

引用格式:陈鸣.农户宅基地退出补偿偏好与异质性来源:基于选择实验法的分析[J].资源科学,2021,43(7):1467-1478.[Chen Ming. Compensation preference and heterogeneity sources of homestead withdrawal of farming households: Based on choice experiment method[J]. Resources Science, 2021, 43(7): 1467-1478.] DOI: 10.18402/resci.2021.07.15

农户宅基地退出补偿偏好与异质性来源 ——基于选择实验法的分析

陈 鸣

(南华大学经济管理与法学院,衡阳 421001)

摘 要:推进宅基地腾退是缓解中国土地资源配置效率低下的重要举措。这一政策的核心在于了解农户补偿偏好,设计合理的补偿方案,促进农户自愿退出宅基地。本文设计了一个包括补偿方式、补偿速度、补偿比例、付款模式、配套服务和资金来源6个属性在内的分组选择实验方案,在调查数据的基础上,重点比较了货币补偿、住房置换和就业安置3种补偿方式下的农户选择偏好以及异质性来源。结果发现:①只要政策公开透明,补偿标准合理,多数农户具备参与宅基地腾退的意愿,且更倾向于选择直接的货币补偿方式;②非货币补偿方式也表现出了一定的政策潜力,对于更为年轻、受教育程度更高、收入水平更高以及所拥有的宅基地距离县城更远、重要程度更低的群体具有吸引力;③受教育程度和收入水平是影响农户选择何种配套服务和资金来源的两个重要因素,受教育程度越低、年收入越低的农户越偏好教育培训与补缴社保,且更倾向选择财政拨付渠道的补偿资金来源。本文的发现为如何更加科学精准地制定退地补偿计划提供政策启示。

关键词:宅基地退出;补偿方案;政策偏好;异质性;选择实验法

DOI :10.18402/resci.2021.07.15

1 引言

农村宅基地利用率低是当前推进乡村振兴战略的重要议题与现实难题。近年来,中央多次强调要深化农村宅基地制度改革,实行宅基地资源有偿退出,并将其作为农村土地制度改革的重要内容。但从许多地方开展的宅基地退出试点实践来看,农户自愿腾退的积极性不高。一方面,中国目前尚未建立起完整的宅基地价格评估和补偿标准,造成各地在退出宅基地过程中补偿不尽合理;另一方面,现有补偿政策多从政府外生主导思维出发,未能针对农户主观偏好和意愿制定相关退出和补偿政策,导致在腾退过程中农民权益得不到有效保障。宅基地是大多数中国农户安身立命之所,如果制定和提供的补偿政策不能聚焦于农户偏好与意愿,消除农户退地之后的生计之忧,很难期望农户会积极参与宅基地腾退。因此,如何基于农户内生视角检验

农户退出宅基地的补偿偏好和内在需求,进一步科学合理优化农村宅基地的退出补偿政策,促进农户自愿有偿退出,成为推进农村宅基地制度改革的重要问题。

宅基地一词是伴随新中国土地改革制度而产生的,在国外并无直接套用的文献,能够提供借鉴的类似研究多见于如农地产权与交易、农民住房交易、征地补偿等内容。西方学者指出,产权是市场机制配置和土地交易的基础^[1],在公开市场自由交易,通过完善的市场机制可以引导土地的交易行为^[2,3]。农户个人获得的公平补偿与权益保护是征地过程中土地资源优化配置和合理利用的核心,政府对农户的个人土地进行征用时应该给予合理的补偿^[4,5]。农地经济补偿标准常取决于农地发展权价格,即土地用于农业生产而放弃转为建设用地的机会成本损失^[6-8]。农村基础设施水平、与城市商业

收稿日期:2021-03-12 修订日期:2021-07-31

基金项目:国家社会科学基金项目(20BJY121)。

作者简介:陈鸣,男,湖南常德人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为农村经济与政策。E-mail: 15166828@qq.com

区的距离、政府机构的干预等直接影响农村住宅流转的价格^[9,10],农民的收入、行为、居住面积、政府补贴等也将影响农户住宅用地流转^[11-13]。随着近年来中国农地制度改革实践的开展,国内关于宅基地的研究呈现迅速发展的趋势,涌现出大量聚焦于农户退地补偿的相关文献。一些学者构建了相关指标来评价农户的宅基地退出意愿,调查数据显示,被调查家庭的宅基地退出意愿较低^[14,15],户籍制度、经济发展水平、保障制度、农民的个体特征、农民风险预期等因素均影响农户退出意愿^[16-18]。当前农户退出宅基地意愿不强的主要原因包括退出补偿机制不清、利益分配不明、补偿标准偏低等^[19-21]。还有一些学者采用个体效用理论确立宅基地价值与补偿标准^[22-25],其中选择实验被认为是一种更客观的显示个体效用和陈述个体偏好的方法,近年来被逐步应用于农民行为偏好的研究中,多见于诸如确定生产经营中农户对契约安排的态度^[26]、农民参与生态治理的意愿^[27]、技术补贴政策偏好^[28]等农户行为与意愿方面的研究。

由上可知,尽管近年来伴随着农村宅基地制度改革的不断推进,学界涌现出了不少理论研究成果,但目前国内宅基地市场不发达,相关政策和制度尚未完善,宅基地退出过程中的“怎么补”和“补多少”的核心问题还有待确定,聚焦相关主题的细致研究较少;此外,现有文献大多从政府宏观角度研究农民退出宅基地的政策规划和布局,关于如何补偿农民的退出行为及其微观异质性偏好来源,目前还缺少更为细致深入的研究。基于此,本文拟以农户意愿为视角,通过对湖南省465户宅基地户主的调查,运用选择实验(Choice Experiment)和混合Logit模型(Mixed Logit)对农户退出宅基地的补偿政策偏好进行分析。相较以往文献,本文的改进之处在于:①在研究视角上,拟从农户内生视角研究农户退出宅基地的主观偏好和内在需求,突破政府外生主导的传统思维框架;②在研究方法上,尝试采用选择实验法设计备选方案和选择集,采用混合Logit模型对农户的补偿选择偏好进行检验。本文的研究可以丰富农民行为偏好与宅基地补偿的相关理论研究成果,对于激励和促进农户积极腾退宅基地,科学制定补偿计划提供政策参考。

