

【农业经济】

宅基地退出对农户子女教育获得的影响

——基于安徽金寨县和四川邛崃市农户的调查

孙鹏飞¹ 尚丽娟² 周升强^{1*}

(1. 山东农业大学 经济管理学院, 泰安 271018; 2. 泰山科技学院 淬炼商学院, 泰安 271018)

摘要: 基于安徽金寨县和四川邛崃市653户农户的微观数据,运用有序Probit模型、倾向得分匹配法和中介效应模型,实证分析了宅基地退出对农户子女教育获得的影响及其作用路径,进一步讨论了宅基地退出对不同类型农户子女教育获得影响的差异。结果表明:宅基地退出对农户子女教育获得有正向显著影响,在利用倾向得分匹配法纠正选择性偏误后,该结论仍然成立;基于中介效应模型的分析表明,宅基地退出可通过提升外出上学便利性、优化农村教育环境和增加家庭收入,改善农户子女教育获得;考虑农户异质性,宅基地退出对多子女家庭的子女教育获得的提升作用强于独生子女家庭,对农村家庭女孩的教育获得的提升作用强于男孩,对金寨农户子女教育获得的提升作用强于邛崃。最后,提出宣传宅基地退出在改善农户子女教育获得上的重要作用、提高农户宅基地退出后的收入水平、完善宅基地退出政策实施中与教育相关的配套政策、统筹配置城乡教育资源等建议。

关键词: 宅基地退出;农户子女教育获得;农村教育环境;家庭收入

中图分类号: F325.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-7465(2024)02-0160-13

一、引言

《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》指出,民族要复兴,乡村必振兴。乡村振兴不仅是乡村和乡村产业的振兴,而且是乡村教育的振兴^[1]。作为社会的“筛选机制”,教育增加了个体跨越社会阶层障碍的可能,教育获得则决定个体职业选择、社会流动去向、社会地位甚至代际命运,农户子女教育获得更是其获得非农就业机会、跳出“农门”的金钥匙^[2]。随着2020年全面脱贫收官,农村教育条件得到改善,但仍存在教育投入不足、办学条件落后、师资水平差、缺失家庭教育以及农户子女教育水平偏低等问题^[3]。如何改变乡村教育现状,进一步提高农户子女教育获得水平,成为当前我国亟待解决的重要问题。值得注意的是,宅基地退出政策的实施,将农户搬迁至交通便利、基础设施完善的集中安置区,提升了其子女外出上学的便利性^[4];改善了乡村面貌,吸引优质教育资源;给予农户就业培训和补偿,提高农户就业能力和收入,为子女上学做好了资金保障^[5]。宅基地退出能够为农户子女教育获得提供内在动力和外在支持。因此,有必要研究宅基地退出对农户子女

收稿日期:2023-05-10

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);山东省自然科学基金青年项目“黄河三角洲农户生计转型的‘三生’耦合效应及其调控机制研究”(ZR2023QD061)

作者简介: 孙鹏飞,男,山东农业大学经济管理学院副教授;周升强(通信作者),男,山东农业大学经济管理学院副教授。

教育获得的影响,这对进一步完善宅基地退出政策、加快城乡教育资源合理配置、促进农村教育发展具有重要意义。

学者们围绕农村宅基地退出政策的效应评价已做诸多探讨,分析了宅基地退出对农户迁入社区韧性^[6]、贫困脆弱性^[7]、生计资本^[8]和福利水平^[9]等影响,并有学者分析了不同宅基地退出情景下的农户退出收益^[10]。然而,纵观已有研究,有关宅基地退出与农户子女教育获得关系的分析非常少,存在以下不足:一是现有研究大多分析农户受教育程度对其退出行为的影响,较少关注农户子女教育状况,同时,缺乏宅基地退出对农户子女教育获得影响的研究,无法回答其作用机制如何的问题。二是农户是否退出宅基地是其自我选择的结果,受农户年龄、受教育年限、宅基地面积等因素影响,选择与未选择宅基地退出农户的初始条件不同,致使抽取的样本不满足随机性,估计参数不能准确反映总体性质分布,即回归结果存在选择性偏误,而现有研究并未考虑农户宅基地退出的自选择问题。三是未考虑农户异质性,宅基地退出对不同类型农户子女教育获得的影响存在差异。那么,宅基地退出政策是否有助于改善农户子女教育获得?其影响程度如何?影响机理是什么?本文将试图通过分析回答上述问题^①。

二、理论分析与研究假设

(一) 宅基地退出对农户子女教育获得的影响

依据新古典经济学理论,作为理性经济人,农户对优质教育资源偏好具有一致性,农村家庭教育投资是基于效用最大化原则,权衡成本与收益后所做的选择。对农村地区而言,虽实现“村村通”,但受公共交通滞后、通勤线路少、班次不密集等影响,农户子女上学仍存在不便,这增加了其获得教育的成本^[11];与城镇相比,农村学校地理位置偏远、教育资源短缺、教学条件简陋,对教育人才缺乏吸引力,中青年教师流失严重^[12];农村家庭人力资本存量积累较低,以亲缘、地缘为主的次级社会资本网络数量和质量较差,农户教育信息获取能力和鉴别能力较弱,教育理念相对落后,对教育重要性认知不足^[13];加之农村劳动力职业的不稳定导致收入的不稳定,使农村家庭在进行教育投资时面临资金约束,教育状况不稳定特征凸显^[14]。同时,在我国二元分割体制下,农村教育资源供给特点与城市迥然不同,农村教育资源更有限性和稀缺性,这进一步增加了农村家庭子女教育获得的难度。

