

# 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

郭君平<sup>1</sup> 仲鹭勃<sup>2</sup> 曲 颂<sup>1</sup> 谭清香<sup>3</sup>

**摘要：**基于全国 30 个省（市、区）200 个县（市、区）31288 个行政村的问卷调查数据，本文综合运用倾向得分匹配（PSM）和中介分析法（MA），重点剖析了宅基地制度改革对农房闲置的减缓效应及影响机制，并比较了不同经济区域、地理区位及村庄规模下的组群差异。研究表明：宅基地制度改革能有效降低农房闲置程度，而且对季节性闲置农房的盘活效力大于对常年闲置农房的作用，不仅使行政村农房总闲置率、季节性闲置率、常年闲置率分别净下降 2.321、2.051 和 0.270 个百分点，也使每百户农房总闲置数、季节性闲置数、常年闲置数依序净减少 2.408 栋、2.114 栋和 0.294 栋。相比其他不同类型村庄，宅基地制度改革对特大型村、中郊村以及西部地区村庄农房闲置的减缓效应更大且显著。此外，宅基地取得或宅基地流转在宅基地制度改革与农房闲置之间均发挥了部分中介作用，有助于减缓农房总闲置和季节性闲置，但无助于减缓农房常年闲置。

**关键词：**宅基地制度改革 农房闲置 倾向得分匹配 中介分析法

**中图分类号：**F321.1 **文献标识码：**A

### 一、引言

改革开放以来，中国经济社会快速发展，乡村人地关系、农地权利发生历史性跃迁。进城务工、子女升学、留旧建新、农房流转不畅、乡土情节或祖业观念等错综复杂的因素，致使农村地区出现不同程度“空心化”“空户化”现象。宅基地及农房是农民财产的核心，但自 2000 年伊始，每年因农村人口转移而新增的闲置农房达 5.94 亿平方米，折合市场价值约 4000 亿元（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2017）；另据国家自然资源部等部门统计，全国至少有 7000 万套农房和 3000 万亩宅基地处于闲置状态，一些地区的农房空置率超过了 35%，大量农房成为“沉睡资源”<sup>①</sup>。2017 年中

\*本文研究获得国家社科基金青年项目《宅基地制度改革对传统村落古民居活化利用的影响研究》（20CGL032）、中央级公益性科研院所基本科研业务费项目《闲置农房盘活利用政策研究》与《宅基地三权分置权能配置与实现机制》的资助。本文通讯作者：曲颂。

<sup>①</sup>常钦，2018：《让闲置农房成为促农增收的“黄金屋”》，《人民日报》2018 年 7 月 8 日第 10 版。

央“一号文件”开始提出要探索农村集体组织以出租、合作等方式，盘活利用空闲农房。2018年中央“一号文件”强调完善闲置农房政策，适度放活农民房屋使用权，是当前和今后一个时期深化农村土地制度改革的一项重要任务。2019年，农业农村部印发《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》，指出要支持农村集体经济组织及其成员采取自营、出租、入股、合作等多种方式盘活农村闲置住宅；支持返乡人员依托自有和闲置住宅发展适合的乡村产业项目；引导有实力、有意愿、有责任的企业有序参与盘活利用工作。同年，中央农办、农业农村部联合印发《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》，明确鼓励村集体和农民盘活利用闲置住宅，通过自主经营、合作经营、委托经营等方式，依法依规发展农家乐、民宿、乡村旅游等。这些政策文件的出台和执行既为闲置农房开发提供了制度支撑，也显示出“逆城市化”背景下盘活闲置农房、助力乡村振兴乃大势所趋。

