

引用格式: 孙丹, 丰雷. 农地确权对土地生产率的影响及其机制: 以黄河流域为例[J]. 资源科学, 2026, 48(5): 1176-1192. [Sun D, Feng L. Impact of rural land registration on land productivity and its mechanisms: A case study of Yellow River Basin[J]. Resources Science, 2026, 48(5): 1176-1192.] DOI: 10.18402/resci.2026.05.10

农地确权对土地生产率的影响及其机制

——以黄河流域为例

孙丹¹, 丰雷²

(1. 西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100; 2. 中国人民大学公共管理学院, 北京 100872)

摘要:【目的】农地确权是调控土地生产率的重要制度安排, 厘清其对土地生产率的影响机制, 对促进土地资源高效利用、推动农业高质量发展具有重要价值。【方法】本文构建农地确权影响土地生产率的理论框架, 基于2023年黄河流域6个省份2424份农户调查数据, 采用多元线性回归和中介效应模型, 实证检验农地确权对土地生产率的影响及其机制。【结果】①农地确权显著提高了土地生产率, 且该效应在新一轮农地确权实施后持续显现。②新一轮农地确权的生产率效应在低耕地细碎化程度和家庭富裕户中更为明显, 而在高耕地细碎化程度和贫困家庭中不显著。③新一轮农地确权能够通过促进土壤改良投资、作物种植投资和人力资本投资等渠道实现土地生产率增长效应。【结论】农地确权通过改善农户投资行为提升土地生产率, 但效应发挥具有微观情境依赖性。需进一步激励绿色肥料投资、优化种植结构、提升人力资本, 同步推进耕地细碎化治理与贫困家庭精准帮扶, 以充分释放其对生产率增长的助推效应。

关键词: 农地确权; 农户; 土地投资行为; 土地生产率; 耕地细碎化; 中介效应模型; 黄河流域

DOI: 10.18402/resci.2026.05.10

1 引言

农地产权制度与土地利用效率的关系是农业经济学领域的核心议题^[1]。土地生产率作为衡量土地利用效率的核心指标, 指单位土地面积在特定时间(通常是1年)内的产出能力, 其提升直接决定着农业经济增长的长期潜力^[2,3]。受自然禀赋、制度改革等多重因素影响, 土地生产率的高低综合反映了农业系统的运行效率。然而长期以来, 我国农地产权制度不完善导致的产权边界模糊与权能残缺, 持续推高土地交易成本、抑制生产性投资, 阻碍土地生产率提升, 成为约束农业农村经济发展的关键制度掣肘^[4]。清晰且稳定的产权界定能够降低资源配置中的不确定性与机会主义行为, 对于优化资源配置和提升经济效率至关重要^[5]。依此逻辑, 在保持

其他条件基本不变时, 通过产权制度改革增强产权稳定性, 有利于为土地生产率提升破除制度性障碍^[6]。因此, 系统解析产权改革对土地生产率的驱动机制, 对优化农村产权制度安排、提升资源配置效率的政策设计具有重要理论价值和现实意义。

在以增强农地产权稳定性为核心的系列农地制度改革中, 农村承包地确权登记并颁发土地承包经营权证书(即“产权正规化”), 以法律形式固化土地承包经营权, 不仅为激活土地要素市场化配置、降低交易成本筑牢产权根基, 更被视为通过稳定农户长期预期、释放土地资源利用活力的制度突破口^[4,7]。我国农地确权并非一蹴而就, 而是历经了两轮递进式改革: 首轮改革(1999—2013年)虽初步确立了土地承包经营的基本框架, 但在确权精度、登

收稿日期: 2025-03-03; 修订日期: 2025-09-24

基金项目: 国家自然科学基金项目(72304227; 72174202); 中国博士后科学基金面上项目(2025M782457); 陕西省博士后科研项目(2025BSHSDZZ133)

作者简介: 孙丹, 女, 山东菏泽人, 副教授, 研究方向为土地经济与政策。E-mail: sdd9984@163.com

通讯作者: 丰雷, 男, 山东聊城人, 教授, 研究方向为土地经济与政策。E-mail: fenglei@ruc.edu.cn

2026年5月

记规范等方面仍有提升空间;在此基础上推进的第二轮改革(2014年后),通过“四到户”精准确权模式(承包地块、面积、合同、证书落实到户),建立全国统一规范的不动产登记系统,运用实地测绘技术确保物权标的精准定位,真正实现“确实权、颁铁证”的改革承诺^[8-10]。据统计,截至2020年11月末,全国农村承包地确权登记颁证覆盖率超96%^①,标志着基础性权属登记任务已初步完成。

在农地确权制度推行过程中,学界围绕其有效性检验展开了广泛研究,诸多成果肯定了农地确权所产生的积极效应^[4,7]。已有研究主要聚焦农地确权与土地流转、经营规模、土地投资等方面的关系,逐步形成较为典型的理论观点,如“农地流转说”^[8,11]、“规模经营说”^[12,13]和“投资激励说”^[14,15]。尽管这些研究证实了农地确权对农户投资等微观行为具有边际影响,但由于土地要素的高效重组往往难以实现,此类行为响应未必能够引致宏观效率的改善,甚至可能使个体决策陷入“投资效率悖论”,从而偏离提升土地生产率的宏观目标。正是这种微观响应与宏观效率之间可能存在的断裂,凸显了进一步探究农地确权对土地生产率的影响及其内在机制的必要性。

鉴于此,本文基于全国代表性大样本数据的统计分析,绘制了农地确权颁证率与土地生产率的动态关联图(图1)。时序数据显示,全国农地确权颁证率增速曲线与土地生产率增速曲线呈现显著同步波动特征,初步印证农地确权与土地生产率之间存在一定的正向关联。随着2014年第二轮确权改革全面实施,改革深化期(2014—2020年)的确权颁证率年均增速较试点期(2008—2013年)提升4.6%,同期土地生产率亦呈增长趋势,这暗示产权制度改革的边际效应在第二轮确权阶段仍具有持续释放空间。但是,受数据限制与内生性问题干扰等因素影响,学界目前尚未就农地确权的土地生产率效应得出明确结论^[15,16]。既有研究尝试通过计量检验论证农地确权对土地生产率的因果效应,发现农地确权通过提升土地生产率,间接拉动农村经济增长与农民收入增加^[9],其核心机制在于产权稳定激励的资源配置优化^[17]。然而,也有研究指出农地确权对

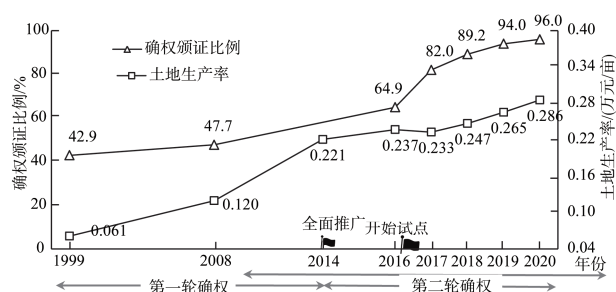


图1 1999—2020年中国农村承包地确权登记颁证率^(a)与土地生产率^(b)的时序变化图

Figure 1 Time-series changes in confirmation, registration, and issuance rate of certificates for contracted rural land (a) and land productivity (b) in China, 1999-2020

注:(a)承包地确权颁证比例数据来源:中国人民大学17省农地调查数据(1999、2008年);农业农村部农村固定观察点数据同中国劳动力动态调查相结合的数据(2014、2016年);自然资源部公开数据(2019年);农业农村部公开数据(2017、2018及2020年)。(b)数据来源:土地生产率由对应年份《中国农村统计年鉴》公布的全国农业生产总值与全国农作物播种总面积的比值计算所得。

生产率的提升未达统计显著性^[18],甚至可能导致农业产量的小幅下降^[19,20]。

综上,目前学界关于农地确权(尤其是新一轮确权)是否能够促进农民实现单位土地面积上的农业增产(实物衡量)和增收(货币衡量)仍存在争议。主要原因可归纳为3个方面:第一,现有关于农地确权与土地生产率关系的实证研究多依赖于2019年之前的数据。由于政策效果存在时滞性,同时农户层面的最新经验证据不足,致使结论分歧持续难消。第二,在数据处理方面,既有研究往往将新一轮农地确权与早期确权合并处理,未能有效识别其独立效应,导致其生产率贡献被弱化。第三,现有机制检验尚不充分。多数研究未系统考察农地确权通过土地投资行为影响土地生产率的传导路径,也未能充分考虑耕地细碎化和家庭贫富状态等不同微观情境所带来的异质性影响。首先,尽管学界普遍认同农地确权具有投资激励效应^[21,22],但问题在于:该效应能否进一步转化为土地生产率的提升尚不明确,若无法转化,则仍可能落入“投资效率悖论”困境。其次,制度绩效受微观情境制约,耕地细碎化程度与家庭贫富状态作为关键微观情境因素,影响农地确权对土地生产率的作用效果。小块分

