

地方政府数字基础设施对城乡收入差距的影响

江咏晴

桂林理工大学商学院, 广西 桂林

收稿日期: 2026年6月4日; 录用日期: 2026年6月22日; 发布日期: 2026年7月14日

摘要

本文基于2011~2023年中国31个省级面板数据, 运用双向固定效应模型、中介效应模型与异质性分析方法, 实证检验了地方政府数字基础设施建设对城乡收入差距的影响及其作用机制。研究表明: 数字基础设施建设显著缩小了城乡收入差距, 经过一系列稳健性检验结论依然可靠。机制分析发现, 数字基础设施主要通过促进农村非农就业和数字普惠金融发展两条路径间接缩小城乡收入差距, 其中非农就业的中介效应更为突出。异质性分析进一步揭示, 数字基础设施的减贫效应在中西部地区和初始数字化水平较低的区域更为显著, 而在东部发达地区则因数字基建趋于饱和而边际效应减弱。本文据此提出建议, 以充分发挥数字基础设施在促进城乡融合发展、推动共同富裕中的积极作用。

关键词

数字基础设施建设, 城乡收入差距, 共同富裕, 双向固定效应模型

The Impact of Local Government Digital Infrastructure on the Urban-Rural Income Gap

Yongqing Jiang

School of Business, Guilin University of Technology, Guilin Guangxi

Received: June 4, 2026; accepted: June 22, 2026; published: July 14, 2026

Abstract

Based on panel data from 31 Chinese provinces spanning 2011 to 2023, this study employs a two-way fixed effects model, a mediation effect model, and heterogeneity analysis to empirically examine the impact of local government digital infrastructure construction on the urban-rural income gap and its underlying mechanisms. The results indicate that digital infrastructure construction

文章引用: 江咏晴. 地方政府数字基础设施对城乡收入差距的影响[J]. 现代管理, 2026, 16(7): 80-90.

DOI: 10.12677/mm.2026.167139

significantly narrows the urban-rural income gap, and this finding remains robust after a series of robustness tests. Mechanism analysis reveals that digital infrastructure indirectly reduces the urban-rural income gap mainly through two pathways: promoting rural non-agricultural employment and advancing digital inclusive finance, with the mediation effect of non-agricultural employment being more pronounced. Heterogeneity analysis further shows that the poverty reduction effect of digital infrastructure is stronger in the central and western regions and in areas with initially low levels of digitalization, while the marginal effect diminishes in the developed eastern regions due to approaching saturation of digital infrastructure. This paper accordingly proposes suggestions to fully leverage the positive role of digital infrastructure in promoting urban-rural integration and common prosperity.

Keywords

Digital Infrastructure Construction, Urban-Rural Income Gap, Common Prosperity, Two-Way Fixed Effects Model

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，旨在通过协调发展缩小区域和城乡差距，实现全民共享发展成果。然而，长期存在的城乡收入差距与数字鸿沟的存在严重制约了这一进程[1]。作为“新基建”的核心内容，数字基础设施建设正在成为弥合城乡差距的重要突破口。近年来随着数字中国战略的深入实施，地方政府大力推进互联网、5G 等数字基础设施建设，不仅通过数据要素流通与传统产业数字化为经济增长注入新动能[2] [3]，更被视为打破城乡要素壁垒、弥合发展差距的重要突破口。

长期以来，城乡收入差距的持续存在根植于多种矛盾。早期强调城乡二元体制、户籍制度限制及城市偏向财政政策对劳动力流动与公共服务均衡的制约[4]，工业化与人力资本积累不足导致农村被锁定于低附加值产业，进而扩大城乡差距[5]。进入数字经济时代，数字基础设施的空间分布不均催生了“数字鸿沟”，使农村居民在技术接入与数字技能上处于劣势，难以平等参与数字经济活动[6]，传统工农业二元分割格局正以数字化的形式延续甚至强化[7]，而地方政府在数字基建投入上的区域差异，甚至可能进一步强化而非缓解传统的城乡二元分割格局[8]。

上述现实困境折射出理论层面的关键缺口。已有研究证实，数字基础设施建设能够通过提升资源配置效率[9]、催生新兴业态[10]、拓展就业渠道[11]等途径促进经济增长，但技术变革的收入分配效应并非单向利好，数字技术可能加剧技能溢价，导致收入分配格局更趋复杂[12]。更为关键的是，数字基础设施究竟通过何种具体渠道影响城乡居民收入差距，需进一步验证和解释。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字基础设施对城乡收入差距的直接效应

