

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

李 昊,李世平,南 灵

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)



摘 要 以山东、陕西和山西三省 1 052 份菜农微观调查数据为基础,基于农户公平性感知视角探索性地构建了农户农业环境保护意愿向行为转化的理论分析框架,并采用路径分析和贝叶斯非线性结构方程模型等进行验证。结果表明:农户农业环境保护意愿向行为转化存在条件,当农户公平性感知较高时,意愿能显著转化为行为;反之,意愿对行为没有显著影响。农户公平性感知对行为的影响同时存在直接和间接效应,较低的公平性感知导致农户农业环境保护意愿高于行为。公平性感知对农户农业环境保护意愿向行为的转化存在显著的负向干扰作用。据此提出,在农户农业环境行为的分析中,应明确区分农户的意愿与其现实行为;在农业环境政策的制定中应强调农户公平性感知,鼓励农户参与农业环境政策的制定;农业环境政策的执行应进一步公开透明。

关键词 农户农业环境保护;意愿;行为;公平性感知;贝叶斯非线性结构方程模型

中图分类号:F 301 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)02-0018-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.02.003

中国是世界上最大的农药、化肥生产和消费国^[1-2],但农药和化肥的利用率尚不足 30%^[3],造成了农产品生产成本上升、食品安全风险增加和农业环境退化等一系列恶果。尤其随着近年来经济作物种植面积的扩大,农药和化肥的施用量有增无减。此外,受传统农业增长方式的影响,农业生产要素重配受阻,加之农产品价格“天花板”下压和生产成本抬高的双重制约,进一步造成中国农产品特别是农产品生产要素投入的结构性失衡。在此背景下,中央明确提出“深入推进农业供给侧结构性改革”的战略方案,力求实现农业绿色可持续发展和农民增收的双重目标,实现该双重目标的关键便在于规范农户的生产行为。因此如何促进农户生产行为向环境友好型方式转变已成为亟待解决的现实问题。

毋庸置疑,研究者和决策者都希望看到的结果为:农产品生产成本下降、农民增收;农业生态环境逐渐改善,农产品质量安全得到保障。为此,较多学者从农户角度对环境友好型的农业生产行为进行了探索,并逐渐形成以农户意愿或行为为研究对象,以农户个体特征、家庭特征、种植特征和认知等外部条件因素为逻辑主线的研究范式^[4-6]。宋燕平等发现,农民的环境认知与其环境态度和能力显著相关,间接作用于农民的亲环境行为^[7]。朱淀等研究表明,受访者的性别、年龄、受教育程度和种植规模是影响菜农生物农药施用意愿的主要因素,较大的年龄和男性受访者的生物农药施用意愿较低;较小的种植面积和较高的受教育程度显著促进了农户生物农药的施用意愿^[8]。Yang 等发现,缺少专业的指导致使农户化肥施用知识匮乏,农业生产中施用有机肥的可能性降低^[9]。田云等认为男性户主、较小的种植面积和丰富的农业生产经验有利于降低农户农业生产中农药和化肥的投入强度^[10]。一些进一步的研究同时分析了农户环境友好型的生产意愿和行为。王建华等将意愿作为行为的组成部

收稿日期:2017-06-29

基金项目:国家社会科学基金项目“基于社会规范和个人规范双重视角的农户亲环境行为的作用路径及提升机制研究”(17BJY067)。

作者简介:李 昊(1988-),男,博士研究生;研究方向:资源经济与环境管理。

分,分析了农户合理的农药施用行为,认为应进一步提高农户安全农产品生产意识,从而减少农药施用的随意性^[11]。傅新红等对四川省农户生物农药购买意愿和行为的研究发现,意愿和行为的影响因素存在较大差异,甚至同一个变量在意愿和行为中的影响方向相反^[12]。虽然上述研究为农户环境友好的生产意愿或行为分析提供了丰富的成果,遗憾的是,意愿如何转化为行为的研究仍为空白。

农户农业环境保护意愿必然能转化为行为吗?似乎这是一个不言自明的问题,较为成熟的计划行为理论和自我决定理论等也为这种解释提供了理论支持,即意愿是行为的前项,促进意愿能有效转化为行为。然而,大量的经验证据成为对这种乐观预期的实然批判:意愿并不等同于行为,通常意愿高于行为^[12-14]。为何农户农业环境保护高意愿,现实却是低行为?本文通过对农户的深入访谈,发现农户的公平性感知可能是其农业环境保护高意愿低行为的主要原因。基于此,本文从公平性感知视角探讨农户农业环境保护高意愿低行为的问题,从实践反演理论,为农户农业环境保护行为的理论发展提供初步依据。从研究视角来讲,不局限于农户农业环境保护意愿或行为的独立分析,探索性地考察意愿到行为的转化;就研究方法而言,摆脱传统结构方程模型对数据连续性、线性要求的束缚,采用更为灵活的贝叶斯非线性结构方程模型来检视潜变量间的非线性关系。

