

从“效率”到“公平”：乡村产业振兴 与农民共同富裕*

王 轶 刘 蕾

摘要：产业振兴是乡村振兴的基石，是农民共同富裕的重要抓手。本文基于2021年中国革命老区的村庄调查数据，实证分析了乡村产业振兴水平对农民共同富裕的影响及其作用机制，并考察了按照乡村治理情况分组后这一影响的异质性。研究表明：乡村产业振兴提高了农民收入水平，但在乡村产业发展从无到有的起步阶段，乡村产业振兴对高收入群体的增收作用更强；乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间存在倒U型关系，当乡村产业振兴水平指数高于0.317时，农民内部收入差距会随着乡村产业振兴水平的提高而缩小，这体现了效率优先、兼顾公平的产业发展过程。异质性分析结果表明：在村两委“一肩挑”和实施产权制度改革的村庄，乡村产业振兴水平对农民收入和农民内部收入差距均有显著影响；在未实行村两委“一肩挑”和产权制度改革的村庄，乡村产业振兴水平对农民收入和农民内部收入差距的影响均不显著。机制分析结果表明，乡村产业振兴能够通过促进村级集体经济组织发展、建立村级集体经济组织与农户的利益联结机制来推动农民共同富裕的实现。

关键词：乡村振兴 产业振兴 共同富裕 农民增收 收入差距

中图分类号：D035.5；F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

乡村振兴，产业先行。乡村产业振兴是做大做强“乡村蛋糕”、促进农民共同富裕的重要途径（钟甫宁等，2022）。习近平在党的二十大报告中强调要扎实推动乡村产业振兴，发展乡村特色产业，拓宽农民增收致富渠道^①。随着《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》重大决策部署贯彻落实，推动乡村产业振兴再次被提上日程。乡村产业地域特色鲜明、创新创业活跃、业态类型丰富、利益联结紧

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“数字经济推动农村地区共同富裕的机制与路径研究”（编号：22AJL103）的资助。本文通讯作者：刘蕾。

^①参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

密，是提升农业、繁荣农村、富裕农民的产业^①。为了促进乡村产业振兴，农业农村部印发了《全国乡村产业发展规划（2020—2025年）》，阐明了乡村产业振兴的目标和总体思路。2022年中央“一号文件”提出促进乡村产业发展的路径，倡导要大力发展县域范围内比较优势明显、带动农业农村能力强、农民就业容量大的产业^②。在中央一系列政策文件的推动下，乡村产业在短期内得到了快速发展，有力推动了脱贫攻坚与乡村振兴的有效衔接（涂圣伟，2020）。长期来看，要想充分发挥乡村产业的引领和协同作用，就要做大做强核心支柱产业，在推动乡村产业发展中实现乡村产业振兴，扩大乡村产业的带动性和包容性，促进农民共同富裕。

然而，中国乡村产业基础较为薄弱、内生动力不足、同质化严重、“短视效应”等问题较为突出（林万龙等，2018）。乡村产业发展片面追求规模扩张，在少数乡村地区可能提高了农民收入水平，但是，这一做法却抬高了农民参与乡村产业的准入门槛，导致低收入群体脱离致富的轨道。另外，乡村产业发展盲目向城镇看齐等举措牵绊着农民走向共同富裕的步伐（姜长云，2022）。上述问题制约了乡村产业的可持续发展和农民增收致富，导致效率和公平的缺失。传统观点认为，“效率优先、兼顾公平”是实现共同富裕的必经阶段（陈宗胜等，2018）。乡村产业振兴的“效率”体现为农村经济增长过程中产生的农民增收效应；乡村产业振兴的“公平”体现为产业振兴过程中能够惠及农村低收入群体、缩小农民内部收入差距，从而实现农民共同富裕的目标。因此，乡村产业振兴在推进农民共同富裕过程中能否实现效率目标、处理好效率与公平的关系意义重大。

既有研究主要从3个角度来阐述和评价乡村产业发展及其效果。一是乡村产业的发展路径。廖菁和邹宝玲（2022）总结了地处亚洲、欧洲和美洲6个具有代表性国家的乡村产业发展经验，指出了中国乡村产业发展中存在的问题和突破点，并发现国外乡村产业振兴主要得益于有度的宏观调控和有效的微观市场，这促进了组织化和规模化经营主体的形成。鉴于此，中国应因地制宜发挥资源优势，通过壮大特色产业延伸农业价值链，助力乡村产业振兴。二是产业扶贫的减贫效应。涂圣伟（2020）认为，产业扶贫是实现贫困人口稳定脱贫的根本之策，乡村应发展长效性和内生型的产业来推进产业振兴，进而实现贫困人口继续依托乡村产业振兴来增收致富。这一“造血式”产业扶贫过程，依赖于多元主体的利益联结机制（李亚丽和杨成胜，2019）、以市场驱动为主和以政府帮扶为辅的机制（汪三贵等，2017）、脱贫人口的人力资本水平（李小云和苑军军，2020）、扶贫干部的领导力（于滨铜等，2021）、生产要素的合理配置（刘红岩，2021）和产业结构优化的扶贫溢出效率（李波和王惠敏，2022）。李芸等（2022）识别和测算了产业扶贫的贡献率，得出2015—2019年产业扶贫对贫困户经营性收入和工资性收入增长的总贡献率为47.6%。类似地，众多学者认为产业扶贫对贫困户增收有显著正向影响，能够显著降低农户的贫困脆弱性（顾宁和刘洋，2021）。三是产业融合的增收效应。学术界对乡村产业融合的增收效应达成了普遍共识。乡村产业融合发展提高了生产要素配置效率和农业劳动生产率（涂圣伟，2022），能够改善农民收入结构（彭影，2022），提高低收入农户的收入水平（陈新忠，

^① 《国务院关于促进乡村产业振兴的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2019-06/28/content_5404170.htm。

^② 《中共中央国务院关于做好二〇二二年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，《人民日报》2022年2月23日01版。

2021），缩小城乡居民收入差距（葛继红等，2022），从而实现包容性增长。

已有文献主要关注乡村产业的发展路径、产业扶贫的减贫效应和产业融合的收入效应，对乡村产业振兴如何实现农民增收和缩小农民内部收入差距还缺乏深入研究。乡村产业振兴既是微观层面增加农民收入的重要抓手，又是宏观层面实现农民共同富裕的现实要求（李国胜，2020）。那么，乡村产业振兴能否持续发挥增收效应？能否在推动农村经济增长、增加农民收入的同时，促进农民收入合理分配？乡村产业振兴又是通过何种途径实现效率与公平目标？对于以上问题的研究意义重大，关系到农民能否实现共同富裕和如何实现共同富裕。如果乡村产业振兴既可以提高农民收入水平来实现农民“富裕”，又可以改善农民收入分配状况来实现农民“共同富裕”，中国乡村就有望通过产业振兴来做大做强“乡村蛋糕”，并通过合理的机制来切好分好“乡村蛋糕”，进而推动农民共同富裕。

鉴于此，本文旨在研究乡村产业振兴对农民共同富裕的影响，并考察这一影响的作用机制和异质性。相较于已有文献，本文的边际贡献如下：第一，探索性地从农民共同富裕视角，构建包括粮食产量、特色产业和产业结构3个层次的乡村产业振兴水平评价指标体系，定量评估乡村产业振兴的增收效应及其对缩小农民内部收入差距的作用，为学界相关研究提供数据证据支持；第二，使用革命老区的大样本调查数据，实证检验乡村产业振兴作用于农民共同富裕的有效路径，并从乡村治理角度探究乡村产业振兴影响农民收入和农民内部收入差距的异质性问题；第三，从效率和公平的角度阐释推进乡村产业振兴的现实意义，为国家制定后续乡村产业扶持政策提供依据，也为政府部门开展乡村产业扶持工作提供参考。

