

# 能力和机会双轮驱动下农户秸秆还田意愿与行为一致性研究

——以湖北省为例

姜维军, 颜廷武

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)



**摘要** 农户秸秆还田意愿和采纳行为的不一致性制约着秸秆还田的推广。将农户主观认知和外部条件置于同一个分析框架,构建 MOA 拓展模型,分析能力和机会的双轮驱动能否促进农户秸秆还田意愿向行为转化,并进一步探讨中国传统文化背景下,不同群体间意愿和行为的关系以及能力和机会对意愿—行为关系的调节作用。研究表明:秸秆还田需求端的堵点在于农户意愿未能转化为有效需求,供给端的堵点在于技术不能满足农户需求;农户生产习惯和生态知识、技术的可获得性促进其还田意愿向行为转化;在高群体一致性组别,技术的可获得性和生态知识正向调节农户意愿—行为的关系,而在低群体一致性组别,生产习惯正向调节意愿和行为的关系。因此,从秸秆还田供给侧出发,基于农业农村农户实际情况优化秸秆还田技术,实现精准服务是推动秸秆还田的关键步骤。同时,创新宣传内容与方法,找准农户差异优化生产习惯,提高农户生态知识水平,加大基础设施建设,改善机械作业条件亦是实现秸秆还田供需匹配的必要举措。

**关键词** 秸秆还田; 意愿—行为关系; 调节效应; 群体一致性; MOA 拓展模型

**中图分类号:** F 323.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2020)01-0047-09

**DOI 编码:** 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.01.006

改革开放以来,我国农业取得举世瞩目的成就,但也面临诸多挑战<sup>[1]</sup>,特别是以牺牲环境为代价的高速增长,导致土地肥力持续衰退,生态环境遭到巨大破坏<sup>[2]</sup>,阻碍了农业的可持续发展。为保障粮食安全,国家大力提倡发展生态循环农业,而促进农户采纳绿色生产技术是推进农业可持续发展的必然要求<sup>[3]</sup>。以秸秆还田为代表的绿色生产技术能有效改善土壤环境,提高土壤肥力<sup>[4]</sup>,从而有利于粮食增产。为推广秸秆还田,国家出台了相关政策文件,从技术和财政等方面进行支持,但农户秸秆还田采纳率较低<sup>[5]</sup>,推广进程较为缓慢<sup>[6]</sup>,秸秆焚烧、随意丢弃等现象时有发生,进一步导致了农业生态环境的恶化。

农户是秸秆还田实施与采纳的重要主体,了解并厘清其采纳意愿与行为特征,是制定相关政策的基本前提。学术界对农户秸秆还田行为的研究主要从两方面展开:一方面,探讨了农户秸秆还田技术采纳意愿的影响因素,认为农户的资本禀赋水平和结构、社会资本、生态认知等会影响其秸秆还田技术采纳意愿<sup>[7-8]</sup>;另一方面,研究了农户秸秆还田采纳行为,认为秸秆还田投入价格及资源禀赋状况影响农户采纳秸秆还田<sup>[9]</sup>;农户的生态认知水平、农户特征、预期收益<sup>[6,10-11]</sup>等重要因素也影响农户的技术采纳行为。

实践中,农户秸秆还田意愿较高,但采纳率较低<sup>[5]</sup>,出现高意愿低行为现象,采纳意愿和行为之间

收稿日期:2019-06-17

基金项目:国家自然科学基金面上项目“作物秸秆资源化利用的减碳潜力与生态环境效应:以水稻为例”(41371520);国家自然科学基金青年项目“规模经营背景下粮食作物秸秆资源化利用的综合效应和补偿政策研究”(71803171)。

作者简介:姜维军(1982-),男,博士研究生;研究方向:农业资源与环境经济。

通讯作者:颜廷武(1978-),男,教授,博士;研究方向:农业资源与环境经济。

的不一致性严重制约着秸秆还田技术的推广。如何将农户秸秆还田意愿转化为还田行为受到了学术界的高度关注。有研究认为秸秆还田意愿对采纳行为具有正向影响作用<sup>[12-13]</sup>,但也有研究认为虽然农户的采纳意愿会促进其采纳行为的发生,二者并非完全一致。王舒娟等研究发现农户虽然有出售秸秆意愿,但其外部环境限制了其出售行为,从而导致意愿与行为的不一致<sup>[14]</sup>;王建明研究发现居民资源节约意识和节约行为并不具有天然一致性,但是社会压力和物质主义观念会调节意识和行为的关系,且群体一致性会调节意识—情景—行为的关系<sup>[15]</sup>;李昊等研究发现公平性感知会影响农户环境保护意愿向行为转化<sup>[16]</sup>。

