

# 中国农业新基建发展水平的区域差异、动态演进及驱动因素

王菲<sup>1,2</sup>,王梓豪<sup>1</sup>,刘天军<sup>1\*</sup>

(1.西北农林科技大学经济管理学院,陕西杨凌712100;  
2.湖州师范学院经济管理学院,浙江湖州313000)



**摘要** 农业新型基础设施建设对培育农业新质生产力和推进农业高质量发展至关重要。基于2011—2022年2159个县域的面板数据,从“内源驱动—外源发展”视角构建农业新基建发展水平的评价指标体系并测度,综合运用Dagum基尼系数、莫兰指数、空间核密度及空间杜宾模型,揭示农业新基建发展水平的区域差异、分布动态演进规律及其驱动因素。研究表明:(1)农业新基建发展水平稳步上升但尚存在较大的提升空间,整体呈现“东部>中部>西部>东北”的空间分布格局;(2)总体差异呈逐年下降趋势,超变密度为差异首要来源;(3)不考虑空间因素时,农业新基建发展水平的分布流动性明显,考虑空间因素时,低发展水平县域的正空间相关性较强,而高发展水平县域的正空间相关性失效;(4)农业新基建发展水平受经济发展、技术创新、金融发展和环境质量等多因素共同影响。

**关键词** 农业新基建发展;区域差异;空间动态演进;驱动因素;新质生产力

**中图分类号**:F323.1 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2026)01-0072-13

**DOI编码**:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2026.01.007

当前,农业高质量发展亟需实现从“为增长而增长”到“为质量而转型”,寻找培育壮大新的生产力<sup>[1]</sup>。习近平总书记在主持中共中央政治局第十一次集体学习时指出,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。其中,在有关新质生产力的“新”维度中特别提到了新型基础设施建设(简称:新基建),提出新时期要完善新型基础设施<sup>①</sup>。之后,《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》进一步提出,加强基础设施统筹规划,适度超前建设新型基础设施。因此,加强农业新基建是发展新质生产力的基础性工作<sup>[2]</sup>,是推动传统农业向现代农业转型升级的关键。党和政府部门高度重视农业新基建的发展,从2018年起连续发布《乡村振兴科技支撑行动实施方案》《数字农业农村发展规划(2019—2025)》《关于扩大当前农业农村基础设施建设投资的工作方案》等一系列促进农业新基建发展的政策文件,吉林、江苏、河南、重庆、云南等全国各省市也相继出台新型基础设施建设的政策措施,直接布局农业领域的新基建项目,计划投资额高达34万亿。当今,农业新基建发展取得较为显著的成果,《数字乡村发展研究报告(2024年)》数据显示,我国农村数字基础设施建设成效显著,截至2023年底,我国已经在农村及边疆等偏远地区建设了8645个4G、5G基站,行政村通宽带比例达到100%,通4G比例超过99%,5G比例超过80%。

在农业新基建发展向好的背后,仍需注意到由于新基建领域以数字技术为支柱<sup>[3]</sup>,受到经济发展水平、农业资源禀赋、政策财政实力、地理位置等因素的影响,不同区域的新基建发展水平会存在空间差异。《中国新型基础设施竞争力指数(2023)》报告指出,2023年新基建竞争力第一阶梯的省份有6

收稿日期:2024-10-09

基金项目:国家社会科学基金项目“数字经济提升农业产业链韧性的理论与实践研究”(22VRC152)。

① 资料来源:《加快形成新质生产力》,《人民日报》2023年11月9日13版。

\*为通讯作者。

个,均位于东部地区,第四阶梯的省份有10个,大部分位于西部地区。那么农业领域的新基建发展现状有何特点?存在何种时空演变特征?驱动因素有哪些?基于上述问题,本文基于2011—2022年中国2159个县域的面板数据,在构建农业新基建发展水平的指标体系并合理测度后,综合利用Dagum基尼系数、莫兰指数、空间核密度、空间杜宾模型等方法,准确立体展示中国各县域的农业新基建发展水平的区域差异、分布动态演变规律及驱动因素。这对于掌握农业新基建发展基本情况,实施分类政策,从而更好地推动农业新质生产力和高质量发展具有重要意义。

国内外学术界已对农业新基建展开广泛研究,但多以阐释性的定性分析为主,关注概念界定、发展现状及影响因素。从概念界定来看,学者多基于国家发展和改革委员会提出的“三个方面学说”,认为新基建在具备传统基础设施特征的同时,还呈现以数字技术为核心、新兴领域为主体、平台为载体的新特征<sup>[4-5]</sup>,可以全方位构建支撑经济高速运转及农业现代化的基础设施生态体系<sup>[6]</sup>。从发展现状来看,我国农业信息化基础设施取得进展、融合基础设施建设加快、创新基础设施建立健全<sup>[7]</sup>,但农业新基建发展面临项目落地难<sup>[8]</sup>、整体水平较为落后的困境<sup>[9]</sup>。从影响因素来看,已有研究主要涉及政府支持、民企投资、农村集体经济<sup>[10]</sup>、核心技术及创新能力<sup>[11]</sup>等方面。另有少数文献对农业新基建进行量化分析,主要考察其对农业经济增长的影响效应,涉及道路基础设施建设、信息基础设施建设、智慧城市试点等方面<sup>[12-16]</sup>。上述文献为本文量化农业新基建发展水平提供了重要参考,其结论也为农业新基建赋能农业高质量发展提供实证依据。但现有量化研究存在如下局限:一是研究聚焦于农业传统基础设施建设或者数字技术、数字经济等信息基础设施建设,未能完全反映国家提出的农业新基建本质属性;二是受数据限制,大多学者基于泛化的省域或者市域数据进行分析。事实上,县域作为国家与乡村的关联中心、城乡经济社会融合的纽带、乡村振兴战略的落地点<sup>[17]</sup>,更适合体现基层农业特征。此外,县域间因历史、地理、经济和资源禀赋的差异,其农业新基建发展水平也将存在明显差异。

本文的边际贡献在于:第一,基于农业新基建的基本内涵和特点,从“内源驱动—外源发展”角度出发,构建农业新基建发展水平的评价指标体系,全面量化农业新基建发展水平。第二,聚焦农业新基建发展过程中要素分配不均引发的两极分化问题,利用多种统计分析手段,细致考察农业新基建发展水平的区域差异、分布动态演进规律及驱动因素。第三,以县域为研究单元,分析农业新基建发展水平的变化特征,为捕捉区域异质性并制定合理的新基建发展政策提供全局性依据。

## 一、研究设计

### 1. 研究方法

(1)Topsis—熵权法。Topsis—熵权法是对传统熵权法的优化,具有客观性、计算简单、结果合理的优势。该方法首先基于标准化指标,利用熵权法赋予各指标权重,这个权重反映了该指标在整体评估中的重要性,再利用Topsis法基于逼近理想解的技术对农业新基建发展水平进行量化排序,得出综合评价结果。具体计算步骤详见朱梦珂等<sup>[18]</sup>的研究。

