

农业新质生产力何以促进农业绿色 全要素生产率跃迁

郭海红, 韩文燕

(青岛农业大学 经济管理学院, 山东 青岛 266109)

摘要: 新质生产力的核心标志在于全要素生产率的大幅提升, 而农业新质生产力能否促进农业绿色全要素生产率跃迁的机制尚不明确。基于此, 构建融“科技引领、数字智能、绿色低碳、融合发展”为一体的农业新质生产力的评价指标体系, 采用系统 GMM 模型、中介效应模型、调节效应模型等, 深入剖析农业新质生产力推动农业绿色全要素生产率实现跃迁的可能性、影响机制、作用路径及异质性, 研究发现: (1) 农业新质生产力可以显著促进农业绿色全要素生产率跃迁, 经过内生性检验、缩尾处理、剔除样本等多种方法检验后, 结果具有稳健性。 (2) 农业新质生产力通过推动产业结构升级和产业集聚两条作用路径促进农业绿色全要素生产率跃迁, 且普惠金融和农村人力资本起到了正向的调节作用。 (3) 农业新质生产力水平较高区域的驱动效果更为突出, 不同生产力模式的影响效应差异明显。

关键词: 农业新质生产力; 农业绿色全要素生产率; 农业产业结构; 农业产业集聚; 普惠金融; 农村人力资本

中图分类号: F041.1; F323 文献标识码: A 文章编号: 1673-9841(2024)06-0182-15

一、问题的提出

农业绿色转型既是实现农业可持续发展的重要手段, 也是推动农业迈向高质量发展的必由之路。我国农业经济快速增长的同时, 也引致了农业资源过度消耗、农业面源污染扩散、农业碳排放增量等诸多问题, 传统的高能耗、高污染、高排放的农业发展方式难以为继, 势必需要转向绿色可持续的高质量发展模式。而提高农业绿色全要素生产率是实现农业绿色转型的关键, 农业绿色全要素生产率不仅关注农业产出的数量, 更重视农业生产的效率和可持续性。它涵盖了农业生产中的技术进步、资源配置、生态环境等多个方面, 是衡量农业绿色发展水平的重要指标。然而, 目前我国的农业绿色全要素生产率并未实现显著提升, 传统的生产方式仍占主导地位。因此, 必须采取更加有效的措施, 促进农业绿色全要素生产率跃迁, 推动农业实现高质量发展。

习近平总书记在黑龙江考察时首次提出“新质生产力”的重要概念, 并在随后召开的中央经济工作会议上强调了“发展新质生产力”的战略意义。党的二十届三中全会提出要“因地制宜发展新质生产力”, 并且指出“要健全因地制宜发展新质生产力体制机制”。随着全球经济格局的不断演变, 新质生产力正逐渐成为推动经济发展的新引擎, 其独特优势和发展潜力日益凸显, 受到了学术界的广泛关注和深入研究。随着研究的深入, 新质生产力的内涵不断丰富, 外延也在不断

作者简介: 郭海红, 青岛农业大学经济管理学院, 教授。

基金项目: 国家社会科学基金项目“粮食安全背景下农业绿色全要素生产率收敛性及影响机理研究”(21BGL160), 项目负责人: 郭海红。

扩展,为未来的经济发展提供了更多的可能性。新质生产力核心在于生产力要素禀赋和组合方式实现了“质”的飞跃,不仅显著优化了生产力的结构和效能,而且大幅提升了全要素生产率^[1]。农村农业问题是我国现代化进程中的核心议题,它不仅影响着我国的工业化进程,还与城市化发展、实现共同富裕等关键社会进步目标紧密相连。作为新质生产力在农业领域的拓展,农业新质生产力能否托起绿色底色,大幅促进全要素生产率提高?此问题尚悬而未决,聚焦于此,本研究探究农业新质生产力促进农业绿色全要素生产率跃迁的可能性、影响机制和作用路径。

新质生产力理念的提出引发了学术界的广泛关注,现阶段,农业新质生产力的相关研究聚焦于农业新质生产力的内涵与形式^[2-4]、测度与评析^[5-6]、影响效应^[7-9]等方面,并取得了系列丰硕成果。在内涵方面,李政等认为新质生产力是生产力要素在质量上的持续提升,展现了生产力的更新和前进方向^[10]。胡莹等认为新质生产力紧依新兴产业和新兴领域,核心在于创新驱动^[11]。而农业新质生产力不仅是新质生产力外延的扩展,更体现了新质生产力内涵的深化。罗必良从形态特征属性的角度提出,农业新质生产力应以高素质劳动力为主体特征、以颠覆性创新为技术特征、以多要素相互渗透和融合为配置特征、以农业边界拓展及产业链条的延伸为结构特征、以数字化和绿色化转型为形态特征^[2]。关于农业新质生产力的测度体系,朱迪等则从农业劳动者、农业劳动对象和农业劳动资料三个维度构建了综合评价指标体系^[5]。宋振江等构建了涵盖科技生产力、绿色生产力和数字生产力的评价指标体系^[6]。但因内涵尚未形成共识,农业新质生产力的测度也还处于探索阶段。在影响效应方面,虽有研究阐释了农业新质生产力对农业现代化^[12]、粮食安全^[13]、乡村振兴^[14]、农业高质量发展^[15]的赋能作用及推进路径,但缺乏系统的机制分析,也未全面厘清其客观效应。

对于农业绿色全要素生产率的研究,学术界已经进行了深入探讨。大量的文献致力于准确评估农业绿色全要素生产率并分析其时空分布情况。然而,由于研究的具体对象、时期选择以及农业产出相关指标的不同,导致农业绿色全要素生产率的测算结果呈现出一定的差异性。葛鹏飞等把农业碳排放作为非期望产出指标,对种植业的绿色全要素生产率进行了深入研究^[16]。叶初升等选取农业面源污染作为非期望产出指标,对农业绿色全要素生产率进行了评估^[17]。杨骞等人的研究更为全面,不仅考虑了农业碳排放,还纳入了面源污染这个非期望产出指标,对农业绿色全要素生产率的区域差异及其背后的驱动因素进行了深入细致的探究^[18]。郭海红等在之前研究的基础上,进一步探究了广义农业绿色全要素生产率的时空分异和收敛性^[19]。尽管这些研究在方法和指标上存在差异,但一致认为我国农业绿色全要素生产率整体水平不高,且存在显著的区域差异。此外,不少文献从数字乡村建设、技术进步、产业结构、规模经营、产业集聚等方面考察农业绿色全要素生产率的影响因素^[20-21]。可见,对农业绿色全要素生产率的研究已经从多个维度展开,并取得了重要的共识,而且准确评估农业全要素生产率可作为评判农业新质生产力发展水平的重要参考^[22]。