二、理论分析与研究假说

（一）乡村产业振兴对农民收入的直接影响

中国完成了消除绝对贫困的目标任务，在推进包容性增长中取得了重大成绩（World Bank, 2018）。其中，产业扶贫贡献了重要力量，是稳定脱贫的根本之策^①。从产业扶贫走向产业振兴，是产业扶贫的必然，也是实现脱贫效果可持续必须正视和解决好的重要问题。农村地区的产业发展拓宽了农民增收渠道，为农民提供了更好的福利。一方面，乡村振兴战略的实施为乡村产业发展持续“输血”，再加上“工业反哺农业、城市支持农村”方针的实行，将农民和农业纳入产业发展链条，带动了农民就地就近就业，使农民分享到产业发展带来的经济效益，产业的益贫性和效益性得以显现。另一方面，中国长期存在二元经济结构，与城镇居民相比，农村地区涉农群体面临的资源排斥程度和稀缺程度更高。根据新古典经济学理论，要素的稀缺性决定了要素的边际报酬。因此，产业进入农村地区后会增加要素边际报酬较高地区涉农群体的收入，这在一定程度上繁荣了农村经济、增强了农业韧性、富裕了农民生活。

然而，在乡村产业从无到有的初级发展阶段，兼顾边缘户和所有农户、对县域经济有强大支撑的富民产业还未能形成，加之市场本身和公共资源配置存在优胜劣汰机制，部分抵消了国家包容性增长

^①参见中共中央党史和文献研究院，2018：《习近平扶贫论述摘编》，北京：中央文献出版社，第83页。

政策带给低收入群体的收入增长，导致乡村产业发展更多地表现为高收入群体的收入增长。究其原因：其一，目前中国乡村产业仍处于大而不强、多而不优的状况，产业发展面临结构相对单一、同质化严重、产业链条短、三产融合程度不深等问题，不同经营主体在市场机遇洞察力和议价能力方面也存在较大差距。因此，在市场竞争中，规模偏小、辐射带动能力较弱、现代农业技术创新不足的企业市场竞争力较弱，带动低收入农民增收的能力不强。其二，乡村产业项目投资较大、见效较慢、周期较长，在一定程度上影响了社会资本对乡村产业项目的投资意愿，部分农户因缺乏资金无法参与农产品深加工、网络销售等环节，他们种植高附加值生态产品的积极性不高，而是倾向于种植附加值不高的传统作物，“丰产不丰收”问题经常出现。其三，参与乡村产业振兴的部分企业无法享受国家非普惠性扶持政策，加之又得不到社会资本的支持，难以解决企业运营中产业发展和项目建设等方面的资金需求，导致乡村深加工企业数量少、规模小，无法形成产业联动并带动更多低收入农民实现收入的稳定增长。基于以上分析，本文提出研究假说 H1。

H1：在乡村产业发展从无到有的起步阶段，乡村产业振兴对高收入群体的增收作用更强，扩大了农民内部收入差距。

随着中国土地、资本、劳动力和企业家等生产要素逐步向农村地区各类产业集聚，多种资源得到有效整合，乡村产业从有到强、再到发展壮大，乡村公共配套设施日趋完善，产业振兴带动乡村人才振兴，产业模式不断优化，产业示范区的辐射带动作用不断增强，“大资源、小产业、低效益”的乡村产业发展现状得到彻底改变。乡村产业发展到一定水平时，在农民增收方面将发挥“造血”功能，带动更多低收入群体实现就地就近就业，从而在增长性和包容性的统一框架下推动产业和乡村的全面振兴。

一方面，乡村物质资源的不断补充和完善，例如生产路的建设和升级以及产业建设用地指标问题的解决，为乡村产业发展奠定了坚实的基础，促进兼顾边缘户和所有农户的、对农村经济有强大支撑的富民产业形成，是促进低收入群体增收所必备的客观条件。一是乡村公共配套设施可以发挥经济效益，能够促进乡村特色产业发展和区域整体协同发展，形成“乡村公共配套设施建设—乡村特色产业发展—村集体和村民收入增加—村集体从收入中提取管护乡村公共配套设施费用—乡村吸引城市资本和乡贤回乡投资创业—企业带动更多低收入群体参与乡村建设—乡村发展持续向好和村民生活富裕”的局面。二是增加的土地指标优先用于乡村产业建设，能够保障产业发展的用地需要和耕地的高效规模化经营，加强招商引资促优质产业项目落地，形成发展示范性和联动性强的产业集群，促进了企业规模的扩大，激发了企业的用工需求，有助于解决低收入群体就业难问题，进而提高低收入群体的收入水平。因此，乡村公共配套设施建设和用地支持政策为乡村产业振兴提供了重要保障。

另一方面，乡村外出能人返乡，成为乡村产业振兴的骨干力量。根据托达罗模型，农村劳动力发生转移的根本原因是进城务工的预期收益大于务农的预期收益（Harris and Todaro, 1970）。生产要素向乡村产业集聚带来各个产业的蓬勃发展，会吸引高端科研人员、产业工人、上下游产业链的专业技术人员柔性参与乡村产业发展，而乡村产业发展能够从根本上为乡村引才、聚才、留才提供坚实的基础和条件。一是乡村产业振兴和人才振兴的联动发展，使乡村产业发展有了“带头人”和专业技术人

才，提升了乡村产业质量效益和竞争力水平，进一步做大了可支配收入的“乡村蛋糕”，增加了农村闲置劳动力的就业机会，从根本上提高了低收入群体的收入水平。二是乡村产业和人才的统合发展，激活了乡村振兴的内生动力，各市场主体将自然资源、土地资源、特色资源、人力资源等进行链接，可以有效地解决市场和政府不能解决的教育、医疗、社会福利和弱势群体服务问题，带动周边地区和贫困地区产业发展并促进劳动力就业，进一步实现切好分好“乡村蛋糕”的机制，提升农民生活的便利性与幸福感，缓解农民内部收入不平等。因此，人才回流为乡村产业振兴和农民共同富裕提供了人才基础。基于以上分析，本文提出研究假说H2。

H2：随着乡村产业发展逐步走向振兴，更多的低收入群体被惠及，农民内部收入差距缩小。

（二）乡村产业振兴实现农民共同富裕的传导机制

以农户为单位的“小而散”的模式仍是中国农业生产经营最主要的模式，这种模式难以满足农业生产供给提质增效的客观要求，使农民仍处于低收入边缘（王志刚和于滨铜，2019）。习近平在《摆脱贫困》中指出：“集体经济是农民共同富裕的根基，是农民走共同富裕道路的物质保障。集体经济健康发展了，不但可以为农户提供各种服务，还可以发挥调节作用，防止两极分化。”^①随着乡村振兴战略的推进，产业振兴成为实现乡村振兴的重要抓手和基本前提（张洪振等，2020）。因此，国家制定并实施了一系列推进乡村产业振兴的相关政策，推动了更多农民专业合作社（后文简称“合作社”）和龙头企业成立，推动了乡村业态多样化发展。农业经营主体带动小农户发展所形成的“合作社+农户”“龙头企业+农户”的农业产业化利益联结机制是国家实施“先富带后富”政策的重要实践方式，是农村经济增长和农民稳定增收的重要保障（钟真等，2021）。乡村产业振兴为农村集体经济发展提供了直接驱动力，让集体经济重新“活”了起来，而发展壮大的村级集体经济是强农业、美乡村、富农民的重要途径，有效夯实了乡村产业兴旺的根基，使乡村产业振兴“旺”了起来。

毛泽东在《组织起来》中指出：“分散的个体生产，就是封建统治的经济基础，而使农民自己陷于永远的穷苦。克服这种状况的唯一办法，就是逐渐地集体化；而达到集体化的唯一道路，依据列宁所说，就是经过合作社。”^②合作社是乡村产业体系的重要组成部分，发展合作社成为实现小农户和现代农业发展有机衔接的有效途径（姜长云，2018）。一方面，以合作社为引领的产业化利益联结能够改善农民在利益分配中的不利地位。各示范村通过建立“合作社+农户”的经营模式，可以强化主体间的利益联结机制，实现农民收入的“倍增”计划；另一方面，乡村产业振兴推动合作社的产业化发展，合作社通过鼓励村民以土地经营权、资产、资金入股，盘活了村庄和村民的闲置资源，增强了农户增收致富的动能，有助于形成“产业兴旺有实业、农民增收有保障、乡村振兴有基础”的共富局面。

龙头企业是乡村产业创新的“发动机”，鼓励龙头企业牵头和合作社持续跟进是共建产业联合体的重要途径。乡村产业振兴能够推动龙头企业做大做强，加强龙头企业与农户的利益联结。龙头企业通过“以大带小”的动力优势促进农村地区招商引资、生产建设和产品销售等，成为打造农业全产业

