

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

王婷昱¹, 蓝红星^{1,2*}

(1.四川农业大学管理学院, 四川成都611130;

2.四川农业大学国家粮食安全与天府粮仓重点实验室, 四川成都611130)



摘要 耕地“非粮化”整治对国家粮食安全具有重要意义。利用“中国乡村振兴调查(CRRS)”数据系统探讨耕地细碎化对农户种植结构的影响以及农户数字参与在这一关系中的调节效应。研究表明:从总体估计来看,耕地细碎化对种植结构“非粮化”具有显著的正向影响,耕地细碎化越严重,农户种植结构“非粮化”程度越高;从东中西部地区的分样本估计来看,耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响在中部和西部地区仍较为稳健,但在东部地区影响不显著;从平原、丘陵和山区地形的分样本估计来看,在平原和丘陵地区,耕地细碎化会推动农户种植结构“非粮化”,但这一影响在山区并不显著;从农户不同经营规模分样本估计来看,对于经营规模在5亩以上的农户,耕地细碎化会对农户种植结构“非粮化”具有显著的正向影响,但对于经营规模在5亩以下的农户,这一影响并不显著;农户数字参与将加剧其种植结构“非粮化”趋势,且在耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响机制中具有调节效应。据此,政府在遏制“非粮化”过程中,应合理开展耕地细碎化整治,防范数字化演进所引致的种植结构“非粮化”倾向。

关键词 耕地细碎化; 种植结构; 非粮化; 数字参与; 调节效应

中图分类号:F303.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)02-0082-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.02.007

粮食安全是“国之大者”,粮食安全问题始终是关系国计民生的根本性问题。党的二十大报告指出要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。2023年中央一号文件提出,要全力抓好粮食生产,确保全国粮食产量在1.3万亿斤以上,要稳住面积,全方位夯实粮食安全根基。2024年中央一号文件进一步强调,要抓好粮食和重要农产品生产,稳定粮食播种面积。2025年中央一号文件又进一步强调,要强化耕地保护和质量提升,分类有序做好耕地“非粮化”整改。

我国农业处于大规模非农就业、人口自然增长减慢和农业生产结构转型的三大历史性变迁的交汇之中^①,但仍旧实现粮食生产“二十一连丰”,2024年粮食总产量更是达到14130亿斤。与此同时,不得不认识到,在农业生产资料价格上涨、工商资本下乡、劳动人口转移等多重因素的影响下,农户种粮积极性普遍不高,种植结构“非粮化”的问题依然存在,并有进一步发展的态势。第三次国土资源调查结果显示,自2009年“二调”以来,全国耕地净流向园地0.63亿亩、林地1.12亿亩^②。加上其他耕地非农利用行为,以及转向种植经济作物等行为,10年来损失粮食作物播种面积近2亿亩,损失粮

收稿日期:2024-04-15

基金项目:国家自然科学基金青年项目“‘双碳’目标下服务外包对粮食生产生态效率的影响机制研究”(72303168);四川省哲学社会科学规划重大项目“新时代打造更高水平‘天府粮仓’研究”(SC22ZDYC09);四川省哲学社会科学基金青年项目“农业新质生产力推动新时代更高水平‘天府粮仓’建设路径研究”(SCJJ24ND256)。

*为通讯作者。

① 见农业农村部:耕地问题调查。http://www.moa.gov.cn/ztzl/gdzlbhys/mtbd_28775/mtbd/202202/t20220215_6388699.htm.

食产能1600亿斤,相当于2024年我国粮食总产量的11.3%。“非粮化”现象给国家粮食安全带来了巨大隐患,2020年11月,国务院办公厅印发了《关于防止耕地“非粮化”稳定粮食生产的意见》,全国各地开始了耕地“非粮化”整治行动。

自耕地“非粮化”现象出现以来,学术界围绕种植结构“非粮化”问题展开了系统讨论,并形成了一定成果。就“非粮化”的内涵定义而言,主要包括狭义和广义两种观点:狭义上的“非粮化”通常是指在耕地上种植蔬菜、水果、花卉等经济作物而非种植粮食的行为^[2-4];广义上的“非粮化”是指耕地用于粮食种植之外的一切行为,包括土地不再用于农业生产用途^[5]。就“非粮化”的测度标准而言,现有研究主要从种植行为和种植趋势两个角度对“非粮化”进行评价,一部分学者聚焦于农作物种植行为,通常采用非粮食作物产量占据农作物总产量的比例^[6]、经济作物播种面积与总播种面积之比^[7]、粮食收入占总收入的比重^[8]来衡量农户耕作“非粮化”程度;也有学者从“非粮化”趋势入手,采用经济作物种植意愿^[9]、种植粮食向种植经济作物转型意向^[10]、非粮作物种植比例的变化值^[11]来探究“非粮化”趋势。就“非粮化”的现状特征而言,陈浮等通过测算,认为2018年我国耕地“非粮化”面积约为54.47万平方千米,占耕地总面积的32.29%，“非粮化”面积主要集中于中南部和北部,但高“非粮化”率主要集中于新疆、贵州和东南沿海^[12];张婕等评估了2856个县级单元“非粮化”动态演变特征,指出我国耕地“非粮化”具有明显的空间集聚效应,呈现由东北向西南加剧的空间格局^[13];孔祥斌认为2019—2020年间我国耕地“非粮化”率约为27%,且呈逐步扩大趋势,其中西南地区“非粮化”率最高,约为46%^[14]。就“非粮化”的影响因素而言,部分学者围绕土地流转、经营规模、社会化服务、政策调整、劳动力转移、技术进步等因素如何导致种植结构调整展开了深入的讨论^[15-20]。其中,马俊凯等认为农地确权能有效激励粮食作物种植,促进了种植结构“趋粮化”^[18],谭淑豪等认为土地流转加剧了种植结构“非粮化”^[7],另外,陈中伟等发现农业社会化服务与种植结构“非粮化”之间存在典型的倒“U”型关系^[17]。

