

契约和关系视角下转入户耕地生态保护 的行为逻辑分析

吴凡夫, 李祖佩, 钟涨宝*

(华中农业大学 经济管理学院/农村社会建设与管理研究中心, 湖北 武汉 430070)



摘要 基于山东省和湖北省粮食种植户的调研数据, 分析转入户进行耕地生态保护的契约治理逻辑和关系治理逻辑, 并对两种行为逻辑之间的相互关系进行检验。以化肥减量为例的实证研究表明, 转入户的化肥减量施用同时遵循契约治理和关系治理的行为逻辑, 与非正式契约和弱关系流转相比, 正式契约以及强关系流转均可以有效减少转入户的化肥施用。对化肥施用位于低位的转入户, 契约治理的减施效应更明显, 而对化肥施用位于中高位的转入户, 关系治理能带来更强的减施效应。进一步研究发现, 不同的契约关系组合对转入户的化肥减量施用存在影响差异, 导致正式契约和强关系流转的化肥减施效应并不绝对。具体来说, 在强关系流转中, 相较于正式契约, 非正式契约反而可以有效减少转入户的化肥施用; 于正式契约而言, 弱关系流转比强关系流转可以更有效减少转入户的化肥施用。因此, 在引导农地契约化、规范化流转的同时, 也需重视和发挥关系治理可能带来的背书与协调作用, 建立关系-契约的协同治理机制, 以促进转入户的耕地生态保护参与。

关键词 农地流转; 契约治理; 关系治理; 耕地保护; 化肥减量

中图分类号: F321.1 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2025)02-0194-13

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.02.017

耕地是中国最宝贵的农业资源和最重要的生产要素, 加强耕地保护不仅是推动“藏粮于地”战略的重要基础, 更是实现粮食安全的重要保障。2023年中央一号文件明确指出要加强耕地保护和用途管理, 加快农业投入品减量增效技术推广应用。然而, 中国当前整体耕地质量情况依旧严峻, 在量上, 人均耕地面积不足世界平均水平的40%^①, 属于耕地资源约束型国家; 在质上, 耕地生态功能和生产能力恶化, 黑土壤退化、耕地酸化、土壤污染等问题频发。农业农村部数据显示, 中国耕地总体质量水平不高, 耕地质量平均等级为4.76等, 1~3等耕地仅占耕地总面积的31.24%^②。因此, 中央继2015年制定《耕地质量保护与提升行动方案》和《到2020年化肥使用量零增长行动方案》之后, 在2022年又进一步印发《到2025年化肥减量化行动方案》, 保护并提升耕地质量已成为推进农业绿色高质量发展的迫切需要。

耕地是生态系统的重要一环, 农户作为耕地最直接的使用者, 其农业生产行为是保护耕地生态的关键因素。从理性小农的逻辑出发, 农户采取耕地保护行为取决于其对成本收益的衡量, 而耕地保护属于农业长期投资, 农户在投资当期的收益率会明显下降, 甚至为零。若农地产权期限小于耕地保护的投资回收期, 农户的投资收益将会大打折扣, 这也意味着农地产权会影响农户耕地保护投

收稿日期: 2024-06-15

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“农地确权、流转与新型农业经营主体培育研究”(16ASH007)。

*为通讯作者。

① 数据来源于第三次全国国土调查主要数据公报。

② 数据来源于2019年全国耕地质量等级情况公报。

资的收益,稳定的农地产权和较长的规划期是农户采取耕地保护行为的重要保障^[1]。在产权界定层面,稳定的农地产权通过收入效应、转让效应以及抵押效应影响农户农业投资的机理已达成一致共识^[2],农地确权可以显著提升农地产权的稳定,提高配方肥、有机肥的施用量,降低化肥的使用量,促进农户的耕地保护行为^[3-4]。中国的土地制度是“三权分置”,农地产权的稳定不仅是农地调整和确权背后的承包权稳定^[5],也包括农地流转背后的经营权稳定^[6]。截至2020年,中国家庭承包耕地流转面积超过5.55亿亩,占比超过确权承包地的三成^①,在农地流转市场迅速发展的形势下,农地经营制度所表达的产权实施及其契约安排可能比农地产权制度所表达的产权界定更为重要^[7]。

在产权实施层面,经济治理结构可以分为契约治理和关系治理^[8]。契约治理涉及到租赁合同(书面协议、口头协议)、租赁期限(短期、中长期、不确定)、租金及其支付方式(固定租金、浮动地租、收益分成)等多方面契约特征。多数学者认为稳定的契约关系可以促进转入户的耕地保护行为,相比于农地流转的口头协议,签订书面协议的转入户会增加有机肥的施用概率和施用量,减少化肥的使用^[9-10]。较长的地权期限会促进转入户采纳秸秆还田技术,增加有机肥的使用^[11],明确的流转期限能有效降低水稻生产中化肥的亩均使用量^[12]。一般而言,固定租金相较于收益分成更加稳定,支付固定租金的转入户会更积极的进行耕地质量保护投资^[13]。但也有部分学者认为契约关系的稳定与耕地保护行为之间存在着不显著或负相关关系,不同期限的农地租赁方式对土壤保护产生的影响并无显著差异^[14],较长的农地流转期限也不会显著影响转入户的化肥投入^[15]。而且相比于固定租金,收益分成的租金支付方式可以使转入户能够与其他农户分担耕地保护投资的成本,进而提高耕地保护投资的意愿^[16]。可见已有研究对农户耕地保护行为的契约治理效应并没有得到一致的结论。

农地流转不仅是一种经济行为,也是一种社会行为^[17],契约关系的建立应包括流转的契约形式和强弱关系两方面内容。但已有研究多从契约形式(合约、期限、租金等)的角度分析农户耕地保护行为的契约治理效应,而忽略了农地流转的“差序格局”可能引发的关系治理效应,容易导致研究结果的不一致性。转入户耕地保护的行为决策不仅依赖于正式的契约治理结构,也需要考虑农地流转的强弱关系。对于关系治理,已有研究多关注于农户的社会资本、社会网络以及社会关系对其耕地保护行为的影响,比如:社会资本与农户的耕地保护支付意愿之间呈现正相关的关系^[18],宗族性网络比朋友圈网络更能促进农户的耕地保护行为^[19],农户耕地保护合作意愿也会因社会网络的强弱而存在明显差别^[20]。值得注意的是,在农地流转这一特定环节中,相较于农户的社会关系网络,流转双方之间的强弱关系对农户的耕地保护行为可能会带来更为直接的影响。郜亮亮等的研究表明,与非亲属的耕地相比,农户在亲属的耕地上施用有机肥的概率和用量都明显更高^[21]。但遗憾的是,针对农地流转的强弱关系对农户耕地保护行为的治理效应,已有研究并没有给予足够的重视。

