

乡村数字基建、劳动力乡城流动和 城乡收入差距

陈 强^{1,2},吴海涛^{1*}



(1.中南财经政法大学工商管理学院,湖北武汉430073;
2.湖北第二师范学院经济与管理学院,湖北武汉430205)

摘要 基于2005—2020年中国地级市面板数据,以“电信普遍服务”试点政策作为外生冲击采用多期DID探究乡村数字基建对城乡收入差距的影响。研究发现,乡村数字基建能够显著缩小城乡收入差距。“电信普遍服务”试点政策实施以后,试点地区的泰尔指数和城乡收入比平均减少了0.006和0.086个单位。机制分析显示,乡村数字基建主要通过促进劳动力乡城流动来缩小城乡收入差距。异质性分析表明,乡村数字基建在人才培养能力弱、西部和非中心城市的政策实施效果较好。建议政府部门巩固并拓展“电信普遍服务试点”政策成果,提高乡村数字基建标准,强化乡村数字基建与农民数字技能培训、新型城镇化建设的有机结合以及针对性提高人才培养能力弱、西部和非中心城市的乡村数字基建水平。

关键词 乡村数字基建; 电信普遍服务; 劳动力乡城流动; 城乡收入差距

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)05-0012-12

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.05.002

实现全体人民共同富裕是中国式现代化的本质要求^[1]。该目标要求重点破解收入差距、城乡差距和地区差距三大结构性矛盾^[2]。受历史形成的城乡二元结构影响,缩小城乡收入差距已成为推动共同富裕的首要任务^[3]。伴随数字经济浪潮席卷全球,数字经济正加速成为缩小城乡收入差距的核心驱动力^[4]。通过数字经济构建的新型城乡数实融合机制,正在有效弥合传统城乡二元结构下的收入差距鸿沟^[5]。

数字经济的发展离不开数字基础设施建设^[6]。为推动农村及偏远地区数字基础设施建设,中国工信部联合财政部于2016年出台了“电信普遍服务”试点政策^[7]。电信普遍服务要求所有人都能普遍地享受电信业务服务^[7]。因此,该试点政策就是通过乡村数字基础设施建设来保障试点地区城乡居民够普遍地享受电信业务服务。“电信普遍服务”政策的试点地区是由中央政府部门基于数字发展水平、数字鸿沟程度等因素确定的地级市。政策内容主要包括农村及偏远地区的移动通信基站建设和数字业务服务体系建设等。政策目标在于通过加强乡村数字基建,促进城乡数字服务均等化,缩小城乡数字基建差距,推动“数字中国”战略目标落地。

在“电信普遍服务”试点政策持续推进的同时,中国劳动力乡城流动和城乡收入差距也在持续变化。劳动力乡城流动即劳动力由乡村向城市流动,主要表现为城镇化率的持续提高^[8]。相关数据显示,中国城镇化率已经由2016年的58.80%增长至2020年的63.89%^[9]。同一时期,中国城乡收入差距也在持续缩小,中国城乡居民人均可支配收入比由2016年2.72:1收窄至2020年的2.56:1。可见,

收稿日期:2024-12-04

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国相对贫困的多维识别与协同治理研究”(19ZDA151)。

*为通讯作者。

① 资料来源:财政部、工业和信息化部.关于开展电信普遍服务试点工作的通知,https://www.miit.gov.cn/ztzl/szst/qltjkdzg/kzdx-pbfwsdzljzftp/wjfb/art/2016/art_5a298d488fac430fabe430d6a23580c4.html.

② 资料来源:国家统计局.《中国统计年鉴2023》,<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2023/indexch.htm>.

随着“电信普遍服务”试点政策的深入推进,不仅城镇化率在持续提升,而且城乡收入差距也在持续缩小。然而,相关关系并不代表存在因果联系^[9]。那么,以“电信普遍服务”试点政策为代表的乡村数字基建、劳动力乡城流动和城乡收入差距三者之间是否有因果联系?具体而言,乡村数字基建能否对城乡收入差距的变化产生影响?有多大影响?其影响效应是否与劳动力乡城流动有关?

深入探寻乡村数字基建、劳动力乡城流动和城乡收入差距三者之间的因果联系不仅有助于构建乡村数字基建助力实现共同富裕的理论逻辑框架,而且有利于加快推进数字乡村建设、实现数字强国建设的宏伟目标。与已有研究相比,本文可能的边际贡献如下:一是拓展了新的研究视角。已有研究主要从数字普惠金融、数字技术应用以及数字技能培训的视角考察乡村数字基建对城乡收入差距的影响^[10]。鲜有研究从“电信普遍服务”试点政策的角度分析乡村数字基建对城乡收入差距的影响。电信普遍服务是乡村数字基建的重要组成部分。因此,从“电信普遍服务”试点政策的视角考察乡村数字基建对城乡收入差距的影响愈发重要。二是明晰了乡村数字基建影响城乡收入差距的重要机制。已有研究主要从劳动力配置优化、生产效率提升和创业机会创造等角度分析乡村数字基建影响城乡收入差距的作用机制^[11]。本文从劳动力乡城流动的视角出发,揭示了乡村数字基建主要通过促进劳动力乡城流动进而缩小城乡收入差距这一重要机制。

一、文献综述

城乡收入差距一直是政府和学术界关注的热点话题。大量文献分别从城乡收入差距的测度、发展趋势、影响因素以及缩小城乡收入差距的手段措施等方面进行了广泛探讨。一是城乡收入差距的测度和发展趋势。学界普遍采用城乡收入比、泰尔指数和基尼系数作为核心测度指标来度量城乡收入差距的大小^[12]。除了泰尔指数和基尼系数以外,部分文献还采用了Kakwani指数测度城乡收入不平等^[13]。无论采用何种方法测度,已有文献普遍发现中国城乡收入差距呈现“相对差距逐步缩小,绝对差距持续扩大”的发展趋势^[14]。二是城乡收入差距的影响因素。城乡收入差距的变化是众多因素叠加造成的结果。其中,城镇化是影响城乡收入差距变动的重要因素之一^[15]。收入分配制度变革则是引起中国城乡收入差距变动的主要因素^[16]。此外,城乡劳动力技能差异是造成中国城乡收入差距居高不下的重要原因之一^[17]。三是缩小城乡收入差距的重要手段和措施。城乡融合是缩小城乡收入差距的重要手段^[18]。集权式财政支出改革和农村劳动力技能提升是缩小城乡收入差距的关键举措^[19-20]。

