

中国乡村产业振兴水平测度及其时空收敛性研究

郑颖莹, 章贵军

福建师范大学, 福建 福州 350000

DOI:10.61369/ASDS.2025080010

摘 要 : 本文以2011—2022年我国231个地级市面板数据构建乡村产业振兴水平评价指标体系,采用熵值法测算乡村产业振兴水平。测度结果表明,全国乡村产业振兴总体水平持续上升,四大区域梯度分化明显,区域间基尼系数呈下降趋势。空间分析进一步揭示,乡村产业振兴存在“俱乐部收敛”效应,低水平区域在空间邻接作用下自我维持概率较高,而高水平区域则表现出“孤岛效应”,对周边带动不足。空间杜宾模型证实乡村产业存在绝对 β 收敛,表明通过优化空间关联可加速区域均衡发展。本文实证研究结论发现了乡村产业振兴的演化特征,可为相关部门制定乡村产业振兴发展战略提供参考。

关 键 词 : 乡村产业振兴; 区域发展; 绝对收敛

Research on the Measurement of Rural Industrial Revitalization Level and Its Spatial-temporal Convergence in China

Zheng Yingying, Zhang Guijun

Fujian Normal University, Fuzhou, Fujian 350000

Abstract : Based on the panel data of 231 prefecture-level cities in China from 2011 to 2022, this paper constructs an evaluation index system of rural industrial revitalization level, and uses entropy method to measure the level of rural industrial revitalization. The measurement results show that the overall level of rural industrial revitalization in China continues to rise, the gradient differentiation of the four major regions is obvious, and the inter-regional Gini coefficient shows a downward trend. The spatial analysis further reveals that there is a 'club convergence' effect in the revitalization of rural industries. The low-level regions have a higher probability of self-sustainment under the action of spatial adjacency, while the high-level regions show an 'island effect', which is not enough to drive the surrounding areas. The spatial Dubin model confirms the absolute convergence of rural industry, which indicates that the regional balanced development can be accelerated by optimizing the spatial correlation. The empirical research conclusion of this paper finds the evolution characteristics of rural industrial revitalization, which can provide reference for relevant departments to formulate rural industrial revitalization and development strategies.

Keywords : rural industry revitalization; regional development; absolute convergence

引言

党的二十大报告明确提出“全面推进乡村振兴,加快建设农业强国”,这一重要论述标志着乡村振兴已成为国家高质量发展的战略支点。乡村振兴战略是新时代“三农”工作的总抓手,要让它真正发挥作用,核心就在于让乡村产业实现可持续发展。产业振兴不仅是破解城乡二元结构的关键路径^[1],更是推动农业农村现代化的重要引擎^[2]。随脱贫攻坚战取得全面胜利后,中国乡村发展迈入了从“输血式”帮扶到“造血式”发展的战略转型阶段。我国幅员辽阔,不同区域在资源禀赋、要素流动和政策支持力度上存在明显差异,而从时间上的表现来看,各地区在不同时间节点上发展情况不同,同一时间各地发展路径不同。在此背景下,科学测度乡村产业振兴水平并分析乡村产业发展差异的时空演变特征,对解决“三农”问题、推动乡村产业振兴和制定差异化政策具有重要理论价值与实践意义。

本文从现代化水平、资源效率、产业协同、经济效益与发展公平这五个角度展开,构建评价乡村产业振兴水平的指标体系,对我国2011—2022年231个地级市的乡村产业振兴水平进行测算。然后,从时间和空间维度对乡村产业振兴发展水平进行全面分析,研究乡村

基金项目: 国家社科基金一般项目, 乡村发展不平衡不充分统计测度及平衡发展策略研究(22BTJ008)。

作者简介:

郑颖莹(2000—),女,福建宁德人,福建师范大学数学与统计学院硕士研究生,主要研究方向是经济统计;

