

【土地问题】

社会资本对农户宅基地退出行为的影响

——基于安徽省金寨县的调研数据

孙鹏飞,赵凯

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘 要:农村宅基地退出对于提高宅基地集约利用水平、改善农户生活环境以及推动新型城镇化战略具有重要现实意义。社会资本作为农户拥有的社会结构资源,能够通过农户的合理利用为其获得所需的物质或情感支持,并在宅基地退出中发挥不容忽视的作用。论文基于宅基地退出试点区安徽省金寨县 606 户农户的微观调查数据,采用 Probit 模型,在利用工具变量法处理社会资本内生性问题的基础上,实证分析了社会资本对农户宅基地退出行为的影响。研究发现:社会资本对农户宅基地退出行为具有重要影响;社会网络、社会信任和社会参与对农户退出宅基地均有显著正向影响,且其强弱程度由强到弱依次为社会参与、社会信任和社会网络;社会信任在社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响中均具有增强性的调节作用;控制变量中,家庭总收入、宅基地是否确权对农户宅基地退出行为有显著的正向影响,而性别、年龄、家庭人口数和宅基地面积则具有显著的负向影响。最后,提出积极组织农村文化活动和生产互助活动、搭建农村社区内部信息共享平台、创新农户增收新途径等建议。

关键词:社会资本;宅基地退出;社会网络;社会信任;社会参与

中图分类号:F301.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2020)05-0128-14

一、引言

中国新型城镇化的持续推进加速了农村剩余劳动力向城镇的快速转移^[1],在提高农户收入的同时,也带来农村宅基地闲置浪费、低效利用等问题^[2]。为提高农村宅基地利用效率,加快新型城镇化建设步伐,国家出台了一系列宅基地管理政策。2017、2018 和 2019 年中央一号文件均提出稳慎推进农村宅基地制度改革,引导农户自愿有偿退出宅基地^[3]。但从各试点区的实际情况看,农户宅基地退出存在执行不规范、总体水平不高、自愿程度低等问题^[4],其原因值得思考。事实上,在中国“一户一宅”的农村宅基地供给制度下,农户在作宅基地退出决策时,除了考虑其预期收益与成本比较外,可能还会受政策执行力度、本地区他人的决策、社区舆论等内部和外部因素的影响。其中,社会资本作为农户生存和发展的基础资源^[4],可以为社会结构中的个体或组织带来便利或经济效益^[5],社会资本是影响农户宅基地退出决策的关键因素。那么,社会资本如何影响农户宅基地退出?其内在机理是什么?本文试图通过研究回答这一问题。

纵观现有文献,一方面,学者们对农户宅基地退出行为影响因素的研究主要集中在农户个人及家庭特征^[6]、所在村庄特征^[7]、宅基地状况^[8]、农户心理特征^[9]、制度政策特征^[10]等方面,

收稿日期:2019-08-28

基金项目:中央农办农业农村部乡村振兴专家咨询委员会项目“农户宅基地有偿退出模式及优化研究”(RKX2019015A);国家社会科学基金西部项目“粮食主产区耕地保护经济补偿模式及运行机制研究”(15XJY010)

作者简介:孙鹏飞,男,西北农林科技大学经济管理学院博士生;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。

而关于社会资本对农户宅基地退出行为的影响研究相对不足;另一方面,学者们围绕社会资本对农户经济行为影响的研究主要集中在生态治理^[11-12]、农户健康^[13]、减贫效果评价^[14]、生计策略选择^[15]、土地流转^[16]等领域,鲜有文献对社会资本影响农户宅基地退出行为的机制作出细致的解释。在宅基地退出中,当农户寻求物质或精神上的支持时,可以利用社会资本获得相应的资源^[17]。社会资本可以通过社会网络成员间物质或情感的社会支持影响农户的宅基地退出。鉴于此,本文以安徽省金寨县农户为研究对象,运用 Probit 模型,分析社会资本对农户宅基地退出行为的影响,揭示社会资本影响农户宅基地退出行为的内在机理,为优化农户宅基地退出决策、提高宅基地退出发生率提供科学依据,为推进农村宅基地管理制度改革提供参考。

相较于已有研究,本文可能的创新在于:一是探究社会资本对农户宅基地退出行为的影响;二是选取社会资本的社会网络、社会信任和社会参与三个维度,分析其对农户宅基地退出行为的影响,以弥补学者主要选择社会资本的一个或两个维度进行研究的缺陷;三是对比社会网络、社会信任和社会参与对农户宅基地退出行为影响的差异,并分析社会信任在社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响中的调节作用;四是通过工具变量方法,消除社会资本与农户宅基地退出行为的内生性对回归结果的影响。

二、理论分析与研究假设

何为社会资本? Bourdieu^[18]认为社会资本是有助于行动者获得现实或潜在社会资源的关系网络。Coleman^[19]认为社会资本是个体间关系的无形资产,个体能够因此获得行动便利。Putnam^[20]则认为社会资本是社会组织特征,诸如信任、规范以及网络等,它们通过推动协调的行动以提高社会效率。学者们对社会资本的理解虽未达成一致,但均认同社会资本在个体资源获取中的关键作用。中国是典型的人情社会(关系社会)^[12],对农村地区而言,这一特征更为明显。农户以血缘或地缘关系为媒介,以“己身”为中心,构建起个体和家庭的关系网络。伴随农村信息基础设施建设的日益完善,农户间沟通和交流的频次也稳步提升。同时,大量青壮年农业劳动力外出务工也扩大其社会交往的规模和层次,社会资本在人与人的互动中不断积累、强化^[21]。理性选择理论认为,个体或家庭行为的发生涉及行动者、资源和利益三个基本要素^[22]。农户作为行动者,是追求利益最大化的理性人,其个体或家庭行为的发生会受到资源禀赋的影响。社会资本作为农户拥有的社会结构资源^[23],能够通过农户的合理利用为其获取所需的物质或情感支持,从而推动个体或家庭行为的发生。

