

城镇近郊区空心村整治农户意愿及影响因素分析 ——以成都市5个县(市、区)17个村为例

田双清¹, 谢皖东¹, 陈磊¹, 李何超², 吴玺², 陈文宽¹

(1. 四川农业大学 管理学院, 成都 611130; 2. 四川省土地统征整理事务中心, 成都 610041)

摘要:城镇近郊区空心村整治对于新农村建设以及城乡一体化发展等具有重要意义。以成都市5个县(市、区)17个村419户农户为样本,基于结构方程模型研究影响城镇近郊区空心村整治农户意愿的主要因素,结果显示模型的总体拟合度较好,农户的政策认知程度、生活改变接受度以及整治期望度与整治农户意愿存在正向的相关关系,现有状况满意度与整治农户意愿呈负相关,且满意度对整治农户意愿的影响最大。对满意度潜变量影响最大的为搬迁补偿满意度,对认知度潜变量影响最大的为是否了解空心村整治政策,对接受度潜变量影响最大的为建房投入增加接受度,对期望度潜变量影响最大的为收入增加期望度。因此,对城镇近郊区空心村整治农户意愿影响因素的研究需从农户的满意度出发,提高居民搬迁补偿满意度、加强对空心村整治相关政策的宣传、减轻农民新房投入建设成本以及增加收入来源等方面出发,提升空心村整治推广价值。

关键词:土地整治; 农户意愿; 影响因素; 结构方程模型; 近郊空心村

中图分类号:F301.2

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2017)05-0305-09

Analysis on Farmers' Wish and Influencing Factors of Vacant Village Renovation in Suburbs —A Case Study in 17 Villages in 5 Counties/Districts of Chengdu

TIAN Shuangqing¹, XIE Wandong¹, CHEN Lei¹, LI Hechao², WU Xi², CHEN Wenkuan¹

(1. College of Management, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, China;

2. Center of Land Acquisition and Consolidation in Sichuan Province, Chengdu 610041, China)

Abstract: The renovation of vacant villages in suburbs is of great significance to the new rural construction and the urban-rural integration development. 419 peasant households from 17 villages in 5 counties/districts of Chengdu are taken as the samples in order to study the main factors influencing farmers' wish on vacant village renovation in suburbs based on the structural equation model. The result shows that the overall fitting degree is fine, indicating that the degree of farmers' cognition on policies, acceptability on changes in life and expectation on renovation are positively correlated with farmers' wish on renovation, and that the satisfaction with current state is negatively correlated with farmers' wish on renovation; particularly, the degree of satisfaction has the greatest influence on farmers' wish on renovation. In particular, the factor that has the largest influence on the latent variable of satisfaction degree is the relocation compensation satisfaction, that for the latent variable of cognition degree is whether the policy on the hollow village renovation is known, that for the latent variable of acceptability is the acceptability on increase in house construction input, and that for the latent variable of expectation is the expectation on income increase. Thus, the study on the factors influencing farmers' wish on vacant village renovation in suburbs starts with the farmers' satisfaction degree in terms of improving the relocation compensation satisfaction, enhancing the spread of policies on vacant village renovation, reducing the farmers' cost in housing construction, and increase the source of income, for

收稿日期:2017-01-22

修回日期:2017-02-22

资助项目:国家科技支撑项目“城镇近郊区空心村整治关键技术集成示范”(2014BAL01B04)

第一作者:田双清(1993—),女,四川南充人,硕士研究生,研究方向:土地经济与农业经济。E-mail:844308444@qq.com

通信作者:陈文宽(1959—),男,四川苍溪人,教授,博士生导师,研究方向:土地资源管理和农业经济。E-mail:wkc9889@163.com

the purpose of upgrading the promotion value of vacant village renovation.

Keywords: land renovation; farmers' wish; influencing factors; structural equation model; vacant village in suburb

随着城镇化的快速发展以及户籍制度的改革,农村人口非农化速度不断加快,农村劳务输出机会日渐增多,致使农村人口大量外流,加之近20 a来,农村住房建设规模的增大,宅基地闲置、废弃的比例也相应增多,土地资源严重浪费,人地关系日趋紧张,涌现出大量的“空心村”^[1],这逐渐成为农村经济社会发展中的一个热点和焦点问题。而农村宅基地管理相对薄弱,一些村庄存在着建新不拆旧、一户多宅及非法转让宅基地等问题,城市用地紧张与农村低效用地现象并存,在此背景下,中央“一号文件”连续几年都提出开展农村土地整治工作,目前土地整治已上升为国家战略,刘彦随等学者提出空心村整治也应提升为国家战略^[2-3]。空心村整治是新农村建设顺利开展无法回避的重要课题,也是解决农村问题、发展农业经济、改善农民生活的重要议题。积极开展空心村整治,既有利于优化土地资源配置,同时还可以促进农村宅基地依法管理,改善村容村貌,加快社会主义新农村建设。

