

中国乡村振兴的时空格局及其影响因素

刘亚男 王青¹

(辽宁大学 经济学院, 沈阳 110136)

【摘要】: 构建中国乡村振兴指标体系, 使用 2009—2018 年中国 30 省面板数据, 基于个体固定效应的空间杜宾计量模型 (SDM) 对中国乡村振兴的影响因素进行研究。研究表明: 2009—2018 年中国乡村振兴水平和各维度水平均有明显增长且存在明显的正向空间溢出效应。局部空间集聚格局空间相关性显著, 具有较强的稳定性, 存在明显的“高一高”和“低—低”集聚趋势。空间杜宾模型估计结果表明, 经济发展水平、对外开放水平、农林水财政支出、金融发展水平、产业集聚、老龄化水平均在 1% 显著性水平下通过检验, 是影响乡村振兴的重要影响因素。基于研究结果认为, 促进乡村振兴水平空间协调发展应从上述影响因素入手, 推动落后地区乡村振兴水平的提升, 进一步构建乡村振兴科学平衡的空间格局。

【关键词】: 乡村振兴 空间格局 空间杜宾模型 空间协调发展

【中图分类号】: F124 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912 (2022) 09—0012—14

一、引言

在中国城镇化的过程中, 城市集聚了大量的人力物力等资源, 一定程度上导致了农村远落后于城市的发展。中国独特的城乡二元结构严重制约了城乡平衡发展。中国进入新时代以来, 经济发展不平衡不充分问题成为社会的主要矛盾。为促进城乡协调统一发展, 继续助力脱贫攻坚, 党的十九大首次提出要实施“乡村振兴”战略, 明确乡村振兴的主要目标是“加快推进农业农村现代化”, 以“坚持农业农村优先发展”为主要原则, 按照“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总要求稳步推进。这意味着党和人民政府将全面转移“三农”工作中心, 在未来一段时期举全国之力来改善农民生活、促进城乡融合发展以实现共同富裕。

目前学术界围绕乡村振兴的内涵、测度评价、影响因素等方面展开了一系列研究。乡村振兴内涵方面, 学者们大多以乡村振兴总要求的“20 字方针”为出发点去分析和解读^[1,2]。他们认为这五个维度彼此之间相互影响、相互作用, 是一个有机整体。乡村振兴测度方面, 不同学者的测度指标、测度方法、测度时间和空间尺度各不相同。从测度指标来看, 大部分学者依据“20 字方针”来构建指标体系, 只是在二级指标的选择方面因人而异^[3,4,5,6,7,8]。有的学者从“20 字方针”的某几个方面入手构建指标体系^[9,10]。还有的学者结合自己对乡村振兴的内涵理解来构建指标体系, 例如李刚等从产业振兴、人才振兴、生态振兴、文化振兴和组织振兴 5 个方面来构建指标体系^[11]; 陈俊梁等从产业兴旺、基础设施、城乡治理和人民生活方面来构建指标体系^[12]。从测度方法来看, 陈秧分等 (2018)、贾晋等 (2018)、陈培彬等 (2020)^[13]等学者们主要采用了熵权法、主成分分析法、因子分析法等在内的客观赋权法, 闫周府等 (2019) 学者采用了层次分析法、德尔菲法在内的主观赋权法, 张挺等 (2018)、毛锦凰等 (2020) 等采用了综合赋权法。从测度的空间维度来看, 学者们从全国、省域、地市、县域、乡镇和村庄多个维度进行了研究。从时间维度来看, 大部分学者针对某一个时间点的乡村振兴水平进行评价, 少部分学者围绕同一个地区的一段时期进行评价, 鲜有围绕全国各省

¹**作者简介:** 刘亚男 (1992-), 女, 辽宁沈阳人, 辽宁大学经济学院博士研究生, 研究方向: 现代统计方法与宏观计量分析; 王青 (通讯作者) (1964-), 女, 辽宁沈阳人, 辽宁大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 现代统计方法与宏观计量分析。

基金项目: 国家社科基金重大项目“二元经济转型视角下中国新型城乡关系的构建研究” (21ZDA053), 子课题负责人: 王青

乡村振兴水平较长一段时期的测度研究。除此之外，还有少部分学者对乡村振兴的空间格局及动态演变进行了考察^[14,15]。乡村振兴的影响因素方面，大部分学者从理论方面对影响的主体因素和客体因素进行研究^[16,17,18,19,20,21,22,23,24]，少部分学者采用实证方法对影响因素进行考察^[25,26,27]。学者们一般认为经济发展水平、交通基础设施水平、地区产业结构、农业固定资产投资、农林财政支出、滑雪产业发展、对外开放程度、老龄化程度、受教育程度、普惠金融发展等因素会对乡村振兴产生重要影响，但尚没有学者考虑到乡村振兴各影响因素的空间溢出效应。

鉴于此，本文以中国 30 省为研究对象，参考已有研究的基础上，对乡村振兴的指标体系进行了优化，探究中国 2009—2018 年乡村振兴的时空分布规律，并采用空间计量模型探究中国乡村振兴水平的影响因素，以期为促进乡村振兴区域平衡发展提供决策参考。本文可能的边际贡献有：(1)优化了乡村振兴指标体系，丰富了乡村振兴测度方面的研究。(2)用 ArcGIS 可视化分析方法考察中国乡村振兴水平的空间分布格局。(3)拓展性的运用空间杜宾模型，研究了乡村振兴影响因素的空间溢出效应。

