

乡村振兴与新质生产力的耦合协调 与时空演化研究

——基于2011~2022年省级面板数据

任铭时, 张 勇

吉首大学数学与统计学院, 湖南 吉首

收稿日期: 2025年6月24日; 录用日期: 2025年7月14日; 发布日期: 2025年7月29日

摘 要

本文基于2011~2022年我国30个省级面板数据, 构建乡村振兴发展水平和新质生产力水平指标体系。通过耦合协调模型, 对二者关系进行测算和分析, 并用Dagum基尼系数等方法探讨我国乡村振兴与新质生产力之间的耦合协调与时空演化特征。结果表明: (1) 乡村振兴和新质生产力的耦合协调度在逐渐提高, 但全国整体协调水平仍然较低; (2) 二者协同发展水平呈现非均衡状态, 地区间发展鸿沟明显, 总体差异主要是由地区间差异构成; (3) 二者空间异质性明显, 形成“东高西低”的分布格局, 两系统间存在空间正相关性, 且存在显著的集聚效应; 由此提出强化高科技人才引入、优化乡村资源配置、加大政策扶持力度、强化区域差异化创新、跨区域产业协同机制的对策建议。

关键词

乡村振兴, 新质生产力, 耦合协调, Dagum基尼系数, 空间自相关

Research on the Coupling Coordination and Spatiotemporal Evolution of Rural Revitalization and New Quality Productivity

—Based on Provincial Panel Data from 2011 to 2022

Mingshi Ren, Yong Zhang

School of Mathematics and Statistics, Jishou University, Jishou Hunan

Received: Jun. 24th, 2025; accepted: Jul. 14th, 2025; published: Jul. 29th, 2025

文章引用: 任铭时, 张勇. 乡村振兴与新质生产力的耦合协调与时空演化研究[J]. 统计学与应用, 2025, 14(7): 323-333.
DOI: 10.12677/sa.2025.147208

Abstract

This article is based on panel data from 30 provinces in China from 2011 to 2022, and constructs an indicator system for the development level of rural revitalization and the level of new quality productivity. By using a coupling coordination model, the relationship between the two is measured and analyzed, and the coupling coordination and spatiotemporal evolution characteristics between rural revitalization and new quality productivity in China are explored using methods such as Dagum Gini coefficient. The results indicate that: (1) the coupling coordination degree between rural revitalization and new quality productivity is gradually improving, but the overall coordination level nationwide is still relatively low; (2) The level of coordinated development between the two shows an unbalanced state, with significant development gaps between regions, and overall differences mainly composed of regional differences; (3) The spatial heterogeneity between the two systems is obvious, forming a distribution pattern of “high in the east and low in the west”. There is a spatial positive correlation between the two systems, and there is a significant agglomeration effect; Therefore, it is proposed to strengthen the introduction of high-tech talents, optimize the allocation of rural resources, increase policy support, enhance regional differentiated innovation, and establish cross regional industrial synergy mechanisms.

Keywords

Rural Revitalization, New Quality Productivity, Coupling Coordination, Dagum Gini Coefficient, Spatial Autocorrelation

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

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

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



Open Access

1. 引言

当前, 国际政治经济形势持续恶化。在贸易战的背景下, 全球贸易脱钩严重, 价值链重构加速, 同时叠加新冠疫情冲击与地缘政治冲突频发, 导致国际经济治理体系呈现“碎片化”趋势。据 IMF 统计, 全球贸易限制措施数量由 2017 年的 605 个激增至 2022 年的 2845 个¹。2023 年, 我国货物和服务净出口对经济增长的贡献率降至-11.4%², 表明传统外向型增长模式面临严峻挑战。在此背景下, 加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局显得尤为重要。而乡村振兴作为打通城乡要素流动梗阻、释放超大规模市场潜力的关键抓手, 被赋予破解发展不平衡不充分问题、筑牢内循环根基的战略使命。然而, 当前乡村振兴进程面临多重现实约束: 微观层面存在人力资本短缺、基础设施薄弱导致的数字化硬件覆盖不足[1], 以及农业数字化转型程度较低[2]; 中观层面受制于产业融合度低引发的三产协同不足[3]与资源环境紧约束逼近生态阈值[4]; 宏观层面则因土地、劳动力等要素边际收益递减而深陷传统农业生产效率低下的困境[5]。上述问题表明, 依赖土地、劳动力等传统要素的乡村发展模式已难以适应现代化要求, 新时代全面推进乡村振兴, 加快农业农村现代化步伐, 亟需通过科技创新重构生产力系统。尤其需要培育适配农业农村特点的新质生产力[6]。新质生产力通过优化乡村传统生产要素, 能够有效突破资源禀赋限制[7]; 而新发展格局下的城乡融合机制, 则为其向乡村渗透提供了关键通道[8]。

¹<https://www.hangyan.co/reports/3382258165864203386>.