综观现有研究,不同学者从不同方面研究了意愿与行为相背离的原因及促进一致性的因素。作为理性的个体,农户决策会受到内外部因素的综合约束<sup>[10]</sup>,且新古典经济学原理也表明,农户的行为受到内在需求和外部供给的综合影响。因此,本文以秸秆还田为例,利用湖北省农户调研数据,构建动机—机会—能力(motivation-opportunity-ability,MOA)拓展模型,分析在中国传统文化背景下农户意愿转化为行为的驱动因素。运用层次回归分析法分析能力(生产习惯、生态知识)和机会(技术的可获得性)对意愿—行为的调节作用,并采用分组回归检验群体一致性程度不同的农户秸秆还田意愿与行为的关系以及情景变量对两者关系的调节效应。

## 一、理论模型构建

### 1. 理论分析

根据新古典经济学原理,农户的行为受技术需求和供给的双向影响。从需求侧看,农户需求是其意愿和能力的有机结合,二者同等重要,农户的能力是影响其意愿有效转化为需求的重要因素。从供给侧看,市场提供的技术满足农户的需求,使其有机会获取相关技术并能够顺利实施是需求有效转化为行为的关键因素。Ölander 等也认为只有在意愿受到“能力”和“机会”调控后,才能够与行为有较强的一致性,并指出能力包括个体习惯和其所掌握的知识<sup>[17]</sup>。机会是个体所感知到的有助于促使其行为发生的外部客观环境<sup>[18]</sup>,而技术的可获得性是农户主观上认为采纳该项技术所需要付出的努力程度<sup>[19]</sup>,技术的可获得性越强,农户越容易获取相关技术,也表示农户具有采纳秸秆还田行为的机会。此外,秸秆还田作为一项跨期农业技术<sup>[6]</sup>,预期收益具有不确定性<sup>[11]</sup>。当农户面临预期收益不确定时,会依照已有生产习惯从事农业生产,以降低不确定性可能带来的损失;技术的可获得性可以降低农户对新事物的焦虑<sup>[19]</sup>,从而降低农户预期收益的不确定性;生态知识水平可以使农户了解技术所能带来的收益。因此,农户秸秆还田技术采纳意愿能否有效转化为技术采纳行为受到生产习惯、知识水平和技术的可获得性等能力和行为的双轮驱动。

在分析意愿、行为、机会和能力相互关系中,MOA 是最为成熟的模型,并被广泛应用到各学科行为分析领域中,具有较好的稳定性和对行为的预见性<sup>[18]</sup>。该模型认为意愿是行为实现的主要驱动力,机会和能力会调节意愿和行为之间的关系,有研究通过整合一个亲环境行为的模型,成功解释了家庭节能行为<sup>[20]</sup>。

但个体的意愿与行为都是在特定的情境下发生的。Bagozzi 等研究发现,在不同的文化背景下,个体意愿对其行为的影响存在差异<sup>[21]</sup>,Blumberg 等的研究表明个人的行为是在组织背景下由个人动机、能力以及机会的相互作用所决定的<sup>[22]</sup>。因此,探讨农户的秸秆还田意愿和行为的关系不能脱离中国传统文化背景。集体主义是中国传统文化的重要表现,个体行为受到集体成员行为的影响<sup>[23-24]</sup>,与群体保持一致是中国人行为的社会规范,群体一致通过外在奖励或压力约束着个体行为<sup>[20]</sup>。MOA 基础模型并没有考虑个体所处的文化背景,这会减弱模型对现实的解释力。因此,本文对 MOA 模型予以拓展,纳入群体一致性因素,探讨机会和能力对意愿—行为关系的驱动作用。

### 2. 研究假设

意愿是个体愿意为某种行为付出的努力程度,农户秸秆还田意愿是农户想要采取秸秆还田技术的倾向。漆军等研究表明农户秸秆还田行为受到其还田意愿的正向影响<sup>[13]</sup>,农户秸秆还田技术的意愿越强烈,则其采纳该技术的可能性就越大。但如何促使农户秸秆还田意愿有效转化为采纳行为? 本文基

于MOA拓展模型,分析能力和机会对意愿—行为关系的驱动作用以及群体一致性的调节作用。

(1)能力对意愿—行为关系的驱动作用。能力是指个体通过后天学习形成的、在一定条件下能够从事某种行为的内在可能性<sup>[18]</sup>,反映了个体在一般情况下所具备的能力结构<sup>[25]</sup>,被认为包含了习惯和任务知识两个概念<sup>[15]</sup>。

习惯是指在特定刺激和暗示下,一种能够自动产生重复行为的个体内在反应机制<sup>[26]</sup>,习惯一旦形成,个体会出于既定的习惯而不假思索地做出某种决策<sup>[27]</sup>,是农户能力的重要组成部分。特别是在不确定条件下,基于过去生产习惯从事农业生产,可以减低农户学习成本,以及避免可能存在的潜在损失,从而对农户秸秆还田技术采纳产生影响,且当个体某种行为演化为习惯后,也会对意愿与行为的关系起到调节作用<sup>[28]</sup>。因此,农户的生产习惯不仅直接作用于个体的行为,也通过调节个体的意愿和行为的关系而间接影响个体行为<sup>[21]</sup>。据此,提出如下假设:

H<sub>11</sub>:生产习惯对农户意愿—行为关系有显著的调节作用。

生态知识是指个体如何采取行动以解决环境问题的知识<sup>[29]</sup>,反映了个体对生态环境的了解以及如何采纳相关技术的知识水平。生态知识会提升人们对环境危害的认知,引起强烈的环境关注,同时也会增强人们对技术的信心<sup>[30]</sup>。而个体从意愿到最终行为的发生,必定经过一个认知和接受的过程<sup>[31]</sup>,且自我决定理论认为当农户感觉能够胜任某项工作时,其愿意主动去从事该项工作。所以当农户充分掌握生态知识,对秸秆还田具有充分的认知和从事该项工作的能力时,意愿能够有效转化为行为,且掌握的知识越多,其意愿和行为的一致性也高。据此,提出如下假设:

H<sub>12</sub>:生态知识对农户意愿—行为关系有显著的调节作用。

(2)机会对意愿—行为关系的调节作用。机会是指个体所感知到的有助于其行为成为可能的外部客观环境,具有客观性、主体性和有利性的特点<sup>[18]</sup>,也是农户对有利于其行为实施的外部客观因素的主观认知,当感知外部环境有助于其行为发生时,可以有效增加其行为<sup>[32]</sup>。在秸秆还田中,机会主要是指有助于农户参与还田的有利客观因素。秸秆还田主要依靠机械操作,当农户感知到获取相关机械设备较为便利且能够满足其需要,从而使秸秆还田技术易于获取和利用,那么会提高秸秆还田的意愿转化为行为的可能性。因此,本文提出以下假设:

H<sub>2</sub>:技术的可获得性对农户意愿—行为关系有显著的调节作用。

(3)群体一致性的调节作用。群体一致性是个体为避免决策失误,从而在心理和行为上受到所在群体影响的一种情绪体验,表示个体愿意遵守群体的社会规范,从而与其他成员保持一致的倾向<sup>[33]</sup>。王建明实证研究也表明群体一致性对意愿和行为关系存在显著的调节作用<sup>[15]</sup>。群体一致性意识会对个体的信念、行为等产生影响<sup>[34]</sup>,不同群体一致性意识的农户,对群体内他人行为的接受程度显著不同。当个人的意愿和他人的行为不一致时,具有高群体一致性意识的农户更愿意接受他人的观点和行为,例如改变其以往对秸秆还田技术的认知不足、处理习惯等,进而改变其原有意愿—行为的关系。因此,本文提出以下假设:

H<sub>3</sub>:对于不同群体一致性意识的农户,调节其意愿—行为关系的情景变量不同。

## 二、数据来源和信效度检验

### 1.数据来源

本文所采用的数据均为课题组2018年7—8月在湖北开展的入户调查所得,以恩施州、荆州市、荆门市和黄石市的农户作为研究对象,考察其秸秆还田技术采纳情况。采用分层抽样确定样本村组后,依据随机抽样原则选取样本农户,调查人员采取随机入户、面对面访谈的方式进行问卷调查。共取得调查问卷768份,删除无效问卷、关键变量缺失等问卷后,最终得到有效问卷676份。

如表1所示,性别方面,男女比例分别82.40%和17.60%,受访农户以男性为主;兼业情况,无兼业经历的占68.34%,长期兼业的占9.77%;在受访农户中身体健康状况较好的占44.68%,较差的占15.38%。总体而言,样本农户的基本特征与我国农村情况较为一致。

表 1 样本农户的基本特征

指标	分类	频数	占比/%	指标	分类	频数	占比/%
性别	男	555	82.40	健康情况	非常好	112	16.57
	女	121	17.60		比较好	190	28.11
兼业情况	无兼业经历	462	68.34		一般	270	39.94
	偶尔兼业	102	15.09		比较差	81	11.98
	季节性兼业	46	6.80		非常差	23	3.40
	长期兼业	66	9.77				

## 2. 变量设置

借鉴相关研究,选取“您是否采用过秸秆还田技术?”度量农户采纳秸秆还田技术情况,采纳记为 1,未采纳记为 0。

对于秸秆还田采纳意愿量表,借鉴颜廷武等<sup>[8]</sup>研究,并进行了修订,设计为如下问题:“没有采纳秸秆还田会让我内疚”“我会阻止秸秆焚烧、丢弃等行为”“我愿意为获取采纳秸秆还田等信息而支付费用”以及“即使没有优惠、监管等政府行为,我依然愿意进行秸秆还田等绿色生产”。

技术的可获得性是度量农户参与秸秆还田的外部客观条件,是农户主观感知到的是否具备顺利实施秸秆还田的外部环境条件。因此,量表参照何可等<sup>[19]</sup>研究并进行了修订,设计为如下问题:“我能够容易且及时获取所需要的信息”“我很容易获取绿色生产的技术和人力支持”“我能够掌握绿色生产技术”。