随着数字经济的持续发展,部分文献开始关注乡村数字基建对城乡收入差距的影响。部分文献认为乡村数字基建是缩小城乡收入差距的重要途径之一。一方面,乡村数字基建通过提高生产效率、提供创业机会、分享数字红利三重路径,有效缩小城乡收入差距^[21]。另一方面,乡村数字基建可以通过加速社会资本积累、促进数字技术创新和提升要素配置效率来缩小城乡收入差距^[22]。另外,也有文献认为,由于城乡数字鸿沟和技能差异的存在,农村劳动力难以有效利用乡村数字基建获取数字红利,从而产生“极化效应”,扩大城乡收入差距^[23]。

随着户籍制度的深化改革,中国劳动力乡城流动的速度显著加快。部分文献注意到乡村数字基建对劳动力乡城流动的影响,并发现乡村数字基建通过创设数字就业岗位,促进劳动力乡城流动^[24]。此外,还有文献发现乡村数字基建可以通过促进数字金融发展、积累数据资产以及提升数字技能来促进劳动力乡城流动^[25]。

综上,现有文献关于乡村数字基建对城乡收入差距的影响已经进行了一定程度的探讨,但在影响的方向、程度及作用机制等方面仍存在分歧,需予以进一步的补充和完善。一方面,现有文献关于乡村数字基建对城乡收入差距影响的大小和方向尚未形成一致的观点和意见。部分文献认为由于城乡劳动力数字技能差异的存在,导致城乡劳动力对乡村数字基础设施的利用率存在明显差异,扩大了城乡收入差距。但这种观点忽视了数字信息传递和空间距离间的负向联系。由于城市劳动力离乡村数字基础设施较远,其对乡村数字基础设施的利用率不一定高于农村劳动力,因此未必会扩

大城乡收入差距。另一方面,现有文献关于乡村数字基建影响城乡收入差距作用机制的讨论还不够深入。除了生产效率提升和创业机会创造,部分学者还从社会资本积累、数字技术创新和要素配置效率等角度,探讨乡村数字基建对城乡收入差距的可能影响。然而,影响城乡收入差距的根源在于城乡劳动要素的流动。综上,鲜有文献从劳动力乡城流动的视角出发,讨论乡村数字基建对城乡收入差距影响的作用机制。因此,本文将通过构建理论分析框架和实证数据检验,深入探讨乡村数字基建对城乡收入差距的影响效应和作用机制。

二、理论分析

1. 理论分析框架

人力资本理论指出,城乡劳动力数量差异是城乡收入差距的重要影响因素^[26]。乡村数字基建可通过促进劳动力乡城流动,影响城乡劳动力,从而影响城乡收入差距^[27]。借鉴 Acemoglu 等的研究^[28],本文构建了乡村数字基建通过劳动力乡城流动影响城乡收入差距的理论分析框架(见图 1)。

根据信息传递理论,乡村数字基建不仅能够提升数字信息的传递速率,而且能够拓宽数字信息的传播渠道^[29]。信息传递速率的提高和传播渠道的拓宽,缓解了就业信息不对称,增加了农村劳动力进城务工机会,推动了劳动力乡城流动。劳动力乡城流动的推进,提高了城镇化率,改变了城乡劳动力的数量差异,影响了城乡劳动力供给。与农村居民相比,城市居民由于劳动供给的增加,工资增长放缓,使得乡村数字基建对城市居民的增收效应小于农村居民,从而缩小了城乡收入差距。

此外,根据信号衰减模型,数字信息的传递效率与传输距离成反比^[30]。空间距离越远,信号传输强度越弱,信息传递效率越低。与农村居民相比,城市居民离乡村数字基建较远,且农村可供利用的资源和市场规模有限,使得乡村数字基建对城市居民的增收效应小于农村居民,从而缩小了城乡收入差距。基于此,本文提出研究假设:

H_1 : 乡村数字基建能够缩小城乡收入差距。

2. 作用机理分析

乡村数字基建通过促进劳动力乡城流动缩小城乡收入差距。乡村数字基建不仅扩大了城市工业品和服务的市场规模,增加了对农村劳动力的需求,而且缓解了就业信息的不对称,提高了农村劳动力进城务工机会,促进了劳动力乡城流动。一方面,乡村数字基建通过数字平台扩大了城市工业品和服务的市场规模,增加了对农村劳动力的需求,促进了劳动力乡城流动。另一方面,乡村数字基建缓解了就业信息的不对称,增加了农村劳动力进城务工机会。乡村数字基建通过为农村劳动力提供城市就业岗位的招聘和收入信息,缓解了就业信息的不对称,提高了农村劳动力的收入预期,增强了劳动力乡城流动的动力。同时,乡村数字基建也为城市雇主提供了农村劳动力的求职信息,降低了雇佣门槛,提高了农村劳动力进城务工的机会。农村劳动力市场需求的提升和就业机会的增加,促进了劳动力乡城流动。

劳动力乡城流动提高了城镇化水平,改变了城乡劳动力供给的数量和结构,缩小了城乡收入差距。一方面,城镇化水平的提高,减少了农村留守劳动力的市场供给,提高了农村留守劳动力的人均资源占有量,进而提升其收入。同时,城镇化水平的提高,拓宽了农村进城劳动力的增收渠道,提高了他们的收入。农村留守劳动力和进城劳动力收入的提高,提升了农村劳动力的收入增长速度。另一方面,城镇化水平的提高,为城市劳动力市场带来了人口红利,提高了城市劳动力的平均收入。然而,劳动力供给总量的增加,减缓了城市劳动力的收入增长速度,缩小了城乡收入差距。基于此,本文提出研究假设:

H_2 : 乡村数字基建通过促进劳动力乡城流动缩小城乡收入差距。

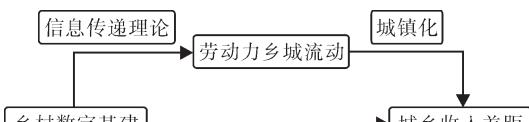


图 1 理论分析框架

3. 异质性分析

由于经济社会发展水平的差异,乡村数字基建在不同人才培养能力、地理区位和行政等级地级市的实施效果可能存在一定差异^[31]。首先,乡村数字基建可能更有助于缩小人才培养能力较弱地级市的城乡收入差距。在人才培养能力较弱(无“211”或“985”高校)的地级市,传统人力资本积累路径(如高等教育、职业培训)受限,使得农村劳动力难以通过常规途径积累人力资本。乡村数字基建通过弥合城乡数字鸿沟,使农村劳动力更易获取外部知识与信息,进而提高收入。相比之下,在人才培养能力较强(有“211”或“985”高校)的地级市,农村劳动力能够通过高等教育和职业培训等传统路径积累人力资本,使得乡村数字基建在缩小城乡收入差距方面的作用可能相对较弱。基于此,本文提出研究假设:

H_{3a} :与人才培养能力较弱地级市相比,乡村数字基建在人才培养能力较强地级市对城乡收入差距的缩小效应更弱。

其次,乡村数字基建可能更有利于缩小西部地区的城乡收入差距。与东中部地区相比,西部地区的经济发展水平较低,农村信息相对闭塞。乡村数字基建能够加速西部农村地区的数字化进程,打破信息闭塞状态,促进农村电商等数字产业的发展,从而增加农村居民收入。而在东中部地区,由于经济发展水平更高、城乡信息鸿沟更小,乡村数字基建在缩小城乡收入差距方面的作用可能相对较弱。基于此,本文提出研究假设:

H_{3b} :与东中部地区相比,乡村数字基建在西部地区对城乡收入差距的缩小效应更强。

最后,乡村数字基建可能更有助于缩小非中心城市的城乡收入差距。在非中心城市,乡村数字基建能够更有效地打破城乡数字信息壁垒,加速农村信息化进程。相比之下,在中心城市,由于经济资源和发展机会相对集中,城乡之间的信息交流相对频繁,使得乡村数字基建在缩小城乡收入差距方面的作用可能相对较弱。基于此,本文提出研究假设:

H_{3c} :与非中心城市相比,乡村数字基建在中心城市对城乡收入差距的缩小效应更弱。

三、研究设计

1. 模型设定

由于“电信普遍服务”试点地区的选取完全是由中央部门决定的^①,本文将自2016年开始实施的“电信普遍服务”试点政策视为一项“自然实验”,用以识别乡村数字基建对城乡收入差距的影响。采用城市和年份双向固定的多期双重差分模型作为基准回归的计量模型:

$$Y_{it} = \beta treat_{it} + \delta control_{it} + u_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示地级市 i 在 t 时期的城乡收入差距。 $treat_{it}$ 为核心解释变量, 表示地级市 i 在 t 时期是否成为“电信普遍服务”的试点地区, $control_{it}$ 为一系列可能影响“电信普遍服务”实施效果及城乡收入差距的控制变量。 β 和 δ 分别为核心解释变量和控制变量的估计系数, 用以表示其对城乡收入差距的影响。 u_i 为城市固定效应, ϕ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 数据来源

本文利用中国统计年鉴、地级市统计年鉴及统计公报等官方数据, 构建了2005—2020年中国283个地级市平衡面板数据^②。

① 需要特别说明的是, 在地级市内部行政村的试点是由各个行政村向所在县申请, 县里统一审查后将符合条件的行政村报地级市审批, 地级市将审批通过的行政村名单报工信部备案并同时在网上公示。由于本文采用的是市级层面的数据, 因此符合“自然实验”的前提条件, 若是采用县级和村级数据, 则并不一定满足“自然实验”的前提条件。

② 需要特别说明的是, 本文之所以没有更新到最新年份(2022年)数据是因为2020年以后中国连续三年遭受新冠疫情冲击, 对国内经济社会影响很大, 因此现阶段大多数市级层面的研究数据截止到2020年, 如有特别需要本文可以提供2005年至2022年的回归结果。

3. 变量说明

(1) 被解释变量。本文选取泰尔指数和城乡收入比作为被解释变量城乡收入差距的代理变量。若地级市泰尔指数和城乡收入比越低,则表示城乡收入差距越小。

(2) 解释变量。本文的核心解释变量为“电信普遍服务”试点政策。若地级市在某年被选为试点市,则从该年起,所有后续年份的虚拟变量均取值为1,否则取值为0。

(3) 控制变量。影响城乡收入差距和电信普遍服务实施效果的混杂因素较多。其中,社会消费、人力资本、固定资本、财政支出和外商投资是影响城乡收入差距的重要因素^[32]。社会消费品零售总额是衡量社会消费水平的重要指标。由于城乡消费市场便利性差异显著,社会消费品零售总额越高,城市居民消费升级越明显,从而影响城乡收入差距^[33]。每百万人中普通本专科在校学生数是衡量地区人力资本水平的重要指标。每百万人中普通本专科在校学生数越多,农村家庭子女接受高等教育的机会越大,越有利于缩小城乡人力资本差距,从而影响城乡收入差距^[34]。固定资产投资占比是衡量固定资本水平的重要指标。固定资产投资占比越大,企业生产规模扩张的可能性越高,为农村劳动力提供非农就业的机会越多,从而影响城乡收入差距^[35]。地方政府财政支出是衡量财政支出水平的重要指标。地方政府财政支出越多,政府购买服务能力越强,有利于提高农村地区的医疗、教育和社会保障水平,从而影响城乡收入差距^[36]。外商投资占比是衡量外商投资水平的重要指标。外商投资占比越高,外资企业通过技术培训、产业链合作等方式产生的技术溢出效应越强,提升农村劳动力技能水平的可能性越大,从而影响城乡收入差距^[37]。宽带用户数是衡量宽带互联网发展水平的重要指标。根据《关于开展电信普遍服务试点工作的通知》要求,宽带互联网发展水平越高的地区被选为试点的优先级越低^①。

