

网络基础设施建设与居民收入差距

——来自“宽带中国”战略的经验证据

唐礼智 陈铭聪 马青山*

摘要:以网络基础设施为代表的“新基建”近年来快速发展,其在促进经济包容性增长方面发挥着重要作用。本文基于中国劳动力动态调查数据,在构建个体层面的收入相对剥夺测量指标的基础上,将创建“宽带中国”示范城市视为一次准自然实验,采用交叠双重差分法评估了网络基础设施建设对居民收入差距的影响。实证发现,“宽带中国”示范城市显著缓解了个体在其所在群体中受到的收入相对剥夺。机制分析发现,示范城市可通过提高互联网可及性、带动个体职业调整以及促进社会资本积累,以缓解收入相对剥夺。异质性分析表明,示范城市建设对农村地区、教育水平较低以及低年龄段群体的缓解作用更强。本文为网络基础设施建设改善居民福利水平提供了一定的微观证据,也为缓解地区收入不平等提供了启示。

关键词:“宽带中国”战略;示范城市创建;收入差距;相对剥夺

中图分类号:F061.3; F623

一、引言

党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。要实现全体人民共同富裕的目标,就必须更好地解决新时代我国经济社会发展的不平衡和不充分问题(刘培林等,2021)。日益突出的收入不平等问题是平衡不充分发展过程中的一种表现。据国家统计局住户调查数据显示,在过去20年里,中国居民的收入差距维持在较高水平,全国总体的基尼系数大致在0.45~0.50区间。罗楚亮等(2021)通过分析住户调查数据发现,2013—2018年内导致收入差距缩小与扩大的分项收入要素相互抵消,导致总体收入差距呈现出高位徘徊的相对稳定状态。如何缓和收入差距,已受到各界广泛关注。

收入差距的不断扩大很大程度上是由机会不平等造成的(陈斌开、曹文举,2013)。人们倾向于认为,由于个体能力或努力的差异造成的结果不公平是可容忍接受的,而由于不受个体控制的环境等造成的结果不公平是不合理的。普惠性基础设施建设作为重要的“环境”因素,或可为缓解收入机会不平等提供有效的解决思路。近年来,以新发展理念和新发展格局

*唐礼智,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子信箱:tanglizhi2008@sina.com;陈铭聪(通讯作者),厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子信箱:chenmc111@126.com;马青山,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子信箱:Qingshanma199543@outlook.com。

本文得到国家社会科学基金项目“连续处理效应的异质性分析及其在政策评估中应用研究”(21BTJ037)的资助。作者感谢两位匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

为引领的“新基建”工程快速发展,比如5G基站、大数据中心、区块链、人工智能和工业互联网等,而这些领域的发展离不开宽带信息网络的强力支撑。2013年国务院印发了《“宽带中国”战略及实施方案》,将宽带网络定位为战略性公共基础设施,并以逐期试点方式展开建设工作。自方案实施以来,我国的宽带网络覆盖面持续拓宽,传输与接入能力显著增强。伴随着宽带技术的增强,电子商务、软件外包、云计算和物联网等数字产业也得到了迅速发展。根据第54次《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2024年6月,我国网民规模已将近11亿,互联网普及率达78.0%,域名总数达3187万个,IPv6地址数量达69080块,累计建成5G基站数达391.7万个。2023年,由中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》明确提出,夯实数字基础设施,加快5G网络与千兆光网协同建设,深入推进IPv6规模部署和应用,把我国的“新基建”提升到新的高度。

尽管我国网络基础设施建设成绩斐然,但其在包容性发展中发挥了怎样的作用仍有待进一步的研究。一些理论研究表明,基础设施所具有的公共品性质使其产生外部性,与私人资本投资共同发挥促进长期经济增长的作用(Barro, 1990)。在实证研究中,已有文献对传统基础设施(如公路、铁路、水利等)建设的收入增长和收入分配效应进行了充分讨论(张勋、万广华, 2016; He et al., 2020), 所得结论大多数都是积极的。然而,传统基础设施的供需结构性失衡矛盾可能对经济较落后地区的经济产出与生态环境造成不利影响(He et al., 2020),使得基础设施建设对收入分配的改善效果有限。与传统基础设施相比,网络基础设施对信息传播的范围更广,速度也更快,同时还展现出网络外部性和溢出效应等特性(Leff, 1984; Yang and Olfman, 2005),有望成为促进发展成果共享的“有力抓手”。现有文献中对网络基础设施建设的福利效应研究十分丰富:从主观福利来看,互联网普及具有提高居民幸福感的信息福利效应(鲁元平、王军鹏, 2020);从客观福利来看,网络基础设施建设能够促进居民增收、缓解居民贫困以及提高消费能力(Ma et al., 2020)。然而,现有文献对以网络基础设施为代表的“新基建”能否影响地区内部收入差距却关注不够。由此引出一个值得探讨的重要问题:兼具普惠性和不确定性特点的数字“新基建”能否发挥缓解地区内部收入差距的作用(张勋、万广华, 2016),更好助力包容性增长?

本文尝试采用四期中国劳动力动态调查数据(2012—2018年),在测度个体收入相对剥夺的基础上,采用交叠双重差分法检验网络基础设施建设对地区内部居民收入差距的影响,以期对上述问题作出回应。与已有研究相比,本文可能的边际贡献在于:第一,相较于以往聚焦“新基建”与个体收入绝对增长的文献,本文从相对视角切入,实证考察了地区网络基础设施建设对我国居民收入不平等的影响及其作用路径,丰富了网络基础设施建设影响居民福利水平的相关研究。第二,以往关于收入不平等的实证文献主要是通过按地区或年龄分组的整体汇总数据来衡量不平等变量(Houngbonon and Liang, 2021),但我们使用个体剥夺指数来计算微观个体的收入不平等,能够更好捕捉收入分布信息,这有助于从微观个体角度探讨网络基础设施对收入不平等的影响及其作用机制。第三,在识别策略上,本文将“宽带中国”示范城市创建视为一次外生政策冲击,采用交叠DID模型识别网络基础设施建设与居民收入差距的可信因果关系。尽管已有相关文献考察了互联网与居民收入不平等的关系,但大多以宏观层面的互联网用户规模或互联网综合指数来测度网络基础设施建设水平(Qiu et al., 2021),或者是单独考察个体使用互联网的影响,从而使得模型识别存在一定的测量误差和样本选择偏差问题。相比之下,本文核心变量的外生性更强,所得到的因果关系更为“干净”。