^①参见习近平，2014：《摆脱贫困》，福建：福建人民出版社，第193页。

^②参见中共中央文献研究室，1999：《毛泽东选集》（第三卷），北京：人民出版社，第931页。

链的中坚力量。龙头企业对农民的持续增收效应主要体现在以下3点：首先，龙头企业作为新型农业经营主体中的引领者，通过撬动社会资本投入来丰富农村新业态，辐射带动周边村民参与到农产品销售和生产服务业中，让村民变“老板”的同时增加就业岗位，提高农民的工资性收入和经营性收入；其次，龙头企业通过与农户采取“共享+互补”的合作模式，使农户能够以闲置住房等入股企业，让农民分享更多的产业增值收益，从而增加当地农民的财产性收入；最后，龙头企业通过日渐完善的产业链提质增效，在创造利润的同时履行更多社会责任，促进了农村经济发展，让低收入群体分享到更多的转移性收入，从而助力农民共同富裕的实现。基于以上分析，本文提出研究假说H3。

H3：乡村产业振兴能够促进村级集体经济组织发展，建立村级集体经济组织与农户的利益联结机制，从而推动农民共同富裕。

三、研究设计

（一）数据来源

本文研究所用数据来自“2021年革命老区乡村振兴示范区建设的基线调查项目”（以下简称“项目”）。此次基线调查覆盖全国28个省（区、市）的40个革命老区乡村振兴示范区，收集了84个乡镇和407个行政村在项目实施前的基本情况。此次调查设立13个实地调查小组，每组包括组长1人，组员2~4人。

调查数据的收集方法包括访谈、问卷调查和田野观察。调查人员通过与40个革命老区乡村振兴示范区相关部门人员召开座谈会的形式，了解革命老区发展情况和示范区建设情况，并确定了所要重点调查的84个乡镇。为了解示范区在项目实施前的基本情况，调查人员对84个乡镇的领导和项目负责人进行了一对一问卷调查和实地访谈，并确定了项目所选的407个行政村名单^①。在对这407个行政村开展调查时，调查对象为村庄的主要村干部，调查也主要采取问卷调查和访谈的形式。村庄问卷调查和访谈内容包括村庄的基本特征、村民福祉、村庄特色产业发展、村庄组织状况、村庄人才和劳动力状况、项目实施情况与项目实施过程中遇到的困难等。

为确保基线调查工作的科学规范性、严谨有效性和全面可行性，保障调查取得预期效果，调查人员收集了基础数据、图片和影像等资料，以便于进行成效对比，更好地评估示范区建设的效果和影响。需要说明的是，此次调查虽然包括村庄调查问卷和乡镇调查问卷，但本文使用数据来自村庄调查问卷。获取一手数据后，笔者剔除了缺失值严重和信息明显有误的样本，对核心变量个别缺失数据采用线性插值法进行补齐。最终的有效样本为82个乡镇的387个行政村，问卷有效率为95.09%。

（二）模型回归策略

1.增收效应模型的设定。为检验乡村产业振兴水平对农民收入的影响，本文设定如下模型：

^①项目覆盖村庄共计421个，但小部分村庄未实际开展乡村振兴示范区建设，因此在调查中剔除了这些村庄，最终确定的样本村庄数为407个。

$$\ln Inc_i = \alpha_0 + \alpha_1 Ind_i + \rho X_i + \phi_i + \xi_i \quad (1)$$

(1) 式中： Inc_i 表示农民收入； Ind_i 为核心解释变量，表示乡村产业振兴水平，其回归系数 α_1 为本文最感兴趣的参数之一，即乡村产业振兴水平的增收效应； X_i 为控制变量； ϕ_i 是省份虚拟变量； α_0 为常数项； ρ 为待估参数； ξ_i 为随机扰动项。

为检验乡村产业振兴水平对不同分位点上农户收入的影响，本文建立如下对数分位数回归模型：

$$Q_\tau(\ln Inc_i | X) = \alpha_{0\tau} + \alpha_{1\tau} Ind_{i\tau} + \rho_\tau X_{i\tau} + \phi_{i\tau} + \xi_{i\tau} \quad (2)$$

(2) 式中： τ 表示不同分位点，本文分别用 10、25、50、75、90 分位点来刻画农民收入的变化； $Q_\tau(\ln Inc_i | X)$ 为被解释变量 $\ln Inc_i$ 在给定特征 X 条件下的 τ 分位数；其余符号的含义同 (1) 式。

2. 收入差距模型的设定。为检验乡村产业振兴水平对农民内部收入差距的影响，本文建立重聚影响函数回归模型 (recentered influence function regression, 简称 RIF)。与传统 OLS 回归模型相比，该模型能够克服遗漏变量等产生的内生性问题 (Firpo et al., 2007)。本文沿用现有文献的做法，采用基尼系数 (Gini) 来测度农民内部收入差距。此外，考虑到农民收入的分布形态变化，本文纳入不平等厌恶程度为 0.5 的阿特金森指数、75 分位点与 25 分位点农民收入对数的比率以及最富有 30% 农民群体的收入占比这 3 个统计指标进行实证检验，以对比测度结果并检验结果的稳健性。基于基尼系数建立的 RIF 模型形式如下：

$$RIF \left\{ \ln Inc_i; v^{Gini}(F_{\ln Inc_i}) \right\} = \beta_0 + \beta_1 Ind_i + \pi X_i + \phi_i + \xi_i \quad (3)$$

(3) 式中： $v^{Gini}(F_{\ln Inc_i})$ 是 $\ln Inc_i$ 定义在分布函数 F 上的基尼系数， β_1 为 Ind_i 的回归系数， β_0 为常数项，其余符号的含义同 (1) 式。

为检验乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间是否存在倒 U 型关系，本文在 (3) 式中加入乡村产业振兴水平的平方项，模型具体的设定形式如下：

$$RIF \left\{ \ln Inc_i; v^{Gini}(F_{\ln Inc_i}) \right\} = \gamma_0 + \gamma_1 Ind_i + \gamma_2 sqInd_i + \eta X_i + \phi_i + \xi_i \quad (4)$$

(4) 式中： $sqInd_i$ 表示乡村产业振兴水平的平方项，其回归系数 γ_2 为本文最感兴趣的参数之二，反映乡村产业振兴水平对农民内部收入差距的影响 (拐点处对应的乡村产业振兴水平为 Ind_{\max})； γ_1 为 Ind_i 的回归系数； γ_0 为常数项；其余符号的含义同 (1) 式。

本文借鉴 Simonsohn (2018) 提出的断点回归方法，验证乡村产业振兴水平与农民内部收入差距倒 U 型关系的稳健性。断点回归模型的具体形式如下：

$$RIF \left\{ \ln Inc_i; v^{Gini}(F_{\ln Inc_i}) \right\} = \theta_0 + \theta_1 Ind_{low} + \theta_2 Ind_{high} + \theta_3 high + \delta X_i + \phi_i + \xi_i \quad (5)$$

(5) 式中： Ind_{high} 和 Ind_{low} 表示乡村产业振兴水平与 Ind_{\max} 的差值，其中， Ind_{high} 表示正差值， Ind_{low} 表示负差值； $high$ 为断点值；当 $Ind_i \geq Ind_{\max}$ 时， $Ind_{high} = Ind_i - Ind_{\max}$ ，当 $Ind_i <$

Ind_{max} 时, $Ind_{high}=0$, 此时, $high=1$; 当 $Ind_i \leq Ind_{max}$ 时, $Ind_{low} = Ind_i - Ind_{max}$, 当 $Ind_i > Ind_{max}$ 时, $Ind_{low}=0$, 此时, $high=0$; θ_1 、 θ_2 、 θ_3 为回归系数 (如果 θ_1 显著为正、 θ_2 显著为负, 则说明倒 U 型关系存在; 反之, 则说明倒 U 型关系不存在); θ_0 为常数项; 其余符号含义同 (1) 式。

(三) 变量选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量为农民收入, 用村庄农民人均可支配收入来反映。此外, 本文分别选取村庄农民人均家庭经营收入和农民人均工资性收入作为被解释变量的替换变量, 以此来检验基准回归结果的稳健性。为克服异方差的影响, 本文对测量农民收入的各项变量进行对数化处理。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为乡村产业振兴水平。学术界对乡村产业振兴评价指标体系的研究较少。申云等 (2020) 从农产品产业体系、农业多功能产业体系和农业支撑产业体系 3 个维度构建了乡村产业振兴的评价指标体系。本文结合现阶段中国乡村产业振兴战略实施要点和乡村振兴评价指标体系 (张挺等, 2018), 从稳定粮食产量、壮大特色产业和优化产业结构 3 个方面构建乡村产业振兴水平的评价指标体系。乡村产业振兴的第一要务是保障粮食等农产品供给。在此基础上, 还需打造乡村特色产业、发挥品牌效应, 进而实现产业结构优化, 从本质上改善农业产业发展模式, 实现农民富裕富足。本文基于“农业强”和“农民富”的战略目标构建乡村产业振兴水平的评价指标体系 (见表 1)。