农村宅基地退出政策的实施,将农户搬迁至地理位置较好、交通便利的集中安置区,甚至促使部分农户移居城镇,提升了农户子女外出上学的便利性^[15];改善乡村面貌,完善农村基础设施建设,避免农村师资外流,增强农村师资力量和教育质量,优化农村教育环境^[16];对退出宅基地农户给予资金补偿和就业培训等,拓宽农户增收渠道,增加农户收入,突破家庭经济约束导致的教育机会障碍;提高农村家庭信息获得程度^[17],减少因信息不对称造成的教育投资盲目性,促使农户形成积极的教育投资偏好,最终有利于改善农户子女教育获得水平。基于以上分析,提出以下研究假设。

H₁: 宅基地退出能够改善农户子女教育获得水平。

(二) 宅基地退出改善农户子女教育获得的路径

据上述分析,本文认为,宅基地退出主要通过外出上学便利性、农村教育环境和家庭收入三条路径,降低农户子女教育获得难度,从而对农户子女教育获得产生积极影响(图 1)。

① 需要说明的是,宅基地退出政策实施的初衷,并不是为了改善农户子女的教育获得,而是在优化城乡土地资源配置的同时,对农户子女教育获得产生了积极作用。

1.农户宅基地退出引起外出上学便利性变化对其子女教育获得的影响

农户决定其子女教育获得程度,本质上是家庭教育决策行为,是农户综合各方面因素后做出的理性决策^[18],其遵循收益最大化原则。尤其对边远地区和山区农户子女而言,受地理因素限制,其居住地公共交通难以到达,上学不便,上学需家中劳动力陪伴等,挤占家中劳动力工作时间,提升其教育获得成本,增加其辍学可能性^[19]。然而,农村宅基地退出政策的实施,将农户搬迁至地理位置较好、交通便利的集中安置区(部分农户甚至直接实现市民化),且集中安置区大多临近公交站点,提升了农户子女外出上学的便利性^[15],提高了农户子女独自上学的可能,减弱了对家中劳动力的依赖,实现了家中劳动力的优化配置,加之乘坐公交费用偏低,降低了农户子女外出上学的成本,最终减少农户子女的辍学率,有利于改善农户子女教育获得水平。基于以上分析,提出研究假设。

H_{2a}:宅基地退出将通过提升外出上学便利性改善农户子女教育获得水平。

2.农户宅基地退出引起农村教育环境变化对其子女教育获得的影响

与城镇地区相比,农村地区由于地理位置偏远、教育环境差、薪资水平低、基础教育设施落后等,对教育人才缺乏吸引力,无论是学校、图书馆或其他基础设施数量,还是教育质量,均远低于城镇地区^[20]。农村地区教育资源分配不均的现象长期存在,师资力量薄弱问题愈发严重,甚至出现教师隐性流失现象。然而,农村宅基地退出政策的实施,有利于改善乡村面貌,完善农村基础设施(包括农村教学设施)建设^[21],优化农村教育环境。一方面,避免农村师资外流,保存师资力量,且在乡村面貌焕然一新的背景下,众多学子返乡从事教师行业,均衡了城乡教育资源,缓解了农村教育资源的稀缺性,从而提升了农户子女获得更多教育资源的可能性^[22];另一方面,激励农村教育发展士气,吸引了众多优质教育资源投入,保障农户子女享受更加优质的教育,有助于改善农户子女教育获得水平。基于以上分析,提出研究假设。

H_{2b}:宅基地退出将通过优化农村教育环境改善农户子女教育获得水平。

3.农户宅基地退出引起家庭收入变化对其子女教育获得的影响

由于农村居民收入偏低、收入不稳定,农户若不通过非农就业获得额外经济收入,将难以供养子女接受更优质教育,即家庭经济资源不足以支撑子女教育需求,家庭收入成为制约农户子女教育获得的关键因素^[23]。然而,农村宅基地退出政策的实施,对退出宅基地的农户给予资金补偿,开展职业技能培训,开发就业岗位,有利于提高农户非农就业能力,拓宽农户增收渠道,提高农户收入水平^[24]。一方面,提升农户经济支付能力和抗风险能力,为子女教育提供更多教育资源,突破家庭经济约束导致的教育机会障碍,保障农户子女在所有阶段教育中不因家庭经济困难而失学,降低子女辍学率^[25];另一方面,提高农户对子女教育重要性认识(从事非农职业经历可使农户更明确教育对就业和收入的重要作用),促使农户形成积极的教育投资偏好^[26],弱化农户对子女接受教育的收益权衡,降低教育投资收益的不确定性和滞后性带来的风险,支持子女接受更高层次的教育,最终提高对子女教育的投资水平。基于以上分析,提出研究假设。