²https://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/sjjd2020/202401/t20240118_1946725.html.

2023 年，中央农村工作会议明确提出“要强化科技和改革双轮驱动”。从理论逻辑看，乡村振兴与新质生产力两个系统存在深度耦合性：乡村振兴通过制度创新为新质生产力有效嵌入乡村发展提供了制度保障；新质生产力则通过技术革新成为驱动乡村振兴战略深入实施的核心引擎。二者共同推进农业农村现代化的发展。

当前，关于新质生产力与乡村振兴的研究主要聚焦于二者的相互影响关系。学者们普遍认为新质生产力能够赋能乡村全面振兴。例如，康东伟等(2025)指出新质生产力的发展可显著提升农业生产效率和资源利用率[9]；白生宝等(2025)认为新质生产力通过高科技与高效能为乡村振兴提供了新动能与新路径[10]；贺娜等(2025)提出新质生产力代表的先进生产力是数字乡村建设的创新引擎[11]；葛宣冲(2025)的研究则表明新质生产力赋能乡村振兴具有地区溢出效应[12]。同时，部分学者也指出乡村振兴的现状也深刻影响着新质生产力的发展。陶静(2025)强调提升农村高等教育水平对发展农业科技生产力的重要性[13]；王慧博(2025)指出农业产业链条融合不足及基础设施薄弱等问题制约了新质生产力赋能乡村振兴的效果[14]；唐任伍(2025)等则提出乡村三产融合深度不足和新型人才短缺，阻碍了新质生产力的发展[15]。

尽管乡村振兴与新质生产力的相关研究已取得丰硕成果，但现有文献多聚焦于理论逻辑、实施路径与内涵解析等层面，对二者内在联系的深入量化分析仍显不足。基于此，本文选取全国 30 个省份(不含港澳台地区) 2011~2022 年的面板数据，运用耦合协调度模型，系统测度乡村振兴与新质生产力的耦合协调水平，并通过时空演化与空间自相关分析揭示其协调发展动态。本文深入剖析乡村振兴与新质生产力的耦合协调机制，为二者的协调发展提供实证依据与决策参考，具有重要的理论价值与实践意义。

2. 研究设计

2.1. 指标体系构建

Table 1. Evaluation index system for rural revitalization
表 1. 乡村振兴评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	性质
产业兴旺	土地生产率	第一产业总产值/有效灌溉面积	+
	劳动生产率	第一产业增加值/乡村人口	+
	粮食单位面积产量(公斤/公顷)	/	+
生态宜居	生态环境	森林覆盖率	+
	单位面积化肥施用量	农用化肥施用折纯量/农作物总播种面积	-
	农村生活用水	供水普及率	+
乡风文明	教育规模	每十万人人口高等学校平均在校生数	+
	农村文教娱乐水平	农村人均文教娱乐支出	+
	农村娱乐设施覆盖面	农村电视节目人口覆盖率	+
治理有效	城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-
	最低生活保障	农村居民最低生活保障人数/乡村人口	-
	农村基层组织	主任、书记“一肩挑”/村委会主任	+
生活富裕	农村居民收入水平	农村居民人均可支配收入(元)	+
	工资性收入结构	工资性收入/农村居民人均可支配收入	+
	农村居民家庭恩格尔系数	农村居民家庭恩格尔系数(%)	-

基于国家提出的乡村振兴战略的目标，本文构建了“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”五个维度的省级乡村振兴水平评价框架。本文参考鄢宇昊(2023)，宋丽婷(2022) [16] [17]的研究成果，结合实际情况以及数据可得性，本研究从上述五个维度筛选出 15 个二级指标，构建了乡村振兴评价指标体系，具体评价指标如表 1 所示。

新质生产力，本研究借鉴卢江(2024) [18]等的做法，从科技生产力、绿色生产力和数字生产力 3 个维度选取 14 个指标表征新质生产力。具体评价指标如表 2 所示。

Table 2. Evaluation index system for new quality productivity
表 2. 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	单位	性质
科技生产力	分地区授权专利数	个	+
	高技术产业业务收入	千元	+
	规上工业企业产业创新经费	万元	+
绿色生产力	规上工业企业 RD 人员全时当量	h	+
	能源消费量/国内生产总值	亿元	-
	工业用水量/国内生产总值	/	-
	工业固体废物综合利用量产生量	%	-
	工业废水排放/国内生产总值	%	-
	工业 SO ₂ 排放/国内生产总值	%	-
数字生产力	电信业务总量	亿元	+
	互联网宽带接入端口数	万个	+
	软件业务收入	万元	+
	光缆线路长度/地区面积	/	+
	电子商务销售额	万元	+

