

【土地问题】

农村劳动力流动如何影响农户宅基地退出行为?

张慧利,夏显力

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘 要:使用四川泸县和宁夏平罗县 803 户农户的微观调研数据,实证探究了农村劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响及其内在作用机制。结果表明:农村劳动力流动会促进农户退出宅基地,且劳动力流动对农户宅基地退出行为的正向影响随流动距离的增加而增大。进一步研究发现,农村劳动力流动显著增加了农户家庭收入,但农户家庭收入在劳动力流动影响农户宅基地退出行为中承担的中介作用表现为“遮掩效应”。从农村劳动力流动面临的风险寻求解释机制,结果表明,来自市场、制度及社会等层面的风险均对农户宅基地退出行为产生显著抑制作用,且从社会网络异质性角度看,这些风险对低社会网络农户宅基地退出行为的抑制作用更大。因此,建议积极引导达到城市化要求的高收入群体走出“半城市化”,从市场、制度和社会三个维度破解农户宅基地退出障碍,帮助农户进一步拓展社会网络来弥补城乡分割的社会结构漏洞。

关键词:农村劳动力流动;宅基地退出;遮掩效应;风险;社会网络

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2022)01-0139-10

一、引言

改革开放后,伴随工业化用工需求的增加,农村剩余劳动力进城务工现象在中国应运而生^[1]。国家统计局发布的《2019 年农民工监测调查报告》及《2019 年国民经济和社会发展统计公报》显示,2019 年,外出农民工总量达到 17425 万人,占农民工总量的 59.93%;农村居民人均可支配收入 16021 元,比 2011 年提高了 1 万元;常住人口城镇化率为 60.60%,首次突破 60%,户籍城镇化率为 44%。可见,大规模农村劳动力流动在增加农户家庭收入、缩短城乡收入差距方面发挥了重要作用^[2],也对农村和城市的发展形成了巨大推力。但就中国实际来看,在城乡二元结构体制的制约下,进城务工的农村劳动力往往选择城乡“两栖”,使得户籍城镇化率严重滞后于常住人口城镇化率,进而造成农村宅基地低效利用和城市用地刚性需求并存的现象日益凸显^[3]。2019 年农村绿皮书调查报告指出,中国农村宅基地闲置率高达 10.7%^[4]。可见,宅基地的高闲置率是伴随农村劳动力流动的高增长而存在的。

那么,为什么农村劳动力流动带来的农户家庭收入增长没有成为农户退出农村宅基地的动力呢?周京奎等^[5]认为,住宅是典型的耐用品,显然人们不能完全用当前的收入购买这类商品。但 Friedman^[6]的持久收入理论暗示,持久收入是决定住宅需求的主要因素,因此收入流的不确定性会抑制农户的宅基地退出行为。刘守英、钱忠好等^[7-8]认为,研究中国农村劳动力流动和宅基地退出问题应从制度上找缺口。一方面,户籍制度的长期存在及其遗留问题使得农民无法享受城市居民同等的福利待遇;另一方面,农村土地制度改革尚不完善,农村土地在“流动”和

收稿日期:2021-04-02

基金项目:国家社会科学基金项目“生产托管促进小农户与现代农业发展衔接的机制、效应与政策优化研究”(21BJY187)

作者简介:张慧利,女,西北农林科技大学经济管理学院博士生;夏显力,男,西北农林科技大学经济管理学院教授。

“实权”上的制度缺失使得农户退出宅基地时产生了很多“后顾之忧”。徐延辉等^[9]则从社会质量视角审视了我国流动劳动力退出农村并完成市民化的过程,他认为农民工市民化同时涉及家庭、群体、社区、就业市场等私人 and 公共领域的变化,这不仅需要确保农民工获得用于生存和发展的物质资源及环境资源,还需要保障农民工能够被整合进各类社会关系。以上分析表明,农村劳动力流动面临着来自市场、制度和社会等多个层面的风险,这些风险可能会抑制农户退出宅基地。因此,本文在探究农村劳动力流动对农户宅基地退出的影响时,不仅考虑了收入增长问题,还考虑了由农村劳动力流动引致的各个层面的风险。

