

引用格式:时鹏,余劲. 风险预期、市民化感知及农户认知对易地扶贫搬迁农户宅基地退出的影响[J]. 资源科学, 2021, 43(7): 1387-1402. [Shi P, Yu J. Impact of risk expectation, citizenization perception, and farmers' cognition on the relocated rural households' homestead withdrawal[J]. Resources Science, 2021, 43(7): 1387-1402.] DOI: 10.18402/resci.2021.07.09

# 风险预期、市民化感知及农户认知对易地扶贫搬迁农户宅基地退出的影响

时 鹏,余 劲

(西北农林科技大学经济管理学院,杨凌 712100)

**摘 要:**资金和土地问题是“后搬迁”时期易地扶贫搬迁接续推进农户减贫面临的两个重要约束条件,而搬迁农户宅基地退出是解决这一问题的关键。本文基于改进的计划行为理论,构建风险预期、市民化感知及农户认知对农户宅基地退出影响路径的理论框架,利用陕西省8县(区)1250份搬迁农户数据,采用混合结构方程模型进行检验,并分析了安置模式、农户年龄和政策认知的调节作用。结果表明:①风险预期和市民化感知对退出行为产生显著的直接影响,影响系数分别为-0.371和0.379,两者亦通过农户认知和退出意向的传导机制间接影响退出行为。②整体而言,宅基地退出行为受到农户认知的“自发性”、市民化感知的“政策协同性”和风险预期的“约束性”三重机制的影响。③分组结果显示:城镇化安置模式中,风险预期和市民化感知对退出行为的影响都更高;高龄组农户风险预期对行为态度和退出行为的约束性更强,而市民化感知的协同促进作用更低;政策认知会提高农户市民化感知对其退出行为的拉力,而降低风险预期的阻力。要实现宅基地顺利退出,在激活农户参与“自发性”的同时,通过升级农户市民化来提高搬迁对于宅基地退出的“协同性”拉动,同时通过就业扶持、优化搬迁前后社会保障制度的衔接等降低风险预期对宅基地退出的“约束性”作用。应根据不同的安置模式、不同农户年龄采取更加差异化的政策,不断提高农户的政策认知水平,从而精准、高效地推动搬迁农户退出宅基地。

**关键词:**宅基地退出;易地扶贫搬迁;风险预期;市民化感知;计划行为理论;混合结构方程模型;陕西省

DOI:10.18402/resci.2021.07.09

## 1 引言

脱贫攻坚是十八大以来中央到地方的“中心工作”<sup>[1]</sup>,易地扶贫搬迁是其中的“头号工程”,旨在实现近1000万建档立卡农村贫困人口的搬迁安置,使其实现稳定脱贫,共享发展成果<sup>[2]</sup>。作为一项艰巨浩繁的民生工程,该项目涉及到搬迁安置房建设、基础设施和公共服务配套、迁出区生态恢复等大量的资金投入,资金缺口一直是困扰易地扶贫搬迁的核心问题;截至目前,“搬得出”目标已基本实现,为决战决胜脱贫攻坚和全面建成小康社会发挥了重

要作用,但“重搬迁、轻发展”“重脱贫、轻致富”的现象普遍存在,搬迁安置与贫困农户的接续发展相脱节。要实现后脱贫时期搬迁农户“稳得住、能致富”的目标,就需要有强大的产业支撑,而产业发展需要成片集体建设用地的供给,这与目前农村地区增量建设用地供给不足,存量集体建设用地主要为零散分布的宅基地之现状相矛盾<sup>[3]</sup>。可见,资金和土地问题是易地扶贫搬迁进一步促进减贫、脱贫面临的两个约束条件。为解决上述难题,《国家“十三五”时期易地扶贫搬迁工作方案》等政策文件指出,

收稿日期:2020-08-03 修订日期:2021-07-12

基金项目:国家自然科学基金项目(71373208;71874139);国家重点研发计划“政府间国际科技创新合作”重点专项(2017YFE0181100);国家建设高水平大学公派研究生项目(201906300041)。

作者简介:时鹏,男,陕西洛南人,博士研究生,研究方向为易地扶贫搬迁与农户减贫。E-mail: sp13572501917@outlook.com

通讯作者:余劲,男,湖北英山人,教授,研究方向为公共管理。E-mail: yujin@nwsuaf.edu.cn

要“利用城乡建设用地增减挂钩政策支持易地扶贫搬迁”,在制度供给层面为土地政策创新支持易地扶贫搬迁提供了有力的政策保障和实践依据。

然而,土地扶贫这一政策初衷的实现最终有赖于农户宅基地退出决策,农户认知偏误可能降低政策的执行效率,甚至引起农户对宅基地退出的抵制,从而影响社会和谐与稳定<sup>[4]</sup>。事实上,易地扶贫搬迁强调“群众自愿”的基本原则,符合搬迁条件且自愿搬迁的农户需同步完成“一申请、两协议”的签订,此时,为了确保获得搬迁名额,农户往往选择接受“一户一宅”的政策要求,签订了腾退复垦协议。但在搬迁以后,能否实现稳定就业和同等享受各种公共服务,能否应对各种不确定性和风险,决定着农户在迁入地能否安心地生产生活,最终影响着农户的宅基地退出行为。在调研中发现,出于对未来生计、生活保障及预期风险等方面的担忧,搬迁农户并未按照政策设计之初的“一户一宅,搬新腾旧”等相关安排退出宅基地,甚至出现部分农户“宁愿放弃安置房,也不愿腾退宅基地”等现象。因此,基于农户视角分析搬迁户腾退旧宅的影响因素,激发农户腾退的内生性,是实现宅基地顺利退出的关键。近年来,学者们围绕宅基地退出行为的影响因素展开了大量研究,所采用的研究方法主要是多元离散回归和因子分析,分析了个人与家庭禀赋特征<sup>[5-7]</sup>、土地经营与利用、退地补偿、地理区位<sup>[8,9]</sup>等客观内部因素的影响,就业机会、收入水平等外部环境的拉力作用<sup>[10]</sup>以及农村土地产权安排<sup>[11,12]</sup>、户籍制度<sup>[9]</sup>、社会保障<sup>[13]</sup>等制度和政策因素的影响。少量研究关注到风险认知对农户宅基地退出的影响,但仅通过风险因素数量体现农户的风险预期<sup>[14]</sup>,无法反映不同风险因素的异质性作用,而将不同风险认知变量同时纳入回归分析<sup>[15]</sup>,又忽略了由此产生的多重共线性问题,导致估计结果偏误。有学者注意到了易地扶贫搬迁和宅基地退出之间存在内部驱动和外部拉动的政策协同关系<sup>[16]</sup>,分析了宅基地退出对于促进贫困地区农户减贫的治理路径<sup>[3,17]</sup>。

整体上,已有文献为本文奠定了良好的研究基础,但仍存在不足。首先,虽在理论上论证了搬迁对宅基地退出的“政策协同”作用,但缺少相关的实

证研究支持。其次,现有文献多基于农户认知的内部动机和一系列客观因素对宅基地退出行为的影响,而较少关注外部环境因素作为促进性条件和阻碍性因素对农户认知和宅基地退出影响的作用机理。最后,研究方法上,多采用多元回归分析,内生性和多重共线性问题会导致估计偏误,而在使用结构方程模型的研究中,忽视了形成型和反映型测量指标之间的差异,一味采用反映型指标,导致了逻辑的混乱和估计偏误。

鉴于此,本文基于陕西省南部地区汉中、安康、商洛三市8县1250个搬迁农户的微观调查数据,将风险预期和市民化感知纳入分析框架,构建扩展的计划行为理论并提出本文的研究假说,在此基础上,建立同时包含形成型指标和反映型指标的混合结构方程模型,使用偏最小二乘法(PLS)技术,进行模型估计和研究假说检验,分析风险预期、市民化感知及农户认知对搬迁农户宅基地退出的影响,最后,利用多群组分析方法检验搬迁安置模式、农户年龄和政策认知的调节效应。本文的研究有助于弥补现有文献的不足,对进一步完善“后搬迁”时期接续扶持政策,促进实现搬迁农户宅基地的顺利退出,从而接续推进搬迁农户减贫和发展具有重要意义。

## 2 理论模型与研究假说

### 2.1 理论基础

计划行为理论(Theory of Planned Behavior, TPB)由Ajzen<sup>[18]</sup>提出,其主要观点认为个体认知(行为态度、主观规范和感知行为控制)决定行为意向,行为意向决定行为。大量的实证研究支持了上述观点,然而Sutton<sup>[19]</sup>的一个元分析(Meta-analyses)的定量研究表明,只有40%~50%的行为意向方差是由这三者解释的,之后很多研究得到了相似甚至更低的结果<sup>[20,21]</sup>。Ajzen<sup>[22]</sup>本人也认为TPB具有开放性,要结合研究实际进行修正和扩展,以适应特定情景。学界通过两种方式对TPB进行了扩展:一是研究个体认知因素之间的内在联系<sup>[23,24]</sup>;二是加入其他的潜变量,以提高TPB的解释能力<sup>[21,25]</sup>。本文中,搬迁农户宅基地退出决策以农户认知(即前文中的个体认知)为基础,而根据Triandis<sup>[26]</sup>的人际行

