

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2025.05.010

葛明, 谭旭煜. 中国农业新质生产力: 水平测度、时空分异与空间收敛性分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2025, 47(5): 113-127.

中国农业新质生产力: 水平测度、时空分异与空间收敛性分析

葛明, 谭旭煜

西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

摘要: 培育农业新质生产力是推动农业高质量发展的内在要求与重要着力点, 对加快建设农业强国意义深远。基于此, 构建了农业新质生产力评价指标体系, 并采用 CRITIC-熵权组合权重的 TOPSIS 模型、Dagum 基尼系数、Markov 链、空间收敛模型, 对 2012—2022 年中国 30 个省、自治区、直辖市(除港、澳、台、藏外)的农业新质生产力发展水平、区域差异、时序演进与空间收敛性特征进行了测度。结果表明: 中国农业新质生产力水平整体较低, 但呈现加速上升的动态趋势, 其均值按照东部、中部、东北部、西部地区的顺序依次递减; 实体性要素的指数值和增速均高于渗透性要素; 农业新质生产力水平的总体差异呈缩小态势, 区域间差异是总体差异的主要来源; 空间分布格局在农业新质生产力的动态演进中具有重要作用, 大部分省份存在“与邻为善”的现象; 全国及各区域均存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛现象, 经济发展水平、城镇化率、教育支出强度、涉农科技经费投入、农业发展水平等因素显著影响了农业新质生产力收敛进程。据此, 建议推动新质生产力与农业深度融合、因地制宜发展农业新质生产力、构建跨区域合作机制、营造有利的外部环境和公共服务。

关键词: 农业新质生产力; 水平测度; 区域差异; 时序演进;
空间收敛性

中图分类号: F323

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2025)05-0113-15

Agricultural New Quality Productivity of China: Horizontal Measurement, Spatiotemporal Differentiation and Spatial Convergence Analysis

GE Ming, TAN Xuyu

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China

Abstract: Cultivating agricultural new quality productivity is an inherent requirement and important focus for promoting high-quality agricultural development, and has profound significance for accelerating the

收稿日期: 2024-10-06

基金项目: 国家社会科学基金项目(22BGJ042); 西南大学研究阐释党的二十大精神专项(SWU2209051)。

作者简介: 葛明, 博士, 副教授, 主要从事农业经济与统计研究。

construction of an agricultural powerhouse. On the basis of constructing an evaluation index system for agricultural new quality productivity, this article uses the TOPSIS model with CRITIC entropy weight combination weight, Dagum Gini coefficient, Markov chain, and spatial convergence model to measure the development level, regional differences, temporal evolution, and spatial convergence characteristics of agricultural new quality productivity in 30 provinces, municipality, autonomous region in China (except for Hongkong, Macau, Taiwan, and Xizang) from 2012 to 2022. The results showed that the overall agricultural new quality productivity of China was at a relatively low level, but it was showing an accelerating upward trend, with the average value showing a decreasing trend in the order of eastern, central, north-eastern, and western regions. The index value and growth rate of physical elements were higher than those of permeable elements. The overall difference in the level of agricultural new quality productivity was narrowing, and regional differences were the main source of overall differences. The spatial distribution pattern played an important role in the dynamic evolution of agricultural new quality productivity, and most provinces had the phenomenon of “being good neighbors”. Both absolute β and conditional β convergence existed in whole nation and each region, and factors such as economic development level, urbanization rate, education expenditure intensity, investment in agricultural science and technology, and agricultural development level significantly affected the convergence process. Based on this, it is suggested to promote the deep integration of new quality productivity and agriculture, develop agricultural new quality productivity according to local conditions, establish cross-regional cooperation mechanisms, and create favorable external environment and public services.

Key words: agricultural new quality productivity; horizontal measurement; regional differences; temporal evolution; spatial convergence

食为人天,农为正本,农业是国民经济的根基,经济的高质量发展离不开农业的高质量发展。农业新质生产力作为新质生产力的重要组成部分,代表着农业生产形态的革新以及未来的发展方向^[1],也为农业高质量发展擘画了新的蓝图^[2]。中央政府高度重视农业新质生产力的培育与发展,2025 年中央一号文件指出:“以科技创新引领先进生产要素集聚,因地制宜发展农业新质生产力”^[3]。我国正处于巩固脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接的重要交汇期,但农业生产中仍存在着科技要素渗透不足、资源禀赋约束明显、产业链韧性较低等现象,“大国小农”向“大国强农”转型面临严峻挑战。因此,科学测评农业新质生产力水平,把握其区域差异、时序演进以及空间收敛性特征,对于推动我国农业高质量发展,加快建设农业强国具有重要意义。

农业新质生产力源于生产力发展之应然,始于科技进步之实然,本质是新质生产力在农业领域的表达^[1]。改革开放以来,涉农技术的长足积累、农村基本经营制度的巩固完善以及一系列聚焦“三农”领域的战略实施,为农业新质生产力的形成创造了必要条件^[4]。农业提质增效需要在土地、劳动力等传统要素基础上,释放新一轮科技革命的红利,推进生产力由传统向新质的颠覆式转型^[5],核心在于利用技术创新、制度变迁和产业升级,提高自然投入和经济产出之间的配置效率^[6],催生农业生产新动能、经营新模式、产业新业态^[7]。在新质生产力引领下,传统农业将在数字信息创新、生物技术、现代种业、智慧农业等方面发挥巨大的整合潜力^[8]。不过,农业新质生产力在发展过程中也面临着诸多困境和难题^[9-10],需注重技术创新与乡村实际、社会特性相适应,通过强化智慧农业科技创新、拓展涉农新业态、培养农业新质人才等措施^[11-12],实现生产力与生产关系的良性互动。

部分学者构建了农业新质生产力的评价体系,但指标维度存在较大差异,主要有 3 种类型:一是新型劳动者、劳动资料和劳动对象 3 个维度^[13];二是科技生产力、绿色生产力和数字生产力 3 个方面^[14];三是农业科技新突破、农业生态新转型、农业数字新发展、农业产业新升级 4 个维度^[15]。在指标体系构建的基

础上, 学者们还检验了农业新质生产力对耕地利用生态效率^[16]、农业绿色全要素生产率^[17]、全球价值链参与^[18]的作用机理, 并运用计量经济学方法探讨了农业新质生产力的影响因素^[19]。不过, 现有指标大多侧重于传统生产力因素, 对“新”与“质”的反映不够充分。此外, 既有研究还鲜有探讨农业新质生产力的收敛性问题, 而厘清其中的收敛机制对于缩小区域差距至关重要。

1 农业新质生产力指标体系构建

农业新质生产力以科技创新为驱动, 农业信息化、网络化、数字化、智能化、绿色化等为主线, 通过嵌入新技术、新模式和新设备, 整合颠覆性、原创性和关键性创新资源, 推动农业劳动者、劳动资料、劳动对象等要素的全面提质升级与优化组合, 最终实现农业的劳动、知识、技术、管理等全要素生产率大幅提高^[5, 9]。遵循生产力系统的基本框架^[20], 一方面, 农业新质生产力依托于实体性要素的重要支撑, 即通过新型劳动者、新介质劳动资料、新劳动对象来实现生产力的提质增效; 另一方面, 农业新技术、农业新生产组织、农业新数据要素等渗透性要素也在农业生产力系统中日益突出, 不断推动各实体性要素优化融合, 进而实现产业结构转型、生产关系重塑。基于此, 本研究根据农业新质生产力的基本内涵, 兼顾指标的科学性和可得性, 并参考既有研究^[13, 16, 19-20], 从农业实体性要素和渗透性要素两大维度, 构建涵盖 6 个一级指标的农业新质生产力水平评价指标体系(表 1)。

