雨生百谷 学术争鸣
谷雨论坛

地权整合对农业新质生产力培育的影响研究*

王 岩，李静爽，王 贺

（郑州航空工业管理学院经济学院，郑州 450046）

摘 要：培育农业新质生产力成为聚焦农业强国建设的现实关切，深度激活农业新质生产力内生发展动力，亟须构建与之发展水平相适配的农地制度框架和治理体系。基于2011—2021年省级面板数据，通过构建地权整合和农业新质生产力评价指标体系，实证检验了地权整合对农业新质生产力培育的影响效应、机制和异质性。研究表明，地权整合对农业新质生产力的培育具有显著正向影响，且这种影响效果在粮食主产区和农地市场化程度高的区域更强。进一步分析发现，地权整合通过缓解农地资源错配来促进农业新质生产力提升，同时农民专业合作社引领和财政支农在地权整合对农业新质生产力培育的影响中发挥正向显著调节作用。据此，提出持续提升地权整合质效、强化合作社引领联结功能、突出财政支农重点以及制定契合区域发展的差异化驱动路径等针对性建议。

关键词：地权整合；农业新质生产力；资源错配

中图分类号：F321.1 **文献标志码**：A **文章编号**：1674-9189(2024)06-0048-15

一、引 言

2023年9月，习近平总书记在黑龙江考察期间前瞻性地提出“新质生产力”这一重要概念，指出要整合科技创新资源，引领发展战略性新兴产业和未来产业，加快形成新质生产力(杜尚泽等，2023)。随后，在2024年1月31日二十届中央政治局第十一次集体学习中，习近平总书记首次全面系统阐释了新质生产力，强调要推动新质生产力加快发展。可见，在新发展格局下，大力发展新质生产力已成为构建现代化产业体系、推动高质量发展主题的关键性战略举措(程恩富等，2023)。农业作为基础产业、传统产业，是发展新质生产力的重要领域(魏后凯等，2024)。当前，我国农业仍然存在大而不强、多而不优等突出问题，要使我国实现“农业大国”向“农业强国”的历史性跨越，亟须加快发展以高质量为核心目标、以创新为首要动力、以科技深度融合为内在支撑的农业新质生产力，推进中国式农业现代化进程，实现农业强国建设目标(罗必良等，2024)。

培育农业新质生产力，首要任务是破除农业新质生产力发展面临的诸多障碍，形成与之发展水平相适配的制度框架与治理体系。农地作为农业生产最基础和最关键的生产资料，农地产权制度的深化改革对于培育农业新质生产力至关重要，其中地权整合作为农地产权制度体系中的关键一环，无疑会对农业新质生产力的发展产生显著影响(杨颖，2024)。基于此，研究地权整合如何充分发挥制度优

*项目来源：国家社会科学基金青年项目(21CJL012)；河南省高等学校青年骨干教师培养计划(2024GGJS095)；郑州航空工业管理学院研究生教育创新计划基金项目(2024CX29)。

作者简介：王岩，男，博士，副教授，硕士生导师，研究方向：土地经济与政策。

势，形成适配农业新质生产力发展的治理体系，对于提高农业质量、效益和竞争力，推动农业转型升级，赋能农业高质量发展显得尤为必要。

事实上，中国农村土地产权长期存在着界限不清晰、地权稳定性弱的历史顽疾（刘守英，2019）。地权整合作为应对地块插花、地权碎片化以及推动农地规模经营的产权基础，一直是学术界关注的重点，梳理相关研究可概括为以下两方面。一是地权整合的形式探索。囿于“大国小农”的国情，学术界围绕农地经营实践，主要提出三种整合模式：合作型模式强调农民之间的自愿合作和互助共赢，通过土地股份合作、土地流转等方式实现地权整合（胡新艳等，2019）；内生型模式注重发挥农村内部资源的作用，通过发展新型农村集体经济、推广农业现代技术和运用社会化服务等途径推动地权整合（李宁等，2021）；外生型模式则借助外部力量推动地权整合，如政府引导下的土地整理、土地开发、农地确权等（王雪琪等，2018）。二是地权整合与农业生产间关系研究。在产权经济学视角下，清晰的农地产权是显化农地资产属性的关键，它能有效促进资源的优化配置和要素的高效流动（顾岳汶等，2019）。具体体现为：激发农业生产活力（耿鹏鹏，2021），促进农地向生产效率较高的经营主体有效集中，实现适度规模经营和“能人”种地的双重效益（Ghatak et al., 2007），进而提高农民收入、提升乡村振兴成效（郑永君等，2023；Jiang et al., 2022）。

一直以来，农业生产力被认为是影响我国农业生产方式转型升级的关键变量。随着新质生产力这一创新性概念的提出，农业新质生产力应运而生，引发学者关注。既有研究从历史背景、理论渊源、价值意蕴和现实意义等多维角度回溯农业新质生产力的理论脉络（罗必良，2024），揭示农业新质生产力不仅仅是传统意义上的生产效益提升，更涵盖了一种全新的生产方式和思维体系，是农业农村领域更具综合性的价值创造介质。发展农业新质生产力将为农业高质量发展注入新动力，是全面夯实粮食安全根基和加快建设农业强国的题中应有之义。然而，有关农业新质生产力的实证研究尚处于探索阶段，有研究基于“生产力三要素”基本原理构建农业新质生产力综合评价指标体系，测量总结出我国农业新质生产力的区域差异和动态演变特征（朱迪等，2024）。

基于上述分析，既有文献关注到了农业新质生产力的本质特征与丰富内涵，也注意到了地权整合的探索途径、影响因素以及对农业生产的积极影响，但农业新质生产力作为农业生产的核心推动力量，地权整合与农业新质生产力间的内在逻辑关系尚未得到应有重视，将二者纳入统一框架进行分析的研究有待补充。鉴于此，本文构建指标体系对中国农业新质生产力水平进行测算，尝试解构地权整合助推农业新质生产力发展的内在逻辑，并进一步探索可行的实现路径，为地权整合制度支撑农业新质生产力发展目标提供有益参考，为未来推进农业新质生产力发展作出整体性判断。

本文边际贡献可能在于：第一，创新性地从地权整合这一制度视角进行了规范的实证研究，深刻剖析了地权整合对农业新质生产力培育的影响机制，为培育农业新质生产力提供了新思路；第二，基于农业新质生产力的本质内核，从新质农业劳动者、新质农业劳动对象和新质农业劳动资料三个维度构建指标体系，为科学评估并监测农业新质生产力发展水平及演化趋势提供依据；第三，关注不同发展模式下培育农业新质生产力水平的差异化驱动路径，深入理解影响农业新质生产力发展的组合动因、作用机制与发展条件，为不同区域依托自身特色差异化发展农业新质生产力提供可靠的经验证据和对策启示。