数字基础设施建设作为城乡要素流动的重要载体，能够打破了封闭的环境，畅通了资源的流通渠道[13] [14]。依据 Williamson 的交易成本理论，数字技术通过减少市场交易摩擦，优化了资源配置效率。互联网和 5G 等基础设施的普及降低了信息获取、物流和支付成本，为农村居民参与经济活动创造了便利条件。同时，数字基础设施建设与农村特色产业相结合，催生了大量新兴产业形态[15]，使得地处偏远区

域的农产品得以直接对接国内乃至国际的广阔市场，更是直接促进了乡村居民经济收入的增长。因此，数字基础设施建设通过降低交易成本和扩大市场接入，成为缩小城乡收入差距的重要推动力。因此，本文提出如下假说：

H1：数字基础设施建设显著缩小城乡收入差距。

2.2. 数字基础设施对城乡收入差距的间接效应

数字基建的推进就是通过创造更多农村电商、物流、服务业等与信息技术相关的就业机会，提高人力资本水平，来促进非农就业[16]。刘易斯所阐述的二元经济结构理论指出，传统农业领域劳动力边际产出趋近于零，而数字产业扩张能够吸收这些剩余劳动力，在达到“刘易斯拐点”前，劳动力转移不仅提高整体经济效率，还通过增加非农就业收入缩小城乡差距。农村劳动力向城市转移还能够有效地缓解农村地少人多的矛盾，人均耕地面积增加更利于规模经营，而随着集约化经营模式的推行，能够有效提升农业生产的整体效能[17]。数字基建作为现代经济部门的重要基础，加速了这一转移过程，使得更多农村人口能够获得更高收入的非农就业机会，有效缓解城乡收入不平等问题[18]。因此，本文提出如下假说：

H2：数字基建可通过推动非农就业进而影响城乡收入差距。

从经济发展学来看，金融制度对经济发展的作用主要体现在整合社会闲置资金、优化资本配置、提升资金使用效率和降低交易成本等几个方面[19]。数字基建作为关键支撑，通过数据要素赋能金融发展，借助移动支付等一系列金融科技创新手段显著改善了金融服务的可及性[20]。依托数字基础设施的普惠性、精准性和智能化特征，数字普惠金融有效释放“数字红利”[21]。在数字基础设施建设持续推进的过程中，得益于数字金融普惠为农村电商、物流等新业态提供了支付结算、信贷支持等综合服务，资金能更精准地流向欠发达地区[22]，催生新业态新模式激活当地经济，最终通过提升收入水平改善了城乡收入分配。因此，本文提出如下假说：

H3：数字基建可通过促进普惠金融进而影响城乡收入差距。

3. 研究设计与数据

3.1. 模型构建

(1) 基准回归模型

为了检验数字基础设施建设对城乡收入差距的影响，本文构建了如式(1)所示的计量模型：

$$Theilit = \alpha_0 + \alpha_1 Internetit + \alpha_2 Xit + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表述省份， t 表示年份， $Theilit$ 表示泰尔指数， $Internetit$ 表示数字基础设施建设， Xit 表示控制变量集，包括人均 GDP、产业结构、财政支农支出等可能影响城乡收入差距的因素， μ_i 和 λ_t 分别表示省份固定效应和时间固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项。该模型能够有效识别数字基础设施建设对城乡收入差距的净效应，同时控制潜在的遗漏变量偏差。

(2) 中介效应模型

为了探究数字基础设施建设对城乡收入差距的作用机制，采用 Baron 和 Kenny 的逐步法，本文进一步构建中介效应模型，具体设定如式下：

$$Mediatorit = \beta_0 + \beta_1 Internetit + \beta_2 Xit + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Theilit = \gamma_0 + \gamma_1 Internetit + \gamma_2 Mediatorit + \gamma_3 Xit + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Mediatorit$ 为中介变量，在本文中分别表示农村非农就业率和数字普惠金融，其他符号含义同式

