

数字基础设施与传统基础设施耦合协调发展的农民增收效应研究*

袁朋伟 刘府旺

[摘要] 数字基础设施作为推动经济高质量发展与产业数字化转型的核心驱动力，其与传统基础设施的协同演化机制对农民收入增长具有重要理论与现实意义。基于耦合协调理论与空间溢出效应视角，构建双系统评价指标体系，综合运用耦合协调度模型与空间杜宾模型，对2012—2022年我国31个省份数字基础设施与传统基础设施的协同发展水平及其农民增收效应进行实证检验。研究发现：(1) 全国耦合协调度呈波动式上升特征，其中东部地区从初步协调向中度协调区间过渡，中部地区则从轻度失调逐步向初步协调过渡，西部地区逐步向轻度失调过渡。(2) 基于双向固定效应模型的实证分析表明，数字基础设施与传统基础设施耦合协调水平的提升对农民收入增长产生显著正向影响，研究结论在经过严格的内生性处理以及多重稳健性检验后，仍然保持统计显著性和理论一致性。异质性检验发现，东部地区数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收的效果比西部地区更为突出；经济发达地区的增收效应要优于经济欠发达地区；政府干预水平高地区农民收入增长的促进作用更为显著；金融发展水平高地区农民收入提升的正向影响更为明显。(3) 空间计量结果表明，耦合协调发展的直接效应与空间溢出效应均显著，证实其通过要素跨域重组与知识技术扩散形成本地、邻域的双重增收机制。

[关键词] 数字基础设施 传统基础设施 耦合关系 农民增收 空间溢出效应

[中图分类号] F321.42；F327 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1009-8461(2025)09-032-23

一、引言

农民增收不仅是解决“三农”问题的关键所在，也是达成共同富裕目标的核心内容。只有农民富起来，城乡差距缩小，中国才真正具备实现共同富裕的条件，有效预防脱贫人口返贫风险，因此建立健全农村可持续发展长效机制，已成为当前学术界和政策研究领域亟待解决的重要课

*作者简介：袁朋伟，济南大学管理科学与工程学院教授；刘府旺，济南大学管理科学与工程学院硕士研究生。

基金项目：山东省社会科学规划研究项目“可信数据空间赋能山东战略性新兴产业链融通创新研究”(25CGL04)。

题。在此背景下，数字化乡村建设与农业智慧化转型正通过重构农产品流通体系、优化资源配置效率，为农村经济发展注入新动能，而传统基础设施升级则为农村生产生活条件改善提供基础支撑。科学厘清数字基础设施与传统基础设施的耦合关系，揭示其交互作用机制及对农民收入的边际影响，有助于强化脱贫攻坚成果的可持续性，缓解城乡发展不平衡问题，并为乡村振兴注入持久动能。现有文献关于农民增收影响因素的研究主要集中于农村产业融合（郭皓和徐珺，2025）、信息化（杜晓燕等，2023）、农村基础设施建设（陈钰莹，2024）及数字基础设施（苏群和邢怀振，2025）等方面。近年来，随着数字技术对农业农村领域的深度渗透，数字基础设施作为新型生产资料的作用日益凸显。现有文献对数字基础设施的研究已形成较为系统的成果，主要体现在两个维度：其一，在测度研究方面，学者基于数字基础设施的概念界定，构建多层次评价指标体系，实现对全国、省域及城市等不同空间尺度的量化评估（郭凯明等，2020），有效弥补该领域测度研究的空白；其二，在应用研究层面，现有成果重点关注数字基础设施与农业、制造业及服务业等传统产业的协同演化机理，并深入阐释其数字化转型的理论依据与实现路径（李青原等，2025）。理论研究表明，传统基础设施作为经济系统的物质载体，其战略地位在经典发展经济学框架中已得到充分论证（张学良，2012）。学者们普遍认同农村基础设施建设具有双重效应：一方面通过改善要素禀赋结构降低生产成本（郭庆旺和贾俊雪，2006），另一方面通过提升全要素生产率增强产业竞争力（刘生龙和周绍杰等，2011）。当前，随着智慧化转型加速，传统基础设施正经历数字化重构。数字基础设施通过数据赋能和网络协同显著提升传统设施运行效率，形成“数字-物理”系统深度融合的新范式（郭凯明等，2020；胡仙芝和刘海军，2022）。然而，既有研究多拘泥于单向影响分析，或聚焦数字设施对传统设施的替代效应，或强调传统设施对数字技术的支撑作用，未能系统揭示二者协同演化的动态机制。特别在农民增收领域，现有文献尚未有效量化基础设施耦合协调的空间溢出效应（踪家峰和李静，2023），导致政策设计缺乏区域协同视角。因此，探究数字基础设施与传统基础设施的协同发展如何通过技术融合、要素重置和空间关联等多元路径促进农民增收（汪鸿波，2023），成为兼具理论创新价值与现实指导意义的重要命题。

有别于现有同类研究，本文的边际贡献主要体现在以下两个方面：一方面，以“数字基础设施-传统基础设施”为研究对象，构建耦合协调评价体系，突破了以往对单一基础设施要素的静态分析；另一方面，综合运用耦合协调度模型与空间杜宾模型，全面评估协同发展水平的农民增收效果及其空间溢出效应，研究具有一定的原创性。据此，本研究不仅为我国巩固脱贫攻坚成果提供理论支撑，还为构建农村可持续发展长效机制提供了实证基础。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 数字基础设施与传统基础设施耦合协调的逻辑机理

当前，关于传统基础设施与数字基础设施耦合协调的研究主要聚焦于理论层面的剖析，多位学者从不同维度揭示二者耦合协调的内在机理与逻辑。

从功能互补的视角来看，数字基础设施通过物联网感知（刘生龙和胡鞍钢，2010）、大数据

分析（周广亮等，2025）和人工智能决策等技术赋能，使传统基础设施运行效率提升 23%~35%（郭凯明等，2020）。典型案例表明，智能交通系统通过数字孪生技术实现信号灯动态调控，可使城市道路通行能力提高 18.6%（胡仙芝和刘海军 2022）。

从协同发展的视角来看，在经济社会发展中，两者共同推动产业升级和转型。数字基础设施的发展催生新的产业形态和商业模式，如电子商务、智能制造等，这些新兴产业的发展又对传统基础设施提出更高要求，如更高效的物流配送需要完善的交通基础设施。同时，传统基础设施的升级改造也离不开数字技术的支持，例如，传统制造业通过数字化转型提升竞争力，需要数字基础设施提供数据传输、分析和处理能力（江永红和赵丹丹，2025）。数字基础设施通过深度嵌入数字技术，不仅增强自身功能，还引领信息技术领域的变革，进而促进整个基础设施结构的优化与调整（宋丹和徐政，2025）。

从历史演进的视角来看，基础设施的耦合协调则是一个“代际跨越”的动态过程。数字基础设施根植于传统基础设施的深厚土壤，二者在时间的推移中不断深化融合，展现出一种动态演化的趋势，共同推动着基础设施体系的进步与发展（潘教峰和万劲波，2020）。

从政策导向的视角来看，政府在推动经济发展的过程中，往往将数字基础设施和传统基础设施的建设统筹规划。一方面，加大对数字基础设施的投入，以提升国家的数字化水平和创新能力；另一方面，持续完善传统基础设施，为经济社会发展提供坚实基础。政策的引导促使两者相互配合，实现耦合协调发展。

从定量研究的视角来看，部分学者基于新旧基础设施的实际发展状况及行业政策导向，构建一套耦合协调评价指标体系，用以量化评估二者的耦合协调程度。相关研究指出，包括财政支出、产业结构等在内的多种因素，均对提升新旧基础设施的耦合协调水平具有显著的促进作用（黄季焜，2022）。这一发现为进一步优化基础设施耦合协调策略提供了有力的数据支撑与决策参考。

2. 农民收入的影响因素研究

在全面建成小康社会的历史背景下，促进农民收入持续快速增长已成为推进全体人民共同富裕进程的核心议题（黄季焜，2022）。基础设施对于农民增收影响因素的研究在数字基础设施和传统基础设施两个维度展开。

