素流量; $data$ 为 i 地区数据要素数量, 采用信息运输、计算机服务和软件从业人员数衡量; pro 为各地区企业利润水平, 采用规模以上企业利润总额衡量; $tele$ 表示各城市通信环境水平, 选取电信业务总量衡量; net 为各城市互联网环境, 采用国际互联网用户数衡量; pho 为各城市移动通信环境, 选用移动电话年末用户数衡量。城市 i 在统计年度内的数据要素流动总量通过以下公式求出:

$$dfl_i = \sum_{j=1}^n dfl_{ij} \quad (7)$$

4.控制变量

为降低因遗漏变量带来的误差, 本文引入如下控制变量: (1) 财政自主权 (fin) 采用财政预算内收入与财政预算内支出的占比表示。(2) 产业升级 (upg) 通过对三大产业占比分别赋值不同权重, 然后进行加权运算得出。(3) 人口密度 (pop) 采用城市年末人口数量与行政面积的比值衡量。(4) 科教人力资本 (edu) 选取城市科学研究、技术服务行业从业人员数的对数表示。(5) 人均资本存量 (cap) 采用各城市的资本存量与城市年末人口总数的比值衡量, 其中资本存量参照张军等(2004)的方法计算得出。

(三) 数据来源与描述性统计

本文选取 2007-2020 年全国 284 个地级市的面板数据作为研究样本, 所有数据均来自《中国城市统计年鉴》、《中国省市经济发展年鉴》、《中国区域统计年鉴》以及各省市统计年鉴, 缺失数据通过各地级市统计年鉴或统计公报获得, 其余缺失值采用线性插值法补全, 主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
城市创新质量水平	$quantity$	3976	0.0659	0.2663	0.0001	5.9498
城市创新数量水平	$quality$	3976	0.4513	1.1889	0.0005	19.7443
数字基础设施建设	$digital$	3976	0.1622	0.3687	0	1
人才要素流动	pfl	3976	1.8929	2.4758	0.0437	28.9662
资本要素流动	cfl	3976	6.2085	7.7404	0.1103	30.1087
数据要素流动	dfl	3976	4.6968	6.4616	0.1022	82.1917
财政自主权	fin	3976	1.2516	1.2049	0.0571	30.1087
产业升级	upg	3976	2.2807	0.1515	1.8207	2.8357
人口密度	pop	3976	0.0440	0.0382	0.0005	0.8828
科教人力资本	edu	3976	8.4149	1.1784	4.3307	13.7642
人均资本存量	cap	3976	0.2011	0.1582	0.0163	1.4511

四、实证分析与检验

(一) 基准模型估计结果分析

“宽带中国”战略引领的数字基础设施建设对城市创新水平政策影响的实证结果如表 2 所示。其中, 第(1)列和第(3)列的估计结果未考虑控制变量, 可以发现以“宽带中国”战略为基准的数字基础设施建设对城市创新质量水平和创新数量水平的估计系数分别为 0.1166 和 0.5194, 且均通过 1% 的显著水平, 第(2)列和第(4)列为加入控制变量的估计结果, 可以看出数字基础设施建设对创新质量水平和创新数量水平的系数均在 1% 的

置信水平下显著为正，这表明“宽带中国”战略实施所带来的数字基础设施建设有利于城市创新“质”与“量”的提升，假说 H1 得以验证。从控制变量来看，财政自主权有利于促进创新质量水平提升，而对创新数量作用不显著，表明政府对财政经费的管理力度对城市创新能力的提升能发挥一定的引领作用。人口密度和科教人力资本对城市创新能力的估计系数均显著为正，说明城市人口密度和科教人力资本水平的提高，为城市创新活动的开展提供充足的人力资源，也有助于个体间的信息交流，进而有利于提升城市创新能力。产业升级对创新质量与数量的作用力均显著为负，这可能是由于我国目前产业结构尚不完善，生产要素的流动不强，在一定程度上会制约城市创新的发展，从而表现出负向作用力。

表 2 基准回归结果

变量	<i>quantity</i>		<i>quality</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>digital</i>	0.1166*** (0.0092)	0.0953*** (0.0088)	0.5194*** (0.0400)	0.3810*** (0.0346)
<i>fin</i>		0.0061** (0.0029)		0.0093 (0.0111)
<i>upg</i>		-0.2257*** (0.0479)		-0.6354*** (0.1872)
<i>pop</i>		3.1772*** (0.1692)		22.6286*** (0.6612)
<i>edu</i>		0.0359*** (0.0066)		0.2211*** (0.0260)
<i>cap</i>		-0.0002 (0.0436)		0.0497 (0.1705)
<i>_cons</i>	0.0093 (0.0085)	0.0737 (0.1196)	0.0889** (0.0369)	-1.2638*** (0.4673)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
Observations	3976	3976	3976	3976
R-squared	0.1224	0.2266	0.1926	0.4260