(1) 粮食安全保障水平。乡村产业振兴必须始终保障中国粮食安全的主体地位。本文用高标准农田占有率、农业科技人员占比和土地生产率来衡量粮食安全保障水平。高标准农田占有率体现耕地面积、农业劳动力投入与农业产出之间的科学配比关系。乡村产业的高质量发展依赖农业科技进步, 农业科技进步保障了农产品供给和安全 (林建和廖杉杉, 2014)。

(2) 乡村特色产业发展。发挥乡村独特的资源禀赋优势和区域品牌辐射效应是一条切实可行的乡村产业振兴之路 (张德海等, 2022)。本文用“三品一标”产品占比、品牌影响力和特色产业产值占比来衡量乡村特色产业发展水平。乡村产业振兴靠品牌, 扩大品牌影响力和提高特色产业产值占比有助于因地制宜地形成乡村特色产业发展模式。

(3) 乡村产业结构优化。优化乡村产业结构是经济增长的动力之源 (Young, 1995), 是实现乡村产业振兴的重要体现 (钟漪萍等, 2020)。本文用非农就业人数占比、农业劳动生产率和农产品加工产值占比来衡量乡村产业结构优化程度。其中: 非农就业人数占比反映了第一产业劳动力向二三产业转移的程度, 体现了以产业发展带动就业的成效; 农业劳动生产率的提高是中国传统农业向现代农业转变的重要标志 (汪小平, 2007), 能促进产业结构的转型升级; 农产品加工延伸了从田间到车间的农产品产业链, 促进了乡村产业融合。

本文采用熵权法计算二级指标的权重, 加总各维度下二级指标的权重, 可得出一级指标的权重。运用这些权重可计算出乡村产业振兴水平指数。由于熵权法较为成熟且被广泛使用, 本文未列出具体的计算公式, 详细介绍参见已有文献 (例如申云等, 2020)。

表 1 乡村产业振兴水平的评价指标体系

一级指标	一级指标权重	二级指标	二级指标权重	指标释义
粮食安全保障水平	0.4072	高标准农田占有率	0.0536	村庄高标准农田面积/全村耕地总面积
		农业科技人员占比	0.0608	村庄农业科技人员数/全村常住人口
		土地生产率	0.2928	村庄种植业增加值/全村耕地总面积 ^a
乡村特色产业	0.3512	“三品一标”产品占比	0.1401	村庄无公害农产品、绿色食品、有机农产品和地理标志农产品的产量/全村农产品总产量
		品牌影响力	0.0649	村庄农产品品牌的影响范围：全国=4，本省=3，本市=2，本县=1
		特色产业产值占比	0.1462	村庄特色产业产值/全村农业总产值
乡村产业结构优化	0.2416	非农就业人数占比	0.0181	村庄非农就业人数/全村劳动力总数
		农业劳动生产率	0.0795	村庄农业增加值/全村农业劳动力总数
		农产品加工产值占比	0.1440	村庄农产品加工产值/全村农业总产值

注：a.村庄种植业增加值包括林果产出的增加值，全村耕地总面积包括林地面积。

3.机制变量。本文的机制变量为村级集体经济组织和利益联结机制。其中，村级集体经济组织用村庄是否有合作社或龙头企业来表示。项目组实地调查中了解到，龙头企业与农户通常通过合作社对接，对接方式主要有“公司+合作社+农户”“公司+基地+合作社+农户”两种，因此，本文在测度村级集体经济组织发展状况时考虑了村庄是否有龙头企业的情况。利益联结机制反映农户是否从村级集体经济组织获得务工收入、土地租金、分红收入、二次返利以及合作社或龙头企业是否以保护价收购农户产品的情况。本文用村级集体经济组织是否与农户利益相联结来表示利益联结机制。需要说明的是，参考现有研究（例如张德海等，2022），本文将村级集体经济组织分为合作社和龙头企业两类，考察其在乡村振兴影响农民共同富裕中分别发挥的作用，并据此将村级集体经济组织与农户的利益联结机制划分为“合作社+农户”“龙头企业+农户”两种模式。

4.控制变量。参照芦千文和杨义武（2022）选取控制变量的思路，本文从以下 3 个角度选取控制变量：一是县域发展水平变量，包括经济发展水平、政府支出水平和金融支农水平；二是村庄基础设施状况变量，包括电力基础设施状况、交通基础设施状况和通信基础设施状况；三是村庄人口特征变量，包括人口密度、老龄化程度、空心化程度和未婚男性占比。其中，县域发展水平变量取值匹配了行政村所在县域的数据，数据来源为 2021 年的《中国县域统计年鉴》。

变量的含义和描述性统计见表 2。

表 2 变量的含义和描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
农民收入	村庄农民人均可支配收入（元），取对数	9.388	0.427	8.412	11.512
核心解释变量					
乡村产业振兴水平	采用熵权法计算的乡村产业振兴水平指数	0.112	0.104	0.001	0.512

表2 (续)

机制变量					
村级集体经济组织	村庄是否有合作社或龙头企业：是=1，否=0	0.568	0.451	0	1
合作社	村庄是否有合作社：是=1，否=0	0.478	0.500	0	1
龙头企业	村庄是否有龙头企业：是=1，否=0	0.276	0.448	0	1
利益联结机制	村级集体经济组织是否与农户利益相联结：是=1，否=0	0.284	0.496	0	1
合作社+农户	合作社是否与农户利益相联结：是=1，否=0	0.274	0.447	0	1
龙头企业+农户	龙头企业是否与农户利益相联结：是=1，否=0	0.235	0.425	0	1
工具变量					
村庄地貌	村庄地貌：高原=4，山地=3，丘陵=2，平原=1	2.405	0.803	1	4
控制变量					
经济发展水平	县域人均GDP（元），取对数	10.071	1.616	0.883	11.716
政府支出水平	县域人均一般预算支出（元），取对数	3.153	2.751	0.434	5.164
金融支农水平	县域农村贷款总额(万元)/县域农村总人口(万人)，取对数	2.634	2.989	0.242	6.858
电力基础设施状况	村庄是否有动力电：是=1，否=0	0.795	0.403	0	1
交通基础设施状况	村庄待建生产道路长度（千米），取对数	0.986	2.400	-4.605	5.375
通信基础设施状况	村庄是否有4G及以上网络：是=1，否=0	0.294	0.456	0	1
人口密度	村庄户籍人口数(万人)/村庄行政面积(平方千米)	0.022	0.119	0.000	1.652
老龄化程度	村庄户籍人口中65岁以上老年人数量(人)/村庄户籍人口数(人)	0.224	0.131	0.010	0.990
空心化程度	村庄户籍人口中在外务工半年及以上劳动力总数(人)/村庄户籍人口数(人)	0.317	0.444	0.272	0.959
未婚男性占比 ^a	村庄户籍人口中40岁以上未婚男性人口数(人)/村庄户籍人口数(人)	0.052	0.062	0.000	0.544

注：a.根据项目组实地调查中了解的情况，本文以40岁为下限来衡量农村未婚男性占比。

四、实证结果与分析

（一）乡村产业振兴水平对农民收入的影响

表3报告了乡村产业振兴水平影响农民收入的基准回归结果。（1）列回归结果显示，乡村产业振兴水平变量显著，且回归系数为正，表明乡村产业振兴水平越高，农民收入水平越高。进一步地，本文通过分位数回归来考察乡村产业振兴水平在不同分位点处对农民收入的影响，回归结果见表3中（2）~（6）列。从表3可以看出，在10分位点处乡村产业振兴水平的农民增收作用不显著，但随着分位点的上升，乡村产业振兴水平的农民增收效应增强，这意味着乡村产业振兴水平对高收入农民群体收入的促进作用更强，这与全志辉和温铁军（2009）的研究结论一致。可见，在中国推进乡村产业发展从无到有的起步阶段，乡村产业发展产生的收入分配效应体现了“效率优先”理念，是“让一