4. 变量描述性统计

变量的描述性统计见表1。在进行描述性分析前,本文已对变量间的多重共线性进行了检验。结果显示,所有解释变量的方差膨胀因子(VIF)最大为6.37,远低于临界值(10)。因此,本文的解释变量间不存在严重的多重共线性问题。

表1 描述性统计 N=4528

变量	说明	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
泰尔指数	泰尔L指数	0.095	0.087	0.053	0	0.400
城乡收入比	城乡居民人均可支配收入比	2.522	2.423	0.599	1.223	6.378
电信普遍服务	电信普遍服务政策的虚拟变量	0.177	0	0.382	0	1
社会消费	实际社会消费品零售总额取对数	14.940	14.960	1.186	5.121	18.440
人力资本	每百万人本专科在校生数取对数	1.571	0.920	1.853	0	12.760
固定资本	固定资产投资占比	0.718	0.681	0.304	0.087	2.670
财政支出	实际地方财政支出取对数	14.160	14.200	0.985	10.180	17.890
外商投资	外商投资占GDP的比重	0.018	0.012	0.020	0	0.198
宽带用户数	每百人宽带互联网用户数取对数	1.166	0.965	0.835	-0.856	11.560

表1显示,在考察期内泰尔指数的平均值为0.095,这与万广华等的研究结果相近^[38]。城乡收入比均值为2.522,略低于国家统计局公布的2.890,这可能是由于样本覆盖范围略小所致。其余变量的取值与国家统计局测算的结果均较接近,说明样本数据是可靠的^②。

① 需要特别说明的是,所有经济类变量都是相对于基期(2005年)的实际值,所有数值型变量都进行了对数化处理。由于地级市统计年鉴和统计公报没有分别统计居民消费、企业投资、政府采购和国际贸易在城市和乡村的具体数据,因此,相关研究都是从整体层面讨论对城乡收入差距的影响,如若政府部门公布了相关数据,笔者将持续补充和完善。

② 需要特别说明的是,部分地级市存在借债投资的情况,因此,部分地级市的固定资产投资占比大于1。由于宽带互联网普及的统计单位是百户,早期部分地级市宽带互联网用户数存在低于1百户情况,因此,取对数后数值小于0。

四、基准回归

1. 基准回归

根据基准回归模型,本文利用STATA 16.0软件,采用城市和年份双向固定的多期DID方法进行估计。估计结果见表2。

表2 基准回归结果

N=4528

变量	泰尔指数		城乡收入比		城市收入对数	农村收入对数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电信普遍服务	-0.007*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.102*** (0.0158)	-0.086*** (0.016)	0.015** (0.007)	0.034*** (0.007)
			0.003* (0.001)	0.051*** (0.017)	0.079*** (0.008)	0.061*** (0.007)
社会消费						
			-0.002** (0.001)	-0.001 (0.009)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)
人力资本						
			-0.014*** (0.002)	-0.191*** (0.020)	-0.055*** (0.009)	0.008 (0.009)
固定资本						
			-0.004* (0.002)	-0.091*** (0.027)	0.268*** (0.013)	0.314*** (0.01)
财政支出						
			-0.157*** (0.024)	-2.427*** (0.303)	0.036 (0.141)	0.803*** (0.128)
外商投资						
			0.003*** (0.001)	0.012 (0.012)	0.048*** (0.006)	0.042*** (0.005)
宽带用户数						
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时点固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的 R^2	0.874	0.880	0.840	0.848	0.952	0.976

注:括号内为市级层面聚类稳健的标准误,*、**和***分别代表在10%、5%以及1%的水平上显著。下表同。

表2的结果显示,在加入控制变量前后,电信普遍服务对泰尔指数和城乡收入比的影响始终显著为负,说明乡村数字基建能有效缩小城乡收入差距,验证了理论假设 H_1^{\oplus} 。在控制其他影响因素不变的情况下,电信普遍服务实施以后,地级市泰尔指数平均减少了0.006个单位,城乡收入比平均减少了0.086个单位。原因可能在于乡村数字基建对城乡劳动力的增收效应存在一定差异。一方面,乡村数字基建缓解了就业信息不对称,增加了农村劳动力进城务工机会,促进了劳动力乡城流动。劳动力乡城流动的推进,改变了城乡劳动力供给的数量和结构。与农村居民相比,城市居民由于劳动供给的增加,工资增长放缓,使得乡村数字基建对城市居民的增收效应小于农村居民。另一方面,与农村居民相比,城市居民离乡村数字基建较远,且农村可供利用的资源和市场规模有限,使得乡村数字基建对城市居民的增收效应小于农村居民,从而缩小了城乡收入差距。

为进一步探究乡村数字基建对城乡劳动力增收效应的差异,本文考察了“电信普遍服务”对城乡居民人均可支配收入的影响^②。表2第(5)列和第(6)列的结果显示,虽然“电信普遍服务”同时提高了城市和农村居民人均可支配收入,但是,“电信普遍服务”对农村居民的增收效应显著高于城市居民。这一结果可能源于两方面机制,一是劳动力乡城流动引起的城乡劳动力供给差异。乡村数字基建通过缓解就业信息不对称,促进了劳动力乡城流动,增加了城市劳动力供给,减缓了城市居民的收入增

① 在加入控制变量以后,电信普遍服务的系数估计值大小产生了明显变化,且调整的 R^2 获得了明显提升,说明控制变量的选取是合适的。

② 为了避免因城乡居民人均可支配收入方差过大造成的估计偏误,城乡居民人均可支配收入均取了对数。

长速度。二是空间距离引起的信息传递效率差异。由于农村资源和市场规模有限,且电信普遍服务主要针对农村地区实施,距离城市居民较远,信息传递效率较低,导致乡村数字基建对城市居民的增收效应小于农村居民。