二、理论分析与研究假说

20世纪50年代末,Bogue提出了系统的劳动力转移的“推-拉”理论,他认为,促使农村劳动力迁移的力量,一方面是来自农村的推力,如农村较低的收入水平、农业生产成本的增加以及农村劳动力过剩导致的失业与就业不足等问题推动着农村劳动力流向城市;另一方面是来自城市的拉力,如较多的就业机会和较高的工资收入、完善的基础设施和便捷的生活环境等拉动农村劳动力流向城市^[10]。基于“推-拉”理论,农村劳动力流动可能会对农户宅基地退出行为产生直接或间接影响。从直接影响来看,中国农村流动劳动力大部分是临时性在城里做工,农村劳动力这种“候鸟型流动”直接增加了非农劳动力务工的时间成本、交通成本和信息获取成本^[11],而且受工作能力等限制,农户往往做出有选择的非农流动决策,从而造成部分非农生产效率的损失^[12]。因此,为降低劳动力流动成本、实现农户家庭劳动力的有效非农供给,农村劳动力流动会促进农户宅基地退出行为。从间接影响来看,已有大量文献证明农村劳动力外出务工会显著提高农户家庭收入^[1,13]。一方面,农户家庭收入的增多使得农户的经济能力得到提升,从而弱化了农户对宅基地的生产辅助功能和保障功能的依赖。在“人往高处走”的刺激以及流动劳动力长期的城市生活惯性下,收入的增加可能会促使农户追求更好的生活品质和更高的社会地位。加之人的社会性特征容易受群体行为的影响,存在成员间的攀比、跟风效应^[11],因此,为更多地获取家庭收入、更好地提高生活质量,农村劳动力流动会促进农户退出宅基地。另一方面,农户作为“理性经济人”,其行为决策会权衡成本收益问题。从短期来看,农户家庭收入增多,存有积蓄的可能性越大,一般不急于将宅基地变现贴补家用,再加上宅基地持有成本不高以及财产性功能日益显化,农户可能更看重它的升值空间^[14],因而短期内农村劳动力流动带来的收入增长难以对农户宅基地退出行为产生显著影响。但从长期来看,虽然宅基地持有成本不高,但修葺和维护成本较高,再加上征地、流转等一般发生在近郊地区且具有不确定性,对大部分居住区位较差的农户而言,宅基地升值空间较小^[15]。此外,现阶段农村家庭人口结构特征较易形成遗留财产分割冲突,随着宅基地退出补偿测算标准逐步优化,参与宅基地退出可以使得宅基地资产价值兑现,便于在后代中进行再分配^[16]。因此,长期来看农村劳动力流动带来的收入增长会促进农户退出宅基地。据此,本文提出如下假说:

假说1:农村劳动力流动能够促进农户退出宅基地。

在中国,农村劳动力流动是一个充满风险的过程^[1]。流动劳动力大部分是临时性务工,主要在非正规部门就业,工资水平较低,且不能享受城市的社会保障和福利。再加上他们对城市情感预期的差距,使之无法真正融入城市生活。基于此,结合中国农村劳动力流动的实际,研究农户宅基地退出决策还需考虑来自市场、制度及社会等层面的各种风险。从市场上看,进入不同市场的劳动力,其收入决定也明显不同。正规劳动力市场的收入一般不因劳动力供求关系的变化而调整,具有很强的刚性;而从属劳动力市场的收入在很大程度上取决于劳动力供求关系^[17],相较于城市工作者,外来劳动力首先进入城市从属劳动力市场,面临着更大的收入波动

和失业风险^[1]。制度以鼓励或削弱的方式制约行为完成或目的达到^[18]。理论与现实表明,户籍管理制度是长期以来中国农村劳动力流入城市、实现农民变市民的主要障碍^[19]。近年来,虽然户籍制度不再那么严格,但现实中城市户籍人员与非户籍人员在就业及住房、养老、子女教育等城市福利方面仍然存在较大差异。具体来讲,就业机会平等、同工同酬,是市场经济对劳动力市场的基本要求,但受城市对农民身份的歧视,农民工在工种及工资差异、就业机会上并不平等^[20]。另外,没有城市户口,在城市获得福利性待遇几乎是不可能的^[21]。除户籍制度的限制,影响农户退出宅基地的主要制度因素还有宅基地制度。一方面,现行无偿无限期分配和使用农村宅基地的制度保障了农民的基本生产生活,加上宅基地制度改革带来宅基地财产性功能日益显化,使得农村劳动力在市民化过程中“舍不得”放弃村集体成员资格权^[8];另一方面,农户对宅基地退出高标准、高收益的期待与宅基地退出模式、补偿措施等方面不完善和低标准的现状形成巨大的心理落差^[3],进一步抑制了农户退出宅基地的积极性。农户退出宅基地意味着要完成对新环境的社会融入^[9],因此,还需关注社会质量问题。从社会因素看,已有研究表明社会建设的步伐并未完全跟上经济发展的脚步,社会上对边缘群体的歧视和排挤,导致社会不平等、不公平现象仍然存在^[22],这使得农户的社会融入意愿与流入地社会质量存在巨大的心理距离,进而抑制农户宅基地退出。据此,本文提出如下假说:

假说 2:农村劳动力流动面临的风险会抑制农户退出宅基地。

三、数据来源、模型设定与变量选取

(一) 数据来源

本文所用数据来源于课题组 2019 年 9—10 月对四川泸县、宁夏平罗县农户开展的抽样调查。泸县和平罗县均是全国农村土地制度改革试点县,面临村落衰败、空心化和农村集体建设用地管理不善等问题。2015 年,泸县共有闲置宅基地 8.2 万户、7.38 万亩;平罗县村庄房屋平均闲置率 42%,部分村庄高达 70%^①。2015 年,两县均被列入全国农村土地制度改革试点县,并依托改革政策,积极鼓励农户自愿有偿退出宅基地。截至 2019 年,泸县共退出宅基地 2.86 万户、1.85 万亩;平罗县累计清理腾退闲置建设用地 790 宗、1300 亩。同时,四川省和宁夏回族自治区也是我国劳动力流动大省,截至 2019 年,四川省外出务工人员达 2482.6 万人,占农村人口的 64.15%;宁夏回族自治区外出务工人员达 106.1 万人,占农村人口的 38.05%。因此,本文研究区域的选择具有一定的典型性和代表性。综合考虑经济发展水平、宅基地使用状况及农业人口数等方面的因素,在每个县选取 4~5 个镇,每个镇选取 3~4 个村,每个村随机抽取 30 户左右的农户进行调查。本次调研共发放问卷 812 份,获取有效样本 803 份,问卷有效率为 98.89%。问卷主要内容涉及农户家庭基本情况、宅基地使用情况、农户对宅基地退出的态度及政策评价等方面。

(二) 模型设定

1. Probit 模型。农户是否退出宅基地属于典型的二元选择问题,因此,本文选用二元 Probit 模型进行实证分析,模型设定如下:

$$quitting_i = \alpha + \beta_1 migration_i + \beta_2 control_i + \mu_i \tag{1}$$

其中, $quitting_i$ 表示第 i 个农户的宅基地退出行为; $migration_i$ 表示第 i 个农户劳动力流动情况; $control_i$ 为一系列控制变量,包括户主特征、家庭特征、宅基地特征等; α 、 β 为待估系数; μ_i 为不可观测的误差项。

① 数据来源:泸县和平罗县的政府网站以及两县的《国民经济和社会发展统计公报》,下同。

2.工具变量法。①反向因果问题。受宅基地退出补偿标准低的影响,农户退出宅基地后,为了安置新居负债增多,迫于还债压力增加外出务工时长,这在一定程度上促进了农村劳动力流动^[23]。②遗漏变量问题。例如农户的认知能力、性格特征等,会同时影响农户宅基地退出行为和劳动力流动行为。为克服内生性问题,本文选用同一村庄其他农户家庭劳动力流动比例作为本家庭劳动力流动的工具变量。理由有二:第一,同一村庄群体成员在经济行为上存在相互影响^[24];第二,同一村庄其他农户家庭劳动力流动比例与本家庭的宅基地退出行为无关,是相对外生的变量。

3.倾向得分匹配法(PSM)。劳动力流动可能存在农户自我选择问题。一方面,发生劳动力流动行为的农户更可能为低收入家庭或存在负债的家庭;另一方面,劳动者会根据自身对工作地点稳定性的要求而主动选择适合自己的工作^[25]。为解决自选择问题导致的估计偏差,本文构建倾向得分匹配(PSM)模型对劳动力流动进行估计。

(三)变量选取

1.被解释变量:农户宅基地退出行为

由问卷题项“您家宅基地是否退出”直接获取相关数据,答案有“是=1;否=0”两种情况。

2.核心解释变量:劳动力流动

本文将农村劳动力离开户籍所在村,在本县及以外地区工作的情况视为劳动力流动。借鉴唐林等^[26]的研究,以家庭劳动力不在村时间比值表示劳动力流动,家庭劳动力不在村时间越长,表明劳动力流动越多。具体测度公式如下:

$$\text{家庭劳动力不在村时间比值} = \frac{\sum \text{家庭劳动力不在村时间(天)}}{\text{家庭劳动力总数} \times 365 \text{ 天}}$$