二、研究方法与数据来源

(一) 指标体系和影响因素

1. 乡村振兴评价指标体系。

参考大多数学者的观点，本文根据“20 字方针”来定义乡村振兴的具体内涵构建指标体系。本文认为，产业兴旺反映了农村现代化产业体系建设、产业融合发展情况，体现的是产业振兴。生态宜居反映了农村发展路线是否绿色环保、是否以人为本切实提升人居环境，体现的是生态振兴。乡风文明反映了农村文化文明建设情况，体现了文明振兴。治理有效反映了乡村社会治理体系是否健全、治理结果是否有效，体现了组织振兴。生活富裕反映了农民物质生活的丰富程度，体现了人力振兴的程度。物质生活的改善是乡村振兴战略的根本目的，同时只有农民享受到乡村振兴的实惠，整个社会才会更加愿意从事农业生产工作，乡村振兴才有了持续推进的动力源泉。五个维度相互作用、相互影响，形成乡村振兴的有机整体。具体指标体系见表 1。

表 1 乡村振兴水平指标体系

维度	变量	指标含义	计算方式及数据来源	单位
产业兴旺	亩均农业机械总动力(+)	农业现代化水平	农业机械总动力/粮食播种面积	千瓦/公顷
	亩均粮食总产量(+)	农业生产效率	粮食总产量/粮食播种面积	吨/公顷
	人均农林牧渔业总产值(+)	农业生产效率	农林牧渔业总产值/农村常住人口	万元/人
	作物多元化(+)	农村经济结构	非粮播种面积/总播种面积	%
	工资性收入占可支配收入比重(+)	非农产业生产效率	工资性收入/可支配收入	%
生态宜居	绿化覆盖率(+)	生产生态环境	来自中国城乡建设统计年鉴	%
	社会用电强度(+)	单位收入电耗	农村人均用电量/农村人均可支配收入	千瓦时/万元
	化肥使用强度(+)	种植绿色水平	化肥施用量/农作物播种面积	吨/公顷

	无害化厕所普及率(+)	农村人居环境	来自中国农村统计年鉴	%
	每万人乡镇卫生院和村卫生室数(+)	农村人居环境	(乡镇卫生院数+村卫生室数)/农村常住人口	个/万人
乡风文明	农村居民人均教育文化娱乐支出占比(+)	文化消费水平	人均教育文化娱乐支出/人均消费支出	%
	农村居民平均受教育年限(+)	农村居民受教育水平	小学学历占比×6+初中学历占比×9+高中学历占比×12+本科及以上学历占比×16	年
	每万人乡镇文化站数(+)	文化基础设施水平	乡镇文化站数/农村常住人口	个/万人
	广播节目覆盖率(+)	文明传播水平	来自中国统计年鉴	%
	电视节目覆盖率(+)	文明传播水平	来自中国统计年鉴	%
治理有效	已开展村庄整治的行政村占比(+)	村庄整治水平	已开展村庄整治行政村个数/行政村总数	%
	已编制村庄规划的行政村占比(+)	村庄远景建设	已编制村庄规划行政村个数/行政村总数	%
	设有村镇建设管理机构的乡占比(+)	基层治理体系建设	设有村镇建设管理机构的乡/乡总数	%
	每万人村民委员会数(+)	村民自治水平	村民委员会数/农村常住人口数	个/万人
	农村居民最低生活保障人数占比(-)	农村治理效果	农村居民最低生活保障人数/农村常住人口	%
生活富裕	农民人均可支配收入(+)	农村居民收入水平	来自各省统计年鉴	元
	农村居民人均食品烟酒消费支出所占比(-)	农村居民消费水平	农村居民人均食品烟酒消费支出/人均消费支出	%
	城乡居民收入差距比(-)	城乡收入分配情况	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	1
	农村常住居民人均住房建筑面积(+)	农村居民居住水平	来自中国城乡建设统计年鉴	平方米
	农村家庭每百户耐用消费品拥有量(+)	农村居民生活设施水平	每百户耐用消费品总数(洗衣机+电冰箱+摩托车+移动电话+彩色电视机)	台件

2. 乡村振兴的影响因素。

本文从以下几个方面深入挖掘影响中国乡村振兴及其空间演化的因素：

经济发展水平(pgdp)。地区经济发展水平越高，居民可支配收入水平越高，农村居民也会更加富裕。而促使乡村人口不断增长、生活更加富裕是乡村振兴的一大目标。本文选择人均 GDP 衡量地区经济发展水平。

对外开放水平(open)。对外开放水平反映了各省的进出口贸易情况，一定程度上会促进当地乡村的农产品对外销售，有助于产业振兴发展。本文以进出口贸易额占 GDP 的比值来衡量对外开放水平。

农林水财政支出(fiscal)。政府在乡村投入的财政支出越多，越有助于乡村完善基础设施建设、加强生态环境治理、提升公共服务等多个方面，提升乡村的生态宜居、乡风文明、治理有效程度。本文采用人均农林水财政支出来衡量农村财政支出程度。