综上所述,转入户采取耕地保护措施不仅是一个契约治理的过程,同时蕴含着关系治理的逻辑。那么在契约与关系交织的过程中,转入户的耕地保护行为遵循怎样的治理逻辑,是契约治理、关系治理,还是两者皆有?若转入户的耕地保护行为受到契约治理和关系治理的共同影响,这一共同影响的方向如何,契约治理和关系治理之间是替代关系还是互补关系?因此,本文将聚焦于耕地生态保护,以化肥减量为例,通过山东省和湖北省的粮食种植户问卷调查,从契约关系的经济特征和社会特征出发,试图揭示流转契约形式和流转强弱关系对耕地转入农户化肥减量施用的影响,并探讨契约治理和关系治理在转入户化肥减量施用中的相互关系。

本文以耕地生态保护作为重点是因为,耕地保护是一个覆盖面很广的概念,涉及到耕地的数量、质量、生态等,而农户的耕作方式与耕地的生态功能和生产能力之间的关系最为密切。另外,以化肥减量为例有以下3个原因:第一,从现实情况来看,过量使用化肥等农业生产资料是造成当前耕地土壤污染、生态环境恶化的一个重要原因,2020年全国平均施肥强度为313.51千克/公顷,远高于国际

① 见《农村土地经营权流转管理办法》3月1日起施行——15亿亩承包地如何合理有序流转。中国政府网, http://www.gov.cn/xinwen/2021-02/08/content_5585799.htm。

公认的化肥施用安全上限225千克/公顷,化肥的大量使用已是当前耕地生态保护面临的现实难题^[22-23];第二,以化肥减量为例也是借鉴了已有研究,郑淋议等以化肥、农药施用为代表耕地生态保护^[24],但缺乏了对作物类型的思考。在农业农村部出台的《到2025年化学农药减量化行动方案》中,到2025年,水稻、小麦、玉米等主要粮食作物化学农药的减量目标为降低5%,而果菜茶等经济作物的减量目标为降低10%,说明在农药的过量施用上,经济作物更为严重。而本文的研究对象为粮食种植户,当前谷类作物的化肥用量是农作物化肥使用量的主要贡献者^[25],因此本文没有考虑农药减量,仅以化肥减量为例;第三,从本文的数据来看,样本农户经营耕地的平均面积为28.2亩,属于小农户范畴。相较于种粮大户,小农户的收入水平较低,农业固定资产投资不足,并不利于有机肥、秸秆还田、测土配方肥等耕地生态保护技术的推广与使用,化肥减量对小农户而言可能是效用最大的耕地生态保护措施。

本文可能的学术边际贡献如下:一是农地流转的契约关系既包括契约类型、期限、租金等经济特征,也包括农地流转关系的社会特征,考虑到契约形式与流转对象之间存在显著相关关系的事实^[26-27],本文在转入户耕地保护行为的契约治理分析框架中增添了对关系治理的考量,使分析框架更为完善;二是在转入户采取耕地保护行为的过程中,本文对契约治理和关系治理之间的相互关系进行了分析,有助于揭示农地流转差序格局背景下农户耕地保护的行为逻辑及激励路径。

一、理论分析与研究假说

1. 契约治理与化肥减量施用

在交易成本经济学中,交易成本取决于有限理性、机会主义、资产专用性3个维度的交易特性,交易成本直接影响着交易契约的稳定性^[28]。资产专用性作为决定交易成本的最关键因素,指的是在一项交易中进行某项资产的投资,该资产与特定功能绑定,具有特定的用途,当将其挪为他用,则会发生贬值现象。资产专用性程度越高,贬值程度越大,也就意味着交易成本越高。在中国的农地制度安排下,农地的所有权、承包权、经营权分离,并呈现成逐级依附的状态,经营权依附于承包权,而承包权又依附于所有权^[28]。中国坚持农村土地农民集体所有,农民承包地不可进行自由交易买卖,整体呈现出不完全农地市场的特征。这也导致了我国农地市场的发育取决于农地租赁市场的成长,农地流转契约的稳定性在中国农地市场的发育过程中起到了至关重要的作用。那么,遵循交易成本经济学的理论逻辑,流转契约的稳定性与交易特性的资产专用性之间存在着密不可分的联系。

施用化肥是农业生产过程中的必须环节,保持科学施肥,推进化肥减量增效,从长期来看有助于改善土壤质量,实现作物的增产增收。化肥减量所带来的耕地保护效应依附于耕地,具备资产专用性特征,属于专用性投资。这也就意味着,对于农地转入方,化肥减量施用的收益获取,不仅取决于化肥减量的实施效果,也取决于流转双方农地流转契约的稳定性。从理性小农的视角,农户转入耕地大多是为了实现规模化经营,以获得更高的经济收益。短期来看,化肥减量施用会直接影响作物的产量,甚至导致当期的产量出现明显下降,这迫使转入户不得不仔细衡量农地流转契约的稳定性程度。根据产权理论,明晰、稳定的产权具有激励或约束效应,从而直接影响经济主体的行为决策^[29],农地流转契约的稳定直接关联着转入农地的经营权稳定。当转入户对耕地的“控制”出现不确定的预期,即农地流转契约不稳定时,转入主体会降低化肥减量施用的概率,甚至会为了增加收益,在可预见的种植周期内采取掠夺性的生产行为,过度施用化肥,将耕地质量下降的风险转嫁给耕地转出方。一方面,稳定的农地流转契约能巩固农户对土地权利保障的信心,稳定农户对土地使用权的长期预期,从而保障农户经济收益的确定性^[30],提升农户化肥减量施用的积极性;另一方面,不稳定的农地流转契约会增加耕地流转的难度,不仅会降低耕地的流转收益,同时使耕地保护投资更像是转出方在土地投资生产中征收的一种随机税^[2],迫使转入方不得不增加化肥的施用,最终造成土壤肥力的长期损耗,不利于维持耕地的可持续生产能力^[31]。一般而言,以书面协议为代表的正式流转契约比以口头协议为代表的非正式流转契约具备更强的契约稳定性。一方面,书面协议会详细标注耕地的流

转形式、期限、金额等属性与规定,相较于口头协议更加规范也更具法律效益。另一方面,口头协议一般与不确定的流转期限对应,而化肥减量属于长期投资,往往需要较长的投资回收期,因此相较于口头协议的流转期限不确定,书面协议的投资规划期更为明确,形成的流转契约也更加稳定。基于以上分析,本文提出如下假说:

H₁:转入户的化肥减量施用存在契约治理特征,相比于非正式契约的农地流转,正式契约的农地流转更能激励转入户的化肥减量行为。

2. 关系治理与化肥减量施用

社会网络理论强调了社会关系的重要性,认为无论是个体还是组织,其相互关系都是内嵌于社会结构之中,同一社会结构下的行为会因社会关系的强弱而存在差异,经济行为内嵌于社会关系网络之中。在中国乡村,亲缘关系、地缘关系呈现出“差序格局”特征^[32],农地流转市场的运行并非是单纯的契约治理逻辑,也具备很明显的关系治理特征^[33]。叶剑平等在2008年对中国17省份的农村土地调查中,发现农地流转大多发生在本村,转出的农地中有79.2%是流转给同村的亲戚或其他村民,转入的农地中有87.2%是来自同村的亲戚或其他村民^[34]。在农地流转契约的形式上,契约签订对象的亲缘、地缘关系越近,农地流转契约越偏向非正式化,与外乡人签订书面契约的概率要高于本村人,与本村人签订书面契约的概率要高于兄弟姐妹^[27]。