2 研究方法和模型

选择实验方法的理论基础是消费者选择模型^[29],

其计量经济学基础是随机效用理论(RUT)^[30,31]。Lancaster提出,消费者的满意度不是从商品本身而是从商品所提供的属性中获得的。为了更清楚地展示下文介绍的选择实验的基本模型,需考虑农民退出宅基地时选择不同补偿政策的效用差异。假定效用取决于从选择集中作出的选择,选择集包括所有可能的替代补偿计划,则农民具有以下形式的效用函数:

$$U_{ij} = V(Z_{ij}) + \varepsilon(Z_{ij}) \quad (1)$$

式中:变量 U 代表农民的效用水平,对于任何农民 i ,其效用水平将与一个包括一揽子政策属性的补偿方案 j 有关。 V 为参与实验的农民选择方案的确定性效用; ε 为效用函数的随机误差;补偿方案的属性由变量 Z 表示,例如货币补偿还是住房安置,收取补偿款的时间、渠道以及是否包括过渡性生活补贴、就业培训、提供额外的金融优惠政策等。

根据随机效用理论,决策者的偏好是潜在且不可观测的,由此产生了选择的概率问题。根据效用最大化的原则,对理性农户 i 而言,户主会选择给他带来最大效用的方案。如果农户 i 选择备选方案 j ,则意味着对于任何 $k \neq j$, $U_{ij} > U_{ik}$ 是满足的。从一系列补偿方案 C 中选择 j 的概率为:

$$P_{ij} = \Pr[(V_{ij} + \varepsilon_{ij}) > (V_{ik} + \varepsilon_{ik})] \quad \forall k \neq j, j \in C \quad (2)$$

式中: P_{ij} 代表农民 i 选择方案 j 的概率;变量 C 为可供农民选择的政策选择集,包括所有可能的补偿计划。假设误差项 ε_{ij} 服从独立和相同分布(IID),并且属于Gumbel分布(类型1)的渐近极值分布,则选择任何特定备选方案 j 的概率可以使用多项式Logit模型(Multinomial Logit)表示,但多项式Logit模型必须满足不相关选择的独立性(IIA)属性,同时无法鉴别受访者的不同偏好。混合Logit模型则克服了多项式Logit模型的这两个缺陷。混合Logit模型假设 β_j 是服从一定概率分布的随机变量,因此它可以反映个人偏好的随机性,可以用来分析农民偏好的异质性^[32]。在混合Logit模型中将 β_j 表示为一个随机变量:

$$\beta_j = \beta_k + \bar{\eta}_k \quad (3)$$

其随机效用函数可以表示如下:

$$U_{ij} = V[Z_j(\beta_k + \bar{\eta}_k)] + \varepsilon(Z_j) \quad (4)$$

式中: β_k 表示属性 k 的影响系数的总体均值, $\bar{\eta}_k$ 为

2021年7月

农户 i 关于 Z_j 的个体叙述和总体均值 β_k 的差异。间接效用被假定为选择属性 Z_j 的函数,效用参数向量 β_j 因随机成分 $\bar{\eta}_k$ 而变化。可以通过指定误差项 ε 和 $\bar{\eta}_k$ 的分布来推导在每个选择集中选择 j 的概率^[33]。通过考虑未观察到的异质性,即农民 i 选择方案 j 的概率表示为:

$$P_{ij} = \frac{\exp\{V[(Z_j)(\beta_k + \bar{\eta}_k)]\}}{\sum_{h=1}^C \exp\{V[Z_h(\beta_k + \bar{\eta}_k)]\}} \quad (5)$$

假设 β_j 服从正态分布,农民 i 从选择集中选择 j 的概率公式(5)中的可观测效用函数 V_{ij} 可以用简单的线性形式表示:

$$V_{ij} = ASC + (\beta_k + \bar{\eta}_k)X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

式中: ASC 为替代常数项,用来解释无法观察的属性对选择结果的影响; X_{ij} 为农户 i 从选择集中选择方案 j 的实验属性变量。为进一步观察和解释异质性来源,可以在效用函数中加入特定的农户特征与特定的选择属性交互项。具有交互项的混合 Logit 模型可以根据偏好的异质性(无条件或随机性异质性)和单个特征的异质性(条件性异质性)检测偏好变化,从而改善模型的拟合度。本文引入了农民 i 的社会和个人特征的交互作用项,如变量 Z_{ij} 和所选属性 X_{ij} ,它们简单地表示为:

$$V_{ij} = ASC + (\beta_k + \bar{\eta}_k)X_{ij} + \alpha_j \times X_{ij} \times Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

式中: α_j 为 X_{ij} 和 Z_{ij} 的相互作用系数。交互项有助于捕获不同农户特征之间的异质性,从而最大程度地减少误差。其中,如果 α_j 与 β_k 的符号相同(同正或同负),说明变量 Z_{ij} 对农户退出效用有正向影响,如果 α_j 与 β_k 的符号相反(一正一负)且显著,说明 Z_{ij} 削弱了农户退出宅基地的效用。

3 选择实验设计与样本描述

3.1 属性与属性水平的设置

采用选择实验法需要为实验参与者提供科学直观的情景选项,即科学合理的设置属性组合。影响农民退出宅基地行为有很多因素,若设置过多的属性会掩盖重要的影响因素并影响研究对象在短时间内作出理性的选择^[34]。在参考前期的文献研究和调研走访的基础上,本文最终选择了补偿方式、补偿速度、补偿比例、付款模式、配套服务和资金来源6个属性变量,并确定了每个属性的水平。

(1) 补偿方式

宅基地退出补偿方式是宅基地退出补偿政策的核心,合理的宅基地退出补偿方式能够提高农户的退出意愿,引导农户有序退出宅基地。本文确定的退出补偿方式包括“货币补偿”“住房置换”和“就业安置”3种选择。

当前实践中货币补偿是最常见的形式,是指按照退出的面积给与农户一定数额的货币补偿,其补偿数额有高低标准不一,通常由当地政府制定。以所调研地区衡阳市为例,宅基地退出包括土地和房屋两个部分,其中土地退出补偿费归农村集体经济组织所有,房屋、地上附着物、青苗及附属设施等补偿费归所有权人所有。货币补偿的具体内容与标准如下:一是房屋结构补偿,根据结构不同补偿金额在 550~1400 元/m² 之间;二是房屋装修装饰补偿,在 260~650 元/m² 之间;三是地上附着物如青苗、设施、果园茶园、苗圃、零星风景林木以及其他附着物等,采取包干补偿与分类补偿相结合方式;四是奖励措施,选择货币补偿并按期签约退出的农户,将额外获得结构补偿+装修补偿总额的 10%~20% 奖励。

其次是住房置换,是指农户腾退出宅基地,集中搬迁和居住到由地方政府新建设的集中新村或者置换相同面积的商品房。衡阳市选择住房置换的农户,首先应依法取得不动产登记权属证书,或有用地批文和规划批文。选择住房置换补偿方式,以 55 m²/人核定被拆迁人安置房建筑面积,被拆迁的住房超过核定安置标准的部分,按货币补偿标准予以补偿。成套安置房面积超出安置标准 10%(含 10%)以下的,由被拆迁人按高层 2600 元/m²、多层 2200 元/m² 的楼层测算价格购买,超出 10% 的部分按建设成本购买。