本文余下的结构安排为:第二部分解释政策背景,在理论分析的基础上提出研究假设;第三部分是模型设定与数据来源;第四部分是实证结果与相关稳健性检验;第五部分是机制探讨以及异质性分析;第六部分是结论与启示。

二、政策背景与研究假设

(一) 政策背景

宽带网络作为战略性公共基础设施,对拉动投资和促进信息消费具有重要作用,大多发达国家已将其纳入战略部署的优先行动领域,作为抢占国际经济“制高点”的关键举措之一。为加快我国宽带基础设施的布局,2013 年国务院印发了《“宽带中国”战略及实施方案》(下称《方案》)。《方案》的制定旨在解决我国宽带网络建设中存在的公共基础设施定位不明确、区域和城乡发展不平衡以及技术原创能力不足等问题,实现宽带网络的“广覆盖”和“高质量”发展。从《方案》内容来看,宽带网络全面覆盖城乡,行政村通宽带比例超过 98%,体现出宽带网络设施建设“广覆盖”的特点;城市和农村家庭宽带接入能力分别达到 50Mbps 和 12Mbps,50%的城市家庭用户达到 100Mbps 则体现了宽带网络设施建设的“高质量”要求。

为推动《方案》落地,工业和信息化部、国家发展改革委于 2014 年、2015 年及 2016 年分三批相继批复了 100 多个城市作为“宽带中国”示范城市。试点地区在经过 3 年左右的建设期后,其整体宽带发展水平及应用水平对于全国同类地区具有示范作用。示范城市的批复可视为一次“准自然实验”,现有研究讨论了该政策的微观影响,如居民的非农就业(田鸽、张勋,2022)、脱贫增收以及代际流动(方福前等,2023),而对居民内部收入差距的关注明显不够。因此,本文以微观层面的个体收入剥夺作为政策评估的切入视角,尝试剖析“宽带中国”战略更为深层的福利效应,是对现有文献的有益补充。

(二) 研究假设

通过梳理文献,本文认为网络基础设施建设可通过“数字鸿沟”缓解的直接作用,以及使用互联网带来的职业调整和社会资本积累间接效应,影响微观个体的收入差距,具体分析如下。

1. “数字鸿沟”缓解效应

根据 OECD(2001)的定义,“数字鸿沟”表示不同社会经济水平的个人、家庭、企业和地理区域之间在获取信息通信技术的机会(“接入鸿沟”)和使用信息通信技术方面(“使用鸿沟”)的差距。“数字鸿沟”的存在反映出部分群体的“可行能力”遭到剥夺^①,导致信息富有者和信息贫困者之间的“马太效应”不断扩大,进而拉大群体间的收入差距(Ihm and Hsieh, 2015)。而网络基础设施建设具有公共品属性,能够直接提高居民的互联网可及性,缩小“数字鸿沟”。地区网络基础设施建设有助于降低信息匮乏群体的搜寻成本,帮助他们更为便利地获取新知识和技术。处于收入分布“尾部”群体的人力资本积累初始水平较低,通过互联网获取新技术和知识可以快速积累扩展型人力资本,相比之下高收入群体的边际增量相对较低(Ketteni et al., 2010)。由此可见,网络基础设施建设对“数字鸿沟”的消弭作用有助于居民平等分享“数字红利”,缩小信息富有者和信息贫困者之间的收入差距。据此,本文提出:

^①诺贝尔经济学奖得主阿马蒂亚·森(Amartya Sen)曾创造性地提出“可行能力”(capability)概念,将其定义为“做想做的事,过想过的生活的能力”。

假设 1:网络基础设施建设可缓解居民收入差距。

2. 职业调整效应

Autor 和 Dorn(2013)基于工作任务的理论框架表明,信息技术通常对常规任务形成替代,使得信息技术与非常规任务的互补性大于和常规任务的互补性。信息技术通过增加非常规任务和常规任务的相对回报,可能扩大工资性收入差距。虽然宽带互联网通常被认为是信息技术,但它与自动化和人工智能的不同之处在于,除了互补和替代效应外,它能够通过信息效应影响劳动力市场。根据信息搜寻理论,较高的搜寻成本会限制个体的搜寻行为,使其在有限信息条件下作出生和就业等决策。地区网络基础设施建设有助于降低信息匮乏群体的搜寻成本(Goldfarb and Tucker,2019),帮助他们更为便利地获取工作招聘信息,并提高工作匹配度。Jin 等(2023)发现,互联网的接入有助于减少信息摩擦,增加低技能工人在线学习的机会,并促进了低技能工人集中行业的收入水平和劳动力需求的提升。此外,由网络基础设施带动的数字经济催生了大量的灵活就业和创业机会,显著提高了个体就业和创业的可能性。当“就业创造”效应大于“就业替代”效应时,总体收入不平等程度会有所下降(Houngbonon and Liang,2021)。据此,本文提出:

假设 2:网络基础设施建设可通过职业调整效应缓解居民收入差距。

3. 社会资本积累效应

宽带互联网可以成为人们维持现有社会关系和建立新关系的便捷有效工具。由社会关系网络构成的社会资本作为一种特殊的资本,包括人们之间的相互信任、合作和互惠的关系(边燕杰,2004)。在过去,由于某些时间或空间的不可抗逆因素,家庭成员与亲朋好友的交流和互助会受到一定程度的限制。在传统的就业模式下,低收入群体主要依靠次级劳动力市场或其他一些非正式的求职方法来获得就业。而随着“宽带中国”战略大规模部署网络基础设施,人们接入并使用互联网的概率将大大增加,进行线上社交互动也更加方便和高效(Pénard and Poussing,2010)。居民家庭使用互联网后将拥有多样化的社会交往方式,除了传统的书信和电话往来,丰富的社交软件和网站都将成为微观个体与亲朋好友保持联系以及进一步拓展社交圈的重要渠道,从而有助于社会资本的积累(戚聿东、褚席,2021)。社会资本对“数字鸿沟”排斥端的群体具有收入剥夺缓解作用。一方面,根据“弱关系”理论(Granovetter,1973),人们通过利用共同信任和熟悉的社会网络来获取资金、资讯和人际关系上的帮助,缓解信息不对称,降低搜索和整合零散信息所需的时间成本,从而增加就业创业机会,提升收入水平(Munshi,2003)。另一方面,社会资本具有“风险分担”功能——低收入群体通过构建稳固的社会关系网络,在面临风险或灾害时能够获得非正式的社会援助,如信贷支持和转移支付,这有助于抵御风险和平滑消费(马光荣、杨恩艳,2011)。相关实证研究也肯定了社会资本在降低收入相对剥夺方面所发挥的积极作用(杨晶等,2019)。基于以上分析,本文提出:

假设 3:网络基础设施建设可通过提高居民社会资本缓解居民收入差距。

三、研究设计与数据描述

(一) 研究设计

为识别“宽带中国”示范城市创建对居民收入差距的影响,本文将示范城市创建视为一项外生冲击,采用 DID 模型评估其影响效应。借鉴方福前等(2023),设置如下模型:

$$RD_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Broadband_{jt} + \varphi Control_{ijt} + \theta_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中: RD_{ijt} 为被解释变量,代表在 t 年城市 j 的个体 i 的收入相对剥夺。 $Broadband_{jt}$ 是本文的核心解释变量,我们采用时间虚拟变量($Time$)和组别虚拟变量($Treated$)交乘的方式进行衡量。若城市 j 在 t 年已被确立为“宽带中国”示范城市,则 $Broadband_{jt}$ 取值为1,否则为0。以“宽带中国”示范城市的设立作为大规模网络基础设施建设的代理变量,交互项系数 β_1 反映了示范城市创建对居民收入相对剥夺的影响,我们预期该取值为负。 $Control_{ijt}$ 表示控制变量集合,具体包括个体层面和家庭层面两类控制变量。 θ_i 为个体固定效应,控制个体层面不随时间变化的特征。 ν_t 表示年份固定效应,控制个体共同面临的宏观政策冲击。 ε_{ijt} 为随机扰动项。该模型使得实验组和控制组间的特征差异、时间变化趋势等均得到有效的控制。

(二) 数据说明

本文使用中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey, CLDS)2012年基期调查数据以及2014年、2016年和2018年追踪调查数据^①。CLDS是一项针对中国15-64岁劳动年龄人口的调查数据,由中山大学社会科学调查中心发起,覆盖中国160个市,对约1.4万户家庭中的2万余人进行追踪调查,具有全国代表性。问卷内容涵盖劳动力的人口学特征、社会经济状况、家庭信息等内容,为本文研究居民收入差距问题提供了良好的数据资料。需要说明的是,考虑到问卷询问的是受访者上一年的全年收入而不是当年收入,因此我们将问卷数据年份提前一年,从而与示范城市创建年份相匹配。特别地,为克服异常值对结论的影响,对个人年收入在1%与99%分位数上进行winsorize缩尾处理。对于其他变量,主要剔除无效缺失值以及回答“不知道”的观测,最终得到样本观测值36837个。对于城市层面的变量数据源,主要从历年《中国城市统计年鉴》获得。还需要指出的是,受限于数据样本期只到2018年,因而交互项系数呈现的是政策实施后的“短期”而非“长期”政策效果。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

收入相对剥夺。为反映居民收入不平等状况,以往文献多数采用泰尔指数、基尼系数等度量。本文认为,不平等系数主要刻画的是群体/社区的总体不平等程度。在同一地区,网络基础设施建设对不同个体的收入相对剥夺程度是不一样的,分析个体福利效应时不能笼统地以地区层面收入不平等指标替代。根据相对剥夺理论,个体在特定群组的收入水平越高,其遭受到来自其余高收入个体的“剥夺”就越低,从而表现为该群组内部收入差距的减少。本文对收入相对剥夺指标的构建主要参考Kakwani(1984)的做法,计算个体收入与参照群组内部比其更高收入的个体的差距,然后汇总得到个体相对剥夺指数——Kakwani指数,作为被解释变量。该指数常被用于测度个体层面的收入不平等(杨晶等,2019)。具体地,假定参照群体 X 的个体数量为 n ,将群内个体收入按升序排列,则该群体的收入分布为 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$,且有 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ 。从而第 i 个体 x_i 受到的收入相对剥夺由如下公式表示:

$$RD_i = \frac{1}{n\mu_X} \sum_{j=i+1}^n (x_j - x_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{x_i}^+ - x_i) / \mu_X] \quad (2)$$

^①所选样本年份能够覆盖“宽带中国”示范城市批复创建的时间节点(2014年、2015年及2016年)。

(2)式中: μ_x 是给定参照群组 X 内部的收入均值, $\mu_{x_i}^+$ 是根据群组 X 中收入超过 x_i 的个体所计算出的平均值, $\gamma_{x_i}^+$ 是群组 X 中收入超过 x_i 的个体所占比例。此外,考虑到各地方物价水平的差异和个体的活动范围,分别选择个体所在村庄(社区)和城市样本为计算Kakwani剥夺指数的参照群组。

2. 核心解释变量

“宽带中国”示范城市创建($Broadband_{jt}$)。 $Broadband_{jt}$ 是时间虚拟变量($Time$)和组别虚拟变量($Treated$)的交乘项。时间虚拟变量的设定标准为示范城市创建当年及之后的年份设置为1,之前的年份设置为0。组别虚拟变量的设定标准为将被设立为示范城市的城市设置为1,非示范城市设置为0。示范城市名单来源于工业和信息化部^①,本文将这些示范城市与CLDS数据库所公布的受访者所在地级市的地址信息进行逐一匹配,得到准自然实验中的实验组(处理组)。需要说明的是,在实证中本文剔除了所有直辖市以及政策试点为县级市的地级市样本^②。

