

## 【土地问题】

## 宅基地退出对农户家庭消费的影响

## ——基于家庭人口结构的调节作用

高原,高晨曦,赵凯\*

(西北农林科技大学 经济管理学院,杨凌 712100)

**摘要:**基于宅基地退出试点县安徽金寨的651份农户调研数据,运用线性回归模型、倾向得分匹配法和工具变量法分析宅基地退出对农户家庭消费的影响,并进一步分析家庭人口结构在其中的调节作用。研究表明:从消费总量来看,宅基地退出对家庭总消费水平具有显著的提升作用;从消费结构来看,宅基地退出对生产性消费具有显著的降低作用,对生活性消费具有显著的促进作用;家庭人口结构在宅基地退出影响家庭消费中的调节作用存在差异,其中,家庭少儿抚养比在宅基地退出对家庭总消费和生活性消费的提升中具有正向调节作用;家庭老年抚养比的增大加强了宅基地退出对生产性消费的降低作用。最后,提出积极完善宅基地退出与土地流转政策的联动促进、注重保障农户家庭基础消费和加强对宅基地退出农户的再就业支持等建议。

**关键词:**宅基地退出;家庭消费;家庭人口结构;安徽金寨

**中图分类号:**F301.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2023)04-0139-13

## 一、引言

宅基地是农村居民依靠集体组织成员资格无偿获得,用于建造住房以及附属建筑物的集体建设用地,具有福利分配性质<sup>[1]</sup>。长期以来,宅基地所承担的基本居住功能和生产支持功能对于保障农户家庭资产和维护农村社会稳定发挥着重要作用<sup>[2]</sup>。然而,随着国家新型城市化战略的实施,大量农村劳动力向城镇转移,农村宅基地低效利用与闲置荒废问题逐渐凸显<sup>[3]</sup>。为提高宅基地利用效率,国家出台了一系列关于宅基地制度改革的文件,并从2015年起先后启动实施了两轮农村宅基地制度改革试点工作,其中宅基地退出是改革试点工作的重要组成部分。自宅基地制度改革实施以来,试点地区农房闲置得到有效缓解<sup>[4]</sup>,农户居住条件有所改善,农村宅基地的利用率明显提高<sup>[5]</sup>,但也带来了农户农业生产不便<sup>[6]</sup>、权益结构变动<sup>[7]</sup>和社会保障福利改变<sup>[8]</sup>等问题。中央政府多次强调,要稳慎推进农村宅基地改革试点工作,确保农户原有生活水平不降低,长久生计有保障<sup>[9]</sup>。但宅基地退出是否保证了农户家庭生活质量不下降,目前尚未形成一致的观点<sup>[10]</sup>。消费是物质生活水平和家庭经济福利与幸福感的重要体现<sup>[11]</sup>。农户家庭消费水平是否提升,消费结构是否优化,不仅反映农户的生计状况,也是宅基地退出政策实施绩效的重要表征。因此,有必要探究宅基地退出对农户家庭消费的影响,以期为回答宅基地退出是否提升了家庭生活质量提供依据,并为完善宅基地退出政策提供借鉴。

收稿日期:2022-11-29

基金项目:农业农村部农村合作经济指导司委托课题“农村宅基地指导改革试点管理与评估”(10200071);陕西省农业协同创新与推广联盟2022年软科学项目“陕西粮食安全背景下榆林沙漠变农田的实现路径研究”(LMR202202)

作者简介:高原,女,西北农林科技大学经济管理学院博士生;高晨曦,女,西北农林科技大学经济管理学院硕士生;赵凯(通信作者),男,西北农林科技大学经济管理学院教授,博士生导师。

已有文献围绕宅基地退出对农户家庭收入、生产和生活的影响,从理论和实证层面做了诸多讨论。在理论层面,部分学者认为,置换式宅基地退出模式中地方政府和村集体通过将宅基地复垦为耕地等方式实现宅基地再利用,但在复垦过程中耕地质量较难提升,不利于保障农户农业生产利益<sup>[12]</sup>。也有学者认为,腾退出的宅基地可以通过集体经营性建设用地等方式实现土地财产功能,提升农户财产性收入和集体收益<sup>[13]</sup>。但在不同区域内,由于资源禀赋、人文特征等不同,宅基地价值存在明显差异<sup>[14]</sup>,且集体经营性建设用地入市范围、用途等仍受到较强的管控,可能造成农民利益在集体经营性建设用地入市过程中受损。在实证层面,部分学者基于农户福利视角分析发现宅基地退出改善了农户家庭经济状况<sup>[8]</sup>,缩小了农户群体的福利差距<sup>[15]</sup>,对家庭总收入产生了正向影响<sup>[16]</sup>,显著提升了家庭消费水平<sup>[17]</sup>;也有学者认为宅基地退出中存在农户利益补偿受损<sup>[18]</sup>、社会保障缺损和生活不适应等风险<sup>[19]</sup>。

综合而言,已有文献为本文奠定了良好的研究基础,但存在以下待改进之处:第一,现有文献主要通过农户收入来反映宅基地退出的福利效应,但收入仅是消费的决定因素之一。消费作为社会再生产的重要环节也是最终环节,能够直接反映农户支配资源的能力<sup>[20]</sup>,然而鲜有文献实证探究宅基地退出对农户家庭消费的影响。与本文最直接相关的一项研究是曹守慧<sup>[17]</sup>关于宅基地流转对农户消费影响的研究,虽然主题相似,但侧重点不同。后者研究的宅基地流转的重点是宅基地出租或出售的农户,并未涉及宅基地退出农户。由于宅基地改革工作的复杂性,不同地区的宅基地退出政策做法不尽相同,有必要针对传统农区的农户探讨宅基地退出对其家庭消费的影响;文章探索了代际和区域的异质性,却未从微观层面考虑家庭人口结构在家庭消费中的异质性影响。第二,已有研究大多将家庭消费划分为生存型消费、发展型消费和享受型消费三类,或者按照国家统计局定义将消费分为食品支出、衣着支出、生活居住支出、日用品支出、医疗保健支出、交通通信支出、文化娱乐支出和其他支出等八大类。然而,农户作为农村经济发展的主力军,既是生产者又是消费者,因此,农户家庭消费也应该既包含生产消费,也包含生活消费<sup>[21]</sup>。第三,在影响的差异性研究上,已有文献很少关注家庭人口结构的调节作用。农户家庭作为消费的最小社会单元,其消费决策与人口结构紧密相关<sup>[22]</sup>。异质性农户家庭中,不同的家庭人口结构的消费需求存在差异,消费计划和消费支出结构也不相同。