2021年7月

动理论,人的行为除受到内部动机的影响之外,还受到诸多外部环境因素的影响,Jeon等<sup>[27]</sup>进一步研究表明,感知后果和促进性条件会直接与个体行为相关联,而当存在明显的阻碍因素时,仅仅有内部动机也不足以产生行为本身。

易地扶贫搬迁背景下,农户搬迁与宅基地退出相互联动,农户会根据搬迁的后果不断调整自己的退出策略,而并非直接、孤立地考虑是否退出,搬迁通过“人的城镇化”对宅基地退出产生外部拉动作用,即通过“政策协同”机制促进宅基地退出<sup>[16]</sup>。具体而言,易地扶贫搬迁强调与新型城镇化相结合,通过农户的职业转换和角色转型实现脱贫目标,实质在于搬迁户的“市民化”<sup>[28]</sup>,因此,农户的“市民化”感知将影响着农户的宅基地退出决策。需要强调的是,随着城乡一体化进程的推进,无论是作为陕南易地扶贫搬迁主要模式的“城镇化安置”还是一部“农业安置”,市民化并不意味着搬迁农户就业的非农化,也不再是地域上和职业上的区别,而在于农户的权利、待遇、生活方式、文明程度等的差异。与此同时,搬迁农户也面临诸如无法再次申请宅基地、长距离搬迁导致的被动弃耕、生活成本增加、养老保障缺失、补偿不足以及退出的宅基地未来可能增值等一系列预期风险,退出决策将受制于这些风险因素的阻碍作用。综上,市民化感知和风险预期分别作为促进性条件和阻碍性因素将影响着农户认知和退出宅基地的决策,结合人际行动理论对TPB进行扩展,将农户认知的“自发性”退出意向与市民化感知的“政策协同”拉力作用、风险预期的阻碍作用同时纳入分析框架,能更加全面、准确地反映搬迁农户的宅基地退出行为。

## 2.2 研究假说

行为态度,指搬迁农户对宅基地退出持正面或负面的评价,包括生存理性、经济理性、生态理性和发展理性4个维度。生存理性指宅基地退出降低了家庭对自然灾害的风险暴露水平,生命财产安全更加有保障;经济理性指宅基地退出通过获得政府的补偿,提高了家庭收入;生态理性指宅基地退出通过土地整治改善当地的生态环境;而价值理性则侧重于宅基地退出对子孙后代长远发展的有益性评估。当农户的行为态度越积极,就越倾向于退出宅

基地。据此,提出假说:

H1:当搬迁农户对宅基地退出的行为态度越积极时,其宅基地退出意向就越强烈。

主观规范,指搬迁农户在作出宅基地退出决策时感知到的社会压力,反映了周围重要他人的影响,分为指令性规范和示范性规范<sup>[29]</sup>。指令性规范包括村干部的宣传动员、其他农户的监督作用和腾退协议的约束作用3个方面,示范性规范指早期退出农户的示范激励作用。当农户感知到的主观规范越积极,就越倾向于退出宅基地。据此,提出假说:

H2:当搬迁农户宅基地退出的主观规范越积极时,其宅基地退出意向就越强烈。

感知行为控制,指搬迁农户感知到的退出宅基地容易或者困难的程度,可解构为内部的自我效能和外部的资源便利条件<sup>[30]</sup>。自我效能感指农户的能力和信心,腾退需要的时间、精力和资金等。外部的资源便利条件,指政府部门的支持和协助,补贴和奖励等。当农户感知行为控制越强(即自我效能感越强或感知到的外部支持越多)时,就越倾向于退出宅基地。据此,提出假说:

H3:当搬迁农户对宅基地退出的感知行为控制越强烈时,其宅基地退出意向就越高。

在经典的TPB中,很少有研究关注到行为态度、主观规范和感知行为控制之间的相互作用关系<sup>[23]</sup>;而在扩展的TPB中却有与之不同的结论,Oli-ver等<sup>[31]</sup>的研究表明,主观规范影响着人们的行为态度,也会影响其感知到的采取某项行为简单或者困难的程度,这在其他的研究中也得到了证实<sup>[24,32]</sup>。基于此,本文形成如下两个假说:

H4:搬迁农户宅基地退出的主观规范正向影响其行为态度。

H5:搬迁农户宅基地退出的主观规范正向影响其感知行为控制。

风险常内嵌于行为决策之中,分为客观风险和主观风险,只有当风险存在于现实世界且人们感知到它时,才会对行为决策产生影响<sup>[33]</sup>。本文采用农户的风险预期即主观风险衡量其对宅基地退出的影响。搬迁后,“一户一宅”意味着农户失去了再次申请宅基地的机会,且大部分农户搬迁距离较远,



将无法继续从事种植、养殖业,他们面临着失去宅基地及被动弃耕的风险;宅基地退出补偿标准的“一刀切”“增减挂钩”利益分配农户所得不达预期等<sup>[10]</sup>,使农户面临着退出补偿过低的风险;搬迁后,原来通过自给自足就可以满足日常生活需要的消费品现在需要通过购买获得,农户面临着生活成本升高的风险;房屋对农户而言有着生命历程之精神意义,农户“恋土情结”浓重,而退出后其“叶落归根”的诉求将难以实现;最后,农村宅基地也承担着养老保障的功能,随着城镇化进程加快而逐渐变得稀缺,退出以后农户面临着养老保障支持断裂和宅基地升值的风险。上述搬迁农户的风险预期因素将通过两条路径影响其宅基地退出行为:一是通过影响农户的行为态度间接影响退出行为,这条路径在其他相关研究中得到了验证<sup>[23]</sup>;二是直接对宅基地退出行为产生制约作用。据此,提出假说:

H6:搬迁农户风险预期负向影响其宅基地退出的行为态度。

H7:搬迁农户风险预期负向影响其宅基地退出行为。

“十三五”时期,易地扶贫搬迁与增减挂钩政策相衔接,是助力实现新型城镇化的重要途径,其实质在于搬迁农户的“市民化”<sup>[28]</sup>。根据渐进适应理论,农户会根据搬迁的效果反馈调整其退出策略,一般而言,易地扶贫搬迁通过“场域转换”改变了农户的生存禀赋条件,居住条件和生产、生活设施的改善是农户“搬出来”的前提,而只有获得更好的就业机会和更加稳定的收入,能够平等地享受教育、医疗、社会保障等权利和公共服务时,才会真正愿意退出宅基地,因此,农户的市民化感知作为促进性条件会影响其宅基地退出行为。借鉴钱文荣等<sup>[34]</sup>的研究,我们将搬迁农户市民化界定为三层涵义:身份市民化、资本市民化和心理市民化。身份市民化主要指农户搬迁至安置地以后当地基本公共服务和社会保障的可及性和公平性,如当农户认为在迁入地的教育水平、医疗条件等更加优越时,将促进农户的宅基地退出,在陕南,搬迁农户目前大多仍处于“人户分离”的状态,因此本文并不强调城镇户籍这一显性的身份市民化指标;资本市民化包括搬迁后的技术培训等带来农户的人力资本提升、社

会交往扩大带来的社会资本提升以及生计转型带来的收入水平提高;心理市民化体现为对搬迁后生活的适应性,适应度越高,则更可能退出宅基地。总之,当农户对于搬迁后市民化感知评价越高时,宅基地退出的行为态度就越积极,农户自身的感知控制行为能力也越强,当然,也会直接拉动宅基地的退出。据此,提出假说:

H8:搬迁农户的市民化感知正向影响其宅基地退出的行为态度。

H9:搬迁农户的市民化感知正向影响其宅基地退出的感知行为控制。

H10:搬迁农户的市民化感知正向影响其宅基地退出行为。

最后,预测搬迁农户的宅基地退出行为时,直观因素是其退出意向,据此,提出假说:

H11:搬迁农户的宅基地退出意向正向影响其退出行为。

根据以上理论分析和研究假说,提出本文的理论分析框架(图1)。

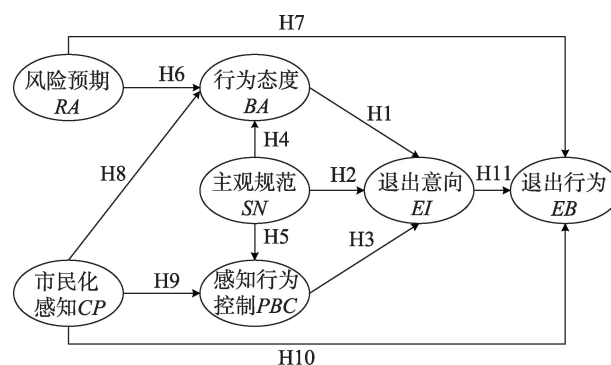


图1 风险预期、市民化感知对易地扶贫搬迁农户宅基地退出行为影响的概念模型

Figure 1 Conceptual model of the mechanism of risk expectation and citizenization perception on relocated rural households' homestead exit behavior

### 3 数据来源与研究方法

#### 3.1 数据来源

本文使用数据来自于课题组2017年12月—2018年1月期间对陕西省南部地区汉中市、安康市和商洛市开展的易地扶贫搬迁专题跟踪调研。此次调查以结构化入户问卷调查为主,以半结构化的访谈作为补充,调查样本的选择过程:由省搬迁