在数字基础设施方面，网络基础设施的普及显著提升农村居民人均收入水平，其作用路径主要体现为通过培育创业型经济形态进而促进农民收入增长（李青原等，2025）。数字基础设施为农户提供了更有力的金融支持，进而显著提升农户的经营性收入水平（杨怡等，2022）。此外，优化农业劳动力结构以及完善农业信息化基础设施可以增加农民收入（王定祥等，2023）。

在传统基础设施方面，农村道路基础设施显著促进农民收入增长（刘生龙和周绍杰，2011），能源、交通通信基础设施投资显著促进农民增收（陈银娥等，2012）。提高教育、医疗和农业基础设施水平能降低农村贫困程度，增加农民收入（邹薇和张霖霖，2024）。总之，改善农民生活条件的基础设施能够引导农民从事农业生产，提升农业劳动效率，从而促进农民增收（骆永民等，2020）。

现有文献为阐释中国农村居民收入的影响机制奠定重要理论根基，然而从数字基础设施与传

统基础设施耦合协同发展的维度进行系统分析仍较为匮乏。为此,本研究利用2012—2022年中国省级面板数据(不含港澳台),采用实证分析方法,深入探究两类基础设施的耦合协同效应对农村居民收入的边际影响及其作用机制。

(二) 研究假设

1. 数字基础设施与传统基础设施耦合互动机制分析

在数字经济时代,数字基础设施与传统基础设施的耦合互动成为推动社会经济发展的关键因素。其本质在于两类基础设施通过技术嵌入、要素重组与功能协同形成动态演化关系。从理论框架看,二者遵循“技术融合—系统重构—效能涌现”的演化逻辑(潘教峰和万劲波,2020)。数字基础设施依托数据要素的流动性与网络外部性,突破传统基础设施的物理边界约束,而传统基础设施则为数字技术提供实体载体与场景支撑(Sauer,1997)。这种关系符合系统耦合理论中要素互补性与功能协同性的基本规律,其核心在于通过数据流与物质流的交互重构资源分配逻辑,最终实现经济系统的帕累托改进。现实维度上,二者的协同发展呈现多层次实践路径。

其一,技术融合驱动效率跃迁。数字基础设施通过物联网、云计算、人工智能等技术模块,实现对传统基础设施的智能化赋能。郭凯明等(2020)研究表明,数字技术嵌入可使传统基建运行效率提升23%~35%,典型表现为交通路网的动态调度优化、能源管网的智能监测以及物流仓储的自动化管理(潘教峰和万劲波,2020)。同时,传统基础设施为数字技术提供实体载体,全国高速公路网为5G基站建设提供杆塔资源,使5G网络覆盖成本降低(于施洋等,2024)。这种双向技术渗透形成“数字技术赋能传统基建效能提升,传统基建为数字技术提供场景支撑”的共生模式。

其二,要素重组优化资源配置。传统基础设施的数字化改造打破“数据孤岛”,构建“数据流—物质流—价值流”协同网络。农村公路网集成北斗定位与地理信息系统(GIS)后,农产品冷链运输损耗率下降,而传统能源基础设施与算力网络的耦合布局使单位算力碳排放大幅减少。这种要素跨域重组形成数字资源引导传统要素流动,传统要素保障数字经济运行的协同机制,推动基础设施全要素生产率提升15%~20%(贾真等,2025)。

其三,制度创新催化协同效应。在政策引导下,两类基础设施的规划建设呈现从物理叠加向相互融合的转型特征。财政支出结构与产业政策的适配性调整,推动数字基建向农村地区延伸,同时倒逼传统设施管理机制革新。例如,农村电网智能化改造与分布式光伏的并网政策协同,使偏远地区数字服务覆盖率大幅提升。

2. 数字基础设施与传统基础设施耦合发展水平对农民增收影响的理论分析

研究表明,相较于单一依赖数字基础设施或传统基础设施的发展模式,二者协同演进呈现出显著复合效应:一方面提升系统发展效率与质量,另一方面产生积极的农民收入促进效应。

第一,数字基础设施与传统基础设施的协同作用表现为刺激农村居民消费升级。传统基础设施(如公路、桥梁)的完善大幅缩短农产品流通的物理半径,降低物流成本(连宏萍和韩文静,2025);而数字基础设施的优化升级不仅能够显著降低农产品流通与交易成本,更能赋能农村地区充分发挥其要素禀赋优势,突破地理空间约束,从而促进特色农产品电子商务、乡村旅游等新业态的创新发展。例如,贵州“县县通高速”工程与“黔货出山”电商平台的结合,使得猕猴

桃等农产品运输时效提升 40%，损耗率降低 25%，形成“路网通达加数字赋能”的双向增益机制（王婷等，2023）。

第二，数字基础设施与传统基础设施的耦合发展能够加速经济增长，从而有利于带动农村发展。传统能源设施（如农村电网）为数字设备运行提供基础保障，而 5G 基站依托传统铁塔资源快速布网，催生智慧农业、乡村旅游等新业态。例如，云南依托昆曼公路廊道完善冷链物流体系，同时建设跨境数字贸易平台，带动沿线咖啡种植户年均收入增加，体现“硬联通”与“软连接”的协同效应（曾博，2024）。

第三，数字基础设施与传统基础设施的耦合协调发展通过重构农村金融生态与创新公共服务供给模式，形成促进农民增收的制度性突破（Li et al., 2022）。基于金融地理学视角，传统物理金融网点（如农村信用社、邮政储蓄）的空间可达性与数字支付网络的渗透率存在显著互补性（杨怡等，2022；李礼，2022）。研究发现，县域道路密度每提升 10%，金融服务覆盖率可提高 7.2%，而移动支付渗透率每增长 1 个百分点，农户信贷可得性提升 3.5%（祝嘉良等，2022）。农村金融物理网点与移动支付网络的互补，既保留线下服务可及性，又通过大数据风控拓宽信贷覆盖面。

基于上述分析提出如下假设。

假设 1：数字基础设施与传统基础设施耦合协调能够显著促进农民增收。

3. 数字基础设施与传统基础设施耦合协调空间溢出效应理论分析

新经济增长理论揭示，开放经济体的增长动能不仅源自内生要素积累，更通过空间交互产生外源性动力，这种跨域协同效应在基础设施耦合发展中尤为显著（王铮等，2005）。数字基础设施与传统基础设施的耦合协调有效突破传统经济活动的时空约束，强化区域间的信息交互与要素配置效率，拓展经济活动的空间外溢效应与产业关联深度。这种协同效应不仅促进本地经济增长，还通过空间溢出机制对邻近区域的农民收入产生显著的辐射带动作用。其影响效用主要体现在三方面。

其一，技术溢出效应——传统基础设施构成物理连接助力技术加速外溢。从作用机制看，公路、铁路等传统设施通过三方面促进技术外溢：一是降低要素流动成本，使人才、设备等创新载体实现跨区域高效配置；二是拓展知识传播半径，实证研究表明省际公路密度每增加 10%，技术溢出半径可扩展 23 公里；三是形成创新协同网络，长三角地区高铁通车后专利联合申请量年均大幅增长即是明证（张学良，2012；孙伟增等，2022）。

其二，技术扩散效应——当数字基础设施与传统基础设施实现深度耦合，技术扩散效应得以转化释放。一方面，数字技术通过优化传统基础设施的运行效率，降低技术应用的门槛和成本，使得更多农户和企业能够接触并采纳先进的农业生产技术（李青原等，2025）；另一方面，传统基础设施的智能化升级又进一步激发数字基础设施的应用潜力，促进技术创新与迭代。这种良性循环，加速技术从研发到应用的转化过程，推动农业生产方式的根本性变革。

其三，模式示范效应——传统公共服务设施与数字系统结合形成可复制的区域发展模板。具体而言，传统基础设施为数字经济发展提供三重基础支撑：一是依托交通枢纽布局数据中心可降低能源传输损耗；二是利用市政管网搭载物联网设备使智慧城市改造成本降低；三是传统基建积