一、理论分析、研究假设及方法构建

1. 农户农业环境保护意愿与行为的不一致性

对于农业环境保护问题,直接的利益相关主体主要包括地方政府和农户^①。从博弈的角度看,地方政府作为先行者有两种选择,即农业环境规制或不规制。如果地方政府不规制当地农业环境,农业环境污染严重可能被中央政府问责,因此,二者之中地方政府的最优选择是出台农业环境保护政策,实行农业环境规制(现实情况也确实如此)。作为后行者的农户也有两种选择,即保护或不保护农业环境。当农户选择不保护农业环境时,农业环境的持续恶化会造成作物减产,减少农户收益,且不保护农业环境也可能受到地方政府的处罚。相关研究表明,从当前中国农户农药和化肥投入强度来看,即便减少投入的50%也不会影响产出^[15]。因此,农户的最优选择应为对地方政府的环境规制作出响应,选择保护农业环境。博弈的均衡使得地方政府和农户均得到帕累托改进,至少在目前的农业环境保护问题上,地方政府与农户存在一定的互惠关系。但大量的经验证据却表明农户通常有农业环境保护意愿却选择不保护农业环境的行为^②,即农药、化肥不合理施用,农业废弃物随意丢弃现象普遍存在,这显然违背了农户是“理性人”,甚至在一定程度上违背了“有限理性”的假设。

社会心理学和行为经济学对个体行为的分析普遍认为,个体行为的意愿是对某一特定行为是否愿意执行的直接心理陈述,代表了想要执行某一特定行为的程度。当这一特定行为能带来积极结果,尤其是个体意愿与其行为目标一致时,意愿向行为的转化会更加充分^[16],反之,该转化过程受阻^[17]。理论上讲,无论是经典经济学中个体追求效用最大化的假设,抑或信息不完全下个体对帕累托次优的选择,都意味着农户在寻求效用的帕累托改进。农户对农业环境的保护在减少自身健康风险和食品安全风险的同时,也增加了农户收益,这一行为结果显然是积极的,且符合农户追求效用帕累托改进的目标,农户农业环境保护意愿向行为的转化理应更为充分。但从现实情况来看,国内外较多研究表明,与农户农业环境保护行为相比,其意愿通常较高。农户农业环境保护意愿与行为的不一致性,导致理论预期与现实的背离,这种背离也在一定程度上表明了农户农业环境保护从意愿向行为的转化可能存在障碍。

2. 初步调查的思考

为进一步揭示农户农业环境保护意愿向行为转化可能存在的障碍,课题组就此问题展开了预调查,在预调查村随机选取30位农户,就本文所定义的农户农业环境保护意愿和行为等问题进行了深

① 根据研究目的并为简化分析起见,本文分析并未包括农户行为响应所产生的正或负的外部效应给第三方(如消费者等)带来的影响,原因为在中国目前现实背景下,第三方并未就农户行为响应所产生的正或负的外部效应进行支付或得到补偿。

② 本文也考虑到可能是由于农户风险规避和认知程度等影响造成这种结果,在实证分析部分将予以控制。

入访谈,特别是对高意愿低行为的原因进行了初步探讨。初步调查结果表明,与已有的研究一致,较多农户表示愿意保护农业环境,但同时受访农户也表示:“那些政策(指农业环境政策)咋执行的都不知道”,“没见过管事儿的人,对那些政策不太相信”。为避免其他农户在场的干扰导致农户趋同性应答,课题组又随机选取 30 位农户(不包括上述 30 位农户)进行单独访谈,结果同样出现了类似的回答。农户不知道农业环境政策如何执行,表明了政策执行的不透明性,其实质是公平性感知的范畴;没见过政策执行者,对政策不太相信,其本质为缺乏信任。故本文将上述两者分别定义为公平性感知和信任。通过预调查本文初步猜测:即便农户有农业环境保护意愿,由于较低的公平性感知和不信任的存在,也可能导致农业环境保护的低行为。

3.从利益相关者理论对农户行为的解释

利益相关者理论认为,行为主体(文中指地方政府)和利益相关者(农户)共同组成了一个关系网络,利益相关者会受到行为主体决策的影响^[18],不论二者的最终目标是否一致,利益相关者对行为主体采取合作或抵制都由其公平性感知决定^[19]。公平性感知强调的是利益相关者对其与行为主体之间关系的判断,其出发点在于行为主体与利益相关者关系的对等,在此基础上,较高的公平性感知强化了二者间的信任,促进了利益相关者从意愿向行为的转化;反之,即使较高的意愿也难以转化为行为^[20]。对于本文农户农业环境保护问题来讲,农户与地方政府的的关系并不对等,政府是农业环境政策的制定者,农户是政策的执行者,但在政策制定过程中农户却不是参与者,导致公平性感知的的基础受到破坏。此外,就地方政府制定农业环境政策而言,并不意味着政策本身不公平,而可能是政策执行的不透明性使得农户感到不公平^[21],致使农户对政策及政策执行者的信任度降低。即便有较高的农业环境保护意愿,由于公平性感知的干扰和不信任的存在,也会阻碍意愿到行为的转化,甚至可能出现惩罚或报复行为^[22](如施用禁用农药等)。

基于上述分析,本文构建了农户农业环境保护意愿向行为转化的理论分析框架(图 1),并提出如下研究假设:

H₁:农户对农业环境政策的公平性感知越低,越会减弱其对政策的信任度,从而导致行为低于意愿;

H₂:即便农户有较高的农业环境保护意愿,在公平性感知的干扰下,也会阻碍其向行为的转化。

4.研究方法

(1)通径分析。通径分析是对普通回归模型的拓展,能同时考察变量间复杂的路径关系且可提高检验效能(通常显著性水平为 0.95)。若采用普通回归的方式检验图 1 中的路径关系(5 条路径),检验效能则变为 $1 - 0.95^5 \approx 0.23$,即统计学中一类错误的概率从 5% 上升为 23%。故本文采用通径分析检验公平性感知对农户农业环境保护行为的直接和间接效应是否存在。