章贵军(1978—),男,湖北监利人,福建师范大学数学与统计学院教授,江西财经大学乡村振兴研究中心研究员,经济学博士,主要研究方向是经济社会统计。

产业振兴水平的时空演进特征。

乡村振兴发展战略提出以来，国内外学者主要围绕以下三个方面对乡村产业发展展开研究：（1）乡村产业振兴的内涵与实现路径，但多停留在理论层面且缺乏数据分析。（2）构建指标体系综合评价乡村产业振兴发展水平，但多数研究仅从省域层面展开分析。（3）结合乡村振兴战略的大背景，单独对乡村产业某个具体方面进行评价研究，容易使得相关研究局限在局部视角，难以形成对乡村产业振兴全貌的系统把握。

在这一研究背景下，本文的贡献主要有以下几个方面：（1）根据农业现代化水平、农业生产效率、农业经济发展情况、不同产业融合情况、城乡协调发展情况这五大维度构建了全新的乡村产业振兴评价指标体系。（2）将研究视角转向地级市，对我国2011—2022年231个地级市的乡村产业振兴水平进行测算，提升了研究结果的精准性和政策指导价值。（3）测度了乡村产业振兴的时空演化特征，示了其空间集聚规律和动态收敛趋势。（4）识别出不同区域乡村产业振兴的差异化发展路径，为制定区域协调政策提供了科学依据，丰富了政策启示。

一、文献综述

党的二十大报告将“发展乡村特色产业，拓宽农民增收致富渠道”列为全面推进乡村振兴的首要任务，这一部署凸显出产业振兴在构建新发展格局、畅通城乡经济循环以及夯实共同富裕物质基础中所占据的战略枢纽地位，学者们对“乡村振兴战略”中“产业兴旺”这一首要任务展开了多视角阐释，相继进行了与之有关的大量研究。

在乡村产业振兴的内涵与实现路径研究方面，学者们从不同理论视角进行了深入探讨。郭俊华和卢京宇强调产业兴旺可以帮助农民增产增收^[3]，缩小与城市发展的差距。周立等指出乡村走向衰弱的原因在于农业生产、加工、流通、消费等各环节被人为或体制性因素分割开来^[4]，农业的多功能属性逐渐丧失，需要创造新需求。然而目前大量文献还停留在理论推演层面，缺乏实证数据的支撑。

当前对产业振兴评价指标体系的测算大多集中反映在三产融合、农业高质量发展上。申云等人从农产品有效供给和质量安全入手^[5]，田野等人从农业增产、增值和增收三个角度出发构建中国乡村产业振兴水平的评价指标体系^[6]，芦风英等围绕农业生产与农业产业化构建“产业兴旺”评价指标^[7]。

产业兴旺位列乡村振兴“二十字方针”之首，是破解“三农”难题、实现农业农村现代化的动力源与压舱石。对于产业兴旺，学界与业界存在诸多解读，然而这些阐释多聚焦于经济与市场价值层面，将其简单等同于农业现代化的实现。朱启臻认为产业兴旺并非局限于单一农业的发展，而是关乎乡村的整体进步^[8]，他认为审视产业兴旺的内在构成需要从产业与农民、产业与乡村的双重关系进行切入。李国祥认为乡村产业兴旺，并非代表乡村产业要为当地经济增长注入多大动能，而是应当强化当地主要农产品的供给保障能力，并且为农民持续稳步增收提供更多机遇与条件^[9]。产业兴旺的内涵还在不断丰富，我们需要从多角度评价乡村产业兴旺的成效与质量，除了经济效益、社会价值外，还应关注产业的可持续发展能力。

此外，当前相关研究多基于省际层面数据开展分析，而依托市级层面数据进行的测度与研究则较为匮乏。相较之下，市级行

政单元（如地级市、直辖市辖区）作为政策落地与产业实践的基本载体，更易于清晰捕捉相邻城市间的空间关联特征，省级数据则往往会模糊城市间的空间互动细节。

在特定领域评价研究方面，学者们取得了诸多有价值的研究发现。温铁军等人认为要实现产业兴旺需推进多功能现代农业^[10]，刘海洋等人则聚焦农业优化升级、产业深度融合^[11]，李耀东倾向于打造农产品品牌带动乡村产业振兴^[12]。这些研究虽然深化了对特定产业领域的认识，但各领域研究之间缺乏有效的整合机制，无法形成对乡村产业振兴整体态势的系统把握。