农业新型劳动者是农业新质生产力中最活跃、最能动的要素^[7]。一方面, 农业新型劳动者具有更高的知识素养和学历, 能够掌握并使用未来农业所需的新技能、新工具; 另一方面, 新型农业经营主体注重农业科技创新与人才培养, 是适应现代农业发展的高素质生产经营队伍。因此, 本研究从新素质和新主体两方面衡量农业新型劳动者, 由高学历人才比例和现代经营形式 2 个三级指标构成。

农业新介质劳动资料是培育农业新质生产力的关键^[21]。一方面, 高精尖、高效能的新型生产工具与基础设施是农业新质生产力的重要载体, 有助于大幅提高作业效率和作物产量; 另一方面, 在科技创新改良下的劳动资料兼具低碳化、绿色化等特点, 通过开发新能源、新材料等清洁要素, 有效赋能农业绿色转型。因此, 本研究从新型生产工具、新型基础设施、清洁能源利用等方面衡量农业新介质劳动资料, 涵盖机器人应用、设施农业覆盖率、智慧设备建设、可再生能源产量 4 个三级指标。

农业新劳动对象是发展农业新质生产力的物质基础^[13]。一方面, 农业新劳动对象蕴含了更高级别的生产融合化、智能化和现代化特征, 不断拓展农事活动的空间领域和技术边界; 另一方面, 农业新劳动对象倡导可持续发展模式, 强调通过新、旧动能转化推动农业农村绿色发展, 实现经济、社会、环境三者效益的和谐统一。因此, 本研究从新质产业、现代产业、生态建设方面衡量农业新劳动对象, 包含战略性新兴产业、现代化产业集群、生态文明成果 3 个三级指标。

具有原创性、革命性的农业新技术是培育农业新质生产力的关键动力。从业者通过参与涉农高新技术产业, 自主进行科学研究, 不断突破前沿领域的专利技术, 进而实现农业科技自立自强。因此, 本研究以技术研发和创新产出衡量农业新技术, 包含研发人员和发明专利 2 个三级指标。发展农业先进生产力, 需要不断优化生产组织, 以契合现代化农业产业体系的需要。因此, 以绿色化和数字化衡量农业新生产组织, 包含绿色化生产转型和数字化生产转型 2 个三级指标。在数字经济时代, 大数据应用日益渗透至农业生产的各个环节, 已然成为新质生产力的主要体现。因此, 聚焦数据生成和数据运用, 选取数字平台基地和数字技术运用 2 个三级指标衡量农业新数据要素。

表 1 所有指标均为正向指标。其中, 农作物科技专利授权数量采用农业三类专利总数衡量, 数据来自《中国知网专利数据库》; 新型农业经营主体包括农业合作社、家庭农场和产业化国家重点龙头企业, 其数据来自《中国农村经营管理统计年报》《中国农村合作经济统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》; 涉农机器人数量来自 IRF 世界工业机器人数据库, 首先将数据中的行业类别与国民经济行业分类与代码中的制造业代码进行匹配, 然后筛选出农副食品加工业机器人投入数量; 农村数字普惠金融指数采用北京大学发

布的数字普惠金融指数；淘宝村数量来自阿里研究院官网；设施农业总面积采用温室总面积替代^[22]，数据来自农业农村部农业机械化推广司的全国温室系统；涉农 5G 产业企业、人工智能产业企业、新零售产业企业的数据来自企研·社科大数据平台(CBDPS)；绿色农业企业、数字农业企业、农林牧渔业企业、现代农业产业园、产业融合发展示范园、农产品优势特色产业集群、美丽乡村的数据来自浙大卡特—企研涉农研究数据库(CCAD)。其他未做特别说明的指标，数据均来自 EPS 数据库。部分年份的缺失数据采用线性插值法补齐。本研究将研究时期定为 2012—2022 年，基于数据的可比性和可得性考虑，样本未包括我国西藏、香港、澳门和台湾地区。

表 1 农业新质生产力水平评价指标体系

维度	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方法
农业实体性要素	农业新型劳动者	新素质	高学历人才比例	农村就业人员中研究生文化学历人员占比/%
		新主体	现代经营形式	每万人拥有的新型农业经营主体数量/个
	农业新介质劳动资料	新型生产工具	机器人应用	每万人拥有的涉农机器人数量/个
		新型基础设施	设施农业覆盖率	设施农业总面积占有效灌溉面积的比例/%
			智慧设备建设	农业环境与气象观测业务站个数/个
		清洁能源利用	可再生能源产量	每千公顷土地沼气工程沼气池产量/万 m ³
	农业新劳动对象	新质产业	战略性新兴产业	涉农 5G 产业企业数量/个
				涉农人工智能产业企业数量/个
				涉农新零售产业企业数量/个
		现代产业	现代化产业集群	现代农业产业园、产业融合发展示范园数/个
				农产品优势特色产业集群数/个
		生态建设	生态文明成果	美丽乡村数量/个
农业渗透性要素	农业新技术	技术研发	研发人员	农业科技活动人员数占乡村就业人员数的比例/%
		创新产出	发明专利	人均农作物科技专利授权数量/个
	农业新生产组织	绿色化	绿色化生产转型	绿色农业企业数量占农林牧渔业企业数量的比例/%
		数字化	数字化生产转型	数字农业企业数量占农林牧渔业企业数量的比例/%
	农业新数据要素	数据生成	数字平台基地	淘宝村数量占行政村数量的比例/%
		数据运用	数字技术运用	农村数字普惠金融指数

2 农业新质生产力的水平测度与结果分析

2.1 测度方法

2.1.1 指标标准化处理

为缓解原始指标量纲的影响，使用极差法对各指标进行标准化处理，公式为：

$$x_{ij} = \frac{X_{ij} - \min X_{ij}}{\max X_{ij} - \min X_{ij}}$$

(1)

其中： X_{ij} 代表原始数据， x_{ij} 代表经过标准化(无量纲化)处理后的数据，取值范围为 $[0, 1]$ ； $\max X_{ij}$ 为指标 j 的最大值， $\min X_{ij}$ 为指标 j 的最小值； i 为样本数量， j 为指标数量， $i = 1, 2, 3, \cdots, m$ ， $j = 1, 2, 3, \cdots, n$ 。

2.1.2 CRITIC- 熵权组合权重模型

考虑到指标间可能存在相关性、冲突性等性质，为提高权重的准确性与可靠性，采用 CRITIC- 熵权组合权重模型确定各指标权重^[23]。第一步，运用熵权法计算权重 ω'_j ：