近十年来,我国各地广泛开展农村土地综合整治,一些试点地区还对反映农民意愿的基层治理机制作了许多探索,但在坚持村民自治、尊重农民意愿、保障农民权益不受侵害方面仍存在问题亟待解决。从现实来看,目前国内空心村改造仍然处于一种不成熟的状态,一些地方政府不顾现实情况,急功近利,强迫农民拆迁,农民“被上楼”问题备受关注。空心村整治需要政府和农户的共同参与,农户是农村土地利用的基本决策单元^[4],在整个整治过程中,农户的参与性尤为重要,他们的参与意愿对推动农村综合整治产生着最直接的影响^[5-7]。农户作为经济“理性人”和社会“理性人”的综合体^[8-10],其居住与生活环境的改变决策并非简单地追求经济利益最大化,而是追求生态、经济、社会等综合效益的均衡,其影响因素往往是综合的、多样化的^[11],想要保证整治效果,对整治农户意愿及其影响因素进行深入研究就显得尤为必要,从微观行为主体的角度了解农户改变居住和生存环境的目的与动因,通过农民意愿现状分析,根据农民意愿影响因素的研究结果,综合考虑农民意愿,保障改造的合理性,对促进空心村合理改造和推动新农村建设、构建社会主义和谐社会具有十分重要的意义,为制定合理的空心村改造政策提供有价值的参考依据。本文以农户意愿为出发点,多次进行农户问卷调查,对农民是否愿意参加整治、其意愿受到哪些因素影响、哪种因素起关键性作用、农民如何看待集中居

住等问题进行分析,探索整治实施机制,为顺利开展空心村综合整治及推广提供可靠的现实依据。

1 文献回顾与研究假说

1.1 文献综述

在我国,学者们主要从土地利用、城乡统筹、新农村建设和乡村地域可持续发展等不同视角对空心村进行研究,多集中于对内涵^[12]、表现特征、演化机理、动力机制、影响因素、整治潜力^[13-14]、整治模式^[15-16]等的探究,由于受自然地理特征、社会经济条件等因素的综合影响,不同区域的空心化程度、表现特点、整治方式等均存在明显差异。宋伟等^[17]分析了不同区位及地形条件下村庄空心化程度及影响因素,结果显示城镇远郊区空心化率高于城镇近郊区,山地村庄空心化率高于平原区和丘陵区。而国外专门针对空心村的研究较少,它们大多把空心村看作村庄整治的一部分。日本开展的“农村整事业”,以土地基础设施建设、农业现代化设施建设等,推动土地改良和开发,实现地域农业和农村振兴^[18]。韩国的“新村运动”,实施农村基础设施建设和环境整治,农民由被动地位转为主动参与和全面发展,符合农民意愿^[19]。此外德国的城市农村等值化运动,法国的农村可持续发展村庄规划,印度的“乡村综合开发运动”,也都促进了农村资源的合理开发与利用,一定程度上缓解了乡村的贫困,加快了村庄的发展。

空心村发展到一定阶段,就会对农村经济发展产生许多负面影响,鉴于此学者们开始热衷于探究空心村整治。黎孔清等^[20]认为农村居民点整治是土地整治规划的核心问题。诸培新等^[21]认为整治工程的顺利推进主要取决于地方政府的财政支撑力、市场对建设用地的价格承受力和农户意愿,其中房屋搬迁补偿标准、安置房价值、承包地处置情况与农户长期生活保障对农户参与意愿有决定作用。目前有关村庄整治农户意愿及其影响因素的研究较多,曲衍波等^[22]研究发现农户对农村居民点整治的意愿较强烈,整治意愿的决策因素包括共同型和特定型,农业主导型农户以生存理性为主导,农工兼具型农户侧重于经济理性,非农主导型农户则追求经济理性和社会理性,且不同类型农户适宜不同整治模式。在不同的村庄整治模式下,其农户意愿的影响因素也会有所不同,张正峰等^[23]通过比较分析法,发现宅基地置换模式下,年龄、人口数、房屋建筑年代、喜好房屋类型、政策认

知状况以及对生活成本的接受程度是影响整治农户意愿的因素;村庄归并模式下,农业收入占比、宅基地面积、生态环境满意度、补偿方式和对生活成本的接受程度是影响整治农户意愿的因素。空心村所处的区域、地理环境、经济发展水平等不尽相同,近郊和远郊农户意愿也存在较大程度上的差异,因此需对空心村进行差别化改造。周小平等^[24]通过分析不同经济发展水平地区村庄整治农户意愿,发现农户在土地处理方式和安置方式上有不同的诉求,但普遍农户对居住环境改善的期望较高。王静等^[25]通过典型调研和统计分析发现影响农户建房需求意愿的主要因素有家庭人口规模、对国家政策的认知、农户建房自有资金等,影响村庄建设的主要因素是家庭年收入,而基础设施条件是影响集中搬迁意愿的主要因素。陈玉福等^[26]认为空心村整治的农户意愿包含农民对现住房满意程度、土地规模经营意愿、闲置宅基地处置与中心村建设意愿。李君等^[27]设计的农民意愿调查包含现有居住条件的评价、邻里关系、迁居类型、现有住宅满意度等内容,研究发现农民的改造意愿受年龄结构、居住条件、消费观念等因素影响。聂鑫等^[28]认为民族、土整政策知晓程度、家庭人口数、村容村貌满意程度对整治农户意愿具有正向影响,年龄、劳动力人口、项目实施前征集意见情况对其具有负向影响。黄明进等^[29]通过对广州市白云区空心村的实地调查,得出空心村改造认知程度、是否异地改建、是否整村改造、是否成为改造试点村、改造后节约土地利用方式对农民改造意愿影响显著。刘彦随等^[30]从地理学角度结合山东禹城的整治实践进行研究,通过潜力评价和情景模拟,提出空心村改造中尊重农户意愿,在农户可接受框架下,科学评估,示范先行,合理补偿的整治对策。

