

【农业经济】

宅基地退出、要素配置与农户农业生产效率

王静,赵凯

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘要:结合安徽省金寨县 473 份农户调研数据,采用中介效应检验方法探讨宅基地退出、要素配置对农户农业生产效率的影响机制,同时考察宅基地退出对不同年龄阶段农户农业生产效率的影响差异。研究发现:宅基地退出对农户农业生产效率具有显著负向影响,采用工具变量法纠正内生性问题后,其负向影响仍显著。要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率中发挥中介效应,总中介效应占比为 29.07%;宅基地退出能够通过促进农户农地规模缩减、减少劳动力投入、增加资金投入对其农业生产效率产生间接负向影响。对于高龄农业劳动力,宅基地退出负向影响其农业生产效率,且通过增加资金投入对其农业生产效率产生间接负向影响;对于低龄农业劳动力,宅基地退出负向影响其农业生产效率,且通过促进农地规模缩减、减少劳动力投入对其农业生产效率产生间接负向影响。最后,提出建立健全农地流转市场、不断完善宅基地退出后续帮扶政策、持续推进社会化服务市场建设等建议。

关键词:宅基地退出;农业生产效率;要素配置;农户;中介效应

中图分类号:F301.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2022)03-0151-13

一、引言

在中国耕地保护形势日益严峻与城市建设用地持续扩张的背景下,农村宅基地的低效利用对耕地形成挤压^[1],不利于国家粮食安全基本战略的实现^[2]。在土地资源总量固定、耕地保护红线不能突破的情况下,鼓励和引导农户有偿退出其闲置的宅基地,能够通过退出后的开垦复耕缓解耕地保护和粮食安全的压力^[2]。从试点区的现实情况来看,宅基地退出在宏观层面确实起到了优化土地资源配置的作用^[3],但也衍生出一些农业经营方面的弊端,影响着微观农户农业生产活动的顺利开展。宅基地退出后,农户耕作半径拉长、庭院面积缩减,农业生产成本大大增加^[4];与此同时,安置区基础设施更为完善、外出务工成本更低^[5],其结果是农户宅基地退出后非农化程度加深、农村劳动力老龄化加剧、农地粗放经营甚至抛荒加重^[4],不利于退出农户农业生产中的要素优化配置及效率提升。保证农户农业生产及效率不仅关乎国家粮食安全^[6],而且关乎退出农户的福利提升及宅基地退出政策的顺利推行。在一些退出政策完善的地区,政府通过村集体统一流转土地、增加农业补贴和产业补贴等形式破解农户退出后的“种地难”问题,但多数地区政府政策帮扶力度有限。那么,宅基地退出对农户农业生产效率有何影响?要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率的过程中是否发挥中介效应?在中国农业劳动力老龄化问题日趋严重的背景下,宅基地退出对不同年龄阶段农户农业生产效率的影响路径是否存在差异?对这些问题进行探讨,并有针对性地寻找政策优化路径,对于宅基地退出政策的进一步

收稿日期:2021-07-12

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);
陕西省社会科学基金项目“陕西新型农业社会化服务体系构建研究”(2020R037)

作者简介:王静,女,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。

完善和推行、促进国家粮食安全具有重要的理论和现实意义。

当前,有关宅基地退出的研究主要集中于宅基地退出意愿与行为的影响因素^[2-3,5]、宅基地退出对农户生计及福利的影响^[4,7]等方面。部分学者开始注意到宅基地退出对农户农业生产经营的影响:一方面,宅基地退出引起农户农业生产条件发生变化,直接影响农户农业生产经营。宅基地退出使得农户耕作工具、农产品存放不便^[8],农户安置区距原有耕地变远、耕作半径拉长^[7],不利于农业生产活动的开展。另一方面,宅基地退出对农户要素配置行为产生影响。宅基地退出增加了农户的农业机械维修费用及交通燃油费用,使得农业生产经营成本大幅提升^[9],进而促使农户缩减农地经营规模,并加剧了农业劳动力的非农转移^[5,10]。上述研究尽管为本文分析宅基地退出对农户农业生产效率的影响机制提供了一定的参考,但仍存在以下不足:一是缺乏宅基地退出对农户农业生产效率影响效应的实证研究,且忽略了二者之间的内生性。二是少有文献将宅基地退出、农户要素配置行为、农户农业生产效率纳入同一分析框架,以探究“宅基地退出—要素配置—农户农业生产效率”的传导机制。三是较少从农户异质性视角出发,探究宅基地退出对不同年龄阶段农户农业生产要素配置及效率的影响差异。因此,本文结合宅基地退出试点区安徽省金寨县473份农户数据,在通过数据包络分析方法测算农户农业生产效率的基础上,分析宅基地退出对农户农业生产效率的直接影响,并采用工具变量法检验可能存在的内生性问题;运用中介效应检验方法探究要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率中的中介效应;同时,探究宅基地退出对不同年龄阶段农户农业生产要素配置及效率的影响差异。以期厘清宅基地退出对农户农业生产效率的影响及作用机制。

二、理论基础与研究假设

(一) 宅基地退出对农户农业生产效率的直接影响

农村宅基地有偿退出是指农户将其拥有的超出法定标准、长期低效使用或闲置的宅基地,或者不再使用的宅基地使用权有偿归还其所在农村集体经济组织的行为^[11]。当前,在相关政策指导及政府推动之下,全国许多地区开始宅基地有偿退出的实践探索^[12]。宅基地退出后,政府主要采取城镇化安置、就近集中安置等农户安置方式^[13]。对于城镇化安置的农户而言,宅基地退出后被安置在城镇或近郊区的单元楼,距离原有耕地很远,他们不再具备从事农业生产的条件。因此,绝大多数农户“离开土地”,不再从事农业生产,家庭劳动力主要从事非农业生产活动。对于就近集中安置的农户而言,虽然重新安置拉长了耕作半径,但从事农业生产活动的条件仍然具备。部分农户耕作意愿降低,选择将所有的农地转出或弃耕;部分农户对农业生产的依赖性依然很强,选择保留部分或全部农地继续耕作。但集中居住和社区化管理使得退出农户农业生产方式发生较大的转变^[9],直接影响农户农业生产过程及效率,即图1中路径I。

