

农村绿色发展中农户认知对行为响应的影响研究

杨文杰¹, 巩前文^{1,2}

(1.北京林业大学 绿色发展与中国农村土地问题研究中心,北京 100083;

2.北京林业大学 马克思主义学院,北京 100083)



摘要 农村绿色发展是实现乡村振兴的必然选择和动力支撑,农户的有效参与是推行绿色发展的内在动力。基于改进的计划行为理论和浙江、河南 26 个行政村的 592 份农户调查数据,采用结构方程模型和 Bootstrap 方法,分别考察农村绿色发展中农户行为意愿、文化认同在认知与行为响应之间的多重中介作用。结果表明:农户的行为态度、主观规范和行为控制共同作用于行为意愿和文化认同,进而转化为行为响应,其中文化认同表现出更强的特定中介效应;农户的行为意愿和文化认同在认知对行为响应的影响关系中起链式中介作用,但存在一定的遮蔽效应;主观规范对文化认同和行为意愿的正向作用最强,行为控制对行为意愿有负向作用。为引导农户积极主动参与农村绿色发展,应在强化政策实施形成示范作用的同时注重提升宣传效应,引导农村集体成员在多元社会情境中重获安全感和归属感,改善农户参与农村绿色发展的行为条件,降低行为能力的约束性。

关键词 农村绿色发展; 农户认知; 行为响应; 计划行为理论; 中介效应

中图分类号: F 323.22 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2021)02-0040-09

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.006

绿色发展是破解农村资源环境约束的关键,是实现乡村振兴的必然选择和动力支撑。在城乡二元发展的过程中,农村既作为城市快速发展所需资源的补给地,又变成了城市废弃物的“消化之所”^[1],农村经济发展水平虽大幅提升,但城乡差距不断拉大,农村生态环境累积问题日益凸显。与此同时,随着人地关系的逐渐解体,农村传统文化正经历外部冲击和内部变革的双重影响。2018 年《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》明确要求,要推进乡村绿色发展,打造人与自然和谐共生发展的新格局,同时提出繁荣兴盛农村文化。脱贫攻坚、农村人居环境整治、化肥农药零增长行动等一系列政策措施全面铺开,以此破解农村发展困局。乡村建设正如火如荼地展开,地方政府作为建构主体替代了理应作为乡村建设主体的农民而作出诸多决策^[2],农民主体意识被消解,其价值观念并未从根本上转变,导致农民主动参与农村绿色发展的积极性较低。因此,只有通过改善人的价值观念并将其转化为行为响应才能从根本上推动绿色发展^[3]。

近年来,农户生态环境认知、意愿、行为及其影响因素研究已成为学术界的热点。传统观点认为认知的提升必然会有合理的期望行为^[4],有研究表明农户的环境认知水平较差,且影响因素复杂^[5-6],而农户的认知与其行为有着显著的正向关系^[7-8]。另有学者的研究表明部分地区的农户对生态环境的认知水平虽高,但行为响应程度较差^[9],认知的提升并不必然导致行为响应,风险感知、资源禀赋、农户分化、环境素养等对农户的生态环境保护行为有明显的影 响^[10-13],畅倩等引入中介效应和调节效应的概念,分别解释了非农就业与农户生态行为关系中农业生产经营特征、家庭生命周期的中介作用和调节效应^[14]。为定量研究农户认知与行为之间的相互关系,一部分学者采用计量回归分析方法来研究农户认知对行为的影响,如侯林岐等利用 Logistics 模型的研究表明,农户的生态污染认

收稿日期:2020-09-27

基金项目:国家社会科学基金项目“新时代农村绿色发展的外溢效应测度及补偿政策研究”(18BGL173)。

知对农户地膜回收、资源化处理等行为有显著的正向影响,但农户对生态保护成本认知的强化会降低其生态行为意愿^[15]。这与郭利京等的研究结论一致^[16],农户的认知与实践意愿或行为存在背离,表现为认知冲突,即对同一事物的积极和消极评价同时存在,当二者超过一定强度时便会产生冲突^[5],负面信息对农户的生态保护行为影响更为显著,这也是生物农药推广中出现的“叫好不叫座”的重要原因^[17]。不过计量回归分析方法难以显示多个变量之间可能存在的直接和间接的相互关系,而结构方程模型(SEM)能够同时检验潜在变量、观测变量和误差变量之间的复杂关系,是一种特殊的多元分析形式,已逐渐应用于农户认知与生态保护行为的一致性检验^[18-20]。

综上所述,在农户生态保护认知与行为的演变逻辑中,低认知低行为与高认知低行为问题并存,农村绿色发展的呼声较高但实际行动仍不足。此外,城乡关系从对立走向融合的过程中,乡村文化经历了衰落、变异到自觉的变迁^[21],乡村文化作为维系社会关系的重要纽带,具有重要的社会治理功能^[22],不过在现代化、市场化和网络化的裹挟下,传统乡土文化陷入认同危机^[23]。由此,本文基于计划行为理论,引入文化认同这一中介变量,采用结构方程模型,探讨农村绿色发展中农户认知向行为响应演变的逻辑,以期相关部门有效引导农户主动参与提供理论依据和政策建议。