由此可见,已有研究既关注了农业新质生产力对农业发展的积极推动作用,也探讨了农业绿色全要素生产率的多维影响机制,但从农业新质生产力角度深挖农业绿色全要素生产率跃迁作用机制的研究匮乏,农业新质生产力如何有效地提升农业绿色全要素生产率,通过怎样的作用路径发挥其驱动效应,仍是值得深入探讨的问题。深入回答这一问题,需厘清农业新质生产力形成及其农业绿色全要素生产率的影响机制,但在多变复杂的社会环境下,单一考察农业新质生产力和农业绿色全要素生产率间因果关系无法适应现实需求。虽然学术界对新质生产力及农业绿色全要素生产率已开展了多样化的研究,取得的成果为本研究奠定了良好的理论基础,但仍存在较大的拓展空间:一是对新质生产力的内涵和外延尚未达成共识,聚焦于农业新质生产力的研究不多。二是对农业新质生产力能否促进农业绿色全要素生产率跃迁及其理论逻辑尚处在“黑箱化”状态。三是农业新质生产力对农业绿色全要素率的作用路径尚存争议。

本研究深入剖析了农业新质生产力在多个维度上对农业绿色全要素生产率的非线性影响机制,进一步检验了不同生产力模式及水平的农业新质生产力对农业绿色全要素生产率产生的差异化作用效果,不仅从新的角度为全面激发农业新质生产力红利、推动农业绿色全要素生产率跃迁提供了有益的探索,还深化了对农业新质生产力与农业绿色全要素生产率之间动态情境关系的理解,是对宋振江等关注我国农业新质生产力水平及其动态演进的拓展^[6],也是不同于龚斌磊等把农业全要素生产率测度结果作为判断农业新质生产力发展水平的一种全新演绎^[22]。本研究边际贡献体现在:一是立足于农业新质生产力内涵,厘清其多维特征,构建可度量的指标体系,拓展新质生产力的外延。二是将农业新质生产力与农业绿色全要素生产率增长融合到一个综合性框架之中,把农业新质生产力能否促进农业绿色全要素生产率跃迁的作用机制“白箱化”。三是揭示农业产业集聚、产业结构升级、普惠金融、农村人力资本在“黑箱”中的非线性影响路径,为农业绿色发展提供创新思路。

二、理论分析

(一)农业新质生产力与农业绿色全要素生产率

习近平总书记指出,新质生产力源于技术革命性突破、生产要素创新性配置和产业深度转型升级,它以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的质变为基石,以全要素生产率的提升为显著标志,并始终秉持绿色发展的理念^[23]。把握农业新质生产力,既要借鉴新质生产力的普遍概念,又要紧密结合农业生产的特性。农业生产作为一个交织着自然再生产过程与社会再生产过程的复杂系统,其生产要素的构成和使用具有独特性。除了传统的劳动力和资本要素,自然条件如光照、水热、土壤有机质等也扮演着不可或缺的角色。同时,农业投入要素的使用具有明显的季节性和时效性,这需要在特定的农时内完成投入,以确保其生产过程中发挥最大效用^[24]。传统农业长期以来受限于技术停滞和供需关系的固定性,导致农户虽然尽力优化资源配置,但边际生产率依然偏低。在这种情况下,即便对原有技术水平的生产要素进行叠加,也无法从根本上改变供需关系,农业生产很容易再次陷入低效的循环。而突破传统农业均衡的根本举措在于供给新的生产要素,新技术、新知识等新要素的引入是农业在既有资源条件下突破现有状态的关键^[25]。

不同于一般性的技术进步和生产力提升,农业新质生产力是由具有颠覆性、原创性和革命性的技术创新催生,核心在于利用科技创新、数字智能、产业融合、绿色低碳等手段,既提升自然投入的利用效率,也优化自然投入与经济投入之间的配置效率^[26],促进技术进步,最终实现对农业的改造。它依赖于前沿性技术突破和生产资料的创新性配置,而农业绿色全要素生产率的提升,关键在于技术进步和技术效率的提高。这种提升与农业新质生产力依赖的前沿技术突破和生产资料创新性配置紧密相依。从技术进步角度,人工智能、物联网、大数据等创新技术在农业领域的广泛应用,催生了农业科学技术的颠覆性突破,技术进步重塑了农业生产资料的本质属性,变革了农业生产方式,推动农业技术变革,促进农业生产效率提高。从要素配置角度,农业新质生产力依托数字技术、智能工具,既促进劳动力、资本、土地等要素高效组合,也促进物质要素与非物质要素的整合迭代,促进农业生产效率提升。由此,提出假设 1:农业新质生产力能促进农业绿色全要素生产率跃迁。

(二)农业新质生产力、产业集聚与农业绿色全要素生产率

农业新质生产力通过催生新的经济模式、促进产业集聚和融合,为农业绿色全要素生产率跃迁提供有力支撑。首先,农业新质生产力的发展拓展农业边界,催生出多种新型业态。如农业与旅游、文化、教育等领域的融合,形成了农旅结合、农业观光、农耕体验等新型业态,这些新模式不

仅丰富了农村经济的内涵,也为农业经济发展提供了新动能。其次,新业态为产业集聚提供了有利条件。在农业新质生产力的推动下,农村地区的特色产业逐渐形成并发展壮大,吸引了相关产业链上下游企业的集聚。这种产业集聚不仅提高了资源配置效率,降低了生产成本,还促进了技术创新和人才培养,为农业高质量发展奠定了基础。同时,产业集聚的加强也进一步推动了产业融合。不同产业之间的边界逐渐模糊,农业与工业、服务业等领域的交叉融合成为趋势,拓宽了农业经济的发展空间。

产业集聚通过规模效应、分工深化和共生经济三重效应,共同推动了农业绿色全要素生产率跃迁。首先,产业集聚通过规模效应促进了农业的绿色转型。产业集聚促进要素有序流转,推动形成“供产加销”一体化发展格局,既打破了区域间的要素和产品流动障碍,还降低了农业生产要素、中间品投入和农产品贸易的成本,为农业的绿色转型提供了经济上的可行性^[27]。其次,产业集聚通过分工深化推动农业绿色转型。新型农业经营主体联合带动的产业集聚,促进了产业间的纵向专业化分工和横向经济协同发展^[28]。这种分工和协同不仅改善了资源的错配问题,还推动了劳动生产率的提升,实现了专业化生产,专业化的生产模式更有利于农业绿色全要素生产率提升^[29]。最后,产业集聚通过共生经济效应强化了农业绿色转型。在紧密型利益链接关系下,产业集聚消除了行业间的隔阂,促进集约化资源利用^[30]。尤其是横向与纵向产业集聚的协同共生,为形成绿色循环的农业生产经营体系提供了可能,不仅显著提高了资源的利用效率,也大幅提升了农业绿色转型发展的潜能,进而带动农业绿色全要素生产率大幅提升。基于此,提出假设 2:农业新质生产力能通过促进产业集聚驱动农业绿色全要素生产率跃迁。