累的工程数据为数字孪生建模提供训练样本。反观数字基础设施，其通过智能算法优化传统基建的全生命周期管理，可使工程设计变更减少、工期缩短（元茹静和钞小静，2024）。这种双向赋能机制在“东数西算”工程中已形成“贵阳模式”“中卫经验”等典型样板，可在全国范围内复制推广。

基于上述分析提出如下假设。

假设2：数字基础设施与传统基础设施耦合协调不仅有助于提高本地农民收入水平，还存在空间溢出效应，即对周边省份农民收入提高也有显著的正向效应。

三、研究方法

（一）指标体系构建与数据说明

根据现有政策，本文主要从能源、供水设施、环卫设施、交通设施方面，构建传统基础设施评价指标体系。稳定的能源供水可以支持农村地区的农业生产、农村工业和服务业的发展，这些产业的发展可以创造就业机会。良好的环卫设施可以改善农村环境，减少疾病传播，提升农村居民的生活质量。交通设施的完善可以降低农村地区的运输成本，促进农产品的销售和农村工业的发展，交通便利还可以吸引更多的游客，发展乡村旅游，增加农民收入。

从数字基础设施投入、数字基础设施产出和数字基础设施应用方面，构建数字基础设施评价指标体系。数字基础设施的投入可以改善农村地区的信息化水平，为农村居民提供更多的经济机会和公共服务。数字基础设施的高效运行可以提升农村地区的信息化服务水平，支持农村电商、智慧农业等新兴业态的发展。数字基础设施的广泛应用可以改善农村居民的生产生活条件，提升农业生产效率，拓展销售渠道，增加农民收入。

本研究采用熵权法测算各评价指标的权重系数，通过系统要素的加权整合构建综合评价模型，从而实现数字基础设施与传统基础设施协同发展水平的量化测度（具体见表1）。

表1 传统基础设施与数字基础设施评价指标体系

子系统	层面指标	基础指标	指标说明	权重
传统基础设施	能源及供水设施	电力建设及维护	电力消费量(亿千瓦时)	0.079
		燃气设施	燃气建设固定资产投资(万元)	0.145
		集中供水设施	供水建设固定资产投资(万元)	0.113
	环卫设施	污水处理	污水处理建设固定资产投资(万元)	0.183
		垃圾处理	垃圾处理建设固定资产投资(万元)	0.211

(续表)

子系统	层面指标	基础指标	指标说明	权重	
数字基础设施	交通设施	新型厕所设施	城市每万人拥有公共厕所数量(座)	0.036	
		道路及桥梁建设	道路桥梁建设固定资产投资(万元)	0.092	
		道路更新与维护	建制镇本年更新改造道路长度(公里)	0.142	
		光缆密度	长途光缆线路长度/行政区域面积	0.149	
	数字基础设施投入	人均互联网宽带接入端	互联网宽带接入端口/总人口	0.103	
	数字基础设施产出	相关从业人员	信息传输、计算机服务和软件业城镇单位从业人员占比	0.260	
			电信业务收入	电信业务综合收入/总人口	0.076
		数字基础设施应用	移动电话普及率	移动电话用户数/总人口	0.067
			互联网普及率	互联网宽带接入用户数/总人口	0.093
			有线电视入户率	有线广播电视实际用户数与各省份户数的比值	0.129
每家电商企业平均销售额			电子商务销售额与有电子商务交易活动的企业数的比值	0.124	

(二) 数据来源

本研究以 2012—2022 年中国 31 个省级行政区(不含港澳台地区)的数据作为样本,原始数据主要来源于国家统计局发布的《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》及各省份统计年鉴。

(三) 变量说明

本文的主要变量及说明如表 2 所示。

表2 变量设定与说明

变量类型	具体指标	符号	指标含义
被解释变量	农村居民收入	<i>rndi</i>	农村居民人均可支配收入
解释变量	数字基础设施与传统基础设施耦合系数	<i>ohxt</i>	数字基础设施与传统基础设施耦合协调度D
	城镇化水平	<i>urb</i>	城镇人口占常住人口比重
控制变量	产业结构	<i>ind</i>	第一产业产值 / 三次产业产值总量
	教育水平	<i>edu</i>	财政支出中教育支出占比
	农村劳动生产率	<i>rur</i>	第一产业增加值 / 第一产业从业人员总数
	人均经济增长率	<i>rjgdp</i>	人均GDP增长率

1. 被解释变量

农村居民收入 (*rndi*) 用农村居民可支配收入衡量, 指农村家庭在完成生产要素成本扣除和收入再分配调节后可供自由支配的净收入。其核算方法为: 从家庭总收入中依次扣除经营性成本、税费支出、固定资产折旧、资本性支出、转移性支出及统计调查补贴等项目后的净值。

2. 核心解释变量

本文采用熵值法测算数字基础设施与传统基础设施的耦合协调发展水平, 并利用耦合协调度模型测算数字基础设施与传统基础设施的耦合协调度, 详细指标构建过程见表1。

3. 控制变量

为了对影响农民收入的潜在因素进行控制, 避免变量之间存在共线性, 本文引入以下控制变量。一是城镇化水平 (*urb*), 用城镇人口占常住人口比重衡量。城镇化有利于提高居民消费水平, 消费升级对农民增收具有一定促进作用。二是产业结构 (*ind*), 用第一产业产值 / 三次产业产值总量衡量。产业结构的调整促进了农业与工业、服务业的深度融合, 如农产品加工业、农村旅游业等的发展, 为农民提供更多的就业机会和增收途径。三是教育水平 (*edu*), 用财政支出中教育支出占比衡量, 受过良好教育的农民在就业市场上具有更强的竞争力, 能够获得更好的就业机会和更高的薪酬待遇, 从而增加农民收入。四是农村劳动生产率 (*rur*), 用第一产业增加值 / 第一产业从业人员总数衡量, 农村劳动生产率的提高意味着单位劳动力能够创造更多的农业增加值, 从而直接增加农民收入。五是人均经济增长率 (*rjgdp*), 用人均地区生产总值 (GDP) 增长率衡量。人均经济增长率的提高意味着国民经济的快速发展和人民生活水平的普遍提高, 在经济快速增长的背景下, 农民的收入水平也会相应提升。

(四) 耦合协调度模型构建

1. 双系统耦合度计算

在模型设定中, E_i 和 L_i 分别表示数字基础设施与传统基础设施的综合评价指数; ε 是调节

参数，基于本研究构建的双指标体系特征，本文取 $\varepsilon=2$ （王婷等，2023）。

$$C_{it} = \left[\frac{E_{it}L_{it}}{\{(E_{it}+L_{it})/2\}^2} \right]^\varepsilon \quad (1)$$

2. 双系统的耦合协调度计算

双系统的耦合协调度计算方法如式（2）所示。其中， $T_{it} = \alpha E_{it} + \beta L_{it}$ ，表示数字基础设施与传统基础设施的综合协调发展程度； α 和 β 分别表示两类基础设施发展水平的权重系数，基于研究假设中二者具有同等重要性，本研究设定 $\alpha = \beta = 0.5$ 。

$$D_{it} = \sqrt{C_{it} \cdot T_{it}} \quad (2)$$

数字经济与流通产业的协调等级划分见表 3。

表 3 数字经济与流通产业耦合协调度等级划分

耦合协调度	等级	耦合协调度	等级
$0 \leq D \leq 0.2$	严重失调	$0.5 < D \leq 0.6$	初步协调
$0.2 < D \leq 0.4$	中度失调	$0.6 < D \leq 0.8$	中度协调
$0.4 < D \leq 0.5$	轻度失调	$0.8 < D \leq 1$	高质协调

（五）空间自相关模型

本文采用 Moran's I 指数进行全局空间自相关分析，其具体计量表达式如下。

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

其中， W_{ij} 表示省份 i 和 j 之间的空间权重。当 Moran's I 指数显著大于零时，表明研究要素存在显著的空间正相关关系，且指数值越大，空间集聚效应越显著。显著性检验公式如下。

