乡村振兴促进共同富裕的机制与路径*

——基于省级层面的准自然实验分析

景宏军，葛雅祺

（哈尔滨商业大学财政与公共管理学院，哈尔滨 150028）

摘 要：党的二十大报告指出“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是一个长期的历史过程”，全面推进乡村振兴有助于实现农民共富、缩小城乡收入差距，达到全体人民共同富裕目标。基于2013—2023年我国31个省份的面板数据，运用准自然实验分析方法，剖析乡村振兴对共同富裕的影响与作用机理。研究发现，乡村振兴能稳健地促进共同富裕水平提升；机制分析表明，新型城镇化与财富收入的传统路径继续发挥传导作用，而数字普惠金融作为一条新兴路径，其中介效应同样显著，构成了有益且重要的补充。因此，地方政府要提高乡村振兴实施的精准度，因地制宜推动乡村振兴；构建城乡要素双向协同体系，释放新型城镇化潜力；深化数字普惠金融应用，激活农村内生发展动力。

关键词：乡村振兴；共同富裕；数字普惠金融

中图分类号：F323 **文献标志码**：A **文章编号**：1674-9189(2025)05-0040-13

一、问题的提出

治国之要，富民为先。共同富裕作为中国特色社会主义的本质要求，自古以来便是广大人民不懈追求的美好愿景。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。实现共同富裕离不开乡村全面振兴，乡村振兴是推动共同富裕的重要基础和必由之路。在此背景下，分析乡村振兴与共同富裕的关系，系统探索乡村振兴赋能共同富裕的实现路径，具有重要的理论价值与实践意义。

综观现有研究，主要从以下三方面探讨二者关系：第一，关于乡村振兴如何赋能共同富裕的研究。关于二者的内在机制，学者普遍认为乡村振兴战略通过制度层面的调整与优化，既有效促进乡村领域的发展，又能缩小城乡发展差距，从而助力共同富裕的实现。关于具体的实现路径，现有学者认为可以通过城乡要素市场化改革(朱文帅和吴玲，2024)、农村产业转型升级(严雪雁和谢金晶，2024)以及农村社会保障等途径推进共同富裕；部分学者认为巩固脱贫攻坚成果以及发挥“先富带后富”的引领作用有助于保障农民与农村在共同富裕道路上稳步前进(王刚，2024)。现有讨论多围绕实体要素展开，而对数字金融的机制挖掘尚显薄弱，未能系统回应数字时代乡村振兴的普惠金融数字化服务需求。第二，关于乡村振兴与共同富裕的关系研究。学者分别从结构性矛盾视角(燕连福和樊志远，2023)、创新发展路径(贾海刚，2025)、产业经济维度(赵志阳等，2024)、物质根基构建(田祥宇，2023)等方面进行了研究。研究发现，在推动共同富裕的过程中，乡村振兴充分彰显了中国特色社会主义共同富裕的本质特征，即全体性、人民性以及阶段性(李志恒，2023)。第三，关于乡村振兴与共同富裕的实证研究。研究方法虽趋于多样，但因果识别仍存挑战。学者在二者指标测度上运用熵权法

*项目来源：黑龙江省哲学社会科学重大项目(25RDF001)。

作者简介：景宏军，男，博士，教授，研究方向：财政理论与管理、政府预算与会计。

（吕承超和崔悦，2021）、主成分分析法（毛锦凰，2021）、PP-IPM 模型等方法；在效应验证上运用了动态变化（杨柯和余卫，2024）、空间杜宾模型（钟晓华，2024）、灰色关联度模型（蔡洁等，2025）等工具，揭示了乡村振兴赋能共同富裕的时空动态与区域差异。然而，这些方法可能仍难有效克服政策实施中的内生性问题，对中介机制缺乏严谨检验，特别是对数字普惠金融所扮演角色鲜少实证讨论。

综上所述，本文创新性体现在：一是突破既有研究多依赖于动态或空间相关模型的局限，运用准自然实验分析的方法探讨乡村振兴与共同富裕的关系，为二者关系研究提供更为稳健的因果性证据，提高后续机制分析的可靠性。二是从量化分析视角出发，运用中介效应模型，探讨乡村振兴赋能共同富裕的作用机制，特别是数字普惠金融的中介效应，精准揭示金融科技赋能共同富裕的重要性。三是基于上述分析，进一步探索乡村振兴推进共同富裕，在东中西部地区、功能定位以及市场化水平下呈现出的差异化特征，从而提出针对性政策建议。

二、理论分析与研究假说

（一）乡村振兴对共同富裕的影响

共同富裕是人类共同的追求与愿景。共同富裕思想是马克思主义理论的重要组成部分，我国正在探索共同富裕的中国实践。乡村振兴战略是我国“三农”工作的总抓手，以物质和精神的双重维度推动共同富裕。物质层面，乡村振兴直接赋能共同富裕主要体现在两方面。一是生产力层面，乡村振兴通过要素升级与产业融合，解放和发展农村生产力。林毅夫新结构经济学理论认为，经济增长有赖于要素禀赋结构的提升与产业的转型升级。乡村振兴通过引导资本、技术、数据等现代生产要素向乡村领域渗透，推动农业与人工智能、大数据等高新技术融合，因地制宜发展乡村旅游、农村电商等特色产业，如山西运用区块链进行产品溯源、贵州打造生态旅游集群，实现农业与农村产业的高质量融合发展，直接创造了经济增量，夯实了共同富裕的物质基础。二是生产关系层面，乡村振兴通过治理优化与权益保障，促进发展成果的公平共享。浙江“千万工程”通过创设“百姓议事会”等基层治理模式，让农民参与产业发展与资源分配决策，提升其获得感和幸福感。通过深化土地制度改革，推动土地流转与宅基地入市，激活农民“沉睡”的资产权利，为其拓宽收入来源。这些举措从生产关系上确保发展收益向农村和农民倾斜，有效缩小了城乡和群体间的收入与发展差距。精神层面，乡村振兴关注农民的精神文化需求，推出品种各异的精神文化产品，打造宜居环境，建设美丽乡村，从而推进农民精神生活共同富裕（孙雨欣，2025）。根据马克思提出的人的全面发展理论，共同富裕是物质文明与精神文明的统一。因此，要实现精神文明的共同富裕，不仅要将社会主义核心价值观与群众文化活动相结合，还要根植本土文化支持群众创作贴近生活的精神文化产品，如贵州“和美乡村”篮球大赛、陕西榆林农民艺术节及福建莆田文体节等艺术活动，最终实现精神文明共同富裕的目标。综上所述，提出如下假说：