(2)Dagum基尼系数。本文采用Dagum<sup>[19]</sup>提出的方法测算农业新基建发展水平的地区差异。该方法将基尼系数分解为组内差异贡献、组间净差异贡献及超变密度贡献。基尼系数 $G$ 的计算见式(1),其中, $NIA_{gi}$ ( $NIA_{hr}$ )表示 $g$ ( $h$ )区域内各县域 $i$ ( $r$ )的农业新基建发展水平; $\overline{NIA}$ 表示所有县域均值; $m$ 和 $k$ 分别表示县域和区域的总个数,取值为2159和4; $m_g$ ( $m_h$ )表示 $g$ ( $h$ )区域内部的县域个数。

$$G = \frac{\sum_{g=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{m_g} \sum_{r=1}^{m_h} |NIA_{gi} - NIA_{hr}|}{2m^2 \overline{NIA}} \quad (1)$$

式(2)展示了 $g$ 区域组内基尼系数 $G_{gg}$ 、组内差异贡献 $G_w$ ,式(3)展示了 $g$ 、 $h$ 区域的组间基尼系数 $G_{gh}$ 及组间净差异贡献 $G_{nb}$ 。超变密度贡献 $G_t$ 如式(4)所示,其中, $D_{gh}$ 代表了区域间净影响力 $d_{gh} - p_{gh}$

占最大可能值  $d_{gh} + p_{gh}$  的比例, 计算公式为  $D_{gh} = (d_{gh} - p_{gh}) / (d_{gh} + p_{gh})$ 。  $F_g(\cdot)(F_h(\cdot))$  为  $g(h)$  区域的累积密度分布函数;  $d_{gh}$  表示  $g, h$  两区域内部所有被观测县域  $NIA_{gh} - NIA_{hr} > 0$  的数学期望值, 计算公式为  $d_{gh} = \int_0^\infty dF_g(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x)$ ;  $p_{gh}$  表示  $g, h$  两区域内部所有被观测县域  $NIA_{hr} - NIA_{gh} > 0$  的数学期望值, 计算公式为  $p_{gh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_g(x)$ 。

$$\begin{cases} G_{gg} = \frac{1}{2\overline{NIA}_g} \frac{\sum_{i=1}^{m_g} \sum_{r=1}^{m_g} |NIA_{gi} - NIA_{gr}|}{m_g^2} \\ G_w = \sum_{g=1}^4 G_{gg} p_g s_g \end{cases} \quad (2)$$

$$\begin{cases} G_{gh} = \frac{\sum_{i=1}^{m_g} \sum_{r=1}^{m_h} |NIA_{gi} - NIA_{hr}|}{m_g m_h (\overline{NIA}_g + \overline{NIA}_h)} \\ G_{nb} = \sum_{g=2}^4 \sum_{h=1}^{g-1} G_{gh} (p_g s_h + p_h s_g) D_{gh} \end{cases} \quad (3)$$

$$G_t = \sum_{g=2}^4 \sum_{h=1}^{g-1} G_{gh} (p_g s_h + p_h s_g) (1 - D_{gh}), p_g = m_g / m, s_g = (m_g \overline{NIA}_g) / (m \overline{NIA}) \quad (4)$$

(3) 空间自相关。采用全局 Moran's I 指数检验农业新基建发展水平的空间相关性及相关程度, 计算公式如式(5):

$$Moran's I = \frac{m}{S} \frac{\sum_{\alpha=1}^m \sum_{\beta=1}^m \omega_{\alpha\beta} (NIA_\alpha - \overline{NIA})(NIA_\beta - \overline{NIA})}{\sum_{\alpha=1}^m (NIA_\alpha - \overline{NIA})^2} \quad (5)$$

$\omega_{\alpha\beta}$  为空间邻接权重矩阵;  $S = \sum_{\alpha=1}^m \sum_{\beta=1}^m \omega_{\alpha\beta}$  为所有空间权重的集合; 平均值  $\overline{NIA} = \frac{1}{m} \sum_{\alpha=1}^m NIA_\alpha$ ;  $m$  为空间县域数;  $NIA_\alpha$  为  $\alpha$  县域的农业新基建发展水平。

(4) 空间核密度估计。借鉴沈丽等<sup>[20]</sup>的做法, 本文采用空间核密度估计方法, 通过密度等高线考察农业新基建发展水平的分布动态演进规律。具体测度见式(6)和(7)。其中,  $NIA_X(NIA_Y)$  和  $\overline{NIA}_X(\overline{NIA}_Y)$  分别为 X(Y) 轴对应的农业新基建发展水平随机变量及其均值;  $f(NIA_X, NIA_Y)$  为联合核密度函数;  $g(NIA_Y|NIA_X)$  为  $NIA_X$  条件下  $NIA_Y$  的分布。

$$\begin{aligned} f(NIA_X, NIA_Y) \\ = \frac{1}{mh_{NIA_X} h_{NIA_Y}} \sum_{i=1}^m K_{NIA_X} \left( \frac{NIA_{X_i} - \overline{NIA}_X}{h_{NIA_X}} \right) K_{NIA_Y} \left( \frac{NIA_{Y_i} - \overline{NIA}_Y}{h_{NIA_Y}} \right) \end{aligned} \quad (6)$$

$$g(NIA_Y|NIA_X) = \frac{f(NIA_X, NIA_Y)}{f(NIA_X)} \quad (7)$$

(5) 空间杜宾模型。采用空间杜宾模型探究农业新基建发展水平的驱动因素, 模型设定如式(8)。 $\rho$  为农业新基建发展水平的空间滞后项系数;  $control$  为驱动因素;  $\eta_1$  和  $\eta_2$  为估计系数;  $\mu_i$  为县域固定效应,  $\delta_t$  为时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为县域  $i$  在  $t$  年的随机误差项。

$$NIA_{at} = \eta_0 + \rho \sum_{\beta=1}^{2159} \omega_{\alpha\beta} NIA_{\beta t} + \eta_1 control_{at} + \eta_2 \sum_{\beta=1}^{2159} \omega_{\alpha\beta} control_{\beta t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

## 2. 指标体系

本文借鉴国家发改委的解读, 将农业新基建细化为三个方面: 一是农业信息基础设施, 指基于新一代农业信息技术的基础设施, 主要包括农业存储与算力设施(实现信息化的高效存储与处理)、农业网络通信设施(实现信息的快速传输与共享)及农业应用终端设施(推动信息技术实际应用)。二

是农业融合基础设施,指深度应用农业信息技术,推动传统农业基础设施(涵盖交通、能源、公共设施)实现转型升级的基础设施,主要包括农业智慧交通设施、农业智慧能源设施及农业智慧公共设施。三是农业创新基础设施,指支撑农业前沿科技创新技术进步的公共设施,主要包括农业科技科教基础设施(创新基石)、农业产业技术创新设施(创新重要支撑)及农业科教公共服务设施(创新重要保障)。