① 数据来源: http://www.moa.gov.cn/xw/shipin/xwzx/202011/t20201111_6356114.htm。

散的土地阻碍规模化与机械化经营,推高生产成本,制约农业生产效率与经济效益提升^[23],客观上会削弱农地确权对土地生产率的积极影响;而家庭贫富状态差异直接决定决策者的可支配收入水平,影响其生产经营决策^[24],最终作用于农地确权对土地生产率的实际影响。因此,基于当前农地确权对土地生产率提升效应尚无定论的文献背景,在有效识别新一轮农地确权独立贡献的基础上,系统揭示其影响机制与传导路径,不仅对破解“确权-生产率”黑箱具有重要的理论价值,也将为切实提升土地产出能力提供实践指引。

本文融合产权经济学、要素配置及制度变迁理论,探讨农地确权对土地生产率的影响。本文边际贡献主要体现在以下两个方面:①数据与变量测度方面。采用2023年最新农户调研数据,能够更精准地评估新一轮农地确权全面完成后的政策效果。在综合检验农地确权(包括新一轮确权与早期确权)政策效应的基础上,进一步分离出新一轮确权的独立影响,以回应学界关于其有效性的质疑。②机制与实证检验方面。将农户经济禀赋(家庭贫富)与土地禀赋(耕地细碎化)纳入异质性分析,揭示二者对农地确权效应的约束作用;同时考察物资性投资(土壤改良与作物种植投资)与人力资本投资等农户投资行为的传导机制,丰富了农地确权影响土地生产率的内在机制分析,为政策优化提供更科学的借鉴。

2 理论框架及研究假说

2.1 农地确权对土地生产率的直接效应

农地确权通过颁发法定土地承包经营权证书,将模糊的土地权益转化为可主张的实质性权利,实现产权稳定性与权益固化^[25]。这一政策主要通过3个方面直接提升土地生产率:①稳定预期,消除产权风险。不稳定的土地产权如同对农户征收随机税,导致土地安全感缺失^[20]。农地确权印证诺斯“效率假说”^[26],通过稳定收益预期,增强农户务农信心,消除“随机税”效应;确权还可有效减少土地被集体收回、强制征收及农地错配造成的收益损失^[14],降低系统性风险,提升农业生产的稳定性。②明晰权属,减少外部性损耗。农地确权遵循科斯定理^[5],通过物理界桩与法律登记明确权属边界,减少灌溉争

夺、地界侵占等纠纷,抑制集体随意干预或无偿征用导致的公共领域租金耗散,从而降低外部性,提升单位面积产量。③强化排他,保障投资回报。农地确权赋予农户排他性使用权,使其可依法行使使用、收益及流转权,减少土壤改良及水利投资遭侵占(如偷灌盗肥)的“搭便车”现象^[27],确保长期投资的收益内部化。除上述理论分析外,全国统计数据 displays,新一轮农地确权实施以来,农地确权颁证率与土地生产率呈现趋同增长趋势,进一步印证了新证同样具备促进生产率增长的积极效应。综上,提出以下假说:

H1:农地确权能够显著提高土地生产率,新证同样有效。

2.2 农地确权影响土地生产率的异质性分析

制度变迁理论指出,制度有效性受情境约束,同一制度在不同微观情境中可能呈现异质性效应^[26]。依此逻辑,农户的经济(家庭贫富)与土地(耕地细碎化)禀赋作为约束农地确权的关键情境变量,影响其生产率效应。新一轮农地确权中,耕地细碎化问题对农业经营负面影响较多:细碎化的地块增加耕作难度与成本^[28],影响间作套种、立体种植等模式的规模化实施,阻碍耕地可持续集约利用^[29],降低土地生产效率。由此推测,耕地细碎化会在一定程度上弱化农地确权的生产率增长效应。此外,农户家庭贫富状况直接反映农业生产中的经济禀赋差异。富裕家庭(中高收入)既能够依靠信息资源优势赋能政策认知,提升确权执行配合度,还可以凭借更充裕的资金储备与更强的风险抵御能力,在确权后更易投入优良品种、绿色技术等,从而充分吸纳制度红利,提升土地生产率。贫困家庭(低收入)则缺乏上述优势,易陷入“制度性陷阱”^[30],弱化农地确权对生产率的提升作用。据此,提出以下假说:

H2:相较于高耕地细碎化程度和家庭贫困状态,低耕地细碎化程度和家庭富裕状态的农户其农地确权对土地生产率的提升作用更显著。

2.3 农地确权影响土地生产率的中介机制

本文综合考虑物资性和非物资性投资,从“土壤改良投资”“作物种植投资”及“人力资本投资”3个方面考察新一轮农地确权生产率增长效应的投

资传导机制。这3种投资的核心共性在于其资产专用性特征。根据准租金理论,产权稳定性提升可增强农户地块专用性资产投入意愿,促进不可转移专用资产投入,避免因产权脆弱性导致投资沉没,最终提高土地生产率。

第一,土壤改良投资方面。产权不稳定会抑制农户长期投资意愿^[14],诱发化肥滥用等短视行为^[31],进而引发土壤酸化、养分失衡等系统性风险^[22]。农地确权通过强化产权稳定性,重塑农户肥料投资决策,推动有机肥、农家肥等绿色要素替代化肥;这些绿色肥料又能通过修复土壤微生态、改良土壤质量,提升土地生产率。

第二,作物种植投资方面。相较于粮食作物,经济作物具有高投入、长周期和强产权敏感性特征^[32]。农地确权通过消除产权不确定性,激发农民的长期投资意愿,促使其选择高附加值经济作物,并采用间作套种、立体种植等集约化模式,挖掘土地时空潜力,优化资源配置,显著提升土地产出能力。

第三,人力资本投资方面。农地确权赋予农民土地“相对所有权”,减少土地调整和权属纠纷风险,增强其经营稳定预期^[25]。当农民确信权益有保障时,会主动增加务农时间,学习掌握种植技术、土壤养护及病虫害防治等务农技能。可见,农地确权通过稳定产权预期,促进经验型人力资本积累,提升生产能力、推动土地生产率提高。据此,提出以下假说:

H3:农地确权通过激励土壤质量改良投资、经济作物种植投资和人力资本投资,进而提高了土地生产率。

综上,本文构建了农地确权影响土地生产率的理论分析框架(图2)。

3 数据来源、变量选择与模型设定

3.1 数据来源

本文使用数据源于2023年6—8月针对甘肃、宁夏、内蒙古、陕西、山西和河南6个省份开展的“百村千户”调研数据。黄河流域总面积约75万km²,全长5464 km,从西到东共流经上游(青海、四川、甘肃、宁夏、内蒙古)、中游(内蒙古、陕西、山西)、下游(河南和山东)9个省份,是我国农产品主产区,样本具有一定的代表性。调研按照不低于60%的抽取比例,在黄河流域上、中、下游3个区域分别抽取3个省份、2个省份和1个省份。然后,按照分层抽样与随机抽样相结合的方法,综合考虑农地确权基本情况、家庭耕地状况、地理区位等因素。在每个省份随机抽取1~3个样本市,再在每个市通过概率与规模成比例抽样方法共抽取1~3个样本县(区),然后在各样本县抽取2~8个样本乡(镇),在各样本乡(镇)再以随机抽样方式选取1~5个样本村,小村选取1~10个样本户,大村选取10~30户,最终平均每个村选取约15个样本户作为调查对象。调查样本共涉及23个县91个乡镇,共收集164份村级问卷,2476份户级问卷。剔除少数无效样本户及非户主样本户,并经过数据预处理,最终得到2424个有效样本户。其中,在数据预处理部分,变量缺失值处理采用K近邻插补法,变量异常值处理采用区间置信度为95%的盖帽法。

3.2 变量选取与说明

3.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为土地生产率。综合借鉴

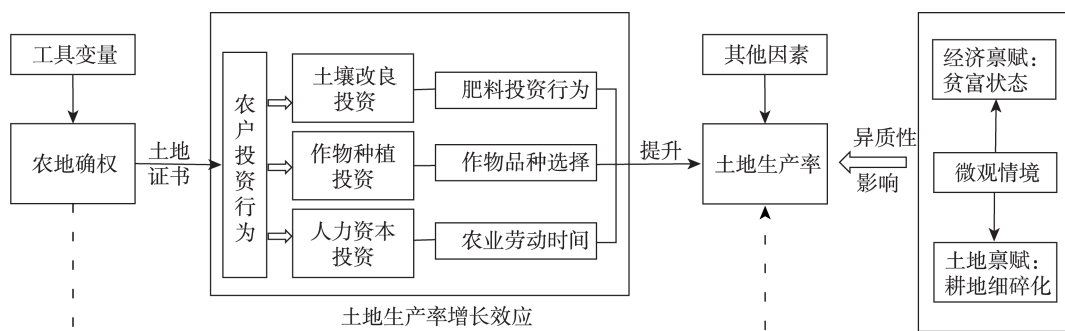


图2 农地确权影响土地生产率的理论框架

Figure 2 Theoretical framework of impact of rural land registration on land productivity

高叙文等^[17]和李博伟^[33]的研究,采用两种核算方式来衡量土地的产出水平:前者(实物衡量)基于农作物亩均产量,后者(货币衡量)则基于农作物亩均产值,二者分别反映土地的产出数量及其经济价值。核算范围涵盖农户家庭种植的粮食作物、油料作物、一年生经济作物以及多年生经济作物。具体而言,实物衡量的土地生产率定义为2022年农户家庭种植农作物总产量与总种植面积的比值;货币衡量的土地生产率则定义为同期农作物总产值与总种植面积的比值。