H1：乡村振兴直接推动共同富裕实现。

（二）乡村振兴对共同富裕的影响路径分析

党的十九大报告指出实施乡村振兴战略，要“坚持农业农村优先发展，按照产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕的总要求，建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系，加快推进农业农村现代化”。习近平总书记在《扎实推动共同富裕》中进一步指出，“要全面推进乡村振兴，加快农业产业化，盘活农村资产，增加农民财产性收入，使更多农村居民勤劳致富”[①]。基于共享与富裕的视角，本文从新型城镇化、财富收入和数字普惠金融出发，探讨乡村振兴如何赋能共同富裕。

新型城镇化的中介效应。与传统城镇化相比，新型城镇化以“人的城镇化”和“城乡融合发展”为核心，以户籍制度改革为创新，为共同富裕提供更可持续动力。根据刘易斯城乡二元经济结构理论，乡

① 参见习近平：《扎实推动共同富裕》，刊载于《求是》，2021年第20期。

村振兴通过产业集聚与制度创新提升新型城镇化水平，进而推动共同富裕目标的实现。这一作用主要体现在两方面：一是经济发展方面，新型城镇化实现了从乡土到城镇的身份转变，带动农村人口向城市集聚，激发新的消费需求，拓宽企业市场，促进企业扩大生产规模，提高企业收益，从而为经济发展注入新动能。同时，乡村振兴战略下的新型城镇化会加速资本、技术、人才等生产要素在城乡间双向流动，推动城镇与乡村优质资源互补，从而促进经济发展。二是公平共享方面，乡村振兴战略下，新型城镇化促使先进生产力向农村地区扩散，为农业现代化注入新动能，有效带动农民增收，逐步缩小城乡发展差距与“收入鸿沟”。农村地区通过引入新技术、承接转移产业实现产业结构转型升级，不仅提升了生产效率、产业附加值与经济竞争力，还带动了就业岗位增加与居民收入增长，进而为区域协调发展提供助力，共同迈向共同富裕。综上所述，提出如下假说：

H2：新型城镇化在乡村振兴对共同富裕的影响中发挥中介效应。

财富收入水平的中介效应。增加农民财富收入可以加快共同富裕的实现进程(陈翠芳和严徐，2025)，乡村振兴通过产业重构、要素激活与人力资本提升，构建农民财富增长的多维路径。第一，乡村振兴激励传统农业引入现代商业思维，对产业上下游进行全链条升级，提高附加值，培育特色农产品深加工、乡村旅游、农村电商等新业态，开拓农民经营性收入来源。在“百万工程”的引领下，广东省中山市崖口村通过业态创新，盘活旧电厂等闲置资源，为当地居民带来可持续性的经营收入(申卫峰和郑瑶琦，2025)。第二，乡村振兴通过要素市场化改革，将“沉睡”的资产转化为资本。地方政府通过实施土地流转、宅基地入市等政策，使农民获得稳定的财产性收入。第三，乡村振兴通过人力资本投资，提升农民就业质量与创业能力，进而稳定和提升其工资性收入。地方政府通过新型职业农民培育、返乡创业等人才政策，提升人力资本水平，为农村产业注入活力，创造大量就业岗位，从而提升农民工资性收入。乡村振兴战略下，通过提升农民财富收入直接激活农村消费市场，形成“增收—消费—产业升级”的正向循环，为经济增长注入内生动力，缩小城乡消费差距，从而提高共同富裕水平。综上所述，提出如下假说：

H3：财富收入水平在乡村振兴对共同富裕的影响中发挥中介效应。

数字普惠金融的中介效应。作为数字技术与普惠金融深度融合的创新形态，数字普惠金融能够有效破解农村金融“服务半径有限、信息不对称、成本高”的痛点，在乡村振兴对共同富裕的影响中发挥关键中介效应(王胜邦等，2023)。乡村振兴战略下，数字普惠金融可从产业振兴赋能、民生服务升级、能力建设提升三个方面推动共同富裕。从产业振兴赋能来看，金融机构通过大数据风控、线上融资平台，将信贷资源精准对接农村小微企业、家庭农场等主体，支持农村电商、智慧农业等新业态发展，助力延长农业产业链，多渠道拓宽农民经营性与财产性收入来源，夯实共同富裕的物质基础。从民生服务升级与能力建设提升来看，数字普惠金融依托移动支付、线上保险等工具，使农村居民便捷获取社保缴费、小额信贷等服务，降低金融服务获取成本。同时，根据Amartya Sen的“能力贫困”理论，通过数字金融知识普及，提升农村居民金融素养，助其规避金融风险、合理规划资产，为共同富裕提供可持续的能力支撑。综上所述，提出如下假说：

H4：数字普惠金融在乡村振兴对共同富裕的影响中发挥中介效应。

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源

本文数据主要来源于两部分：一是宏观层面的经济指标，源自《中国统计年鉴》(2014—2024)、EPS数据库以及各省份国民经济和社会发展统计公报。二是关于农业农村数据，选自《中国农村统计年鉴》(2014—2024)以及国家统计局官网。部分数据选自CSMAR数据库以及北京大学数字金融研究中

