

引文格式: 杨承达, 起建凌, 金璟, 等. 乡村振兴与新质生产力协同发展的时空演化及障碍因子分析[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2025, 19(2): 9–19. DOI: [10.12371/j.ynau\(s\).202408145](https://doi.org/10.12371/j.ynau(s).202408145)

乡村振兴与新质生产力协同发展的 时空演化及障碍因子分析

杨承达, 起建凌*, 金 璟, 杨天杭

(云南农业大学 经济管理学院, 云南 昆明 650201)

摘要: 新质生产力是推动乡村全面振兴的内在引擎。研究基于 2013—2022 年我国 31 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时空演化特征并分析其障碍因子。结果表明: (1) 乡村振兴与新质生产力的综合发展水平呈上升趋势; (2) 二者的耦合协调度在逐渐提高, 整体协调水平仍然较低; (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; (4) 二者协同发展水平呈现非均衡状态, 总体差异主要是由区域间差异构成; (5) 制约二者协同发展的障碍因子主要是科技生产力和数字生产力。由此提出加大政策扶持力度、优化乡村资源配置、强化科技人才支撑的对策建议。

关键词: 乡村振兴; 新质生产力; 耦合协调; 时空差异; 障碍因子

中图分类号: F 320.3 文献标志码: A 文章编号: 1004-390X (2025) 02-0009-11

Analysis of the Spatiotemporal Evolution and Obstacle Factors of the Synergistic Development of Rural Revitalization and New Quality Productivity

YANG Chengda, QI Jianling, JIN Jing, YANG Tianhang

(College of Economics and Management, Yunnan Agricultural University, Kunming 650201, China)

Abstract: New quality productive forces constitute the fundamental engine propelling comprehensive rural revitalization. Utilizing panel data from 31 provinces in China between 2013 and 2022, this research established an indicator system to assess the development level of rural revitalization and the advancement of new quality productive forces. By employing a coupling coordination model, the study measured and analyzed the interrelationship between these two factors, and utilized methods such as the Dagum Gini coefficient to investigate the spatiotemporal evolution characteristics of rural revitalization and new quality productive forces in China, as well as to identify the impediments. The findings revealed that: (1) The overall development level of rural revitalization and new quality productive forced exhibits an upward trajectory. (2) The coupling coordination between the two was progressively intensifying, although the overall coordination level persisted at a low ebb. (3) There existed pronounced spatial heterogeneity, resulting in a distribution pattern characterized by “high in the

收稿日期: 2024-09-12 修回日期: 2024-11-06

基金项目: 国家社会科学基金项目“西南边疆民族地区农村家庭相对贫困的多维评价、测度及治理研究”(21BMZ053)。

作者简介: 杨承达(2000—), 男, 云南昆明人, 硕士研究生, 主要从事农村与区域发展研究。

*通信作者: 起建凌(1971—), 男, 云南楚雄人, 教授, 博士, 主要从事农业产业经济研究。



east and low in the west”, with a positive spatial correlation between the two systems and notable agglomeration effects. (4) The state of coordinated development between the two was marked by imbalance, with the overall variance predominantly due to inter-regional disparities. (5) The barriers to the coordinated development between the two were predominantly technological productive forces and digital productive forces. Therefore countermeasures and recommendations were put forth, encompassing the enhancement of policy support, optimization of rural resource allocation, as well as reinforcement of technological talent support.

Keywords: rural revitalization; new quality productivity; coupled coordination; space-time difference; obstacle factor

乡村振兴战略，是习近平总书记在党的十九大报告中提出的，它符合我国经济社会发展进入新阶段的自然趋势和战略抉择。党的二十大再次强调，全面推进乡村振兴，坚持农业农村优先发展，巩固拓展脱贫攻坚成果，加快农业强国的建设^[1]。新质生产力是习近平总书记提出的一个全新概念。它以科技创新为关键核心，在释放人的创造性和保护生态环境的基础上，构建现代化产业体系，为在这个新时代的新征程中更好地专注于智能化、绿色化、高端化发展提供了理论指导^[2]。目前，关于新质生产力和乡村振兴的研究主要集中在以下三个方面：一是关于新质生产力与乡村振兴的影响关系。学者普遍认为新质生产力赋能乡村全面振兴，如王静华等认为新质生产力是乡村全面振兴的内生驱动力^[3]；郑建则认为新质生产力可以推动实现农业现代化发展进程^[4]。魏后凯等提出新质生产力可以推动现代化大农业发展^[5]。部分学者认为乡村振兴也会影响新质生产力的发展，如姜长云提出“乡村人才振兴”行动、乡村振兴“头雁计划”、乡村企业家培训工程等都是提升农业科技生产力的关键^[6]；陈建等提出乡村全面振兴保障机制建设滞后，阻碍了新质生产力的发展^[7]。罗必良提出优化乡村农业产业是农业领域新质生产力发展的必然要求^[8]。二是新质生产力在赋能乡村振兴过程中所面临的困境。侯冠宇等认为在新质生产力赋能乡村振兴的过程中，农村经营模式的落后和新质生产力的不足，制约了乡村发展^[9]；林万龙等发现其技术提升、规模经济效应的加剧、农业内部资源分化等均有可能加大小农户被边缘化的风险^[10]。三是新质生产力与乡村振兴发展水平的评价体系构建。关于乡村振兴指标体系的构建，大部分学者如贾晋等^[11]、张

挺等^[12]从乡村五大振兴来构建；而新质生产力指标体系的构建，现有的研究较少。王珏等从劳动者、劳动对象和生产资料三大维度构建综合评价指标体系^[13]；卢江等则从数字生产力、绿色生产力、科技生产力三大维度构建综合评价指标体系^[14]。