鉴于此,本文在对宅基地退出进行内涵界定的基础上,构建了宅基地退出影响农户消费的理论框架,利用传统农区安徽金寨的微观农户调研数据,实证检验宅基地退出对农户消费的影响,并分析家庭人口结构在其中的调节作用,进一步运用倾向得分匹配法构建反事实框架,力求消除自选择偏误,运用工具变量法缓解内生性问题,以尽可能保证研究结果的可靠性。

## 二、理论分析与研究假说

### (一)概念界定

#### 1. 宅基地退出的内涵

由于中国宅基地属性的特殊性和农村宅基地制度改革的复杂性,各个试点区宅基地退出做法存在差异。安徽金寨县作为第一轮和第二轮宅基地改革试点地区,自2015年试点工作启动以来逐步探索和建立了一套宅基地自愿有偿退出机制。有学者将其概括为“置换式”,具体做法是在国家法律政策框架内,按照一定的置换标准,农民以宅基地使用权及地上附着的建筑物、构筑物换取在规划区内统一建设的住房或一定数额的货币<sup>[23]</sup>。退出宅基地后,农户可选择到城、镇规划区购买普通商品住房,也可选择在乡镇、集镇按统一规划统建、联建住房,前者属于城镇化安置,后者属于就近集中安置,农户仍保留农民身份。本文研究的宅基地退出是指基于中国农村社会经济发展的新形势,在政府政策引导下,农户依法自愿退出原有宅基地及地上附属

设施,并有偿获得替代性居住保障,从而实现农村宅基地集约节约利用的行为。考虑到传统农区的宅基地退出安置通常采用集中安置方式<sup>[6]</sup>,本文主要针对集中安置方式下的宅基地退出模式展开研究。

## 2. 农户家庭消费

本文研究的宅基地退出对家庭消费的影响包括农户家庭消费总量的变化和消费结构的调整,因此,本文从总消费、生活性消费、生产性消费三个角度衡量农村居民家庭消费。区别于其他分类方法,本文将生产性消费和生活性消费同时纳入家庭消费的分析框架,更能凸显家庭整体的消费特征。其中,生产性消费是指农户对各项农业生产资料及服务的支出<sup>[24]</sup>,生活性消费是指农户为满足日常生活所需而产生的支出<sup>[25]</sup>。进一步将生活性消费划分为生存型消费和发展型消费,生存型消费是指为了维持生存而产生的必要支出,发展型消费是指农户为了实现自身发展而进行的各项支出<sup>[11]</sup>。需要说明的是,本文未将享受型消费纳入其中,主要考虑到享受型消费是以出资享乐为目的进行的消费,而研究区域属原国家级贫困县,享受型消费占家庭总消费的比重非常低,因此不作为本文研究重点。

### (二) 理论分析

根据消费者行为理论,农户消费行为由其资产和收入状况决定。收入提高是促进消费增长的根本保障<sup>[26]</sup>。宅基地及其附着的房产作为重要的家庭资产,其功能是在一定的村庄环境下,农户使用过程中表现出的功用、性能等的集合体<sup>[27]</sup>。农户退出宅基地,实质上是改变了农户的家庭资产状况和居住生产环境,造成宅基地部分功能发挥的条件发生改变,影响了农户对宅基地功能的依赖,进而影响家庭的生计方式和收入来源,最终影响家庭消费决策。本文将从生产性消费、生活性消费和总消费三个方面展开论述宅基地退出对农户家庭消费的影响(图1)。

#### 1. 宅基地退出对家庭生产性消费的削减效应

已有研究大多基于社会经济发展宏观视角,认为对于农户而言,宅基地功能正逐步由居住保障型向资产收益型转变<sup>[28]</sup>,却忽略了宅基地功能变迁存在的地域差别<sup>[29]</sup>。事实上,在传统农区,农户以农为生的生活模式并没有发生根本性改变。即使年轻劳动力外出打工,农村家庭依然维持着“种地吃饭,打工赚钱”的生计模式<sup>[30]</sup>,农业依然是农户生产生活不可或缺的重要组成部分,因此,宅基地承担的生产辅助功能不可忽视<sup>[31]</sup>。然而,农户退出宅基地迁入集中安置区后,耕作半径拉大,农业生产通勤时间成本和机会成本上升<sup>[6]</sup>,且重新安置的房屋面积减小造成农业机械存放不便,基于效益最大化原则,农户往往选择粗放式经营甚至撂荒<sup>[8]</sup>。因此,农户家庭在购买农药化肥及其他生产资料方面的支出可能明显缩减。另外,为了服务与保障农业生产,农户原有宅基地上往往建有晒坝、圈舍等附属生产生活设施。退出宅基地后,受制于有限的建设用地面积和新型社区统一规划,家庭养殖条件无法满足,农户购买牲畜种仔及饲料等费用相应削减。与此同时,政府为保障退出农户实现生计转型,通过加强对退出农户的职业技术培训力度来提升农户非农就业能力<sup>[32]</sup>,并提供非农就业岗位,降低农户外出务工难度,一定程度上降低了农户从事农业生产的积极性,从而使得家庭生产性消费有所减少。综合而言,宅基地退出使其承担的生产辅助功能弱化,家庭农业生产性消费将产生明显降低趋势。

#### 2. 宅基地退出对家庭生活性消费的激励效应

宅基地不仅为农户日常饮食与生活提供了基本保障,也为进城失败农户返乡提供了就业保障<sup>[31]</sup>。宅基地退出使得农户自给自足的田园式生活被打破,日常所需蔬菜和肉类食品需另外购买,生活燃料由薪柴转为煤气或电,燃料开支增加,家庭生活成本提高。老年家庭尤其无法借助宅基地开展庭院经济,失去了以房养老的生活方式,宅基地所承担的社会保障功能被弱化。与此同时,政府在宅基地退出工作中不断优化村庄发展规划和村庄空间布局,村庄基础设施建设得到明显改善,交通条件和公共基础服务水平提升<sup>[32]</sup>,使得农户信息获取渠道有所拓宽,外