一、理论分析

1. 农户对农村绿色发展的认知

计划行为理论中的个体认知主要由行为态度、主观规范和感知行为控制表征,这三者之间既相互独立,又两两相关^[24]。①行为态度是个体对执行某特定行为的偏好程度评估^[25]。本文中行为态度是指农户对农村绿色发展的预期效益、认可程度以及由此形成的态度,主要从两个维度出发,一是生产生活行为对环境造成的影响认知,其中垃圾和污水治理是农村人居环境整治的重点方向,化肥农药的过量使用则被认为是造成水环境恶化、土壤污染等农业面源污染的重要原因^[9,26-27],是农业绿色转型发展的重点和难点,故研究以垃圾投放、污水处理和施肥用药选择等作为可观测变量进行判断;二是对农村绿色发展本身的认可程度,如推行绿色发展对农村的影响程度评价、以实际行动支持农村绿色发展的态度。②主观规范是指个体在决策是否执行某项特定行为时感知到的社会压力,反映了个体对重要他人或团体观点和行动的感知^[25],可以分为指令性规范和示范性规范^[28]。农村绿色发展中农户的主观规范可以理解为来自本村内的约束和外环境压力,其中,指令性规范主要为村内是否开展人居环境综合治理工作、卫生厕所普及程度、污水管网配备程度和垃圾站点设置的远近程度;示范性规范主要是农户对本村居住环境满意程度的评价及其与城市相比的差距程度认知,当农户能认识到本村居住环境与城市的差距时,便会形成示范效应。③感知行为控制指个体感知到执行某特定行为的难易程度和可控能力,包括感知难度和控制信念^[25]。研究中的感知难度是指农户对参与农村绿色发展难易程度的判断,具体表现为农户对村内基础设施约束性判断,除自来水、公路等基础性设施外,互联网和物流服务等日益成为农业农村现代化建设的必备要素,故将其纳入约束性判断指标,农户认为外部条件约束性越低,其参与农村绿色发展的感知难度也就越小,其行为控制能力越强;控制信念是农户对于参与农村绿色发展获得补偿的自信程度。

2. 行为意愿的中介作用

计划行为理论认为,行为态度、主观规范和感知行为控制是决定行为意愿的3个主要变量,个体行为态度越积极、重要他人支持程度越高、感知行为控制能力越强,行为意愿就越强^[29]。行为意愿是个体愿意参与某项特定行为的动机强度,理论上来说,农户的参与意愿越强,越有可能采取实际行动。研究中的行为意愿具体表现为农户对生态环境保护和治理的支付意愿、生态环境保护行为损失的承受能力,若农户认为自己承担支付费用或损失成本的能力越高,就表明其参与农村绿色发展的意愿越强烈。据此提出以下假说:

H₁: 行为意愿在农户个体认知到行为响应的路径中起中介效应。

3.文化认同的中介作用

文化认同是指个体之间或个体同群体之间共同文化的确认,其核心是价值和价值观的认同^[30]。文化认同理论认为,当个体处于不同生活环境或者更大的社会情境时,其行为态度、价值意识会与其所处环境不断磨合、碰撞,促使个体重新做出文化态度决策和自我定位,进而逐渐形成较为稳定的文化认同,最终达到对个体行为的适应性调整^[31]。本文认为,在城乡文化交互、农村自身转型发展的过程中,个体认知可以通过文化认同的中介作用,对个体行为产生间接的积极影响。研究中的文化认同表现为对当地传统文化的自信、重视程度以及由此产生的集体归属感。当农户个体认知在复杂情境中进行磨合调整后,农户会重新调整文化态度决策及其在农村集体中的自我定位;当农户对农村绿色发展的积极认知程度越高时,将会促进农户正向评价当地传统文化并增强其集体归属感,进而强化农户对当地传统文化认同。农户对当地传统文化的认同感越强,个体越容易将群体的概念整合进自我概念中,并站在整体的角度去思考问题,从而增强个体的自觉行为投入,致力于群体目标的实现。据此提出以下假说:

H₂:农户对农村绿色发展的积极认知会通过文化认同的中介作用,对行为响应产生间接的积极影响。

行为意愿向行为响应的转化是行为的执行阶段,已有研究表明,行为意愿的确能够增强个体采取特定行为的强度,但并不一定会成功转化为行为响应^[32],行为意愿与行为响应之间可能存在中介变量^[29]。意愿仅表达了对特定行为的意向,当这种意向投射至认同时,才有可能促使个体采取实际行动。本文中农户支付意愿和承受损失的能力越强,越有利于形成参与农村绿色发展的意向,当这种参与意向正向作用于当地传统文化的认同时,文化认同对行为意愿向行为响应转化就起到了间接的促进作用。据此提出以下假说:

H₃:行为意愿会通过文化认同的中介作用对行为响应产生间接的积极影响。

基于以上理论基础和假说,构建模型如图 1 所示。

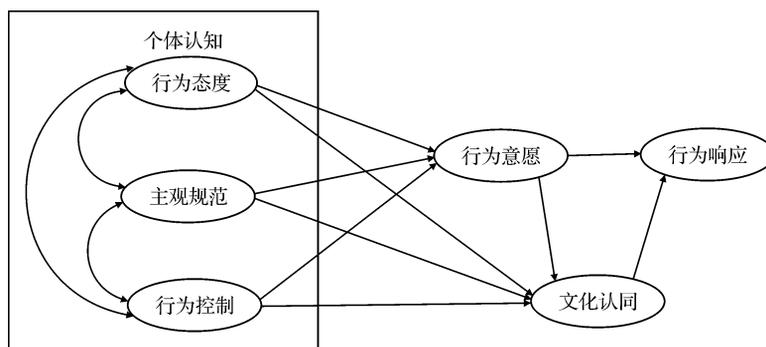


图 1 理论框架和假说模型

二、模型构建、数据与变量选择

1.模型构建

农村绿色发展中农户认知、文化认同等难以直接测量,且研究涉及的解释变量和被解释变量均包含多个指标,传统的计量回归方法不再适用于本文提出的假说模型分析。结构方程模型(structural equation modeling, SEM)则能够处理难以直接观测的潜变量,可同时处理多个解释变量,允许解释变量与被解释变量存在测量误差,且能同时测量、估计因子结构与因子关系^[33]。为此,本文选择 SEM 展开农村绿色发展中农户认知对行为响应的作用机制分析。

结构方程模型包括两个部分,一是测量模型,反映潜变量和可观测变量之间的关系;二是结构模型,反映潜变量之间的结构关系,主要由 3 个矩阵方程式构成:

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (1)$$

$$Y = \Lambda_y \eta + \epsilon \quad (2)$$

$$X = \Lambda_x \xi + \sigma \quad (3)$$

式(1)为结构方程,界定潜在变量之间的线性关系,式(2)和式(3)是测量方程,用于界定潜在变量与观测变量之间的线性关系。 η 为内生潜变量, ξ 为外生潜变量。本文中的行为响应、行为意愿和文化认同为外生潜变量,个体认知(包括行为态度、主观规范和感知行为控制)为内生潜变量; B 、 Γ 分别为内生潜变量、外生潜变量系数矩阵, ζ 表示未能解释的部分; Y 、 X 分别为内生潜变量 η 、外生潜变量 ξ 的观测变量向量; Λ_x 、 Λ_y 分别为外生潜变量、内生潜变量与其观测变量的关联系数矩阵, σ 、 ϵ 均表示残差项。

2. 数据来源

研究数据来自 2018 年 7—8 月在浙江和河南开展的实地入户调查,综合考虑研究区域各市县农村绿色发展、人居环境治理和人口分布等情况,选取浙江省衢州市柯城区和开化县、湖州市德清县和安吉县,河南省安阳市安阳县和林州市、新乡市红旗区和新乡县,涵盖 2 省 4 市 8 县 26 个行政村。采取分层和随机抽样结合的方式,确保每个样本村随机选取至少 20 个农户进行面对面的访谈式问卷调查,共获取 592 份有效问卷(其中河南 331 份,浙江 261 份)。

3. 变量选择与描述性统计

结合理论部分的模型设定,共设置 6 个潜变量,即行为响应、行为意愿、文化认同、行为态度、主观规范和感知行为控制,在借鉴已有研究和专家建议的基础上设置测量指标。测量时采用量表和非量表相结合的方式,量表指标主要采用 5 级李克特量表进行测量,非量表问题则参考方福前等的方法按照选项的差异进行赋值^[34]。在模型拟合过程中,发现个别指标的标准化路径系数小于 0.1,如农村生态环境保护行为进行补偿的必要性、知道哪些农村生态环境保护补偿、认为耕地肥力不足时的处理方式、认为是否有必要对垃圾进行无害化处理等指标,为遵循模型构建规则并增强模型的可解释性予以剔除。最终确定的各变量、题项、赋值及变量的描述性统计分析如表 1 所示。

