

高标准农田建设的农地流转市场转型效应*

王术坤¹ 林文声²

摘要：鲜有研究系统分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制。本文从耕地质量提高、农业生产节本增收、农地交易价值提升的传导途径，构建了高标准农田建设促进农地流转市场转型的理论分析框架，采用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查10省份50个县（市、区）304个村4264个地块的混合截面数据，定量分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制，并揭示出不同现实情境下高标准农田建设的异质性效应。研究表明：高标准农田建设不仅减少了熟人非市场交易，而且促进了地块租赁约定期限，增加了农地有偿流转的可能性。机制分析结果显示：高标准农田建设主要通过提升耕地质量水平、节省农业生产成本、增加农业生产收益和提高农地交易价值的方式，促进农地流转市场转型。异质性分析结果发现：对于东部地区和东北地区的村庄、自利偏好型的农户，高标准农田建设更有利于促进农地流转市场转型；地权不稳定和外出务工经历弱化了高标准农田建设对农地流转市场转型的影响。

关键词：高标准农田 农地流转市场 耕地质量 中国乡村振兴综合调查

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

现阶段，分散细碎化的地块难以满足中国式农业农村现代化的发展要求，而农村土地经营权流转（以下简称“农地流转”）对实现农业规模经营和推进中国式农业农村现代化进程发挥了重要作用。近20多年来，中国农地流转市场的交易规模快速扩大。全国农户家庭承包耕地流转总面积从1996年

*本文研究系中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”（编号：GQDC2020017；GQDC2022020）、国家自然科学基金青年项目“‘粮改饲’补贴政策对农户生产影响及政策优化研究”（编号：72003194）和国家自然科学基金重点项目“乡村振兴进程中的农村经济转型的路径与规律研究”（编号：71934003）的阶段性研究成果。感谢北京大学现代农学院黄季焜教授在高标准农田建设政策评估的研究方面对笔者的悉心指导，感谢北京理工大学人文与社会科学学院凤洁博士的修改建议，感谢硕士研究生熊文贤和本科生龙宇琪的省级数据整理工作，感谢匿名评审专家的宝贵建议，但文责自负。本文通讯作者：林文声。

的 0.13 亿亩（占家庭承包经营耕地总面积的 0.98%）增至 2021 年的 5.57 亿亩（占家庭承包经营耕地总面积的 35.37%）^①。与此同时，农户农地流转行为逐步呈现市场化和规范化的趋势（丰雷等，2020）。在省级层面，出租给本乡镇以外人口或单位的耕地面积占家庭承包经营耕地总面积的比例从 2013 年的 0.97% 增至 2021 年的 4.35%^②；转入家庭农场、专业合作社和企业的耕地面积占家庭承包经营耕地总面积的比例从 2009 年的 2.13% 增至 2021 年的 15.81%^③；签订流转合同的耕地流转面积占家庭承包经营耕地总面积的比例从 2009 年的 6.38% 增至 2021 年的 24.49%^④。在农户层面，现金交易的比例从 2001 年的 26.1% 增至 2018 年的 78.2%，零租金交易的比例则相应地从 55.9% 降至 15.5%，而农地流转年租金从 2001 年的 150 元/亩攀升到 2018 年的 609 元/亩（丰雷等，2020）。可见，中国农地流转市场呈现从人格化交易向非人格化交易转型的发展趋势（仇童伟等，2019；仇童伟和罗必良，2022）。

已有研究指出，耕地质量对地块转入或转出（张亚丽等，2019）、市场流向（郭阳等，2019）、租金形式（陈奕山等，2017）、租金价格（纪月清等，2017）产生显著影响。但是，近年来中国耕地数量锐减、质量退化和污染严重等问题日益突出。全国耕地面积从 2009 年的 20.31 亿亩下降到 2019 年的 19.18 亿亩，减少了 1.12 亿亩^⑤。耕地质量等别（从高到低依次分为 1~15 等）从 2009 年的 9.80 等下降到 2018 年的 9.96 等^⑥，2019 年中低等耕地占比高达 68.76%^⑦。2014 年首次全国土壤污染状况调查结果显示，耕地土壤点位超标率高达 19.40%^⑧。因此，建设高标准农田成为提升耕地质量的重要手段。高标准农田指的是“田块平整、集中连片、设施完善、节水高效、农电配套、宜机作业、土壤肥沃、生态友好、抗灾能力强，与现代农业生产和经营方式相适应的旱涝保收、稳产高产的耕地”^⑨。自 2004 年以来的中央“一号文件”都对高标准农田建设任务作出了明确要求。2022 年党的二十大报告指出，“全方位夯实粮食安全根基，全面落实粮食安全党政同责，牢牢守住十八亿亩耕地红线，逐步把永久基本农田全部建成高标准农田”^⑩。2023 年中央“一号文件”提出：“完成高标准农田新建和改造提升年度任务，重点补上土壤改良、农田灌排设施等短板，统筹推进高效节水灌溉，健全长效

^①资料来源：《全国农村经济情况统计资料 1996》和《中国农村政策与改革统计年报 2021》。

^②资料来源：《全国农村经济情况统计资料 2013》和《中国农村政策与改革统计年报 2021》。

^③资料来源：《全国农村经济情况统计资料 2009》和《中国农村政策与改革统计年报 2021》。

^④资料来源：《关于第二次全国土地调查主要数据成果的公报》，https://www.gov.cn/jrzq/2013-12/31/content_2557453.htm；
《第三次全国国土调查主要数据公报》，https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/202108/t20210826_2678340.html。

^⑤资料来源：胡存智（2013）、张德林等（2021）。

^⑥资料来源：《2019 年全国耕地质量等级情况公报》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2020/202004/202005/t20200506_6343095.htm。

^⑦资料来源：《全国土壤污染状况调查公报》，https://www.gov.cn/foot/2014-04/17/content_2661768.htm。

^⑧资料来源：《高标准农田建设通则》（GB/T30600—2022），<https://openstd.samr.gov.cn/bzgk/gb/newGbInfo?hcno=56806B705B9632406C71BA8E7CD7B8EF>。

^⑩习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 31 页。

管护机制。”^①可见，高标准农田建设成为全面落实“藏粮于地”战略的重要抓手和关键举措。

那么，高标准农田建设在多大程度上、通过何种途径以及在什么情境下影响农地流转市场转型呢？部分学者从理论和实证方面分析了高标准农田建设或农地整治对农户农地流转行为的影响^②。在省级层面，有研究认为，高标准农田建设显著提高了农地流转发生率。钱龙等（2023）基于2005—2017年28个省份的面板数据的实证分析结果表明，高标准农田建设不仅通过提升农业经营效益、降低农业经营风险和推动农业技术进步等渠道促进了农地流转，而且对地形起伏度相对较小区域、粮食主产区和经济较发达地区的农地流转促进效果更好。在农户层面，有研究认为，高标准农田建设促进了农户农地转入，但对农地转出的影响尚无定论。汪箭和杨钢桥（2016）基于成本收益视角分析农地整治通过耕地经营总收益和总成本来影响农户农地流转行为决策，并且利用湖北省武汉市和咸宁市477户农户调查数据的实证分析结果表明，农地整治显著促进农户农地转入，但不影响农户农地转出。王鹏和赵微（2021）利用2018年湖北省潜江市和湖南省岳阳市618户农户调查数据开展实证分析发现，农地整治同时增加了耕地转入和转出面积，其影响机制是，通过改善耕地质量，农地整治不仅提高了农业经营收益从而促进农户转入农地，而且抬高了耕地流转价格从而促进农户转出农地。陈江华和洪炜杰（2022）基于2021年江西省615户农户调查数据的实证分析结果表明，高标准农田建设促进了农户农地转入，但抑制了农户农地转出；对于家庭初始土地禀赋较多、劳动力转移程度较低的农户，高标准农田建设更能促进农地流转。此外，赵宇和孙学涛（2022）利用2020年山东省3市249个村莊的调查数据的实证分析发现，高标准农田建设通过提升农业机械化水平和降低农业劳动强度的传导路径，促使新型农业经营主体扩大了农地经营规模。