二、理论分析与研究假说

（一）地权整合与农业新质生产力的理论意蕴

1. 地权整合

产权理论创始人科斯强调，清晰的产权是经济高效运作的核心基石（Coase, 2013）。研究地权关系

的稳定发展，是中国特色土地制度顶层设计的核心内容。本文所提出的地权整合，是对以往学者阐述的地权稳定性概念的深化和拓展，地权整合不仅仅强调农地确权颁证政策的实施效果、农地流转交易形式和期限的稳定性，还关注了破解农地物理形态上的细碎化问题，实现地块的整合连接、集中利用（郑永君等，2023）。具体而言，地权整合是一个综合性过程，通过法律、政策或市场手段，将分散的土地权益统一管理和协调，整合过程着重强调农地持有的稳定性、土地权属的清晰性、整合地块的集中性和农地流转的规模性，旨在实现同一空间格局内农地资源的合理分配和可持续利用。

2. 农业新质生产力

农业新质生产力是新质生产力在农业领域的具体展现。目前，学术界对农业新质生产力的内涵进行了探讨，但尚未形成共识。本文借鉴罗必良（2024）、魏后凯（2024）、杨颖（2024）等的研究，认为农业新质生产力的基本内涵在于：以农业数字化、智能化和科技化为主线，以建设现代农业产业体系、生产体系、经营体系为依托，积极整合科技创新资源，引入新技术、新设备、新模式，加快推进农业深度转型升级，实现全要素生产率提升的农业先进生产力。依据马克思主义生产力理论，农业新质生产力理论内涵由新质农业劳动者、新质农业劳动对象和新质农业劳动资料构成。

首先，知识型、技能型和创新型的新质农业劳动者将成为未来农业发展的核心驱动力。与传统农业劳动者相比，新质农业劳动者是具备较高文化素养、较强农业专业技能和创新能力的新型人才。该类群体在信息获取、农技提升上展现出较强的适应力和学习力，能够迅速吸收和应用新的涉农知识与技能，适应数智化工作情景；其具备跨界融合、协调、管理的综合素养，能够解决数字农业涌现的复杂难题（黄群慧等，2024）。

其次，新型化和生态化的新质农业劳动对象将是农业新质生产力的重要组成部分。农业劳动对象是指在农业生产中被加工、改造或服务的物质对象，传统农业以土地、作物、家禽为主，生产过程依靠粗放型经营模式运行，产生资源耗费和环境破坏等问题。相比之下，农业新质生产力蕴含着更为前沿的生态理念和产业升级思维，在此背景下，新质农业劳动对象显著强化新型化与生态化特征，旨在实现经济、社会、生态和谐统一。其中，加强种业关键性技术突破和优良品种选育运用、借助技术进步加速升级农业及其关联产业链供应链、推动农业生态和经济耦合协调发展等措施将成为新质农业劳动对象的提升路径。

最后，注重实质性和数智性同步发展的新质农业劳动资料在农业新质生产力中发挥着核心作用。在农业生产中，劳动者通常需要利用劳动资料影响、作用于劳动对象，它是划分生产力发展水平、生产关系变革以及社会发展形态不同阶段的核心依据。为推动农业新质生产力的持续进步，新质农业劳动资料需实现实质性与数智性的同步发展。一方面要加强农业基础设施的建设与优化，注重智能化、自动化农机设备的广泛应用，并降低对不可再生资源的依赖；另一方面还需注入更多数实融合的数智元素，逐步取代传统农业手段，推动智慧农业的发展。

（二）地权整合对农业新质生产力培育的影响效应

立足唯物史观，生产力的持续发展必然催生生产关系的变革，发展农业新质生产力要求构建与之匹配的新型生产关系（刘文祥，2024）。在“三权分置”背景下，土地流转潜力逐步释放，地权整合作为一种生产关系的优化调整手段，将分散的土地资源有效整合，改变了低效率、分散化、不利于现代科技力量和技术要素注入的小农经营格局，为农业新质生产力的发展提供有效载体。具体途径来讲，地权整合通过优化土地资源配置实现农业规模化经营，进一步从生产力的基本要素——劳动者、劳动对象和劳动资料三个维度着手，对农业新质生产力产生溢出效应。

1. 农业劳动者：促进传统农户向知识型、技能型和创新型高素质新型经营主体转变

地权稳定性的强化是农业生产要素投入改变的重要诱因，而能否让投入生产的要素合理匹配发挥集聚效应，取决于农地经营主体的决策（耿鹏鹏，2021）。事实上，随着市场竞争的加剧和消费者需求

的多样化，倒逼农产品的品种和功能趋向品质化、多元化发展，而传统农户通常缺乏成本核算能力、品牌塑造觉悟和市场风险意识，难以发挥土地集中连片的资源禀赋优势，未能制定适应市场发展的生产和经营策略，这使其在市场竞争中处于不利地位（李怀等，2023）。因此，地权整合促进传统农户向知识型、技能型、创新型的高素质新型经营主体转变。这类经营主体在生产规模、技术水平、市场渠道等方面更具优势，能够更好地适应现代农业发展的需求。

2. 农业劳动对象：推动农业生产向集约化、新型化和生态化转型发展

地权整合在显化了地权稳定性的基础上，又强调了地块的集中经营。首先，连片的地块便于田间管理与机械化耕作，不仅可以降低管理成本、时间成本，还能促进农业资源的合理配置和高效利用，实现农业集约化经营。其次，规模化经营使得农业生产更加标准化、统一化，便于电商企业集中采购、统一销售，同时也更好发挥龙头企业引领示范作用。同时，土地集中优势还为部署良种培育试验和繁育工作提供便利，增强了良种培育技术的发展和创新，推进了农业生产新型化的转变。最后，稳定的产权将增进行为主体长期投资意愿，当地权趋于稳定，农户通过对地块的统一规划和管理，会更愿意采纳和实施节水、节肥、节药等清洁生产技术，打破传统增长路径中的高耗能、高污染困境，提高农业的生态化水平。