此外,现有宅基地退出政策的实施仍处于初始阶段,受政策补偿标准低、补偿方式单一、执行不规范等影响,农户在宅基地退出中面临生活成本变化、医疗社保变化、邻里关系变化、环境状况变化等风险^[24];加之物价上涨,房屋装修费用提升等,农户对宅基地退出具有高成本、低收益预期^[25],不利于宅基地退出行为的产生。而农户社会资本作为一种交往互惠性的关系资源或桥梁纽带性的媒介资源,具有较强的资金调动、风险分担与匹配能力^[26]。不同农户具有不同的社会资本。在其他条件一定的前提下,农户社会资本越多,其资金调动、风险分担与匹配能力就越强,越能够降低其退出风险,提升其对退出政策的收益预期,最终增强其退出意愿和行为。

农户社会资本是其在农村社区中长期生活形成的农户间的关系网络、共同价值观及彼此信任,可归结为社会网络、社会信任和社会参与三个维度^[27]。从理论上讲,社会网络是基于亲缘、业缘、地缘等形成的;社会信任是基于长期生产生活交往形成的;社会参与是基于对社会生活现状的关心、了解与行为投入所产生的^[12]。这三个层面均能影响农户的宅基地退出行为。对此,下文将进一步分析社会网络、社会信任和社会参与对农户宅基地退出行为的具体影响以及社会信任在其他两者对农户宅基地退出行为影响中的调节作用。

(一) 社会网络对农户宅基地退出行为的影响

社会网络是人与人之间形成的稳固关系,其关注个体间互动,进而影响个体行为^[28]。社会

网络能够拓宽农户获取宅基地退出信息的渠道,提升农户获取信息的便捷性,降低农户信息搜寻成本^[29],增加农户信息获取容量。这有助于提高农户对宅基地退出的认知,使农户意识到宅基地退出对改善其生活方式的重要作用,促使农户退出宅基地^[30]。此外,受宅基地退出补偿标准低的限制,农户在宅基地退出中面临资金障碍^[31]。通过社会网络,农户可获取亲友间更多的无偿资助、礼金往来、非正规借贷等,从而消除农户在宅基地退出中面临的各种阻碍^[32],对其宅基地退出产生有利影响。基于此,本文提出以下假说:

H1:社会网络对农户宅基地退出行为具有积极影响。

(二) 社会信任对农户宅基地退出行为的影响

社会信任是农户间长期交往形成的信任关系^[11]。宅基地退出行为的产生是农户基于个人利益与政府合作的结果^[33]。合作依赖于准确的信息和可靠的执行^[34]。若存在信息不对称和政府执行不可靠,会阻碍农户宅基地退出行为的产生。而社会信任的存在,其一,有利于降低农户宅基地退出中的信息不对称。高水平的社会信任,能够提高农户分享信息资源的意愿,使农户获得的信息更加准确、翔实^[35],阻止合作中信息不对称的发生。其二,有利于发挥非正式制度的作用。在非正式制度中,意识形态处于核心地位,可以在形式上构成某种正式制度安排的“先验”模式。社会信任的存在可以充分发挥村干部、乡镇干部的非正式保障作用^[12]。且农户社会信任水平越高,对非正式保障发挥作用的信心越强,越能降低其对宅基地退出中政府执行不可靠的担忧,从而激励农户选择退出宅基地。基于此,本文提出以下假说:

H2:社会信任对农户宅基地退出具有正向影响。

(三) 社会参与对农户宅基地退出行为的影响

社会参与是农户对社会生活各方面现状与活动的关心、了解与行为投入^[27]。根据社会身份理论,社会参与可以使农户获得成为某一团体成员的身份认同^[36]。而该身份认同会影响农户的价值观、情感和健康行为,为农户提供更多社会资源和情感支持^[37]。受目前宅基地退出补偿标准低的影响,农户宅基地退出存在资金不足、社会保障缺失等现实障碍。农户的高社会参与,则有助于消除其在宅基地退出中存在的担忧和阻碍,促使农户选择退出宅基地。且农户社会参与程度高,能够提升其对国家大事、社会新闻及村内事务的关注和了解^[11]。这有助于农户开阔眼界,提高农户对当前宅基地利用现状及其潜在危害的认知^[38],进而在宅基地退出中表现出较高的积极性,有利于农户宅基地退出行为的产生。基于此,本文提出假说:

H3:社会参与对农户宅基地退出行为具有积极影响。

(四) 社会信任在社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响中的调节作用

高水平社会信任,能够提高农户间联系的紧密程度^[39]。这不仅提升了宅基地退出信息在农户社会网络内实现共享的速度和范围,同样避免信息在社会网络传递中失真,有助于提高农户信息获取的丰富性、准确性。且高社会信任的农户善于处理人际关系^[40],在生活中更易获得亲友支持,其在宅基地退出中利用社会网络能寻求到更多帮助,从而能够增强社会网络对农户宅基地退出行为的影响。可见,社会信任在社会网络对农户宅基地退出行为影响中起“增强剂”作用。基于此,本文提出假说:

H4a:社会信任在社会网络对农户宅基地退出行为影响中起增强性的调节作用。

一般而言,农户群体组织较为松散,农户社会参与更多是由日常私人交往促成的。农户对国家大事、社会新闻和村内事务的了解途径受限。而高水平的社会信任,能够增加农户与他人的合作行为^[27],拓宽农户社会参与渠道,更好地发挥社会参与在农户宅基地退出中的作用。可见,社会信任水平提升导致农户间更强的亲密程度、更频繁的交往以及更多的合作,能够强化社会参与对农户退出宅基地可能性的影响。基于此,本文提出假说:

H4b:社会信任在社会参与对农户宅基地退出行为影响中起增强性的调节作用。

三、数据来源与样本描述

(一)数据来源

本文数据来源于课题组 2018 年 7 月到 8 月对安徽省金寨县进行的实地调研。金寨县是全国农村宅基地退出的试点县。自 2015 年 12 月起,该县启动宅基地制度改革试点工作,引导农户自愿有偿退出宅基地。对属于农村宅基地有偿退出范围的,给予地上房屋拆除补偿(框架结构 600 元/平方米、砖混结构 430 元/平方米、砖木结构 350 元/平方米、土木结构 250 元/平方米)和宅基地退出补偿(已确权发证及未确权发证但由农村集体经济组织现场核实且符合规定面积标准的,按 70 元/平方米给予补偿;超出规定面积的,按 35 元/平方米给予补偿)。且金寨县已有相当规模的农户实现宅基地退出。截至 2017 年 3 月,金寨县自愿有偿退出宅基地 1.29 万余户,腾退复垦宅基地 1500 公顷,退出成效显著^[41]。选取金寨县作为研究区域,分析社会资本对农户宅基地退出行为影响,具有典型性和代表性。