2021年7月

规划,在陕南三市中随机抽取调研县,最终确定的县(区)为汉中的留坝县、西乡县和略阳县,安康市的白河县、汉滨区和汉阴县,商洛市的丹凤县和镇安县;每个县随机抽取2~5个乡镇,共计选出32个乡镇,每个乡镇随机抽取30~60个农户,分层抽样与随机抽样相结合以确保样本数据的科学性和代表性。调查对象为年龄在18~70岁能够准确理解问卷信息及掌握家庭状况的成员,主要为户主或户主配偶,调查内容涉及农户的家庭人口信息、土地利用、农户生计、收入支出、移民搬迁及宅基地腾退等相关情况。共获得有效问卷1712份,本文重点研究搬迁农户的宅基地退出情况,因此最终进入实证分析的样本为陕南三市8县1250户搬迁农户数据。

受访搬迁农户中,平均年龄50.32岁,高中及以上学历仅占8.16%,75.36%的受访者仅有初中和小学学历。搬迁户中有72.08%的农户只有一处农村住房,而有近70.00%的农户原居住地位于深沟中或者山坡上,有66.08%的农户原有房屋为土木结构,2017年人均纯收入在5000元及以下的农户占34.88%。可见,调研区域农户的受教育程度低,生

产、生活条件较差,贫困程度较深。搬迁前,所有的农户都签署了宅基地腾退协议,而搬迁后有30.24%的农户表示愿意退出宅基地<sup>①</sup>,22.56%的农户表示不确定是否退出,47.20%的农户表示不愿意退出宅基地,目前有44.64%的农户已经退出了宅基地,农户退出意愿与退出行为之间具有不一致性,进一步腾退面临内生动力不足问题。样本农户的基本特征见表1。

### 3.2 研究方法

本文使用结构方程模型(SEM),有利于分析搬迁农户宅基地退出影响因素之间的多重因果关系,完整的SEM由结构模型和测量模型两部分构成,而测量模型分为形成型和反映型两种,很多研究忽视了它们之间的区别,导致了逻辑的混乱和估计结果偏误<sup>[35,36]</sup>。Jarvis等<sup>[37]</sup>给出了测量模型的选择标准,一是潜变量与测量变量之间因果关系的方向(Direction of Causality);二是显变量之间的可替代性(Interchangeability);三是显变量之间的共变性(Covariation);四是显变量是否预期有相同前提和结果。使用形成型测量模型需满足:测量指标变化是

表1 样本农户的基本特征

Table 1 Basic characteristics of the sample households

项目	选项	样本数/户	比重/%	项目	选项	样本数/户	比例/%
户主或配偶 年龄/岁	30以下	19	1.52	住房持有情况	1处农村住房	901	72.08
	30~39	159	12.72		2处及以上农村住房	326	26.08
	40~49	430	34.40		农村和城镇均有住房	23	1.84
	50及以上	642	51.36	原住房结构	土木结构	826	66.08
教育程度	没上过学	206	16.48		砖木结构	116	9.28
	小学	467	37.36		砖混结构	243	19.44
	初中	475	38.00		框架结构	65	5.20
	高中/中专	89	7.12	原居住位置	平地	375	30.00
	大专及以上	13	1.04		深沟或山坡	875	70.00
2017年人均 纯收入/元	2000以下	233	18.64	安置模式	城镇化集中	669	53.52
	2000~5000	203	16.24		中心村集中	403	32.24
	5001~10000	326	26.08		插花/分散	178	14.24
	10001~15000	217	17.36	农户是否愿意 腾退	不愿意	590	47.20
	15000以上	271	21.68		不确定	282	22.56
是否已经腾退	是	558	44.64		愿意	378	30.24
	否	692	55.36				

① 本文所使用的搬迁农户宅基地退出意向数据基于回顾调查方法(Recall Method)获得,如搬迁后农户对宅基地退出的自评意向强度(Retrospective Self-reported Intention)。

潜变量变化的因;各测量指标之间不能相互替代,删除任何一个指标都会改变潜变量的概念域;一个测量指标变化时,另一个测量指标不会随之改变;测量指标之间不必有相同的前因和后果等4个条件。反之,则使用反映型测量模型。参照这一标准,本文中风险预期和市民化感知两个潜变量应采用形成型测量模型;行为态度、主观规范、感知行为控制、退出意向和退出行为应采用反映型测量模型。

本文使用SmartPLS3.0进行模型估计,可以处理同时包括形成型和反映型的混合模型,其采用偏最小二乘法(Partial Least Square, PLS)估计基于方差的SEM模型,目标是寻求内生潜变量的被解释能

力最大化,更加适用于理论的发展和预测,而常用来估计协方差结构方程模型(CB-SEM)的软件如AMOS、LISREL、Mplus等只能用于估计全部为反映型潜变量的模型,无法估计混合模型,这也是较多研究直接使用反映型测量模型的原因。由于本文是在计划行为理论的基础上,将搬迁农户的风险预期因素和农户市民化感知纳入分析框架,是对已有理论的扩展和探索,综合了验证性分析和探索性分析方法,采用混合模型进行估计更加合理和精确。

### 3.3 变量设置

本文主要使用李克特五级量表测量问题项,便于对主观性问题进行测度和定量分析(表2)。课题

表2 潜变量、观测变量及代码<sup>②</sup>

Table 2 Latent variables, measurable variables, and codes

潜变量	指标	测量项目(题项)	均值	标准差
退出行为( <i>EB</i> )	拆旧行为	是否已经拆除旧屋( <i>EB</i> <sub>1</sub> )	0.446	0.499
	复垦行为	是否已经复垦复绿( <i>EB</i> <sub>2</sub> )	0.390	0.488
退出意向( <i>EI</i> )	拆旧意向	搬迁后宅基地腾退的意向强度( <i>EI</i> <sub>1</sub> )	1.831	0.864
	复垦意向	合理补贴条件下是否有腾退意向( <i>EI</i> <sub>2</sub> )	0.530	0.499
主观规范( <i>SN</i> )	示范性规范	已退出宅基地搬迁农户生活质量改善( <i>SN</i> <sub>1</sub> )	4.102	0.967
	指令性规范	同村或同社区农户对宅基地退出的意向强度( <i>SN</i> <sub>2</sub> )	3.984	0.960
		对腾退协议要求搬迁后必须要退出的政策了解( <i>SN</i> <sub>3</sub> )	3.930	1.009
		村干部宣传、走访督促我进行拆旧复垦( <i>SN</i> <sub>4</sub> )	3.953	1.037
行为态度( <i>BA</i> )	生存理性	有利于保障人身财产安全( <i>BA</i> <sub>1</sub> )	3.961	0.833
	经济理性	有利于提高家庭收入水平( <i>BA</i> <sub>2</sub> )	4.344	0.888
	发展理性	有利于子孙后代的长远发展( <i>BA</i> <sub>3</sub> )	4.320	0.847
	生态理性	有利于改善当地的人居和生态环境( <i>BA</i> <sub>4</sub> )	3.281	0.770
感知行为控制( <i>PBC</i> )	自我效能	能够承担拆旧复垦的风险(风险态度)( <i>PBC</i> <sub>1</sub> )	3.477	0.901
		能够承担拆旧复垦的成本(经济条件)( <i>PBC</i> <sub>2</sub> )	3.891	0.783
	资源便利条件	对政府相关支持和协助满意( <i>PBC</i> <sub>3</sub> )	3.820	0.843
		对宅基地退出补贴满意( <i>PBC</i> <sub>4</sub> )	3.883	0.872
风险预期( <i>RA</i> )	风险预期	担心失去宅基地和耕地( <i>RA</i> <sub>1</sub> )	2.887	0.964
		宅基地退出补偿太低( <i>RA</i> <sub>2</sub> )	2.785	0.913
		退出后生活成本增加( <i>RA</i> <sub>3</sub> )	3.637	0.832
		退出后无法落叶归根( <i>RA</i> <sub>4</sub> )	2.926	0.874
		退出后养老无保障( <i>RA</i> <sub>5</sub> )	3.055	0.925
		退出后宅基地会增值( <i>RA</i> <sub>6</sub> )	2.734	0.956
市民化感知( <i>CP</i> )	资本市民化	技能培训提高了人力资本( <i>CP</i> <sub>1</sub> )	3.039	0.804
		搬迁后更多社会关系( <i>CP</i> <sub>2</sub> )	3.355	0.953
		搬迁后适应当地生活( <i>CP</i> <sub>3</sub> )	3.344	1.003
	心理市民化	搬迁后教育质量得到了提高( <i>CP</i> <sub>4</sub> )	3.973	0.762
		搬迁后医疗条件得到了改善( <i>CP</i> <sub>5</sub> )	3.812	0.658
		搬迁后收入水平得到了提高( <i>CP</i> <sub>6</sub> )	4.168	0.947