(2)贝叶斯非线性结构方程模型。经典结构方程模型通常假设观测变量服从多元正态分布,且潜变量之间为线性关系^[23]。但现实数据通常很难满足该假设。对潜变量的测量,学术界通常的做法是采用李克特五或七点量表,在估计中将其近似作为连续型变量处理。在观测数据较为对称的情况下,将其作为连续型数据处理并不会带来较大偏差,但实测数据通常难以满足对称性的要求,若仍按照传统结构方程模型的做法,将李克特量表形式的数据作为连续型变量处理会造成模型估计偏误甚至得出错误的结论。故本文根据 Olsson^[24]的建议,将潜变量的测量变量(李克特量表形式)视为以一定概率来源于正态分布的有序分类变量(图 2)。

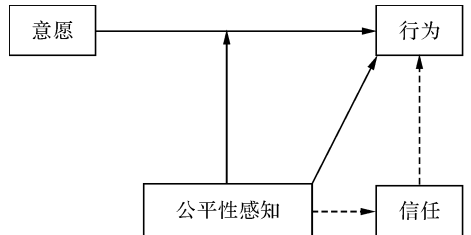


图 1 农户农业环境保护从意愿到行为转化的理论框架

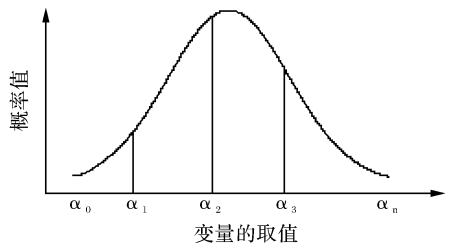


图 2 含有临界值的正态分布

$$\alpha_n \leq y \leq \alpha_{n+1}, z = n \quad (1)$$

式(1)中, $-\infty = \alpha_0 < \alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 < \alpha_n = \infty$, α_1 、 α_2 和 α_3 为临界值, 有序分类变量便以一定概率包含在正态分布 $N(\mu, \sigma)$ 中; y 为潜变量的观测变量; z 为有序分类变量。这种有序分类变量的计算方式允许 $\alpha_2 - \alpha_1 \neq \alpha_3 - \alpha_2$ 。该方法在满足统计分析的同时, 也保留了有序分类变量自身的属性, 因此与传统线性结构方程模型相比便有了极大拓展。

此外, 若潜变量间存在非线性关系会严重违反经典结构方程模型的设定前提, 造成模型无法估计。故本文根据 Niven 等^[25] 的建议, 采用更为灵活的贝叶斯非线性结构方程模型解决上述问题, 并设定如下测量模型式(2)和结构模型式(3):

$$y_i = \mu + \Lambda\omega + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\eta = \beta_i X_i + \Gamma F(\xi) + \delta \quad (3)$$

式(1)(2)中, y_i 为潜变量的第 i 个观测变量; μ 为截距项; Λ 为观测变量与潜变量间的因子载荷; ω 为潜变量; ε_i 为第 i 个观测变量的测量误差。 η 为内生潜变量; X_i 为第 i 个协变量; β_i 为第 i 个协变量的回归系数; Γ 为潜变量间系数矩阵; $F(\xi)$ 为带有线性和非线性关系的外生潜变量; δ 为结构误差。

二、数据来源及描述性统计

1. 数据来源

本文数据来源于课题组 2017 年 1—4 月对山东、陕西和山西三省菜农的微观调查。为保证样本的代表性, 课题组采取分层随机抽样方式, 按照《中国统计年鉴》将全国 31 个省(自治区、直辖市, 不含港、澳、台)蔬菜种植面积进行排序, 分成高、中、低三类, 同时兼顾各地经济发展水平, 在每一类中随机抽取一个省作为样本区, 即山东、陕西和山西进而采用同样的方式随机选取县、乡(镇)和村, 每村按照菜农户数随机发放 10~15 份问卷。此次调查由受过专业训练的调查员采用一对一深入访谈形式收集数据, 问卷由调查员填写。为避免先调查意愿造成行为的倾向性应答, 在调查过程中, 首先询问本文所定义的农户农业环境保护行为, 继而询问农户农业环境保护意愿。共发放问卷 1 100 份, 收回有效问卷 1 052 份, 有效率 95.64%。

2. 变量选取及样本描述性统计

(1) 变量定义及控制变量选取。①农户农业环境保护行为及意愿。农户的农业生产通过资本、劳动力和土地等投入来获取收益, 而在农业生产过程中, 与农业生态环境密切相关的行为主要包括农药、化肥的投入及农业废弃物处理等。故本文定义农户农业环境保护行为包括四个方面: 农药施用类型, 化肥施用类型; 农药瓶(袋)如何处理和化肥袋如何处理。农户农业环境保护意愿重点关注农户是否愿意保护农业环境, 是否愿意采用减少农业环境污染的生产要素投入及是否愿意通过学习知识和技术减少农业环境污染。农户农业环境保护意愿的 Cronbach α 为 0.940, 表明信度较高。

②公平性感知与信任。公平性感知与信任是本文关注的核心变量, 作为探索性研究, 为避免单题项测量可能造成的误差, 本文将公平性感知与信任作为潜变量, 运用多题项反映型指标来测量。以受访者对当地农业环境政策的公平性和公开透明性的感知来衡量农户公平性感知, 以受访者对当地农业环境政策及其执行者的信任程度来衡量农户的信任。结果表明, Cronbach α 分别为 0.839 和 0.854, 信度较高。