(三)农业新质生产力、产业结构升级与农业绿色全要素生产率

催生新产业、新业态、新模式是新质生产力赋能经济高质量发展的必然结果^[31]。农业新质生产力依托核心产业,搭载“数据+算法”,促进传统农业结构升级,催生农业新业态。具体体现在:一是充分发挥乘数倍增效应。农业新质生产力促进农村“新三产”繁荣发展(如农村电商、数字物流、数字金融、数字平台等),并进一步打通初级农产品和深加工农产品的销售渠道,提高品牌竞争力,带动农村第一、第二产业升级发展^[32]。而随着农村第一、第二产业劳动力、劳动资料的数字化、智能化、科技化升级,带动农产品数量和品质不断升级,农产品深加工的产业链条不断延伸,产品订单增加,反过来进一步促进农村第三产业升级^[15]。二是充分发挥交叉融合产业的扩张拉动作用。借助新质生产力的赋能特征,发挥核心主导产业的带动作用并与其他产业交叉融合发展,通过扩张拉动和赋能增效进一步促进产业结构升级。典型表现在农业新质生产力的发展使得农村产生了大量新业态(如定制农业、体验式农业、云农场等),这些新业态集农业初级产品生产、农产品深加工和农业康养服务于一体,从而促进农村第一、二、三产业协调平衡发展。

农业产业结构升级引致要素流动,促进技术进步,对农业绿色全要素生产率产生积极的影响。一是要素流动效应。按照产业结构优化理论,部门间收益的高低决定了要素流动的方向^[33]。农业新质生产力催生农业新兴产业、传统农业与新兴产业比例的变化,促进劳动力、资本等要素流动与重新配置,对农业生产要素投入结构产生连锁反应,对农业绿色生产效率产生直接的促进作用,并对农业碳排放等非合意产出产生间接影响,促进农业绿色全要素生产率跃迁。二是技术进步效应。产业结构升级会推动具备高附加值和技术密集型产品或部门发展,并将逐步占据竞争优势地位,既能够推动自身的技术进步,也能通过技术的溢出与扩散效应,带动其他细分部门的技术革新,由此引发正向连锁反应,促进农业绿色生产率的显著提升^[34]。基于此,提出假设 3:农业新质生产力能通过促进产业结构升级驱动农业绿色全要素生产率跃迁。

(四)普惠金融与农村人力资本的调节作用

普惠金融通过优化金融资源配置、引导资金流向绿色农业项目以及提升农业经营主体的风险管理能力和市场竞争力,促进农业新质生产力的提升,进而推动农业绿色全要素生产率提升。一是优化金融资源配置。农业新质生产力的发展需要大量的资金投入,尤其是在科技创新、设备升级、数字基础设施建设等方面。普惠金融通过提供贷款、担保、保险等多元化金融服务,降低了农业经营主体的融资门槛和成本,使得更多的资金能够流向农业新质生产力涉及领域^[35],推动农业生产方式的转型升级,提高农业生产效率和资源利用效率,进而提升农业绿色全要素生产率。二是引导资金流向绿色农业项目,推动农业绿色转型。普惠金融在贷款审批和风险管理过程中,注重考虑项目的环保性和可持续性,对绿色农业项目给予更多的支持。这有助于引导农业经营主体将更多的资金投入到绿色农业项目中,推动农业的绿色转型^[36]。三是普惠金融能够提升农业经营主体的风险管理能力和市场竞争力。通过提供风险管理和市场信息服务,普惠金融能够帮助农业经营主体更好地应对市场风险和自然风险,提高经营稳定性和可持续性^[37]。同时,普惠金融还能够促进农业经营主体之间的合作与交流,推动农业产业链的整合和优化,提高农业的整体竞争力。基于此,提出假设 4:普惠金融具有正向调节效应。

农业新质生产力对农业绿色全要素生产率提升效应的发挥与农村人力资本具有密切关系。首先,农村人力资本水平越高越利于农业经营主体更好地理解和应用农业新质生产力所带来的先进技术和管理理念。受过良好教育的经营主体可能具备更强的创新意识和学习能力,从而更快速地适应和掌握现代农业技术,如精准农业、智能农业等。这将直接促进农业生产效率的提高和资源利用的优化,进而推动农业绿色全要素生产率的增长。其次,农村人力资本水平有助于提高农村居民的环保意识和可持续发展观念。随着教育水平的提高,经营主体对环境保护和可持续发展的认识也会增强。他们将更加注重农业生产过程中的环境保护,采纳更为绿色环保的技术,减少农业活动对环境的负面影响^[38]。这将有助于推动农业的绿色转型,提高农业绿色全要素生产率。此外,农村人力资本水平的提升还能够促进农业经营主体之间的知识共享和合作。受过良好教育的农业经营主体更可能具备更高的沟通协作能力,有助于推动农业技术创新和扩散^[39],进一步推动农业绿色全要素生产率的提升。立足于此,提出假设 5:农村人力资本具有正向调节效应。

三、研究设计

(一)模型构建

为了检验农业新质生产力的影响机制,构建静态面板模型,见式(1)。

$$agtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 new_{it} + \alpha_2 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为进一步检验非线性作用机制,在式(1)的基础上构建中介效应模型,见式(2)~(4)。

$$agtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 new_{it} + \alpha_2 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$dm_{it} = \beta_0 + \beta_1 new_{it} + \beta_2 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$agtfp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 new_{it} + \gamma_2 dm_{it} + \gamma_3 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

为考察普惠金融及农村人力资本的调节作用,在式(1)中加入调节变量与农业新质生产力的交互项,见式(5)。

$$agtfp_{it} = c_0 + c_1 new_{it} + c_2 adj_{it} + c_3 new_{it} \times adj_{it} + c_4 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $agtfp_{it}$ 代表 t 时期 i 省份的农业绿色全要素生产率, new_{it} 表示 t 时期 i 省份的农业新质生产力, con_{it} 为控制变量, μ_i 为个体固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 dm_{it} 为 t

时期 i 省份的中介变量,包括农业产业集聚 agg_{it} 和产业结构 pro_{it} 。 adj_{it} 代表调节变量。 α_0 、 β_0 、 γ_0 、 c_0 表示常数项, α_1 、 β_1 、 γ_1 、 c_1 表示农业新质生产力的回归系数, α_2 、 β_2 、 γ_3 、 c_4 表示控制变量的影响系数, γ_2 表示中介变量的影响系数, c_2 表示调节变量的影响系数, c_3 表示交叉项的影响系数。

(二) 变量界定

1. 解释变量: 农业新质生产力 (new)