心。根据数据的可得性，选择2013—2023年全国31个省份（不包含港澳台地区）的数据作为研究样本，部分缺失值采用插值法补缺，为消除数据量纲差异对部分数据进行取对数等处理。

（二）变量选取

1. 被解释变量

本文被解释变量为共同富裕（*Cp*）。参考了韩亮亮等（2023）做法，从共同富裕的发展性、共享性和可持续性三个维度构建共同富裕评价指标体系，并在3个一级指标下设置富裕度、共同度、文化教育等10个二级指标。对于三级指标的选择，在结合省际层面数据可得性与科学性、把握共同富裕的核心指标基础上，为避免遗漏重要变量和相关性过高变量，选择如表1所示的指标。为规避主观赋权的弊端，运用熵权法测度指标的综合得分。

表1　共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	方向
发展性	富裕度	居民收入水平	居民人均可支配收入（元）	正向
		居民消费水平	居民人均消费支出（元）	正向
		恩格尔系数	城镇居民食品支出总额/城镇居民消费品支出总额 农村居民食品支出总额/农村居民消费品支出总额	负向
共享性	共同度	城乡居民收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	负向
		城乡居民支出差距	城镇居民人均可支配支出/农村居民人均可支配支出	负向
	文化教育	城镇化率	城镇人口/年末常住人口	正向
		公共图书馆藏量	人均拥有公共图书馆藏量（万册）	正向
		平均受教育年限	（小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中和中专学历人数×12+ 大专及本科以上学历人数×16）/ 6岁以上人口总数	正向
	医疗水平	医疗卫生	每万人医疗卫生机构数（万张）	正向
		卫生技术人员	每万人拥有卫生技术人员数（人）	正向
	公共服务	地方财政公共服务	地方财政公共服务/地区生产总值	正向
		公共交通发展水平	公共交通车辆（辆/万人）	正向
		公共厕所发展水平	公共厕所数量（个/万人）	正向
		互联网发展	互联网宽带接入用户（万户）	正向
	社会保障	地方财政社会保障和就业支出	地方财政社会保障和就业支出/GDP	正向
		社会养老保险参保	参保人数（万人）	正向
		失业率	城镇登记失业率（%）	负向
	工资水平	城镇人员就业工资水平	城镇就业人员平均工资（元）	正向
可持续性	科技创新	R&D经费投入	R&D经费投入强度	正向
		专利发展水平	国内申请专利受理量（项）	正向
	生态水平	公园绿化水平	人均公园绿地面积（公顷）	正向
		森林覆盖率	森林覆盖率（%）	正向
	发展质量	对外开放水平	进出口总额/GDP	正向
		第三产业发展水平	第三产业增加值/GDP	正向
		地方财政支出水平	地方财政支出/GDP	正向

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为乡村振兴（*Did*）。（1）时间虚拟变量（*post*）：2017年党的十九大提出乡村振兴战略，故本文将2017年作为政策冲击的时间点，即2013—2016年赋值为0，2017—2023年赋值为1。

（2）分组变量（*treat*）：乡村振兴的实施在全国同时推行，不存在标准意义上处理组和对照组的分

组，参考杜瑾(2024)的做法，采用熵值法测算乡村振兴指数衡量当期的乡村振兴水平，政策实施前3期末平均乡村振兴水平为代理变量。

(3)交互项(*post*×*treat*)：时间虚拟变量与分组变量的交乘项构成本文的核心解释变量即乡村振兴(*Did*)，用来检验乡村振兴对于处理组的政策效应。

3.中介变量

本文共有三个中介变量，其中新型城镇化借鉴杨玉文和谭雨晨(2025)的做法，选取人口、经济、社会和环境城镇化四个方面构建综合指标体系，运用熵权法进行测度。乡村振兴下的财富收入以农村居民为主，故参考邱为(2025)的做法，以农村居民人均收入衡量一个地区的财富收入水平。数字普惠金融水平的衡量运用北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融指数。

4.控制变量

为避免遗漏重要变量，增强实证结果的可信度，依据现有文献研究结果(张劲，2024)，本文将地区经济发展水平、地区产业结构、对外开放程度、医疗服务能力和城乡消费水平纳入模型进行实证检验，对于变量地区经济发展水平和财富收入采取对数化的处理方式。

各变量描述性统计结果见表2。

表2 主要变量描述性统计

变量类型	变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	共同富裕(*Cp*)	341	0.249	0.075	0.135	0.499
核心解释变量	乡村振兴(*Did*)	341	1.765	1.894	0	7.810
中介变量	新型城镇化(*Nurb*)	341	0.325	0.099	0.132	0.617
	财富收入(*Income*)	341	11.010	1.108	8.454	14.400
	数字普惠金融(*Difi*)	341	288.000	84.080	115.1	473.800
控制变量	经济发展水平(*Lfed*)	341	11.000	0.432	10.050	12.210
	产业结构(*Ris*)	341	0.906	0.052	0.747	0.998
	对外开放程度(*Open*)	341	0.252	0.253	0.008	1.257
	医疗服务能力(*Msc*)	341	26.580	17.420	1.100	76.450
	城乡消费水平(*Gap*)	341	2.040	0.327	1.476	3.335

（三）模型设定

作为准自然实验分析方法之一，广义双重差分尽可能模拟自然状态下情况，使结论相对科学，与其他政策评估方法相比优势明显。本文研究乡村振兴对实现共同富裕的影响，将其视为外部冲击事件，评估其政策效果。具体模型设定如下：

$$Cp_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Did_{i,t}+\beta_2 Control_{i,t}+\sum year+\sum id+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，$Cp_{i,t}$表示共同富裕水平，$Did_{i,t}$为乡村振兴水平，其回归系数β_1是重点关注对象，衡量乡村振兴对共同富裕的影响；$Control_{i,t}$表示模型中的一系列控制变量；β_2衡量了控制变量对被解释变量的影响程度；β_0表示常数项；i表示省份，t表示时间，$\varepsilon_{i,t}$为随机扰动项。除此之外，本文加入了时间和省份个体效应为$\sum year+\sum id$。