(1)相同。

3.2. 变量说明

(1) 被解释变量

借鉴龙海明[23]的研究,本文选取泰尔指数(*Theil*)作为被解释变量,该指标通过城乡收入比计算得出,能够综合反映城乡居民收入差距的整体状况。相较于简单的城乡收入比,泰尔指数具有可分解性优势,既能捕捉组间差距,又能反映组内差异,对城乡收入分布变化更为敏感。具体计算公式如下:

$$Theilit = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{Itx}{It} \right) \ln \left(\frac{Iit/Pit}{It/Pt} \right) = \left(\frac{I1t}{It} \right) \ln \left(\frac{I1t/P1t}{It/Pt} \right) + \left(\frac{I2t}{It} \right) \ln \left(\frac{I2t/P2t}{It/Pt} \right) \quad (4)$$

其中, *Theilit* 表示第 *t* 期泰尔指数, *I1t* 和 *I2t* 分别表示第 *t* 期城镇居民总收入和农村居民总收入, *It* 表示第 *t* 期的总收入, *P1t* 和 *P2t* 分别表示第 *t* 期城镇地区人口数和农村地区人口数, *Pt* 表示第 *t* 期的总人口数。

(2) 核心解释变量

研究采用每万人互联网端口数(*Internet*)作为数字基础设施建设的代理变量,来衡量地区互联网普及程度和数字化水平。现有研究表明[24],互联网端口密度与数字经济发展水平呈显著正相关,是衡量数字基建的合适指标。

(3) 中介变量

农村非农就业率(*Nfp*): 是衡量农村劳动力从传统农业部门向非农产业转移程度的重要指标,能捕捉数字技术带来的就业结构转型效应。

数字普惠金融(*Dfi*): 选取了北京大学数字金融研究中心所构建的数字普惠金融使用深度指数,用以衡量移动支付、数字信贷等各类金融工具的实际渗透程度,能够有效地揭示数字金融包容性不断提升的潜在作用机制。

参考李聪[25]、赵康杰[26]、庄赞[27]等人的研究,选取人均 GDP (*GDPpc*)、财政支农占比(*Gsa*)、产业结构(*Is*)、开放程度(*Open*)和人均受教育年限(*Edu*)作为控制变量。

3.3. 数据来源

本研究基于 2011~2023 年期间全国 31 个省级行政单位的数据作为分析样本,并构建了相应的省级面板数据。其中,关键变量数据主要引自中国统计年鉴¹、北京大学数字金融研究中心以及工信部发布的通信业统计公报²等权威来源。在数据处理方面,针对存在的个别缺失值,本研究运用线性插值法进行了填补,同时对部分变量的异常值实施上下 1%的缩尾(*Winsorization*)处理。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

描述性统计显示(表 1),泰尔指数城乡收入差距指标相对集中,但极差相差很大,表明研究期间我国城乡收入差距存在显著差异,且省份间不平衡特征突出。数字基础设施建设水平的对数均值为 6.635,标准差为 1.043,离散程度普遍较高,显示各省份互联网普及率存在较大差异,反映了数字要素配置的空间不均衡,这与我国“数字鸿沟”的现实状况相符。

¹<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>

²<https://www.miit.gov.cn/search/index.html?websiteid=1100000000000000&pg=&p=&tpl=&category=&jsflIndex-Selected=&q=%E9%80%9A%E4%BF%A1%E4%B8%9A%E7%BB%9F%E8%AE%A1%E5%85%AC%E6%8A%A5>

Table 1. Descriptive statistics of variables
表 1. 变量的描述性统计

变量	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Theil</i>	泰尔指数	403	0.0851	0.0389	0.0179	0.188
<i>ln_Internet</i>	每万人互联网端口数取对数	403	6.635	1.043	3.388	8.401
<i>Nfp</i>	第二、三产业就业人数/总就业人数	403	0.694	0.142	0.387	0.979
<i>ln_Dfi</i>	数字普惠金融使用深度指数取对数	403	5.357	0.621	3.161	6.150
<i>ln_GDPpc</i>	人均地区生产总值取对数	403	10.89	0.467	9.936	12.10
<i>Is</i>	第三产业占 GDP 的比重(%)	403	48.57	9.620	29.70	84.80
<i>Open</i>	货物进出口总额/GDP	403	0.264	0.276	0.00757	1.464
<i>Edu</i>	人均受教育年限	403	9.208	1.123	4.222	12.78
<i>Gsa</i>	农林水事务支出/财政总支出	403	11.46	3.439	3.870	20.38