3. 农业劳动资料：农业生产的科技含量和服务附加值得到强化

既有研究指出，农业机械设备较高的投资门槛与较强的资产专用性，决定了必须要有较大农地规模与之相匹配。在能源农业向智慧农业跃迁的关键期，更加系统地引入和应用前沿农业技术，融入虚实交织的数智元素，强化数字化基础设施的建设工程，如无人机、遥感技术、土壤湿度传感器等，这些都将依赖于一定的土地规模和集约化管理。同时，随着规模化经营的推进，农业生产方式逐渐从传统的分散经营向集约化、标准化方向转变。这一转变带来了对高效、专业化服务的迫切需求，如农业机械服务、科学种植、培育技术和管理等。即地权整合为农业科技创新和成果转化提供了有效载体，同时也为农业社会化、专业化服务提供了实施空间。因此提出假说1。

H1：地权整合对农业新质生产力的培育具有显著的推动作用。

（三）地权整合对农业新质生产力培育的影响路径分析

1. 农地资源错配的中介效应

要素错配是影响农业生产力提升的一大障碍。所谓要素错配，即在完备市场经济中，同质要素应获相同回报，否则存在要素错配（盖庆恩等，2020）。聚焦于农业领域，家庭联产承包责任制背景下将土地按人口平均发包，忽略了农户生产效率的差异化，是造成农地资源错配的制度基础。到“三权分置”时期，农地经营权的独立与放活，为农地资源实现优化整合创设了弹性运作空间，然而农地产权不明、市场运转受阻会限制农地分配、流转和用途，进而导致错配（胡江峰等，2023）。在此背景下，地权整合借助土地流转、确权颁证、整合地块和推进农地流转市场化等路径实现农地资源再分配和整合治理，有效释放了农村土地内生发展活力，优化了土地要素配置和农地规模经营，成为缓解农地资源错配的有力抓手。已有研究表明资源错配导致生产要素边际收益差异化，加剧全要素生产率离散度，进而损害生产率水平（Hsieh et al., 2009）。换言之，提升资源配置效率将有利于全要素生产率的提升。由于农业全要素生产率的提升是农业新质生产力的核心标志，缓解农地资源错配将有助于推动农业新质生产力的发展。具体逻辑主要表现为：优化农地资源配置有利于土地要素联合劳动力、资本、数据等关联要素发挥乘数效应，推动农地规模经营和社会化服务等领域良性发展，助力农户接轨现代农业体系，激发农业全要素活力，从而促进农业新质生产力发展，提高农业生产效率。因此提出假说2。

H2：地权整合通过缓解农地资源错配进而促进农业新质生产力的发展。

2. 农民专业合作社引领的调节效应

经典马克思主义农业合作理论为农民专业合作社（以下简称“合作社”）的构建奠定了思想基石。我

国近代社会不同时期历史任务的完成，巩固了合作社的核心地位(缪德刚等，2024)。合作社作为农民实现联合的重要组织形式，在地权整合与农业新质生产力发展进程中仍发挥关键作用。首先，根据资源依赖理论，在注重地缘、亲缘的乡土社会中，合作社不仅依据当地资源禀赋发展特色产业，还与村“两委”等基层政府、社会组织等主体通过资源互换，形成利益联结、良性互动关系，最终实现资源的合理配置，为地权整合创设了组织条件；其次，合作社通过纵向一体化，降低信息不对称和不确定性，打通农业经营全链条，提高市场议价能力，达到降低成本、改善经营效益目的，为农业新质生产力发展奠定经济基础(张连刚等，2023)；最后，合作社还能凝聚、吸纳、激活人力资本，促进多元主体有效参与，激发乡村社会的活力和内驱力。此外，农业合作以合作社为载体有效促进新技术普及和专用性资产投入，推动传统农业向高附加值、品牌化、标准化产业转型，加快实现农村集体经济发展模式和业态创新。因此提出假说3。

H3：合作社能够强化地权整合对农业新质生产力培育的促进作用。

3.财政支农的调节效应

受自然规律的制约，农业本身具有天然的脆弱性，这使农业投资具有高需求、长周期和效益滞后的特点。基于这一体系特性，需要通过财政支农政策加以改善和优化。其中，财政支农也被称为政府支农，是指政府将一部分财政资金转移到农业领域，旨在扶持和推动农业经济发展，优化农村生活环境，提升农民生活质量。当前，我国农业发展面临基础设施薄弱、农业科技渗透深度和应用广度不足、新型农业经营主体普遍规模小、实力弱等制约因素，财政支农在一定程度上解决了这些农业发展掣肘问题。一方面，财政支农为农村基础设施建设提供坚实的资金保障，包括固定资产投资、农业综合开发资金、财政扶贫资金和农村公共服务领域开发投资等，有效改善地权整合的铺设条件，同时有助于增强地权整合后农业生产的规模效应和协同效应。另一方面，财政支农资金可以支持农业科技创新，推动农业新技术、新装备的应用，同时促进信息、技术和人才联动发挥集聚效应，使地权整合后的农业生产更具竞争力和可持续性，有助于农业新质生产力的培育发展。因此提出假说4。

H4：财政支农能够提升地权整合对农业新质生产力培育的推动作用。

地权整合对农业新质生产力培育的影响机制见图1。

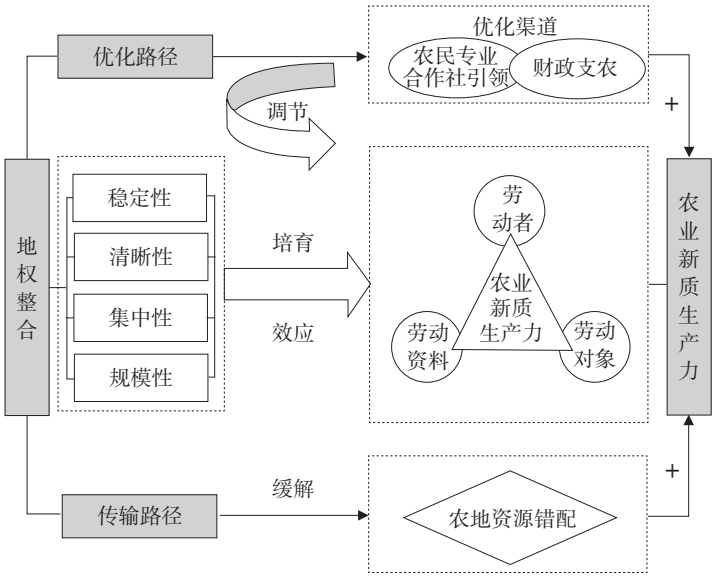

图1 地权整合对农业新质生产力培育的影响机制

三、数据来源、变量选取和模型构建

（一）数据来源

本文选取2011—2021年中国30个省份（不含西藏和港澳台地区）的面板数据作为研究样本。其中，年末种子审定数从中国种业大数据平台官网手工整理而得，数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心官网，政府官方公告中政府环境规制词频数从北大法宝案件文书数据库中手工整理得到，农业产业化龙头企业个数从农业农村部官网以及中国农业产业化龙头企业协会官网手工整理获取，其他数据来源于历年《中国经营管理统计年报》《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》《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴和国家统计局官网等，缺失数据采用插值法补充。