整体来看,已有研究对于抑制种植结构“非粮化”,保障国家粮食安全这一重要问题进行了系统分析,但仍有以下改进空间。第一,现有关于农户种植结构“非粮化”影响因素的探究多集中于土地流转、农地经营规模与政策调整等方面,而粮食作为土地密集型农产品,往往会受到耕地资源状况影响,例如,耕地面积减少必然会对粮食安全构成严峻挑战,除此类显性因素外,隐性层面的生产能力流失,即耕地细碎化问题导致的种植结构“非粮化”也应引起高度重视^[20]。我国存在着“大国小农”“人多地少”等基本国情、农情^[21],第三次全国国土调查数据显示,我国人均耕地面积为1.36亩,不足世界平均水平的40%。与此同时,我国耕地整体上处于零散、细碎化的状态,小农经营仍是农业的主要经营方式^[22]。耕地的零散、细碎为种植多样化提供了可能,也为农民短期的持续耕种和兼种创造了机会^[23]。但长期来看,这种碎片化的农业种植方式对我国农户种植结构的影响如何,是否会威胁国家粮食安全,仍有待研究和进一步讨论。第二,鲜有的关于耕地细碎化对种植结构“非粮化”研究集中于部分区域^[9],并未开展全国样本支撑的数据分析,也未进行不同区域间的比较分析。第三,数字乡村建设是乡村振兴的战略方向,是加快推进农业农村现代化的必要条件,相关研究并未将数字时代特征纳入考虑。新一代信息技术与各产业结合形成数字化生产力和数字经济,在农村的生产、生活场域均有拓展与延伸,已成为农业农村研究中不可忽视的关键要素,而农户层面的数字参与程度,也成为影响农业生产行为的重要因素。鉴于此,本文将采用全国微观调查数据“中国乡村振兴调查(CRRS)”,评估耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响,揭示农户数字参与在其影响机理中的作用,为夯实国家粮食安全根基提供决策参考。

一、理论分析与研究假说

1. 耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响

耕地细碎化是指单一农户经营多块互不相邻土地,细碎地块阻碍农户成片、集中、规模经营,土地利用呈现分散、无序状态^[24]。我国耕地细碎化的成因不仅包括不同地形地貌、水文条件等自然特征

导致的自然细碎化,还涵盖人多地少现状下家庭联产承包责任制按人口均质化分配引致的产权细碎化^[25],现已成为制约农业现代化生产经营、释放农业生产力的重要阻碍^[26]。破解耕地细碎化问题,已成为保障我国粮食安全问题的重点任务之一。

当前,就耕地细碎化对农业生产影响而言,学界通常认为耕地细碎化限制了农业的机械化、规模化经营,增加劳动力投入与化肥使用,抬高了农业生产成本,降低了投资激励^[27]。也有学者认为耕地细碎化在一定程度上推动了农户的多元化种植,分散和规避了农业经营性风险^[24],由于地块分散,农户会合理使用多样的耕作方式来满足不同农作物种植生长的需要,有效改善土壤肥力,发挥了小农经济精耕细作的优势。基于上述观点,本文引入农户行为、比较效益、理性小农等相关理论展开针对农户种植结构的拓展分析。

一方面,耕地细碎化不利于农业规模化经营,也使得农户所经营的土地规模难以达到农业社会化服务的规模门槛,从而制约其通过外包服务等形式提升机械化种植水平。在影响规模经济性形成的同时,耕地细碎化还会提高单位经营成本,从而降低农地产出率^[28]。此时,农户将通过增加劳动投入来提高土地产出率亦或直接退出农业生产^[29]。对于选择继续从事农业生产的农户而言,基于比较效益理论与理性小农理论,当农户投入较高的劳动力成本时将寻求更高的经营收益,可能更倾向于收益较高的“非粮化”种植。另一方面,耕地细碎化的地块分散特征推动了农户的种植多样性,进而影响种植结构“非粮化”。耕地状况的分散、无序阻碍了同种作物的规模化种植,农户可能采取多样化的种植行为以分散市场经营风险,进而增加种植结构“非粮化”的概率。据此,本文提出假设:

H₁:耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”具有显著的正向影响,耕地细碎化越严重,农户种植结构“非粮化”生产程度越高。

2. 农户数字参与的调节效应分析

数字时代互联互通,新一代信息技术与各产业结合形成数字化生产力和数字经济。随着数字乡村建设的持续推进,信息技术与在农村场域的应用得到了拓展与延伸,给农业产业发展、农民日常生活等诸多领域带来了深刻影响^[30]。农户的数字参与程度取决于其数字参与能力的高低,可以认为农户数字参与对其生产生活也逐渐产生不可忽视的影响。