综上所述,目前空心村整治农户意愿的影响因素众多,学者们主要从农户自身的年龄、文化程度,对政策的认知状况,对现有住房、环境以及搬迁补偿等方面进行研究,但对其影响因素的研究主要是运用 Logistic 模型进行分析,对于运用结构方程模型 (SEM) 的研究分析较少,且从农户这个微观主体出发的相关研究也较少,因此本文基于结构方程模型,分析空心村整治农户意愿及其影响因素,对于推进新农村建设以及构建社会主义和谐社会具有十分重要的意义,为制定合理的空心村改造政策提供一定的参考价值。

1.2 研究假说

基于上诉文献综述和相关理论研究,本文提出见图 1 的村庄整治农户意愿的主要影响因素假说模型。

假说模型以整治农户意愿为内生潜变量,以农户的政策认知程度、现有状况满意度、生活改变接受度、整治期望度为外源潜变量(以下简称认知度、满意度、接受度、期望度)。其中,政策认知程度包括是否了解新农村建设、是否了解土地征收、是否了解城乡增减挂钩、是否了解空心村整治以及是否了解宅基地退出政策;现有状况满意度包括道路满意度、教育满意度、医疗满意度、绿化满意度、基础设施满意度以及搬迁补偿满意度;生活改变接受度包括生活方式改变接受度、就业改变接受度、建房投入增加接受度、耕地减少接受度以及生活成本上升接受度;整治期望度包括住房改善期望度、收入增加期望度、环境改善期望度、身份转变期望度。基于文献综述、相关理论与本文的研究主题,本文提出以下假设:

H₁: 认知度、满意度、接受度以及期望度对整治农户意愿产生影响,且满意度对农户参与村庄整治的影响最大;

H₂: 认知度与整治农户意愿有正相关关系,农民对当前的相关农村政策越了解,对政策越支持,就会越愿意参与村庄整治;

H₃: 满意度与整治农户意愿有负相关关系,农民对当前生活状况满意度越低,就越想要改变现状,整治意愿则越强;

H₄: 接受度与整治农户意愿有正相关关系,农民对生活状况的改变接受度越高,表明其承受能力越强,越能接受现状的改变,整治意愿越强;

H₅: 期望度与整治农户意愿有正相关关系,农民改变现状的期望越强,即表明其参与整治的意愿越强。

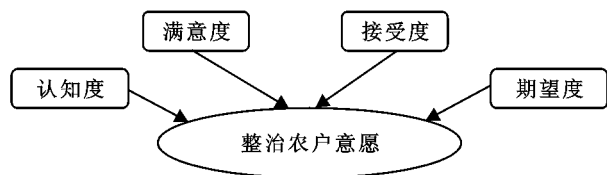


图1 整治农户意愿影响因素假说模型

2 样本选择

本文选取成都市近郊区 5 个县(市、区)的整治农户作为实证分析对象并组织相关的实地调查,以验证图 1 所示的整治农户意愿影响因素的假说模型。

2.1 样本选择

本次调查主要是为了研究整治农户意愿影响因素情况,受访农户是否愿意参与村庄整治将直接影响研究的结果。为确保调查对象选择的准确性,本次共选取邛崃、大邑、崇州、新津、天府新区 5 个地区 17 个村(社),通过分层抽样和随机抽样相结合的方法选取样本,在每个村(社)随机选择 20~30 个左右符合设

定条件的农户,且调查采取一对一访谈的方式进行当场作答。调查问卷共 457 份,有效问卷 419 份,问卷有效率为 91.7%。

2.2 问卷设计

调查问卷的设计围绕村庄整治农户意愿假说模型展开,在借鉴已有相关研究的基础上,结合本文的具体情况,针对模型中提出的各项假说设计问卷,在天府新区官塘村进行预调研,然后基于调研实际对问

卷进行修正。正式的调查问卷分为两部分,一为农户的基本信息,包括自身特征和家庭特征,其中自身特征包括年龄、文化程度;家庭特征包括家庭人口、耕地面积、家庭年收入以及房屋结构。二为整治意愿调查,包括整治农户意愿、认知度、满意度、接受度以及期望度 5 方面共约 23 个可观测变量,每个指标均采用李克特 5 点量表法(Likert)来测度其值。模型变量含义、取值以及描述性统计分析结果详见表 1。

表 1 假说模型变量

变量定义	潜变量		可测变量 符号	含义	变量取值	平均值	标准差
	符号	含义					
外源潜在变量	A	认知度	A ₁	是否了解新农村建设		3.69	1.251
			A ₂	是否了解土地征收	非常了解=5;了解=4;基本	3.76	1.389
			A ₃	是否了解城乡增减挂钩	了解=3;不了解=2;非常不	3.60	1.468
			A ₄	是否了解空心村整治	了解=1	3.74	1.220
			A ₅	是否了解宅基地退出		3.79	1.214
	B	满意度	B ₁	道路满意度		3.89	1.090
			B ₂	教育满意度	非常满意=5;满意=4; 一般=3;不满意=2; 非常不满意=1	3.91	1.090
			B ₃	医疗满意度		3.95	1.163
			B ₄	绿化满意度		3.93	1.100
			B ₅	基础设施满意度		3.91	1.142
			B ₆	搬迁补偿满意度		3.95	1.149
	C	接受度	C ₁	生活方式改变接受度		3.60	1.322
			C ₂	就业改变接受度	非常接受=5;接受=4;基本	3.69	1.271
			C ₃	建房投入增加接受度	接受=3;不接受=2;非常不	3.62	1.267
			C ₄	耕地减少接受度	接受=1	3.73	1.311
			C ₅	生活成本上升接受度		3.67	1.315
	D	期望度	D ₁	住房改善期望度	非常期望=5;期望=4;基本 期望=3;不期望=2;非常不 期望=1	3.63	1.247
			D ₂	收入增加期望度		3.57	1.280
			D ₃	环境改善期望度		3.51	1.267
			D ₄	身份转变期望度		3.59	1.229
内生潜在变量	E	整治意愿	E ₁	拆旧意愿	非常愿意=5;愿意=4;基本	3.63	1.330
			E ₂	建新意愿	愿意=3;不愿意=2;非常不	3.63	1.371
			E ₃	综合意愿	愿意=1	3.69	1.318