生产习惯是指农户在生产过程中惯常采用的生产方式,以及过去的生产方式对现在的影响程度。借鉴沈雪等<sup>[35]</sup>的做法,设计如下问题:“化肥农药的使用,主要是依据过去的生产习惯”“秸秆治理,我首先想到的方法是秸秆还田”“农业生产中,过去的习惯对我影响很大”。

生态知识是反映农户对生态环境的了解以及如何采纳相关技术的知识水平。依据王建明<sup>[20]</sup>的研究,设计如下问题:“我懂得如何在生产中减少污染浪费”“我懂得如何适量使用化肥农药等农资”“我懂得如何进行农田耕地的保护”“我较好地掌握了秸秆还田技术的知识和操作”“资源浪费与利用不当是一种损失”“本地有鼓励人们采取秸秆还田技术的氛围”。

群体一致性是指农户趋向于和其周围的群体在行为上保持一致,易受周围群体的影响,基于王建明<sup>[20]</sup>的研究成果,设计如下问题:“家人和亲戚的观点和行为对我影响很大”“朋友邻居的观点和行为对我影响很大”“村干部、技术指导员的观点和行为对我影响很大”。

上述各题项主要是采用李克特 5 级量表。

## 3. 样本信效度检验

本文利用 SPSS19.0 软件进行信度和效度检验。结果显示,问卷整体的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.837,各个潜变量的 Cronbach's  $\alpha$  值范围为均大于 0.6,通过了信度检验,调查问卷结果符合模型稳定性与一致性的检验要求;问卷整体的 KMO 数值为 0.881,各个潜变量的 KMO 值均大于 0.6,说明测量指标能有效反映其共同因素构念的潜在特质,Bartlett's 球形检验的近似卡方值为 3 272.772,显著性水平为 0.000,表明量表适合进行因子分析<sup>[19]</sup>。如表 2 所示。

表 2 信度和效度检验

变量	意愿	习惯	知识	可获得性	总体
题项个数	4	3	6	3	16
Cronbach's $\alpha$ 系数	0.664	0.621	0.867	0.638	0.837
KMO 检验	0.726	0.604	0.883	0.650	0.881
Bartlett's $\chi^2$ 统计量	353.414	259.564	1 720.378	251.336	3 272.772
自由度	6	3	15	3	120
球形检验	显著性水平	0.000	0.000	0.000	0.000

# 三、实证检验与结果分析

## 1. 相关性分析

对统计数据进行相关性分析,分析结果如表 3 所示。采纳意愿均值为 3.702,表明农户具有采纳

秸秆还田技术的意愿;生产习惯均值为 3.704,表明农户具有较好的生产习惯;技术的可获得性均值为 3.419,表明农户认为秸秆还田技术采纳较为方便;关于秸秆还田技术的知识均值为 3.668,表明农户了解如何进行秸秆还田,较好地掌握了秸秆还田知识。

相关性分析结果显示,采纳意愿、技术的可获得性以及生产习惯和生态知识都与采纳行为显著相关。从各变量与行为的相关系数来看,技术的可获得性最大,生态知识和意愿次之,生产习惯最小。各个相关系数均小于 0.5,这也表明多重共线性问题不会对回归结果造成较大影响。

表 3 变量间相关关系矩阵

变量	采纳行为	生产习惯	采纳意愿	生态知识	技术的可获得性
均值	0.701	3.704	3.702	3.668	3.419
标准差	0.458	0.907	0.843	0.846	0.894
采纳行为	1				
生产习惯	0.138**	1			
采纳意愿	0.180**	0.160**	1		
生态知识	0.190**	0.141**	0.494**	1	
技术的可获得性	0.192**	0.222**	0.419**	0.464**	1

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10% 的显著性水平上显著。下同。

### 2. 采纳意愿对采纳行为影响的实证分析

在分析过程中,分别把控制变量和自变量放入模型(见表 4 模型 1、2)。结果显示,性别对秸秆还田采纳行为起到显著性正向作用,相对于女性,男性还田行为更强一些;兼业情况负向影响农户还田技术的采纳,这可能是随着兼业程度增加,农户务农时间会减少,而进行秸秆还田需要一定时间,这会阻碍其采纳秸秆还田技术;健康状况负向影响农户秸秆还田技术采纳,可能的原因是随着农户健康状况的恶化,其体力和精力会下降,阻碍其技术采纳;采纳意愿对采纳行为具有正向影响,农户采纳意愿越强,则越有可能采纳秸秆还田技术。

### 3. 情景变量对农户意愿—行为的调节效应检验

本研究中,秸秆还田采纳行为是二分变量,故检验情景变量调节效应的理论模型构建如下:

$$p(y = 1 | x) = p(z = 1 | x, z_1, \dots, z_n, m) = F(\beta_0 + \beta_0 \times X + \beta_1 \times z_i + \beta_2 x \times z_i + \beta_2 m) \quad (1)$$