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

(二) 平行趋势检验

在使用多时点双重差分模型 (DID) 评估政策有效性前，需满足平行趋势假设检验。即需要检验在实施“宽带中国”战略政策前，实验组与控制组各城市创新数量和创新质量水平是否具有一致的变化趋势。为保证本文中使用时点 DID 模型评估“宽带中国”战略实施对城市创新政策效果的准确性，借鉴 Jacobson 等 (1992) 的做法，采用事件研究法进行平行趋势检验，构建模型如下所示：

$$inno_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=-3}^4 \beta_k digital_{i,t_0+k} + \beta_j controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中，*inno* 表示城市创新水平，包括创新质量水平 (*quantity*) 和创新数量水平 (*quality*)；*digital* 表示“宽带中国”示范城市政策的虚拟变量，*k* 的取值范围为 $-3 \leq k \leq 4$ ，分别表示城市未列入“宽带中国”示范城市前 3 年、加入“宽带中国”战略示范城市当年以及实施“宽带中国”战略后 4 年。其他变量定义与基准模型 (1) 式一致。图 1 左为城市创新质量水平的平行趋势检验图，右为城市创新数量水平的平行趋势检验图，由图 1 可知，在受政策冲击发生之前，“宽带中国”战略实施对城市创新数量和创新质量水平的作用系数估计值均较小且不显著，而在实施“宽带中国”战略后，随着时间推移，其对城市创新水平的政策实施效果逐渐表现出显著正向的作用力，说明在实施“宽带中国”战略之前，实验组与对照组之间无明显差异，即满足平行趋势检验条件。由此可见，本文采用多时点双重差分 (DID) 模型评估“宽带中国”战略对城市创新水平的政策效果是有

效的。

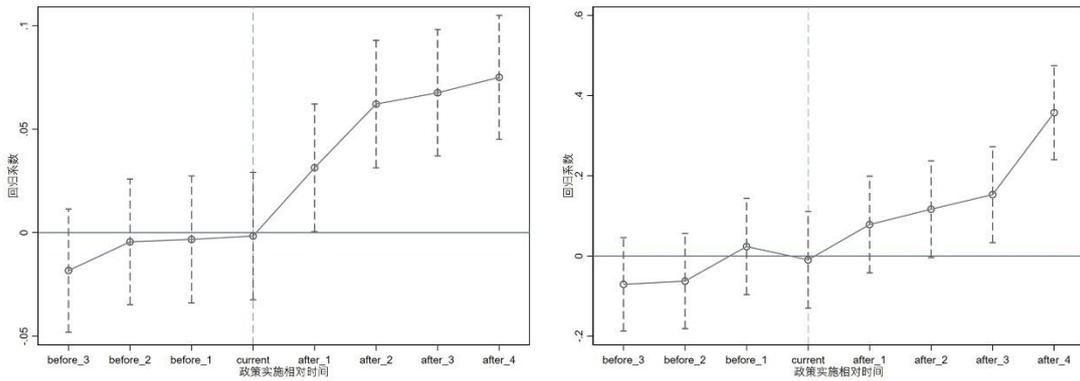


图 1 平行趋势检验图

(三) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配差分法 (PSM-DID)

在选取“宽带中国”试点城市时一般会综合考虑城市的经济发展水平、宽带基础设施建设状况等因素，故而并非是随机确定试点城市名单，因此，直接以“宽带中国”试点城市名单区分实验组和对照组进行双重差分回归，可能会因样本选取的非随机性造成基准回归结果的偏误。本文进一步使用倾向得分匹配差分方法 (PSM-DID) 修正可能因样本选择出现的偏差问题，进而验证上述回归结果的稳健性。为避免匹配后的样本量出现缺失问题，选择将基准回归中的控制变量作为匹配变量，再根据倾向得分匹配结果按照 1: 1 近邻匹配方法逐年匹配实验组和对照组样本数据，匹配后的实验组与对照组之间控制变量的均值差异检验均不显著，即满足平衡性检验条件。最后，使用匹配后的样本数据再次进行双重差分回归，回归结果如表 3 所示。从中可以看出，无论是否考虑控制变量，“宽带中国”战略政策虚拟变量城市创新质量和数量水平的作用系数仍显著为正，同基准回归结果的显著性和作用方向相同，从而验证前文回归中得到的“宽带中国”示范城市实施可以显著提升城市创新水平的结果是稳健的。