3.2.2 核心解释变量

本文的核心解释变量为农地确权。借鉴 Tian 等^[10]和 Chen 等^[34]的研究思路,本文选取农户家庭“是否发生确权”“是否持有证书”及“是否持有新证”3个变量,作为衡量农地确权政策落实程度的代理变量。其中,关于新一轮确权改革的界定,主要借鉴丰雷等^[11]的研究,将2014年及以后颁发的证书认定为“新证”,即新一轮确权所颁发的证书。如此选取的合理性在于:2008—2013年属于前期探索阶段,其改革推进节奏与2008年之前的旧一轮确权改革相近;而2014年是新一轮确权颁证工作在全国启动全面试点的关键时间节点,此后确权颁证率呈现快速增长态势(图1)。

3.2.3 中介变量

本文的中介变量为投资行为。主要包括土壤改良投资(物资投资)、作物种植投资(物资投资)及人力资本投资(非物质性投资)。对土壤改良投资的衡量,借鉴 Cao 等^[21]的研究思路,通过“农户家庭是否进行绿色肥料投资”(包括有机肥和农家肥投资)反映其土壤质量改良状况。对农作物种植投资的衡量,参考丛胜美等^[35]的研究,结合粮食作物与经济作物的属性差异,以“农户家庭是否种植经济作物”作为其农作物种植投资的代理指标。关于人力资本积累的衡量,借鉴 Liu 等^[20]和林善浪等^[36]的研究,选取“农户家庭每年投入农业工作的时长”作为人力资本积累的代理变量,以此反映其人力资本投

资状况。

3.2.4 控制变量

本文参照相关文献^[10,12,15],从农户个体特征、农户家庭特征、农户家庭所在村的村级特征、农户家庭所在村归属地区的区域特征4个层面对控制变量进行选择。其中,个体特征变量包括性别、年龄、健康状况、受教育程度;家庭特征变量包括家庭人口数量、家庭生活水平状况、家庭农业收入占比、家庭农业技术培训、家庭耕地确权经历(在新一轮确权前是否发生过确权)^②以及家庭实际耕种土地情况(家庭实际耕种土地面积^③、家庭实际耕种土地块数、家庭实际耕地土壤肥力及家庭实际耕地水利设施);村级特征变量包括本村地理位置、本村地形特征、本村农业总产值、本村是否调地及本村土地流转发生率。区域特征变量是指地区经济与产业结构变量,主要包括农户所在村归属县(区)的农业人均可支配收入和非农产业产值占比。此外,为进一步减少区域差异对结果的干扰,还控制了地区层面的虚拟变量。

上述4类变量的名称、定义及赋值情况详见表1^④。

3.3 模型设定

3.3.1 基准模型

$$LP_i = \alpha_0 + \alpha_1 LT_i + \alpha_i CV_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中: LP_i 为农户家庭*i*的土地生产率状况,代表亩均产量(实物衡量)或亩均产值(货币衡量);变量 LT_i 为家庭进行农地确权的情况,代表“是否发生确权”或“是否持有证书”或“是否持有新证”变量; CV_i 为控制变量,主要包括户主个体特征、农户家庭特征、村级特征以及地区特征; α_0 为常数项; α_1 为关键解释变量的回归系数; α_i 为控制变量的回归系数; ε_i 为随机扰动项。

3.3.2 中介效应模型

在有关农地确权影响土地投资行为、土地投资行为又影响土地生产率的组间差异描述分析和理论分析的基础上,建立以下中介效应模型:

② 最新研究(Tian 等^[10])发现,新一轮农地确权能显著增加此前未经历过确权的家庭的非农就业规模,但对已有确权经历的家庭无影响。这体现了确权政策效果因家庭确权经历不同而存在异质性,因此本文在家庭特征变量中纳入了家庭耕地确权经历作为控制变量。

③ 考虑土地流转影响,将家庭实际耕种土地面积(或块数)核算为:自有+转入-转出;同时在村级变量中控制本村土地流转发生率。

④ 单因素方差分析等补充描述统计结果留存备案。

表1 变量名称、定义及详细说明

Table 1 Variable names, definitions, and detailed explanations

变量类别	变量名称	变量含义及变量赋值	均值	标准差
被解释变量	土地生产率(实物衡量)	农户家庭亩均农作物产量/(千斤/亩)	1.447	1.208
	土地生产率(货币衡量)	农户家庭亩均农作物产值/(千元/亩)	2.977	3.280
核心解释变量	是否发生确权	发生承包地确权=1,未发生承包地确权=0	0.918	0.274
	是否持有证书	持有承包地经营权证书=1,未持有证书=0	0.897	0.304
	是否持有新证	持有承包地经营权证书且为新证=1,否则=0	0.833	0.373
中介变量	土壤改良投资	农户家庭是否进行土壤改良投资? 是=1,否=0	0.931	0.254
	作物种植投资	农户家庭是否种植经济作物? 是=1,否=0	0.494	0.500
	人力资本投资	农户家庭每年投入农业工作的时长? /月	7.448	3.561
户主个体特征	年龄	岁	56.727	9.556
	性别	男=1,女=0	0.956	0.205
	健康状况	健康=1,否则=0	0.768	0.422
	受教育程度	农户上学年限/年	7.799	3.721
农户家庭特征	家庭人口数量	农户家庭总人数/人	4.059	1.546
	家庭生活水平状况	家庭生活水平高于本村平均值=1,低于村平均值=0	0.619	0.486
	家庭农业收入占比	家庭农业收入/家庭总收入	0.513	0.374
	家庭农业技术培训	家庭成员是否参与农业技术培训,是=1,否=0	0.200	0.400
	家庭耕地确权经历	在新一轮确权改革前经历过确权=1,否则=0	0.061	0.239
	家庭实际耕种土地面积	亩	15.570	26.200
	家庭实际耕种土地块数	块	5.327	10.685
	家庭实际耕地土壤肥力	肥力好=1,否则=0	0.444	0.497
	家庭实际耕地水利设施	灌溉方便=1,否则=0	0.319	0.466
村级特征	本村地理位置	村庄到最近县城距离/km	20.693	13.045
	本村地形特征	山地=1,非山地=0	0.387	0.487
	本村农业总产值	千万元	1.350	1.571
	本村是否调地	村庄发生过调地=1,否则=0	0.550	0.498
地区经济和产业结构	本村土地流转发生率	村庄发生流转的户数/村庄总户数	0.153	0.183
	农业人均可支配收入	该村所在县(区)农村居民人均可支配收入/(万元/人)	1.684	0.478
	非农产业产值占比	该村所在县(区)二、三产业产值比例	0.820	0.092
地区虚拟变量	2015年开始试点省份	甘肃、宁夏、河南=1,其他=0	0.370	0.483

注:调查省份甘肃、宁夏和河南为国家第二批(2015年)颁证试点,调查省份陕西、山西和内蒙古为国家第三批(2016年)颁证试点;为消除量纲影响,所有土地生产率指标在纳入回归分析前均经过了标准化处理。

$$LP_i = \beta_0 + \beta_1 NLT_i + \beta_i CV_i + \mu_i \quad (2)$$

$$LI_i = \gamma_0 + \gamma_1 NLT_i + \gamma_i CV_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$$LP_i = C_0 + C_1 NLT_i + C_2 LI_i + C_i CV_i + \sigma_i \quad (4)$$

式中: LI_i 为中介变量投资行为,代表土壤改良投资或作物种植投资或人力资本投资变量。式(2)表示关键解释变量新一轮农地确权 NLT_i 对土地生产率 LP_i 的总效应; β_0 为常数项; β_1 为总效应系数; β_i 为控制变量的回归系数; μ_i 为随机扰动项;式(3)表示新一轮农地确权 NLT_i 对中介变量投资行为的影响效应, γ_0 为常数项, γ_1 为相应的影响系数; γ_i 为控制变量的回归系数; ϵ_i 为随机扰动项;式(4)分析中介变量

投资行为和关键解释变量新一轮农地确权对农户农业收入的影响, C_0 为常数项; C_1 为相应影响系数; C_2 为控制相关变量后中介变量对农户农业收入的直接效应; C_i 为控制变量的回归系数; σ_i 为随机扰动项。将式(3)代入式(4)中得到中介效应 $\gamma_1 C_2$ 。

4 结果与分析

4.1 基准回归结果

本文基准回归的共线性诊断显示,所有解释变量的方差膨胀因子(VIF)最大值不超过3,远低于经验阈值10,表明模型不存在多重共线性问题^⑤。表2汇报了农地确权影响土地生产率的基准估计结果。

⑤ 多重共线性检验结果留存备案。

表2 农地确权影响土地生产率的基准回归结果

Table 2 Benchmark regression results of impact of rural land registration on land productivity