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m \left[\frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}} \times \ln \left(\frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}} \right) \right] \quad (2)$$

$$w'_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)} \quad (3)$$

其中: e_j 为第 j 项指标的信息熵。

第二步, 运用改进的 CRITIC 法计算权重 w''_j :

$$c_j = \frac{\sigma_j}{x_j} \sum_{k=1}^n (1 - |o_{kj}|) \quad (4)$$

$$w''_j = \frac{c_j}{\sum_{j=1}^n c_j} \quad (5)$$

其中: c_j 表示利用 CRITIC 法计算的指标 j 的信息量; $\bar{x}_j$ 代表标准化处理后的指标 j 的平均值, $\frac{\sigma_j}{x_j}$ 为指标 j 的标准差系数, $|o_{kj}|$ 为指标 k 和指标 j 的相关系数绝对值。

第三步, 计算指标 j 的综合权重:

$$w_j = \alpha_1 w'_j + \alpha_2 w''_j \quad (6)$$

假设熵权法与 CRITIC 法同等重要^[23], 在式(6)中, 令 $\alpha_1 = \alpha_2 = 0.5$ 。

2.1.3 TOPSIS 组合模型

运用 TOPSIS 组合模型测算综合得分。TOPSIS 模型通过比较评价对象与正、负理想解之间的距离, 测算各评价对象与理想解的相对贴近度并进行评分排序。通过综合运用 CRITIC-熵权组合权重的 TOPSIS 模型, 能够充分反映指标间的相关性、重要程度以及逆序问题, 一定程度上减小了结果误差^[23]。

第一步, 构造加权规范化决策矩阵:

$$\mathbf{V} = \begin{bmatrix} v_{11} & \cdots & v_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ v_{m1} & \cdots & v_{mn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11}w_1 & \cdots & x_{1n}w_n \\ \vdots & & \vdots \\ x_{m1}w_1 & \cdots & x_{mn}w_n \end{bmatrix} \quad (7)$$

第二步, 分别确定正、负理想解:

$$\mathbf{V}^+ = (V_1^+, V_2^+, \cdots, V_n^+) = (\max v_{ij} : j = 1, 2, \cdots, n) \quad (8)$$

$$\mathbf{V}^- = (V_1^-, V_2^-, \cdots, V_n^-) = (\min v_{ij} : j = 1, 2, \cdots, n) \quad (9)$$

第三步, 分别计算评价对象到正、负理想解的距离:

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - V_j^+)^2} \quad (10)$$

$$S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - V_j^-)^2} \quad (11)$$

第四步, 计算各评价对象到理想解的相对贴近度:

$$Y = \frac{S_i^-}{S_i^+ + S_i^-} \quad (12)$$

其中: v_{ij} 是加权矩阵 $\mathbf{V}$ 中的具体元素, $v_{ij} = x_{ij}w_j$; $\mathbf{V}^+$ 、 $\mathbf{V}^-$ 是正负理想解, 即数据中每一列的最大值和最小值组成的行向量, $V_j^\pm$ 为第 j 列的最大(最小)值。

2.2 结果分析

根据以上方法, 得到 2012—2022 年中国 30 个省、自治区、直辖市农业新质生产力综合指数。

从全国范围看(图 1),农业新质生产力水平还比较低,2022 年指数值为 0.285,但相对于 2012 年的 0.050,年均增速 19.05%,表明我国农业新质生产力水平呈加速增长态势。各省份结果如表 2 所示,农业新质生产力水平指数值排名前三的依次为浙江省(0.305)、北京市(0.237)和上海市(0.198),上述 3 个地区也是国内经济发展水平靠前、农业科技应用领先和人才集聚程度较大的地区。排名后三的依次为青海省(0.057)、云南省(0.069)和宁夏回族自治区(0.073),上述省份受到地理自然区位、科技投入不足、经济发展滞后等因素约束。农业新质生产力水平指数值增速前三的地区分别是广西壮族自治区(32.29%)、贵州省(28.93%)和重庆市(28.66%),后三依次为北京市(7.68%)、天津市(7.98%)和海南省(9.41%),这表明经济相对落后的地区(如广西壮族自治区),虽然资源环境不佳,但新质生产力发展表现出强劲的后发优势。农业新质生产力水平指数值高于全国均值(0.124)的地区有北京市、天津市、辽宁省等,大多位于东部沿海地带;指数值增速高于全国增速均值(19.05%)的地区有河北省、山西省、内蒙古自治区等。总体而言,各省、自治区、直辖市农业新质生产力水平和增速差异较大。

表 2 2012—2022 年 30 个省、自治区、直辖市农业新质生产力水平指数值均值与年均增速

省(自治区、直辖市)	指数值均值	年均增速/%	省(自治区、直辖市)	指数值均值	年均增速/%
北京	0.237	7.68	江西	0.092	22.03
天津	0.153	7.98	河南	0.126	19.73
河北	0.094	21.83	湖北	0.103	22.67
上海	0.198	15.52	湖南	0.106	26.86
江苏	0.163	19.39	内蒙古	0.107	25.11
浙江	0.305	11.21	宁夏	0.073	15.74
福建	0.126	20.55	云南	0.069	22.94
山东	0.150	22.24	贵州	0.089	28.93
广东	0.166	26.82	四川	0.100	27.84
海南	0.105	9.41	重庆	0.090	28.66
黑龙江	0.105	22.87	广西	0.087	32.29
吉林	0.084	23.19	陕西	0.188	26.81
辽宁	0.135	12.38	青海	0.057	15.65
山西	0.105	23.44	甘肃	0.088	22.93
安徽	0.112	22.56	新疆	0.099	26.21

从各区域看,如图 1 所示,四大区域农业新质生产力指数值均值由高到低依次为东部(0.170)、中部(0.107)、东北部(0.106)和西部地区(0.095);增速由高到低依次为西部(24.86%)、中部(22.03%)、东北部(17.69%)和东部地区(14.89%)。西部地区增速靠前,存在明显的区域追赶效应;东部地区增速垫底,未来与其他区域的差距可能进一步缩小。四大地区农业新质生产力水平与增速之间的排名存在明显差异,根源在于东部地区科技水平高,数智化技术对农业价值链的带动作用领先全国,

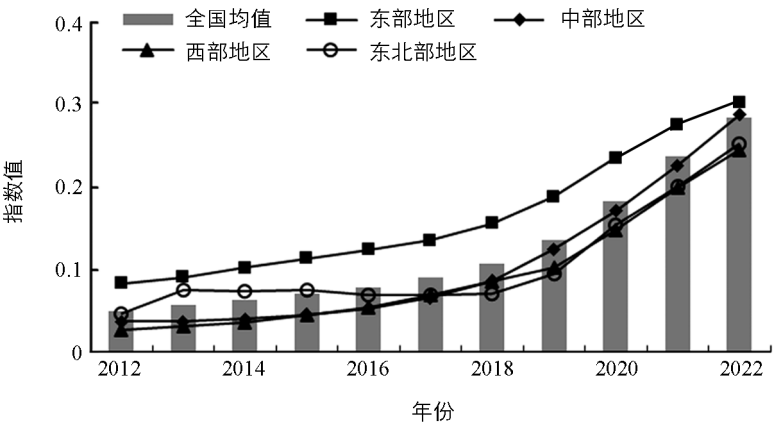


图 1 2012—2022 年全国及四大区域农业新质生产力水平

加之较大的财政金融支持, 该地区农业新质生产力水平走在全国前列; 中部地区土地肥沃、地形平坦, 农业资源禀赋条件相对优越, 能够实现规模化播种、无人机耕作以及智能作物监控, 加之近年来“中原农谷”科创平台的打造, 农业新质生产力发展的内生动力较强; 东北部地区凭借广袤的黑土地和大规模的农机应用, 农业新质生产力发展较快, 不过受到投资匮乏与人才流失等因素影响, 该地区很难持续实现高水平增长; 西部地区以观光农业、山地农业为主, 生产经营较为分散, 机械化、规模化难以开展, 加之水土配置错位、环境资源约束, 新质生产力在农业领域渗透不足。