H_{2c}:宅基地退出将通过增加家庭收入改善农户子女教育获得水平。

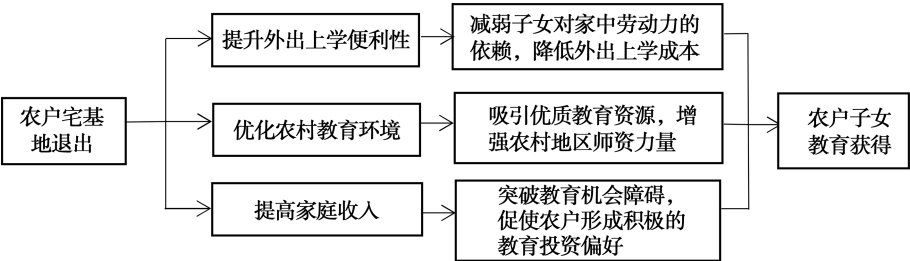


图 1 理论分析框架

三、数据来源、变量选取和模型设定

(一) 数据来源

本文所用数据来源于课题组 2018—2019 年对安徽金寨县和四川邛崃市农户开展的抽样调查。考虑到安徽金寨县和四川邛崃市均处于山区,农户子女宅基地退出前后的教育环境及其享有的教育资源发生显著改变。因此,选取安徽金寨和四川邛崃作为研究区域,分析宅基地退出对农户子女教育获得影响,具有一定典型性。在调研地点选取上,课题组综合考虑宅基地退出基本情况、经济发展水平、地理区位等因素,在每个县选取 7~9 个镇,每个镇选取 4~8 村,每个村随机抽取 10~15 户农户进行调查。调查内容包括家庭人口结构、受访者宅基地退出基本状况、受访者对宅基地退出政策的认知和评价等方面。本次调查共发放问卷 1100 份,获取有效样本 1057 份,问卷有效率为 96.09%。值得注意的是,本文重点研究内容为农户子女教育获得,而部分样本农户无上学子女,故剔除此类样本,经筛选最终选取 653 个样本进行研究。从整体上看,被访农户具有老龄化问题突出、受教育程度相对较低、家庭人数相对较多、实际经营耕地少、收入水平相对较低等特点(表 1)。

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	342	52.37	宅基地块数	1 块	642	98.32
	女	311	47.63		2 块	11	1.68
年龄	45 岁及以下	130	19.91	家庭需抚养子	1 人	351	53.75
	46~55 岁	204	31.24		2 人	265	40.58
	56~65 岁	173	26.49	女数	3 人	37	5.67
	66 岁及以上	146	22.36		3 亩以下	449	68.76
受教育程度	文盲	111	17.00	实际经营耕地	3~10 亩	184	28.18
	小学	214	32.77		10 亩以上	20	3.06
	初中	263	40.28	家庭收入	5 万元以下	200	30.63
	高中及中专	45	6.89		5~10 万元	280	42.88
家庭人数	大专及以上	20	3.06		10 万元以上	173	26.49
	3 人及以下	56	8.58				
	4~6 人	546	83.61				
	6 人以上	51	7.81				

(二) 变量选取

1. 因变量

本文因变量为农户子女教育获得。教育获得有广义和狭义之分,狭义的教育获得指个人在学校完成的最高学历,即受教育年限;广义的教育获得则多见于社会学理论,近似于教育资源获得,包括能否继续上学以及父母的日常辅导、物质支持、精神鼓励等^[27]。以往研究大多以受教育年限衡量农户子女教育获得^[28],然而,从现实出发,考虑到当前学生接受课外辅导和父母辅导等现象普遍,受教育年限相同的农户子女其教育获得状况理应有所不同,仅关注受教育年限,无法体现农户子女因接受课外辅导和父母辅导而导致的教育获得差异,无法体现同年级子女教育获得差异。对此,本文从广义视角出发,参考杨向阳等^[29]的研究,通过询问受访者“您对家中子女目前获得的教育资源的评价”,了解并分析农户子女教育获得状况。

2. 核心自变量

本文核心自变量为农户宅基地退出行为,即农户是否退出宅基地,答案包括“1=是,0=否”两种情况。1 表示农户已经退出宅基地,0 表示农户未退出宅基地。

3. 中介变量

本文选取“外出上学便利性”“农村教育环境”“家庭收入”三个变量为中介变量,分别用“家中子女上学是否便利”“农户子女所在学校的教学水平”“农户家庭总收入”进行衡量。

4. 控制变量

本文选取户主特征(户主性别、年龄、受教育程度、健康状况、职业)和家庭特征(家庭实际经营耕地面积、家中需抚养子女数量及赡养老人数量、家中是否有党员和村干部以及经常走动的亲友数量)相关变量作为控制变量。

各变量定义和描述性统计分析结果见表 2。

表 2 变量定义及描述性统计分析结果

变量名称		变量含义	均值	标准差
农户子女教育获得		匮乏 = 1; 欠缺 = 2; 一般 = 3; 较丰富 = 4; 很丰富 = 5	3.704	0.888
宅基地退出		是 = 1; 否 = 0	0.550	0.498
外出上学便利性		很不便利 = 1; 较不便利 = 2; 一般 = 3; 较便利 = 4; 很便利 = 5	3.926	0.793
农村教育环境		很差 = 1; 较差 = 2; 一般 = 3; 较好 = 4; 很好 = 5	3.518	0.776
家庭收入		实际调查的农户家庭总收入(万元)	8.380	7.480
户主特征				
户主性别		男 = 1; 女 = 0	0.939	0.240
户主年龄		实际调查的户主年龄	55.747	10.778
户主受教育程度		实际调查的户主受教育年限	6.210	3.495
户主健康状况		不健康 = 1; 不太健康 = 2; 一般 = 3; 健康 = 4; 非常健康 = 5	3.536	0.999
户主职业		以务农为主 = 0; 以非农就业为主 = 1	0.657	0.475
家庭特征				
家庭实际经营耕地面积		实际调查的家庭经营耕地面积(亩)	3.683	22.971
家中需抚养子女数量		实际调查的家庭需抚养的子女数(人)	1.519	0.603
家中需赡养老人数量		实际调查的家庭需赡养的老人数(人)	0.577	0.804
家中是否有党员和村干部		是 = 1; 否 = 0	0.052	0.222
家中经常走动的亲友数量		实际调查的农户家庭走动的亲友数量(人)	19.005	17.250