2021年7月

组首先进行了摸底访谈和预调查,根据农户反馈和专家意见对原始量表进行3轮讨论和修正,确保了量表题项的有效性。除退出行为的2个题项及退出意向题项2中“是”赋值为1,“否”赋值为0,退出意向题项1中“不愿意”赋值为1,“不确定”赋值为2,“愿意”赋值为3之外,其他题项根据受访农户回答“完全不同意”“不太同意”“既不同意也不反对”“比较同意”“非常同意”分别赋值1、2、3、4、5。其中,行为态度(4个题项)、感知行为控制(4个题项)的量表设计在参考 Savari 等<sup>[21]</sup>、Ajzen<sup>[22]</sup>和 Tonglet 等<sup>[38]</sup>研究的基础上,结合搬迁户宅基地退出实际进行改进;主观规范(4个题项)的设计主要参考了 Cialdini 等<sup>[29]</sup>对于主观规范的规范性和指令性两分类方法进行指标设计;风险预期(6个题项)和市民化感知(6个题项)的设计参考了朱新华等<sup>[15]</sup>和钱文荣等<sup>[34]</sup>的研究;最后,为完整地体现政策的要求,退出行为(2个题项)的设计同时包括了拆旧和复垦复绿题项。本文涉及的潜变量和测量变量见表2。

## 4 结果及分析

### 4.1 测量模型估计和信效度检验结果分析

本文测量模型检验需分别检验反映型模型和形成型模型。Chin<sup>[39]</sup>指出评估反映型测量模型首先要求所有潜变量在其观测项目上的载荷应该大于0.7,且该载荷大于在其他潜变量上的交叉载荷。由表3可知,除生态理性在行为态度潜变量上的因子载荷为0.652之外,其余15个因子载荷介于0.703~0.951之间,均大于0.7,且高于其对应的交叉载荷,表明文中设定的测量指标有效地反映了相对应潜变量的概念或特质。信度检验采用Cronbach's  $\alpha$ 系数和组合信度(Composite reliability, CR)两个指标,Cronbach's  $\alpha$ 大于0.7表示高信度,而使用新的研究方法时达到0.6即可,组合信度系数值大于0.7为可信<sup>[40]</sup>。结果表明,5个反映型潜变量的Cronbach's  $\alpha$ 系数值介于0.650~0.958之间,CR值介于0.847~0.970之间,均大于0.7,表明不同潜变量对应测量指标的一致性较好,内部信度较高。AVE取值介于

表3 反映型测量指标检验结果汇总

Table 3 Test results of reflective measurement indicators

测量指标	行为态度	主观规范	感知行为控制	退出意向	退出行为	Cronbach's $\alpha$	CR	AVE
BA <sub>1</sub>	<b>0.703</b>	0.238	0.255	0.449	0.087	0.761	0.847	0.584
BA <sub>2</sub>	<b>0.810</b>	0.426	0.384	0.562	0.076			
BA <sub>3</sub>	<b>0.871</b>	0.568	0.433	0.647	0.311			
BA <sub>4</sub>	<b>0.652</b>	0.298	0.325	0.406	0.198			
SN <sub>1</sub>	0.547	<b>0.950</b>	0.464	0.465	0.163	0.958	0.970	0.889
SN <sub>2</sub>	0.517	<b>0.935</b>	0.460	0.410	0.144			
SN <sub>3</sub>	0.474	<b>0.951</b>	0.462	0.424	0.158			
SN <sub>4</sub>	0.450	<b>0.934</b>	0.426	0.433	0.118			
PBC <sub>1</sub>	0.375	0.394	<b>0.732</b>	0.360	-0.009	0.865	0.910	0.717
PBC <sub>2</sub>	0.359	0.329	<b>0.836</b>	0.334	-0.006			
PBC <sub>3</sub>	0.410	0.413	<b>0.911</b>	0.362	0.114			
PBC <sub>4</sub>	0.428	0.475	<b>0.897</b>	0.381	0.043			
EI <sub>1</sub>	0.566	0.523	0.419	<b>0.906</b>	0.413	0.650	0.848	0.736
EI <sub>2</sub>	0.500	0.222	0.298	<b>0.807</b>	0.411			
EB <sub>1</sub>	0.236	0.133	0.039	0.445	<b>0.943</b>	0.855	0.932	0.873
EB <sub>2</sub>	0.203	0.159	0.046	0.446	<b>0.926</b>			

注:加粗数值为反映型潜变量的因子载荷,其他数值为交叉因子载荷。

② 需要说明的是,表2中测量题项“是否已经复垦复绿?”根据调研问卷中“搬迁户原有住房的使用情况?”获得。选项包括:A.老人居住;B.有时回去住(包括孩子学校放假了,农忙季节等);C.闲置;D.邻里或亲戚居住;E.拆除后复耕;F.拆除后腾退给集体。对于选项F,根据政策要求,“复垦后将旧宅基地交原集体经济组织”。由此,本文将A、B、C、D选项界定为未复垦复绿,E、F选项界定为已复垦复绿。其他类似情况不再赘述。



0.584~0.889之间,均大于0.5的评价标准,表明问卷具有较好的收敛效度。

形成型模型的测量指标之间并不要求具有高的相关性和内部一致性,因此信度评价没有实际意义,主要关注其构念效度、项目效度和区别效度<sup>[41,42]</sup>。构念效度是确保测量指标捕获构念的全部或至少是主要特征,重点强调理论的推演,本文风险预期和市民化感知两个潜变量的设计,主要依据易地扶贫搬迁的政策内容、专家建议和相关文献界定确保了测量内容的构念效度;项目效度评价包括测量指标权重大小、显著性水平及指标间的多重共线性检验三部分。结果如表4,风险预期的6个测量指标权重均达到了Chin<sup>[39]</sup>建议的大于0.2或至少大于0.1的标准且显著(采用偏差校正的Bootstrap技术进行估计,重复抽样次数设为5000),而市民化感知的6个测量指标中教育和医疗题项不显著,原因可能是搬迁之前家庭成员上学和就医已经是在城镇,搬迁对教育和医疗条件的改善有限。而对于形成型模型而言,不能简单根据统计结果删除显变量,剔除形成型变量的构成项目会改变潜变量的含义,因此参照Dowling<sup>[43]</sup>的做法,我们保留所有的构成项目。风险预期和市民化感知两个形成型潜变量对应测量指标的方差膨胀因子(VIF)值介于

1.023~1.975之间,均小于更为严格的3.3的标准<sup>[44]</sup>,说明指标间不存在共线性问题。根据Muhammad等<sup>[45]</sup>的研究,在基于方差估计的结构方程模型, Monte Carlo模拟的Heterotrait-Monotrait Ratio(HT-MT)比 Fornier-Lacker 准则更能稳定检验区分效度,本文中所有潜变量之间的HTMT值介于0.272~0.642,小于临界值0.85,潜变量之间具有较好的区分效度。综上所述,本文构建的反映型和形成型测量模型均具有较好的信度和效度,适合进行结构模型分析。

#### 4.2 结构模型估计和检验结果分析

PLS-SEM的结构模型检验包括4个方面,即内部模型共线性诊断、路径系数显著性检验、模型的解释能力和预测能力评估。结果表明,外生潜变量VIF值介于1.017~1.919之间,均小于3.3,表明结构模型构念间不存在严重共线性问题<sup>[46]</sup>;采用Bootstrap技术对系数的显著性进行统计推断,重复抽样值设为5000,结果整理如图2。除假说H8(市民化感知→行为态度)不显著之外,其他10个假说的路径系数均至少在10%的统计水平上显著,且影响方向与假说相符,说明本文提出的研究假说得到支持。整体而言,搬迁背景下农户宅基地退出行为符合本文提出的扩展的计划行为理论,即搬迁农户的

表4 形成型测量指标检验结果汇总

Table 4 Test results of formative measurement indicators

形成型变量	外部权重	标准误差	t值	VIF
风险预期				
$RA_1 \rightarrow$ 风险预期	0.441***	0.080	5.763	1.975
$RA_2 \rightarrow$ 风险预期	0.220***	0.078	2.829	1.754
$RA_3 \rightarrow$ 风险预期	0.120*	0.071	1.729	1.169
$RA_4 \rightarrow$ 风险预期	0.176**	0.086	2.148	1.703
$RA_5 \rightarrow$ 风险预期	0.194***	0.077	2.589	1.472
$RA_6 \rightarrow$ 风险预期	0.180**	0.073	2.386	1.565
市民化感知				
$CP_1 \rightarrow$ 市民化感知	0.167**	0.082	2.079	1.371
$CP_2 \rightarrow$ 市民化感知	0.462***	0.086	5.752	1.577
$CP_3 \rightarrow$ 市民化感知	0.443***	0.092	4.971	1.499
$CP_4 \rightarrow$ 市民化感知	-0.041	0.066	0.611	1.023
$CP_5 \rightarrow$ 市民化感知	0.083	0.079	1.051	1.113
$CP_6 \rightarrow$ 市民化感知	0.188**	0.079	2.302	1.307