3 样本描述

3.1 受访农户基本特征

从调查对象的情况来看,男女比例较平衡,男性占样本总数的 47.5%,女性占样本总数的 52.5%;受访农户大多为中老年人,其中 20 岁以下的有 6 人,21~40 岁的有 68 人,41~60 岁的有 212 人,60 岁以上的有 133 人;受访农户文化程度普遍偏低,以小学及以下学历为主,共 259 人,占样本总数的 61.8%,家庭人口主要集中在 3~5 人,平均家庭人口为 4 人;家庭年总收入主要在 1~5 万元范围内;家庭房屋结构

以砖木和砖混为主。受访农户基本信息详见表 2。

3.2 整治农户意愿比较

本次共调查天府新区、邛崃、崇州、大邑、新津 5 个县(市、区),所调查的村庄目前已基本完成整治,整治意愿分为拆旧意愿、建新意愿以及综合意愿。调查显示 88%的农户表示愿意参加整治,其中愿意拆旧的有 89%,愿意建新的有 88%,拆旧意愿高于建新意愿,主要原因是因为城镇近郊区,农民进城务工的较多,他们更愿意到城镇购房,而非在农村建新房,且原有的房屋大多都较破旧,同时拆旧可获得一定的补偿。

3.2.1 不同距离农户意愿比较 距中心城镇不同距

离的农户对村庄整治的意愿程度具有明显的差异(在这里将 0~2 km 定义为较近距离,2 km 以上定义为较远距离)。从表 3 可以看出,总的来说,距城镇越远的村庄,拆旧意愿高于建新意愿,而距城镇越近的村庄,建新意愿高于拆旧意愿,其中在所调查的村庄中,斜江村、火星村、新民村以及英汉村有所例外,主要是因为这些距离较远的村庄有较多新修房屋,人们不愿意拆除,而距离较近的村庄年代久远的房屋较多,人们的建新需求较高,总的来说,距中心城镇距离与整治意愿呈正相关。

3.2.2 不同年龄农户意愿比较 表 4 的调查显示,不同年龄受访农户的村庄整治意愿有所差异。这里将年龄划分为 4 个阶段,所有阶段的拆旧意愿均高于建新意愿,其中 0~20 岁的拆旧意愿和建新意愿最高,60 岁以上的拆旧意愿及建新意愿最低,年龄越大的人拆旧和建新意愿越低,即年龄层次与整治意愿呈负相关,主要是因为老年人有较强烈的恋土情节,以及受保守思想的影响,不愿意对现状做出改变。

3.2.3 不同文化程度农户意愿比较 从表 5 可以看出,不同文化程度的农户村庄整治意愿存在差异,农户所受教育不同,思想也会不同,对政策及现状的认知就会不同。总体上来说,文化程度越高的人其村庄整治意愿越高,即文化程度与整治意愿呈正相关。而这里的小学及以下文化程度的整治意愿高于初中文化的整治意

愿,主要是由于样本量的问题,调查人口文化程度普遍偏低,小学及以下学历的人数大于初中文化人数。

表 2 农户基本信息

	分类	项目/个	百分比/%
性别	男	199	47.5
	女	220	52.5
年龄	20 岁及以下	6	1.43
	21~40 岁	68	16.23
	41~60 岁	212	50.6
	60 岁以上	133	31.74
学历	小学及以下	259	61.81
	初中	126	30.07
	高中或中专	25	6
	大专及以上	9	2.15
家庭年收入	1 万以下	15	3.58
	1~5 万	284	67.78
	5~10 万	79	18.85
	10 万以上	41	9.79
家庭人口总数	2 人及以下	29	6.92
	3~5 人	320	76.37
	5 人以上	70	16.71
房屋结构	土木	34	8.11
	砖木	177	42.25
	砖混	208	49.64

表 3 不同距离农户的村庄整治意愿程度

村(社)	距中心城镇 距离/km	样本	拆旧意愿				建新意愿			
			愿意	百分比/%	不愿意	百分比/%	愿意	百分比/%	不愿意	百分比/%
官塘村	4.5	37	34	91.89	3	8.11	30	81.08	7	18.92
斜江村	1.1	20	19	95	1	5	18	90	2	10
火星村	2.2	24	20	83.33	4	16.67	21	87.5	3	12.5
华会村	0.3	29	22	75.86	7	24.14	23	79.31	6	20.69
石子村	1.3	20	15	75	5	25	17	85	3	15
九龙村	1.8	18	16	88.89	2	11.11	16	88.89	2	11.11
共富村	2.2	20	19	95	1	5	18	90	2	10
新民村	2.5	19	13	68.42	6	31.58	15	78.95	4	21.05
英汉村	3	26	20	76.92	6	23.08	21	80.77	5	19.23
白玉村	4.2	26	26	100	0	0	25	96.15	1	3.85
延贡村	2	19	17	89.47	2	10.53	16	84.21	3	15.79
园林村	3.3	31	30	96.77	1	3.23	28	90.32	3	9.68
祥和村	4.7	26	26	100	0	0	26	100	0	0
波尔社区	2.2	28	27	96.43	1	3.57	26	92.86	2	7.14
纪碾社区	1.5	27	24	88.89	3	11.11	25	92.59	2	7.41
德通社区	3.2	24	24	100	0	0	23	95.83	1	4.17
天泉社区	2.5	25	21	84	4	16	20	80	5	20
合计	—	419	373	89.02	46	10.98	368	87.83	51	12.17