近10年，农村新技术、新产业、新模式和新业态的不断涌现，为盘活农房资源提供了新空间。但如何使“沉睡的”闲置农房“活”起来，让农民增收、农村兴旺？已成为困扰新时代中国的“乡村之问”，在众多举措或政策预案中，开展宅基地制度改革或是“关键一招”。2015年，经全国人大常委会表决，决定授权国务院在北京市大兴区等33个试点县（市、区）行政区域，暂时调整实施有关法律规定，开展农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革三项试点。其中，宅基地制度改革主要围绕宅基地取得、分配、使用、退出和管理等内容，旨在健全依法公平取得、节约集约使用、自愿有偿退出的农村宅基地制度（周江梅、黄启才，2019；高圣平，2019）。但是，由于宅基地权利安排、取得方式、社会目标的特殊性及其所涉利益的复杂性（需考量历史与现实、边远地区与城郊等多重对立要素），使得试点改革的艰巨程度自不待言（刘守英，2015；龙开胜，2016）。为了更好地总结试点经验，为修法奠定更坚实基础，国家立法机关两次延长试点期限。2019年是农村“三块地”改革的收官之年，作为一项重大理论和实践创新，宅基地制度试点改革释放了显著的制度红利，但因数据资料缺乏、分析技术所限等各种原因，迄今鲜有学者评估宅基地制度改革试点工作对农房闲置的影响效应，以致成为了学界研究的盲点。为此，笔者提出以下疑问：宅基地制度改革是否显著减缓农房闲置程度？在不同经济区域、地理区位及村庄规模下有何差异化特征？其作用机制如何？为了回答以上疑问，本文研究拟利用全国村级随机抽样调查数据（样本量大、覆盖面广且代表性强），综合运用5种倾向得分匹配法和中介分析法，量化评估、深入剖析宅基地制度改革与农房闲置程度之间的因果效应和因果机制，并据此提出针对性的政策建议。

## 二、文献综述与理论分析

从计划体制延续而来的宅基地制度在新型城镇化战略实施和乡村社会转型发展中遭遇了巨大挑战，倒逼着宅基地制度进行改革创新。农房转让和宅基地隐性流转频发（如小产权房交易）、集体公有资源无效配置（如一户多宅、面积超占、占用耕地等）、宅基地及农房大量闲置荒废、农民土地权益受侵害（如农民被上楼、被城市化）以及宅基地规划管理无序导致产权失灵等问题日益凸显（刘守英，2014；印子，2014；桂华，2015），在保障农民居住权利的前提下，逐步试点改革农村宅基地制度，完善宅基地取得制度、加强用途管制并实现宅基地财产权功能是应然之举。

虽然不少研究提出由于宅基地制度历史形成的特殊性和功能复杂性，使得宅基地制度改革本身及试点实践中面临一些现实问题，包括宅基地有偿取得方式难以为继、宅基地保障维稳功能惯性阻力强、宅基地使用权流转受限制、住房财产权资产变现功能被束缚、地方财政土地收储压力大等（魏后凯、刘同山，2016；张勇，2018）。但是，多数研究肯定了宅基地制度改革取得的显著成效，直接表现为扭转农村建房乱象、落实一户一宅制度、集约节约建设用地、促进乡村产业发展以及完善地方宅基地审批管理制度体系等效果；间接体现在夯实基层治理体系、加快农村民主化进程、推动城乡统筹发展等方面（钟荣桂、吕萍，2018；张军涛等，2019）。“一子落而满盘活”，宅基地制度改革是农村综合改革的“牛鼻子”，以宅基地制度改革为突破口激活闲置农房资产效能具有现实需求和理论支撑。

未来，随着乡村振兴战略的深入实施，农村新产业新业态无法落地而大量农房闲置无法转让的矛盾愈发凸显，如何促进闲置宅基地和农房盘活利用成为推进宅基地制度改革的重要任务。实践中，部分地区积极推行宅基地制度改革，探索激活闲置农房价值的有效模式，如山东淄博“股份合作”（农户带房入社）模式、安徽庐阳“共享农房”模式、浙江义乌“宅基地置换”模式以及江西余江“有偿退出+产业融合发展”方式等等（张元葆、孙雷，2016；安徽省政府发展研究中心课题组，2017；亢德芝等，2019）。这些特色模式不仅唤醒了闲置农房和宅基地的资源功能和财产价值，而且对助推乡村产业兴旺、促进人才返乡创业、改善农村人居环境、推动农村文化繁荣以及提升乡村治理水平等都起到了积极影响（谢军，2019；吕永江，2019），但与此同时，这些模式在操作中也存在诸如“房地一体”确权难度大、同质化现象严重（缺乏顶层设计与统一规划）、地方财政农房收储能力有限以及顶层政策制度不配套等问题（方志权等，2018），亟待在宅基地制度改革向纵深处探索中予以解决。