经由对现存文献的梳理与整合，不难发现国内外学术界已然在乡村产业振兴这一研究领域开展了大量探索工作。但值得注意的是，在这些研究成果的背后，仍存在着若干有待完善与优化之处。本文试图在已有研究的基础上，采用恰当的方式构建指标体系综合评价城市层面的乡村产业振兴水平，然后测度其时空演化特征，以期提出相应的政策建议。

二、乡村产业振兴水平的测算

（一）指标体系构建

本文基于“基础支撑—发展质量—综合效益”的逻辑框架构建评价指标体系，系统评估乡村产业振兴水平。农业现代化水平是农业向高效化、规模化转型的关键标志，直接反映现代化技术渗透水平和农业生产力的发展水平，是产业发展的基础支撑维度。农业生产效率、资源使用效率则体现了农业在有限资源约束下的产出能力。产业融合情况反映农业与相关产业的协同深度，产业链的延伸与附加值的提升能为农民提供多元化就业岗位，拓宽增收渠道。二者共同体现了产业发展质量。将城乡协调发展和第一产业生产规模并列为综合效益指标，既衡量乡村产业的整体实力与规模效应，更突出发展成果由农民共享的核心理念。

这些指标共同构建了涵盖现代化水平、资源效率、产业协同、经济效益与发展公平的评估体系，既关注产业进步，也重视农民的获得感与发展机会，符合农村产业高质量发展的内在要求。具体指标选取详见表1。

表1：乡村产业振兴水平的评价指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标解释 | 方向 |
|-------|------------|-------------------------------|----|
| 现代化水平 | 农业机械化程度 | 农业机械总动力 / 农作物播种面积 (千瓦 / 公顷) | + |
| 资源效率 | 粮食单位面积生产能力 | 粮食产量 / 粮食播种面积 (千克 / 公顷) | + |
| 产业协调 | 农业服务业融合程度 | 农林牧渔服务业生产总产值 / 农林牧渔业生产总产值 (%) | + |
| 经济效益 | 农牧渔业生产规模 | 农牧渔业生产总产值 (亿元) | + |
| 发展公平 | 城乡收入差距 | 农村居民人均可支配收入 / 城镇居民人均可支配收入 | + |

根据数据的可获得性，本文剔除数据缺失严重的个别城市，保留2011—2022年我国231个地级市为研究对象。指标原始数据来源于地方统计年鉴和统计公报，其余缺失数据使用线性插值法补齐。为了使测算出的乡村产业振兴水平更具客观性，在对各项指标赋权的过程中，本文运用熵权法对各指标进行赋权。熵值法的具体计算过程可参见王军等^[13]的论文资料。

（二）测算结果分析

本文计算了全国及四大区域乡村产业振兴水平综合得分的均值，测算结果如图1所示。总体而言，2011—2022年我国乡村产业发展水平整体呈现上升的态势。2011—2013年提升幅度最为显著，2012年中央一号文件首次提出“大力培育新型农业经营主体”、2013年《全国现代农业发展规划（2011—2015年）》进入集中落地期，乡村产业发展由此收益；2016—2018年出现第二次明显跃升，对应“农业供给侧结构性改革”政策全面铺开以及2017年《关于深入推进农业供给侧结构性改革加快培育农业农村发展新动能的若干意见》的实施，表明政策红利对产业振兴指数具有即时拉动效应。

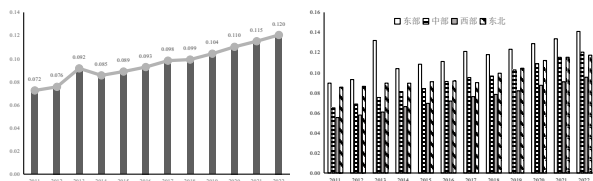


图1：2011—2022年全国、四大区域乡村产业振兴水平

整体而言，四大区域乡村产业振兴平均发展水平与全国平均趋势线保持一致，均呈持续上行格局。分区域看，东部地区乡村产业振兴水平高于其他三个地区，其次是东北部地区与中部地区，西部地区的乡村产业振兴水平最低。综合来看，我国乡村产业振兴整体进步显著，但四大区域之间梯度较为明显，区域协调发展仍需持续的政策干预与要素流动机制创新。