表 3 PSM-DID 回归估计结果

变量	quantity		quality	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>digital</i>	0.0716*** (0.0052)	0.0538*** (0.0051)	0.347*** (0.0286)	0.2488*** (0.0271)
<i>_cons</i>	0.0039 (0.0048)	-0.1313* (0.0687)	0.0667** (0.0261)	-1.8560*** (0.3654)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
Observations	3936	3936	3936	3936
R-squared	0.1803	0.2562	0.2321	0.3435

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

2. 安慰剂检验

为排除随机因素对回归结果的影响，本文采用随机抽取“宽带中国”战略试点城市实验组进行安慰剂检验。具体而言：在 284 个地级市中随机抽取 109 个城市作为受“宽带中国”战略政策影响的“伪实验组”，其余 175 个城市作为“伪对照组”，再重复进行 1000 次上述随机抽样过程，并基于模型 (1) 进行双重差分回归，由此得到 1000 个“宽带中国”战略虚拟变量的实验组估计系数。抽样结果如图 2 所示，左右两侧分别是随机抽取的政策实验组对城市创新质量水平和数量水平的安慰剂检验结果，可以看出得到的估计系数所围成的核密度曲线在 0 处两侧呈正态分布趋势，“宽带中国”示范城市实际政策实验组的估计

系数明显异常于抽样检验的估计系数，且绝大多数 p 值大于 0.1，即在置信水平 10% 以上不显著，这从反事实角度说明本文回归结果并非偶然所得，未受到其他随机性因素的影响，进一步证明本文研究结论是稳健的。

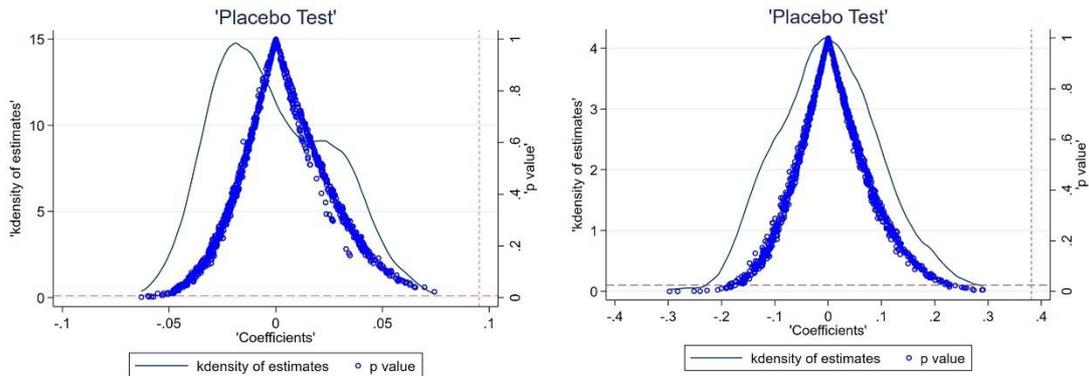


图 2 安慰剂检验

3. 其他稳健性检验

上文研究结果发现“宽带中国”战略引领的数字基础设施建设有利于城市创新的质量与数量提升。为增强该回归结果的可靠性，本文又进行了如下一系列稳健性检验。①替换被解释变量，借鉴余明桂等（2016）的做法，分别选用城市每万人发明专利申请数和城市每万人专利申请数指标重新衡量城市创新质量与数量水平，并基于模型（1）进行基准回归，结果如表 4 中第（1）~（2）列所示，“宽带中国”战略对城市创新质量和创新数量的回归作用系数仍显著为正。表明本文结论具有一定稳健性。②剔除直辖市样本，考虑到本文使用的是地级市层面数据，北京、天津、上海、重庆四个直辖市的经济发展水平居于全国前列，创新水平也相应其他城市而言处于高水平，其数据值可能会对实际回归结果产生误差影响，故而本文剔除直辖市样本后，再次进行回归估计，结果如表 4 中第（3）~（4）列所示。可以看出，在剔除直辖市样本后，核心解释变量 *digital* 的回归系数均在 1% 的置信水平下显著为正，即“宽带中国”试点城市政策仍有利于城市创新能力提升。由此，本文结论具有稳健性。③剔除第二、三批试点样本，工信部分别于 2015 年、2016 年公布第二批和第三批“宽带中国”试点城市名单，为尽可能准确评估出“宽带中国”战略政策实施效果，本文剔除第二、三批试点城市样本，仅以第一批“宽带中国”示范城市样本重新进行回归估计，结果如表 4 中第（5）~（6）列所示。同样可以看出，“宽带中国”试点城市政策对城市创新能力的作用回归系数均在 1% 的置信水平下显著为正，本文研究结果依然可靠。④排除其他政策干扰，智慧城市试点政策是近年来实施的一项重大政策，该政策也能有效助推城市创新水平的提升（姚圣文等，2022），为更好地识别“宽带中国”战略的政策效果，本文将智慧城市试点政策纳入模型中进行回归估计，结果如表 4 中第（7）~（8）列所示，可以看出，“宽带中国”试点城市政策对城市创新质量和数量的估计系数仍显著为正，而智慧城市试点政策的估计系数不显著，由此说明本文城市创新能力水平的提升是受到“宽带中国”战略政策的影响，本文研究结论再次得以验证。