第三种方式是提供就业安置,是指政府允许农户用宅基地置换有保障的就业岗位或就业指标,以期能够激励农户从宅基地自愿退出。目前这一方式在本调研组所调研地区尚未实行,但根据已经试点的部分地区实践来看,对农户有着一定吸引力,被认为是未来值得政府重点考虑和推广的补偿方式。如天津市周边的华明示范镇下属东丽区,其“宅基地复垦”的创新实践中,成立了专门组织机构安置退地农户就业,其中企业用工就业渠道安置了 4000 多人,物业服务、保安保洁、环卫以及治安协管

等公益性岗位安置了1100多人,并结合区域用工需求对农户开展免费技能培训,提高农民的就业技能。

(2)补偿速度。也就是货币资金补偿到位的时间,这是衡量补偿快慢的重要指标。根据现有政策与调研实际情况,本文设计为1个月以内、3个月、6个月及以上3个档次。

(3)补偿比例。由于宅基地无偿获得的特殊性,学界在补偿比例的问题上存在争议。现行的宅基地腾退补偿思想包括“完全补偿”和“适当补偿”等方式,这也是直接影响到农户退出意愿的重要因素。本文设计了全额补偿和适度补偿两个水平,纳入补偿政策设计中供调研农户选择。

(4)付款模式。调研过程中发现,不少农户非常在意资金到位渠道。常见的有银行取款或公共政府工作部门取款、私下送至农户家中3种情况。这也影响到农户退出宅基地的意愿和偏好。据此本文设计为公开方式和私下方式两种渠道。

(5)配套服务。希望农户自愿退出宅基地,单靠货币补偿、房屋置换或者就业安置等单一政策是不够的,实践中通常要配合其他政策服务措施。实践中试点地区常提供多元化的配套服务,根据农民的意愿和需要与村集体协商,常见的服务包括补缴社保(医保)、教育培训、就业培训、过渡性生活补贴、金融优惠服务等。多元化的补偿方式为退宅农民提供了多样化的生计策略选择,增强了退宅失地农户的抗风险能力和抵御能力。根据当前实践中采取的政策归纳,本文最后确定了生活成本补贴、社保缴纳、教育培训以及金融贷款优惠4种配套服务政策可供选择。

(6)补偿资金的来源。补偿资金的筹措也是宅基地退出补偿研究中的一个关键问题。资金保障是促进宅基地退出的前提和核心,对于农户得到补偿的信心有较大影响。现有宅基地退出的补偿资金主要源自3个方面:一是政府拨付,即政府规划的财政资金;二是银行贷款,即政府获得的用于宅基地腾退的银行免息贷款业务;三是企业或者私人投资,这类资金具有较明显的商业性质,通常是企业投资于宅基地改造以获取更多商业利益。不同的资金来源对于农户而言,对应着不同的安全等级,意味着不同的安全保障。表1代表了农户退出宅基地补偿的各属性及水平设置情况:

在本文实验设计中,6个属性特征水平共有432个($3 \times 3 \times 2 \times 2 \times 4 \times 3$)选择集,若要受访者面对432个选项进行选择显然不可行。因此本文采用偏因子设计法,综合运用SPSS 22.0软件的正交设计程序,并根据D-efficiency原理选择了最优选择集。最终,获得18个独立的选择集,将这18个选择集分成两组,每组9张选项卡。每张选项都包含3个选择方案,包括由6个属性组成的两个替代选项和一个“两种方式都不选择”的选项。每个受访农户需要连续对9张选项卡进行选择,每次选择时需要从每个选项卡中的3个方案中选择出自己最偏好的方案。选项卡之一如表2所示。

3.2 研究区域与数据来源

本文选择湖南省为研究区域。湖南省位于中国中部、长江中游,毗邻江西、广东等6个省。全省土地总面积2.18万 km^2 。截至2020年底,全省常住人口6644.49万,人均耕地面积0.9亩。耕地面积不足世界人均水平的20%,不到全国人均水平的59%,

表1 实验设计中的属性特征及其水平

Table 1 Compensation attributes and compensation types in the experimental design

属性特征	定义	属性特征的水平			
		水平1	水平2	水平3	水平4
补偿方式	农户退出宅基地所选择的补偿方式	货币补偿	住房置换	就业安置	
补偿速度	农户获得资金或政策补偿的时间	1个月	3个月	6个月及以上	
补偿比例	农户可获得补偿占宅基地价值之比	全额	适度		
付款模式	农户接受补偿资金的渠道和地点	公开方式	私下方式		
配套服务	农户可获得的其他配套服务措施	教育培训	补缴社保	过渡性生活补贴	金融优惠
资金来源	农户可获得补偿资金的来源渠道	财政拨付	银行贷款	企业投资	

注:其中,补偿方式、配套服务、资金来源采用虚拟变量赋值;补偿速度、补偿比例、付款模式采用离散数据赋值。

2021年7月

表2 选项卡示例

Table 2 Example scenarios of options tab

具体项目	补偿方案一	补偿方案二	补偿方案三
补偿方式	货币补偿	住房置换	
补偿速度	1个月	3个月	
补偿比例	全额	适度	两种方式
付款模式	公开	私下	都不选
配套服务	教育培训	补缴社保	
资金来源	企业投资	政府拨付	

人地关系紧张。近年来,随着经济社会的快速发展,建设用地需求不断增加。但由于人地关系紧张,资源环境约束加剧,土地资源供需矛盾日益突出。2008年,湖南省被批准为全国城乡建设用地增减挂钩试点省份,2015年开始在株洲、益阳、怀化等地开展宅基地改革试点。综合所调研的地区情况来看,湖南省宅基地利用和腾退存在以下几个突出的特征:一是“一户多宅”现象普遍;二是宅基地占地面积超标;三是宅基地闲置问题突出。因此,尽管政府实施有偿自愿腾退宅基地的政策已有多年,但由于存在资金短缺、补偿标准不尽合理、社会保障体系不健全以及农户期望值过高等原因,目前的宅基地腾退进展缓慢,农户积极性普遍不高。

本次调研地选择了长沙市、衡阳市和怀化市,选择这3个市的原因在于:一是因为这3个市属于湖南省宅基地制度改革的首批试点地区;二是因为地域覆盖东中西部符合样本普遍性。调查组根据各市农业农村局相关部门负责人的介绍,从所选3个市中各选择2~8个下辖县(市、区),随机抽取所辖1~4个乡镇,再随机抽取2~4个行政村,在每个村随机抽取2~8户农民进行实地访谈,部分较偏远地区的对象则利用网络问卷收集信息。总样本中,长沙市样本占38.3%,衡阳市样本占43.2%,怀化市样本占18.5%。调查时间为2019年7月20日—10月25日。共发放问卷550份,回收有效问卷465份,有效率84.55%。问卷由两部分组成:第一部分是农民社会经济特征和生产经营状况的调查;第二部分是选择实验。