2.2. 研究方法

(一) 熵权法

熵权法是一种客观赋权法，是根据各项指标观测值所提供的信息的大小来确定指标权重。本文采用熵权法来计算乡村振兴和新质生产力的综合指数。

(二) 耦合协调度模型

耦合协调度模型可用于衡量两个或多个系统之间不同部分之间的相互关系和协调程度。该模型能够有效地评价耦合系统内部各子系统之间的协调发展水平，其计算公式如下：

$$C = \frac{2\sqrt{U_1 \times U_2}}{U_1 + U_2}$$
$$T = \alpha U_1 + \beta U_2$$
$$D = \sqrt{C \times T}$$

其中， U_1 和 U_2 分别代表乡村振兴子系统和新质生产力子系统的综合发展水平。 T 表示协调度，该指标值越大，表明系统发展水平越高。 α 和 β 代表两个子系统的权重，由两个子系统之间的相对重要程度所决

定，本文考虑到乡村振兴和新质生产力对于国家的发展同样重要，因此本文将乡村振兴和新质生产力的权重各取 0.5。 D 表示耦合协调度。

本文借鉴以往的文献，将乡村振兴和新质生产力两系统的耦合协调度划分为 10 个等级，具体如表 3 所示。

Table 3. Classification of coupling coordination levels
表 3. 耦合协调度的等级划分

耦合协调度	协调等级	耦合协调度	协调等级
$0 < D < 0.1$	极度失调	$0.5 < D < 0.6$	勉强协调
$0.1 < D < 0.2$	严重失调	$0.6 < D < 0.7$	初级协调
$0.2 < D < 0.3$	中度失调	$0.7 < D < 0.8$	中级协调
$0.3 < D < 0.4$	轻度失调	$0.8 < D < 0.9$	良好协调
$0.4 < D < 0.5$	濒临失调	$0.9 < D < 1$	优质协调

(三) Dagum 基尼系数

为了有效衡量新质生产力与乡村振兴水平耦合协调度的地区差异及其来源，本文采用了 *Dagum* 基尼系数及其分解法进行测算。其公式如下：

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}}$$
$$G = G_w + G_{nb} + G_t$$

其中 G 表示总体基尼系数， k 表示划分的区域个数； n 表示省份个数， n_j (n_h) 表示 j (h) 区域内的省份个数。 y_{ji} (y_{hr}) 表示地区 j (h) 内省份 i (r) 的耦合协调度； $\bar{y}$ 表示所有省份耦合协调度的均值。具体的公式参考文献[19]。

(四) 空间自相关分析

全局空间自相关。全局莫兰指数一般用于衡量空间数据的自相关性，揭示变量在空间上的聚集或分散模式。本文则通过利用全局莫兰指数来判断乡村振兴与新质生产力两子系统耦合协调是否存在空间集聚或扩散效应。其具体公式如下：

$$I_r = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \sum_{i=1}^n (x_j - \bar{x})^2}$$

局部空间自相关。为了更好地分析乡村振兴与新质生产力耦合协调在不同地区的空间分异特征。本文利用局部莫兰指数来检验省份 i 和 j 之间两子系统耦合协调的空间关联程度，具体公式如下：

$$I = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

其中， I 为全局莫兰指数， I_r 为局部莫兰指数， n 为省份个数， ω_{ij} 为空间权重矩阵， x_i 和 x_j 分别表示省份 i 和 j 的两子系统耦合协调度， $\bar{x}$ 为所有省份两子系统耦合协调度的均值。

2.3. 数据来源

鉴于数据的可获得性,本文选取了我国 2011~2022 年的 30 个省的数据(不包括西藏,港澳台)为样本,数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国科技统计年鉴》,各省份统计年鉴以及国家统计局等,本文的少量缺失值采用线性插值法进行填补。