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (4)$$

其中， $E(I)$ 为 Moran's I 的期望值， $VAR(I)$ 为 Moran's I 的方差。

（六）回归分析法

鉴于空间杜宾模型是空间计量模型的一般化形式，本文构建空间计量模型见式（5）。

$$\begin{cases} \ln p_{it} = \rho \sum_{i=1}^n W_{ij} \ln p_{it} + \beta \ln D_{it} + \sum_{i=1}^n \eta_i \ln X_{it} + \delta \sum_{i=1}^n W_{ij} (D_{it} + X_{it}) + \varepsilon_{it} + \mu_i + \gamma_t \\ \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{i,j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{it} + \varphi \end{cases} \quad (5)$$

其中， p_{it} 反映农村居民收入； D_{it} 代表两基础设施的耦合协调度； X_{it} 为控制变量集合； β 、 η 为被解释变量边际效应系数； ρ 反映被解释变量的空间自回归系数； λ 为误差项的空间依赖性； δ 表示解释变量的空间溢出系数； W_{it} 为邻接空间权重； φ 表示服从正态分布的随机误差项； ε_{it} 为随机误差项； μ_t 为空间效应； γ_t 为时间效应。

四、实证研究

(一) 数字基础设施与传统基础设施测度分析

图 1 报告了我国 31 个省份数字基础设施综合评价指数。可以看出，我国数字基础设施在发展过程中呈现出极为显著的区域差异特征，“数字鸿沟”问题较为严峻。北京、上海、浙江、广东等地区的数字基础设施建设成果斐然，其发展水平远远超越全国（未含港澳台地区，下同）平均水准；与之形成鲜明对比的是，其他大部分地区的数字基础设施发展相对滞后。从区域层面进一步剖析，东部和中部地区数字基础设施发展态势波动明显，而西部地区则呈现出相对稳定的发展态势，且自 2012 年以来，每年均保持一定程度的增长。

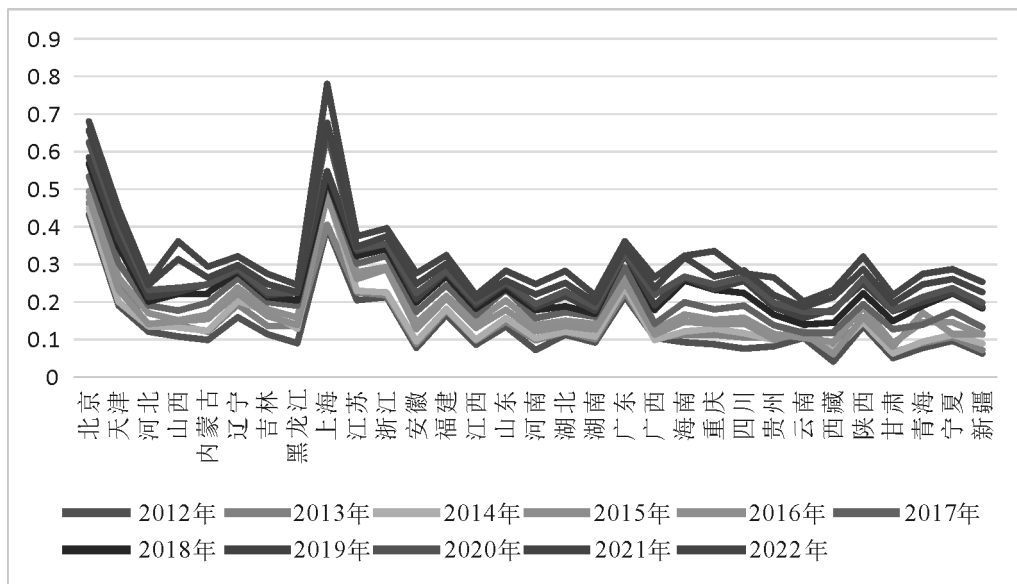


图1 2012—2022年各省份数字基础设施综合评价指数发展趋势

在传统基础设施发展方面，我国各地区之间也存在一定程度的差异。由图 2 可见，多数省份的传统基础设施发展水平呈现出先波动上升而后波动下降的趋势。2018 年，各地区产业发展形势良好，传统基础设施建设也随之达到阶段性的高峰；然而，自 2019 年起，受新冠疫情的冲击，各地区的经济发展受到不同程度的影响，基础设施建设进程受阻，进而导致传统基础设施发展水平出现下滑趋势。

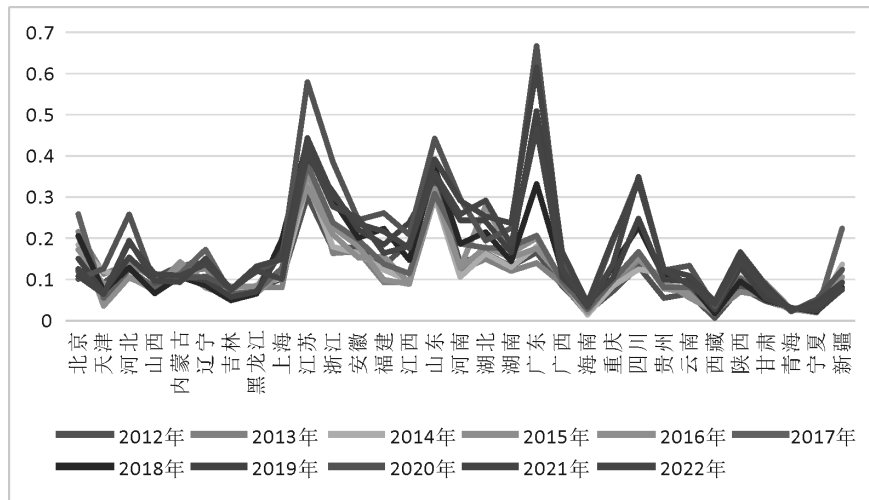


图2 2012—2022年各省份传统基础设施综合评价指数发展趋势

(二) 数字基础设施与传统基础设施耦合协调发展分析

如图3所示，基于全国层面的分析表明，2012-2022年间我国数字基础设施与传统基础设施的耦合协调度呈现显著但渐进式的提升趋势，其演进过程具有明显的阶段性波动特征；同时，在这一发展进程中，区域间存在显著的异质性特征，且表现出明显的两极分化趋势。具体而言，东部地区依托其优越的基础条件、成熟的商业模式以及完善的产业生态，在数字基础设施与传统基础设施的耦合协调发展方面表现卓越，该地区部分区域的耦合协调度已基本达到中度协调水平，为全国提供了先进的发展范例；与之形成鲜明对比的是，中西部地区在这方面的耦合协调度明显偏低，大多处于失调区间。不过，值得关注的是，从区域比较来看，中西部地区的耦合协调度呈现加速提升态势。具体而言，中部地区较2012年水平显著增长39.63%，实现了从中度失调到轻度失调的阶段性跨越；而西部地区的增速尤为突出，在三大区域中居于领先地位，相比2012年上升了51.22%。