3.3 样本描述性分析

(1)农户个体特征(表3)。在被调查的465个农村家庭中,年龄变量均值为3.867,其中227名户主年龄在31~45岁之间,占样本的48.82%,而28.02%的户主年龄在46岁以上。受访户主受教育程度的均值为2.232,初中及以下学历占74.30%,大专以上

表3 变量说明以及描述性统计分析

Table 3 Variable description and descriptive statistics

	变量	定义	变量值	最小值	最大值	平均值	标准差
农户个体特征	年龄	户主的年龄	18岁以下=1; 18~30岁=2; 31~45岁=3; 46~60岁=4; 61岁以上=5	2	5	3.867	1.724
	务农年限	户主从事农业生产的年限	5年以下=1; 6~10年=2; 11~20年=3; 21~30年=4; 30年以上=5	1	5	3.231	1.451
生产经营特征	受教育程度	户主接受教育的层次	小学=1; 初中=2; 高中=3; 大专=4	1	4	2.232	0.675
	家庭务农人数	农户家庭中从事农业生产的人数总和	1人=1; 2人=2; 3人=3; 4人=4; 5人及以上=5	1	5	1.976	0.935
	家庭年纯收入	农户家庭年收入总和	1万元以下=1; 1~3万元=2; 4~5万元=3; 6~10万元=4; 10万元以上=5	1	5	2.122	1.132
	家庭耕地规模	农户家庭所经营的耕地面积	1亩以下=1; 1~3亩=2; 4~9亩=3; 10~30亩=4; 30亩以上=5	1	5	2.632	1.266
	宅基地资产占比	农户拥有的宅基地价值占其所有资产的价值比例	10%以下=1; 11~30%=2; 31~50%=3; 51~80%=4; 80%以上=5	1	5	1.543	0.865
认知水平特征	宅基地距离县城远近	农户的宅基地距离县城远近程度	城中村=1; 近郊=2; 远郊=3	1	3	2.261	0.876
	宅基地的重要程度	农户拥有的宅基地对其而言的重要程度	低=1; 一般=2; 高=3	1	3	2.103	0.652
	对宅基地退出的认知	农户对于宅基地退出的重要性的认知程度	低=1; 一般=2; 高=3	1	3	1.453	0.843
	对补偿政策的认知	农户对于宅基地退出政策内容的认知程度	低=1; 一般=2; 高=3	1	3	1.696	0.785

文化程度的占11.87%。被调查户的平均务农年限为12年,具备一定的务农经验与农业生产知识。可以看出,样本农户的整体文化水平较低,多为长期务农的传统农户,较高学历的新型农民较少。

(2)生产经营特征。被调研对象中家庭务农人数均值为1.976,有48.6%的家庭存在兼业劳动,说明当前纯粹和完全从事农业生产的劳动力比例偏低,这一结果符合当前大量农户外出打工挣钱的普遍现实。家庭耕地的平均面积为2.6亩,可以看出,样本农户生产经营规模整体偏小,是典型的小规模生产。被调查家庭年平均纯收入均值为2.122。78.13%的被调查者的年净收入低于5万元,只有7.22%的被调查家庭的年净收入在10万元以上,这与中国农民低收入的普遍现象是一致的。根据距离县城远近将宅基地分为城中村、近郊和远郊3种类别,以离散数值赋值可知其平均值为2.261。

(3)认知水平特征。农户对宅基地以及补偿政策的认知程度存在差异。对样本的调查分为3个部分,一是农户对宅基地重要性的认识,即宅基地对于农户生活的重要程度,平均值为2.103,对于多数农户而言都是非常重要的生活必需品。二是对于退出宅基地的重要性认知,即农户是否了解政府为何整理和清退宅基地,宅基地腾退对于乡村的重要性,调研显示农户的这一认知水平最低,其均值仅为1.453;三是对于补偿政策的认知,通常来说,农户对补偿政策的认知水平越高,越能灵活运用政策享受更多政策红利,退出的可能性就越大,但调研显示农户对于补偿政策的认知程度较低,其均值为1.696。

4 结果与分析

4.1 农户退出宅基地的补偿偏好检验

本文采用混合Logit模型进行农户选择偏好检验。通过设置固定参数和随机参数变量^[32],经过多次调试,最终发现以补偿方式、配套服务和资金来源作为随机参数变量,并假定随机参数变量服从正态分布,且以补偿速度、补偿比例和付款模式为固定参数变量时,随机变量的均值、标准差和固定变量系数的估计值均显著,且模型拟合效果最好。本文运用stata15.0统计软件进行计量分析,采用Haltom算法将样本数据抽取500次进行回归估计,结果如表4所示。

混合Logit模型1(表4)的结果表明McFadden LRI值为0.336, r^2 的值介于0.2和0.4之间被认为是非常合适的,表明该模型的整体拟合良好。随机参数变量补偿方式、配套服务和资金来源具有较大的标准差系数,分别在5%、1%和1%水平上显著,说明户主对这3个属性水平的偏好存在异质性。而经过反复调试后发现,补偿速度、补偿比例、付款模式这3个变量作为随机参数变量的均值和标准差系数均不显著,据此将付款模式、补偿比例、补偿速度和ASC项目作为固定参数变量,说明农户对这3种属性的选择有相对一致的偏好。

4.1.1 补偿方式偏好检验

从补偿方式偏好来看,补偿方式的变量系数为负(-0.393),在5%的水平上显著。根据随机参数变量服从正态分布的假设,补偿方式服从 $N(-0.393, 1.064^2)$ 的正态分布,通过查询标准正态分布表可知,64.4%的农户通过补偿方式的偏好提高效用水平。从随机变量的系数方向来看,补偿方式系数为负,说明选择货币补偿、住房置换、就业安置的补偿方式会依次降低农户效用,即农户在退出宅基地时更倾向于获得货币补偿。可能的原因是,住房置换和就业安置补偿需要较长时间才能兑现,这往往意味着不确定性和风险。在经济学理论中,“喜短厌长”是多数人群所固有的风险特质和天性,这对于相对处于社会弱势地位的农民群体而言更是如