首先,宅基地退出增加了农户农机具存放、农产品晾晒及储存的难度。宅基地除了居住保障功能外,还承担着重要的农业生产辅助功能,如利用宅基地储存农资、农具及晾晒、存放农产品等^[14]。然而,宅基地退出改变了农户传统的庭院式住宅方式,安置区的住宅庭院面积大大减小(甚至没有庭院),农户农业生产物资无处存放、农产品无处晾晒。其次,宅基地退出使得农户耕作半径拉长^[7],增加了农户的耕种难度。面对更加不便利的耕作条件,农户耕作热情降低,导致其往返耕地的次数减少,精耕细作和田间管理的难度加大^[15],由此带来农户农业生产效率的损失。最后,宅基地退出后复耕的土地质量较差,导致农户新种植的农作物成活率较低、收成较差,严重影响其农业产出及种植效率。综合而言,宅基地退出使得农户耕作条件变差,直接降低农户农业生产效率。由此,提出本文研究假设:

H1: 宅基地退出负向影响农户农业生产效率。

(二)要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率中的中介效应

宅基地退出不仅直接影响农户的农业生产效率,而且通过影响农户的要素配置行为对其农业生产效率产生间接影响。其中,土地、劳动力和资金是农户家庭生产中最重要投入要素^[16-17]。宅基地退出后的社区化安置模式改变了农户的农业生产环境 and 非农就业环境,理性的农户必然会对其土地经营规模做出一定的调整,并对家庭劳动力进行重新配置,以最大化家庭收益。在此过程中,必然引起农业生产资金投入的变化。而土地、劳动力、资金投入水平的变化改变了农户农业生产中的要素投入组合,最终对其农业生产效率产生影响。具体而言,宅基地退出主要通过以下三条路径对农户农业生产效率产生间接影响:

路径一(图 1 中路径Ⅱ),宅基地退出促使农户缩减土地经营规模,间接影响农户农业生产效率。宅基地退出降低了农户的耕种热情,在当前农业比较效益较低、农地流转租金较高的情况下,仅有少数退出农户能够实现原有承包地的顺利转出,多数农户选择将原有承包地抛荒或给他人耕作来缩减经营规模^[4]。而经营规模的缩减影响了退出农户的专业化生产与规模化经营,不利于农业生产效率的提升^[18]。路径二(图 1 中路径Ⅲ),宅基地退出促使农户减少在农业生产中的劳动力投入,间接影响其农业生产效率。一方面,宅基地退出后农户农地经营规模的缩减加剧了家庭农业劳动力的剩余,促使农业劳动力进一步向非农领域转移;另一方面,宅基地退出通过提高退出农户农业经营成本、增加家庭负债水平和提升外出务工便利性等途径,促使其家庭劳动力向非农产业转移^[9]。大量优质农业劳动力的流失导致农村劳动力短缺,农忙时节劳动力难以得到补充、粗放经营严重,给土地产出率带来不利影响^[19]。路径三(图 1 中路径Ⅳ),宅基地退出增加了退出农户的农业生产资金投入,对其农业生产效率产生间接影响。宅基地退出后,农户无处存放农业生产设备、农业机械折旧严重,增加了农业生产中的农机具维修费用;较大的耕作半径引起农户交通燃油费和农产品运输成本的上涨^[9];多数农户原有的宅基地被开垦复耕,新种植作物使得农户种苗、肥料、农药等资金投入大幅提升。农业生产成本的大幅上升,带来退出农户农业生产效率的损失。由此,提出本文研究假设:

H2a:宅基地退出通过促进农户农地规模缩减对其农业生产效率产生间接负向影响。

H2b:宅基地退出通过降低农户劳动力投入水平对其农业生产效率产生间接负向影响。

H2c:宅基地退出通过增加农户资金投入水平对其农业生产效率产生间接负向影响。

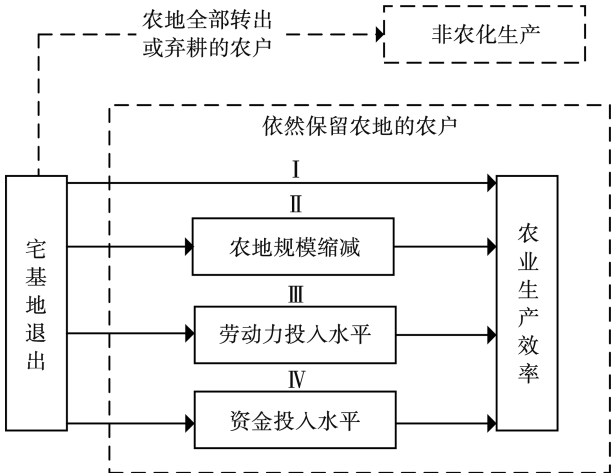


图 1 理论分析框架图

三、数据来源、变量选择与研究方法

(一)数据来源

本文实证数据来自课题组 2020 年 8—9 月在安徽省金寨县进行的实地调查,针对农户家庭

2019 年情况展开一对一入户访谈。安徽省金寨县是中国 33 个农村宅基地有偿退出试点区之一,自 2015 年以来,在依法自愿、科学利用(优先复垦为耕地)等原则指导下,积极推进农村宅基地退出。截至 2018 年底,全县宅基地累计腾退 4 万余户、复垦耕地 4.7 万亩^①,宅基地腾退复垦成效显著。同时,安徽省是中国 13 个粮食主产区之一。相较于其他省宅基地改革试点区,金寨县人均耕地面积较大,农户对农业生产的依赖性较强。2019 年,金寨县农作物种植面积 37159.3 公顷,较 2018 年增长 2133.4 公顷^②。故选取金寨县作为研究区域,以分析其宅基地退出、要素配置对农户农业生产效率的影响机制。