由该式可知,家庭劳动力不在村时间取值范围为 $[0,1]$,其值越接近1,表明家庭劳动力流动越多。

此外,考虑农户记忆偏差导致的测量结果偏误问题,采用家庭不在村劳动力比重来衡量劳动力流动,以此做稳健性检验。具体测度公式如下:

$$\text{家庭不在村劳动力比重} = \frac{\text{家庭不在村劳动力人数}}{\text{家庭劳动力总数}}$$

由该式可知,家庭不在村劳动力比重取值范围为 $[0,1]$,其值越接近1,表明家庭劳动力流动越多。

3.解释变量:风险

(1)市场风险。包括收入波动和失业率两个变量。其中,收入波动的测度借鉴 Dynan 等^[27]的做法,以家庭人均收入作为因变量,使用家庭成员的平均年龄、平均受教育年限、就业比例及户主性别和政治面貌等作为自变量进行 OLS 回归得到残差值,以残差值作为收入波动的度量^①。失业率的测度借鉴尹志超等^[1]的做法,使用劳动力年龄、性别、受教育程度、健康状况及工作类型等作为自变量,通过 Probit 模型估计劳动力的失业概率,进而计算家庭劳动力平均失业率。

(2)制度约束风险。包括宅基地制度和户籍制度两个层面的制度约束^②。借鉴钱忠好等^[8]的研究,宅基地制度约束围绕宅基地获取(“农宅基地只能由本集体成员获取”)、使用(“宅基地带来的财产性收益只能由本集体成员享受”)以及退出方式和退出补偿等方面的合理性进行测度,通过因子分析,得到两个公因子,分别命名为资格保障和退出障碍,最终,根据各因子得分和

① 为使残差值的计量单位与其他回归变量大小接近,结合样本数量,将残差值 11 等分,由小到大依次赋值 1~11。

② 所有测度指标均采用李克特 5 级量表,1 表示“完全不赞同”,5 表示“完全赞同”。限于篇幅,因子分析的结果未在文中呈现。

方差贡献率,测算出宅基地制度约束的综合指标。借鉴肖严华^[21]的研究,户籍制度约束围绕城乡居民在住房购买(“城乡居民在住房购买上存在差异”,下同)、社会保障、工作报酬及就业机会等方面的差异进行测度,通过因子分析,得到两个公因子,分别命名为福利差异和就业差异,最终,根据各因子得分和方差贡献率,测算出户籍制度约束的综合指标。

(3)社会风险。借鉴黄永亮等^[22]的研究,围绕身份歧视(城市人看不起农村人)、社交歧视(城市人不愿和农村人来往)、生活习惯差异(城乡生活习惯差异较大)及归属感(对城市没有归属感)等方面展开指标测度,通过因子分析,得到两个公因子,分别命名为社会歧视和心理距离。

4.控制变量

本文控制了包括户主年龄、性别、受教育程度等的户主特征;包括家庭耕地面积、家庭规模、家庭负担比、家庭是否负债等的家庭特征;包括距中心城镇的距离、居住面积及宅基地使用年限等的宅基地特征以及地区虚拟变量。

具体变量含义及描述性统计见表 1。

表 1 变量含义及描述性统计

变量名	代码	变量定义	均值	标准差
宅基地退出行为	T	是否退出宅基地? 是=1,否=0	0.438	0.496
家庭劳动力不在村时间比值	LD1	家庭劳动力不在村时间之和/(家庭劳动力总数×365 天)	0.397	0.402
家庭不在村劳动力比重	LD2	家庭不在村劳动力人数/家庭劳动力总和	0.321	0.354
收入波动	SRBD	OLS 回归所得残差值	6.000	3.164
失业率	SYL	用 Probit 模型估计劳动力失业概率,计算家庭劳动力平均失业率	0.431	0.140
宅基地制度	ZJD	对 4 个宅基地制度指标进行因子分析后的综合得分	0.000	0.738
户籍制度	HJ	对 4 个户籍制度指标进行因子分析后的综合得分	0.000	0.714
社会歧视	SHQS	因子分析所得公因子 1	0.000	1.000
心理距离	XLJL	因子分析所得公因子 2	0.000	1.000
户主年龄	Age	岁	55.382	10.650
户主受教育程度	Edu	小学及以下=1,初中=2,高中及中专=3,大专以上=4	1.498	0.661
户主性别	Sex	男=1,女=0	0.888	0.316
家庭耕地面积	GD	亩	5.617	9.400
家庭规模	RK	家庭总人口数(人)	4.067	1.637
家庭负担比 ^①	FD	(少儿数+老年人数+病残人数)/劳动力数量	0.677	0.268
家庭是否负债	FZ	是=1,否=0	0.267	0.442
宅基地距中心城镇距离	JL	里	6.204	6.397
居住面积	JZ	平方米	117.344	60.951
宅基地使用年限	NX	年	24.430	14.477
地区虚拟变量	Area	泸县=1,平罗县=0	0.626	0.484