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。



2021年7月

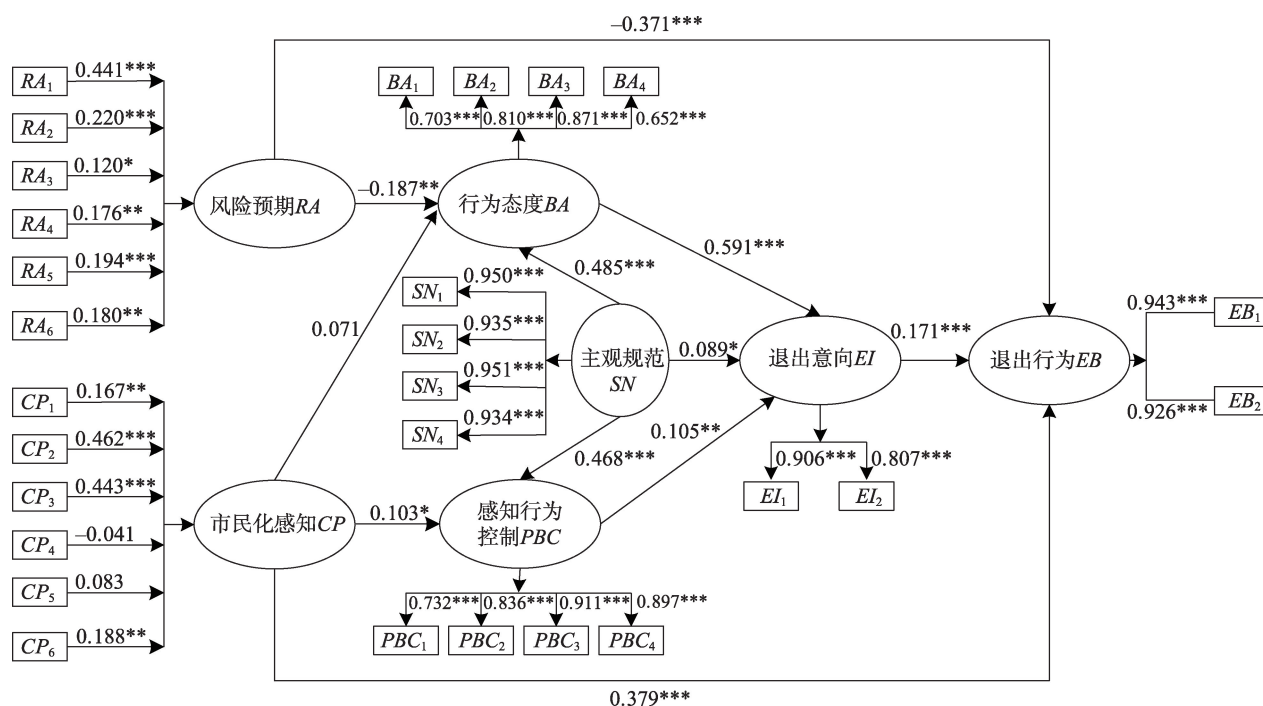


图2 风险预期、市民化感知对搬迁农户宅基地退出影响机理的参数估计

Figure 2 Parameter estimation of risk expectation and citizenization perception impact on the relocated farmers' homestead exit

宅基地退出由农户认知的自发性(退出意向→退出行为),搬迁政策的协同性(市民化感知→退出行为)和风险预期的约束性(风险预期→退出行为)三重行动逻辑共同决定。模型解释能力评价包括内生潜变量测定系数 $R^2$ 和影响效应(Effect size,  $f^2$ )<sup>③</sup>两个指标, $R^2$ 反映了内生潜变量被全部指向它的外生潜变量解释的程度,根据其大小分为较好(0.67)、中等(0.33)和较差(0.19)<sup>[39]</sup>。由表5,退出行为的 $R^2$ 为0.601,接近较好水平,说明我们将搬迁农户宅基地退出的风险预期和市民化感知纳入计划行为理论框架之中,较好地解释了宅基地退出行为,而其他内生潜变量测定系数都在高于或接近中等水平,结果均可以接受。影响效应 $f^2$ 反映了额外增加某外生潜变量时内生潜变量测定系数 $R^2$ 的边际增量,用来判断该外生潜变量是否产生实质影响,根据 Co-

hen<sup>[47]</sup>提出的标准,0.02~0.14表示弱效应,0.15~0.35表示中等效应,大于0.35表示强效应。由表6,假说H1和H4达到或接近强影响效应,H5、H7和H10达到中等影响效应,其他假说影响效应则较弱。最后,采用 blindfolding 计算 Stone-Geisser 的  $Q^2$  值(Cross Validated Redundancy)对模型的预测相关性进行评估,4个内生潜变量感知行为控制、行为态度、退出意向和退出行为的 $Q^2$ 值分别为0.168、0.182、0.349和0.506,均大于临界值0,表明模型具有较好的预测能力。

#### 4.3 搬迁农户宅基地退出意向和退出行为影响的直接效应、间接效应和总效应分析

本文中,风险预期、市民化感知一方面分别对宅基地退出行为产生直接的约束作用和“政策协同”作用,另一方面通过农户认知这一“自发性”机制的中介作用间接影响农户退出决策。为了更加直观,我们列出了宅基地退出意向和退出行为影响的直接效应、间接效应和总效应,结果如表7。从直接效应来看,行为态度(0.590)和市民化感知

表5 内生潜变量的 $R^2$ 和 $R^2_{adj}$ Table 5  $R^2$  and  $R^2_{adj}$  of the endogenous latent variables

变量	BA	PBC	EI	EB
$R^2(R^2_{adj})$	0.336(0.328)	0.242(0.236)	0.497(0.491)	0.601(0.597)

③ 影响效应:  $f^2 = (R^2_{included} - R^2_{excluded}) / (1 - R^2_{included})$ , 其中  $R^2_{included}$  和  $R^2_{excluded}$  分别表示包含该外生潜变量和不含该外生潜变量的  $R^2$ 。

表6 路径分析结果

Table 6 Path analysis results

假说	路径	系数	$f^2$	$t$ 值	结果
H1	$BA \rightarrow EI$	0.590***	0.458	11.772	接受
H2	$SN \rightarrow EI$	0.098**	0.012	2.094	接受
H3	$PBC \rightarrow EI$	0.104**	0.015	2.174	接受
H4	$SN \rightarrow BA$	0.484***	0.341	8.867	接受
H5	$SN \rightarrow PBC$	0.467***	0.283	9.602	接受
H6	$RA \rightarrow BA$	-0.188**	0.030	2.392	接受
H7	$RA \rightarrow EB$	-0.371***	0.180	7.285	接受
H8	$CP \rightarrow BA$	0.072	0.004	0.994	拒绝
H9	$CP \rightarrow PBC$	0.104*	0.014	1.825	接受
H10	$CP \rightarrow EB$	0.380***	0.200	7.686	接受
H11	$EI \rightarrow EB$	0.170***	0.057	4.148	接受

表7 搬迁农户宅基地退出意向和行为影响的直接效应、间接效应和总效应

Table 7 Direct effect, indirect effect, and total effect of the relocated farmers' homestead exit intention and behavior

变量关系	直接效应	95%的置信区间		总和间接效应	95%的置信区间		总效应
		下限	上限		下限	上限	
$BA \rightarrow EI$	0.590***	0.491	0.681	—	—	—	0.590***
$SN \rightarrow EI$	0.098	-0.012	0.173	0.334***	0.254	0.417	0.432***
$PBC \rightarrow EI$	0.104**	0.008	0.217	—	—	—	0.104**
$CP \rightarrow EI$	—	—	—	0.053	-0.028	0.157	0.053
$RA \rightarrow EI$	—	—	—	-0.111**	-0.207	-0.018	-0.111**
$BA \rightarrow EB$	—	—	—	0.100	0.048	0.146	0.100***
$SN \rightarrow EB$	—	—	—	0.073***	0.031	0.106	0.073***
$PBC \rightarrow EB$	—	—	—	0.018	0.001	0.038	0.018
$CP \rightarrow EB$	0.380***	0.274	0.483	0.009	-0.005	0.026	0.389***
$RA \rightarrow EB$	-0.371***	-0.491	-0.284	-0.019**	-0.038	-0.002	-0.390***
$EI \rightarrow EB$	0.170***	0.081	0.241	—	—	—	0.170***

(0.380)分别是直接影响退出意向和退出行为的最重要因素,风险预期对退出行为的约束性作用也较高(-0.371);从间接效应来看,主观规范通过行为态度和感知行为控制的中介作用,间接提高了农户的退出意向(0.334),其他路径的间接影响均比较小;从总效应来看,宅基地退出意向的影响因素中,行为态度的影响最高(0.590),其次是主观规范(0.432),风险预期和市民化感知对退出行为的影响大小相当,而方向相反,分别为-0.390和0.389。本文通过偏差纠正的百分位 Bootstrap 技术进行中介

效应检验,重点关注总和的中介效应<sup>④</sup>。主观规范对退出意向的影响中,行为态度和感知行为控制分别在路径  $SN \rightarrow BA \rightarrow EI$  和  $SN \rightarrow PBC \rightarrow EI$  中作为中介变量间接影响退出意向,其总和间接效应估计为0.334,95%置信区间为(0.254,0.417),不包括0,因此,中介效应显著,直接效应  $SN \rightarrow EI$  估计值0.098,95%置信区间为(-0.012,0.173),包含0,无法拒绝直接效应为0,因此,总和的中介效应为完全中介效应,VAF(Variance Accounted For)值为77.31%。在风险预期对退出行为的影响中,行为态度和退出意

④ 本文仅分析主效应存在前提下的间接效应,即中介效应。中介效应一般包括特定路径的中介效应、总和中介效应以及对比中介效应。如  $SN \rightarrow BA \rightarrow EI$  的特定路径中介效应为0.286\*\*\*,95%的置信区间为(0.215,0.362);  $SN \rightarrow PBC \rightarrow EI$  的特定路径中介效应为0.048,95%的置信区间为(0.003,0.095),两者的总和中介效应为0.334\*\*\*,95%置信区间为(0.254,0.417);对比中介效应则反映两个路径之间的差异。