调研采取分层抽样与随机抽样相结合的方法:首先,随机选取金寨县城周边的梅山镇、全军镇和白塔畈镇,距县城较近的槐树湾镇、双河镇、油坊店镇和桃岭镇,以及距县城较远的青山镇、古碑镇和燕子河镇共 10 个镇;其次,每个镇选择经济发展水平存在差异的村 4~8 个;最后,在村内对宅基地退出户和未退出户进行随机调研。调研采取对农户深入访谈形式,以及主要对户主进行的问卷调查,内容包括家庭人口结构及收入状况、受访户宅基地退出基本状况(仅调查宅基地退出户)、受访者对宅基地政策和宅基地退出政策的认知、评价状况等方面。本次调查共发放问卷 650 份,得到有效问卷 606 份,包含宅基地退出户 327 份,未退出宅基地户 279 份,问卷有效率为 93.23%。

(二)样本描述

从样本基本特征看,在 606 名受访者中,男性占 60.39%;年龄在 46~55 岁之间的占 30.53%;受访农户的受教育程度主要集中在小学及以下,其中小学文化程度占比达 41.58%;家庭人数在 4~6 人之间的家庭占受访家庭的 61.22%;仅有 1 块宅基地的农户占 99.01%;宅基地面积在 101~200 平方米之间的家庭占受访家庭的 53.14%;实际耕地面积在 3 亩及以下的占 71.62%;家庭总收入在 5 万元及以下的占受访家庭的 46.70%(表 1)。样本农户基本特征与安徽省金寨县的实际情况相符,所选样本具有典型性和代表性。

表 1 样本农户的基本情况

类型	选项	人数	比例/%	类型	选项	人数	比例/%
性别	男	366	60.39	宅基地块数/块	1	600	99.01
	女	240	39.61		2	6	0.99
年龄/岁	≤45	103	16.99	宅基地面积/m ²	≤100	176	29.04
	46~55	185	30.53		101~200	322	53.14
	56~65	154	25.41		≥201	108	17.82
	≥66	164	27.07	实际耕地面积/m ²	≤3	434	71.62
					3~10	139	22.94
受教育程度	文盲	103	17.00		≥10	33	5.44
	小学	252	41.58	家庭总收入/万元	≤5	283	46.70
	初中	182	30.03		5~10	227	37.46
	高中及中专	44	7.26		≥10	96	15.84
	大专及以上	25	4.13				
家庭人数/人	≤3	198	32.67				
	4~6	371	61.22				
	≥6	37	6.11				

四、变量选取和模型设定

(一) 变量选取

1. 因变量

本文因变量为农户的宅基地退出行为,即农户是否已经退出宅基地,1 表示农户已经退出宅基地,0 表示农户未退出宅基地。此外,安徽金寨县推行的宅基地退出政策包括“一户多宅的无偿退出”和“一户一宅的有偿退出”两种退出方式。在我们调查的 606 户农户样本中,327 户宅基地退出户均属于“一户一宅的有偿退出”,279 户未退出宅基地户存在“一户多宅”的仅有 6 户。考虑到绝大多数农户不存在“一户多宅”的情况,也不涉及“一户多宅的无偿退出”,若进行回归分析,仅能探讨其退出意愿,且回归结果误差较大。因此,本文在研究时只探讨农户“一户一宅的有偿退出”,从而使回归结果更符合实际。

2. 核心自变量

本文核心自变量为社会资本 3 个维度的变量,即社会网络、社会信任和社会参与。借鉴现有相关文献,本文对社会网络、社会信任和社会参与的测定方法如下:

对社会网络的测度,本文用“亲友中村干部、政府部门、金融机构和经商等的人数”进行衡量。该变量不仅能反映社会网络的达高性(个体通过社会网络触及的顶端资源,达高性是社会网络质量的一个重要表现)^[42],同时考虑到亲友中能人数量与亲友总数成正比,该变量也能反映农户社会网络的规模。

对社会信任的测度,借鉴现有文献^[43],分别测度受访者对家人、亲戚、村干部、乡镇干部和政府颁布法律法规的信任程度。依据其信任程度从低到高,依次赋值 1~5,其中,1 代表完全不信任,2 代表不太信任,3 代表一般,4 代表比较信任,5 代表完全信任。进而运用 SPSS18.0 软件进行因子分析,得到 KMO 值为 0.667, Bartlett 值为 1238.264 (sig=0.000),因子分析选用恰当。在采用最大方差法进行因子旋转后,得到人际信任和制度信任两个公因子,其方差贡献率分别为 49.783%、22.308%。根据各因子得分和方差贡献率,农户社会信任综合指标计算方式为:社会信任=(49.783%×人际信任得分+22.308%×制度信任得分)/72.091%(表 2)。

表 2 社会信任变量说明及因子分析结果

类型	指标	含义及测度	均值	标准差	社会信任因子分析结果	
					因子 1	因子 2
人际信任	对家人的信任程度	赋值 1~5	4.811	0.403	0.917	0.151
	对亲戚的信任程度	赋值 1~5	4.094	0.875	0.895	0.115
	对村干部的信任程度	赋值 1~5	3.767	1.121	0.287	0.643
制度信任	对乡镇干部的信任程度	赋值 1~5	3.899	1.054	0.442	0.608
	对政府颁布法律法规的信任程度	赋值 1~5	3.982	1.027	0.117	0.828

对社会参与的测定,考虑到社会参与是一种结构性融入,其反映个体与各种社会组织(外界)进行沟通、交流的密集程度^[44],本文借鉴郭瑜等^[45]研究,用“受访者通过亲友、电视、网络等途径获取外界信息的频率”进行衡量。依据受访者获取外界信息的频率,依次赋值 1~5,其中,1 代表频率很低,2 代表频率较低,3 代表一般,4 代表频率较高,5 代表频率很高。