已有研究有助于更加深入地理解高标准农田建设对农户农地流转行为的影响，但尚有诸多不足之处。首先，鲜有研究系统分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制。已有研究局限于分析高标准农田建设对农户是否流转农地和农地流转规模的影响。其次，鲜有研究提供村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的全国代表性地块租赁证据。已有实证研究较多使用宏观省级面板数据或个别省份的农户调查结果（如湖北、湖南、江西），而尚未有基于全国范围地块租赁数据的微观定量证据。最后，在因果识别的研究设计方面，部分实证研究未能明确识别高标准农田建设年份与农地流转年份的时间先后顺序，从而存在农地流转决策时间早于高标准农田建设时间的逻辑错误。

^①参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true。

^②之所以结合农地整治的研究进行文献梳理，是因为农地整治可以被视为高标准农田建设的雏形。具体而言，农地整治往往包含土地平整、灌溉与排水、田间道路、农田防护与生态环境保护等工程（谢金华等，2018），与2011年《高标准基本农田建设规范（试行）》和2012年《高标准基本农田建设标准》（TD/T1033—2012）中确定的工程建设内容相契合。在此基础上，2013年《全国高标准农田建设总体规划》明确规定，高标准农田建设的内容还包括土壤改良、农田输配电、科技服务、管护利用4项工程。因此，从工程建设内容的角度，将农地整治和高标准农田建设的政策效应进行比较分析，能够更加直观地揭示出不同模式（区别于建设内容）高标准农田建设所产生的差异化影响。

据文献检索所知，只有王鹏和赵微（2021）通过农地整治完工时间和耕地流转年份的时间先后顺序获取当期农户耕地流转信息。

鉴于此，本文尝试从以下3个方面丰富现有文献：一是从耕地质量提高、农业生产节本增收、农地交易价值提升3个传导途径，构建高标准农田建设促进农地流转市场转型的理论分析框架。二是采用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查10省份50个县（市、区）304个村4264个地块的混合截面数据，提供村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的全国代表性微观经验证据。三是在计量经济模型设定中，通过确定村庄最早建设高标准农田年份与地块转出（转入）年份的时间先后顺序，确保村庄建设高标准农田发生于农户地块流转决策之前，并采用村庄层面的聚类稳健标准误修正组内自相关问题。

二、理论分析

高标准农田建设包括农田基础设施建设工程、农田地力提升工程、科技服务与管护利用的建设内容。其中，农田基础设施建设工程包括田块整治工程、田间道路工程、灌溉与排水工程、农田防护与生态环境保护工程和农田输配电工程，而农田地力提升工程则包括土壤改良工程、障碍土层消除工程和土壤培肥工程^①。高标准农田建设通过提升耕地质量水平，不仅有助于节省农业生产成本，而且能够增加农业生产收益，还可以提升农地交易价值，从而促进了农地流转市场转型。

（一）高标准农田建设、耕地质量提高与农地流转市场转型

高标准农田建设通过提升耕地质量水平的方式，促进了农地流转市场转型。一方面，高标准农田建设通过改善耕地的立地条件、土壤条件、利用条件和生态条件（徐向梅，2022），提升了耕地质量水平（见图1）。首先，田块整治工程归并零散田块、提高田块规整度和增加有效土层厚度，而田间道路工程则提高了田块通达度，从而改善了耕地立地条件。其次，灌溉与排水工程、农田输配电工程提高灌溉保证率和完善排水条件，从而改善了耕地利用条件。再次，农田防护与生态环境保护工程增加农田防护林面积，有助于改善耕地生态条件。最后，农田地力提升工程（如土壤改良、障碍土层消除、土壤培肥）通过改善表层土壤质地、提高有机质含量、抑制土壤盐渍化和调节土壤酸碱度的方式，改善了耕地土壤条件（钱龙等，2023）。

另一方面，耕地质量水平提升有助于促进农地流转市场转型。首先，质量水平较高的地块（如面积较大、空间位置相连）能够降低农地流转的交易费用和减少农业生产成本，因而更多地流向了新型农业经营主体（郭阳等，2019）。其次，流转农地的质量水平越高，交易双方越希望达成书面契约，以降低事后交易费用（钱龙等，2015）。再次，对于质量条件较好的农地，作为农地转出方的农村土地承包户更倾向于短期租出，以避免对方掠夺性经营等机会主义行为；而租地经营者则更倾向于长期租用，以降低再缔约成本等交易费用（朱文珏等，2016）。最后，土壤肥力较好的地块不仅更可能采

^①资料来源：《高标准农田建设通则》（GB/T30600—2022），<https://openstd.samr.gov.cn/bzgk/gb/newGbInfo?hcno=56806B705B9632406C71BA8E7CD7B8EF>。