2021年7月

向在路径 $RA \rightarrow BA \rightarrow EI \rightarrow EB$ 中作为中介变量间接影响退出行为,其总和的间接效应估计为 $-0.019$ ,95%置信区间为 $(-0.038, -0.002)$ ,不包含0,中介效应显著,而直接效应 $RA \rightarrow EB$ 的估计值为 $-0.371$ ,95%置信区间为 $(-0.491, -0.284)$ ,不包含0,直接效应也显著, $VAF$ 值4.87%,说明行为态度和退出意向仅起到部分中介作用。市民化感知对退出行为的影响中,感知行为控制和退出意向在路径 $CP \rightarrow PBC \rightarrow EI \rightarrow EB$ 中作为中介变量间接影响退出行为,其总和的间接效应估计0.009,95%置信区间为 $(-0.005, 0.026)$ ,包含0,中介效应不显著。

#### 4.4 基于不同安置模式、农户年龄及政策认知的多群组结构方程模型分析

易地扶贫搬迁背景下,农户在宅基地退出决策时,不同的安置模式蕴含着不同层次的公共设施配套和福利水平,如在城镇化安置模式中,迁入地的经济发展水平较高,基础设施完善,搬迁农户更容易实现就近就地就业,较快融入城镇化的生活;而在农业安置模式下,搬迁户往往通过土地的流转或入股获得租金和分红,而自身被种植大户、平台公司或专业合作社等新兴经营主体所雇佣,成为“农业雇工”。两种不同搬迁模式下农户便形成差异化的市民化感知,而由于生计方式转换的差异也会使其形成不同的风险预期。另外,不同年龄段农户由于其生活经历、心理特征和禀赋条件等方面存在差异,他们对于风险的认知和市民化的感知也不尽相

同。最后,调研中发现,搬迁农户对于宅基地退出政策理解的差异,会影响其它宅基地退出决策。综上,本文采用PLS-MGA最小二乘方法的多群组分析方法检验结构模型路径在上述不同的情景下系数是否具有不变性,并检视存在的差异,结果见表8。

##### 4.4.1 搬迁安置模式对宅基地退出影响的调节效应

本文将易地扶贫搬迁分为农业安置和城镇化安置两类,在路径系数差值检验中, $RA \rightarrow EB$ 和 $CP \rightarrow EB$ 两个路径的差异分别为0.185和 $-0.205$ ,且分别在10%和5%的显著水平上显著,而其他路径之间无显著差异。结果表明相对于城镇化安置模式,农业安置模式中风险预期对农户宅基地退出的负面影响更小,这可能是因为农业安置模式一般为本村内部安置或者向中心村安置,搬迁距离较近,“山上搬山下”“农村搬农村”,农户依然可以从事种植、养殖业,生计方式转化不明显,农户生活成本变化也不大,因此对宅基地退出的风险预期约束作用也比较低。另一方面,相对于农业安置,城镇化安置下搬迁农户的市民化感知对宅基地退出的正向影响更大。可能的原因是,城镇化安置往往是靠近县城和园区,通过一定的技术培训,农户能够快速地实现就业,当地的基础设施和公共服务也更加完善,农户更容易实现身份和资本的市民化,因此易地扶贫搬迁的“政策协同”作用对宅基地退出的正向拉动作用也更高。

表8 PLS-MGA多群组结构方程检验

Table 8 Partial least square multi-group analysis (PLS-MGA) multi-group structural equation test

假说	路径	安置模式		农户年龄		政策认知	
		系数差(农业-城镇)	P值	系数差(低龄-高龄)	P值	系数差(高认知-低认知)	P值
H1	$BA \rightarrow EI$	0.008	0.932	0.363	0.004	0.017	0.879
H2	$SN \rightarrow EI$	-0.067	0.514	-0.385***	0.001	0.069	0.491
H3	$PBC \rightarrow EI$	0.074	0.473	0.044	0.704	-0.100	0.336
H4	$SN \rightarrow BA$	-0.027	0.801	0.137	0.279	0.047	0.676
H5	$SN \rightarrow PBC$	0.071	0.435	-0.058	0.589	0.011	0.907
H6	$RA \rightarrow BA$	-0.054	0.736	0.354**	0.042	0.047	0.784
H7	$RA \rightarrow EB$	0.185*	0.089	0.195*	0.060	-0.211*	0.054
H8	$CP \rightarrow BA$	-0.180	0.248	0.343*	0.065	0.094	0.559
H9	$CP \rightarrow PBC$	-0.138	0.269	-0.078	0.540	0.063	0.654
H10	$CP \rightarrow EB$	-0.205**	0.044	0.226**	0.028	0.240**	0.026
H11	$EI \rightarrow EB$	0.027	0.734	0.052	0.517	-0.037	0.669



#### 4.4.2 农户年龄对宅基地退出影响的调节效应

根据文献资料和调研实际,我们依户主的年龄将样本分为低年龄组(50岁及以下)和高年龄组(50岁以上)。两组农户在路径  $SN \rightarrow EI$  的差异系数为-0.385且在1%的水平上显著,与低龄组农户相比,高龄组农户主观规范对退出意向的正向影响更大,原因可能是高龄组农户的经济、社会交往对象往往集中于本村内部,更加重视重要他人的看法。两组农户在路径  $RA \rightarrow BA$  和  $CP \rightarrow BA$  的差异系数分别为0.354和0.343,分别在5%和10%的水平上显著,表明高龄组农户风险预期对行为态度的负向影响更大,而低龄组农户市民化感知对行为态度的正向影响更高,对高龄组农户而言,“故土难离”的情结更加浓重,认为生养之所应留作念想,宅院周边种植粮食果蔬等自给自足以降低生活成本的愿望更加强烈,因此,风险预期对宅基地退出行为态度的负向影响更大。而对于低年龄组农户而言,城市务工经历更加丰富,搬迁后更容易适应和认可城市生活,市民化感知对行为态度的正向影响更大。相似地,路径  $CP \rightarrow EB$  和  $RA \rightarrow EB$  的差异系数分别为0.226、0.195,分别在5%和10%的水平上显著,结果表明,与高龄组农户相比,低龄组农户风险预期对其退出行为的负向约束作用更小,而市民化感知对宅基地退出行为的正向“协同”作用更高。

#### 4.4.3 农户政策认知对宅基地退出影响的调节效应

通过“您对腾退相关政策了解吗?”和“您对搬迁后宅基地必须腾退的政策要求了解吗?”两个题项衡量农户的政策知识水平,两者均回答了解或非常了解定义为高认知组,其他情况为低认知组。路径  $CP \rightarrow EB$  和  $RA \rightarrow EB$  的差异系数分别为0.240和-0.211,分别在5%和10%的水平上显著,结果表明对于前期受到政策宣传和普及的农户而言,市民化感知更容易促进宅基地退出行为,而当这部分农户对风险的认知更加准确和理性时,风险预期对退出行为的约束作用更低,其他路径则没有显著差异。

## 5 结论及政策启示

### 5.1 结论

本文在TPB基础上结合人际行动理论,将搬迁农户风险预期和市民化感知分别作为重要的阻碍性因素和促进性条件纳入分析框架,研究其它基地

退出意向和退出行为的影响机理。主要结论如下:

(1)易地扶贫搬迁农户宅基地退出意向和退出行为之间存在不一致性,退出意向主要受到农户认知中行为态度和主观规范的影响;而退出行为则受到风险预期、市民化感知和农户认知的综合作用,农户认知、退出意向在风险预期和市民化感知对退出行为的影响路径中起到中介作用。整体而言,搬迁农户宅基地退出符合本文提出的扩展的TPB框架下农户认知的“自发性”作用、市民化感知的“政策协同”拉动和风险预期的“约束性”阻力三重行动逻辑,其中“协同性”和“约束性”的作用大小相当,但方向相反。

(2)相对于城镇化安置模式而言,农业安置搬迁户风险预期对退出行为的负向影响和市民化感知对退出行为的正向作用都更小,其他影响路径则无显著差异。与低龄组农户相比,高龄组农户主观规范对退出意向正向影响更大,风险预期对行为态度的负向影响更大,市民化感知对其行为态度的正向影响更小;同样地,低龄组农户风险预期对其退出行为的负向影响更小,而市民化感知对退出行为的正向影响更大。政策认知水平高的农户市民化感知更容易促进宅基地退出行为,而其对风险的认知也更加理性,风险预期对宅基地退出行为的约束作用更低。

### 5.2 政策启示

本文的研究结论表明,易地扶贫搬迁农户宅基地退出不完全是基于农户个体认知而形成的“自发性”行为,其同时受到搬迁农户风险预期的“约束性”阻力作用和市民化感知的“政策协同性”拉力作用,且这一影响机制在不同的安置模式、不同年龄农户及不同政策认知水平下具有异质性。因此,为了促进实现易地扶贫搬迁农户宅基地顺利退出,本文具有如下政策启示:

(1)加强搬迁农户宅基地退出的个体认知(行为态度、主观规范和感知行为控制),提高其退出的“自发性”。由于易地扶贫搬迁及增减挂钩政策本身的复杂性,农户往往难以全面理解和把握,因此要通过政策的宣传,使农户准确认识退出宅基地的生存、经济、发展和生态利益;通过加强镇村干部的宣传动员、优化腾退协议的执行以及已退出农户的

2021年7月

示范激励等营造宅基地退出的良好氛围;对于地处偏远,受资金、精力或时间等条件限制的农户可由政府统一提供作业支持,协助其腾退复垦;最后,结合各地实际,适度提高宅基地腾退复垦的补贴标准。通过上述一系列激励性的、非强制性的措施和政策供给,目的在于给予农户充足的表征性空间,提高农户宅基地退出的“自发性”。

(2)加强接续政策扶持,降低风险预期对宅基地退出的“约束性”作用。一方面,切实保障搬迁农户原集体经济成员权益,如土地(林地)承包经营权、集体收益分配权和其他惠农益贫政策权益,降低农户对于迁入地生活的各种不确定性的担忧,稳定农户预期。另一方面,在迁入地,向农户发放过渡期生活补贴,缓解其因生活成本提高而产生的冲击;通过接续就业扶持政策,如劳务输出、自营或自主创业支持、引进社区工厂、开发公益性岗位等多种渠道促进农户就业,降低农户的生计风险;在制度层面,逐步将农村低保、养老保险、医疗保险等接入城镇社会保障体系,提高保障水平;最后,可适当提高增减挂钩收益分配中的农户所得份额。通过上述措施,目的在于弱化搬迁农户的风险预期,降低其宅基地退出的阻力。

(3)促进实现“人的市民化”,发挥市民化感知对宅基地退出的“政策协同”作用。要确保搬迁户与迁入地居民均等地享受当地的基础设施和公共服务,重点保障农户就业促进农户生计转型和持续稳定增收,实现其身份的市民化;针对性地开展就业技能培训、扩展以业缘、趣缘为基础的社会网络等提升搬迁农户的人力资本和社会资本品质,实现其资本的市民化;通过开展丰富多样的社区活动、完善社区治理,推动农民与市民的相互接触,使其成为搬迁农户“现代化的学校”,激发“社会规范”效应,增强农户的内生发展动力,进一步提升农户在迁入地的心理融入和社会适应水平。通过上述措施,目的在于强化农户的市民化感知,提高其退出宅基地的外部拉力。

(4)对农业安置方式而言,搬迁农户的市民化并不意味着生产方式的“非农化”,要结合地方特色发展生态产业,如“农业、加工业和旅游业”的三产合一模式,农业产业园区模式等,吸纳搬迁农户成

为“农业雇工”,不断提升搬迁户对迁入地公共服务的可及性,注重思维方式和生活观念的培育,在城乡一体化背景下推动“居村搬迁农户的市民化”,提高其市民化感知对宅基地退出的拉动作用。城镇化安置农户风险预期的约束性更高,后脱贫时期,要注重安置点产业的发展,完善和构建产业扶贫的社会联结机制,注重对搬迁农户的带动作用,降低其生计风险,通过社会保障政策的完善等转移农户面临的如失业等一系列风险,促进其退出宅基地。高龄组农户的风险预期往往更高,而其对市民化的感知不足,要通过差异化、灵活性的政策安排妥善解决这部分农户生计和养老问题,公益性岗位、基础性工作等包容性更高的就业机会,适当向高龄农户倾斜,解决他们的实际困难,促进其退出宅基地。最后,通过“自下而上”的政策参与,提高农户的政策认知,也有利于促进农户退出宅基地。

当然,本文也存在一些局限。首先,使用陕南三市农户调查的横截面数据,一方面,无法深入分析易地搬迁农户宅基地退出决策的动态变化过程;另一方面,不同地域具有不同的经济社会条件,易地扶贫搬迁的模式也各有特色,因此,结论的推广就需要进一步扩大研究区域,以佐证理论的情境化特点。其次,本文数据通过农户访谈的方式获得,对同一潜变量测量题项的集中回答可能会导致共同方法偏差,在未来的研究中,可通过补充其他类型数据、分时段调查以及调整测量题项顺序等对上述问题进行控制。最后,本文重点关注风险预期和市民化感知对搬迁农户宅基地退出的影响,并没有强调户籍改革、城乡统筹发展等政策变量的作用,随着后脱贫时代的到来,相关接续扶持政策会进一步完善,对这一问题进行长期跟踪调查,将更多变量纳入分析,扩展本文的研究框架,深入探索乡村振兴背景下农户宅基地退出的影响机制,将是一项重要的研究课题。

#### 参考文献(References):

- [1] 夏柱智. 土地增减挂钩扶贫: 易地扶贫搬迁中的土地政策创新及其困境[J]. 贵州社会科学, 2019, (11): 153-159. [Xia Z Z. Poverty alleviation linked with land increase and decrease: Innovation and dilemma of land policy in relocation[J]. Guizhou Social Science-

- es, 2019, (11): 153–159.]
- [2] 国家发展改革委员会. 全国易地扶贫搬迁年度报告[M]. 北京: 人民出版社, 2017. [National Development and Reform Commission. National Poverty Alleviation Relocation Report[M]. Beijing: People's Publishing House, 2017.]
- [3] Zhou Y, Guo Y, Liu Y, et al. Targeted poverty alleviation and land policy innovation: Some practice and policy implications from China[J]. Land Use Policy, 2018, 74: 53–65.
- [4] Cheng L, Liu Y, Brown G, et al. Factors affecting farmers' satisfaction with contemporary China's land allocation policy—the Link Policy: Based on the empirical research of Ezhou[J]. Habitat International, 2018, 75: 38–49.
- [5] 栗滢超. 乡村振兴视角下农村宅基地有偿退出影响因素分析[J]. 经济经纬, 2019, 36(5): 49–55. [Li Y C. Analysis of influencing factors of the paid withdrawal of rural homestead from the perspective of rural revitalization[J]. Economic Survey, 2019, 36(5): 49–55.]
- [6] 韩文龙, 刘璐. 权属意识、资源禀赋与宅基地退出意愿[J]. 农业经济问题, 2020, (3): 31–39. [Han W L, Liu L. Ownership consciousness, resource endowment and homestead withdrawal intention[J]. Issues in Agricultural Economy, 2020, (3): 31–39.]
- [7] 李敏, 陈尧, 唐鹏, 等. 家庭生命周期对农户宅基地退出意愿的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(9): 1692–1703. [Li M, Chen Y, Tang P, et al. Influence of family life cycle on farming households' willingness to exit rural residential land[J]. Resources Science, 2020, 42(9): 1692–1703.]
- [8] 周翼虎, 方婷婷, 李丽. 基于TAM-TPB框架的农户宅基地退出决策机理研究[J]. 资源科学, 2021, 43(1): 148–160. [Zhou Y H, Fang T T, Li L. Decision-making mechanism of farmers' homestead exit based on the TAM-TPB framework[J]. Resources Science, 2021, 43(1): 148–160.]
- [9] 朱新华. 户籍制度对农户宅基地退出意愿的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(10): 129–134. [Zhu X H. Effect of household registration system on farmers' willingness of exiting from rural housing land[J]. China Population, Resources and Environment, 2014, 24(10): 129–134.]
- [10] 黄琦, 王宏志, 徐新良. 宅基地退出外部环境地域差异实证分析: 基于武汉市东西湖区84个样点的分析[J]. 地理科学进展, 2018, 37(3): 407–417. [Huang Q, Wang H Z, Xu X L. An empirical study on regional differences of the external environment of rural residential land exit: An analysis on 84 rural residential land spots of Dongxihu District, Wuhan City[J]. Progress in Geography, 2018, 37(3): 407–417.]
- [11] 彭长生, 王全忠, 钟钰. 确权、农民分化与宅基地处置意愿: 基于安徽、湖南两省农户调查数据的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019, 19(5): 118–129. [Peng C S, Wang Q Z, Zhong Y. Rural land right confirmation, farmers' differentiation and willingness of homestead disposal: An empirical analysis based on survey data of Anhui and Hubei Provinces[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition), 2019, 19(5): 118–129.]
- [12] 吕军书, 张硕. 农户城乡“两栖占地”形成因素、退地制度障碍与政策建议: 基于“百村调查”样本分析[J]. 经济体制改革, 2020, (2): 66–73. [Lv J S, Zhang S. The formation factors of “amphibious land occupation” in rural and urban areas, the obstacles of land withdrawal system and policy suggestions: Sample analysis based on “hundred village survey” [J]. Reform of Economic System, 2020, (2): 66–73.]
- [13] 陆铭, 贾宁, 郑怡林. 有效利用农村宅基地: 基于山西省吕梁市调研的理论和政策分析[J]. 农业经济问题, 2021, (4): 13–24. [Lu M, Jia N, Zheng Y L. For efficient use of rural homesteads: A theoretical and policy analysis based on cases from Lvliang, Shanxi [J]. Issues in Agricultural Economy, 2021, (4): 13–24.]
- [14] 孙鹏飞, 赵凯, 周升强, 等. 风险预期、社会网络与农户宅基地退出: 基于安徽省金寨县626户农户样本[J]. 中国土地科学, 2019, 33(4): 42–50. [Sun P F, Zhao K, Zhou S Q, et al. Risk expectation, Social network and farmers' behavior of rural residential land exit: Based on 626 rural households' samples in Jinzhai County, Anhui Province[J]. China Land Science, 2019, 33(4): 42–50.]
- [15] 朱新华, 陆思璇. 风险认知、抗险能力与农户宅基地退出[J]. 资源科学, 2018, 40(4): 698–706. [Zhu X H, Lu S X. Risk perception, ability of resisting risk and farmer willingness to exit rural housing land[J]. Resources Science, 2018, 40(4): 698–706.]
- [16] 耿敬杰, 汪军民. 易地扶贫搬迁与宅基地有偿退出协同推进机制研究[J]. 云南社会科学, 2018, (2): 109–116. [Geng J J, Wang J M. Study on the coordinated promotion mechanism of poverty alleviation relocation and paid homestead withdrawal[J]. Yunnan Social Sciences, 2018, (2): 109–116.]
- [17] Gao W, de Vries W T, Zhao Q. Understanding rural resettlement paths under the increasing versus decreasing balance land use policy in China[J]. Land Use Policy, 2021, 103: 105325.
- [18] Ajzen, I. Attitudes, traits, and actions: Dispositional prediction of behavior in personality and social psychology[J]. Academic Press, 1987, 20: 1–63.
- [19] Sutton S. Predicting and explaining intentions and behavior: How well are we doing?[J]. Journal of Applied Social Psychology, 1998, 28(15): 1317–1338.
- [20] Ahmadi P, Rahimian M, Movahed R G. Theory of planned behavior to predict consumer behavior in using products irrigated with purified wastewater in Iran consumer[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 296: 126359.
- [21] Savari M, Gharechaei H. Application of the extended theory of planned behavior to predict Iranian farmers' intention for safe use