3. 控制变量

参考斯丽娟和汤晓晓(2022)的做法,控制一系列可能影响客观收入相对剥夺的因素,具体从个体和家庭两个层面考虑控制变量的选取,同时还考虑了数据的可得性。其中,个体层面的控制变量包括:年龄、教育水平^③、政治面貌、是否拥有社会保险以及户口性质。家庭层面的控制变量包括:住房类型以及是否参与金融市场(持有股票、基金或债券)。个体和家庭层面的数据均来源于CLDS调查数据库。各变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量	控制组($Treated=0$)				实验组($Treated=1$)			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
收入相对剥夺(社区/村庄)	0.480	0.298	0	1	0.432	0.283	0	1
收入相对剥夺(城市)	0.508	0.291	0	1	0.466	0.277	0	1
年龄	46.860	12.727	17	90	43.799	12.216	17	96
教育水平	3.186	2.050	1	11	3.957	2.509	1	11
政治面貌(党员=1)	0.078	0.267	0	1	0.098	0.297	0	1
社会保险(拥有=1)	0.919	0.273	0	1	0.907	0.291	0	1
户口性质(非农户口=1)	0.177	0.381	0	1	0.328	0.470	0	1
住房类型(自有住房=1)	0.604	0.489	0	1	0.568	0.495	0	1
金融市场参与(是=1)	0.029	0.168	0	1	0.059	0.235	0	1

四、实证结果

(一) 基准结果分析

本文首先检验“宽带中国”示范城市创建对居民收入差距的整体影响。根据模型(1)进

①具体而言,工业和信息化部先后发布了三次公告,分别是2014年的第61号公告、2015年的第65号公告以及2016年的第40号公告。

②对于直辖市,其通常具有较强的吸引力和较多的居住人口;而对于政策试点为县级市的地级市,采用模型(1)的设定可能出现处理组的“混淆”样本(非试点县样本)增加,因而予以剔除。

③按照原问卷的赋值方法,未上过学=1,小学=2,初中=3,高中=4,职高=5,技校=6,中专=7,大专=8,本科=9,硕士=10,博士=11。

行双向固定效应估计,所得到的回归结果如表2所示。第(1)—(2)列的被解释变量收入相对剥夺指数以个体所在社区(村庄)为参照群体计算,而第(3)—(4)列以个体所在城市为参照群体计算。其中,第(1)列和第(3)列是未加入控制变量的双向固定效应估计结果,采用稳健标准误。第(2)列和第(4)列则分别加入了其他可能影响居民收入差距的因素,包括个体层面与家庭层面。从第(1)—(4)列的回归结果来看,无论设定何种参照群体,“宽带中国”示范城市建设对居民收入相对剥夺的影响系数在1%的显著性水平上为负值,表明网络基础设施建设缓解了居民的收入差距,有助于包容性增长和实现共同富裕。具体以第(2)列为例,交互项的回归系数为-0.029,并且在1%的水平上显著,说明“宽带中国”示范城市建设使个体的收入相对剥夺指数下降了约0.1个标准差,假设1初步得以验证。其余控制变量对居民收入相对剥夺的影响与现有文献估计结果保持一致,此处不予赘述。在基准回归的基础上,本文进一步确定参照群体为个体所在社区(村庄),采用系列检验来考察上述结论的稳健性^①。

表2 基准回归结果

变量	参照群体:社区/村庄		参照群体:城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
“宽带中国”示范城市创建	-0.030*** (0.008)	-0.029*** (0.008)	-0.020*** (0.008)	-0.020*** (0.008)
年龄		0.004 (0.002)		0.004* (0.002)
教育水平		-0.011*** (0.003)		-0.012*** (0.003)
政治面貌		-0.040* (0.022)		-0.032 (0.020)
社会保险		-0.021** (0.009)		-0.018** (0.008)
户口性质		-0.034*** (0.012)		-0.025** (0.012)
住房类型		-0.012** (0.006)		-0.011** (0.006)
金融市场参与		0.002 (0.011)		0.005 (0.010)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	36837	36837	36837	36837
R ²	0.004	0.103	0.004	0.124

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误,下表同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

DID模型估计结果的有效性受到能否通过平行趋势检验的约束,即“宽带中国”示范城市创建前,实验组和对照组城市中居民收入差距不存在显著性差异。本文在基准回归模型

^①限于篇幅,对于参照群体设定为个体所在城市的系列稳健性检验留存备索。

的基础上,采用(3)式表示的事件分析法进行平行趋势检验,其中 $Broadband_{jt}^k$ 是虚拟变量,代表“宽带中国”示范城市创建的第 k 个问卷调查期^①,其中 β_k 表示各期的估计值。同时,在采用事件研究法进行平行趋势检验和动态效应分析时,为避免多重共线性的问题,往往需要设定一个基期作为比较对象。本文将“宽带中国”示范城市创建的前一年作为基期以避免完全共线性。此时, β_k 的系数就代表了与“宽带中国”示范城市创建前一年相比,实验组和对照组城市居民收入相对剥夺的差异。

$$RD_{ijt} = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=-3}^2 Broadband_{jt}^k + \varphi Control_{ijt} + \theta_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

平行趋势检验的结果展示于图1^②。从中可以发现,以 β_{-3} 和 β_{-2} 两个系数所构造的95%置信区间包含0,说明在“宽带中国”示范城市创建前,实验组和控制组的收入相对剥夺并不存在显著性差异,这表明本文通过了平行趋势检验,DID模型的估计结果具有一定的可信性。在示范城市创建后,相比于控制组,实验组的居民收入相对剥夺显著减少。