用有偿转出方式（陈奕山等，2017；王亚辉等，2018，2019），而且显著提高了地块流转租金（纪月清等，2017；徐羽等，2021；戚渊等，2022）。

综上所述，本文提出研究假说 H1：高标准农田建设产生耕地质量提高效应，进而促进了农地流转市场转型。

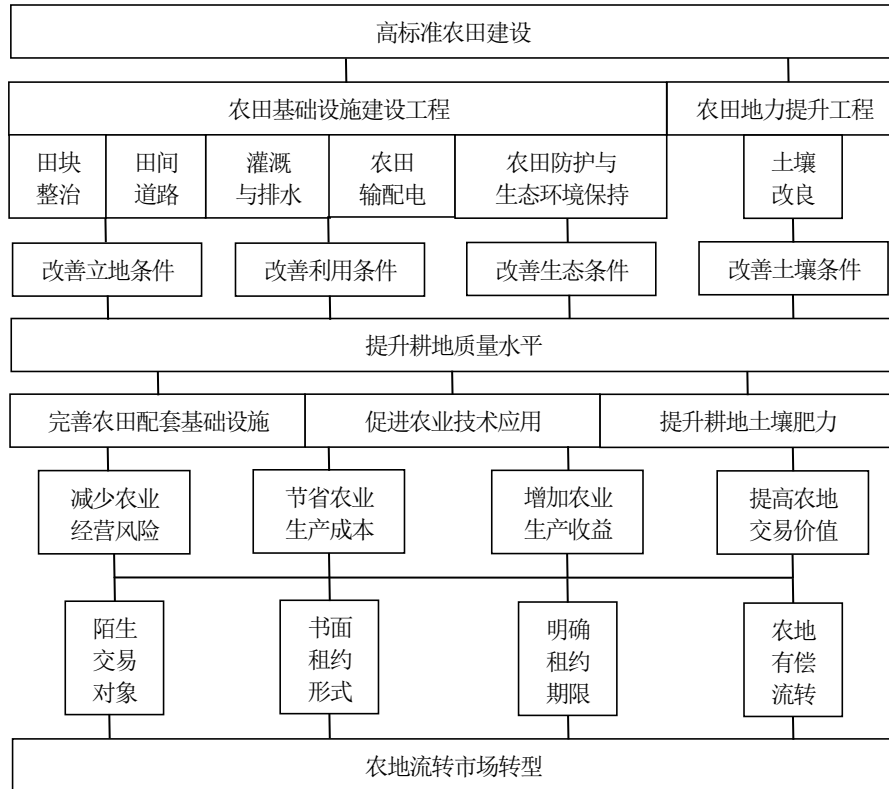


图1 高标准农田建设对农地流转市场转型的影响机理

（二）高标准农田建设、农业生产节本增收与农地流转市场转型

高标准农田建设通过节省农业生产成本和增加农业生产收益的方式，促进了农地流转市场转型。一方面，高标准农田建设不仅完善了农田配套基础设施，而且能够促进农业技术应用，还可以提升耕地土壤肥力，从而有助于节省农业生产成本和增加农业生产收益（见图1）。首先，高标准农田建设通过完善农田配套基础设施的方式，不仅增强抵御旱涝灾害等自然风险的能力（陈江华和洪炜杰，2022），而且降低农业生产因灾受损所面临的自然风险（钱龙等，2023）。其中，灌溉与排水工程和农田输配电工程有助于实现旱涝保收和高产稳产（陈江华和洪炜杰，2022），而农田防护与生态环境保护工程则通过增加农田防护林面积来提高防御风沙灾害能力。其次，田块整治工程通过解决农地细碎化难题和实现地块集中连片经营（汪箭和杨钢桥，2016），而田间道路工程通过修建机耕道路来提高田块通达度（陈江华和洪炜杰，2022），进而促进了农业机械等技术应用（Nguyen and Warr, 2020; Tran et al., 2022; 钱龙等，2023; 孙学涛，2023），并有效缓解农业劳动力短缺和降低农业劳动强度（汪箭和杨钢桥，2016; 赵宇和孙学涛，2022）。最后，土壤改良、障碍土层消除和土壤培肥等农田

地力提升工程通过改善土壤通透性和保水保肥能力的方式，提高了耕地土壤肥力（钱龙等，2023），进而减少了化肥、农药、农膜的使用量（梁志会等，2021；Xie et al., 2021）。

另一方面，节省农业生产成本和增加农业生产收益的节本增收效应有助于促进农地流转市场转型。节本增收效应不仅促使新型农业经营主体扩大农地租用规模（王鹏和赵微，2021；赵宇和孙学涛，2022），而且提高了具备经营能力和技术优势的新型农业经营主体支付更高农地流转租金的意愿和能力（郭阳等，2019），进而促进了农地有偿流转和抬高了村庄农地流转租金。

综上所述，本文提出研究假说 H2：高标准农田建设产生节本增收效应，进而促进了农地流转市场转型。

（三）高标准农田建设、农地交易价值提升与农地流转市场转型

高标准农田建设通过提升农地交易价值的方式，促进了农地流转市场转型（见图 1）。一方面，高标准农田建设通过农田基础设施建设工程和农田地力提升工程产生了耕地质量提升效应，进而通过完善农田配套基础设施、实现农田连片经营和机械耕作、增加耕地土壤肥力的方式，发挥了农业生产的节本增收效应，并最终提升了农地交易价值（汪箭和杨钢桥，2016；王鹏和赵微，2021）。

另一方面，农地交易价值提升有助于促进农地流转市场转型。首先，在农地供给缺乏弹性的现实情境下，农地交易价值提升将促进农地有偿流转和租金价格上涨。其次，农地流转租金的差异与农地交易对象选择密切相关（孔祥智和徐珍源，2010）。上涨的农地流转租金将促使农村土地承包户将农地转出给非熟人交易对象（孔祥智和徐珍源，2010；崔益邻等，2022）。再次，村庄农地流转租金的提高不仅促进市场信念由互惠性动机转向自利性动机，而且增加构建正式规则的预期收益，从而促使农地交易双方签订书面合同以保障自身合法利益（崔益邻等，2022）。最后，村庄农地流转租金的提高将增加农地交易双方明确租约期限的可能性。其中，租地经营者倾向于选择长期租约，以便平抑租金价格上涨所带来的生产成本压力，而作为农地转出方的农村土地承包户则偏好于短期租约，以便随行就市调整农地流转租金。

综上所述，本文提出研究假说 H3：高标准农田建设产生农地交易价值提升效应，进而促进了农地流转市场转型。

三、数据来源、模型设定与变量选择

（一）数据来源

本文所使用的数据来自 2020 年和 2022 年中国社会科学院农村发展研究所组织实施的中国乡村振兴调查（China Rural Revitalization Survey, CRRS）。CRRS 按照多阶段分层随机抽样原则，2020 年基期调查样本分布在 10 个省份的 50 个县（市、区）、304 个行政村，共计 3800 余户 1.5 万余人。

具体抽样原则为：第一，在结合各省份经济发展和农业生产的基础上，按 1/3 的比例分别从东部、中部、西部和东北地区抽取调查省份，总计抽取 10 个调查省份，分别是浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏和黑龙江；第二，在每个调查省份，按人均 GDP 将所有县（市、区）分为高收入、中高收入、中收入、中低收入和低收入 5 组，从每组中随机抽取 1 个县（市、区）；第

三，在每个样本县（市、区），按人均 GDP 高低将所有乡镇等分为高收入、中收入和低收入 3 组，从每组中随机抽取 1 个乡镇；第四，在每个样本乡镇，按经济发展水平将所有村分为高低 2 组，从每组随机抽取 1 个村；第五，在每个样本村，根据村委会提供的花名册按照等距离抽样法随机抽取 14 户，实际调查 12 户，多出 2 户作为备选。本文也将符合抽样条件的 4 个预调查村一并纳入分析。

CRRS 调查的样本是在农村长期居住的农户，包括部分不从事农业生产的农户。2022 年总体追踪率为 79.39%，未追踪到的农户共 790 户。无法追踪调查的最主要原因是“短期外出”，占比为 48.35%；“销户”“迁出”“拒访”的样本占比为 7.72%；“联系不到”和“其他类原因”的占比分别为 18.11% 和 25.82%。针对无法追踪的农户，依据上述等距随机抽样方法从村委会提供的花名册中补充抽取长期在村居住的农户样本，保证每村至少 12 户。

本文研究使用了 CRRS 两个方面的数据。一是村庄高标准农田建设情况。其中，村庄层面 2017 年之前（含 2017 年）和 2021 年的高标准农田建设情况来自 2022 年第二轮追踪调查，同时，对于 33 个未能明确最早建立高标准农田年份的村庄，通过电话回访的方式确认其最早建设高标准农田的具体时间。二是地块层面的农地转出和转入情况（见表 1）。这方面数据包括农户转出或转入面积最大的两块地的市场交易信息（如转出或转入年份、交易对象、合约形式、合约期限、租金形式和租金价格）和地块特征（如离家距离、是否与自家地块相连、能否灌溉和地块坡度）。本文分析所使用的混合截面数据包括 2020 年基期调查的 3095 块地（包括 1699 块转出地、1396 块转入地）和 2022 年追踪调查新增的 1169 块地（包括 603 块转出地、566 块转入地）^①。

表 1 样本农户和地块的追踪情况

指标	2020 年基期调查	2022 年追踪调查	2022 年新增样本
样本农户数（户）	3833	3712	669
转出地块数（块）	1699	1687	279
其中，新增转出地块数（块）		324	
转入地块数（块）	1396	1293	241
其中，新增转入地块数（块）		325	
流转地块数合计（块）	3095	2980	520

注：新增转出或转入地块指的是 2020—2022 年流转的最大两块地。

（二）模型设定

为了定量分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响，本文构建如下计量经济模型：

$$Rent_{ijk} = \alpha_0 + \alpha_1 High_{ijk} + \beta X_{ijk} + Village_i + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

（1）式中： $Rent_{ijk}$ 是第 i 个村庄第 j 个农户第 k 块地的市场租赁特征（如熟人型交易对象、书面租约形式、明确租约期限、农地有偿流转）， $High_{ijk}$ 是地块发生流转时第 i 个村庄建设高标准农田

^①2022 年追踪调查新增的 1169 块地包括如下两个部分：一是 3043 个追踪样本农户在 2020—2022 年间，新增的 324 块转出地和 325 块转入地；二是 2022 年新增的 669 个样本农户的 279 块转出地和 241 块转入地。