本文参考温忠麟和叶宝娟(2014)的思路，采用双向固定模型对中介效应进行分析。为了验证假说2至假说4，运用经典的Baron和Kenny的“三步法”进行中介效应检验，相应的回归方程为：

$$Cp_{i,t}=\beta_0+\beta_1 did_{i,t}+\beta_2 Control_{i,t}+\sum year+\sum id+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$ME_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 did_{i,t}+\alpha_2 Control_{i,t}+\sum year+\sum id+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Cp_{i,t}=\delta_0+\delta_1 did_{i,t}+\delta_2 Control_{i,t}+\sum year+\sum id+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，$ME_{i,t}$代表中介变量的任意一个，即代表新型城镇化（$Nurb_{i,t}$）、财富收入（$Income_{i,t}$）和数字普惠金融（$Difi_{i,t}$），β_1、α_1和δ_1则表示核心解释变量的回归系数，其他变量含义不变。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果及分析

正式开始实证回归之前，对变量进行多重共线性检验。经检验，各变量的方差膨胀因子（VIF）均处于10以下[②]，表明本文所构建模型的拟合效果良好，未出现严重的多重共线性问题，能够较为精准地刻画解释变量与被解释变量之间的关系，为后续基于模型的分析结论提供了可靠性支撑。采用模型（1）分析乡村振兴对共同富裕的影响，广义双重差分的回归结果见表3。

表3　广义双重差分回归结果

变量	（1） 共同富裕	（2） 共同富裕
乡村振兴	0.008***(8.921)	0.005***(7.564)
经济发展水平		0.010**(2.025)
产业结构		0.168***(3.027)
对外开放程度		−0.017(−1.635)
医疗服务能力		0.003***(18.969)
城乡消费水平		0.021***(4.094)
_cons	0.236***(140.173)	−0.150*(−1.941)
N	341	341
R^2	0.974	0.990
Adj. R^2	0.970	0.988
F	79.587	108.758

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为t值。下同。

列（1）为不加入控制变量的广义双重差分回归，结果显示乡村振兴的回归系数为0.008（t=8.921）并在1%水平上显著为正，表明乡村振兴政策对省级共同富裕水平存在直接且强烈的正向冲击。列（2）是在加入控制变量后的回归结果，乡村振兴系数降为0.005（t=7.564，P<0.01），衰减幅度约37.5%，但统计显著性未削弱。这表明在考虑其他影响因素后，乡村振兴政策对共同富裕的激励效果仍具有可靠性。乡村振兴通过产业振兴、人才回流、公共服务均等化等方式，缩小城乡发展差距，加快迈向共同富裕。从控制变量的回归结果看，还存在其他因素影响共同富裕水平。地区经济发展水平的回归系数为0.010并在5%水平上显著，表示经济发展水平越高，共同富裕的水平越高。地区产业结构估计系数在1%水平上显著为正，代表二三产业占GDP比重越高，共同富裕水平越高。医疗服务能力对共同富裕水平提高正向效应显著，回归系数为0.003；城乡消费水平估计系数也显著为正，表明乡村振兴实施过程

② 囿于篇幅，VIF检验结果留存备索。

中，可以提高城乡消费水平，增强城乡发展协调性，进而提高共同富裕水平。综上所述，假说1成立。

（二）适用性检验

广义双重差分模型运用的前提条件是采用事件研究法对处理组和对照组进行适用性条件检验。平行趋势假设要求在没有乡村振兴干预的时期内，根据上文划分的处理组和对照组，共同富裕水平变动趋势不存在显著差异，即各期系数估计值在95%置信水平下包含零值。该假设可以保证实验差异归因于政策冲击，而非其他影响因素。此外，为规避多重共线性的影响，以政策实施的前1期作为基期，即在平行趋势图中对pre_1进行省略。图1为平行趋势的检验结果。

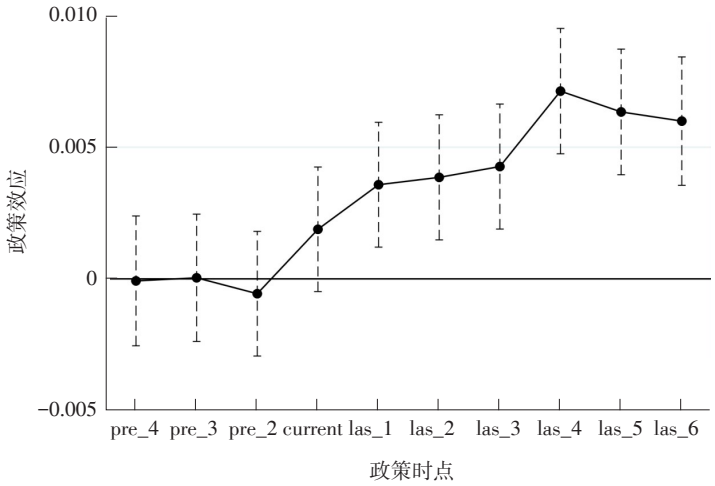


图1 平行趋势检验图

由图1可知，政策实施的前4期至政策实施的前2期（即pre_4至pre_2）效应接近0且置信区间包含0，政策实施当期（current）及之后（las_1至las_6）系数显著为正（脱离0值，置信区间不包含0）并呈现持续增长趋势，表明政策实施后，处理组省份的共同富裕水平显著高于对照组，并且效应随时间持续强化。满足平行趋势假设，说明广义双重差分模型的因果推断有效，排除了“时间趋势、事前差异”对共同富裕水平的干扰，确保乡村振兴对共同富裕因果关系识别的可靠性与模型的稳健性。