表4 混合Logit模型估计结果

Table 4 Estimation results of the mixed logit model

属性变量	系数估计值	标准误
随机变量参数		
补偿方式	均值 -0.393**	0.164
	标准差 1.064***	0.357
配套服务	均值 -1.803***	0.431
	标准差 0.347*	0.239
资金来源	均值 -1.037***	0.576
	标准差 1.116***	0.382
固定变量参数		
补偿速度	-2.237***	0.446
补偿比例	-0.957***	0.244
付款模式	-2.618***	0.310
ASC	-0.738**	0.299
Log likelihood	-284	
McFadden LRI	0.336	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

2021年7月

此。现实中农民往往将短期回报看得更重要,能够即时兑现的有形货币更受农民欢迎。

4.1.2 配套服务偏好检验

从配套服务类型偏好的角度来看,配套服务的均值系数为负(-1.803),且在1%水平上显著。配套服务服从 $N(-1.803, 0.431^2)$ 的正态分布,查表可知,尽管农户对金融服务、社会保障金、生活成本补贴有需求,但相对而言,79.8%的农民更倾向于在教育 and 培训方面获得帮助。这一结果与中国农民目前对教育切断贫困传递、从根本上破解农村落后现状的认识是一致的,表明农民对“知识改变命运”的意义有深刻的认识,最迫切需要的是人力资本的提高。根据配套服务检验系数为负的结果,结合其赋值情况可知,农户对配套服务的偏好排序由高到低依次为教育培训、补缴社保、过渡性生活补贴和金融优惠。

4.1.3 资金来源偏好检验

从资金来源偏好来看,均值属性系数为负且在1%的水平上显著。资金来源服从 $N(-1.037, 0.576^2)$ 的正态分布,通过查询标准正态分布表可知,96.4%的农户更偏好选择财政渠道划拨的补偿资金。相对而言,农户并不信任银行贷款与企业投资,可能的原因在于,农村信用体系并不完善,当前的农村信用环境建设不容乐观,现实中屡见不鲜的金融违约以及商业欺诈等事件,使得原本就发育不良的农村信贷、投资市场发展更加内卷,导致农户对银行和企业普遍缺乏信任,存在一定的抵触心理。因此,从资金来源的偏好来看,农户选择依次为财政拨款资金、银行贷款和企业投资。

4.1.4 固定参数变量及常数项分析

将补偿速度、补偿比例和付款模式设置为固定参数变量,原因是三者作为随机参数变量其均值和标准差系数不够显著。修改设置后进行回归分析,作为固定参数变量,说明农户对于补偿速度和补偿比例的偏好比较一致,补偿速度和补偿比例的系数均为负且通过了1%的显著性水平检验,说明农户偏好的补偿比例是全额补偿,且担心补偿款的拖延,希望补偿越快越好。从付款模式偏好的角度看,系数在1%水平上显著为正,说明付款模式是影响农民退出宅基地偏好的因素。与私下交付的模式相比,公开付款能增加农民退出宅基地意愿。农民更倾向于公开付款模式可能的原因是,在宅基地资金

实际拨付过程中,侵害农民权益的事件时有发生,不少农民对村委层面一级的私下分配模式不信任,对于资金被截留情况的可能性存在担忧,相对于村委私下交易,农户更信赖地方政府公开付款模式。

常数项 ASC 一定程度反映出农户腾退的意愿,其值通过了5%水平的显著性检验且为负值,意味着该实验方案的设计具有合理性,多数受访农户对宅基地退出政策非常关注。只要补偿合理,符合他们的意愿,他们愿意服从国家统一规划政策,退出宅基地支持家乡建设。

4.2 农户退出偏好的异质性来源分析

为了进一步分析农民退出行为偏好异质性的根源,本文继续在模型1的基础上建立包含交互项的混合Logit模型。交互项选择了所调研样本的年龄、务农年限、受教育程度等变量指标,结果发现,多数变量与随机参数变量之间的相互作用并不显著。不同的补偿方式中,各类影响因素表现出了不同的异质性特征,模型2、3和4分别是补偿方式、配套服务以及资金来源与各类影响因素相互作用的模型(表5),未表现出显著性的指标从略。

4.2.1 补偿方式偏好异质性分析

表5中模型2的回归结果表明,补偿方式与农户年龄、受教育程度、距离县城远近、家庭年收入以及宅基地资产占比5个因素的交互项通过了显著性检验,是农户选择以何种方式退出宅基地的偏好异质性来源。①农户年龄具有对农民补偿效用的负向影响。根据检验结果,补偿方式变量的系数为正(1.432),其与年龄相互作用系数为负(-0.174),这表明年龄因素影响农户选择偏好,年龄越大越倾向于货币补偿,不愿意选择就业安置或住房置换,而更年轻者则选择非货币补偿方式的可能性增大,这是因为农户的年龄越大越不愿意离开故土,不愿意选择住房置换或者重新就业,而年轻人则不同,对于他们而言,搬迁至新住处或者就业安置的补偿方式意味着新的机会,非货币补偿的方式对于年轻而言则更具有政策潜力。②受教育水平与农户的选择偏好具有显著的正相关,说明受教育水平是农户选择何种补偿方式的异质性来源。接受的教育水平越高,越倾向于选择住房安置或就业安置,而受教育程度较低者则对于直接的货币补偿意愿更为迫切。接受的教育水平越高、具备一定文化知识和更开拓眼界的农户,接受就业安置的偏好越高,他

表5 含交互项的混合Logit模型估计结果

Table 5 Estimation results of the mixed logit model with interaction terms

变量	模型2		模型3		模型4	
	系数估计	标准误	系数估计	标准误	系数估计	标准误
随机参数变量						
补偿方式 均值	1.432***	0.654	1.393***	0.452	2.754***	0.435
标准差	-0.433*	0.232	-0.448*	0.246	-0.463*	0.240
配套服务 均值	-2.042***	0.522	3.327***	0.863	-3.633***	0.664
标准差	2.132***	0.235	2.543***	1.444	3.643***	1.564
资金来源 均值	-0.893***	0.290	-0.889***	0.304	-0.837***	0.459
标准差	-0.516***	0.643	4.122***	1.375	0.515***	1.345
固定参数变量						
补偿速度	3.643***	0.323	3.122***	0.432	1.865***	0.421
补偿比例	0.715***	0.454	1.335***	0.267	1.347***	0.422
补偿模式	1.593***	0.533	3.654***	0.373	1.854***	0.332
异质性来源						
补偿方式×年龄	-0.174**	0.079				
补偿方式×受教育程度	0.247**	0.104				
补偿方式×距离县城远近	0.192**	0.2981				
补偿方式×家庭年纯收入	0.095*	0.133				
补偿方式×宅基地资产占比	-0.727***	0.252				
配套服务×家庭务农人数			-0.270**	0.251		
配套服务×受教育程度			0.453*	0.147		
配套服务×家庭年纯收入			0.052*	0.434		
配套服务×重要程度			-0.322*	0.326		
资金来源×受教育程度					-0.711***	0.203
资金来源×家庭年纯收入					-0.994*	0.542
Log likelihood	-322		-433		-489	
McFadden LRI	0.255		0.276		0.225	