本文主要从“内源驱动—外源发展”角度构建农业新基建发展水平的评价指标体系。一方面,农业新基建极强的“正外部性”特征决定了其发展离不开政府公共财政的直接投入,故以政府固定资产投资(单位:亿元)表征内源驱动指标。另一方面,农业新基建区别于传统基建的一大特点是“共建共享共用”,项目的“企业化”特征明显<sup>[21]</sup>。企业具有逐利性,相关企业是基于农业实际的生产需求产生和发展的<sup>[22]</sup>,当区域内基础设施发展水平越高时,代表其供给与需求能力越强,那么相应基础设施分类的企业数量就会越多<sup>[23]</sup>。此外,新建涉农企业数量的增加表明企业的长期投资兴趣和参与度提升,这将带动更多的资源投入农业新基建,实现“政策引导—市场响应—资源投入”的正向反馈。因此,以县域内新基建细分领域内的新建涉农企业数量(单位:个)表征外源发展指标。从“内源驱动—外源发展”角度构建评价指标体系既考虑了政府的引导和支持作用,也兼顾了市场的自发动力,两者结合能全面评估县域农业新基建发展水平。表1的描述性统计显示,各指标的标准差均大于均值,说明样本变异程度较高,故下文有必要进行区域差异分析。

### 3. 数据来源和处理

本文选取2011—2022年中国30个省(区、市)(不包括西藏和港澳台地区)的2159个县域为研究样本。数据来源主要有:第一,内源驱动指标数据根据各地市的统计年鉴和统计公报整理而成,部分未公开的固定资产投资数据通过依申请公开方式向当地政府收集。此外,2017年后的数据由增速计算而得。需要说明的是,由于仅有市级的固定资产投资数据,故借鉴范子英等<sup>[24]</sup>、黄祖辉等<sup>[25]</sup>的研究思路,以县域与相应地级市农林牧渔业生产总值的比重为权重,将相应权重与对应数据交乘,估算县域层面的固定资产投资额。为剔除价格影响,以2011年固定资产投资价格指数为基期对固定资产投资额进行平减。第二,外源发展指标数据借助Python编程技术从天眼查商业查询平台获取<sup>①</sup>,最终得到每年各县域农业新基建细分维度的新建涉农企业数量数据。

## 二、农业新基建发展水平测算及事实描述

### 1. 农业新基建发展水平测算

利用Topsis—熵权法对表1中指标体系进行测算,得出中国县域尺度在2011至2022年的全国及分区域<sup>②</sup>的农业新基建发展水平(图1)。从绝对值来看,在样本考察期内,全国及东部、中部、西部和东北地区的农业新基建发展水平均逐年上升,这表明各地政府对农业新基建发展的重视和持续投入。但总体发展平均水平(0.097)仍处于起步阶段,发展动力仍有待加强。这可能是因为农业基础设施建设有投入大、收益低、周期长和覆盖面广等特点,从而在推进信息技术基础设施、智能化设备投入等方面面临挑战。

不同区域的农业新基建发展水平存在显著的空间非均衡性,呈现“东部领先,中部居中,西部和东北相对落后”的格局。东部地区凭借发达的农业经济基础、强有力的政策支持、完善的传统基础设施,形成“领先优势”,拉大其与其他区域的差距;中部地区得益于《促进中部地区崛起规划(2016—2025年)》的利好性政策,农业新基建板块实现快速发展;相比之下,西部和东北地区的农业经济发展

① 因篇幅限制,具体操作步骤未具体展示,如有需要,可向笔者索取。

② 根据中国区域的划分方法,将30个省(区、市)划分为东部、中部、西部和东北四大区域。东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南10个省(市),共684个县域单元;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南6个省份,共680个县域单元;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆11个省(区、市),共589个县域单元;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁3个省份,共206个县域单元。

表1 农业新基建发展水平综合评价指标体系及描述性统计

一级指标	二级指标	三级指标	均值	标准差
农业信息基础设施	内源驱动	信息传输、软件和信息技术服务业固定资产投资	4.701	28.777
	农业存储与算力设施外源发展	“农业+数据中心”新建企业数量	0.165	0.693
		“农业+云计算”新建企业数量	0.562	2.441
		“农业+5G”新建企业数量	1.052	7.224
	农业网络通信设施外源发展	“农业+物联网”新建企业数量	8.169	56.404
		“农业+互联网”新建企业数量	5.809	19.649
“农业+人工智能”新建企业数量		7.001	31.847	
农业融合基础设施	农业应用终端设施外源发展	“农业+区块链”新建企业数量	0.001	0.013
	内源驱动	电力、热力、燃气及水的生产和供应业固定资产投资	13.853	19.694
		交通运输、仓储和邮政业固定资产投资	26.103	50.908
		水利、环境和公共设施管理业固定资产投资	35.161	59.832
	农业智慧交通设施外源发展	“农业+智慧交通”新建企业数量	0.070	0.413
		“农业+智慧能源”新建企业数量	0.106	0.513
“农业+智慧医疗”新建企业数量		0.086	0.453	
农业创新基础设施	农业智慧公共设施外源发展	“农业+智慧生活”新建企业数量	0.061	0.307
	内源驱动	科学研究和技术服务业固定资产投资	3.326	11.512
		卫生和社会工作业固定资产投资	4.017	7.175
		“农业+科技研发”新建企业数量	15.099	39.166
	农业科技科教基础设施外源发展	“农业+科技教育”新建企业数量	2.311	11.933
		“农业+技术咨询服务”新建企业数量	44.276	84.039
“农业+孵化器”新建企业数量		0.094	0.497	
农业产业技术创新设施外源发展	“农业+加速器”新建企业数量	0.006	0.072	
	“农业+社会教育服务”新建企业数量	9.125	32.682	
		“农业+医疗教育服务”新建企业数量	10.098	25.160

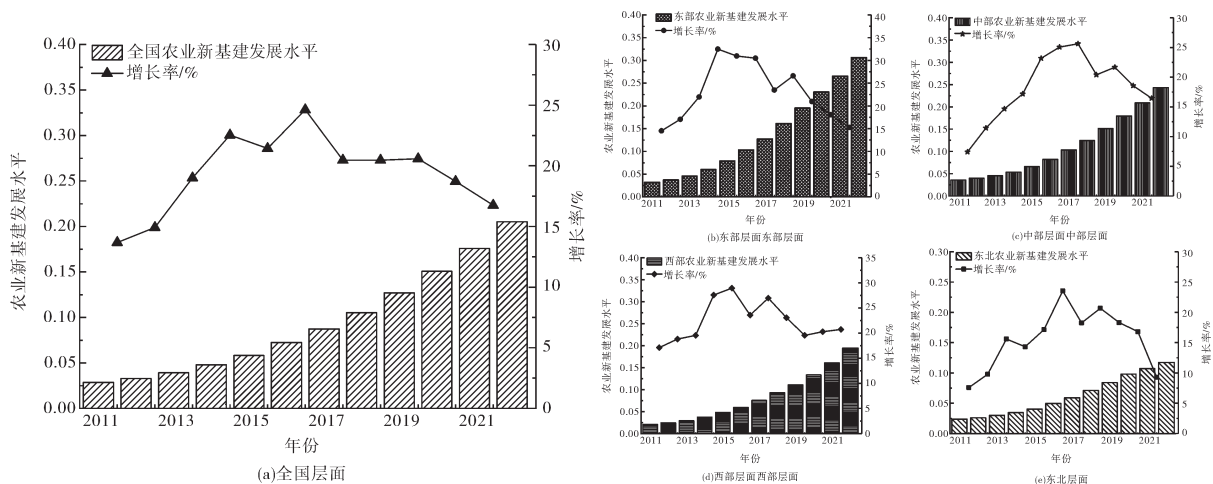


图1 中国农业新基建发展水平的演变趋势

水平较低,传统基础设施普遍薄弱,资源配置和农业结构调整面临挑战,尽管近年来国家加大对这些地区的支持,但地理劣势弱化了政策落实效果,农业新基建发展速度相对较慢。

## 2. 时序演变特征

从农业新基建发展水平增长率的时序特征来看,四大区域在多数年份呈现出“波动上升—趋稳—小幅下降”的相似趋势。结合国家发展战略,2018年2月,新基建在中央经济工作会议上被首次提出;2020年5月,国家发改委首次将新基建写入政府工作报告,将新基建列为国家发展的战略性任务。因此,本文以2018年和2020年为时间节点,将农业新基建发展划分为三个阶段,考察其阶段性演变