3. 控制变量

本文控制变量包括受访者个人特征、家庭特征、农户宅基地拥有状况三个方面。在受访者个人特征方面,本文假定受访者的性别、年龄、受教育程度会对农户宅基地退出行为产生影响;在家庭特征方面,本文假定家庭人口数、家庭总收入会对农户宅基地退出行为产生影响;在农户宅基地拥有状况方面,本文假定宅基地面积、宅基地是否确权、宅基地距中心镇的距离会对农户

宅基地退出行为产生影响。各变量定义和描述性统计分析结果见表 3。

表 3 变量定义及描述性统计分析结果

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
宅基地退出行为			
是否退出宅基地	是 = 1; 否 = 0	0.539	0.414
社会资本			
社会网络	亲友中村干部、政府部门、金融机构和经商等的数量/人	1.087	1.783
社会信任	对 5 个社会信任指标进行因子分析后的综合得分	0.000	1.000
社会参与	受访者通过亲友、电视、网络等途径获取外界信息的频率	3.381	1.276
受访者个人特征			
性别	男性 = 1; 女性 = 0	0.627	0.429
年龄	受访者实际年龄/岁	56.973	11.779
受教育程度	受访者受教育年限/年	5.975	4.052
家庭特征			
家庭人口数	实际调查的家庭总人口数/人	4.292	1.723
家庭总收入	2017 年家庭总收入/万元	6.453	4.825
宅基地拥有状况			
宅基地面积	实际调查的农户拥有的宅基地总面积/平方米	156.457	83.218
宅基地是否确权	是 = 1; 否 = 0	0.948	0.136
宅基地距乡镇距离	实际调查的农户宅基地距所属乡镇的距离/千米	6.660	6.168
工具变量			
社会信任工具变量	除受访者自身外同一村庄其他受访者的平均社会信任水平	0.022	0.126

注:在因子分析时采用了标准化处理(Z-score 标准化),处理后数据符合标准正态分布,因此,社会信任变量的均值为 0,标准差为 1。

4.工具变量

值得注意的是,社会信任与农户宅基地退出行为可能存在内生性问题,导致回归结果估计有偏。原因在于:在宅基地退出中,农户往往与担任政府“代理人”角色的村干部、乡镇干部进行沟通。农户与村镇干部的频繁交往,会对其社会信任(尤其是制度信任)产生影响。而社会网络、社会参与与农户宅基地退出行为不存在内生性问题,原因在于所调查宅基地退出农户大多属就近安置,且退出时间较短,农户的亲友数量、获取外界信息的途径和频率均未发生太大变化。为解决模型可能存在的内生性问题,借鉴林文声等^[46]、苏岚岚等^[47]的做法,本文使用“除受访者自身外同一村庄其他受访者的平均社会信任水平”作为受访者社会信任的工具变量。其选择依据是:一方面,工具变量具有相关性。上述工具变量能够反映村庄层面农户整体的社会信任水平,显然与特定样本农户(受访者)的社会信任水平息息相关。另一方面,工具变量具有外生性。剔除了特定个体信息后的工具变量与样本农户的宅基地退出行为之间并没有直接联系。工具变量选取满足“相关性”和“外生性”要求,证实“除受访者自身外同一村庄其他受访者的平均社会信任水平”是有效的工具变量。

(二)模型设定

本文农户宅基地退出行为采用现实中农户是否已经退出宅基地来衡量,属于典型的二分类离散变量。对此,本文选用 Probit 模型进行实证分析,构建模型如下:

$$y_i = \alpha_i + \beta_{i1}SN + \beta_{i2}ST + \beta_{i3}SP + \beta_{i4}SN \times ST + \beta_{i5}SP \times ST + \gamma_{ij}X_{ij} + \varepsilon_i$$

(1)

式中 y_i 为农户的宅基地退出行为,即是否已经退出宅基地。 SN 为农户社会网络变量, ST 为农户社会信任变量, SP 为农户社会参与变量, $SN \times ST$ 为农户社会网络与社会信任变量的乘积项,以检验社会信任对社会网络影响的调节作用, $SP \times ST$ 为农户社会参与与社会信任变量的乘积项,以检验社会信任对社会参与影响的调节作用。 X_{ij} 为第 i 个农户的第 j 个控制变量。 β 、 γ 为待估系数,用以判断核心自变量、调节变量以及控制变量对农户宅基地退出行为影响的显著

程度和方向。其中, β_{i1} 、 β_{i2} 、 β_{i3} 和 γ_{ij} 分别用以判断社会网络、社会信任、社会参与以及控制变量对农户宅基地退出行为的影响,系数显著程度决定该变量影响是否显著,系数符号决定影响的方向; β_{i4} 、 β_{i5} 分别用以判断社会信任对社会网络、社会参与影响的调节作用,系数显著程度决定该变量是否具有调节作用,系数符号决定调节作用的方向^[48]。 ε 为服从标准正态分布的扰动项。且(1)式模型可能存在社会信任与农户宅基地退出行为的内生性问题,本文进一步采用工具变量法(IV-Probit)以消除因内生性问题而导致的估计偏误。

五、估计结果与分析

(一)社会资本对农户宅基地退出行为的影响

在进行模型估计前,本文采用方差膨胀因子法对自变量进行多重共线性检验。VIF 值均小于 10,不存在共线性问题。进而运用 Stata14.0 软件,探究社会资本对农户宅基地退出行为影响。从表 4 中可看出,社会资本三个维度变量均对农户宅基地退出行为产生显著影响,方向为正。农户社会网络、社会信任和社会参与水平的提高,均能促使其退出宅基地。且模型 1—3 因未同时纳入社会资本三个维度变量,产生变量遗漏问题,使模型估计结果严重偏误。具体为:模型 1 中社会网络边际效应值为 0.062,模型 4 中为 0.047;模型 2 中社会信任边际效应值为 0.076,模型 4 中为 0.052;模型 3 中社会参与边际效应值为 0.099,模型 4 中为 0.081。模型 1—3 中社会网络、社会信任和社会参与的边际效应值均高于模型 4,若不同时纳入社会资本三个维度变量,会使其对农户宅基地退出行为影响被高估。

表 4 社会资本对农户宅基地退出行为影响的估计结果(基准回归)