表 4

稳健性检验回归结果

变量	替换被解释变量		剔除直辖市样本		剔除第二、三批试点样本		排除其他政策干扰	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>
<i>digital</i>	0.3048*** (0.0245)	0.7088*** (0.0557)	0.0535*** (0.0049)	0.2531*** (0.0297)	0.2599*** (0.0144)	1.0137*** (0.0536)	0.0958*** (0.0089)	0.3823*** (0.0346)
<i>zhihui</i>							-0.0126 (0.0136)	-0.0333 (0.0533)
<i>_cons</i>	0.5137 (0.3308)	-0.8324 (0.7531)	-0.0891 (0.0663)	-1.434*** (0.3966)	0.1437 (0.1413)	-1.0679** (0.5243)	0.0739 (0.1195)	-1.2629*** (0.4674)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	3976	3976	3920	3920	2996	2996	3976	3976
R-squared	0.2436	0.4094	0.3850	0.4612	0.2870	0.4933	0.2268	0.4271

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

(四) 内生性问题：工具变量法

由于“宽带中国”试点城市名单并非随机选取确定的，这可能造成“宽带中国”战略实施对城市创新能力的政策效果受内生性问题的影响，为进一步识别“宽带中国”试点城市的政策效果，本文参照刘传明等（2020）、孙传旺等（2019）的做法，引入城市地形起伏度（即各城市海拔的标准差）与时间虚拟变量的交互项作为“宽带中国”示范城市政策的工具变量，然后使用两阶段最小二乘法（2SLS）进行内生性检验，结果如表 5 所示。可以看出，第一阶段中工具变量的 F 统计值均远大于 10，表明工具变量是具有强有效性的。由第二阶段回归结果可得，“宽带中国”战略政策实施对城市创新质量和数量的作用力均显著为正，且估计系数均略微增大，表明在减弱内生性造成的误差影响后，“宽带中国”试点城市政策引领的数字基础设施建设对城市创新能力提升的作用力有所提高，再次表明上文中所得结果是稳健的。

表 5

工具变量法的估计结果

变量	<i>digital</i>		<i>quantity</i>	<i>quality</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第一阶段	第二阶段	第二阶段
<i>qfd*time</i>	0.1114*** (0.0087)	0.1114*** (0.0087)		
<i>digital</i>			0.0954* (0.0524)	0.4546** (0.2075)
<i>_cons</i>	-0.8071*** (0.0939)	-0.8071*** (0.0939)	-1.0979*** (0.0447)	-4.6469*** (0.3267)
控制变量	是	是	是	是
第一阶段 F 值	225.51	225.51	/	/
Observations	3976	3976	3976	3976
R-squared	0.2542	0.2542	0.6761	0.4936

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

五、进一步分析

(一) 机制检验

本文从创新要素流动视角出发，探索“宽带中国”试点城市政策是如何通过影响城市间创新要素的流动，进而作用于城市创新水平，本文进一步采用中介效应模型进行检验，模型设计如下所示：

$$Mid_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{i,t} + \alpha_2 controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$inno_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 digital_{i,t} + \beta_2 Mid_{i,t} + \beta_3 controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

在上述模型中，*Mid* 为中介变量创新要素流动，具体包括人才要素流动 (*pfl*)、资本要素流动 (*cfl*)、数据要素流动 (*dfl*)；*inno* 表示被解释变量，*controls* 表示控制变量，均与基准模型中一致。若估计系数 α_1 、 β_1 与 β_2 均显著时，则说明中介效应成立。

