

数字金融对省域农业新质生产力的影响

曾福生, 陈慧卿*

(湖南农业大学 经济学院, 中国湖南 长沙 410128)

摘要:文章基于中国30个省份的面板数据,通过构建农业新质生产力指标评价体系分析了2013—2022年中国农业新质生产力水平发展的时空演变特征,并在此基础上利用双固定效应模型、门槛效应模型和空间杜宾模型实证检验了数字金融对农业新质生产力的影响。结果表明:①中国农业新质生产力发展水平得到快速提升,但整体发展不均衡,呈“东高西低”分布态势,且中国各区域农业新质生产力发展水平差异呈现固化状态。②数字金融能够促进农业新质生产力水平的提升,但其促进作用存在区域异质性。数字金融对农业新质生产力促进效果的区域排名依次为:中部地区>东北地区>东部地区>西部地区。③门槛效应表明,数字金融对农业新质生产力的促进作用会随着城镇化水平的提升而呈现加速减弱的趋势。④数字金融对农业新质生产力的影响具有空间溢出效应,即数字金融对本地区和邻近地区农业新质生产力水平提升均具有显著促进作用。

关键词:数字金融;农业新质生产力;城镇化;空间溢出效应;门槛效应模型

中图分类号:F323 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-8462(2025)09-0200-10

DOI:10.15957/j.cnki.jjdl.2025.09.020

Impact of Digital Finance on Agricultural New Quality Productive Forces at the Provincial Level

ZENG Fusheng, CHEN Huiqing

(School of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, Hunan, China)

Abstract: Based on the inter-provincial panel data of 30 provinces (autonomous regions and municipalities directly under the Central Government) in China from 2013 to 2022, this article empirically examines the impact of digital finance on the new quality productive forces of agriculture by using the double fixed effects model, threshold effect model and spatial Durbin model. The research results show that: 1) During the research period, the development level of agricultural new quality productive forces in China has rapidly improved, but the overall development is uneven, showing a distribution trend of "high in the east and low in the west", and the differences in the development level of new quality agricultural productive forces in various regions of China have become solidified. Digital finance can promote the improvement of new quality productive forces in agriculture, but its promoting effect shows regional heterogeneity. In terms of the effect, the regional ranking of the promotion effect of digital finance on the new quality productive forces of agriculture is as follows: central region > northeastern region > eastern region > Western region. The threshold effect indicates that the promoting effect of digital finance on the new quality productive forces of agriculture will show an accelerating downward trend as the level of urbanization increases. 2) The impact of digital finance on the new quality productive forces of agriculture has a spatial spillover effect, that is, digital finance significantly promotes the improvement of the new quality productive forces level of agriculture in this region and neighboring regions.

Keywords: digital finance; agricultural new quality productive forces; urbanization; spatial spillover effect; threshold effect model

2024年1月,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系统阐释了“新质生产力”这一原创性概念,同时指出“农业在劳动者、劳

动资料和劳动对象方面具有特殊性,发展农业领域新质生产力既要遵循创新驱动等新质生产力发展的一般规律,更要立足我国农业资源禀赋、农业‘压

收稿时间:2025-03-26;修回时间:2025-07-14

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72473040、72073043)

作者简介:曾福生(1964—),男,博士,教授,博士生导师,研究方向为农业经济。E-mail:zefusheng@163.com

*通信作者:陈慧卿(1989—),男,博士研究生,研究方向为农村与区域发展。E-mail:273544680@qq.com

舱石’特殊使命,长远看要锚定建设农业强国目标,现阶段要锚定稳产保供目标,把农业生产可能性边界拓展、农业综合生产能力提高,建立在农业全要素生产率提高的基础之上”。由此可见,发展农业新质生产力,既是新发展阶段我国农业自我革新、追求高质量发展的内在需要,亦是回应国际农业竞争日趋激烈态势的必要举措,更是在全球化趋势受冲击背景下,防范和化解国家粮食安全和其他重要农产品有效供给潜在风险的重要战略选择。2024年7月,党的二十届三中全会审议通过了《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》,并强调“要健全因地制宜发展新质生产力体制机制,健全促进实体经济和数字经济深度融合制度”。而数字金融是数字经济的重要组成部分,其作为数字技术的创新金融服务模式,是促进数字经济与实体经济深度融合的重要抓手。因此,如何最大限度发挥数字金融潜能,使其为农业新质生产力发展提供“源头活水”,既是重要的学术理论问题,更是重大的现实实践问题。

学术界有关数字金融和农业新质生产力的研究主要包括以下方面:①农业新质生产力的内涵和测度。习近平总书记对新质生产力内涵的一般性概括为农业新质生产力内涵界定提供了根本的理论遵循^[1]。学者们依据习近平总书记对新质生产力内涵的一般性概括并结合我国农业发展的自身特点对农业新质生产力的内涵及特征进行了深入探讨。张红宇认为科技创新、制度创新、市场创新和投入创新是发展农业新质生产力的动力引擎^[2];高科技、高效能、高质量是农业新质生产力的基本质态特征^[3];农业领域颠覆性技术创新,特别是高新技术的渗透与生产要素的创新性配置以及农业业态与产业结构的转型升级是催生农业新质生产力的有效途径^[4];农业劳动者、农业劳动资料、农业劳动对象及其优化组合的跃升和农业全要素生产率的大幅提升则是农业新质生产力生成的核心标志^[5]。学术界关于农业新质生产力的测度大致可分为2类,一类是在索洛剩余模型的基础上加以改进,通过应用变异系数生产函数、新增长核算方法对农业全要素生产率进行测度以实现对农业新质生产力的量化^[6-7];另一类则是基于马克思主义生产力三要素理论,从农业劳动者、农业劳动资料、农业劳动对象3个维度构建中国农业新质生产力指标评价体系,利用TOPSIS法、熵值法等对中国农业新质生产力发展水平进行测度^[8]。但在具体

评价指标上,学术界尚未形成一致观点。②数字金融对农业经济的影响。在促进农户创业方面,赵丙奇等研究发现,数字金融可通过提升农村人力资本水平、增强社会资本强度、扩大信贷可得性等方式促进农户创业^[9];而提升农村创业活跃度是数字金融促进农户创业的有效机制^[10]。在促进农村产业融合发展方面,数字金融通过科技资源配置效应、技术外溢效应和创新效应拓展了农业多功能价值、延伸了农业产业链和供应链,促进了农村产业融合发展^[11]。缓解流动性约束和提升支付便利性是数字金融促进农村产业融合发展的主要途径,且数字金融能够通过空间溢出效应带动周边地区农村产业融合发展^[12]。在推动农业绿色发展方面,数字金融通过加速信息流动、提高信贷可得性和降低风险水平等方式推动了农业绿色生产技术的发展^[13];数字金融的使用深度和覆盖广度能够降低农业生产能耗,而数字化程度则表现为抑制作用^[14]。③数字金融对农业新质生产力的影响。学术界关于数字金融对农业新质生产力的研究涉及较少,但通过研究数字金融与新质生产力可以为本文提供参考借鉴。现有研究表明,数字金融可通过增强创业活跃度、优化产业结构和激励科技创新来促进区域新质生产力水平提升^[15],但受“数字鸿沟”影响,数字金融对缺乏区位优势及经济基础薄弱城市的新质生产力促进作用相对较弱^[16]。同时,数字金融对新质生产力促进作用还受数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度的影响^[17]。