表 1 潜变量、观测变量及描述性统计

潜变量	观测变量及赋值	代码	均值	标准差
行为响应	生活垃圾是否放在规定垃圾站点 否=0;是=1	BR ₁	0.747	0.435
	生活污水是否排入污水池集中处理 否=0;是=1	BR ₂	0.389	0.488
	实际操作中耕地肥力不足时的处理方式 化肥=1;农家肥=2;耕地休养=3;绿肥作物=4	BR ₃	1.436	0.749
	看到村里其他人的环境破坏行为是否会制止 不管=1;劝导=2;制止=3	BR ₄	2.155	0.804
行为意愿	生态环境保护和治理的支付意愿 0=0;(0,200]=1;(200,400]=2;(400,600]=3;(600,800]=4;(800,1 000]=5;1 000 以上=6	BI ₁	2.267	2.110
	生态环境保护行为能承受的最大损失 与 BI ₁ 赋值相同	BI ₂	2.424	2.238
文化认同	认为乡村传统文化能否传承下去 不能=0;能=1	TC ₁	0.796	0.404
	作为村里的一员,是否感到自豪 否=0;是=1	TC ₂	0.659	0.475
	对孩子长幼尊卑秩序教育的重视程度 5 级量表,完全不重视=1;非常重视=5	TC ₃	4.318	0.676
	传统文化对村民的影响程度 5 级量表,几乎没有=1;非常大=5	TC ₄	2.875	1.054
行为态度	认为施用化肥是否会污染环境 不会=1;不知道=2;会=3	ATT ₁	2.326	0.898
	认为喷洒农药是否会污染环境 不会=1;不知道=2;会=3	ATT ₂	2.750	0.628
	认为秸秆燃烧行为对农村空气环境的影响程度 5 级量表,几乎没有=1;非常大=5	ATT ₃	4.265	0.818
	认为随意丢弃农药包装物会对农村资源环境的影响程度 与 ATT ₃ 赋值相同	ATT ₄	4.118	0.893
	认为推行农村绿色发展对村里的影响程度 与 ATT ₃ 赋值相同	ATT ₅	3.557	1.006
	以实际行动支持农村绿色发展态度 不支持=1;有条件支持=2;无条件支持=3	ATT ₆	2.541	0.580
主观规范	认为现在的居住环境与城市相比的差距程度 5 级量表,几乎没有=1;非常大=5	SN ₁	2.591	1.142
	规定的垃圾点离农户的远近程度 5 级量表,非常远=1;非常近=5	SN ₂	3.919	1.206
	村里的卫生厕所普及程度 还没普及=1;普及了少部分=2;基本普及=3;全部普及=4	SN ₃	2.235	1.281
	村里污水管网设施配备程度 5 级量表,完全不够用=1;完全够用=5	SN ₄	2.703	1.439
	村里是否已经开展人居环境综合治理工作 否=0;是=1	SN ₅	0.939	0.239
	对目前居住环境的满意程度 5 级量表,非常不满意=1;非常满意=5	SN ₆	3.601	0.989

续表

表 1 潜变量、观测变量及描述性统计

潜变量	观测变量及赋值	代码	均值	标准差
行为控制	对村里自来水的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₁	3.618	1.451
	对村里路灯的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₂	4.034	1.048
	对村里互联网的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₃	3.813	1.101
	对村里物流站点的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₄	3.407	1.459
	对村里文化站的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₅	2.706	1.654
	对村里小广场的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₆	3.221	1.519
	对村里道路硬化的约束性判断 5 级量表,约束性非常强=1;非常低=5	PBC ₇	3.873	1.128

4. 信度和效度检验

在 SPSS 16.0 中进行信度和效度检验。信度检验包括对整体信度和潜变量信度的检验,对 592 份问卷整体指标进行信度分析,结果显示 Cronbach's α 值为 0.808,如表 2 所示,潜变量的 Cronbach's α 值在 0.476~0.822 之间,问卷的信度质量较高,组合信度在 0.667~0.864 之间,均大于 0.6,说明潜变量的内部一致性良好。

表 2 潜变量的信度与效度检验结果

潜变量	Cronbach's α	CR	AVE	KMO	近似卡方	Sig.
行为态度	0.558	0.864	0.550	0.657	301.321	0.000
主观规范	0.689	0.828	0.500	0.756	748.811	0.000
行为控制	0.761	0.856	0.482	0.781	1008.954	0.000
文化认同	0.476	0.788	0.500	0.600	106.511	0.000
行为意愿	0.822	0.667	0.500	0.500	395.809	0.000
行为响应	0.476	0.790	0.500	0.619	131.748	0.000

注:Cronbach's α 为潜变量的信度系数,CR 为组合信度,AVE 为平均方差抽取量,KMO 为潜变量的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量值,近似卡方和 Sig. 为潜变量的 Bartlett's 球形检验结果,Sig. 代表显著性水平。

采用 KMO 和 Bartlett's 球形检验进行效度分析,结果显示整体指标 KMO 统计量的值为 0.839 大于 0.7 的标准,Bartlett's 球形检验值等于 4430.338,在自由度为 406 的条件下达到显著性水平;各潜变量 KMO 统计量的值均大于或等于 0.5,各潜变量的 Bartlett's 球形检验值均达到显著性水平,说明各指标的相关系数矩阵间存在显著差异并且适合进行因子分析。此外对各潜变量的平均方差抽取量进行分析,结果显示均接近或大于 0.5 的标准,说明收敛效度较好。

5. 结构方程模型拟合优度评价

研究以 AMOS 24.0 软件作为结构方程模型分析工具,对原假设模型进行拟合。观测变量标准化系数绝对值在 0.116~0.861 之间,没有大于 0.95 的值存在,误差方差在 0.052~0.741 之间,不存在负的方差,说明模型通过“违反估计”检验。同时根据修正指标值(MI 值)和估计参数改变量(Par Change)关系进行修饰,对 $MI > 20$ 且 $Par\ Change > 0.1$ 的关系进行分析,并根据指标之间的实际关联性,在 e_1 与 e_2 、 e_7 与 e_{16} 、 e_{12} 与 e_{14} 、 e_{14} 与 e_{19} 、 e_{15} 与 e_{16} 、 e_{17} 与 e_{18} 之间建立联系,模型拟合度有较大改善,如表 3 所示,修正后的模型较初始模型有较大改进。