中国农村存在的普遍乡土性使得血缘、亲缘、地缘成为农户选择农地流转对象的首要考虑因素,多数农户在进行农地流转时会呈现出明显的“熟人”偏好,直系亲属往往是流转对象的第一选择,其次是邻居好友,再次是同村农民,最后才是外村农民或陌生人。这种关系型逻辑的农地流转虽无法实现如契约型流转一般的法律和事实层面的稳定,但也能实现在认知层面上的相对稳定。认知层面的稳定指的是农户对维系农地契约关系的各种正式或非正式保障机制的可靠性具有较强的认知^[35]。这种关系型逻辑下的农地流转隐含着“隐形契约”的特征,其保障机制不同于正式契约或书面契约的法制、市场约束,更多的是以感情交换、经济承诺、便宜回报等“契约条款”为基础的声誉、道德约束^[36],从而实现农地流转风险的规避。结合产权理论,农户作为理性经济人,契约稳定性的高低与其耕地保护的行为选择是相契合的。在耕地的关系型流转中,亲属间流转所形成的“隐形契约”相较于非亲属间流转要更为稳定,转入户进行耕地保护的可能性也更高^[21]。一方面,人情关系是农民日常生活中有序的社会规范,农户可以通过“熟人”关系网,提前将不熟悉、不信任的农地流转对象排除在外,降低农地流转的违约风险,稳定转入户的农地经营权预期,激励转入户化肥减量施用;另一方面,农地流转对象的“熟人”偏好隐含着地力不被破坏的可靠承诺,这种可靠承诺与人情关系往来中的情感交换和利益交换息息相关^[36],相比于弱关系的耕地流转,强关系的耕地流转双方之间的情感、利益往来更为频繁,意味着耕地保护的承诺更为可靠,形成对转入户化肥施用的强约束。基于以上分析,本文提出如下假说:

H₂:转入户的化肥减量施用存在关系治理特征,相比于弱关系的农地流转,强关系的农地流转更能激励转入户的化肥减量行为。

3. 契约治理、关系治理与化肥减量施用

随着农村经济社会的发展,当前农地流转市场的运行并非是单纯的“关系”或“市场”导向,而是呈现出“关系+市场”的局面,农地契约关系也已开始向“情感+利益”的方向转变。根据农业农村部《中国农村经营管理统计年报》数据,2006—2016年间,农地的村内流转面积占比逐渐降低,从67%下降至55%,而耕地流转的书面合同签订数量在2008—2015年间持续增长。耕地的关系型流转和契约型流转呈现出此消彼长的变化,熟人流转的非人格化趋势正在发生。那么,从流转契约属性和耕地流转对象来看,中国农村当前的农地契约关系存在以下四种组合(见表1):组合Ⅰ:正式契约+强关系;组合Ⅱ:正式契约+弱关系;组合Ⅲ:非正式契约+强关系;组合Ⅳ:非正式契约+弱关系。

表1 农地契约关系组合形式

契约关系组合	流转对象		
	强关系	弱关系	
流转契约	正式契约	Ⅰ	Ⅱ
	非正式契约	Ⅲ	Ⅳ

产权理论认为,产权的清晰化有助于效率经济,在法律层面上,正式契约的签订有助于明晰耕地的经营权。但在中国农村,尤其是农地流转问题,法制建设并不健全,人们解决问题的方式多选择非正式的调节机制(比如:村委会协调、家庭内部协调)而非法律手段^[37]。在这一背景下,正式契约对耕地经营权的明晰依赖于流转双方之间的强弱关系,耕地经营权是以流转双方强弱关系为基础的“一束关系”,耕地经营权的稳定取决于契约关系组合的牢固程度。从人情感性的角度来看,在耕地的强关系流转中,人们往往偏向于建立非正式契约关系(比如:口头协议),一方面,中国农地流转市场发育并不成熟,熟人之间签订正式契约在中国乡土文化中意味着不信任^[36],这样的正式契约往往会沦为一种形式,仅具象征性;另一方面,正式契约隐含着“公事公办”的态度,缺少了“人情味”,而稳固的熟人关系离不开“人情”的维系,建立正式契约关系与维系熟人关系之间存在着一定的冲突性。从经济理性的角度来看,农地流转的强关系特征隐含着农地可以被便利收回的缔约灵活性^[38],这种缔约的灵活性与非正式契约相契合,但也意味着农地流转期限的不确定,会弱化正式契约在时间维度上的强度,导致农户对于转入地的“控制”形成不确定的预期。

结合人情感性和经济理性两个角度的分析,转入地经营权的稳定会同时受到流转契约形式和流转对象关系的影响,且两者之间存在着一定的替代互补关系,具体表现为正式契约与弱关系之间的互补、正式契约与强关系之间的替代、非正式契约与强关系之间的互补、非正式契约与弱关系之间的替代。那么,四种农地契约关系组合对应的转入地经营权稳定性应呈现以下强度排序:组合Ⅱ≈组合Ⅲ>组合Ⅰ>组合Ⅳ。众多文献的研究结果表明,农户作为理性经济人,流转耕地的契约关系多数是组合Ⅱ和组合Ⅲ的形式^[26-27]。2020年中国土地经济调查(CLES)数据也显示,通过私人对接的形式转入耕地的农户,签订书面合同的比例为41%,其中仅有5.7%的农户是强关系(3代以内近亲)流转,而当耕地转入对象是3代以内近亲时,农户签订口头协议的比例高达91.8%,意味着组合Ⅱ和组合Ⅲ实际代表了转入地经营权稳定性的最高水平。对于组合Ⅰ和组合Ⅳ,法律层面上,正式契约比非正式契约的稳定性更强,认知层面上,强关系比弱关系的稳定性更强,即便正式契约与强关系、非正式契约与弱关系各自存在着一定的替代作用,组合Ⅰ所带来的转入地经营权稳定性也要强于组合Ⅳ。那么,根据产权理论,转入户在面对契约和关系的不同组合时,其对于转入地经营权的稳定性感知会存在差异,使得耕地保护的选择也因此不同。同样的正式流转契约,相比于强关系流转,转入户在弱关系流转的耕地上进行化肥减量施用的概率更高;同样的强关系流转,相比于正式的流转契约,签订非正式流转契约的转入户进行化肥减量施用的概率更高。基于以上分析,本文提出如下假说:

H₃:正式流转契约和强关系流转的化肥减施效应并不绝对,对于正式流转契约,弱关系流转更能促进农户的化肥减量,而对于强关系流转,非正式契约更有利于农户的化肥减量。

二、数据来源、变量设置与模型设定

1. 数据来源

本文采用的数据来源于课题组2020年8月在山东省菏泽市和湖北省荆州市开展的农户问卷调查。选择山东省和湖北省作为调查区域有以下两方面原因:一方面,山东省和湖北省均为中国粮食主产区,在这两地开展耕地保护相关调查有助于了解中国粮食主产省份的耕地保护情况,具有一定代表性;另一方面,山东省和湖北省的化肥施用零增长行动效果显著,根据中国统计年鉴数据,从2015—2020年,在化肥减量的规模上,山东省化肥减量82.60万吨,在小麦主产省份排名第一,湖北省化肥减量66.57万吨,在水稻主产省份排名第一。而在化肥减量的强度上,湖北省和山东省均位列全国前五,分别下降了84.64千克/公顷和70.55千克/公顷。在调研抽样方法上,遵循分层抽样的原则,在菏泽市和荆州市分别随机抽取4个乡镇(镇),再从每个乡(镇)随机抽取5个行政村,并从每个行政村随机抽取30~40户农户,调查样本涵盖了2个县(市)8个乡镇(镇)40个村的1249户粮食种植户,其中包括358户农地转入户。调查问卷反映的是农户2019年的农业生产相关情况,包含以下4个方面内容:

家庭基本情况、家庭农地承包与经营情况、农地产权认知情况以及耕地保护情况。另外,课题组于2023年8月和12月在山东省德州市和湖北省武汉市对新型农业经营主体进行了入户调研,获得3个县(区)11个乡镇101个村405户粮食种植的新型农业经营主体数据。新型农业经营主体是集约化、规模化的农业生产主体,其经营的耕地大部分是转入而来,属于规模种植的转入户。本文以该数据进行稳健性分析,以强化基准回归结果的稳健性。

2. 变量设置

(1)因变量:化肥施用行为。参考赵昶等、梁志会等的做法,本文以农户经营耕地的亩均化肥投入成本来衡量农户的化肥施用行为^[39-40]。一般来说,在县级层面,同县的化肥价格差异不大,以亩均化肥投入成本来衡量农户的化肥施用量具备一定的合理性^[41]。农户的亩均化肥投入成本越低,其化肥减量越明显。

(2)自变量:农地流转契约和流转双方关系。农地流转契约:参考仇焕广等的做法,以书面合约衡量正式契约,以口头合约衡量非正式契约^[30]。流转双方关系:流转双方关系指的是农地流转双方之间的强弱关系,借鉴聂建亮等的定义,以亲缘关系作为衡量强弱关系的边界^[42],流转双方为3代以内近亲则是强关系,否则是弱关系。

(3)控制变量。本文从个体层面、家庭层面以及农地经营层面引入相关控制变量^[4,11]。个体层面的控制变量用以控制农业生产经营决策者的个体特征,以性别、年龄、受教育程度3个变量来衡量。家庭层面的控制变量用以控制农户家庭的财富水平以及劳动力禀赋情况,以家庭劳动力人数占比和农业收入占比2个变量来衡量。农地经营层面的控制变量用以控制农业生产条件差异可能带来的影响,以耕地灌溉条件、耕地道路状况、耕地肥沃程度、自有农机情况、社会化服务情况5个变量来衡量。另外,考虑到区域间的气候条件、地形地势等不可观测因素可能带来的影响,引入县(市)层面虚拟变量以控制区域固定效应。变量的描述性统计见表2。

表2 变量描述性统计

N=358

	变量	变量定义与赋值	均值	标准差
因变量	化肥施用行为	亩均化肥投入成本/(元/亩)	331.39	346.765
自变量	农地流转契约	契约形式:正式契约=1;非正式契约=0	0.40	0.491
	流转双方关系	强弱关系:强关系=1;弱关系=0	0.38	0.487
	性别	男=1;女=0	0.83	0.374
个体层面	年龄	实际年龄	54.65	9.858
	小学	是否读过小学:是=1;否=0	0.88	0.322
	初中	是否读过初中:是=1;否=0	0.56	0.497
	高中	是否读过高中:是=1;否=0	0.14	0.347
家庭层面	劳动力人数占比	家庭劳动力人数/家庭总人数	0.66	0.189
	农业收入占比	农业生产经营性收入/家庭年纯收入	0.34	0.338
	耕地灌溉条件	经营耕地的灌溉条件:很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.68	1.087
农地经营层面	耕地道路状况	经营耕地的田间道路情况:很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.34	1.201
	耕地肥沃程度	经营耕地的土壤肥力:很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.73	0.920
	自有农机情况	是否拥有农用机械:是=1;否=0	0.38	0.485
	社会化服务情况	是否购买农业社会化服务:是=1;否=0	0.60	0.490
区域虚拟变量	县(市)	以县(市)为单位设置区域虚拟变量	—	—

3. 模型设定

依据理论分析,本文设定如下基准回归模型:

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 Contract_i + \gamma_2 Relation_i + \gamma_3 Control_i + A_i + \pi_i \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示第*i*个农户的化肥施用行为, $Contract_i$ 表示第*i*个农户的农地流转契约, $Relation_i$ 表示第*i*个农户的流转双方关系, $Control_i$ 表示第*i*个农户的系列控制变量, A_i 表示第*i*个农户所处县(市)的虚拟变量, γ_0 为常数项, γ_1 、 γ_2 、 γ_3 为待估系数, π_i 表示随机扰动项。

三、结果分析

在进行回归分析前,本文首先对各变量进行多重共线性检验,以确保模型设定的合理性与有效性。通过方差膨胀因子检验,各变量间的VIF值均不超过2,说明模型检验结果基本不受变量多重共线性的影响。

1. 基准回归结果及分析

采用OLS估计,基于式(1)的回归结果如表3所示。其中,列(1)~列(4)是包含农地流转契约和流转双方关系两个自变量的回归结果,而列(5)和列(6)分别为仅引入一个自变量的回归结果。列(1)~列(4)的回归结果显示,随着控制变量的逐步引入,计量模型的拟合程度逐渐提高,且两个自变量的系数方向和显著性均不存在显著变化。而在列(5)和列(6)的回归结果中,自变量系数的方向与显著性与列(4)的回归结果保持一致,但计量模型的拟合度有所下降,因此基于列(4)的回归结果展开分析。结果显示,农地流转契约变量的系数通过了1%的显著性水平检验,且为负数,说明签订书面合约的转入户的化肥投入要明显低于签订口头合约的转入户,相比于非正式契约,正式契约可以显著促进转入户的化肥减量行为,转入户的化肥减量施用存在契约治理特征。然后是流转双方关系变量,其系数在1%的水平上显著为负,说明转入亲属耕地的农户的化肥投入要明显低于转入非亲属耕地的农户,相比于弱关系流转,农地的强关系流转对转入户的化肥减量行为具有更强的激励作用,转入户的化肥减量施用存在关系治理特征。综上, H_1 和 H_2 得到验证。