三、乡村产业振兴的区域差异与动态演进

（一）基于基尼系数的区域差异分析

对231个地级市2011—2022年乡村产业振兴水平的Dagum基尼系数分解结果显示，我国乡村产业振兴在空间上始终存在显著差异。总体来看，整体基尼系数呈“先升后降”的倒V型轨迹：2011—2013年由0.235快速抬升至0.312的峰值，随后逐年回落，到2022年已降至0.209。这一走势与国家重大政策节点高

度耦合——2013年前《全国现代农业发展规划》集中落地、数字乡村试点率先在东部铺开，技术、资本和人才向发达地区集聚，区域间差距迅速拉大。2017年农业供给侧结构性改革启动，加上2018年后《数字乡村发展战略纲要》、乡村振兴“1+N”政策体系全面落地，技术慢慢开始溢出，财政转移支付发力，使得区域发展更加均衡。区域间差异始终是差异的主要来源，但其贡献率已逐渐下降，而超变密度的贡献率则由17.92%升至35.63%。

分区域看，四大区域呈现明显分化：东部地区基尼系数最大，但2018年后迅速收敛，且在2022年降至0.185，表明东部地区在缩小内部差距方面成效显著；中部地区基尼系数最低，并呈“低起点—缓下降”特征，得益于粮食主产区政策普惠性较强；西部地区基尼系数则呈“高起点—缓下降”特征，说明其乡村产业振兴的整体协同效应仍显不足，内部城市间的发展梯度依旧明显；同为粮食主产区，东北地区的基尼系数波动较大，是至2022年唯一扩大的区域，但整体增幅较低。其主因在于东北地区内部产业结构单一、人口外流与数字基础设施滞后并存，导致区域内强弱两极分化加剧。

表2：2011—2022年乡村产业振兴发展水平的基尼系数及分解结果

| 年份 | 整体 | 地区内基尼系数 | | | | | 贡献率 | |
|------|-------|---------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | | 东部 | 中部 | 西部 | 东北 | 区域内 | 区域间 | 超变密度 |
| 2011 | 0.235 | 0.212 | 0.187 | 0.240 | 0.182 | 25.192 | 45.838 | 28.970 |
| 2012 | 0.232 | 0.210 | 0.187 | 0.239 | 0.177 | 25.445 | 45.422 | 29.133 |
| 2013 | 0.312 | 0.372 | 0.180 | 0.235 | 0.176 | 27.095 | 54.988 | 17.917 |
| 2014 | 0.218 | 0.191 | 0.185 | 0.226 | 0.172 | 25.628 | 43.792 | 30.580 |
| 2015 | 0.219 | 0.192 | 0.190 | 0.223 | 0.176 | 25.797 | 43.290 | 30.913 |
| 2016 | 0.219 | 0.190 | 0.189 | 0.230 | 0.179 | 25.891 | 40.537 | 33.572 |
| 2017 | 0.230 | 0.228 | 0.164 | 0.231 | 0.180 | 26.608 | 42.716 | 30.676 |
| 2018 | 0.211 | 0.188 | 0.187 | 0.220 | 0.162 | 26.220 | 39.913 | 33.867 |
| 2019 | 0.205 | 0.187 | 0.174 | 0.215 | 0.163 | 26.144 | 40.421 | 33.435 |
| 2020 | 0.205 | 0.181 | 0.180 | 0.215 | 0.169 | 26.169 | 38.613 | 35.218 |
| 2021 | 0.208 | 0.183 | 0.191 | 0.212 | 0.167 | 26.330 | 37.083 | 36.587 |
| 2022 | 0.209 | 0.185 | 0.170 | 0.209 | 0.192 | 26.376 | 37.999 | 35.625 |