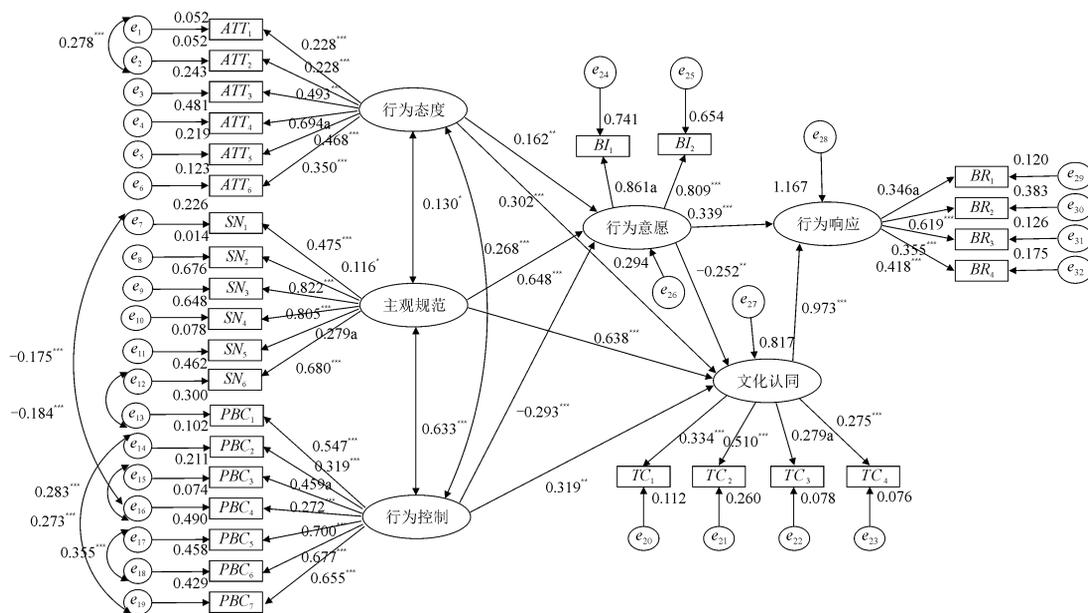
表 3 模型适配度检验的主要指标

适配度	绝对适配指数			增值适配指数			简约适配指数	
	X^2/df	RMSEA	RMR	GFI	NFI	CFI	PGFI	PNFI
初始模型	3.165	0.064	0.083	0.852	0.713	0.782	0.714	0.641
修正模型	2.874	0.056	0.076	0.882	0.771	0.836	0.728	0.682
判断值	<3.000	<0.080	<0.050	>0.900	>0.900	>0.900	>0.500	>0.500

三、结果与分析

1. 结构方程模型检验结果

采用 SEM 对所构建的农村绿色发展中个体认知对行为响应作用机制的理论模型进行检验,通过 AMOS 24.0 软件对全部样本计算得到所有变量之间的路径系数估计结果(图 2)。



注: *、**、*** 分别表示在 5%、1%、0.1% 的水平上通过显著性检验, a 表示观测变量的载荷为预设固定参数。

图 2 模型标准化系数估计结果

(1)就个体认知对行为意愿的影响而言,主观规范对行为意愿的正向影响最强。主观规范的 6 个观测变量中 SN₃ 和 SN₄ 的因子载荷值均达到 0.800 以上,即村里的卫生厕所普及程度和污水管网设施配备程度对主观规范的提升起到了关键性作用,这可能与目前农村普遍推进的“厕所革命”和污水治理专项行动有关,当农户能够感受到这些行动可以改善生活条件时,农户更愿意改变个人行为习惯并积极参与。行为态度对行为意愿有显著的正向影响,但弱于主观规范,当农户能够认识到生产生活行为对环境造成的负面影响时,其参与改变现状的态度就会越积极,参与意愿也会得到加强;农户对农村绿色发展带来的正面影响态度越积极,越有利于提升其参与意愿。行为控制对行为意愿有显著的负向影响,与计划行为理论假设并不一致,可能原因是当农户感知到基础设施的约束性较低时,会产生心理依赖和自我满足,在未改变农户内在价值观的前提下,反而降低了其主动参与绿色发展的意愿。

(2)从个体认知之间的相互关系来看,主观规范与行为控制有强烈的共变关系。当农户感受到内外部规范性对生活环境起到的积极作用时,更容易营造良好的生活氛围,从个人感知上提升了其对村内基础设施的低约束性判断,进而增强了感知行为控制能力;反过来,农户感知行为控制能力较强时,进一步加强其对指令性规范的肯定。行为态度与感知行为控制之间有显著的相互作用,但弱于主观规范与行为控制之间的关系。主观规范与行为态度的共变关系最弱,这也反映了当前地方政府虽采取积极政策改善农村人居环境,却存在建构主体替代了理应作为乡村建设主体的农民实施决策的普遍现象,农民主体意识被消解,农户的行为态度并未从根本上得到转变。