虽然关于乡村振兴与新质生产力的研究已取得了诸多成果，但这些成果主要集中在理论逻辑、实施路径及内涵解析等方面。当前，乡村振兴与新质生产力之间的内在联系缺乏深入的量化分析。基于此，本研究选取了全国 31 个省域作为研究对象（不包括港澳台地区），利用耦合协调度模型来探讨乡村振兴与新质生产力的耦合协调水平，并对二者协调发展水平进行时空演化及障碍因子分析，旨在为乡村振兴与新质生产力的协调发展提供经验参考。

一、研究设计

（一）指标体系构建

本研究深入分析并借鉴现有的相关研究成果，以确保所选指标能够全面、准确地反映研究对象的特征。关于乡村振兴指标体系的构建，本文参照张旺等^[15]、徐雪等^[16]、薛龙飞等^[17]的相关研究，选取 5 个维度和 28 个指标进行构建。关于新质生产力指标体系的构建本文参照卢江等^[14]的研究，选取 3 个维度和 18 个指标进行构建，详见表 1。

（二）数据来源

基于科学性与可行性原则，本研究选取 2013—2022 年中国 31 个省级面板数据。数据源自《中国农村统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等年鉴。针对缺失数据，用线性插值法进行填充。

表1 乡村振兴与新质生产力发展水平评价指标及权重

目标层	准则层	指标层	性质	单位	权重
乡村振兴	产业兴旺	农村居民人均农林牧渔业总产值(x1)	+	元/人	0.037
		农村居民人均农林牧渔业增加值(x2)	+	元/人	0.044
		农业机械化水平(x3)	+	万kW	0.074
		第一产业增加值占比(x4)	+	%	0.035
		粮食生产能力(x5)	+	万t/万hm ²	0.024
		农林财政支持占比(x6)	+	%	0.025
	生态宜居	农用化肥施用量(x7)	-	万t	0.009
		农药使用量(x8)	-	万t	0.015
		森林覆盖率(x9)	+	%	0.043
		对生活污水进行处理的行政村占比(x10)	+	%	0.043
		对生活垃圾进行处理的行政村占比(x11)	+	%	0.041
		农村太阳能热水器面积(x12)	+	万m ²	0.100
	乡风文明	农村居民教育文化娱乐支出占比(x13)	+	%	0.011
		乡村文化站个数(x14)	+	个	0.047
		农村广播节目人口覆盖率(x15)	+	%	0.005
		农村电视节目人口覆盖率(x16)	+	%	0.007
		农村宽带接入户数(x17)	+	万户	0.098
		农村居民平均受教育年限(x18)	+	年	0.005
	治理有效	城乡收入比率(x19)	-	%	0.015
		成灾面积(x20)	-	千hm ²	0.004
		村民委员会数量(x21)	+	个	0.079
		农村居民最低生活保障人数(x22)	-	万人	0.013
		农村恩格尔系数(x23)	-	%	0.007
		农村居民人均可支配收入(x24)	+	元	0.039
	生活富裕	城乡居民消费比率(x25)	-	%	0.008
		农村居民每百户汽车拥有量(x26)	+	万人	0.040
		每万人口农村卫生技术人员数(x27)	+	万人	0.0043
		农村社会消费品零售额(x28)	+	亿元	0.091
		互联网宽带接入端口数(x29)	+	万个	0.033
		电信业务总量(x30)	+	亿元	0.071
	数字生产力	光缆线路长度(x31)	+	km	0.036
		电子商务销售额(x32)	+	万元	0.083
		软件业务收入(x33)	+	万元	0.112
		有电子商务交易活动的企业数(x34)	+	个	0.061
		绿色专利申请数/专利申请数(x35)	+	%	0.018
		工业用水量/国内生产总值(x36)	-	%	0.006
	新质生产力	工业废水排放量/国内生产总值(x37)	-	%	0.007
		环境保护支出/政府公共财政支出(x38)	+	%	0.020
		建成区绿化覆盖率(x39)	+	%	0.002
		无害化处理厂数(x40)	+	座	0.027
		国内专利申请授权量(x41)	+	个	0.085
		高技术产业企业数(x42)	+	个	0.088
	科技生产力	工业企业产业R&D经费(x43)	+	万元	0.073
		工业企业R&D人员全时当量(x44)	+	人年	0.080
		技术市场成交额(x45)	+	亿元	0.112
		规模以上工业企业R&D项目课题数项(x46)	+	项	0.086

(三) 研究方法

1. 熵权 TOPSIS 法

熵权 TOPSIS 法不仅能够规避主观因素对指标权重的干扰，而且能够确定评价对象的排列顺序^[18]。具体公式如下：

构建规范化矩阵：

$$X = (x_{ij})_{m \times n} \quad (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

对指标进行标准化处理：

正向指标：

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (2)$$

负向指标：

$$X_{ij} = \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (3)$$

计算信息熵：

$$e_j = -\frac{1}{\ln(m)} \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(P_{ij}) \quad (4)$$

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^m X_{ij}} \quad (5)$$

计算指标比重：

$$w_j = (1 - e_j) / \left(\sum_{j=1}^m e_j \right) \quad (6)$$

计算加权矩阵：

$$R = (r_{ij})_{m \times n}, r_{ij} = w_j \times x_{ij} \quad (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n) \quad (7)$$

确定最优解 S_j^+ 和最劣解 S_j^- ：

$$S_j^+ = \max(r_{1j}, r_{2j}, \dots, r_{nj}), S_j^- = \min(r_{1j}, r_{2j}, \dots, r_{nj}) \quad (8)$$

计算评价对象与 S_j^+ 和 S_j^- 之间的距离：

$$sep_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (s_j^+ - r_{ij})^2}, sep_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (s_j^- - r_{ij})^2} \quad (9)$$