(三) 模型设定

1. 有序 Probit 模型

本文被解释变量农户子女教育获得为多分类有序变量,因此,使用有序 Probit 模型进行实证分析。有序 Probit 模型形式如下:

$$y^* = \beta X + \varepsilon, \quad \varepsilon | X \sim Normal(0,1)$$
$$y = 1, \quad \text{if } y^* \leq \alpha_1$$
$$y = 2, \quad \text{if } \alpha_1 < y^* \leq \alpha_2$$
$$\dots$$
$$y = J, \quad \text{if } y^* > \alpha_{j-1}$$

(1)

$y = 1, 2, \dots, j \dots J$ 的几率分别为:

$$Prob(y = 1 | X) = Prob(y^* \leq \alpha_1 | X) = Prob(\beta X + \varepsilon \leq \alpha_1 | X) = \varphi(\alpha_1 - \beta X)$$
$$\dots$$
$$Prob(y = j | X) = Prob(\alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j | X) = \varphi(\alpha_j - \beta X) - \varphi(\alpha_{j-1} - \beta X)$$
$$\dots$$

$$Prob(y = J|X) = Prob(y^* > \alpha_{j-1} | X) = 1 - \varphi(\alpha_{j-1} - \beta X)$$

(2)

其中, y 表示被解释变量, X 表示解释变量, φ 表示服从标准正态分布的累计密度函数, α_i 表示待定的分割点。

2. 倾向得分匹配法 (PSM)

本文选用倾向得分匹配法, 将处理组 (宅基地退出户) 与对照组 (未退出宅基地户) 进行匹配, 在控制外部条件一致条件下, 探讨宅基地退出对农户子女教育获得的影响^[30]。

(1) 运用 Logit 模型估算农户退出宅基地的条件概率拟合值。计算所得倾向得分值为:

$$PS_i = \Pr[D_i = 1 | X_i] = E[D_i = 0 | X_i]$$

(3)

其中, $D_i = 1$ 表示农户已经退出宅基地; $D_i = 0$ 表示农户未退出宅基地; X_i 表示可观测到的农户特征 (协变量)。

(2) 将处理组和对照组进行匹配。选取最小近邻匹配、卡尺匹配、核匹配和局部线性匹配 4 种匹配方法。

(3) 计算处理组和对照组农户子女教育获得差异, 分析宅基地退出平均处理效应 (ATT)。

$$ATT = E(y_{1i} | D_i = 1) - E(y_{0i} | D_i = 1) = E(y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1)$$

(4)

其中, y_{1i} 为宅基地退出户的子女教育获得状况; y_{0i} 为宅基地实际退出户若不退出宅基地其子女教育获得状况; $E(y_{1i} | D_i = 1)$ 可以观测, 而 $E(y_{0i} | D_i = 1)$ 不可观测, 需运用倾向得分匹配构造 $E(y_{0i} | D_i = 1)$ 的替代指标。

3. 中介效应模型

Baron 和 Kenny 提出检验中介变量的因果效应逐步回归法^[31], 依据该方法设定中介效应模型如下:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 fbqrl_{1i} + \sum_{n=1} \alpha_{2n} D_{ni} + \xi_i$$

(5)

$$channel_i = \alpha_0 + \alpha_1 fbqrl_{1i} + \sum_{n=1} \alpha_{2n} D_{ni} + \xi_i$$

(6)

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 fbqrl_{1i} + \psi channel_i + \sum_{n=1} \alpha_{2n} D_{ni} + \xi_i$$

(7)

(5) — (7) 式中, y_i 表示农户子女教育获得状况; $fbqrl_{1i}$ 表示农户宅基地退出情况; $channel_i$ 表示本文假定的宅基地退出影响农户子女教育获得的三条路径, 分别为外出上学便利性、农村教育环境和家庭收入, 并依次代入给予验证; 控制变量、待估参数、随机干扰项等与 (1) 式基本保持一致。

四、估计结果和分析

(一) 宅基地退出对农户子女教育获得的影响

在进行模型估计前, 本文采取方差膨胀因子法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 Stata13.0 软件的有序 Probit 模型, 探究宅基地退出对农户子女教育获得的影响 (表 3)。表 3 中回归结果显示, 模型 1—3 的 Pseudo R^2 值逐步提高, P 值均在 1% 的统计水平上显著, 核心解释变量的影响方向和显著性未变化, 表明模型估计结果稳健性较强。

由表 3 可知, 宅基地退出对农户子女教育获得有正向显著影响, 基于有序 Probit 模型的回归结果初步证实了宅基地退出有助于改善农户子女教育获得。原因在于宅基地退出政策的实施, 将农户搬迁至地理位置较好、交通便利的集中安置区, 提升了农户子女外出上学便利性, 降低了外出上学成本; 改善乡村面貌, 优化农村教育环境, 吸引优质教育资源, 保障农户子

女享受优质的教育机会;给予资金补偿,开展职业技能培训,拓宽农户增收渠道,突破家庭经济约束导致的教育机会障碍,最终有助于改善农户子女教育获得水平。

表 3 宅基地退出对农户子女教育获得的影响

(N = 653)

变量名称	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.251 ***	(0.087)	0.265 ***	(0.088)	0.247 ***	(0.088)
户主特征						
户主性别			0.071	(0.207)	0.075	(0.204)
户主年龄			0.008	(0.005)	0.008	(0.005)
户主受教育程度			0.025 *	(0.014)	0.024 *	(0.014)
户主健康状况			0.114 **	(0.049)	0.087 *	(0.048)
户主职业			0.293 ***	(0.106)	0.329 ***	(0.106)
家庭特征						
家庭实际经营耕地面积					-0.005	(0.005)
家中需抚养子女数量					-0.112 *	(0.065)
家中需赡养老人数量					-0.103 **	(0.048)
家中是否有党员和村干部					-0.065	(0.196)
家中经常走动的亲友数量					0.005 *	(0.003)
Wald Chi ²	8.360		22.510		47.680	
Pseudo R ²	0.005		0.017		0.032	
P 值	0.004		0.001		0.000	