综上所述,学术界对数字金融与农业新质生产力的研究为本文提供了很好的思路启发,但尚存以下不足或空白亟需进行补充:①关于农业新质生产力的测度。当前学术界关于农业新质生产力的测度尚处于起步阶段,且在具体测度指标上并未形成一致观点,需要进一步补充拓展。②关于数字金融对农业新质生产力影响的研究。当前学术界针对数字金融与农业新质生产力的研究非常有限,有关数字金融是否通过空间效应来影响邻近地区农业新质生产力的研究则更为稀缺。鉴于此,本文首先基于2013—2022年中国30个省份的面板数据,通过构建农业新质生产力指标评价体系,对中国农业新质生产力发展水平及时空演变进行测度和分析,以弥补学术界在该领域的研究不足。其次,在厘清数字金融影响农业新质生产力作用机理的基础上,利用双固定效应模型、门槛效应模型、空间计量模型,实证检验数字金融对农业新质生产力的影响,

为数字金融促进农业新质生产力水平提升提供理论借鉴和实证支持。最后,基于我国幅员辽阔,不同地区发展不平衡不充分这一客观事实,从我国农业新质生产力发展的区域差异出发,实证检验数字金融影响我国农业新质生产力发展的区域异质性,为有关部门差异化制定数字金融政策提供经验证据。

1 理论分析与研究假设

1.1 数字金融影响农业新质生产力发展的直接作用机理

数字金融作为现代科技与金融业深度融合的高科技产物,具有低门槛、低成本、高效能等特性,是金融支持我国农业新质生产力发展的重要途径。具体来看,数字金融可通过以下方式释放金融资源,促进我国农业新质生产力发展。①数字金融通过缓解融资约束来促进农业科技创新和提升农业劳动力水平,从而推动农业新质生产力发展。由于金融的逐利性和农业的脆弱性,各类农业经营主体在农业科技创新过程中都会面临一定程度的金融排斥^[18]。根据 Anderson 等提出的“长尾理论”,在数字技术、规模经济和范围经济的外部效应共同作用下,数字金融塑造了低门槛、低成本的独特优势,显著降低了金融产品的边际成本和搜索成本,促进了数字金融“长尾”市场的快速扩张^[19]。一方面,数字金融的“低门槛”特征增强了各类农业经营主体获取金融服务的可得性,充裕的资金有益于各类农业经营主体引进新技术、更迭新设备和提升创新能力,加速了农业科技成果向现实生产力转化。另一方面,数字金融的“低成本”特征拓宽了金融服务的覆盖范围,缓解了新型农业劳动力返乡创业中可能面临的投融资困局,提升了农村创业活跃度,促使更多新型农业劳动力返乡创业就业,提升了农业劳动力队伍的质量和数量,增强了农业劳动力队伍的创新能力和技能水平,拓展了农业的技术边界与活动空间^[20]。②数字金融通过促进农业劳动资料数智化升级来提升农业经营效率和推动农业产业深度转型,以助力农业新质生产力发展。一方面,数字金融凭借其覆盖广度、使用深度与数字服务支持等特性,促进了物联网、云计算、区块链等先进数字技术在农业各环节中的应用,加速了农业劳动资料的数智化迭代。农业劳动资料的数智化升级,改变了传统农业生产模式,实现了现代农业规模化、集约化经营与传统小农分散经营的有机衔接^[21],加速

了传统农业向现代农业的转变进程。另一方面,农业劳动资料的数智化升级有益于优化农业要素配置,降低农业生产能耗,提升农业全要素生产率,促进农业产业高端化、绿色化深度转型。③数字金融通过加速农业技术渗透,催生农业新业态、新模式,拓宽农业劳动对象,进而促进农业新质生产力发展。数字金融依托于移动 5G、云计算、大数据等现代数字技术,使数字金融能以较快的速度、较低的成本和恰当的方式让现代知识与技术在农业生产、加工、销售等各环节交互流动,加速了现代知识与技术在农村产业各领域的渗透和应用,高新技术产业与传统农业的边界逐渐消除,以智慧农业、生态农业、绿色农业为代表的农业产业创新和业态升级大量涌现^[22-24],农业劳动对象得到空前拓展。但考虑到我国数字金融和农业发展不平衡不充分这一客观事实,数字金融对农业新质生产力的影响存在区域差异。基于以上分析,本文提出研究假设 1。

H1: 数字金融能够促进农业新质生产力发展,但其促进作用存在区域异质性。

1.2 数字金融对农业新质生产力发展的非线性影响

Lewis 二元经济理论认为“城乡之间的发展差异是引起农业劳动力向城市转移的主要原因”。由于城市拥有更多的就业机会和更高的预期收入,城镇化过程中大量农业剩余劳动力将由农村转移至城市,继而可能出现农业因劳动力供给失衡而导致内生动力不足^[25]。农业劳动力作为农业新质生产力的核心要素之一,农业劳动力的供给失衡必然影响数字金融对农业新质生产力的促进作用。具体而言,在城镇化初期,城乡发展差异不明显,农业剩余劳动力大量向城市转移的现象尚未完全发生,由城镇化导致的农业劳动力供给失衡对农业新质生产力发展造成的不利影响有限。此时,数字金融对农业新质生产力的促进作用受城镇化水平影响较小。当城镇化水平达到一定程度时,城乡发展差异逐渐显现,农业剩余劳动力开始大量向城市转移,农业劳动力供给失衡对农业新质生产力发展造成的不利影响愈发明显,数字金融对农业新质生产力的促进作用会因农业劳动力供给不足而出现下降。当城镇化水平超过一定程度时,由于城乡发展差异的持续增大,城镇化形成的“集聚效应”使农业剩余劳动力被“吸收殆尽”^[26],农业劳动力短缺对农业新质生产力发展造成的不利影响加剧,数字金融对农业新质生产力的促进作用会因农业劳动力短缺现象加剧而出现加速下降趋势。基于以上分析,本文