变量	因变量:土地生产率(实物衡量)			因变量:土地生产率(货币衡量)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
关键解释变量						
是否进行确权	0.370*** (0.086)			0.663*** (0.229)		
是否持有证书		0.276*** (0.077)			0.563*** (0.205)	
是否持有新证			0.292*** (0.076)			0.627*** (0.202)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	2.068*** (0.379)	2.138*** (0.378)	2.129*** (0.378)	6.431*** (1.007)	6.494*** (1.005)	6.446*** (1.004)
有效样本量	2424	2424	2424	2424	2424	2424
Adjusted R ²	0.216	0.214	0.215	0.248	0.247	0.248

注:括号内为标准误;***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著。下同。

分析可见,无论以实物量还是货币量衡量土地生产率,所有确权变量的估计系数均显著为正。这表明在生产率增长效果上,发生确权的农户显著优于未发生确权的农户,持有确权证书的农户显著优于未持有证书的农户,持有新证的农户显著优于未持有新证的农户。进一步对比发现,“是否持有新证”的估计系数显著高于“是否持有证书”的估计系数,表明新一轮农地确权对土地生产率增长的实际贡献更为突出。

4.2 稳健性检验与内生性处理

4.2.1 稳健性检验

为进一步验证前文基准回归结果的可靠性,进行了稳健性检验^⑥。主要包括:①鉴于总样本中部分省份的调查样本量较少,可能对回归结果产生干扰,故剔除了样本量较少的河南、宁夏两个省(区)的样本户。②鉴于实际耕种面积为零的样本户已实质退出农业生产,可能影响样本估计结果,故剔除该部分样本。③考虑到模型可能存在遗漏变量问题并影响回归结果,进一步纳入种植结构控制变量。④由于本文采用横截面数据,易出现异方差问题,因此采用异方差稳健标准误替代普通标准误进行估计。⑤考虑到农地确权通常以县为组织单位,以村为基本单元逐村推进,会导致村内个体户之

间存在自相关问题。借鉴林文声等^[37]的研究,采用聚类稳健标准误替代普通标准误,以村为单元对标准误进行聚类后再回归。上述5种稳健性检验均显示,确权变量的估计系数依然显著为正,基准回归结果能够稳健成立^⑦。

4.2.2 内生性处理

本文主要采用工具变量模型和倾向得分匹配模型两种方法处理内生性问题。工具变量法(IV)主要处理由不可观测混杂或双向因果导致的内生性问题;而倾向得分匹配(PSM)仅能缓解由可观测变量引发的选择偏差。两者可形成方法论互补:前者借助外生工具识别因果效应,后者通过可观测变量匹配模拟随机实验,联合使用能够增强因果推断的稳健性^[38]。

(1)工具变量法。为纠正内生性问题,本文综合借鉴刘宣宣等^[4]和林文声等^[37]的研究,构造了两个工具变量:“农户所在地区农业税废除时间和县域中除该家庭之外的其他农户发生确权比例的交乘项”以及“农户所在地区农业税废除时间和县域中除该家庭之外的其他农户确权颁证比例的交乘项”。农业税废除时间差异(2004—2006年)塑造了县域基层治理能力,直接影响确权政策执行效率;而其他户确权比例通过信息溢出效应降低个体确

⑥ 此外,本文基准回归模型用“是否发生确权”“是否持有证书”和“是否持有新证”3个变量代理农地确权制度,这本身就属于替换关键解释变量的稳健性检验。

⑦ 详细的稳健性论述及实证检验结果留存备索。

2026年5月

权成本,二者交乘进一步强化空间互动与历史政策的协同作用,从而保证工具变量的相关性条件成立。此外,县域层面的确权比例,作为地区政策执行强度的直观反映,与单个农户的生产决策之间存在天然的空间隔离性——其变动仅由区域政策实施节奏主导,而不受特定农户微观经营选择的干扰。与此同时,农业税废除时间承载着村庄独特的历史信息,与现阶段土地生产率之间不存在任何因果关联,呈现出严格的历史排他性。这种空间隔离性与历史排他性的双重保障,使交互项通过政策时空叠加效应产生外生变异——该变异独立于农户行为且不受当前土地生产率的反向影响,故满足工具变量的外生性条件。

在本文所使用的全部工具变量模型中,工具变量个数与内生变量个数均相等,属于恰好识别的情形。表3为采用工具变量“农户所在地区农业税废除时间和县域中除该家庭之外的其他农户发生确权比例的交乘项”时的回归结果,工具变量通过了不可识别检验(P 值 <0.05)和弱工具变量假设(F 值 >10),是有效的工具变量。估计结果显示,确权变量的显著性与系数符号均与基准回归结果保持一致,表明结果具有较好的稳健性。

表4为采用工具变量“农户所在地区农业税废除时间和县域中除该家庭之外的其他农户确权颁证比例的交乘项”时的回归结果,工具变量通过了

不可识别检验(P 值 <0.05)和弱工具变量假设(F 值 >10),是有效的工具变量^⑧。估计结果显示,确权变量的显著性与系数符号均与基准回归结果保持一致,表明结果具有较好的稳健性。上述工具变量检验表明,内生性问题没有影响本文的基本研究结论。

(2)倾向得分匹配。为排除样本选择性偏误带来的内生性问题,本文借鉴何瑛等^[39]和巩阅瑄等^[40]的双重稳健性检验,采用先匹配再回归的思路,进一步检验新一轮农地确权的土地生产率增长效应。倾向得分匹配法的核心在于:利用估计得到的倾向得分去寻找与处理组(确权组)具有一致特征的反事实对照组(未确权组),基于可忽略性假设,两组样本即达到趋同可比的状态。本文以“是否持有新证”作为处理变量,为检验匹配是否有效消除确权组与未确权组因可观测变量差异产生的系统性偏差,开展6次匹配实验^⑨。依据倾向得分匹配的平衡性检验标准:均值偏差($MeanBias$) $<10\%$ ^[41]、中位数偏差($MedBias$) $<5\%$ ^[42]和标准化偏差(B) $<20\%$ ^[43],对6组匹配设定进行检验,结果表明所有匹配设定均处于阈值要求范围内,全部通过了平衡性检验。如表5所示,进行匹配后(取各种匹配方法的均值),解释变量的标准化均值偏差由匹配前21.3%下降至3.58%($<10\%$),中位数偏差由匹配前13.3%下降至2.67%($<5\%$),显著降低了总体偏误; B 值由匹配前88.6(组间存在显著差异)下降至18.93($<20\%$),下

表3 第一种工具变量检验

Table 3 First instrumental variable test

变量名称	因变量:土地生产率(实物衡量)			因变量:土地生产率(货币衡量)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
关键解释变量						
是否进行确权	0.442** (0.188)			1.846*** (0.423)		
是否持有证书		0.438** (0.187)			1.865*** (0.430)	
是否持有新证			0.434** (0.185)			1.881*** (0.430)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	2.080*** (0.398)	2.059*** (0.403)	2.071*** (0.400)	5.448*** (0.992)	5.395*** (0.999)	5.485*** (0.990)
第一阶段 F 值	18.82	19.98	316.73	18.82	19.98	316.73
有效样本量	2424	2424	2424	2424	2424	2424

⑧ 其他类型的工具变量选取及实证检验结果留存备案。

⑨ 详细的PSM过程及实证检验结果留存备案。

表4 第二种工具变量检验

Table 4 Second instrumental variable test

变量名称	因变量:土地生产率(实物衡量)			因变量:土地生产率(货币衡量)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
关键解释变量						
是否进行确权	0.555*** (0.202)			2.301*** (0.486)		
是否持有证书		0.469*** (0.171)			1.942** (0.411)	
是否持有新证			0.464*** (0.169)			1.923*** (0.406)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.979*** (0.405)	2.030*** (0.396)	2.043*** (0.394)	5.112*** (1.018)	5.322*** (0.992)	5.376*** (0.985)
第一阶段F值	17.26	21.39	287.66	17.26	21.39	287.66
有效样本量	2424	2424	2424	2424	2424	2424

表5 匹配前后各变量的平衡性检验结果

Table 5 Balance test results of variables before and after matching

匹配前后	匹配方法	伪R ²	LR chi ²	P值	均值偏差/%	中位数偏差/%	B值/%
匹配前	未匹配	0.112	245.00	0.000	21.30	13.30	88.60*
匹配后	近邻匹配(k=4)	0.007	38.12	0.000	3.40	2.20	19.60
	带卡尺的近邻匹配(k=4, r=0.01)	0.007	38.47	0.000	3.40	2.20	19.70
	半径卡尺匹配(r=0.01)	0.007	38.26	0.000	3.50	2.10	19.60
	半径卡尺匹配(r=0.02)	0.006	30.83	0.006	3.20	2.20	17.60
	半径卡尺匹配(r=0.03)	0.006	31.56	0.005	3.30	3.10	17.80
	核匹配	0.007	37.04	0.001	4.70	4.20	19.30
	平均值	0.0067	35.71	0.002	3.58	2.67	18.93

注:此表展示了因变量采用实物量衡量土地生产率时的匹配结果,当因变量是货币量衡量时结果一样。

降幅度约79%,表明匹配后协变量的不平衡程度显著改善。此外,伪R²(由匹配前0.112下降至0.0067)和LR统计量(由匹配前245下降至35.71)都有显著下降。

综合来看,平衡性检验结果表明,匹配操作显著缩小了处理组(确权组)与对照组(未确权组)的协变量分布差异,契合倾向得分匹配法的核心假设,有效降低了样本选择偏误,为处理效应估计提供可靠基础。