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

此外,户主特征中,户主受教育程度对农户子女教育获得有正向显著影响,户主受教育程度越高,越能最大限度地在学业和人生规划上指导子女,针对不同的教育对象采取不同的教育方式,最终提高子女的教育获得机会;户主健康状况对农户子女教育获得有正向显著影响,户主健康状况越好,其劳作能力越强,医疗支出越少,家庭面临的经济约束概率也越小,越有助于农户为其子女提供更多的教育支持;户主职业对农户子女教育获得有正向显著影响,户主职业以非农就业为主,意味着农户具有较为雄厚的经济支付能力和抗风险能力,必然增加对子女的经济支持,从而提高子女的教育获得。

家庭特征中,家中需抚养子女数量对农户子女教育获得有负向显著影响,依据资源“稀释”理论,家中需抚养子女数量的增多,致使每个子女可分配到的家庭资源份额减少,这对农户子女教育获得有负面影响;家中需赡养老人数量对农户子女教育获得有负向显著影响,家中需赡养老人数量越多,农户面临的养老负担越重,这会增加其家庭面临的经济约束,最终降低家庭在子女教育上的投资水平,导致农户子女教育获得状况较差;家中经常走动的亲友数量对农户子女教育获得有正向显著影响,家中经常走动亲友数量的增多,可以提高农村家庭的信息获得程度,提高农户对教育重要性认知,减少因信息不对称造成的教育投资的盲目性,增强农户的教育偏好,有利于提升农户子女教育获得水平。

(二) 内生性检验——基于 PSM 模型

农户是否退出宅基地可能是自选择结果,即农户宅基地退出行为变量不符合随机抽样特征,直接回归会导致估计结果产生偏差。对此,本文运用倾向得分匹配法,利用自抽样法迭代 500 次,测算匹配后宅基地退出户和未退出宅基地农户的 ATT(处理组平均处理效应)、ATE(平均处理效应) 和 ATU(控制组平均处理效应),再次探究宅基地退出对农户子女教育获得

的影响。由表 4 可知,在最小近邻匹配、卡尺匹配、核匹配和局部线性匹配 4 种不同匹配方法下,宅基地退出对农户子女教育获得均正向影响显著,ATT、ATU 和 ATE 数值虽略有差异,但均与基准回归结果一致,证实宅基地退出有助于改善农户子女教育获得。

表 4 内生性讨论——不同匹配方法的估计结果

平均处理效应	模型 4		模型 5		模型 6		模型 7	
	最小近邻匹配		卡尺匹配		核匹配		局部线性匹配	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
ATT	0.271 **	0.108	0.268 ***	0.085	0.240 ***	0.074	0.238 ***	0.077
ATU	0.207 *	0.107	0.179 **	0.081	0.177 **	0.072	0.192 ***	0.074
ATE	0.218 ***	0.085	0.228 ***	0.077	0.212 ***	0.070	0.217 ***	0.071

注:为保证匹配质量,本文已进行共同支撑域和平衡性检验,限于篇幅,未进行展示,若有需要,可向作者索取。

(三) 稳健性检验

本文通过替换变量、替换模型和替换样本等方法进行稳健性检验,结果见表 5。首先,用“农户子女人均教育文化支出”替换原被解释变量进行回归(模型 8);其次,本文因变量为多分类有序变量,重新使用有序 Logit 模型估计(1)式(模型 9);最后,随机抽取有效问卷的 85%组成样本量为 555 份的新样本,重新估计宅基地退出对农户子女教育获得的影响(模型 10)。如表 5 所示,上述稳健性检验结果均显示,宅基地退出对农户子女教育获得存在显著正向影响,与前文一致,表明宅基地退出对农户子女教育获得影响的前述研究结果是稳健的。

表 5 稳健性检验——替换变量、替换模型与替换样本

变量名称	模型 8		模型 9		模型 10	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.174 **	0.077	0.478 ***	0.159	0.220 **	0.091
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.026					
Pseudo R ²			0.035		0.024	
观测数值	653		653		555	

(四) 宅基地退出对农户子女教育获得影响的路径分析

由理论分析可知,宅基地退出能够通过提升外出上学便利性、优化农村教育环境和增加家庭收入三条路径,改善农户子女教育获得。然而,上述路径是否存在有待进一步讨论,对此,下文运用中介效应模型进行实证论证。

由表 6 可知,宅基地退出对农户子女教育获得和外出上学便利性均有正向显著影响(模型 11、模型 12)。此外,加入中介变量外出上学便利性后,宅基地退出对农户子女教育获得仍有正向显著影响(模型 13),且其系数下降,借鉴温忠麟等^[32]验证中介效应显著性方法,可知外出上学便利性具有部分中介效应,假设 H_{2a}得以验证。农村宅基地退出政策的实施,将农户搬迁至交通便利的集中安置区,提升农户子女外出上学便利性,减弱子女上学对家中劳动力依赖,降低了农户子女教育成本,最终减少农户子女辍学率,有助于改善农户子女教育获得水平。

