

The spatial relationship between the new quality productivity and rural revitalization in the Yangtze River Economic Belt

Zixu Gao

Chongqing Technology and Business University, Chongqing, 400000, China

Abstract

Rural revitalization is a major strategy to realize agricultural and rural modernization, and the new quality productivity, as the core driving force of scientific and technological innovation, has an important impact on the realization of rural revitalization. This paper takes the Yangtze River Economic Belt as the research object, uses the spatial econometrics method to build a spatial autoregressive model, and empirically analyzes the influence of new quality productivity on rural revitalization and its spatial effect. The results show that the new quality productivity can promote the rural revitalization, and there is a spatial spillover effect.

Keywords

rural revitalization; new quality productivity; spatial autoregressive model; spatial spillover effect of the Yangtze River; Economic Belt

长江经济带新质生产力与乡村振兴空间关联

高子旭

重庆工商大学, 中国·重庆 400000

摘要

乡村振兴是实现农业农村现代化的重大战略, 而新质生产力作为科技创新驱动的核心动力, 对实现乡村振兴具有重要影响。本文以长江经济带为研究对象, 运用空间计量经济学方法, 构建空间自回归模型, 实证分析了新质生产力对乡村振兴的影响及其空间效应。研究结果表明, 新质生产力对乡村振兴具有推动作用, 且存在空间溢出效应。

关键词

乡村振兴; 新质生产力; 空间自回归模型; 长江经济带; 空间溢出效应

1 引言

乡村振兴战略是新时代“三农”工作的总抓手, 这要求包实现产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效以及生活富裕, 乡村振兴是实现农业农村现代化的必由之路, 更是全面建设社会主义现代化国家的必然选择。党的十九大报告明确乡村振兴战略以来, 在粮食安全、扶贫与防返贫等领域取得重大成就。在中国式现代化进程下, 乡村振兴更加强调乡村发展的人民性、持续性、协调性以及开放性(向德平和傅丽丽, 2024)^[1]。当前我国城乡发展不平衡, 其中乡村发展不充分问题更为突出, 农业竞争力不足、资源环境压力日益增加、农产品生产成本高等现实障碍日益凸显。乡村振兴战略的本质在于进一步激发和培育乡村内生发展动力, 调动乡村主体的积极性、主动性和创造性, 从而推动乡村充分发展(陈劭琦和陆林, 2024)。2024年, 中共中央、国务院发布《关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力

有效推进乡村全面振兴的意见》, 明确在种源核心技术攻关、农机装备补短板、基层农技推广体系等领域强化科技支撑, 把先进生产力应用于产业发展、乡村建设、乡村治理等具体场域。因此, 以科技创新为主导, 实现生产力的跃迁, 突破传统生产力和技术水平, 是实现农村农业现代化发展、锚定农业强国发展目标的必然选择(连宏萍和熊学振, 2024)。

2 研究设计

2.1 模型设计

为检验乡村振兴和新质生产力二者间的相关性, 本文构建回归模型(1):

$$Rvr_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Npro_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Rvr_{it} 为第 t 年 i 地区的乡村振兴水平; 核心解释变量 $Npro_{it}$ 表示第 t 年 i 地区的新质生产力水平; $Control_{it}$ 为一系列的控制变量的集合, 包括经济发展水平、自然灾害情况、农业经济增量; ε_{it} 为随机误差项^[2]。

本文构建广义空间嵌套模型(2)用于分析二者之间的空间相关性, 由此转换出不同空间计量模型, 通过 LR 与 LM 检验判断所需模型的具体形式, 将广义空间嵌套模型转

【作者简介】高子旭(1998-), 男, 中国山东济宁人, 在读硕士, 从事区域经济学研究。

化成空间杜宾模型（SDM）、空间自回归模型（SAR）或空间误差模型（SEM）。

$$Rvr_{it} = \rho WRvr_{it} + \beta Npro_{it} + \delta WNpro_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，W是空间权重矩阵，本文选用空间经济距离矩阵，β为回归系数，ρ、δ和λ为空间相关系数，μ_{it}是与W_{it}不相关的随机扰动项，ε_{it}=λW_{it}+μ_{it}。如果最终选择SDM模型，则使λ=0；如果最终选择SAR模型，则使λ=δ=0；如果最终选择SEM模型，则令ρ=δ=0。

2.2 变量选择

2.2.1 被解释变量

本文被解释变量为乡村振兴水平（Rvr），参考徐雪和王永瑜（2022）的评价体系，构建产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕五个层面以衡量乡村振兴水平。

2.2.2 核心解释变量

本文核心解释变量新质生产力（Npro），使用地方政府网中披露的政府工作报告中新质生产力、人工智能、科技创新、技术革新、颠覆性技术、突破性技术等与新质生产力相关的关键词出现词频加一取自然对数后衡量该地区新质生产力发展水平。