出务工的时间成本、交通成本和信息获取成本下降<sup>[33]</sup>。当农业经营收入降低且家庭处于流动性约束较强的状态时,农户通常通过调整生计策略以保障家庭收入,劳动力非农转移由此发生,家庭工资性收入也随之提升<sup>[16]</sup>。在宅基地部分社会保障功能弱化和家庭工资性收入提升的共同作用下,家庭生活性消费有可能增加。

### 3. 宅基地退出对家庭总消费的遮掩效应

根据消费理论,家庭资产是影响消费的关键因素。已有研究表明,家庭资产通过“资产效应”和“财产效应”两个渠道影响家庭消费<sup>[34]</sup>。“资产效应”基于生命周期理论<sup>[35]</sup>,认为家庭以实现整个生命周期内消费效用最大化为目标,将所有固定资产平滑地分配到生命周期的各个阶段进行消费,以实现跨期优化。“财产效应”基于持久收入假说<sup>[36]</sup>,认为家庭拥有的固定资产会随着未来资产价格的上升而导致家庭财富上升,进而造成居民消费水平提高。无论是财产效应还是资产效应,隐含的前提条件都是家庭资产的财产功能可实现。然而,长久以来农民既是“一户一宅”“无偿分配”这一土地福利政策的受益对象,也是宅基地制度改革的重要参与主体<sup>[37]</sup>。宅基地作为一项具有福利性质的实物资产,它所提供的基本居住保障功能是农民户有所居的基础,赋予了农民安身立命的根本条件<sup>[28]</sup>。对于大多数传统观念根深蒂固的中国农户而言,宅基地承载着儿时记忆,是家族的象征,对乡土的依恋使得即便宅基地已处于闲置状态,农户仍然将其看作一份潜在的遗产保留<sup>[38]</sup>。显然宅基地于农户而言已经具有明显的禀赋效应和强烈的人格化特征。宅基地制度改革以来,受制于政府财政能力和农户多元化补偿需求,宅基地退出的补偿费用往往难以满足农户需求<sup>[19]</sup>,农民也难以通过宅基地市场化享受到经济发展带来的益处,导致其财产属性一直难以实现,宅基地使用权主体财产安全的实际感知进一步弱化<sup>[39]</sup>。宅基地作为一项资产当前并没有较好地呈现出资产效应和财富效应,农户无法享有土地财产收益,其消费水平也难以得到相应提升。

综上,提出假说  $H_1$ :宅基地退出会降低家庭生产性消费,提升家庭生活性消费,对家庭总消费水平的影响方向有待检验。

### 4. 家庭人口结构在宅基地退出影响家庭消费中的调节效应

家庭作为社会的基本单元,决定着社会最终产品和服务消费的变化。家庭人口结构是影响居民消费的基础性因素,年龄结构是家庭人口结构的重要维度。现有研究多采用少儿抚养比和老年抚养比探讨家庭人口结构和消费的关系<sup>[22]</sup>,主要基于两方面考虑:一是按照生命周期假说,理性消费者按照效用最大化目标进行消费决策,处于不同生命周期的家庭,其劳动年龄人口和非劳动年龄人口比重不同,消费动机和消费倾向相应存在差异,而抚养比直接反映家庭成员中劳动年龄人口与非劳动年龄人口的比重;二是少儿抚养比和老年抚养比能够反映家庭抚养小孩和赡养老人的经济压力,抚养比越大,抚养负担越重,将对家庭消费行为产生重要影响。宅基地退出对不同家庭的消费影响程度呈现一定的异质性。与以赡养老人为主的家庭相比,需要抚养孩子的年轻化家庭消费需求更加多元。从长远生活水平保障出发,后者将投入更多消费在改善子女教育、提升劳动力职业能力以及积累家庭社会资本等方面<sup>[22]</sup>,倾向于通过教育和职业培训提高家庭人力资本,通过社会交往和人情往来巩固和拓宽社会资本,以此弥补宅基地退出导致的社会保障功能的弱化,从而降低未来不确定性事件导致的风险,家庭发展型消费相应提升。以赡养老人为主的老龄化家庭主要经济压力来源于家庭养老支出,日趋完善的新农保和新农合等制度性养老保障对于家庭养老和土地养老有明显的替代作用<sup>[40]</sup>。因此,在宅基地退出造成农业生产成本上升的背景下,老年劳动力大概率会选择转出土地或直接退出农业生产,使得家庭生产性消费的减少在老龄化家庭中更为明显,即老年抚养比在宅基地退出对生产性消费的减少中可能有一定的促进作用。

由此提出假说  $H_2$ :宅基地退出对农户家庭消费的影响受到家庭人口结构的调节。其中少儿

抚养比在宅基地退出对家庭发展型消费的提升中具有正向调节作用,老年抚养比在宅基地退出对生产性消费的降低中具有促进作用。

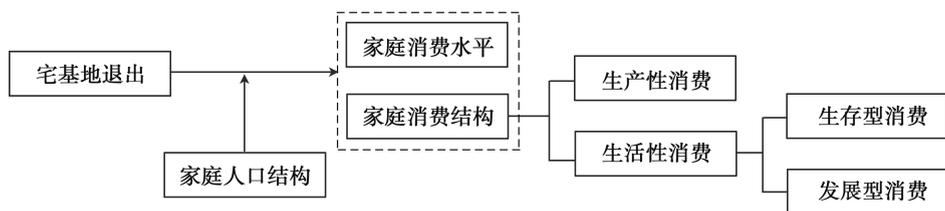


图1 宅基地退出对农户家庭消费的影响理论框架图

### 三、数据来源、变量选取与模型设定

#### (一) 数据来源

本文使用数据来源于课题组2022年7—8月对安徽金寨进行的农户调研。依据分层抽样和随机抽样相结合的原则,课题组按照受访村与金寨县政府距离划分为近郊村(距县城25 km内)、中郊村(距县城25~50 km)和远郊村(距县城50 km外)三类,共选取8个乡镇24个村展开调研。问卷内容包括农户家庭人口基本信息、家庭生产生活情况、家庭经济状况、资产状况、农户心理状况、村庄或社区特征、宅基地退出状况(仅针对退出户)以及受访者对宅基地政策的认知等方面。调查共发放问卷665份,收回有效问卷651份,其中宅基地退出户357份,未退出户294份,问卷有效率97.8%。安徽省金寨县位于大别山腹地,属于原国家级贫困县,是传统农区的代表,也是宅基地改革一轮和二轮试点地区。在国家 and 地方各项政策支持下,截至2019年末,金寨县有偿退出宅基地4.4万余户,宅基地腾退复垦4.85万亩,改革成效显著<sup>①</sup>。