（二）基于 Markov 链分析的动态演变趋势

首先运用传统 Markov 链方法对乡村产业振兴水平的动态演变过程进行分析，将231个地级市的乡村产业振兴水平划分为4种类型，将低于全国平均水平25%（包括25%）的划分为低水平，25%—50%（包括50%）的为中低水平，50%—75%（包括75%）的为中高水平，高于75%的为高水平。利用传统 Markov 链方法得到时间跨度为1年的乡村产业振兴水平的转移概率矩阵。之后加入空间滞后条件后，研究基于邻接空间权重运用空间 Markov 链方法，通过对比分析在不同邻域背景下乡村产业振兴水平的转移概率探讨空间因素对乡村产业振兴水平转移的影响。以滞后1年条件计算转移概率矩阵，结果详见表3。

首先从传统马尔可夫链的转移概率矩阵来看，主对角线上的转移概率总体高于其他位置的转移概率，说明乡村产业振兴水平相对稳定，并且水平极高或极低的乡村产业振兴具有更强的稳定性，而处于中等水平所处状态的稳定性相对较弱，发生转移的可

能性较大。从非主对角线的概率值分布于主对角线右侧的概率值较大，说明向高等级状态转移的可能性较大。

| 表3：乡村产业振兴水平的 Markov 链转移概率矩阵 | | | | | | | |
|-----------------------------|------|-------------|--------|--------|--------|--------|-----|
| | 邻接类型 | t/ (t+1) | I | II | III | IV | 观测值 |
| 传统 | 无邻接 | I | 0.8444 | 0.1526 | 0.0015 | 0.0015 | 675 |
| | | II | 0.0107 | 0.7744 | 0.2073 | 0.0076 | 656 |
| | | III | 0.0000 | 0.0269 | 0.8136 | 0.1596 | 633 |
| | | IV | 0.0000 | 0.0017 | 0.0121 | 0.9861 | 577 |
| | I | I | 0.8939 | 0.1023 | 0.0038 | 0.0000 | 264 |
| | | II | 0.0123 | 0.8395 | 0.1481 | 0.0000 | 81 |
| | | III | 0.0000 | 0.0588 | 0.7941 | 0.1471 | 34 |
| | | IV | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 | 11 |
| | II | I | 0.8140 | 0.1860 | 0.0000 | 0.0000 | 215 |
| | | II | 0.0085 | 0.8051 | 0.1822 | 0.0042 | 236 |
| | | III | 0.0000 | 0.0221 | 0.8309 | 0.1471 | 136 |
| | | IV | 0.0000 | 0.0000 | 0.0152 | 0.9848 | 66 |
| 空间 | III | I | 0.7426 | 0.2475 | 0.0000 | 0.0099 | 101 |
| | | II | 0.0045 | 0.7195 | 0.2624 | 0.0136 | 221 |
| | | III | 0.0000 | 0.0340 | 0.8231 | 0.1429 | 294 |
| | | IV | 0.0000 | 0.0045 | 0.0135 | 0.9820 | 222 |
| | IV | I | 0.8842 | 0.1158 | 0.0000 | 0.0000 | 95 |
| | | II | 0.0254 | 0.7712 | 0.1949 | 0.0085 | 118 |
| | | III | 0.0000 | 0.0118 | 0.7870 | 0.2012 | 169 |
| | | IV | 0.0000 | 0.0000 | 0.0108 | 0.9892 | 278 |

与传统的马尔科夫转移概率矩阵相比较，乡村产业振兴水平转移概率在空间因素的影响下发生了明显的变化。乡村产业振兴水平的转移显著受到空间邻接效应的影响，呈现出明显的“俱乐部收敛”特征。与传统模型相比，低水平区域（I类）在同类邻接环境下自我维持概率从84.44%升至89.39%，形成空间锁定效应；而中低水平区域（II类）在中高水平邻接（III类）时向III类转移概率提升至26.24%，显示优质邻接环境的促进作用。值得注意的是，高水平区域（IV类）表现出“孤岛效应”，其自我维持概率较高，但对周边带动作用要弱于传统模型，仅对中高水平区域（III类）有微弱的带动作用。空间分异规律表明，低水平邻接会加剧中低水平区域的下行风险，而中高水平邻接能有效激发升级潜力。

四、乡村产业振兴收敛性分析

（一）传统β收敛

为检验乡村产业振兴指数是否存在收敛，本文同时运用传统β收敛框架与空间β收敛模型进行检验。表4报告了传统模型的结果，依次给出随机效应、单向固定效应与双向固定效应的估计，