就农业种植结构而言,数字参与可以通过促进传统生计资本的优化与提升,降低交易成本等途径来影响种植结构调整^[31]。理论上,农户数字参与不仅在影响农业种植结构调整方面具有重要作用,还可能在耕地细碎化影响农户种植结构“非粮化”的过程中发挥调节效应。具体而言:一是,数字参与增加了农户经济作物品种了解与种植技能学习的机会,有助于经济作物种植倾向的劳动能力提升,从而强化耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响。二是,“非粮化”种植结构的调整往往需要一定的经济投入,而数字参与拓宽了金融服务的可及性,能够更好地为农户种植经济作物提供资金支持,进而强化耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响。三是,数字参与打破了农户社交的时空限制,拓宽其社交边界,有助于其社会资本的增强,一定程度上可以降低农户农产品市场拓展成本和交易成本,进而减少“非粮化”种植的负担与转型的顾虑,强化耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响。四是,互联网作为网上贸易的有效载体,是一种高效的市场信息获取与交易对接渠道。数字参与能够实现农户对市场行情预测、客户需求、农产品价格波动等信息的有效获取,缓解农户对市场不确定性的预期,从而强化耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响。据此,本文提出假设:

H₂:农户数字参与将增强耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响。

二、数据来源、变量选取与模型设定

1. 数据来源

本文采用2020年“中国乡村振兴调查(CRRS)”数据,数据样本来源涉及10个省共300个行政村。该调查综合考虑经济发展状况、农业发展水平以及地理区位等因素,在东、中、西部按比例随机抽取样本省份,参考人均GDP采用等距随机抽取方法,抽取出县(区)、乡(镇)和样本村,根据村委会

提供名单在每个样本村随机抽取样本农户。该数据较全面、准确地反映了农村产业结构、农民收支与消费、乡村治理等农村发展情况,其中,粮食作物种植面积的统计口径不仅包含了水稻、玉米、小麦等三大主粮作物,还包含了土豆、大豆、红薯、高粱、青稞等21种粮食作物,与经济作物进行了较为准确的区分,为开展相关研究提供了良好的数据基础。鉴于本文主要研究耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响,在剔除问卷中关键指标异常、数据缺失的样本后,最终得到2296个有效农户样本。

2. 变量描述

(1)被解释变量——农户种植结构。本文验证耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响,参考已有研究^[32],采用经济作物种植面积占播种总面积的比重来衡量种植结构的“非粮化”。

(2)核心解释变量——耕地细碎化。已有研究中,大多采用辛普森指数、地块数或亩均地块数等指标来反映耕地细碎化程度^[9]。参考已有文献,结合数据的可获得性,本文采用亩均地块数来衡量耕地细碎化程度。

(3)调节变量——农户数字参与。农户的数字参与程度取决于其数字参与能力的高低,本文选取农户数字参与程度作为调节变量,并以农户使用4G\5G手机困难程度来衡量农户数字参与程度情况。

(4)控制变量。参考已有文献^[33],本文将从个体特征、家庭特征、村庄特征三个方面选取控制变量。个体特征包括户主年龄、户主性别、受教育程度、政治面貌。家庭特征包括家庭人口规模、家庭抚养系数、是否加入合作社、是否登记为家庭农场、家庭农业补贴。村庄特征包括村庄经济水平、距县政府距离、村庄地形特征等。

变量定义及描述性统计见表1。

表1 变量定义及描述性统计

N=2296

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
非粮化	经济作物播种面积和种植总面积之比	0.218	0.344	0	1
核心解释变量					
细碎化	耕地地块数/经营总面积(亩)	1.039	1.342	0.003	23.080
调节变量					
农户数字参与	使用4G\5G手机困难程度:没有智能手机或使用较困难,只用于接打电话=0;有些困难=1;没有困难=2	1.140	0.822	0	2
控制变量					
户主年龄	户主实际年龄	58.353	10.544	25	92
户主性别	户主性别:男性=1;女性=0	0.952	0.214	0	1
教育程度	户主受教育年限	2.718	1.003	1	8
政治面貌	户主政治面貌:中共党员与民主党派人士=1;非党员=0	0.223	0.416	0	1
人口规模	家庭成员数量	4.122	1.530	1	10
抚养系数	家庭非劳动年龄人口数/劳动年龄人口数	1.488	1.385	0	8
合作社成员	是否加入合作社:是=1;否=0	0.236	0.424	0	1
家庭农场	是否登记为家庭农场:是=1;否=0	0.041	0.198	0	1
农业补贴	家庭农业补贴金额/元,加1取对数	6.379	2.024	0	11.510
村庄经济水平	村人均收入金额/元,加1取对数	9.351	0.593	0.690	12.490
距县政府距离	村委会距县政府距离/千米	24.702	17.003	1.200	85.000
村庄地形特征	村庄地形:平原=1;丘陵=2;山区=3	1.928	0.885	1	3

3. 模型设定

(1)耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响。本文采用经济作物的种植面积与总种植面积的比值来衡量种植结构“非粮化”程度,由于被解释变量为[0,1]的双向归并数据,其条件分布并非正态分布,为了验证耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响,本文使用Tobit模型进行估计。构建如式(1)所示的计量回归模型,以考察耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响:

$$Y_i^* = \alpha_0 + \beta_0 X_i + \sum \gamma_i Z_i + \mu_i \quad (1)$$

$$\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$Y_i = \begin{cases} 0, Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^*, 0 < Y_i^* < 1 \\ 1, Y_i^* \geq 1 \end{cases}$$