们更具备改变自身命运的能力和意愿,对于货币的依赖度也相对较低。③家庭年均纯收入与农户选择退出模式呈显著的正相关关系,即家庭年均纯收入越低,农户越愿意选择货币补偿模式。这是因为当前收入偏高的农户,其收入来源通常源自非农收入,其收入稳定对于货币偏好减弱,而那些低收入农户还没有稳定的收入来源,他们更倾向于得到一笔货币补偿来弥补生计或者农业生产,就业岗位对他们的短期现实目标距离较远,吸引力减弱。④距离县城远近也影响农户对于退出方式和补偿政策偏好。距离县城越远的农户,对于宅基地换住房、换就业指标的意愿会更强,而县城近郊的农户则倾向于货币补偿。距离县城越远的农户,其对于自己的宅基地的价值评估越低,对于宅基地换住房、换就业指标的意愿会更强;相反,县城近郊的农户,由

于交通条件的便利,找到外出就业打工的机会可能更多,就业机会对他们而言价值相对较低,因此对于货币偏好会更迫切。⑤宅基地资产占比也是农户选择何种补偿方式的异质性来源。宅基地资产占比越低,农户更希望就业安置的补偿方式,因为对他们而言宅基地的重要程度较低,此类农户更希望通过宅基地腾退换取就业岗位,能够带来农户生活条件上各种福利待遇的改善,比获得直接货币补偿更具有吸引力。反之则偏好货币的直接补偿。

4.2.2 配套服务偏好异质性分析

模型3的回归结果表明,农户对于配套服务的偏好与受教育程度、家庭年收入、家庭务农人数以及宅基地重要程度有关,其交互项系数均通过了显著性检验。表明这4项因素是农户选择退出配套服务的异质性来源。具体而言,在模型3中,配套服务

2021年7月

的系数为正,其与受教育程度、家庭年收入两个因素的交互项系数也为正,说明这两个因素对于农民选择何种配套服务具有正向影响,即受教育程度越低、年收入越低,农户越倾向于教育培训与补缴社保,反之则偏好减弱,更倾向于过渡性补贴和金融优惠支持。而配套服务与家庭务农人数、宅基地重要程度两个因素的交互项系数为负,说明务农人数、宅基地资产占比对农民选择何种配套服务具有负向影响,即务农人数越多、宅基地越重要,农户越倾向于教育培训和补缴社保服务。

4.2.3 资金来源偏好异质性分析

模型4的回归结果表明,农户对于资金来源的偏好异质性源自受教育程度以及家庭年收入两个因素,其交互项系数均通过显著性检验。具体而言,模型4中资金来源的系数为负,其与受教育程度与家庭年收入两个因素的交互项系数也为负,说明这两个因素对于农户选择何种资金来源具有正向影响,即受教育程度越低、年收入越低,农户越倾向于相信和选择财政拨付此类资金来源。这是因为受教育程度越低、年收入越低的农户意味着抗风险能力越弱,这类农户表现出了更强的风险厌恶偏好。

4.3 稳健性检验

为了检验回归结果的稳健性,将全部样本按照性别分为男性组和女性组两个子样本,以及按照地域分为长沙区域组和非长沙区域组两个子样本,再区分子样本分别采用混合Logit模型进行回归,其中随机参数变量和固定参数变量的设置与前文全样本分析中一致。表6的回归结果显示,除了固定参数变量中银行属性系数的显著性在个别子样本回归结果中有所下降以外,各子样本与全样本的随机参数变量均值的系数和固定参数变量系数在方向和显著性上都完全一致,随机参数变量标准差的系数方向不完全一致,恰恰反映出不同样本之间的差异性。总体来看回归结果比较稳健。

5 结论与政策建议

5.1 结论

退出农村宅基地是中国农村土地改革的重要组成部分,是“农业和农村现代化”的必由之路。如果不能充分尊重农户主观意愿,科学把握农户主观偏好,宅基地退出将可能演变为强制拆迁的失败实践,与党中央的初衷背离甚远。本文采用选择实验方法探讨农户退出宅基地的补偿偏好选择和偏好

表6 异质性来源的稳健性检验结果

Table 6 Robustness test results of heterogeneity sources

变量	男性		女性		长沙地区		非长沙地区	
	系数估计	标准误	系数估计	标准误	系数估计	标准误	系数估计	标准误
随机参数变量								
补偿方式 均值	1.193***	0.617	1.583***	0.748	2.111**	0.446	1.879***	0.450
标准差	-0.361***	0.219	-0.479***	0.265	-0.638***	0.243	-0.568***	0.248
配套服务 均值	-1.701*	0.492	-2.257*	0.597	-3.011**	0.852	-2.680*	0.687
标准差	1.776***	0.222	2.357**	0.269	3.143***	1.425	2.798***	1.617
资金来源 均值	-0.744**	0.273	-0.987**	0.332	-1.317**	0.300	-1.172**	0.475
标准差	-0.430***	0.606	-0.570*	0.736	-0.761***	1.357	-0.677***	1.391
固定参数变量								
补偿速度	3.035***	0.305	4.027***	0.369	5.371***	0.426	4.780***	0.435
补偿比例	0.596***	0.428	0.790***	0.519	1.054***	0.264	0.938***	0.436
补偿模式	1.327***	0.503	1.761***	0.610	2.349***	0.368	2.090***	0.343
异质性来源								
补偿方式×年龄	-0.145**	0.074	-0.192**	0.090	-0.257***	-0.156	-0.228***	-0.279
补偿方式×受教育程度	0.206***	0.098	0.273***	0.119	0.364***	0.221	0.324***	0.397
补偿方式×距离县城远近	0.160**	0.281	0.212**	0.341	0.283**	0.172	0.252**	0.308
补偿方式×家庭年纯收入	0.079*	0.125	0.105*	0.152	0.140*	0.085	0.125*	0.153
补偿方式×宅基地资产占比	-0.606***	0.238	-0.804***	0.288	-1.072***	-0.652	-0.954***	-1.167
Log likelihood	-268		-356		-474		-422	
McFaddenLRI	0.212		0.282		0.376		0.335	

异质性来源,所得的主要结论如下:

(1)多数受访农户对宅基地退出政策非常关注。只要补偿合理,尊重农户的主观意愿,农户愿意服从国家统一的土地规划整理政策,退出宅基地支持家乡建设。

(2)农户在宅基地退出补偿选择中更偏好货币补偿,希望能够公开、迅速和全额获得补偿资金,更加信任财政资金来源和公开付款方式;农户希望从宅基地退出补偿中得到附加的教育机会、培训服务和过渡性生活补贴等支持,这些配套服务能有效提高农民的退出意愿。

(3)农户对补偿方式的选择偏好存在异质性,农户年龄、受教育程度、收入以及宅基地地理位置与资产占比是偏好异质性的主要来源。其中,年龄越大、受教育程度越低、收入水平越低、宅基地位置距离县城越近、宅基地资产占比越高的农户,越偏好选择货币补偿;反之,非货币补偿则具备一定的政策吸引力。

(4)农户对配套服务和资金来源的偏好也存在异质性,农户的受教育程度与家庭年收入水平是两个重要影响因素。其中,受教育程度越低、年收入越低的农户,越倾向于教育培训与补缴社保的配套服务,越倾向于选择财政拨付渠道的补偿资金来源。

5.2 政策建议

基于以上结论,本文提出以下政策建议:

(1)强化农户宅基地退出的合法权益保障。应加强宣传力度,确保农户知晓政策,确保政策的及时性和公开性。应明确宅基地腾退的申请、审核、批准流程,为农户自愿腾退宅基地创造良好的流转环境,提供政策保障。同时,政府在提供补偿政策时应特别注意政策的公开透明、执行的速度、贯彻的力度和落实程度,注重打通补偿资金的“最后一公里”,保证补偿资金和好处切实落到农户头上。

(2)加大补偿力度和范围,合理提高补偿标准。货币补偿是目前多数农户更愿意接受的补偿方式,在退出过程中,有必要通过分类准确评估退出宅基地的价值构成,对退出农户的损失进行全面补偿。必须结合当前区域地价、房价和物价因素,充分考虑农户退出宅基地后的生活成本变化,货币补偿额应该覆盖农户未来生计需求,消除退地农户的后顾之忧。

(3)要推进多元化配套服务,健全补偿机制和体系。目前,政府提供的补偿形式相对单一,常见的是货币补偿和住房置换二选其一,缺乏有效的配套服务和补偿措施。本文的研究结果表明,教育、就业、社保医保等配套措施对于农户退出意愿有着重要影响。政府应拓宽思路大胆尝试,提供包括配套服务在内的一揽子补偿计划,而不是单一提高补偿金额。将宅基地退出与户籍改革,城乡居民社会保障一体化,城乡基本公共服务均等化联系起来,完善配套体系和保障政策体系。

(4)要特别注意因地制宜施策,采取普适化标准与差别化补偿相结合的策略,推动农户积极参与农村宅基地退出。退出补偿政策应更加符合退出宅基地的初衷和目的,进一步尊重农户的退出意愿与诉求,在普适性政策下采取差异化措施以回应农户不同家庭特征和异质性需求。特别的,随着农户收入提高,货币补偿方式的吸引力可能减弱,非货币补偿方式会发挥更大的优势。未来应着力制定更为灵活的补偿政策组合,提高退地补偿计划效率,推进宅基地改革顺利实施。

参考文献(References):

- [1] Coase R H. The Problem of Social Cost[M]. London: Palgrave Macmillan UK, 1960.
- [2] Lisec A, Ferlan M, Lobnik F. Modeling the rural land transaction procedure[J]. Land Use Policy, 2004, 25(2): 286-297.
- [3] Moteva M. Legal conditions and data provision for land property exchange in the processes of land consolidation and land compensation in Bulgaria[J]. Geomatics and Environmental Engineering, 2020, DOI: 10.7494/geom.2020.14.2.59.
- [4] Costedoat S, Koetse M, Corbera E, et al. Cash only? Unveiling preferences for a PES contract through a choice experiment in Chiapas [J]. Land Use Policy, 2016, 58: 302-317.
- [5] Tanrivermis H, Aliefendioglu Y. Land values and compensation payments from the viewpoint of owners and users affected by projects: Analysis of selected land and water development projects in Turkey[J]. European Real Estate Society, 2019, 335: 112-128.
- [6] Lavee D. Land use for transport projects: Estimating land value[J]. Land Use Policy, 2015, 42: 594-601.
- [7] Yang X Y, Ritter M, Odening M. Testing for regional convergence of agricultural land prices[J]. Land Use Policy, 2017, 64: 64-75.
- [8] Nakamura H. Relationship among land price, entrepreneurship, the environment, economics, and social factors in the value assessment of Japanese cities[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 217: 144-152.