（二）变量选取

1. 被解释变量：农业新质生产力

就“农业新质生产力”的本质内涵来讲，其由新质农业劳动者、新质农业劳动对象和新质农业劳动资料三要素构成。因此，本文基于对农业新质生产力核心理论要素的分析，结合现有文献研究成果，选取20个三级指标较为全面系统地构建农业新质生产力综合评价指标体系（见表1）。农业新质生产力综合指数越大，则农业新质生产力水平越高。

测度综合指数时，采用熵值法确定指标权重，具体步骤如下：

确定初始数据矩阵 $X=\{x_{t,i,j}\}_{y\times m\times n}$，其中，$x_{t,i,j}$ 为第 t 年 i 省份的第 j 个指标值，y、m、n 分别为 t、i、j 的最大值；

标准化处理 $(x'_{t,i,j})$，正向指标按 $(x_{t,i,j}-\min x_{t,i,j})/(\max x_{t,i,j}-\min x_{t,i,j})+0.01$ 取值，负向指标按 $(\max x_{t,i,j}-x_{t,i,j})/(\max x_{t,i,j}-\min x_{t,i,j})+0.01$ 取值；

标准化矩阵 $Y=\{Y_{t,i,j}\}_{y\times m\times n}$，$y'_{t,i,j}=x'_{t,i,j}/\sum\sum_{i,t}x'_{t,i,j}$；

信息熵 $e_j=-k\sum\sum_{i,t}(y_{t,i,j}\ln y_{t,i,j})$，$k=1/\ln(y\times m)$；信息效用值 $d_j=1-e_j$；

各指标权重 $w_j=d_j/\sum d_j\sum_j d_j$；

各省份每年综合得分 $s_{t,i}=\sum_j(w_j\times x'_{t,i,j})$。

2. 核心解释变量：地权整合

在地权整合程度的测度中，学者使用较多的方法是利用单一变量去表征，如通过农地流转期限或签订契约形式等。本文认为地权整合是一个综合性指标，应当通过熵权法构建综合评价指标体系。参考郑永君等（2023）对地权整合的定义，将地权整合从稳定性、清晰性、集中性和规模性四方面进行刻画，其中，稳定性是指农户对农地持有期限确定性的感知，用农户家庭承包土地流转合同份数表征，代表农户对农地及其产出的排他性权利的感知；清晰性是指农地权属界定是否清楚，用各省份颁发土地承包经营权证份数衡量；集中性是指整合地块集中程度，用各省份经营耕地面积大于10亩的农户数度量，反映地块在空间层面上的相连程度；规模性则通过各省份农地流转率表征，这是因为一般来说农地流转率的增加和流转面积的扩大，表明了农地资源正在向规模经营主体集中，有助于实现农地的规模经营。在测度地权整合综合指数时，参考农业新质生产力的测度方法及步骤。指标选取见表2。

表1 农业新质生产力水平综合评价指标体系

准则层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
新质农业劳动者	知识型	人力资本结构	劳动者人力资本结构	劳动者人力资本结构①	正
		教育水平	农村教育水平	农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例(%)	正
	技能型	技术培训	参与职业培训人数	参与职业培训机构的农村劳动者人数(人)	正
		技术效率	人均农业产值	农业产值/乡村人口(元/人)	正
	创新型	创新能力	农业有效发明专利率	有效发明专利数/专利申请数(%)	正
		创业发展水平	接受创业服务的农村劳动者人数	接受创业服务的农村劳动者人数(人)	正
新质农业劳动对象	新型化	良种培育	良种培育数量	年末种子审定数(个)	正
		龙头企业带动效率	农村龙头企业带动效率	农业产业化龙头企业个数/乡村人口(个/万户)	正
		营商新业态	农产品数字化交易	基于网络订单而销售的商品和服务总额(亿元)	正
	生态化	绿色环保	政府环境规制力度	年度政府官方公告中环境规制词频数(%)	正
			单位面积化肥施用量	化肥施用量/播种面积(吨/千公顷)	负
			单位面积农药施用量	农药施用量/播种面积(吨/千公顷)	负
新质农业劳动资料	实质性	基础设施	农业数字服务固定投资	交通运输、仓储和邮政业总投入(万元)	正
			农业机械化水平	年末农业机械总动力(万千瓦/万人)	正
		资源消耗	单位面积农膜使用量	农膜总使用量/播种面积(吨/千公顷)	负
			柴油使用强度	柴油总使用量/播种面积(吨/千公顷)	负
			单位人均用电量	农业用电量/第一产业从业人员(千瓦时/万人)	正
	数智性	数字化水平	农村光缆线路覆盖率	每平方千米光缆线路的长度(千米)	正
			移动电话覆盖率	农村居民每百户拥有的移动电话数量(部)	正
			农村网络支付数量及规模	数字普惠金融指数	正

表2 地权整合综合评价指标体系

一级指标	二级指标	衡量方式
地权整合	稳定性	农户家庭承包土地流转合同份数(份)
	清晰性	颁发土地承包经营权证份数(份)
	集中性	经营耕地面积大于10亩的农户数(户)
	规模性	农地流转率(%)

3. 控制变量

为避免遗漏变量可能产生的内生性偏误，本文进一步将以下变量纳入计量模型：(1)城乡消费比：用城镇居民人均消费支出与农村居民人均消费支出的比值衡量；(2)农村人均居民收入：用农村居民人均收入值衡量；(3)农地受灾面积：用因自然灾害导致农作物产量损失超过一成以上的播种面积对数来衡量；(4)二元对比系数：用第一产业与二三产业比较劳动生产率的比率衡量；(5)农业产值比重：用第一产业增加值占地区生产总值比重衡量。

4. 机制变量

农地资源错配是本文的中介变量，参考盖庆恩等(2020)做法，用各省份粮食产量的方差衡量。农民专业合作社引领和财政支农是本文的调节变量，分别用平均每千人农民合作社数量与各省份财政支农占比衡量。