3. 实证结果分析

3.1. 乡村振兴和新质生产力的耦合协调分析

利用耦合协调度模型测算我国 30 省份 2011~2022 年乡村振兴与新质生产力的耦合协调度,具体如表 4 所示。

Table 4. Coupled coordinated scheduling
表 4. 耦合协调度

地区	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
北京	0.482	0.504	0.527	0.542	0.559	0.570	0.597	0.616	0.655	0.675	0.701	0.725
天津	0.387	0.404	0.420	0.437	0.451	0.460	0.462	0.493	0.519	0.519	0.544	0.548
河北	0.345	0.358	0.376	0.395	0.413	0.426	0.444	0.488	0.515	0.535	0.537	0.553
山西	0.326	0.339	0.346	0.355	0.356	0.356	0.367	0.386	0.408	0.419	0.434	0.450
内蒙古	0.282	0.288	0.308	0.330	0.338	0.341	0.347	0.369	0.391	0.411	0.414	0.431
辽宁	0.384	0.403	0.429	0.439	0.445	0.447	0.459	0.475	0.494	0.511	0.515	0.525
吉林	0.321	0.340	0.362	0.379	0.368	0.377	0.382	0.391	0.409	0.422	0.438	0.451
黑龙江	0.336	0.346	0.357	0.367	0.371	0.380	0.386	0.395	0.438	0.425	0.433	0.436
上海	0.464	0.486	0.506	0.537	0.553	0.568	0.581	0.599	0.622	0.638	0.674	0.693
江苏	0.527	0.556	0.567	0.585	0.607	0.620	0.637	0.670	0.698	0.723	0.744	0.770
浙江	0.477	0.501	0.520	0.541	0.572	0.580	0.597	0.633	0.669	0.720	0.729	0.751
安徽	0.341	0.363	0.378	0.398	0.418	0.431	0.450	0.489	0.518	0.539	0.564	0.576
福建	0.391	0.422	0.435	0.455	0.470	0.484	0.501	0.541	0.564	0.574	0.604	0.628
江西	0.320	0.334	0.347	0.366	0.385	0.393	0.421	0.465	0.486	0.507	0.526	0.529
山东	0.472	0.494	0.516	0.535	0.556	0.572	0.593	0.606	0.616	0.640	0.679	0.712
河南	0.379	0.394	0.412	0.433	0.450	0.460	0.475	0.504	0.525	0.558	0.565	0.580
湖北	0.384	0.406	0.426	0.455	0.470	0.487	0.506	0.533	0.560	0.571	0.583	0.608
湖南	0.367	0.384	0.398	0.422	0.438	0.450	0.471	0.496	0.519	0.548	0.567	0.585
广东	0.537	0.562	0.585	0.619	0.639	0.661	0.696	0.752	0.785	0.816	0.834	0.865
广西	0.310	0.330	0.345	0.357	0.372	0.382	0.396	0.426	0.460	0.483	0.487	0.507
海南	0.331	0.351	0.362	0.367	0.387	0.403	0.403	0.422	0.438	0.449	0.456	0.462
重庆	0.334	0.355	0.372	0.399	0.416	0.429	0.449	0.472	0.495	0.524	0.555	0.580
四川	0.337	0.360	0.377	0.398	0.416	0.425	0.455	0.487	0.514	0.550	0.552	0.570
贵州	0.254	0.283	0.297	0.328	0.351	0.362	0.379	0.408	0.436	0.463	0.453	0.473
云南	0.315	0.334	0.354	0.381	0.401	0.409	0.429	0.461	0.494	0.522	0.510	0.531

续表

陕西	0.333	0.350	0.368	0.386	0.401	0.414	0.418	0.443	0.482	0.500	0.505	0.513
甘肃	0.237	0.256	0.270	0.281	0.290	0.296	0.307	0.326	0.350	0.400	0.387	0.390
青海	0.224	0.246	0.258	0.270	0.274	0.287	0.292	0.304	0.320	0.323	0.334	0.334
宁夏	0.255	0.270	0.282	0.304	0.303	0.302	0.311	0.328	0.349	0.356	0.362	0.375
新疆	0.290	0.294	0.304	0.317	0.327	0.322	0.328	0.353	0.376	0.395	0.382	0.395
东部	0.436	0.458	0.477	0.496	0.514	0.526	0.543	0.572	0.598	0.618	0.638	0.657
中部	0.347	0.363	0.378	0.397	0.407	0.417	0.432	0.457	0.483	0.499	0.514	0.527
西部	0.288	0.306	0.321	0.341	0.354	0.361	0.374	0.398	0.424	0.448	0.449	0.464
全国	0.358	0.377	0.393	0.413	0.427	0.436	0.451	0.478	0.504	0.524	0.536	0.552

从全国层面来看，我国乡村振兴与新质生产力的耦合协调度在 2011 至 2022 年间持续提升。动态演进显示，全国耦合协调度的年均增速为 4.3%，协调等级实现了阶梯式跃迁。协调指数从 2011 年的 0.358 稳步攀升至 2022 年的 0.552，呈现出“轻度失调→濒临失调→勉强协调”的三阶段发展特征。尽管协调度的绝对值显著提高，但 2022 年全国仍处于“勉强协同”阶段，与优质协同之间仍存在较大差距。从地区层面来看，东部地区在乡村振兴与新质生产力的耦合协调度方面表现出显著的领先优势。从 2011 年的 0.436 到 2022 年的 0.657，增长速度十分迅猛，成功由失调阶段跃升至初级协调阶段。中部地区虽然保持了年均 4.2% 的增速，但到 2022 年，其耦合协调度仍为 0.527，处于相对较低的水平。西部地区尽管持续增长，但增速较为缓慢。到 2022 年，西部部分省份仍处于轻度失调阶段，西部的总体耦合协调度仅为 0.464，依旧处在濒临失调的状态，未能进入协调阶段。整体上，各地区发展存在显著的不均衡，呈现出“东部地区 > 全国 > 中部地区 > 西部地区”的分布格局。从省份层面来看，乡村振兴与新质生产力的耦合协调度呈现显著的区域演进特征。从动态演变来看，各省份的耦合协调度取得了历史性突破。2011 年，全国仅有江苏和广东两个省份的耦合协调度处于“濒临失调”状态，其他省份均处于失调区间。到 2014 年，广东才达到了初级协调阶段，其他省份仍然处于“濒临失调”或“失调”状态，整体协调状况较差。到 2022 年，全国所有省份均突破了失调的阈值。总体来看，与 2011 年相比，失调的省份大幅减少，整体协调度显著提升。