#### (二) 变量选取

##### 1. 因变量

本文用生产性消费、生活性消费以及总消费来衡量农户家庭消费。为保证数据的平稳性,实证中分别对各类消费的年支出加1取自然对数<sup>[11]</sup>。

##### 2. 核心自变量

本文核心自变量为宅基地退出,问卷中以“农户是否退出原宅基地”进行度量。

##### 3. 调节变量

本文以少儿抚养比和老年抚养比表征家庭人口结构。目前多数文献以16岁作为劳动力和非劳动力的分界线,将少儿抚养比界定为16岁及以下家庭成员数量占17~64岁家庭成员数量的比重。考虑到随着就业市场用工要求的不断提高,子女高中毕业后直接进入劳动力市场的比重逐渐降低,且随着高等教育的全面普及和父母对教育观念的改变,农村孩子高中毕业后继续接受教育的比重逐渐加大,这部分全日制学生并未参与劳动生产,经济上仍然依附家庭,必然增加家庭的劳动负担和经济负担。因此,本文将少儿抚养比界定为家庭16岁以上全日制学生人数和16岁及以下成员总数占家庭劳动力的比重,将老年抚养比界定为65岁及以上家庭成员数量占家庭劳动力比重。

##### 4. 控制变量

本文选取户主特征、家庭特征和村庄特征作为控制变量。

具体变量界定和描述性统计如表1所示。

① 数据来源:安徽省金寨县2020年政府工作报告。

表 1 变量界定及描述性统计

变量	定义与赋值	均值	标准差
<b>农户家庭消费</b>			
总消费	家庭 2021 年总消费支出(元),加 1 后取自然对数	10.210	0.640
生活性消费	家庭 2021 年总生活消费支出(元),加 1 后取自然对数	10.140	0.665
生产性消费	家庭 2021 年农业生产总支出(元),加 1 后取自然对数	5.304	3.334
发展型消费	包含文化教育培训、医疗、人情往来及交通通信支出(元),加 1 后取自然对数	9.545	0.845
生存型消费	包含食品、衣物、水电燃料取暖费、物业费及房屋维修支出(元),加 1 后取自然对数	9.138	0.717
<b>宅基地退出行为</b>			
宅基地退出	农户宅基地是否退出:是=1,否=0	0.548	0.498
<b>户主特征</b>			
户主年龄	实际年龄(岁)	61.114	11.740
受教育年限	实际受教育年限(年)	5.272	3.684
是否从事农业	2021 年是否从事农业:是=1,否=0	0.501	0.500
新农保参与	未参与=0,缴费=1,领取=2	1.358	0.750
风险意识	宅基地退出是否存在风险:1=毫无风险,2=可能不存在,3=不清楚,4=可能存在,5=肯定存在	3.837	0.976
<b>家庭特征</b>			
承包地面积	家庭承包地面积(亩)	3.405	3.393
家庭总人口	家庭总人数(人)	3.702	1.567
住房数量	家庭拥有住房数量(套)	1.022	0.155
社会网络	家庭逢年过节走动的亲朋数量(户)	12.462	8.014
家庭年收入	家庭 2021 年收入(元),加 1 后取自然对数	10.740	1.360
<b>村庄特征</b>			
村庄距中心镇距离	农户所在村距离中心镇的距离(公里)	4.970	4.300
村庄基础设施完善度	农户所在村拥有指定基础设施数量(个)	10.227	2.920

注:问卷中指定基础设施包括卫生室、幼儿园(托儿所)、小学、初中、高中、体育健身场所、图书室(文化站)、综合商店、邮电局、公交站点、可以使用的灌溉用水塘和水库、机电井、排灌站、路灯、污水排水设施(下水管道)、垃圾集中处理设施、通自来水。

对宅基地退出户与未退出户这两组群体的组内均值差异进行显著性 T 检验(表 2)。结果表明,宅基地未退出户的总消费水平显著低于退出户,退出户的生产性支出显著低于未退出户,退出户的生活性消费显著高于未退出户,且生存型消费的差距略大于发展型消费。

表 2 退出户与未退出户组内均值 T 检验

变量	未退出(U)		已退出(T)		均值差异 (U-T)
	均值	标准差	均值	标准差	
总消费	10.097	0.615	10.303	0.647	-0.206***
生活性消费	10.011	0.652	10.246	0.658	-0.235***
生产性消费	5.877	3.039	4.831	3.493	1.046***
发展型消费	9.445	0.798	9.628	0.875	-0.183***
生存型消费	8.992	0.749	9.259	0.667	-0.267***

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。

### (三) 模型设定

#### 1. 基准回归

本文基准回归采用最小二乘法估计宅基地退出对农户家庭消费的影响:

$$y_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}E_i + \gamma_{ij}X_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $y_i$ 为农户家庭消费, $E_i$ 为农户宅基地退出行为, $X_{ij}$ 表示第*i*个农户的第*j*个控制变量; $\alpha$ 、 $\gamma$ 为待估参数, $\varepsilon$ 为扰动项。

为了识别家庭人口结构的调节作用,本文以少儿抚养比和老年抚养比表征家庭人口结构,并借鉴温忠麟等<sup>[41]</sup>的调节效应检验方法,具体模型设定如下:

$$y_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}E_i + \beta_{2i}CH_i + \beta_{3i}E_i \times CH_i + \gamma_{ij}X_{ij} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$y_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}E_i + \beta_{2i}OL_i + \beta_{3i}E_i \times OL_i + \gamma_{ij}X_{ij} + \varepsilon_i \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, $y_i$ 、 $E_i$ 和 $X_{ij}$ 表示含义与式(1)中一致; $CH_i$ 为家庭少儿抚养比, $E_i \times CH_i$ 为农户宅基地退出行为与家庭少儿抚养比的乘积项,以检验少儿抚养比对宅基地退出影响家庭消费的调节作用; $OL_i$ 为家庭老年抚养比, $E_i \times OL_i$ 为宅基地退出行为和老年抚养比的乘积项,以检验老年抚养比对宅基地退出影响家庭消费的调节作用; $\beta$ 、 $\gamma$ 为待估参数, $\varepsilon$ 为扰动项。此外,为消除截面数据可能存在的异方差,本文运用稳健标准误。