注:①借鉴江永红等(2019)的研究,本文家庭负担范围为处于脱产状态下的 0~16 周岁少儿人口、60 周岁以上老年人口,以及因病残等原因无法参与生产的适龄劳动人口。②限于篇幅,下文均使用变量代码进行分析。

四、实证结果与分析

(一)劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响

表 2 报告了劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响。(1)(2)列结果显示,LD1 和 LD2

均对农户宅基地退出行为有显著正向影响,表明劳动力流动会促进农户退出宅基地。考虑到内生性问题的存在可能使估计结果产生偏误,(3)(4)列中将同一村庄其他农户家庭劳动力流动比例分别作为 LD1 和 LD2 的工具变量进行回归。两阶段估计结果中,第一阶段估计结果表明同一村庄其他农户家庭劳动力流动比例与 LD1 和 LD2 均呈显著正相关,F 值均大于 10,不存在弱工具变量问题。工具变量估计结果显示,劳动力流动仍然对农户宅基地退出行为有显著正向影响。

表 2 劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响:基准回归与工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
LD1	0.293 ** (0.125)		0.127 * (0.074)	
LD2		0.248 * (0.140)		0.103 * (0.061)
控制变量	控制	控制	控制	控制
First Stage			0.011 *** (0.001)	0.014 *** (0.000)

注:①*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著,下表同。②限于篇幅,控制变量结果未呈现,下表同。

为解决样本自选择问题,本文采用 PSM 模型进行估计检验。通过卡尺匹配和核匹配,计算劳动力流动的平均处理效应(ATT),匹配结果见表 3。卡尺匹配结果显示,劳动力流动的平均处理效应为 21.3%,在 1% 的统计水平上显著;核匹配估计结果与卡尺匹配结果基本一致,结果稳健。

表 3 劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响:倾向得分匹配

匹配方法	处理变量	实验组	对照组	ATT	标准误	t 值
卡尺匹配	劳动力流动	0.548	0.334	0.213	0.043	4.940
核匹配	劳动力流动	0.547	0.325	0.222	0.040	5.560

注:表 3 结果是将劳动力流动处理为二分类变量后进行的 PSM 检验结果。

考虑到劳动力流动距离的不同,流动劳动力的务工成本、返回家中起居劳作的便利性以及在外务工见的世面将存在很大差异。相比近距离流动,流动距离较远的劳动力务工成本(时间成本、交通成本等)更高,往返便利性更差、视野拓宽而对城市的便捷生活更加向往,因此退出农村宅基地的可能性更大。基于此,我们将劳动力流动距离对农户宅基地退出行为的影响做进一步分析。本文借鉴邹杰玲等^[28]的研究,将家庭核心劳动力作为研究对象,以核心劳动力无流动的农户样本作为对照组,分别以核心劳动力在本乡务工、外乡本县务工和外县务工的农户样本作为处理组,分析不同流动距离下,劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响。估计结果见表 4。以 LD1 为例,处理内生性问题后的估计结果显示:随流动距离由本乡到外乡本县再到外县的增大,劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响由不显著变得显著,变量系数也由 0.223、0.255 增至 0.392。将 LD1 更换为 LD2 后,结果依然稳健。这表明,劳动力流动对农户宅基地退出行为的正向影响随流动距离的增加而增大。

表 4 劳动力流动距离与农户宅基地退出行为

变量名称	(1) 处理组:本乡	(2) 处理组:外乡本县	(3) 处理组:外县
LD1	0.223 (0.215)	0.255 (0.233)	0.392 * (0.231)
LD2	0.187 (0.182)	0.228 (0.214)	0.340 * (0.203)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	697	502	522

(二) 机制检验与异质性分析

1. 农户家庭收入在劳动力流动影响农户宅基地退出行为中的传导机制检验

为检验农户家庭收入的传导机制,本文构建中介效应模型如下:

$$Y=cX+e_1$$

(2)

$$M=aX+e_2$$

(3)

$$Y=c'X+bM+e_3$$

(4)

(2)—(4)式中, X 表示劳动力流动, M 表示农户家庭年收入, Y 表示农户宅基地退出行为, a 、 b 、 c 、 c' 为待估系数, e_1 、 e_2 、 e_3 为残差项。参考 MacKinnon 等^[29]的研究,若家庭收入在劳动力流动与农户宅基地退出行为的关系中起中介作用,则系数 a 、 b 、 c 、 c' 均显著;若中介效应表现为遮掩效应,则 ab 与 c' 符号相反,且 $|c|<|c'|$ 。