变量名称	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误	边际效应	标准误	边际效应	标准误
社会网络	0.062 ***	0.011					0.047 **	0.023
社会信任			0.076 ***	0.024			0.052 ***	0.011
社会参与					0.099 ***	0.159	0.081 ***	0.016
受访者个人特征								
性别	-0.110 ***	0.036	-0.125 ***	0.037	-0.141 ***	0.036	-0.122 ***	0.035
年龄	-0.004 **	0.002	-0.003 **	0.002	-0.002	0.002	-0.003 *	0.002
受教育程度	-0.002	0.005	-0.001	0.005	-0.003	0.005	-0.004	0.005
家庭特征								
家庭人口数	-0.092 ***	0.015	-0.092 ***	0.016	-0.097 ***	0.015	-0.090 ***	0.015
家庭总收入	0.020 ***	0.004	0.021 ***	0.004	0.019 ***	0.004	0.017 ***	0.004
宅基地拥有状况								
宅基地面积	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000
宅基地是否确权	0.290 ***	0.100	0.286 ***	0.101	0.254 **	0.099	0.228 **	0.097
宅基地距乡镇距离	-0.003	0.003	-0.003	0.003	-0.003	0.003	-0.003	0.003
Pseudo R ²	0.201		0.175		0.205		0.239	
卡方检验统计量	168.370 ***		145.930 ***		171.290 ***		200.000 ***	
对数似然值	-333.961		-345.179		-332.498		-318.146	

注:①Probit 估计结果报告的是边际效应,标准误由德尔塔方法(delta method)计算得出,下同。②模型 1 单独引入社会网络变量,模型 2 单独引入社会信任变量,模型 3 单独引入社会参与变量,模型 4 同时引入社会资本三个维度变量。③*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著,下同。

考虑到受访者社会信任与其它宅基地退出行为可能存在内生性,本文采用工具变量法进行处理,工具变量为“除受访者自身外同一村庄其他受访者的平均社会信任水平”。首先,将内生变

量作为被解释变量、工具变量作为解释变量进行回归,得到内生变量的拟合值;然后,使用该拟合值作为解释变量引入(1)式进行回归。估计方法为工具变量 Probit(IV-Probit),得到的第二阶段的回归结果见表 5。wald 内生性检验结果表明,包含社会信任变量的模型 2[#]和模型 4[#]均存在内生性问题(不能满足所有解释变量均为外生假设),采用工具变量法是合适的。从理论上讲,剔除了特定个体信息后的工具变量与样本农户的宅基地退出行为之间没有直接联系,工具变量对被解释变量发生影响的唯一渠道是通过内生变量,工具变量不会扰动项产生影响,满足工具变量为外生变量的条件。且考虑到可能存在弱工具变量问题,本文进行了弱工具变量检验。检验弱工具变量的一个经验规则是,把内生变量作为被解释变量、工具变量作为解释变量进行回归,然后检验原假设。如果第一阶段 F 统计量大于 10,可不必担心弱工具变量问题^[42]。模型 2[#]和模型 4[#]的弱工具变量检验的 F 统计量均大于 10,因此,不存在弱工具变量问题。

双向因果是多元统计中易发生的问题,是导致内生性问题的一个重要来源(本文内生性由社会信任与农户宅基地退出互为因果导致)。理由在于自变量选取不是随机的,其受因变量影响,产生数据不平衡。双向因果关系会低估或高估因果效应值,严重时甚至可能得出无因果关系或反向因果关系等结论^[49]。就本文而言,模型 4 中社会网络、社会信任和社会参与的边际效应值分别为 0.047、0.052 和 0.081,而模型 4[#]中社会网络、社会信任和社会参与的边际效应值分别为 0.119、0.122 和 0.189。模型 4 中社会网络、社会信任和社会参与的边际效应值均低于模型 4[#],若不处理内生性问题,会使其对农户宅基地退出行为影响被低估。此外,若不同时纳入社会资本三个维度变量,会产生变量遗漏问题,使模型估计结果严重偏误。模型 2[#]因只纳入社会信任变量,导致其边际效应值大于模型 4[#],即社会信任对农户宅基地退出行为的影响被高估。因此,后文所讨论均是引入社会网络、社会信任和社会参与变量且采用工具变量法估计的结果。

表 5 社会资本对农户宅基地退出行为影响的估计结果(工具变量法)

变量名称	模型 2 [#]		模型 4 [#]	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误
社会网络			0.119 **	0.052
社会信任	0.155 ***	0.011	0.122 **	0.054
社会参与			0.189 **	0.078
受访者个人特征				
性别	-0.460 ***	0.128	-0.477 ***	0.135
年龄	-0.015 **	0.007	-0.016 **	0.007
受教育程度	0.009	0.016	0.001	0.017
家庭特征				
家庭人口数	-0.225 ***	0.064	-0.242 ***	0.067
家庭总收入	0.053 ***	0.015	0.047 ***	0.015
宅基地拥有状况				
宅基地面积	-0.005 ***	0.001	-0.004 ***	0.001
宅基地是否确权	0.702 *	0.371	0.619	0.381
宅基地距乡镇距离	-0.008	0.010	-0.007	0.011
Wald 检验值	0.030		0.019	
Prob>χ ²	0.000		0.000	

模型 4[#]的估计结果显示,社会网络、社会信任和社会参与均对农户宅基地退出行为具有显著影响,方向为正,验证了前文假说 1、假说 2 和假说 3。社会网络能够拓宽农户获取宅基地退出信息的渠道,提高农户对宅基地退出政策的认知,有助于农户从亲友中获取更多的无偿资助、礼金往来等,消除农户对宅基地退出的担忧,促使其退出宅基地;社会信任的提升,则可以降低

农户宅基地退出中的信息不对称,提高农户对政策执行公平公正的信任,能够激励农户退出宅基地;高水平社会参与,可以为农户提供更多社会资源和情感支持,能够提高农户对宅基地利用现状及其潜在危害的认知,使其在宅基地退出中表现出更高的积极性。