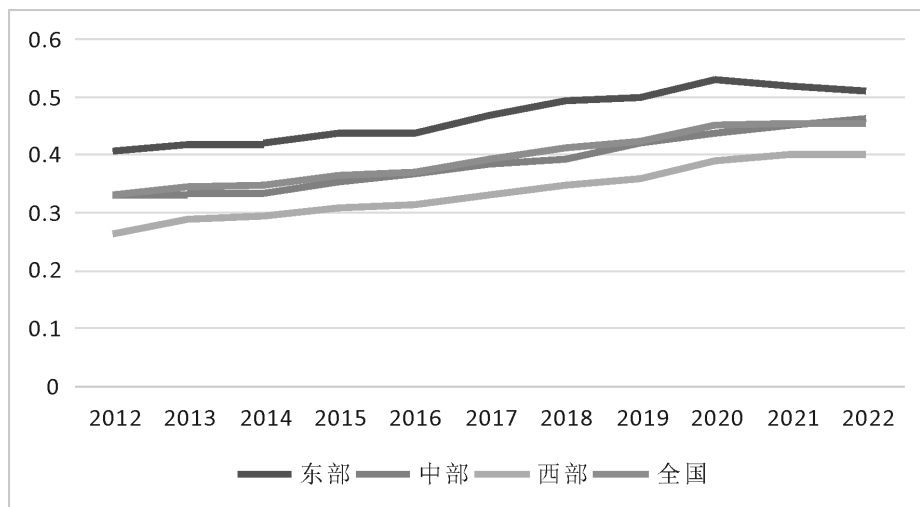


图3 数字基础设施与传统基础设施耦合协调度发展趋势

如表4所示,我国数字基础设施与传统基础设施总体耦合协调程度较好。东部地区优势显著,江苏耦合协调度在2012—2022年期间整体表现突出,其耦合协调度自2012年逐年上升,到2020年达到0.667,处于中度协调向高质协调迈进的阶段。北京、上海、浙江、山东、广东等省份的耦合协调度紧随江苏之后,已于2016年率先进入初步协调阶段,并保持稳定发展态势。中部地区的山西、吉林、黑龙江、江西耦合协调度在2012—2022年期间多处于中度失调状态,但呈现逐步改善趋势。其中,山西耦合协调度比2012年的耦合协调度增长11.04%,向轻度失调转变;辽宁则是耦合协调度上升幅度最小的省份,仅增长6.01%。西部地区大部分省份耦合协调度较低,如西藏在2012—2022年多处于严重失调状态,不过其耦合协调度较2012年增长83.84%,成效明显;四川虽处西部地区,但是其耦合协调度已超过中部地区均值。值得注意的是,内蒙古、广西、重庆等西部省域(共计10个省级行政区)的耦合协调度普遍处于轻度至中度失调区间,显示出明显的区域发展不平衡特征。其中,重庆、贵州、甘肃、新疆耦合协调度较2012年分别增长35.91%、33.80%、33.98%和32.49%,增长态势良好。

表4 2012—2022年中国省域数字基础设施与传统基础设施耦合协调度

地区	省份	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
东部	北京	0.476	0.562	0.536	0.537	0.565	0.610	0.585	0.545	0.501	0.516	0.541
	天津	0.363	0.410	0.393	0.378	0.312	0.359	0.397	0.400	0.476	0.407	0.412
	河北	0.362	0.370	0.347	0.348	0.366	0.393	0.401	0.426	0.495	0.467	0.469
	辽宁	0.387	0.395	0.376	0.381	0.372	0.462	0.393	0.409	0.420	0.460	0.458
	上海	0.449	0.426	0.475	0.539	0.491	0.510	0.568	0.552	0.560	0.564	0.530
	江苏	0.499	0.545	0.526	0.539	0.562	0.581	0.612	0.605	0.667	0.626	0.627
	浙江	0.438	0.434	0.448	0.495	0.508	0.527	0.563	0.577	0.608	0.581	0.575
	福建	0.386	0.358	0.387	0.425	0.383	0.428	0.495	0.477	0.521	0.506	0.480
	山东	0.464	0.458	0.466	0.486	0.506	0.518	0.544	0.542	0.578	0.563	0.564
	广东	0.434	0.421	0.455	0.459	0.488	0.496	0.575	0.640	0.684	0.678	0.641
中部	海南	0.209	0.205	0.205	0.236	0.260	0.272	0.306	0.327	0.305	0.342	0.324
	山西	0.326	0.346	0.312	0.328	0.340	0.345	0.348	0.385	0.384	0.418	0.450
	吉林	0.306	0.306	0.323	0.341	0.321	0.337	0.320	0.335	0.364	0.370	0.378
	黑龙江	0.290	0.324	0.325	0.325	0.321	0.341	0.340	0.355	0.406	0.416	0.415
	安徽	0.344	0.349	0.353	0.374	0.402	0.430	0.447	0.463	0.484	0.491	0.513
	江西	0.358	0.307	0.314	0.330	0.339	0.371	0.405	0.463	0.452	0.438	0.446
	河南	0.317	0.330	0.323	0.353	0.366	0.414	0.427	0.461	0.490	0.503	0.503
	湖北	0.369	0.367	0.375	0.395	0.453	0.418	0.449	0.477	0.459	0.502	0.536
	湖南	0.332	0.332	0.344	0.373	0.391	0.412	0.395	0.414	0.452	0.466	0.448

(续表)

地区	省份	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
西部	西藏	0.126	0.208	0.197	0.193	0.198	0.231	0.222	0.264	0.279	0.317	0.313
	内蒙古	0.339	0.346	0.354	0.385	0.382	0.388	0.394	0.405	0.399	0.397	0.423
	广西	0.306	0.311	0.317	0.330	0.333	0.342	0.383	0.377	0.428	0.446	0.426
	重庆	0.281	0.311	0.323	0.345	0.350	0.365	0.419	0.396	0.467	0.481	0.463
	四川	0.316	0.353	0.347	0.384	0.402	0.422	0.475	0.502	0.550	0.555	0.557
	贵州	0.259	0.321	0.326	0.314	0.308	0.325	0.365	0.369	0.394	0.406	0.425
	云南	0.288	0.289	0.290	0.284	0.291	0.314	0.338	0.351	0.390	0.378	0.363
	陕西	0.322	0.318	0.351	0.360	0.364	0.375	0.382	0.423	0.443	0.468	0.467
	甘肃	0.221	0.251	0.240	0.284	0.302	0.297	0.295	0.311	0.341	0.362	0.353
	青海	0.218	0.225	0.223	0.265	0.253	0.257	0.278	0.281	0.263	0.282	0.295
	宁夏	0.216	0.222	0.224	0.218	0.235	0.244	0.266	0.273	0.333	0.329	0.315
	新疆	0.263	0.308	0.333	0.330	0.344	0.415	0.348	0.346	0.395	0.380	0.371

(三) 描述性统计

表 5 为主要变量的描述性统计结果。结果表明, 样本农民增收对数的均值为 4.339, 最大值为 10.590, 最小值为 8.413, 标准差为 0.408; 此外, 数字基础设施与传统基础设施耦合协调度的均值为 0.396, 最大值为 0.684, 最小值为 0.126, 标准差为 0.102。这说明我国各省份的耦合协调度差异较大, 这为本文研究的必要性提供现实条件。

表 5 变量描述性统计

Variable	N	Mean	SD	Max	p75	p50	p25	Min
<i>rndi</i>	341	9.490	0.408	10.590	9.766	9.469	9.216	8.413
<i>ohxt</i>	341	0.396	0.102	0.684	0.463	0.383	0.325	0.126
<i>urb</i>	341	0.598	0.127	0.896	0.662	0.588	0.518	0.229
<i>ind</i>	341	0.166	0.0873	0.470	0.210	0.161	0.112	0.006
<i>edu</i>	341	0.163	0.0342	0.537	0.182	0.164	0.141	0.099
<i>rur</i>	341	0.380	0.268	1.213	0.562	0.348	0.156	0.012
<i>rjgdp</i>	341	1.076	0.058	1.291	1.107	1.084	1.052	0.749

(四) 基准回归分析

表 6 展示了数字基础设施与传统基础设施耦合对农民增收影响的基准回归结果, 旨在探究二

者耦合协调度与农民增收之间的关系，并通过逐步引入控制变量和固定效应，深入分析各因素对回归结果的影响，以验证研究假设。在模型设定上，表6第一列为未控制任何控制变量及各固定效应的回归结果，在1%的显著性水平下通过检验。这初步表明，在不考虑其他因素干扰的情况下，数字基础设施与传统基础设施耦合对农民增收具有明显的正向促进作用。表6第2列到第3列，研究逐步加入城镇化水平、产业结构、教育水平、农村劳动生产率、人均经济增长率等控制变量，并控制各固定效应。结果显示，在加入这些控制变量后，数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收的回归结果的显著性均通过检验。这意味着在考虑多种可能影响农民收入的因素后，数字基础设施与传统基础设施耦合对农民增收的促进作用依然显著，验证了数字基础设施与传统基础设施耦合可以明显增加农民收入这一假设，假设1得证。