本文采用分层抽样与随机抽样相结合的方法展开调研:首先,依据距离县城远近,选取县城周边的全军乡、白塔畈乡,距离县城较近的槐树湾乡、油坊店乡、桃岭乡,以及距离县城较远的青山镇、古碑镇、南溪镇,共 8 个乡镇;其次,根据经济发展差异,在每个乡镇内选取 2~9 个村;最后,在样本村内随机选取宅基地退出户和未退出户进行调查。调查问卷通过入户与户主或家里的主要决策者一对一访谈来完成,并鼓励其他家庭成员参与讨论、进行补充。本次调查共发放问卷 620 份,有效问卷 572 份,问卷有效率为 92.26%。其中,从事农业生产的有效样本 473 份,包括退出户样本 279 份,未退出户样本 194 份。

表 1 汇报了样本农户的基本情况,整体来看,样本农户表现出户主年龄偏高、受教育年限较短、家庭总人数较多等基本特征。在 473 份样本农户中,家庭收入在 5 万~10 万元的最多,占样本农户的 40.38%,10 万元以上的最少,占样本农户的 24.31%;宅基地面积在 100~200m²的最多,占样本农户的 58.77%;承包地面积在 3~10 亩的最多,占样本农户的 64.06%,3 亩以下的次之,占样本农户的 32.35%;实际耕种面积在 3~10 亩的最多,占样本农户的 57.93%,3 亩以下的次之,占样本农户的 39.53%。样本农户基本特征符合金寨县实际情况,调研样本具有一定的典型性和代表性。

表 1 样本农户基本情况

类型	选项	人数	比例(%)	类型	选项	人数	比例(%)
户主年龄	45 岁及以下	54	11.41	家庭总收入	5 万元以下	167	35.31
	46~55 岁	113	23.89		5 万~10 万元	191	40.38
	56~65 岁	132	27.91		10 万元以上	115	24.31
	66 岁及以上	174	36.79	宅基地面积	100m ² 以下	119	25.16
户主受教育年限	0 年	97	20.51		100~200m ²	278	58.77
	1~6 年	288	60.89		200m ² 以上	76	16.07
	7~9 年	66	13.95	承包地面积	3 亩以下	153	32.35
	10~12 年	21	4.44		3~10 亩	303	64.06
	13 年及以上	1	0.21		10 亩以上	17	3.59
家庭总人数	3 人及以下	174	36.79	实际耕种面积	3 亩以下	187	39.53
	4~6 人	282	59.62		3~10 亩	274	57.93
	6 人以上	17	3.59		10 亩以上	12	2.54

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文被解释变量为农户农业生产效率,选取相应的投入产出指标,采用 DEA 方法对农户农业生产效率进行测算。其中,投入指标选用农地经营规模、农业生产资金总投入、农业生产时间

① 数据来源:《(安徽省)2019 年金寨县人民政府工作报告(全文)》。
② 数据来源:《2019 年金寨县经济和社会发展统计公报》。

总投入,产出指标选用农业生产总产值^[20-21]。考虑到金寨县域内土地细碎化程度较高、农户作物种植种类繁多,本研究重点考察农户家庭种植的主要粮食作物和经济作物,即面积不低于 0.5 亩的粮食作物和经济作物。结合中国及调研区域现实情况,参考相关文献^[22],本研究粮食作物主要包括水稻、玉米、小麦三大主粮,经济作物主要包括茶叶、花生、大豆、芝麻、油料、板栗等。农地经营规模为农户家庭经营主要作物的总面积;农业生产资金总投入为农户家庭经营主要作物所花费的资金总和,包括种子(种苗)、农药、肥料、机械燃料、农业生产性服务等费用;农业生产时间总投入为农户家庭经营主要作物所花费时间的总和,包括自家工、亲友帮工和雇工;农业生产总产值为农户家庭经营主要作物的总价值,其中,未销售的部分按照产量×单价进行折算。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为农户宅基地退出行为,采用“是否参与宅基地退出”来测量。

3. 中介变量

本文考察要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率过程中的中介效应,中介变量包括农地规模缩减状况、劳动力投入水平和资金投入水平 3 个变量。其中,农地规模缩减状况主要反映农户承包地规模缩减情况,采用指标“承包地转出或抛荒面积”来衡量。农户劳动力投入水平反映农户农业生产中投入的自家工、亲友帮工和雇工等的多少,采用指标“平均每亩劳动时长”来衡量。农户资金投入水平反映农户农业生产中在种子(种苗)、农药、肥料、机械燃料、农业生产性服务等方面的支出状况,采用指标“平均每亩资金花费”来衡量。

4. 控制变量

参考农业生产效率相关研究文献^[6,20-21],结合调研实际,从户主特征、家庭特征、农业生产特征三个方面选取控制变量。具体的变量、定义与描述性统计情况见表 2。

表 2 变量界定与描述性统计

变量名	含义与赋值	变量类型	总样本 N=473	退出 N=279	未退出 N=194	差异
农业生产效率	DEA 测算所得	连续	0.336	0.318	0.360	-0.042***
宅基地退出	1=是,0=否	0~1	0.59	1.00	0.00	—
农地规模缩减	承包地转出或抛荒的面积(亩)	连续	0.56	0.78	0.24	0.54***
劳动力投入	亩均劳动时长(天/亩)	连续	49.45	46.84	53.20	-6.36**
资金投入	亩均资金花费(元/亩)	连续	294.88	311.85	270.46	41.39***
户主年龄	岁	连续	59.84	58.66	61.54	-2.88***
户主受教育年限	年	连续	4.29	4.80	3.57	1.23***
户主健康状况	1=很差,2=较差,3=一般,4=较好,5=很好	离散	3.73	3.90	3.47	0.43***
家庭总人数	人	离散	4.08	4.02	4.17	-0.15
家庭总收入	万元	连续	7.04	7.20	6.82	0.38
农业收入占比	种植业收入/家庭总收入	连续	0.09	0.09	0.09	-0.00
社会网络情况	困难时能寻求帮助的人数	离散	3.73	4.17	3.09	1.08***
经营承包地面积	亩	连续	3.65	3.33	4.10	-0.77***
农业基础设施评价	1=很低,2=较低,3=一般,4=较高,5=很高	离散	2.71	2.74	2.68	0.06