为比较社会资本三个维度对农户宅基地退出行为影响的差异,借鉴徐秀英等^[41]的做法,分别计算模型 4[#]中社会网络、社会信任和社会参与的弹性系数,得出社会网络、社会信任、社会参与的弹性系数分别为 0.240、0.930、1.186。可见,社会参与对农户宅基地退出行为的促进作用最强,社会信任次之,社会网络最弱。原因在于:社会网络的存在,能够为农户在宅基地退出中获取更多信息资源和亲友帮扶,但农户社会网络作用的发挥,依靠的是亲友中掌握有效信息、经济基础雄厚的村干部、政府部门、金融机构等人员,而农户亲友中村干部、政府部门、金融机构等人员数量偏少会限制社会网络作用的发挥,减弱社会网络的促进作用。社会信任和社会参与作用的发挥,受现实条件约束较少,其促进作用强于社会网络。在实际调查中,发现受访者亲友中村干部、政府部门、金融机构和经商等的人数均值仅为 1.087,证实上述观点。

(二) 社会信任在社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响中的调节作用

为探究社会信任是否在社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响中发挥调节作用,本文在公式(1)中分别加入社会信任与社会网络、社会信任与社会参与的交互项,得到模型 5 和模型 6,并运用 IV-Probit 进行回归,得到第 2 阶段回归结果(表 6)。回归前,为避免交互项与交互项构建变量间的相关性,本文采用中心化方法构建交互项,得到各解释变量的 VIF 值均小于 10,不存在多重共线性问题。wald 内生性检验结果表明,包含社会信任变量的模型 5 和模型 6 均存在内生性问题,采用工具变量法是合适的。由于工具变量对被解释变量发生影响的唯一渠道是通过内生变量,工具变量不会扰动项产生影响,满足工具变量为外生变量条件。且模型 5 和模型 6 的弱工具变量检验的第一阶段 F 统计量均大于 10,因此,不存在弱工具变量问题。

表 6 社会资本的交互项对农户宅基地退出行为影响的估计结果(工具变量法)

变量名称	模型 5		模型 6	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误
社会信任×社会网络	0.083 ***	0.024		
社会信任×社会参与			0.064 **	0.026
社会网络	0.126 **	0.056	0.121 **	0.055
社会信任	0.159 **	0.075	0.157 *	0.085
社会参与	0.177 **	0.081	0.162 ***	0.043
受访者个人特征				
性别	-0.362 **	0.170	-0.387 ***	0.139
年龄	-0.017 **	0.008	-0.015 **	0.007
受教育程度	-0.020	0.021	-0.014	0.018
家庭特征				
家庭人口数	-0.254 ***	0.070	-0.248 ***	0.066
家庭总收入	0.051 ***	0.018	0.050 ***	0.015
宅基地拥有状况				
宅基地面积	-0.004 ***	0.001	-0.004 ***	0.001
宅基地是否确权	0.643	0.399	0.652 *	0.384
宅基地距乡镇距离	-0.007	0.011	-0.007	0.011
Wald 检验值	0.048		0.041	
Prob>X ²	0.000		0.000	

从模型 5 估计结果可见,社会信任与社会网络的交互项对农户是否退出宅基地具有显著影响,方向为正,表明社会信任在社会网络对农户宅基地退出行为的正向影响中起到增强性的调节作用。假设 4a 得以验证。高水平的社会信任不仅能加快信息在农户社会网络内实现共享的

速度,而且提升了农户获取信息的翔实性和准确性,有助于农户利用社会网络在宅基地退出中寻求到更多亲友帮扶,增强社会网络对农户宅基地退出行为的影响。模型 6 估计结果显示,社会信任与社会参与的交互项对农户宅基地退出行为影响显著,方向为正,社会信任增强了社会参与对农户宅基地退出行为的影响。假设 4b 得以验证。农户社会信任水平的提升,能够增加其与他人的合作行为,拓宽社会参与渠道,更好地发挥社会参与在农户宅基地退出中的作用。综上所述,社会信任水平提升导致的农户间更强的亲密程度、更频繁的交往以及更多的合作,能够强化社会网络和社会参与对农户退出宅基地可能性的影响。

(三) 控制变量的影响

个人特征中,性别在 1%的显著水平上对宅基地退出行为有负向影响,与钱龙等^[6]的研究结论并不一致,这可能与调研区域有关。对金寨县实地调研发现,农户退出宅基地重新安置后负债增加。理论上讲,家庭决策由夫妻双方共同决定。但相对女性而言,男性农户通常是户主,其决策占更大权重。退出后负债增加使男性面临更大的生计压力。此外,金寨县农户外出务工普遍。与男性农民工相比,女性农民工更渴望城市经历、现代化的城市生活,其在外落户意愿高于男性^[50],从而导致女性更愿意退出宅基地。年龄在 5%的显著水平上对宅基地退出行为有负向影响,与邹伟等^[9]的研究结论一致。年龄大的农户思想较为保守,更看中宅基地的居住养老、代际传承功能,不愿退出宅基地;家庭特征中,家庭人口数在 5%的显著水平上对宅基地退出行为有负向影响,与高瑞等^[51]的研究结论一致。家庭人口数越多,农户宅基地退出后面临的住房压力越大,滞留农村生活的可能性越大,不利于其退出宅基地。家庭总收入在 1%的显著水平上对宅基地退出行为有正向影响,与张婷等^[25]研究结论一致。家庭总收入越高,农户存有积蓄的可能性越大,其抵御宅基地退出风险的能力越强,退出宅基地能力越强,有利于农户退出宅基地。宅基地拥有状况中,宅基地面积在 1%的显著水平上对宅基地退出行为有负向影响,与吴郁玲、杜越天等^[52]的研究结论一致。宅基地面积是农户原有生活状态的反映,宅基地面积越大,表明农户原有生活越舒适,因满足于现状而不愿退出宅基地。宅基地是否确权在 10%的显著水平上对宅基地退出行为有正向影响,与吴郁玲、石汇^[53]等的研究结论一致。产权证书的存在,使农户在宅基地退出中因有法律保护,不再担心利益受损,且产权清晰的宅基地纠纷少、退出成本低,有助于农户退出宅基地。

(四) 稳健性检验

考虑到选取的模型会对回归结果产生影响,本文进一步选用分组回归模型,采取 Logit 回归方法,探究社会资本对农户宅基地退出行为的影响,以进行稳健性检验(表 7)。具体为:根据农户社会信任得分,将农户分为低社会信任和高社会信任两组,对比不同组社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响的差异。

表 7 社会资本对农户宅基地退出行为影响的模型估计结果(分组回归模型)