表6 基准回归检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>rndi</i>	<i>rndi</i>	<i>rndi</i>
<i>ohxt</i>	3.113 ^{***}	1.471 ^{***}	0.172 [*]
	(8.753)	(3.181)	(2.022)
控制变量	NO	YES	YES
Constant	8.259 ^{***}	0.985	6.925 ^{***}
	(58.307)	(0.955)	(12.476)
样本量(个)	341	341	341
R-squared	0.600	0.845	0.995
时间固定效应	NO	NO	YES
个体固定效应	NO	NO	YES

注：1) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；2) 括号内为括号内为 t-value，下同。

(五) 内生性与稳健性检验

1. 系统广义矩估计(GMM)法

数字基础设施与传统基础设施耦合协调推动了农村居民收入的提高；反之，农村居民收入的提高也可能促进数字基础设施与传统基础设施耦合协调。因此，实证模型中可能存在双向因果关系。本研究采用系统广义矩估计方法进行参数估计，以有效克服弱工具变量问题和异方差性对估计结果可能产生的偏误，以识别数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农村居民收入的净效应。如表7第1列，Hansen 检验效率值大于 0.1 且小于 0.25，AR(1) 检验效率值小于 0.1，AR(2) 检验效率值大于 0.1，接受工具变量有效且不存在二阶自相关的假设，说明此处所选的工具变量是可取的。使用工具变量时，数字基础设施与传统基础设施耦合协调的参数估计结果并未发生明

显改变，说明数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农村居民收入的影响效果仍然稳健。

2. 稳健性检验

第一，考虑滞后性，数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农村居民收入增长的影响可能存在短期滞后性，故此处将滞后一期和滞后二期的数字基础设施与传统基础设施耦合协调度代入回归模型中进行检验。在表 7 第 2 列和第 3 列中，当滞后一期和滞后二期农村居民收入作为被解释变量时，数字基础设施与传统基础设施耦合系数均显著为正，这表明在滞后一期和二期的数字基础设施与传统基础设施耦合协调度后，基准结论依然稳定。

第二，为控制潜在估计偏差，本研究基于以下考量对样本进行筛选：鉴于直辖市在区位特征、社会经济结构及政策支持等方面存在系统性差异，故将其视为特殊样本予以剔除，并进行稳健性检验。结果如表 7 第 4 列所示，数字基础设施与传统基础设施耦合系数显著为正，数字基础设施与传统基础设施耦合系数为 1.6123，P 小于 0.05，结果证实研究结论的稳健可靠性。

第三，排除异常值的影响。为排除异常值影响，本文对农村居民收入、数字基础设施与传统基础设施耦合系数、城镇化水平、产业结构、教育水平、农村劳动生产率、人均经济增长率变量进行 1% 的缩尾处理，然后再进行基准回归（陈钰莹，2024）。结果如表 7 第 5 列所示，农民收入系数仍然显著为正，第 5 列中数字基础设施与传统基础设施耦合系数为 1.3921，P 小于 0.05。这表明即便在排除异常值影响的情况下，数字基础设施与传统基础设施的耦合协调发展对农民增收仍具有显著的促进作用，有力地证实研究结论的稳健性。

第四，更换核心解释变量的测度方法。为进一步验证研究结论的稳健性，本研究采用罗振豪和汪延明（2024）提出的农民人均消费支出作为农民增收的替代测度指标，对基准回归模型进行重新估计。该方法通过考察农民实际消费能力的变化，更全面地反映数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农村居民生活水平提升的综合影响。替换核心解释变量后，表 7 第 6 列的回归分析表明，数字与传统基础设施的协同发展程度（耦合协调度 = 0.4578， $P < 0.01$ ）对农户收入增长具有统计显著的正向影响。值得注意的是，当采用消费支出作为收入的替代变量时，该促进效应依然稳健存在，由此进一步验证两类基础设施协同发展对农村居民福利改善的积极作用。

表 7 系统GMM法及稳健性检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>rndi</i>	<i>rndi</i>	<i>Rndi</i>	<i>rndi</i>	<i>rndi</i>	<i>rjxfzc1</i>
<i>ohxt</i>	1.161*			1.612**	1.392**	0.458***
	(1.740)			(-2.195)	(-2.558)	(-3.402)
<i>L.ohxt</i>		0.129*				
		(-1.795)				
<i>L2.ohxt</i>			0.108*			
			(-1.862)			

(续表)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>mdi</i>	<i>mdi</i>	<i>Rmdi</i>	<i>mdi</i>	<i>mdi</i>	<i>rjxfzc1</i>
<i>L.mdi</i>	0.825*** (19.352)					
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	1.832*** (3.967)	7.379*** (-15.529)	7.492*** (-15.604)	8.430*** (-15.963)	8.362*** (-16.836)	8.761*** (-29.026)
样本量(个)	310	310	279	297	341	341
R-squared	—	0.998	0.997	0.860	0.886	0.986
时间固定效应	NO	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	NO	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.028					
AR(2)	0.888					
Hansen test	0.182					

(六) 异质性检验

按东部地区和中西部地区两部分来分析数字基础设施与传统基础设施耦合对农民增收的影响。实证结果如表 8 所示，对于东部地区而言，数字基础设施与传统基础设施耦合协调未对农户收入增长产生显著正向效应；对于中西部地区而言，数字基础设施与传统基础设施耦合系数为 0.220，在 10% 显著水平下对经济发达地区农民增收具有积极影响。这种区域差异可能源于东西部发展基础与资源禀赋的不同：东部地区基础设施完备，产业成熟，农民非农收入占比高，数字与传统基础设施的进一步耦合难以显著拉动农民增收；而中西部地区因基础设施薄弱，数字与传统基建的结合能有效降低农产品流通成本，助力特色农产品销售，同时降低农民获取信息门槛，提升农业生产效率，从而显著促进农民增收。

按经济水平（以人均 GDP 衡量）划分为经济发达地区和经济欠发达地区，从两类地区的角度考察区域异质性（苏群等，2023）。实证结果如表 8 所示，第 4 列中，数字基础设施与传统基础设施耦合在 5% 显著水平下对两地区农民增收具有积极影响，然而，对于经济发达地区的农民增收效果不佳。究其原因，可能是由于经济发达地区产业结构高度多元化，农民收入来源广泛，数字与传统基础设施的耦合效应在复杂的经济体系中被稀释；而基础设施相对薄弱的欠发达地区，数字与传统基础设施的耦合能够有效降低交易成本，改善农产品流通效率，促进农村电商等新业态的发展，从而直接推动农民增收。

表8 区位与经济发展水平异质性检验结果

指标	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	经济发达地区	经济欠发达地区
<i>ohxt</i>	0.118 (1.280)	0.220* (1.962)	0.079 (0.686)	0.299** (2.320)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	6.497*** (13.596)	5.909*** (37.785)	5.525*** (12.375)	6.133*** (45.406)
样本量(个)	143	198	154	187
R-squared	0.841	0.963	0.864	0.962
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES

按政府干预水平（以“财政支出/地区生产总值”衡量）划分为政府干预水平高地区和政府干预水平低地区（冀福俊，2024），从政府干预水平高地区和政府干预水平低地区两个角度考察数字基础设施与传统基础设施耦合对农民增收影响的区域异质性。实证结果表9所示，从第1列的实证结果来看，在政府干预水平低的地区，数字基础设施与传统基础设施的耦合协调对农民增收呈现出的积极影响较弱；而在第2列中，政府干预水平高的地区，二者耦合对农民增收的影响系数为正，且在5%的显著水平下对农民增收具有积极作用。这一差异源于政府资源调配能力的不同：政府干预水平低的地区，因财政投入不足、规划缺失，数字与传统基建耦合对农民增收的正向作用受限；而干预水平高的地区，凭借充足的财政支持与科学规划，既能保障基建项目落地，又能通过政策引导社会资本参与、开展技能培训，精准对接农民需求，充分释放基建耦合的增收潜力。因此，强化政府资源配置与政策引导，是推动农民增收的关键。