#### 2. 倾向得分匹配法

目前宅基地退出遵循自愿有偿退出原则,是否退出宅基地由农户自己决定,因此样本中退出户与未退出户并非随机,存在样本“自选择”问题,且由于无法获取实际退出农户若未退出情况下的家庭消费状况,直接比较退出户与未退出户的差异会产生内生性问题。因此选择倾向得分匹配方法,将处理组(退出宅基地农户)与对照组(未退出宅基地农户)进行多维度匹配,构建反事实框架来缓解非随机样本数据的选择性偏差。倾向得分匹配法的具体步骤为:首先,运用logit回归估算农户退出宅基地的概率拟合值,即倾向得分。其次,进行倾向得分匹配,为保证匹配的稳健性,本文选取最小近邻匹配、卡尺匹配、核匹配和局部线性匹配4种方法对处理组和对照组进行匹配。最后,根据匹配后样本计算平均处理效应。

#### 3. 工具变量法

农户家庭消费不仅受到家庭资产、户主认知等的影响,还受到家庭消费习惯、市场环境等控制变量未包含在内的因素影响,因此基准回归可能存在遗漏变量造成的内生性问题,使得估计结果偏误。借鉴已有研究,引入工具变量法来有效缓解内生性问题<sup>[17]</sup>。依据工具变量选取原则,本文选取“所了解周边农户的宅基地退出倾向”作为“农户宅基地是否退出”的工具变量。一方面,农户在做宅基地退出决策时容易被周围人的意见所影响,具有强烈的群体效应,即满足工具变量的相关性原则;另一方面,周边农户退出宅基地倾向对于农户家庭消费没有直接影响,满足外生性要求。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归

本文使用OLS回归检验宅基地退出对农户家庭消费的影响,结果如表3所示。从回归结果可以看出,宅基地退出显著正向影响农户家庭总消费,显著负向影响农户家庭生产性消费,显著正向影响生活性消费,假说1得到验证。控制变量中,家庭承包地面积、家庭人口数、住房数量、关系网规模和家庭年收入均显著正向影响家庭总消费。家庭承包地面积、住房数量和家庭年收入表征家庭资产和财产,通常家庭资产越富足,家庭消费水平越高。家庭人口数越多,家庭消费需求越大。关系网规模是家庭社会资本的体现,社会资本较高的农户市场信息获取渠道也较

多,交易成本下降,从而提升消费支出的积极性。家庭承包地面积和户主从事农业显著促进家庭生产性消费,可能的原因是承包地面积越大,越难以实现家庭生计策略的调整,农业的特殊性使得农业生产对农时的要求较高,农业生产时间成本上升和农业生产不便需要通过增加化肥农药和人工等投入来抵消。

进一步细化生活性消费,从回归结果可以看出,宅基地退出显著正向影响农户家庭生存型消费和发展型消费,且对于生存型消费影响程度更大。实际上,宅基地退出政策对于农民土地权益的保护隐含了弱化农民社会福利保障的基本事实,原本无偿获得的长期持有的居住地被置换为有限且一次性的补偿金,其生存和养老问题均受到威胁。根据马斯洛需求层次理论,人们会先满足生理与安全等方面的需求,再满足社交、尊重以及自我实现发展的需求。因此,从消费结构来看,当家庭收入提高时,农户会先满足家庭生存型消费,以满足维持劳动力的生产和再生产的基本需求,进而再将资金投入发展型消费,以追求更高质量的发展机会。控制变量中,户主年龄对于生存型消费和发展型消费均产生负向显著作用,已有研究表明,老龄化通过抑制边际消费倾向对居民消费产生负向影响<sup>[42]</sup>。社会网络显著负向影响家庭生存型消费,可能的原因是,社会网络规模越大,意味着家庭为了维持人际关系所需的花费越高,这或许对家庭生存型消费造成一定程度上的挤压。

表 3 基准回归结果(N=651)

变量	总消费	生产性消费	生活性消费	发展型消费	生存型消费
宅基地退出	0.192*** (0.040)	-1.069*** (0.224)	0.220*** (0.042)	0.180*** (0.056)	0.235*** (0.051)
年龄	-0.010*** (0.002)	-0.028*** (0.011)	-0.010*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.005** (0.003)
受教育年限	0.005 (0.006)	0.033 (0.032)	0.006 (0.006)	0.006 (0.008)	0.010 (0.007)
从事农业	0.016 (0.039)	2.787*** (0.216)	-0.021 (0.040)	-0.090* (0.054)	0.105** (0.050)
新农保	-0.023 (0.028)	0.070 (0.155)	-0.026 (0.029)	-0.016 (0.038)	-0.018 (0.035)
风险意识	0.024 (0.020)	0.186* (0.109)	0.022 (0.020)	0.027 (0.027)	0.031 (0.025)
承包地面积	0.011* (0.006)	0.270*** (0.033)	0.001 (0.006)	0.000 (0.008)	0.000 (0.008)
家庭人口数	0.179*** (0.015)	-0.010 (0.084)	0.193*** (0.016)	0.211*** (0.021)	0.168*** (0.019)
住房数量	0.362*** (0.126)	0.662 (0.699)	0.321** (0.130)	0.167 (0.174)	0.581*** (0.160)
社会网络	0.006** (0.003)	0.025* (0.014)	0.006** (0.003)	0.015*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
家庭年收入	0.055*** (0.018)	0.007 (0.098)	0.053*** (0.018)	0.086*** (0.024)	0.035 (0.022)
村庄距中心镇距离	-0.001 (0.005)	0.062** (0.025)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.006)	-0.000 (0.006)
村庄基础设施完善度	0.012* (0.007)	0.024 (0.038)	0.014* (0.007)	0.009 (0.010)	0.019** (0.009)
常数项	8.771*** (0.269)	2.760* (1.494)	8.750*** (0.279)	8.003*** (0.372)	7.459*** (0.342)
调整 R <sup>2</sup>	0.428	0.348	0.429	0.371	0.260