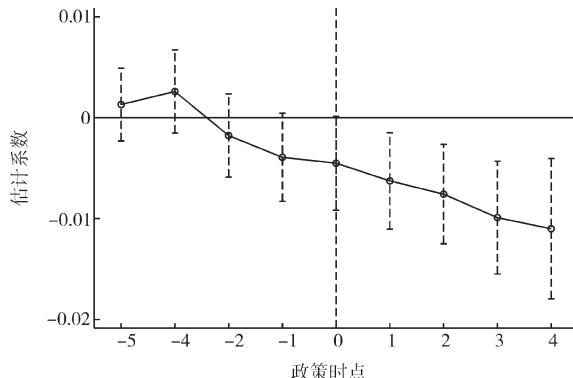
2. 事前平行趋势检验

在采用多期 DID 进行基准回归估计之前,有必要进行事前平行趋势检验。本文采用事件分析法检验事前平行趋势是否存在,设定如下事前平行趋势检验模型:

$$Y_{it} = \beta_d event_d + \delta control_{it} + u_i + \phi_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

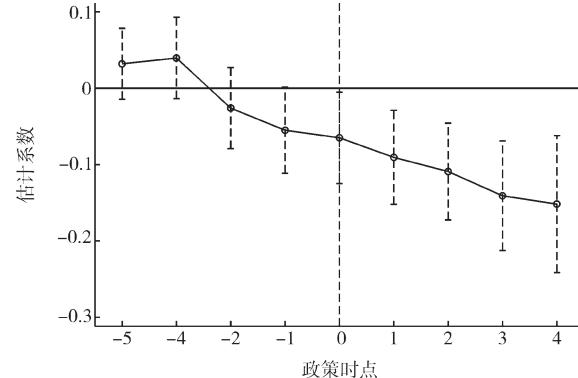
其中, $event_d$ 表示政策发生前/后 d 期“电信普遍服务”试点政策实施情况的代理变量。如若 d 取值为正,则表示试点政策实施之后第 d 期,反之则表示试点政策实施之前第 d 期。若估计系数 β_d 在政策实施之前未通过显著性检验,说明满足事前平行趋势假设,采用多期 DID 进行基准回归估计是合适的。

基于平行趋势检验模型,本文选择 2013 年作为基准组,因为该年被视为中国电信业务发展的元年。彼时,移动终端技术取得突破性进展,手机生产成本大幅下降,手机上网用户比例从 69.3% 跃升至 74.5%,推动了电信服务业快速发展^①。平行趋势检验的结果见图 2 和图 3。



注:以政策发生前3年即2013年为基准组

图 2 电信普遍服务对泰尔指数的平行趋势检验



注:以政策发生前3年即2013年为基准组

图 3 电信普遍服务对城乡收入比的平行趋势检验

图 2 和图 3 的结果显示,估计系数 β_d 在政策实施前的置信区间包含 0 值,满足平行趋势假设。因此,采用多期 DID 模型分析政策效应是可靠的。

3. 稳健性检验

(1) 工具变量。描述性分析的结果表明,本文观测变量的测量结果不存在严重的测量偏误。因而互为因果是可能导致本文估计结果出现内生性问题的重要来源。针对这一问题,采取了工具变量回归的方法来减缓互为因果导致的内生性问题。

地形起伏度等自然地理因素可以作为电信普遍服务的工具变量。一方面,地形起伏度作为一种外生的自然地理变量,与经济社会因素不相关,满足工具变量的外生性。另一方面,地形起伏度直接影响移动通信基站的建设成本。地形起伏度越高,移动通信基站的建设成本越高。移动通信基站建设成本越高,则该地区越有可能成为“电信普遍服务”的试点对象。借鉴刘传明等的做法^[39],本文采用地级市地形起伏度与时间变量的交互项作为“电信普遍服务”的工具变量。具

表 3 工具变量回归 $N=4528$

变量	(1)泰尔指数	(2)电信普遍服务	(3)城乡收入比	(4)电信普遍服务
电信普遍服务	-0.092*** (0.010)		-1.378*** (0.145)	
地形起伏度 \times 时间		0.023*** (0.002)		0.023*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时点固定效应	控制	控制	控制	控制

① 资料来源:中国互联网络信息中心.第 31 次《中国互联网络发展状况统计报告》,<https://www.cnnic.net.cn/n4/2022/0401/c88-1060.html>.

体回归结果见表3^①。

表3的结果显示,在采用工具变量法减缓内生性问题的影响之后,电信普遍服务对泰尔指数和城乡收入比的影响仍然显著为负,这与基准回归模型估计的结果保持一致。使用地形起伏度作为工具变量进行估计得到的系数估计值略微偏大。这主要是因为STATA软件的工具变量估计采用两阶段最小二乘法(2SLS),控制变量在第一阶段全部被纳入模型,高估了工具变量的影响。

(2)PSM-DID。虽然本文假定“电信普遍服务”试点城市的选择为“自然实验”,但实际上,难以避免上述政策的实施存在样本选择偏差问题。已有研究指出,采用“倾向得分匹配—双重差分法”(PSM-DID)可以在一定程度上克服试点政策的样本选择偏差^[40]。本文分别采用混合与逐期匹配的方法估计电信普遍服务对城乡收入差距的影响。估计结果如表4所示。

PSM-DID估计结果与基准回归结果一致(系数符号与显著性未变),但电信普遍服务的系数估计值略小。原因在于采用PSM-DID方法估计之后,实验组和对照组可观测变量的差异缩小,匹配精度提升,导致政策效应估计值略微偏小。

(3)缩尾估计。除内生性问题和样本选择偏差以外,极端样本和渐进变化样本也可能导致估计偏误。为了排除极端样本的影响,对泰尔指数以及城乡收入比进行1%的双边缩尾估计,估计结果如表5第(1)和(4)列所示。