的状况, X_{ijk} 是地块租赁信息来源和地块特征 (如地块面积、离家距离、地理位置、灌溉条件、地形坡度), $Village_i$ 是村庄固定效应, ε_{ijk} 是随机误差项。

为了有效识别村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响, 需要解决反向因果关系、遗漏变量和测量误差可能引发的内生性问题。首先, 本研究的模型设定规避了反向因果关系问题。“自上而下”政府主导实施的高标准农田建设具有很强的政策外生性 (陈江华和洪炜杰, 2022)。在空间维度上, 高标准农田建设政策实行中央统筹、省级负责、市县落实、村级干部协助执行的方案, 村庄层面实施的高标准农田建设政策与县级及以上政府部门的土地规划有关, 严格外生于农户在地块层面的交易决策。在时间维度上, 通过确定村庄最早建设高标准农田年份与地块转出 (转入) 年份的时间先后顺序, 确保村庄建设高标准农田发生于农户的地块流转决策之前。因此, 将村庄高标准农田建设指标与晚于村庄建设高标准农田的地块市场租赁特征指标匹配后进行定量分析, 可以避免逻辑上的反向因果关系问题。其次, 本研究尽可能解决了遗漏变量问题。借鉴 Lin and Huang (2021) 的做法, 使用离家距离、地理位置、灌溉条件和地形坡度等地块特征来衡量不可观测的土地生产力, 并且采用村庄固定效应来解决村庄层面不可观测的遗漏变量问题。最后, 本研究有效控制了加总测量偏误。使用地块层面的市场交易数据, 能够较为准确地测量地块禀赋特征和地块租赁信息, 从而避免农户或村庄层面累计加总地块租赁数据所产生的加总测量偏误问题 (Kirwan and Roberts, 2016)。此外, 本文采用村庄层面的聚类稳健标准误修正了组内自相关性。

(三) 变量选择与描述性统计

1. 因变量: 农地流转市场转型。借鉴已有研究 (仇童伟等, 2019; 仇童伟和罗必良, 2022), 本研究中的农地流转市场转型变量采用熟人型交易对象 (反向指标)、书面租约形式、明确租约期限、农地有偿流转 4 个方面的指标进行测度。由表 3 可知, 熟人间交易、采用书面租约形式和明确租约期限的比例在 50% 左右, 农地有偿流转的比例高达 81%。不管村庄是否建设高标准农田, 地块租赁采用书面租约形式和农地有偿流转均不存在显著差异性。已建设高标准农田村庄的地块在熟人间非市场交易的比例 (52%) 明显低于未建设高标准农田村庄 (58%), 两者差异在 1% 的统计水平上显著。已建设高标准农田村庄的地块租赁约定了明确期限的比例 (53%), 在 5% 的统计水平上显著高于未建设高标准农田村庄的这一比例 (49%)。这初步说明, 村庄高标准农田建设提高了交易对象社会化和明确租约期限的可能性。

2. 核心自变量: 村庄高标准农田建设。通过确定村庄最早建设高标准农田时间与地块转出 (转入) 时间的先后顺序, 可以确保村庄建设高标准农田发生于农户的地块流转决策之前。为此, 本研究中, 村庄高标准农田建设采用“地块发生流转时村庄建设了高标准农田”测度。当前, 中国建设高标准农田的村庄覆盖面相对较小。根据 CRRS 数据, 截至 2021 年, 33.7% 的样本村庄建设了高标准农田。其中: 40 个样本村庄在 2017 年及之前建设了高标准农田, 占比为 13%; 13 个样本村庄在 2018—2019 年建设了高标准农田, 占比为 4.3%。2020 年和 2021 年建设高标准农田的样本村庄数量分别为 16 和 34, 占比分别为 5.3% 和 11.2%。其中, 地块发生流转时村庄建设了高标准农田的流转地块样本占比为

15.48%。此外，不同地区高标准农田建设的政策实施情况存在明显差异。西部地区已建设高标准农田的村庄比例最高（49.51%）、东部地区次之（31.07%），而东北地区则最少（3.88%）。

3.控制变量。控制变量包括地块租赁信息来源、地块禀赋特征和村庄虚拟变量（见表2）。其中，地块禀赋特征同样会对交易对象、租金形式与租金价格产生重要影响（陈奕山等，2017；纪月清等，2017；郭阳等，2019）。借鉴 Kirwan and Roberts（2016）、Lin and Huang（2021）的做法，本文研究采用地块面积、离家距离、地理位置、灌溉条件、坡度来衡量地块禀赋特征。由表3可知，不管村庄是否建设高标准农田，地块租赁信息来自中介平台的比例没有显著差异。已建设高标准农田村庄的流转地块面积（7.10亩），小于未建设高标准农田村庄的流转地块面积（9.32亩），两者差异在1%的统计水平上显著。已建设高标准农田村庄的流转地块离家距离（1.05千米），在1%的统计水平上显著低于未建设高标准农田村庄的流转地块离家距离（1.44千米）。已建设高标准农田村庄的流转地块与农户经营地块相邻、可以灌溉和属于平地的比例（分别为30%、77%和88%），分别在1%的统计水平上显著高于未建设高标准农田村庄的相应比例（分别为25%、64%和79%）。这初步说明，建设高标准农田的村庄具有较高的耕地质量水平。已建设高标准农田村庄和未建设高标准农田村庄的地块禀赋特征（如面积大小、离家距离、地理位置、灌溉条件、坡度）均在1%的统计水平上存在显著差异，因此，将地块禀赋特征纳入计量经济模型是恰当的。

4.机制变量。机制分析所用变量包括耕地质量等别、农业生产成本、农业生产收益和农地交易价值。机制分析变量的描述性统计见表4。

由于无法获取村庄层面的耕地质量水平^①，本文基于原国土资源部公布的2009—2018年31个省份耕地质量等别（从高到低依次分为1~15等）及面积，并借鉴程锋等（2014）的做法，采用等别面积加权法测算各地区平均耕地质量等别^②。农业生产成本采用2022年追踪调查的转入地块种植粮食作物的亩均生产费用来测度。已建设高标准农田村庄的转入地块种植粮食作物的亩均生产费用（631.66元/亩），在10%的统计水平上显著低于未建设高标准农田村庄的转入地块（684.12元/亩）。农业生产收益采用2020年基期调查的转入地块种植粮食作物的亩均毛收入来测度^③。已建设高标准农田村庄转入地块种植粮食作物的亩均毛收入（1249.62元/亩），高于未建设高标准农田村庄转入地块种植粮食作物的亩均毛收入（953.97元/亩），两者差异在1%的统计水平上显著。最后，农地交易价值采用2020年基期调查和2022年追踪调查的地块流转年租金来测度。不管村庄是否建设高标准农田，农户

^①本文构建了高标准农田建设对耕地质量影响的计量经济模型，限于篇幅，该部分未在文章中完整报告。有兴趣的读者可向笔者索要，也可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

^②资料来源：胡存智（2013）；《2015年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，http://g.mnr.gov.cn/201702/t20170224_1440924.html；《2016年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，http://g.mnr.gov.cn/201712/t20171226_1711147.html；自然资源部农用地质量与监控重点实验室（2019）；自然资源部农用地质量与监控重点实验室（2020）；张德林等（2021）。