部分人先富起来，让先富带动后富”思想的真实写照。因此，假说 H1 得到验证。

表 3 乡村产业振兴水平影响农民收入的基准回归结果

变量或指标名称	OLS 回归	分位数回归				
		10 分位点	25 分位点	50 分位点	75 分位点	90 分位点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
乡村产业振兴水平	0.761*** (0.179)	0.319 (0.345)	0.372* (0.207)	0.488*** (0.172)	0.493*** (0.191)	0.764*** (0.224)
经济发展水平	0.387** (0.176)	0.094 (0.339)	0.348* (0.203)	0.362** (0.169)	0.242 (0.188)	0.433** (0.220)
政府支出水平	0.037 (0.106)	0.179 (0.204)	0.040 (0.122)	0.027 (0.102)	-0.038 (0.113)	0.138 (0.133)
金融支农水平	0.037** (0.016)	0.084*** (0.032)	0.054*** (0.019)	0.046*** (0.016)	0.022 (0.018)	0.006 (0.021)
电力基础设施状况	0.115*** (0.044)	0.095 (0.085)	0.089* (0.051)	0.104** (0.043)	0.079* (0.047)	0.028 (0.056)
交通基础设施状况	-0.015** (0.008)	-0.007 (0.015)	-0.006 (0.009)	-0.013* (0.007)	-0.021** (0.008)	-0.031*** (0.009)
通信基础设施状况	-0.028 (0.038)	-0.006 (0.073)	0.008 (0.043)	-0.017 (0.036)	-0.016 (0.040)	-0.008 (0.047)
人口密度	-0.570*** (0.154)	-0.321 (0.297)	-0.356** (0.178)	-0.809*** (0.148)	-0.418** (0.165)	0.228 (0.193)
老龄化程度	-0.239 (0.147)	-0.478* (0.282)	-0.346** (0.169)	-0.196 (0.141)	-0.151 (0.157)	0.186 (0.184)
空心化程度	-0.067* (0.039)	-0.102 (0.075)	-0.075* (0.045)	-0.014 (0.037)	-0.074* (0.041)	-0.073 (0.048)
未婚男性占比	-0.397 (0.283)	-0.502 (0.546)	-0.419 (0.327)	0.027 (0.272)	-0.178 (0.303)	0.032 (0.355)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	5.380** (2.609)	7.072 (5.025)	5.887* (3.010)	5.804** (2.510)	8.015*** (2.788)	3.461 (3.269)
(伪) R ²	0.527	0.3682	0.3722	0.4073	0.4407	0.4542
观测值	387	387	387	387	387	387

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

(二) 稳健性检验

基准回归中可能存在内生性问题，导致模型估计结果存在偏误。基准回归中内生性问题的产生主要有以下 3 种原因：第一，虽然回归中已加入县域层面和村庄层面的控制变量，并考虑了省份固定效应，但仍可能有遗漏变量问题，例如遗漏村庄的初始禀赋等变量；第二，样本村庄是政策选择的结果，

村庄的异质性制度环境会影响其项目基金的可得性，例如乡村振兴样板村更可能被选为乡村振兴示范村，从而产生样本自选择问题；第三，农民收入水平越高的村庄越容易发展乡村产业，导致双向因果关系。

为纠正内生性问题导致的估计偏误，本文选用村庄地貌作为乡村产业振兴水平的工具变量。村庄地貌包括平原、丘陵、山地和高原，这种自然条件一般不会直接影响农民的收入水平，但会对乡村产业振兴水平产生直接影响，从而满足工具变量的外生性和相关性条件。本文基于两阶段最小二乘法（2SLS）进行工具变量回归，结果见表4（1）列。乡村产业振兴水平对农民收入具有显著的正向影响，支持基准回归的结论^①。

此外，本文分别进行以下稳健性检验：第一，采用因子分析方法测算乡村产业振兴水平，并对（1）式进行OLS回归，得到结果见表4（2）列；第二，将被解释变量分别替换为农民人均家庭经营收入和工资性收入，并将农民人均家庭经营收入细分为农民人均农业经营收入和非农经营收入，以进一步验证乡村产业振兴水平对农民收入的具体影响，得到结果见表4的（3）～（6）列。

表4 乡村产业振兴水平影响农民收入的稳健性检验结果

变量或指标名称	农民收入	农民收入	农民人均 家庭经营收入	农民人均 农业经营收入	农民人均 非农经营收入	农民人均 工资性收入
	2SLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
乡村产业振兴水平	7.795*** (2.383)	0.796*** (0.179)	0.769* (0.409)	1.375** (0.669)	0.987 (0.789)	1.539*** (0.385)
R ²	0.143	0.528	0.169	0.193	0.067	0.159

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③各列回归中均纳入了控制变量和省份虚拟变量，受篇幅所限没有报告它们的回归结果；控制变量同表3。④观测值为387。

表4（2）列的估计结果表明，采用因子分析方法测算的乡村产业振兴水平对农民增收的促进作用显著，验证了基准回归结果的稳健性。表4（3）列和（6）列的结果表明，乡村产业振兴水平显著提高了农民人均家庭经营收入和工资性收入。国家统计局数据显示，2021年经营净收入和工资性收入在农村居民人均可支配收入中的占比为76.72%^②，而经营净收入由家庭经营收入计算所得，这意味着乡村产业振兴通过增加农民人均家庭经营收入和工资性收入来提高农民人均可支配收入水平，验证了基准回归结果的稳健性。

表4（4）列和（5）列回归结果表明，乡村产业振兴水平显著提高了农民人均农业经营收入，但对农民人均非农经营收入的影响不显著。究其原因：乡村产业发展优化了农产品从田间到车间的加工

^①Anderson canon. corr. LM 统计量为 10.428，Cragg-Donald Wald F 统计量为 10.412，两者均在 1% 的统计水平上拒绝原假设，说明工具变量有效；DWH 统计量为 27.44，在 1% 的统计水平上拒绝原假设，说明解释变量存在内生性；第一阶段回归结果中，工具变量的回归系数为-0.022，且在 1% 统计水平上显著。

^②数据来源：《2021 年居民收入和消费支出情况》，http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202201/t20220117_1826442.html。

产业链，使农民获得更多的农业经营收入。然而，农民的非农经营收入是指他们从事工业、建筑业、服务业等非农业经营活动获得的收入，小农户因市场竞争力弱而存在被淘汰的可能，导致乡村产业振兴水平对农民人均非农经营收入的影响不显著。

（三）乡村产业振兴水平对农民内部收入差距的影响

1. 乡村产业振兴水平对农民内部收入差距的影响。本文进一步探讨了乡村产业振兴水平对农民内部收入差距的影响，模型回归结果见表 5。其中，（1）列报告了仅包含乡村产业振兴水平一次项的估计结果。从结果中可以看出，乡村产业振兴水平在 1% 的统计水平上显著，且系数为正。（2）列估计结果显示：乡村产业振兴水平一次项显著，且系数为正；乡村产业振兴水平二次项也显著，但系数为负。这个结果表明，乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间存在倒 U 型关系。据此，可计算出拐点值为 0.317，即当乡村产业振兴水平指数小于 0.317 时，乡村产业振兴扩大了农民内部收入差距；当乡村产业振兴水平指数跨越拐点值 0.317 时，乡村产业振兴显著缩小了农民内部收入差距。替换被解释变量后，（3）～（5）列结果均显示乡村产业振兴水平一次项的系数为正，二次项的系数为负，且均通过了显著性检验，表明乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间确实存在倒 U 型关系，假说 H2 得到验证。由此可见，农村地区应大力推动乡村产业高质量发展来缩小农民内部收入差距，以进一步夯实农民共同富裕的物质基础。

表 5 乡村产业振兴水平影响农民内部收入差距的回归结果

变量或指标名称	基尼系数 (1)	基尼系数 (2)	阿特金森指数（不平 等厌恶程度为 0.5） (3)	75 分位点与 25 分位点 农民收入对数的比率 (4)	最富有 30% 农民 群体的收入占比 (5)
乡村产业振兴水平	0.034*** (0.011)	0.085*** (0.032)	0.035** (0.014)	2.295** (1.120)	0.061*** (0.022)
乡村产业振兴水平 二次项		-0.134* (0.080)	-0.056* (0.034)	-4.956* (2.775)	-0.096** (0.056)
R ²	0.229	0.235	0.198	0.277	0.263