③控制变量。目前已有较多研究对农户农业环境保护意愿或行为进行了探讨, 通常认为农户的人口统计学特征(个体特征)和社会经济特征(家庭特征、种植特征)是影响其行为的关键因素, 在实际分析中, 以农户个体特征、家庭特征、种植特征和认知因素为逻辑主线已逐渐成为该领域研究的常见分析范式^[4-6, 8, 12]。故本文遵循这一逻辑选取控制变量(表 1)。

个体特征包括受访者的性别、年龄、受教育程度和风险规避。目前, 中国农业生产的劳动力仍主要以男性为主, 男性对农业生产知识和技术更加了解, 与女性相比, 预期男性个体保护农业环境的可能性更大; 年龄的影响不明确, 年龄较小的农业生产者对农业环境保护知识和技术的学习能力更强,

但年龄较大的农业生产者可能更加关注食品安全风险而减少对农业环境的污染,故该变量不做预期;受访者的受教育程度越高越可能更加关注农业环境污染,预期保护农业环境的可能性增大;风险规避程度越高,农户越担心农业产出损失导致的短期收益下降,故在生产中可能对农业环境保护关注不足。

家庭特征包括家庭人口数、家庭收入和农业收入占比。通常认为农户家庭人口数越多,其生计压力越大,越可能对农业环境保护产生不利影响;家庭收入的影响可能存在两种情况,若家庭收入主要以农业收入为主,农户更加依赖农业产出,可能对农药、化肥等投入较多以确保农业收入,若家庭收入以非农收入为主,农业生产在家庭收入结构中成为副业,可能减少农户农药、化肥等的不合理施用,虽然该变量并不如农业收入占比的影响直观,但考虑到家庭收入是个体行为分析的重要社会经济特征之一,故实证分析中保留该变量;农业收入占比代表了农户家庭收入对农业生产的依赖性,故预期农业收入占比越高,越可能对农业环境保护产生不利影响。

种植特征包括种植年限和种植面积。种植年限代表了农户种植习惯,随着种植年限的增加,农户固有的农业生产投入等习惯越难改变,故预期种植年限越长,越不利于农户对农业环境的保护;种植面积越大,农户农业生产对化肥、农药等生产要素投入依赖性越强,预期随着种植面积的增加,农户保护农业环境的可能性下降。

认知因素为农户对农业环境污染的认知状况,包括农药、化肥施用对农业环境污染的认知及农药、化肥废弃物对农业环境污染造成影响的认知,可以预期农户认知程度越高,越倾向保护农业环境。认知维度 Cronbach α 为 0.787,信度较好。

(2)样本基本特征描述。①受访者基本特征。受访者主要以男性为主,占比 61.60%;年龄较大,平均 50.00 岁;受教育程度普遍偏低,初中及以下累计占比 69.11%;有较强的风险厌恶性,风险偏好者仅为 25.19%(以农户投资的选择倾向衡量,农户倾向高风险高收益的投资定义为风险偏好,倾向中等风险和收益定义为风险中性,倾向低风险和低收益定义为风险规避)。受访者家庭人口数平均为 4.67 人;家庭年收入平均 4.60 万元;种植年限平均 8.82 年;种植面积平均 5.51 亩;农业收入占总收入比例平均 57.93%,受访农户仍以农业为主要收入来源。

②受访者农业环境保护行为及意愿。受访者仍以高毒、低毒化学农药施用为主,施用生物农药和不施药者分别占比 33.56% 和 1.33%;受访者肥料施用以化学肥料为主,全部施用有机肥者仅为 15.49%。农药瓶(袋)和化肥袋处理方面,分别仅有 18.20% 和 23.19% 的受访者选择了全部回收处理,受访者的农业环境保护实践仍处于较低水平。与农业环境保护行为形成鲜明对比的是,本文调查结果同样表明农户农业环境保护意愿高于行为,即表 1 中意愿的五个测量题项中,受访者表示愿意保护农业环境及其以上者分别占比 59.51%、53.80%、55.23%、57.89% 和 53.33%。

③公平性感知与信任。受访者认为当地农业环境政策公平及以上者和认为农业环境政策公开透明及以上者占比均不足 50%,对当地农业环境政策信任及以上者和对当地农业环境政策执行者信任及以上者分别占比 38.21% 和 42.30%。农户对当地农业环境政策公平性感知和信任的普遍缺乏应引起足够重视。

三、结果分析

1. 公平性感知的直接与间接效应

运用通径分析验证公平性感知对农户农业环境保护行为的作用路径,考虑到农户个体特征、家庭特征以及认知等因素可能的影响,本文将其引入作为控制变量(表 1),结果如表 2 所示。

由表 2 分析可知,潜变量所对应的测量变量均显著且方向一致,表明测量变量的设置较为合理。公平性感知对信任影响显著,且其符号为正,表明二者呈同向变化,即公平性感知越低,农户信任度越低。公平性感知对农户农业环境保护行为有显著负向影响,表明农户的公平性感知越低,越会阻碍其农业环境保护行为的出现。信任同样对农户农业环境保护行为具有显著负向影响,即农户较低的信任度会降低其采取农业环境保护行为的可能性。公平性感知对农户农业环境保护行为同时存在直接