理论上，宅基地制度改革在权能扩展、取得制度、使用权流转、管理制度等方面实现的突破，对闲置农房的盘活利用发挥了积极作用。具体可从疏堵结合层面探析。

一方面，立足“疏”，重在源头预防。很多学者认为闲置宅基地和闲置农房的形成与农村宅基地管理制度不健全有关，主要体现在宅基地取得条件和程序、使用和利用方式、村庄规划和基层治理等方面缺乏明确的制度安排（陈小君、蒋省三，2010；孙永军、付坚强，2012）。宅基地取得与分配是宅基地制度的基础，长久以来，以集体经济组织成员资格无偿取得并无限期使用的福利分配制度在保障农民“住有所居”、维持农村社会稳定的同时，也造成了宅基地使用规模超标、利用效率低下，村庄用地布局混乱与无序扩张等问题（诸培新等，2009；张勇，2019）。宅基地取得制度改革是在“一户一宅”框架下，尝试建立依法取得、定额使用、超标认缴、明确权属的取得规则。通过核定宅基地使用法定面积，从严审批农户使用宅基地建房申请，对申请宅基地超出标准部分须有偿取得，对因人口减少形成的超占面积也要缴纳有偿使用费（孔祥智，2019），从源头上排除非法“一户多宅”（如建新不拆旧）、一宅超标占用等违规建房行为，可以防患日后闲置住房、旧房形成。由此，本文提出如下假说：

H1：宅基地制度改革通过严格规范宅基地取得方式，加强宅基地审批管理，能抑制闲置农房产生。

另一方面，立足“堵”，侧重事后干预。探索宅基地使用权放活的有效形式是激活闲置农房和宅基地的核心关节。很多研究认同当前对农村房屋空置和宅基地低效利用治理不力的关键症结在于宅基

地使用权能受限（朱凤凯、张凤荣，2016；方志权等，2018），阻碍了宅基地及地上房屋从单一居住功能向多元复合功能拓展（严金明等，2019）。限定用途、内部流转的宅基地制度旨在维护农民基本居住权，但实践发展中这种使用权流转的有限转让性已经很大程度异化为农民财产权利实现的最大阻碍（董祚继，2018），使得闲置宅基地和农房沉积为“死资产”，资产价值减损严重（董新辉，2019）。只有放开使用权流转，形成统一、公开的交易市场才能客观真实地体现农房的资产价值（韩松，2012；曹泮天，2012），稳定收益预期，激发流转潜能。宅基地使用权流转制度改革重在扩大使用权流转交易范围（如以县域为半径、以成员身份为基础的跨区域流转配置），探索多种对外流转方式（如赠与、继承、转让、出租、入股、抵押、置换等），提升宅基地流转价值，扩大宅基地流转需求（钱龙等，2016；翟全军、卞辉，2016），从而推动闲置农房盘活利用。基于此，本文提出以下假说：

H2：宅基地制度改革通过促进宅基地使用权流转，显化宅基地资产价值，减少闲置农房存量。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源与样本特征

本文所用数据源自农业农村部农村合作经济指导司于2018年12月至2019年4月组织的“全国闲置宅基地和闲置农房状况调查”。该调查采取多阶段分层随机抽样的方式，从全国30个省（区、市）随机选取200个县（市、区），再从每个县（市、区）中随机调查了约240个行政村。剔除乱填、空白和严重缺答的废卷后，得到有效问卷31288份。样本基本特征如表1所示，从所处经济区域来看，东、中、西部及东北地区分别有8951个、9602个、9510个和3225个行政村。从地理区位来看，样本中包括15644个近郊村、10936个中郊村和4186个远郊村。从村庄规模来看，特大型村有17830个，占到总样本的一半以上，大型村、中型村和小型村分别有5060个、4573个和1781个。从是否开展宅基地制度改革试点来看，宅改村和非宅改村分别有5364个和25924个。

表1 受访行政村的基本特征

经济区域	频数	占比 (%)	村庄规模	频数	占比 (%)
东部村庄	8951	28.608	特大型村	17830	60.970
中部村庄	9602	30.689	大型村	5060	17.303
西部村庄	9510	30.395	中型村	4573	15.637
东北村庄	3225	10.308	小型村	1781	6.090
合计	31288	100	合计	29244	100
地理区位	频数	占比 (%)	宅改与否	频数	占比 (%)
近郊村	15644	50.848	宅改村	5364	17.140
中郊村	10936	35.546	非宅改村	25924	82.856
远郊村	4186	13.606			
合计	30766	100	合计	31288	100

注：①受访村可按县村距离划分为近郊村（距县城25公里内）、中郊村（距县城25~50公里）和远郊村（距县城50公里外）三类。②根据《镇规划标准》，受访村可按村常住人口数划分为特大型村（大于1000人）、大型村（601-1000