按金融发展水平（以“金融机构存贷款之和/GDP”衡量）划分为金融发展水平高地区和金融发展水平低地区（马堃等，2024），从金融发展高地区和金融发展低地区两个角度考察数字基础设施与传统基础设施耦合对农民增收影响的区域异质性。实证结果如表9所示，第4列的实证结果显示，在金融发展高地区，数字基础设施与传统基础设施耦合在5%的显著水平下对农民增收具有积极影响；在金融发展水平低地区，二者耦合对农民增收的影响弱于前者。这充分说明，数字基础设施与传统基础设施耦合对农户收入增长的促进效应存在显著的金融发展水平门槛特征，对金融发展水平高地区农民收入提升的正向影响更为突出。这一差异主要归因于金融资源支撑能力的不同：金融发展水平高的地区，资金供给充裕、信贷服务便捷，能为基础设施建设提供充足资金，也便于农民获取创业、生产资金，充分发挥数字与传统基建耦合的增收效应；而金融发展水平低的地区，并未表现出同等优势。因此，加强农村金融体系建设、提升金融服务水平，

也是增强两类基建耦合促农增收效果的重要途径。

表9 政府干预水平与金融发展水平异质性检验结果

指标	(1)	(2)	(3)	(4)
	政府干预水平低地区	政府干预水平高地区	金融发展水平低地区	金融发展水平高地区
<i>ohxt</i>	0.259 [*] (1.871)	0.243 ^{**} (2.266)	0.220 [*] (1.904)	0.296 ^{**} (2.366)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	5.536 ^{***} (23.742)	6.304 ^{***} (24.340)	5.755 ^{***} (29.501)	6.209 ^{***} (20.653)
样本量(个)	144	197	171	170
R-squared	0.968	0.877	0.968	0.846
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES

(七) 数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收的空间溢出效应

基于空间计量分析方法,本研究对2012—2022年我国数字基础设施与传统基础设施协同发展及其对农民收入影响的空间效应进行实证检验。表10的Moran's I检验结果显示:耦合协调度与农民收入的Moran's I指数均显著为正($P < 0.05$),强烈拒绝空间随机分布的原假设。这一结果表明,两类基础设施的协同发展及其收入效应在我国省级层面存在显著的空间依赖特征。因此,在后续分析中必须充分考虑其空间溢出效应。

表10 2012—2022年数字基础设施与传统基础设施耦合协调度的全局自相关检验结果

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Moran's I	0.436	0.338	0.289	0.325	0.229	0.237	0.372	0.340	0.284	0.258	0.238
Z	3.958	3.174	2.721	3.025	2.214	2.278	3.395	3.132	2.681	2.452	2.274

根据表11的检验结果,空间杜宾模型(SDM)的适用性得到充分验证:Wald和似然比检验统计量(SAR:Wald=48.48, LR=46.44; SEM:Wald=53.39, LR=55.24)均在1%显著性水平上拒绝原假设;此外, Hausman 检验结果支持采用固定效应模型。因此,本研究最终选择空间杜宾固定效应模型进行参数估计和机制分析。

表11 模型检验

指标	rdi	结论
LR_SAR	46.44 ^{***}	SDM
LR_SEM	55.24 ^{***}	SDM
Wald_SAR	48.48 ^{***}	SDM
Wald_SEM	53.39 ^{***}	SDM
Hausman	25.00 ^{***}	FE

空间滞后项的引入扩展了模型的空间关联结构，其估计结果同时包含两种作用机制：一是对本地区因变量的直接影响效应；二是通过空间传导机制对邻近区域产生的空间溢出效应。运用空间杜宾模型，进而得到数字基础设施与传统基础设施耦合协调水平对农民增收的直接效应、间接效应和总效应，如表 12 第 3 列所示。在控制时间和个体固定效应之后，数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收直接效应在 5% 的水平下通过显著性检验，表明数字基础设施与传统基础设施耦合协调协同发展通过优化本地资源配置、提升农业生产效率等途径直接促进农民增收；数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民收入间接效应的影响系数也为正，这说明数字基础设施与传统基础设施耦合协调的发展不仅显著提升本地区农户收入水平，同时通过空间溢出机制对邻近区域农户收入产生正向辐射作用。两者叠加形成总效应在 5% 水平下显著，进一步印证数字基础设施与传统基础设施的融合对区域农民增收的全局性推动作用。综上，数字基础设施与传统基础设施的耦合协调不仅通过本地化效应促进农民增收，还通过空间溢出效应形成区域协同发展格局，从而对于假设 2 的成立提供有力的证明。

表12 空间效应结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>rdi</i>	<i>rdi</i>	<i>rdi</i>
<i>ohxt</i>	0.193 ^{***} (2.604)	0.136 [*] (1.854)	0.132 [*] (1.894)
<i>rho</i>	0.868 ^{***} (53.695)	0.691 ^{***} (20.856)	0.164 ^{**} (2.165)
<i>sigma2_e</i>	0.001 ^{***} (12.082)	0.001 ^{***} (12.157)	0.001 ^{***} (13.007)
LR_Direct	0.557 ^{***} (6.761)	0.185 ^{**} (2.112)	0.144 ^{**} (1.963)

(续表)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	<i>rdi</i>	<i>rdi</i>	<i>rdi</i>
LR_Indirect	4.669*** (17.464)	0.508 (1.571)	0.265* (1.675)
LR_Total	5.226*** (17.772)	0.693* (1.827)	0.409** (2.137)
控制变量	NO	YES	YES
Constant	0.987*** (8.008)	1.950*** (9.010)	— —
样本量 (个)	341	341	341
R-squared	0.752	0.827	0.698
时间固定效应	NO	NO	YES
个体固定效应	NO	NO	YES
Log likelihood	524.511	580.355	726.219

五、简要结论及政策建议

充分发挥数字基础设施与传统基础设施耦合协调作用,提高农村居民收入,是实现全民共同富裕的关键举措之一。本研究深入剖析我国数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收的影响机制,得出以下结论。(1) 31个省份耦合协调度呈波动式上升特征,其中东部地区从初步协调向中度协调区间过渡,中部地区则从轻度失调逐步向初步协调过渡,西部地区逐步向轻度失调过渡,西部地区年均增速达5.1%。(2) 数字基础设施与传统基础设施耦合协调显著促进农民收入水平提高,且该结果在经过内生性处理与稳定性检验之后依旧成立。异质性检验显示东部地区数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收的效果比西部地区更为突出;经济发达地区的增收效应要优于经济欠发达地区;政府干预水平高地区农民收入增长的促进作用更为显著;金融发展高地区农民收入提升的正向影响更为明显。(3) 空间计量分析揭示数字基础设施与传统基础设施耦合协调对农民增收的影响存在空间溢出效应,其表现为不仅有助于提高本地农民收入水平,对周边省份农民收入提高也有显著的正向效应。

基于研究结论,本文提出如下政策建议:第一,因地施策推动数字基础设施与传统基础设施深度耦合,协同提升对农民增收的内生驱动作用。针对东中西部地区耦合协调发展阶段不一的实际,应实施差异化推进策略:东部地区应发挥技术、资金和人才优势,加快数字基础设施从“补短板”向“强协同”转变,在巩固耦合基础上反哺中西部;中部地区应注重提升传统基础设施智

能化水平，激发数字设施与农业生产、农产品流通的深度融合；西部地区则应结合区域实际优先布局冷链物流、农村宽带、数字农服等基础项目，培育稳定耦合增长机制，以缩小区域协调发展差距。

第二，强化跨区域联动机制，释放耦合协调发展的空间溢出效应。鉴于耦合协调对周边地区具有显著的带动作用，应推动基础设施“共建共享共管”，构建跨省域数据传输、能源互联、物流协同等空间网络体系。依托“东数西算”工程强化“东数西用”的制度化接口，提升数字资源和传统基建要素的跨区域流动效率。同时，应探索“数字飞地”“产业跳岛”等机制，将东部技术、平台、资本有效导入西部关键节点城市，带动区域整体农民收入水平提升。