表 1 变量定义及赋值

类型	变量	变量定义	均值	最小值	最大值	a
因变量	农业环境保护行为(Y)	农药类型:高毒化学农药=1;低毒化学农药=2; 生物农药=3;不施药=4	1.81	1	4	
		肥料类型:全部为化肥=1;化肥为主=2;化肥有 机肥差不多=3;有机肥为主=4;全部为有机肥=5	3.03	1	5	
		农药瓶(袋)处理:随手丢弃=1;烧掉或掩埋=2; 部分回收=3;全部回收=4	2.44	1	4	
		化肥袋处理:随手丢弃=1;烧掉或掩埋=2; 部分回收=3;全部回收=4	2.54	1	4	
		性别(G)	男性=1;女性=0	0.62	0	1
	年龄(A)	实际年龄	50.00	18.00	75.00	
	受教育程度(E)	未上过学=1;小学=2;初中=3;高中=4;大专及 以上=5	2.62	1	5	
	风险规避(R)	风险偏好=1;风险中性=2;风险规避=3	2.25	1	3	
	家庭人口数(PO)	家庭实际人数	4.67	1	13	
	种植年限(PY)	蔬菜种植了多少年	8.82	1	50	
种植面积(FZ)	蔬菜种植面积/亩	5.51	0.15	300.00		
自变量	家庭收入(IN)	家庭年收入/万元	4.60	0.20	50.00	
	农业收入占比(INRO)	农业收入占家庭总收入百分比/%	57.93	0.00	100.00	
农业环境保护意愿(W) (潜变量)	是否愿意保护农业环境(W ₁)		3.57	1	5	0.940
	是否愿意施用生物农药(W ₂)		3.43	1	5	
	是否愿意用有机肥替代化肥(W ₃)		3.46	1	5	
	是否愿意学习农业环境保护知识(W ₄)		3.53	1	5	
	是否愿意学习农业环境保护技术(W ₅)		3.49	1	5	
农业环境污 染认知(C)(潜变量)	施用农药对农业环境的污染(C ₁)		3.55	1	5	0.787
	施用化肥对农业环境的污染(C ₂)		3.36	1	5	
	农药和化肥废弃物对农业环境的污染(C ₃)		3.52	1	5	
公平性感知(P)(潜变量)	当地农业环境政策是否公平(P ₁)		2.71	1	5	0.839
	当地农业环境政策是否公开透明(P ₂)		2.76	1	5	
信任(T)(潜变量)	对当地农业环境政策的信任(T ₁)		2.89	1	5	0.854
	对当地农业环境政策执行者的信任(T ₂)		2.74	1	5	

注:因变量为四种行为的总得分;潜变量的测量均为李克特五点量表形式,其中公平性感知和信任为反向测量,分值越大表示公平性感知或信任越低,其他潜变量为正向测量;a为 Cronbach α。

表 2 通径分析估计结果

作用路径	系数	标准误	作用路径	系数	标准误
P → Y	-1.176***	0.272	INRO → Y	-0.357	0.256
P → T	0.856***	0.032	W → W ₁	1.000	—
T → Y	-1.176***	0.272	W → W ₂	1.014***	0.028
W → Y	0.359***	0.126	W → W ₃	1.018***	0.027
C → Y	0.614***	0.135	W → W ₄	1.088***	0.027
G → Y	0.239	0.148	W → W ₅	1.039***	0.026
A → Y	-0.008	0.008	C → C ₁	1.000	—
E → Y	0.326***	0.086	C → C ₂	0.827***	0.041
R → Y	-0.508***	0.104	C → C ₃	0.975***	0.045
PO → Y	0.011	0.048	P → P ₁	1.000	—
PY → Y	-0.014	0.011	P → P ₂	1.028***	0.031
FZ → Y	-0.003	0.007	T → T ₁	1.000	—
IN → Y	-0.005	0.019	T → T ₂	1.090***	0.033

类型	系数	95%置信区间		
		下限	上限	
P → Y	直接效应	-1.156***	-1.791	-0.454
	间接效应	-1.007***	-1.590	-0.535
	总效应	-2.163***	-2.453	-1.903

注:***表示在 1%水平上显著。

和间接效应,且直接效应(53.44%)略高于间接效应(46.56%)。因此,假设 H_1 部分得证,即农户较低的公平性感知会直接降低其农业环境保护行为,也会通过信任间接减少农户农业环境保护行为的出现;农户农业环境保护高意愿、低行为初步得证^①。

在本文所选择的控制变量中,较高的农业环境污染认知和受教育程度显著增加了农户农业环境保护行为的出现。较高的风险规避性对农户农业环境保护行为具有显著负向影响。家庭人口数的影响与预期不符,可能是随着生活质量的普遍提高,“衣食”问题已不再是农户考虑的首要问题,故农户较多的家庭人口数可能并没有为其带来较大的生活压力^[26],其余变量符合预期。与计划行为理论等一致,农户农业环境保护意愿越强烈,越会对其行为产生显著促进作用。

2. 公平性感知对意愿向行为转化的干扰

运用贝叶斯非线性结构方程模型,通过 Gibbs 抽样 60 000 次,其中 Burn in 30 000 次后抽样,设定马尔科夫三条链对模型进行估计,模型估计中直接引入农户农业环境保护意愿和公平性感知两个潜变量的交互项。为控制农户个体特征、家庭特征和农业环境污染认知等差异对结果的影响,同样将其作为控制变量引入模型,结果见表 3。模型收敛性检验如图 3 所示(仅报告本文关注的核心变量,其余从略),三条链均已稳定收敛,表明贝叶斯非线性结构方程模型估计结果较为稳健。