提出研究假设2。

H2:数字金融对农业新质生产力的影响存在不同城镇化水平下的门槛效应。

1.3 数字金融对农业新质生产力发展的空间溢出效应

地理学第一定理认为“任何事物在地理空间上都存在一定程度的相互关联^[27]”。同一产业在地理空间的集聚将有利于技术、信息、资本等要素在企业间的流动,由此产生较强的空间溢出效应^[28]。从协同效应看,数字金融依托于数字技术,使要素与信息能够突破传统地理间隔壁垒,实现不同区域间社会资源和生产要素的跨时空互动与增值,促进了产业间社会资源和生产要素的开放和共享。在这种情况下,本地区数字金融的发展将有助于促进邻近地区农业科技进步、农业信息链畅通和农业产业链整合,为邻近地区农业科技创新、农业生产要素深度融合以及农业产业转型升级创造有利条件。从示范效应看,数字金融发展高水平地区会通过知识和技术的溢出效应对邻近地区经济社会发展产生示范作用,以促进邻近地区对相关知识和技术进行学习与模仿,有益于激发邻近地区不同农业经营主体间的合作与交流,继而强化邻近地区农业生产、加工、销售等环节与其农业产业链上下游之间的分工与协作,延伸了农业产业链,拓展了农业劳动对象。从竞争效应看,数字金融通过加速知识与

技术的传播,促进了本地区和邻近地区农业内部不同产业间的相互交流和竞争,倒逼整个地区筛选出更具市场竞争力的产品,有力推动了本地区与邻近地区农业新技术、新业态、新模式的发展,继而助力该地区农业新质生产力水平的提升。基于以上分析,本文提出研究假设3。

H3:数字金融能够通过空间溢出效应促进本地区和邻近地区农业新质生产力水平提升。

2 中国农业新质生产力发展的时空演变

2.1 中国农业新质生产力指标评价体系构建

马克思主义生产力理论认为“生产力是指具有劳动能力的人和生产资料相结合而形成的改造自然的能力”^[29]。尽管农业新质生产力有别于传统农业生产力,如农业新质生产力要求农业劳动者掌握先进农业生产技术、熟练使用和维护现代农业劳动生产工具,并能够持续拓展和开发农业劳动对象;农业劳动资料不仅涉及传统农业基础设施和机械装备,更包括农业科技专利、农业信息化服务平台、智慧农业数字终端等以高科技、数字化为代表的现代农业科技产品和装备;农业劳动对象不仅包括提升传统农业产出能力,更包含扩展农业多功能价值、提升农业劳动对象附加值以及促进农业劳动对象绿色有机发展等^[30]。但究其本质,农业新质生产力还是由“劳动力、劳动资料和劳动对象”这三大要

表1 区域农业新质生产力水平指标评价体系及说明

Tab.1 Indicator system and descriptions for evaluating regional agricultural new quality productive forces

准则层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性	权重
农业劳动者	劳动者素质	文化程度	劳均受教育年限(年/人)	农村平均受教育年限=(小学学历人数·6+初中学历人数·9+高中和中专学历人数·12+大专及以上学历人数·16)/6岁以上人口总数	+	0.005
		受教育培育强度	教育经费强度(万元/人)	教育支出·(农林牧渔业总产值/GDP)/财政总支出	+	0.009
	劳动者能力	生产能力	农业劳动生产率(万元/人)	农林牧渔总产值/第一产业从业人员	+	0.019
		创新创业能力	创新创业指数(%)	中国区域创新创业指数	+	0.028
		农业机械化水平	劳均农业机械总动力(万kW/人)	农业机械总动力/第一产业从业人员	+	0.028
		农业灌溉设施水平	劳均灌溉面积(hm ² /人)	农业有效灌溉面积/第一产业从业人员	+	0.032
农业劳动资料	有形劳动资料	农村交通设施水平	劳均公路里程(km/人)	农村公路总里程/第一产业从业人员	+	0.023
		农村电力设施水平	劳均用电量(kW/人)	农村用电总量/第一产业从业人员	+	0.117
		农业信息化水平	农村互联网入户率(%)	农村互联网接入用户数/乡村总人口	+	0.027
	无形劳动资料	农业数字化水平	劳均5G设备拥有率(%)	5G移动用户数/区域总人口	+	0.012
		农业科技应用水平	劳均农业科技专利拥有量(个/人)	农业科技专利数量/第一产业从业人员	+	0.104
		农业科技创新水平	农业R&D研发人均经费(万元/人)	农业R&D研发投入金额/农业R&D从业人员	+	0.016
农业劳动对象	劳动对象范围拓展	农业产业链延伸	农村服务业发展水平(%)	农业服务业增加值/农林牧渔业总产值	+	0.075
		农业多功能拓展	休闲农业发展水平(%)	休闲农业总产值/农林牧渔业总产值	+	0.049
		农业技术渗透	设施农业发展水平(%)	设施农业总面积/农作物播种总面积	+	0.201
	劳动对象价值提升	农业价值链提升	农副食品加工发展水平(%)	农副食品加工业总产值/农林牧渔业总产值	+	0.032
		农业科技成果转化	农业技术市场交易额占比(%)	(农林牧渔业总产值/GDP)·技术市场成交额	+	0.071
		绿色农业发展	劳均拥有绿色农业企业数量(个/人)	当年绿色食品获证单位数/第一产业从业人员	+	0.096
绿色发展	有机农业发展	劳均拥有有机农业企业数量(个/人)	当年有机食品获证数量/第一产业从业人员	+	0.048	

素构成,所以农业新质生产力同样符合马克思主义生产力理论对生产力的概念界定。因此,本文参考杨和平、李光勤等的研究^[31-32],从农业劳动者、农业劳动资料和农业劳动对象这3个维度来构建中国农业新质生产力指标评价体系(表1),采用熵值法对中国农业新质生产力发展水平进行测度。

2.2 数据来源

本文以2013—2022年除西藏、港澳台之外的中国30个省(自治区、直辖市)(以下简称“省份”)面板数据为研究样本,所有原始数据均来源于历年的《中国统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》《中国食品工业年鉴》以及各省份统计年鉴。同时,采用平滑法及灰色预测法等对数据中的缺失值及异常值进行处理。

2.3 中国农业新质生产力发展的时空格局变化

按照国家统计局的划分,本文将中国分为东部、中部、西部和东北地区四大区域。在此基础上,利用ArcGIS 10.2软件,使用分位数法绘制2013、2016、2019和2022年中国农业新质生产力发展水平的空间分布图(图1),以直观展示中国整体及各区域农业新质生产力的时空演变格局。

由图1可以看出,2013—2022年中国整体及各区域农业新质生产力发展水平存在以下空间分异特征:①中国农业新质生产力整体发展水平快速提升,具体表现为各省份农业新质生产力指数的显著攀升。②中国农业新质生产力发展水平整体呈现由东向西梯度递减趋势。2022年,江苏、北京、上海等省份的农业新质生产力发展水平排名位于全国前列,云南、甘肃、广西等省份排名相对滞后。③中国各区域农业新质生产力发展水平差异呈现固化状态。其中,东部地区省份农业新质生产力发展水平一直处于高水平状态,西部地区省份农业新质生产力发展水平一直处于较低水平,且这种差异长期存在。