式(1)中, α_0 为截距项, i 表示第 i 个农户, Y_i 为农户种植结构,以经济作物种植面积比例为度量指标。 Y_i^* 是 Y_i 的潜变量, X_i 为耕地细碎化程度,以亩均地块数为主要指标。 Z_i 为其他控制变量,包括个体层面、家庭层面、村庄层面的特征变量, μ_i 为随机扰动项, β_0 、 γ_i 为待估参数。

(2)农户数字参与在耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”影响中的调节效应检验。为考察农户数字参与对耕地细碎化与种植结构“非粮化”的调节效应,加入农户数字参与以及耕地细碎化与农户数字参与的交互项,构建如下回归模型:

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_0 X_i + \beta_1 SZCY_i + \beta_2 X_i \times SZCY_i + \sum \gamma_i Z_i + \mu_i \quad (2)$$

式(2)中, $SZCY_i$ 表示第 i 个农户家庭的数字参与情况,交互项系数 β_2 反映的是农户数字参与的调节效应。

三、实证结果与分析

1. 基准回归结果

本文使用Stata17.0软件,对耕地细碎化与种植结构“非粮化”进行了回归分析,表2汇报了模型的估计结果,列(1)仅利用数据样本中耕地细碎化的指标进行回归分析,结果表明耕地细碎化在1%水平上对种植结构的“非粮化”有正向促进作用。为避免遗漏变量带来的拟合结果可信度不足和保障计量结果的稳健性,在列(2)~(4)中依次加入户主特征、家庭特征、村庄特征等控制变量后,耕地细碎化的影响系数逐渐变小,说明随着控制变量的加入,耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响依然显著,但对种植结构“非粮化”的正向影响趋于收敛。对选取的各变量进行方差膨胀因子检验, VIF 值均小于2,说明变量之间不存在多重共线性。

对比列(2)~(4)可以发现:在户主特征方面,户主年龄与种植结构“非粮化”显著负相关,而政治面貌与种植结构“非粮化”显著正相关。可能的原因是随着户主年龄越大,劳作能力愈弱,思想上的保守性愈强。对于老年户主而言,则更倾向于种植低投入、低风险的粮食作物,用以满足自己的基本生活需求。户主的政治身份一定程度上反映其人力资本与社会资本禀赋的强弱。户主为党员身份,可能会拥有较强的人力资本与社会资本,相应的还拥有广泛的技术、资金与信息获取渠道,进而更倾向于种植经济作物获取较高收益。在家庭特征方面,农业补贴这一变量在1%的水平上与种植结构“非粮化”显著负相关,即农业补贴越高,农户更倾向于种植粮食作物。农业补贴以增加转移性收入的方式提升农户种粮综合收入,对农户种植粮食起到正向激励作用,从而使其种植结构“趋粮化”。在村庄特征上,村庄经济水平、村委会距县政府距离和村庄地形与种植结构“非粮化”显著正相关。可能的原因是村委会距县政府距离越近、村庄经济水平越高,其交通将更为便利,土地租金也相对较高,使得农户更倾向于种植经济作物,获取更高的收益。对于地形来说,耕地越平坦,农户更倾向于种植粮食作物,依据现实经验,平原耕地较为平缓,更加满足粮食作物规模化、机械化的种植条件。而丘陵山区由于地形条件的限制,地块坡度较大,机械化生产较为困难,需要倾注更多的人力劳动致使生产成本抬升,因而农户倾向于种植适宜的经济作物以获取比较收益。

2. 内生性检验

一般情况下,农户很难因为非粮作物的种植而改变耕地细碎化程度。因此,耕地细碎化在某种程度上可以看作是农户的外生变量^[34],种植结构“非粮化”并不会对耕地细碎化产生影响,避免了由于互为因果产生的内生性问题。但本文模型构建中仍可能面临内生性问题,考虑主要有以下两点:第一,理论上来看,每个农户都有自己承包的土地,选择是否耕种土地和种植何种农作物主要取决于农

表2 耕地细碎化影响种植结构“非粮化”的基准回归结果

N=2296

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	IV-Tobit	IV-Tobit	IV-Tobit	IV-Tobit
细碎化	0.0372*** (7.0316)	0.0371*** (7.0263)	0.0285*** (5.3660)	0.0219*** (4.0193)	0.2473*** (9.1984)	0.2491*** (9.1984)	0.2247*** (7.9276)	0.2284*** (6.5655)
户主年龄		-0.0013* (-1.8175)	-0.0013* (-1.8559)	-0.0012* (-1.7809)		-0.0047*** (-2.6821)	-0.0045** (-2.5194)	-0.0051*** (-2.8600)
户主性别		-0.0456 (-1.3725)	-0.0444 (-1.3564)	-0.0347 (-1.0819)		-0.0564 (-0.6944)	-0.0640 (-0.8073)	-0.0480 (-0.6171)
教育程度		0.0126* (1.6605)	0.0117 (1.5786)	0.0171** (2.3014)		0.0287 (1.5296)	0.0273 (1.4847)	0.0213 (1.1478)
政治面貌		0.0521*** (2.9437)	0.0527*** (3.0094)	0.0467*** (2.7176)		0.1039** (2.3986)	0.1087** (2.5515)	0.1105*** (2.6325)
人口规模			0.0016 (0.2906)	0.0015 (0.2881)			0.0033 (0.2460)	0.0035 (0.2660)
抚养系数			0.0014 (0.2316)	-0.0007 (-0.1146)			-0.0018 (-0.1202)	-0.0050 (-0.3417)
合作社成员			-0.0034 (-0.2049)	-0.0002 (-0.0125)			-0.0138 (-0.3390)	-0.0072 (-0.1794)
家庭农场			0.0619* (1.7411)	0.0401 (1.1503)			0.1716** (1.9723)	0.1135 (1.3268)
农业补贴			-0.0308*** (-8.7903)	-0.0279*** (-8.0581)			-0.0482*** (-5.3976)	-0.0442*** (-5.0702)
村庄经济水平				0.1085*** (9.2427)				0.2680*** (8.3579)
距县政府距离				0.0007* (1.6659)				0.0017 (1.6112)
村庄地形特征				0.0453*** (5.1592)				0.0146 (0.5450)
常数项	0.1798*** (20.0433)	0.2515*** (4.3352)	0.4497*** (6.8067)	-0.7049*** (-5.3589)	-0.4192*** (10.7970)	-0.1914 (1.0388)	0.1228 (2.6438)	-2.4390*** (0.5820)