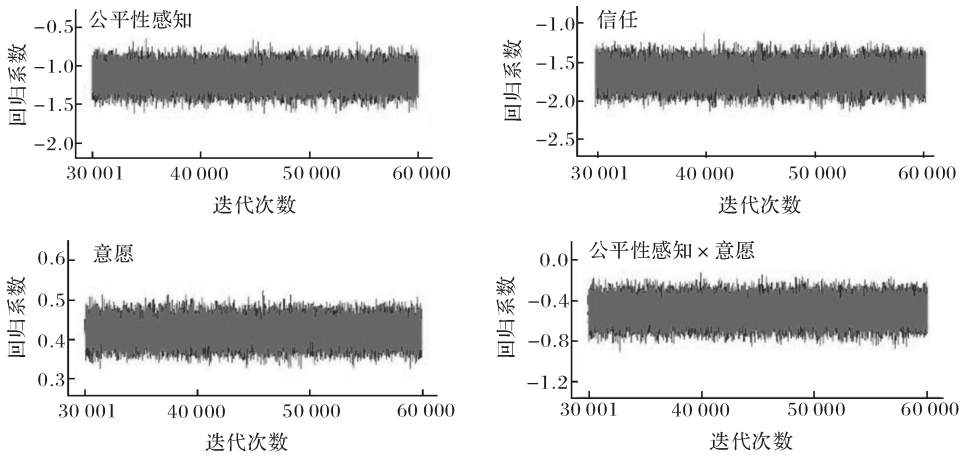


图 3 马尔科夫链迭代收敛性检验

表 3 公平性感知干扰效应的贝叶斯估计

变量	系数	标准误	抽样标准误	Rhat	路径	系数	标准误	抽样标准误	Rhat
P	-1.178***	0.136	0.034	1.000	$W \rightarrow W_1$	1.000			
W	0.425***	0.025	0.007	1.000	$W \rightarrow W_2$	1.007***	0.064	0.002	1.000
$P \times W$	-0.510***	0.146	0.004	1.000	$W \rightarrow W_3$	0.997***	0.064	0.002	1.000
T	-1.651***	0.209	0.033	1.000	$W \rightarrow W_4$	1.052***	0.066	0.002	1.000
C	0.385*	0.228	0.009	1.000	$W \rightarrow W_5$	1.001***	0.063	0.002	1.000
G	0.313	0.243	0.003	1.000	$C \rightarrow C_1$	1.000			
A	0.006	0.007	0.000	1.000	$C \rightarrow C_2$	0.779***	0.053	0.002	1.000
E	0.493***	0.080	0.003	1.000	$C \rightarrow C_3$	0.873***	0.055	0.002	1.000
R	-0.335***	0.100	0.003	1.000	$P \rightarrow P_1$	1.000			
PY	-0.014	0.011	0.000	1.000	$P \rightarrow P_2$	0.907***	0.049	0.001	1.000
PO	0.057	0.047	0.001	1.000	$T \rightarrow T_1$	1.000			
FZ	-0.004	0.007	0.000	1.000	$T \rightarrow T_2$	0.898***	0.050	0.001	1.000
IN	0.001	0.019	0.000	1.000					
$INRO$	-0.019	0.243	0.005	1.000					

注:Rhat 为贝叶斯估计收敛检验,Rhat=1 表示模型已收敛。* 和 *** 分别表示在 10% 和 1% 水平上显著。抽样标准误为 Gibbs 抽样的标准误。

① 由于农户个体特征、家庭特征和种植特征等可能同时影响意愿和行为,故此尚不能对农户公平性感知的缺失是造成高意愿低行为的原因做出因果推断。

表 3 结果表明,农户公平性感知对农业环境保护行为仍存在显著负向影响,较高的意愿仍对行为有显著的促进作用。公平性感知与意愿的交互项显著且方向为负,表明公平性感知对农户农业环境保护意愿向行为的转化存在干扰作用,假设 H₂ 得证,即便农户有较高的农业环境保护意愿,但在公平性感知的干扰下,也会阻碍其向行为的转化。此外,与表 2 结果相似,信任对农户农业环境保护行为存在显著的负向影响;较高的农业环境污染认知和受教育程度对农户农业环境保护行为有显著的促进作用;风险规避同样是对农户农业环境保护行为产生不利影响的关键因素。

为进一步揭示农户公平性感知对农业环境保护意愿向行为转化的作用,本文对意愿与公平性感知的交互项进行斜率分析(控制变量同上),将农户公平性感知按照标准差分类,即大于均值一个标准差视为较高的公平性感知,低于均值一个标准差视为较低的公平性感知。结果见图 4。

有趣的是,图 4 结果表明,农户较高的公平性感知能显著促进农业环境保护意愿向行为的转化(系数为 0.821,在 1%水平上显著),但在农户公平性感知较低的情况下,农业环境保护意愿对行为没有显著影响(系数为 0.122,在 10%水平上不显著)。

3. 公平性感知干扰意愿和行为的进一步证据

考虑到农户个体特征、家庭特征、种植特征和农业环境污染认知等因素在影响行为的同时可能也会影响意愿,造成结果估计偏误。本文采用基于遗传算法的倾向得分匹配(PSM)方法对可能同时影响农户农业环境保护意愿和行为的因素进行平衡,得到类似于随机试验的处理组与控制组,从而形成新的样本对。倾向得分匹配的效果检验见表 4。

表 4 结果表明,在平衡了可能同时影响农户农业环境保护意愿和行为的变量后,标准均值差的绝对值均减小,且 T 检验均不显著,表明匹配效果较好。将匹配后的新样本作为基础数据(N=704),运用通径分析再次检视农户公平性感知、信任和农业环境保护意愿和行为的作用路径,结果见表 5。

表 5 匹配样本的通径分析

作用路径	系数	标准误	作用路径	效应	系数	95%置信区间	
						下限	上限
P→Y	-1.598***	0.353	P→Y	直接效应	-1.598***	-2.464	-0.815
P→T	0.830***	0.047		间接效应	-0.734**	-1.430	-0.104
T→P	-0.873**	0.352		总效应	-2.332***	-2.629	-2.009
W→Y	0.665***	0.136					