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(三) 研究方法

1. 农业生产效率测算

本文采用数据包络分析(DEA)方法测算农户农业生产效率^[23]。DEA 方法用于评价“多投入多产出”模式下决策单元的相对有效性^[24],分为投入导向和产出导向两种形式。投入导向是产出给定下使投入最小化,产出导向是投入给定下使产出最大化。DEA 分析方法主要包括

CCR 模型和 BCC 模型,CCR 模型基于固定规模报酬假设计算整体技术效率,即综合效率;BCC 模型考虑规模报酬可变约束,将综合效率分解为纯技术效率和规模效率(综合效率=纯技术效率×规模效率)。参考已有文献^[20],本文选用基于投入导向的 BCC 模型,并通过 DEAP2.1 软件对农户综合效率值进行测算。具体模型表达式为:

$$\begin{cases} \max \alpha \\ \text{s. t. } \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i + s^- = x_0 \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i y_i - s^+ = \alpha y_0 \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \\ s^+ \geq 0, s^- \geq 0, \lambda_i \geq 0, i = 1, \dots, n \end{cases} \quad (1)$$

式中, α 为决策单元的相对效率衡量指标,其值越大表示越有效; i 表示第 i 个微观农户样本; n 表示农户样本数; λ_i 为农户 i 投入和产出指标的组合比例; x_i 和 y_i 分别为农户 i 的投入、产出向量; s^- 和 s^+ 分别表示投入和产出的松弛变量; x_0 和 y_0 分别为最优的投入和产出。

2. 模型设定

(1) 数据标准化处理。农地规模缩减状况、劳动力投入水平与资金投入水平等指标在量纲上并不一致,直接检验中介效应会导致各路径系数差异值过大,影响估计结果的准确性^[25]。因此,应首先对原始指标进行标准化处理,具体公式为:

$$r_{ij} = [x_{ij} - \min(x_j)] / [\max(x_j) - \min(x_j)] \quad (2)$$

式中, r_{ij} 表示农户 i 第 j 个指标的标准化数值; x_{ij} 表示农户 i 第 j 个指标的原始数值; x_j 表示农户样本第 j 个指标列向量。

(2) 基准回归。为了检验宅基地退出对农户农业生产效率的直接影响效应,建立 OLS 回归模型,表达式如下:

$$Y_i^* = \theta_1 + cX_i + \delta_1 Z_i + \varepsilon_1 \quad (3)$$

式中, Y_i^* 为被解释变量,表示农户 i 的农业生产效率; X_i 为核心解释变量,表示农户 i 的宅基地退出参与状况; Z_i 为控制变量,表示农户 i 的户主特征、家庭特征及农业生产特征。 θ_1 为常数项; c 、 δ_1 为待估参数; ε_1 为随机扰动项。

(3) 中介效应模型。为了检验要素配置(农地规模缩减状况、劳动力投入水平与资金投入水平)在宅基地退出影响农户农业生产效率中的中介效应,需要采用中介效应检验方法。常用的中介效应检验方法主要包括逐步法^[26]、Sobel 法、Bootstrap 法。其中,逐步法需要系数 a 、 b 均满足显著性要求时才能检验出中介效应,但其检验结果更为准确^[27];Sobel 法由于无法克服可能存在的非正态分布问题,逐渐被 Bootstrap 法所替代;Bootstrap 法具有较强的检验力^[28],不需要系数 a 、 b 同时显著,仍能够进行检验。结合以上检验方法的优缺点,温忠麟等^[27]提出了改进的中介效应检验流程,模型如下^①:

$$Y_i = \theta_1 + cX_i + \delta_1 Z_i + \varepsilon_1 \quad (4)$$

$$M_i = \theta_2 + aX_i + \delta_2 Z_i + \varepsilon_2 \quad (5)$$

$$Y_i = \theta_3 + c'X_i + bM_i + \delta_3 Z_i + \varepsilon_3 \quad (6)$$

式中, Y_i 为被解释变量,表示农户 i 的农业生产效率; M_i 为中介变量,包括农户 i 的农地规模缩减状况、劳动力投入水平与资金投入水平; X_i 为核心解释变量,表示农户 i 的宅基地退出参与状况; Z_i 为控制变量,表示农户 i 的户主特征、家庭特征及农业生产特征; θ_1 、 θ_2 、 θ_3 为常数项;

① 基准回归模型表达式(3)与中介效应检验模型表达式(4)相同。

$a、b、c、c'、\delta_1、\delta_2、\delta_3$ 为待估参数; $\varepsilon_1、\varepsilon_2、\varepsilon_3$ 为随机扰动项。

改进的中介效应检验流程主要包括五个步骤:第一步,检验方程(4)的系数 c ,若显著,为中介效应,否则为遮掩效应。第二步,依次检验方程(5)的系数 a 和方程(6)的系数 b ,若均显著,则中介效应成立,继续第四步;若至少有一个不显著,进行第三步。第三步,采用 Bootstrap 法检验 $H_0:ab=0$,若显著,则中介效应成立,进行第四步;否则中介效应不显著,停止分析。第四步,检验方程(6)的系数 c' ,若不显著,则直接效应不显著,只有中介效应;若显著,则直接效应成立,继续第五步。第五步,比较 ab 和 c' 的符号,若同号,为部分中介效应,汇报中介效应占总效应的比例 ab/c ;若异号,则为遮掩效应,汇报间接效应与直接效应的比例的绝对值 $|ab/c'|$ 。

依据以上检验流程,本文选用逐步法检验要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率中的中介效应的显著性及系数大小,以确保检验结果的准确性。同时,采用 Bootstrap 法对中介效应的显著性进行稳健性分析,保证检验结果的可靠性。