农业新质生产力水平取决于农业实体性要素和渗透性要素的表现及其匹配度, 根据上述方式求得各维度指数, 分析四大区域农业新质生产力的优势与不足(表 3)。

表 3 2012—2022 年农业新质生产力各维度指数值均值及其排名

维度		四大区域				全国
		东部	东北部	中部	西部	
农业实体性要素	均值	0.155	0.120	0.121	0.107	0.127
	排名	1	3	2	4	
	增速/%	15.300	20.470	26.170	29.460	21.400
	排名	4	3	2	1	
农业渗透性要素	均值	0.190	0.060	0.061	0.052	0.101
	排名	1	3	2	4	
	增速/%	14.880	7.500	8.160	9.070	12.480
	排名	1	4	3	2	

如前文所述, 东部地区高度集聚的涉农科技人才、完善的现代农业基础设施、密集的战略战略性新兴产业和未来产业, 在其培育农业新质生产力过程中起到引领性作用。不过从增速看, 该地区在农业实体性要素维度垫底, 说明当农业新质生产力发展到一定程度后, 难以继续高速发展。东北部地区在两个维度的均值和增速均明显落后, 原因在于该地区产业结构单一、资源约束趋紧、企业外迁严重, 即使拥有大量现代农业配套设施, 也无法实现各要素的良性互动。中部地区肩负着保障国家粮食安全的重任, 在两个维度的均值具有明显优势, 不过在农业渗透性要素上增速比较滞后, 表明该地区先进技术研发后劲不足, 未来可能无法有效支撑总体层面的高速发展。西部地区各维度指数均较低, 不过农业实体性要素维度的增速靠前, 因此, 该地区若能够根据山地农业、灌溉农业的特征, 强化现代基础设施建设, 吸引更多高端人才和先进产业入驻, 将来有望缩小与东、中部地区的差距。总体来看, 考察期内农业实体性要素的指数值均值和增速均高于渗透性要素。

3 农业新质生产力水平的区域差异与时序演进分析

3.1 区域差异分析

采用 Dagum 基尼系数及其分解方法^[24], 考察全国层面和三大区域(由于东北部地区省份数量较少, 为提高结果的准确性, 从本小节起, 将东北部地区划入传统三大区域进行分析)农业新质生产力水平的区域差异及其来源。公式为:

$$G = G_w + G_{nb} + G_t$$

(13)

$$G = \sum_{i=1}^k G_{ii} r_i s_i + \sum_{i=2}^k \sum_{j=1}^{i-1} G_{ij} (r_i s_j + r_j s_i) D_{ij} + \sum_{i=2}^k \sum_{j=1}^{i-1} G_{ij} (r_i s_j + r_j s_i) (1 - D_{ij})$$

(14)

其中: G 为总体基尼系数, G_w 为区域内(组内) 差异系数, G_{nb} 为区域间(组间) 净差异系数, G_t 为超变

密度系数, k 为组数, G_{ii} 为 i 组基尼系数, G_{ij} 为 i 组与 j 组的基尼系数, $r_i = \frac{n_i}{n}$ 、 $r_j = \frac{n_j}{n}$ 分别表示 i 组和 j 组样本数量占比, $s_i = \frac{n_i \bar{Y}_i}{n_i \bar{Y}}$ 、 $s_j = \frac{n_j \bar{Y}_j}{n_j \bar{Y}}$ 分别表示 i 组和 j 组的样本数值份额, $\bar{Y}$ 和 $\bar{Y}_i$ 分别表示总体样本均值和第 i 组的样本均值, D_{ij} 表示 i 组和 j 组之间的相对影响力, G 、 G_w 、 G_{nb} 、 G_t 、 G_{ii} 、 G_{ij} 、 D_{ij} 的取值范围均为 $[0, 1]$ 。

由图 2 显示, 全国农业新质生产力基尼系数由 2012 年的 0.346 下降至 2022 年的 0.155, 年均降幅 7.72%, 呈现多轮“上升—下降”特征, 表明农业新质生产力总体差异趋于缩小, 协同性逐渐增强。从贡献率看, 区域间差异对总体基尼系数的贡献最大, 贡献率在 43.07%~75.80%, 均值 60.88%; 其次是区域内差异, 贡献率在 22.99%~30.39%, 均值 26.15%; 超变密度贡献最小, 均值仅为 12.97%, 变动区间 1.21%~26.54%。不过, 超变密度贡献率呈加速上升态势, 年均增速达到 36.18%, 意味着不同地区农业新质生产力发展出现交叉重叠现象, 且该现象在总体差距的诱因中占比不断增加。

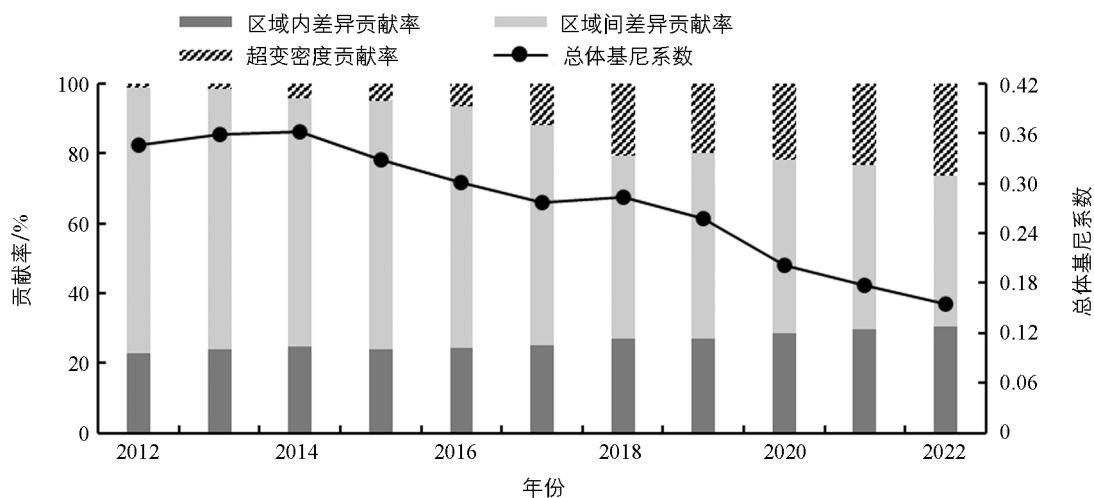


图 2 2012—2022 年农业新质生产力水平的总体差异及其贡献率

由图 3a 显示, 东部地区基尼系数均值为 0.242, 在三大区域中处于最高水平, 这与东部各省份农业生产禀赋条件差异较大有关。例如福建、浙江山地较多, 江苏、山东以平原为主, 农业功能性定位不同, 使得各省份不平衡发展现象较为突出。不过, 东部地区内部差异呈先上升后下降、总体下降的趋势, 由 2012 年的 0.287 降至 2022 年的 0.159, 说明该区域内农业新质生产力发展的同步性不断增强。西部地区内部差异总体上呈剧烈波动上升趋势, 基尼系数均值为 0.181, 年均增速 1.59%, 气候条件、地理区位等因素对农业生产影响明显, 西部地区地形复杂、气候多变、自然灾害较为频繁, 因而各地农业新质生产力发展步调差异较大。中部地区内部差异总体上呈波浪型下降态势, 基尼系数由 2012 年 0.111 下降至 2022 年 0.061, 均值为 0.079, 这与中部各省份以平原地形为主、农业生产功能属性相似、先进技术推广步调一致等特征吻合。