此外,列(4)~列(6)的回归结果中,自有农机情况和生产性服务情况2个控制变量的系数均显著为负,说明转入户的化肥减量行为与农机和社会化服务之间存在显著相关关系。与众多学者的研究结果类似,拥有农用机械的转入户进行化肥减量的概率更高,农业机械化水平的提高有助于激励农户的耕地保护行为^[43]。而且,相比于没有购买农业社会化服务,购买农业社会化服务可以显著促进转入户的化肥减量施用,农业社会化服务对农户的耕地保护行为有着显著的促进作用^[44]。

表3 基准回归结果

N=358

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农地流转契约	-0.280*** (0.080)	-0.278*** (0.081)	-0.278*** (0.081)	-0.272*** (0.081)	-0.287*** (0.083)	
流转双方关系	-0.271*** (0.078)	-0.265*** (0.080)	-0.285*** (0.080)	-0.274*** (0.082)		-0.290*** (0.083)
性别		-0.022 (0.112)	0.012 (0.115)	0.034 (0.114)	0.068 (0.117)	0.038 (0.119)
年龄		-0.002 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)
小学		0.099 (0.138)	0.093 (0.138)	0.059 (0.140)	0.048 (0.136)	0.069 (0.142)
初中		-0.041 (0.104)	-0.031 (0.103)	-0.044 (0.102)	-0.045 (0.105)	-0.050 (0.104)
高中		-0.100 (0.125)	-0.110 (0.125)	-0.109 (0.128)	-0.109 (0.130)	-0.110 (0.130)
劳动力人数占比			0.097 (0.241)	0.084 (0.237)	0.078 (0.235)	0.186 (0.242)
农业收入占比			-0.247* (0.129)	-0.228* (0.130)	-0.178 (0.132)	-0.209 (0.135)
耕地灌溉条件				-0.015 (0.044)	-0.021 (0.046)	-0.014 (0.045)
耕道路况				0.025 (0.042)	0.036 (0.043)	0.021 (0.043)
耕地肥沃程度				0.044 (0.049)	0.038 (0.049)	0.045 (0.051)
自有农机情况				-0.241*** (0.087)	-0.252*** (0.088)	-0.243*** (0.087)
社会化服务情况				-0.172* (0.092)	-0.174* (0.093)	-0.186** (0.093)
区域虚拟变量	0.735*** (0.084)	0.730*** (0.089)	0.774*** (0.093)	0.755*** (0.110)	0.747*** (0.110)	0.779*** (0.111)
常数项	4.706*** (0.131)	4.807*** (0.308)	4.892*** (0.329)	4.863*** (0.395)	4.841*** (0.398)	4.694*** (0.395)
R ²	0.222	0.226	0.235	0.258	0.235	0.234

注:亩均化肥投入成本取对数处理;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为稳健标准误。下同。

考虑到OLS估计方法属于均值回归,若因变量的分布不均匀或存在异常值,则会导致估计结果有偏。因此接下来采用分位数回归方法进行基准回归模型的再检验,以期在缓解因变量数据可能存在偏斜问题的同时,检验不同分位点下农地流转契约和流转双方关系对化肥施用的影响趋势。另外,考虑到农地流转契约和流转双方关系之间可能存在的相关关系,对两个自变量分别单独进行分

位数回归。表4的回归结果显示,农地流转契约与流转双方关系的系数基本都显著为负,与上文基准回归结果保持一致, H_1 和 H_2 再次得到验证。具体来看,随着分位数增加,农地流转契约对转入户化肥施用的负向影响不断增加,即正式契约对转入户化肥减量的促进作用不断增强。农地强关系流转对转入户的化肥减量效应虽会随着分位数的增加而增强,但在0.25分位上,流转双方关系的系数并没有通过显著性检验,这说明当化肥投入位于中高位分布时,农地强关系流转对转入户化肥减量的治理效应才得以凸显。

表4 分位数回归结果

N=358

变量	(7)			(8)		
	0.25分位	0.5分位	0.75分位	0.25分位	0.5分位	0.75分位
农地流转契约	-0.183*(0.094)	-0.201*(0.107)	-0.303*** (0.114)			
流转双方关系				-0.139(0.100)	-0.214** (0.107)	-0.431*** (0.101)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	4.769*** (0.455)	4.875*** (0.520)	5.282*** (0.553)	4.602*** (0.470)	4.585*** (0.502)	5.226*** (0.474)
Pseudo R ²	0.107	0.138	0.152	0.102	0.138	0.170

2. 稳健性分析

(1)基于倾向得分匹配(PSM)的再分析。在当前中国农地流转市场尚未发育完全的背景下,《农村土地承包法》虽对土地流转过程中书面合同的签订做出了明确规定,但实际上,口头契约仍占据了我国广大农村地区农地流转契约选择的主流。这说明农户对于农地流转契约的选择并不具备明显的随机性,受人口统计学特征以及社会经济特征的影响,农户在转入农地的过程中,农地流转契约的选择存在明显的“自选择”过程。

表5 平均处理效应(ATT)的估计结果

自变量	匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准误	t值
农地流转契约	近邻匹配	5.262	5.557	-0.295**	0.120	-2.46
	卡尺匹配	5.262	5.520	-0.258***	0.094	-2.75
	核匹配	5.262	5.514	-0.252***	0.090	-2.79
流转双方关系	近邻匹配	5.257	5.520	-0.263*	0.139	-1.90
	卡尺匹配	5.257	5.492	-0.234**	0.100	-2.33
	核匹配	5.257	5.507	-0.250***	0.094	-2.65

若农地流转对象为亲属,流转双方可能更偏向于选择口头契约,反之则更偏向于书面契约。为消除可能存在的选择性偏误,本文通过倾向得分匹配方法进行基准回归的稳健性分析。在匹配方法的选择上,为消除因匹配方法选择所产生的偏误,选择近邻匹配(K值设定为1)、卡尺匹配(卡尺设定为0.01)以及核匹配(带宽设定为0.06)3种方法进行PSM检验。表5结果显示,无论是近邻匹配、卡尺匹配还是核匹配,ATT值均显著为正。农地流转契约的检验结果中,近邻匹配、卡尺匹配、核匹配的平均处理效应分别为29.5%、25.8%、25.2%,流转双方关系的检验结果中,近邻匹配、卡尺匹配、核匹配的平均处理效应分别为26.3%、23.4%、25.0%,转入户化肥减量的契约治理和关系治理特征均得到印证。说明数据样本的“自选择”问题并不严重,或者说是“自选择”问题对本文的实证结果影响甚微。