表 4 不同年龄农户的村庄整治意愿程度

年龄	样本	拆旧意愿				建新意愿			
		愿意	百分比/%	不愿意	百分比/%	愿意	百分比/%	不愿意	百分比/%
20 岁及以下	6	6	100.00	0	0.00	6	100.00	0	0.00
21~40 岁	68	61	89.71	7	10.29	59	86.76	9	13.24
41~60 岁	212	202	95.28	10	4.72	201	94.81	11	5.19
60 岁以上	133	104	78.20	29	21.80	102	76.69	31	23.31
合计	419	373	89.02	46	10.98	368	87.83	51	12.17

表 5 不同文化层次村庄整治农户意愿程度

年龄	样本	拆旧意愿				建新意愿			
		愿意	百分比/%	不愿意	百分比/%	愿意	百分比/%	不愿意	百分比/%
小学及以下	259	235	90.73	24	9.27	233	89.96	26	10.04
初中	126	105	83.33	21	16.67	101	80.16	25	19.84
高中或中专	25	24	96.00	1	4.00	25	100.00	0	0.00
大专及以上	9	9	100.00	0	0.00	9	100.00	0	0.00
合计	419	373	89.02	46	10.98	368	87.83	51	12.17

表 6 意愿问卷的信度系数

因素	认知度	满意度	接受度	期望度	整治意愿
Cronbach's Alpha	0.858	0.920	0.876	0.871	0.874

4 实证分析

4.1 模型构建

本文所研究的村庄整治农户意愿属于农户的主观意识,存在主观测量误差,且难以直接测量。结构方程模型(structural equation modeling,简称 SEM)可为难以直接观测的潜变量提供一个可以观测和处理,并可将难以避免的误差纳入模型之中进行分析。为此,本文应用 SEM 展开整治农户意愿影响因素的分析。结构方程模型包括:(1) 测量模型,反映潜变量和可测变量间的关系;(2) 结构模型,反映潜变量之间的结构关系。

$$X=\Lambda_x\xi+\sigma \tag{1}$$

$$Y=\Lambda_y\eta+\epsilon \tag{2}$$

$$\eta=B\eta+\Gamma\xi+\zeta \tag{3}$$

方程(1)和方程(2)为测量模型, X 为外生潜变量的可测变量; Y 为内生潜变量的可测变量; Λ_x 和 Λ_y 分别为反映 x 对 ξ 和 y 对 η 关系强弱程度的关联系数矩阵; σ 和 ϵ 分别为 x 和 y 的测量误差。方程(3)为结构模型; η 为内生潜变量; ξ 为外生潜变量; η 通过 B 和 Γ 系数矩阵以及误差向量 ζ 把内生潜变量和外生潜变量联系起来。

4.2 信度和效度检验

(1) 信度检验。信度系指测验结果的一致性、稳定性及可靠性。本文采用 Cronbach's(克朗巴哈) α 系数来检查调查问卷研究变量在各个测量题项上的一致性程度,Cronbach's α 信度系数是目前最常用的信度系数,当 Cronbach's α 系数值 ≥ 0.7 , $0.35\sim 0.7$ 和 <0.35 时,所对应的分别为高信度、一般信度(尚可)和低信度。测量结果见表 6,整治农户意愿的认知度、满意度、接受度、期望度以及整治意愿的 Cronbach's α 系数均大于 0.7,表明变量具有良好的内部一致性信度。

(2) 效度检验。问卷的效度一般可从内容效度和建构效度两方面来检验。本次调查问卷的潜变量设定是基于文献综述和相关理论、预调研情况、专家审查和修订等综合考虑的结果,基本保证了问卷能够包含影响整治农户意愿的主要因素,具有一定的代表性和可靠性,因此保证了问卷具有较好的内容效度。利用 SPSS 22.0 进行探索性因子分析对量表进行 KMO 和 Bartlett's 球形检验,可得 $KMO=0.893$,大于 0.7,Bartlett's 球形检验值显著($Sig.<0.001$),表明问卷数据符合因子分析的前提要求。因此采用主成分分析方法进一步进行分析,以特征根大于 1 为因子提取公因子,因子旋转时采用方差最大正交旋转进行因素分析,分析结果见表 7。

从表 7 可以看出因素分析结果总共得到 5 个因素,解释能力分别为 19.048%,14.905%,14.361%,12.762%,9.623%,总解释能力(累计方差贡献率)达到了 70.700%,大于 50%,表明筛选出来的 5 个因素具有良好的代表性。且通过 Kaiser 标准化最大方差法对因素负荷量系数进行分析可知,各个测量题项的因素负荷量均大于 0.5,且交叉载荷均小于 0.4,每个题项均落到对应因素中,表明量表具有良好的结构效度。

在讨论理论建构效度时,必须考虑问卷的收敛效度和区别效度,相关系数能较好地反映结构效度。相关系数详细的分类方法如下: $|r|=1$,完全相关; $|r|\leq 0.70<0.99$,高度相关; $0.40\leq |r|<0.69$,中度相关; $0.10\leq |r|<0.39$,低度相关; $|r|<0.10$,微弱或无相关。整治农户意愿影响因素的各潜变量间的相关性情况见表 8。表中数据显示,各因素之间均具有