各变量数据的描述性统计见表3。

① 劳动者人力资本结构=(未上学人口数*0+小学人数*6+初中人数*9+高中人数*12+(大专+本科+研究生)*16)/6岁及以上人口数。

表3　描述性统计

变量名称		均值	标准差
被解释变量	农业新质生产力	0.1887	0.0743
核心解释变量	地权整合	0.3144	0.1846
	城乡消费比	2.1740	0.3594
	农村人均居民收入	13 255.18	5 985.26
控制变量	农地受灾面积	5.9206	1.5481
	二元对比系数	0.4776	0.0900
	农业产值比重	9.6852	5.1674

（三）模型构建

为检验地权整合对农业新质生产力培育的影响效应，构建以下基准回归模型：

$$Y_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 X_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+Pro+Year+\varepsilon \quad (1)$$

式中，$Y_{i,t}$ 为 i 省份在 t 年的农业新质生产力；$X_{i,t}$ 为 i 省份在 t 年的地权整合程度；*Controls* 表示控制变量集合；ε 为随机扰动项；α_0、α_1 和 α_2 表示待估参数；此外，*Pro* 和 *Year* 分别表示省份和年份固定效应。

机制检验方面，本文从农地资源错配方面考察地权整合何以影响农业新质生产力发展。具体模型如下：

$$M_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 X_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+Pro+Year+\varepsilon \quad (2)$$

式中，$M_{i,t}$ 为地权整合影响农业新质生产力发展的中介变量农地资源错配，其余变量和参数的定义与式(1)一致。

为检验农民专业合作社引领和财政支农对地权整合对农业新质生产力培育的调节效应，本文在式(1)中分别引入交互项“农民专业合作社引领×地权整合”和“财政支农×地权整合”，构建模型(3)(4)，具体模型如下：

$$Y_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 X_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+\alpha_3 Nmzyhzs\times X_{i,t}+\alpha_4 Nmzyhzs+Pro+Year+\varepsilon \quad (3)$$

$$Y_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 X_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+\alpha_3 Czzn\times X_{i,t}+\alpha_4 Czzn+Pro+Year+\varepsilon \quad (4)$$

式中，*Nmzyhzs* 为农民专业合作社引领，*Czzn* 为财政支农；α_3 和 α_4 为待估参数；其他参数含义均与式(1)相同。

四、实证分析

（一）数据特征

1. 农业新质生产力发展水平的变化趋势

表4反映了2011—2021年中国农业新质生产力发展水平的变化趋势。可以发现，农业新质生产力总体水平呈上升态势，均值从2011年的0.126上升至2021年的0.259。观察不同产区的数值分布，发现粮食主产区农业新质生产力水平总体高于非粮食主产区，但就增速来看，非粮食主产区近年增势相对明显，这可能是由于受“一带一路”倡议的积极影响，该地区创新驱动效能提升显著，展现出一定的“追赶效应”。

2. 地权整合程度的变化趋势

表5描述了2011—2021年中国农村地权整合程度的变化趋势。总体看，农村地权整合程度呈现波动式增长趋势，总体均值由2011年的0.262上升至2021年的0.334。此外，粮食主产区地权整合程度具有明显优势，非粮食主产区则稍显滞后，2021年均值仅为0.211，低于粮食主产区的均值0.497。这表明，地权整合作为应对土地细碎化的有力措施，尽管取得一定成果，但仍然有较大的增长空间。

表4 2011—2021年中国农业新质生产力发展水平的变化趋势

年份	均值	标准差	最小值	最大值	粮食主产区均值	非粮食主产区均值
2011	0.126	0.0408	0.0573	0.219	0.146	0.111
2012	0.138	0.0419	0.0638	0.240	0.156	0.124
2013	0.151	0.0554	0.0682	0.313	0.168	0.138
2014	0.165	0.0613	0.0769	0.347	0.181	0.154
2015	0.173	0.0595	0.0793	0.355	0.186	0.163
2016	0.184	0.0619	0.0892	0.388	0.198	0.173
2017	0.196	0.0653	0.0888	0.398	0.213	0.184
2018	0.211	0.0708	0.0950	0.426	0.227	0.200
2019	0.225	0.0770	0.0993	0.458	0.239	0.215
2020	0.245	0.0756	0.121	0.439	0.267	0.228
2021	0.259	0.0684	0.140	0.424	0.290	0.236

表5 2011—2021年中国农村地权整合程度的变化趋势

年份	均值	标准差	最小值	最大值	粮食主产区均值	非粮食主产区均值
2011	0.262	0.142	0.0374	0.564	0.380	0.172
2012	0.278	0.157	0.0317	0.687	0.405	0.182
2013	0.288	0.166	0.0420	0.714	0.422	0.185
2014	0.299	0.180	0.0248	0.748	0.449	0.184
2015	0.318	0.187	0.0418	0.743	0.477	0.197
2016	0.330	0.191	0.0724	0.769	0.492	0.206
2017	0.329	0.202	0.0316	0.771	0.504	0.195
2018	0.333	0.195	0.0333	0.765	0.494	0.211
2019	0.346	0.201	0.0658	0.794	0.513	0.218
2020	0.341	0.200	0.0397	0.779	0.505	0.215
2021	0.334	0.208	0.0164	0.787	0.497	0.211

（二）地权整合对农业新质生产力培育影响的基准回归结果

表6报告了地权整合对农业新质生产力培育的影响效应。列(1)汇报了在不考虑控制变量以及固定效应下OLS的估计结果，回归系数在1%水平上正向显著。为解决遗漏变量带来的内生性，列(2)加入控制变量，地权整合(x)的估计系数为0.2109，结果依然显著。进一步地，加入省份固定效应和时间固定效应以排除不可观测因素的影响，结果发现列(3)中地权整合系数为0.0797，验证了地权整合对农业新质生产力培育具有积极影响效应，假说1成立。

（三）稳健性检验及内生性处理

1.剔除直辖市样本

鉴于直辖市在农业政策支持力度及其农业发展水平的特殊性，为保证研究精准化，剔除四个直辖市样本。结果如表7列(1)所示，地权整合的估计系数在5%水平上显著为正，主要研究结论依旧成立。

2.缩尾处理数据离群值

鉴于样本数据的异常值可能会对研究结论产生负面影响，文中对所选样本数据进行1%缩尾优化，回归结果如表7列(2)所示，地权整合系数为0.0719，在5%水平上正向显著，说明基准回归结果稳健可靠。