综合评价指数：

$$C_i = \frac{sep_i^-}{sep_i^+ + sep_i^-}, C_i \in [0, 1] \quad (10)$$

2. 耦合协调度模型

耦合协调度模型能有效揭示不同系统间耦合的紧密程度及协调的层次水平，具体公式如下。

$$C = 2 \sqrt{\frac{U_1 \times U_2}{(U_1 + U_2)^2}} \quad (11)$$

$$T = \beta U_1 + \alpha U_2 \quad (12)$$

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (13)$$

其中， U_1 和 U_2 分别代表各省份乡村振兴与新质生产力两个子系统。 D 代表耦合协调度， C 代表耦合度， T 代表两系统间的综合协调指数。鉴于新质生产力与乡村振兴之间存在相互影响的关系， β 和 α 均被设定为 0.5。本文参考葛世帅等^[19]的研究，将乡村振兴与新质生产力耦合协调度划分为 5 个等级：重度失调、轻度失调、基本协调、中度协调、高度协调。

3. 空间自相关分析

(1) 全局空间自相关

全局空间自相关性最初由 Moran 提出，旨在探究不同的地理单元之间是否存在空间集聚现象^[20]。本文选取空间邻接矩阵作为空间权重矩阵。具体公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (14)$$

式(14)中， n 是地理单元总数； x_i 和 x_j 分别是单元 i 和单元 j 的属性； \bar{x} 为属性平均值。 w_{ij} 为空间权重； S^2 表示观测数据的平均偏离程度。

(2) 局部空间自相关

局部空间自相关分析旨在揭示属性相似的聚集区域的空间分布，通常采用局部 Moran's I 来表示。具体公式如下：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij}(x_i - \bar{x}) \quad (15)$$

式(15)中， S^2 为属性方差； \bar{x} 为属性平均值； w_{ij} 为空间权重。

4. Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数可以用于探索中国乡村振兴与新质生产力协同发展的总体差异及差异来源^[21]。具体公式如下：

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \mu} \quad (16)$$

式(16)中， k 为地区个数， n_j 表示 j 地区所包

含 n 个省份; n_h 表示 h 地区所包含 n 个省份; y_{ji} 和 y_{hr} 分别代表 $j(h)$ 地区省份协同发展水平; μ 代表各省协同发展程度均值。将基尼系数 G 分解为三部分: G_w 、 G_{nb} 和 G_t 。

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{2n_j^2 u_i} \quad (17)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (18)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{Y}_j + \bar{Y}_h)} \quad (19)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (20)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (21)$$

5. 障碍度模型

在耦合协调度模型的基础上, 运用障碍度模型识别出制约乡村振兴与新质生产力协调发展的障碍因子, 为制定科学合理的建议提供依据。公式如下:

$$Z_i = \frac{I_i W_i}{\sum_{i=1}^n I_i W_i} \quad (22)$$

式(22)中, I_i 为指标的偏离度, W_i 为指标权重, Z_i 为指标的障碍度。

二、结果与分析

(一) 乡村振兴与新质生产力综合发展水平分析

通过熵权 TOPSIS 法计算我国 31 个省域乡村振兴和新质生产力综合发展指数(表 2), 进而对我国各地区乡村振兴和新质生产力发展水平时序变化进行对比和分析。

从全国视角看, 乡村振兴综合发展指数和新质生产力综合发展指数均呈现增长态势。从区域视角看, 乡村振兴发展状况整体表现为起伏上升的趋势, 表明乡村振兴战略的持续推进, 但区域差异十分显著, 东部与中部地区的经济发展指数始终超越全国平均水平。东北地区发展指数一直低于全国平均水平, 2019 年及以后与全国平均水平逐渐拉开差距; 新质生产力发展水平地区间差异明显。东部地区发展指数一直高于全国平均水平。中部地区呈波动增长趋势, 东北地区的发展指数一直未能超越全国平均水平, 其增长速度相对迟缓。西部地区增速较快, 在 2018 年, 其发展水平超越东部地区。

(二) 乡村振兴与新质生产力耦合协调度分析

1. 耦合协调度的时序变化分析

根据模型计算公式, 得到两个子系统之间的耦合协调度, 并绘制耦合协调度均值变化图, 详见图 1。从图 1 可以看出, 两个子系统的耦合协调度均值呈现震荡上升趋势, 从 2013 年的 0.361 上升至 2022 年的 0.478, 增幅达到 32.12%, 协调度等级实现了从轻度失调到基本协调的转变。两个系统的耦合协调度虽有提升, 但仍偏低, 需进一步加强。从区域视角看, 我国四大区域的耦合

表 2 2013—2022 年全国及各地区乡村振兴和新质生产力发展指数均值

变量	地区	年份										年均增长率/%
		2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	
乡村振兴发展水平	东部	0.311	0.323	0.342	0.355	0.372	0.386	0.400	0.403	0.418	0.432	3.72
	中部	0.270	0.281	0.295	0.299	0.312	0.331	0.348	0.356	0.377	0.386	4.05
	东北	0.230	0.238	0.248	0.257	0.262	0.273	0.274	0.285	0.303	0.310	3.37
	西部	0.189	0.198	0.207	0.215	0.224	0.239	0.254	0.264	0.28	0.295	5.07
	全国	0.248	0.258	0.272	0.281	0.292	0.308	0.321	0.329	0.346	0.358	4.16
新质生产力发展水平	东部	0.144	0.159	0.176	0.191	0.210	0.238	0.268	0.301	0.317	0.339	10.02
	中部	0.070	0.084	0.104	0.119	0.106	0.122	0.134	0.155	0.149	0.173	10.51
	东北	0.056	0.062	0.070	0.066	0.074	0.075	0.081	0.087	0.072	0.076	3.57
	西部	0.044	0.047	0.056	0.063	0.071	0.082	0.087	0.121	0.085	0.093	8.55
	全国	0.083	0.092	0.105	0.115	0.123	0.139	0.154	0.183	0.171	0.186	9.46