特征(图1)。第一,“打基础”的初步发展期(2011—2017年),农业新基建发展表现为“低水平、高增长”的特征。虽缺乏成熟的政策体系,但《“宽带中国”战略及实施方案》作为先导推动了地方对新基建的认可<sup>[26]</sup>。第二,“上台阶”的提速发展期(2018—2020年),农业新基建发展表现为“稳中求进”的特征。新基建概念的提出及印发的《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》,标志着我国开始从政策层面重视农村智能化、信息化基础设施。第三,“攀高峰”的提质增效期(2021年至今),农业新基建发展表现为“高质量发展”的特征。新冠疫情的冲击使政府认识到基础设施建设对稳经济、扩投资的重要性,联合多部门印发的《关于扩大当前农业农村基础设施建设投资的工作方案》强调将投资重点从单纯的规模扩张转向实施效果评估,推动农业新基建发展体系由传统单一链条向多维网络化链式发展格局转变。

### 三、农业新基建发展水平的区域差异及分解

图1表明各地区农业新基建发展水平存在显著差异,为进一步明确其总体及区域差异,本文运用 Matlab 软件,采用 Dagum 基尼系数分解方法对农业新基建发展水平的区域差异及贡献率进行测量。

#### 1. 总体差异及来源分解

表2展示了农业新基建发展水平的基尼系数分解结果,图2则直观地展示了区域差异演变趋势。从总体差异来看,在样本观测期间,中国农业新基建发展水平的总体基尼系数由2011年的0.686显著下降至2022年的0.559,下降幅度达18.51%,表明各县域农业新基建发展水平的差距不断缩小。图2(a)进一步印证这一点,揭示了总体基尼系数的持续下降趋势,且近年来下降幅度增快。这一现象反映出国家实施的一系列措施,如“把公共基础设施建设重点放在农村”<sup>①</sup>“持续加强乡村基础设施建设”<sup>②</sup>等均取得显著成效,区域农业新基建发展水平的不均衡性得到一定程度的改善。

从差异来源的分解及贡献率来看,在样本观测期间,组内差异、组间净差异及超变密度的年均贡献率均值分别为29.29%、18.01%和52.71%。结合图2(b)的时序演变特征,发现组内差异的贡献率浮动最为平缓,整体呈微弱上升趋势;组间净差异贡献率在“上升—趋缓—上升”的波动中趋于上升;超变密度的贡献率与组间净差异的贡献率呈现此消彼长的变化趋势,其演变趋势为“下降—上升—下降”。尽管超变密度整体呈现明显下降的趋势,但其贡献率和绝对值依然较高,即中国农业新基建发展水平总体差异的主要来源为超变密度。

超变密度衡量了区域间农业新基建发展水平离群值的跨区域交叉重叠程度,表现为存在部分县域与其区域内的农业新基建发展平均水平相差较大,进入较高或较低农业新基建发展水平行列,从而导致区域之间的交叉重叠程度较高。其产生归根结底是个体县域农业新基建发展水平的差异造成的,个体县域的差异扩大造成区域内部的农业新基建发展水平分化,这种分化与区域间差异交织,进而产生了复杂的交叉重叠现象<sup>[27]</sup>。依据弗里德曼的“核心—外围”理论,各县域农业新基建发展并非同步。由于农业新基建专注于新兴领域,5G网络、农业农村大数据中心、农业人工智能等新型技术需要较大前期投入和稳定技术支持,在资源有限的情况下,各区域会首先推动某县域率先发展为农业新基建的“核心区”。随着发展进程的推进,“核心区”逐步将技术、资本等各类要素向外围扩散,带动周边区域的发展,最终形成“外围区”依附“核心区”的格局<sup>[28]</sup>。因此,高发展水平区域“外围区”的农业新基建发展水平可能会低于低农业新基建发展水平区域的“核心区”。这提示政府策略上要重点关注超变密度,利用“优秀离群者”的样板效应,重点扶持“落后离群者”补齐短板。

#### 2. 组内差异

从组内差异的年度均值来看,全国层面上的组内差异年度均值为0.645。具体分区域来看,东部地区(0.626)和东北地区(0.590)的基尼系数均值低于全国平均水平,显示出这两个地区在农业新基

① 资料来源:《乡村建设行动实施方案》, [https://www.gov.cn/zhengce/2022-05/23/content\\_5691881.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2022-05/23/content_5691881.htm)。

② 资料来源:《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》, [https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm)。

建发展水平上较高的均衡性。相比之下,西部(0.689)和中部地区(0.675)的差异较大,显示出较强的内部不均衡性。原因可能是农业新基建依赖人工智能、大数据等技术创新驱动,要求坚实的物质和技术基础以确保项目的均衡推进。东部地区依托其雄厚的经济实力和先进的技术,为农业新基建的均衡稳定发展提供有力保障。东北地区则因农业资源禀赋优越和结构相对一致而维持了较高的均衡性。然而,西部和中部地区由于内部农业结构差异较大、经济发展不均衡,导致新基建的投入差异明显,从而加剧了其内部发展水平的差异性。图2(c)展示了四大区域农业新基建发展水平的组内差异演变过程。从图中可以看出,各区域的组内差异均呈现波动下降的趋势。与样本观测初期相比,西部地区在观测期末的下降幅度最为显著,东北地区次之,东部地区的组内差异下降幅度最小。这可能是因为相对东部和中部地区而言,东北和西部地区的农业新基建发展水平起点较低,故在国家相关政策的引领下,区域内的差异正在快速减小。

表2 中国农业新基建发展水平的区域差异及其分解结果

Dagum 基尼系数	2011年	2013年	2015年	2017年	2019年	2022年
总体基尼系数	0.686	0.683	0.670	0.669	0.650	0.559
组内差异	0.201	0.196	0.194	0.195	0.187	0.172
贡献率/%	29.288	28.733	28.956	29.078	28.778	30.731
组间净差异	0.119	0.123	0.123	0.121	0.112	0.114
贡献率/%	17.405	17.983	18.333	18.094	17.231	20.332
超变密度	0.366	0.364	0.353	0.354	0.351	0.274
贡献率/%	53.307	53.284	52.711	52.828	53.991	48.937
东部	0.654	0.640	0.631	0.628	0.619	0.595
中部	0.701	0.688	0.686	0.682	0.662	0.637
西部	0.737	0.722	0.709	0.699	0.680	0.612
东北	0.633	0.619	0.606	0.589	0.578	0.529
东—中	0.686	0.669	0.664	0.658	0.652	0.625
东—西	0.713	0.692	0.691	0.677	0.664	0.631
东—东北	0.696	0.693	0.691	0.677	0.671	0.621
中—西	0.666	0.653	0.647	0.642	0.638	0.621
中—东北	0.670	0.664	0.659	0.656	0.645	0.614
西—东北	0.689	0.676	0.667	0.656	0.634	0.611