2021年7月

- [9] Forte F. New land values patterns in the space of the Italian Metropolitan areas: The case of the logistic retro-port in Naples[J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2016, 223: 503-508.
- [10] Koguashvili P, Ramishvili B. Specific of agricultural land's price-formation[J]. *Annals of Agrarian Science*, 2018, 16(3): 324-326.
- [11] Alfons W, Greg D, Peter S. Farm return and land price effects from environmental standards and stocking density restrictions[J]. *Agricultural & Resource Economics Review*, 2016, 33(2): 272-281.
- [12] Bórawski P, Bėldycka-Bórawska A, Szymanska E J, et al. Price volatility of agricultural land in Poland in the context of the European Union[J]. *Land Use Policy*, 2019, 82: 486-496.
- [13] Kok N, Monkkonen P, Quigley J M. Land use regulations and the value of land and housing: An intra-metropolitan analysis[J]. *Journal of Urban Economics*, 2014, 81(4): 136-148.
- [14] 梁发超, 刘丽惠. 不同模式下农村宅基地退出的农户选择偏好及其影响因素: 基于福建省晋江市的实证分析[J]. *中国农业资源与区划*, 2020, 41(9): 128-135. [Liang F C, Liu L H. Research on farmers' selection preference and influencing factors of rural residential land withdrawal under different patterns: Empirical analysis based on Jinjiang City, Fujian Province[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2020, 41(9): 128-135.]
- [15] 龚宏龄, 林铭海. 农民的异质化特征对宅基地退出补偿偏好的影响: 基于大足和涪陵两地的调研数据[J]. *农村经济*, 2019, (2): 31-38. [Gong H L, Lin M H. The impact of farmers' heterogeneous characteristics on homestead withdrawal compensation preference: Based on the survey data of Dazu and Fuling[J]. *Rural Economy*, 2019, (2): 31-38.]
- [16] 丰雷, 胡依洁, 蒋妍, 等. 中国农村土地转让权改革的深化与突破: 基于2018年“千人百村”调查的分析和建议[J]. *农村经济*, 2020, (12): 2-21. [Feng L, Hu Y J, Jiang Y, et al. The deepening and breakthrough of China's rural land transfer rights reform: An analysis based on the 2018 "one thousands students and one hundred villages" survey[J]. *Rural Economy*, 2020, (12): 2-21.]
- [17] 钱龙, 陈会广, 陈方丽. 确权促进了宅基地流转吗? 基于温州农户的调查[J]. *经济体制改革*, 2020, (2): 186-193. [Qian L, Chen H G, Chen F L. Can certification promote the transfer of homesteads: Based on the survey of farmers in Wenzhou City[J]. *Reform of Economic System*, 2020, (2): 186-193.]
- [18] 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 Hunan provinces[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Science Edition)*, 2019, 19(5): 118-129.]
- [19] 王良健, 吴佳灏. 基于农户视角的宅基地空心化影响因素研究[J]. *地理研究*, 2019, 38(9): 2202-2211. [Wang L J, Wu J H. Study on the influencing factors of homestead hollowing in a households' perspective[J]. *Geographical Research*, 2019, 38(9): 2202-2211.]
- [20] 郭贯成, 李学增, 王茜月. 新中国成立70年宅基地制度变迁、困境与展望: 一个分析框架[J]. *中国土地科学*, 2019, 33(12): 1-9. [Guo G C, Li X Z, Wang Q Y. Changes, dilemmas and prospects of the 70-year rural residential land institution in new China: An analytical framework[J]. *China Land Science*, 2019, 33(12): 1-9.]
- [21] 李婷婷, 龙花楼, 王艳飞, 等. 黄淮海平原农区宅基地扩展时空特征及整治潜力分析: 以禹城市5个村庄为例[J]. *自然资源学报*, 2020, 35(9): 2241-2253. [Li T T, Long H L, Wang Y F, et al. The spatio-temporal characteristics and consolidation potential of rural housing land in farming area of the Huang-Huai-Hai Plain: The cases of five villages in Yucheng City[J]. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(9): 2241-2253.]
- [22] Useche P, Bradford B L, Foltz J D. Integrating technology traits and producer heterogeneity: A mixed-multinomial model of genetically modified corn adoption[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2009, 91(2): 444-461.
- [23] 徐涛, 倪琪, 乔丹, 等. 农村居民流域生态治理参与意愿的距离效应: 以石羊河流域为例[J]. *资源科学*, 2020, 42(7): 1395-1404. [Xu T, Ni Q, Qiao D, et al. Distance effect on the willingness of rural residents to participate in watershed ecological restoration: Evidence from the Shiyang River Basin[J]. *Resources Science*, 2020, 42(7): 1395-1404.]
- [24] 李英, 潘鹤思, 邹玉友, 等. 社会信任与城镇居民森林生态补偿支付意愿研究: 基于黑龙江省的调查数据[J]. *干旱区资源与环境*, 2020, 34(7): 90-96. [Li Y, Pan H S, Zou Y Y, et al. Social trust and willingness of urban residents to pay for forest ecological compensation: Based on the survey of Heilongjiang[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2020, 34(7): 90-96.]
- [25] 庞洁, 靳乐山. 基于渔民受偿意愿的鄱阳湖禁捕补偿标准研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(7): 169-176. [Pang J, Jin L S. Compensation rate for fishing withdrawal from Poyang Lake based on fishermen's willingness to accept[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(7): 169-176.]
- [26] 刘晓, 徐建华. 公众对电力来源清洁化的支付意愿[J]. *资源科学*, 2020, 42(12): 2328-2340. [Liu X, Xu J H. Public willingness to pay for cleaner power sources[J]. *Resources Science*, 2020, 42(12): 2328-2340.]
- [27] 史恒通, 睢党臣, 吴海霞, 等. 公众对黑河流域生态系统服务消费偏好及支付意愿研究: 基于选择实验法的实证分析[J]. *地理科学*, 2019, 39(2): 342-350. [Shi H T, Sui D C, Wu H X, et al. Public preference and willingness to pay for the Heihe River watershed ecosystem service: An empirical study on choice experiments[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2019, 39(2): 342-350.]
- [28] 高杨, 赵端阳, 于丽丽. 家庭农场绿色防控技术政策偏好与补偿意愿[J]. *资源科学*, 2019, 41(10): 1837-1848. [Gao Y, Zhao D Y, Yu L L. Family farms' policy preferences and willingness to accept compensation on green pest control techniques[J]. *Resources Science*, 2019, 41(10): 1837-1848.]

- [29] Lancaster K J. A new approach to consumer theory[J]. *Mathematical Models in Marketing*, 1976, 132: 106–107.
- [30] Fadden M, Daniel L. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice[A]. Zarembka E B P. *Frontiers in Econometrics*[M]. New York: Academic Press, 1973.
- [31] Luce D R. Individual choice behavior: A theoretical analysis[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2005, DOI: 10.2307/2282347.
- [32] Hensher D A, Greene W H. The mixed logit model: The state of practice[J]. *Transportation*, 2003, 30(2): 133–176.
- [33] Train K E. *Discrete Choice Methods with Simulation*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [34] Gao Z F, House L O, Yu X H, et al. Using choice experiments to estimate consumer valuation: The role of experimental design and attribute information loads[J]. *Agricultural Economics*, 2010, 41 (6): 555–565.

Compensation preference and heterogeneity sources of homestead withdrawal of farming households: Based on choice experiment method

CHEN Ming

(School of Economics, Management and Law, University of South China, Hengyang 421001, China)

Abstract: Promoting the withdrawal of rural homesteads is an important measure to alleviate the inefficient allocation of land resources in China. The core of this policy is to understand farmers' compensation preferences, design a reasonable compensation plan, and promote farmers to voluntarily withdraw from their homesteads. This study designed experimental plan scenarios including six attributes compensation method, compensation delivery speed, compensation ratio, payment mode, supporting services, and funding sources. Based on the survey data, we focused on comparing farming household choice preferences and sources of heterogeneity under the three compensation methods of monetary compensation, housing replacement, and employment. The results show that: (1) As long as the policies are open and transparent and the compensation standards are reasonable, most farmers show the willingness to participate in the withdrawal of homesteads and tend to choose direct monetary compensation; (2) Non-monetary compensation also shows certain policy potentials. Groups of people who are younger, more educated, have higher income levels, and have homesteads farther from county seats and less important are more attracted by non-monetary compensation plans; (3) Education and income levels are the two important factors that affect what supporting services and source of funds farmers choose. The lower the level of education and annual income of the farmers, the more they prefer education and training and paying social security contribution retrospectively, and they are more inclined to choose the source of compensation funds through the financial appropriation channel. The findings of this study have policy implications for formulating residential land withdrawal compensation plans more scientifically and accurately.

Key words: homestead withdrawal; compensation plan; policy preference; heterogeneity; choice experiment method