根据马克思主义政治经济学中关于生产力形态转变的理论,农业新质生产力不仅代表了农业生产力的质的飞跃,更反映了农业现代化对于提高生产效率、推动科技融合与保护生态环境的共同追求,其核心属性呈现出科技引领、数字智能、高效融合和绿色低碳等显著特点^[40]。科技引领化体现了农业生产在科学技术和管 理层面的创新与升级;绿色低碳化体现了农业生产对生态环境保护的重视,推动农业可持续发展;数字智能化则代表了信息技术在农业领域的广泛应用,为农业生产带来智能化、精准化的变革;而高效融合强调农业生产各环节之间及产业边界的打破与融合,提升整体效能。但目前尚缺少可度量的农业新质生产力评价体系。本研究立足农业新质生产力核心属性特征,本着科学性、合理性、数据可获得性的基本原则,构建了包含科技引领生产力 ($n1$)、绿色低碳生产力 ($n2$)、数字智能生产力 ($n3$)、高效融合生产力 ($n4$) 4 个维度的一级指标、8 个二级指标、24 个三级指标的综合评价体系,具体见表 1,并采用熵权法进行拟合测算。

表 1 农业新质生产力评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	测度指标	属性
科技引领 生产力($n1$)	创新生产力	乡村产业的科技活动经费	R&D 经费×(农林牧渔总产值/地区生产总值)	正
		乡村产业的科技活动人员	农业科技人员数量	正
		乡村产业的投资活动	农村住户固定资产投资完成额	正
	技术生产力	农业机械化作业程度	机耕面积/耕地面积	正
		先进技术支持	数字农业企业专利申请授权量	正
		农业劳动生产率	第一产业产值/第一产业从业人员	正
绿色低碳 生产力($n2$)	绿色减排生产力	水肥一体化面积所占比重	水肥一体化面积/耕地面积	正
		农业 COD 排放强度	农业 COD 排放总量/耕地面积	负
		农业氮氨排放强度	农业氮氨排放总量/耕地面积	负
	绿色经营生产力	运营绿色化	绿色农业合作社数量	正
		销售绿色化	认证绿色食品数量	正
		产出绿色化	认证绿色食品企业数量	正
数字智能 生产力($n3$)	农业数字化生产力	农业信息技术应用水平	邮政网点平均服务人口	负
		农产品数字化交易水平	电商网络销售额	正
		农业数字化生产水平	利用互联网技术从事生产活动的企业数×(农业从业人数/总就业人数)	正
	农村数字化生产力	农村智能手机普及率	农村移动电话拥有量	正
		农村数字基地数量	淘宝村数量	正
		农村互联网普及率	农村互联网宽带接入用户数	正
高效融合 生产力($n4$)	产业融合生产力	一、二产业融合	农产品加工业产值/农业总产值	正
		一、三产业融合	农林牧渔服务业总产值/农林牧渔业总产值	正
		农旅融合	休闲农业营业收入/农林牧渔业总产值	正
	城乡融合生产力	城乡经济融合	城乡居民人均可支配收入之比	负
		城乡社会融合	城乡供水普及率之比	负
		城乡生态融合	城市建成区绿化覆盖率/乡村绿化覆盖率	正

2. 被解释变量:农业绿色全要素生产率(*agtfp*)

农业生产系统既有资源要素约束,也有生态环境束缚,参考郭海红等的研究成果^[41],构建融“农业经济—资源—环境”为一体的农业绿色全要素生产率测度体系,包括:

投入指标:选用农业从业人数[以农业从业人数=第一产业就业人数×(农业总产值/农林牧渔总产值)测算],农作物播种面积,农业机械总动力,农用化肥折纯使用量,灌溉面积等指标。

期望产出:选用农业总产值,并以2010年不变价格调整。

非期望产出:以农业面源污染度量,面源污染根据郭海红等的方法测算^[42]。为规避不同时期农业绿色全要素生产率难以比较的难题,采用全局GML指数测算农业绿色全要素生产率,全局GML指数见式(6),为进一步考察农业新质生产力的作用效果,把农业绿色全要素生产率分解为绿色技术进步(*tech*)和绿色技术效率(*eff*)。

$$GML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = (1 + D_G^T(x^t, y^t, b^t)) / (1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})) \quad (6)$$

其中, $GML^{t,t+1}$ 表示全局GML指数, x^t, y^t, b^t 分别表示第 t 期的投入要素、期望产出、非期望产出, $x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}$ 分别表示第 $t+1$ 期的投入要素、期望产出、非期望产出, $D_G^T(x^t, y^t, b^t)$ 表示第 t 期的方向距离函数, $D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})$ 表示第 $t+1$ 期的方向距离函数。

3. 机制变量

(1)农业产业集聚(*agg*)。参考韩海彬等的做法^[43],采用区位熵表示,即(某地区农林牧渔业总产值/该地区农业总产值)/(全国农林牧渔业总产值/全国地区农业生产总值)。

(2)农业产业结构升级(*pro*)。借鉴蒋辉等的研究^[44],以农业总产值×(农林牧渔专业及辅助性活动产值/农林牧渔业总产值)计算出农业服务业总产值,并作为农业产业结构优化的代理变量。农业专业及辅助性活动主要包含种子种苗培育活动、农产品初加工活动等其他农业专业及辅助性活动,能较好地表示农业产业结构的升级。

4. 调节变量

(1)普惠金融(*fin*)。采用北京大学的数字普惠金融指数来衡量普惠金融发展程度。

(2)农村人力资本(*edu*)。农村人力资本没有直接的数据,需要测算得出,测算方法有投入法、产出法及教育年限法,本研究基于Hall等的教育年限法进行测算^[45]。

5. 控制变量

农业绿色全要素生产率受宏观环境和产业环境影响,基于此选取的控制变量有:

(1)城镇化水平(*urb*):用城镇常住人口占总人口比重度量。

(2)农业受灾率(*diz*):用受灾面积占农作物播种面积比重表示。

(3)乡村道路水平(*rod*):用[(省域公路总里程—高速公路里程—一级公路里程)/省域面积]×100%表示,取对数。

(4)政府支持力度(*gov*):用地方政府的农林水务支出/地方政府一般预算支出表示。

(三)数据来源

由于数据可得性原因,选取除港澳台及西藏之外的30个省域2012—2022年面板数据,原始数据取自《中国科技年鉴》《中国统计年鉴》《中国农业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国品牌农业年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》以及北京大学普惠金融指数、《中国第三产业统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国休闲农业统计年鉴》、阿里研究院淘宝村发展报告、企研·社科大数据平台及各地经济社会发展公告,对部分缺失数据使用线性插值法进行补充。为避免多重共线性,对解释变量和控制变量采用方差膨胀因子检验,结果*vif*均小于10,*tolerance*大于0.1,说明不存在多重共线性。所有数据的描述性统计结果见表2。