人)、中型村(201-600人)和小型村(200人以内)四类。

## (二) 变量选取及描述性统计

1.结果变量。根据研究内容的侧重和划分标准的差异,农房闲置程度的衡量指标也不尽相同。按照时间的长短,农房闲置可分为常年闲置和季节性闲置。其中,季节性闲置农房是指农户全家在外务工或经商,仅在春节等节假日回家,一年中闲置时间大于6个月的农房;常年闲置农房是指长期无人居住,闲置时间超过1年的农房。考虑到农房闲置程度有绝对与相对之别,本文基于村级调研内容设计了两类共6个指标作为结果变量:一是用于反映农房闲置的相对程度,包括农房季节性闲置率、常年闲置率和总闲置率;二是用于反映农房闲置的绝对程度,包括每百户农房季节性闲置数、常年闲置数及总闲置数。

2.处理变量。本文最关注的是宅基地制度改革能否减缓行政村农房总闲置、季节性闲置以及常年闲置程度,而2015年以来实施的宅基地制度改革试点政策可视为“准自然实验”。为此,择定行政村是否为宅基地制度改革试点村作为处理变量。

3.匹配变量。借鉴有关农房闲置成因和宅基地制度改革影响因素的既往研究(方志权等,2018;陈璐、黄善林,2019),再按照所有能同时影响处理变量与结果变量的混杂因素都应纳入匹配变量范畴的原则,本文结合样本数据的结构特征,最终选取村人口净流出数、县村距离、多宅户比重、户均农房数、宅基地面积标准、宅基地确权、地形特征及村庄规划等8个变量作为倾向得分匹配的协变量。

4.影响机制的中介变量。减缓农房闲置须“两手抓”,既要注重源头预防,一手抓“增量”控制,也应强调事后治理,一手抓“存量”削减。无独有偶,开展宅基地制度改革有助于强化新建农房管控并促进闲置宅基地使用权规范流转(“房地一体”松绑)。因此,选择宅基地取得和宅基地流转作为中介变量来探究宅基地制度改革对农房闲置程度的作用机理。

上述变量的赋值说明与样本均值差异检验见表2。为避免极端值或奇异值的干扰,文中对所涉及连续变量均进行5%分位与95%分位的缩尾处理。

表2 变量定义与样本均值差异检验

变量类型	变量名称	计算方法或赋值说明	处理组 均值(A)	控制组 均值(B)	差值 (A-B)
结果变量	农房季节性闲置率	100×农房季节性闲置数/村农房总数, %	7.920	11.157	-3.237***
	农房常年闲置率	100×农房常年闲置数/村农房总数, %	3.696	4.403	-0.707***
	农房总闲置率	100×(农房季节性闲置数+农房常年闲置数)/村农房总数, %	12.163	16.472	-4.309***
	每百户农房季节性闲置数	100×农房季节性闲置数/村户籍农户数, 栋	8.263	11.347	-3.084***
	每百户农房常年闲置数	100×农房常年闲置数/村户籍农户数, 栋	3.930	4.568	-0.638***
	每百户农房总闲置数	100×(农房季节性闲置数+农房常年闲置数)/村户籍农户数, 栋	12.900	16.898	-3.998***
处理变量	宅基地制度改革与否	是否宅基地制度改革试点村, 是=1, 否=0	1	0	1

宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？

匹配变量	村人口净流出数	村户籍人口-村常住人口，人	211.739	325.708	113.968***
	县村距离	村庄与县城的距离，公里	23.015	27.205	-4.191***
	多宅户比重	村一户多宅的农户比重=100×一户多宅的农户数/村户籍农户数，%	10.212	10.082	0.130
	户均农房数	村农房总数/村户籍农户数，栋	1.082	1.045	0.037***
	宅基地面积标准	各地农村宅基地面积规定的标准，平方米	204.618	193.299	11.319***
	宅基地确权	是否开展宅基地使用权确权，是=1，否=0	0.686	0.626	0.060***
	地形特征	山地=1，高原=2，丘陵=3，平原=4，盆地=5	3.555	3.030	-0.525***
	村庄规划	是否编制村庄规划，是=1，否=0	0.676	0.606	-0.070***
	影响机制的中介变量	宅基地取得	2015年以来农户申请的宅基地是否获批，是=1，否=0	0.355	0.458
宅基地流转		是否存在宅基地出租、出售等流转行为，是=1，否=0	0.238	0.141	-0.097***