由图 3b 显示, 三大区域的区域间农业新质生产力发展差异逐渐缩小, 较为明显的是东部与中部、东部与西部之间的差异, 年均降幅分别为 9.91%、8.98%, 意味着“东中一体”、“东西协作”的发展格局正加速形成。中部与西部之间的差异变动幅度较小, 基尼系数由 2012 年 0.174 降至 2022 年 0.132, 原因可能在于随着西部大开发、陆海新通道等政策的扶持, 西部地区在特色农产品加工业、农业科研平台建设、高效生态水产养殖业等方面发展迅速, 缩小了与其他地区的差距。

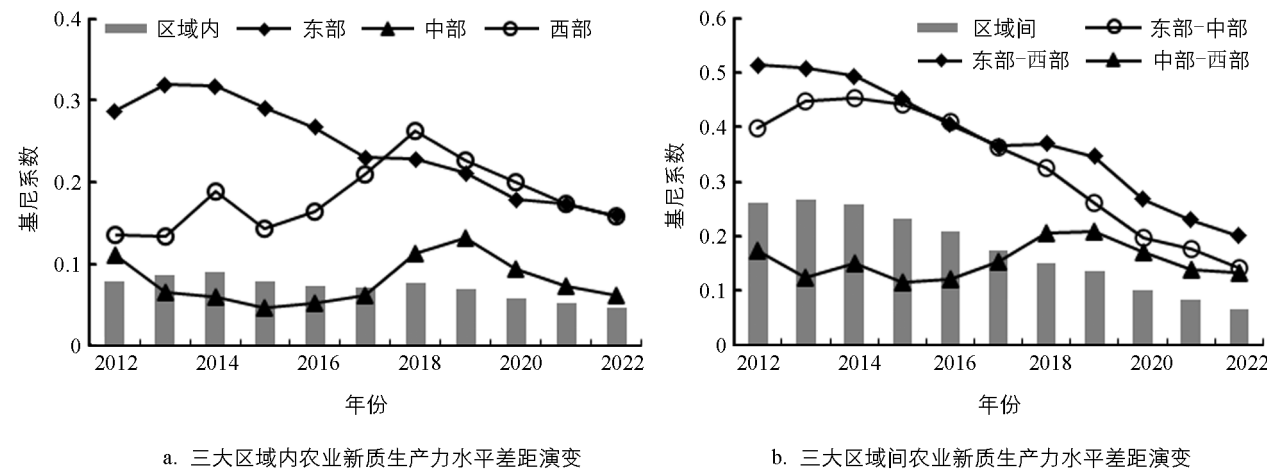


图 3 2012—2022 年全国及三大区域农业新质生产力水平区域差异演变

3.2 时序演进分析

在有效把握农业新质生产力区域差异的基础上,采用 Markov 链模型考察农业新质生产力发展的时序演进趋势。该模型将历年的样本数据根据既有标准划分为 k 种类型,令在第 t 年样本数值属于第 i 种($i = 1, 2, \dots, k$)类型,经过 T 年的演变后,转变为第 j 种($j = 1, 2, \dots, k$)类型的概率为 p_{ij} ,将这些概率值构成一个 k 阶方阵,即传统的 Markov 转移概率矩阵。由于传统 Markov 链模型未考虑到区域间的空间相互作用,一个地区农业新质生产力水平的改变除自身原因外,还会受到周边地区的影响,因此,本研究进一步采用空间 Markov 链模型考察邻近区域对本区域农业新质生产力水平分布动态演进的影响。具体而言,通过引入样本数值在邻接矩阵下的空间滞后项,将传统 k 阶 Markov 矩阵分解为 k 个 k 阶转移条件概率矩阵,用 $p_{ij}(k)$ 表示某一区域在空间滞后类型为 k 时,由 t 年的 i 类型转移到 $t+1$ 年的 j 类型的概率^[25]。依据四分位法,将农业新质生产力水平划分为低水平、中低水平、中高水平和高水平 4 个等级。

3.2.1 传统 Markov 链模型的分析

在未考虑地理空间因素时,农业新质生产力水平的动态演进如表 4 所示。转移概率矩阵在对角线上的数值均大于非对角线上的数值,说明农业新质生产力发展具有很强的稳定性,存在俱乐部趋同现象,即一个地区农业新质生产力水平随着时间变化的概率非常小;农业新质生产力水平转移多发生在相邻分组之间,跨越组别跃迁的可能性极小,如中低水平组向中高水平组转变的概率为 32.9%,远大于向高水平组跨越式的转移概率;农业新质生产力水平演进中存在一定的马太效应,即高水平组很容易保持领先状态,而低水平组却很难摆脱落后状态,如低水平组和高水平组保持原状态的概率分别是 73.5%和 100%,明显高于中低水平组(65.9%)和中高水平组(66.3%),主要原因是不同地区在农业基础、政策倾斜、科研成果转化等方面的差异,使得农业新质生产力水平较低的地区难以在短时间内追赶上水平较高的地区。

表 4 农业新质生产力水平的传统 Markov 转移概率矩阵

t 年类型 i 的样本量	t 年类型 i 的等级	由 t 年的 i 类型转移到 $t+1$ 年类型 j 的概率/%			
		低水平	中低水平	中高水平	高水平
83	低水平	73.5	26.5	0	0
82	中低水平	1.2	65.9	32.9	0
80	中高水平	0	0	66.3	33.8
55	高水平	0	0	0	100

3.2.2 空间 Markov 链模型的分析

表 5 显示,与传统 Markov 链模型相比,空间 Markov 链模型的转移概率发生了较大变化,空间因素在

农业新质生产力水平转移的过程中扮演着重要角色。具体而言,在不考虑邻近区域时,低水平组转移为中低水平组的概率为 26.5%,而当低水平组与低水平组、中低水平组和中高水平组相邻时,低水平组转移为中低水平组的概率分别为 18.3%、39.1%、50.0%。对于中低水平组地区,当其与低水平组、中低水平组和中高水平组地区相邻时,向上转移的概率分别为 8.3%、26.8%、51.7%。上述结果表明,随着空间滞后类型的升级,农业新质生产力水平跃迁的概率逐渐上升,即当与水平越高的地区相邻时,自身等级更易提升,存在“与邻为善”的现象。对于中高水平组地区,当其分别与 4 个等级组地区相邻时,保持自身状态不变的概率分别为 100%、70%、76.1%、38.1%,向上转移的概率分别为 0、30%、23.9%、61.1%,而不考虑空间因素时,中高水平组向上转移的概率为 33.8%。可见,当中高水平组与高水平组地区相邻时,更易通过地区间的良性互动,突破自身固有状态,实现向上转移。对于高水平组,其与中低水平组、中高水平组、高水平组相邻时,保持自身状态不变的概率均为 100%,断崖式下降的情况不存在。