式(1)中,y 表示农户秸秆还田采纳行为,当 y=1 时,表示农户采纳秸秆还田;反之,则 y=0。x 表示农户采纳意愿;z<sub>i</sub> 代表情景变量(生产习惯、生态知识、技术的可获得性);m 表示其他控制变量。x×z<sub>i</sub> 代表情景变量(生产习惯、生态知识、技术的可获得性)对意愿—行为关系的调节效应。回归结果见表 4。

表 4 模型检验结果

采纳行为	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
采纳意愿		0.250*** (0.063)	0.229*** (0.063)	0.251*** (0.064)	0.156** (0.070)	0.186*** (0.072)	0.171** (0.068)	0.233*** (0.074)
生产习惯			0.167*** (0.058)	0.147** (0.059)				
采纳意愿×生产习惯				0.104* (0.056)				
生态知识					0.206*** (0.068)	0.213*** (0.070)		
采纳意愿×生态知识						0.180*** (0.062)		
技术的可获得性							0.194*** (0.063)	0.165*** (0.065)
采纳意愿×技术的可获得性								0.137** (0.064)
性别	0.456*** (0.130)	0.390*** (0.132)	0.373*** (0.132)	0.374*** (0.132)	0.374*** (0.132)	0.397*** (0.133)	0.380*** (0.132)	0.386*** (0.133)

续表 4

采纳行为	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
健康状况	-0.150*** (0.051)	-0.137*** (0.052)	-0.144*** (0.052)	-0.150*** (0.052)	-0.142*** (0.052)	-0.141*** (0.052)	-0.134*** (0.052)	-0.132** (0.052)
兼业情况	-0.154*** (0.052)	-0.146** (0.052)	-0.146*** (0.052)	-0.148*** (0.052)	-0.152*** (0.052)	-0.153*** (0.052)	-0.147*** (0.052)	-0.145*** (0.052)
常数	0.801*** (0.203)	-0.103 (0.304)	-0.605** (0.352)	-0.604* (0.354)	0.472 (0.329)	-0.690** (0.342)	-0.469(0.327)	-0.647* (0.324)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.033 1	0.052 8	0.062 9	0.067 1	0.063 9	0.074 4	0.064 7	0.070 4

(1)生产习惯的调节效应检验结果。从模型 3 可以看出,生产习惯的主效应显著且为正。这意味着过去良好的生产习惯对技术采纳行为存在着正向的促进作用;生产习惯的系数小于意愿的系数,这说明还田意愿比其生产习惯更能有效推进农户采纳秸秆还田行为。从模型 4 可以看出,生产习惯和采纳意愿的交互作用显著为正,这表明生产习惯对于意愿—行为关系存在正向调节作用,假设  $H_{11}$  成立。如图 1 所示,对于生产习惯较强的农户来说,采纳意愿与采纳行为之间的正向作用较强;而对于生产习惯较弱的农户来说,采纳意愿与采纳行为之间的正向作用相对较弱。

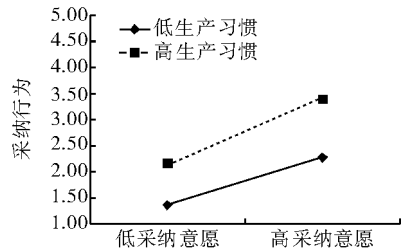


图 1 生产习惯对意愿和行为关系的调节效应

(2)生态知识的调节效应检验结果。从模型 5 可以看出,生态知识的主效应显著且为正,这表明生态知识水平对技术采纳行为存在着正向的促进作用;知识水平的系数大于意愿的系数,表明掌握的知识水平比其还田意愿更能有效促进农户秸秆还田行为的发生。从模型 6 可以看出,生态知识和采纳意愿的交互作用显著为正,这说明农户生态知识水平对于意愿—行为关系存在正向调节作用,假设  $H_{12}$  成立。如图 2 所示,对于生态知识水平较高的农户来说,采纳意愿与采纳行为之间的正向作用较强;而对于生态知识水平较弱的农户来说,采纳意愿与采纳行为之间的正向作用相对较弱。

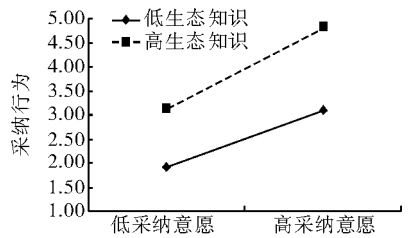


图 2 生态知识对意愿和行为关系的调节效应

(3)技术的可获得性的调节效应检验结果。从模型 7 可以看出,技术的可获得性主效应显著且为正,这意味着技术的可获得性对采纳行为存在着正向的促进作用;技术的可获得性的系数大于意愿的系数,这说明对于农户来说,技术的可获得性比其还田意愿更能有效促进其采纳秸秆还田技术。从模型 8 可以看出,技术的可获得性和采纳意愿的交互作用显著为正,这意味着技术的可获得性会正向调节农户采纳意愿与采纳行为的关系,假设  $H_2$  成立。如图 3 所示,对于高技术的可获得性感知的农户来说,采纳意愿与采纳行为之间的正向作用较强;而对于低技术的可获得性感知的农户来说,采纳意愿与采纳行为之间的正向作用相对较弱。