由表 7 可知,宅基地退出对农户子女教育获得和农村教育环境均正向影响显著(模型 14、模型 15)。此外,加入中介变量农村教育环境后,宅基地退出对农户子女教育获得仍有正向显著影响(模型 16),且其系数下降,可知农村教育环境具有部分中介效应,假设 H_{2b}得以验证。农村宅基地退出政策实施,改善乡村面貌,完善农村基础设施建设,优化农村教育环境,

吸引优质教育资源,增强农村师资力量,缓解农村教育资源的稀缺性,实现农户子女获得教育资源的量变和质变。

表 6 宅基地退出影响农户子女教育获得的作用路径分析——外出上学便利性

变量	模型 11		模型 12		模型 13	
	因变量:农户子女教育获得		因变量:外出上学便利性		因变量:农户子女教育获得	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.247***	0.088	0.368***	0.090	0.087***	0.024
外出上学便利性					0.041*	0.022
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.032		0.020		0.053	

表 7 宅基地退出影响农户子女教育获得的作用路径分析——农村教育环境

变量	模型 14		模型 15		模型 16	
	因变量:农户子女教育获得		因变量:农村教育环境		因变量:农户子女教育获得	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.247***	0.088	0.243***	0.087	0.195**	0.088
农村教育环境					0.386***	0.062
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.032		0.021		0.060	

由表 8 可知,宅基地退出对农户子女教育获得和家庭收入均有正向显著影响(模型 17、模型 18)。此外,加入中介变量家庭收入后,宅基地退出对农户子女教育获得仍有正向显著影响(模型 19),且其系数下降,可知家庭收入具有部分中介效应,假设 H_{2c}得以验证。宅基地退出政策实施,拓宽农户增收渠道,提高农户收入,提升农户经济支付能力、抗风险能力和教育重要性认识,促使农户支持子女接受更高层次教育,最终提高其对子女教育投资水平。此外,通过上述分析,可知宅基地退出影响农户子女教育获得的三条路径均存在,这再次证实了本文假设 H₁ 理论逻辑的准确性,假设 H₁ 同样得以验证。

表 8 宅基地退出影响农户子女教育获得的作用路径分析——家庭收入

变量	模型 17		模型 18		模型 19	
	因变量:农户子女教育获得		因变量:家庭收入		因变量:农户子女教育获得	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.247***	0.088	0.419*	0.224	0.204***	0.074
家庭收入					0.015***	0.005
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²			0.068			
Pseudo R ²	0.032				0.039	

(五) 宅基地退出对农户子女教育获得影响的异质性分析

本文根据子女数量、子女性别、区域位置对农户进行分组,分析不同组群农户宅基地退出对其子女教育获得影响的差异。

1. 宅基地退出对多子女家庭和独生子女家庭的子女教育获得影响的差异

由表 9 可知,宅基地退出对多子女家庭的子女教育获得的提升作用更强。原因在于:依据资源“稀释”理论,随着家庭兄弟姐妹人数的增多,每个孩子可分得家庭资源(包括家居形式、生活必需品以及文化物品等)份额减少,因而,在读书子女较多的农村家庭,子女平均教

育投资相对较少,即该类家庭子女在获取教育资源中面临更强的经济约束。由上文可知,宅基地退出可以突破因家庭经济约束而产生的受教育机会障碍,而多子女家庭的子女教育获得面临经济约束的概率越大,强度也越强。故在破除上述约束后,与独生子女家庭相比,多子女家庭的子女教育获得状况有更大程度的改善。

表 9 宅基地退出对不同子女数量的农户子女教育获得的影响

变量名称	模型 20(只有 1 个孩子在读)		模型 21(至少有 2 个孩子在读)	
	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.120**	0.060	0.383***	0.098
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.029		0.047	
观测数值	351		302	

2. 宅基地退出对农村家庭女孩和男孩教育获得影响的差异

为便于比较,本文仅考虑家中只有 1 个男孩在读和只有 1 个女孩在读两类农村家庭。由表 10 可知,宅基地退出对农村家庭女孩教育获得的提升作用更强。原因在于:在风险转移和经济约束条件下,农村家庭教育资源配置受到中国传统生育观念、预期养老——保险效益的直接或间接影响,农户养儿防老观念较强,产生“女儿的经济价值效用低于儿子”的片面思想,农村家庭往往将有限的经济资源投资于男孩,倾向于选择男孩接受较好的家庭抚育和学校教育。农户教育投资具有男孩偏好,即女孩在获取教育资源中面临更强的经济约束。然而,伴随农户宅基地退出后家庭收入提高、教育观念转变、外出上学便利性改善等,农户对子女教育投资的性别偏好会弱化,从而导致宅基地退出对农村家庭女孩教育获得的提升作用更强。

表 10 宅基地退出对农户子女教育获得的影响——基于农户子女性别视角

变量名称	模型 22(只有 1 个男孩在读)		模型 23(只有 1 个女孩在读)	
	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.055**	0.025	0.163**	0.071
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.033		0.056	
观测数值	238		113	

3. 宅基地退出对不同区域农户子女教育获得影响的差异

本文调研地点包括安徽金寨县和四川邛崃市,考虑到不同县(市)经济发展状况、地理因素等不同,宅基地退出对不同区域农户子女教育获得的影响势必存在差异。由表 11 可知,与四川邛崃市相比,宅基地退出对安徽金寨县农户子女教育获得的提升作用更强。原因在于:金寨县原属于国家级贫困县,地处大别山腹地,交通不便,当地农户经济基础较为薄弱,收入水平偏低;邛崃市则隶属四川省成都市,该市整体经济发展水平相对较好,当地农户经济基础和收入水平相对较高。据上文可知,宅基地退出可以突破家庭经济约束和交通约束导致的教育机会障碍,在宅基地退出前,由于金寨县农户子女教育获得面临的经济约束和交通约束更强,在破除上述约束后,与邛崃市相比,金寨县农户子女教育获得状况有更大程度的改善。