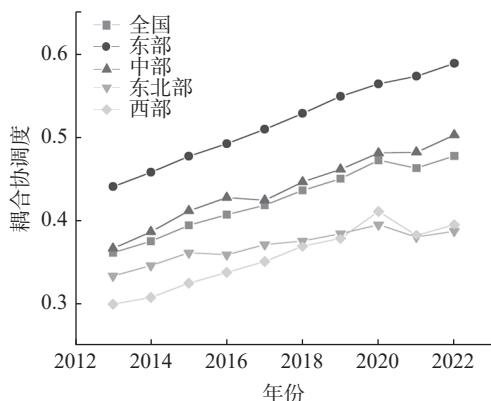


图 1 全国各区域新质生产力与乡村振兴协调度均值变化

协调度呈现出波动上升的趋势，增幅分别达到了33.55%、37.12%、16.07%、31.78%。中部地区的增幅最为显著，其发展水平从轻度失调状态跃升至基本协调状态；东部地区增幅次之，2022年已有5个省份耦合协调等级达到中度协调；西部地区的增长幅度显著，到2020年其耦合协调度已经超越了东北地区；东北地区则呈波动上升趋

势，且增幅较小。导致这种现象的潜在因素可能受我国各地区由于经济建设状况、科技发展水平以及资源禀赋等多元因素的影响^[22]。通过上述分析，我国乡村振兴与新质生产力协同发展呈良好趋势，但整体耦合协调等级较低。

2. 耦合协调度的空间演化分析

为了深入探究我国乡村振兴与新质生产力协同发展的区域差异及其动态变化，本文选取2013年、2016年、2019年及2022年全国31个省区市两子系统的耦合协调度进行比较，详见图2。我国各地区乡村振兴与新质生产力的协同发展水平存在差异显著，形成“东高西低”的空间分布格局。2013年，全国有77.42%的省区市在乡村振兴与新质生产力的耦合协调度上低于0.4，处于轻度失调阶段，只有7个省区市处于基本协调阶段，因其社会经济发达，地方财政收入充裕，科技水平相对发达，进而促进了乡村振兴与新质生产力协同发展。2016年，尽管仍有58.07%省域处于轻度失调阶段，但四川、上海、安徽、福

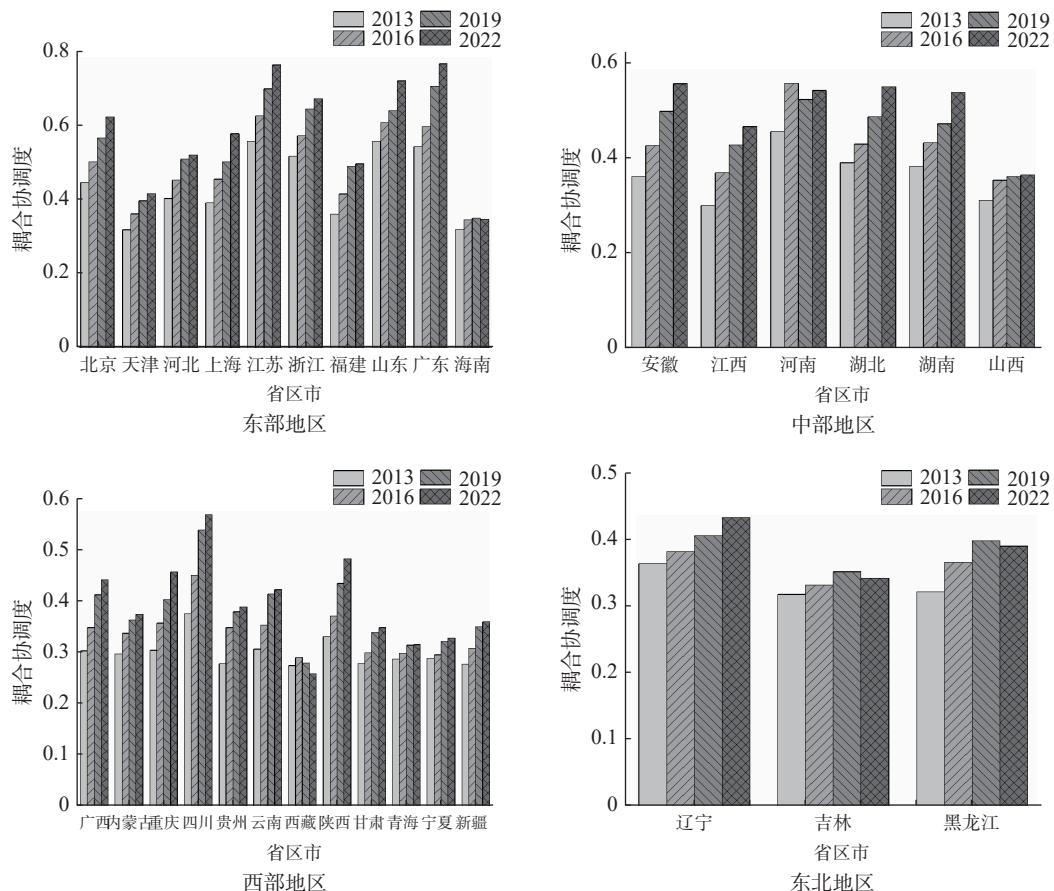


图 2 全国各地区新质生产力与乡村振兴耦合协调度变化

建、湖北、湖南进入基本协调阶段; 江苏、山东的耦合协调度超过 0.6, 率先迈入中度协调阶段, 这两个省因区位优势、创新创业环境、资金雄厚等因素促进了科技、数字、创新生产力发展, 进而促进了农村地区新业态发展。2019 年, 我国乡村振兴与新质生产力耦合协调度有了明显的提升, 61.29% 省区市处于基本协调阶段, 浙江和广东更是迈入了中度协调阶段, 内蒙古等 12 个省区市仍在基本协调阶段。2022 年, 未进入基本协调阶段的省域大部分位于我国西部, 原因是西部地区创新环境较差、数字服务能力不足等。同时, 广东、江苏等地区也即将进入中度协调发展阶段。通过上述分析, 表明我国乡村振兴与新质生产力协同发展水平存在着较大的空间异质性。