3.滞后一期核心自变量

鉴于地权整合对农业新质生产力的培育影响可能存在滞后效应，将地权整合变量作滞后一期处理，回归结果如表7列(3)所示，地权整合展现出了显著的“雪球效应”，即当前阶段的地权整合不仅有助于农业发展，更能为下一阶段农业新质生产力的培育与壮大奠定坚实基础。

表6　基准回归结果

变量	(1) 农业新质生产力	(2) 农业新质生产力	(3) 农业新质生产力
地权整合	0.1707***(0.0201)	0.2109***(0.0162)	0.0797**(0.0344)
常数项	0.1350***(0.0073)	−0.1234***(0.0326)	0.1386***(0.0349)
控制变量	否	是	是
年份固定效应	否	否	是
省份固定效应	否	否	是
样本量	330	330	330
R^2	0.1799	0.7216	0.9259

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内为标准误。下同。

表7　稳健性检验

变量	(1) 农业新质生产力	(2) 农业新质生产力	(3) 农业新质生产力
地权整合	0.0655**(0.0263)	0.0719**(0.0342)	
滞后一期			0.0897**(0.0359)
控制变量	0.1540***(0.0292)	0.1439***(0.0344)	0.1641***(0.0394)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
样本量	286	330	300
R^2	0.9557	0.9264	0.9300

4. 内生性处理

基准回归使用的固定效应模型虽然在一定程度上缓解了内生性，但仍不可避免地存在因遗漏变量或反向因果导致的内生性问题，因此本文选择1983年各省份实施家庭联产承包责任制的户数比与上一年各省份家庭承包耕地流转比的乘积作为工具变量(Iv)，对内生性问题作进一步处理。工具变量选取原因如下：一方面，1983年各省份实施家庭联产承包责任制的比例属于历史数据，对当期地权整合程度影响较弱，满足外生性；另一方面，由于农地政策的制定具有一定的路径依赖性，早期各省份实施家庭联产承包责任制的比例必然会对当下各省份农地流转产生一定影响。此外，由于早期数据只有一期，属于截面数据，本文将该比例与各省份上一年家庭承包耕地流转比例相乘，以构建面板数据适用的工具变量(周京奎等，2020)，同时采用最小二乘法两阶段回归进行相关内生性检验，结果见表8。从列(1)结果来看，工具变量对地权整合的估计系数为0.6120且在1%水平上显著；列(2)为对农业新质生产力的第二阶段回归结果，估计系数为0.2166且在1%水平上显著，说明在考虑内生性问题后，本文研究结果依然具有稳健性。

表8 内生性检验

变量	（1） 地权整合	（2） 农业新质生产力	变量	（1） 地权整合	（2） 农业新质生产力
工具变量	0.6120***（0.0718）		年份固定效应	是	是
地权整合		0.2166***（0.0409）	省份固定效应	是	是
常数项	−0.1860**（0.0897）	−0.1205***（0.0382）	样本量	330	330
控制变量	是	是	R^2		0.7449

（四）地权整合对农业新质生产力培育的影响路径检验

1. 农地资源错配的中介效应

根据式(2)设定，就地权整合对农地资源错配这一中介变量的影响进行分析，表9汇报了中介效应模型的参数估计结果。列(1)中地权整合对农地资源错配的估计系数显著为负，说明地权整合缓解了农地资源错配。其原因在于，地权整合通过土地流转、明确产权并颁发证书、推动农地流转市场的规范化等措施，实现了农地资源的重新分配与高效治理，同时提高了农业产值，有效缓解了农地资源错配。检验结果也表明，提高农地资源配置能够显著优化农业全要素生产率，而农业全要素生产率作为衡量农业生产力的重要标志，地权整合无疑会通过缓解农地资源错配进而提升农业新质生产力水平，假说2得证。

表9 中介效应检验

变量	（1） 农地资源错配	（2） 农业产值	变量	（1） 农地资源错配	（2） 农业产值
地权整合	−0.0467*（0.0254）	1.6911***（0.4198）	年份固定效应	是	是
常数项	0.0208（0.0257）	2.7411***（0.4249）	省份固定效应	是	是
Bootstrap检验	是	是	样本量	330	330
控制变量	是	是	R^2	0.8524	0.9656

2. 农民专业合作社引领和财政支农的调节效应

由前文理论分析可知，农民专业合作社引领和财政支农可能是影响地权整合与农业新质生产力发展关系的两个重要调节变量，为此将二者纳入基准模型，通过设立农民专业合作社引领和财政支农与地权整合程度两个调节变量的交互项，进一步分析地权整合对农业新质生产力培育的影响，调节效应模型的检验结果见表10。列(1)是农民专业合作社引领的调节效应，结果表明农民专业合作社引领与地权整合的交互项在5%水平上显著，并且核心解释变量与交互项的符号相同，说明农民专业合作社引领增强了地权整合对农业新质生产力的促进作用，即农民专业合作社引领效应越强，地权整合对农业新质生产力的促进效果越强，假说3得证。列(2)是财政支农的调节效应，结果表明财政支农与地权整合的交互项在1%水平上显著，并且核心解释变量与交互项的符号相同，说明财政支农强化了地权整合对农业新质生产力培育的促进作用，即财政支农水平越高，地权整合对农业新质生产力培育的促进效果越强，假说4得证。综上所述，农民专业合作社引领和财政支农在地权整合与农业新质生产力的关系中发挥了正向调节作用。

表10　调节效应检验

变量	（1） 农业新质生产力	（2） 农业新质生产力	变量	（1） 农业新质生产力	（2） 农业新质生产力
地权整合	0.1683***（0.0251）	0.0742**（0.0338）	控制变量	是	是
农民专业合作社引领	−0.0008***（0.0002）		年份固定效应	是	是
农民专业合作社引领*x	0.0015**（0.0007）		省份固定效应	是	是
财政支农		−0.0028***（0.0008）	样本量	330	330
财政支农*x		0.0068***（0.0021）	R^2	0.7741	0.9292
常数项	−0.0884**（0.0342）	0.1522***（0.0344）			

（五）异质性检验

1. 产区异质性

依照粮食主产区和非粮食主产区农业新质生产力的数据描述，粮食主产区的农业新质生产力水平一直处于领先优势。可能是因为粮食主产区具有人力资源积累、自然资源禀赋、乡村数字化设施布局优化和农业生产体系完备等区位优势，可以更好地推动地权整合进程进而促进农业新质生产力的培育。为了验证该猜想，本文对样本按照是否位于粮食主产区进行划分。