表 6 作用机制检验回归结果

变量	人员要素流动			资本要素流动			数据要素流动		
	(1) <i>pfl</i>	(2) <i>quantity</i>	(3) <i>quality</i>	(4) <i>cfl</i>	(5) <i>quantity</i>	(6) <i>quality</i>	(7) <i>dfl</i>	(8) <i>quantity</i>	(9) <i>quality</i>
<i>digital</i>	0.117*** (0.029)	0.090*** (0.009)	0.351*** (0.034)	0.229*** (0.083)	0.091*** (0.009)	0.349*** (0.033)	0.192*** (0.057)	0.091*** (0.009)	0.349*** (0.033)
<i>pfl</i>		0.042*** (0.005)	0.255*** (0.019)						
<i>cfl</i>					0.018*** (0.002)	0.138*** (0.006)			
<i>dfl</i>								0.022*** (0.003)	0.169*** (0.010)
<i>_cons</i>	0.273*** (0.399)	0.062*** (0.118)	-1.333*** (0.456)	-0.057 (1.126)	0.075 (0.118)	-1.256*** (0.441)	0.965 (0.771)	0.053 (0.118)	-1.427*** (0.449)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Obs	3976	3976	3936	3976	3976	3976	3976	3976	3976
R-squared	0.2815	0.2418	0.4532	0.4633	0.2490	0.4897	0.4288	0.2420	0.4707

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

表 6 汇报了“宽带中国”试点城市政策通过对创新要素流动的作用途径进一步作用于城市创新质量和创新数量的回归结果。其中，由第 (1) 列结果可知，“宽带中国”试点城市政策对人员要素流动的回归系数为 0.117，且在 1%的置信水平下显著，即数字基础设施建设有利于创新人员要素在不同城市之间的区际流动，进一步将“宽带中国”试点城市政策的虚拟变量与创新人员要素流动变量同时纳入回归模型中，分别对城市创新数量和创新质量进行回归统计，结果如第 (2) ~ (3) 列所示，“宽带中国”试点城市政策的虚拟变量与人员要素流动对城市创新质量水平和数量水平的作用系数均显著为正，根据中介效应的原则得出“宽带中国”试点城市政策可以通过促进区域间人员要素的流动进一步提升城市创新能力水平。同理，表 6 中第 (4) ~ (6) 列回归结果显示，“宽带中国”试点城市政策对创新资本要素流动的作用系数为 0.229，并通过 1%置信水平检验，且二者同时对城市创新质量和创新数量的回归系数也均显著为正，表明“宽带中国”示范城市政策引领的数字基础设施建设有利于创新资本要素在城市间的区域流动，且能通过促进资本要素流动进一步提升城市创新能力水平。表 6 中第 (7) ~ (9) 列回归结果表明，“宽带中国”示范城市政策对数据要素流动的作用系数为 0.192，并在 1%的置信水平下显著，且二者同时对城市创新质量和创新数量的回归系数也均显著为正，表明数字基础设施建设同样有利于城市间数据要素的流动，且进一步可以通过促进数据要素流动提升城市创新能力。通过比较“宽带中国”示范城市政策对三种创新要素流动的作用系数可以发现，数字基础设施建设对资本要素流动的作用力最大，对数据要素流动的作用力次之，对人员要素流动的作用力最小，这主要是因为资本要素和数据要素自身具有的“趋利性”特征，造成其更易受到“宽带中国”示范城市政策的影响，从而表现对两种要素的流动量作用力更强。

(二) 异质性检验

1. 城市区位异质性分析

我国地区间经济发展受资源数量、地理位置和历史发展等因素影响存在不平衡现象，

不同区位城市在基础设施、创新发展条件等各方面也存在差异性，使得“宽带中国”示范城市战略的政策效应具有异质性。本文参照白俊红等（2018）的做法，将总样本分为东部地区、中部地区和西部地区城市分别进行回归分析，结果如表 7 所示。可以看出，“宽带中国”试点城市政策引领的数字基础设施建设有利于东部地区城市创新质量和创新数量的提升，在中部地区作用不显著，而在西部地区对城市创新质量和数量水平作用力为负。这可能是因为东部地区城市拥有着更为丰富的人力和物力资源，实施“宽带中国”示范城市政策后进一步完善了数字型基础设施建设，在一定程度上提高了地区间资源流动，提升资源利用与配置效率，为科技创新活动的开展提供了充裕的资源环境，进一步促进了城市创新质量和数量水平的提升，从而对东部地区城市创新发挥显著的驱动作用。然而，我国中西部地区由于存在在自然地理条件方面的明显短板，导致相较于东部地区而言，需投入更大程度的资金力度完善数字化基础设施建设，而所带来的经济价值却相对较低，且中西部城市创新资源相对匮乏，无法为充分发挥数字基础设施建设赋能城市创新作用提供充裕的资源基础，尤其在资源更为稀缺的西部地区，数字基础设施的建设会进一步加剧资源的短缺，不利于科技创新活动的开展，从而对城市创新表现出负向作用效果。