变量	模型 7		模型 8	
	低社会信任农户		高社会信任农户	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误
社会网络	0.043 ***	0.014	0.079 ***	0.020
社会参与	0.064 ***	0.019	0.087 ***	0.021
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.211		0.227	
卡方检验	79.240 ***		103.250 ***	
对数似然值	-148.135		-176.042	

注:①为对比不同组社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响的差异,Logit 模型估计结果报告的是边际效应,标准误由德尔塔方法(delta method)计算得出。②由于在因子分析时进行了标准化处理,农户社会信任得分均值为 0。所以,本文将农户社会信任得分大于等于 0 的定义为高社会信任农户,社会信任得分小于 0 的定义为低社会信任农户。

表 7 显示,社会网络对两组农户宅基地退出行为的影响在 1%统计水平上显著,且边际效应

为正。但从影响强度看,社会网络对高社会信任组农户宅基地退出行为的正向影响要强于低社会信任组农户,即社会信任确实能增强社会网络对农户宅基地退出行为的正向影响;社会参与对两组农户宅基地退出行为同样正向影响显著。且从影响强度看,社会参与对高社会信任组农户宅基地退出行为的正向影响要强于低社会信任组农户,即社会信任能增强社会参与对农户宅基地退出行为的正向影响。表7的估计结果与上文分析结果基本一致,说明本文的分析结果较为稳健。

六、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606户农户的微观调研数据,实证分析了社会资本对农户宅基地退出行为的影响。结果表明:社会资本的三个维度(社会网络、社会信任和社会参与)均对农户是否退出宅基地具有显著的正向影响。其中,社会参与的促进作用最强,社会信任的促进作用次之,社会网络的促进作用最弱;社会信任在社会网络、社会参与对农户宅基地退出行为影响中均起增强性的调节作用;控制变量中,家庭总收入、宅基地是否确权对农户宅基地退出行为具有显著的正向影响,而性别、年龄、家庭人口数和宅基地面积则具有显著的负向影响。

根据上述研究结论,本文得出以下启示:应进一步提升农户社会资本水平,更好地发挥其在农户宅基地退出中的积极作用。具体而言,首先,积极组织农村文化活动和生产互助活动。通过在活动中展示村镇干部的工作能力和亲民作风,利用合作交流,提高农户间以及农户与村镇干部间的信任水平。其次,搭建农村社区内部信息共享平台。为农户互动交流、扩大朋友圈、获取外界信息创造途径和条件,加强农户之间的沟通,提高农户社会参与程度,积极发挥农户社会网络和社会参与的重要作用。最后,创新农户增收新途径。拓宽农户收入来源,稳固农户宅基地退出后增收的着力点。

参考文献:

- [1] 杨卫忠.农户宅基地使用权流转中的羊群行为:私人信息还是公共信息?[J].中国土地科学,2017,31(4):43-51.
- [2] 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.
- [3] 万亚胜,程久苗,吴九兴,等.基于计划行为理论的农户宅基地退出意愿与退出行为差异研究[J].资源科学,2017,39(7):1281-1290.
- [4] 孙鹏飞,赵凯,贺婧.农村人口老龄化、社会信任与农户宅基地退出——基于安徽省金寨县614户农户样本[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(5):137-145,173.
- [5] 吴云青,王多多,密长林,等.生计资产差异对农户宅基地退出意愿的影响研究——基于天津市403份调查问卷的实证分析[J].干旱区资源与环境,2017,31(9):26-31.
- [6] 钱龙,钱文荣,陈方丽.农户分化、产权预期与宅基地流转——温州试验区的调查与实证[J].中国土地科学,2015,29(9):19-26.
- [7] 佟艳,牛海鹏,樊良新,等.农户闲置宅基地退出意愿及影响因素研究——以河南省为例[J].干旱区资源与环境,2017,31(10):26-30.
- [8] 王静,于战平,李卉.农户宅基地退出意愿及其影响因素分析——基于王口镇和独流镇的调查[J].农村经济,2015(1):33-37.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 史恒通,睢党臣,吴海霞,等.社会资本对农户参与流域生态治理行为的影响:以黑河流域为例[J].中国农村经济,2018(1):34-45.
- [12] 史雨星,姚柳杨,赵敏娟.社会资本对牧户参与草场社区治理意愿的影响——基于Triple-Hurdle模型的分

- 析[J].中国农村观察,2018(3):35-50.
- [13] 温兴祥,文凤,叶林祥.社会资本对农村中老年人精神健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究[J].中国农村观察,2017(4):130-144.
- [14] 左孝凡,王翊嘉,苏时鹏,等.社会资本对农村居民长期多维贫困影响研究——来自 2010—2014 年 CFPS 数据的证据[J].西北人口,2018,39(6):59-68.
- [15] 彭继权,吴海涛,孟权.家庭生命周期、社会资本与农户生计策略研究[J].中国农业大学学报(社会科学版),2018,23(9):196-217.
- [16] 钱龙,钱文荣.社会资本影响农户土地流转行为吗?——基于 CFPS 的实证检验[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(5):88-99,153-154.
- [17] 徐志刚,谭鑫,廖小静.农民专业合作社核心成员社会资本与政策资源获取及成员受益差异[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(6):82-91.
- [18] Bourdieu P. The Forms of Capital[M]. New York: Greenwood Press, 1986: 241-258.
- [19] Coleman J S. Social Capital in the Creation of Human Capital[J]. American Journal of Sociology, 1988, 94(1): 95-120.
- [20] Putnam R D, Leonardi R, Nanetti R Y. Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 1993: 70-95.
- [21] 吴春雅,江帆,袁云云.农村社会资本研究的进展、热点及趋势——基于 Citespace 的可视化图谱分析[J].世界农业,2019(9):21-29,37,135.
- [22] Massey D S, Goldring L, Durand J. Continuities in Transnational Migration: An Analysis of Nineteen Mexican Communities[J]. American Journal of Sociology, 1994, 99(6): 1492-1533.
- [23] Coleman J S. Foundations of Social Theory[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1990: 79-90.
- [24] 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.
- [25] 张婷,张安录,邓松林.期望收益、风险预期及农户宅基地退出行为——基于上海市松江区、金山区农户的实证分析[J].资源科学,2016,38(8):1503-1514.
- [26] 杨明婉,张乐柱.社会资本强度对农户家庭借贷行为影响研究——基于 2016 年 CFPS 的数据[J].经济与管理评论,2019(5):71-83.
- [27] 苗珊珊.社会资本多维异质性视角下农户小型水利设施合作参与行为研究[J].中国人口·资源与环境,2014,24(12):46-54.
- [28] Rainie L, Wellman B. Networked: The New Social Operating System[M]. Cambridge: The MIT Press, 2012: 153-162.
- [29] Burchardi K B, Hassan T A. The Economic Impact of Social Ties: Evidence from German Reunification[R]. NBER Working Papers, 2011.
- [30] 李庆海,孙光林,何婧.社会网络对贫困地区农户信贷违约风险的影响:抑制还是激励?[J].中国农村观察,2018(5):45-66.
- [31] 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.
- [32] 杨志海.老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J].中国农村观察,2018(4):44-58.
- [33] 付文凤,郭杰,欧名豪,等.基于机会成本的农村宅基地退出补偿标准研究[J].中国人口·资源与环境,2018,28(3):60-66.
- [34] 张继亮.走出集体行动困境的社会资本逻辑理路探析[J].学术交流,2014(6):45-49.
- [35] Granovetter M. Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness[J]. American Journal of Sociology, 1985, 91(3): 481-510.
- [36] Haslam S A, Jetten J, Postmes T, et al. Social Identity, Health and Well-Being: An Emerging Agenda for Applied Psychology[J]. Applied Psychology, 2009, 58(1): 1-23.
- [37] Jetten J, Haslam C, Haslam S A, et al. How Groups Affect Our Health and Well-Being: The Path from Theory to Policy[J]. Social Issues and Policy Review, 2014, 8(1): 103-130.