由表11产区异质性回归结果可知，地权整合的估计系数仅在粮食主产区样本中显著为正。原因可能是：首先，粮食主产区往往拥有连片、大规模农田，具备更强的农地资源禀赋，这使地权整合更易形成规模化的农业生产，并有利于引入先进的农业技术和设备，从而培育农业新质生产力。而在非粮食主产区，由于农田分散、规模较小，地权整合难度较大，进而对农业新质生产力培育的影响较弱。其次，粮食主产区通常得到政府的政策支持和资源倾斜，如财政补贴、信贷支持、基础设施建设等，这些支持有助于促进地权整合，推动农业现代化和产业升级。而在非粮食主产区，由于政策支持相对较少，资源配置不够集中，地权整合对农业新质生产力培育的影响较弱。再者，地权整合需要农民的积极参与和配合。在粮食主产区，由于粮食生产的规模效应和集约化需求较强，政府和社会各界对粮食生产的关注度较高，农民参与地权整合的意愿也更强。而在非粮食主产区，由于农业产业结构多元化和农民收入来源多样化，农民对地权整合的意愿和参与度可能较低，从而影响农业新质生产力的培育。

表11　产区异质性

变量	（1） 粮食主产区 农业新质生产力	（2） 非粮食主产区 农业新质生产力	变量	（1） 粮食主产区 农业新质生产力	（2） 非粮食主产区 农业新质生产力
地权整合	0.1325**（0.0592）	0.1081（0.0695）	省份固定效应	是	是
常数项	0.2243***（0.0626）	0.0861*（0.0471）	样本量	143	187
控制变量	是	是	R^2	0.9588	0.9091
年份固定效应	是	是			

2. 农地市场化程度异质性

随着农村要素市场的不断发育与分工分业的不断深化，基于人际关系亲疏程度的“差序治理”正逐步向更加注重公平效率的“市场治理”模式转型（王岩，2020），农地流转市场化程度也随之呈现“棘轮效应”，表现为由市场化程度低向市场化程度高的发展趋势（仇童伟等，2022）。那么，农地市场化程度的高低会对地权整合和农业新质生产力培育两者的关系有何异质性影响？市场化程度高是否更容易推进地权整合？是否为锻铸农业新质生产力提供更强内生动力？为解答上述疑问，本文利用衡量农地

市场化的具象化指标——各省份签订流转合同的农地面积对总样本进行区分，规定超过“签订流转合同的农地面积”均值的样本为农地市场化程度高，否则为低。

表12呈现了农地市场化程度异质性的回归结果，发现只有在市场化程度高的样本中地权整合的估计系数显著为正。究其原因，农村土地市场交易体制机制的差异化是一个关键因素。首先，在市场化程度较高的地区，由于具备较为健全的土地流转服务体系，农地流转规则的制定与完善得以顺利进行。这些规则的实施，实现了流转合约书面化、流转租金显化、流转期限延长等功能，进一步推动土地在农户与大户、涉农企业等规模主体之间的有效流动。其次，规模主体凭借资本聚集、企业家才能等优势，有效推动农地集中和规模经营，这构成了实现更高程度的地权整合的坚实基础。同时，高市场化地区的先进技术和畅通信息的区域禀赋，也为显著提升地权整合效率提供了有利条件。最后，资本、企业家才能、市场优势与农地资源得到有效匹配，农业科技与农业生产实现深度融合，推动了农业新质生产力的培育和发展。而在市场化较低的区域，地权整合进程中会产生各种难点和堵点。例如，在以血缘和亲缘维系着的乡土社会，农地流转市场呈现人格化特点，农地流转行为往往只在同一村庄之间进行，难以形成较大的地块规模，土地资源未能有效整合和优化配置，间接抑制农业新质生产力发展。

表12 农地市场化程度异质性

变量	（1） 市场化程度高 农业新质生产力	（2） 市场化程度低 农业新质生产力	变量	（1） 市场化程度高 农业新质生产力	（2） 市场化程度低 农业新质生产力
地权整合	0.1242**（0.0568）	0.0474（0.0781）	省份固定效应	是	是
常数项	0.1590***（0.0497）	0.0938*（0.0545）	样本量	165	165
控制变量	是	是	R^2	0.9586	0.9045
年份固定效应	是	是			

五、结论与政策建议

（一）结论

本文试图阐释地权整合对农业新质生产力培育效应的内在机制，同时依托省级面板数据进行实证检验。理论分析指出，农业新质生产力由新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料构成，代表着以科技创新为主线的农业先进生产力跃升，标志着对农业全方位认识的深化，以及农业农村现代化话语体系的革新。在实证检验中，从新质农业劳动者、新质农业劳动对象和新质农业劳动资料等维度构建农业新质生产力指标体系，基于2011—2021年中国省级面板数据，分析地权整合对农业新质生产力培育的影响效应。结果发现：第一，整体上中国农业新质生产力呈现上升态势，在粮食主产区和农地市场化程度高的区域更具增长优势；第二，积极推动地权整合进程能够显著促进农业新质生产力的培育；第三，地权整合通过缓解农地资源错配促进农业新质生产力发展，同时，农民专业合作社引领和财政支农均对地权整合的农业新质生产力培育效应产生积极影响；第四，地权整合对农业新质生产力的促进作用分别在粮食主产区和市场化程度高的区域显著。

（二）政策建议

上述研究结论能够为不同地区借助地权整合政策发展农业新质生产力提供借鉴参考，具有以下政策启示。

第一，注重地权整合在农业新质生产力培育中的作用发挥，有效推动地权整合进程。一是要持续深入和精准开展土地权属调查工作，使农地确权政策实际落地，避免“确空权”，为地权整合提供坚实基础。二是要推动农地经营权流转的市场化，通过政策引导和激励措施，鼓励农民依法自愿流转农地

经营权，促进土地资源的优化配置和规模经营。三是要加强对农地流转市场的监测和指导，建立土地流转监管平台，确保土地流转的合法性和规范性。同时，加强农地流转的咨询、评估、法律等服务，为推进地权整合创设良好的外部环境，更好发挥市场“无形之手”的作用。

第二，充分发挥农民专业合作社引领和财政支农的积极作用。一是要科学合理地培育农民专业合作社。深度优化合作社与农户的利益联结机制，激活农业市场活力，调动农业创新发展积极性，加强合作社现代化、规模化和社会化服务功能建设，提升合作社的经营管理水平和市场竞争力，防范“空壳社”等现象的发生，积极发挥其“有形之手”的关键作用，使其成为推进土地连片规模经营的联络员、协调员、助力者。二是要突出财政支农重点。切实增强农村经济发展动能，着力优化财政支农结构，支持重点生态工程建设、农业结构战略性调整和农业技术开发等工作，改善农村基础设施，提高农村公共服务水平，促进农业现代化发展，为农业新质生产力发展注入内生动力。