由于豪斯曼检验的p值<0.01，故采用固定效应模型。三种模型下，β系数均在1%的显著性水平下为负，表明全国层面的乡村产业振兴指数存在绝对β收敛。

| 表4：乡村产业振兴水平传统β收敛 | | | |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | 随机效应 | 固定效应 | 双向固定 |
| β | -0.261*** (0.013) | -0.066*** (0.006) | -0.532*** (0.018) |
| 常数项 | -0.594 (0.033) | -0.114*** (0.016) | -1.403*** (0.050) |
| 个体效应 | 否 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 否 | 否 | 是 |
| 样本数 | 2541 | 2541 | 2541 |
| R² | 0.146 | 0.146 | 0.295 |

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下通过检验，括号内为标准误，以下各表与此相同。

（二）空间β收敛

使用空间邻接矩阵作为空间权重矩阵，并利用地理距离的倒数构建空间权重矩阵作为稳健性检验，对乡村产业振兴的空间收敛特性进行深入分析。首先测算2011—2022年间231个地级市乡村产业振兴发展差异的Moran’s I指数，如表5所示。从结果可以看出，两种矩阵下的全局Moran’s I指数均显著为正，表明乡村产业振兴水平存在空间正相关。且从整体变化趋势看，空间相关性总体呈增大的态势。

| 表5：2011—2022年乡村产业振兴发展全局莫兰指数 | | |
|-----------------------------|----------|----------|
| year | 邻接空间矩阵 | 地理距离矩阵 |
| 2011 | 0.169*** | 0.035*** |
| 2012 | 0.175*** | 0.036*** |
| 2013 | 0.427*** | 0.072*** |
| 2014 | 0.171*** | 0.031*** |
| 2015 | 0.172*** | 0.032*** |
| 2016 | 0.183*** | 0.032*** |
| 2017 | 0.116*** | 0.020*** |
| 2018 | 0.218*** | 0.035*** |
| 2019 | 0.212*** | 0.036*** |
| 2020 | 0.222*** | 0.037*** |
| 2021 | 0.233*** | 0.039*** |
| 2022 | 0.224*** | 0.039*** |

表6给出了空间β收敛的检验结果。传统的LM检验与稳健LM检验均显示，空间误差项在1%水平上显著，空间滞后项在10%水平上不显著，故选取空间误差模型（SEM）作为基准。进一步估计表明，无论是SAR、SEM还是SDM，β系数均显著为负，印证了在纳入空间关联后，乡村产业振兴指数仍呈现显著的β收敛。这说明区域间的初始差距随时间不断缩小，空间溢出效应与经济一体化正加速推动各城市向共同稳态趋近。

| 表6：乡村产业振兴水平空间绝对β收敛 | | | | | | |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | SAR | | SEM | | SDM | |
| | 邻接空间矩阵 | 地理距离矩阵 | 邻接空间矩阵 | 地理距离矩阵 | 邻接空间矩阵 | 地理距离矩阵 |
| β | -0.460*** (0.016) | -0.507*** (0.017) | -0.543*** (0.017) | -0.539*** (0.017) | -0.529*** (0.018) | -0.547*** (0.018) |
| LM-error 检验 | 552.551*** | 821.653*** | | | | |

| | | | | | | |
|----------------|------------|------------|-------|-------|-------|-------|
| 稳健 LM-error 检验 | 23.009*** | 209.388*** | | | | |
| LM-lag 检验 | 529.543*** | 614.448*** | | | | |
| 稳健 LM-lag 检验 | 0.002 | 2.183 | | | | |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.103 | 0.012 | 0.146 | 0.146 | 0.138 | 0.035 |
| 样本数 | 2541 | 2541 | 2541 | 2541 | 2541 | 2541 |

五、结论与建议

本文以我国2011—2022年231个地级市的面板数据作为样本，基于现代化水平、资源效率、产业协同、经济效益与发展公平五大维度，构建了评价乡村产业振兴的指标体系，并采用熵值法测算乡村产业振兴指数。然后，基于Dagum基尼系数、Markov转移概率矩阵、面板数据模型、空间杜宾模型证研究了乡村产业振兴的区域差异和时空收敛性。研究得到的主要结论为：