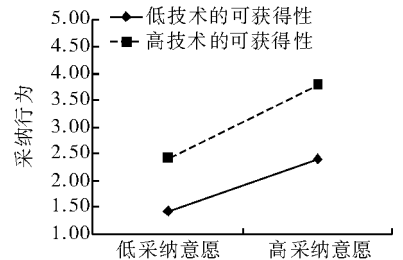


图 3 技术的可获得性对意愿和行为关系的调节效应

#### 4. 群体一致性调节效应

首先,用单因素方差分析考察群体一致性对被解释变量和解释变量的直接影响,结果如表 5 所示。在 1% 的显著性水平下,高群体一致性组和低群体一致性组在采纳意愿、技术的可获得性、生态知识和生产习惯上存在差异,即相比低群体组,高群体组农户采纳意愿更强,感知技术易于获得,掌握的生态知识更丰富,而且具有较好的生产习惯。

表 5 群体一致性的单因素方差分析结果

变量名称	群体一致性			F 值	显著性水平
	低群体一致性	高群体一致性	总体		
采纳意愿	3.438	3.967	3.702	73.51	0.000
技术的可获得性	3.206	3.635	3.419	41.21	0.000
生产习惯	3.605	3.803	3.704	8.12	0.005
生态知识	3.397	3.941	3.668	77.49	0.000
采纳行为	0.694	0.708	0.701	0.16	0.687

其次,检验群体一致性不同组别中意愿和行为的关系以及情景变量对意愿—行为关系。具体结果如表 6 所示。

表 6 群体一致性的调节作用检验结果

行为	高群体一致性组别				低群体一致性组别			
	模型 1	模型 2 技术的可获得性	模型 3 生产习惯	模型 4 生态知识	模型 1	模型 2 技术的可获得性	模型 3 生产习惯	模型 4 生态知识
采纳意愿	0.123*** (0.029)	0.123*** (0.032)	0.112*** (0.031)	0.079** (0.003)	0.071** (0.029)	0.062* (0.035)	0.084*** (0.029)	0.066** (0.033)
技术的可获得性		0.016 (0.032)				0.108*** (0.032)		
采纳意愿× 技术的可获得性		0.061* (0.032)				0.055 (0.034)		
生产习惯			0.059** (0.027)				0.061** (0.025)	
采纳意愿× 生产习惯			0.008 (0.026)				0.046* (0.027)	
生态知识				0.080*** (0.032)				0.068 (0.034)
采纳意愿× 生态知识				0.059** (0.031)				0.045 (0.029)
性别	0.100 (0.062)	0.105* (0.062)	0.082 (0.062)	0.111* (0.061)	0.156*** (0.057)	0.141** (0.056)	0.161*** (0.056)	0.146** (0.057)
健康状况	-0.026 (0.024)	-0.023 (0.024)	-0.026 (0.024)	-0.031 (0.024)	-0.062*** (0.023)	-0.062*** (0.022)	-0.068*** (0.022)	-0.060*** (0.023)
兼业情况	0.011 (0.026)	0.009 (0.025)	0.007 (0.025)	0.004 (0.025)	-0.097*** (0.021)	-0.097*** (0.021)	-0.095*** (0.021)	-0.097*** (0.021)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.056 2	0.075 0	0.070 8	0.088 2	0.081 9	0.110 9	0.101 4	0.093 9

对不同组别主效应的检验。在考虑意愿和情景变量的主效应时,在高群体一致性组和低群体一致性组别,农户秸秆还田采纳意愿都对采纳行为存在显著正向影响。这表明,不论农户的群体一致性如何,其意愿均对行为产生显著性的促进作用。

对不同组别的调节效应检验。不同群体一致性组别,回归模型存在较大差别,表明群体一致性具有调节作用,假设 H<sub>3</sub> 成立。在高群体一致性组别,技术的可获得性和农户生态知识水平会显著调节意愿和行为之间的关系;在低群体一致性组别,生产习惯会显著性调节意愿和行为的关系。可能的解释是高群体一致性组别的农户受群体内其他农户的影响较大,容易接受新的知识,更容易认可政府推广的新技术。当农户认为对该技术了解较为充分且有能力胜任时,其采纳意愿越强,采纳该技术的可能性越大;而对低群体一致性组别的农户而言,因受外在环境影响较小,很难改变固有的生产方式,生产决策过于依赖过去的生产习惯,其生产习惯越强,对意愿和行为关系的调节就越大。同时,机会变量正向调节低群体一致性组的意愿—行为关系,虽然在统计意义上不显著,但其正向促进作用依然不可忽视。