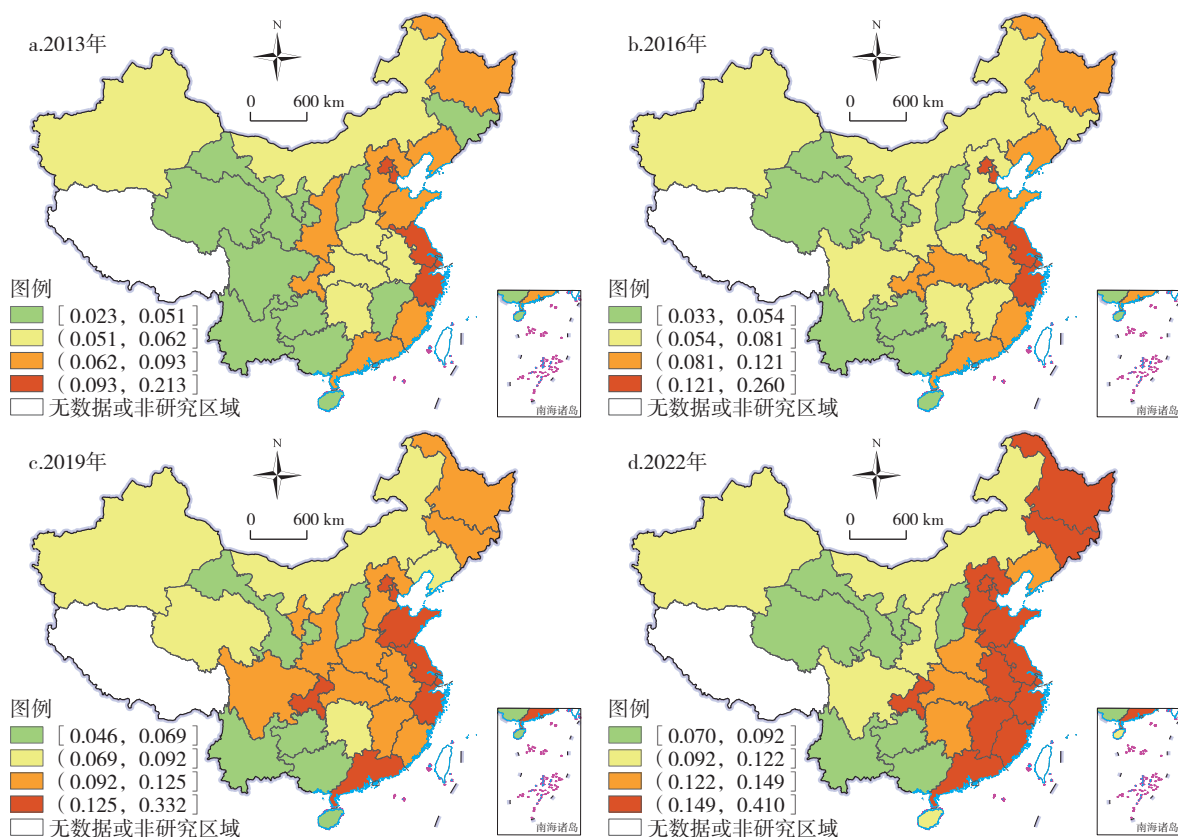
3 研究设计

3.1 模型设计

3.1.1 基准回归模型

为了检验数字金融对农业新质生产力的直接影响,本文构建以下基准回归模型:

$$Productivity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$



注:基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为GS(2023)2767号的标准地图制作,底图边界无修改。

图1 中国省域农业新质生产力发展水平的变化

Fig.1 Agricultural new quality productive forces development level in China

式中: $Productivity_{it}$ 为本文被解释变量,表示*i*省份*t*时期的农业新质生产力发展水平; DIF_{it} 为本文解释变量,表示*i*省份*t*时期的数字金融发展水平; $Control_{it}$ 为本文一系列控制变量; λ_i 和 μ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

3.1.2 面板门槛效应模型

为了检验不同城镇化水平下,数字金融对农业新质生产力发展的非线性影响,本文参考Hansen的研究^[33],采用面板门槛效应模型进行实证检验。

3.1.3 空间计量模型

本文参考Elhorst的研究^[34],利用LM检验进行空间模型选择。结果显示,LM检验拒绝了不包含空间效应的OLS估计结果,说明本文更适用于空间杜宾模型(SDM)进行空间计量分析。因此,本文参考Fischer等的研究^[35],采用空间杜宾模型进行空间计量分析。

3.2 变量选取与说明

本文的被解释变量为农业新质生产力发展水平(*Pro*),由上文测度得出。本文的解释变量为数字金融发展水平(*DIF*),采用《北京大学数字普惠金融指数(2013—2022年)》来衡量。本文的门槛变量为城镇化水平(*Urb*),采用地区城镇常住人口与地区常住总人口之比来衡量。

本文控制变量包括:①财政支农强度(*Fin*):采用财政农林水事务支出衡量;②经济发展水平(*Eco*):采用地区人均GDP来衡量;③工业发展水平(*Ind*):采用地区规模以上工业增加值与地区GDP之比来衡量;④外商投资水平(*FDI*):采用地区外商直接投资额与地区GDP之比来衡量;⑤传统金融发展水平(*Ban*):采用地区金融机构各项存贷款余额与地区GDP之比来衡量;⑥农业固定资产投资占比(*Ass*):采用地区农业固定资产投资实际完成额与社会固定资产投资完成额之比来衡量。

4 实证结果与分析

4.1 基准回归分析

4.1.1 基准回归结果

表2列(1)~(3)显示,解释变量数字金融的回归系数在1%水平上显著为正,说明了基准回归模型的估计结果具有高度稳健性。即无论是否加入控制变量、是否控制时间效应,数字金融均能对农业新质生产力水平提升产生促进作用,假说1得以部分证实。

4.1.2 稳健性检验

为了确保基准回归结果的稳定可靠,本文通过以下方法进行稳健性检验。

表2 基准回归结果报告
Tab.2 Report of baseline regression results

指标	(1)	(2)	(3)
数字金融(<i>DIF</i>)	1.745***	0.734***	1.405***
财政支农强度(<i>Fin</i>)		-0.054	0.001
经济发展水平(<i>Eco</i>)		0.591***	0.322***
工业发展水平(<i>Ind</i>)		0.378***	0.217***
外商投资水平(<i>FDI</i>)		0.004	0.015
传统金融发展水平(<i>Ban</i>)		-0.059	-0.064
农业固定资产投资占比(<i>Ass</i>)		0.087***	0.073***
Constant	-12.106***	-6.380***	-10.193***