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

## (二) 异质性分析

本文对相关变量进行中心化处理后,在公式(1)中分别加入少儿抚养比和宅基地退出、老年抚养比和宅基地退出的交互项,运用 OLS 进行回归,探究家庭人口结构在宅基地退出对农户家庭消费影响中是否存在调节效应,得到如表 4 和表 5 的实证结果。

表 4 中由少儿抚养比与宅基地退出的交互项结果可以看出,少儿抚养比在宅基地退出对农户家庭总消费的影响中具有显著正向调节作用,并且对发展型消费的提升具有显著的促进作用,假说 2 得到验证。因为少儿对食品、服饰和居住的消费需求较成年人要求更高<sup>[43]</sup>,少儿抚养比越大,家庭消费需求越多,经济负担就会越重。舒尔茨<sup>[44]</sup>强调人力资本不仅能够改善物质

资本的生产效率,还能够对未来个人收益产生积极的影响。宅基地退出影响了农户对于未来收益的判断,越来越多的家庭开始重视对孩子人力资本的投资,伴随着教育、医疗保健等费用的攀升,家庭用于教育医疗等方面的发展型消费支出也大幅增加。另外,少儿抚养比在宅基地退出减少农户家庭生产性消费中也表现出调节作用,即少儿抚养比会抑制宅基地退出对家庭生产性消费的减少,可能的原因是,传统农区家庭劳动力配置大多是男性青壮年劳动力外出务工,配偶在家照看小孩,这部分居家劳动力为减轻家庭经济负担,仍然会参与农业生产,因此不会减少必要的生产性消费开支。

表4 家庭人口结构调节效应结果(少儿抚养比)(N=651)

变量	总消费	生产性消费	生活性消费	发展型消费	生存型消费
宅基地退出	0.187*** (0.038)	-1.061*** (0.224)	0.214*** (0.039)	0.170*** (0.050)	0.236*** (0.051)
少儿抚养比	0.402*** (0.050)	-0.325 (0.296)	0.433*** (0.052)	0.724*** (0.066)	-0.061 (0.068)
交互项	0.224*** (0.081)	0.838* (0.475)	0.196** (0.084)	0.363*** (0.107)	-0.115 (0.109)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.493	0.350	0.496	0.490	0.261

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

表5中由老年抚养比与宅基地退出的交互项结果可以看出,老年抚养比仅在宅基地退出对农户家庭生产性消费的影响中具有显著调节作用,即对生产性消费的降低具有显著的促进作用。可能的解释是,农户退出宅基地使得原宅基地具有的生产辅助功能受限或丧失,迁入集中安置区后,耕作半径拉大,农业经营的时间成本和通勤成本上升,农业生产便利性降低。老年抚养比较高的家庭中老年劳动力是家庭农业生产的主要依赖力量,传统农区机械化程度低,随着老年人身体机能衰退,自理能力日益下降,相对于年轻化家庭而言,宅基地退出进一步增加了老年家庭从事农业生产的难度,使其加入农业生产的可能性更小,因此农业生产投入更低,甚至选择退出农业生产,宅基地退出使得家庭生产性消费降低在老年抚养比较大的家庭中更加明显。对生活性消费的调节作用没有显著影响可能的原因是,家庭老龄人口比重较大时,家庭消费率较低。相对年轻人口,老年人口在衣食住等方面的消费都较低,家庭本身在生存型消费的支出占比较小。

表5 家庭人口结构调节效应结果(老年抚养比)(N=651)

变量	总消费	生产性消费	生活性消费	发展型消费	生存型消费
宅基地退出	0.190*** (0.040)	-1.091*** (0.222)	0.218*** (0.042)	0.178*** (0.056)	0.232*** (0.051)
老年抚养比	-0.054 (0.035)	-0.479** (0.192)	-0.049 (0.036)	-0.031 (0.048)	-0.079* (0.044)
交互项	0.020 (0.057)	-1.090*** (0.314)	0.037 (0.059)	0.074 (0.079)	0.036 (0.073)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.428	0.364	0.429	0.370	0.262

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

### (三) 纠正选择性偏误

本文选用倾向得分匹配法分析宅基地退出对农户家庭消费的影响以纠正选择性偏误。为了最大程度减小控制组与对照组的系统性差异,保证样本匹配后的平衡性,本文分别采用最小近邻匹配、半径匹配、核匹配和局部线性回归匹配进行协变量的平衡性检验。结果显示,与匹配前相比,匹配后的Pseudo R<sup>2</sup>由0.080降至0.003~0.010,LR chi<sup>2</sup>由71.58降至2.85~9.91,均值偏差由12.5降至3.5~5.1,且均值偏差均小于10%,中位数偏差由7.0降至2.6~3.8。由此可知,倾向得分匹配大幅降低了实验组与对照组的系统性差异,数据匹配具有良好的平衡性。

为保证结果的稳健性,本文分别采用上述4种匹配方法进行匹配回归。结果如表6所示,

各种方法所得平均处理效应的方向和程度基本相同,估计结果具有较好的稳健性。为便于实证分析,择定以其算术平均值表征影响效应。宅基地退出对农户家庭总消费具有显著正向影响,在排除其他可能影响因素后,宅基地退出使得家庭总消费提升 17.7%。宅基地退出对生产性消费有显著负向影响,对生活性消费有显著正向影响,与基准回归结果一致。对发展型消费和生存型消费均有显著正向影响,使得家庭发展型消费和生存型消费分别提升 16.5% 和 17.5%。在纠正选择性偏误后,宅基地退出对家庭生存型消费的提升作用仍大于对发展型消费的提升作用。

表 6 倾向得分匹配的结果(ATT)

匹配方法	总消费	生产性消费	生活性消费	发展型消费	生存型消费
最小近邻匹配	0.199***	-1.162***	0.229***	0.140*	0.149**
半径匹配	0.178***	-0.838***	0.200***	0.188***	0.193***
核匹配	0.160***	-0.823***	0.178***	0.153*	0.168***
局部线性回归匹配	0.172***	-0.771***	0.192***	0.181***	0.188***
均值	0.177	-0.899	0.200	0.165	0.175