(4)剔除直辖市。剔除了北京、上海、天津和重庆四个直辖市样本,以排除特殊样本的影响,估计结果如表5第(2)和(5)列所示。

(5)排除渐进变化样本。剔除了2016和2017年的样本,以排除渐进变化样本的影响,结果如表5第(3)和(6)列所示。

表5 排除极端样本影响的估计结果

变量	泰尔指数				城乡收入比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电信普遍服务	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.009*** (0.002)	-0.089*** (0.014)	-0.077*** (0.015)	-0.125*** (0.020)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时点固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4528	4464	3962	4528	4464	3962
调整后的R ²	0.892	0.881	0.881	0.863	0.854	0.851

表5的结果显示,无论是排除极端值、特殊样本还是渐进变化样本,电信普遍服务对泰尔指数和城乡收入比的影响方向和显著性均保持一致。其中,缩尾处理后,样本分布更集中,政策效应估计系数因此略增。由于直辖市经济发展水平极高,城乡收入差距较大,故剔除直辖市样本后系数偏小。剔除渐进样本后,仅保留政策效果稳定期的观测值,滞后效应更显著,故系数增大。

五、机制分析

根据逻辑分析框架,乡村数字基建不仅直接影响城乡收入差距,还能通过促进劳动力乡城流动

① 工具变量相关检验的结果显示,识别不足检验的LM统计量为126.7,在1%的水平上拒绝了识别不足检验,说明不存在“识别不足”问题。弱工具变量检验的F统计量为129.921,远大于10%的临界值16.38,说明不存在“弱工具变量”问题。过度识别检验的Sargan统计量也通过了1%水平的显著性检验,说明工具变量回归方程整体不存在过度识别问题。

缩小城乡收入差距。借鉴江艇的研究^[41],构建如下机制分析模型:

$$\begin{cases} med_{it} = \beta_1 treat_{it} + \delta_1 control_{it} + \varphi_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \\ Y_{it} = \beta_2 treat_{it} + \sigma_2 med_{it} + \delta_2 control_{it} + \omega_i + \tau_t + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

其中, med_{it} 为以城镇化率为为代表的劳动力乡城流动水平, σ_2 为其估计系数。 β_1 、 β_2 为“电信普遍服务”的估计系数。若 β_1 和 σ_2 均显著, 则说明乡村数字基建通过促进劳动力乡城流动缩小城乡收入差距。分析结果见表 6。

表 6 第(1)列的结果显示, “电信普遍服务”对城镇化的影响显著为正, 在其实施后, 地级市城镇化率平均提高 0.84 个百分点。这一结果说明乡村数字基建促进了劳动力乡城流动, 提高了城镇化率。一方面, 乡村数字基建通过数字平台扩大了城市工业品和服务的市场规模, 增加了对农村劳动力的需求。另一方面, 乡村数字基建通过数字信息赋能, 减少城乡劳动力市场的信息不对称, 为农村劳动力提供更多的城市就业机会, 促进劳动力进城。此外, 乡村数字基建还促进了城乡数据要素的双向流动, 降低了农村劳动力流动成本, 进一步推动了劳动力乡城流动。第(2)和(3)列的结果显示, 城镇化率每提高 1 个百分点, 泰尔指数和城乡收入比分别下降 0.001 和 0.008 个单位。劳动力乡城流动通过城乡劳动力要素再配置, 优化城乡劳动力数量结构, 缩小城乡收入差距。一方面, 劳动力乡城流动能够大幅提高农村劳动力收入。劳动力乡城流动不仅提高了农村留守劳动力的人均资源占有量, 而且提高了农村进城劳动力的非农就业机会, 增加了收入。另一方面, 劳动力乡城流动还能够提高城市劳动力收入。劳动力乡城流动通过集聚效应释放人口红利, 提升劳动生产率, 提高城市劳动力收入。同时, 劳动力乡城流动增加了城市劳动力供给, 减缓了城市劳动力收入增长速度。由于城市劳动力收入增速相对较慢, 而农村劳动力收入显著提升, 城乡收入差距因此缩小。综上, 乡村数字基建通过促进劳动力乡城流动缩小城乡收入差距, 验证了 H_2 。

六、异质性分析

根据异质性理论分析, 乡村数字基建在不同人才培养能力、地理区位和行政等级地级市的实施效果可能存在一定差异。为避免因分组回归而导致的样本量减少, 本文在基准回归模型的基础上引入地级市异质性特征与电信普遍服务的交互项, 具体模型设定形式如下:

$$Y_{it} = \beta treat_{it} + \alpha treat_{it} \times factor_{it} + \delta control_{it} + u_i + \phi_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中 $factor_{it}$ 为地级市的异质性特征, 主要包括人才培养能力、地理区位和行政等级等因素。其余变量的解释同前述。

理论上, 乡村数字基建在不同人才培养能力、地理区位和行政等级地级市的实施效果可能存在差异。首先, 本文根据地级市辖区内是否有“211”或“985”高校, 将样本分为高人才培养能力市和低人才培养能力市, 构建了“电信普遍服务”与高人才培养能力的交互项, 估计结果如表 7 第(1)和(4)列所示。其次, 本文将全部地级市划分为东部、中部和西部地区, 并构建了电信普遍服务与东部和中部地区的交互项, 估计结果如表 7 第(2)和(5)列所示。最后, 本文根据是否为直辖市、省会城市和计划单列市将地级市划分为中心城市和非中心城市, 构建了电信普遍服务与中心城市的交互项, 估计结果如表 7 第(3)和(6)列所示。

表 7 第(1)和(4)列的结果显示, 与人才培养能力较弱地级市相比, 乡村数字基建在人才培养能力较强地级市对城乡收入差距的缩小效应更弱, 验证了 H_{3a} 。因为在人才培养能力较强(有“211”或“985”高校)的地级市, 农村劳动力可以通过高等教育等传统途径积累人力资本。而在人才培养能力较弱(无“211”或“985”高校)的地级市, 传统人力资本积累途径(如高等教育、职业培训)受限。乡村