^③CRRS数据库只在2020年基期调查中调查了2019年转入地块的毛收入，同时仅在2022年追踪调查中调查了2021年转入地块的亩均生产费用。

地块流转的年租金不存在显著差异性。

有关变量的具体定义和赋值见表 2，基准回归模型变量的描述性统计结果见表 3，机制分析变量的描述性统计结果见表 4。

表 2 变量名称、含义和赋值

变量类别	变量名称	变量含义和赋值
因变量	熟人型交易对象	认识交易对方且关系较好：是=1，否=0
	书面租约形式	地块流转签订了书面协议：是=1，否=0
	明确租约期限	地块流转约定了明确的租约期限：是=1，否=0
	农地有偿流转	地块流转收取了租金：是=1，否=0
核心自变量	村庄高标准农田建设	地块发生流转时村庄建设了高标准农田：是=1，否=0
控制变量	地块租赁信息来源	通过中介平台（微信群、村委会、合作社、交易所、土流网）获得地块租赁信息=1，与交易对方私下沟通=0
	地块面积	流转地块面积（亩）
	地块离家距离	流转地块离家距离（千米）
	地块地理位置	流转地块与农户经营地块相邻：是=1，否=0
	地块灌溉条件	流转地块可以灌溉：是=1，否=0
	地块坡度	流转地块是平地：平地=1，否=0
机制变量	耕地质量等别	采用等别面积加权法测算耕地质量等别，从高到低分为1~15等
	农业生产成本	2021年转入地块种植粮食作物的生产费用（元/亩）
	农业生产收益	2019年转入地块种植粮食作物的毛收入（元/亩）
	农地交易价值	2019年、2021年地块流转型租金（元/亩）

注：粮食作物的生产费用和毛收入、地块流转型租金根据各地区农村居民消费价格指数折算为 2019 年不变价。

表 3 基准回归模型变量的描述性统计

变量名称	全部流转 地块样本		地块流转时村庄 已建设高标准农田		地块流转时村庄 未建设高标准农田		独立样本 t检验 (3) - (5)
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
熟人型交易对象	0.57	0.50	0.52	0.50	0.58	0.49	-0.06***
书面租约形式	0.49	0.50	0.50	0.50	0.49	0.50	0.01
明确租约期限	0.50	0.50	0.53	0.50	0.49	0.50	0.04**
农地有偿流转	0.81	0.39	0.83	0.38	0.81	0.40	0.02
村庄高标准农田建设	0.15	0.36	1.00	0.00	0.00	0.00	—
地块租赁信息来源	0.35	0.48	0.37	0.48	0.34	0.47	0.03
地块面积	8.98	19.12	7.10	16.38	9.32	19.56	-2.22***
地块离家距离	1.38	2.81	1.05	2.06	1.44	2.92	-0.39***
地块地理位置	0.26	0.44	0.30	0.46	0.25	0.43	0.05***
地块灌溉条件	0.66	0.47	0.77	0.42	0.64	0.48	0.13***

表3 (续)

地块坡度	0.81	0.40	0.88	0.33	0.79	0.41	0.09***
------	------	------	------	------	------	------	---------

注：①**、***分别表示在地块流转时，已建设高标准农田村庄与未建设高标准农田村庄之间变量均值差异的独立样本t检验结果在5%和1%的统计水平上显著。②地块样本的观测值个数为4264，地块流转时村庄建设了高标准农田的地块样本数为660，地块流转时村庄尚未建设高标准农田的地块样本数为3604。

表4 机制变量描述性统计

变量名称	全部流转地块样本		村庄已建设高标准农田		村庄未建设高标准农田		独立样本t检验
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(3) - (5)
耕地质量等别	9.52	2.25	—	—	—	—	—
农业生产成本	673.34	11.01	631.66	26.36	684.12	12.04	-52.46*
农业生产收益	990.33	18.11	1249.62	53.09	953.97	18.90	295.65***
农地交易价值	442.20	5.15	441.66	11.16	442.34	5.80	-0.68

注：①“耕地质量等别”变量的统计分析用省级全样本数据计算，不存在分组统计的情况。②*、***分别表示变量在已建设高标准农田村庄与未建设高标准农田村庄之间差异的独立样本t检验结果在10%和1%的统计水平上显著。

四、实证结果与分析

(一) 村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的总体影响

表5汇报了村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的回归结果。模型拟合效果较好，作为控制变量的地块禀赋特征也对不同维度的市场交易特征产生了显著影响。首先，村庄高标准农田建设抑制了熟人非市场交易。村庄高标准农田建设对熟人型交易对象影响的系数估计值为-0.09，且在10%的统计水平上显著（回归1）。可见，村庄建设高标准农田导致熟人非市场交易的概率减少了9%。其次，村庄高标准农田建设促进了交易双方明确约定期限。村庄高标准农田建设对地块租赁时明确约定租约期限影响的系数估计值为0.15，且在1%的统计水平上显著（回归3）。可见，村庄高标准农田建设使交易双方明确约定租约期限的可能性提高15%。最后，村庄高标准农田建设促进了农地有偿流转。村庄高标准农田建设对地块有偿流转影响的系数估计值为0.11，且在1%的统计水平上显著（回归4）。可见，村庄高标准农田建设增加了农地有偿流转的可能性。

表5 村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.09* (0.05)	0.01 (0.04)	0.15*** (0.04)	0.11*** (0.03)
地块租赁信息来源	-0.36*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.34*** (0.02)	0.43*** (0.04)

表 5 (续)

地块面积	-0.001** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.01*** (0.002)
地块离家距离	-0.01** (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.005 (0.004)
地块地理位置	0.04** (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
地块灌溉条件	0.03 (0.03)	0.02 (0.02)	-0.01 (0.03)	0.06** (0.03)
地块坡度	0.03 (0.02)	-0.003 (0.02)	-0.05* (0.03)	-0.02 (0.03)
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3840	3689	3661	2533
伪R ²	0.31	0.34	0.30	0.38
伪对数自然比	-1804.19	-1680.94	-1778.52	-930.78

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②回归 1~回归 4 采用 Logit 模型，系数估计值是平均边际效应。③括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

(二) 高标准农田建设对农地流转市场转型影响的机制检验

1. 高标准农田建设通过提高耕地质量水平，促进了农地流转市场转型。表 6 回归 1 是各省（区、市）高标准农田建设对耕地质量等别的影响及其作用机制的估计结果^①。定量分析结果表明，高标准农田建设提升了耕地质量水平。各省（区、市）高标准农田建设面积每增加 1 万公顷，耕地质量将提升 0.004 个等别（回归 1）。其原因在于，高标准农田建设通过土壤改良、田块整治、田间道路、灌溉与排水、农田输配电、农田防护与生态环境保持等工程建设内容，不仅直接改善了耕地的土壤、立地、利用和生态条件，而且通过间接减少农户化肥、塑料薄膜和农药使用量提高了耕地质量水平。各省（区、市）高标准农田建设面积每增加 1 公顷，每公顷粮食作物播种面积的化肥、塑料薄膜和农药使用量将分别减少 0.006 吨、0.0003 吨和 0.0001 吨（回归 2~回归 4）。经验研究也表明，土壤质量较好的地块转出给新型农业经营主体、有偿流转和获得较高租金额的可能性更大（陈奕山等，2017；纪月清等，

^①因变量是耕地质量等别（反向指标），核心自变量高标准农田建设采用各省（区、市）中低产田改造和高标准农田建设总面积（万公顷）测度，机制变量包括单位粮食作物播种面积的化肥施用量（吨/公顷）、塑料薄膜使用量（吨/公顷）和农药使用量（吨/公顷），控制变量包括城镇化（%）、工业化（%）、基础设施建设（%）、农用地征收（%）、农田灌溉设施（%）和自然灾害（%）。为了克服高标准农田建设与耕地质量之间的反向因果关系问题，本文采用耕地相对重要性（各地区耕地面积占全国耕地面积的比例）作为高标准农田建设的工具变量。工具变量对内生变量的系数估计值为 21.83，且在 1%的统计水平上显著。可见，耕地面积占全国耕地面积的比例相对较大的地区，更有可能进行高标准农田建设。同时，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值为 16.87，大于 Stock and Yogo (2005) 审定的 F 值在 10%偏误水平下的临界值 (16.38)，表明采用耕地相对重要性作为高标准农田建设状况的工具变量不存在弱工具变量问题。