表 2 描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>new</i>	330	0.416	0.071	0.257	0.642
<i>urb</i>	330	60.750	11.720	36.300	89.600
<i>diz</i>	330	13.200	10.800	0.000	69.590
<i>rod</i>	330	0.901	0.489	0.090	2.190
<i>tel</i>	330	3.240	1.903	0.090	12.540
<i>gov</i>	330	11.400	3.400	4.000	20.400
<i>pro</i>	330	0.829	0.093	0.528	0.994
<i>agg</i>	330	1.227	0.670	0.047	3.524
<i>fin</i>	330	230.200	101.700	18.330	453.600
<i>edu</i>	330	7.883	0.627	5.878	10.120
<i>eff</i>	330	1.040	0.156	0.605	1.737
<i>tech</i>	330	1.159	0.314	0.698	2.898
<i>agtfp</i>	330	1.142	0.235	0.777	1.981

可见,农业新质生产力的均值为 0.416,整体水平不高;农业绿色全要素生产率均值为1.142,实现平均意义上的提升,但最大值为 1.981,最小值为 0.777,区域差异明显。产业集聚程度最大值为 3.524,最小值为 0.047,区域差异明显。产业结构升级指数的标准差为 0.093,反映了各地产业结构调整程度存在一定差异;农村人力资本最大值为 10.120,最小值为 5.878,各地农村人力资本水平的差距明显;控制变量的两极分化也较为明显。因此,需要充分考虑异质性情况。

四、结果分析

(一)基准回归结果分析

基于式(1)进行参数估计,经过 LM 检验、F 检验及 Hausman 检验后,采用固定效应模型分析农业新质生产力对农业绿色全要素生产率的直接影响,结果见表 3。表 3 中列(1)为未加控制变量未固定个体和时间效应的估计结果,列(2)为未固定效应但加入控制变量的估计结果,列(3)为加入控制变量固定个体效应的估计结果,列(4)为加入控制变量固定时间效应的估计结果,列(5)为加入控制变量且固定个体和时间效应的估计结果。比较发现,农业新质生产力的回归系数在四种情况下均显著为正,这说明模型具有一定程度的稳健性。基于列(5)的结果,农业新质生产力的回归系数为 2.086,且通过 1%的显著性检验,农业新质生产力可以促进农业绿色全要素生产率跃迁,假设 1 得到验证。那么,农业生产率促进农业绿色全要素生产率的跃迁缘起何处?为此,进一步考察新质生产率对农业绿色技术进步和绿色技术效率的影响,根据列(6),农业新质生产力对农业绿色技术进步的影响系数为 2.386,且通过 1%的显著性检验。而由列(7),农业新质生产力对农业绿色技术效率的影响为正,但未通过显著性检验。究其原因,农业新质生产力是由具有颠覆性、原创性和革命性的技术创新催生,是生产力“质”的跃迁,也将进一步催生农业绿色技术进步,有望从根本上重塑农业生产模式,深度革新农业产业链的各个环节。而且农业新质生产力的核心是利用技术创新、制度变迁和产业转型改善自然投入的利用效率^[22],提高自然投入和经济投入之间的配置效率,但囿于农业新质生产力实效产生具有一定滞后性,因此,对农业绿色技术效率的作用尚未发挥出来。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>agtfp</i>	<i>agtfp</i>	<i>agtfp</i>	<i>agtfp</i>	<i>agtfp</i>	<i>tech</i>	<i>eff</i>
<i>new</i>	1.529*** (0.144)	1.247*** (0.242)	1.825*** (0.352)	1.203*** (0.461)	2.086*** (0.553)	2.386*** (0.664)	0.174 (0.295)
<i>Controls</i>	no	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	no	no	yes	no	yes	yes	yes
<i>Province</i>	no	no	no	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	330	330	330	330	330	330	330
<i>R</i> ²	0.118	0.159	0.640	0.165	0.644	0.714	0.773

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上差异具有统计学意义，括号里面代表标准误。下同

(二) 稳健性检验

1. 内生性讨论

因测量误差、遗漏变量、双向因果关系可能导致内生性。为了规避内生性问题，采用两种方法进行检验：第一，为了规避扰动项可能导致的异方差或自相关，采用系统 GMM 进行估计[表 4 列(1)]，结果没有发生质的变化。第二，采用滞后二期的农业新质生产力作为当期农业新质生产力的工具变量，并采用 2SLS 估计方法分析控制内生性后农业新质生产力对农业绿色全要素生产率的影响[表 4 列(2)~(3)]，经过检验发现不存在弱识别和识别不足的问题，结果表明，农业新质生产力对农业绿色全要素生产率依然具有正向推动作用，反向因果关系影响微弱。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	系统 GMM <i>agtfp</i>	工具变量法(IV-2SLS) <i>L-1</i>	<i>L-2</i>	1%缩尾 <i>agtfp</i>	5%缩尾 <i>agtfp</i>	剔除样本 <i>agtfp</i>
<i>new</i>			1.315*** (0.212)	1.450*** (0.253)	1.432*** (0.229)	1.324*** (0.207)
<i>L1.new</i>	1.327*** (0.024)					
<i>L2.new</i>		1.235*** (0.037)				
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>AR(2)</i>	0.195					
Sargan 检验	83.276 [1.000]					
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i>			76.248 [0.000]			
<i>Cragg-Donald Wald F</i>			516.193 {17.165}			
<i>Hansen-p</i>			0.949			
<i>N</i>	300	300	300	330	330	297
<i>R</i> ²	0.258	0.242	0.243	0.296	0.317	0.233

注：方括号内的数值为 *p* 值，大括号内的数值为 Stock Yogo 检验在 5%水平对应的临界值

2. 缩尾处理

考虑到回归样本中的异常值可能影响估计结果，将基准回归中除核心解释变量外的所有变量进行 1%、5% 的双向缩尾处理，替换了超出上分位点和低于下分位点的数值并进行回归分析，结果见表 4 列(4)~(5)。可见，在剔除异常值后，回归结果仍然显著为正。

3. 删除部分样本

因北京、上海、天津三个直辖市城乡界限并不明显,与其他省份的情况有所差异,因此,剔除样本后再检验。需要说明的是,虽然重庆也是直辖市,但考虑到重庆是大城市带动大农村的空间结构,实质上是一个省份规模,因此,并未剔除重庆。结果见表4中列(6)。可见,结果没有根本性变化。

(三)影响机制检验

1. 产业集聚的中介效应检验

根据表5列(2),农业新质生产力可以显著促进农业产业集聚。对比列(1)和列(4)可知,列(4)中农业新质生产力的影响系数相较列(1)的系数有所下降,再结合列(4)的拟合结果,表明农业产业集聚也起到了中介作用,进一步经sobel检验后结果稳健,结果表明其中介效应占比为4.12%,假设2得到验证。溯其根源,农业新质生产力实质上是互联网技术、数字技术、信息技术与传统农业农村生产组织业态的融合。随着农业新质生产力的全面铺开,数字化、智能化、科技化、绿色化的信息收集、传导、处理水平快速升级,按照规模报酬递减规律,革新性技术的使用成本随之快速下降,促进农业科技研发升级、绿色技术推广加速,提高农业经营主体新技术应用的积极性,催生非正式环境规制,从而带动农业绿色技术进步,实现资源配置、规模经济效应、经营模式提档升级,并进一步促进农业绿色全要素生产率提升。