注:①数据由 Matlab 软件计算整理而得。②限于篇幅,此处仅汇报隔年的测度结果。③总体基尼系数=组内差异基尼系数+组间净差异基尼系数+超变密度。

### 3. 组间差异

从组间差异的年度均值来看,在观测期间内,东部和西部地区间的农业新基建发展水平的差异(0.677)最大,东部和东北地区间的差异(0.675)次之,两者均高于全国的差异均值水平(0.659)。这说明与东部地区的农业新基建发展水平相比,西部地区 and 东北地区的差距依然较大。其原因在于,东部地区的农业新基建起步早,获得丰富的资源和政策支持,这加速了农业新基建的发展,而西部和东北地区因历史、地理、经济等多重因素,农业新基建的发展步伐相对缓慢。图2(d)显示观测期内各地区间的组间差异均呈现明显的下降趋势。特别是东部和西部间、西部和东北地区间,降幅分别为11.39%和11.34%,表明西部地区的农业新基建发展水平呈现出明显的加速态势,西部大开发战略得以有效实施。值得注意的是,自2019年以来,各区域间的差异急剧减小,这正值提质增效时期,反映出政府将重点转移到农业新基建发展的实施效果评估上,更加注重农业新基建的均衡性。

## 四、农业新基建发展水平的分布动态演进规律

为进一步厘清中国农业新基建发展水平的分布动态演进规律,本文通过运用 Matlab 软件,首先利用无条件核密度估计方法,以3年为时间跨度考察其动态演进规律。其次,鉴于农业新基建发展依

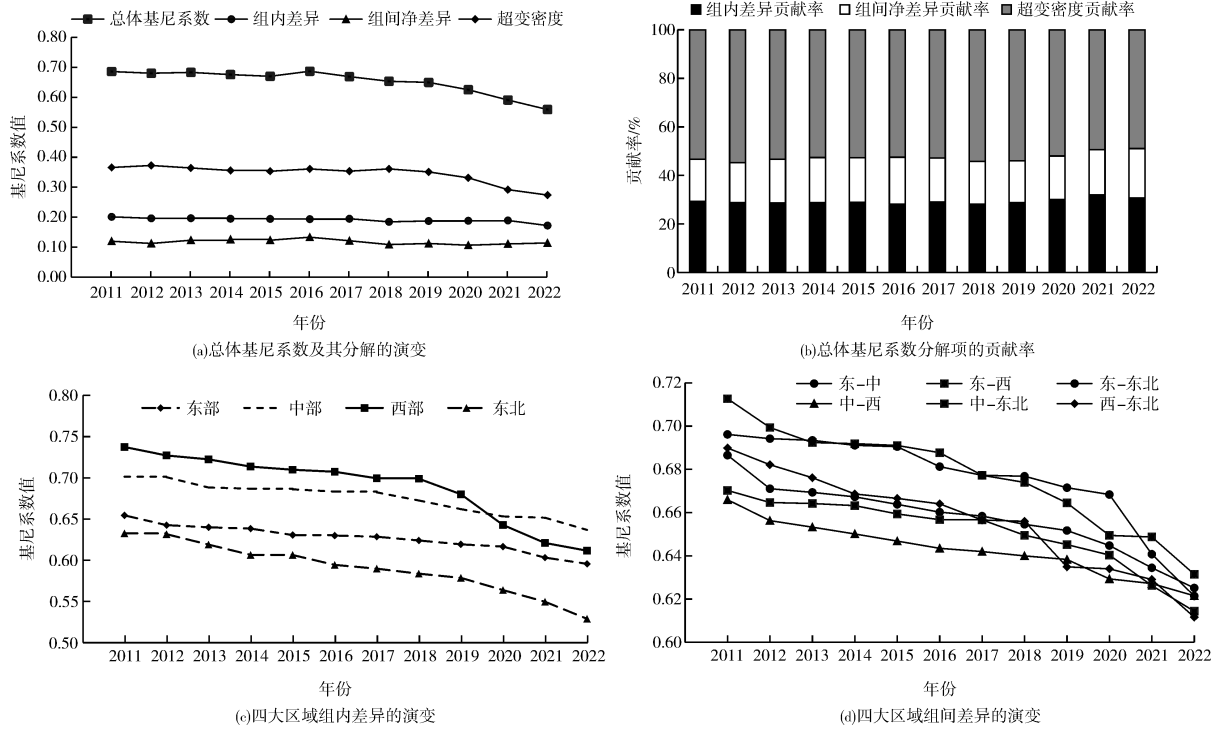


图2 中国农业新基建发展水平的区域差异演变

托数字经济,具有显著的空间扩散和知识溢出效应,故采用空间动态核密度估计,剖析相邻县域对本县域的农业新基建发展水平的动态影响。

1. 无条件核密度估计

图3展示了农业新基建发展水平的无条件核密度及其对应的密度等高线。其中,X轴代表t年各县域的农业新基建发展水平,Y轴代表各县域t+3年的农业新基建发展水平,Z轴是核密度。由图3(a)可知,在无条件核密度估计下,概率主体主要分布在正45°对角线附近,表明从t年到t+3年的时间跨度内,各县域的农业新基建发展水平保持较强的连续性和稳定性,其分布状态的变化幅度较小。图3(b)揭示了更为细致的分布特征:总体上,中国农业新基建发展水平的等高线集中于正45°对角线附近,表明中国的农业新基建发展水平的分布在未来3年内的变化较小,整体发展稳定。其次,沿正45°对角线连续形成多个波峰,主峰分布于X轴0.05、0.07、0.08、0.10附近。其中,当t年的农业新基建