（三）稳健性检验[③]

1.安慰剂检验

为进一步排除广义双重差分模型估计结果是由不可观测因素导致的虚假结果，本文在样本省份中随机抽取M个省份作为虚假的处理组省份，其余省份作为虚假的对照组省份，随机生成N个时间作为虚假的处理组时间，其余时间作为虚假的对照组时间，随机抽样500次。检验结果表明，回归系数落在0值附近且服从正态分布，基准回归系数估计值位于虚假回归系数分布的高尾位置，表示共同富裕水平的提高并非来自不可观测因素，而是与政策实施高度相关，为本文的实证分析提供了稳健证据，确保研究结论既贴合理论逻辑，又经得住实证检验的审视。

2.内生性检验：滞后多期

在实践中，乡村振兴对共同富裕的影响往往存在时滞，难以及时显现。基于此，本文引入滞后一期、滞后两期和滞后三期的乡村振兴时点重新构建回归模型，通过这一方法检验模型是否存在内生性问题，以便精准地识别变量间的真实因果关联。滞后一期、滞后两期和滞后三期之后乡村振兴对共同

③ 囿于篇幅，稳健性检验结果留存备索。

富裕的影响系数分别为0.005、0.004和0.004且均在1%水平上显著，证明乡村振兴对共同富裕水平的提升具有动态效应。

3.其他方式

第一，替换被解释变量测度方式。本文选用主成分分析法对共同富裕的指标体系重新进行测度，更换测算方式后，乡村振兴对共同富裕的影响系数为0.002且在1%水平上正向显著，因此假说1的回归结果仍具有稳健性。

第二，剔除直辖市样本。考虑到直辖市经济发展水平、公共基础设施水平、产业附加值高等因素，剔除北京、天津、上海和重庆的数据样本后，将剩余部分的数据样本重新回归验证，以加强本文回归结果的稳定性和普适性。乡村振兴的回归系数为0.005且在1%水平上正向显著，结论与上文保持一致，即乡村振兴可有效提高共同富裕水平。

第三，排除其他政策干扰。样本观测期内实施的其他政策可能会影响经济发展水平、居民收入水平以及社会公共服务的供给质量，从而影响共同富裕水平[④]。为排除上述政策的影响，本文参考杨仁发和李自鑫(2023)以及李慧等(2024)的做法，一是将实施精准扶贫政策与国家大数据综合试验区政策的省份予以剔除得到一组新样本，并以此为基础进行主回归；二是将数字乡村水平作为控制变量纳入主回归模型。乡村振兴的系数为0.004且在5%水平上显著为正，说明排除其他政策干扰后，本文的基础回归结果稳健。

五、作用机制检验

上文已经证明乡村振兴对共同富裕具有直接影响，进一步解构二者间的作用路径，对于深化乡村振兴赋能共同富裕内在逻辑的认知，具有重要的理论与实践价值。从经济社会发展的多维关联视角审视，乡村振兴绝非单一维度作用于共同富裕的简单过程，而是嵌入复杂经济社会网络，通过撬动新型城镇化、财富收入分配、数字普惠金融等关键机制，构建起系统性的赋能机制。本文将按照上述中介效应检验方法，对三个不同的机制变量进行实证分析。

（一）新型城镇化的机制中介效应

根据上文的理论分析，进行中介效应的实证检验程序，结果见表4列(1)至列(3)。具体步骤如下：第一步，采用广义双重差分回归分析乡村振兴对共同富裕是否有显著的直接影响，即检验方程(1)的系数 β_1；第二步，分析乡村振兴对新型城镇化的影响即检验方程(2)的系数 α_1 是否显著；第三步，分析在控制乡村振兴的情况下，新型城镇化对共同富裕的影响以及乡村振兴对共同富裕的影响是否减弱，即检验方程系数 δ_1 和 δ_2。若三步均显著，则可证明中介效应存在。

在表4中，列(1)显示方程(1)的系数 β_1 为0.005且在1%的水平上显著，拒绝原假设。说明乡村振兴的实施对共同富裕水平具有明显的促进作用。列(2)展示系数 α_1 为0.002并在1%水平上正向显著，拒绝原假设。说明乡村振兴可以提升新型城镇化水平，政策实施可使新型城镇化水平提升0.002个单位，乡村振兴可能从城乡融合、人口集聚、产业升级等方面推动新型城镇化进程。列(3)的数据表明 δ_1 和 δ_2 的系数均在1%水平上显著，同时乡村振兴的系数 δ_1 从方程(1)的0.005降至0.003，显著性水平保持不变，说明乡村振兴政策对共同富裕的影响部分通过新型城镇化路径实现，即存在部分中介效应。综上所述，随着乡村振兴的实施，新型城镇化水平不断提高，进而在一定程度上促进了共同富裕的实现，假说2得证。

④ 例如2014年提及精准扶贫政策、2015和2016年国家大数据综合试验区政策以及数字乡村的推行，可能会提高重点地区的技术水平，提升产业发展速度与质量，进一步促进经济发展与当地居民增收，从区域上缩小差距，加快我国共同富裕的进程。