注:***、**和*分别表示解释变量系数在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。后表同。

户生计策略的选择类型,如果仅用那些有耕种土地的农户作为样本进行回归,会出现样本选择偏误^[35]。第二,尽管本文已经将包括个人特征、家庭特征和村庄特征等在内的控制变量尽可能多地纳入回归分析中,但仍可能存在一些变量无法观测且与耕地细碎化相关联,如果忽略该类变量会导致回归偏误,进而出现拟合结果可信度不足的问题。为保障结果的可信度和结论的一致性,本文引入工具变量(IV)处理潜在的内生性问题,参考已有做法^[36],选取了村内其他户的耕地细碎化程度作为农户耕地细碎化程度的工具变量。由于是同一村庄集体的因素,理论上讲,本村其他户的耕地细碎化程度与农户自身耕地细碎化程度具有相似性,但却没有理由被认为会影响其种植结构。因此,用村内其他户的细碎化程度作为工具变量在逻辑上是合理的,满足相关性和外生性的要求。

本文使用工具变量法处理解释变量耕地细碎化的内生性。估计结果如表2的列(5)~(8)所示,内生性检验结果表明,其外生性瓦尔德检验值为227.31,故拒绝内生变量为外生的原假设。方程的F值为60.16,表明不存在弱工具变量,本文所选工具变量具有适用性。第(5)~(8)列,汇报了回归结果,可见耕地细碎化与种植结构“非粮化”显著正相关,意味着农户耕地细碎化程度越高,种植结构“非粮化”趋势越明显,依次加入户主特征、家庭特征、村庄特征后,结果依然显著。对比列(6)~(8),其显著性基本与Tobit模型一致,故此处不再赘述。本文在后文的异质性和调节效应分析中均使用工具变量的估计结果,用以一致地处理相关内生性问题。

3. 稳健性检验

为进一步验证耕地细碎化对种植结构“非粮化”影响结果的有效性,本文采取替换样本和替换方法对上述结果进行稳健性检验。

(1)替换样本。采用2021年中国土地经济调查数据(CLES)对结果进行稳健性检验,CLES数据是基于江苏省13个地级市,抽取26个区县、52个乡镇、52个行政村的调研数据,剔除异常值与关键数据缺失后,最终得到1225户农户样本。稳健性结果如表3所示,从列(9)~(12)可以看出,耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”具有显著正向作用,与前文结果是一致的,说明耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响是稳健的。

表3 稳健性检验结果1

N=1225

变量	(9)	(10)	(11)	(12)
细碎化	0.0728*** (6.0757)	0.0735*** (6.1327)	0.0614*** (5.1733)	0.0655*** (5.8488)
户主特征		控制	控制	控制
家庭特征			控制	控制
村庄特征				控制
常数项	-0.3217*** (-8.7497)	-0.9177*** (-3.6051)	-3.9023*** (-6.3711)	-4.2162*** (-7.2736)

(2)替换方法。为避免Tobit模型结果有偏,本文采用最小二乘法(OLS)重新进行回归,以检验其稳健性。由表4中列(13)~(16)可知,耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”具有显著正向作用。其结果与前文基本一致,表明基准回归结果不受模型设定偏误和估计方法的影响,具有较好的稳健性。

表4 稳健性检验结果2

N=2296

变量	(13)	(14)	(15)	(16)
细碎化	0.0372*** (7.0285)	0.0371*** (7.0171)	0.0285*** (5.3531)	0.0219*** (4.0070)
户主特征		控制	控制	控制
家庭特征			控制	控制
村庄特征				控制
常数项	0.1798*** (20.0346)	0.2515*** (4.3296)	0.4497*** (6.7904)	-0.7049*** (-5.3425)
R ²	0.0211	0.0299	0.0627	0.1050