在获得有效的匹配样本之后,将参与匹配的协变量与未参与匹配的控制变量(基准模型中)同时加入回归模型,进一步计算农地确权对土地生产率的因果效应。表6和表7显示,6次实验匹配后,农地确权对土地生产率的因果效应依然显著为正,且系数估计值与基准回归结果接近。这表明,本文使用不同方法进行匹配后得到的回归结果无明显差

异,表明样本数据具有良好的稳健性。至此,综合基准回归、稳健性检验和内生性检验的回归估计及结果分析,农地确权的生产率增长效应假说H1得以验证。

4.3 异质性检验

为探究不同耕地细碎化情境中农地确权对土地生产率的增长效应差异,本文借鉴Ren等^[44]和Wang等^[45]的研究,采用农户家庭的耕地块数测度耕地细碎化程度。在控制耕地总面积的前提下,耕地块数越多意味着土地被分割得越零散,细碎化程度越高。将耕地块数按照1/3分位数(3块)、2/3分位数(5块)划分为3个分样本,检验不同耕地细碎化情境下农地确权对土地生产率增长效应的差异。表8结果表明:农地确权的回归系数仅在耕地细碎化程度相对较低的情境(耕地块数≤3)中显著为正,而在细碎化程度较高的情境(耕地块数>3)中,该系数不

2026年5月

表6 农地确权影响土地生产率(实物衡量)的双重稳健性检验

Table 6 Dual robustness test of impact of rural land registration on land productivity (measured by physical quantity)

变量	因变量:土地生产率(实物衡量)					
	近邻匹配	带卡尺的近邻匹配 ($k=4, r=0.01$)	半径卡尺匹配 ($r=0.01$)	半径卡尺匹配 ($r=0.02$)	半径卡尺匹配 ($r=0.03$)	核匹配 (高斯核函数)
农地确权 (新证)	0.320*** (0.077)	0.315*** (0.077)	0.323*** (0.072)	0.327*** (0.072)	0.327*** (0.072)	0.327*** (0.072)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.363** (0.550)	1.364** (0.550)	2.214*** (0.368)	2.211*** (0.369)	2.211*** (0.369)	2.211*** (0.369)
R^2	0.281	0.279	0.254	0.255	0.255	0.255

注:因变量土地生产率采用实物量与货币量衡量时,ATT的计算结果存有差异,故此表分开展示。

表7 农地确权影响土地生产率(货币衡量)的双重稳健性检验

Table 7 Dual robustness test of impact of rural land registration on land productivity (measured by monetary value)

变量	因变量:土地生产率(货币衡量)					
	近邻匹配	带卡尺的近邻匹配 ($k=4, r=0.01$)	半径卡尺匹配 ($r=0.01$)	半径卡尺匹配 ($r=0.02$)	半径卡尺匹配 ($r=0.03$)	核匹配 (高斯核函数)
农地确权 (新证)	0.687** (0.205)	0.673*** (0.204)	0.754*** (0.194)	0.765*** (0.194)	0.765*** (0.194)	0.765*** (0.194)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.481** (1.351)	3.483** (1.351)	6.406*** (0.922)	6.397*** (0.922)	6.397*** (0.922)	6.397*** (0.922)
R^2	0.314	0.313	0.291	0.292	0.292	0.292

表8 农地确权土地生产率增长效应的异质性检验:基于耕地细碎化的差异

Table 8 Heterogeneity test of growth effect on land productivity after rural land registration based on differences in fragmentation of cultivated land

变量	因变量:土地生产率(实物衡量)			因变量:土地生产率(货币衡量)		
	地块数 ($<1/3$ 分位数)	地块数 ($1/3\sim 2/3$ 分位数)	地块数 ($>2/3$ 分位数)	地块数 ($<1/3$ 分位数)	地块数 ($1/3\sim 2/3$ 分位数)	地块数 ($>2/3$ 分位数)
农地确权 (新证)	0.490*** (0.104)	0.238 (0.171)	-0.044 (0.155)	1.064*** (0.281)	0.115 (0.438)	0.393 (0.409)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.651*** (0.611)	2.945*** (0.680)	2.333*** (0.651)	5.272*** (1.652)	6.383*** (1.745)	8.502*** (1.723)
有效样本量	1055	588	781	1055	588	781
Adjusted R^2	0.289	0.254	0.069	0.320	0.316	0.163

注:本表控制变量与基准回归不同(去除了耕地块数控制变量)。

显著,甚至呈现负值(耕地块数 >5)。对于耕地细碎化程度较低的农户,地块集中与产权明晰共同作用,能有效降低机械作业与土地交易的成本,从而为提升土地产能创造有利条件。然而,在高细碎化情境下,确权政策反而可能固化地块分散格局,形成“产权锁定效应”。该效应不仅会抑制土地流转与规模经营^[46],还可能因管理协调成本上升而部分甚至完全抵消确权所带来的潜在收益^[47]。上述结果

表明,农地确权对土地生产率的影响存在显著异质性:在低细碎化情境下发挥积极的促进作用,但在高细碎化情境下则效果不明显甚至产生抑制作用。

进一步探索不同家庭贫富状态下农地确权对土地生产率的提升效应差异,借鉴相关文献^[48],将家庭人均年收入按照1/3分位数(1.2万元)、2/3分位数(2.5万元)划分为3个分样本,再进行分组回归。表9结果显示,农地确权对土地生产率的影响随家庭

表9 农地确权土地生产率增长效应的异质性检验:基于农户家庭贫富状态的差异

Table 9 Heterogeneity test of growth effect of rural land registration on land productivity based on differences in household wealth status

变量名称	因变量:土地生产率(实物衡量)			因变量:土地生产率(货币衡量)		
	低收入 (<1/3分位数)	中等收入 (1/3~2/3分位数)	高收入 (>2/3分位数)	低收入 (<1/3分位数)	中等收入 (1/3~2/3分位数)	高收入 (>2/3分位数)
农地确权 (新证)	-0.034 (0.117)	0.298*** (0.117)	0.642*** (0.142)	-0.260 (0.294)	0.873*** (0.289)	1.626*** (0.341)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.229*** (0.524)	0.544*** (0.615)	1.473*** (0.778)	6.219*** (1.320)	-0.019 (1.513)	5.548*** (1.868)
有效样本量	809	807	808	809	807	808
Adjusted R ²	0.249	0.265	0.284	0.308	0.381	0.459

收入升高而增强,高收入(>2.5万元)家庭中效应最优,中等收入(介于1.2万元与2.5万元之间)家庭次之,低收入(<1.2万元)家庭中则不存在生产率增长效应。为解释表9所呈现的差异,本文从家庭经济禀赋与投资能力的角度展开分析。高收入家庭凭借其充裕的资金与技术储备,能够充分利用确权所赋予的产权稳定性,迅速增加对土壤改良、良种采用等长期生产性投资,从而将产权优势有效转化为实际的生产效益。中等收入家庭虽具备一定的投资意愿,但受限于可用资金规模,仅能对部分生产要素进行有限升级,因此所获得的效应相对较弱。相比之下,低收入家庭由于面临较强的资金与技能双重约束,难以承担前期投资所需的成本,致使无

法将确权政策所带来的制度红利转化为生产率的实际提升。至此,假说H2得以验证。

4.4 中介机制检验

本文认为新一轮农地确权政策通过促进土壤改良投资、作物种植投资和人力资本投资3条途径来推动土地生产率提升。分别对土壤改良投资、作物种植投资和人力资本投资进行回归,结果如表10所示:确权变量对中介变量的回归系数均为正,并在1%水平下通过显著性检验;在控制中介变量后,确权变量的回归系数依然显著为正且绝对值变小,同时中介变量的回归系数也显著为正。这表明,土壤改良投资、作物种植投资和人力资本投资在农地确权与土地生产率之间起到了部分中介作用,因此

表10 农地确权土地生产率增长效应的中介机制检验

Table 10 Mediation mechanism test of productivity growth effect of rural land registration

中介机制	总效应	土壤改良投资		作物种植投资		人力资本投资	
	是否持有 新证→ 土地生产率	路径I: 是否持有新证→是 否进行肥料投资	路径II: 是否进行肥料投资 →土地生产率	路径I: 是否持有新证→是 否种植经济作物	路径II: 是否种植经济作 物→土地生产率	路径I: 是否持有新证→年 均农业投入时长	路径II: 年均农业投入时 长→土地生产率
农地确权 (新证)	0.627*** (0.202)	1.077*** (0.241)	0.579*** (0.204)	0.554*** (0.168)	0.387** (0.190)	0.845*** (0.233)	0.542*** (0.201)
是否进行绿 色肥料投资			0.440* (0.241)				
是否种植 经济作物					2.292*** (0.128)		
年均农业 投入时长							0.101*** (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	6.446*** (1.004)	-4.736*** (1.460)	6.285*** (1.007)	5.032*** (0.834)	2.926*** (0.963)	7.336*** (1.155)	5.702*** (1.005)
有效样本量	2424	2424	2424	2424	2424	2424	2424
Adjusted R ²	0.248	0.245	0.249	0.286	0.337	0.162	0.258