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。

### （三）研究方法

1.倾向得分匹配法。在经验研究中，选择性偏差<sup>①</sup>和混合性偏差<sup>②</sup>往往会严重干扰估计结果。对两个变量之间实际因果关系的推断，最理想的检验是采用完全控制协变量的随机实验方法（毛其淋、许家云，2014）。因此，在本研究中最佳方法是通过比较处理组（宅改村）在开展与不开展宅基地制度改革时农房闲置程度之间的差异，进而揭示出宅基地制度改革对农房闲置的影响效应。但是，现实中我们无法观测到处理组在未开展宅基地制度改革情况下的闲置农房是否会减少，因为这是一种“反事实”。那么如何才能确定处理组与控制组（非宅改村）的农房闲置程度差异是由宅基地制度改革“干预”所致？由 Rosenbaum and Rubin（1983）提出的倾向得分匹配法（PSM）是处理上述问题较为有效的计量工具，其基本思想是构建反事实框架，通过寻找与处理组相似的反事实控制组，使非随机数据近似随机化，以最大程度消除样本偏差。在寻找控制组的过程中，若存在多个可观测特征变量，将难以匹配，而 PSM 能克服此问题，可将多个特征变量降维成一维变量。假定  $Y_1$  为处理组的农房闲置程度指标， $Y_0$  为控制组的农房闲置程度指标， $Reform$  为处理变量，则宅基地制度改革对农房闲置的因果影响，即处理组的平均处理效应（ATT）可表示为：

$$ATT = E_{(P(X)|Reform=1)} \{E[Y_1|Reform=1, P(X)] - E[Y_0|Reform=0, P(X)]\} \quad (1)$$

PSM 法的实施步骤一般包括设置协变量、估计倾向得分、选择匹配方法、匹配效果检验、估计处理效应以及敏感性分析。其中，倾向得分通常使用 Logit 或 Probit 模型估计，相应地，行政村是否开

<sup>①</sup>选择性偏差是指在选择研究对象时并非随机地而是根据某种标准进行选取。

<sup>②</sup>混合性偏差是指处理组和对照组不仅在干预因素方面存在差异而且在其他方面存在个体差异，致使无法通过直接比较两组结果来判断变量差异是否由干预所产生。

展宅基地制度改革的决定方程设定如下：

$$PS(z) = Pr[Reform = 1 | X] = E[Reform | X] \quad (2)$$

上式中  $PS$  为行政村开展宅基地制度改革的条件概率的拟合值（倾向得分）； $X$  为一组协变量。本文选用  $k$  近邻匹配、卡尺内  $k$  近邻匹配、半径（卡尺）匹配、核匹配和局部线性回归匹配，这五种方法对匹配质量和数量的侧重点不同，无明显优劣之别，其差异集中在估计量的一致性（Becker and Ichino, 2002）。需说明的是，Abadie et al. (2004) 认为  $k$  设定为 4（即进行一对四匹配）可最小化均方误差；另经测算，卡尺范围设定为 0.07。

2. 中介分析法（Mediation Analysis, MA）。该方法可探究变量之间影响的过程和作用机制，比单纯分析自变量对因变量影响同类研究更先进且能得出更多、更深入的研究结果，因而被广泛应用于诸多领域。自 Baron and Kenny (1986) 提出因果逐步回归检验法以来，中介分析法不断取得新进展，温忠麟和叶宝娟 (2014) 对此进行了系统梳理和总结。与以往的中介分析法不同（仅有中介效应），新近的中介分析法提出在自变量与因变量的关系中加入第三个变量进行分析会出现中介效应（Mediation effect）、混淆效应（Confounding effect）和遮掩效应（Suppressing effect）三种机制（统称为“间接效应”）。中介效应与混淆效应变量均可减少自变量与因变量之间的总效应，区别在于中介效应变量处于自变量与因变量的因果链条上，混淆效应变量在两者之间不必然是因果关系；与前两种效应相反，遮掩效应会增加自变量与因变量之间的总效应，即控制遮掩效应变量后自变量对因变量的作用力会变大（MacKinnon et al., 2000）。本文拟通过验证中介变量的影响效应，揭示宅基地制度改革对农房闲置的作用机理。下列回归方程描述了中介分析中各主要变量间的关系。