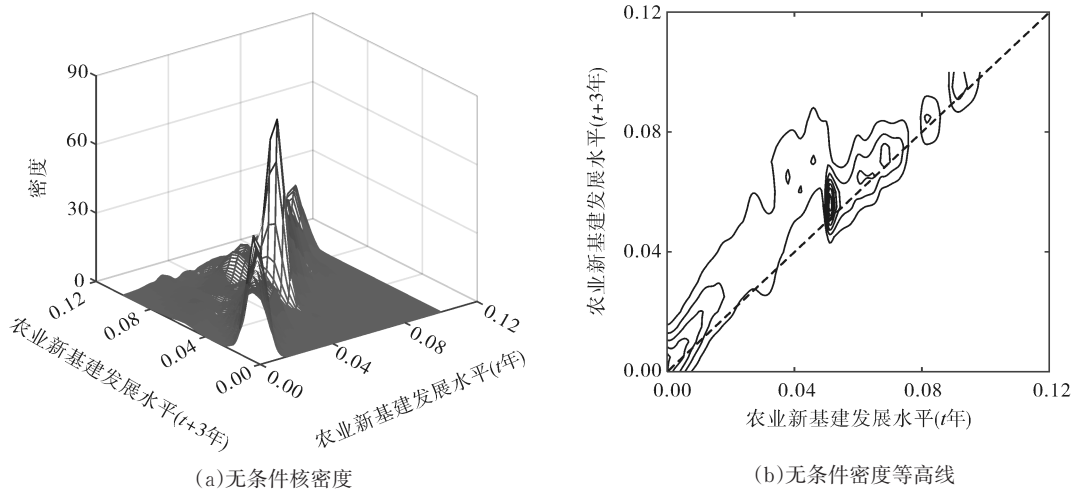


图3 农业新基建发展水平的无条件核密度及密度等高线

发展水平介于0.00至0.05之间时,概率主体的大部分位于正45°对角线的正上方,表明农业新基建发展水平较低的县域正加快提升农业新基建发展水平,呈现显著追赶的态势。

## 2. 空间条件动态核密度估计

在考察当期相邻县域对本县域未来农业新基建发展水平的动态影响分析前,需进行空间相关性检验。本文采用莫兰指数进行刻画,并利用蒙特卡洛模拟方法检验其显著性<sup>①</sup>。结果表明,2011至2022年间,农业新基建发展水平的莫兰指数均为正值,且通过1%的显著性检验。这说明农业新基建发展水平并非随机状态,而是存在显著的空间正相关性。因此,本文在后续研究中纳入空间因素。

图4展示了县域农业新基建发展水平的空间动态核密度及其对应的密度等高线。其中,X轴代表相邻县域在 $t$ 年的农业新基建发展水平,Y轴代表本县域在 $t+3$ 年的农业新基建发展水平,Z轴描述了在给定X条件下Y的概率分布状态。可知,在X轴0.02附近呈现出双波峰,部分波峰向上偏移至正45°对角线之上,意味着在考虑时间滞后时,部分低农业新基建发展水平的县域经历快速发展,逐步追赶并超过相邻县域,形成“低—高”的集聚状态。然而,当相邻县域的农业新基建发展水平超过0.04时,概率主体的分布特征开始发生显著变化,呈现出沿X轴平行的分布特征,且曲线分布更加分散,表明此时县域间的空间相关性减弱。原因可能是,一方面各县域在农业基础设施建设、技术应用、管理模式等方面均已经达到较高水平,形成了相对独立完善的发展体系。此时单纯依赖相邻县域的要素流动已不足以有效推动本县域的农业新基建发展。另一方面,政府在不同发展阶段对农业新基建的政策导向和支持力度也在调整,当农业新基建发展水平达到一定高度时,政府更加注重县域内部的均衡发展,而非过度强调相邻县域间的合作与协同。

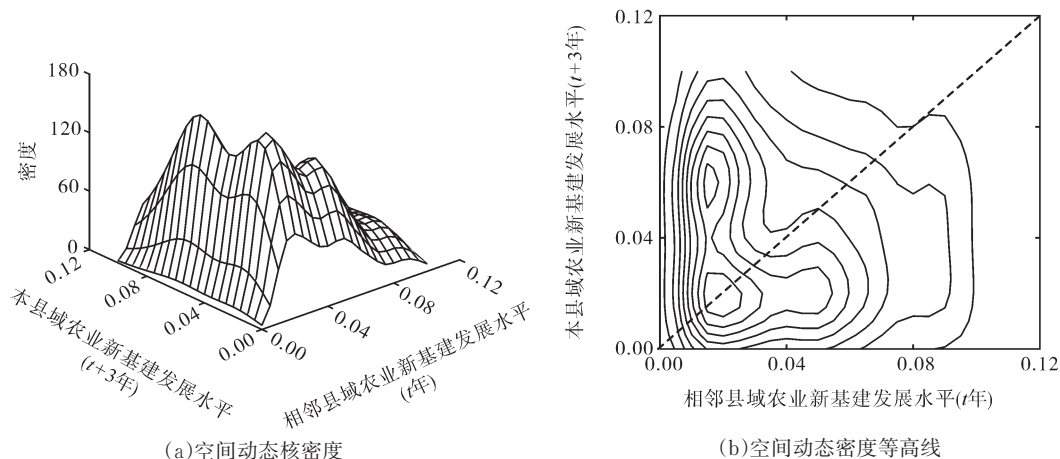


图4 空间条件下农业新基建发展水平的动态核密度及密度等高线

## 五、农业新基建发展水平的驱动因素

为进一步探究导致区域差异的原因,本文运用Matlab软件开展实证分析。考虑到农业新基建发展水平存在显著的空间互动现象,故采用空间计量模型识别农业新基建发展水平的驱动因素。

### 1. 驱动因素选取

社会经济、资源环境在农业生产、农村生活和农民发展过程中发挥基础作用,农业新基建发展同样受到社会经济和资源环境的长期综合影响。因此,本文从社会经济和资源环境维度选取农业新基建发展的驱动因素。在社会经济维度:(1)经济发展(ED)。随着农业经济的发展,县域对现代农业基础设施的需求不断增加,因此经济发展水平较高的县域通常更具有加大农业新基建投资的动机。选取人均农林牧渔业生产总值表征ED。(2)技术创新(TI)。技术创新是驱动农业新基建发展的核心

<sup>①</sup> 因篇幅限制,空间相关性检验结果未展示,如有需要,可向笔者索取。

动力,技术发展水平越高的县域,越能在信息化、智能化等方面增强农业新基建的功能。选取人均农业发明专利申请专利数量表征  $TI$ 。(3)人口密度( $PD$ )。人口密度和农业新基建的需求密切相关,密集的人口更容易吸引政府和社会对农业新基建的投入。选取年末农业人口占总人口比重表征  $PD$ 。(4)金融发展( $FD$ )。农业新基建的建设与维护需要有足够的资金支持,金融发展水平较高的地区更能提供必要资金保障。选取农村金融营业网点与行政区域面积的比例表征  $FD$ 。在资源环境维度:(1)环境质量( $CL$ )。环境质量不仅对农业发展有直接关联,而且对基础设施的可持续性建设有严重威胁。选取县域的  $PM_{2.5}$  平均浓度表征  $CL$ ,该指标为负向指标,取值越大代表环境质量越差。(2)资源基础( $RS$ )。丰富的自然资源为农业新基建的实施提供了有利条件。选取农田面积与行政区域面积的比例表征  $RS$ 。

## 2. 回归结果

首先,多重共线性检验结果显示,所有驱动因素的  $VIF$  值均小于 10,排除多重共线性问题。其次,为了确定空间计量模型的具体形式,本文依次进行拉格朗日乘数(LM)检验、稳健的拉格朗日乘数(R-LM)、似然比(LR)检验、豪斯曼(Hausman)检验及联合显著性检验<sup>①</sup>。结果表明,双向固定效应下的空间杜宾模型最为合适。