(2)替换因变量的再分析。根据理性小农理论,农户会依据耕地禀赋情况以及作物生产情况来决定农资的投入,尤其是更具经营倾向的耕地转入户,他们的化肥投入会因耕地质量的不同而存在差异,而在村级层面,同村耕地的质量并不会存在明显差异,若仅以亩均化肥投入来衡量农户的化肥减量行为可能会存在估计偏误。因此,接下来以村为单位进行汇总,分别以样本村中亩均化肥投入的均值和中位数作为汇总标准(如仅以村均值来作为汇总标准,可能会因数据的极端值而存在估计偏误),设定如下2个化肥减量行为的虚拟变量,化肥减量a:若农户的亩均化肥投入低于村的均值,则定义为化肥减量,赋值为1,否则赋值为0;化肥减量b:若农户的亩均化肥投入低于村的中位数,则定义为化肥减量,赋值为1,否则赋值为0。基于Logit和Probit模型的回归结果如表6所示,列(9)是以化肥减量a为因变量的回归结果,列(10)是以化肥减量b为因变量的回归结果。结果显示,除了列(9)中流转双方关系的系数为负且不显著外,其他自变量的系数均显著为正。说明正式契约的签订和强关系流转均会促进转入户的化肥减量行为,与上文的主要结论保持一致。另外,以村的均值进行亩均化肥投入汇总的确会存在一定的偏误,以村的中位数为汇总标准的回归结果更为稳健。

(3)更改区域固定效应的再分析。仅从县(市)层面控制区域固定效应容易忽略乡镇、村的差异,可能导致实证结果有偏。因此本文再分别从乡镇和村庄2个层面控制区域固定效应,具体的回归结果如表7所示。列(11)是控制乡镇层面区域固定效应的回归结果,列(12)是控制村庄层面区域固定效应的回归结果,农地流转契约和流转双方关系的系数显著性和方向与基准回归保持一致,说明基准回归结果并不会因区域固定效应的不同而改变,结果是稳健的。

(4)替换样本数据的再分析。基准回归采用的是2020年农户调研数据,且转入户样本经营的耕地平均面积相对较小。考虑到数据的时间跨度,以及样本的局限性,本文采用2023年的新型农业经营主体数据进行基准回归的再估计,将估计结果向经营耕地面积较大的转入户群体延伸,以检验基准回归结果的稳健性,估计结果如表7列(13)所示。不难看到,农地流转契约和流转双方关系的系数均至少在5%的水平上负向显著,说明对于规模化经营的转入户而言,正式契约和强关系流转均能有效发挥化肥减施效应,基准回归结果是稳健的。

3. 内生性分析

农地契约关系对转入户的化肥施用量之间可能存在内生性问题。一方面,稳定的农地契约关系有助于转入户的化肥减量施用,而采取化肥减量行动的转入户也可能更偏向于建立稳定的契约关系以保障农地经营权的稳定,意味着农地契约关系与化肥减量行为之间可能存在反向因果的关系。另一方面,农地契约关系是建立在农地流转行为上,而农户的农地转入行为是自选择的结果,意味着只有农地转入户的化肥减量行为被观测到,未转入农地农户的化肥减量行为无法被观测,可能导致基准回归结果存在选择性偏差。

针对可能存在的反向因果问题,采用工具变量法进行处理。契约关系的治理有效离不开契约关系的强约束力,而约束力的来源是良好的履约制度环境。对农村治理而言,履约制度环境可分为正式制度和非正式制度。在正式制度方面,《农村土地承包法》^①明确指出,农地流转纠纷的主要解决措施是村委会和基层政府的调解,那么农户对于农地契约关系的选择与村级组织的调解能力之间有着直接关联。在非正式制度方面,宗族网络是中国农村非正式治理的重要依赖,其道德约束和人情保障作用可以有效弥补非正式治理在法律层面的约束力不足问题。而履约制度环境并不会直接影响农户的化肥施用选择,因此从正式制度和非正式制度两方面选取农地契约关系的工具变量。对于正式制度,选取农户主观认知的村级组织调解能力作为工具变量,用问卷中“我相信村集体有效调解流转纠纷”问题来度量,1表示“完全不认同”,2表示“比较不认同”,3表示“一般”,4表示“比较认同”,5表示“完全认同”。对于非正式制度,选取宗族网络作为工具变量,用“农户是否为村里大姓”来度量,1表示是,0表示否。基于两阶段最小二乘法(2SLS)和有限信息最大似然估计法(LIML)的估计

表6 替换因变量的回归结果 N=358

变量	(9)		(10)	
	Logit	Probit	Logit	Probit
农地流转契约	0.392* (0.227)	0.240* (0.140)	0.447* (0.239)	0.273* (0.144)
流转双方关系	-0.068 (0.234)	-0.044 (0.144)	0.432* (0.246)	0.263* (0.148)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.044	0.044	0.045	0.046

表7 更改区域固定效应和替换样本数据的回归结果

变量	(11)	(12)	(13)
农地流转契约	-0.297*** (0.080)	-0.273*** (0.081)	-0.206*** (0.050)
流转双方关系	-0.252*** (0.082)	-0.244*** (0.082)	-0.155** (0.078)
其他控制变量	控制	控制	控制
区域控制变量:县市			控制
区域控制变量:乡镇	控制		
区域控制变量:村庄		控制	
观测值	358	358	405
R ²	0.255	0.252	0.455

① 《中华人民共和国农村土地承包法》第五十五条:因土地承包经营发生纠纷的,双方当事人可以通过协商解决,也可以请求村民委员会、乡(镇)人民政府等调解解决。当事人不愿协商、调解或者协商、调解不成的,可以向农村土地承包仲裁机构申请仲裁,也可以直接向人民法院起诉。

结果如表8所示。过度识别检验 p 值分别为0.441和0.652,工具变量满足外生性假设,而且LIML和2SLS第二阶段的估计结果非常接近,工具变量满足内生性假设。相较于基准回归结果,农地流转契约和流转双方关系的系数方向和显著性水平并未发生较大变化,说明在克服反向因果问题后,转入户化肥减量施用的契约治理效应和关系治理效应依旧显著, H_1 和 H_2 再次得到验证。

针对可能存在的样本选择性偏差问题,本文采用Heckman两阶段模型进行处理。选择模型用于估计农户转入耕地的概率,结果模型则是引入逆米尔斯比率的矫正模型,Heckman模型的估计结果如表9所示。其中列(15)为选择模型,列(16)~列(18)为结果模型。选择模型的回归结果显示,户主健康状况和农业劳动力数量均在1%的水平上显著,且正向促进农地转入,符合预期。但在结果模型中,逆米尔斯比率均未通过显著性水平检验,且农地流转契约和流转双方关系的变量系数和显著性均与基准回归结果无明显变化,说明基准回归模型不存在严重的样本选择性偏差,结果是稳健的。

4. 契约治理和关系治理的共同影响分析

表10为契约治理和关系治理对转入户化肥施用的共同影响的回归结果。首先引入农地流转契约和流转双方关系的交叉项进行Chow检验,得到列(19)的回归结果。

结果显示,交叉项的系数显著为正,与列(4)回归结果中两个自变量的系数方向相反,这意味着农地流转正式契约带来的契约治理效应与农地强关系流转带来的关系治理效应之间存在着一定程度的冲突,表现为正式契约和强关系流转会相互弱化对方对于转入户化肥减量的促进作用。然而,引入交叉项的线性回归需要同时满足以下2个假设条件:所有控制变量的系数在两组之间无差异;两组的干扰项具有相同的分布。列(19)通过引入稳健标准误以允许干扰项存在异方差,但无法保证两组控制变量之间无差异,估计结果可能存在一定的偏误。