注:**和***分别表示在 5%和 1%水平上显著。

表 5 结果表明,农户较高的农业环境保护意愿对行为有显著促进作用。农户公平性感知对农业环境保护行为同样存在显著的直接和间接效应,直接效应(68.52%)高于间接效应(31.48%),且直接和间接效应均为负。至此,假设 H₁ 得证,即农户对农业环境政策的公平性感知越低,越会使其信任度减弱,从而导致农业环境保护意愿高于行为。

同样基于倾向得分匹配后的数据,再次运用贝叶斯非线性结构方程模型检视公平性感知对农户农业环境保护意愿向行为转化的干扰作用,结果见表 6。

由表 6 分析可知,R_{hat}均为 1,模型已稳定收敛。匹配后,农户农业环境保护意愿和公平性感知

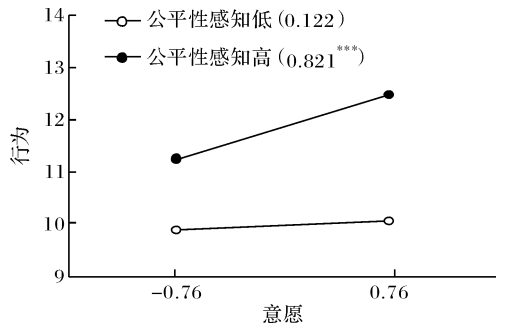


图 4 公平性感知对意愿和行为的干扰

表 4 倾向得分匹配效果检验

变量	标准均值差		T 检验 P 值	
	匹配前	匹配后	匹配前	匹配后
C	-61.393	-3.056	0.000***	0.273
G	2.903	-0.649	0.666	0.317
A	6.761	-1.852	0.299	0.399
E	-31.655	-4.068	0.000***	0.277
R	1.690	-0.395	0.804	0.920
PY	9.997	2.430	0.116	0.397
PO	-36.184	-0.903	0.000***	0.784
FZ	-69.534	1.175	0.000***	0.772
IN	-34.687	2.414	0.000***	0.284
INRO	-42.622	-4.233	0.000***	0.292

注:***表示在 1%水平上显著。

的交互项显著为负,表明公平性感知对农户农业环境保护意愿向行为的转化仍有显著的负向干扰作用。斜率分析进一步表明(图 5),农户较高的公平性感知能显著促进农业环境保护意愿向行为的转化(系数为 1.036,在 1%水平上显著),但农户较低的公平性感知导致农业环境保护意愿对行为没有显著影响(系数为 0.223,在 10%水平上不显著)。

四、结论及启示

1. 结 论

农药和化肥等现代农业生产要素的不当投入导致农业环境不断恶化,而规范农户合理的生产行为便成为改善农业环境的关键。计划行为理论等框架为农户农业环境行为的分析提供了理论支持,使得较多学者在此框架下探讨农户施药和施肥等意愿或行为的成因,普遍认为提高农户环境保护意愿必然可促进其行为,这其实是一种乐观预期,事实却并非如此。本文基于对农户的深入访谈中所发现的问题,从地方政府和农户博弈的角度出发,运用利益相关者理论对农户的“非理性”选择做出解释,并据此探索性地构建了基于公平性感知视角的农户农业环境保护意愿向行为转化的理论分析框架,同时采用通径分析和贝叶斯非线性结构方程模型等对本文构建的理论分析框架进行检验。结果表明:

(1)农户农业环境保护意愿并不能完全转化为行为,意愿先行于行为,但意愿向行为的转化存在一定条件。具有较高公平性感知的农户,农业环境保护意愿可显著向行为转化;但当农户公平性感知较低时,农业环境保护意愿对行为没有显著影响。

(2)公平性感知对农户农业环境保护行为同时存在直接和间接影响,且直接影响高于间接影响。直接影响为农户较低的公平性感知显著降低了农户农业环境保护行为的出现;间接影响为较低的公平性感知降低了农户对当地农业环境政策及政策执行者的信任,从而不利于农户农业环境保护行为的出现。这两种效应均造成农户农业环境保护意愿高于行为。

(3)公平性感知对农户农业环境保护意愿向行为的转化存在显著的负向干扰作用。虽然整体来看,农户农业环境保护意愿对行为有显著正向影响,但在公平性感知的干扰下,即便农户有较高的农业环境保护意愿,也难以转化为现实行为。

2. 启 示

(1)农户农业环境行为的分析应将其意愿和现实行为明确区分。对于有意识的行为来讲,意愿会先于行为出现已成为普遍共识,但强烈的意愿却并不一定转化为现实行为。因此,在今后农户农业环境保护行为的分析中,应将意愿和现实行为明确区分,将意愿作为行为的代理变量并不合理。

(2)农业环境政策的制定应更加强调农户公平性感知,在有条件的地区可以鼓励农户参与农业环境政策的制定。此外,在农业环境政策执行过程中,应尽可能保证其透明性,即便政策本身是公平的,但在执行过程中由于不透明性的存在,也可能降低农户公平性感知,减少信任度,从而造成农户农业环境保护意愿向行为的转化存在障碍。

表 6 匹配样本公平性感知的干扰效应

变量	系数	标准误	抽样标准误	Rhat
P	-3.277***	0.851	0.055	1.000
W	0.896***	0.231	0.011	1.000
$P \times W$	-1.282***	0.284	0.012	1.000
T	-0.181**	0.092	0.036	1.000