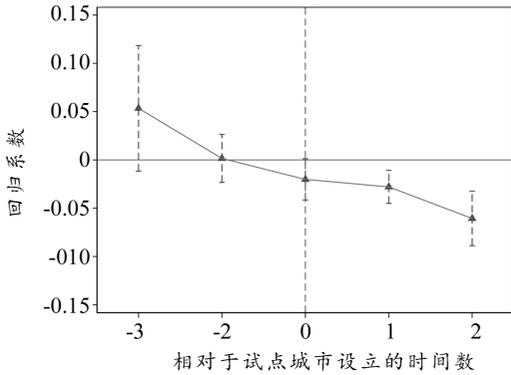


图1 平行趋势检验图

2. 安慰剂检验

运用DID模型评估“宽带中国”示范城市创建对居民收入差距影响的另一个担忧是前述所得结论可能是一种随机现象。为避免基准回归结果的偶然性,本文采取随机抽样的安慰剂检验。如果在虚构情境下的政策估计量依然显著,那么说明原来的估计结果很有可能出现了偏误,被解释变量居民收入相对剥夺的变动很有可能是受到了其他政策实施或者随机性因素的影响。具体来看,每次随机抽样中,在145个样本城市中随机抽取37个城市(原真实试点城市个数)作为虚拟处理组,并且同时随机确定样本期内的任意年份作为“宽带中国”示范城市创建的时间。重复执行上述抽取步骤和基准回归共500次,并将所有回归分析得到的“宽带中国”政策系数的核密度曲线及其对应 P 值在图2上展示。检验结果显示,多数虚拟估计系数主要集中于0附近且 P 值大于0.1,说明随机设定示范城市的回归结果并不显著。将表2第(2)列的估计系数代入之后,可以发现前文的估计系数(图中虚线表示)明显地偏离图中的0值。如果通过随机的方法抽取“伪”示范城市,得到本文的估计效果的可能性非常低,说明前述研究结论是比较可信的。

①比如对于2014年的政策,2012年问卷对应政策实施的前1期,2018问卷对应政策实施的后2期。

②具体估计系数结果留存备索,此处不予展示。

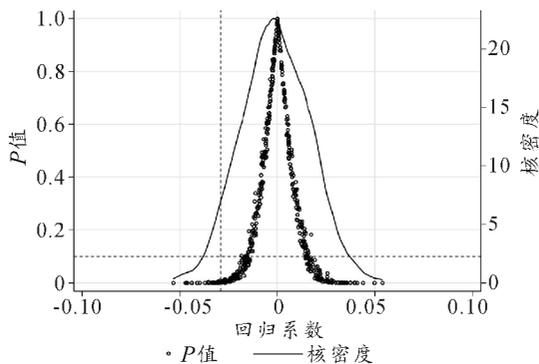


图2 安慰剂检验图

3. 考虑遗漏变量问题

“宽带中国”示范城市建设与居民收入差距之间的关系还可能受到其他遗漏变量的共同驱动,如地区经济发展水平、传统基础设施、政府公共支出等因素。因此,本文借鉴 Oster (2019)的边界检验方法来考察在基准模型中所遗漏的不易观测和识别的混淆因素对核心变量估计结果的潜在威胁。首先设定 R_{\max} ,该参数设定为在假设所有不可观测的遗漏变量均可被观测的情况下,模型可能达到的最高拟合优度,一般设定为当前回归方程拟合优度 R^2 的 1.3 倍。检验结果汇报的 Oster's delta 为 4.668 (>1),表明不可观测变量的影响必须比可观测变量的影响大 4.668 倍,才能获得零 DID 估计;如果给定 $\delta=1$,则偏差修正后的 DID 交互项系数降低至 -0.018,绝对值小于前文基准处理效果,但估计界 $[-0.0204, -0.0176]$ 并不包含零。因此,Oster 检验结果表明本文主要结论在考虑遗漏变量问题后仍然稳健。

4. 采用工具变量

本文进一步采用工具变量法缓解可能的内生性问题。具体地,参考 Wu 等(2022)的做法,将家庭所在地到“八纵八横”光缆骨干网节点城市的球面距离作为“宽带中国”示范城市创建的工具变量^①。改革开放后,中国从“七五”期间(1986—1990)到“九五”期间(1996—2000),建成了“八纵八横”光缆干线传输网,全长近 8 万公里,这一网络体系成为中国通信基础设施的骨架,并且为后续各地区网络设施的建设打下了坚实的基础。因而,我们预期家庭所在城市离光缆干线传输网节点城市越近,越有利于建设网络基础设施,进而满足相关性条件。从排他性约束来看,光缆干线传输网在较早时期统一设计规划铺设,主要是基于通信方面的原因修建,不会直接对当期居民收入不平等产生影响,满足排他性约束条件。此外,由于该变量不随时间变化,本文进一步将其与时间趋势项交乘得到时变的工具变量。根据 2SLS 估计结果,可以看到“宽带中国”示范城市创建对居民收入相对剥夺的影响仍然显著为负(-0.205)。与基准回归相比,系数绝对值有一定程度的增大,说明基准结果在内生性问题的影响下出现了一定程度的低估。工具变量的不可识别检验结果中,Anderson LM 统计量为 349.596, P 值=0.000,小于 0.05,强烈拒绝工具变量“不可识别”的原假设。此外,Cragg-Donald Wald F 统计量为 358.517,远大于 10% Stock-Yogo Maximal IV Size 对应的临界值

^①作者根据 1994 年发布的《全国邮电“九五”计划纲要》以及公开可获取的信息,整理出了“八纵八横”光缆干线通信网络的节点数据。

16.38,进一步排除了弱工具变量的问题,网络基础设施缓解居民收入差距这一结论具有较强的稳健性。

表 3 工具变量检验

变量	(1)	(2)
	一阶段	二阶段
“宽带中国”示范城市创建		-0.205*** (0.052)
与“八纵八横”光缆骨干网节点的距离	-0.011*** (0.001)	
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
Anderson LM 统计量		349.596
Cragg-Donald Wald F 统计量		358.517
样本数	23733	23733

5. 异质性处理效应

针对渐进 DID 模型可能出现的负权重问题,我们参考 De Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille (2020)的方法,求解异质性处理条件下的双向固定效应 DID 估计量(TWFEDD)。结果表明,产生的总共 192 个 ATT 中有 170 个是正权重,仅有 22 个是负权重,且正权重的和为 1.010,负权重的和为-0.010,负权重占比很小,由此说明异质性处理效应对基准结果无实质性影响,回归系数是可信的。

五、影响机制和异质性分析

(一) 影响机制分析

根据理论部分所述,网络基础设施建设可通过互联网可及性的直接效应以及职业调整和社会资本积累的间接效应,影响微观个体的收入差距。在本部分,我们对这些可能的机制进行实证检验。我们首先检验核心解释变量“宽带中国”示范城市创建是否作用于机制变量(M),构建回归模型(4)。在此基础上,为避免 M 对个体收入差距 RD 的因果效应理论论证可能并不充分的问题,我们进一步检验 M 对 RD 的影响,从而补充相关性证据。

$$M_{ijt}} = \beta_0 + \beta_1 Broadband_{ijt} + \varphi Control_{ijt} + \theta_i + \nu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