### 5. 讨 论

根据前文分析,农户秸秆还田采纳意愿向采纳行为转变受到需求侧的能力因素和供给侧的技术供给的双向影响。从调研情况来看,能力不足是影响农户意愿有效转化为需求的关键因素,从而也制约农户技术采纳行为的实施。当农户生态环境知识特别是从事秸秆还田的知识水平提高时,不仅可

以提高农户意愿,更可以使农户感知到其能够胜任该项工作,从而有效提高技术需求,且过去的生产习惯也会影响农户当前对技术的需求。

在农户生产习惯和知识水平短期难以改变的现状下,激励政策的侧重点应考虑从供给侧出发,以技术易学易用为目标推动秸秆还田技术的供给侧改革。对秸秆还田技术进行供给侧改革的目的,一方面是为了提高现有技术数量,实现技术的广泛覆盖;另一方面在于提高现有技术水平,降低技术学习门槛,扩大技术采纳窗口,从而为促使农户意愿顺利转化为行为奠定有利的技术基础。

因此,要有效推广秸秆还田,应结合供给和需求两方面综合考量。从需求端的农户来说,秸秆还田技术采纳受阻的关键原因在于缺少能力,使得意愿无法向需求转变;从供给端的政府和企业来说,基于易学易用目标的秸秆还田技术供给侧改革,是促进农户需求落地,实现供需匹配的杠杆支点。

## 四、结论与建议

### 1. 结 论

本文基于 MOA 拓展模型,实证分析了能力(生产习惯、生态知识)和机会(技术的可获得性)对农户秸秆还田意愿转化为采纳行为的驱动作用。基于中国传统文化背景,分类探讨了不同群体一致性群组的农户秸秆还田意愿和采纳行为之间的关系。主要结论如下:

首先,全样本群体以及不同群体中,农户秸秆还田意愿对其采纳行为都起到显著的正向促进作用。其次,机会和能力可以有效提高意愿和行为的一致性,二者是促进农户秸秆还田意愿到行为转变的重要因素,同等重要,缺一不可。再次,在不同群体中,调节农户意愿—行为的情景变量不同,在高群体一致性组别,生态知识以及技术的可获得性对意愿向行为的转化起到正向的调节作用,对于低群体一致性的农户来说,生产习惯正向调节意愿和行为的关系。最后,相对于还田意愿,技术的可获得性和生态知识对农户还田行为具有更强的促进作用,且群体一致性程度不同的农户,其采纳意愿、生产习惯、生态知识以及技术的可获得性存在显著差异,这一方面会直接导致采纳行为出现差别,另一方面也会影响意愿—行为的关系,这也可能是意愿和行为产生不一致性的原因。

### 2. 政策建议

针对上述研究结论,要促进农户有效采纳秸秆还田技术,应从以下方面入手:

(1)创新宣传内容与方法,优化农户生产习惯。在开展技术培训时应以“知其然、知其所以然”为目标,首先要注重环境保护、秸秆还田等知识的宣传与推广,使农户了解秸秆还田的益处,提高其采纳意愿;其次,应将培训课堂搬到田间地头,加大实地演示,提高农技推广人员与农户的互动和交流,使农户深刻了解如何进行秸秆还田;最后,要积极发挥技术能手的示范带头作用,逐步引导农户养成良好的生产习惯,从而使其还田意愿能够有效转化为还田行为。

(2)加大基础设施建设,改善机械作业条件。通过改善机械作业条件,让农户感知到能够较为容易的获取相关技术,使其能够胜任相关工作,从而可以有效促进秸秆还田的实施。这一方面需要加强改善农田交通情况,使机械较为容易进出农田,另一方面需要对现有还田技术进行改进,着重解决现有机械设备耕层太浅以及秸秆难以腐烂而影响农户下一季度的农业生产问题。

(3)找准农户差异,提供精准服务。政府在制定相关政策时要灵活多变,从而在不加大其成本的情况下,有效促进农户秸秆还田。对于高群体一致性感知的农户,需要多加大技术培训和相关技术的供给;而对于低群体一致性感知的农户,则需要通过示范引导等方式培养其良好的生产习惯,从而促进秸秆还田意愿向采纳行为的根本转变。

## 参 考 文 献

- [1] 黄季焜.四十年中国农业发展改革和未来政策选择[J].农业技术经济,2018(3):4-15.
- [2] LU Y, JENKINS A, FERRIER R C, et al. Addressing China's grand challenge of achieving food security while ensuring environmental sustainability[J]. Science advance, 2015, 1(1): 1-5.
- [3] 尚燕, 颜廷武, 江鑫, 等. 绿色化生产技术采纳: 家庭经济水平能唤醒农户生态自觉性吗? [J]. 生态与农村环境学报, 2018, 34