金融发展水平(finance)。金融业的发展水平关系着乡村的基础设施建设、产业支持、生态治理等获得融资的机会和成本。良好的金融环境、较高的金融发展水平为乡村振兴提供强大的资金支持。本文选择各省存贷款余额之和与 GDP 之比来衡量金融发展水平。

产业集聚(cluster)。由于各省的经济基础和地理环境不同，其产业集聚情况也存在明显差异。乡村主要以农业生产为主，而农业在该省的集聚程度越高，有助于形成空间上的协同和规模优势，从而促进当地乡村产业振兴。本文采用区位熵的原理来衡量产业集聚。

$$LQ_{ij} = (q_{ij}/q_j) / (q_i/q_j) \quad (1)$$

其中 LQ_{ij} 表示 j 省份 i 产业的区位熵系数，这里研究的是第一产业。 q_{ij} 表示 j 省份 i 产业的产值， q_j 表示 j 地区的总产值， q_i 表示 i 产业的全国产值， q 表示国内生产总值。 LQ_{ij} 越大，则说明该地区 i 产业的集聚程度越高。大于 1，则说明该产业是该地区的重要产业。

老龄化水平(oid)。老龄化水平反映了单位个体老人由几个中青年劳动力进行抚养，在一定程度上也可以反映乡村人力资本情况是否充足，也能反映出乡村振兴的老有所依、老有所养的精神内涵。因此本文采用乡村老年人抚养比来衡量老龄化水平。

(二) 方法模型

1. 熵权法。

熵权法的优点在于通过指标之间信息量的变异程度进行客观赋权，可以消除人为因素的干扰，使测度结果更加合理。

2. 全局空间自相关。

为全面考察中国乡村振兴的空间自相关性，本文采用全局空间自相关和局部空间自相关方法来识别乡村振兴的空间异质性特征。全局空间相关性指标的模型表达为：

$$\text{全局 Moran's I} = \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_i \sum_j W_{ij}} \quad (2)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (3)$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_i Y_i \quad (4)$$

其中 Y_i 代表第 i 个地区乡村振兴水平。 W_{ij} 代表空间权重矩阵, 本文选择邻接矩阵来构建空间权重矩阵。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & (\text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻}) \\ 0 & (\text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻}) \end{cases} \quad (5)$$

Moran's I 指数的取值结果在-1 到 1 之间。当指数为正, 说明存在空间正向相关关系, 数值越大, 说明空间正向相关越明显。当指数为负, 说明存在空间负向相关关系, 数值越小, 说明空间负向相关越明显。当指数为 0, 说明不存在明显的空间相关关系。

3. 局部空间自相关。

在全局空间自相关性检验中, 局部地区的乡村振兴非典型性分布常常容易被忽略。因此本文通过局部空间自相关性检验来进行补充。局部空间相关性的模型表达为:

$$\text{局部 Moran's I} = \frac{[Y_i - \bar{Y}] / \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{\sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y})} \quad (6)$$

4. 空间计量模型。

为了科学考察乡村振兴的影响因素, 本文基于面板数据构建空间计量模型进行分析。

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta_k X_{kit} + \theta_k \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{kjt} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份, Y_{it} 表示乡村振兴水平, X_{kit} 表示省份 i 在 t 年的 k 个可能影响其乡村振兴水平的影响因素值。 W_{ij} 表示空间权重矩阵, ρ 为空间自回归系数, θ 表示各解释变量对乡村振兴水平的空间效应。 α_i 代表个体效应, γ_t 代表时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。根据不同参数的大小, 空间计量模型可以分为空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)。当 $\rho=0$ 且 $\theta_1 \neq 0$, 模型为空间误差模型, 即地区之间的相互作用受其所处的位置不同影响。当 $\rho \neq 0$ 且 $\theta_1=0$, 模型为空间滞后模型, 即相邻地区之间被解释变量相互作用、相互影响。当 $\rho \neq 0$ 且 $\theta_1 \neq 0$, 模型为空间杜宾模型, 即本地乡村振兴不仅受解释变量的影响, 同时受邻近地区被解释变量和解释变量的影响。具体选择适用的空间计量模型根据具体的统计检验确定。

(三)数据来源

本文数据均来自于《中国统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》以及各省份统计年鉴等相关统计资料。研究期间为 2009—2018 年，研究对象为除西藏和港澳台地区以外的中国 30 个省份。变量的具体说明及描述性统计分析结果见表 2。

表 2 相关变量及描述性统计

变量	标记	计算公式	最大值	最小值	平均值	标准差
乡村振兴水平	lnrevitalization	ln(指标体系测度)	-0.4410	-1.8331	-0.8886	0.2408
经济发展水平	lnpgdp	ln(各省人均 GDP)	0.8965	-0.9447	-0.0746	0.4095
对外开放水平	lnopen	ln(进出口总额/GDP)	0.3867	-4.0863	-1.7738	0.9515
农林水财政支出	lnfiscal	ln(人均农林水财政支出)	10.1708	5.7795	7.7920	0.8001
金融发展水平	lnfinance	ln(存贷款之和/GDP)	2.0218	0.4093	1.0520	0.3105
产业集聚	lncluster	ln(区位熵)	0.8650	-0.0690	-3.1145	1.0795
老龄化水平	lnold	ln(乡村老年抚养比)	3.5488	1.953	2.7172	0.3059