(三) 乡村振兴与新质生产力协同发展的空间关联性分析

为了进一步深入研究不同省域间乡村振兴与新质生产力耦合协同发展水平的空间关联性, 本文进行了空间自相关分析。

从表 3 可以看出, 我国 2013—2022 年两个子系统的耦合协调度的全局莫兰指数均大于 0, 表明二者协调发展具有显著的空间正相关性, 且 P 值小于 0.05, 通过了显著性检验。总体上, 全

局莫兰指数呈现出轻微波动上升的趋势, 从 0.281 上升至 0.333, 说明乡村振兴与新质生产力耦合协同发展的空间集聚效应增强。

通过测算局部 Moran's I , 绘制莫兰散点图, 将我国 31 个省区市划分为四个区域。从图 3 看, 我国 2013 和 2022 年各象限的省区市数量变化不大, 较多省区市处于 HH 聚集区和 LL 聚集区。从各象限看, 第一象限在 2022 年增加了 4 个省区市, 且均为东部和中部地区经济较为发达的省区市, 这些省区市通过区域间经济合作、技术交流等相互影响, 呈现高高集聚效应。第二象限省区市数量在 2022 年有所减少, 但海南、天津、江西、广西没有变化, 表明这 4 个省区市未受到周边省份发展释放的红利影响。第三象限的省区市数量在四个集聚区最多, 且主要集中在西部地区, 表明这些省区市多处于经济欠发达地区, 往往难以有效吸纳发达省区市发展所释放的积极效应, 呈现低低集聚效应。第四象限在 2022 年省区市内部结构有所变化, 其中陕西由 LL 区域进入 HL 区域, 表明陕西近年来发展变化较大, 协调发展水平不断上升。

(四) 乡村振兴与新质生产力协同发展水平的空间差异及来源

1. 总体差异及区域内差异

图 4 展示了 2013—2022 年全国及各区域乡

表 3 2013—2022 年空间自相关全局莫兰指数

年份	2013	2014	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Moran's I	0.281	0.316	0.339	0.313	0.305	0.300	0.263	0.327	0.333
Z值	2.933	3.224	3.442	3.221	3.143	3.085	2.753	3.335	3.379
P值	0.002	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.003	0.000	0.000

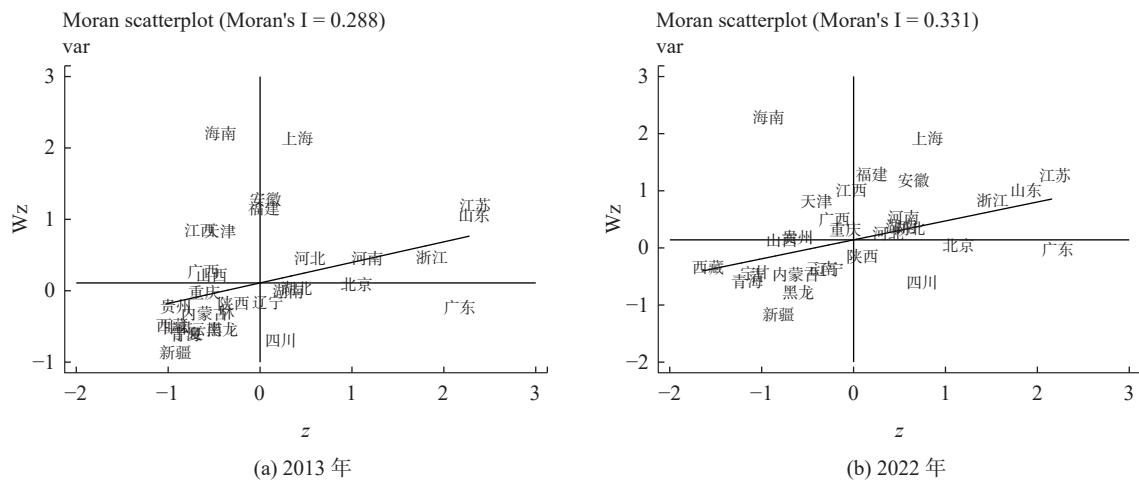


图 3 2013 年、2022 年局部莫兰指数散点图

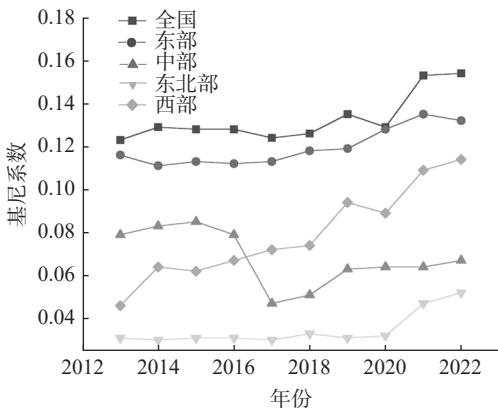


图 4 总体以及区域内基尼系数变化

乡村振兴与新质生产力耦合协调度的基尼系数的具体情况。两个子系统间的耦合协调度总体基尼系数由 0.123 提高到 0.154，增加了 25.2%。2013—2017 年，总体基尼系数呈小幅度波动上升趋势；2017—2020 年，系数呈“先升后降”的趋势；2020—2022 年，系数显著增加。从区域视角看，除了中部地区，其他三个地区的系数都显示出波动上升的态势；而中部地区的系数呈震荡下降态势。具体数值上，我国的四大地区区域内的基尼系数均值分别为 0.12、0.079、0.068、0.035。由此可见，东北地区内基尼系数最小，说明东北三省发展差距较小。而东部地区基尼系数最大，可能是该地区沿海省域中海南省的耦合协调度相对较低。