2.2.3 控制变量

本文选取地方经济发展水平（lnPGDP），即人均GDP取自然对数；自然灾害情况（CAA），以农作物受灾面积衡量；农业经济增量（AVAF），以农林牧渔业增加值衡量。描述性统计结果见表1。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	方差	最小值	最大值
Rvr	121	0.330	0.205	0.031	0.969
NPRO	121	3.428	0.387	2.398	4.205
lnPGDP	121	11.389	2.771	9.849	28.509
CAA	121	656.0232	581.563	3	3047
AVAF	121	26500000	14100000	1049000	61300000

2.3 数据来源

基于本文研究的内容以及数据可得性影响，选择了2012-2022年长江经济带11个省市数据作为样本，数据均来自《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国城乡统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国民政统计年鉴》《中国农产品加工业年鉴》，以及各省份统计年鉴、中国经济社会大数据研究平台，个别缺失数据采用插值法和移动平均法予以补充。

3 实证结果

3.1 基准回归

基准回归结果见表2，第（1）列不加入控制变量，新质生产力（Npro）的回归系数在1%的水平上显著为正；第

（2）列加入了控制变量，新质生产力（Npro）的回归结果依然通过了1%水平的显著性检验，且估计系数为0.143。这表明，新质生产力能够显著推动乡村振兴的发展。

表2 基准回归结果

	Rvr	
	(1)	(2)
Npro	0.139*** (0.047)	0.143*** (0.042)
lnPGDP		0.022*** (0.006)
CAA		-0.000** (0.000)
AVAF		-0.000*** (0.000)
常数项	-0.146	-0.273

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健标准误。

3.2 空间模型选择

表3显示了LM检验和LR检验结果，在LM检验中，LM（error）与LM（lag）的统计量不显著，但稳健后的均统计量通过了1%的显著性检验，亦可以说明模型存在显著的空间相关性。在LR检验中，SDM与SAR之间的chi2检验在10%的水平下显著而SDM与SRM之间的chi2检验则通过了1%水平下的显著性检验，对比后本文最终选择SAR模型，即空间自回归模型。

表3 模型选择检验结果

检验方法	检验项目	系数
LM 检验	LM (error)	0.188
	Robust LM (error)	25.236***
	LM (lag)	1.403
	Robust LM (lag)	26.451***
LR 检验	SDM&SAR chi2	9.27*
	SDM&SEM chi2	24.82***

3.3 空间自回归模型结果分析

空间自回归结果见表4，第（1）列显示新质生产力对乡村振兴的影响的统计系数在1%水平下的显著为正，说明了本地新质生产力能够推动本地乡村振兴水平的发展。第（5）列则显示新质生产力对乡村振兴的直接效应系数为0.021且通过了1%水平下的显著性检验；第（6）列可以看出新质生产力系数为正，通过了5%水平下的显著性检验，说明新质生产力对周边地区存在正向的空间溢出效应，即本地新质生产力能够推动周边地区乡村振兴水平的发展；第（5）列显示了新质生产力对乡村振兴的总效应，在1%水平下显著为正，说明新质生产力对乡村振兴的整体影响为正。第（2）列为空间自回归系数，可以看出空间自回归系数为0.569，且在1%水平下显著，表明乡村振兴存在显著的空间依赖性，即周边地区的乡村振兴水平对本地区有显著的正向影响。

表 4 空间自回归模型结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Main	Spatial	直接效应	间接效应	总效应
Npro	0.017*** (0.006)		0.021*** (0.007)	0.020** (0.009)	0.041*** (0.015)
lnPGDP	-0.006*** (0.001)		-0.001*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.013*** (0.002)
CAA	0.000 (0.000)		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
AVAF	0.000*** (0.000)		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
ρ		0.569*** (0.063)			

4 结论启示

本文运用空间自回归模型探讨了在长江经济带内，新质生产力对乡村振兴的空间效应。研究结果表明：新质生产力能够显著推动乡村振兴。无论是直接效应还是间接效应，新质生产力均表现出显著的正向作用，表明以科技创新为主导的新质生产力是推动乡村振兴的重要动力。此外，新质生产力还表现出明显的空间溢出效应，说明其对周边地区的乡村振兴也具有积极的带动作用。基于上述研究结论，本文提出以下政策建议，以进一步释放新质生产力的潜力，推动乡村振兴高质量发展。

参考文献

[1] 向德平,傅丽丽.中国式现代化视域下的乡村振兴[J].社会政策研究,2024,(04):25-36+132.

[2] 陈劼琦,陆林,路幸福.社会创新与乡村振兴的理论与实践[J].地理学报,2024,79(11):2721-2738.

[3] 连宏萍,熊学振.新质生产力赋能乡村振兴的现实困境与破解之道[J].改革,2024,(08):119-129.

[4] 习近平.发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点.2024,(11)

[5] 周文,许凌云.论新质生产力：内涵特征与重要着力点[J].改革,2023,(10):1-13.

[6] 李明圆.新质生产力、乡村产业振兴与农民共同富裕[J].技术经济与管理研究,2024,(7).

[7] 刘上上,张英魁.新质生产力赋能乡村振兴的内在逻辑与实践路径[J].学术交流,2024,(6).

[8] 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(05):64-83.