四、实证结果与分析

本文运用 Stata15 软件估计宅基地退出对农户农业生产效率的影响效应,结果见表 3。

(一) 宅基地退出对农户农业生产效率的直接影响分析

回归 1、回归 8 分别为宅基地退出对农户农业生产效率影响的总效应和直接效应,结果显示,宅基地退出对农户农业生产效率的影响在 1%统计水平上显著为负。即在控制其他条件不变的情况下,宅基地退出带来农户农业生产效率的下降,由此验证研究假设 H1 成立。其可能的原因在于,参与宅基地退出使农户农业生产中面临农机具/农产品难以存放、耕作半径拉长的困难以及开垦复耕的高成本、低产出,带来一定的生产效率损失。

从控制变量来看,户主特征中,户主年龄、受教育年限及健康状况均对农户农业生产效率产生显著正向影响。说明户主年龄越大种植经验越丰富,其农业生产效率越高,同时,户主较长的受教育年限、较好的身体状况均对其农业生产效率具有提升作用。家庭特征中,农业收入占比、社会网络情况均对农户农业生产效率产生显著正向影响。可能的原因是农业收入占比越高的家庭越重视农业生产带来的经济收入,社会网络状况越好的农户家庭在农忙时节越容易得到劳动力补充,这些均有利于农户农业生产效率的提升。家庭总人数与家庭总收入未对农户农业生产效率产生显著性影响。农业生产特征中,农业基础设施对农户农业生产效率产生显著正向影响,说明完善的农业基础设施能够显著提升农户农业生产效率。而经营承包地面积对农户农业生产效率的影响不显著,这可能与样本农户承包地面积普遍较小有关。

(二) 要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率中的中介效应分析

回归 2—回归 4 分别是宅基地退出对农地规模缩减状况、劳动力投入水平和资金投入水平影响的回归结果,对应公式(5)。结果显示,宅基地退出对三个中介变量的影响均在统计水平上显著,且宅基地退出对农户农地规模缩减状况和资金投入水平产生显著正向影响,对农户劳动力投入水平具有显著负向影响。回归 5—回归 7 分别是控制了宅基地退出的直接效应后,农地规模缩减状况、劳动力投入水平和资金投入水平三个中介变量对农户农业生产效率影响的回归结果,对应公式(6)。结果显示,控制了宅基地退出的直接效应后,农地规模缩减状况与资金投入水平对农户农业生产效率存在显著负向影响,劳动力投入水平对农户农业生产效率存在显著正向影响。

依据逐步法检验流程,从最终回归结果来看, c 满足显著性要求,三条中介路径均满足 $a、b、c'$ 显著且 ab 与 c' 同号,部分中介效应成立。说明宅基地退出不仅对农户农业生产效率具有直接负向影响,还通过促进农户农地规模缩减、降低农户每亩劳动力投入、增加农户每亩资金投入对

农户农业生产效率产生间接负向影响,由此验证了研究假设 H2a、H2b 和 H2c。由 ab 计算得农地规模缩减状况、劳动力投入水平与资金投入水平三条中介路径的系数分别为-0.007、-0.010、-0.008,中介效应占总效应的比重为 29.07%。

表 3 基于逐步法的宅基地退出对农户农业生产效率的总体影响、直接影响和间接影响回归结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
	农业生 产效率	农地规 模缩减	劳动力 投入	资金 投入	农业生 产效率	农业生 产效率	农业生 产效率	农业生 产效率
宅基地退出	-0.086*** (0.016)	0.051*** (0.012)	-0.053*** (0.013)	0.027** (0.012)	-0.078*** (0.016)	-0.076*** (0.016)	-0.078*** (0.015)	-0.063*** (0.016)
农地规模缩减	—	—	—	—	-0.144*** (0.041)	—	—	-0.142*** (0.040)
劳动力投入	—	—	—	—	—	0.180*** (0.060)	—	0.148** (0.058)
资金投入	—	—	—	—	—	—	-0.287*** (0.069)	-0.271*** (0.067)
户主年龄	0.089** (0.045)	0.020 (0.039)	0.051 (0.035)	0.008 (0.036)	0.092** (0.044)	0.080* (0.045)	0.091** (0.044)	0.087** (0.044)
户主受教育年限	0.143*** (0.039)	-0.014 (0.032)	-0.032 (0.030)	0.018 (0.031)	0.141*** (0.039)	0.149*** (0.039)	0.148*** (0.039)	0.151*** (0.038)
户主健康状况	0.114*** (0.032)	0.032 (0.024)	-0.011 (0.025)	-0.029 (0.025)	0.119*** (0.032)	0.116*** (0.032)	0.106*** (0.031)	0.113*** (0.031)
家庭总人数	-0.000 (0.050)	0.024 (0.044)	0.115*** (0.039)	0.045 (0.037)	0.004 (0.050)	-0.021 (0.051)	0.013 (0.049)	-0.001 (0.049)
家庭总收入	0.096 (0.093)	0.002 (0.073)	-0.135** (0.060)	0.067 (0.063)	0.096 (0.093)	0.120 (0.095)	0.115 (0.100)	0.134 (0.101)
农业收入占比	0.268*** (0.058)	-0.076*** (0.026)	0.037 (0.032)	0.164*** (0.051)	0.257*** (0.058)	0.261*** (0.057)	0.315*** (0.060)	0.296*** (0.059)
社会网络状况	0.357*** (0.074)	-0.043 (0.056)	0.100** (0.041)	0.159*** (0.054)	0.350*** (0.074)	0.339*** (0.076)	0.402*** (0.072)	0.379*** (0.073)
经营承包地面积	-0.001 (0.059)	-0.091*** (0.030)	-0.496*** (0.044)	0.028 (0.038)	-0.014 (0.059)	0.088 (0.073)	0.007 (0.056)	0.066 (0.069)
农业基础设施评价	0.076*** (0.028)	0.007 (0.021)	0.003 (0.023)	0.081*** (0.022)	0.077*** (0.028)	0.076*** (0.027)	0.099*** (0.027)	0.099*** (0.026)
_cons	0.030 (0.044)	0.018 (0.039)	0.273*** (0.034)	0.103*** (0.037)	0.032 (0.044)	-0.019 (0.048)	0.059 (0.043)	0.020 (0.046)
F	14.92	4.72	13.96	5.13	14.68	14.18	14.99	13.93
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R-squared	0.306	0.061	0.314	0.139	0.318	0.319	0.342	0.363
N	473	473	473	473	473	473	473	473