3.2. 基尼系数结果分析

通过对不同地区乡村振兴与新质生产力耦合协调度的分析，从表 5 可以看出，乡村振兴与新质生产力的耦合协调度存在显著的空间差异。为进一步探讨差异的来源，本文采用基尼系数进行度量，并分析其产生的原因。运用 Stata18.0 软件计算出中国三大地区乡村振兴与新质生产力耦合协调度的基尼系数，结果如表 2 所示，中国三大区域在样本期内，乡村振兴与新质生产力的耦合协调度总体基尼系数保持在 0.115 到 0.130 之间。

从地区内部差距来看，2011 至 2022 年，三大地区的地区内基尼系数均呈上升趋势。具体而言，中部地区的地区内基尼系数从 2011 年的 0.039 上升至 2022 年的 0.069，增幅最大；西部地区的基尼系数从 0.076 上升至 0.098；东部地区的基尼系数从 0.088 上升至 0.101。进一步分析各地区的基尼系数均值，发现东部地区的地区内差异最大，均值高达 0.091；西部地区的均值为 0.084，中部地区则为 0.056。

从地区间差异来看，考察期内，三大地区之间的基尼系数呈现出分化趋势。具体而言，中部与西部地区的差异扩张最为显著，从 0.079 增至 0.094，增幅为 19.0%；东部与中部地区的基尼系数从 0.096 升至 0.111，增幅为 15.6%；而东部与西部地区的差异则表现出一定波动，基尼系数在 0.131 至 0.144 之间

波动，2022 年较 2011 年微降 2.1%。地区间差异的均值分析显示，东部与西部的差异最为突出，基尼系数均值为 0.137；其次是东部与中部地区，基尼系数均值为 0.102；而中部与西部之间的差异相对较小，均值为 0.084。地区间差异均值分析显示，东 - 西发展鸿沟最为突出，基尼系数均值为 0.137；其次是东部与中部之间，基尼系数均值为 0.102；中 - 西部差异相对较小，均值只有 0.084。

Table 5. Analysis of regional differences in the coupling and coordination of rural revitalization and new quality productivity
表 5. 乡村振兴与新质生产力耦合协调地区差异分析

年份	整体基尼系数	地区内基尼系数			地区间基尼系数			贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东 - 中	东 - 西	中 - 西	地区内差异	地区间差异	超变密度
2011	0.124	0.088	0.039	0.076	0.096	0.144	0.079	20.525	77.586	1.888
2012	0.121	0.087	0.040	0.073	0.097	0.141	0.076	20.544	77.217	2.239
2013	0.120	0.085	0.042	0.073	0.096	0.138	0.075	20.739	76.611	2.650
2014	0.118	0.087	0.048	0.074	0.098	0.134	0.076	21.767	74.068	4.165
2015	0.120	0.088	0.055	0.079	0.101	0.135	0.080	22.316	72.745	4.939
2016	0.122	0.087	0.059	0.082	0.102	0.136	0.083	22.421	72.448	5.131
2017	0.124	0.092	0.062	0.087	0.104	0.138	0.087	23.283	70.385	6.333
2018	0.123	0.092	0.066	0.089	0.104	0.137	0.089	23.760	69.039	7.201
2019	0.118	0.092	0.062	0.088	0.101	0.133	0.086	24.510	67.634	7.857
2020	0.119	0.097	0.067	0.091	0.106	0.131	0.087	25.675	63.729	10.595
2021	0.124	0.098	0.065	0.094	0.107	0.138	0.092	24.676	65.791	9.533
2022	0.127	0.101	0.069	0.098	0.111	0.141	0.094	25.188	64.250	10.562
平均值	0.122	0.091	0.056	0.084	0.102	0.137	0.084	22.950	70.959	6.091