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③各列回归中均纳入了控制变量和省份虚拟变量，受篇幅所限没有报告它们的回归结果；控制变量同表 3。④观测值为 387。

2. 乡村产业振兴水平与农民内部收入差距倒 U 型关系的稳健性检验。表 6 报告了乡村产业振兴水平与农民内部收入差距倒 U 型关系稳健性检验的回归结果。从被解释变量为测度农民内部收入差距的不同统计指标的回归结果可知，负差值的回归系数为正，而正差值的回归系数为负，且均通过了显著性检验。可见，在样本村庄范围内乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间确实存在倒 U 型关系。

表6 乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间倒U型关系的稳健性检验回归结果

变量或指标名称	基尼系数	阿特金森指数（不平等厌恶程度为0.5）	75分位点与25分位点农民收入对数的比率	最富有30%农民群体的收入占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
负差值	0.058*** (0.015)	0.024*** (0.006)	2.929*** (0.982)	0.026*** (0.008)
正差值	-0.011* (0.006)	-0.005* (0.003)	-0.863** (0.427)	-0.007* (0.004)
断点值	0.033 (0.073)	0.015 (0.030)	9.673** (4.808)	0.036 (0.041)
R ²	0.240	0.205	0.154	0.316

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③各列回归中均纳入了控制变量和省份虚拟变量，受篇幅所限没有报告它们的回归结果；控制变量同表3。④观测值为387。

（四）机制分析

上述实证分析验证了乡村产业振兴能够促进农民增收、缩小农民内部收入差距，从而促进农民共同富裕。但背后的机制是怎样的？要回答这个问题，关键在于厘清乡村产业振兴通过什么路径或举措促进农民增收或缩小农民内部收入差距，从而实现效率与公平的双重目标。由上文分析可知，乡村产业振兴可能会促进村级集体经济组织发展、加强村级集体经济组织与农户的利益联结机制，进而实现农民共同富裕。因此，本文构建的机制分析步骤如下：

首先，考察乡村产业振兴能否促进村级集体经济组织发展。表7（1）列、（3）列和（5）列的回归结果显示：乡村产业振兴能够推动村级集体经济组织发展；乡村产业振兴水平对合作社和龙头企业的发展均有显著的正向影响，且乡村产业振兴水平对合作社的发展影响更大。

表7 乡村产业振兴水平影响农民收入的机制：村级集体经济组织

变量或指标名称	村级集体经济组织		合作社		龙头企业	
	OLS		OLS		OLS	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
乡村产业振兴水平	1.962***	0.233	2.318***	0.226	2.182***	0.195
R ²	0.356		0.404		0.446	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②表中的标准误为稳健标准误。③各列回归中均纳入了控制变量和省份虚拟变量，受篇幅所限没有报告它们的回归结果；控制变量同表3。④观测值为387。

其次，识别乡村产业振兴水平对村级集体经济组织与农户利益联结机制的影响。表8中（4）～（6）列的回归结果显示：乡村产业振兴能够加强村级集体经济组织与农户的利益联结机制，对“合作社+农户”“龙头企业+农户”利益联结模式均有显著的促进作用，且乡村产业振兴水平对“合作社+农户”利益联结模式的影响更大。

最后，检验利益联结机制对农民收入水平和农民内部收入差距的影响。表8中（1）列的回归结果显示，利益联结机制显著提高了农民收入水平。更进一步地，以前文乡村产业振兴水平与农民内部收入差距倒U型关系曲线的拐点值（0.317）为临界点，本文研究了利益联结机制对农民内部收入差距的影响，RIF-Gini回归结果见表8（2）列和（3）列。当乡村产业振兴水平指数小于0.317时，利益联结机制扩大了农民内部收入差距；当乡村产业振兴水平指数跨越拐点值0.317时，利益联结机制显著缩小了农民内部收入差距。可见，在乡村产业发展过程中，利益联结机制与农民内部收入差距之间呈现出倒U型关系。基于本文调查数据计算可知：村级集体经济组织与农户有利益联结机制的村庄仅占样本总数的28.4%，其中，采取“合作社+农户”模式的村庄占比为27.39%，采取“龙头企业+农户”模式的村庄占比为23.5%，同时采取两种模式的村庄占比为22.48%。由此可见，中国乡村产业发展的联农带农机制还不健全。在产业发展过程中，村集体应积极探索有利于带动小农户增收的利益联结机制，从而让农民共享乡村产业发展成果。

综上，乡村产业振兴能够推动村级集体经济组织发展，而村级集体经济组织是联农带农富农的根基（张新文和杜永康，2022）。因此，农村地区应因地制宜发展乡村特色产业，不断增强村集体的“造血”功能，将集体经济组织打造为扶“弱”助“小”、惠农兴村的重要载体，健全多元主体间的利益联结机制，不断提升村级集体经济组织的带富、致富能力，走出一条农民共同富裕之路。至此，假说H3得到验证。

表8 乡村产业振兴水平影响农民收入的机制：利益联结机制

变量或指标名称	农民收入		农民内部收入差距		利益联结机制	合作社+农户	龙头企业+农户
	OLS (1)	OLS (2)	RIF-Gini (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	
乡村产业振兴水平				2.509*** (0.192)	2.503*** (0.189)	2.270*** (0.180)	
利益联结机制	0.094** (0.042)	0.005** (0.002)	-0.053*** (0.012)				
R ²	0.461	0.219	0.870	0.484	0.486	0.484	
观测值	387	254	133	387	387	387	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③（2）列是乡村产业振兴水平指数小于0.317情况下的回归结果，（3）列是乡村产业振兴水平指数大于0.317情况下的回归结果。④各列回归中均纳入了控制变量和省份虚拟变量，受篇幅所限没有报告它们的回归结果；控制变量同表3。

五、异质性分析

考虑到不同乡村治理环境下的村庄在乡村产业振兴水平上可能存在显著差异，本文进一步探讨不同乡村治理环境下乡村产业振兴水平对农民收入和农民内部收入差距的影响。为此，根据调查数据特征，本文对样本村庄进行如下分类：根据村庄是否被建设成为乡村振兴样板村，划分为样板村和非样板村；根据村党组织书记和村委会主任是否由同一人担任，划分为村两委“一肩挑”村庄和非村两委“一肩挑”

村庄；根据村庄是否实施产权制度改革，划分为实施改革村庄和未实施改革村庄。本文依据上述分类标准进行分组回归，并采用 Fisher 组合检验方法检验回归系数组间差异的显著性，结果见表 9。

1. 是否为乡村振兴样板村的异质性检验。乡村振兴样板村（后文简称“样板村”）依托乡村区位和资源，以产业发展为抓手推进农村现代化建设，为乡村产业振兴和农民富裕提供了强劲动力，成为引领新农村建设的“排头兵”。表 9（1）列和（2）列为按照村庄是否为样板村进行分组的估计结果。无论在样板村还是在非样板村，乡村产业振兴对农民收入均具有促进作用。进一步地，本文采用 Fisher 组合方法检验回归系数的组间差异，结果显示组间差异并不显著，表明是否建设样板村并不影响乡村产业振兴的增收效应。这也从侧面反映出深挖革命老区红色资源、致力于发展育强富民的乡村产业才是农民共同富裕的根本。

乡村产业振兴水平影响农民内部收入差距的 RIF 回归结果显示：无论是在样板村组，还是在非样板村组，乡村产业振兴水平一次项均显著，且系数为正，但样板村组中该变量的回归系数小于非样板村组。组间检验结果显示，二者的差异是显著的，表明现阶段样板村中产业振兴对农民内部收入差距的扩大作用小于非样板村。乡村产业振兴水平二次项的系数虽为负，但在统计上并不显著。因此，村庄无论是否为样板村，只有把“招项目、吸人才、壮产业、促增收”作为乡村振兴的重要内容，让乡村产业发展之路越走越宽，才能让农民真正共享乡村振兴的丰硕成果。

2. 村两委是否“一肩挑”的异质性检验。村两委“一肩挑”彰显了权责一致的乡村治理理念，已成为推动产业发展的统合力量（崔宝玉和王孝璐，2022）。表 9（3）列和（4）列的估计结果显示：在非“一肩挑”村庄组，乡村产业振兴水平对农民收入和收入差距的影响不显著；在“一肩挑”村庄组，乡村产业振兴水平对农民收入有显著的正向影响，且与农民内部收入差距之间呈现倒 U 型关系。乡村产业振兴水平的回归系数通过了组间差异的显著性检验，表明实行村两委“一肩挑”能够提高村庄治理效能，助力农民共同富裕。