表3显示,空间自回归系数( $\rho$ )为 0.134 且在 1% 的水平上显著,这表明相邻县域的农业新基建发展水平对本县域农业新基建发展水平的提升具有正向影响,该结论和分布动态演进得出的结论相一致。本文通过偏微分的方法计算得出各驱动因素对农业新基建发展水平的直接效应和间接效应<sup>[29]</sup>。其中,直接效应是指某县域的驱动因素对本县域的农业新基建发展水平的影响,间接效应是指驱动因素通过空间交互对其他县域农业新基建发展水平的影响。从各驱动因素的作用效果来看,经济发展、技术创新、金融发展和环境质量的直接效应和间接效应均通过显著性检验,成为农业新基建发展的强劲引擎。其中,金融发展的直接效应回归系数最大(0.638),是县域农业新基建发展的决定性力量,原因可能是农业新基建的投资规模大、回报周期长,需要大量的资金支持,而金融发展为其提供了多样化的资金来源,是新基建的重要支撑因素<sup>[30]</sup>。农业技术创新的间接效应回归系数最大(0.284),这一结果可能源于技术要素的正外部性极强,可以通过技术溢出、扩散等形式影响临近县域的农业新基建发展。对比社会经济维度和资源环境维度的驱动因素影响强度可以发现,当今农业新基建发展水平的提高主要依赖于社会经济维度的驱动因素。

表3 全国层面的空间面板模型估计结果

驱动因素	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值
$ED$	0.069**	2.153	0.237***	3.058	0.304***	3.561
$TI$	0.417***	13.497	0.284***	4.539	0.700***	11.383
$PD$	-0.019	-0.089	-0.022	-0.043	-0.041	-0.071
$FD$	0.638***	13.628	0.204**	2.453	0.842***	10.109
$CL$	-0.077***	-2.939	-0.025**	-2.402	-0.101**	-2.504
$RS$	0.653	1.435	0.101	0.083	0.754	0.572
$\rho$			0.134***			

注:①\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平。②为降低异方差的影响,实证分析模型中变量均使用取对数值。

考虑到中国幅员辽阔,本文进一步对东部、中部、西部和东北部地区进行空间分析,以探究各驱动因素对农业新基建发展水平的区域异质性。表4结果显示,技术创新和金融发展在所有区域的影响程度均较高,但也存在异质性。具体来看,东部地区农业新基建发展水平的主要驱动因素为金融发展,表明加快农业领域的金融发展是其关键措施。在中部和东北部地区,提高技术创新能力对于其农业新基建发展具有显著的促进作用。在西部地区,金融发展和资源基础的回归系数相近,表明

① 因篇幅限制,多重共线性及空间计量模型检验的结果未展示,如有需要,可向笔者索取。

提高西部地区的农业新基建发展水平需要多要素协同推进,兼顾金融发展与资源基础的优化利用。

表4 区域层面的空间面板模型估计结果

驱动因素	东部		中部		西部		东北部	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值	系数	t值
ED	0.027**	2.134	0.157**	2.450	0.062	1.429	0.003	0.087
TI	0.608***	8.921	0.556***	10.289	0.407***	7.856	0.314***	3.517
PD	0.026	0.048	-0.034	-0.099	0.245	0.707	-0.491	-1.532
FD	0.646***	6.160	0.535***	5.886	1.039***	14.572	0.248***	5.661
CL	-0.150***	-2.623	-0.040	-0.820	-0.102**	-2.244	-0.006*	1.731
RS	0.589	-0.733	0.319	-0.682	1.034**	2.146	0.248	1.137
$\rho$	0.047*	1.728	0.331***	12.711	0.335***	11.409	0.224***	4.570

注:表格所示回归系数均为双向固定效应下的空间杜宾模型回归结果。

## 六、结论及政策建议

本文以国家发改委对新基建的界定为理论基础,基于2011—2022年2159个县域的涉农企业数据,从“内源驱动—外源发展”视角构建农业新基建发展水平评价指标体系,采用Topsis—熵权法进行科学测算。在此基础上,综合运用Dagum基尼系数、Moran's I指数、空间核密度分析和空间杜宾模型,系统考察农业新基建发展的区域差异、分布动态演进规律及驱动因素。主要结论如下:(1)在时序演变特征方面,农业新基建发展水平呈稳步的逐年上升趋势,且在“初步发展期”和“提速发展期”的增长率普遍高于“提质增效期”;在空间演变特征方面,农业新基建发展水平呈现出“东部领先,中部居中,西部和东北相对落后”的区域差异格局。(2)在区域差异分解方面,中国农业新基建发展水平的总体差异呈持续下降的变化特征,总体差异主要源于交叉重叠的超变密度,且该贡献率逐渐缩小并被组间差异的净贡献率吸收;在组内差异方面,东部和东北部地区的内部差异低于全国平均水平;在组间差异方面,东部和西部间、东部和东北部地区间的差异较大且均呈现缩小态势。(3)在分布动态演进规律方面,当不考虑空间因素时,在3年的时间跨度内,中国县域的农业新基建发展水平呈现持续向好的分布态势;考虑空间因素时,当相邻县域的农业新基建发展处于低水平时,县域之间存在正空间相关性;当相邻县域的农业新基建发展处于高水平时,正空间相关性失效。(4)在驱动因素方面,社会经济维度的经济发展、技术创新、金融发展,以及资源环境维度的环境质量,在中国农业新基建发展过程中发挥重要的驱动作用,且表现出空间溢出效应。进一步分析发现各地区的主要驱动因素存异,东部地区为金融发展,中部和东北部地区为技术创新,西部地区为金融发展和资源基础共同驱动。

基于此,本文提出如下对策建议:

第一,强化顶层设计,科学谋划农业新基建发展路径。一是系统梳理现有政策,明确提质增效阶段的经济、社会和生态效益发展目标,构建系统完备、衔接有序的政策体系,并通过媒体和网络加强解读,确保政策连贯执行。二是创新投融资模式,形成政府引导、企业主体、市场运作的农业新基建投融资模式。政府可通过发行专项债券、设立投资基金、贷款贴息及零散项目整体包装等方式融资,同时放宽企业进入新基建投资领域的市场准入,消除注册资金、银行存款证明和资产规模等隐形障碍,并推广公私合作模式,实现资金、技术与管理的有机结合。

第二,推动区域协同发展,构建分层分类的农业新基建协作机制。在分解建设目标时,应坚持因地制宜,避免“一刀切”。东部地区除强化区域内部协作外,还应发挥引领作用,通过共建农业科技园区、开展知识共享和专业培训、组织考察交流和跨区域人才培养计划等方式,促进经验扩散。中部和东北地区,应积极利用政策红利,制定针对性农业新基建发展规划,重点推进现代设施农业、智慧农

业产业园区和示范农场建设以及农业农村大数据专题库等项目。西部地区需在延续既有政策支持的基础上,加大新政策投入力度,如设立专项资金、基础设施优先发展计划、政策试点与示范区建设等措施,推动其农业新基建发展向高级化的方向发展,弱化地缘劣势。