(3)从个体认知对文化认同的影响来看,主观规范、行为控制、行为态度对文化认同的正向影响依次降低。主观规范中的关键性指标与目前推进的农村人居环境整治有关,易于在农村内营造积极氛围并在一定程度上提升村内活力,让农户感受到政府对农村的政策倾斜和重视,从而增强农户对当地传统文化的自信、重视程度以及由此产生的集体归属感。农户对文化站、互联网和物流服务等基础设施建设的约束性判断均显著影响其行为控制能力,其中村里文化站和小广场的约束性判断对行为控制的影响最强。行为态度是农户判断其生产生活行为对环境造成影响以及对农村绿色发展的主观认知,在一定程度上能促进对当地文化的认同,但起到的作用较弱。

(4)行为意愿对文化认同有显著的负向影响。这可能与研究中将生态环境保护和治理支付意愿作为行为意愿的观测变量有关,该指标的标准化路径系数为 0.861,具有极强的表征性。农户的支付

意愿越高,反映了农户心理预期与现实的落差越大,对本村环境的失望感越强,在调研过程中也发现,表现出高支付意愿的农户,对本村环境的不满程度越高,这种心理落差会降低对本村的归属感和自信心,从而对文化认同产生负面影响。

此外,文化认同和行为意愿对行为响应均有显著的正向影响,其中文化认同对行为响应的标准化路径系数高达 0.973,明显高于行为意愿对行为响应的影响。由此表明,文化认同这一变量的加入,在一定程度上弥补并增强了计划行为理论的解释力。不过行为意愿、文化认同对个体认知到行为响应的的作用复杂,可能存在链式多重中介效应,有待于进行中介效应的检验分析。

2. 链式多重中介效应分析

Bootstrap 方法在链式多重中介效应检验上明显优于传统逐步检验和 Sobel 检验等方法,而偏差校正百分位 Bootstrap 方法又优于百分位 Bootstrap 方法^[35-36],因此本文选用偏差校正百分位 Bootstrap 方法,在 AMOS 24.0 中使用 Defining new estimands 写入语法命令进行链式多重中介分析。首先采用重复随机抽样方法在原始数据($N=592$)中抽取 2000 个 Bootstrap 样本,然后根据这些样本拟合模型,生成中介效应估计值,用第 2.5 百分位数和第 97.5 百分位数来估计 95% 的中介效应置信区间,进行校正后得到偏差校正的百分位中介效应置信区间,如果置信区间不包括 0,说明中介效应显著^[37-38]。由表 4 可知,10 条路径的偏差校正 95% 置信区间均不包括 0,验证了行为意愿、文化认同在个体认知和行为响应之间特定中介效应的显著性,支持了 H_1 、 H_2 和 H_3 假说。

表 4 标准化的 Bootstrap 中介效应检验

路径	效应值	SE	偏差校正 95% 置信区间		
			下限	上限	P
行为态度→行为意愿→行为响应 R_1	0.055	0.023	0.017	0.110	0.004
行为态度→行为意愿→文化认同→行为响应 R_2	-0.040	0.020	-0.094	-0.010	0.006
行为态度→文化认同→行为响应 R_3	0.294	0.070	0.153	0.430	0.001
主观规范→行为意愿→行为响应 R_4	0.220	0.069	0.103	0.379	0.001
主观规范→行为意愿→文化认同→行为响应 R_5	-0.159	0.062	-0.300	-0.056	0.006
主观规范→文化认同→行为响应 R_6	0.621	0.121	0.381	0.857	0.001
行为控制→行为意愿→行为响应 R_7	-0.099	0.038	-0.200	-0.042	0.001
行为控制→行为意愿→文化认同→行为响应 R_8	0.072	0.033	0.024	0.157	0.004
行为控制→文化认同→行为响应 R_9	0.311	0.096	0.122	0.498	0.002
行为意愿→文化认同→行为响应 R_{10}	-0.245	0.087	-0.434	-0.094	0.006

注:效应值为点估计值,SE 为参数标准误的 Bootstrap 估计。

从行为意愿和文化认同的总效应来看, R_1 、 R_2 和 R_3 路径的总中介效应显著,为 0.310, R_4 、 R_5 和 R_6 路径的总中介效应显著,为 0.682, R_7 、 R_8 和 R_9 路径的总中介效应为 0.283,置信区间为(0.113, 0.440)。由此看出,主观规范、行为态度、行为控制均能够通过中介变量行为意愿和文化认同对行为响应产生显著的正向影响,但主观规范的影响程度最高。此外,研究对行为意愿和文化认同的对比中介效应进行了检验,结果表明文化认同和行为意愿形成的链式多重中介效应存在显著差异,从行为态度到行为响应的路径来看, R_3-R_1 、 R_3-R_2 、 R_1-R_2 均为正,且偏差校正 95% 置信区间不包含 0,说明文化认同的中介效应优于行为意愿,行为意愿的中介效应则优于行为意愿和文化认同的链式中介效应;以相同方式检验主观规范到行为响应的 3 条路径,得出与行为态度相同的结论;但对行为控制到行为响应的 3 条路径检验结果则有所不同,文化认同的中介效应优于行为意愿和文化认同的链式中介效应并优于行为意愿的中介效应。由此得出,文化认同对个体认知向行为响应转化的促进作用显著优于行为意愿。