表4 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Did	0.005***	0.002***	0.003***	0.954***	0.003***	0.274***	0.003***
	(7.564)	(4.445)	(5.925)	(5.658)	(5.312)	(6.594)	(5.400)
Lfed	0.010**	0.060***	0.021***	7.944***	−0.003	2.954***	−0.003
	(2.025)	(11.065)	(−4.026)	(5.680)	(−0.594)	(8.563)	(−0.608)
Ris	0.168***	0.146**	0.092*	55.184***	0.076	13.132***	0.107**
	(3.027)	(2.488)	(1.968)	(3.652)	(1.498)	(3.524)	(1.984)
Open	−0.017	−0.058***	0.013	−3.628	−0.010	−1.917***	−0.008
	(−1.635)	(−5.372)	(1.478)	(−1.316)	(−1.159)	(−2.819)	(−0.783)
Msc	0.003***	0.002***	0.002***	−0.088*	0.003***	0.041***	0.003***
	(18.969)	(12.119)	(12.019)	(−1.856)	(22.081)	(3.483)	(18.414)
Gap	0.021***	0.019***	0.011**	2.656*	0.016***	2.021***	0.011**
	(4.094)	(3.568)	(2.503)	(1.936)	(3.580)	(5.973)	(2.214)
Nurb			0.515***		0.002***		0.005***
Income			(11.164)		(8.741)		(5.622)
Difi							
_cons	−0.150*	−0.559***	0.137*	−18.713	−0.119*	−20.78***	−0.054
	(−1.941)	(−6.796)	(1.963)	(−0.886)	(−1.722)	(−3.989)	(−0.713)
N	341	341	341	341	341	341	341
R^2	0.990	0.993	0.993	0.993	0.992	0.996	0.991
Adj. R^2	0.988	0.992	0.992	0.992	0.990	0.9956	0.989
F	108.758	72.842	150.233	12.926	128.047	33.176	107.441

（二）财富收入的机制中介效应

在探究乡村振兴赋能共同富裕的作用机制中，财富收入作为关键传导纽带，可通过中介效应三步法检验其作用逻辑。本文结合表4列(1)、列(4)和列(5)回归数据，系统解析财富收入在乡村振兴影响共同富裕指数中的机制传导路径。由表4列(1)可知总效益显著；列(4)表示将中介变量财富收入作为被解释变量，乡村振兴系数为0.954(t=5.658，P<0.001)，显著为正。表明乡村振兴政策能够直接驱动财富收入增长，也可能通过产业扶持如特色农业、乡村文旅，要素激活如土地流转、人才返乡等手段，使居民财富收入平均提升0.954个单位，满足中介效应检验过程中“解释变量影响中介变量”的必要条件。列(5)是将中介变量、被解释变量和其他变量共同纳入回归方程，观察系数 δ_1 和 δ_2 的变化情况，系数从列(1)的0.005降至0.003(t=5.312，P<0.001)，虽仍保持显著但系数变小。这说明乡村振兴对共同富裕的影响部分通过财富收入路径实现，即存在部分中介效应。基于此，假说3得证。

（三）数字普惠金融的机制中介效应

数字普惠金融具备“益贫性”特质(刘英杰，2024)，能够借助拓展金融服务覆盖范围，使经济发展成果更广泛、更均衡地辐射全体民众，扎实推进共同富裕迈向纵深。乡村振兴下，农村特色产业发展需要大量资金支持和多样化金融服务，为数字普惠金融的发展提供广阔的市场空间，进一步弱化“金融排斥”现象，下调金融服务准入门槛，突破社会阶层固化壁垒，提升创业者获取金融资源的便捷性，有效激发创新创业的活跃度。这种“全民可参与”的金融赋能模式，有助于培育经济包容性增长的新引擎，为共同富裕筑牢财富创造的底层基础。表4列(1)、列(6)和列(7)展示了数字普惠金融作为机制变量的检验结果。由列(1)可知总效应显著，为后续中介路径挖掘奠定前提；列(6)结果显示系数 α_1

为0.274（t值=6.594，P<0.001）正向显著，这揭示乡村振兴可为数字普惠金融发展注入活力；列（7）表明将数字普惠金融纳入乡村振兴与共同富裕的关联模型，数字普惠金融对共同富裕水平的系数δ_2为0.005（t值=5.622，P<0.001），乡村振兴的系数δ_1从模型1的0.005衰减至0.003（t值=5.400，P<0.001），仍保持显著但数值收缩。这一变化清晰勾勒出乡村振兴通过提升数字普惠金融水平促进共同富裕的部分中介路径，因此，假说4得证。

为充分验证中介效应的稳健性，本文采用Bootstrap方法检验新型城镇化、财富收入和数字金融普惠金融水平的中介效应。参考多数文献的做法，设置Bootstrap次数为1 000次，置信区间为95%。如果间接效应的置信区间不含0，则为部分中介；如果直接效应的置信区间含0，则为完全中介。具体的检验结果见表5。

表5　Bootstrap检验

变量		（1） Ob.coefficient	（2） Bias	（3） Std.err	（4） [95%conf. interval]
Nurb	ind_eff	0.0015	0.0003	3.88	[0.0007~0.0022]
	dir_eff	0.0031	0.0060	4.86	[0.0012~0.0044]
Income	ind_eff	0.0016	0.0004	3.48	[0.0007~0.0025]
	dir_eff	0.0030	0.0007	4.40	[0.0017~0.0045]
Difi	ind_eff	0.0013	0.0004	3.29	[0.0051~0.0021]
	dir_eff	0.0034	0.0007	4.74	[0.0020~0.0048]

在表5中，三个中介变量的95%间接效应置信区间分别为[0.0007~0.0022]、[0.0007~0.0025]、[0.0051~0.0021]，均不含0，说明存在部分中介，同时95%标准下直接效应的置信区间也均不包含0。

此外，为避免上述机制检验可能存在的内生问题，参考师磊等（2025）的做法，先检验单个中介变量的显著性，并在此基础上，检验三个中介变量联合的显著性，以此验证机制有效。不管是联合中介检验还是单个中介检验，乡村振兴对共同富裕的系数均在1%水平上显著⑤。因此，假说2至假说4再次得证，说明机制检验的结论稳健可靠。

六、进一步分析

前文论述了乡村振兴对共同富裕的积极影响，但考虑到我国区域发展的梯度差异，乡村振兴政策的实施效果可能呈现显著差异。通过比较不同分组下乡村振兴的系数估计值及显著性，可清晰识别政策效应的异质性特征，为精准制定区域适配性政策提供经验证据。