因此,采用似无相关模型(SUR)进行组间系数差异检验,以提升交叉项模型估计结果的稳健性,

表8 工具变量法的估计结果 $N=358$

	(13)		(14)	
	2SLS 第二阶段	LIML	2SLS 第二阶段	LIML
农地流转 契约	-1.114** (0.493)	-1.152** (0.521)		
流转双方 关系			-1.653** (0.777)	-1.689** (0.806)
其他控制 变量	控制	控制	控制	控制
过度识别 检验 p 值	0.441		0.652	

表9 Heckman两阶段模型估计结果

	因变量: 农地转入		因变量: 化肥施用行为	
	(15)	(16)	(17)	(18)
农地流转契约		-0.288*** (0.083)		-0.273*** (0.081)
流转双方关系			-0.291*** (0.083)	-0.276*** (0.082)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
户主健康状况	0.192*** (0.052)			
农业劳动力数量	0.378*** (0.062)			
观测值	1249	358	358	358
R^2 or Pseudo R^2	0.385	0.235	0.234	0.258
逆米尔斯比率		0.056 (0.185)	0.072 (0.180)	0.083 (0.181)

表10 共同影响的回归结果

变量	(19)	(20)		(21)	
		强关系	弱关系	正式契约	非正式契约
农地流转契约	-0.386*** (0.108)	-0.0921 (0.119)	-0.379*** (0.112)		
流转双方关系	-0.394*** (0.104)			-0.164 (0.126)	-0.353*** (0.113)
农地流转契约×流转双方关系	0.289* (0.161)				
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	358	138	220	144	214
R^2	0.264	0.269	0.280	0.266	0.287
经验 p 值		0.070		0.235	

注:经验 p 值用于检验“农地流转契约”变量和“流转双方关系”变量组间系数差异的显著性。

回归结果如列(20)和列(21)所示。农地流转契约的系数在农地强关系流转的分组中不显著,在农地弱关系流转的分组中显著为负,同时组间差异检验的经验 p 值为0.07,是显著的,表明正式契约对转入户化肥减量的促进作用因流转双方的强弱关系而存在差异,该促进作用仅明显存在于农地弱关系流转中。列(21)中组间系数差异的经验 p 值为0.235,虽没有通过显著性检验,但并不意味着流转双方关系的组间系数差异不存在。流转双方关系的系数在正式契约分组中为负但并不显著,而在非正式契约分组中通过了1%的显著性水平检验,至少在显著性的比较上差异是明显的。意味着相比于农地弱关系流转,农地强关系流转与农地流转的非正式契约更为契合,其对于转入户化肥减量的促进作用因非正式契约的存在而更为显著。综上, H_3 得到验证。

四、结论与启示

受限于耕地资源的约束,耕地保护已成为我国一项长期且艰巨的任务,而农户作为耕地的直接使用户,如何有效激励农户采取耕地保护行为对于促进中国耕地质量的提升具有重要现实意义。为此,本文以化肥减量为例,重点关注耕地转入农户化肥减量行为逻辑中存在的契约治理和关系治理特征,并利用山东省和湖北省粮食种植户的抽样调查数据进行实证检验。研究发现:(1)耕地转入农户的化肥减量施用既存在契约治理的行为逻辑,也存在关系治理的行为逻辑,正式契约比非正式契约所带来的化肥减施效应更强,强关系流转比弱关系流转更能促进化肥的减量施用;(2)对化肥施用位于低位分布的转入户,契约治理带来的减施效应更为明显,而对化肥施用位于中高位分布的转入户,化肥减量行为的关系治理特征更明显;(3)转入户化肥减量的契约治理效应和关系治理效应之间存在相互影响,正式契约与强关系流转的化肥减施效应并不绝对,不同契约关系组合的化肥减施效应亦会存在差异。具体地,在农地强关系流转中,相较于正式契约,非正式契约反而可以有效减少转入户的化肥施用;在正式流转契约中,相较于强关系流转,弱关系流转反而可以有效减少转入户的化肥施用。

上述研究结论可能蕴含以下启示:第一,优化农地流转契约设计和管理,合理利用农地流转关系类型,充分发挥二者在农户耕地生态保护中的积极作用。一是明确耕地契约化流转的标准和流程,加强正式契约的约束力和执行力,引导农户依据契约利用耕地,减少对耕地的生态污染与破坏。二是合理利用基于亲缘血缘等强关系的流转模式,发挥信任和监督优势,促进农户化肥减施,保护耕地生态环境。第二,针对农户化肥施用强度差异,实施差别化的化肥减量策略,提高耕地生态保护政策的有效性。对于化肥施用处于低位的转入户,重点强化契约治理的监督与执行;对于化肥施用处于中高位的转入户,应注重关系治理的培育与运用。第三,重视农户耕地生态保护过程中契约治理和关系治理的匹配逻辑,发挥二者协同增效功能。充分发挥契约治理与关系治理的互补优势,克服单一治理模式的局限性,合理平衡契约条款的刚性与关系治理的柔性,既保证契约的有效执行,又不破坏流转双方的信任合作关系,共同促进农户耕地生态保护。第四,化肥等化学品投入减量化是耕地生态保护的重要内容,不仅需要政策设计和制度安排的支撑,更为重要的在于通过高效的现代农业技术,持续提高化肥等要素利用率,以减缓耕地的环境承载压力,进而改善耕地生态环境。

参 考 文 献

- [1] MCCONNELL K. An economic-model of soil conservation[J]. American journal of agricultural economics, 1983, 65(1): 83-89.
- [2] BESLEY T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana[J]. Journal of political economy, 1995, 103(5): 903-937.
- [3] 黄季焜, 冀县卿. 农地使用权确权与农户对农地的长期投资[J]. 管理世界, 2012(9): 76-81, 99, 187-188.
- [4] 周力, 王懿如. 新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(2): 63-71.
- [5] 钟甫宁, 纪月清. 土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资[J]. 经济研究, 2009, 44(12): 43-51.
- [6] 邹伟, 崔益邻. 农地经营权稳定性对农业生产绩效的影响——基于中介效应模型的分析[J]. 中国土地科学, 2019, 33(7): 48-57.