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。

#### (四) 内生性讨论

考虑到模型存在遗漏变量造成的内生性问题,本文选用工具变量法作进一步回归。首先对工具变量“所了解周边农户宅基地退出倾向”的有效性进行检验,检验结果显示,LM 统计量为 332.653, Partial R<sup>2</sup> 为 0.6391, F 统计量大于 10, 且 F 统计量的 p 值为 0, 表明工具变量通过相关性检验和弱工具变量检验。引入工具变量的回归结果如表 7 所示,在处理内生性问题后,宅基地退出对家庭总消费和生活性消费的影响系数依然显著为正,对生产性消费的系数显著为负,表明宅基地退出显著提升了家庭总消费和生活性消费,显著降低了家庭生产性消费。对发展型消费和生存型消费均表示出显著的正向影响,且对生存型消费和提升程度大于发展型消费,与基准回归结果保持一致。

表 7 宅基地退出对家庭消费的影响(引入工具变量)(N=651)

变量	总消费	生产性消费	生活性消费	发展型消费	生存型消费
宅基地退出	0.199*** (0.050)	-1.499*** (0.278)	0.239*** (0.052)	0.186*** (0.069)	0.283*** (0.064)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.428	0.344	0.429	0.371	0.259

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内为标准误。

#### (五) 机制检验

根据消费理论,收入是影响消费的关键因素,这可能也是宅基地退出提升家庭消费的一个潜在机制,本文进一步验证宅基地退出对农户家庭收入提升这一机制。

机制分析中,被解释变量确定为经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入。经营性收入是农户从事农业生产的收入,工资性收入是农户外出务工和就近非农就业所得收入,财产性收入是农户流转土地、出租房屋等所得收入,转移性收入是农户所得养老金、生产补贴、低保等收入。对各项收入做取对数处理后回归结果如表 8 所示,宅基地退出显著增加了农户家庭工资性收入和转移性收入,显著降低了经营性收入,对财产性收入没有显著影响。这一结论与已有文献结论一致<sup>[16]</sup>。即农户参与宅基地退出改革提高了家庭非农收入和转移性收入,收入水平的提升刺激了家庭消费的增长。

表8 宅基地退出对家庭收入的影响

变量	经营性收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入
宅基地退出	-0.622** (0.251)	0.629** (0.277)	-0.147 (0.202)	0.495* (0.281)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.371	0.526	0.086	0.285

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

## 五、结论与政策启示

本文利用宅基地退出试点区安徽省金寨县651户农户的微观数据,实证分析了传统农区宅基地退出对家庭消费数量和结构的影响,并进一步分析了家庭人口结构在其中的调节作用。得出以下结论:第一,宅基地退出对家庭总消费水平具有显著的提升作用。第二,宅基地退出对家庭不同类型的消费影响不同,其中,对生产性消费具有显著的降低作用,对生活性消费具有显著的促进作用,并且对生存型消费的提升作用大于对发展型消费的作用。第三,家庭人口结构在宅基地退出对家庭消费的影响中存在调节作用,其中,老年抚养比越大的家庭生产性消费的减少越明显,少儿抚养比越大的家庭发展型消费的增加越明显。第四,宅基地退出通过增加农户工资性收入和转移性收入进而推动消费提升。

基于以上研究结论,本文提出相关政策启示:第一,加强宅基地退出与土地流转政策的联动促进。从粮食安全的角度而言,宅基地退出造成的家庭生产性消费的降低对于耕地保护和粮食生产可能具有不利的影响,因此要积极推动传统农区土地流转市场建设,鼓励农业生产意愿较低的退出农户将土地流转给专业务农主体,在保障农户财产性收入的同时,实现土地要素的高效利用。第二,注重保障农户家庭基础消费。宅基地退出的实施总体上对于拉动农村居民消费发挥了一定作用,但对于生存型消费的拉动效果大于发展型消费,这一点不利于农户家庭长远福利水平保障。因此,政府应当在宅基地退出政策实行过程中注重保障家庭基础性消费,在村庄布局和规划中预留出发展庭院经济的区域,对水电和物业等日常消费给予一定程度的补贴或优惠,使得家庭能够无后顾之忧地将更多资金投在教育培训或医疗保健等发展型支出上。第三,加强对宅基地退出农户的再就业支持,尤其对家庭抚养负担较重的家庭予以重点关注。优化当地产业布局,并通过点对点就业培训、就业帮扶等手段帮助农户转型为高素质的二、三产业人口,实现由农业向非农就业的转变,从而增加收入,提高消费。

### 参考文献:

- [1] 吴立珺, 吴泽斌. 宅基地退出对家庭福利水平的影响——基于家庭风险承载力视角[J]. 资源科学, 2021, 43(7): 1479-1491.
- [2] 吴宇哲, 于浩洋. 农村集体建设用地住宅用途入市现实约束与赋能探索[J]. 中国土地科学, 2021, 35(5): 93-99.
- [3] 邹伟, 王子坤, 徐博, 等. 农户分化对农村宅基地退出行为影响研究——基于江苏省1456个农户的调查[J]. 中国土地科学, 2017, 31(5): 31-37.
- [4] 郭君平, 仲鹭勃, 曲颂, 等. 宅基地制度改革减缓了农房闲置吗? ——基于PSM和MA方法的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(11): 47-61.
- [5] 杨卫忠. 农村城镇化背景下宅基地使用权流转中农户羊群行为与后续效应研究[J]. 农业经济问题, 2019(5): 73-84.
- [6] 王静, 赵凯. 宅基地退出对农户农业生产效率的影响——基于安徽省金寨县473份农户样本[J]. 中国土地科学, 2021, 35(7): 71-80.