在空间布局上，乡村振兴与共同富裕整体呈现相近态势，不过仍存在局部差异，乡村振兴于不同区域环境中，对共同富裕的助推作用或存在区别。参考郭晖等（2025）做法，将北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津以及浙江11个省份划分为东部地区，将重庆、安徽、黑龙江、河南、湖北、湖南、江西、吉林以及山西9个省份划分为中部地区，将甘肃、广西、贵州、内蒙古、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南以及西藏11个省份划分为西部地区。据此，本文进一步分析东部、中部和西部地区的乡村振兴对共同富裕的差异影响。结果显示，东中西部地区乡村振兴对共同富裕的影响系数分别为0.003、0.001和0.001，其中乡村振兴对共同富裕的推动作用仅在东部地区正向显著，这可能是因为东部具有成熟的产业体系，乡村振兴与区域经济协同效应使得政策红利更易转

⑤ 囿于篇幅，检验结果留存备索。

化为共富动能。而在中西部地区政策效果不明显，可能由于共同富裕是一个整体系统性的提升，中西部地区的资源禀赋、经济基础等方面与东部地区有较大差距，面对政策冲击时，难以快速有效通过产业升级实现收入增长这一链条形成区域共富动能。

七、结论与政策建议

（一）结论

本文使用准自然实验的方法，基于我国2013—2023年31省份的面板数据，实证分析乡村振兴对共同富裕的影响，深入考察乡村振兴对共同富裕的作用机理，结果表明：一是乡村振兴可以显著促进共同富裕并且该结论具有稳健性。二是乡村振兴通过新型城镇化、财富收入水平与数字普惠金融三条并行且互补的路径间接推进共同富裕。在数字经济的时代背景下，数字普惠金融的中介效应尤为值得关注，不仅能够提升农村居民金融素养与创收能力，又能为农村产业提供金融助力，从而为共同富裕提供可持续性的金融内生驱动。三是乡村振兴促进共同富裕存在区域异质性，东部地区乡村振兴带动共同富裕的效果更明显。

（二）政策建议

第一，强化乡村振兴政策实施的精准度，推动共同富裕。首先，促进物质层面共同富裕。一方面立足各地资源禀赋培育特色富民产业，如引导山区依托生态优势发展林下经济、康养农业，平原地区围绕优质粮油、特色果蔬等资源发展深加工产业。地方政府积极引导“龙头企业+合作社+农户”经营模式，让农民深度参与产业链并分享增值收益。另一方面，需加快城乡基本公共服务均等化进程，推动优质医疗、教育资源向乡镇、村社下沉，完善农村养老、低保等社会保障体系，缩小城乡基本生活差距。其次，促进精神层面共同富裕。地方政府要强化乡村文化阵地建设，在村社建设集阅读、非遗展示、活动开展于一体的文化礼堂，补齐乡村文化服务短板；同时鼓励群众自办文化活动，如“村晚”“农民书画展”“乡土戏曲展演”等，支持农民创作反映乡村生活的文化作品，增强文化认同感与精神满足感。

第二，着力构建城乡要素双向协同体系，释放新型城镇化潜力。一方面打破人才流动壁垒。地方政府可出台城镇人才入乡激励政策，吸引专业人才、大学生等向乡村集聚创业，同时选拔优秀农民、乡村创业者到城镇高校、企业进行实训，培育兼具乡土情怀与现代经营能力的“新农人”队伍。通过人才双向流动带动城乡产业协同发展，拓宽农民工资性与经营性收入渠道，为实现共同富裕助力。另一方面，畅通土地与资本等其他要素。稳慎推进农村宅基地“三权分置”改革，鼓励城镇资本与乡村合作开发闲置宅基地，发展乡村民宿、康养综合体等业态，鼓励农民通过出租、入股获取稳定财产性收入；稳妥推动农村集体经济组织所拥有的经营性建设用地进入市场流通，保障城镇产业向乡村延伸的用地需求，同时让农民分享土地增值收益。此外，地方政府应科学规划布局，支持城镇企业在县域设立分支工厂或共建现代农业产业园，逐步缩小城乡生产力差距，迈向共同富裕新格局。

第三，深化数字普惠金融应用，激活农村内生发展动力。一方面，推动数字普惠金融与乡村产业深度融合。政府应发挥引导作用，设立专项风险补偿基金，激励金融机构服务乡村。其一，地方金融机构应开发基于大数据风控的“智慧农业贷”“乡村电商贷”等定制化数字金融产品，满足新型农业经营主体的融资需求。其二，地方政府可联合平台企业，搭建本地特色农产品产销对接与数字金融服务一体化平台，从而实现产业数据与金融数据的互通，提升产业链价值，夯实共同富裕的产业基础。另一方面，拓展数字普惠金融的民生服务与能力建设功能。社会保障部门与教育部门积极配合，将数字金融素养教育纳入农村职业技能培训体系。地方金融机构应充分利用移动互联网与人工智能技术，开发操作简单的远程开户、线上保险、智能理财顾问等普惠服务，有效降低金融服务门槛。同时，通过“金融知识下乡”活动普及反诈知识，帮助农村居民提升财富管理能力与风险防范意识，最终在保障农

民财产性收入安全增值的同时，为共同富裕筑牢可持续的微观基础。此外，不同地区应实行差异化策略。针对东部地区，支持金融机构开发适合农村居民需求的智能投顾、养老理财等进阶财富管理产品，并与地方政府合作建设数字金融服务中心，提供面对面辅导，帮助农村居民实现财产性收入的稳健增长。针对中西部地区，深化数字普惠金融可聚焦杂粮种植、乡村文旅等特色产业推出低门槛“特色产业贷”，同时政府应支持乡村数字金融基础设施建设，金融机构开发简易版线上金融软件并搭配村“两委”“代办员”上门指导，借助多种手段普及金融与反诈知识，提升居民风险防范与财富管理能力。此外，可试点将数字普惠金融与乡村治理数字化相结合，探索“信用积分+金融服务”的创新模式，对守信农户给予更高额度贷款和更优惠利率，形成正向激励循环。

参考文献

[1] 朱文帅, 吴玲. 乡村振兴背景下人民共同富裕的现实困境与实现路径[J]. 农业经济, 2024(4): 65−68.