注:受篇幅所限,表中土地生产率均以货币衡量。

2026年5月

验证了假说H3,即农地确权能够通过这3条投资渠道,推动土地生产率提升。

上述3种中介机制可通过产权理论、投资激励理论、资源配置理论和人力资本理论来理解。首先,依据产权理论与投资激励理论,农地确权通过增强产权稳定性,为农户提供了稳定的投资预期,从而激励其增加生产性投资并改善生产要素质量,进而推动产出效率提升^[17]。农地确权后,农户更愿意投资于绿色肥料等要素,以优化土壤理化性质,为作物生长创造更适宜的环境。这不仅能提高单位面积产量,还能改善产品质量(如减少病虫害、提升作物养分吸收效率),最终实现土地生产率的显著提升。

其次,资源配置理论的核心在于研究如何在资源稀缺条件下,将劳动力、资本、土地、技术等生产要素在各类潜在用途中进行最优分配,以实现效率最大化^[49]。在农业生产中,经济作物种植是这一理论逻辑的现实印证:经济作物的种植既可以依托精细化管理和高技术应用,直接提升土地生产率;还能够凭借更高的市场价值,使单位土地面积获得更多收益,从侧面反映土地生产率的提高。农地确权后,产权明晰激励农户追求更高的资源回报率,从而将生产要素集中于管理更精细、市场价值更高的经济作物,进而提升土地生产率。

最后,人力资本理论指出,时间投入是人力资本积累的重要形式。在农业生产中,更长的务农时长意味着农户有更多时间学习实践农业技术(如观察作物生长、摸索种植规律)、进行精细化管理(如定时除草、动态调整灌溉),进而形成“干中学”的人力资本积累^[50]。农地确权稳定了农户的经营预期,激励了其在农业领域进行更长期、更专注的时间投入。这种以时间投入为载体的人力资本,能直接提升农户对土地和技术的驾驭能力,最终通过深化生产经验与技术应用,推动土地生产率提高。

5 讨论、结论与政策建议

5.1 讨论

5.1.1 农地确权提升土地生产率的有效性及其比较

本文综合运用产权经济学、要素配置与制度变迁理论,实证检验农地确权对土地生产率的增长效应,揭示其通过物资性与非物资性投资发挥作用的

中介机制,探讨耕地细碎化和家庭贫富状态带来的异质性影响,并据此提出对策建议。研究结果不仅评估了政策有效性,为破解“确权-生产率”黑箱提供了理论框架,更为优化农村产权制度、提升资源配置效率的政策设计,以及增强土地产出能力提供了有益借鉴与实践指引。

相较于既有研究支持“产权清晰激励长期投资”的观点^[51],本文的边际贡献在于拓展了“投资”的范畴:不仅涵盖物质资本投入,还将人力资本积累与种植结构优化纳入分析框架,深化了对产权影响农业生产率的中介机制理解。在已有研究证实农地确权可减少化肥用量的基础上^[52],本文进一步发现,确权后农户更倾向于用绿色肥料替代传统化肥,表明产权稳定有助于推动农业绿色转型,缓解“增产不环保”的现实矛盾。从异质性结果看,耕地细碎化严重削弱了确权的生产率效应,这与细碎地块难以实现规模经济、推高农业生产成本的现状相互印证^[53]。与生产率效应不同,农地确权对农民收入的影响呈现明显的情境依赖性:在农户层面,其对中低收入农户的增收效应大于高收入农户^[48];在村庄层面,亦具有典型的“亲贫”分配效应^[34]。然而,本文聚焦农地确权对生产效率的影响却发现,富裕家庭对确权红利的吸收能力更强,贫困家庭则相对受限。这一反差揭示了“制度陷阱”的形成条件:当农户缺乏必要的经济资本时,即使产权清晰,也难以转化为实际生产力。增效与增收的不同异质性特征,折射出二者作用机制的差异,其深层原因仍有待进一步挖掘。

5.1.2 研究局限与展望

尽管如此,本文仍存在一些局限之处:①模型设定。未考虑土地报酬递减规律,如未能体现固定要素下可变投入边际产出递减的特征。且囿于横截面数据,未能捕捉到农地确权生产率增长效应的动态演变特征。未来可在现有研究基础上^[17],结合2014年新一轮农地确权启动、2020年确权基本完成及之后的面板数据,深入考察该政策影响土地生产率的短期、中期与长期差异,并归纳其动态演变规律,以期为实施分阶段政策调整提供实证依据。②机制探索。中介机制仅关注长期投资,因数据限制未纳入土地流转、融资等传导路径,导致对其他潜在

机制的挖掘与探讨存在不足;异质性机制仅考察家庭贫富和耕地细碎化的影响,尚未覆盖经营规模维度,如小农户与种植大户在农地确权影响下的生产率增长差异,且对新型经营主体关注不足。未来可对比不同经营主体的确权效应差异,剖析“组织化程度”对确权红利的放大作用,以此完善“主体类型—确权效应”的理论框架。③研究范围。本文仅聚焦黄河流域,反映北方旱作区农地确权的生产率增长效应。考虑到北方旱作区与南方水网区在农业投入要素^[54]、种植结构^[55]等生产特征上存在显著差异,未来可补充长江流域数据,通过跨区域比较分析,明确本文结论的普适性边界。④本文集中于农地确权对土地生产率的因果识别,尚未探究其对耕地细碎化与规模经营的影响,亦未解答农地确权能否调和二者间的内在矛盾。

基于这些局限,未来研究将进一步深化农地确权的绩效检验,拓展影响土地生产率的传导路径研究,并增加跨区域比较分析,以增强结论普适性。同时,深入探究农地确权在缓解耕地细碎化、促进规模化经营中的有效条件与作用机制,为实现土地资源高效利用、推动农业高质量发展提供更为坚实的理论与实践支撑。

5.2 结论

本文通过构建农地确权影响土地生产率的理论框架,基于2023年黄河流域2424份农户的实证数据,系统检验了二者的因果关系、作用机制与异质性特征。主要结论如下:

(1)农地确权对土地生产率提升具有积极作用。其中,新一轮农地确权对土地生产率的独立效应依然显著。这表明以“确实权、颁铁证”为核心的新一轮农地确权,推动农地产权实现从“模糊”到“清晰”、从“不稳定”到“稳定”的制度跃迁,为农业经济增长提供根本性制度保障。

(2)新一轮农地确权的效能发挥受资源禀赋、经济资本等微观情境约束。研究发现,农地确权的土地生产率效应在耕地细碎化程度较低及富裕家庭中更为显著;但在耕地细碎化严重和贫困家庭,其促进作用有限。这揭示了产权稳定是激励农业生产的必要但并非充分条件;若缺乏相应的资源基础与经济能力,产权改革的潜在效能将难以充分

释放。

(3)新一轮农地确权通过绿色肥料投入(物资资本)、务农时间增加(人力资本)与经济作物转型(种植结构)3条传导路径,清晰勾勒出产权激励下土地生产率提升的实践逻辑。这意味着,产权稳定的深层价值在于引导农户从追求短期产量转向注重长期土壤健康、从粗放投入转向精耕细作、从自给性生产转向参与高价值市场,最终系统提升土地生产效率。

5.3 政策建议

当前,我国在提升土地生产效率领域正面临严峻挑战。尽管以农地确权为代表的产权制度改革,已成为破除土地生产率提升的制度障碍、激活土地要素潜能的关键抓手,但土地生产率的进一步提升,仍受到耕地细碎化、部分农户家庭经济基础薄弱等多重现实因素的制约。为精准应对土地低效利用风险,提升土地生产率,本文提出如下政策建议:

(1)规范农地确权管理,多举措激发农业投资与技能提升。通过农地确权证书的规范化管理与便捷化使用,保障农户依法行使土地使用、收益等权能,稳固长期产权预期,从而激发农业投资行为。政府可设立绿色农资补贴基金,激励农户增施绿色肥料;推广优质高效作物品种及栽培模式,引导其依据市场需求和土地适配性科学选择经济作物种植;同时重视农业人力资本培育,通过开展农业技术培训,提升农业生产技能。

(2)整治耕地细碎化问题,破除生产要素配置障碍。在高耕地细碎化区域加大土地整理力度,通过“小田并大田”“连户连片耕种”等方式推进地块整合试点,在降低耕地细碎化程度的同时,有效压缩耕作成本,推动农地确权生产率效应更好落地。对于低耕地细碎化区域,着力引导农户转向集约化经营,支持其应用间作套种、轮作休耕等科学模式。依托农地确权形成的稳定产权预期,优化生产要素配置结构,进一步激活土地生产率的增长潜力。

(3)增强贫困家庭赋能支持,疏通确权红利传导路径。针对低收入家庭,持续加大农业信贷支持力度,推出低息贷款、信用贷款等产品,缓解资金短缺对生产的制约;开展免费农业技能培训,围绕作

2026年5月

物种植管理、土壤养护改良、病虫害防控等实用内容,提升农户专业技能水平。通过多维赋能提升低收入家庭的人力资本水平,助力其将农地确权带来的稳定预期红利转化为生产能力,进而推动土地增产增效。

参考文献(References):