显著的相关,农户认知度潜变量与其他潜变量的相关系数较低,说明该潜变量的区别效度较高。同理,满意度、接受度以及期望度潜变量均具有区别效度,说明问卷的结构效度良好。

4.3 模型拟合及修正

本文使用 Amos17.0 软件作为结构方程模型分析的软件工具,对图 1 模型进行拟合,分析模型的各项拟合指标及路径系数。当指标的估计值标准化系数超过 1,且存在负的误差方差,即模型产生违犯估计(offending estimates)时,采用渐进的方式对模型进行修正,验证结构方程模型的适配性,本研究选择几个指标进行整体模型的配适度的评估,包含 Cmin 检验、Cmin/DF 的比值、配适度指标(GFI)、调整后的配适度(AGFI)、平均近似误差均方根(RMSEA)、非基准配适指标(NNFI)、渐增式配适指标(IFI)、比较配适度指标(CFI),评价模型与数据拟合程度时要综合考虑各个指标,当绝大多数指标都满足要求时可以认为模型与数据拟合度较好,然后对研究中提出的假设进行检验,最终达到如图 2 所示的较优模型。

表 8 相关分析					
认知度	认知度 A	满意度 B	接受度 C	期望度 D	整治农户意愿 E
认知度 A	1				
满意度 B	-0.178**	1			
接受度 C	0.309**	-0.140**	1		
期望度 D	0.355**	-0.185**	0.190**	1	
整治农户意愿 E	0.443**	-0.386**	0.393**	0.406**	1

* *. 在置信度(双测)为 0.01 时,相关性是显著的。

按照结构方程模型的应用程序,在进行模型整体适配度估计前,应检验模型是否产生违犯估计。图 2 为修正后的模型,模型估计值显示,标准化系数没有超过或接近 1,不存在负的误差变异数,也没有出现非常大或极小的标准误差,协方差矩阵也符合正定矩阵。各拟合指数的常用标准为:Cmin/DF<3,拟合优度指数 GFI 和 AGFI、非正规拟合指数 NNFI、增量拟合指数 IFI、比较拟合指数 CFI 的取值范围是 0 到 1 之间,越接近 1 拟合效果越好,通常采取>0.9 的标准;而近似误差指数 RMSEA 取值在 0.08 以下,越小越好。从整体模型适配度的检验结果可知 Cmin/DF 为 1.712,小于 3 以下标准,GFI,AGFI,NNFI,IFI,CFI 分别为 0.928,0.909,0.967,0.971,0.971,均达到 0.9 以上的标准,RMSEA 为 0.041,达到了 0.08 以下的标准,大多的拟合指标均符合一般 SEM 研究的标准,表明模型的整体拟合度很好,说明本文提出的因果关系模型与实际调查数据契合,模型的可用性就越高,图 2 的路径分析的假说模型得到了支持。

表 7 总方差解释							
编号	总计	方差	累积/	编号	总计	方差	累积/
		百分比/%	%			百分比/%	%
1	6.951	30.222	30.2	13	0.388	1.685	87.5
2	3.561	15.482	45.7	14	0.359	1.561	89.1
3	2.586	11.243	56.9	15	0.354	1.537	90.6
4	1.914	8.321	65.3	16	0.326	1.416	92
5	1.249	5.432	70.7	17	0.308	1.341	93.4
6	0.616	2.68	73.4	18	0.293	1.275	94.7
7	0.592	2.573	76	19	0.276	1.198	95.8
8	0.53	2.305	78.3	20	0.265	1.153	97
9	0.479	2.08	80.3	21	0.257	1.116	98.1
10	0.443	1.928	82.3	22	0.225	0.977	99.1
11	0.414	1.801	84.1	23	0.208	0.904	100
12	0.407	1.77	85.8				
提取载荷平方和				旋转载荷平方和			
总计	方差	累积/	总计	方差	累积	总计	方差
	百分比/%	%		百分比/%	%		
6.951	30.222	30.22	4.381	19.048	19.048		
3.561	15.482	45.7	3.428	14.905	33.953		
2.586	11.243	56.95	3.303	14.361	48.315		
1.914	8.321	65.27	2.935	12.762	61.077		
1.249	5.432	70.7	2.213	9.623	70.7		

4.4 模型路径分析

修正模型的整体拟合指标通过检验后,模型进入路径分析阶段。表 9 给出了整治农户意愿影响因素模型的路径系数、标准误差、临界比率值及显著性。从表中可知,认知度对整治农户意愿的β值为0.252,p 值小于 0.001,表明认知度对整治农户意愿具有正向的影响作用,假设成立;满意度对整治农户意愿的β值为-0.282,p 值小于 0.001,表明满意度对整治农户意愿具有负向的影响作用,假设成立;接受度对整治农户意愿的β值为 0.262,p 值小于 0.001,表明接受度对整治农户意愿具有正向的影响作用,假设成立;期望度对整治农户意愿的β值为 0.245,p 值小于 0.001,表明期望度对整治农户意愿具有正向的影响作用,假设成立;所以可知满意度对农户意愿整治的影响最大。对各潜变量的分析具体如下:

(1) 满意度潜变量中,道路满意度、教育满意度、医疗满意度、绿化满意度、基础设施满意度以及搬迁补偿满意度对农户现有状况满意度的影响路径系数

分别为 0.83,0.79,0.76,0.80,0.84,0.86,各变量与满意度之间均为显著的正相关关系,对满意度影响最大的为搬迁补偿满意度,搬迁补偿越高,相应地收入会增加,人们的生活成本以及建房成本都会相应减轻,人们越愿意参与整治。

(2) 认知度潜变量中,是否了解新农村建设、是否了解土地征收、是否了解城乡增减挂钩、是否了解空心村整治以及是否了解宅基地退出等显变量对农户政策认知度的影响路径系数分别为 0.73,0.71,0.73,0.78,0.76,各显变量与潜变量均为显著的正相关,对认知度潜变量影响最大的为是否了解空心村整治政策,但各可测变量的影响大小差异较小。

(3) 接受度潜变量中,生活方式改变接受度、就业改变接受度、建房投入增加接受度、耕地减少接受度以及生活成本上升接受度对接受度的影响路径系数分别为 0.72,0.75,0.81,0.76,0.79,各变量与接受度潜变量均为显著的正向关系,影响系数最大的为建房投入增加接受度,有较多受访农户表示,他们建新房投入了较大的成本,增加了生活负担,影响了他们参与村庄整治的意愿。

(4) 望度潜变量中,住房改善期望度、收入增加期望度、环境改善期望度以及身份转变期望度对农户整治期望度的影响路径系数分别为 0.80,0.81,0.79,0.78,对期望度影响最大的为收入增加期望度,各变量的影响路径系数差别较小。

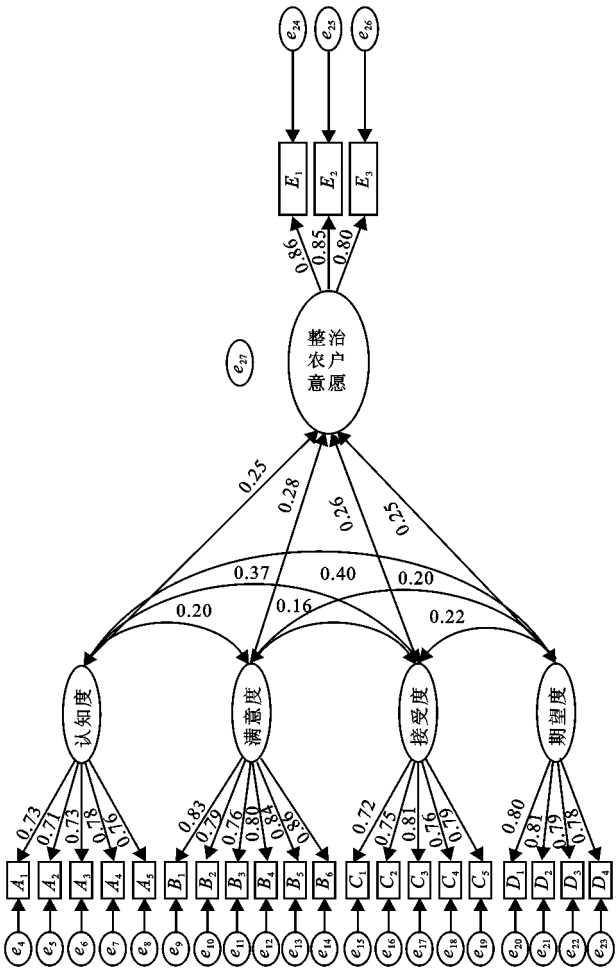


图 2 结构方程模型

表 9 结构方程模型路径系数

整治意愿	标准化估计值	非标准化估计值	标准误 S. E.	C. R. (t-value)	p	SMC(R ²)
认知度	0.252	0.365	0.08	4.624	* * *	0.477
满意度	-0.28	-0.301	0.05	-6.174	* * *	
接受度	0.262	0.421	0.08	5.214	* * *	
一期望度	0.245	0.301	0.06	4.825	* * *	

注: * * * 表示 $p<0.001$ 水平显著。

5 结论与讨论

5.1 结论

通过以上分析可知,认知度、接受度以及期望度与农户的整治意愿存在正向的相关关系,满意度与整治农户意愿是负向关系,主要原因是这里的满意度主要是针对整治前的情况来说,整治前村庄的人居环境、基础设施、公共服务等各方面条件均较差,人们期望通过村庄整治改变现状,4 个潜变量对整治农户意愿的影响路径系数分别为 0.252,-0.282,0.262,0.245,满意度对整治农户意愿的影响最大,接受度次之,认知度再次之,期望度最后。对满意度潜变量影响最大的为搬迁补偿满意度,对认知度潜变量影响最

大的为是否了解空心村整治政策,对接受度潜变量影响最大的为建房投入增加接受度,对期望度潜变量影响最大的为收入增加期望度,各可测变量与潜变量均呈显著的正相关,且各变量的影响路径系数差别较小,上述研究结论与本文的研究假说基本一致。本文的研究结论显示,加强对农户的搬迁补偿、改善农户基础设施条件和居住环境,以及加强对空心村相关政策的宣传,减轻农户建房投入成本,解决农民就业问题,增加收入来源,有利于提升农户满意度,更好地推进农村空心化整治。

5.2 讨论

(1) 本文在对整治意愿影响因素的分析过程中,选取了 5 个影响意愿因子 23 项指标反映农民整治意

愿变化,选择的指标和方向与实况相结合,若选择的因子不同指标偏向不一,则反映农民的整治意愿上的强烈程度均会不同,反映的现实问题也会存在差异,研究对象以及指标会直接影响到模型的结果,所以如何选择合理的整治意愿指标仍有待进一步的探索。