- (11):988-996.
- [4] 丛萍,李玉玉,高志娟,等.秸秆颗粒化高量还田快速提高土壤有机碳含量及小麦玉米产量[J].农业工程学报,2019,35(1):148-156.
- [5] 吕开宇,仇焕广,白军飞,等.中国玉米秸秆直接还田的现状与发展[J].中国人口·资源与环境,2013,23(3):171-176.
- [6] 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.
- [7] 张童朝,颜廷武,何可,等.资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J].中国人口·资源与环境,2017,27(8):78-89.
- [8] 颜廷武,何可,张俊飏.社会资本对农民环保投资意愿的影响分析——来自湖北农村农业废弃物资源化的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2016,26(1):158-164.
- [9] 黄武,黄宏伟,朱文家.农户秸秆处理行为的实证分析——以江苏省为例[J].中国农村观察,2012(4):37-43.
- [10] 颜廷武,张童朝,何可,等.作物秸秆还田利用的农民决策行为研究——基于皖鲁等七省的调查[J].农业经济问题,2017(4):39-48,110-111.
- [11] 郑旭媛,徐志刚.资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J].经济学(季刊),2017,16(1):45-66.
- [12] 钱忠好,崔红梅.农民秸秆利用行为:理论与实证分析——基于江苏省南通市的调查数据[J].农业技术经济,2010(9):4-9.
- [13] 漆军,朱利群,陈利根,等.苏、浙、皖农户秸秆处理行为分析[J].资源科学,2016,38(6):1099-1108.
- [14] 王舒娟,张兵.农户出售秸秆决策行为研究——基于江苏省农户数据[J].农业经济问题,2012(6):90-96,112.
- [15] 王建明.资源节约意识对资源节约行为的影响——中国文化背景下一个交互效应和调节效应模型[J].管理世界,2013(8):77-90,100.
- [16] 李昊,李世平,南灵.农户农业环境保护为何高意愿低行为?——公平性感知视角新解[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(2):18-27,155.
- [17] ÖLANDER F, THOGERSEN J. Understanding of consumer behavior as a prerequisite for environmental protection[J]. Journal of consumer policy, 1995, 18(4):345-385.
- [18] 陈则谦. MOA 模型的形成、发展与核心构念[J]. 图书馆学研究, 2013(13):53-57.
- [19] 何可,张俊飏,蒋磊.生物质资源减碳化利用需求及影响机理实证研究——基于 SEM 模型分析方法和 TAM 理论分析框架[J].资源科学,2013,35(8):1635-1642.
- [20] 王建明.公众资源节约与循环回收行为的内在机理研究:模型建构、实证检验和管制政策[M].北京:中国环境出版社,2012.
- [21] BAGOZZI R P, WARSHAW P R. An examination of the etiology of the attitude-behavior relation for goal-directed behaviors[J]. Multivariate behavioral research, 1992, 27(4):601-634.
- [22] BLUMBERG M, PRINGLE C D. The missing opportunity in organizational research: some implications for a theory of work performance[J]. Academy of management review, 1982, 7(4):560-569.
- [23] 陈浩,张嘉唯.传统价值观、家长式领导与员工心理所有权——基于中国本土文化情景的实证研究[J].商业研究,2016(5):137-147.
- [24] 李东进,安钟石,周荣海,等.基于 Fishbein 合理行为模型的国家形象对中国消费者购买意向影响研究——以美、德、日、韩四国国家形象为例[J].南开管理评论,2008(5):40-49.
- [25] ROTHSCCHILD M L. Carrots, sticks, and promises: a conceptual framework for the management of public health and social issue behaviors[J]. Journal of marketing, 1999, 63(4):24-37.
- [26] 黄凯南.现代演化经济学理论研究新进展[J].理论学刊,2012(3):48-52.
- [27] 韦森.社会制序的经济分析导论[M].上海:上海三联书店,2001.
- [28] 郭利京,王颖.农户生物农药施用为何“说一套,做一套”? [J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(4):71-80,169.
- [29] 孙岩.居民环境行为及其影响因素研究[D].大连:大连理工大学,2006.
- [30] 陈宗仕,黄彦婷,沈秋宜,等.从环境关注到环保意愿——知识、财富与组织经历的调节作用[J].浙江学刊,2018(3):91-100.
- [31] 陈振,郭杰,欧名豪.农户农地转出意愿与转出行为的差异分析[J].资源科学,2018,40(10):2039-2047.
- [32] JOHANSSON M. A behavioral science framework for regulating householdwaste separation[D]. Aarhus: The aarhuschool of business, department of marketing, Doctoral dissertation, 1993.
- [33] 王大海.中国文化背景下的消费者购买行为意向模型研究——基于面子和群体导向视角[D].天津:南开大学,2009.
- [34] JENNIFER E E, MARY F L. Understanding the effects of process focused versus outcome-focused thought in response to advertising[J]. Journal of consumer research, 2004, 31(2):274-285.
- [35] 沈雪,张露,张俊飏,等.稻农低碳生产行为影响因素与引导策略——基于人际行为改进理论的多组比较分析[J].长江流域资源与环境,2018,27(9):2042-2052.