- [1] 公茂刚,陈思凡.农地三权分置对中国耕地产出效率的影响及机制:基于生产要素视角[J].资源科学,2024,46(3):597-609. [Gong M G, Chen S F. Impact and mechanism of the "three rights separation" of agricultural land on the output efficiency of arable land in China: Based on the production factor perspective[J]. Resources Science, 2024, 46(3): 597-609.]
- [2] 郑志浩,高杨,霍学喜.农户经营规模与土地生产率关系的再探究:来自第三次全国农业普查规模农户的证据[J].管理世界,2024,40(1):89-108. [Zheng Z H, Gao Y, Huo X X. Revisiting the relationship between farm size and land productivity: Evidence from large-scale farms in the third national agricultural census[J]. Journal of Management World, 2024, 40(1): 89-108.]
- [3] Yu X D, Wang Q, Tian M J, et al. Exploring the impact of cultivated land utilization green transformation on agricultural economic growth: Evidence from Jiangsu Province in China[J]. Sustainability, 2024, DOI: 10.3390/su16167032.
- [4] 刘宣宣,陈飞,牛宏光,等.强化农地产权有助于提升农业劳动生产率吗?基于异质农户能力的理论建模与实证检验[J].财经研究,2024,(1):154-168. [Liu X X, Chen F, Niu H G, et al. Does strengthening farmland property rights help to promote agricultural labor productivity? Theoretical modeling and empirical testing based on heterogeneous farmer capabilities[J]. Journal of Finance and Economics, 2024, (1): 154-168.]
- [5] Coase R H. The problem of social cost[J]. The Journal of Law and Economics, 2013, 56(4): 837-877.
- [6] Deininger K W, Xia F, Holden S T. Gender-differentiated impacts of tenure insecurity on agricultural performance in Malawi's customary tenure systems[J]. World Bank Policy Research Working Paper, 2017, DOI:10.1596/1813-9450-7943.
- [7] 王伟新,殷徐康,王晨光,等.农地产权稳定性与农业低碳发展:基于新一轮农地确权改革的考察[J].中国土地科学,2024,38(8):49-59,71. [Wang W X, Yin X K, Wang C G, et al. Farmland property rights stability and low-carbon agricultural development: Evidence from a new-round land certification in China[J]. China Land Science, 2024, 38(8): 49-59, 71.]
- [8] 杨广亮,王军辉.新一轮农地确权、农地流转与规模经营:来自CHFS的证据[J].经济学(季刊),2022,22(1):129-152. [Yang G L, Wang J H. The new wave of land titling program, land transfer and farm size: Evidence from the Chinese household financial survey data[J]. Quarterly Journal of Economics, 2022, 22(1): 129-152.]
- [9] 王国运,陈波.新一轮农地确权与中国农业增长:基于面板工具变量法的实证研究[J].中国农村经济,2022,(12):54-72. [Wang G Y, Chen B. The effects of the new round of agricultural land titling on China's agricultural growth: An empirical study based on panel instrument variables approach[J]. Chinese Rural Economy, 2022, (12): 54-72.]
- [10] Tian C, Luo Y, Teng Y. Land certification, tenure security and off-farm employment: Evidence from China[J]. Land Use Policy, 2024, DOI: 10.1016/j.landusepol.2024.107328.
- [11] 丰雷,李怡忻,蒋妍,等.土地证书、异质性与农地流转:基于2018年“千人百村”调查的实证分析[J].公共管理学报,2021,18(1):151-164,176. [Feng L, Li Y X, Jiang Y, et al. Land certificate, heterogeneity and land transfer: An empirical study based on 2018 "Thousand Students, Hundred Villages" rural survey[J]. Journal of Public Management, 2021, 18(1): 151-164, 176.]
- [12] 胡新艳,许金海,罗必良.新一轮农地确权促进连片规模经营:来自地块离散流转与连片流转的证据[J].经济学(季刊),2024,24(5):1533-1549. [Hu X Y, Xu J H, Luo B L. Does land titling promote the operation of large-scale plots? Evidence from discrete land transfer and adjacent land transfer[J]. China Economic Quarterly, 2024, 24(5): 1533-1549.]
- [13] 郑淋议,李焯阳,钱文荣.土地确权促进了中国的农业规模经营吗?基于CRHPS的实证分析[J].经济学(季刊),2023,23(2):447-463. [Zheng L Y, Li Y Y, Qian W R. Does land certification increase China's farm size? An empirical analysis based on the CRHPS[J]. China Economic Quarterly, 2023, 23(2): 447-463.]
- [14] 孙琳琳,杨浩,郑海涛.土地确权对中国农户资本投资的影响:基于异质性农户模型的微观分析[J].经济研究,2020,55(11):156-173. [Sun L L, Yang H, Zheng H T. The impact of land titling on agricultural investment in rural China[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(11): 156-173.]
- [15] Subramanian A, Kumar P. Property rights, factor allocation and household welfare: Experimental evidence from a land titling program in India[J]. Journal of Development Economics, 2024, DOI: 10.1016/j.jdeveco.2023.103238.
- [16] Guheb H, Holden S T. Technical efficiency and productivity differential effects of land right certification: A quasi-experimental evidence[J]. Quarterly Journal of International Agriculture, 2015, 54(1): 1-31.
- [17] 高叙文,方师乐,史新杰,等.农地产权稳定性与农地生产率:基于新一轮农地确权的研究[J].中国农村经济,2021,(10):24-43. [Gao X W, Fang S L, Shi X J, et al. The impacts of land certification on agricultural productivity: Evidence from a new round land certification in China[J]. Chinese Rural Economy, 2021, (10):

- 24-43.]
- [18] 周凤, 邓宏图. 农地确权真能提高农业生产效率吗? 基于农业现代化维度的考察[J]. 农业技术经济, 2024, (9): 49-67. [Zhou F, Deng H T. Can agricultural land titling really improve agricultural production efficiency? An examination in the dimension of agricultural modernization[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2024, (9): 49-67.]
- [19] Agyei-Holmes A, Buehren N, Goldstein M, et al. The effects of land title registration on tenure security, investment and the allocation of productive resources[J]. Global Poverty Research Lab Working Paper, 2020, DOI: 10.1596/1813-9450-9376.
- [20] Liu S, Ma S, Yin Y, et al. Land titling, human capital misallocation, and agricultural productivity in China[J]. Journal of Development Economics, 2023, DOI: 10.1016/j.jdeveco.2023.103165.
- [21] Cao Y, Bai Y, Zhang L. The impact of farmland property rights security on the farmland investment in rural China[J]. Land Use Policy, 2020, DOI: 10.1016/j.landusepol.2020.104736.
- [22] Dude L, Guveya E. Land tenure security and farm investments amongst small scale commercial farmers in Zimbabwe[J]. Journal of Sustainable Development in Africa, 2013, 15(5): 107-121.
- [23] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰. 耕地地块细碎程度及其对山区农业生产成本的影响[J]. 自然资源学报, 2019, 34(12): 2658-2672. [Wang Y H, Li X B, Xin L J. Characteristics of cropland fragmentation and its impact on agricultural production costs in mountainous areas[J]. Journal of Natural Resources, 2019, 34(12): 2658-2672.]
- [24] 许恒周, 牛坤在, 谭荣辉. 农地确权、金融可得性与农户家庭贫困脆弱性[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(4): 111-125. [Xu H Z, Niu K Z, Tan R H. Rural land rights confirmation, financial availability, and poverty vulnerability of rural households[J]. Research on Economics and Management, 2022, 43(4): 111-125.]
- [25] 耿鹏鹏, 汪成云, 赵亮. 新一轮农地确权政策与中国粮食安全: 基于农地流转市场化转型视角[J]. 财经问题研究, 2024, (9): 90-102. [Geng P P, Wang C Y, Zhao L. The new round of farmland titling policy and food security in China: From the perspective of market-oriented farmland circulation[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2024, (9): 90-102.]
- [26] North D C. Institutions, institutional change, and economic performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [27] Jacoby H G, Li G, Rozelle S. Hazards of expropriation: tenure insecurity and investment in rural China[J]. American Economic Review, 2002, 92(5): 1420-1447.
- [28] 王嫚嫚, 刘颖, 蒯昊, 等. 土地细碎化、耕地地力对粮食生产效率的影响: 基于江汉平原354个水稻种植户的研究[J]. 资源科学, 2017, 39(8): 1488-1496. [Wang M M, Liu Y, Kuai H, et al. The effects of land fragmentation and land quality on the technical efficiency of grain production based on 354 rice planters on the Jianghan Plain[J]. Resources Science, 2017, 39(8): 1488-1496.]
- [29] 刘晶, 金晓斌, 徐伟义, 等. 耕地细碎化对可持续集约利用的影响机理与治理框架[J]. 地理学报, 2022, 77(11): 2703-2720. [Liu J, Jin X B, Xu W Y, et al. Influence mechanism of cultivated land fragmentation on sustainable intensification and its governance framework[J]. Acta Geographica Sinica, 2022, 77(11): 2703-2720.]
- [30] 仇童伟, 张丹茹, 罗必良. 巩固拓展脱贫攻坚成果: 财政涉农资金整合何以影响县域产业经济?[J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(6): 48-63. [Qiu T W, Zhang D R, Luo B L. Consolidate and expand the achievements of poverty alleviation: How does the integration of financial agriculture-related funds affect the county industrial economy?[J]. Journal of Shanghai University of Finance and Economics, 2022, 24(6): 48-63.]
- [31] Hu X, Su K, Chen W, et al. Examining the impact of land consolidation titling policy on farmers' fertiliser use: Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Land Use Policy, 2021, DOI: 10.1016/j.landusepol.2021.105645.
- [32] Feder G, Onchan T. Land ownership security and farm investment in Thailand[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1987, 69(2): 311-320.
- [33] 李博伟. 转入土地连片程度对生产效率的影响[J]. 资源科学, 2019, 41(9): 1675-1689. [Li B W. Impact of centralization degree of transfer-in land on production efficiency[J]. Resources Science, 2019, 41(9): 1675-1689.]
- [34] Chen M, Ren G, Heerink N. The long-term impact of land certification on factor reallocation and household welfare in rural China[J]. Journal of Rural Studies, 2025, DOI: 10.1016/j.jrurstud.2025.103762.
- [35] 丛胜美, 耿鹏鹏, 罗必良. 市场化、南北差距及其根源: 基于作物性质的政治经济学考察[J]. 南方经济, 2022, (1): 1-18. [Cong S M, Geng P P, Luo B L. Marketization, the north-south gap and its root causes: Investigation of political economy based on the nature of crop[J]. South China Journal of Economics, 2022, (1): 1-18.]
- [36] 林善浪, 李龙新, 林玉妹, 等. 人力资本对农户兼业行为的影响研究: 基于山东省临沂10个村的问卷调查[J]. 农村经济, 2012, (9): 113-117. [Lin S L, Li L X, Lin Y M, et al. Research on the impact of human capital on the diversified farming behavior of households: Based on a questionnaire survey of 10 villages in Linyi, Shandong Province[J]. Rural Economy, 2012, (9): 113-117.]
- [37] 林文声, 王志刚, 王美阳. 农地确权、要素配置与农业生产效率: 基于中国劳动力动态调查的实证分析[J]. 中国农村经济, 2018, (8): 64-82. [Lin W S, Wang Z G, Wang M Y. Land registration and certification, production factor allocation and agricultural production efficiency: An analysis based on China labor-force dynamics survey[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (8): 64-82.]