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;模型已通过多重共线性检验。

(三) 内生性检验

考虑到农户宅基地退出行为决策与农业生产效率可能互为因果关系,由此产生内生性,故采用工具变量法进行检验。参考已有文献^[9],结合调研实际,选择农户“对宅基地退出政策的了解程度”和“宅基地退出风险认知”两个变量作为宅基地退出变量的工具变量。表 4 汇报了工具变量两阶段回归结果,第一阶段 F 统计量大于 10,说明可以不担心弱工具变量问题。第二

阶段 Wald 内生性检验值显著,表明存在内生性问题,采用工具变量法是合适的。从最终的回归结果来看,采用工具变量法纠正内生性问题后,宅基地退出对农户农业生产效率的影响依然显著,且系数与前文基准回归模型相差不大。说明考虑内生性问题后,宅基地退出仍然对农户农业生产效率具有显著负向影响。

表 4 内生性检验 (2SLS) 估计结果

变量	系数(标准误)	P
宅基地退出	-0.079 ** (0.040)	0.048
控制变量	已控制	—
Wald 检验值	127.31 ***	0.000
F	53.412 ***	0.000

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(四) 异质性分析

中国农业劳动力老龄化问题越来越引起学界关注。对于不同年龄阶段的农户而言,农地的功能有所差异,他们对农地的依赖性和重视程度也有所不同,因此,宅基地退出对不同年龄阶段农户农业生产效率的影响及路径可能存在差异。为了验证宅基地退出对不同年龄阶段农户农业生产效率的影响差异,以样本农户农业劳动力平均年龄 60 岁为界,将家庭农业劳动力平均年龄在 60 岁及以上的农户划分为高龄农业劳动力组,家庭农业劳动力平均年龄在 60 岁以下的农户划分为低龄农业劳动力组。表 5 汇报了宅基地退出对高龄农业劳动力组农户农业生产效率影响的总效应、直接效应和间接效应。结果显示,对于高龄农业劳动力,宅基地退出除对其农业生产效率产生直接负向影响外,还通过增加资金投入水平对其农业生产效率产生间接负向影响。宅基地退出虽然促进高龄农业劳动力农业经营规模与劳动力投入水平的缩减,但这两种要素的减少尚未引起农业生产效率的显著降低。

表 5 高龄农业劳动力组宅基地退出对农户农业生产效率的影响机制分析结果

	回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14	回归 15	回归 16
变量	农业生 产效率	农地规 模缩减	劳动力 投入	资金 投入	农业生 产效率	农业生 产效率	农业生 产效率	农业生 产效率
宅基地退出	-0.095 *** (0.024)	0.051 ** (0.020)	-0.039 ** (0.018)	0.043 *** (0.016)	-0.091 *** (0.024)	-0.090 *** (0.025)	-0.081 *** (0.023)	-0.074 *** (0.024)
农地规模缩减	—	—	—	—	-0.085 (0.068)	—	—	-0.085 (0.065)
劳动力投入	—	—	—	—	—	0.128 (0.082)	—	0.080 (0.080)
资金投入	—	—	—	—	—	—	-0.333 *** (0.104)	-0.323 *** (0.104)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
_cons	0.045 (0.059)	0.138 ** (0.065)	0.268 *** (0.056)	0.160 *** (0.050)	0.057 (0.061)	0.010 (0.066)	0.098 (0.059)	0.087 (0.068)
N	243	243	243	243	243	243	243	243

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;模型已通过多重共线性检验;表 6 同。

表 6 汇报了宅基地退出对低龄农业劳动力组农户农业生产效率影响的总效应、直接效应和间接效应。对于低龄农业劳动力,宅基地退出除对其农业生产效率产生直接负向影响外,还通过促进农地规模缩减、降低劳动力投入对其农业生产效率产生间接负向影响。宅基地退出并没

有引起低龄农业劳动力资金投入水平的显著增长,可能的原因在于年轻农户对农地的依赖性及重视程度较低,在宅基地退出后农业生产不便利时,年轻农户不愿意在农业生产过程中投入过多劳力,更倾向于粗放经营。

表 6 低龄农业劳动力组宅基地退出对农户农业生产效率的影响机制分析结果

	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20	回归 21	回归 22	回归 23	回归 24
变量	农业生 产效率	农地规 模缩减	劳动力 投入	资金 投入	农业生 产效率	农业生 产效率	农业生 产效率	农业生 产效率
宅基地退出	-0.077*** (0.021)	0.050*** (0.015)	-0.068*** (0.017)	0.005 (0.018)	-0.066*** (0.022)	-0.058** (0.022)	-0.075*** (0.021)	-0.045** (0.022)
农地规模缩减	—	—	—	—	-0.216*** (0.048)	—	—	-0.231*** (0.047)
劳动力投入	—	—	—	—	—	0.278*** (0.087)	—	0.275*** (0.085)
资金投入	—	—	—	—	—	—	-0.233*** (0.085)	-0.217*** (0.080)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
_cons	0.054 (0.069)	-0.033 (0.046)	0.281*** (0.045)	0.051 (0.064)	0.047 (0.068)	-0.024 (0.072)	0.066 (0.070)	-0.020 (0.072)
N	230	230	230	230	230	230	230	230