三、中国乡村振兴时空演变特征

(一)时空演变特征

1. 中国乡村振兴水平整体呈现上升趋势。

由图 1 可见，2009—2018 年中国乡村振兴水平平均得分由 0.3309 上升至 0.4930, 年均增长率为 4.53%。从乡村振兴的 5 个维度来看，各维度的平均得分也都有不同程度的增长。年均增长率从大到小分别为：生活富裕(年均增长率 9.18%)、治理有效(年均增长率 7.24%)、乡风文明(年均增长率 3.94%)、产业兴旺(年均增长率 3.93%)、生态宜居(年均增长率 3.76%)。可以看出，中国进入新时代以来，乡村人口的生活富裕情况有巨大改善，治理有效也取得较为明显的提升，生态宜居、产业兴旺和乡风文明明显加强，程度接近，下一步应着重提升这三个维度的水平。

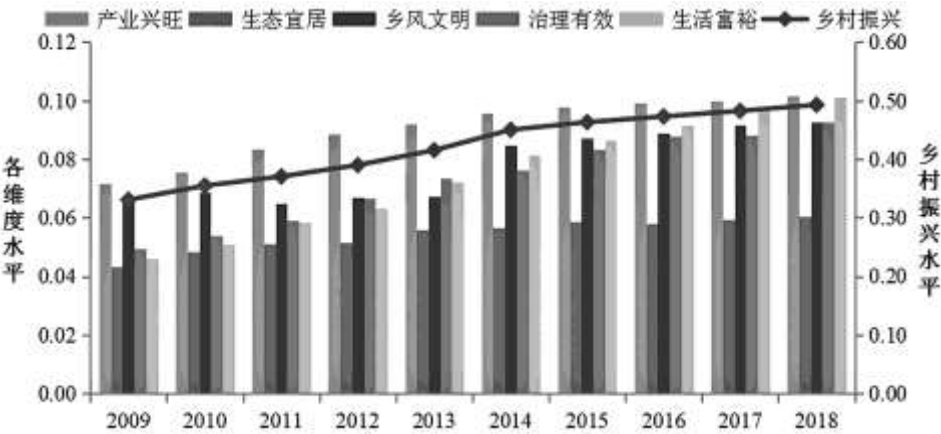


图 1 2009—2018 年中国平均乡村振兴水平变化

2. 乡村振兴具有明显的空间集聚特征。

在利用空间计量方法之前，本文首先利用 Stata16.0 计算出 2009—2018 年中国乡村振兴的全局 Moran' s I 指数。考察期间内全局 Moran' s I 指数均大于 0, 且在 1%的显著性水平下显著。表明中国乡村振兴存在显著的空间正相关性，空间溢出效应明显。考察期间内 Moran' s I 指数先上升之后在波动中不断下降，2018 年较 2009 年空间相关性降低但仍然十分显著。

表 3 中国 2009—2018 年乡村振兴全局 Moran' s I 指数

年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Moran' s I	0. 676	0. 719	0. 665	0. 627	0. 681	0. 419	0. 484	0. 372	0. 354	0. 359
P 值	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000	0. 001	0. 000	0. 002	0. 004	0. 003

(二)空间格局演变特征

1. 中国乡村振兴水平明显提升。

将 2009 年和 2018 年乡村振兴水平按照四分位数的方法进行分类，根据 ArcGIS 地理处理系统绘制中国乡村振兴水平空间分布图(图 2)。可以看出，中国乡村振兴水平空间分异特征明显，总体来看：东部地区乡村振兴最高，中部地区居中，西部地区最低。2018 年较 2009 年中国三大区域的乡村振兴水平均有明显提升。2009 年全国绝大多数省份处于低水平和中低水平类型，2018 年则主要表现为高水平和中高水平类型分布。区域之间乡村振兴水平的发展差异也有所缩小。从三大区域来看，东部地区高水平类型占比明显提升，北京、上海、江苏始终保持高水平类型不变。天津和浙江由中高水平上升至高水平类型。福建、山东、广东和海南则由中低水平上升至高水平类型。辽宁由中低水平上升至中高水平。河北由低水平上升至中高水平类型。中部地区各省份均有明显提升。吉林和黑龙江由低水平上升至中低水平类型。山西和湖北由低水平上升至中高水平类型。湖南由低水平上升至高水平，提升最为明显。黑龙江、江西和河南由中低水平上升至中高水平类型。西部地区在三大区域中水平提升的最为明显。2009 年均属于低水平类型。2018 年则表现为高水平、中高水平和中低水平类型分布。四川、陕西、青海由低水平上升至中低水平类型。内蒙古、重庆、贵州、云南、甘肃和宁夏由低水平上升至中高水平。广西和新疆由低水平上升至高水平类型，提升最为明显。

2. 局部空间集聚格局的稳定性较高。

由表 4 可以看出：各省份的空间分布主要以高一高(H-H)和低—低(L-L)类型为主。即乡村振兴水平高的省市趋于与高水平的省市集聚，低水平省市趋于与低水平省市集聚。这也验证了中国乡村振兴存在空间自相关性，有必要在接下来的研究中将空间因素考虑进来。2009 年和 2018 年北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、江西、山东的乡村振兴水平均处于高一高(H-H)集聚的状态，即上述地区自身的乡村振兴水平较高，其邻近地区的乡村振兴水平也比较高。上述地区主要来自东部地区。2009 年和 2018 年吉林、黑龙江、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、甘肃、宁夏 10 个省份始终处于低—低(H-H)集聚的状态，上述地区主要来自于中西部地区。这说明局部空间集聚格局具有较强的空间稳定性。