(4)式中: M_{ijt} 为机制变量,具体包括互联网可及性、职业调整、社会资本三大方面。其余变量的设定与模型(1)相同。

1. 互联网可及性

根据前文假设 1 的理论分析,网络基础设施可直接提高信息匮乏群体的互联网可及性。为进一步佐证该假设,本文以个体所在家庭“去年是否使用互联网”作为被解释变量,采用 Probit 模型进行分析。如表 4 第(1)列所示,“宽带中国”示范城市创建能够提高居民对互联网的使用可能,但不具有统计意义上的显著性。第(2)列和第(3)列分别根据城镇和农村分样本进行估计,结果表明“宽带中国”示范城市创建显著提高了农村地区居民对互联网的使用

用,而对互联网普及程度较高的城镇地区促进效果有限。由此说明,网络基础设施的确缓解了信息匮乏群体的“接入鸿沟”,该群体通过触及互联网得以获得“数字红利”。

表 4 直接影响:互联网可及性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	互联网使用	互联网使用(城镇)	互联网使用(农村)	收入相对剥夺
“宽带中国”示范城市创建	0.044 (0.038)	-0.082 (0.079)	0.115** (0.048)	
互联网使用				-0.039*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	36837	10838	25878	25878
Pseudo R^2/R^2	0.300	0.244	0.223	0.144

注:由于存在少数无法明确居住地属性的样本,因而分样本后样本量有所减少。

2. 职业调整

若研究对象为农村群体,则以“非农就业”二分变量作为机制变量是合适的(田鸽、张勋,2022)。但考虑到全样本涵盖城镇与农村两个子样本,城镇居民的“非农就业”比例较高,应采用方差更大的指标。为刻画全样本职业匹配度的提升效应,本文利用 EGP 职业编码系统对四期问卷中调查对象的职业信息进行编码处理(Erikson et al., 1979)。该职业编码体系将职业划分为六个主要类别,依次为:专业技术人员和管理者(第一类)、一般行政人员和非常规体力劳动者(第二类)、小业主和个体经营者(第三类)、领班和技术工人(第四类)、非技术工人(第五类)、自雇农和农业劳动者(第六类)。CLDS 问卷询问了受访者最近一份职业(或目前职业)的具体类型,本文对其职业重新编码,按顺序(1—6)作为职业调整的代理变量,并进一步设置失业群体的职业编码为 0。表 5 第(2)—(3)列回归结果表明“宽带中国”示范城市创建能够显著提高个体的职业调整概率,而职业调整有助于缓解收入相对剥夺,假设 2 得以验证。我们进一步通过对比 2012 年与 2014 年 CLDS 数据中对“最近一份职业求职过程”的就业信息渠道^①进行统计分析发现,在从事受雇工作的群体中,以“互联网”作为信息渠道的个体占比由 2012 年的 2.85% 上升至 2014 年(政策实施年)的 7.26%。该数据也能部分佐证前文理论分析,网络基础设施建设有助于信息匮乏群体更为便利地获取工作招聘信息,并提高工作匹配度,从而进行职业调整(Goldfarb and Tucker, 2019)。

3. 社会资本积累

“宽带中国”示范城市创建可为居民积累更多的社会资本,从而缓解其在参照群组中的收入相对剥夺。为了验证这一可能的机制,我们同样使用前文的因果链条模型检验。参考马光荣和杨恩艳(2011)的研究,本文采用“去年家庭人情礼金支出”(取对数处理)衡量被访者的社会资本水平。如表 5 第(5)—(6)列所示,“宽带中国”示范城市创建能够显著提高个

^①仅有该两年问卷访问受访者的就业信息渠道,因此补充描述性统计分析而不采用计量回归验证。具体题目为“当时都从哪些渠道收集就业信息?”,受访者可回答“互联网”、“报纸、电视台等媒体”、“就业广告”、“职业介绍机构”、“政府劳动部门”以及“亲朋好友”等渠道。

体的社会资本,且在5%水平上显著,而低收入群体的社会资本提升有助于缓解其收入相对剥夺,因此假设3得以验证。随着网络基础设施建设的大规模扩张,低收入群体接入并使用互联网的概率将大大增加,打破了传统社交圈的局限。社会资本的提升既能促进从“弱关系”获取信息来降低信息不对称,还能提高家庭在面临风险或灾害时的“经济韧性”,因而在一定程度上降低了收入相对剥夺。

表5 间接影响渠道:职业调整与社会资本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	职业调整	职业调整	收入相对剥夺	社会资本	社会资本	收入相对剥夺
“宽带中国”示范城市创建	0.068* (0.037)	0.062* (0.037)		0.285** (0.132)	0.275** (0.132)	
职业调整			-0.019*** (0.002)			
社会资本						-0.002*** (0.000)
控制变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	55135	55135	36841	36565	36565	36565
R ²	0.004	0.155	0.123	0.006	0.006	0.107

(二) 异质性分析

在前文的研究中,本文集中探讨了网络基础设施建设对居民收入差距的影响与作用机制——网络基础设施主要通过提高互联网可得性、促进职业调整以及社会资本积累,缓解个体受到的收入相对剥夺。那么网络基础设施建设对个体收入剥夺的影响是否存在差异性? van Deursen 和 van Dijk (2019) 指出,即使一个国家或地区的互联网渗透率(“接入鸿沟”)达到饱和状态,由于接入互联网的群体在互联网使用技能的差异,“数字鸿沟”问题仍在扩大。为研究这个问题,本文从城乡、个体年龄、教育水平与性别四个维度对主回归模型进行异质性分析,结果如表6和表7所示。