第三，健全耦合协调度动态监测与奖补机制，完善区域发展激励体系。构建以耦合协调度为核心指标的监测与评估体系，及时掌握各地融合发展进展情况。对耦合提升成效显著地区，可设立基础设施协同发展专项奖补资金，以政策性投入撬动民间资本，强化基础设施联动效应。同时，应引导各地加强“基建+农业+数字”复合型项目建设，推动基础设施投资向促进农民增收和农村现代化精准发力。

参考文献

陈银娥、刑乃千、师文明，2012：《农村基础设施投资对农民收入的影响——基于动态面板数据模型的经验研究》，《中南财经政法大学学报》第1期。

陈钰莹，2024：《农村产业融合、县域创业活动与农民增收》，《山西财经大学学报》第5期。

邓丽、陆扬、钟章奇，2025：《数字基础设施、空间溢出效应与全要素生产率》，《经济经纬》第1期。

杜晓燕、陈红、张江楠，2023：《数字赋能农村共同富裕的影响研究》，《统计与信息论坛》第10期。

郭皓、徐珺，2025：《农村三产融合与农村居民收入水平：影响效应与作用机制》，《统计与决策》第7期。

郭凯明、潘珊、颜色，2020：《数字基础设施投资与产业结构转型升级》，《中国工业经济》第3期。

郭庆旺、贾俊雪，2006：《基础设施投资的经济增长效应》，《经济理论与经济管理》第3期。

黄季焜，2022：《加快农村经济转型，促进农民增收和实现共同富裕》，《农业经济问题》第7期。

胡仙芝、刘海军，2022：《包容审慎监管：论新基建监管框架构建的过渡性和开放性》，《管理世界》第2期。

冀福俊，2024：《县域城镇化对共同富裕的影响效应检验》，《统计与决策》第19期。

江永红、赵丹丹，2025：《数字经济与产业集聚的协同效应对新质生产力的影响》，《统计与决策》第7期。

贾真、杨冉、肖皓，2025：《产业数字化与全球价值链利益分配的公平性——基于贸易收益与隐含碳排放成本视角》，《数量经济技术经济研究》第5期。

连宏萍、韩文静，2025：《数字经济赋能乡村产业融合发展的实证研究》，《中国特色社会主义研究》第1期。

李礼，2022：《数字技术进步驱动区域消费金融市场高质量发展研究——基于金融地理学的视角》，《湖南社会科学》第2期。

李青原、齐晓雨、张佩，2025：《数字基础设施赋能农村共同富裕：异质性影响与路径分析》，《干旱区资源与环境》第4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。

刘生龙、周绍杰，2011：《基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的

回归结果》，《中国农村经济》第 1 期。

骆永民、骆熙、汪卢俊，2020：《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》，《管理世界》第 12 期。

罗振豪、汪延明，2024：《农业产业链延伸对农村经济发展的影响及作用机制》，《统计与决策》第 24 期。

马堃、史耀波、王进，2024：《发展新型农村集体经济能否促进农民共同富裕？》，《中国人口·资源与环境》第 12 期。

潘教峰、万劲波，2020：《构建现代化强国的十大新型基础设施》，《中国科学院院刊》第 5 期。

宋丹、徐政，2025：《首发经济与新质生产力的交互逻辑和路径》，《北京工业大学学报（社会科学版）》第 4 期。

苏群、邢怀振、刘晨，2023：《数字技术赋能农民增收：作用机制与影响效应》，《山西财经大学学报》第 12 期。

苏群、邢怀振，2025：《农村数字基础设施赋能农民增收的理论机制与实证检验》，《上海经济研究》第 2 期。

孙文婷、刘志彪，2022：《数字经济、城镇化和农民增收——基于长江经济带的实证检验》，《经济问题探索》第 3 期。

孙伟增、牛冬晓、万广华，2022：《交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析》，《管理世界》第 3 期。

王定祥、彭政钦、李伶俐，2023：《中国数字经济与农业融合发展水平测度与评价》，《中国农村经济》第 6 期。

汪鸿波，2023：《乡村振兴实践进程中农民的生计赋能逻辑》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第 4 期。

王松茂、何昭丽、郭英之，2020：《旅游减贫具有空间溢出效应吗》，《经济管理》第 5 期。

王婷、苏颀、罗啸潇，2023：《数字经济与流通产业耦合协调发展及其农民增收效应》，《统计与决策》第 23 期。

王雨飞、倪鹏飞，2016：《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》，《中国工业经济》第 2 期。

王铮、武巍、吴静，2005：《中国各省区经济增长溢出分析》，《地理研究》第 2 期。

元茹静、钞小静，2024：《数字基础设施建设对关键核心技术突破的影响——来自专利文本机器学习的经验证据》，《经济与管理研究》第 11 期。

于施洋、马骁、郭明军，2024：《国家算力大通道总体布局和推进策略研究》，《电子政务》第 11 期。

杨怡、陶文清、王亚飞，2022：《数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响》，《改革》第 5 期。

杨怡、吴丽玉、张齐家，2022：《数字普惠金融对农业绿色增长的影响——兼论农村人力资本投资的调节作用》，《经济问题探索》第 6 期。

曾博，2024：《建设农业强国：中国要求、现实挑战与推进路径》，《中州学刊》第 6 期。

周广亮、翟晓格、张迪，2025：《数字经济赋能城乡融合的空间逻辑与实践方略——基于空间社会学的考量》，《郑州大学学报（哲学社会科学版）》第 2 期。

踪家峰、李静，2023：《中国的基础设施发展与经济增长的实证分析》，《统计研究》第 7 期。

祝嘉良、纪洋、陈少华，2022：《数字经济与共同富裕》，《中国经济问题》第 2 期。

邹薇、张震霖，2024：《农业发展影响农民减贫增收的作用机制——基于收入结构的实证分解与检验》，《中国人口·资源与环境》第 8 期。

张学良，2012：《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》，《中国

社会科学》第3期。

Li Y., Wang M., Liao G., et al., 2022, “Spatial Spillover Effect and Threshold Effect of Digital Financial Inclusion on Farmers’ Income Growth—Based on Provincial Data of China”, *Sustainability*, 14(3), 1–16.

Sauer P. W., 1997, “Technical Challenges of Computing Available Transfer Capability (ATC) in Electric Power Systems”, *Proceedings of the Thirtieth Hawaii International Conference on System Sciences*, 5, 589–593.

The Effect of Coupling Coordination Development Between Digital and Traditional Infrastructure on Farmers’ Income Growth

YUAN Pengwei LIU Fuwang

Abstract : Digital infrastructure, serving as a core driver for promoting high-quality economic development and industrial digital transformation, possesses significant theoretical and practical implications for farmers’ income growth through its synergistic evolution with traditional infrastructure. Based on the perspectives of coupling coordination theory and spatial spillover effects, this study constructs a dual-system evaluation index system. Employing the coupling coordination degree (CCD) model and the spatial durbin model (SDM) , it empirically examines the synergistic development level between digital and traditional infrastructure and its effect on increasing farmers’ income across 31 Chinese regions from 2012 to 2022. The findings reveal that: (1) The national CCD exhibits a fluctuating upward trend. Regionally, the eastern region is transitioning from preliminary coordination to moderate coordination, the central region is progressing from mild disorder towards preliminary coordination, while the western region is gradually moving towards mild disorder. (2) Empirical analysis using a two-way fixed effects model demonstrates that enhancing the coupling coordination level between digital and traditional infrastructure has a significantly positive impact on farmers’ income growth. This conclusion remains statistically significant and theoretically consistent after rigorous endogeneity treatments and multiple robustness checks. Heterogeneity tests indicate that the income-boosting effect of this coupling coordination is more pronounced in the eastern region compared to the western region, stronger in economically developed areas than in less developed ones, more significant in regions with high levels of government intervention and exhibits a greater positive impact on income in areas with higher levels of financial development. (3) Spatial econometric results confirm that the synergistic development generates both significant direct effects and spatial spillover effects, substantiating its dual mechanism for income growth – locally through factor restructuring and in neighboring regions through knowledge and technology diffusion.

Keywords : Digital Infrastructure; Traditional Infrastructure; Coupling Relationship; Farmers’ Income Increase; Spatial Spillover Effect

【责任编辑：李礼】