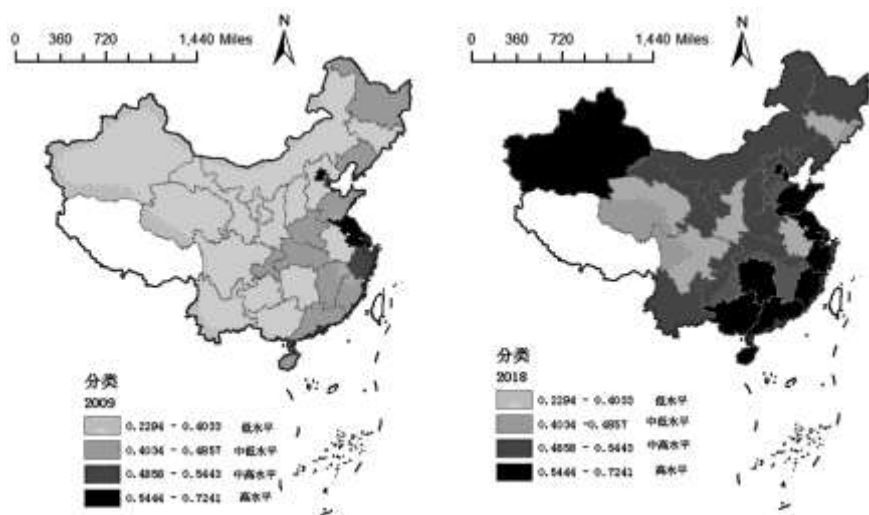


图 2 2009 年和 2018 年中国乡村振兴水平空间分布

注：该图基于自然资源部地图技术审查中心标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2020)4619 号的标准地图制作，底图无修改。

表 4 2009 年与 2018 年乡村振兴局部 Moran' s I 指数检验分类结果

类型	2009 年	2018 年
高一高(H-H)	北京、天津、河北、山西、上海、江苏、浙江、福建、江西、山东、河南、湖北(12 个)	北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、江西、山东、新疆(10 个)
低一高(L-H)	安徽(1 个)	安徽、河南、广东(3 个)
低一低(L-L)	内蒙古、吉林、黑龙江、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆(15 个)	山西、辽宁、吉林、黑龙江、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、(13 个)
高一低(H-L)	辽宁、陕西(2 个)	内蒙古、湖北、海南、青海(4 个)

四、中国乡村振兴的影响因素及其溢出效应

(一)空间计量模型选择

为确定空间计量模型的选择，本文根据 Elhorst 模型选择方法进行了一系列相关检验。首先，通过 LM 检验确定模型是否存在空间效应。表 5 的检验结果显示，两者均通过了 LM 检验和 Robust LM 检验。然后，进行 LR 检验确定 SDM 模型是否可以退化为空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)，结果显示二者均显著拒绝原假设，应采用空间杜宾模型(SDM)。为进一步确定采用固定效应模型还是随机效应模型，本文进行了 Hausman 检验确定选择固定效应模型。为进一步确定是采用时间固定、个体固定还是双向固定效应模型，本文进行了 LR 检验，根据检验结果确定应选择个体固定效应的空间杜宾模型(SDM)。

表 5 模型检验结果

检验	数值
LM(error) test	69.121***
Robust LM(error) test	5.134***
LM(lag) test	89.101***
Robust LM(lag) test	25.114***
LR test 原假设: SDM 模型可以退化为 SEM 模型	52.24***
LR test 原假设: SDM 模型可以退化为 SAR 模型	46.40***
Hausman test	55.61***
LR test 原假设: 时间固定效应优于双固定效应	409.82***
LR test 原假设: 个体固定效应优于双固定效应	12.97

(二)整体回归结果

由表 6 的回归结果可以看出:

1. 经济发展水平的直接影响系数显著为正,空间滞后系数显著为正,但不显著,说明本省经济发展水平的提升能够显著促进本省乡村振兴水平的提升。随着本省经济发展水平的提升,经济发展环境向好,当地农村居民增加收入的渠道和能力也更强,农村居民收入水平得到提升。同时经济发展水平的提升会促进农业技术发展,促进有关涉农产业的发展水平不断提升,从而促进本省乡村振兴水平的提升。随着邻近省份经济发展水平的提升,通过跨区域的合作会拓宽本省农村居民增收的渠道。邻近省份经济发展水平越高,其农业技术发展越快,在技术传播的涟漪效应作用下,更高水平的农业技术会向本省进行扩散,从而促进本省农村提高农业生产效率。但这种正向影响并不显著。

2. 对外开放水平的直接影响系数为负但不显著,空间滞后系数显著为正,说明本省对外开放水平的提升抑制本省乡村振兴水平的提升,但不显著。邻近省份对外开放水平的提升会显著促进本省乡村振兴水平的提升。其原因在于较高的对外开放水平会为本省乡村农产品销售等提供更好的贸易环境基础,从而促进本地乡村振兴水平的提升。直接影响系数的检验结果为负,但不显著。可能是由于没有对总效应进行分解导致系数会存在一定偏误。