1. 2011—2022年我国乡村产业振兴水平整体持续提升，2011—2013年和2016—2018年两次显著跃升均与中央一号文件、农业供给侧结构性改革等关键政策同频共振，显示政策红利具有即时拉动与持续释放效应，四大区域梯度分化明显：东部 > 东北 ≈ 中部 > 西部。

2. 空间差异呈“倒V型”演变，基尼系数2013年达峰值0.312后降至2022年0.209，区域间差异为差异的主要来源。

3. 空间马尔可夫链分析揭示俱乐部收敛效应，低水平区域在同类邻接下自我维持概率达较高，形成空间锁定，中低水平区域在中高水平邻接时向上转移概率提升，高水平区域自我维持概率较高表现为“孤岛效应”，对邻近区域的影响较弱。

4. 空间杜宾模型进一步证实绝对 β 收敛存在，表明区域差异在空间溢出作用下持续缩小。

基于我国的基本国情、乡村产业发展现状，本文研究有如下政策含义：

（1）提升现代化水平，加快数字技术与农业融合，提高资源效率，盘活农村闲置资产，深化“农业+”多业态融合，增强经济效益，培育区域公共品牌，壮大集体经济，保障发展公平，缩小地区发展差距。通过构建现代化水平、资源效率、产业协同、经济效益与发展公平的发展体系，全面推进乡村产业振兴。

（2）实施区域差异化发展战略，东部地区依托其高水平产业基础，重点发展数字农业和乡村新业态，发挥辐射带动作用；中西部地区立足资源优势培育特色农业，东北地区推动粮食深加工升级，形成梯度发展格局。

（3）针对空间马尔可夫链分析揭示的“低水平俱乐部”现象，建立“政府+市场+村集体”协作机制，通过税收优惠和用地保障吸引企业下乡等政策，破解低水平锁定。

（4）强化区域协同机制，建设跨区域产业协作平台，促进技术、人才等要素流动，缩小区域差距。以要素一体化加速收敛进程。

参考文献

- [1] 张林, 丁晓兰. 乡村产业振兴的农民农村共同富裕效应 [J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(09): 77–92.
- [2] 董翀. 产业兴旺：乡村振兴的核心动力 [J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2021, (05): 137–150+207–208.
- [3] 郭俊华, 卢京宇. 产业兴旺推动乡村振兴的模式选择与路径 [J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2021, 51(06): 42–51.
- [4] 周立, 李彦岩, 王彩虹, 等. 乡村振兴战略中的产业融合和六次产业发展 [J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2018, 39(03): 16–24.
- [5] 申云, 陈慧, 陈晓娟, 等. 乡村产业振兴评价指标体系构建与实证分析 [J]. 世界农业, 2020, (02): 59–69.
- [6] 田野, 叶依婷, 黄进, 等. 数字经济驱动乡村产业振兴的内在机理及实证检验——基于城乡融合发展的中介效应 [J]. 农业经济问题, 2022, (10): 84–96.
- [7] 芦风英, 庞智强, 邓光耀. 中国乡村振兴发展的区域差异测度及形成机理 [J]. 经济问题探索, 2022, (04): 19–36.
- [8] 朱启臻. 乡村振兴背景下的乡村产业——产业兴旺的一种社会学解释 [J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2018, 35(03): 89–95.
- [9] 李国祥. 实现乡村产业兴旺必须正确认识和处理的若干重大关系 [J]. 中州学刊, 2018, (01): 32–38.
- [10] 温铁军, 杨洲, 张俊娜. 乡村振兴战略中产业兴旺的实现方式 [J]. 行政管理改革, 2018, (08): 26–32.
- [11] 刘海洋. 乡村产业振兴路径：优化升级与三产融合 [J]. 经济纵横, 2018, (11): 111–116.
- [12] 李耀东. 农产品区域品牌助推乡村振兴的作用机理和实施路径研究 [J]. 经济问题, 2021, (09): 97–103.
- [13] 王军, 邹广平, 石先进. 制度变迁对中国经济增长的影响——基于VAR模型的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013, (06): 70–82.