注:**和***分别表示在 5%和 1%水平上显著。

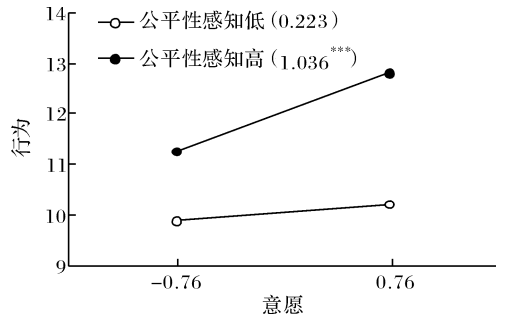


图 5 公平性感知对意愿和行为干扰的进一步检验

参 考 文 献

- [1] GRUNG M, LIN Y, ZHANG H, et al. Pesticide levels and environmental risk in aquatic environments in China—a review[J]. Environment international, 2015(81): 87-97.
- [2] PAN D, KONG F B, ZHANG N, et al. Knowledge training and the change of fertilizer use intensity: evidence from wheat

- farmers in China[J]. *Journal of environmental management*, 2017(197): 130-139.
- [3] 万宝瑞. 确保我国农业三大安全的建议[J]. *农业经济问题*, 2015(3): 4-8, 110.
- [4] ZHANG J, MANSKE G, ZHOU P Q, et al. Factors influencing farmers' decisions on nitrogen fertilizer application in the Lian-gzihu Lake basin, Central China[J]. *Environment, development and sustainability*, 2017, 19(3): 791-805.
- [5] FAN L X, NIU H P, YANG X M, et al. Factors affecting farmers' behaviour in pesticide use: insights from a field study in northern China[J]. *Science of the total environment*, 2015(537): 360-368.
- [6] 何可, 张俊飏. 农民对资源性农业废弃物循环利用的价值感知及其影响因素[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(10): 150-156.
- [7] 宋燕平, 滕瀚. 农业组织中农民亲环境行为的影响因素及路径分析[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2016(3): 53-60, 134.
- [8] 朱淀, 张秀玲, 牛亮云. 蔬菜种植农户施用生物农药意愿研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(4): 64-70.
- [9] YANG X Y, FANG S B. Practices, perceptions, and implications of fertilizer use in East-Central China[J]. *Ambio*, 2015, 44(7): 647-652.
- [10] 田云, 张俊飏, 何可, 等. 农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例[J]. *中国农村观察*, 2015(4): 61-70.
- [11] 王建华, 马玉婷, 李俏. 农业生产者农药施用行为选择与农产品安全[J]. *公共管理学报*, 2015, 12(1): 117-126, 158.
- [12] 傅新红, 宋汶庭. 农户生物农药购买意愿及购买行为的影响因素分析——以四川省为例[J]. *农业技术经济*, 2010(6): 120-128.
- [13] CARRINGTON M J, NEVILLE B A, WHITWELL G J. Why ethical consumers don't walk their talk: towards a framework for understanding the gap between the ethical purchase intentions and actual buying behaviour of ethically minded consumers[J]. *Journal of business ethics*, 2010, 97(1): 139-158.
- [14] SHIROKOVA G, OSIYEVSKYY O, BOGATYREVA K. Exploring the intention-behavior link in student entrepreneurship: moderating effects of individual and environmental characteristics[J]. *European management journal*, 2016, 34(4): 386-399.
- [15] TIAN H Q, LU C Q, MELILLO J, et al. Food benefit and climate warming potential of nitrogen fertilizer uses in China[J]. *Environmental research letters*, 2012, 7(4): 1-8.
- [16] SHEERAN P, ORBELL S. Implementation intentions and repeated behaviour: augmenting the predictive validity of the theory of planned behaviour[J]. *European journal of social psychology*, 1999, 29(23): 349-369.
- [17] TAYLOR C, WEBB T L, SHEERAN P. 'I deserve a treat!': justifications for indulgence undermine the translation of intentions into action[J]. *British journal of social psychology*, 2014, 53(3): 501-520.
- [18] ROWLEY T J. Moving beyond dyadic ties: a network theory of stakeholder influences[J]. *Academy of management review*, 1997, 22(4): 887-910.
- [19] HARRISON J S, BOSSE D A. How much is too much? The limits to generous treatment of stakeholders[J]. *Business horizons*, 2013, 56(3): 313-322.
- [20] BURG E, GILSING V A, REYMEN I M M J, et al. The formation of fairness perceptions in the cooperation between entrepreneurs and universities[J]. *Journal of product innovation management*, 2013, 30(4): 677-694.
- [21] 刘守英. 中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革[J]. *国际经济评论*, 2014(3): 9-25, 4.
- [22] TRIPP T M, BIES R J, AQUINO K. Poetic justice or petty jealousy? The aesthetics of revenge[J]. *Organizational behavior and human decision processes*, 2002, 89(1): 966-984.
- [23] BYRNE B M. *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*[M]. 2nd ed. New York: Routledge, 2016: 1-194.
- [24] OLSSON U. Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient[J]. *Psychometrika*, 1979, 44(4): 443-460.
- [25] NIVEN A G, MARKLAND D. Using self-determination theory to understand motivation for walking: instrument development and model testing using Bayesian structural equation modelling[J]. *Psychology of sport and exercise*, 2016(23): 90-100.
- [26] 李昊, 李世平, 南灵. 中国农户土地流转意愿影响因素——基于29篇文献的Meta分析[J]. *农业技术经济*, 2017(7): 78-93.

(责任编辑:陈万红)