从表6和表7的回归结果可以发现,网络基础设施主要对农村地区、教育水平较低以及年轻群体发挥较大作用,而对性别差异不敏感。聚焦在低教育群体,进一步分析表明收入相对剥夺缓解作用对初中学历群体更强,而对小学及以下学历人群的缓解作用要弱一些^①。总的来看,异质性分析表明网络基础设施建设对尾部群体中数字素养较高的人适用,对数字素养较低者仍然有较大的收入相对剥夺。这说明“接入鸿沟”的缩小并不意味着收入相对剥夺的减少,对数字技术使用不平等的“使用鸿沟”也要引起重视。数字技术使用技能差异主要与使用者的个人特征和家庭特征相关,如物质资本和人力资本。van Deursen 和 van Dijk (2014) 对荷兰的一份电子问卷数据分析表明,受教育程度较低的人群更有可能使用互联网玩游戏和进行社交互动,相比之下受教育程度较高的人群更倾向于利用互联网获取信息、学习、社交和休闲。尽管前者在业余时间花在网上的时间更多,但受教育程度较高的人使用互联网的方式更有益,不同群体在数字技术使用上的差异造成了更大的分化。

^①具体估计系数结果留存备索,此处不予展示。

表 6 地区与年龄的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	城镇样本	农村样本	中青年样本	老年样本
“宽带中国”示范城市创建	-0.017 (0.013)	-0.035*** (0.011)	-0.027*** (0.009)	-0.014 (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	10873	25968	31114	5727
R ²	0.064	0.088	0.047	0.099

注：中青年群体与老年群体的年龄分界线为 60 岁。

表 7 教育与性别的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	初中及以下	高中及以上	男性	女性
“宽带中国”示范城市创建	-0.030*** (0.010)	-0.002 (0.014)	-0.026** (0.010)	-0.034*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	26816	10021	19782	17058
R ²	0.085	0.023	0.103	0.099

我们进一步考虑网络基础设施建设缓解个体收入相对剥夺可能存在的“门槛”效应。与直接可用的传统基础设施不同,网络基础设施的使用需要先付一定的费用,比如购买 ICT 产品以及相关信息费用,不是所有群体可以“平等”获取。为此,本文构建面板分位数回归,考察网络基础设施建设对不同分位数下收入相对剥夺的影响作用,结果如表 8 所示。对比各列结果可知,网络基础设施建设对处于中等剥夺位置($q=0.50$)的群体缓解效果更强,对剥夺最严重的群体($q=0.90$)的缓解效果不显著。可能因素在于,一方面,最低收入群体对 ICT 产品的可获得性与可负担性较低,没有 ICT 产品或不缴纳相应的信息费用就难以享受宽带接入的“数字红利”。由于“数字鸿沟”是一个多方面的现象,基础设施的可用性是解决“数字鸿沟”问题的必要先决条件,但它不是唯一的先决条件。特别是在宽带发展已进入饱和阶段的国家,宽带政策的重点应考虑从继续投资基础设施转变为直接针对用户群体。另一方面,收入相对剥夺最严重群体往往受教育水平也较低。如前文分析指出,参照群体中具有有一定数字素养的个体更能分享“数字红利”。

表 8 网络基础设施与收入差距的分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	收入相对剥夺 ($q=0.10$)	收入相对剥夺 ($q=0.25$)	收入相对剥夺 ($q=0.50$)	收入相对剥夺 ($q=0.75$)	收入相对剥夺 ($q=0.90$)
“宽带中国”示范城市创建	0.003 (0.013)	-0.001 (0.013)	-0.025** (0.013)	-0.006 (0.015)	-0.008 (0.018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	36837	36837	36837	36837	36837

六、研究结论与政策启示

收入不平等尤其是居民内部收入不平等是推进共同富裕进程中面临的主要挑战,关系到第二个百年奋斗目标和中国式现代化的实现。随着“宽带中国”战略的实施,中国网络基础设施覆盖广度和质量得到了极大的提升。本文基于“宽带中国”战略,采用中国劳动力动态调查四期面板数据,评估了“宽带中国”示范城市创建对居民收入差距的作用。研究表明:第一,“宽带中国”战略所引致的大规模网络基础设施建设显著缩小了参照群组内部的居民收入不平等。本文从多个方面进行稳健性检验,充分证明了这一结论的稳健性。第二,机制分析发现,网络基础设施建设可通过提高个体的互联网可及性,进而促进个体职业调整和社会资本积累,以缓解收入差距。第三,异质性分析表明,示范城市建设对农村地区、教育水平较低以及低年龄段群体的缓解作用更强。

结合理论分析和实证研究,本文提出如下政策建议:

第一,进一步扩大宽带网络覆盖区域,着力提升网络服务质量。本文研究发现,宽带网络基础设施建设对缓解居民内部收入不平等起到了积极作用,是推进共同富裕的重要发力点。尽管现阶段,我国宽带普及率持续攀升,但城乡差距、区域差距犹存。因此,现阶段应坚持适度超前建设“新基建”的理念,以推动“宽带提速”为着力点,进一步优化网络基础设施发展环境,促进宽带基础设施高质量发展。

第二,充分发挥宽带网络的“扶弱效应”。研究发现现阶段宽带网络设施对农村地区、教育水平较低以及低年龄段群体收入差距的缓解作用更强。因此,推动网络基础设施建设政策向农村地区倾斜,切实做到在软硬件上弥合城乡“数字鸿沟”。此外,要进一步发挥网络基础设施对教育水平较低人群的扶持作用,积极为其提供互联网培训,提升其互联网素养,引导其利用互联网进行创业就业,实现增收。最后,还要助力高年龄段群体跨越“数字鸿沟”。网络基础设施建设对高年龄段收入差距降低作用不明显不仅仅是由于该人群年龄增长带来的个体技能的衰退,更是适老化、助老化信息技术落后所致。因此,要推动数字网络设施由“适老”向“助老”转变,让高年龄段群体融入互联网社会,利用互联网的便利性,缩小与其他群体的收入差距。

第三,通过多维路径发挥宽带网络缓解居民收入不平等的作用。文章发现互联网可及性所带来的个体职业调整和社会资本积累能够缓解收入不平等。因此,一方面,要充分发挥宽带网络对个体职业调整的积极作用。通过官方和媒体等渠道做好“信息惠民”工作,对居民进行互联网知识普及教育以提高“数字素养”,引导更多居民利用互联网实现职业匹配度的提升,进而缓解收入剥夺。另一方面,发挥宽带网络助力社会交往的特性,融洽社会人际关系,形成社会资本。

参考文献:

- 1.边燕杰,2004:《城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现》,《中国社会科学》第3期。
- 2.陈斌开、曹文举,2013:《从机会均等到结果平等:中国收入分配现状与出路》,《经济社会体制比较》第6