2017; 郭阳等, 2019)。为此, 理论假说 H1 得到了验证。

表 6 高标准农田建设对耕地质量等别 (反向指标) 的影响及其作用机制

变量	回归 1 耕地质量等别	回归 2 化肥施用量	回归 3 塑料薄膜使用量	回归 4 农药使用量
各省 (区、市) 高标准农田建设	-0.004* (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.0003* (0.0002)	-0.0001* (0.0001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	300	300	300	300
F值	3.57***	12.51***	5.46***	3.31**
Kleibergen-Paap rk LM统计值	16.87	16.87	16.87	16.87

注: ①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误。③Stock and Yogo (2005) 审定的 F 值在 10%偏误水平下的临界值为 16.38。

2. 高标准农田建设通过节省农业生产成本和增加农业生产收益, 促进了农地流转市场转型。表 7 是村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产成本和农业生产收益影响的估计结果。定量分析结果表明, 村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物具有经济意义和统计意义均显著的节本增收效应。一方面, 村庄高标准农田建设减少了转入地块种植粮食作物的农业生产成本。村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产成本水平值和自然对数值影响的系数估计值分别为 -310.37 和 -0.55, 且在 1%的统计水平上显著。这意味着, 村庄建设高标准农田将促使粮食种植的农业生产成本减少 310.37 元或 55% (回归 1 和回归 2)。另一方面, 村庄高标准农田建设提高了转入地块种植粮食作物的农业生产收益。村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产收益水平值和自然对数值影响的系数估计值分别为 279.44 和 0.39, 且均在 1%的统计水平上显著。这意味着, 村庄建设高标准农田将导致粮食作物的农业生产收益增加 279.44 元或 39% (回归 3 和回归 4)。不仅如此, 经验研究表明, 农业生产成本的节省和农业生产收益的增加, 将促使新型农业经营主体采用有偿流转方式扩大农地租用规模 (郭阳等, 2019; 王鹏和赵微, 2021; 赵宇和孙学涛, 2022)。由此, 理论假说 H2 得到了验证。

表 7 村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产成本和农业生产收益的影响

变量	回归1 农业生产成本	回归2 log (农业生产成本)	回归3 农业生产收益	回归4 log (农业生产收益)
村庄高标准农田建设	-310.37*** (16.49)	-0.55*** (0.03)	279.44*** (20.97)	0.39*** (0.03)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	821	821	862	862

表 7 (续)

伪R ²	0.07	0.59	0.06	0.39
伪对数自然比	-5296.85	-292.36	-5686.95	-490.69

注：①***表示 1% 的显著性水平。②系数估计值为平均边际效应。③括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

3. 高标准农田建设通过提升农地交易价值，促进了农地流转市场转型。表 8 是村庄高标准农田建设对农地交易价值影响的估计结果。定量分析结果表明，村庄高标准农田建设提高了农地交易价值。只考虑村庄固定效应而不考虑时间固定效应时，村庄高标准农田建设对农地交易价值影响的系数估计值为 47.77，且在 10% 的统计水平上显著（回归 1）。同时考虑村庄固定效应和时间固定效应之后，村庄高标准农田建设对农地交易价值影响的系数估计值为 47.15，且在 10% 的统计水平上显著（回归 2）。这意味着，与村庄尚未建设高标准农田的流转地块样本相比，村庄建设高标准农田平均使农地交易价值提高了 47.15 元/亩。这与王鹏和赵微（2021）的研究结论一致。其原因主要是高标准农田建设通过提升耕地质量水平，进而提高农业经营收益，并抬高了农地流转租金（汪箭和杨钢桥，2016；王鹏和赵微，2021）。经验研究表明，上涨的农地交易价值不仅将促使农地流向新型农业经营主体（孔祥智和徐珍源，2010），而且激励交易双方选择签订书面合同以保障自身合法利益（崔益邻等，2022）。由此，理论假说 H3 得到验证。

表 8 村庄高标准农田建设对农地交易价值的影响

变量	农地交易价值	
	回归1	回归2
村庄高标准农田建设	47.77* (27.35)	47.15* (28.52)
控制变量	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	未控制	已控制
观测值	5622	5622
伪R ²	0.07	0.07
伪对数自然比	-32272.66	-32272.66

注：①*表示 10% 的显著性水平。②系数估计值为平均边际效应。③括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

（三）高标准农田建设对农地流转市场转型影响的异质性效应

由于中国不同地区的自然资源、耕地资源和人力资本存在较大差异，在不同现实情境下高标准农田建设对农地流转市场转型的影响可能产生差异。本文将从不同地区经济发展、地权稳定性、非农就业经历和偏好结构的现实情境，揭示高标准农田建设对农地流转市场转型的异质性效应。

首先，东部地区的高标准农田建设更能显著促进地块租赁采用书面租约形式和明确租约期限，而东北地区的高标准农田建设则更能显著促进农地有偿流转。由表 9 可知，相对于东部地区而言，中部地区和西部地区的高标准农田建设（“村庄高标准农田建设×中部地区”和“村庄高标准农田建设×西部地区”）对书面租约形式和明确租约期限影响的系数估计值为负，且至少在 5% 的统计水平上显

著（回归 2 和回归 3）。同时，东北地区的高标准农田建设（“村庄高标准农田建设×东北地区”）对农地有偿流转影响的系数估计值为正，且在 1% 的统计水平上显著（回归 4）。

表 9 不同地区经济发展水平情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归 2	回归 3	回归 4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-1.26 (0.79)	1.86*** (0.70)	2.72*** (0.74)	0.55 (0.47)
中部地区	-1.85*** (0.10)	1.61*** (0.52)	2.51*** (0.15)	2.39*** (0.27)
西部地区	1.20*** (0.27)	0.92* (0.54)	2.46*** (0.26)	1.89*** (0.33)
东北地区	1.89*** (0.09)	-1.63*** (0.55)	2.70*** (0.22)	3.37*** (0.28)
村庄高标准农田建设×中部地区	1.53 (0.97)	-2.41*** (0.84)	-2.94*** (1.00)	0.17 (1.15)
村庄高标准农田建设×西部地区	0.68 (0.91)	-2.24*** (0.78)	-1.97** (0.78)	0.41 (0.57)
村庄高标准农田建设×东北地区	0.25 (1.07)	-0.49 (1.04)	-0.46 (1.22)	15.13*** (1.04)
常数项	0.53*** (0.13)	-2.27*** (0.52)	-3.04*** (0.19)	-1.48*** (0.31)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3840	3689	3661	2533
伪R ²	0.31	0.35	0.30	0.38
伪对数自然比	-1801.24	-1672.22	-1769.97	-928.02

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

其次，在地权较不稳定的村庄建设高标准农田，将更加显著地增加熟人间非市场交易和口头租约形式。自 2003 年 3 月 1 日起施行的《中华人民共和国农村土地承包法》明确规定：“承包期内，发包方不得调整承包地。”^①在本文的农户样本数据中，2003 年以来经历过承包地调整的样本农户高达 15.4%。由表 10 可知，相对于 2003 年以来没有经历承包地调整的样本农户而言，村庄高标准农田建设将促使经历过承包地调整的样本农户（“村庄高标准农田建设×经历农地调整”），不仅更多地选择熟人型交易对象，而且更少地采用书面租约形式，两者均在 10%的统计水平上显著（回归 1 和回归 2）。其原因在于，农地调整弱化了地权稳定性，而地权不稳定性将增加熟人间“关系型合约”（罗必良等，2015）。可见，对于经历承包地调整的农户，村庄建设高标准农田不仅增加了农地流转在熟人

^①资料来源：《中华人民共和国农村土地承包法》，http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2019-01/07/content_2070250.htm。