四、结论与建议

研究表明,农村绿色发展中农户认知通过行为意愿和文化认同的多重中介效应作用于行为响应,其中文化认同表现出更强的特定中介效应。农户的行为态度、主观规范对行为意愿有显著正向影响,其中主观规范发挥的作用最强,感知行为控制并没有促进行为意愿的提升,而是存在一定程度

的负向效应,这与假说并不一致;行为意愿和文化认同均对农户行为响应有显著的促进作用,但行为意愿一方面直接转化为行为响应,另一方面则对文化认同产生阻碍作用,最终降低了行为意愿对行为响应的总效应。行为意愿、文化认同均对农户个体认知向行为响应转化有正向促进作用,其中文化认同的特定中介效应要显著强于行为意愿。此外,个体认知通过行为意愿作用于文化认同并最终影响行为响应,但这种影响受制于多种中介变量之间的作用方向,存在一定的遮蔽效应。这表明农户个体认知向行为响应的转化要同时兼顾意愿提升和文化认同的强化,并适当向如何增强农户对本地的归属感和文化自信方面倾斜。据此,提出以下建议:

(1)强化政策实施形成的示范作用,同时注重提升政策的宣传效应。当前在农村实施的“厕所革命”、污水治理专项行动等政策有助于在村内形成示范效应,由此对农户的行为意愿和文化认同起到了良好的引导作用。但在政策实施过程中,依然存在“政府大包干,农户叉手看”现象,农户对农村绿色发展的行为态度转变未能较好地受益于政策实施,说明政策宣传效应并未得到有效发挥,在农户价值观念未能发生转变时,容易产生路径依赖,不利于形成农户的参与意愿并强化文化认同。因此,在进一步加大政策支持力度的同时,要更注重政策内涵的广泛宣传,从本质上解决农村发展过程中的问题,发挥政策实施的示范效应和宣传效应双重作用,引导农户形成参与农村绿色发展的内在动力。

(2)提升农户对当地的文化认同,增强农户对农村绿色发展的自信度。文化认同在个体认知和行为响应之间起到较强的中介效应,应重点提升农户对当地的文化认同感,由此产生强烈归属意识,进而加大自觉行为投入。一方面,城乡界限日趋模糊,乡村正遭受人口大量外流和城市文明的冲击,引起了农村传统社会秩序的变化,这种冲击包含两面性,如何破解消极影响、融合积极因素并进一步深化对本地文化的认同极为重要。在缩小城乡经济收入和基础性公共服务位势差的同时,还应挖掘农村内部生态和文化优势,增强农户对城乡生活环境的全面认知,从而缩小农户对城乡差距的判断;另一方面,文化认同受制于农村自身的转型发展,绿色发展便是农村发展方式的重要转型,引导农村集体成员对农村文化的本质、状态和趋势形成肯定性评价,通过个体认知转变增进对多元文化的包容性,引导农村集体成员在多元社会情境中获得安全感和归属感,激发个体的自觉参与行为,最终致力于集体目标的实现。

(3)改善参与农村绿色发展的行为条件,降低行为能力的约束性。农户的感知难度和控制能力是影响付诸行动的重要因素,基层组织力量将发挥重要作用。在改善农村基础设施的同时,还应注重运用“自发为主,引导为辅”的方式方法,对于自发参与型农户重点是提高其行为控制能力,如提供生产方式转变的技术培训,为行为响应创造有利条件;对于被动参与型农户重点是降低感知难度,如发挥主动型农户的示范带动作用、实施生态保护补偿等引导性政策,防止这部分农户因心理上的感知难度而对发展方式转型产生排斥,激发其集体认同感和参与意愿。

参 考 文 献

- [1] 黄森慰,唐丹,郑逸芳.农村环境污染治理中的公众参与研究[J].中国行政管理,2017(3):55-60.
- [2] 曾钰诚.谁的乡村建设?——基于乡村建筑变迁的观察和思考[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2019,19(3):35-42.
- [3] 欧文·拉兹洛.人类的内在限度:对当代价值、文化和政治的异端的反思[M].黄觉,闵家胤,译.北京:社会科学文献出版社,2004.
- [4] WOSSINK G A A, VAN WENUM J H. Biodiversity conservation by farmers: analysis of actual and contingent participation[J]. European review of agricultural economics, 2003, 30(4): 461-485.
- [5] SETALA H, BARDGETT R D, BIRKHOFER K, et al. Urban and agricultural soils: conflicts and trade-offs in the optimization of ecosystem services[J]. Urban ecosystems, 2014, 17(1): 239-253.
- [6] 冯忠泽江,李庆江.农户农产品质量安全认知及影响因素分析[J].农业经济问题,2007(4):22-26.
- [7] ACKERMANN K A, FLEIS J, MURPHY R O. Reciprocity as an individual difference[J]. Journal of conflict resolution, 2016, 60(2): 340-367.
- [8] 邓正华,张俊飏,许志祥,等.农村生活环境整治中农户认知与行为响应研究——以洞庭湖湿地保护区水稻主产区为例[J].农业技术经济,2013(2):72-79.
- [9] 邝佛缘,陈美球,李志朋,等.农户生态环境认知与保护行为的差异分析——以农药化肥使用为例[J].水土保持研究,2018,25