注:*,**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,为节省版面,*t*值不显示。表3~表6同。

①替换被解释变量。本文采用主成分分析法对被解释变量农业新质生产力发展水平进行重新测度,以检验其稳健性。结果显示,数字金融的估计系数(1.274***)在1%水平上显著为正,表明基准回归结果是稳健可靠的。

②剔除直辖市样本。由于我国4个直辖市在基础设施建设、农业科技研发投入等方面异于其他省份,可能导致实证估计结果出现偏差,故本文剔除4个直辖市样本后重新进行回归。结果显示,数字金融的估计系数(1.311***)在1%水平上显著为正,说明本文研究结论是稳健的。

③样本数据缩尾处理。为避免样本数据可能存在的极端异常值对实证结果造成影响,本文采取对全样本进行1%分位数缩尾以检验实证结果的稳健性。结果显示,数字金融的估计系数(1.284***)在1%水平上显著为正,表明结论稳健。

4.1.3 内生性探讨

为缓解计量模型中可能存在的遗漏变量或反向因果关系,本文参考柏培文等的做法^[36],利用两阶段最小二乘法(2SLS)来进行内生性检验。数字金融与农业新质生产力之间的反向因果关系是指数字金融能够促进农业新质生产力水平的提升,同时在农业新质生产力水平越高的地区,由于其农业新质生产力水平较高,继而推动了当地经济发展,而数字金融发展水平与当地经济发展息息相关。因此,农业新质生产力水平的提升也可能推动数字金融水平的发展。本文选取1984年中国各省份邮局数量作为非时间变量,以衡量各省份历史数字基础设施建设水平。其合理性在于,在移动通信出现之前,邮政系统是信息交换的主要渠道,邮局的密度与区域信息交流密切相关。在早期,邮局系统还

承担了拨号上网和固网线路铺设建设的任务。因此,邮局的密度在一定程度上影响着—个地区互联网的早期接入,而互联网的接入水平又与数字金融的发展密切相关。各省份的邮局数量满足工具变量的相关要求。且1984年各省份邮局的数量不会对农业新质生产力水平产生影响,原因在于农业新质生产力基于5G通信、大数据、物联网等现代通信技术,而邮局先期布设的互联网接入设备完全不能适应农业新质生产力对现代通信设备的要求,所以邮局数量不会对农业新质生产力产生影响。继而符合工具变量的外生性条件。同时,为了使工具变量满足随时间和个体之间双向特征变化的动态条件,本文参考张勋等的研究成果^[37],在样本周期内使用了数字金融滞后一期项来反映工具变量的时变性。即以1984年各省份邮局数量与数字金融滞后一期项的交互项为工具变量,对基准模型再次进行回归。

回归结果显示,工具变量LM统计量的P值为0.000,通过了不可辨识检验。Wald F统计值为21.701,大于弱工具变量的临界值16.380。在第一阶段回归中,交互项的系数(0.002^{***}) 在1%统计水平上显著,说明选取1984年各省邮局数量与数字金融滞后一期的交互项作为工具变量,与内生变量具有较高的相关性。在回归的第二阶段,数字金融的回归系数(0.003^{***}) 在1%统计水平上显著。与前文—样,在基准回归和稳健性检验中,数字金融的显著性和正负符号保持高度—致,进一步证明了数字金融能够促进农业新质生产力水平提升的结论是可靠的。

4.1.4 异质性分析

由上文对中国农业新质生产力发展水平的时空演变分析可知,我国农业新质生产力发展水平整体呈现由东向西梯度递减格局,且东部、东北、中部和西部地区农业新质生产力发展水平差异呈现固化状态。因此,有必要就数字金融影响农业新质生产力的区域异质性展开进一步探讨,以为有关部门制定差异化数字金融政策提供经验证据(表3)。

由表3列(1)~(4)可知,无论是在我国东部地

区还是东北地区抑或中部地区,数字金融的估计系数均显著为正。而在我国西部地区,数字金融估计系数为正但不显著。从具体作用效果上看,数字金融对农业新质生产力促进效果的区域排名依次为:中部地区>东北地区>东部地区>西部地区。可能的原因在于:①东部地区,由于其资本、技术、人才等要素积累都较为雄厚,农业新质生产力发展水平处于较高水平,数字金融虽然能够促进其农业新质生产力水平的提升,但会受资本边际效率递减规律的影响,导致数字金融的影响效应减弱。②东北地区,虽然其自然禀赋较为优越,农业机械化、规模化、集约化程度都较高,但由于其经济发展水平相对滞后,在数字金融推广和应用上远不及我国东部和中部地区,继而影响了数字金融对其农业新质生产力水平的促进效果。③中部地区,由于其绝大部分省份位于粮食主产区,自然禀赋条件相对优越,农业基础设施、农业技术应用以及农业产业链、供应链配套方面都较为完善,且其经济发展水平优于我国东北地区,数字金融得到了较好的推广和应用,数字金融能够通过缓解资金束缚、升级农业劳动资料、加速农业技术渗透等方式促进其农业科技创新、多要素互融互通和农业产业深度转型升级,最终实现农业新质生产力水平的大幅跃升。④西部地区,由于经济发展水平较低,数字经济发展相对落后,且数字基础设施等公共产品供给有限,导致各省份间存在较大“数字鸿沟”,数字金融虽能在一定程度上促进其农业新质生产力水平的提升,但其作用效果有限。

表3 数字金融对农业新质生产力影响的异质性分析结果
Tab.3 Results of heterogeneity analysis: digital finance and agricultural new quality productive forces

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	东北地区	中部地区	西部地区
数字金融	0.789*	1.601 ^{***}	1.988 ^{***}	0.583
Constant	-6.421 ^{**}	-3.388 ^{***}	-3.638 ^{***}	-5.716

4.2 门槛效应分析

4.2.1 门槛值个数检验

本文选择城镇化水平(Urb)作为门槛变量,采

表4 面板门槛模型显著性检验结果

Tab4 Results of significance test of panel threshold model

门槛变量	门槛个数	F统计量	P值	10%临界点	5%临界点	1%临界点	门槛值	95%置信区间
城镇化水平	单重门槛	46.314	0.057	36.229	50.396	67.004	0.695	[0.684, 0.696]
	双重门槛	39.736	0.050	32.224	39.546	63.605	0.748	[0.741, 0.829]
	三重门槛	14.081	0.653	35.557	40.859	56.042		

用自助抽样法(Bootstrap),分别在单重门槛、双重门槛及三重门槛假设下反复抽样300次以确定门槛值数量(表4)。检验结果表明,门槛变量城镇化水平(Urb)通过了双重门槛检验,其单重门槛值为0.695,在10%的置信水平上显著,其双重门槛值为0.748,在5%的置信水平上显著。