从差异分解来看，地区间差异构成的贡献度显著高于地区内差异和超变密度。动态演变显示，地区内差异的贡献度从 20.53%波动升至 25.19%，增幅为 22.7%；地区间差异贡献度呈“倒 U 型”变化，峰值为 77.59%，2022 年降至 64.25%；超变密度的贡献度从 1.89%持续攀升至 10.56%，增幅达 458.7%，反映出地区间发展协同性有所增强，但整体仍以地区间非均衡发展为主导特征。

综上所述，我国乡村振兴与新质生产力的协同发展存在显著的空间层级分化，跨区域协调发展机制亟待完善。

3.3. 全局自相关结果分析

由表 6 可知，所有年份的 Moran’s I 值均为正值，且 p 值均小于 0.01，说明乡村振兴与新质生产力的耦合协调度存在显著的空间集聚效应。

Table 6. Global Moran index of coupling coordination degree between rural revitalization and new quality productivity from 2011 to 2022

表 6. 2011~2022 乡村振兴与新质生产力耦合协调度的全局莫兰指数

年份	Moran’s I	z 值	p 值
2011	0.404	3.327	0.001***
2012	0.416	3.42	0.001***

续表

2013	0.394	3.247	0.001***
2014	0.367	3.046	0.002***
2015	0.404	3.32	0.001***
2016	0.420	3.443	0.001***
2017	0.389	3.216	0.001***
2018	0.395	3.277	0.001***
2019	0.365	3.055	0.002***
2020	0.324	2.744	0.006***
2021	0.379	3.146	0.002***
2022	0.360	3.002	0.003***

3.4. 局部自相关结果分析

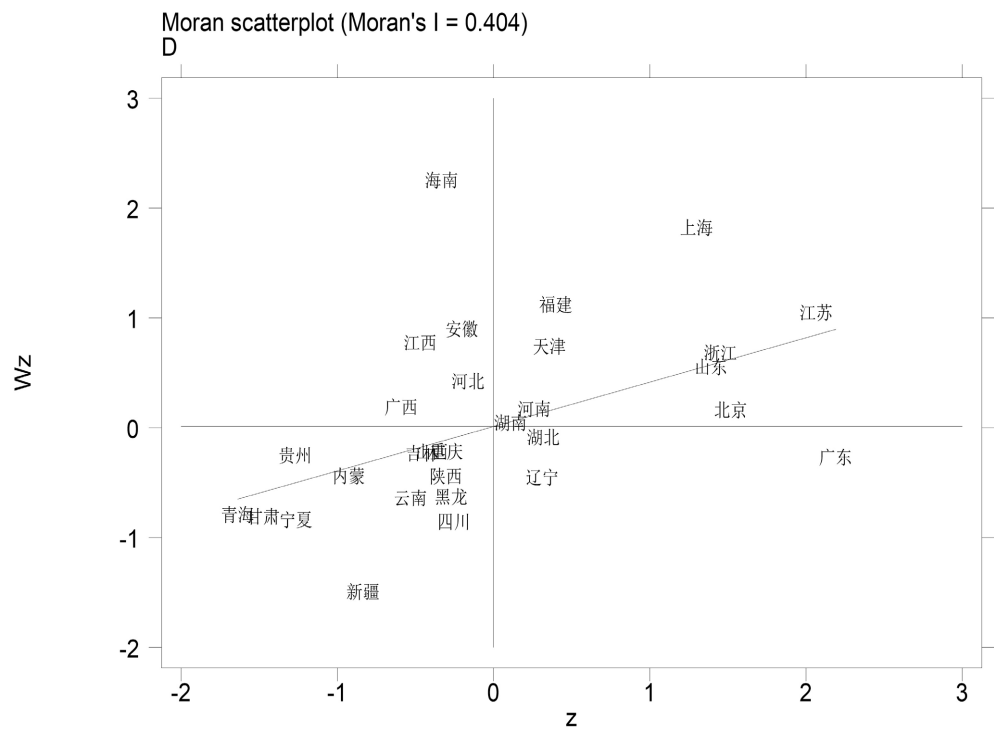


Figure 1. Local Moran index in 2011
图 1. 2011 年局部莫兰指数

见图 1、图 2 可知，大多数省份分布在第一和第三象限，这表明乡村振兴与新质生产力在空间上存在显著的正相关关系。进一步分析两张图可知，在乡村振兴和新质生产力的耦合协调度方面，“高 - 高”集聚省份主要集中在京津地区和长三角地区，“低 - 低”集聚省份较多分布在北部和西部地区。这可能是由于乡村振兴和新质生产力发展较好的省份会对邻近地区的乡村产业发展提供支持。在 2011 年散点图中，第一象限的高水平区分布了 8 个省(市)，分别是北京、浙江、上海、天津、河南、江苏、福建、山东。第二象限的过渡区分布了 5 个省，分别是海南、安徽、河北、广西、江西。第三象限的低水平区分布了