- (1):321-326.
- [10] 陈美球,袁东波,邝佛缘,等.农户分化、代际差异对生态耕种采纳度的影响[J].中国人口·资源与环境,2019,29(2):79-86.
- [11] 温丹,陈美球,邝佛缘,等.资源禀赋对农户生态耕种行为决策的影响分析[J].水土保持研究,2019,26(2):320-325.
- [12] 刘妙品,南灵,李晓庆,等.环境素养对农户农田生态保护行为的影响研究——基于陕、晋、甘、皖、苏五省 1023 份农户调查数据[J].干旱区资源与环境,2019,33(2):53-59.
- [13] 仇焕广,栾昊,李瑾,等.风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J].中国农村经济,2014(3):85-96.
- [14] 畅倩,李晓平,谢先雄,等.非农就业对农户生态生产行为的影响——基于农业生产经营特征的中介效应和家庭生命周期的调节效应[J].中国农村观察,2020(1):76-93.
- [15] 侯林岐,张杰,翟雪玲.社会规范、生态认知与农户地膜回收行为研究——来自新疆 1056 户棉农调研问卷[J].干旱区资源与环境,2019,33(12):54-59.
- [16] 郭利京,赵瑾.认知冲突视角下农户生物农药施用意愿研究——基于江苏 639 户稻农的实证[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(2):123-133,154.
- [17] 郭利京,王少飞.基于调节聚焦理论的生物农药推广有效性研究[J].中国人口·资源与环境,2016,26(4):126-134.
- [18] 吴萌,甘臣林,任立,等.分布式认知理论框架下农户土地转出意愿影响因素研究——基于 SEM 模型的武汉城市圈典型地区实证分析[J].中国人口·资源与环境,2016,26(9):62-71.
- [19] 史恒通,王铮钰,阎亮.生态认知对农户退耕还林行为的影响——基于计划行为理论与多群组结构方程模型[J].中国土地科学,2019,33(3):42-49.
- [20] 吴林海,侯博,高申荣.基于结构方程模型的分散农户农药残留认知与主要影响因素分析[J].中国农村经济,2011(3):35-48.
- [21] 高静,王志章.改革开放 40 年:中国乡村文化的变迁逻辑、振兴路径与制度构建[J].农业经济问题,2019(3):49-60.
- [22] 何建华.乡村文化的道德治理功能[J].伦理学研究,2018(4):93-97.
- [23] 陈波.公共文化空间弱化:乡村文化振兴的“软肋”[J].人民论坛,2018,602(21):127-129.
- [24] 张东丽,汪文雄,王子洋,等.农地整治权属调整中农户认知对行为响应的作用机制——基于改进 TPB 及多群组 SEM[J].中国人口·资源与环境,2020,30(2):32-40.
- [25] AJZEN I.The theory of planned behavior[J].Organizational behavior & human decision processes,1991,50(2):179-211.
- [26] 洪传春,刘某承,李文华.我国化肥投入面源污染控制政策评估[J].干旱区资源与环境,2015,29(4):1-6.
- [27] 葛继红,周曙东.要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例[J].农业经济问题,2012,33(3):92-98,112.
- [28] CIALDINI R B,KALLGREN C A,RENO R R.A focus theory of normative conduct;a theoretical refinement and reevaluation of the role of norms in human behavior[J].Advances in experimental social psychology,1991,24(1):201-234.
- [29] 段文婷,江光荣.计划行为理论述评[J].心理科学进展,2008(2):315-320.
- [30] 崔新建.文化认同及其根源[J].北京师范大学学报(社会科学版),2004(4):102-104,107.
- [31] 董莉,李庆安,林崇德.心理学视野中的文化认同[J].北京师范大学学报(社会科学版),2014(1):68-75.
- [32] AJZEN I.The theory of planned behaviour;reactions and reflections[J].Psychol health,2011,26(9):1113-1127.
- [33] 王卫东.结构方程模型原理与应用[M].北京:中国人民大学出版社,2010.
- [34] 方福前,吕文慧.中国城镇居民福利水平影响因素分析——基于阿马蒂亚·森的能力方法和结构方程模型[J].管理世界,2009(4):17-26.
- [35] 方杰,温忠麟,张敏强,等.基于结构方程模型的多重中介效应分析[J].心理科学,2014,37(3):735-741.
- [36] TAYLOR A B,MACKINNON D P,TEIN J.Tests of the three-path mediated effect[J].Organizational research methods,2008,11(2):241-269.
- [37] SHROUT P E,BOLGER N.Mediation in experimental and nonexperimental studies:new procedures and recommendations[J].Psychological methods,2002,7(4):422-445.
- [38] 李彩娜,党健宁,何姗姗,等.羞怯与孤独感——自我效能的多重中介效应[J].心理学报,2013,45(11):1251-1260.

(责任编辑:金会平)