4.2.2 门槛回归结果分析

数字金融在不同城镇化水平下对农业新质生产力影响的门槛回归结果显示:当城镇化水平小于其第一门槛值(0.695)时,数字金融对农业新质生产力影响的估计系数为0.448,在1%水平上显著;当城镇化水平处于第一门槛值与第二门槛值之间(0.695~0.748)时,数字金融对农业新质生产力影响的估计系数为0.417,通过了1%显著性水平检验,

但其估计系数值有所下降;当城镇化水平跨越第二门槛值(0.748)时,数字金融对农业新质生产力影响的估计系数明显下降至0.360,且通过了1%显著性水平检验。这说明数字金融对农业新质生产力的促进作用在不同城镇化水平下具有非线性的门槛效应特征,数字金融对农业新质生产力的促进作用会随着城镇化水平的提升而呈现加速减弱的趋势。假说2得以证实。

4.3 空间溢出效应分析

4.3.1 空间相关性检验

空间计量模型要求核心变量具有空间相关性。因此,本文分别对样本期内数字金融和农业新质生产力的Moran's I指数进行估计。表5展示了2013—2022年数字金融与农业新质生产力的Moran's I

表5 数字金融与农业新质生产力的Moran's I指数

Tab.5 Moran's I index for digital finance and agricultural new quality productive forces

变量	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
数字金融	0.562	0.578	0.574	0.561	0.546	0.515	0.523	0.520	0.524	0.521
农业新质生产力	0.563	0.550	0.508	0.487	0.464	0.469	0.472	0.380	0.398	0.434

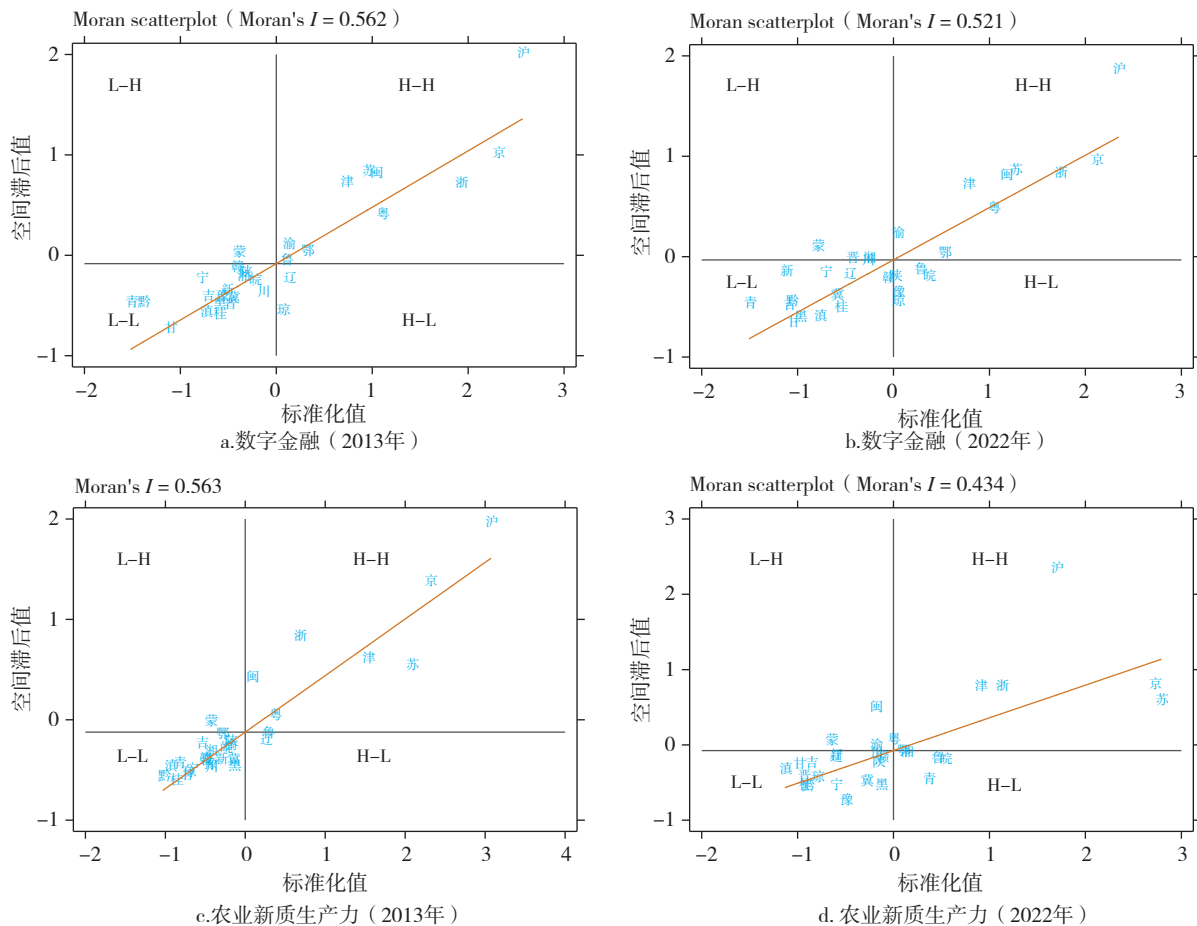


图2 数字金融与农业新质生产力的Moran's I指数象限图

Fig.2 Quadrant plot of Moran's I index for digital finance and agricultural new quality productive forces

指数测算结果。具体来看:①两变量 Moran's I 指数在样本期内均通过了显著性检验,说明其存在显著的空间相关性。同时,由本文绘制的 2013 和 2022 年数字金融与农业新质生产力的 Moran's I 指数散点图(图 2)可知,数字金融和农业新质生产力在样本期内表现为东部地区的“高一高”集聚和西部地区的“低—低”集聚 2 种类型,进一步揭示了数字金融和农业新质生产力在空间分布上存在明显的集聚依赖性和集聚模式异质性。因此,本文采用空间计量模型进行实证检验是合理且必要的。

4.3.2 空间计量模型的选择与结果分析

通过 LM、LR、Wald 和 Hausman 检验,空间杜宾模型(SDM)在双固定效应下被确定为最优模型。由表 6 列(1)回归结果可知,在经济地理嵌套矩阵下,数字金融估计系数在 1% 统计水平上显著为正,表明本地区数字金融水平的提升可以促进当地农业新质生产力水平的提高。而数字金融空间滞后项的估计系数在 1% 统计水平上显著为正,也表明本地区数字金融水平的提升能够带动邻近地区农业新质生产力水平的提高。

表 6 数字金融对农业新质生产力影响的
空间杜宾模型回归结果

Tab.6 Regression results of spatial Durbin model on the impact of digital finance on agricultural new quality productive forces