3. 农林水财政支出的直接影响系数显著为正,空间滞后项系数显著为负,说明本省农林水财政支出的提升显著促进本省乡村振兴水平的提升,邻近省份农林水财政支出的提升显著抑制本省乡村振兴水平的提升。其原因在于随着本省人均农林水财政支出水平的提升,农村的生态环境保护、基础设施建设和基本公共服务等会得到明显改善,为农村居民提供了更好的宜居环境,同时更完善的基本公共服务体系等也会减轻农村居民的生活负担,通过提高个人的生活质量和健康水平进一步提升农村人力资本水平,促进乡村振兴水平的提升。随着邻近省份的人均农林水财政支出水平的提升,邻近省份乡村的基本公共服务和生活环境得到明显改善,由于空间位置邻近,一定程度上会造成本省居民增加向邻近省份发生人力转移的倾向,从而抑制本省乡村振兴水平的提升。

4. 金融发展水平的直接影响系数和空间滞后系数均显著为正，说明本省和邻近省份的金融发展水平会促进本省乡村振兴水平的提升。其原因在于随着金融发展水平的不断提升，本省乡村政府以及农村居民更容易获得融资，从而为农村建设提供较好的金融环境和金融基础，从而促进本省乡村振兴水平的提升。

5. 产业集聚的直接影响系数和空间滞后系数均显著为正，说明本省和邻近省份第一产业的产业集聚水平提升会显著促进本省乡村振兴水平的提升。其原因在于随着本省农业产业集聚水平的不断提升，有助于本省农业形成规模效应，有助于本省农村形成空间上的协同，从而促进本省乡村振兴水平的提升。相邻省份产业集聚水平越高，由于空间位置比较接近，越有助于吸引本省份农村与其形成协同效应，从而提升本省的乡村振兴水平。

6. 老龄化水平的直接影响系数和空间滞后系数均显著为负，说明本省和邻近省份老龄化水平提升会显著抑制本省乡村振兴水平的提升。其原因在于本省老龄化水平的提升一定程度上反映了农村中青年的抚养负担比较繁重，农村的青壮年劳动力明显不足，受人力资源的限制会对本省乡村振兴水平产生不利影响。同样，邻近省份由于和本省在空间上彼此邻近，过高的老龄化水平也会由于人力资源的溢出效应影响本省的乡村振兴水平。

表 6 基准回归结果

变量	结果	变量	结果
lnpdgp	0.136** (2.47)	W×lnpdgp	0.087 (1.13)
lnopen	-0.008 (-0.51)	W×lnopen	0.147*** (5.26)
lnfiscal	0.136*** (4.43)	W×lnfiscal	-0.128*** (-2.63)
lnfinance	0.191*** (4.87)	W×lnfinance	0.179** (2.19)
lncluster	0.066*** (2.77)	W×lncluster	0.091** (1.97)
lnold	-0.073** (-2.14)	W×lnold	-0.183*** (-2.93)
rho	0.596*** (10.64)	sigma2_e	0.003*** (11.79)
N	300	II	444.8

t statistics in parentheses*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。

(三)分解效应分析

为避免点估计空间溢出效应可能出现的模型估计偏误问题，本文将总效应分解为直接效应和间接效应。其中直接效应为本省该解释变量对本省乡村振兴水平的影响，间接效应为邻近省份该解释变量对本省乡村振兴水平的影响，总效应为该解释变量对整体乡村振兴水平的影响。具体见表 7。

总体来看，经济发展水平、金融发展水平、第一产业的集聚水平的直接效应和间接效应均显著为正，老龄化程度的直接效应和间接效应显著为负，且上述解释变量的溢出效应大于直接效应，说明邻近省份该解释变量的提升比本省该解释变量的提升对本省乡村振兴水平的影响更为明显。对外开放水平的直接效应为正但不显著，间接效应显著为正，溢出效应大于直接效应。农林水财政支出水平的直接效应显著为正，间接效应为负担不显著。

表 7 直接效应、间接效应及总效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnpdgp	0.171*** (3.11)	0.373*** (2.71)	0.545*** (3.68)
lnopen	0.020 (1.17)	0.321*** (4.99)	0.340*** (4.73)
lnfiscal	0.129*** (4.21)	-0.104 (-1.01)	0.025 (0.22)
lnfinance	0.249*** (6.03)	0.657*** (3.47)	0.906*** (4.32)
lncluster	0.092*** (3.24)	0.294** (2.50)	0.386*** (2.80)
lnold	-0.117*** (-3.38)	-0.517*** (-3.79)	-0.634*** (-4.25)

t statistics in parentheses *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。

(四) 稳健性检验

为了进一步考察回归模型的稳健性，本文分别采用不考虑空间效应、采用采用欧氏距离的反地理距离矩阵和球面距离的反地理矩阵来替换邻接矩阵的方式开展稳健性检验。具体见表 8 的列(1)、(3)、(4)。其中列(2)本文采用的解释模型。在不考虑空间效应时，本文采用相关性检验，确定固定效应模型优于随机效应和 OLS 模型，是最合适的估计结果。故列(1)展示的为不考虑空间效应的固定效应模型回归结果。