[2] 严雪雁, 谢金晶. 乡村振兴标准化促进共同富裕的内在机理与现实路径[J]. 北方民族大学学报, 2024(2): 135−145.

[3] 王刚. 基于共同富裕的乡村振兴路径探析[J]. 农业经济, 2024(6): 68−70.

[4] 燕连福, 樊志远. 乡村研究三部曲: 从脱贫攻坚到乡村振兴, 再到实现共同富裕[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2023, 43(6): 14−27.

[5] 贾海刚. 乡村振兴战略促进农民农村共同富裕的行动机制与责任体制——基于首批国家级田园综合体的多案例考察研究[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2025, 42(2): 83−93.

[6] 赵志阳, 邢茜, 高小升. 乡村振兴助力共同富裕的应得正义逻辑与当代价值[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2024, 24(6): 33−42.

[7] 田祥宇. 乡村振兴驱动共同富裕: 逻辑、特征与政策保障[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(1): 1−12.

[8] 李志恒. 以乡村振兴推动共同富裕的重要意义、现实困境及路径指引[J]. 智慧农业导刊, 2023, 3(14): 54−59.

[9] 吕承超, 崔悦. 乡村振兴发展: 指标评价体系、地区差距与空间极化[J]. 农业经济问题, 2021(5): 20−32.

[10] 毛锦凰. 乡村振兴评价指标体系构建方法的改进及其实证研究[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2021, 49(3): 47−58.

[11] 杨珂, 余卫. 乡村振兴对共同富裕的影响效应研究[J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 136−140.

[12] 钟晓华. 乡村振兴对农村共同富裕影响的空间效应检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(17): 80−84.

[13] 蔡洁, 赵扬, 杜智民, 等. 乡村振兴与共同富裕耦合协调发展及驱动因素研究——以黄河流域中下游21个地级市为例[J]. 地理与地理信息科学, 2025, 41(4): 120−128.

[14] 孙雨欣. 乡村振兴视域下推进农民精神生活共同富裕的三重向度[J]. 山西农经, 2025(8): 118−120.

[15] 陈翠芳, 严徐. 数字普惠金融、基本公共服务均等化与城乡共同富裕[J]. 统计与决策, 2025, 41(10): 149−154

[16] 申卫峰, 郑瑶琦. 乡村旧厂房变身网红咖啡馆[N]. 深圳特区报, 2025−10−09(A08).

[17] 王胜邦, 朱太辉, 罗煜, 等. 农村金融发展促进共同富裕的机制和路径研究[J]. 金融监管研究, 2023(8): 1−21.

[18] 韩亮亮, 彭伊, 孟庆娜. 数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J]. 软科学, 2023, 37(3): 18−24.

[19] 杜瑾. 乡村振兴对共同富裕的影响效应及作用机制[J]. 普洱学院学报, 2024, 40(5): 11−23.

[20] 杨玉文, 谭雨晨. 新型城镇化能促进共同富裕吗?——基于136个陆地边境县的经验证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2025, 25(2): 25−38.

[21] 邱为. 乡村振兴背景下数字普惠金融影响农村居民收入的研究——基于浙江省的实证[J]. 全国流通经济, 2025(8): 133−136.

[22] 张劲. 数字基础设施、新质生产力与城乡共同富裕[J]. 技术经济与管理研究, 2024(10): 128−133.

[23] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731−745.

[24] 杨仁发, 李自鑫. 创新型城市试点政策能够促进共同富裕吗?[J]. 财经研究, 2023, 49(8): 19−33.

[25] 李慧, 佟孟华, 张国建. 绿色金融改革创新试验区的碳减排效应——基于空间溢出效应与城市异质性的视角[J]. 统计研究, 2024, 41(9): 44−58.

[26] 刘英杰. 数字普惠金融赋能共同富裕: 基于省级面板数据的实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(13): 136−141.

[27] 师磊, 阳镇, 钱贵明. 数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新[J]. 中国工业经济, 2025(1): 100-117.

[28] 郭晖, 张威, 李景跃, 等. 农村电商对乡村产业振兴的影响效应与机制研究[J]. 商业经济研究, 2025(21): 93-97.

（责任编辑: 裴雪昆）

Mechanisms and Pathways of Rural Revitalization in Promoting Common Prosperity

——Analysis Based on Quasi-natural Experiments at Provincial Level

JING Hongjun, GE Yaqi

(School of Public Finance and Administration, Harbin University of Commerce, Harbin 150028, China)

Abstract: The report of the 20th Party Congress pointed out that "common prosperity is the essential requirement of socialism with Chinese characteristics and a long-term historical process", and comprehensively promoting rural revitalization can help in realizing the common prosperity of farmers, narrowing the income gap between urban and rural areas, and achieving the common prosperity. Based on China's 31 provincial panel data from 2013 to 2023, we use quasi-natural experimental analysis method to analyze the impact and mechanism of rural revitalization on common prosperity. It's found that rural revitalization robustly promotes the enhancement of common prosperity levels. Mechanism analysis indicates that traditional pathways of new urbanization and wealth-income transmission continue to play a role, while digital inclusive finance, as an emerging pathway, also exhibits significant mediating effects, providing a beneficial and important supplement. Therefore, local government should enhance the precision of rural revitalization implementation and promote it based on local conditions, establish a two-way coordination system for urban-rural factors to unleash the potential of new urbanization and deepen the application of digital inclusive finance to activate endogenous development momentum in rural areas.

Key words: rural revitalization; common wealth; digital financial inclusion