2. 区域间差异

图 5 展示了 2013—2022 年我国各区域间两个子系统耦合协调度的基尼系数的具体变化情况。从数值上看，基尼系数较大的区域主要集中在东部与西部、东部与东北部之间，这揭示了我国区域间差异的主要来源。而东北部与西部地区

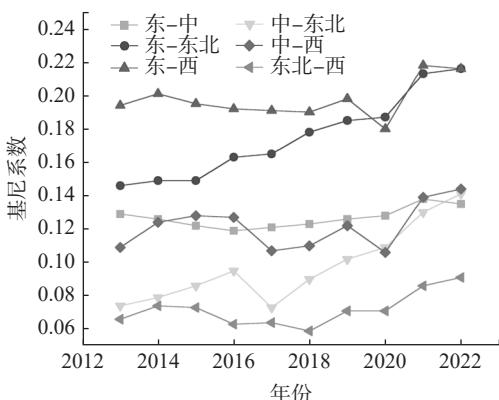


图 5 区域间基尼系数变化

之间的区域间基尼系数相对较小，这反映出这两个地区的发展具有较高的同步性。从趋势看，不同区域间的基尼系数普遍呈现出波动性的增长态势。特别是东部与东北部之间的区域基尼系数增长最为突出，增长率达到 6.97%，这表明东部地区在新质生产力与乡村振兴的协调发展程度明显高于东北地区。而东部与中部之间的区域间基尼系数增幅最小，为 0.56%，且在未来有缩小趋势。

3. 差异来源及贡献率

图 6 展示了 2013—2022 年我国乡村振兴与新质生产力协同发展水平的差异来源和贡献程度的具体情况。从数值上看，可以发现总体差异的主要来源是区域间差异，这部分差异的贡献率高达 67.61%。紧随其后的是区域内差异，其贡献率达到了 21.01%。相比之下，超变密度的贡献率相对较低，仅为 11.38%。从趋势看，虽然区域内、超变密度的贡献度呈现上升趋势，但未来区域间差距仍是造成乡村振兴与新质生产力协同发展差距的主要来源。

(五) 乡村振兴与新质生产力协同发展水平的障碍因子分析

1. 准则层障碍因子分析

通过障碍度模型对准则层障碍因子进行计算，详见表 4。从影响程度看，我国乡村振兴与新质生产力的协同发展面临的最大障碍是科技生产力，平均障碍度高达 37.41%，其次为数字生产力，平均障碍度达 27.30%，这表明数字科技创新能力是制约二者协调发展的关键因素。从变化趋势看，8 个准则层的障碍度在 2013—2022 年间的变化程度较小，说明影响乡村振兴与新质生产力协调发展的主要因素变化不大。其中，生活富

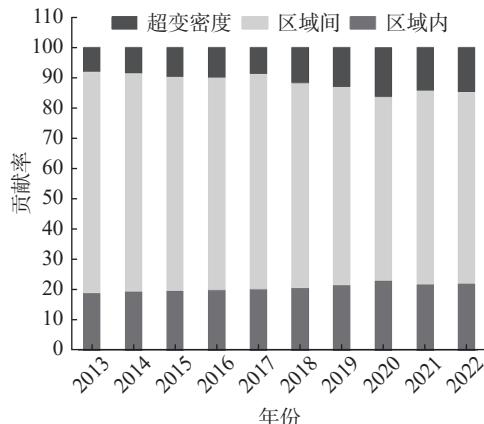


图 6 总体基尼系数分解贡献率

表4 2013—2022年全国准则层障碍度

年份	产业兴旺	生态宜居	乡风文明	治理有效	生活富裕	数字生产力	绿色生产力	科技生产力
2013	7.31	7.40	5.63	3.06	8.14	27.78	4.35	36.33
2014	7.35	7.33	5.65	3.08	7.92	27.71	4.24	36.72
2015	7.35	7.40	5.56	3.13	7.77	27.64	4.10	37.07
2016	7.49	7.38	5.49	3.18	7.52	27.58	4.06	37.29
2017	7.59	7.42	5.33	3.21	7.34	27.48	3.86	37.77
2018	7.69	7.52	5.19	3.29	7.20	27.14	3.93	38.04
2019	7.67	7.66	5.06	3.37	7.10	26.65	4.14	38.36
2020	7.64	7.82	5.15	3.51	7.18	26.35	4.30	38.05
2021	7.63	7.85	4.95	3.53	6.60	27.53	4.71	37.20
2022	7.67	8.01	4.83	3.60	6.51	27.12	5.00	37.26
均值	7.54	7.58	5.29	3.29	7.33	27.30	4.27	37.41
排名	4	3	6	8	5	2	7	1