经过对比可以发现,当面临宅基地退出后的农业生产不便利时,低龄农户更愿意选择缩减经营规模、降低农业劳动力投入,将劳动力转移到非农生产活动中去,在此过程中农业生产效率有所降低;而高龄农户由于从事非农就业的难度较大,更愿意继续经营土地,但宅基地退出后其农业生产成本增加,带来一定的农业生产效率损失。

(五) 稳健性检验

为了检验结果的稳健性,本文运用 Mplus8.3 软件,采用 Bootstrap 方法检验要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率中的中介效应。Bootstrap 检验结果中,第 2.5 百分位点和第 97.5 百分位点构成 95%的置信区间,若置信区间不包含 0,则说明中介效应显著^[29-30]。相较于非参数百分位 (Percentile) Bootstrap 法,偏差校正的非参数百分位 (Biascorrected) Bootstrap 法检验力更强^[27],本文采用该方法对中介效应的显著性进行稳健性检验。

表 7 汇报了基于 Bootstrap 方法总样本、高龄农业劳动力组及低龄农业劳动力组的中介效应检验结果。对于总样本,宅基地退出对农户农业生产效率影响的总效应、直接效应、总中介效应及三条特定中介效应系数在 95%置信区间均不包含 0,说明总效应、直接效应、总中介效应与三条特定中介效应均显著。对于高龄农业劳动力组,宅基地退出对农户农业生产效率影响的总效应、直接效应和总中介效应系数在 95%置信区间均不包含 0,特定中介效应中资金投入水平这一路径系数在 95%置信区间不包含 0,说明宅基地退出对农户农业生产效率影响的总效应、直接效应和总中介效应显著,且资金投入水平这一特定中介效应显著。对于低龄农业劳动力组,宅基地退出对农户农业生产效率影响的总效应、直接效应和总中介效应系数在 95%置信区间均不包含 0,特定中介效应中农地规模缩减、劳动力投入水平两条路径系数在 95%置信区间均不包含 0,说明宅基地退出对农户农业生产效率影响的总效应、直接效应和总中介效应显著,且农地规模缩减、劳动力投入水平这两条特定中介效应显著。综合而言,基于 Bootstrap 方法的中介效应检验所得结果的显著性状况、作用方向均与前文结果较为一致,说明前述基于逐步法得出的中介效应检验结果较为稳健。

表 7 基于 (Biascorrected) Bootstrap 方法的中介效应检验

路径		效应	Estimate	S.E.	95%置信区间	
					Lower 2.5%	Upper 2.5%
总样本	退出→农业生产效率	总效应	-0.085	0.016	-0.115	-0.056
	退出→农业生产效率	直接效应	-0.063	0.015	-0.093	-0.034
	退出→要素配置→农业生产效率	总中介效应	-0.022	0.005	-0.033	-0.013
	退出→农地规模缩减→农业生产效率	特定中介效应	-0.008	0.003	-0.014	-0.003
	退出→劳动力投入→农业生产效率	特定中介效应	-0.005	0.003	-0.014	-0.001
	退出→资金投入→农业生产效率	特定中介效应	-0.009	0.004	-0.019	-0.003
高龄组	退出→农业生产效率	总效应	-0.096	0.025	-0.146	-0.045
	退出→农业生产效率	直接效应	-0.074	0.024	-0.118	-0.027
	退出→要素配置→农业生产效率	总中介效应	-0.023	0.008	-0.042	-0.008
	退出→农地规模缩减→农业生产效率	特定中介效应	-0.005	0.005	-0.016	0.003
	退出→劳动力投入→农业生产效率	特定中介效应	0.000	0.002	-0.006	0.003
	退出→资金投入→农业生产效率	特定中介效应	-0.017	0.006	-0.033	-0.007
低龄组	退出→农业生产效率	总效应	-0.077	0.022	-0.123	-0.035
	退出→农业生产效率	直接效应	-0.045	0.022	-0.089	-0.004
	退出→要素配置→农业生产效率	总中介效应	-0.032	0.010	-0.056	-0.014
	退出→农地规模缩减→农业生产效率	特定中介效应	-0.012	0.004	-0.021	-0.004
	退出→劳动力投入→农业生产效率	特定中介效应	-0.018	0.008	-0.038	-0.004
	退出→资金投入→农业生产效率	特定中介效应	-0.003	0.004	-0.013	0.005

注:Bootstrap 重复抽样 1000 次;分析中皆加入与表 3 中相同的控制变量;表中“退出”为“宅基地退出”的简称。

五、结论及政策启示

(一) 结论

本文基于宅基地退出试点区金寨县农户调研,综合运用 DEA 法、中介效应检验方法,实证研究宅基地退出、要素配置对农户农业生产效率的影响机制,主要结论包括:(1)宅基地退出对农户农业生产效率具有直接负向影响,采用工具变量法纠正内生性问题后,宅基地退出对农户农业生产效率的负向影响仍显著。(2)要素配置在宅基地退出影响农户农业生产效率的过程中发挥中介效应,总中介效应占比为 29.07%。宅基地退出能够通过促进农户农地规模缩减、降低劳动力投入、增加资金投入对其农业生产效率产生间接负向影响,三条中介效应的系数依次为-0.007、-0.010、-0.008。(3)对于高龄农业劳动力,宅基地退出除对其农业生产效率产生直接负向影响外,还通过增加资金投入这一路径对其农业生产效率产生间接负向影响;对于低龄农业劳动力,宅基地退出除对其农业生产效率产生直接负向影响外,还通过促进农地规模缩减、降低劳动力投入对其农业生产效率产生间接负向影响。

(二) 政策启示

针对上述研究结论,本文认为提升宅基地退出地区农业生产效率应该从优化土地、资金、劳动力三大要素的配置方式着手,具体的政策启示包括:第一,建立健全农地流转市场。充分发挥村集体主导作用以及新型农业经营主体、新业态的引领作用,建立完善的农地流转市场,鼓励农户尤其是经营意愿较低的年轻农户将农地流转给经营效率更高的农业经营主体,促进农地高效集约利用。第二,不断完善宅基地退出后续帮扶政策。为宅基地退出后仍然从事农业生产的农户提供相应的农机具储存场所、农机具补贴、农业生产性服务补贴、农业生产物资补贴、交通补