2. 产业结构升级的中介效应检验

根据表5中列(3),农业新质生产力会显著促进农业产业结构升级。对比列(1)和列(4),在纳入农业产业结构变量后,农业新质生产力的影响系数有一定程度下降,但其显著性并没有发生变化,因此,农业产业结构升级起到了中介作用,经sobel检验后表明结果稳健,产业结构升级的中介效应占比为3.56%,假设3得到验证。这说明农业新质生产力具有正向的外部性,对产业结构升级产生积极的拉动效应,带动农业产业结构向数字化、绿色化、高级化进阶,减少对高能耗、高污染的要害依赖程度,从而促进农业绿色全要素生产率提升。而且农业新质生产力还会促进数据、信息、创新等新型要素与劳动力、资本、土地等传统生产要素叠加,促进产业结构向合理化、低碳化调整,降低资源消耗、提高效率,因而推动农业绿色全要素生产率跃迁。因此,应充分发挥农业新质生产力的结构效应,推动农业新质生产力在农业领域的全面渗透,推动数字化种植、在线监测、智能水肥一体化等农业新业态全面铺开,推动农业提质增效。

3. 调节效应检验

调节效应分析结果见表5中列(5)~(6),列(5)为数字普惠金融指数与农业新质生产力的交互效应,交互项系数为0.449,通过1%的显著性检验,说明普惠金融具有正向调节作用,假设4通过验证。其原因在于,农业新质生产力对农业绿色全要素生产率驱动作用的发挥需要必要的金融资本支撑,而普惠金融为农业经营主体提供多元化的融资渠道,解决了农业资本积累缓慢导致资金约束问题,满足农业绿色生产转型的需要。同时,还能有效缓解创新研发过程中的持续性投入问题,从而激活科技创新效应以促进农业绿色发展。列(6)为农村人力资本与农业新质生产力的交互效应,可见,农村人力资本与农业新质生产力的交互项系数为0.057,且通过10%的显著性检验,说明农村人力资本也起到了正向的调节作用,假设5得到验证。其根源在于,农业新质生产力本质上是劳动力、劳动对象、劳动资料的优质整合发生的质变,而质变需要量变到一定程度才可能发生,因此,农业新质生产力离不开农村人力资本量变的支撑。当农村人力资本水平达到较高水平时,可给农业经营提供较高的智力支撑,因而,在农业生产中更容易掌握生产规律,对农药化肥更趋实现精准投入,在农产品运营中更容易把握市场信号,降低无谓的投入损耗,提高

农业绿色生产效率。而当农村人力资本水平尚处于较低水平时,难以为经营主体提供智力支持,对农业绿色全要素产生掣肘作用。

表 5 影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>agtfp</i>	<i>agg</i>	<i>pro</i>	<i>agtfp</i>	<i>agtfp</i>	<i>agtfp</i>
<i>new</i>	2.086*** (0.553)	0.526*** (0.108)	0.075* (0.044)	2.047*** (0.355)	1.213*** (0.026)	1.228*** (0.061)
<i>agg</i>				0.347*** (0.078)		
<i>pro</i>				0.332* (0.067)		
<i>fin</i>					0.543*** (0.012)	
<i>edu</i>						0.921 (0.571)
<i>fin * new</i>					0.449*** (0.144)	
<i>edu * new</i>						0.057* (0.032)
<i>Constant</i>	1.553* (0.844)	1.008*** (0.132)	0.949*** (0.015)	3.581*** (1.339)	0.266*** (0.096)	0.029 (0.095)
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Province</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	330	330	330	330	330	330
<i>R</i> ²	0.328	0.274	0.389	0.337	0.621	0.607

(四)进一步探讨:异质性分析

从描述性统计分析结果看,农业新质生产力区域差异明显,那么农业新质生产力对农业绿色全要素生产率的影响效应是否也具有异质性?为此进一步从动态演进层面、异质性生产力层面分析其差异化特征。

1. 动态演进效应

采用面板分位数方法来检验农业新质生产力水平的动态影响效应,以 50%分位为分水岭,把样本分为两个子样本,将农业新质生产力水平高于 50%分位的定义为高水平农业新质生产力,低于 50%分位的则定义为低水平农业新质生产力,分别进行回归分析,结果见表 6 列(1)和(2)。从表 6 通过列(1)知,在低水平区域,农业新质生产力对农业绿色全要素生产率的影响系数为 0.609,通过 1%的显著性检验。由列(2)可以看出,在高水平区域,农业新质生产力对农业绿色全要素生产率的影响系数为 1.974,也通过 1%的显著性检验。这说明农业新质生产力高水平区域的农业绿色全要素生产率提升效应更为明显,这要归因于高水平区域先进的农业技术和装备、较强的农业科技创新和研发水平、良好的农业生态环境和基础设施以及完善的农业政策和服务体系等多方面的因素共同作用。而在农业新质生产力水平较低的区域,正处于农业新质生产力加快培育建设中,需要大量现代化基础设施投入,并伴生一定的能源消耗,因而对农业绿色全要素生产率的驱动作用较弱。

2. 异质性生产力效应

考虑到农业新质生产力的形成是一项系统工程,是科技引领、绿色低碳、数字智能、高效融合等交叉迭代的结果,不同的生产力模式可能对农业绿色全要素生产率的影响效应存在差异。因

而,进一步探讨农业新质生产力不同模式的影响,这不仅能够丰富对农业新质生产力复杂性的理解,也能为制定更为精准、有效的农业新质生产力培育政策提供切实依据。对农业新质生产力各维度分别进行回归,结果见表6列(3)~(6)。由列(3)可知,科技引领生产力的影响系数为正,但并未通过显著性检验,这说明农业科技创新引领的经济效应存在滞后性或间接性,也一定程度上说明农业科技成果转化率低,农业推广体系不健全,农业科技创新之路道阻且长。由列(4)得到,绿色低碳生产力的影响系数为0.653,且通过5%的显著性检验,这说明绿色发展理念已经在农业领域发生化学反应,农村生态惠农的利益联结机制、生态产品价值转化机制已经呈现出良好的经济效应,“绿水青山就是金山银山”成为现实。由列(5)知悉,数字智能生产力的影响系数为0.402,并通过5%的显著性检验,说明数字智能生产力具有较强的渗透性和迭代性,加快了农业绿色转型步伐,这一结论与郭海红的研究结论一致^[21],但影响系数并不高,说明数字乡村建设、智慧农业等数字生产力模式尚处于探索阶段,需进一步挖掘其赋能农业绿色发展潜力。由列(6)可见,高效融合生产力并未产生积极的驱动效应,其合理解释为,融合发展需要打破多样化的边界,包括产业边界和城乡边界等,用工业化思维发展农业,用城市化思维发展农村,实现产业优势的互补和城乡市场的有效对接,但囿于长期以来第一产业与第二、第三产业发展模式的差异,城乡二元结构造成的巨大鸿沟,短时期内难以有效弥合,因此,高效融合生产力的驱动效能尚未发挥出来。