表 7 异质性检验回归结果 I

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>
<i>digital</i>	0.2208*** (0.0124)	0.9303*** (0.0483)	0.0039 (0.0131)	-0.0211 (0.0512)	-0.0309** (0.0141)	-0.1379** (0.0552)
<i>_cons</i>	0.0160*** (0.1166)	-1.4999*** (0.4526)	0.0448 (0.1216)	-1.3985*** (0.4756)	0.0453 (0.1214)	-1.3760*** (0.4745)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3976	3976	3976	3976	3976	3976
R-squared	0.2651	0.4613	0.2021	0.4070	0.2032	0.4080

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

2. 互联网发展水平异质性分析

城市互联网发展可以为科技创新活动的开展提供信息支撑，帮助优化城市创新环境，且互联网发展水平的高低可能会影响到“宽带中国”示范城市政策对城市创新的作用力，为进一步验证以“宽带中国”战略为引领的数字基础设施对城市创新“质”与“量”的提升作用是否因地区互联网发展水平的不同而存在异质性效果，本文参照黄群慧等（2019）的做法，选择以互联网普及率、移动互联网用户数、互联网相关产出和互联网相关从业人员四个维度构建衡量城市互联网发展水平的综合发展指数，并根据互联网综合发展指数均值划分互联网发展水平较高地区和互联网发展水平较低地区两种不同样本，分别引入其与“宽带中国”示范城市政策虚拟变量的交乘项进行回归，结果见表 8 中第（1）~（4）列。可以看出，在互联网发展水平较高地区，“宽带中国”战略实施引领的数字基础设施建设可以显著促进城市创新质量和数量水平的提升，而对于互联网发展水平较低地区，政策实施效果表现为负向作用力。这可能是因为，在互联网发展水平较高的地区，信息技术水平和创新资源相对较为丰富，“宽带中国”示范城市建设可以进一步推动“互联网+”的深度融合，促进创新技术在不同地区间的传播与分享，提高创新知识的溢出效率，从而能在质量与数量上均提升城市创新水平。而在互联网发展水平较低的地区，如西部地区城市，创新资源相对匮乏，难以发挥数字基础设施建设对城市创新的赋能作用，反而可能会进一步加剧创新资源的短缺，不利于科技创新活动的开展。

表 8

异质性检验回归结果 II

变量	互联网发展水平高		互联网发展水平低		产业结构水平高		产业结构水平低	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>	<i>quantity</i>	<i>quality</i>
<i>digital</i>	0.153*** (0.009)	0.600*** (0.038)	-0.040*** (0.011)	-0.146*** (0.044)	0.114*** (0.009)	0.454*** (0.035)	-0.044*** (0.016)	-0.167*** (0.063)
<i>_cons</i>	0.066 (0.118)	-1.295*** (0.459)	0.036 (0.121)	-1.412*** (0.474)	0.121 (0.119)	-1.078** (0.465)	0.058 (0.121)	-1.328*** (0.475)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是
Obs	3976	3976	3976	3976	3976	3976	3976	3976
R-squared	0.2521	0.4444	0.2049	0.4088	0.2358	0.4328	0.2038	0.4081

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

3. 产业结构水平异质性分析

在研究“宽带中国”示范城市政策对城市创新能力的作用力过程中，可能会因地区产业结构发展水平的高低而产生异质性作用效果，本文参照徐德云（2008）的做法，通过对三大产业占比分别赋值不同权重并加权得出各地级产业结构发展水平，以产业结构发展水平均值将总样本分为产业结构水平较高地区和产业结构水平较低地区，分别引入其与“宽带中国”示范城市政策虚拟变量的交乘项进行回归，结果见表 8 中第（5）~（8）列。可以看出，在产业结构水平较高地区，“宽带中国”战略引领的数字基础设施建设可以显著提升城市创新质量和数量水平，有利于城市创新能力的发展，而在产业结构水平较低地区，数字基础设施建设对城市创新能力发挥负向作用力。这可能是因为，在产业结构水平较高地区，产业结构较为完善，互联网的发展与建设可以促进创新要素在不同生产部门间的顺畅流动，有利于技术与产业融合，更易实现城市创新发展，而对于产业结构水平相对较低地区，产业结构较为不合理，较难实现技术突破，互联网设施的建设无法带来技术效率的提升，从而难以发挥对城市创新的赋能作用。