贴等;扩大帮扶范围、加大补贴力度,尽可能降低退出农户农业生产成本,缓解宅基地退出带来的冲击。第三,持续推进社会化服务市场建设。大力推动适合当地地形与作物类型的农机作业外包服务,积极发展并不断规范农业劳动力雇佣服务,形成以村集体为主导、多元主体补充协调的农业社会化服务组织新格局,以弥补劳动力不足带来的农业生产效率损失。

参考文献:

- [1] 陈小君,蒋省三.宅基地使用权制度:规范解析、实践挑战及其立法回应[J].管理世界,2010(10):1-12.
- [2] 龚宏龄.农户宅基地退出意愿研究——基于宅基地不同持有情况的实证研究[J].农业经济问题,2017,38(11):89-99,112.
- [3] 胡银根,杨春梅,董文静,等.基于感知价值理论的农户宅基地有偿退出决策行为研究——以安徽省金寨县典型试点区为例[J].资源科学,2020,42(4):685-695.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 张建,诸培新.不同农地流转模式对农业生产效率的影响分析——以江苏省四县为例[J].资源科学,2017,39(4):629-640.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 徐绍史.加强和改善土地宏观调控构建科学发展新机制[J].求是,2010(3):34-36.
- [12] 韩冬,韩立达,张颢,等.市场化视角下农村宅基地有偿退出研究[J].农业现代化研究,2018,39(1):19-27.
- [13] 胡银根,王聪,廖成泉,等.不同治理结构下农村宅基地有偿退出模式探析——以金寨、蕪州、义乌3个典型试点为例[J].资源开发与市场,2017,33(12):1411-1416.
- [14] 王敏,诸培新,张建.农地流转对农户宅基地退出意愿影响研究——基于江苏省855户农户的调查结果分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(4):81-89,157.
- [15] 曾琦,杨耀洪.压煤村庄搬迁对农业生产的影响——以兖州市为例[J].中国人口·资源与环境,2017,27(2):102-108.
- [16] 谢先雄,赵敏娟,蔡瑜,等.农地休耕如何影响农户收入?——基于西北休耕试点区1240个农户面板数据的实证[J].中国农村经济,2020(11):62-78.
- [17] 盖庆恩,朱喜,程名望,等.土地资源配置不当与劳动生产率[J].经济研究,2017,52(5):117-130.
- [18] Latruffe L, Piet L. Does Land Fragmentation Affect Farm Performance? A Case Study From Brittany[R]. Factor Markets Working Papers, 2013:68-80.
- [19] Damon A L. Agricultural Land Use and Asset Accumulation in Migrant Households: The Case of El Salvador[J]. Journal of Development Studies, 2010, 46(1):162-189.
- [20] 耿鹏鹏.“规模实现”抑或“技术耗散”:地权稳定如何影响农户农业生产效率[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(1):108-120.
- [21] 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.
- [22] 毕雪昊,周佳宁,邹伟.家庭劳动力约束下经营规模对农户种植结构选择的影响[J].中国土地科学,2020,34(12):68-77.

[23] Battese G E , Nazli H , Smale M . Factors Influencing the Productivity and Efficiency of Wheat Farmers in Punjab , Pakistan [J] . Journal of Agribusiness in Developing & Emerging Economies , 2017 , 7 (2) : 82-98 .

[24] Charnes A , Cooper W W , Rhodes E . Measuring the Efficiency of Decision Making Units [J] . European Journal of Operational Research , 1978 , 2 (6) : 429-444 .

[25] 黄志刚 , 黎洁 . 乡村旅游征地对失地农户福祉的影响——基于 PSM 模型的检验 [J] . 资源科学 , 2021 , 43 (1) : 171-184 .

[26] Baron R M , Kenny D A . The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual , Strategic , and Statistical Considerations [J] . Chapman and Hall , 1986 , 51 (6) : 1173-1182 .

[27] 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 .

[28] Fritz M S , Mackinnon D P . Required Sample Size to Detect the Mediated Effect [J] . Psychological Science , 2007 , 18 (3) : 233-239 .

[29] Mackinnon D P . Introduction to Statistical Mediation Analysis [M] . New York : McGraw-Hill , 2008 : 64 .

[30] Preacher K J , Hayes A F . Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models [J] . Behav Res Methods , 2008 , 40 (3) : 879-891 .

(责任编辑:刘浩)

Homestead Exit , Factor Allocation and Farmer’s Agricultural
Production Efficiency

WANG Jing , ZHAO Kai

Abstract: Based on the data of 473 households in Jinzhai County , Anhui Province , this paper explores the impact mechanism of homestead exit and element configuration of farmers on agricultural production efficiency using the method of mediation effect testing , and analyzes the different effects of homestead exit on the agricultural production efficiency of farmers at different stages . The results show that: Homestead exit has a direct negative impact on farmers’ agricultural production efficiency , and the negative effect is still significant after correcting the endogeneity problem by instrumental variable method . Factor allocation plays a mediating role in the process of homestead exit affecting farmers’ agricultural production efficiency , and the total mediating role accounts for 29.07% . Homestead exit has indirect negative effects on agricultural production efficiency of farmers by promoting the reduction of farmland scale , reducing labor input and increasing capital input . For the elderly agricultural labor force , homestead exit negatively affects their agricultural production efficiency and has an indirect negative effect on their agricultural production efficiency by increasing capital input . For the young agricultural labor force , homestead exit negatively affects their agricultural production efficiency and has an indirect negative impact on their agricultural production efficiency by reducing the farmland scale and labor input . Finally , this paper puts forward the following suggestions: establishing and perfecting the farmland transfer market , continuously improving the follow-up assistance policies for homestead exit , and continuously promoting the construction of socialized service market .

Keywords: Homestead Exit; Agricultural Production Efficiency; Factor Allocation; Farmers; Mediating Effect Test