- [7] 罗必良.从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来[J].农业经济问题,2019(1):17-31.
- [8] POPPO L, ZENGER T. Do formal contracts and relational governance function as substitutes or complements? [J]. Strategic management journal, 2002, 23(8): 707-725.
- [9] KRUSEKOPF C C. Diversity in land-tenure arrangements under the household responsibility system in China [J]. China economic review, 2002, 13(2): 297-312.
- [10] 张露,唐晨晨,罗必良.土地流转契约与农户化肥施用——基于契约盈利性、规范性和稳定性三个维度的考察[J].农村经济,2021(9):1-8.
- [11] 徐志刚,张骏逸,吕开宇.经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例[J].中国农村经济,2018(3):61-74.
- [12] 诸培新,苏敏,颜杰.转入农地经营规模及稳定性对农户化肥投入的影响——以江苏四县(市)水稻生产为例[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(4):85-94,158.
- [13] ABDULAI A, OWUSU V, GOETZ R. Land tenure differences and investment in land improvement measures: theoretical and empirical analyses [J]. Journal of development economics, 2011, 96(1): 66-78.
- [14] FRASER E. Land tenure and agricultural management: soil conservation on rented and owned fields in southwest British Columbia [J]. Agriculture and human values, 2004, 21(1): 73-79.
- [15] 纪龙,徐春春,李凤博,等.农地经营对水稻化肥减量投入的影响[J].资源科学,2018,40(12):2401-2413.
- [16] SOULE M J, TEGENE A, WIEBE K D. Land tenure and the adoption of conservation practices [J]. American journal of agricultural economics, 2000, 82(4): 993-1005.
- [17] 钟涨宝,汪洋.农地流转过程中的农户行为分析——湖北、浙江等地的农户问卷调查[J].中国农村观察,2003(6):55-64,81.
- [18] 朱庆莹,陈银蓉,胡伟艳,等.社会资本、耕地价值认知与农户耕地保护支付意愿——基于一个有调节的中介效应模型的实证[J].中国人口·资源与环境,2019,29(11):120-131.
- [19] 王淇韬,郭翔宇.感知利益、社会网络与农户耕地质量保护行为——基于河南省滑县410个粮食种植户调查数据[J].中国土地科学,2020,34(7):43-51.
- [20] 史雨星,李超琼,赵敏娟.非市场价值认知、社会资本对农户耕地保护合作意愿的影响[J].中国人口·资源与环境,2019,29(4):94-103.
- [21] 郜亮亮,黄季焜.不同类型流转农地与农户投资的关系分析[J].中国农村经济,2011(4):9-17.
- [22] 金书秦,张惠,张哲晰,等.“十三五”化肥使用量零增长行动评估及政策展望[J].环境保护,2022,50(5):31-36.
- [23] 朱道林,鄢琬琪,瞿理铜.2013年土地科学研究进展评述及2014年展望——农用地保护分报告[J].中国土地科学,2014,28(3):4-11.
- [24] 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.
- [25] 侯萌瑶,张丽,王知文,等.中国主要农作物化肥用量估算[J].农业资源与环境学报,2017,34(4):360-367.
- [26] 邹宝玲,罗必良.农地流转的差序格局及其决定——基于农地转出契约特征的考察[J].财经问题研究,2016(11):97-105.
- [27] 钱龙,洪名勇,龚丽娟,等.差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择[J].中国人口·资源与环境,2015,25(12):95-104.
- [28] 胡新艳,朱文珏,刘凯.理性与关系:一个农地流转契约稳定性的理论分析框架[J].农村经济,2015(2):9-13.
- [29] 洪炜杰,罗必良.地权稳定能激励农户对农地的长期投资吗[J].学术研究,2018(9):78-86,177.
- [30] 仇焕广,刘乐,李登旺,等.经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2017(6):30-43.
- [31] 俞海,黄季焜,SCOTT R,等.地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用[J].经济研究,2003(9):82-91,95.
- [32] 费孝通.乡土中国·生育制度·乡土重建[M].北京:商务印书馆,2011:27-28.
- [33] 耿鹏鹏,罗必良.农地确权是否推进了乡村治理的现代化? [J]. 管理世界, 2022, 38(12): 59-76.
- [34] 叶剑平,丰雷,蒋妍,等.2008年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议[J].管理世界,2010(1):64-73.
- [35] MA X L, HEERINK N, FENG S Y, et al. Farmland tenure in China: comparing legal, actual and perceived security [J]. Land use policy, 2015, 42: 293-306.
- [36] 罗必良,耿鹏鹏.乡村治理及其转型:基于人情关系维度的考察[J].农业经济问题,2022(10):6-18.
- [37] 周雪光.“关系产权”:产权制度的一个社会学解释[J].社会学研究,2005(2):1-31,243.
- [38] WANG H, RIEDINGER J, JIN S. Land documents, tenure security and land rental development: panel evidence from China [J]. China economic review, 2015, 36: 220-235.
- [39] 赵昶,孔祥智,仇焕广.农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国1274个家庭农场的计量分析[J].农业技术经济,2021(4):110-121.
- [40] 梁志会,张露,张俊飏.土地转入、地块规模与化肥减量——基于湖北省水稻主产区的实证分析[J].中国农村观察,2020(5):73-92.
- [41] 毛慧,刘树文,彭澎,等.数字推广与农户化肥减量——来自陕西省苹果主产区的实证分析[J].中国农村经济,2023(2):66-84.

- [42] 聂建亮,孙志红,吴玉锋. 社会网络与农村互助养老实现——基于农村老人养老服务提供意愿视角的实证分析[J]. 社会保障研究, 2021(4):22-33.
- [43] 崔悦,赵凯,贺婧,等. 水稻优生区农户资本禀赋对其耕地保护决策行为的影响——基于双栏模型的实证研究[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2019, 27(6):959-970.
- [44] 张露,杨高第,李红莉. 小农户融入农业绿色发展:外包服务的考察[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022(4):53-61.

Analysis of Behavioral Logics in Transferees' Ecological Protection of Farmland from the Perspectives of Contract and Relationships

WU Fanfu, LI Zupei, ZHONG Zhangbao

Abstract Based on the survey data of grain farmers in Shandong Province and Hubei Province, this paper analyzes the contractual governance logic and relational governance logic underlying farmland ecological protection by land transferees, and examines the relationship between the two behavioral logics. The empirical study focusing on fertilizer reduction demonstrates that transferees' fertilizer application reduction follows both contractual and relational governance logics. Compared to informal contracts and weak-tie land transfers, formal contracts and strong-tie transfers can effectively reduce transferees' fertilizer use. For transferees with low fertilizer application levels, contractual governance exhibits a more pronounced reduction effect, while relational governance leads to stronger reduction effects for those with medium-high fertilizer application levels. Further research reveals that different combinations of contractual and relational arrangements have different effects on fertilizer reduction outcomes among transferees, showing that the reduction effect of formal contracts and strong relationship transfers is not absolute. Specifically, in the strong relationship transfers, informal contracts can reduce fertilizer use more effectively than formal contracts; while for formal contract, the weak relationship transfers can be more effective in reducing the fertilizer application than the strong relationship transfers. Therefore, while promoting the contractual and standardized transfer of agricultural lands, it is also crucial to leverage the endorsement and coordination potential of the relational governance, and establish a synergistic relational-contractual governance mechanism to stimulate transferees' participation in farmland ecological protection.

Key words farmland transfer; contractual governance; relational governance; farmland protection; fertilizer reduction

(责任编辑:金会平)