2026年5月

- [38] Imbens G W. Matching methods in practice: Three examples[J]. *Journal of Human Resources*, 2015, 50(2): 373-419.
- [39] 何瑛, 陈丽丽, 杜亚光. 数据资产化能否缓解“专精特新”中小企业融资约束?[J]. *中国工业经济*, 2024, (8): 154-173. [He Y, Chen L L, Du Y G. Does data assetization alleviate financing constraints of SRDI SMEs?[J]. *China Industrial Economics*, 2024, (8): 154-173.]
- [40] 巩阅瑄, 王河欢, 丁从明, 等. 跨文化流动经历与家庭储蓄率: 基于“南稻北麦”视角的研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2025, 42(2): 47-68. [Gong Y X, Wang H H, Ding C M, et al. Cross-cultural migration experiences and family savings rate: Research based on the perspective of “southern rice and northern wheat”[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2025, 42(2): 47-68.]
- [41] Becker S O, Ichino A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores[J]. *The Stata Journal*, 2002, 2(4): 358-377.
- [42] Caliendo M, Kopeinig S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22(1): 31-72.
- [43] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *The American Statistician*, 1985, 39(1): 33-38.
- [44] Ren H, Zhao Y, Li X, et al. Cultivated land fragmentation in mountainous areas based on different resolution images and its scale effects[J]. *Geographical Research*, 2020, 39(6): 1283-1294.
- [45] Wang J, Yu C A O, Fang X, et al. Does land tenure fragmentation aggravate farmland abandonment? Evidence from big survey data in rural China[J]. *Journal of Rural Studies*, 2022, 91: 126-135.
- [46] 刘守英, 熊雪锋, 章永辉, 等. 土地制度与中国发展模式[J]. *中国工业经济*, 2022, (1): 34-53. [Liu S Y, Xiong X F, Zhang Y H, et al. Land system and China's development mode[J]. *China Industrial Economics*, 2022, (1): 34-53.]
- [47] Su Y, Xuan Y, Zang L, et al. Is land fragmentation undermining collective action in rural areas? An empirical study based on irrigation systems in China's frontier areas[J]. *Land*, 2024, DOI: 10.3390/land13071041.
- [48] 崔益邻, 蒋妍, 赵江萌. 土地确权、要素配置与农户收入不平等: 基于CHARLS2018年数据的实证分析[J]. *农村经济*, 2024, (1): 45-53. [Cui Y L, Jiang Y, Zhao J M. Land rights confirmation, factor allocation and inequality of farmers' income: An empirical analysis based on CHARLS 2018 data[J]. *Rural Economy*, 2024, (1): 45-53.]
- [49] 郑宏运, 李谷成. 土地流转如何影响农业资源配置效率? 一个异质性分析[J]. *农业技术经济*, 2023, (4): 1-15. [Zheng H Y, Li G C. How do land transfers affect agricultural resource allocation efficiency? A heterogeneous analysis[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2023, (4): 1-15.]
- [50] 周晓时, 李谷成, 刘成. 人力资本、耕地规模与农业生产效率[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2018, (2): 8-17, 154. [Zhou X S, Li G C, Liu C. Human capital, land scale and agricultural production efficiency[J]. *Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2018, (2): 8-17, 154.]
- [51] 张改清, 张建杰. 新一轮农地确权对农户耕地质量保护行为的影响研究: 基于对耕地感知价值的中介效应检验[J]. *经济经纬*, 2023, 40(4): 48-57. [Zhang G Q, Zhang J J. A study on the impact of the new round of farmland ownership confirmation on farmers' behavior of protecting the quality of cultivated land: Test of intermediary effect based on the perceived value of cultivated land[J]. *Economic Survey*, 2023, 40(4): 48-57.]
- [52] 郑淋议, 钱文荣, 刘琦, 等. 新一轮农地确权对耕地生态保护的影响: 以化肥、农药施用为例[J]. *中国农村经济*, 2021, (6): 76-93. [Zheng L Y, Qian W R, Liu Q, et al. The impact of the new round of farmland certification on the ecological protection of cultivated land: Taking the application of chemical fertilizers and pesticides as examples[J]. *Chinese Rural Economy*, 2021, (6): 76-93.]
- [53] 王婷昱, 蓝红星. 耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响研究: 基于农户数字参与的调节效应[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2025, (2): 82-92. [Wang T Y, Lan H X. A study on the impact of farmland fragmentation on the “NonGrainization” of planting structure: Based on the moderating effect of farmers' digital participation[J]. *Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2025, (2): 82-92.]
- [54] 郁文静, 方露, 王耀璟, 等. 非农就业对农业技术效率的影响研究: 基于中国粮食主产区的证据[J]. *农业技术经济*, 2025, (5): 124-144. [Yu W J, Fang L, Wang Y J, et al. Off-Farm labor participation and agricultural technical efficiency: Evidence from China's major grain-producing areas[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2025, (5): 124-144.]
- [55] 杨进, 刘新宇. 中国农业种植结构变化对生产效率的影响: 基于专业化分工的视角[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2021, 35(4): 64-73. [Yang J, Liu X Y. The impact of agricultural planting structure change on production efficiency in China: Based on the perspective of specialized division of labor[J]. *Journal of Huazhong University of Science and Technology (Social Science Edition)*, 2021, 35(4): 64-73.]

Impact of rural land registration on land productivity and its mechanisms: A case study of Yellow River Basin

SUN Dan¹, FENG Lei²

(1. School of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China;

2. School of Public Administration, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: **[Objective]** Rural land rights confirmation is an important institutional arrangement for regulating land productivity. Clarifying its impact mechanisms on land productivity is of great value for promoting the efficient use of land resources and driving high-quality agricultural development. **[Methods]** This study constructed a theoretical framework for the impact of rural land rights confirmation on land productivity. Based on survey data from 2424 farmer households in six provinces of the Yellow River Basin in 2023, multiple linear regression and mediation effect models were used to empirically test the impact of rural land rights confirmation on land productivity and its mechanisms. **[Results]** (1) Rural land rights confirmation significantly enhanced land productivity, and this effect persisted after the implementation of the new round of rural land rights confirmation. (2) The productivity effect of the new round of rural land rights confirmation was more pronounced in areas with low levels of fragmented farmland and among wealthy households, but was not significant in areas with high levels of fragmented farmland and among poor families. (3) The new round of rural land rights confirmation achieved the growth effect of land productivity through three investment channels: soil improvement investment, crop planting investment, and human capital investment. **[Conclusion]** Rural land rights confirmation enhances land productivity by improving farmers' investment behavior, but the effect is context-dependent at the micro level. It is necessary to further encourage investment in green fertilizers, optimize the planting structure, and enhance human capital. At the same time, fragmented land management and targeted assistance for poor families should be advanced in a coordinated manner to fully unleash its boosting effect on productivity growth.

Key words: rural land registration; farmer; land investment behavior; land productivity; farmland fragmentation; mediation effect model; Yellow River Basin