变量	表 6 机制分析		
	(1)城镇化率	(2)泰尔指数	(3)城乡收入比
电信普遍服务	0.841*** (0.233)	-0.005*** (0.001)	-0.072*** (0.015)
城镇化率		-0.001*** (0.000)	-0.008*** (0.001)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时点固定效应	是	是	是

表7 异质性分析

N=4528

变量	泰尔指数			城乡收入比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电信普遍服务	-0.007*** (0.001)	-0.012*** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.099*** (0.016)	-0.195*** (0.020)	-0.100*** (0.016)
电信普遍服务×高人才培养能力	0.005** (0.003)			0.134*** (0.034)		
电信普遍服务×东部		0.013*** (0.002)			0.214*** (0.024)	
电信普遍服务×中部		0.006*** (0.002)			0.122*** (0.024)	
电信普遍服务×中心城市			0.006** (0.003)			0.152*** (0.035)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时点固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的R ²	0.880	0.881	0.887	0.849	0.851	0.849

数字基建通过弥合城乡数字鸿沟,使农村劳动力更易获取外部知识与信息,拓宽其积累人力资本的渠道,从而缩小城乡收入差距。

表7第(2)和(5)列的结果显示,与东中部地区相比,乡村数字基建在西部地区对城乡收入差距的缩小效应更强,验证了H_{3b}。原因在于西部地区的经济发展水平较低,信息相对闭塞。乡村数字基建能够加速西部农村地区的数字化进程,破除城乡信息要素双向流通阻碍,从而缩小城乡收入差距。而在东中部地区,由于经济发展水平较高且数字基础设施建设较为完善,乡村数字基建在缩小城乡收入差距方面的作用明显减弱。

表7第(3)和(6)列的结果显示,与非中心城市相比,乡村数字基建在中心城市对城乡收入差距的缩小效应更弱,验证了H_{3c}。这是因为中心城市的资源和机会更加集中,城乡之间的信息交流相对频繁,使得乡村数字基建在缩小城乡收入差距方面的作用明显减弱。而在非中心城市,由于城乡信息流通不畅,乡村数字基建能够更有效地打破城乡数字信息壁垒,降低市场信息接入成本,缩小城乡收入差距。

七、结论与政策建议

本文主要考察了以“电信普遍服务”试点政策为代表的乡村数字基建对城乡收入差距影响的程度、方向和作用机制。结果显示,乡村数字基建能够有效缩小城乡收入差距。“电信普遍服务”实施以后,试点地区的泰尔指数平均减少了0.006个单位,城乡收入比平均减少了0.086个单位。乡村数字基建对农村居民人均可支配收入的增收效果,相较于城市居民更为显著,这是其缩小城乡收入差距的深层原因。机制分析结果表明,乡村数字基建主要通过促进劳动力乡城流动缩小城乡收入差距。异质性分析的结果表明,乡村数字基建在人才培养能力弱、西部地区和非中心城市的政策实施效果更好。基于上述结论,本文将从以下几个方面,提出针对性的政策建议。

一是巩固并拓展“电信普遍服务”试点政策成果,提高乡村数字基建标准,实现城乡数字基建一体化发展。一方面,要持续完善“电信普遍服务”试点政策,建立动态政策评估与反馈机制,定期优化调整实施策略。另一方面,要拓宽“电信普遍服务”政策的试点范围,争取覆盖全国。对标城市数字基建标准,提高乡村数字基建水平,优先部署5G等先进移动通信技术,补齐乡村数字基建短板。通过统一城乡数字基建标准(如网络速率、覆盖率),推动城乡数字基础设施互联互通,建立城乡一体化的数字基建网络体系。

二是强化乡村数字基建与农民数字技能培训、新型城镇化建设的有机衔接。以乡村数字基础设施为载体,构建农民数字技能供需动态匹配机制。具体包括:搭建“农民数字技能需求实时监测平台”,通过大数据分析农民数字技能缺口(如电商运营、短视频营销);联合企业、院校开发“订单式”培训课程,精准对接农民数字技能需求。以乡村数字基建为载体优化劳动力乡城流动机制。利用乡村数字基建建立更加高效、透明的城乡劳动力数字信息系统,帮助农村劳动力更好地获取城市就业机会,减少信息不对称导致的流动障碍。

三是针对性提高低人才培养能力市、西部城市和非中心城市的乡村数字基建水平。针对人才培养能力较低的地级市,加强这些地区乡村数字基建与“211”或“985”高校数字基建的对接,建立数字教育平台,实施“数字导师”下乡计划。从“211”或“985”高校招募免费数字教育师资,组成数字教育导师团队,通过数字教育平台开展“手把手”教学,免费答疑,重点解决农村数字教育师资不足难题。针对经济发展水平落后的西部城市,一方面,设立政府专项资金支持乡村数字基建,加大政府部门投入力度。另一方面,降低市场准入门槛,提供税收优惠,鼓励私营部门积极参与建设,提高乡村数字基建水平。针对非中心城市资源分散的特点,利用乡村数字基建推动特色资源(如非遗文化、生态农产品)数字化,构建统一数字资源平台,通过集聚效应提升这些资源的市场价值。