矩阵类型	(1)	(2)	(3)
	经济地理嵌套矩阵	地理距离矩阵	空间邻接矩阵
数字金融	1.587***	1.552***	1.298***
W·数字金融	0.994*	1.301**	0.931*
ρ	0.165*	0.184***	0.157**
Log-likelihood	280.415	279.270	275.373
直接效应	1.636***	1.520***	1.298***
间接效应	0.679**	0.848*	0.981**
总效应	2.315***	2.368*	2.279**

进一步,本文参考 Lesage 等的研究^[38],采用偏微分方程分解方法将数字金融对农业新质生产力的影响系数分解为直接效应、间接效应和总效应。由表 6 列(1)可知,数字金融对农业新质生产力直接效应的估计系数是 1.636,在 1% 统计水平上显著为正;间接效应的估计系数是 0.679,在 5% 统计水平上显著为正。这进一步说明,数字金融不仅可以促进本地区农业新质生产力水平的提高,对邻近地区农业新质生产力水平的提高也会产生促进作用,即数字金融对农业新质生产力的促进作用具有显著空间溢出效应,验证假说 3 成立。此外,为了确保回归结果的稳健性,本文采用两种矩阵进行稳健

性检验。表 6 列(2)和列(3)显示,无论是地理距离矩阵还是空间邻接矩阵,其显著性和系数方向与表 6 列(1)中的回归结果基本一致,进一步检验了本文研究结果是稳健可靠的。

5 结论与政策启示

5.1 结论

本文通过构建中国农业新质生产力指标评价体系并利用分位数法分析了 2013—2022 年中国省域农业新质生产力水平发展的时空演变特征,在此基础上利用双固定效应模型、门槛效应模型和空间杜宾模型实证检验了数字金融对农业新质生产力的影响。主要研究结论如下:①中国农业新质生产力发展水平得到快速提升,但整体发展不均衡,呈“东高西低”分布态势。其中江苏、北京、上海等省份排名全国前列,而云南、甘肃、广西等省份排名则相对靠后,且我国各区域农业新质生产力发展水平差异呈现固化状态。②数字金融能够促进农业新质生产力水平的提高,但其促进作用存在区域异质性。从作用效果上看,数字金融对农业新质生产力促进效果的区域排名依次为:中部地区 > 东北地区 > 东部地区 > 西部地区。③对于不同城镇化水平的地区来说,数字金融对农业新质生产力的影响具有门槛效应,数字金融对农业新质生产力的促进作用会随着城镇化水平的提升而呈现加速递减。④数字金融对农业新质生产力的影响具有显著空间溢出效应,数字金融对本地区和邻近地区农业新质生产力水平提升均具有显著促进作用。

5.2 政策启示

根据上述研究结论,本文可以得到以下政策启示:

①加强顶层设计,实施分区施策。鉴于我国农业新质生产力整体发展不均衡,呈“东高西低”分布态势这一客观事实,政府在制定数字金融推进农业新质生产力发展策略时,既要兼顾整体发展也要侧重不同区域发展阶段特征,实施分区施策。对于东部地区,政府和金融机构应以金融科技创新为政策依据,引导金融机构通过资金支持、多样化金融产品组合、风险管理和数据决策等方式推动智慧农业、生态农业、农业生物等领域的技术创新和应用,尤其是鼓励开展与绿色低碳技术有关的研发和创新活动,切实降低农业生产对资源的损耗,催生农业新业态、新模式,拓展农业劳动对象。对于东北地区,政府和金融机构应下沉金融创新权限,允许

县域金融机构根据当地农业发展特点,设计交易便捷、操作简单、“接地气”的数字金融产品,以提升当地数字金融覆盖广度。同时,加大对我国东北部农村地区“家电下乡”政策补贴范围,为提高数字金融使用深度提供设备支撑。对于中部地区,政府应加大对金融扶持和政策倾斜力度,如通过强化银企政府担保或增加金融机构涉农增量贷款奖励等方式来进一步降低中部地区数字金融服务门槛和数字金融借贷成本,最大程度发挥数字金融在激发农村创业活力、推动农业劳动资料数智化升级和加速农业技术渗透等方面的效能。对于西部地区,政府应多措并举切实提升数字基础设施建设,为数字金融助力其农业新质生产力发展创造良好条件。同时,加大对农村地区数字金融产品以及数字金融使用操作技能的宣讲与培训,使数字金融服务能够惠及更多涉农主体,继而推动区域内农业技术创新、装备升级和农业劳动力结构持续优化,以促进其农业新质生产力“行稳致远”发展。

②加快推进新型城镇化建设,深入实施乡村人才振兴。首先,应加大对人口稀疏地区“撤乡并村”等政策的实施力度,使乡村人口集聚,为发展农业新质生产力提供“人口红利”。其次,应加快推进城乡基本公共服务均等化,逐步完善农村医疗、教育、新型基础设施等公共服务体系,缩小城乡差异,为乡村留住人才提供良好的物质条件。再者,应加大乡村地区人才引进力度,拓宽乡村人才来源。通过不同层次人才引进计划激励更多涉农院校大学生、农业专业技术人才返乡创业就业,以提升乡村地区人才队伍建设,进一步夯实农业新质生产力的人才根基。

③因地制宜制定数字金融发展战略。对于数字金融发展高水平地区而言,应充分发挥其城市经济圈在技术、产业、数字基础设施等方面的领先优势,联合制定数字金融发展战略,各地方政府联合其他相关部门共同发力,协同推进区域内各省份或各城市的数字金融发展水平,进一步提升农村地区数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度,实现数字金融“1+1>2”的空间溢出效应。对于数字金融发展欠发达地区而言,应持续加大其新型基础设施建设投入力度,推动“宽带中国”“数字乡村”等战略有序实施,以实现乡村地区光纤、无线信号和5G通信的全覆盖。同时强化对乡村地区网络基站的维护工作,有效填补区域间“数字鸿沟”,为更好发挥数字金融空间溢出效应创造有利条件。

参考文献:

- [1] 王家庭,王浩然,孙荣增. 中国市域新质生产力水平测度评价及其时空格局[J]. 经济地理, 2025, 45(6): 67-78.
- [2] 张红宇. 中国农业运行的底层逻辑——准确把握农业新质生产力的深刻内涵[J]. 农业经济问题, 2024(12): 24-32.
- [3] 魏后凯,叶兴庆,黄祖辉,等. 进一步全面深化改革,开创高质量发展新局面——权威专家研究阐释党的二十届三中全会精神[J]. 中国农村经济, 2024(9): 2-21.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 龚斌磊,袁菱苒. 新质生产力视角下的农业全要素生产率:理论、测度与实证[J]. 农业经济问题, 2024(4): 68-80.
- [7] 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.
- [8] 范振楠,覃朝晖,丁志国,等. 中国农业新质生产力对粮食生产碳排放的影响及机制[J]. 资源科学, 2025, 47(6): 1312-1326.
- [9] 赵丙奇,俞凯丽. 数字普惠金融促进农户创业的机制研究——基于CFPS数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2024(6): 38-51.
- [10] 李晓园,刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业?[J]. 经济管理, 2021, 43(12): 24-40.
- [11] 李明贤,彭晏琳. 金融科技促进了农民增收吗?[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023, 23(6): 24-39.
- [12] 张林,温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济, 2022(7): 59-80.
- [13] 李家辉,陆迁. 数字金融对农户采用绿色生产技术的影响[J]. 资源科学, 2022, 44(12): 2470-2486.
- [14] 杨怡,吴丽玉,张齐家,等. 数字普惠金融对农业绿色增长的影响——兼论农村人力资本投资的调节作用[J]. 经济问题探索, 2022(6): 165-180.
- [15] 金凤君,叶志聪,陈卓,等. 新时期我国新质生产力的源—汇功能甄别与空间布局[J]. 经济地理, 2024, 44(8): 8-16.
- [16] 邹克,刘翔,李细枚. 科技金融发展的新质生产力生成效应与机制研究[J]. 金融经济研究, 2024, 39(6): 3-18.
- [17] 孙献贞,李言,高雨晨. 数字普惠金融发展与企业新质生产力[J]. 兰州学刊, 2024(7): 54-67.
- [18] 王修华,赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. 中国农村经济, 2022(1): 44-60.
- [19] Anderson C. The Long Tail: Why the Future of Business is Selling Less of More[M]. New York: Hyperion, 2006.
- [20] 张晓鹏,姜凌,王蜀凡. 数字普惠金融的创业效应研究[J]. 经济经纬, 2023, 40(3): 139-149.
- [21] 陈一明,温涛. 数字普惠金融能促进乡村产业发展吗——基于空间计量模型的分析[J]. 农业技术经济, 2023(1): 32-44.
- [22] 袁晓辉,孙伟轩. 数字经济影响农村产业融合的机理研究——基于中国省域面板数据的实证研究[J]. 管理学报, 2024, 37(3): 143-158.

(下转第217页)

- [17] Lyons M. Independent Review of Public Sector Relocation: Interim Report[R]. London: HM Treasury, 2003.
- [18] Marshall J N, Hodgson C, Bradley D. Public sector relocation and regional disparities in Britain[J]. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 2005, 23(6): 883 - 906.
- [19] Pellenberg P H, Van Wissen L J G, Dijk J V. Firm Migration [C]//McCann P. *Industrial Location Economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2002.
- [20] 王海,尹俊雅. 政府驻地迁移的资源配置效应[J]. *管理世界*, 2018, 34(6): 60 - 71.
- [21] 王海,尹俊雅,陈周婷. 政府驻地迁移的产业升级效应[J]. *财经问题研究*, 2019(1): 28 - 35.
- [22] 卢盛峰,王靖,陈思霞. 行政中心的经济收益——来自中国政府驻地迁移的证据[J]. *中国工业经济*, 2019(11): 24 - 41.
- [23] 卢盛峰,张浩天,李成. 政府距离与基层公共服务供给——来自地方政府驻地迁移的证据[J]. *财政研究*, 2023(11): 33 - 49.
- [24] 卢盛峰,张浩天. 政府邻近、公共投资与县域经济发展[J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, 41(6): 111 - 128.
- [25] 金浩,陈诗一. 地理距离对政府监管企业污染排放的影响效应研究——兼论数据技术监管的作用[J]. *数量经济技术经济研究*, 2022, 39(10): 109 - 128.
- [26] Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483 - 499.
- [27] 张可,汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J]. *中国工业经济*, 2014(6): 70 - 82.
- [28] Wang Y, Yan W, Ma D, et al. Carbon emissions and optimal scale of China's manufacturing agglomeration under heterogeneous environmental regulation[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 176: 140 - 150.
- [29] 陆铭,冯皓. 集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. *世界经济*, 2014, 37(7): 86 - 114.
- [30] 邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. *管理世界*, 2019, 35(01): 36 - 60, 226.
- [31] 马恩涛,杨璇. 财政压力、高能耗企业与碳排放——基于教育事权改革的准自然实验[J]. *财贸经济*, 2022, 43(6): 48 - 63.
- [32] 余泳泽,潘妍. 中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J]. *经济研究*, 2019, 54(3): 150 - 165.
- [33] Porter M, Van der Linde C. Green and competitive: Ending the stalemate[J]. *The Dynamics of the Eco-efficient Economy: Environmental Regulation and Competitive Advantage*, 1995, 33: 120 - 134.
- [34] 张成,陆旸,郭路,等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. *经济研究*, 2011, 46(2): 113 - 124.
- [35] 华岳,叶芸. 绿色区位导向性政策的碳减排效应——来自国家生态工业示范园区的实践[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(4): 94 - 112.

~~~~~

(上接第209页)

- [23] 李四聪,王周火,王凌智. 欠发达地区数字经济与实体经济融合发展的挑战与对策——以邵阳市为例[J]. *邵阳学院学报(社会科学版)*, 2024(6): 67 - 71.
- [24] 李明贤,宋昕昱. 数字普惠金融发展促进了乡村产业兴旺吗?[J]. *湖南财政经济学院学报*, 2023, 39(6): 76 - 88.
- [25] Lewis W Arthur. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. *The Manchester School*, 2022(2): 139 - 191.
- [26] 蔡昉. 刘易斯转折点——中国经济发展阶段的标识性变化[J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 16 - 22.
- [27] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models* [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [28] Henderson J V. Marshall's Scale Economies[J]. *Journal of Urban Economics*, 2003, 53(1): 1 - 28.
- [29] 谢富胜,江楠,匡晓璐. 马克思的生产力理论与发展新质生产力[J]. *中国人民大学学报*, 2024, 38(5): 1 - 13.
- [30] 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.
- [31] 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.
- [32] 李光勤,李梦娇. 中国省域新质生产力水平评价、空间格局及其演化特征[J]. *经济地理*, 2024, 44(8): 116 - 125.
- [33] Hansen B. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference [J]. *Journal of Economics*, 1999 (93): 345 - 368.
- [34] Elhorst J P. Applied spatial econometrics: Raising the bar [J]. *Spatial Economic Analysis*, 2010, 5(1): 9 - 28.
- [35] Fischer M M, Scherngell T, Reismann M. Knowledge spillovers and total factor productivity: Evidence using a spatial panel data model [J]. *Geographical Analysis*, 2009, 41(2): 204 - 220.
- [36] 柏培文,张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. *经济研究*, 2021, 56(5): 91 - 108.
- [37] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. *管理世界*, 2020, 36(11): 48 - 63.
- [38] Lesaga J, Pace R K. *Introduction to Spatial Econometrics* [M]. New York: CRC Press, 2009.