间非市场交易，而且减少了地块租赁采用书面租约形式。

表 10 不同农地调整情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归 2	回归 3	回归 4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.63** (0.32)	0.14 (0.27)	0.97*** (0.25)	1.04*** (0.30)
经历承包地调整	0.02 (0.26)	-0.12 (0.24)	0.21 (0.31)	0.72* (0.40)
村庄高标准农田建设×经历承包地调整	0.74* (0.42)	-0.77* (0.41)	-0.56 (0.46)	-0.65 (0.80)
常数项	2.43*** (0.16)	-3.89*** (0.23)	-0.33** (0.16)	1.89*** (0.27)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3840	3689	3661	2533
伪R ²	0.31	0.34	0.30	0.38
伪对数自然比	-1802.46	-1678.87	-1777.64	-928.09

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

再次，村庄高标准农田建设导致家庭劳动力外出务工的农户更多地采用口头合同和不确定租期的合约安排。通过确定村庄开始建设高标准农田年份和农户家庭成员第一次外出务工年份的时间先后顺序，本文采用“在村庄高标准农田建设之后农户家庭成员是否外出务工”测度家庭劳动力参与非农就业情况，并构建了村庄高标准农田建设与家庭劳动力外出务工的交互项（“村庄高标准农田建设×家庭劳动力外出务工”），考察不同非农就业参与情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响。从表 11 可知，村庄高标准农田建设与家庭劳动力外出务工的交互项（“村庄高标准农田建设×家庭劳动力外出务工”）对书面租约形式和明确租约期限影响的系数估计值为负，且分别在 5%和 10%的统计水平上显著（回归 2 和回归 3）。可见，对于家庭劳动力外出务工的农户而言，村庄高标准农田建设更能显著减少采用书面租约形式和明确租约期限的可能性。

表 11 不同非农就业参与情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归 2	回归 3	回归 4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.73** (0.32)	0.23 (0.30)	1.03*** (0.28)	1.11*** (0.39)
家庭劳动力外出务工	0.32* (0.17)	0.15 (0.16)	0.38** (0.17)	0.25 (0.23)
村庄高标准农田建设×家庭劳动力外出务工	-0.17 (0.35)	-0.90** (0.42)	-0.64* (0.36)	-0.49 (0.52)

表 11 (续)

常数项	2.29*** (0.17)	-3.65*** (0.24)	-0.20 (0.18)	2.12*** (0.28)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3301	3202	3150	2108
伪R ²	0.31	0.34	0.29	0.38
伪对数自然比	-1550.97	-1475.26	-1556.00	-754.78

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

最后，村庄高标准农田建设促使自利偏好型农户减少了熟人非市场交易，而且更倾向于明确租约期限。基于社会偏好理论，农户可以分为自利偏好型农户和社会偏好型农户（Carpenter, 2010）。前者侧重于关注自身收益而不会考虑他人收益，而后者则同时兼顾自身收益和他人收益。本文以农户会生产部分“安全”蔬菜或猪肉供自家消费的“一家两制”食品生产策略来刻画自利偏好型农户，构建村庄高标准农田建设与自利偏好型农户的交互项（“村庄高标准农田建设×自利偏好型农户”），考察不同农户类型情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的差异性。从表 12 可知，村庄高标准农田建设与自利偏好型农户的交互项不仅对熟人型交易对象的影响显著且系数估计值为负（回归 1），而且对明确约定期限有显著的正向影响（回归 3）。可见，对于自利偏好型农户，村庄高标准农田建设更能显著减少熟人非市场交易、增加地块租赁明确约定期限的可能性。

表 12 不同农户类型情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1 熟人型交易对象	回归 2 书面租约形式	回归 3 明确租约期限	回归 4 农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.23 (0.40)	-0.24 (0.37)	0.49 (0.36)	0.74 (0.48)
自利偏好型农户	0.06 (0.20)	-0.05 (0.19)	0.08 (0.16)	0.08 (0.24)
村庄高标准农田建设×自利偏好型农户	-0.76** (0.32)	0.45 (0.41)	0.71* (0.38)	0.42 (0.49)
常数项	2.26*** (0.25)	-3.57*** (0.28)	-0.22 (0.23)	2.10*** (0.33)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3245	3161	3112	2087
伪R ²	0.31	0.33	0.28	0.39
伪对数自然比	-1525.98	-1463.79	-1542.56	-744.75

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

五、结论与政策启示

（一）主要结论

本文构建了高标准农田建设如何促进农地流转市场转型的理论分析框架,进而采用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查(CRRS)10省份50个县(市、区)304个村4264个地块的混合截面数据,定量分析村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制,并揭示出不同现实情境下高标准农田建设的异质性效应。得到以下研究结论:

首先,村庄高标准农田建设不仅减少了熟人非市场交易,而且促进了地块租赁约定明确的期限,还增加了农地有偿流转。如果村庄建设了高标准农田,那么熟人型交易对象的概率将减少9%,地块租赁明确约定期限和有偿流转的概率分别增加15%和11%。

其次,村庄高标准农田建设通过提高耕地质量水平、节省农业生产成本、增加农业生产收益和提升农地交易价值的方式,促进了农地流转市场转型。其中,高标准农田建设每增加1万公顷,耕地质量将提升0.004个等别。高标准农田建设工程不仅对耕地质量直接产生提升作用,而且通过减少农户化肥、塑料薄膜和农药使用量间接提高耕地质量水平。村庄建设高标准农田每年将使粮食种植的农业生产成本减少310.37元/亩和农业生产收益增加279.44元/亩。此外,村庄高标准农田建设促使农地交易价值提高了47.15元/亩。

最后,在不同地区经济发展、地权稳定性、非农就业经历和偏好结构的现实情境下,村庄高标准农田建设对农地流转市场转型存在显著的异质性效应。一是东部地区省份的高标准农田建设更能显著促进地块租赁采用书面租约形式和明确租约期限,而东北地区省份的高标准农田建设则更能显著促进农地有偿流转。二是对于经历承包地调整的农户,高标准农田建设更能促使农地流转在熟人非市场交易和减少地块租赁的书面租约形式。三是对于外出务工的农户而言,高标准农田建设更能显著减少采用书面租约形式和明确租约期限的可能性。四是对于自利偏好型农户,村庄高标准农田建设更能显著减少熟人非市场交易、增加地块租赁明确约定期限的可能性。

（二）政策启示

基于上述研究发现,可以得出以下政策启示。第一,加快推进高标准农田建设进程。当前建设高标准农田的村庄覆盖面较低,2021年全国只有33.7%的样本村庄建设了高标准农田,因此亟须进一步扩大高标准农田建设的覆盖范围。第二,提升高标准农田建设工程质量。耕地质量水平是否得到有效提升,成为高标准农田建设能否促进农地流转市场转型的关键因素。面对实践中高标准农田建设存在的诸多现实困境,应当提高工程建设标准,完善工程建设内容,将土地平整工程和土地权属调整工作相结合,有序引导公众参与工程建设过程,强化工程建后管护机制。第三,因地制宜实施不同工程建设模式。中西部地区省份的高标准农田建设尚未能充分而有效地发挥出农地流转市场转型效应。因此,在推进高标准农田建设时不仅要避免工程建设内容和标准的“一刀切”问题,而且要加快补齐各区域农田基础设施短板。第四,维护农村土地产权政策稳定。村庄频繁发生农地调整将弱化农户对地权稳定性的预期,进而不利于高标准农田建设政策充分地发挥出农地流转市场转型效应。第五,提高农民