期。

- 3.方福前、田鸽、张勋,2023:《数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验》,《经济研究》第5期。
- 4.刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵,2021:《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》,《管理世界》第8期。
- 5.鲁元平、王军鹏,2020:《数字鸿沟还是信息福利——互联网使用对居民主观福利的影响》,《经济学动态》第2期。
- 6.罗楚亮、李实、岳希明,2021:《中国居民收入差距变动分析(2013-2018)》,《中国社会科学》第1期。
- 7.马光荣、杨恩艳,2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期。
- 8.戚聿东、褚席,2021:《数字生活的就业效应:内在机制与微观证据》,《财贸经济》第4期。
- 9.斯丽娟、汤晓晓,2022:《数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于CFPS数据的实证分析》,《经济评论》第5期。
- 10.田鸽、张勋,2022:《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期。
- 11.杨晶、丁士军、邓大松,2019:《人力资本、社会资本对失地农民个体收入不平等的影响研究》,《中国人口·资源与环境》第3期。
- 12.张勋、万广华,2016:《中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?》,《经济研究》第10期。
- 13.Autor, D. H., and D. Dorn.2013.“The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market.” *American Economic Review* 103 (5) : 1553-1597.
- 14.Barro, R. J.1990.“Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth.” *Journal of Political Economy* 98(5) : 103-125.
- 15.De Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille.2020.“Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.” *American Economic Review* 110(9) :2964-2996.
- 16.Erikson, R., J. Goldthorpe, and L. Portocarero.1979.“Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden.” *The British Journal of Sociology*30(4) : 415-441.
- 17.Goldfarb, A., and C. Tucker.2019.“Digital Economics.” *Journal of Economic Literature* 57(1) : 3-43.
- 18.Granovetter, M. S.1973.“The Strength of Weak Ties.” *American Journal of Sociology* 78(6) : 1360-1380.
- 19.He, G., Y. Xie, and B. Zhang.2020.“Expressways, GDP, and the Environment: The Case of China.” *Journal of Development Economics* 145, 102485.
- 20.Houngbonon, G. V., and J. Liang.2021.“Broadband Internet and Income Inequality.” *Review of Network Economics* 20(2) :55-99.
- 21.Ihm, J., and Y. P. Hsieh.2015.“The Implications of Information and Communication Technology Use for the Social Well-Being of Older Adults.” *Information, Communication and Society* 18(10) : 1123-1138.
- 22.Jin, X., B. Ma., and H. Zhang. 2023. “Impact of Fast Internet Access on Employment: Evidence from a Broadband Expansion in China.” *China Economic Review* 81,102038.
- 23.Kakwani, N.1984.“The Relative Deprivation Curve and Its Applications.” *Journal of Business and Economic Statistics* 2(4) :384-394.
- 24.Ketteni, E., T. Mamuneas, and T. Stengos.2010.“The Effect of Information Technology and Human Capital on Economic Growth.” *Macroeconomic Dynamics* 15(5) : 595-615.
- 25.Leff, N. H. 1984. “Externalities, Information Costs, and Social Benefit - Cost Analysis for Economic Development: An Example from Telecommunications.” *Economic Development and Cultural Change* 32(2) : 255-276.
- 26.Ma, W., P. Nie, P. Zhang, and A. Renwick.2020.“Impact of Internet Use on Economic Well-Being of Rural Households: Evidence from China.” *Review of Development Economics* 24(2) :503-523.

27. Munshi, K. 2003. "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market." *Quarterly Journal of Economics* 118(2): 549-599.
28. OECD. 2001. "Understand the Digital Divide." OECD Digital Economy Papers, 49, OECD Publishing, Paris.
29. Oster, E. 2019. "Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence." *Journal of Business and Economic Statistics* 37(2): 187-204.
30. Pénard, T., and N. Poussing. 2010. "Internet Use and Social Capital: The Strength of Virtual Ties." *Journal of Economic Issues* 44(3): 569-595.
31. Qiu, L., S. Zhong, and B. Sun. 2021. "Blessing or Curse? The Effect of Broadband Internet on China's Inter-City Income Inequality." *Economic Analysis and Policy* 72: 626-650.
32. van Deursen, A. J., and J. A. van Dijk. 2014. "The Digital Divide Shifts to Differences in Usage." *New Media and Society* 16(3): 507-526.
33. van Deursen A. J., and J. A. van Dijk. 2019. "The First-Level Digital Divide Shifts from Inequalities in Physical Access to Inequalities in Material Access." *New Media and Society* 21(2): 354-375.
34. Wu, S., P. Wang, and B. Sun. 2022. "Can the Internet Narrow Regional Economic Disparities?" *Regional Studies* 56(2): 324-337.
35. Yang, S. C. and L. Olfman. 2005. "The Effects of International Telecommunication Investment: Wireline and Wireless Technologies, 1993-1998." *Telecommunications Policy* 30(5): 278-296.

Network Infrastructure Construction and Income Inequality among Residents: Empirical Evidence from the "Broadband China" Strategy

Tang Lizhi, Chen Mingcong and Ma Qingshan
(School of Economics, Xiamen University)

Abstract: The "new infrastructure" represented by network infrastructure has been developing rapidly in recent years. Based on the four-period panel data of the China Labor-force Dynamics Survey (CLDS), this paper evaluates the impact of network infrastructure construction on residents' income inequality by adopting the Staggered DID method, based on the construction of individual-level income relative deprivation indicators, and considering the creation of the "Broadband China" demonstration city as a quasi-natural experiment. It is found that the construction of "Broadband China" demonstration cities significantly reduces the relative income deprivation of individuals in their own groups. Mechanism analysis reveals that the model cities can alleviate relative income deprivation by driving the adjustment of individual occupations and social capital accumulation. Heterogeneity analysis shows that the model city construction has a stronger mitigating effect on rural areas, lower education levels, and lower age groups. This paper provides micro-level evidence for the improvement of residents' welfare through network infrastructure, as well as implications for mitigating regional income inequality.

Keywords: "Broadband China" Strategy, Construction of Demonstration City, Income Inequality, Relative Deprivation

JEL Classification: D31, H54, I38

(责任编辑:彭爽)