- [38] 颜廷武,何可,张俊飏.社会资本对农民环保投资意愿的影响分析——来自湖北农村农业废弃物资源化的实证研究[J].中国人口·资源与环境, 2016, 26(1): 158-164.
- [39] Ahuja G. The Duality of Collaboration: Inducements and Opportunities in the Formation of Interfirm Linkages[J]. Strategic Management Journal, 2000, 21(3): 317-343.
- [40] 魏真瑜,赵治瀛,郑涌.个体的人际信任水平对其从众倾向性的影响[J].西南大学学报(自然科学版), 2017, 39(10): 139-146.
- [41] 洪德和,程久苗,吴九兴,等.农户宅基地退出意愿与行为转化研究——基于金寨县的实证[J].中国农业资源与区划, 2019, 40(6): 140-148.
- [42] 徐秀英,徐畅,李朝柱.关系网络对农户林地流入行为的影响——基于浙江省的调查数据[J].中国农村经济, 2018(9): 62-78.
- [43] 杨柳,朱玉春.社会信任、合作能力与农户参与小农水供给行为——基于黄河灌区五省数据的验证[J].中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 163-170.
- [44] Desrosiers J, Noreau L, Rochette A. Social Participation of Older Adults in Quebec[J]. Aging Clinical and Experimental Research, 2004, 16(5): 406-412.
- [45] 郭瑜,张一文.社会参与、网络与信任:社会救助获得对社会资本的影响[J].社会保障研究, 2018(2): 54-62.
- [46] 林文声,王志刚,王美阳.农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].中国农村经济, 2018(8): 64-82.
- [47] 苏岚岚,何学松,孔荣.金融知识对农民农地流转行为的影响——基于农地确权颁证调节效应的分析[J].中国农村经济, 2018(8): 17-31.
- [48] 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, 37(2): 268-274.
- [49] 梁玉成,陈金燕.社会资本研究中的双向因果问题探索[J].社会发展研究, 2019(3): 1-21, 242.
- [50] 吴彬彬.外出农民工城镇社保参与率的性别差异——基于扩展的 Blinder-Oaxaca 分解[J].中国农村经济, 2019(5): 89-108.
- [51] 高瑞,费罗成.农户农地流转行为与宅基地退出行为的悖离失调研究——以安徽省金寨县为例[J].中国土地科学, 2019, 33(8): 71-78.
- [52] 吴郁玲,杜越天,冯忠垒,等.宅基地使用权确权对不同区域农户宅基地流转意愿的影响研究——基于湖北省361份农户的调查[J].中国土地科学, 2017, 31(9): 52-61.
- [53] 吴郁玲,石汇,王梅,等.农村异质性资源禀赋、宅基地使用权确权与农户宅基地流转:理论与来自湖北省的经验[J].中国农村经济, 2018(5): 52-67.

(责任编辑:刘浩)

Effect of Social Capital on Farmers' Behavior of Quitting Rural Residential Land: A Case of 606 Farmers' Samples in Jinzhai County, Anhui Province

SUN Pengfei, ZHAO Kai

Abstract: The behavior of quitting rural residential land has important practical significance for improving the intensive utilization of rural residential land, improving the living environment of farmers and promoting the new urbanization strategy. Social capital, as a social structure resource owned by farmers, can obtain the material or emotional support needed by farmers through their rational use, and its role in quitting rural residential land cannot be ignored. Based on the micro-samples of 606 households in Jinzhai County, Anhui Province, the paper uses Probit model to analyze empirically the effect of social capital on farmers' rural residential land quitting behavior by an instrumental variable method to deal with endogenous problems of social capital. The conclusions showed, social capital has an important influence on farmers' behavior of quitting rural residential land. Social network, social trust and social participation have significant positive effects simultaneously on farmers' behavior of quitting rural residential land, in which the strength order of influencing farmers' behavior of quitting rural

residential land is social participation, social trust and social networks respectively from strong to weak. The elasticity coefficient of social network is 0.240, the elasticity coefficient of social trust is 0.930, and the elasticity coefficient of social participation is 1.186. Social trust plays a regulatory role in enhancing the influence of social network and social participation on farmers' behavior of quitting rural residential land. Among the control variables, the total family income and whether the right of rural residential land is confirmed have significant positive effects on farmers' behavior of quitting rural residential land, gender, age, family population and the area of rural residential land have significant negative effects. Finally, some countermeasures, organizing actively rural cultural activities and production mutual assistance activities, building an internal information sharing platform in rural communities, and innovating new ways to increase farmers' income, were put forward.

Keywords: Social Capital; Farmers' Behavior of Quitting Rural Residential Land; Social Network; Social Trust; Social Participation