4.2. 基准回归结果

表 2 是数字基础设施建设对城乡收入差距的回归结果。在控制省份和年份固定效应后，互联网普及率对城乡收入差距(Theil 指数)始终呈现显著负向影响。在基准回归结果中(列 1)，当模型仅包含核心解释变量而未纳入其他控制变量时，数字基础设施建设变量的回归系数为-0.028，在 1%的统计学水平上达到显著。加入控制变量后(列 2)，系数仍保持-0.018，表明数字基础设施建设对城乡居民具有普遍的减贫效应。这充分地说明，数字化基础设施建设能够有效缩小城乡居民收入差异，对共同富裕的实现具有积极推动作用。因此，本研究的假设 H1 获得了初步验证。

Table 2. Baseline regression results
表 2. 基准模型回归结果

VARIABLES	(1)	(2)
	Theil	Theil
<i>ln_Internet</i>	-0.028*** (0.005)	-0.018*** (0.004)
<i>ln_GDPpc</i>		-0.022* (0.013)
<i>Is</i>		0.000** (0.000)
<i>Open</i>		-0.027** (0.011)
<i>Edu</i>		0.003 (0.004)
<i>Gsa</i>		-0.001* (0.000)
<i>Constant</i>	0.272*** (0.027)	0.417*** (0.133)

续表

省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R^2	0.898	0.916
样本数	403	403

注：***表示在 1%的水平下显著，**表示在 5%的水平下显著，*表示在 10%的水平下显著，括号内为聚类稳健标准误。

4.3. 稳健性检验

(1) 替换解释变量

本研究将互联网普及率作为数字基础设施发展水平的代理衡量指标，以取代原先采用的互联网端口数量。如表 3 第(1)列所示，互联网普及率的回归系数在 5%的显著性水平上依然显著，且符号仍为负，说明数字基建对城乡收入差距的抑制作用不受变量测度方式的影响，验证了结论对变量测度调整的稳健性。

(2) 缩短样本期

考虑到 2014 年前后中国数字经济发展政策的出台可能出现数据的数据波动，本文剔除 2011~2013 年的样本，仅保留 2014~2023 年数据进行回归。列(2)结果显示，数字基建系数仍在 5%水平上保持显著负向。虽然控制变量回归系数有所升降，但核心结论不受影响，排除了早期政策波动干扰，证实核心结论在时间维度上的稳健性。

(3) 增加控制变量

为缓解遗漏变量偏误，在模型中进一步加入金融服务水平 *Fin* (金融机构存贷款余额占 GDP 比重)、政府干预程度 *Gov* (一般公共预算收入占 GDP 比重)和城镇化率(*Urb*)三个控制变量。在引入额外控制变量之后，稳健性检验的结果如表 3 (3)列所示，数字基础设施变量的回归系数仍然显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

Table 3. Robustness checks

表 3. 稳健性检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	替换解释变量	缩短样本期	增加控制变量
<i>Inter</i>	-0.0481*** (0.0119)	-0.0217*** (0.00275)	-0.0117*** (0.00221)
<i>Gsa</i>	-0.000931*** (0.000253)	-0.000215 (0.000268)	-0.00698 (0.00628)
<i>ln_GDPpc</i>	-0.0367*** (0.00610)	-0.0219*** (0.00818)	-0.000575*** (0.000220)
<i>Is</i>	0.000381*** (0.000123)	0.000381*** (0.000134)	0.000455*** (0.000106)
<i>Open</i>	-0.0368*** (0.00460)	-0.0138* (0.00734)	-0.0184*** (0.00446)
<i>Edu</i>	0.00243	0.00350*	0.00506***

续表

	(0.00175)	(0.00181)	(0.00152)
<i>Fin</i>			0.00167** (0.000706)
<i>Gov</i>			0.0319*** (0.0102)
<i>URB</i>			-0.109*** (0.0141)
<i>Constant</i>	0.482*** (0.0643)	0.419*** (0.0830)	0.242*** (0.0664)
控制变量	是	是	否
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	否	是
<i>R</i> ²	0.905	0.896	0.931
样本数	403	310	403