裕、乡风文明、数字生产力 3 个准则层的障碍度呈下降趋势, 制约作用在逐渐减弱, 表明我国农村居民的文明素质和道德水平也在不断提升, 乡村地区的经济发展和居民收入水平显著提高。治理有效的障碍度增幅最大, 达 17.69%, 这要求注意乡村治理存在的权威性偏弱、群众积极性弱、配套制度不够健全的问题^[23]。此外, 绿色生产力和生态宜居障碍度增幅分别达 15.09%、8.22%, 在接下来的工作中仍需关注绿色生产力的发展和

生态环境的保护。

2. 指标层障碍因子分析

通过障碍度模型对 2013、2016、2019、2022 年影响我国及各地区乡村振兴与新质生产力协调发展的指标层障碍因素进行了计算, 由于指标数量过多, 仅筛选出障碍度排名前 5 的障碍因子进行分析, 详见表 5。

整体上看, 2013—2022 年排名前五的障碍因子主要集中在科技生产力与数字生产力 2 个维

表5 我国及各地区指标层障碍度

地区	年份	障碍因子(障碍度/%)				
		第1名	第2名	第3名	第4名	第5名
全国	2013	x45 (8.12)	x33 (7.98)	x42 (6.09)	x41 (6.05)	x32 (5.91)
	2016	x45 (8.38)	x33 (8.12)	x42 (6.30)	x41 (6.24)	x32 (5.96)
	2019	x45 (8.49)	x33 (8.25)	x42 (6.57)	x41 (6.36)	x46 (6.19)
	2022	x33 (8.01)	x45 (7.88)	x42 (6.52)	x46 (6.45)	x30 (6.13)
东部	2013	x45 (8.45)	x33 (8.07)	x41 (6.12)	x32 (6.03)	x42 (5.99)
	2016	x45 (8.79)	x33 (7.94)	x41 (6.35)	x42 (6.31)	x46 (6.11)
	2019	x45 (8.88)	x33 (7.88)	x42 (6.59)	x41 (6.38)	x46 (5.95)
	2022	x45 (7.81)	x30 (7.42)	x33 (6.77)	x42 (6.38)	x46 (6.32)
中部	2013	x33 (8.25)	x45 (8.19)	x42 (6.17)	x41 (6.14)	x32 (5.97)
	2016	x33 (8.63)	x45 (8.52)	x41 (6.38)	x42 (6.36)	x32 (6.12)
	2019	x33 (8.96)	x45 (8.65)	x42 (6.59)	x41 (6.50)	x46 (6.32)
	2022	x33 (9.28)	x45 (7.51)	x42 (6.61)	x46 (6.55)	x41 (6.42)
东北部	2013	x45 (8.12)	x33 (7.84)	x42 (6.24)	x41 (6.14)	x46 (6.06)
	2016	x45 (8.25)	x33 (8.14)	x42 (6.45)	x41 (6.29)	x46 (6.15)
	2019	x33 (8.38)	x45 (8.19)	x42 (6.62)	x46 (6.51)	x41 (6.38)
	2022	x33 (8.45)	x45 (8.23)	x42 (6.69)	x46 (6.51)	x41 (6.31)
西部	2013	x33 (7.808)	x45 (7.806)	x42 (6.09)	x41 (5.92)	x46 (5.89)
	2016	x45 (8.01)	x33 (7.99)	x42 (6.24)	x41 (6.06)	x46 (5.99)
	2019	x33 (8.18)	x45 (8.16)	x42 (6.46)	x41 (6.27)	x46 (6.25)
	2022	x33 (8.29)	x45 (8.04)	x42 (6.56)	x46 (6.49)	x41 (6.28)

度,与准则层的计算结果吻合。在研究期内,技术市场成交额(x45)、软件业务收入(x33)、高技术产业企业数(x42)的障碍度排名稳居前五。2016年电子商务销售额(x32)已不再属于前五大障碍因子之一,表明随着互联网技术的普及和消费者购物习惯的转变,电子商务平台得到了迅速发展。此外,2022年电信业务总量(x30)障碍度排名进入前五行列,原因是技术创新的速度放缓,或者市场需求的变化导致电信业务量下降。从空间上看,制约我国各地区乡村振兴与新质生产力协同发展的障碍因子及其障碍度水平存在差异。东部地区的技术市场成交额(x45)的障碍度水平高于其他三个地区,表明其在技术创新和产业发展方面具有较强的实力和潜力。西部、中部和东部地区的软件业务收入(x33)障碍度水平呈增加趋势;东部地区呈减少趋势,表明这三个地区与东部地区相比,数字创新人才基础薄弱。

三、结论与建议

(一) 结论

本文通过探讨我国乡村振兴与新质生产力间的时空演化特征并分析其障碍因子,得出如下结论:

第一,我国乡村振兴与新质生产力的综合发展指数整体偏低,但呈现逐年上升的趋势。二者的耦合协调度呈现出逐年增长的趋势,2022年的耦合协调度平均值达到了0.426,已实现了基本协调。

第二,我国乡村振兴与新质生产力的协同发展水平展现出显著的空间异质性,形成了“东高西低”的分布格局。新质生产力与乡村振兴的协同发展存在空间正相关性,并且存在显著的集聚效应,集聚类型主要以H-H型集聚、L-L型集聚为主。

第三,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波动上升趋势。区域内差异的分布格局为:东部>西部>中部>东北部;区域间差异是总体差异的主要来源,西部与东部地区之间的差异尤为显著。

第四,制约我国乡村振兴与新质生产力协同发展水平的障碍因子主要是科技生产力,平均障碍度高达37.41%,其次为数字生产力,平均障碍度达27.30%。

(二) 建议

第一,强化政策支持与资金投入。具体来说,可以在中部、西部和东北部地区增加财政资金投入,通过设立专项基金、提供财政补贴等方式,缩小其他地区与东部地区的差距,从而实现更加均衡的发展。