表 5 全国农业新质生产力水平的空间 Markov 转移概率矩阵

等级组	t 年类型 i 的样本量	t 年类型 i 的等级	由 t 年的 i 类型转移到 $t+1$ 年类型 j 的概率/%			
			低水平	中低水平	中高水平	高水平
低水平	54	低水平	81.5	18.3	0	0
	12	中低水平	8.3	83.3	8.3	0
	3	中高水平	0	0	100	0
	0	高水平	0	0	0	0
中低水平	38	低水平	60.9	39.1	0	0
	38	中低水平	0	73.2	26.8	0
	25	中高水平	0	0	70.0	30.0
	1	高水平	0	0	0	100
中高水平	6	低水平	50.0	50.0	0	0
	29	中低水平	0	48.3	51.7	0
	46	中高水平	0	0	76.1	23.9
	18	高水平	0	0	0	100
高水平	0	低水平	0	0	0	0
	0	中低水平	0	0	0	0
	21	中高水平	0	0	38.1	61.1
	31	高水平	0	0	0	100

4 农业新质生产力水平的空间收敛性分析

4.1 空间收敛模型

采用 σ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛模型分析 2012—2022 年全国及不同区域农业新质生产力发展的离散程度,以及影响收敛的不同因素。

4.1.1 σ 收敛模型

σ 收敛能够反映各区域农业新质生产力水平的标准差与平均值之比随时间的变化趋势,计算公式为:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y}_i)^2}}{\bar{Y}_i}$$

(15)

其中: σ 表示农业新质生产力水平差异的收敛系数, Y_i 和 $\bar{Y}_i$ 分别表示 i 省份农业新质生产力水平的值

与平均值, N 为省、自治区、直辖市个数。

4.1.2 β 收敛模型

β 收敛分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。由前文可知, 全国农业新质生产力发展在空间上存在关联性, 因此有必要纳入空间计量模型进行分析。相比于空间滞后模型和空间误差模型, 空间杜宾模型涵盖了被解释变量和解释变量的滞后项部分, 能够解决传统计量模型中无法准确描述空间因素的问题。若模型中同时存在空间误差与空间滞后效应, 且 LM 检验结果能显著拒绝原假设, 那么可以使用空间杜宾模型^[26]。绝对 β 收敛的空间杜宾模型表达式为^[27]:

$$\ln \left(\frac{Y_{i(t+1)}}{Y_{it}} \right) = \alpha + \beta \ln Y_{it} + \rho W_{ij} \ln \left(\frac{Y_{i(t+1)}}{Y_{it}} \right) + \varphi W_{ij} \ln Y_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (16)$$

条件 β 收敛的空间杜宾模型表达式为^[27]:

$$\ln \left(\frac{Y_{i(t+1)}}{Y_{it}} \right) = \alpha + \beta \ln Y_{it} + \rho W_{ij} \ln \left(\frac{Y_{i(t+1)}}{Y_{it}} \right) + \varphi W_{ij} \ln Y_{it} + \sum_{j=1}^m \lambda_j X_{ij} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (17)$$

其中: $Y_{i(t+1)}$ 表示第 i 个省份在 $t+1$ 年的农业新质生产力水平, $\ln \left(\frac{Y_{i(t+1)}}{Y_{it}} \right)$ 表示第 i 个省份农业新质生产力水平在 $t+1$ 年的增长率; β 为收敛系数, 若 β 显著小于 0, 则表示样本值存在收敛趋势; ρ 为空间滞后系数, 表示邻近省份农业新质生产力增长率对本省的影响; φ 为自变量空间滞后系数, 表示邻近省份农业新质生产力发展对本省的影响; λ_j 为空间滞后系数, μ_i 、 φ_t 、 ϵ_{it} 分别为地区效应、时间效应和随机误差项; W_{ij} 为空间权重矩阵, 包括地理距离空间矩阵、经济空间权重矩阵等。由于现实中地区间的空间关联大多受到地理距离和经济联系的双重影响, 因此构建经济地理权重嵌套矩阵^[22], 如下所示:

$$W_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-1} \times |INC_i - INC_j|^{-1} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (18)$$

其中: d_{ij} 是依据 i 省和 j 省经纬度计算的两地地理距离, $|INC_i - INC_j|$ 是人均实际 GDP 的样本期均值差距。通过收敛系数能够得到 t 时期内的收敛速度 s 与收敛半生命周期 τ , 计算公式分别为:

$$s = \frac{-\ln(1 - |\beta|)}{t} \quad (19)$$

$$\tau = \frac{\ln 2}{s} \quad (20)$$

考虑到农业新质生产力发展受经济和社会因素的多重影响^[14,19], 选择经济发展水平、城镇化率、教育支出强度、涉农科技经费投入和农业发展水平等 5 个因素作为控制变量。其中: 经济发展水平(GDP)采用人均 GDP 衡量, 在大多数情况下, 经济发展水平越高, 农业新质生产力水平也越高; 教育支出强度(EFI)采用教育经费支出的对数衡量, 农业新质生产力发展离不开对人力资本的培养; 城镇化率(URB)通过城镇人口与总人口之比计算, 随着城镇化率的提升, 更多资源和人才被投入到农业科技研发中, 能够促进新技术、新品种和新设备的创新与应用; 涉农科技经费投入(AST)根据经费内部支出 $\times$ (地区农林牧渔总产值占地区生产总值之比)的对数衡量, 科技经费能够为农业创新链与产业链融合发展提供资金支持; 农业发展水平(ADL)使用人均农业增加值衡量, 农业发展会对农业新质生产力产生重要影响。各变量原始数据来自 EPS 数据库。由于样本是短面板数据, 为保证结果的科学性, 在回归之前采用同质单位根 LLC 方法和异质单位根 DF-Fisher 方法检验各指标的平稳性, 结果显示所有指标均是平稳序列。

4.2 收敛结果分析

4.2.1 σ 收敛分析

由图 4 显示, 2012—2022 年全国和东、中部地区农业新质生产力水平的变异系数随时间变化总体上波动下降, 西部地区总体上呈现波动上升趋势, 这表明除西部地区以外, 全国和其他区域农业新质生产力发