注：***表示在 1%的水平下显著，**表示在 5%的水平下显著，*表示在 10%的水平下显著，括号内为聚类稳健标准误。

4.4. 内生性检验

为缓解因双向因果关系、遗漏变量偏误、测量误差等原因而存在内生性。本文采用系统广义矩估计 (System GMM)方法进行估计，将核心解释变量的二阶及以上滞后项作为工具变量，并纳入被解释变量的滞后项以控制动态面板特性。结果如表 4 所示，ln_Internet 的系数为-0.005，在 5%水平下显著。此外，本模型在 AR (1)和 AR (2)的序列相关性检验，以及 Hansen 过度识别检验均通过。检验结果未能驳回关于工具变量外生性的原假设，这佐证了工具变量有效且模型设定合理。此项发现与基准回归分析及稳健性检验所得出的结论高度吻合，从而进一步验证了假设 H1。

Table 4. Tests for endogeneity
表 4. 内生性检验结果

VARIABLES	(1)
	Theil
<i>L.Theil</i>	0.941*** (0.056)
<i>ln_Internet</i>	-0.005** (0.002)
<i>ln_GDPpc</i>	-0.002 (0.004)
<i>Is</i>	-0.000 (0.000)
<i>Open</i>	0.003

续表

	(0.005)
<i>Edu</i>	0.000
	(0.001)
<i>Gsa</i>	-0.000*
	(0.000)
<i>AR</i> (1)	0.010
<i>AR</i> (2)	0.172
<i>Hansen</i>	0.549
样本数	372

注：AR (1)和 AR (2)分别报告了一阶和二阶序列相关检验的 P 值，Hansen 报告了检验统计量的 P 值。

4.5. 机制分析

本文以农村非农就业和数字普惠金融为中介变量，基于 Baron & Kenny 三步法检验作用机制。如表 5、表 6 所示，数字基建对城乡收入差距的总效应显著为负(列 1)，有力证实数字基础设施建设能够有效缩小城乡间的收入鸿沟，符合中介效应检验的基本要求。分析列(2)和列(3)回归结果可见，非农就业率与数字普惠金融均显著。由此可见，数字基础设施确实通过推动农村劳动力转移和改善金融服务包容性这两条路径发挥积极作用。列(4)(5)分别引入中介变量后，数字基建的直接效应均下降，且两个中介变量均显著为负，表明非农就业与数字普惠金融是有效的传导路径，验证了 H2 和 H3。

从横向来进行比较分析，非农就业呈现更强的中介效应。原因在于劳动力向高生产率部门转移能直接快速提高农民收入，而数字普惠金融的作用需通过较长期的投资与创业过程来实现。

Table 5. Tests for mechanisms

表 5. 机制检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Theil	Nfp	ln_Dfi	Theil	Theil
<i>ln_Internet</i>	-0.0185*** (0.00224)	0.0818*** (0.0128)	0.0966** (0.0411)	-0.0138*** (0.00224)	-0.0175*** (0.00223)
<i>Nfp</i>				-0.0578*** (0.00878)	
<i>ln_Dfi</i>					-0.00983*** (0.00286)
<i>ln_GDPpc</i>	-0.0218*** (0.00609)	0.0881** (0.0349)	-0.156 (0.112)	-0.0167*** (0.00581)	-0.0233*** (0.00602)
<i>Gsa</i>	-0.000564** (0.000240)	0.000709 (0.00137)	0.0249*** (0.00439)	-0.000523** (0.000227)	-0.000319 (0.000247)
<i>Is</i>	0.000447*** (0.000116)	-0.000999 (0.000663)	-0.00606*** (0.00212)	0.000390*** (0.000110)	0.000388*** (0.000115)
<i>Open</i>	-0.0269***	0.0503*	0.285***	-0.0240***	-0.0241***

续表

	(0.00453)	(0.0259)	(0.0831)	(0.00431)	(0.00454)
<i>Edu</i>	0.00267	−0.0140	0.0461	0.00186	0.00313*
	(0.00163)	(0.00935)	(0.0300)	(0.00155)	(0.00162)
常数项	0.417***	−0.638*	4.318***	0.380***	0.459***
	(0.0605)	(0.346)	(1.108)	(0.0574)	(0.0608)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.916	0.769	0.978	0.926	0.919
观测值	403	403	403	403	403

注：***表示在 1%的水平下显著，**表示在 5%的水平下显著，*表示在 10%的水平下显著，括号内为聚类稳健标准误。

4.6. 异质性分析

数字基础设施对城乡居民收入差距的调节效应可能会因地理位置因素而呈现出空间异质性。因此，为深入探究这些潜在影响因素所发挥的作用，本研究依据不同的地区划分，开展异质性分析，结果见下表 6。