表6 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>agtfp</i> 低水平	<i>agtfp</i> 高水平	<i>agtfp</i> 科技引领	<i>agtfp</i> 绿色低碳	<i>agtfp</i> 数字智能	<i>agtfp</i> 高效融合
<i>new</i>	0.609*** (0.231)	1.974*** (0.0501)				
<i>n1</i>			0.428 (0.432)			
<i>n2</i>				0.653** (0.125)		
<i>n3</i>					0.402** (0.194)	
<i>n4</i>						0.321 (0.477)
<i>Constant</i>	0.819*** (0.076)	0.425*** (0.016)	1.593*** (0.502)	1.439*** (0.499)	1.230*** (0.341)	0.690*** (0.187)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	170	160	330	330	330	330
<i>R²</i>	0.217	0.293	0.201	0.186	0.273	0.198

五、研究结论与对策建议

(一) 研究结论

新质生产力的核心标志为全要素生产率的大幅提升,而农业新质生产力能否促进农业绿色全要素生产率跃迁尚有待证明。为探究农业新质生产力对农业绿色全要素生产率究竟是“红利”还是“黑利”,基于2012—2022年全国30个省份的面板数据,从科技引领、数字智能、绿色低碳、高效融合等维度构建农业新质生产力的评价指标体系,从直接效应、中介效应、调节效应、异质性

等多层面全面探究农业新质生产力对农业绿色全要素生产率跃迁的影响机制,得出的结论有:第一,农业新质生产力可以促进农业绿色全要素生产率跃迁,在考虑内生性、滞后期处理、缩尾处理、剔除直辖市样本等系列稳健性检验后,结论依然成立。第二,农业新质生产力通过推动农业产业结构向更高层次升级和深化农业产业集聚程度,以非线性方式对农业绿色全要素生产率产生积极的推动作用。第三,普惠金融和农村人力资本在农业新质生产力对农业绿色全要素生产率的驱动作用中起着正向调节作用。第四,异质性分析发现,农业新质生产力水平较高区域的推拉效应更突出,异质性生产力模式的影响效应差异明显,绿色低碳生产力着力于绿色低碳生产模式驱动效应最为突出。数字智能生产力加快了农业绿色转型步伐,但潜力仍需深挖。科技引领生产力对农业绿色全要素生产率的影响不显著,高效融合生产力的积极影响还未显现,需要长期关注以深入评估其对农业绿色全要素生产率的作用效果。

(二)对策建议

基于以上结论,提出如下对策建议:

第一,齐力并举培育农业新质生产力,高度重视不同生产力模式的差异。加大对农业科技创新的投入,特别是针对智能农业、精准农业等关键技术的研发。建立农业科技创新平台,促进产学研一体化,加速科技成果的转化和应用。鼓励农业企业与高校、科研机构合作,共同开展农业科技研发和推广。提高农业科技研发经费占比,支持农业科技创新平台建设,鼓励产学研一体化发展。加快推广现代生物育种、智能农机装备、高效节水灌溉等先进农业技术,提高农业生产效率。加强农业数字化基础设施建设,提高农村地区互联网和移动通信网络的覆盖率,为数字农业提供基础支撑。推广智慧农业应用,利用物联网、大数据、人工智能等技术,实现农业生产过程的智能化管理和决策,提高农业生产精准度和效率。鼓励农产品电商平台发展,推动农产品线上线下融合销售,拓展农产品市场。推广节水灌溉、有机农业、循环农业等绿色生产方式,减少农业生产对环境的负面影响。加强农业产业链上下游企业间的合作与协同,推动农产品加工、销售、物流等环节的现代化和高效化。通过农业与工业、服务业的深度融合,发展农业新业态和新模式,提高农业附加值和综合效益。

第二,深度促进农业产业集聚,极力推动农业产业结构升级。一方面,规划建设农业产业集聚区,引导农业企业及相关产业向集聚区集聚,形成规模效应和协同效应。加强产业集聚区的基础设施建设,提高产业集聚区的承载能力。推动产业集聚区内的企业间合作与协同创新,形成产业联盟,共同提升农业新质生产力。制定更为明确的产业集聚政策,包括税收优惠、资金扶持、用地保障等方面,为农业产业集聚提供强有力的政策支持。深入分析农业产业链的各个环节,优化产业链布局,促进上下游企业之间的紧密合作与协同。搭建产业链协同平台,推动信息共享、资源共享和利益共享,提升整个产业链的效率和竞争力。另一方面,推进产业融合与协同发展,加强农业与工业、服务业的融合发展,推动一二三产业的联动发展,形成产业协同发展新格局。鼓励农业企业与其他行业企业开展跨界合作,共同开发新产品、新技术,拓展新市场,实现资源共享和优势互补。培育龙头企业与产业集群,扶持一批具有核心竞争力的农业龙头企业,发挥其在产业集聚、技术创新、市场拓展等方面的引领作用。

第三,大力推动数字普惠金融渗透,全力培育农村人力资本。一方面,全力提升农村地区互联网和移动通信网络的覆盖范围和质量,为数字普惠金融的普及提供基础支撑。鼓励金融机构开发适合农业特点的数字化金融产品,如移动支付、在线贷款等,满足农民和农业企业的多样化金融需求。开展针对农民的金融知识普及活动,提升他们的金融素养和风险意识,帮助他们更好地利用数字普惠金融服务。制定和完善相关政策,为数字普惠金融在农业领域的发展提供有力

支持,同时加强监管,防范金融风险。另一方面,提高农村居民受教育程度。加大对农村地区教育的投入力度,提升农村学校的硬件设施和教学水平,确保每个农村居民都有接受良好教育的机会。针对农村居民的需求和就业市场的要求,推广职业教育和技能培训,提升就业能力和创业精神。鼓励有条件的农村居民接受高等教育,提升综合素质和专业能力,为农业和农村发展培养更多高素质人才。

第四,充分发挥优势地区的示范效应,切实关注非均衡特征。考虑到高水平区域的农业新质生产力的优势,应优先在高水平区域推广绿色、高效的农业生产模式和技术,建立一批农业新质生产力示范区,展示科技、绿色、高效农业生产模式和技术的成效。同时,打造样板工程,为其他地区提供可借鉴的经验和模式。进一步通过科学规划农业生产布局,提高资源配置效率,促进技术扩散,充分发挥示范效应。通过举办农业论坛、展览等活动,促进各地区间的合作和交流,分享农业生产力发展经验,促进区域间协调发展。通过信息的传播和技术的交流,推动农业产业的协同发展。而且,关注非均衡特征,各地区应立足自身特色,着力于不同的生产力模式,探索差异化发展路径,促进各地区农业发展的均衡性和协调性。