展均存在 σ 收敛。即西部地区各省份农业新质生产力发展差异不断扩大,而其他地区农业新质生产力发展日渐趋同。

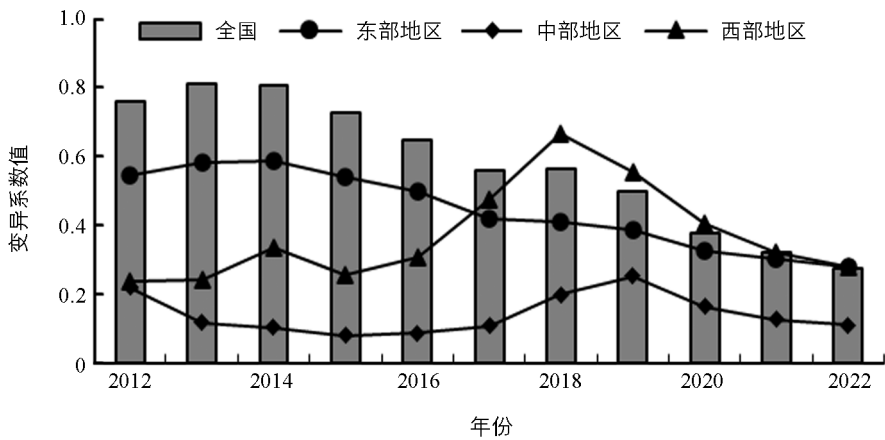


图 4 2012—2022 年全国及各区域农业新质生产力水平的变异系数演变

4.2.2 绝对 β 收敛分析

本部分采用空间杜宾模型考察农业新质生产力水平是否存在绝对 β 收敛(表 6)。

表 6 农业新质生产力水平的绝对 β 收敛检验

变量	全国			东部地区	中部地区	西部地区
	2012—2022 年	2012—2017 年	2018—2022 年			
β	−0.138*** (0.031)	−0.374*** (0.068)	−0.406*** (0.050)	−0.084* (0.049)	−0.423*** (0.086)	−0.219*** (0.056)
						−0.874*** (0.319)
ρ	−0.039 (0.203)	−0.415 (0.341)	0.348 (0.215)	−0.115 (0.232)	−0.204 (0.218)	
φ	0.344** (0.167)	0.784** (0.314)	0.767** (0.327)	−0.163 (0.217)	−0.130 (0.298)	0.227 (0.282)
地区时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
s	0.015	0.094	0.130	0.009	0.055	0.025
τ	46.832	7.407	5.319	78.741	12.591	28.094
R^2	0.168	0.177	0.015	0.036	0.209	0.130

注：*、**和***分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义。括号内为标准误。 s 为收敛速度， τ 为收敛周期。下同。

首先,从收敛系数看,全国及三大区域的 β 系数均显著为负,存在绝对 β 收敛,意味着从长期来看,全国及各区域农业新质生产力水平会收敛到同一稳态点。同时,以 2017 年为划分节点,考察收敛性的阶段表现,可知农业新质生产力收敛趋势在前后一直存在,不过 2018—2022 年收敛速度快于 2012—2017 年,说明 2017 年以来,党和国家的政策加速了区域差异收敛进程。其次,收敛速度有所差异,2018—2022 年全国样本下的收敛速度最快,其后依次为 2012—2017 年全国样本、中部地区、西部地区、2012—2022 年全国样本,东部地区收敛速度最慢。最后,从空间效应系数看,仅西部地区空间滞后系数 ρ 显著为负,说明该区域农业新质生产力变化率受到相邻区域变化率的“虹吸”影响。其他区域的空间滞后系数 ρ 均没有通过显著性检验,不存在空间效应。绝对 β 收敛需假定各省份经济、社会等方面因素相似,但在现实中未必如此,需运用条件 β 收敛进一步深入研究。

4.2.3 条件 β 收敛分析

本部分继续使用空间杜宾模型探究条件 β 收敛(表 7)。首先,在引入控制变量后, β 系数依然显著为

负, 各样本收敛进程加快, 周期缩短, 表明在考虑了相关影响因素后, 全国及各地区仍然呈现收敛态势。随着经济社会发展进程加快, 不同区域间的资源要素流动日益密切, 特别是人力资源的迁移、交通基础设施的完善带动了技术、知识、资金等因素的跨省流动, 加快了各地农业新质生产力向稳态水平靠拢。收敛速度最快的仍是 2018—2022 年全国样本, 其后依次为 2012—2017 年的全国样本、中部地区、东部地区、西部地区, 速度最慢的是 2012—2022 年全国样本。

表 7 农业新质生产力发展的条件 β 收敛检验

变量	全国			东部地区	中部地区	西部地区
	2012—2022 年	2012—2017 年	2018—2022 年			
β	−0.285*** (0.038)	−0.597*** (0.076)	−0.525*** (0.057)	−0.385*** (0.069)	−0.544*** (0.091)	−0.369*** (0.078)
GDP	0.304*** (0.108)	0.286 (0.272)	0.305* (0.176)	0.624*** (0.214)	−0.281 (0.227)	0.087 (0.253)
URB	1.113* (0.601)	−1.076 (1.070)	3.323 (2.550)	5.363*** (1.347)	−4.007 (2.727)	−2.454 (1.513)
AST	0.139** (0.067)	0.133 (0.121)	0.098 (0.122)	0.216** (0.106)	0.006 (0.129)	−0.066 (0.176)
EFI	0.015*** (0.004)	0.013 (0.014)	0.005 (0.011)	0.023** (0.009)	0.092*** (0.026)	0.043 (0.032)
ADL	−0.102 (0.076)	0.315* (0.179)	−0.096 (0.100)	0.298** (0.142)	−0.426** (0.187)	−0.163 (0.211)
控制变量 空间滞后项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	−0.489** (0.236)	−0.703** (0.347)	−0.489 (0.341)	−0.153 (0.230)	−0.398* (0.223)	−0.866*** (0.334)
φ	−0.540** (0.274)	−1.194** (0.527)	−0.944 (0.579)	−1.135*** (0.407)	−0.473 (0.353)	0.008 (0.526)
地区时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
s	0.034	0.182	0.186	0.049	0.079	0.046
τ	20.671	3.816	3.725	14.280	8.824	15.031
R ²	0.012	0.253	0.036	0.208	0.226	0.036

其次, 空间滞后系数 ρ 和 φ 在大多数模型中显著为负, 说明加入控制变量后各地区空间效应更为明显, 加速形成了收敛趋势。从控制变量看, 经济发展水平的系数在半数模型中显著为正, 说明经济发展对培育农业新质生产力具有主导作用。城镇化率的系数仅在全国(2012—2022 年)和东部地区显著为正, 意味着需要正确处理城乡关系, 把新型城镇化建设和农业新质生产力发展有机结合起来。农业科技经费投入的系数仅在全国(2012—2022 年)和东部地区显著为正, 说明应加大农业科技资金投入力度, 为农业新质生产力的发展保驾护航。教育支出强度的系数在半数样本中显著为正, 表明积极推广农民职业教育、专业技能培训等对发展农业新质生产力至关重要。农业发展水平在全国(2012—2017 年)和东部地区样本显著为正, 但在中部地区样本却显著为负, 说明该地区应调整传统农业单一结构、推进一二三产业融合发展, 才能实现与新质生产力的良性互动。

5 结论与建议

5.1 研究结论

本研究基于农业新质生产力内涵,从实体性要素和渗透性要素两个维度构建了农业新质生产力综合评价指标体系,采用 CRITIC-熵权组合权重的 TOPSIS 模型、Dagum 基尼系数、Markov 链、空间收敛模型等方法,选取 2012—2022 年中国 30 个省、自治区、直辖市(除港、澳、台、藏外)的面板数据,分析了农业新质生产力的发展水平、区域差异、时序演进、空间收敛及其驱动因素。主要结论如下:

1) 我国农业新质生产力整体处于较低水平,不过在考察期内逐步提升,其水平值由大到小依次为东部地区、中部地区、东北部地区、西部地区,实体性要素指数均值在各区域也有相同的表现,且其均值和增速均高于渗透性要素。

2) 农业新质生产力水平总体差异呈缩小趋势,各省份区域内差异表现出不同的变化特征,区域间差异是总体差异的主要来源,超变密度的贡献率加速上升;农业新质生产力水平转移存在较强的稳定性,跨越组别跃迁的概率极小,表现出一定的马太效应,空间因素在其动态演进中发挥着重要作用。

3) 全国和各区域均存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛,在引入控制变量后模型的空间效应增强、收敛速度加快、收敛周期缩短。经济发展水平、城镇化率、教育支出强度、涉农科技经费投入、农业发展水平等因素显著影响了农业新质生产力收敛进程。

5.2 政策建议

1) 持续推动新质生产力与农业深度融合进程,全方位提高农业新质生产力水平。加强农民先进技能培训,大力培育家庭农场、专业大户等新型农业经营主体。聚焦农业智能装备制造、传感器与测控终端设计等重点领域,实施关键核心技术产业培育工程。加快 5G 网络、数据中心、仓储保鲜、冷链物流等新型基础设施建设,推动物联网、大数据、云平台等新技术与农业深度融合。重视种源开发与良种培育,做好生物育种基础研究和核心技术开发,实现种业科技自立自强、种源自主可控。

2) 因地制宜发展农业新质生产力,凸显区域特色。东部地区是培育农业新质生产力的重点地区,应借鉴世界领先科技,专注绿色农业、数字农业、现代农机、智慧农业等前沿领域,推进种、养、加、储、运等全产业链数智化改造。中部地区应大力推进种业创新实验田、智慧农业示范田建设,全方位开发“农业+”项目,夯实农田可持续利用水平和农业综合生产能力。东北部地区应加快建设现代化农业,深化农垦体制改革,将新型农业经营主体培育、农地流转、土地整理、服务体系建设等与智能化农机应用结合起来。西部地区宜在耕地面积有限的基础上探索小型智能农机、绿色低碳农用装备的研发与推广,深入推进农田宜机化、无人化改造,积极开发山地农业数字化场景。

3) 构建农业新质生产力发展的跨区域合作机制,通过多方面精准、有效措施促进各区域协同发展。强化东部地区先进农业技术创新示范的带动作用,加强全国各大地区农业新质生产力经验交流与典型示范场景学习,从政府、经营主体和龙头企业层面建立健全跨界融合交流机制,全方位推动上下游合作。构建先发省份带动后发省份的帮扶机制,充分发挥试点区、高水平地区的辐射带动效应,促进先进农业科技要素跨区域有序流动。

4) 营造有利于农业新质生产力发展的外部环境和公共服务。提高经济发展水平,推进新型城镇化建设,促进城乡产业均衡化、合理化发展,实现城乡融合发展新格局。健全农业科技经费投入服务体系,完善“科研+基地+农户+企业”等成果转化模式。加快整合各类农业教育专项资金,以政府部门为主体,开展农业生产技术、专项技能、经营理念等方面培训教育,打造一支懂农业、善经营、会管理的新型职业农民队伍。支持农业重大创新平台建设,鼓励行业头部企业以财政资金为引导、金融资本为补充,根据技术成熟度、市场发育度适时布局未来产业,以应用性场景项目为牵引,分阶段分梯次推进未来产业在农业中的应用。

参考文献:

[1] 毛世平, 张琛. 以发展农业新质生产力推进农业强国建设 [J]. 农业经济问题, 2024, 45(4): 36-46.

[2] 马晓河, 杨祥雪. 以加快形成新质生产力推动农业高质量发展 [J]. 农业经济问题, 2024, 45(4): 4-12.

[3] 中华人民共和国中央人民政府. 中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见 [EB/OL]. (2025-02-23) [2025-03-06]. https://www.gov.cn/zhengce/202502/content_7005158.htm.

[4] 高原, 马九杰. 农业新质生产力: 一个政治经济学的视角 [J]. 农业经济问题, 2024, 45(4): 81-94.

[5] 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, 45(4): 13-26.

[6] 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): 2-26.

[7] 孔祥智, 谢东东. 农业新质生产力的理论内涵、主要特征与培育路径 [J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2024, 41(4): 29-40.

[8] 黄季焜. 农业新质生产力: 内涵与外延、潜力与挑战和发展思路 [J]. 中国农村观察, 2024(5): 19-34.

[9] 罗必良. 论农业新质生产力 [J]. 改革, 2024(4): 19-30.

[10] 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, 24(3): 1-17.

[11] 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, 24(3): 18-27.

[12] 曹冰雪, 李鸿飞, 赵春江, 等. 智慧农业科技创新引领农业新质生产力发展路径 [J]. 智慧农业(中英文), 2024, 6(4): 116-127.

[13] 朱迪, 叶林祥. 中国农业新质生产力: 水平测度与动态演变 [J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 24-30.

[14] 宋振江, 冷明妮, 周波, 等. 中国农业新质生产力: 评价体系构建、动态演进及政策启示 [J]. 农林经济管理学报, 2024, 23(4): 425-434.

[15] 张应良, 龚燕玲. 高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响——基于农业新质生产力的中介作用 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2024, 24(3): 110-124.

[16] 杨和平, 李红波. 农业新质生产力对耕地利用生态效率的影响——以长江经济带为例 [J]. 中国土地科学, 2024, 38(11): 94-104.

[17] 郭海红, 韩文燕. 农业新质生产力何以促进农业绿色全要素生产率跃迁 [J]. 西南大学学报(社会科学版), 2024, 50(6): 182-196.

[18] 邢泽蕾, 杨晓颖, 李春顶. 农业新质生产力赋能全球价值链参与: 理论逻辑与实践机制 [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(1): 54-66.

[19] 李彩平, 张守夫. 中国农业农村新质生产力水平测度及影响因素分析 [J]. 经济问题探索, 2024(12): 122-135.

[20] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.

[21] 尤亮, 田祥宇. 农业新质生产力: 现实逻辑、内涵解析与生成机理 [J]. 经济问题, 2024(6): 27-35.

[22] 张林, 曹星梅, 温涛. 中国农村产业融合发展的区域差异与空间收敛性研究 [J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(4): 71-87.

[23] 李荣杰, 张月明, 李娜, 等. 中国省域双循环新发展格局绩效测度及其空间收敛性分析 [J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(5): 36-51.

[24] DAGUM C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio [J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.

[25] 尹朝静, 高雪, 杨坤. 中国农业高质量发展的区域差异与动态演进 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2022, 44(12): 87-100.

[26] ELHORST J P. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar [J]. Spatial Economic Analysis, 2010, 5(1): 9-28.

[27] 时朋飞, 王梦君, 龙荟冰, 等. 省域共同富裕水平测度、差异特征与空间收敛分析——基于 PROMETHEE 评价法的广东省城市数据研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2024, 46(1): 112-130.