六、研究结论与政策启示

面对新一代信息通信技术的迅速发展，本文利用 2007-2020 年 284 个地级及以上城市的面板数据，采用多时点双重差分模型（DID）、中介效应模型评估以“宽带中国”战略为引领的数字基础设施建设对城市创新发展在质量与数量方面的政策影响。研究发现：“宽带中国”战略实施带来的数字基础设施的完善能显著提升城市创新的质量与数量水平，即有利于城市创新发展，该结论在经过一系列稳健性检验及内生性检验后依然稳健。进一步，本文基于创新要素流动视角出发，通过中介效应模型发现，数字基础设施建设可通过促进创新人才要素、资本要素和数据要素在城市间的跨区域流动途径提升城市创新发展水平，且数字基础设施建设对资本要素流动的作用力最大，对数据要素流动的作用力次之，对人员要素流动的作用力最小。异质性分析发现，数字基础设施建设对东部地区城市创新的作用力为正，中部地区作用不显著，而在西部地区表现为负向作用力；同时，数字基础设施建设有利于互联网发展水平较高与产业结构水平较高地区的城市创新发展，而在互联网发展水平较低与产业结构水平较低地区作用力为负。

基于以上结论，本文得出如下政策启示：第一，继续深入贯彻落实“宽带中国”战略政策，扩大“宽带中国”示范城市试点范围，加快以“宽带中国”战略政策引领的数字基础设施建设步伐，扩大宽带网络覆盖范围，提升服务质量、优化应用技术升级，借助宽带信息技术实现传统产业数字化转型升级并释放其数字化红利，进而成为激发城市创新的驱动力。第二，充分认识创新要素流动在数字基础设施建设提升城市创新能力过程中的中介

作用，在创新要素流动特征的基础上，打破地方保护和区域壁垒，引导创新要素在创新主体间的有序流动，加强数据要素的网络安全监管，同时利用大数据、云计算等新型信息技术吸引更多创新要素资源，为城市技术创新营造更为完善的互联网创新环境。第三，注重完善偏远贫困地区的数字网络基础设施建设，重视我国东中西不同地区间的经济平衡发展，更为合理的发挥基于“宽带中国”战略实施的数字化基础设施建设因互联网发展水平和产业结构水平不同形成的差异化作用，同时加大监管力度，确保政策有效落实，因地制宜地开展数字基础设施建设工作，推动区域城市创新均衡发展。

参考文献

- 安虎森、颜银根、朴银哲，2011：《城市高房价和户籍制度：促进或抑制城乡收入差距扩大？——中国劳动力流动和收入差距扩大悖论的一个解释》，《世界经济文汇》第4期。
- 白俊红、王钺、蒋伏心等，2017：《研发要素流动、空间知识溢出与经济增长》，《经济研究》第7期。
- 白俊红、刘宇英，2018：《对外直接投资能否改善中国的资源错配》，《中国工业经济》第1期。
- 卞元超、吴利华、白俊红，2019：《高铁开通是否促进了区域创新？》，《金融研究》第6期。
- 卞元超、吴利华、白俊红，2020：《财政科技支出竞争是否促进了区域创新绩效提升？——基于研发要素流动的视角》，《财政研究》第1期。
- 蔡跃洲、马文君，2021：《数据要素对高质量发展影响与数据流动制约》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 钞小静、薛志欣、孙艺鸣，2020：《新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据》，《经济科学》第3期。
- 钞小静，2020：《新型数字基础设施促进我国高质量发展的路径》，《西安财经大学学报》第2期。
- 陈阳、王守峰、李勋来，2022：《网络基础设施建设对城乡收入差距的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验》，《技术经济》第1期。
- 冯苑、聂长飞、张东，2021：《宽带基础设施建设对城市创新能力的影响》，《科学学研究》第11期。
- 韩宝国、朱平芳，2014：《宽带对中国经济增长影响的实证分析》，《统计研究》第10期。
- 黄群慧、余泳泽、张松林，2019：《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第8期。
- 李政、杨思莹，2019：《创新型城市试点提升城市创新水平了吗？》，《经济学动态》第8期。
- 刘生龙、胡鞍钢，2010：《基础设施的外部性在中国的检验：1988—2007》，《经济研究》第3期。
- 刘传明、马青山，2020：《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》，《中国人口科学》第3期。
- 阮建青、王凌、李焱，2016：《创新差异的基因解释》，《管理世界》第6期。
- 黎文靖、郑曼妮，2016：《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》，《经济研究》第4期。
- 卢福财、徐远彬，2019：《互联网对制造业劳动生产率的影响研究》，《产业经济研究》第4期。
- 马青山、何凌云、袁恩宇，2021：《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》，《财经科学》第4期。
- 牛子恒、崔宝玉，2022：《网络基础设施建设与劳动力配置扭曲——来自“宽带中国”战略的准自然实验》，《统计研究》第10期。
- 彭影、李士梅，2023：《创新要素流动与城市绿色创新发展——数据要素流动环境的空间调节作用》，《科技进步与对策》第1期。