参 考 文 献

- [1] 韩保江,李志斌.中国式现代化:特征、挑战与路径[J].管理世界,2022(11):29-43.
- [2] 魏后凯,叶兴庆,杜志雄,等.加快构建新发展格局,着力推动农业农村高质量发展——权威专家深度解读党的二十大精神[J].中国农村经济,2022(12):2-34.
- [3] 万广华,江葳蕤,张杰皓.百年变局下的共同富裕:收入差距的视角[J].学术月刊,2022(8):32-44.
- [4] 江小涓,黄颖轩.数字时代的市场秩序、市场监管与平台治理[J].经济研究,2021(12):20-41.
- [5] 柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021(5):91-108.
- [6] 董旭,许高阳,薛桂芝.数字基础设施建设促进了经济增长吗?——来自中国县域层面的经验证据[J].南开经济研究,2024(11):66-85.
- [7] 乔雪,袁璐璐,罗楚亮.乡村宽带建设与农村劳动力迁移[J].中国农村经济,2023(9):74-100.
- [8] 韩媛媛,刘维奇.劳动力流动、产业空间布局与城乡融合发展[J].财经科学,2024(5):118-131.
- [9] 陈强.计量经济学中的因果推断:过去、现在与未来[J].中山大学学报(社会科学版),2025(1):43-64.
- [10] 陈阳,王守峰,李勋来.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[J].技术经济,2022(1):123-135.
- [11] 张玉静,涂圣伟.数字普惠金融、农业要素配置效率与城乡居民收入差距——来自中国1572个县域的证据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2025(1):182-192.
- [12] 罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学,2021(1):33-54,204-205.
- [13] KAKWANI N, WANG X, XUE N, et al. Growth and common prosperity in china[J]. China and world economy, 2022, 30(1): 28-57.
- [14] 袁冬梅,金京,魏后凯.人力资本积累如何提高农业转移人口的收入?——基于农业转移人口收入相对剥夺的视角[J].中国软科学,2021(11):45-56.
- [15] 田俊,李旭东,陈璇,等.黔中城市群新型城镇化与农业现代化耦合协调对城乡收入差距的影响[J].地理科学进展,2024(7):1355-1371.
- [16] 李实,朱梦冰.推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现[J].管理世界,2022(1):52-61,76,62.
- [17] 龚明远,周京奎,张朕.要素禀赋、配置结构与城乡收入差距[J].农业技术经济,2019(6):57-69.
- [18] 郭冬梅,陈斌开,吴楠.城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角[J].管理世界,2023(11):22-46.
- [19] 李永友,王超.集权式财政改革能够缩小城乡差距吗?——基于“乡财县管”准自然实验的证据[J].管理世界,2020(4):113-130.
- [20] 王伟新,王晨光,殷徐康.回不去的家乡:数字经济发展、就业质量与农民工返乡意愿[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2024,60(6):30-45.
- [21] 陈梦根,周元任.数字经济、分享发展与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2023(10):5-26.
- [22] 夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021(9):3-13.
- [23] SCHMIDPETER B, WINTEREBMER R. Automation, unemployment, and the role of labor market training[J]. European economic review, 2021, 137: 103808.

- [24] 夏怡然,陆铭.跨越世纪的城市人力资本足迹——历史遗产、政策冲击和劳动力流动[J].经济研究,2019(1):132-149.
- [25] 马述忠,胡增玺.数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角[J].经济学(季刊),2022(1):303-322.
- [26] 郑军,邓明珠.普惠保险、农村人力资本投资与城乡收入差距[J].财经理论与实践,2024(3):76-83.
- [27] 唐要家,陈燕.数字基础设施缩小城乡收入差距的效应研究[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2024,60(6):106-120.
- [28] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Tasks, automation, and the rise in US wage inequality[J]. Econometrica, 2022, 90(5): 1973-2016.
- [29] 易法敏,王修梅.数字时代农民工的城乡迁移[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023(3):32-44.
- [30] 刘江会,陈雷,朱敏.地理距离、城市网络连通性与IPO 折价[J].上海经济研究,2020(1):95-106.
- [31] 王奇,牛耕,李涵.数字基础设施建设与金融包容性发展:中国经验[J].财贸经济,2023(7):91-107.
- [32] 沈坤荣,金童谣,樊士德.以数字技术提升城乡融合发展质量——基于双重机器学习模型的实证研究[J].宏观质量研究,2024,12(3):17-31.
- [33] 李麦收,李华.大数据发展与企业劳动收入份额——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J].管理学刊,2024,37(4):14-29.
- [34] 王文波.财政支农、人力资本与城乡居民收入差距[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023(3):109-125.
- [35] 雷卓骏,黄凌云,张宽.市场准入管制放松与城乡收入差距[J].财贸经济,2023(5):144-160.
- [36] 平卫英,陈婧钰.基本公共服务助力脱贫户增收:内在机理与效应测度[J].江西财经大学学报,2024(5):81-93.
- [37] 杨新宇,高鸣.高质量充分就业促进农村劳动力增收[J].南京农业大学学报(社会科学版),2025,25(4):164-175.
- [38] 万广华,江蕊蕊,赵梦雪.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(4):2-22.
- [39] 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):75-88,127-128.
- [40] 丁宁,任亦依,左颖.绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的PSM-DID成本效率分析[J].金融研究,2020(4):112-130.
- [41] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.

Rural Digital Infrastructure, Rural-Urban Labor Mobility, and Urban-Rural Income Gap

CHEN Qiang, WU Haitao

Abstract Using panel data from Chinese prefecture-level cities from 2005 to 2020, this study employs the pilot policy of universal telecommunications service as a proxy variable for rural digital infrastructure and utilizes a multi-period Difference-in-Differences (DID) approach to examine the impact of rural digital infrastructure on the urban-rural income gap. The research finds that rural digital infrastructure significantly narrows the income gap between urban and rural areas. After the implementation of the 'Universal Telecommunications Service' pilot policy, the Theil index and urban-rural income ratio in the pilot regions decreased on average by 0.0061 and 0.0863 units, respectively. Mechanism analysis indicates that rural digital infrastructure primarily reduces the income gap by promoting the flow of labor from rural to urban areas. Heterogeneity analysis shows that the policy effects are more pronounced in regions with weak talent cultivation capabilities, as well as in western and non-central cities. It is recommended to consolidate and expand the achievements of the universal telecommunications service pilot policy, enhance the standards of rural digital infrastructure, strengthen its integration with digital skills training for farmers and new urbanization initiatives and prioritize improvements in rural digital infrastructure in cities with low talent cultivation capabilities, western cities, and non-central cities.

Key words rural digital infrastructure; telecommunications universal service; rural-urban labor mobility; urban-rural income gap

(责任编辑:王 薇)