13 个省(区、市)，分别是宁夏、云南、新疆、贵州、甘肃、内蒙古、青海、陕西、山西、重庆、吉林、黑龙江、四川。第四象限辐射区分布湖南、湖北、辽宁、广东 4 个省份。到 2022 年的散点图中，第一象限的高水平区增加到了 10 个省份，增加了 4 个新的省份，分别是安徽、湖北、湖南、河北。第二象限的过渡区虽然省份数量没有变化，但省份名称却发生了改变，天津和贵州代替了安徽和河北。第三象限的低水平区分布了 11 个省。分别是山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。这些省份主要聚集在西部和东北部地区，经济欠发达。往往难以有效吸纳发达省区市发展所释放的积极效应，因此呈现低 - 低集聚效应。第四象限的辐射区分布了北京、广东、重庆、四川 4 个省份。除了广东没有变化，其余省份皆为新增加的省份。由结果可知，2011 至 2022 年，乡村振兴与新质生产力的耦合协调度呈现出“高水平区向中部扩散、低水平区收缩”的趋势，长三角继续引领发展，京津冀的功能转型为辐射驱动，而西部地区仍然存在低水平集聚现象。核心城市虹吸效应强化与中西部地区内生动力薄弱，共同加剧了区域间发展的非均衡集聚态势。

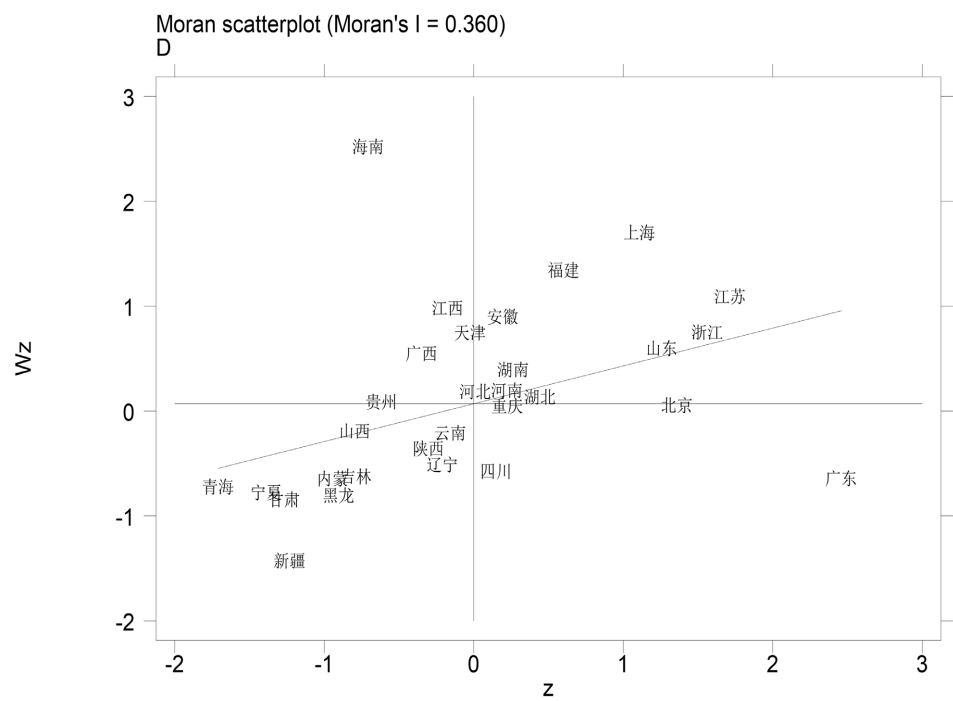


Figure 2. Local Moran index in 2022
图 2. 2022 年局部莫兰指数

4. 结论和建议

本文基于 2011~2022 年我国 30 个省份的样本数据研究中国乡村振兴和新质生产力的耦合协调度，同时进一步借助基尼系数考察地区、省份差异及差异来源，最后运用探讨空间自相关性采用全局莫兰指数来探讨二者耦合的空间效应。得到的结论如下：(1) 我国三大地区及全国的耦合协调度都在逐年稳步上升，但各区域发展不均衡，呈现东部地区 > 全国 > 中部地区 > 西部地区的特点。(2) 我国乡村振兴与新质生产力协同发展水平的总体基尼系数呈现出波动趋势。三大地区内部差距持续扩大，且东部地区内差异最为突出。地区间发展鸿沟明显，尤以东部与西部差距最大，其次为东 - 中部差距。差异分解表明，地区间差异是总体差异的主导来源，但其贡献度呈“倒 U 型”下降；同时，超变密度贡献度大幅跃升，表明跨区域协同性有所增强，但区域非均衡发展格局仍未根本改变。(3) 从空间关联特征来看，乡村振兴和