表 5 报告了中介效应模型的检验结果。处理内生性问题后的估计结果显示,劳动力流动对农户家庭收入和宅基地退出行为均具有显著正向影响。当将 LD1 和农户家庭年收入同时纳入模型回归时,劳动力流动对农户宅基地退出行为仍具有显著正向影响,但农户家庭收入对其宅基地退出行为具有显著负向影响,即直接效应 c' 显著为正,间接效应 ab 显著为负,且总效应 c (0.127)的绝对值小于直接效应 c' (0.300)的绝对值。将 LD1 更换为 LD2 后,结果依然稳健。这表明,农户家庭收入在劳动力流动影响农户宅基地退出行为中的中介作用表现为“遮掩效应”。

表 5 农户家庭收入的中介效应检验

变量	(1) 宅基地退出	变量	(2) 家庭年收入	变量	(3) 宅基地退出
LD1	0.127 ** (0.074)	LD1	1.042 *** (0.131)	家庭年收入	-0.121 ** (0.048)
				LD1	0.300 ** (0.126)
控制变量	控制	控制变量	控制	控制变量	控制

注:限于篇幅,LD2 的估计结果未在文中呈现,下表同。

2. 风险因素对农户宅基地退出行为的影响

表 6 报告了劳动力流动和风险因素的交互作用对农户宅基地退出行为的影响。以 LD1 为例,估计结果显示,收入波动、失业率、宅基地制度约束、户籍制度约束、社会歧视及社会融入心理距离均显著降低了劳动力流动对农户宅基地退出行为的正向影响。将 LD1 更换为 LD2,估计结果保持稳健。这表明,劳动力流动带来的家庭收入增加未能转换为农户宅基地退出动力,可能原因是,农户为规避来自市场、制度和社会等层面的风险而降低了退出宅基地的积极性。

表 6 劳动力流动、风险与农户宅基地退出行为

变量	风险为 SRBD	风险为 SYL	风险为 ZJD	风险为 HJ	风险为 SHQS	风险为 XLJL
LD1	0.239 ** (0.123)	0.000 (0.003)	0.288 ** (0.125)	0.005 ** (0.002)	0.290 ** (0.125)	0.257 * (0.127)
风险	-0.045 ** (0.015)	-0.031 * (0.018)	-0.034 (0.070)	-0.137 * (0.072)	-0.001 (0.047)	-0.342 *** (0.066)
交互项	-0.062 * (0.036)	-0.609 ** (0.310)	-0.219 ** (0.095)	-0.285 *** (0.092)	-0.138 ** (0.062)	-0.005 ** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

3. 异质性分析

中国是一个人情关系网络高度发达的社会,社会网络是个人获取资源的重要途径,在宅基地退出过程中能发挥信息传播、降低风险和参与机制的功能^[30]。因此,可以期待社会网络能够缓解风险因素对农户宅基地退出行为的不利影响。第一,就业和收入信息是劳动力外出就业的重要资源,社会网络对市场的“嵌入”会带动不同社会群体间更多的信息共享与合作,有利于提高收入和工作的稳定性^[31];第二,制度约束反映了人民需求和制度供给的不匹配,社会网络依托人脉关系,可以使得农户充分表达自身诉求,打破因制度不完善而带来的约束性限制^[30];第三,社会网络富含积极的情感,可以激发人际信任的产生^[32],加强不同社会群体间的情感交流与凝聚力,进而减少农户社会融入的担忧。

本文借鉴孙鹏飞等^[33]的研究,使用“亲友中村干部、政府部门、金融机构和经商等的人数”来衡量农户社会网络水平。该变量不仅反映了农户社会网络的高达性,即个体通过社会网络触及的顶端资源的多少,也考虑到亲友中能人数量与亲友总数成正比,反映了农户社会网络的规模。具体做法是:按照样本中“亲友中村干部、政府部门、金融机构和经商等的人数”的均值加或减一个标准差,得到社会网络的高(H)、低(L)两个组别。通过计算不同社会网络水平下劳动力流动与风险因素交互项的边际效应,来说明风险因素对农户宅基地退出行为影响的差异。估计结果见表 7。以 LD1 为例,结果显示,劳动力流动与风险因素的交互项均对农户宅基地退出行为有显著负向影响。但从边际效应看,高社会网络组中,交互项系数的绝对值均小于低社会网络组,将 LD1 更换为 LD2 后,结果基本一致。这表明社会网络的提高能降低劳动力流动过程中面临的风险对农户宅基地退出行为的消极影响。