表 11 宅基地退出对不同区域农户子女教育获得的影响

变量名称	模型 24(安徽金寨县)		模型 25(四川邛崃市)	
	系数	标准误	系数	标准误
宅基地退出	0.403 ***	0.078	0.167 **	0.083
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.095		0.017	
观测数值	422		231	

五、结论与政策启示

本文基于安徽金寨县和四川邛崃市 653 户农户的微观数据,分析了宅基地退出对农户子女教育获得的影响及其作用路径,进一步讨论了宅基地退出对不同类型农户子女教育获得影响的差异。得出以下结论:第一,宅基地退出对农户子女教育获得有显著正向影响,宅基地退出可改善农户子女教育获得,在利用倾向得分匹配法纠正选择性偏误后,该结论仍成立。第二,宅基地退出可通过外出上学便利性、农村教育环境和家庭收入三条路径,降低农户子女教育获得难度,对农户子女教育获得产生积极影响。第三,考虑农户异质性,宅基地退出对多子女家庭的子女教育获得的提升作用强于独生子女家庭,对农村家庭女孩教育获得的提升作用强于男孩,对金寨农户子女教育获得的提升作用强于邛崃。

基于上述研究结论,为提高农户子女教育获得水平,提升农户宅基地退出积极性,完善宅基地退出政策,加快宅基地退出政策实施进程,本文提出以下建议:一是宣传宅基地退出在改善农户子女教育获得上的重要作用。尤其对多子女农户而言,宅基地退出对其作用效果更好,政府应瞄准该类群体,鼓励其优先退出。此外,调研发现农户退出宅基地后,3 孩家庭每个孩子的平均教育支出为 0.331 万元,2 孩家庭为 0.467 万元,独生子女家庭则为 0.825 万元,多子女家庭教育支出有待进一步提升。对此,政府在引导多子女农户优先退出中,应加强对该类家庭教育负担问题的关注,采取适当的倾斜政策,建立对多子女农户的教育补偿机制。二是提高农户宅基地退出后的收入水平。调查发现,仍有 39.06% 农户在宅基地退出后对其收入、工作持不满意或一般态度。对此,宅基地退出政策实施需进一步强化政策扶持及其瞄准度,开发与农户就业要求、就业能力相匹配的就业岗位,拓宽农户增收渠道,实现农户当地就业,增加收入稳定性,最终增强农村家庭经济造血功能(尤其是低收入家庭)。三是完善宅基地退出政策实施中与教育相关的配套政策。调查发现有子女上学的农村家庭中,49.77% 的户主受教育程度为小学及以下,农村受教育程度低的家庭易受到资源约束,其子女教育投资往往存在男性偏好。对此,在宅基地退出政策实施中,可针对农村受教育程度低的家庭加强教育优势的宣传和引导,助其正确且公平对待子女间的教育投资倾向,改变其传统思想下的家庭教育理念。同时,应健全对宅基地退出户子女的教育资助制度,提供贷款、补助、奖学金等项目,保障农户每个子女均能同等接受优质教育。四是统筹配置城乡教育资源。借助宅基地退出政策的实施,进一步加大教育资金投入向乡村倾斜力度,建立农村教育专款专用资金和农村教育帮扶制度,加强有关农村教育发展的宣传,鼓励更多社会力量参与农村教育基础设施建设,加大对优质教师、优质课程等教育资源投入,均衡城乡教育资源。此外,积极推进信息技术与学校教育整合,实行网络教学及网上办公,促进农村教育现代化,借助网络途径共享乡村、城区教育资源,最终实现城乡教育共同发展。

本文以安徽金寨和四川邛崃作为研究区域,而金寨和邛崃均位于山区,农户收入偏低、经

济基础薄弱,这与西部地区经济、地理特征较为类似,故本文研究可为西部欠发达地区(尤其山区)推行宅基地退出政策提供重要参考和借鉴。然而,对于平原以及区位较好地区,宅基地退出对农户子女教育获得的影响如何,有待进一步探讨。

参考文献:

- [1] 张学敏,史玲燕,薛艳,等.乡村振兴视阈下返贫预警评价指标体系构建与实证[J].统计与决策,2021,37(13):58-62.
- [2] Bradley R H, Corwyn R F. Socioeconomic Status and Child Development[J]. Annual Review of Psychology, 2002,53:371-399.
- [3] 徐小阳,李洁,金丽霞.普惠金融对农村教育贫困的纾解效应[J].中国农村经济,2020(9):41-64.
- [4] 孙鹏飞,张仁慧,赵凯.宅基地退出加剧了农村劳动力非农转移吗?——来自安徽省金寨县农户的证据[J].干旱区资源与环境,2021,35(2):65-72.
- [5] 王静,赵凯.宅基地退出、要素配置与农户农业生产效率[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(3):151-163.
- [6] 刘新仪,徐颖欣,高原,等.宅基地退出政策对农户迁入社区韧性的影响——以四川省邛崃市宅基地异地置换模式为例[J].中国土地科学,2023,37(1):70-79.
- [7] 闫啸,李录堂,李晗.宅基地退出降低了农户的贫困脆弱性吗?——来自安徽金寨的证据[J].中国土地科学,2022,36(4):38-48.
- [8] 祁伟彦,王玉庭,李哲敏.宅基地退出对农户生计资本的影响研究——以江苏省徐州市为例[J].中国农业资源与区划,2021,42(12):194-202.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 张锦华,陈博欧.子女随迁对农村家庭基础教育支出的影响研究——基于2019年千村调查数据的实证分析[J].农业技术经济,2021(9):83-101.
- [12] 徐承红,杨洋.互联网使用与农村家庭子女教育投资[J].农村经济,2022,474(4):127-134.
- [13] 霍雨佳,王昭.共同富裕视域下农村教育机会性别差异的路径研究——来自CFPS的证据[J].经济问题探索,2022(8):75-93.
- [14] 蒙泽察,郝文武,洪松松,等.教育对精准扶贫的重要作用——西北连片特困地区农村经济与教育发展关系的实证分析[J].华东师范大学学报(教育科学版),2020,38(12):109-120.
- [15] 刘成铭,王坤鹏,欧名豪.农户分化视角下农民退出宅基地集中居住后的福利水平研究[J].长江流域资源与环境,2020,29(3):748-757.
- [16] 张勇,周丽,彭山桂.贫困山区农户搬迁与宅基地制度改革协同的动力机制与实践探索——以安徽省金寨县为例[J].农村经济,2021(2):28-36.
- [17] 孙鹏飞,赵凯.权利保障、信息能力与农户宅基地退出政策满意度——基于安徽省金寨县335个农户样本[J].农村经济,2020(9):42-50.
- [18] 李军,曹仪,李敬.自然灾害冲击、涉农补贴对农村家庭教育投入行为的影响[J].湖南社会科学,2020(3):94-103.
- [19] 谢童伟,施雨婷.中国农村教育贫困研究的进展与趋势[J].清华大学教育研究,2019,40(4):98-103.
- [20] 左婷,刘文婧.教育与减贫的现实障碍、基本保障与发展促进——相对贫困治理目标下教育扶贫战略的思考[J].中国农业大学学报(社会科学版),2020,37(6):85-96.
- [21] 刘润秋,黄志兵,曹骞.基于乡村韧性视角的宅基地退出绩效评估研究——以四川省广汉市三水镇为例[J].中国土地科学,2019,33(2):41-48.
- [22] 杨丽霞,朱从谋,苑韶峰,等.基于供给侧改革的农户宅基地退出意愿及福利变化分析——以浙江省义乌市为例[J].中国土地科学,2018,32(1):35-41.
- [23] 王丽艳,季奕,王喈瑾.住房财富、家庭收入和教育支出——基于天津市微观调查数据的分析[J].城市发展研究,2019,26(5):116-124.

- [24] 张慧利,夏显力.宅基地退出对农户家庭劳动生产率的影响研究[J].商业研究,2021(2):80-87.
- [25] 梅红,朱钰.家庭文化资本对西部贫困地区农民子女就读意愿的影响[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2020,20(6):56-62.
- [26] 张俊良,张兴月,闫东东.公共教育资源、家庭教育投资对教育贫困的缓解效应研究[J].人口学刊,2019,41(2):17-29.
- [27] 严骏夫,徐选国.社会资本、抗逆力与留守儿童的教育获得——基于7省“农村中小学生发展状况调查”的实证研究[J].中国农业大学学报(社会科学版),2020,37(2):96-105.
- [28] 吴洁,郑逸芳,吴智雄,等.教育获得的性别差异及其变动趋势研究——基于CGSS2008—2015数据分析[J].西北人口,2020,41(3):104-115.
- [29] 杨向阳,潘妍.流动人口社会地位、教育观与子女教育获得——基于安全教育与心理健康教育视角[J].南京财经大学学报,2018(4):89-99.
- [30] 苏群,高君,常雪.拆迁会影响城镇居民的家庭收入吗?——基于CHIP 2013的实证分析[J].人口学刊,2019(1):58-68.
- [31] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J].Journal of Personality & Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [32] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.

(责任编辑:刘浩)

Does the Behavior of Quitting Rural Residential Land Help Improve the Education Access of Farmers' Children: Based on the Survey of Farmers in Jinzhai County, Anhui Province and Qionglai City, Sichuan Province

SUN Pengfei SHANG Lijuan ZHOU Shengqiang

Abstract: Based on the micro data of 653 households in Jinzhai County, Anhui Province and Qionglai City, Sichuan Province, the ordered Probit model, propensity score matching method and mediating effect model were used. This paper empirically analyzes the influence of quitting rural residential land on children's education access of farmers and its action path, and further discusses the difference of the influence of quitting rural residential land on children's education access of different types of farmers. The results show that: the behavior of quitting rural residential land has a significant positive effect on the educational access of farmers' children, which can improve the educational access of farmers' children. This conclusion is still valid after the propensity score matching method is used to correct the selective bias. The analysis of the mechanism based on the mediating effect model shows that quitting rural residential land improves the education level of farmers' children through three ways: improving the convenience of going to school, optimizing the rural education environment and increasing family income. Considering the heterogeneity of households, the effect of quitting rural residential land on the improvement of children education of multi-child farmers was stronger than that of single-child farmers, the effect on the improvement of female children's education was stronger than that of male children, and the effect on the improvement of children's education of farmers in Jinzhai County, Anhui Province was stronger than that of Sichuan Qionglai. Finally, some suggestions were put forward to publicize the important role of quitting rural residential land in improving the educational access of farmers' children, to improve the income level of farmers after quitting rural residential land, to improve the supporting policies related to education in the implementation of the policy of quitting rural residential land, and to coordinate the allocation of urban and rural education resources.

Keywords: Behavior of Quitting Rural Residential Land; Children's Education Access of Farmers; the Rural Education Environment; Family Income