新质生产力的耦合协调度存在空间自相关特征, 但两者空间自相关性存在不断下降的趋势。从局部自相关来看, 耦合协调度呈现空间集聚性。基于以上的研究结论, 本文提出以下建议:

第一, 构建多层次科技赋能与人才支撑体系。推广智能农业, 发展绿色农业。大力发展农业, 大力发展新质生产力等先进技术。搭建科技创新平台, 完善人才回流政策, 强化高科技人才引进, 同时大规模开展农民数字技能与现代农业技术培训, 提升人力资本与新质生产力适配度。以缩小区域间的发展差距, 推动全国乡村振兴与新质生产力的协同共进。

第二, 强化区域差异化政策与精准投入。针对中西部地区, 需加大政策扶持力度, 通过增加财政转移支付与设立专项基金, 重点补齐基础设施与公共服务短板, 抑制区域内部发展差距扩大趋势。对东部地区, 政策重心转向制度创新与前沿技术应用的政策激励, 强化其对全国的技术辐射与模式输出能力, 以促进区域均衡发展。

第三, 创新跨区域产业协同机制。推动东部地区通过数字技术溢出与产业链跨域布局辐射带动中西部发展。中西部地区需建立区域联动机制, 深化区域间产业协作, 实现技术、资本、人才等优质资源高效共享。通过强化区域分工互补, 规避产业结构同质化风险, 构建产业互嵌、资源互通、市场互联的发展格局, 促进全国协调发展。

基金项目

国家自然科学基金(72061014); 湖南省教育厅重点科研项目(2024A0377)。

参考文献

- [1] 周建伦, 王先俊. “数字经济时代”乡村产业振兴面临的问题及对策[J]. 农业经济, 2025(4): 50-52.
- [2] 王飞, 孙建国, 崔要奎. 农业技术进步、农业规模经营与乡村振兴[J]. 统计与决策, 2025, 41(12): 124-128.
- [3] 郭彩云, 陈楷文. 科技创新赋能乡村全面振兴: 机理、挑战与策略[J]. 人民论坛, 2025(9): 63-65.
- [4] 佟宇竞. 高质量发展视域下超大城市乡村产业全面振兴的战略研究[J]. 农业经济, 2025(5): 51-53.
- [5] 仇焕广, 李登旺. 新时代农村改革赋能乡村全面振兴: 现实挑战与深化路径[J]. 社会科学辑刊, 2025(3): 85-96+2+238.
- [6] 金丽馥, 张新月. 数字赋能农业全产业链范式革新: 机理、困境和策略[J]. 经济纵横, 2025(5): 88-98.
- [7] 黄恒君, 吕家奇, 程钦良. 数据要素赋能中国农业现代化——基于新质生产力视角的理论与实证[J]. 东岳论丛, 2025, 46(5): 122-131.
- [8] 刘明松, 胡方方. 数字新质生产力促进城乡融合发展的机理与路径研究[J]. 河南社会科学, 2025, 33(5): 47-56.
- [9] 康东伟, 韩英. 农业新质生产力对农村居民消费升级的影响[J]. 商业经济研究, 2025(11): 106-110.
- [10] 白生宝, 樊建武. 新质生产力赋能乡村振兴的理论逻辑、现实必要与实践进路[J]. 农村经济, 2025(3): 78-86.
- [11] 贺娜, 陈建兵, 阴鑫星. 农业新质生产力赋能数字乡村建设: 内在机理、现实困境与纾解路径[J/OL]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 1-7. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1376.c.20250513.1129.002.html>, 2025-06-05.
- [12] 葛宣冲. 新质生产力发展对乡村全面振兴的影响及作用机制[J]. 北京社会科学, 2025(4): 50-64.
- [13] 陶静. 高职教育“五金”新基建服务乡村振兴的实践特征、行动逻辑与优化路径[J]. 教育与职业, 2025(8): 52-59.
- [14] 王慧博. 农业新质生产力赋能乡村振兴的逻辑理路、制约样态与因应路径[J]. 江西社会科学, 2025, 45(4): 43-54.
- [15] 唐任伍, 马志栋. 新质生产力赋能农业农村现代化: 内在机理、风险挑战与提升路径[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2025, 46(5): 72-83.
- [16] 鄢宇昊, 李巍, 胡锡琴, 等. 数字普惠金融对乡村振兴的影响效应与经验证据[J]. 统计与决策, 2023, 39(15): 131-135.
- [17] 宋丽婷, 白永秀. 乡村振兴水平评价指标体系构建与区域差异分解[J]. 统计与决策, 2022, 38(24): 17-21.
- [18] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
- [19] 和逸群, 赵德起. 数字乡村发展水平测度、区域差异及动态演进[J]. 技术经济与管理研究, 2025(5): 22-28.