表 7 异质性分析:社会网络

变量	LD1×SRBD		LD1×SYL		LD1×ZJD		LD1×HJ		LD1×SHQS		LD1×XLJL	
	L	H	L	H	L	H	L	H	L	H	L	H
边际效应	-0.045*** (0.018)	-0.038* (0.020)	-0.612** (0.316)	-0.332** (0.155)	-0.183** (0.096)	-0.136** (0.058)	-0.157*** (0.052)	-0.084* (0.048)	-0.083*** (0.031)	-0.057* (0.034)	-0.237** (0.105)	-0.001 (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

五、结论与建议

实现农村闲置宅基地的有序和自愿退出、有效激活“沉睡”的土地资产,是加快农业农村现代化、促进城乡融合发展的新动能。在农村劳动力大量流动和城镇化持续推进的现实背景下,厘清农村劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响及其内在作用机制显得尤为关键。本文使用宅基地退出试点区四川泸县和宁夏平罗县 803 户农户的微观调研数据,实证研究了农村劳动力流动对农户宅基地退出行为的影响。结果表明,农村劳动力流动促进农户宅基地退出行为,且这种促进作用随流动距离的增加而增大。进一步探究家庭收入的传导机制,研究发现,农村劳动力流动显著提升了农户家庭收入,农户家庭收入在劳动力流动影响农户宅基地退出行为中的中介作用表现为遮掩效应。为解释这种作用机制,本文考虑了农村劳动力流动和宅基地退出面临的来自市场、制度和社会等多个层面的风险。研究发现,市场上收入波动及失业概率的增加、户籍制度及宅基地制度的约束、社会歧视及社会融入心理距离的缺口等因素均显著降低了劳动力流动对农户宅基地退出行为的正向影响。为应对各种风险的消极影响,本文从社会网络异质性角度,探究社会网络在各种风险抑制农户宅基地退出行为中的缓解作用。研究发现,来自市场、制度和社会等多个层面的风险对低社会网络农户宅基地退出行为的抑制作用更大,表明社会网络水平的提高能降低劳动力流动过程中面临的风险对农户宅基地退出行为的消极影响。

基于本文结论,提出如下政策建议:第一,要高度重视农村劳动力流动对农户宅基地退出行为的积极影响。一方面,加大对农村教育和职业技术培训投入力度,提高农民就业能力,拓宽农民就业渠道,促进农村剩余劳动力的流动和再就业;另一方面,提高宅基地退出补偿标准的科学性和稳定性,建立农户对退出政策的信任,保障政策信息的畅通和透明,弱化达到城市化要求的高收入群体对不现实的“可观财产性收入”的期待,积极引导他们走出“半城市化”。第二,从市场、制度和社会三个维度破解农户宅基地退出障碍。一方面,深化劳动力市场化改革,消除身份歧视,打破劳动力需求方不合理的用工制度,通过立法规范区域劳动力市场的调控机制、运行机制、运行规则,以减小市场分割带来的工资收入决定差异;另一方面,实施宅基地制度和户籍制

度联合改革,宅基地制度由无偿无限期分配、使用逐渐过渡到有偿有限期分配、使用,同时,户籍制度要适当松绑,促进城市化红利共享。此外,从社会经济保障、社会凝聚、社会包容和社会增能四个维度提高社会质量,培育社会信任氛围,缩小农户社会融入心理距离。第三,组建“农户+老乡”“农民工+城市工”合作交流平台,鼓励流动劳动力参与城市当地各类社会组织交流活动,帮助流动劳动力由“整合型”社会网络向“跨越型”社会网络延伸,进而通过建立起来的“信任”“人情”来弥补城乡分割的社会结构漏洞。

参考文献:

- [1] 尹志超,刘泰星,张诚.农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J].中国工业经济,2020(1):24-42.
- [2] 甄小鹏,凌晨.农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角[J].经济学(季刊),2017(3):220-243.
- [3] 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(8):1503-1514.
- [4] 魏后凯,黄秉信.农村绿皮书:中国农村经济形势分析与预测(2018—2019)[M].北京:社会科学文献出版社,2019:232-235.
- [5] 周京奎.收入不确定性、住宅权属选择与住宅特征需求——以家庭类型差异为视角的理论与实证分析[J].经济学(季刊),2011(4):1459-1498.
- [6] Friedman M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [7] 刘守英.农民的代际革命和城乡关系重塑[R].清华大学中国新型城镇化研究院,2018.
- [8] 钱忠好,牟燕.乡村振兴与农村土地制度改革[J].农业经济问题,2020(4):28-36.
- [9] 徐延辉,龚紫钰.社会质量与农民工的市民化[J].经济学家,2019(7):90-100.
- [10] Bogue D J. Internal Migration[M]//Hauser P M, Duncan O D. The Study of Population: An Inventory and Appraisal. Chicago: University of Chicago Press, 1955:486-509.
- [11] 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(7):140-147.
- [12] 汪为,吴海涛.家庭生命周期视角下农村劳动力非农转移的影响因素分析——基于湖北省的调查数据[J].中国农村观察,2017(6):57-70.
- [13] Cai F. Economic Reasons for Migration, the Organization of the Labor Force and the Selection of Jobs[J]. Social Sciences in China, 1998(1):77-84.
- [14] 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(5):31-37.
- [15] 吴婧.农村宅基地使用权退出的实践与路径:基于乡村振兴基础阶段的思考[J].江海学刊,2020(3):84-90.
- [16] 杨慧琳,袁凯华,陈银蓉,等.农户分化、代际差异对宅基地退出意愿的影响——基于宅基地价值认知的中介效应分析[J].资源科学,2020(9):1680-1691.
- [17] 梅金平.不确定性、风险与中国农村劳动力区际流动[J].农业经济问题,2003(6):34-37,80.
- [18] Nevin J A. Interval Reinforcement of Choice Behavior in Discrete Trials[J]. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 1969(6):875-885.
- [19] Bosker M, Brakman S, Garretsen H, et al. Relaxing Hukou: Increased Labor Mobility and China's Economic Geography[J]. Journal of Urban Economics, 2012(2-3):252-266.
- [20] 余向华,陈雪娟.中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究[J].经济研究,2012(12):97-110.
- [21] 肖严华.劳动力市场、社会保障制度的多重分割与中国的人口流动[J].学术月刊,2016(11):95-107.
- [22] 黄永亮,崔岩.社会歧视对不同收入群体社会公平感评价的影响[J].华中科技大学学报(社会科学版),2018(6):23-32.

- [23] 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(2):69-78.
- [24] Araujo C, De Janvry A, Sadoulet E. Peer Effects in Employment: Results from Mexico's Poor Rural Communities [R]. University of California at Berkeley Working Paper, 2004.
- [25] 王超恩,符平.农民工的职业流动及其影响因素——基于职业分层与代际差异视角的考察[J].人口与经济,2013(5):89-97.
- [26] 唐林,罗小锋,黄炎忠,等.劳动力流动抑制了农户参与村域环境治理吗?——基于湖北省的调查数据[J].中国农村经济,2019(9):88-103.
- [27] Karen E D, Jonathan S, Stephen P Z. Do the Rich Save More? [J]. Journal of Political Economy, 2004,112(2):397-444.
- [28] 邹杰玲,董政祯,王玉斌.“同途殊归”:劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响[J].中国农村经济,2018(8):83-98.
- [29] MacKinnon D P, Krull J L, Lockwood C M. Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect [J]. Prevention Science, 2000(4):173-181.
- [30] 邹秀清,武婷燕,徐国良,等.乡村社会资本与农户宅基地退出——基于江西省余江区522户农户样本[J].中国土地科学,2020(4):26-34.
- [31] 王春超,周先波.社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验[J].管理世界,2013(9):55-68,101,187.
- [32] Paxton P. Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment[J]. American Journal of Sociology, 1999(1):88-127.
- [33] 孙鹏飞,赵凯.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[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020(5):128-141.

(责任编辑:刘浩)

How Does Rural Labor Mobility Affect Farmers' Homestead Withdrawal?

ZHANG Huili, XIA Xianli

Abstract: In the context of the high vacancy rate of rural homesteads in China, the mechanism of how rural labor mobility affects the withdrawal behavior of rural households' homesteads needs to be clarified urgently. This paper uses the micro-survey data of 803 rural households in Lu County, Sichuan and Pingluo County, Ningxia, to empirically study the impact of rural labor mobility on farmers' homestead withdrawal behavior. The results of the study show that, rural labor mobility will promote the withdrawal of rural households' homesteads, and the positive impact increases with the increase of the mobility distance. Further research finds that rural labor mobility has significantly increased the income of rural households, but the intermediary role of rural household income is shown as a "masking effect". The explanation mechanism's results show that risks from the market, system, and society have a significant inhibitory effect on the withdrawal behavior of rural households' homesteads, and are heterogeneous from social networks. And from the perspective of social network heterogeneity, those risks have a greater inhibitory effect on the withdrawal behavior of rural households with low social networks. Therefore, it is recommended to actively guide high-income groups that meet the requirements of urbanization out of "semi-urbanization", break the barriers to the exit of rural households' homesteads from the three dimensions of market, system, and society, and help rural households to further expand their social networks to fill the gaps in the social structure of urban-rural division.

Keywords: Rural Labor Mobility; Homestead Withdrawal; Masking Effect; Risk; Social Network