非农就业稳定性。由于非农就业不稳定，农户顾及长期出租无法随时收回农地，从而倾向于选择口头约定和不确定租约的合约结构，以便随时收回转出的农地。

参考文献

- 1.陈江华、洪炜杰, 2022: 《高标准农田建设促进了农地流转吗?》, 《中南财经政法大学学报》第4期, 第108-117页。
- 2.陈奕山、钟甫宁、纪月清, 2017: 《为什么土地流转中存在零租金? ——人情租视角的实证分析》, 《中国农村观察》第4期, 第43-56页。
- 3.程锋、王洪波、郟文聚, 2014: 《中国耕地质量等级调查与评定》, 《中国土地科学》第2期, 第75-82页、第97页。
- 4.崔益邻、程玲娟、曹铁毅、邹伟, 2022: 《关系治理还是契约治理: 农地流转治理结构的转型逻辑与区域差异研究》, 《中国土地科学》第3期, 第41-50页。
- 5.丰雷、胡依洁、蒋妍、李怡忻, 2020: 《中国农村土地转让权改革的深化与突破——基于2018年“千人百村”调查的分析和建议》, 《中国农村经济》第12期, 第2-21页。
- 6.郭阳、钟甫宁、纪月清, 2019: 《规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析》, 《中国农村经济》第4期, 第7-21页。
- 7.胡存智, 2013: 《中国耕地质量等级调查与评定(全国卷)》, 北京: 中国大地出版社, 第343-348页。
- 8.纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁, 2017: 《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》, 《管理世界》第7期, 第65-73页。
- 9.孔祥智、徐珍源, 2010: 《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》, 《中国农村经济》第12期, 第17-25页、第67页。
- 10.梁志会、张露、张俊飏, 2021: 《土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据》, 《中国农村经济》第4期, 第123-144页。
- 11.罗必良、林文声、邱泽元, 2015: 《农地租约以及对对象选择: 来自农户问卷的证据》, 《农业技术经济》第9期, 第4-16页。
- 12.戚渊、李瑶瑶、朱道林、张嘉庆、刘立程、江丽, 2022: 《中国耕地价格的测度、格局及影响因素》, 《中国土地科学》第7期, 第53-62页。
- 13.钱龙、洪名勇、龚丽娟、钱泽森, 2015: 《差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择》, 《中国人口·资源与环境》第12期, 第95-104页。
- 14.钱龙、刘聪、郑淋议、钱文荣, 2023: 《高标准农田建设如何影响农地流转》, 《中国土地科学》第2期, 第62-70页。
- 15.仇童伟、罗必良, 2022: 《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》, 《管理世界》第9期, 第96-113页。
- 16.仇童伟、罗必良、何勤英, 2019: 《农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》第4期, 第128-144页。
- 17.孙学涛, 2023: 《高标准农田建设对农业社会化服务的影响》, 《中南财经政法大学学报》第3期, 第150-160页。
- 18.汪箭、杨钢桥, 2016: 《农地整治对农户耕地流转行为决策的影响研究——基于武汉和咸宁部分农户调查的实证》,

《中国土地科学》第8期,第63-71页。

19.王鹏、赵微,2021:《土地整治对农户耕地流转的影响研究——基于断点回归的实证分析》,《长江流域资源与环境》第12期,第2992-3003页。

20.王亚辉、李秀彬、辛良杰,2019:《山区土地流转过程中的零租金现象及其解释——基于交易费用的视角》,《资源科学》第7期,第1339-1349页。

21.王亚辉、李秀彬、辛良杰、谈明洪、蒋敏,2018:《中国土地流转的区域差异及其影响因素——基于2003—2013年农村固定观察点数据》,《地理学报》第3期,第487-502页。

22.谢金华、杨钢桥、许玉光,2018:《不同农地整治模式对农户生计策略的影响研究——以江汉平原和鄂西南山区部分县市为例》,《中国农村经济》第11期,第96-111页。

23.徐向梅,2022:《耕地保护 要数量更要质量》,《经济日报》4月13日第11版。

24.徐羽、李秀彬、辛良杰,2021:《中国耕地规模化流转租金的分异特征及其影响因素》,《地理学报》第3期,第753-763页。

25.张德林、张海瑜、张鹏、王玉斌,2021:《中国乡村振兴 产业发展促进战略实施模式及实践案例》,北京:中国农业大学出版社,第39页。

26.张亚丽、白云丽、辛良杰,2019:《耕地质量与土地流转行为关系研究》,《资源科学》第6期,第1102-1110页。

27.赵宇、孙学涛,2022:《高标准农田建设是否有助于推进新型职业农民培育:来自村庄的证据》,《农村经济》第4期,第135-144页。

28.朱文珏、谢琳、邱泽元、罗必良,2016:《农地租约中的期限与租金及其相互关联性——理论分析与实证检验》,《南方经济》第10期,第23-37页。

29.自然资源部农用地质量与监控重点实验室,2019:《中国农用地质量发展研究报告(2018)》,北京:中国农业大学出版社,第4-5页。

30.自然资源部农用地质量与监控重点实验室,2020:《中国农用地质量发展研究报告(2019)》,北京:中国农业大学出版社,第45-46页。

31.Carpenter, J., 2010, "Social Preference", in S. Durlauf, and L. Blume (eds.) *Behavioural and Experimental Economics*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 247-252.

32.Kirwan, B. E., M. J. Roberts, 2016, "Who Really Benefits from Agricultural Subsidies? Evidence from Field-level Data", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(4): 1095-1113.

33.Lin, W., and J. Huang, 2021, "Impacts of Agricultural Incentive Policies on Land Rental Prices: New Evidence from China", *Food Policy*, Vol.104, 102125.

34.Nguyen, H. Q., and P. Warr, 2020, "Land Consolidation as Technical Change: Economic Impacts in Rural Vietnam", *World Development*, 127(3), 104750.

35.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", in D. W. K. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models, Essays in honor of Thomas Rothenberg*, New York: Cambridge University Press, 80-108.

36. Tran, D., H. T. Vu, and D. Goto, 2022, "Agricultural Land Consolidation, Labor Allocation and Land Productivity: A Case Study of Plot Exchange Policy in Vietnam", *Economic Analysis and Policy*, Vol.73: 455-473.

37. Xie, J., G. Yang, G. Wang, Y. Song, and F. Yang, 2021, "How do Different Rural-Land-Consolidation Modes Shape Farmers' Ecological Production Behaviors?", *Land Use Policy*, 109(10), 105592.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院农村发展研究所;

² 北京理工大学人文与社会科学学院)

(责任编辑: 小林)

The Effect of Well-Facilitated Farmland Construction on Farmland Rental Market Transformation

WANG Shukun LIN Wensheng

Abstract: Few studies have systematically analyzed the impact of the construction of well-facilitated farmland on the transformation of farmland rental markets and its mechanisms. This paper constructs a theoretical framework illustrating that the construction of well-facilitated farmland promotes the transformation of farmland rental markets through channels of improving the quality of farmland, reducing agricultural production costs and increasing revenue, and enhancing the value of farmland transactions. Using a pooled cross-sectional data of 4264 farmland plots from 304 villages across 50 counties in 10 provinces from the China Rural Revitalization Survey (CRRS) in 2020 and 2022, we quantitatively analyze the impact of the construction of well-facilitated farmland on the transformation of farmland rental markets, and reveals the heterogeneous effects of the construction of well-facilitated farmland in different situations. The results are as follows. (1) The construction of well-facilitated farmland not only reduces non-market transactions among acquaintances, but also promotes the agreed term of land lease and increases the possibility of paid transfer of agricultural land. (2) Mechanism test indicates that the construction of well-facilitated farmland promotes the transformation of farmland rental markets by improving the farmland quality, reducing agricultural production cost, increasing agricultural revenue, and improving the farmland transaction values. (3) The heterogeneity analysis shows that for villages in eastern and northeast China and farmers with self-interested preferences, the construction of well-facilitated farmland much more significantly promotes the transformation of farmland rental markets. On the contrary, the instability of farmland rights and the experiences of being migrant workers to some extent weaken the promotion effect of well-facilitated farmland construction.

Keywords: Well-Facilitated Farmland; Farmland Rental Market; Farmland Quality; China Rural Revitalization Survey