4. 异质性分析

本文进一步分析了耕地细碎化对不同经济水平地区、不同经营规模、不同地形下的种植结构“非粮化”的影响。

(1)耕地细碎化对不同经济水平地区种植结构“非粮化”的影响。我国幅员辽阔,地域差异显著。东中西部各地区间人均耕地面积、农业劳动生产率、经济发展水平差异较大^[37],其耕地细碎化程度差距也较为明显,其中东部亩均地块数平均为1.3块/亩,中部地区为0.68块/亩,而西部地区为1.2块/亩。因此,耕地细碎化对不同经济水平地区种植结构“非粮化”的影响也将存在差异。本文按东部、中部、西部将样本分为3组,表5中列(17)~(19)分别为耕地细碎化对东部地区、中部地区和西部地区农户种植结构“非粮化”的影响。结果表明,中部和西部地区,耕地细碎化的估计系数均通过了1%统计显著性检验,并且符号为正,说明耕地细碎化对种植结构“非粮化”的正向影响在中部和西部地区是显著的。但对于东部地区,耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响是不显著的,可能的原因是:一方面,东部地区经济更为发达,土地租金高,用工成本和种植成本较高,另一方面,东部地区交通便利,冷链设施较为完善,距离消费市场也更近,有利于经济作物进入市场交易,因此,经济作物种植比例较高,耕地细碎化并不能对农户种植结构造成显著影响。

(2)耕地细碎化对不同经营规模农户的种植结构“非粮化”的影响。表6结果显示,对于经营规模在5亩及以上的农户,耕地细碎化显著影响了种植结构“非粮化”。而经营规模在5亩以下的农户,耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响并不显著。可能的原因是,小规模经营的农户家庭可能更多地

表5 耕地细碎化对东中西部地区种植结构“非粮化”的影响

变量	(17)东部	(18)中部	(19)西部
细碎化	-0.1413(-1.1461)	0.3547*** (4.9475)	0.2201*** (5.3230)
控制变量	控制		
常数项	-2.1858*** (-3.4819)	-0.4566 (-0.8102)	-2.0483*** (-3.0163)
N	447	802	1047

采用兼业的形式追求家庭受益最大化,其投入农业劳动的时间是有限的。经济作物对于粮食作物而言,需要更多的农业劳动时间和要素投入,而小规模经营农户大多数是满足自身的基本需求,因而耕地细碎化对小规模农户而言,并不会诱致“非粮化”,耕地细碎化只有达到一定经营规模下,才会显现出对“非粮化”的影响。

表6 耕地细碎化对不同经营规模农户种植结构“非粮化”的影响

变量	(20)<5亩	(21)[5,10)亩	(22)[10,20)亩	(23)≥20亩
细碎化	0.1083(1.0683)	0.3223*** (3.5590)	0.8791*** (7.5359)	1.5397*** (4.8115)
控制变量	控制			
常数项	-3.6267*** (-5.2476)	-2.5814*** (-4.1957)	-0.6817 (-1.3640)	-0.1372 (-0.1972)
N	774	535	987	609

(3)耕地细碎化对不同地形种植结构“非粮化”的影响。我国地形地貌复杂多样,耕地细碎化既有因地形等因素所致的自然细碎化,又有人口均质化分配造成的产权细碎化。本文按地形条件,将样本分为平原、丘陵和山区三种类型,表7中列(24)~(26)分别为耕地细碎化对平原地区、丘陵地区和山区种植结构“非粮化”的影响。从表7可知,耕地细碎化在不同地形条件下对种植结构“非粮化”的影响存在差异。平原和丘陵地区,耕地细碎化的估计系数均通过了1%统计显著性检验,且符号为正。这表明对于自然特征影响较小的平原和丘陵地区,人口均质化分配方式引致的耕地产权细碎化会显著影响农户种植决策行为,导致种植结构“非粮化”。对于自然特征影响较大的山区,自然特征所致的耕地细碎化较为普遍,使得耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响难以验证,结果不显著。

表7 耕地细碎化对不同地形种植结构“非粮化”的影响

变量	(24)平原	(25)丘陵	(26)山区
细碎化	0.6242*** (8.2751)	0.2866*** (6.1815)	0.0816 (1.3258)
控制变量	控制		
常数项	-0.5365 (-0.8897)	-1.5110*** (-2.9182)	-4.1293*** (-5.5540)
N	988	485	823

5. 调节效应检验

上述回归结果解释了耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响,在此基础上将进一步验证农户数字参与在耕地细碎化影响种植结构“非粮化”中的调节效应。借鉴温忠麟等^[38]的做法,引入农户数字参与和耕地细碎化的交互项进行回归分析,以检验农户数字参与程度在耕地细碎化影响种植结构“非粮化”中是否具有调节效应,回归结果见表8。

根据表8中列(27)可知,在控制了农户数字参与的情况下,耕地细碎化程度对种植结构“非粮化”仍表现出显著的促进作用。基于此,在列(28)进一步考察农户数字参与程度的加深是否显著加剧了耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响。回归结果显示,加入两者的交互项后,回归系数在5%的水平上显著为正,表明在耕地细碎化影响种植结构“非粮化”的过程中,农户数字参与具有显著

表8 农户数字参与的调节效应分析 N=2296

变量	(27)	(28)
细碎化	0.2293*** (6.5912)	0.2302*** (6.5946)
农户数字参与	0.0548** (2.2629)	0.0543** (2.2407)
交互项		0.0347** (2.1059)
控制变量	控制	
常数项	-2.5564*** (-7.1845)	-2.5449*** (-7.1570)