表 9 不同乡村治理环境分组的异质性检验结果

变量和指标名称	根据村庄是否为样板村分组		根据村两委是否“一肩挑”分组		根据村庄是否实施产权制度改革分组	
	样板村组 (1)	非样板村组 (2)	“一肩挑”村庄组 (3)	非“一肩挑”村庄组 (4)	实施改革村庄组 (5)	未实施改革村庄组 (6)
	被解释变量：农民收入（OLS 估计）					
乡村产业振兴水平	0.762** (0.335)	0.518** (0.250)	0.713*** (0.213)	0.150 (0.471)	0.814*** (0.187)	-0.349 (0.708)
组间系数差异	0.244		0.696*		1.670***	
R ²	0.604	0.507	0.856	0.511	0.662	0.556
观测值	174	213	332	55	313	74

表9 (续)

	被解释变量：农民内部收入差距 (RIF 估计)					
	0.081* (0.048)		0.104* (0.057)		0.110*** (0.038)	
乡村产业振兴水平	0.081* (0.048)		0.104* (0.057)		0.110*** (0.038)	
组间系数差异	-0.023**		0.119***		-0.138*	
乡村产业振兴水平二次项	-0.114 (0.111)		-0.265 (0.170)		0.042 (0.231)	
组间系数差异	0.152**		-0.229***		0.380**	
R ²	0.375		0.271		0.735	
观测值	174		213		332	
					55	
					313	
					74	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③组间系数差异是运用 Fisher 组合检验法（自抽样 100 次）得到。④各列回归中均纳入了控制变量和省份虚拟变量，受篇幅所限没有报告相应回归结果；控制变量同表 3。

根据（3）列中乡村产业振兴水平影响农民内部收入差距的回归结果，可计算出倒 U 型曲线拐点处的乡村产业振兴水平为 0.293，低于前文基于全样本回归结果测算出的拐点值 0.317。这表明，在村两委“一肩挑”的村治环境下，乡村产业振兴步伐加速，能够更快地实现农民共同富裕目标。究其原因，村两委“一肩挑”的乡村治理模式强化了村基层党组织领导的核心地位，为乡村治理有效提供了坚强的组织保证，使村集体能够充分利用资源优势发展致富项目，提升产业运转效率，从而推动农民共同富裕。这与易新涛（2020）的研究结论一致。

3.是否进行产权制度改革的异质性检验。产权制度改革是乡村治理效能的重要体现，加速了乡村社会要素能量的释放，提高了农民的致富能力，给乡村产业发展和农民富裕带来了第三次“动能转换”（吴晓燕，2020）。表 9（5）列和（6）列的估计结果显示：在未实施改革村庄组，乡村产业振兴水平对农民收入和农民内部收入差距的影响均不显著；在实施改革村庄组，乡村产业振兴水平对农民收入有显著的正向影响，且与农民内部收入差距之间呈现显著的倒 U 型关系。乡村产业振兴水平的回归系数通过了组间差异的显著性检验，表明农村产权制度改革能够加快乡村产业发展的步伐，促进农民增收。

根据（5）列中乡村产业振兴水平影响农民内部收入差距的 RIF 回归结果，可计算出倒 U 型曲线拐点处的乡村产业振兴水平指数为 0.400，高于前文基于全样本回归测算出的拐点值 0.317。对此，可能的解释是：农村产权制度改革提升了乡村治理水平，激发了乡村社会要素潜能，促进了市场主体涌现，有助于乡村发展新业态、新产业和新商业模式，推动了乡村产业发展和乡村振兴，照顾到了乡村真正的低收入群体，加大了对低收入群体的再分配力度，进而推动农民共同富裕。这与梁春梅和李晓楠（2018）的研究结论一致。

然而，不可否认的是，中国作为一个农业大国，农村产权制度改革不可能一蹴而就，乡村形成经济要素合理、自由流动的长效机制仍需要一个过程，这在一定程度上导致农村产权制度改革进程滞后于农村生产力和产业新业态的发展。从这一角度上讲，就不难理解基于（5）列结果计算出的乡村产业振兴水平在倒 U 型曲线拐点处的值高于基于全样本回归结果计算出的值。

六、结论与启示

本文使用 2021 年中国革命老区的村庄调查数据,分析了乡村产业振兴对农民共同富裕的影响及其作用机制,在此基础上,进一步考察了不同乡村治理环境下乡村产业振兴水平对农民收入和农民内部收入差距的异质性影响。研究发现:首先,乡村产业振兴提高了农民收入水平;囿于中国长期存在的城乡二元经济结构,在乡村产业发展从无到有的起步阶段,乡村产业振兴对高收入群体的增收作用更强,扩大了农民内部收入差距;随着“两个趋向”^①进入第二个趋向阶段,乡村产业逐步走向振兴,乡村产业振兴缩小了农民内部收入差距。因此,乡村产业振兴水平与农民内部收入差距之间存在倒 U 型关系。按照本文构建的评价指标体系来计算,乡村产业振兴水平指数高于 0.317 时,农民内部收入差距随着乡村产业振兴水平的提高而缩小,这体现了效率优先、兼顾公平的产业发展过程。其次,乡村产业振兴通过促进村级集体经济组织发展、建立村级集体经济组织与农户的利益联结机制,促进了农民共同富裕。最后,乡村治理环境为乡村产业振兴提供了发展的土壤。在村两委“一肩挑”和实施产权制度改革的村庄,乡村产业振兴水平对农民收入有显著的正向影响,且与农民内部收入差距的倒 U 型关系十分明显;在未实行村两委“一肩挑”和未进行产权制度改革的村庄,乡村产业振兴水平对农民收入和农民内部收入差距的影响均不显著。

根据本文的研究结论,可得出以下几点政策启示:

第一,要把产业振兴作为乡村振兴的核心,坚持走产业长效发展之路。各县域不能只重视产业增收的短期效应,应建立“后发优势”的联农富农全产业链培育模式,积极探索“农业+”、挖掘“文化+”、拓展“旅游+”,形成“村庄带动产业发展、产业支持村庄发展”的乡村和产业共同发展局面。各地区农村应因地制宜探索产业体系的新路径,例如革命老区应努力建设“以红带旅、以旅促农、农旅融合”的产业体系,加强连线成片村庄的产业建设,形成完善的产业链和产业集群,强化龙头村和示范区的引领作用,辐射带动其他村庄产业发展,以促进农民增收。

第二,通过“乡村产业振兴—村级集体经济组织发展—与农民的利益联结机制构建—农民共同富裕”这一促进农民共同富裕的路径,打造村级集体经济组织与农民互利共赢的新局面。各县域可通过政企合作、村企合作、返乡创业等方式,吸引优质社会资本进驻,推动产业发展,壮大村级集体经济组织并增强其“造血”功能。各农村地区可建立股份制利益联结机制,推行“合作社+农户”“龙头企业+农户”等多种联农带农的利益联结模式,让村民变股民,从而促进农村经济发展和农民增收,实现乡村振兴和农民共同富裕。

第三,因地制宜推行村两委“一肩挑”和农村产权制度改革,形成有效的乡村治理模式,为乡村产业振兴提供政治保障。各村集体应因地制宜推行村两委“一肩挑”的乡村治理模式,避免“一刀切”的盲目行为;可将致富带头人、返乡入乡人才等作为村两委“一肩挑”干部的候选人,切实提高乡村

^①“两个趋向”指:在工业化初始阶段,农业支持工业、为工业提供积累是带有普遍性的趋向;在工业化达到相当程度以后,工业反哺农业、城市支持农村,实现工业与农业、城市与农村协调发展,也是带有普遍性的趋向。

行政管理效率和资源整合能力；同时，健全村两委“一肩挑”的约束和激励机制，形成长效的治理模式和产业发展机制，促进农村经济发展和农民增收。各地应深化产权制度改革，建立产权清晰和流转顺畅的改革体制，确保集体资产收益分配的公平性；将产权制度改革作为乡村发展的起点，创新多种村级集体经济组织与农户利益联结机制，促进农民持续增收和农民共同富裕的实现。