2021年7月

- of chemical fertilizers[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 263: 121512.
- [22] Ajzen I. The theory of planned behavior [J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991, 50(2): 179–211.
- [23] Quintal V A, Lee J A, Soutar G N. Risk, uncertainty and the theory of planned behavior: A tourism example[J]. *Tourism Management*, 2010, 31(6): 797–805.
- [24] Daxini A, Ryan M, O'Donoghue C, et al. Understanding farmers' intentions to follow a nutrient management plan using the theory of planned behaviour[J]. *Land Use Policy*, 2019, 85: 428–437.
- [25] Yarimoglu E, Gunay T. The extended theory of planned behavior in Turkish customers' intentions to visit green hotels[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(3): 1097–1108.
- [26] Triandis H C. Values, attitudes, and interpersonal behavior[J]. *Nebraska Symposium on Motivation*, 1979, 27: 195–259.
- [27] Jeon S, Kim Y, Koh J. Individual, social, and organizational contexts for active knowledge sharing in communities of practice[J]. *Expert Systems with Applications*, 2011, 38(10): 12423–12431.
- [28] 邹英, 向德平. 易地扶贫搬迁贫困户市民化困境及其路径选择[J]. *江苏行政学院学报*, 2017, 92(2): 75–80. [Zou Y, Xiang D P. Difficulties in giving status of city-dwellers to impoverished households in relocation poverty-alleviation program and its path choice[J]. *Journal of Jiangsu Administration Institute*, 2017, 92(2): 75–80.]
- [29] 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: 201–234.
- [30] Kraft P, Rise J, Sutton S, et al. Perceived difficulty in the theory of planned behavior: Perceived behavioral control or affective attitude? [J]. *British Journal of Social Psychology*, 2005, 44(3): 479–496.
- [31] Oliver R L, Bearden W O. Crossover effects in the theory of reasoned action: A moderating influence attempt[J]. *Journal of Consumer Research*, 1985, 12(3): 324–340.
- [32] Karimi S, Saghaleini A. Factors influencing ranchers' intentions to conserve rangelands through an extended theory of planned behavior[J]. *Global Ecology and Conservation*, 2021, 26: e01513.
- [33] Bauer R A. *Consumer Behavior As Risk Taking*[C]. Chicago: Proceedings of the 43rd National Conference of the American Marketing Association, 1960.
- [34] 钱文荣, 李宝值. 不确定性视角下农民工消费影响因素分析: 基于全国 2679 个农民工的调查数据[J]. *中国农村经济*, 2013, (11): 57–70. [Qian W R, Li B Z. An analysis of the factors influencing the consumption of migrant workers from the perspective of uncertainty: Based on the survey data of 2679 migrant workers in China[J]. *Chinese Rural Economy*, 2013, (11): 57–70.]
- [35] 刘军, 富萍萍. 结构方程模型应用陷阱分析[J]. *数理统计与管理*, 2007, (2): 268–272. [Liu J, Fu P P. Analysis of application traps of SEM[J]. *Application of Statistics and Management*, 2007, (2): 268–272.]
- [36] Hanafiah M H. Formative vs. reflective measurement model: Guidelines for structural equation modeling research[J]. *International Journal of Analysis and Applications*, 2020, 18(5): 876–889.
- [37] Jarvis C B, MacKenzie S B, Podsakoff P M. A critical review of construct indicators and measurement model misspecification in marketing and consumer research [J]. *Journal of Consumer Research*, 2003, 30(2): 199–218.
- [38] Tonglet M, Phillips P S, Read A D. Using the theory of planned behavior to investigate the determinants of recycling behaviour: A case study from Brixworth, UK [J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2004, 41(3): 191–214.
- [39] Chin W W. The partial least squares approach to structural equation modeling[J]. *Modern Methods for Business Research*, 1998, 295(2): 295–336.
- [40] Hair J F, Howard M C, Nitzl C. Assessing measurement model quality in PLS-SEM using confirmatory composite analysis[J]. *Journal of Business Research*, 2020, 109: 101–110.
- [41] 郭晟豪, 萧鸣政. 地方治理量化统计与实践: 形成型指标而非反映型指标[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2017, 31(4): 96–102. [Guo S H, Xiao M Z. Quantitative statistics and practice of local governance: Formative rather than reflective[J]. *Journal of Huazhong University of Science and Technology (Social Science Edition)*, 2017, 31(4): 96–102.]
- [42] Diamantopoulos A, Siguaw J A: Formative versus reflective indicators in organizational measure development: A comparison and empirical illustration [J]. *British Journal of Management*, 2006, 17(4): 263–282.
- [43] Dowling C. Appropriate audit support system use: The influence of auditor, audit team, and firm factors[J]. *The Accounting Review*, 2009, 84(3): 771–810.
- [44] Diamantopoulos A. The error term in formative measurement models: Interpretation and modeling implications[J]. *Journal of Modeling in Management*, 2006, 1(1): 7–17.
- [45] Muhammad F, Ullah K, Karim R. Analysis of natural resources and environment, politico-economic conditions and their influences on tourist behavioural intentions in Hunza: Mediating effect of tourist satisfaction[J]. *Journal of Applied Economics and Business Studies*, 2020, 4(4): 55–74.
- [46] Hair J F, Ringle C M, Sarstedt M. Partial least squares: The better approach to structural equation modeling?[J]. *Long Range Planning*, 2012, 45(5–6): 312–319.
- [47] Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* [M]. London: Academic Press, 2013.

# Impact of risk expectation, citizenization perception, and farmers' cognition on the relocated rural households' homestead withdrawal

SHI Peng, YU Jin

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

**Abstract:** Funds and land are two important constraints for poverty alleviation-related relocation to continuously promote poverty reduction of the relocated rural households in the “post-relocation” period, and the key to address this issue is to withdraw from relocated households’ old homestead. This study constructed a theoretical framework of the path of impact of risk expectation, citizenization perception, and farmers’ cognition on farmers’ homestead exit based on the improved planned behavior theory, and used a hybrid structural equation model and the survey data of 1250 households from eight counties (districts) in Shaanxi Province to test the impact. We also tested the moderating effect of resettlement mode, age, and policy cognition. The results show that risk expectation and citizenization perception have a significant direct impact on exit behavior, which are  $-0.371$  and  $0.379$ , respectively, and they also indirectly affect exit behavior through the transmission mechanism of farmers’ cognition and exit intention. On the whole, homestead exit behavior is affected by three mechanisms: the spontaneity of farmers’ cognition, policy synergistic effect of the citizenization perception, and binding effect of risk expectation. The group test results show that in the urbanization resettlement mode, risk expectation and citizenization perception have a higher impact on exit behavior. Elderly farmers’ risk expectation has stronger constraint on behavior attitude and exit behavior, while their synergistic effect is lower. Policy cognition will increase the pulling effect of farmers’ citizenization perception on exit behavior, and reduce the resistance of risk expectation. So there are three ways to realize the smooth exit of homesteads. On the one hand, it is necessary to activate the “spontaneity” of farmers’ participation. On the other hand, it is important to enhance the synergistic effect of the relocation by strengthening farmers’ citizenization perception and to reduce the binding effect of risk expectation by strengthening employment support and optimizing the convergence of social security system before and after resettlement. It is necessary to adopt more differentiated policies according to the resettlement modes and age of the farmers and continuously improve the policy cognition to efficiently promote the household homestead exit behavior.

**Key words:** homestead withdrawal; poverty alleviation-related relocation; risk expectation; citizenization perception; planned behavior theory; mixed SEM; Shaanxi Province