可以看出，除了对外开放水平系数的方向有所改变，其他核心解释变量的显著性和符号方向没有发生改变。而对外开放水平的直接影响系数虽然为负且不显著，但在分解效应下其直接影响系数为正且不显著，由于均没有通过显著性检验，因此二者的结论并不存在绝对矛盾。与欧氏距离和球面距离权重矩阵下的回归结果一致。验证了本文的研究结论是稳健的。

表 8 稳健性检验结果

变量	(1) FE	(2) 个体固定效应的 SDM (邻接矩阵)	(3) 双向固定效应的 SDM (欧氏距离)	(4) 双向固定效应的 SDM (球面距离)
lnpdgp	0.301*** (6.02)	0.136** (2.47)	0.120* (1.80)	0.200*** (2.99)
lnopen	0.045** (2.15)	-0.008 (-0.51)	0.003 (0.17)	0.016 (0.82)
lnfinance	0.218*** (4.33)	0.191*** (4.87)	0.179*** (4.00)	0.237*** (4.93)
lncluster	0.110*** (3.30)	0.066*** (2.77)	0.087*** (3.18)	0.104*** (3.57)
lnold	-0.170*** (-4.12)	-0.073** (-2.14)	-0.076** (-1.98)	-0.083** (-2.04)
_cons	-5.158*** (-16.82)			
W×lnpdgp		0.087 (1.13)	0.034 (0.31)	0.200 (1.14)

W×lnopen		0.147*** (5.26)	0.148*** (3.34)	0.282*** (3.16)
W×lnfiscal		-0.128*** (-2.63)	-0.078 (-1.19)	-0.255** (-2.37)
W×lnfinance		0.179** (2.19)	0.210** (2.12)	0.770*** (3.79)
W×lncluster		0.091** (1.97)	0.073* (1.68)	0.271** (2.53)
W×lnold		-0.183*** (-2.93)	-0.114 (-1.53)	-0.467*** (-3.08)
Spatial rho		0.596*** (10.64)	0.607*** (7.96)	0.596*** (5.20)
Variance sigma2_e		0.003*** (11.79)	0.004*** (11.23)	0.004*** (11.46)
N	300	300	270	270
II	368.7	444.8	362.5	349.6

t statistics in parentheses *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。

五、结论与对策建议

(一) 研究结论

本文通过分析 2009—2018 年中国 30 省乡村振兴的空间格局及动态演变，剖析中国乡村振兴发展的阶段性特征、总体分异特征、空间分布形态及影响因素。得出以下结论：

第一，从中国乡村振兴水平的时序变化来看，2009—2018 年整体呈现明显上升趋势，年均增速为 4.53%。各维度均有不同程度的提升。其中生活富裕维度增速最快，年均增速为 9.18%。生态宜居维度增速最慢，年均增速为 3.76%。乡村振兴具有明显的正向空间溢出效应，溢出强度呈现出先上升后下降之后在波动中不断下降的变化趋势。

第二，空间格局演化方面，全国三大区域乡村振兴水平均有明显提升，中西部地区提升的更为明显，区域之间发展差距逐步缩小。这体现了国家致力于促进区域平衡发展作出的战略调整和努力。中国乡村振兴局部空间集聚格局空间相关性显著，具有较强的稳定性。在空间上存在明显的“高一高”和“低一低”集聚趋势，“高一高”集聚区主要分布在东部地区，“低一低”集聚区主要分布在中西部地区。

第三，空间杜宾模型估计结果表明，经济发展水平的直接系数在 5%显著性水平下通过检验，空间滞后项系数不显著。对外开放水平的直接系数不显著，空间滞后项系数在 1%显著性水平下通过检验。农林水财政支出、金融发展水平、产业集聚、老龄化水平均在 1%显著性水平下通过检验，是影响乡村振兴的重要影响因素。对乡村振兴的直接效应分别为 0.136、-0.008、0.136、0.191、0.066、-0.073，对邻近省份的间接溢出效应分别为 0.087、0.147、-0.128、0.179、0.091、-0.183。说明某一省份的农林水财政支出、金融发展水平、产业集聚、老龄化水平不仅会影响本省份乡村振兴的影响，而且邻近省份的上述水平可能通过空间地理传导机制会影响本省乡村振兴水平。经济开放水平的空间正向溢出效应不明显，但对本省的促进作用显著。对外开放水平对本省的抑制作用不明显，但空间正向溢出效应明显。

(二) 对策建议

基于上述研究结论，本文提出以下几条对策建议：

第一，中国乡村振兴水平的不断提升离不开近年来国家“乡村振兴”发展战略以及精准扶贫系列措施的实施。未来应继续加强政府宏观调控，推动乡村振兴战略的实施，将其纳入到地方政府的政绩考核体系中来。特别是加强生态宜居、产业兴旺、乡风文明维度的建设，践行生态环保发展理念，加快推动城乡基本公共服务均等化，构建农业现代化产业体系，通过加强宣传教育、提高文明基础设施建设、深入贯彻义务教育等多种途径提升乡风文明水平，促进乡村振兴五个维度协调发展，不断提升乡村振兴水平。