参考文献

- 1.陈新忠, 2021:《农民的出路:教育促进农民收入代际流动性的机制与政策》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第6期,第80-89页。
- 2.陈宗胜, 2018:《中国居民收入分配通论:由贫穷迈向共同富裕的中国道路与经验》,北京:格致出版社,第889-896页。
- 3.崔宝玉、王孝璠, 2022:《村书记村主任“一肩挑”能改善中国村治吗?》,《中国农村观察》第1期,第71-90页。
- 4.葛继红、王猛、汤颖梅, 2022:《农村三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得?》,《中国农村经济》第3期,第50-66页。
- 5.顾宁、刘洋, 2021:《产业扶贫降低了贫困农户的脆弱性吗》,《农业技术经济》第7期,第92-102页。
- 6.姜长云, 2018:《龙头企业与农民合作社、家庭农场发展关系研究》,《社会科学战线》第2期,第58-67页。
- 7.姜长云, 2022:《新发展格局、共同富裕与乡村产业振兴》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期,第1-11页。
- 8.李波、王惠敏, 2022:《产业结构优化对扶贫效率的空间溢出效应——以武陵山片区为例》,《中南民族大学学报(人文社会科学版)》第4期,第152-161页、第187-188页。
- 9.李国胜, 2020:《论乡村振兴中产业兴旺的战略支撑》,《中州学刊》第3期,第47-52页。
- 10.李小云、苑军军, 2020:《脱离“贫困陷阱”——以西南H村产业扶贫为例》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2页,第8-14页、第161页。
- 11.李亚丽、杨成胜, 2019:《产业扶贫的协同治理逻辑及实践路径》,《地方财政研究》第2期,第64-69页、第112页。
- 12.李芸、吕开宇、张姝, 2022:《脱贫攻坚期间产业扶贫贡献率研究——基于28个贫困县的调查》,《农业技术经济》第3期,第117-128页。
- 13.梁春梅、李晓楠, 2018:《农村集体产权制度改革的减贫机制研究》,《理论学刊》第4期,第55-61页。
- 14.廖菁、邹宝玲, 2022:《国外乡村产业发展经验及对中国乡村产业振兴的启示》,《世界农业》第5期,第16-26页。
- 15.林建、廖杉杉, 2014:《农业FDI对农业科技进步贡献率的影响研究》,《重庆大学学报(社会科学版)》第4期,第57-64页。
- 16.林万龙、华中昱、徐娜, 2018:《产业扶贫的主要模式、实践困境与解决对策——基于河南、湖南、湖北、广西四省区若干贫困县的调研总结》,《经济纵横》第7期,第102-108页。
- 17.刘红岩, 2021:《中国产业扶贫的减贫逻辑和实践路径》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第1期,第156-167页、第205页。
- 18.芦千文、杨义武, 2022:《农村集体产权制度改革是否壮大了农村集体经济——基于中国乡村振兴调查数据的实证检验》,《中国农村经济》第3期,第84-103页。

- 19.彭影, 2022:《乡村振兴视角下农村产业融合的增收减贫效应——基于农村数字化与教育投资的调节作用分析》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第3期,第28-40页。
- 20.申云、陈慧、陈晓娟、胡婷婷, 2020:《乡村产业振兴评价指标体系构建与实证分析》,《世界农业》第2期,第59-69页。
- 21.仝志辉、温铁军, 2009:《资本和部门下乡与小农户经济的组织化道路——兼对专业合作社道路提出质疑》《开放时代》第4期,第5-26页。
- 22.涂圣伟, 2020:《脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:目标导向、重点领域与关键举措》,《中国农村经济》第8期,第2-12页。
- 23.涂圣伟, 2022:《产业融合促进农民共同富裕:作用机理与政策选择》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期,第23-31页。
- 24.汪三贵、殷浩栋、王瑜, 2017:《中国扶贫开发的实践、挑战与政策展望》,《华南师范大学学报(社会科学版)》第4期,第18-25页、第189页。
- 25.汪小平, 2007:《中国农业劳动生产率增长的特点与路径分析》,《数量经济技术经济研究》第4期,第14-25页、第64页。
- 26.王志刚、于滨铜, 2019:《农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制:安徽案例举证》,《中国农村经济》第2期,第60-80页。
- 27.吴晓燕, 2020:《动能转换:农村土地产权制度改革与乡村振兴》,《社会科学研究》第3期,第59-68页。
- 28.易新涛, 2020:《村党组织书记“一肩挑”的生成逻辑、内涵解析和实施指向》,《探索》第4期,第111-120页。
- 29.于滨铜、王志刚、朱佳、侯云潇, 2021:《援助结构、领导力与产业扶贫绩效》,《中国工业经济》第6期,第23-41页。
- 30.张德海、金月、杨利鹏、陈超, 2022:《乡村特色产业价值共创:瓶颈突破与能力跃迁——基于本土龙头企业的双案例观察》,《中国农村观察》第2期,第39-58页。
- 31.张洪振、任天驰、杨纳华, 2020:《大学生村官推动了村级集体经济发展吗?——基于中国第三次农业普查数据》,《中国农村观察》第6期,第102-121页。
- 32.张挺、李闯榕、徐艳梅, 2018:《乡村振兴评价指标体系构建与实证研究》,《管理世界》第8期,第99-105页。
- 33.张新文、杜永康, 2022:《集体经济引领乡村共同富裕的实践样态、经验透视与创新路径——基于江苏“共同富裕百村实践”的乡村建设经验》,《经济学家》第6期,第88-97页。
- 34.钟甫宁、罗必良、吴国宝、左停、习银生、赵文, 2022:《“加快推进乡村振兴、扎实推动共同富裕”主题笔谈》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第1-18页。
- 35.钟漪萍、唐林仁、胡平波, 2020:《农旅融合促进农村产业结构优化升级的机理与实证分析——以全国休闲农业与乡村旅游示范县为例》,《中国农村经济》第7期,第80-98页。
- 36.钟真、涂圣伟、张照新, 2021:《紧密型农业产业化利益联结机制的构建》,《改革》第4期,第107-120页。
- 37.Firpo, S. P., N. M. Fortin, and T. Lemieux, 2018, “Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions”, *Econometrics*, 6(28): 1-40.

38.Harris, J. R., and M. P. Todaro, 1970, “Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis”, *American Economic Review*, 60(1): 126-142.

39.Simonsohn, U., 2018, “Two Lines: A Valid Alternative to the Invalid Testing of U-Shaped Relationships With Quadratic Regressions”, *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 1(4): 538-555.

40.World Bank, 2018, “China - Systematic Country Diagnostic: Towards a More Inclusive and Sustainable Development”, <https://documents.shihang.org/zh/publication/documents-reports/documentdetail/190251521729552166/china%20-systematic%20-country%20-diagnostic-towards-a-more-inclusive-and-sustainable-development>.

41.Young, A., 1995, “The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3): 641-680.

(作者单位：北京工商大学经济学院)

(责任编辑：张丽娟)

From “Efficiency” to “Equity”: Rural Industrial Revitalization and Common Prosperity of Farmers

WANG Yi LIU Lei

Abstract: Industrial revitalization is the cornerstone of rural revitalization and an important starting point for the common prosperity of farmers and rural areas. Based on the survey data of villages in old revolutionary base areas in 2021, this paper empirically studies the impact of industrial revitalization on farmers’ common prosperity, and examines the heterogeneity according to different levels of rural governance. The study shows that industrial revitalization has improved the income level of farmers in rural areas, and has a stronger effect on increasing the income of high-income groups. This conclusion is still valid after a variety of robustness checks; there is an “inverted U-shaped” relationship between the level of industrial revitalization and the internal income gap among farmers in rural areas. Specifically, when the industrial revitalization index is greater than 0.317, the internal income gap among farmers will narrow with the raising level of industrial revitalization, which reflects the industrial development process that gives priority to efficiency and balances fairness. Furthermore, where the “one-shoulder” village committees and the system reform of property rights are implemented, the level of industrial revitalization has a positive effect on the income level and exhibited a significant and inverted-U shaped relationship with the internal income gap among farmers. Mechanism analysis shows that industrial revitalization is likely to promote the development and construction of rural collective economy and establish a mechanism for linking the interests of farmers, so as to help farmers achieve common prosperity in rural areas.

Key Words: Rural Revitalization; Industrial Revitalization; Common Prosperity; Farmer Income Increase; Farmer Income Gap