- [7] 吴郁玲, 于亿亿, 洪建国. 产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享——基于金寨、余江的实地调查[J]. 中国农村经济, 2022(4): 42-63.
- [8] 李欢, 张安录. 农村宅基地退出前后农户福利测度及其动态变化——以浙江省德清县201户农户为例[J]. 农业技术经济, 2019(7): 79-90.
- [9] 喻文莉. 宅基地置换补偿的现实图景与制度回应——基于地方规范性文件的分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019, 19(6): 119-128.
- [10] 孙鹏飞, 赵凯, 王雅南. 抚养负担对农户宅基地退出前后福利变化的影响——基于教育人力资本的调节效应[J]. 农业技术经济, 2021(11): 113-129.
- [11] 尹志超, 郭沛瑶. 精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J]. 管理世界, 2021, 37(4): 64-83.
- [12] 林津, 吴群, 严思齐, 等. 宅基地资格权的治理功能及其差别化实现[J]. 农业经济问题, 2022(12): 110-120.
- [13] 冯淑怡, 鲁力翡, 王博. 城乡经济循环下我国农村宅基地制度改革研究[J]. 农业经济问题, 2021(4): 4-12.
- [14] 张秀智, 丁锐. 经济欠发达与偏远农村地区宅基地退出机制分析: 案例研究[J]. 中国农村观察, 2009(6): 23-30.
- [15] Li H, Zhang X L, Li H. Has Farmer Welfare Improved after Rural Residential Land Circulation? [J]. Journal of Rural Studies, 2022, 93: 479-486.
- [16] 孙鹏飞, 高原, 赵凯. 宅基地退出对农户收入的影响——基于倾向得分匹配(PSM)的反事实估计[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(2): 69-78.
- [17] 曹守慧, 孙飞, 丁士军. 宅基地流转对居民家庭消费的影响研究[J]. 农业技术经济, 2023(1): 17-31.
- [18] 冯双生, 张桂文. 宅基地置换中农民权益受损问题及对策研究[J]. 农业经济问题, 2013, 34(12): 31-39.
- [19] 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.
- [20] 徐月宾, 刘凤芹, 张秀兰. 中国农村反贫困政策的反思——从社会救助向社会保护转变[J]. 中国社会科学, 2007(3): 40-53.
- [21] 任天驰, 张洪振, 杨晓慧, 等. 农业保险保障水平与农户生产投资: 一个“倒U型”关系——基于鄂、赣、川、滇四省调查数据[J]. 中国农村观察, 2021(5): 128-144.
- [22] 盛来运, 方晓丹, 冯怡琳, 等. 家庭人口结构变动对居民消费的影响研究——基于微观家庭面板数据的分析[J]. 统计研究, 2021, 38(11): 35-46.
- [23] 张勇. 农村宅基地有偿退出的政策与实践——基于2015年以来试点地区的比较分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019, 19(2): 83-89.
- [24] 王慧玲, 孔荣. 正规借贷促进农村居民家庭消费了吗? ——基于PSM方法的实证分析[J]. 中国农村经济, 2019(8): 72-90.
- [25] 陈昕, 胡友, 祁春节. 互联网使用对农户家庭支出的影响研究——兼顾生产和消费两个维度[J]. 调研世界, 2022(5): 72-80.
- [26] 温涛, 田纪华, 王小华. 农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究[J]. 中国软科学, 2013(3): 42-52.
- [27] Jiang G H, He X, Qu Y B, et al. Functional Evolution of Rural Housing Land: A Comparative Analysis Across Four Typical Areas Representing Different Stages of Industrialization in China[J]. Land Use Policy, 2016, 57: 645-654.
- [28] 张克俊, 付宗平. 基于功能变迁的宅基地制度改革探索[J]. 社会科学研究, 2017(6): 47-53.
- [29] 刘守英, 熊雪峰. 经济结构变革、村庄转型与宅基地制度变迁——四川省泸县宅基地制度改革案例研究[J]. 中国农村经济, 2018(6): 2-20.
- [30] 胡银根, 吴欣, 王聪, 等. 农户宅基地有偿退出与有偿使用决策行为影响因素研究——基于传统农区宜城市的实证[J]. 中国土地科学, 2018, 32(11): 22-29.

- [31]贺雪峰. 论农村宅基地中的资源冗余[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(4): 1-7.
- [32]张勇, 包婷婷. 农村宅基地退出的驱动力分析——基于推拉理论视角[J]. 农村经济, 2017(4): 18-23.
- [33]杨玉珍. 农户闲置宅基地退出的影响因素及政策衔接——行为经济学视角[J]. 经济地理, 2015, 35(7): 140-147.
- [34]李涛, 陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2014, 49(3): 62-75.
- [35]Ando A, Modigliani F. The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests [J]. The American Economic Review, 1963, 53(1): 55-84.
- [36]Hall R E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence [J]. Journal of Political Economy, 1978, 86(6): 971-987.
- [37]张军涛, 张世政. 农民特性、政策工具与宅基地功能——基于江西余江宅基地制度改革的分析[J]. 农村经济, 2019(5): 29-36.
- [38]赵庆磊, 马雯秋, 曲衍波, 等. 宅基地多功能演变与形成机理[J]. 资源科学, 2021, 43(7): 1454-1466.
- [39]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.
- [40]徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 等. 新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗? ——基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 86-97.
- [41]温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005 (2): 268-274.
- [42]李静萍, 陈南. 老龄化对居民消费的影响效应及其路径研究[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(11): 26-37.
- [43]齐红倩, 刘岩. 人口年龄结构变动与居民家庭消费升级——基于CFPS数据的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(12): 174-184.
- [44]Schultz T W. The Value of the Ability to Deal with Disequilibria [J]. Journal of Economic Literature, American Economic Association, 1975, 13(3): 827-846.

(责任编辑:刘浩)

## The Impact of Homestead Exit on Household Consumption: Based on the Moderating Effect of Household Population Composition

GAO Yuan, GAO Chenxi, ZHAO Kai

**Abstract:** Based on the survey data of 651 rural households in Jinzhai, Anhui Province, a pilot county of homestead exit, this paper uses linear regression model, propensity score matching method and instrumental variable method to analyze the impact of homestead exit on household consumption, and further analyzes the moderating effect of family population age structure on the impact of homestead exit on household consumption. The results show that: (1) From the perspective of total consumption, homestead exit has a significant effect on the improvement of total household consumption level. (2) From the perspective of consumption structure, homestead exit has a significant reduction effect on productive consumption and a significant promotion effect on active consumption. (3) The age structure of the family population has a moderating effect on the impact of homestead exit on household consumption. Among them, the child dependency ratio in the family has a positive moderating effect on the increase of household total consumption and living consumption. The increase of the old-age dependency ratio strengthens the effect of homestead exit on the reduction of productive consumption. Finally, it puts forward some suggestions, actively improve the linkage promotion of homestead exit and land transfer policies, pay attention to the protection of household basic consumption, and strengthen the re-employment support for the homestead exit farmers.

**Keywords:** Homestead Exit; Household Consumption; Population Structure; Jinzhai Anhui