第二，研究发现中国乡村振兴的区域差异正在不断缩小。未来应进一步注重加强中西部落后地区乡村振兴水平的提升，构建科学平衡的乡村振兴空间分布格局。强化区域之间的沟通交流和互动合作，促进优质资源和生产要素在不同区域之间流动。通过定向帮扶、经验交流、项目合作、人才流动等方式，发挥乡村振兴高水平地区对低水平地区的带动作用。

第三，要注重加强乡村振兴的财政支出保障，通过完善财政转移支付制度、扩大农林水财政支出来保障农村基本公共服务和设施的建设。完善乡村配套的金融环境建设，提升金融发展水平，为农村居民创业和政府基本建设提供充足的资金支持。提高农业产业集聚程度，在一定范围内可以形成规模经济，形成产业上的协同。积极应对农村老龄化，完善农村人力资源建设，采用系列措施鼓励乡村人口生育，采用人才引进等福利性补贴政策鼓励外来人口到本地乡村就业，为乡村振兴提供充足的人力资源保障。注意发挥对外开放水平对乡村振兴的正向空间溢出效应影响。提升中西部欠发达地区经济发展水平，促进不同区域经济平衡协调发展，通过区域经济协调发展带动乡村振兴平衡发展。

参考文献：

- [1]李周. 乡村振兴战略的主要含义、实施策略和预期变化[J]. 求索, 2018(02):44-50.
- [2]金筱萍, 陈珉希. 乡村振兴视域下乡村文明的价值发现与重构[J]. 农村经济, 2018(07):9-15.
- [3]杨阿维, 李昕, 叶晓芳. 西藏乡村振兴指标体系构建及评价[J]. 西藏大学学报(社会科学版), 2021, 36(3):185-193.
- [4]余茂艳, 王元地. 科技创新与乡村振兴系统耦合协调发展及影响因素分析[J]. 统计与决策, 2021, 37(13):84-88.
- [5]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, 34(08)99-105.
- [6]闫周府, 吴方卫. 从二元分割走向融合发展——乡村振兴评价指标体系研究[J]. 经济学家, 2019(06):90-103.
- [7]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(03):47-58.
- [8]卢阳春, 石砥. 四川藏区乡村振兴与公共服务耦合协调度的时空分异研究[J]. 原生态民族文化学刊, 2021, 13(04):35-47, 153-154.
- [9]陈秧分, 黄修杰, 王丽娟. 多功能理论视角下的中国乡村振兴与评估[J]. 中国农业资源与区划, 2018, 39(06):201-209.
- [10]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):70-82.
- [11]李刚, 李双元, 平健硕. 基于改进熵值 TOPSIS 灰色关联度模型的青海省乡村振兴评价及障碍因子分析[J]. 中国农业资

源与区划, 2021, 42(12):115-123.

[12]陈俊梁, 史欢欢, 林影. 乡村振兴水平评价体系与方法研究——以华东 6 省为例[J]. 华东经济管理, 2021, 35(04):91-99.

[13]陈培彬, 谢源, 王海平, 朱朝枝. 福建省乡村振兴实施成效分析及其优化路径——基于 2015—2019 年 9 地市面板数据[J]. 世界农业, 2020(01):98-107.

[14]王青, 刘亚男. 中国乡村振兴水平的地区差距及动态演进[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022(02):98-109.

[15]张旺, 白永秀. 中国乡村振兴水平的区域差距、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(02):84-102.

[16]阮文彪. 乡村振兴中国模式及政府作为[J]. 现代经济探讨, 2018(06):95-100.

[17]郑庆杰, 刘欢. 乡村振兴视野下的流动精英与公共参与——基于 H 省 R 县河村的分析[J]. 山东社会科学, 2018(11):73-81.

[18]霍军亮, 吴春梅. 乡村振兴战略下农村基层党组织建设的理与路[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019, 19(01):69-77.

[19]陈涛, 徐其龙. 社会工作介入乡村振兴模式研究——以北京市 Z 村为例[J]. 国家行政学院学报, 2018(04):73-77, 149.

[20]龙花楼, 张英男, 屠爽爽. 论土地整治与乡村振兴[J]. 地理学报, 2018, 73(10):1837-1849.

[21]廖茂林, 杜亭亭, 伍世代. 要素结构、技术效率与乡村振兴[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2018(04):182-187.

[22]刘守英, 熊雪锋. 我国乡村振兴战略的实施与制度供给[J]. 政治经济学评论, 2018, 9(04):80-96.

[23]胡中应. 社会资本视角下的乡村振兴战略研究[J]. 经济问题, 2018(05):53-58.

[24]朱成晨, 闫广芬, 朱德全. 乡村建设与农村教育: 职业教育精准扶贫融合模式与乡村振兴战略[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2019, 37(02):127-135.

[25]徐雪, 王永瑜. 新时代西部大开发乡村振兴水平测度及影响因素分析[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021(05):129-137.

[26]张崇龙, 尹一全, 邱森, 孙海潮, 邱招义. 滑雪产业发展对乡村振兴的影响效应研究[J]. 沈阳体育学院学报, 2021(06):1-10.

[27]熊正德, 顾晓青, 魏唯. 普惠金融发展对中国乡村振兴的影响研究[J]. 湖南社会科学, 2021(01):63-71.