第二,优化资源配置与产业布局。东部地区应该继续发挥其经济发达、技术先进的优势,推动新质生产力的快速发展,辐射带动周边地区共同发展进步。而在东北部、中部和西部地区,应结合自身和环境资源,加强区域间的合作,推进三产深度融合,实现区域协调发展。

第三,提升科技支撑与人才支撑。发展新质生产力与乡村振兴的关键在于创新。面向全面推进乡村振兴战略,实施乡村振兴科技行动计划,培养高科技人才,提高农民专业素质素养。鼓励符合条件的地区依据市场设立乡村产业发展基金,吸引高科技人才到乡村发展。

[参考文献]

- [1] 雷明,曹雨凝,于莎莎.中国式现代化:全面乡村振兴战略递阶推进、风险挑战及前瞻[J].社会科学家,2023(9): 71. DOI: 10.3969/j.issn.1002-3240.2023.09.011.
- [2] 邓玲.习近平新质生产力重要论述的理论内蕴及时代意义[J].学术探索,2024(5): 1. DOI: 10.3969/j.issn.1006-723X.2024.05.001.
- [3] 王静华,刘人境.乡村振兴的新质生产力驱动逻辑及路径[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2024, 41(2): 16. DOI: 10.3969/j.issn.1000-260X.2024.02.002.
- [4] 郑建.以新质生产力推动农业现代化:理论逻辑与发展路径[J].价格理论与实践,2023(11): 31. DOI: 10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2023.11.429.
- [5] 魏后凯,吴广昊.以新质生产力引领现代化大农业发展[J].改革,2024(5): 1.
- [6] 姜长云.农业新质生产力:内涵特征、发展重点、面临制约和政策建议[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024: 1. DOI: 10.19714/j.cnki.1671-7465.20240429.001
- [7] 陈健,张颖,王丹.新质生产力赋能乡村全面振兴的要素机制与实践路径[J].经济纵横,2024(4): 29. DOI: 10.16528/j.cnki.22-1054/f.202404029.
- [8] 罗必良.新质生产力:颠覆性创新与基要性变革:兼论农业高质量发展的本质规定和努力方向[J].中国农村经济,2024(8): 2. DOI: 10.20077/j.cnki.11-1262/f.2024.08.001.
- [9] 侯冠宇,张楚.新质生产力赋能乡村全面振兴[J].技术经济与管理研究,2024(6): 9. DOI: 10.3969/j.issn.1004-

292X.2024.06.002.

- [10] 林万龙, 董心意. 新质生产力引领农业强国建设的若干思考[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2024(3): 18. DOI: [10.19714/j.cnki.1671-7465.20240430.001](https://doi.org/10.19714/j.cnki.1671-7465.20240430.001).
- [11] 贾晋, 李雪峰, 申云. 乡村振兴战略的指标体系构建与实证分析[J]. 财经科学, 2018(11): 70.
- [12] 张挺, 李闽榕, 徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J]. 管理世界, 2018(8): 99. DOI: [10.19744/j.cnki.11-1235/f.2018.08.009](https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2018.08.009).
- [13] 王珏, 王荣基. 新质生产力: 指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 31. DOI: [10.19331/j.cnki.jxufe.20231124.001](https://doi.org/10.19331/j.cnki.jxufe.20231124.001).
- [14] 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: 1. DOI: [10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.03.002](https://doi.org/10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.03.002).
- [15] 张旺, 白永秀. 中国乡村振兴水平的区域差异、分布动态演进及空间相关性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(2): 84. DOI: [10.13653/j.cnki.jqte.2022.02.006](https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.2022.02.006).
- [16] 徐雪, 王永瑜. 中国乡村振兴水平测度、区域差异分解及动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(5): 64. DOI: [10.13653/j.cnki.jqte.2022.05.009](https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.2022.05.009).
- [17] 薛龙飞, 曹招锋, 杨晨. 中国乡村振兴发展水平的区域差异及动态演进分析[J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43(9): 240. DOI: [10.7621/cjarrp.1005-9121.20220924](https://doi.org/10.7621/cjarrp.1005-9121.20220924).
- [18] 张佩, 王姣娥, 孙勇, 等. 中国省域创新基础设施与创新产出水平的耦合协调发展及其影响因素[J]. 经济地理, 2022(9): 11. DOI: [10.15957/j.cnki.jndl.2022.09.002](https://doi.org/10.15957/j.cnki.jndl.2022.09.002).
- [19] 葛世帅, 曾刚, 杨阳, 等. 黄河经济带生态文明建设与城市化耦合关系及空间特征研究[J]. 自然资源学报, 2021, 36(1): 87. DOI: [10.31497/zrzyxb.20210106](https://doi.org/10.31497/zrzyxb.20210106).
- [20] 韦敬楠, 吴柳芬. 西部地区乡村振兴发展水平差异及空间相关分析[J]. 广西职业技术学院学报, 2023, 16(1): 32.
- [21] 时浩楠. 中国省域高等教育与数字经济耦合协调发展研究[J]. 重庆高教研究, 2023(6): 90. DOI: [10.15998/j.cnki.issn1673-8012.2023.06.009](https://doi.org/10.15998/j.cnki.issn1673-8012.2023.06.009).
- [22] 苏荟, 任梦珂, 时晓青. 中国数字经济与乡村振兴协同发展的时空差异及其演变趋势 [J/OL]. 重庆大学学报(社会科学版), 1-18[2024-09-17]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.c.20240311.1014.002.html>.
- [23] 何得桂, 梁佳玉. 乡村治理清单制回顾、反思与展望[J]. 领导科学, 2023(4): 77. DOI: [10.19572/j.cnki.ldkx.2023.04.017](https://doi.org/10.19572/j.cnki.ldkx.2023.04.017).