(2) 结构方程模型的指标选择限制为单一的常数样本指标,针对复杂的非线性指标如何在模型构建中合理筛选,并如何通过其他方式将其对整治意愿的影响体现出来,技术方法上全面而系统地选择指标,仍值得继续探讨。

(3) 对农民整治意愿影响因素研究只保留了5项因子,得到的结论也只能大致反映各影响因子间的关系,在后续的研究中应全面地加以考虑与完善,同时数据的采集存在地区性和片面性,仅能反映调查区域的实际问题,对于更大范围内的整治意愿影响因素研究,需要更进一步的探讨。

参考文献:

- [1] 王介勇,刘彦随,陈玉福,黄淮海平原农区农户空心村整治意愿及影响因素实证研究[J]. 地理科学,2012,32(12):1452-1458.
- [2] 刘彦随,龙花楼,陈玉福,等. 空心村整治应提升为国家战略[J]. 国土资源导刊,2012(7):31-33.
- [3] 刘彦随. 科学推进中国农村土地整治战略[J]. 中国土地科学,2011(4):3-8.
- [4] 李小建,时慧娜. 基于农户视角的农区发展研究[J]. 人文地理,2008,23(1):1-6.
- [5] Speare A. Residential sat is faction as an intervening variable in residential mobility [J]. Demography, 1974(11):173-188.
- [6] Speare A, Kobrin F, Kingkade W. The influence of socio-economic bonds and sat is faction on interstatemigration[J]. Social Forces, 1982(61):551-574.
- [7] 龙开胜,陈利根. 基于农民土地处置意愿的农村土地配置机制分析[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2011,11(4):80-87.
- [8] 文军. 从生存理性到社会理性选择:当代中国农民工外出就业动因的社会学分析[J]. 社会学研究,2001(6):19-30.
- [9] 周婧,杨庆媛,张蔚,等. 贫困山区不同类型农户对宅基地流转的认知与响应:基于重庆市云阳县568户农户调查[J]. 中国土地科学,2010,24(9):11-17.
- [10] Liu Yansui, Liu Yu, Chen Yangfen, et al. The process and driving forces of rural vacating in China under rapid urbanization[J]. Journal of Geographical Sciences, 2010,20(6):876-888.
- [11] 鲁莎莎,刘彦随. 106国道沿线样带区农村空心化土地整

治潜力研究[J]. 自然资源学报,2013,28(4):537-549.

- [12] 孔雪松,刘艳芳,邹亚锋,等. 基于农户意愿的农村居民点整理潜力测算与优化[J]. 农业工程学报,2010,26(8):296-301.
- [13] 叶剑平,宋家宁,毕宇珠. 土地整治模式创新及其权益分配优化研究[J]. 中国土地科学,2012,09:48-53.
- [14] Yukihiro S. Depopulation and rural special renovation: A case study in Shimoina County[J]. Journal of Asian Architecture and Building Engineering, 2007, 16(2):259-266.
- [15] 陈玉福,孙虎,刘彦随. 中国典型农区空心村综合整治模式[J]. 地理学报,2010,65(6):727-735.
- [16] 刘彦随,刘玉. 中国农村空心化问题研究的进展与展望[J]. 地理研究,2010,29(1):35-42.
- [17] 宋伟,陈百明,张英. 中国村庄宅基地空心化评价及其影响因素[J]. 地理研究,2013(1):20-28.
- [18] 汪先平. 当代日本农村土地制度变迁及其启示[J]. 中国农村经济,2008(10):74-80.
- [19] 李显刚. 韩国“新村运动”及对双鸭山市新农村建设的启示[J]. 农业经济问题,2010(12):6-11.
- [20] 黎孔清,陈银蓉,余雪振. 湖北省随县农村居民点整治现实潜力测算及整治策略:基于农户意愿的调查分析[J]. 自然资源学报,2013,28(3):459-469.
- [21] 诸培新,王敏,胡军. 农村土地整治的区域条件与微观农户意愿研究:以南京市万顷良田工程为例[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2015(1):61-67,125.
- [22] 曲衍波,姜广辉,张凤荣,等. 基于农户意愿的农村居民点整治模式[J]. 农业工程学报,2013,28(23):232-242.
- [23] 张正峰,吴沅菁,杨红. 两类农村居民点整治模式下农户整治意愿影响因素比较研究[J]. 中国土地科学,2013(9):85-91.
- [24] 周小平,王情,谷晓坤. 不同经济发展水平地区农村居民点整治意愿研究:基于山东省和福建省两地农户的调查[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2012(4):100-105.
- [25] 王静,李钢,陈瑜琪,等. 基于农户意愿的睢宁县农村土地综合整治研究[J]. 中国土地科学,2012(3):68-72,97.
- [26] 陈玉福,孙虎,刘彦随. 中国典型农区空心村综合整治模式[J]. 地理学报,2010,65(6):727-735.
- [27] 李君,李小健. 河南中收入丘陵区村庄空心化微观分析[J]. 中国人口·资源与环境,2008,18(1):170-175.
- [28] 聂鑫,徐筱越,缪文慧,等. 西部地区农户参与土地整治意愿及影响因素[J]. 江苏农业科学,2016,44(8):531-534.
- [29] 黄明进. 空心村改造农民意愿及其影响因素分析[D]. 广州:华南理工大学,2013.
- [30] 刘彦随,刘玉,翟荣新. 中国农村空心化的地理学研究及整治实践[J]. 地理学报,2009,64(10):1193-1202.