的正向调节效应,假说H₂成立。这意味着,随着农户数字参与程度的提高,耕地细碎化对种植结构“非粮化”的正向促进作用越强。

四、结论与启示

1. 结论

本文聚焦稳定粮食种植面积,增强粮食有效供给的核心问题。在理论分析的基础上,基于中国乡村振兴调查(CRRS)数据,剖析了耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响,并进一步探究了农户数字参与在这一关系中的调节效应。研究结论如下:第一,耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”具有显著的推动作用,即耕地细碎化越严重,农户种植结构“非粮化”程度越高,这一结论在考虑内生性问题和进行稳健性检验后依然成立。第二,耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的影响具有异质性。从地区异质性来看,在中部和西部地区耕地细碎化会对种植结构“非粮化”具有显著的正向影响,但在东部地区这一影响并不显著;从地形异质性来看,在平原和丘陵地区耕地细碎化会推动农户种植结构“非粮化”,但这一影响在山区并不显著;从农户异质性来看,对于经营规模在5亩以上的农户,耕地细碎化会对农户种植结构“非粮化”具有显著的正向影响,但对于经营规模在5亩以下的农户,这一影响并不显著。第三,耕地细碎化对农户种植结构“非粮化”的作用受到农户数字参与的影响。农户数字参与在耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响机制中具有正向调节效应,将强化耕地细碎化对种植结构“非粮化”的影响。

2. 启示

基于上述结果,本文得到以下政策启示:第一,合理引导耕地细碎化整治,积极探索解决耕地细碎化的路径方法。要加快总结和推广地方“小田并大田”等经验做法^[39],综合考量区位因素、地形条件、土地禀赋等情况,科学规划细碎化整治范围,优先在农地确权颁证登记基础好的平原、丘陵地区或是粮食主产区,建立耕地细碎化整治的试点示范区,在充分尊重农户意愿的前提下,采取“承包权不动、经营权连片”等方式,满足农户连片经营的现实需求;对于农业劳动力外流严重的地区,可以探索设置连片“自种”和连片“租种”区域的方式以满足不同经营主体的差异化需求,防止因耕地细碎化导致的种植结构“非粮化”威胁我国粮食安全。第二,坚决防止种植结构“非粮化”倾向,稳定粮食播种面积。明确永久基本农田用来发展粮食生产,一般耕地侧重于种植包括粮食、糖、油、蔬菜、饲草等在内的重要农产品。在政策推行过程中,应因地制宜统筹粮田的种植结构和种植区域。对于平原及浅丘适宜规模化种植区域要坚决遏制种植结构“非粮化”,引导种植目标作物,保障粮食种植面积;对于山区及耕地禀赋较差等不适宜粮食种植区域,可适当鼓励种植经济作物以提高农户收入,禁止耕地闲置、荒芜。第三,有力有效推进数字乡村建设,多措并举推动农户数字参与。在有效推进数字基础设施、平台等软硬件建设的同时,有力促进农民数字素养与技能的提升。在数字赋能农村产业发展、农民增收的同时,还要坚持底线思维,以数字技术保障粮食安全,通过互联网等数字化手段,向农民、农业企业和农民合作社等经营主体开展国家粮食安全法、耕地保护相关法律法规政策的普及教育,使其充分认识过度耕地“非粮化”的危害,重视国家粮食安全问题,这一过程中要重点推进中、西部地区农民数字素养的提升与新国家粮食安全观的树立。

参 考 文 献

- [1] 黄宗智,彭玉生.三大历史性变迁的交汇与中国小规模农业的前景[J].中国社会科学,2007(4):74-88,205-206.
- [2] 陈印军,易小燕.我国耕地“非粮化”整治成效、困难、问题及对策建议[J].中国农业资源与区划,2023,44(9):8-13.
- [3] 易小燕,陈印军.农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析——基于浙江、河北两省的农户调查数据[J].中国农村观察,2010(6):2-10,21.
- [4] 张藕香,姜长云.不同类型农户转入农地的“非粮化”差异分析[J].财贸研究,2016,27(4):24-31,67.
- [5] 匡远配,刘洋.农地流转过程中的“非农化”、“非粮化”辨析[J].农村经济,2018(4):1-6.