参考文献:

- [1] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 经济研究, 2024(3): 4-11.
- [2] 罗必良. 论农业新质生产力[J]. 改革, 2024(4): 19-30.
- [3] 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(3): 1-17.
- [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(4): 81-94.
- [5] 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(9): 24-30.
- [6] 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(4): 425-434.
- [7] 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(4): 36-46.
- [8] 高帆. 新质生产力与我国农业高质量发展的实现机制[J]. 农业经济问题, 2024(4): 58-67.
- [9] 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(4): 4-12.
- [10] 李政,崔慧永. 基于历史唯物主义视域的新质生产力:内涵、形成条件与有效路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024(1): 129-144.
- [11] 胡莹,刘铿. 新质生产力推动经济高质量发展的内在机制研究——基于马克思生产力理论的视角[J]. 经济学家, 2024(5): 5-14.
- [12] 郑建. 以新质生产力推动农业现代化:理论逻辑与发展路径[J]. 价格理论与实践, 2023(11): 31-35.
- [13] 高鸣,宋嘉豪. 以新质生产力全面夯实粮食安全根基的理论逻辑与现实路径[J]. 社会科学辑刊, 2024(4): 134-142.
- [14] 王静华,刘人境. 乡村振兴的新质生产力驱动逻辑及路径[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2024(2): 16-24.
- [15] 王琴梅,杨军鸽. 数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2023(6): 61-72.
- [16] 葛鹏飞,王颂吉,黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(5): 66-74.
- [17] 叶初升,惠利. 农业生产污染对经济增长绩效的影响程度研究——基于环境全要素生产率的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(4): 116-125.
- [18] 杨骞,王珏,李超,等. 中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(10): 21-37.
- [19] 郭海红,刘新民. 中国农业绿色全要素生产率时空演变[J]. 中国管理科学, 2020(9): 66-75.
- [20] 李健旋. 农村金融发展与农业绿色全要素生产率提升研究[J]. 管理评论, 2021(3): 84-95.
- [21] 郭海红. 数字乡村建设、资源要素错配与农业绿色全要素生产率[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2024(1): 102-116.
- [22] 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.
- [23] 高强,程长明. 农业新质生产力与新型生产关系:逻辑思路与改革路径[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2024(4): 41-54.
- [24] 钟甫宁. 重新构建农业经济学的思路[J]. 农业经济问题, 2023(3): 4-12.
- [25] 西奥多·W. 舒尔茨. 改造传统农业[M]. 2版. 梁小民,译. 北京:商务印书馆, 2006.
- [26] 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(3): 18-27.
- [27] 杨莲娜,张心雨. 农产品贸易促进了中国农业绿色发展吗? ——基于农业绿色全要素生产率视角[J]. 财贸研究, 2024(2): 31-41.

- [28] 卢泓钢,丁永鹏,吴伟光. 农业绿色发展先行区政策的效果评估——基于浙江省县域样本的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2024(4):24-34.
- [29] 银西阳,贾小娟,李冬梅. 农业产业集聚对农业绿色全要素生产率的影响——基于空间溢出效应视角[J]. 中国农业资源与区划,2022(10):110-119.
- [30] 薛蕾,申云,徐承红. 农业产业集聚与农业绿色发展:效率测度及影响效应[J]. 经济经纬,2020(3):45-53.
- [31] 杜传忠,疏爽,李泽浩. 新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J]. 经济纵横,2023(12):20-28.
- [32] 杨军鸽,王琴梅. 数字技术与农业高质量发展——基于数字生产力的视角[J]. 山西财经大学学报,2023(4):47-63.
- [33] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济,2015(12):83-98.
- [34] 金芳,金荣学. 农业产业结构变迁对绿色全要素生产率增长的空间效应分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):124-134.
- [35] 王磊,马金铭. 数字普惠金融影响农业绿色发展的机制与效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2023(6):14-27.
- [36] 刘成坤,程子婷,危俊卿. 乡村振兴背景下的数字普惠金融与农业绿色发展[J]. 青海社会科学,2024(3):117-129.
- [37] 唐勇,吕太升. 农业信贷、农业保险与农业全要素生产率增长——基于交互效应视角[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2021(3):116-128.
- [38] 韩海彬,赵丽芬,张莉. 异质型人力资本对农业环境全要素生产率的影响——基于中国农村面板数据的实证研究[J]. 中央财经大学学报,2014(5):105-112.
- [39] 陈银娥,邹一源,李鑫. 数字普惠金融对城乡贫富差距的影响研究——基于数字鸿沟的调节效应分析[J]. 宏观经济研究,2023(10):4-22.
- [40] 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(4):425-434.
- [41] 郭海红,刘新民. 数字乡村建设能否通过缓解资源要素错配程度提升农业绿色全要素生产率[J]. 宁夏社会科学,2023(5):107-117.
- [42] 郭海红,刘新民. 中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性[J]. 数量经济技术经济研究,2021(10):65-84.
- [43] 韩海彬,杨冬燕. 农业产业集聚对农业绿色全要素生产率增长的空间溢出效应研究[J]. 干旱区资源与环境,2023(6):29-37.
- [44] 蒋辉,张驰,蒋和平. 中国农业经济韧性对农业高质量发展的影响效应与机制研究[J]. 农业经济与管理,2022(1):20-32.
- [45] HALL R, JONES C I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. The quarterly journal of economics, 1999(1):83-116.

Can Agricultural New Quality Productivity Promote the Increase of Agricultural Green Total Factor Productivity

GUO Haihong, HAN Wenyan

(School of Economics and Management, Qingdao Agricultural University, Qingdao 266109, China)

Abstract: The prominence indicator of new quality productivity lies in the significant improvement of total factor productivity, but the mechanism by which agricultural new quality productivity can promote the leap of agricultural green total factor productivity is not yet clear. Based on this, an evaluation index system for agricultural new quality productivity that integrates “technology leadership, digital intelligence, green low-carbon, and integrated development” is constructed. The system GMM model, mediation effect model, and moderation effect model are used to deeply analyze the possibility, impact mechanism, action path, and heterogeneity of agricultural new quality productivity in promoting the leap of agricultural green total factor productivity. The study found that: (1) Agricultural new quality productivity can significantly promote the transition of agricultural green total factor productivity. After endogeneity testing, tail trimming, and sample removal, the results are robust. (2) Agricultural new productivity promotes the leap of agricultural green total factor productivity through two pathways of promoting the upgrading of industrial structure and industrial agglomeration. Besides inclusive finance and rural human capital also play a positive regulatory role. (3) The driving effect of regions with higher levels of agricultural new quality productivity is more prominent, and the impact effects of different productivity models vary significantly.

Key words: agricultural new quality productivity; agricultural green total factor productivity; agricultural industrial structure; agricultural industry agglomeration; inclusive finance; rural human capital

责任编辑 任剑乔

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>