按照省份所处的地理位置分为东部、中部、西部三个地区进行回归。如上文所述各区域的城乡收入比趋势对比，我国数字基础设施建设也存在显著的地区差异，东部地区凭借先发优势已基本完成网络覆盖，中西部地区仍处于快速推进阶段。区域发展水平的不均衡使得数字红利在减小城乡居民收入差距时展现出明显的地区差异特征。表 6 的实证结果验证了这一判断，在数字基建趋于饱和的东部地区，凭借其较强的数字技术应用水平和创新水平，当地已然形成了一定规模的数字市场与数字产业，使得数字技术对城乡收入收敛的边际效应趋于弱化，未能通过显著性检验。中部地区作为国家“数字新基建”重点投资区域，回归系数显著为负，具有最为突出的数字基建边际效应。而西部地区虽在 5%水平上效应显著，但受制于地形和环境影响，经济发展水平低，创新动力不足，数字基建人均需投入更多才能产生同等效果。

Table 6. Regional heterogeneity analysis
表 6. 区域异质性分析结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	东	中	西
<i>ln_Internet</i>	−0.00624	−0.0184***	−0.00780**
	(0.00409)	(0.00324)	(0.00342)
<i>ln_GDPpc</i>	−0.0203	0.0241***	−0.0286***
	(0.0126)	(0.00597)	(0.00899)
<i>Gsa</i>	0.000971*	0.000337	0.000430
	(0.000567)	(0.000318)	(0.000310)
<i>Is</i>	0.000255	0.000649***	5.00e−05

续表

	(0.000307)	(0.000102)	(0.000144)
<i>Open</i>	-0.0294***	-0.0200	-0.0210**
	(0.00606)	(0.0148)	(0.00927)
<i>Edu</i>	0.00323	-0.0118***	0.00861***
	(0.00306)	(0.00241)	(0.00177)
常数项	0.299**	0.0447	0.406***
	(0.127)	(0.0597)	(0.0969)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>R</i> ²	0.881	0.977	0.970
观测值	143	104	156

注：***表示在 1%的水平下显著，**表示在 5%的水平下显著，*表示在 10%的水平下显著，括号内为聚类稳健标准误。

5. 结论与政策建议

本文基于 2011~2023 年我国 31 个省级数据面板，构建双向固定效应模型以检验地方政府数字基础设施建设对城乡收入差距的影响，并运用中介效应和异质性分析方法考察两者之间更深层的作用机制。研究结论如下：第一，数字基础设施的持续构建显著促进了城乡居民收入差异的有效收窄。此项结论在经过核心解释变量的替代、样本期的调整以及一系列控制变量的引入等多种稳健性检验后，依然保持其稳健性。同样，基准回归的分析结果也通过了系统 GMM 的内生性检验；第二，机制检验结果表明，数字基础设施可通过促进农村非农就业、普惠金融发展来间接缩小城乡收入差距，其中非农就业的中介效应更为显著；第三，异质性分析结果显示，数字基础设施在缩小城乡收入差距方面展现出的积极效应，在中西部地区以及初始数字化水平相对偏低的区域更为显著。反观东部发达地区，由于其数字基础设施建设已然趋于饱和状态，其边际效应未能通过显著性检验。

基于上述结论，本文提出建议。其一，坚持因地制宜优化数字基建布局，对东部地区侧重数字技术深度应用，对中西部及农村地区侧重基础网络覆盖与特色产业数字基建，避免“一刀切”建设模式。其二，加强农村数字技能培训，联合多元主体提升农民数字素养与互联网应用能力，特别是农村电商、直播带货等新业态技能，帮助农民拓宽非农增收渠道。其三，完善数字金融支持政策，鼓励金融机构开发适配农村特点的数字普惠金融产品，提供信贷支持与支付结算服务，解决农村融资难题，让“金融活水”润泽“田间地头”。

参考文献

[1] 陈银娥, 邹一源, 李鑫. 数字普惠金融对城乡贫富差距的影响研究——基于数字鸿沟的调节效应分析[J]. 宏观经济研究, 2023(10): 4-22+40.

[2] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.

[3] 杨伟涛, 汪慧. 数字基础设施、要素配置效率与现代化产业体系建设[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 118-123.

[4] 匡远配. 我国城乡居民收入差距: 基于要素收入流的一个解释[J]. 农业经济问题, 2013, 34(2): 76-84, 111-112.