- [6] 吴大放,吴钊骏,李升发,等.粤北山区耕地非粮化演变特征及其影响因素[J].经济地理,2023,43(8):144-153.
- [7] 谭淑豪,王硕,叶卓卉,等.土地流转会加剧耕地“非粮化”吗?——基于经营规模的异质性分析[J].自然资源学报,2023,38(11):2841-2855.
- [8] 陈菁,孔祥智.土地经营规模对粮食生产的影响——基于中国十三个粮食主产区农户调查数据的分析[J].河北学刊,2016,36(3):122-128.
- [9] 谢花林,欧阳振益,陈倩茹.耕地细碎化促进了耕地“非粮化”吗——基于福建丘陵山区农户的微观调查[J].中国土地科学,2022,36(1):47-56.
- [10] 田蓬鹏,朱玉春.灌溉供给对耕地“非粮化”的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(2):97-109.
- [11] 孟菲,谭永忠,陈航,等.中国耕地“非粮化”的时空格局演变及其影响因素[J].中国土地科学,2022,36(1):97-106.
- [12] 陈浮,刘俊娜,常媛媛,等.中国耕地非粮化空间格局分异及驱动机制[J].中国土地科学,2021,35(9):33-43.
- [13] 张婕,刘玉洁,张二梅,等.中国县域耕地动态演变及其驱动机制[J].地理学报,2023,78(9):2105-2127.
- [14] 孔祥斌.耕地“非粮化”问题、成因及对策[J].中国土地,2020(11):17-19.
- [15] 罗必良,江雪萍,李尚蒲,等.农地流转会导致种植结构“非粮化”吗[J].江海学刊,2018(2):94-101,238.
- [16] 马俊凯,李光泗,李宁.“非粮化”还是“趋粮化”:农地经营规模对种植结构的影响[J].中国农业资源与区划,2023,44(9):90-100.
- [17] 陈中伟,汤灿.社会化服务抑制耕地非粮化了吗?[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2023(3):115-128.
- [18] 马俊凯,李光泗.农地确权、要素配置与种植结构:“非粮化”抑或“趋粮化”[J].农业技术经济,2023(5):36-48.
- [19] 檀竹平,洪炜杰,罗必良.农业劳动力转移与种植结构“趋粮化”[J].改革,2019(7):111-118.
- [20] 钱龙,饶清玲,刘同山.节水灌溉技术采纳对种植结构“非粮化”的影响——基于黄淮海地区的调查[J].农村经济,2022(10):47-55.
- [21] 蓝红星,王婷昱,施帝斌.中国农业农村现代化:生成逻辑、内涵特征与推进方略[J].改革,2023(7):105-115.
- [22] 刘进,贾杰斐,许庆,等.农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得:基于全国农村固定观察点数据的分析[J].中国农村经济,2023(2):85-108.
- [23] 卢华,胡浩.土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查[J].农业技术经济,2015(7):4-15.
- [24] 李功奎,钟甫宁.农地细碎化、劳动力利用与农民收入——基于江苏省经济欠发达地区的实证研究[J].中国农村经济,2006(4):42-48.
- [25] 罗必良,万燕兰,洪炜杰,等.土地细碎化、服务外包与农地撂荒:基于9省区2704份农户问卷的实证分析[J].经济纵横,2019(7):63-73.
- [26] 贺雪峰.论农村土地集体所有制的优势[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(3):1-8,155.
- [27] 魏素豪,高延雷.农机作业服务市场的“本地化”提高了农户粮食生产技术效率吗?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(6):1-13.
- [28] 仇童伟,何勤英,罗必良.谁更能从农机服务中获益——基于小麦产率的分析[J].农业技术经济,2021(9):4-15.
- [29] 仇童伟,罗必良.农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗?[J].中国农村观察,2017(4):57-71.
- [30] 宋嘉豪,徐定德,汪为.数字技术应用对农户相对贫困的影响[J].改革,2023(10):46-59.
- [31] 罗千峰,赵奇峰.互联网使用对种植结构调整的影响及机制研究——来自CRRS的微观证据[J].经济问题,2022(6):103-112.
- [32] 张宗毅,杜志雄.土地流转一定会导致“非粮化”吗?——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析[J].经济动态,2015(9):63-69.
- [33] 畅倩,张聪颖,王林蔚,等.非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响[J].中国农村经济,2021(11):89-106.
- [34] 史常亮,张益,郭焱,等.耕地细碎化对农户化肥使用效率的影响[J].自然资源学报,2019,34(12):2687-2700.
- [35] 彭继权,吴海涛,程威特,等.机械化水平对农户种植结构的影响研究——基于IVGMM和IVTobit的估计方法[J].中国农业资源与区划,2020,41(1):55-65.
- [36] 叶子,夏显力,陈哲,等.农地确权、农地细碎化与农业生产效率[J].干旱区资源与环境,2021,35(12):30-36.
- [37] 韩家彬,刘淑云,张书凤,等.农业劳动力老龄化对土地规模经营的影响[J].资源科学,2019,41(12):2284-2295.
- [38] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [39] 高鸣,魏佳朔.新一轮千亿斤粮食产能提升的源泉:全要素生产率的增长与贡献[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(1):15-27.

A Study on the Impact of Farmland Fragmentation on the “Non-Grainization” of Planting Structure

——Based on the Moderating Effect of Farmers’ Digital participation

WANG Tingyu, LAN Hongxing

Abstract The remediation of farmland “non-gratification” is of great significance for national food security. This article utilizes data from the China Rural Revitalization Survey (CRRS) to explore the impact of farmland fragmentation on farmers’ planting structure and the moderating effect of farmers’ digital participation in this relationship. Research has shown that, overall, farmland fragmentation has a significant positive impact on the “non-grainization” planting structures; the more severe the fragmentation, the higher the degree of “non-grainization” in farmers’ planting structure of farmers. When analyzing subsamples from the eastern, central, and western regions, the impact of farmland fragmentation on “non-grainization” remains robust in the central and western regions, but is not significant in the eastern regions. From the perspective of different terrains——plains, hills and mountainous areas——farmland fragmentation promotes “non-grainization” in the plains and hilly regions, while this effect is not significant in mountainous areas. Regarding different operational scales of farmers, for those managing more than 5 acres, farmland fragmentation has a significant positive impact on “non-grainization” planting structure of farmers; however, this effect is not significant for those managing less than 5 acres. Furthermore, farmers’ digital participation exacerbates the trend of “non-grainization” in their planting structure, and plays a moderating effect in the mechanism through which farmland fragmentation affects “non-grainization”. Therefore, in the process of curbing “non-gratification”, the government should reasonably guide farmland fragmentation and guard against the trend of “non-gratification” in planting structures caused by digitization.

Key words farmland fragmentation; planting structure; non-grainization; digital participation; moderating effect

(责任编辑:陈万红)