第三，地权整合对农业新质生产力培育的影响具有情景依赖性，表现为不同产区、不同市场化程度的区域异质性。因此，应特别关注不同特征区域的响应分化，因地制宜设计针对性方案。依据当地经济发展状况、产业结构布局及土地市场发育程度等特征，积极配合“藏粮于地、藏粮于技”的战略方针，加强农业科技创新和人才培养工作，提升农业生产的科技含量和附加值。同时在推进过程中，要避免“一刀切”的做法，注重分类指导、分步实施，确保各项政策措施能够精准落地、取得实效，不断向农业提质增效、高质量发展目标迈进。

参考文献

[1] 杜尚泽, 崔佳, 张晓松, 等. “东北一定能够重振雄风、再创佳绩”——习近平总书记赴黑龙江考察并主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会纪实[J]. 党的生活(黑龙江), 2023(9): 14−19.

[2] 程恩富, 陈健. 大力发展新质生产力加速推进中国式现代化[J]. 当代经济研究, 2023(12): 14−23.

[3] 魏后凯, 吴广昊. 以新质生产力引领现代化大农业发展[J]. 改革, 2024(5): 1−11.

[4] 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.

[5] 杨颖. 发展农业新质生产力的价值意蕴与基本思路[J]. 农业经济问题, 2024(4): 27−35.

[6] 刘守英. 集体地权制度变迁与农业绩效——中国改革40年农地制度研究综述性评论[J]. 农业技术经济, 2019(1): 4−16.

[7] 胡新艳, 王梦婷, 洪炜杰. 地权安全性的三个维度及其对农地流转的影响[J]. 农业技术经济, 2019(11): 4−17.

[8] 李宁, 汪险生, 陆华良. 新型农业经营主体农机作业服务的双重角色及其动态转变: 一个初步的分析框架[J]. 农业经济问题, 2021(2): 38−53.

[9] 王雪琪, 曹铁毅, 邹伟. 地方政府干预农地流转对生产效率的影响——基于水稻种植户的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(9): 133−141.

[10] 顾岳汶, 吕萍. 农村土地制度改革及乡村振兴发展研究——基于产权经济学的一个分析框架[J]. 经济问题探索, 2019(9): 172−179.

[11] 耿鹏鹏. “规模实现”抑或“技术耗散”: 地权稳定如何影响农户农业生产效率[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2021, 21(1): 108−120.

[12] 郑永君, 钟楚原, 罗剑朝. 地权整合性、经营嵌入性与乡村产业振兴[J]. 中国农村观察, 2023(3): 25−43.

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

[14] 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.

[15] 黄群慧, 盛方富. 新质生产力系统: 要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革, 2024(2): 15−24.

[16] 刘文祥. 塑造与新质生产力相适应的新型生产关系[J]. 思想理论教育, 2024(5): 41−47.

[17] 李怀, 于晓媛. 小农户再组织化的治理之道: 理论建构与实践检验[J]. 经济学家, 2023(12): 114−124.

[18] 盖庆恩, 程名望, 朱喜, 等. 土地流转能够影响农地资源配置效率吗?——来自农村固定观察点的证据[J]. 经济学(季刊), 2020, 20(5): 321−340.

[19] 胡江峰, 王钊, 黄庆华. 资源错配与农业全要素生产率: 损失和原因[J]. 农业技术经济, 2023(11): 78−98.

[20] 缪德刚, 张延龙. 中国农业合作组织构建: 理论逻辑、历史逻辑与实践逻辑[J]. 农村经济, 2024(3): 112-122.

[21] 张连刚, 陈星宇, 谢彦明. 农民专业合作社参与和乡村治理绩效提升: 作用机制与依存条件——基于4个典型示范社的跨案例分析[J]. 中国农村经济, 2023(6): 139-160.

[22] 周京奎, 王文波, 龚明远, 等. 农地流转、职业分层与减贫效应[J]. 经济研究, 2020, 55(6): 155-171.

[23] 王岩. 差序治理、政府介入与农地经营权流转合约选择——理论框架与经验证据[J]. 管理学刊, 2020, 33(5): 12-25.

[24] 仇童伟, 罗必良. 流转"差序格局"撕裂与农地"非粮化": 基于中国29省调查的证据[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 96-113.

[25] Coase R H. The problem of social cost[J]. The Journal of Law and Economics, 2013, 56(4): 837-877.

[26] Ghatak M, Roy S. Land reform and agricultural productivity in India: A review of the evidence[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2007, 23(2): 251-269.

[27] Hsieh C, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.

[28] Jiang Y, Long H, Ives C D, et al. Modes and practices of rural vitalisation promoted by land consolidation in a rapidly urbanising China: A perspective of multifunctionality[J]. Habitat International, 2022, 121: 102514.

（责任编辑：胡英彬）

Research on Influence of Integration of Land Rights on Cultivation of New Quality Agricultural Productive Forces

WANG Yan, LI Jingshuang, WANG He

(School of Economics, Zhengzhou University of Aeronautics, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: Cultivating new quality agricultural productive forces has become a realistic concern focusing on the construction of a strong agricultural country, and deeply activated the endogenous development power of new quality agricultural productive forces. It is urgent to build an farmland system and governance framework that is compatible with the development level. Based on the provincial panel data from 2011 to 2021, the influence effect, mechanism and heterogeneity of integration of land rights and new quality agricultural productive forces evaluation index system were empirtested through the construction of integration of land rights on the cultivation of new quality agricultural productive forces. The study showed that the integration of land rights had a significant positive impact on the cultivation of new quality agricultural productive forces, and the effect was stronger in the major grain producing areas and areas with high degree of farmland marketization. Further analyses showed that the integration of land rights promoted the improvement of agricultural new quality agricultural productive forces by alleviating the mismatch of farmland resources. At the same time, financial support for agriculture and the guidance of farmers' professional cooperatives played a significant positive regulatory role in the impact of the integration of land rights on the cultivation of new quality agricultural productive forces. Accordingly, targeted countermeasures and suggestions were put forward to continuously improve the quality and efficiency of land rights integration, highlighting the key points of financial supports for agriculture, strengthening the leading and connecting function of cooperatives, and formulating differentiated driving paths for regional development.

Key words: integration of land rights; new quality agricultural productive force; resource mismatch