邱洋冬, 2022;《网络基础设施建设提升企业创新绩效的路径与异质性——来自“宽带中国”示范城市的经验证据》,《西部论坛》第4期。

盛磊、杨白冰, 2020;《新型基础设施建设的投融资模式与路径探索》,《改革》第5期。

孙早、徐远华, 2018;《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》,《南开经济研究》第2期。

孙传旺、罗源、姚昕, 2019;《交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据》,《经济研究》第8期。

王钺、刘秉镰, 2017;《创新要素的流动为何如此重要?——基于全要素生产率的视角》,《中国软科学》第8期。

王钺、白俊红, 2016;《资本流动与区域创新的动态空间收敛》,《管理学报》第9期。

王欣亮、汪晓燕、刘飞, 2021;《税收竞争有利于提升区域创新绩效吗?——基于创新要素流动的空间机制分析》,《财贸研究》第6期。

徐扬、刘育杰, 2022;《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》,《南京财经大学学报》第4期。

徐德云, 2008;《产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证》,《财政研究》第1期。

杨艳、王理、廖祖君, 2021;《数据要素: 倍增效应与人均产出影响——基于数据要素流动环境的视角》,《经济问题探索》第12期。

余明桂、范蕊、钟慧洁, 2016;《中国产业政策与企业技术创新》,《中国工业经济》第12期。

姚圣文、张耀坤、赵兰香, 2022;《智慧城市试点政策能否助推城市创新水平提升?——基于多时点DID的实证研究》,《科学学与科学技术管理》第5期。

张杰、高德步、夏胤磊, 2016;《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》,《中国工业经济》第1期。

张杰、付奎, 2021;《信息网络基础设施建设能驱动城市创新水平提升吗?——基于“宽带中国”战略试点的准自然试验》,《产业经济研究》第5期。

张慧、易金彪、徐建新, 2023;《数字化变革如何影响城市创新——基于国家大数据综合试验区建设的经验证据》,《科学学研究》第8期。

张军、吴桂英、张吉鹏, 2004;《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。

种照辉、高志红、覃成林, 2022;《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》,《财经研究》第3期。

郑玉, 2023;《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》,《中央财经大学学报》第4期。

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

Choi, C., and Yi, M. H., 2009, “The effect of the Internet on economic growth: Evidence from cross-country panel data”, *Economics Letters*, 105(1), 39-41.

Czernich, N., Falck, O., Kretschmer, T., et al., 2011, “Broadband Infrastructure and Economic Growth”, *Economic Journal*, 121(552), 505-532.

Jacobson, L., Others, A., 1992, “Earnings Losses of Displaced Workers Upjohn Institute Staff Working Paper 92-11”, *Adults*, 83(4), 24.

Koutroumpis, P., 2009, “The economic impact of broadband on growth: A simultaneous approach”, *Telecommunications Policy*, 33(9), 471-485.

Lars-Hendrik, Roller, Leonard, et al., 2001, “Telecommunications Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach”, *The American economic review*, 91(4), 909-923.

Vu, K., M., 2011, “ICT as a source of economic growth in the information age: Empirical evidence from the 1996-2005 period”, *Telecommunications Policy*, 35(4), 357-372.

Has Digital Infrastructure Development Improved the “Quality” and “Quantity” of Urban Innovation? ——An Empirical Test Based on the Perspective of Innovation Factor Flow

ZHANG Zhidong, PEI Erjie

(School of Economics, Anhui University, Hefei Anhui 230601, China)

Summary: Facing the rapid development of new generation ICT, this paper adopts a multitemporal double difference model (DID) based on panel data of 284 prefecture-level and above cities from 2007 to 2020 to assess the “quality” and “quantity” impact of digital infrastructure on urban innovation led by the “Broadband China” strategy. The research findings are as follows: the digital infrastructure improvement brought by the implementation of the “Broadband China” strategy significantly improves the “quality” and “quantity” of urban innovation, which remains robust after a series of robustness and endogeneity tests. Based on the perspective of innovation factor flow, digital infrastructure development can enhance the “quality” and “quantity” development of urban innovation by promoting the inter-regional flow of talent, capital and data factors. Digital infrastructure construction significantly improves the “quality” and “quantity” level of urban innovation in the eastern region, but is not conducive to urban innovation in the western region, and has no significant effect in the central region, and in the regions with higher Internet development level and higher industrial level, it also has a positive effect on urban innovation. The findings of this paper provide experiences and references for the in-depth implementation of the network power strategy and innovation-driven development strategy.

Key words: Digital infrastructure development; “Broadband China” strategy; Urban innovation; Innovation factor flow;