[5] 贺雪峰. 区域差异与中国城市化的未来[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 67-74.

- [6] 谢金雨, 周明生. 数字鸿沟对省际城乡收入差距的影响研究[J]. 新金融, 2024(3): 44-50+58.
- [7] 胡莹. 乡村振兴背景下城乡数字鸿沟审视[J]. 中国特色社会主义研究, 2022(4): 60-69.
- [8] 向云, 赵紫轩. 中国共同富裕发展的区域差异测度、来源分解与形成机理[J]. 四川农业大学学报, 2025, 43(1): 259-266.
- [9] 宋美喆, 廖玉玲. 数字基础设施对资源空间错配的影响效应——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 现代管理科学, 2023(5): 152-162.
- [10] Cohen, B., Amorós, J.E. and Lundy, L. (2017) The Generative Potential of Emerging Technology to Support Startups and New Ecosystems. *Business Horizons*, **60**, 741-745. <https://doi.org/10.1016/j.bushor.2017.06.004>
- [11] 顾冬冬. 数字技术赋能高质量充分就业: 作用机理与路径选择[J]. 经济学家, 2025(4): 24-35.
- [12] Garcia-Lazaro, A., Mendez-Astudillo, J., Lattanzio, S., Larkin, C. and Newnes, L. (2025) The Digital Skill Premium: Evidence from Job Vacancy Data. *Economics Letters*, **250**, Article ID: 112294. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2025.112294>
- [13] 赵佳佳, 魏娟, 刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济, 2023(5): 61-80.
- [14] Yamakawa, P., Cadillo, G. and Tornero, R. (2012) Critical Factors for the Expansion of Broadband in Developing Countries: The Case of Peru. *Telecommunications Policy*, **36**, 560-570. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2012.03.004>
- [15] Mukti, I.Y., Iacob, M.E., Aldea, A., Govindaraju, R. and van Hillegersberg, J. (2021) Defining Rural Smartness and Its Impact: A Systematic Literature Review. *Journal of the Knowledge Economy*, **13**, 956-1007. <https://doi.org/10.1007/s13132-021-00736-7>
- [16] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 72-84.
- [17] 陈杨, 常宁. 数字经济对城乡收入差距的影响及对策研究——基于测算的省级数字经济增加值[J/OL]. 计量经济学报, 2025, 5(4): 1172-1198. <https://link.cnki.net/urlid/10.1738.F.20250625.1324.018>, 2025-08-05.
- [18] Duanmu, X., Yu, J., Yuan, X. and Zhang, X. (2025) How Does Digital Infrastructure Mitigate Urban-Rural Disparities? *Sustainability*, **17**, Article No. 1561. <https://doi.org/10.3390/su17041561>
- [19] 《发展经济学》编写组. 发展经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2019: 299-300.
- [20] Niu, G., Jin, X., Wang, Q. and Zhou, Y. (2022) Broadband Infrastructure and Digital Financial Inclusion in Rural China. *China Economic Review*, **76**, Article ID: 101853. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2022.101853>
- [21] 吴志军, 温星星, 孔欣紫. 数字基础设施建设赋能区域协调发展的逻辑机理和经验证据[J]. 经济问题探索, 2025(5): 77-90.
- [22] Mellander, C., Lobo, J., Stolarick, K. and Matheson, Z. (2015) Night-Time Light Data: A Good Proxy Measure for Economic Activity? *PLOS ONE*, **10**, e0139779. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0139779>
- [23] 龙海明, 凌炼, 谭聪杰, 等. 城乡收入差距的区域差异性研究——基于我国区域数据的实证分析[J]. 金融研究, 2015(3): 83-96.
- [24] 包振山, 韩剑, 翁梅, 等. 数字经济如何促进对外贸易高质量发展[J]. 国际经贸探索, 2023, 39(2): 4-20.
- [25] 李聪, 蒋妍. 土地流转与劳动力转移的要素互动对城乡收入差距的影响[J]. 商业研究, 2024(5): 81-93.
- [26] 赵康杰, 付昕昱. 数字基础设施建设影响了城乡收入不平等吗?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2025, 58(1): 33-40.
- [27] 庄赞, 吴自炜. 数字经济赋能长江经济带绿色发展: 机制、异质性及策略[J]. 区域经济评论, 2024(4): 85-93.