第三,强化农业新基建的正向溢出效应,打破区域性壁垒。一是加强县域间的协同合作,通过省级或区域政府牵头,设立跨区域农业新基建协调小组,定期召开协作会议,推动项目对接与政策落地,实现资源、技术、人才等要素的高效流动。同时,实行分梯度布局,避免盲目投资和重复建设,促进项目建设的均衡性和可持续性。二是针对高水平县域的辐射带动能力差问题,鼓励其与周边地区建立紧密合作,如设立专项资金支持,鼓励其向周边低水平地区提供技术指标、管理咨询和设备租赁等服务,对在合作项目中贡献突出的县域给予税收优惠,并搭建跨区域技术交流和培训平台,实现资源共享、优势互补,带动区域整体农业新基建发展水平提升。

第四,因地制宜发挥农业新基建优势,实现内涵式高质量发展。东部地区应突出金融驱动,通过设立农业发展基金、加大银行对项目发展薄弱县域的贷款和融资支持、创新农业新基建的投融资产品等,引导金融资源向农业新基建领域合理分配。中部和东北部地区应以技术创新为重点,在加大专项资金和科技扶持力度的基础上,强化高素质农民培育,提升基层创新能力和技术应用水平。西部地区需强化多维度政策支持,在加强金融投入的同时,通过数据分析、调查研究等方式详细评估资源禀赋差异,制定差异化的政策以提升资源利用效率。

## 参 考 文 献

- [1] 罗必良,耿鹏鹏.农业新质生产力:理论脉络、基本内核与提升路径[J].农业经济问题,2024(4):13-26.
- [2] 刘志彪,凌永辉,孙瑞东.传统产业改造:发展新质生产力的重点选择策略——兼论对农业现代化的启示[J].农业经济问题,2024(4):47-57.
- [3] 胡仙芝,刘海军.包容审慎监管:论新基建监管框架构建的过渡性和开放性[J].管理世界,2022,38(2):116-128,168,8.
- [4] 刘艳红,黄雪涛,石博涵.中国“新基建”:概念、现状与问题[J].北京工业大学学报(社会科学版),2020,20(6):1-12.
- [5] 李晓华.面向智慧社会的“新基建”及其政策取向[J].改革,2020(5):34-48.
- [6] 李媛.新发展阶段我国农业农村现代化基础设施体系之构建[J].求是学刊,2024,51(2):81-90.
- [7] 李灯华,许世卫.农业农村新型基础设施建设现状研究及展望[J].中国科技论坛,2022(2):170-177.
- [8] 刘俊英.数字“新基建”在乡村振兴中的发展研究[J].社会科学战线,2022(7):258-262.
- [9] 董晓波.新型数字基础设施驱动农业农村高质量发展的创新路径[J].学习与实践,2023(1):33-42.
- [10] 陈宗胜,朱琳.论完善传统基础设施与乡村振兴的关系[J].兰州大学学报(社会科学版),2021,49(5):28-39.
- [11] 钱静斐,陈秩分.典型发达国家农业信息化建设对我国农业“新基建”的启示[J].科技管理研究,2021,41(23):174-180.
- [12] SHAMDASANI Y. Rural road infrastructure & agricultural production: evidence from India[J]. Journal of development economics, 2021, 152: 102686.
- [13] AGGARWAL S. Do rural roads create pathways out of poverty? Evidence from India[J]. Journal of development economics, 2018 (133): 375-395.
- [14] 张亦弛,代瑞熙.农村基础设施对农业经济增长的影响——基于全国省级面板数据的实证分析[J].农业技术经济,2018(3): 90-99.
- [15] 陈仪坤,步丹璐.农业信息基础设施建设对涉农企业价值的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].农业技术经济, 2024(5):126-144.
- [16] 魏滨辉,罗明忠.数字经济对农业生产性服务业的影响——基于非农就业和要素供给视角[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(1):154-166.
- [17] 姚林香,卢光熙.革命老区振兴规划实施的乡村振兴效应——基于对省界毗邻地区县域样本的分析[J].中国农村经济,2023 (3):22-44.
- [18] 朱梦珂,柯新利,杨银玲.中国农村区域发展的南北差异及其驱动力分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(4):1-11.
- [19] DAGUM C A. A new approach to the decomposition of the gini income inequality ratio[J]. Empirical economics, 1997 (22) : 515-531.
- [20] 沈丽,张好圆,李文君.中国普惠金融的区域差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,2019,36(7):62-80.
- [21] 郭涛,郭冬梅,胡蝶,等.参与新基建对企业创新绩效的影响研究:理论机制与经验证据[J].管理评论,2024,36(9):70-82,106.

- [22] 林海,赵路彝,胡雅淇.数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕[J].中国农村经济,2023(5):81-102.
- [23] 张佩,王姣娥,马丽.新基建与区域经济协调发展的时空耦合及影响因素[J].地理科学,2024,44(4):562-572.
- [24] 范子英,赵仁杰.法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的经验证据[J].经济研究,2019,54(3):21-37.
- [25] 黄祖辉,宋文豪,叶春辉.数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国1845个县域的经验证据[J].金融研究,2023(4):92-110.
- [26] 马青山,何凌云,袁恩宇.新兴基础设施建设与城市产业结构升级——基于“宽带中国”试点的准自然实验[J].财经科学,2021(4):76-90.
- [27] 杨骞,刘鑫鹏,孙淑惠.中国科技创新效率的时空格局及收敛性检验[J].数量经济技术经济研究,2021,38(12):105-123.
- [28] 孙淑惠,张晓,刘传明,等.中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进[J].中国农村经济,2024,(12):65-86.
- [29] LESAGE J,PACE R K.Introduction to spatial econometrics[M].Florida:Chapman and Hall/CRC Press,2009.
- [30] 张佩,王姣娥,肖凡.中国新基建发展的时空演变及驱动因素[J].地理科学进展,2023,42(2):209-220.

## Regional Disparities, Dynamic Evolution, and Driving Mechanisms of New Agricultural Infrastructure Development in China

WANG Fei, WANG Zihao, LIU Tianjun

**Abstract** The construction of new agricultural infrastructure is crucial for fostering new quality productive forces in agriculture and promoting high-quality agricultural development. Based on the panel data from 2159 counties between 2011 and 2022, this study constructs an evaluation index system to measure the development level of new agricultural infrastructure from the perspective of “endogenous driving force-exogenous development.” By employing the Dagum Gini coefficient, Moran Index, spatial kernel density analysis, and spatial Durbin model, the study reveals the regional differences, distribution dynamics, and driving mechanisms of new agricultural infrastructure development. The findings are as follows: 1) the development level of new agricultural infrastructure has steadily increased, but still exhibits substantial room for improvement, presenting an overall spatial distribution pattern of “East > Central > West > Northeast” in China; 2) overall regional disparities have declined over time, with transvariation density being the primary source of the difference; 3) without considering spatial factors, the distribution of development levels shows significant mobility, whereas after accounting for spatial effects, counties with low development levels exhibit stronger positive spatial correlation, while the positive spatial correlation among high-level counties becomes insignificant; and 4) the development level of new agricultural infrastructure is jointly influenced by multiple factors, including economic development, technological innovation, financial development, and environmental quality.

**Key words** the development of new agricultural infrastructure; regional disparities; spatial dynamic evolution; driving mechanisms; new quality productive forces

(责任编辑:王 薇)