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 Reform + \sum \alpha_2 X + \varepsilon \quad (3)$$

$$Mediator = \beta_0 + \beta_1 Reform + \sum \beta_2 X + \varepsilon \quad (4)$$

$$Y = \gamma_0 + \gamma_1 Reform + \gamma_2 Mediator + \sum \gamma_3 X + \varepsilon \quad (5)$$

上式中， $Y$  为农房闲置程度， $Mediator$  为中介变量， $\varepsilon$  为随机扰动项。（3）式表示宅基地制度改革对农房闲置程度的总效应，（4）式表示宅基地制度改革对中介变量的影响效应，（5）式中的系数  $\gamma_2$  表示中介变量对农房闲置程度的直接效应。将（4）式代入（5）式可得到中介变量的间接效应  $\gamma_2 \beta_1$ ，即宅基地制度改革通过中介变量对农房闲置程度所产生的影响作用。

## 四、计量分析

### （一）模型估计结果

1. 共同支撑域与 PSM 匹配结果分析。根据上文（2）式回归方程，可计算得出每个样本村开展宅

基地制度改革的倾向得分<sup>①</sup>，作为匹配的基础。为确保PSM法估计的效度，须进行共同支撑假设检验和条件独立假设检验。限于篇幅，仅以k近邻匹配法匹配的结果为例（图1），处理组和控制组的倾向得分具有较大重叠范围，且多数观察值在共同取值范围内，表明匹配质量较高，满足共同支撑假设。

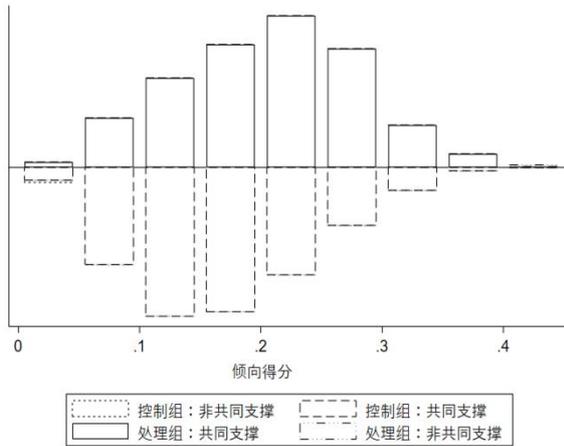


图1 共同支撑假设检验

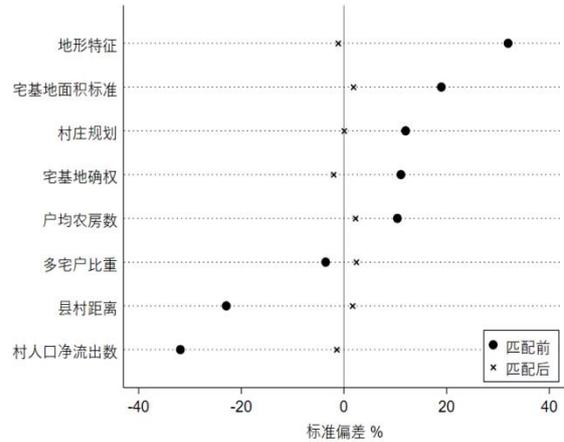


图2 匹配前后协变量标准偏差的对比

另如图2所示，处理组和控制组之间各协变量的整体标准偏差均在10%范围内，表明经过匹配后处理组和控制组在协变量上的差异得以消除。此外，由5种不同匹配方法下样本的最大损失结果（表4）可知，处理组与控制组在损失45个样本后仍然保留了11430个匹配样本，表明匹配效果良好。

表4 PSM 匹配结果

组别	未匹配样本	匹配样本	总计
控制组	39	9427	9466
处理组	6	2003	2009
总计	45	11430	11475

2.平衡性检验。为确保倾向得分匹配结果的可靠性，我们检验了协变量的平衡性，即经过匹配后，控制组和处理组除在结果变量上存在差异外，在协变量上均无显著系统性差异。表5显示，在样本匹配后，解释变量的标准化偏差从匹配前的51.800%减至匹配后的4.500%~9.900%，总偏误显著降低且小于平衡性检验规定的20%红线标准，伪R<sup>2</sup>从匹配前的0.041降至匹配后的0~0.002，LR chi2由匹配前的431.850降至2.060~9.900，这意味着PSM模型在匹配过程中满足了条件独立假设，可有效减少控制组和处理组之间解释变量分布的差异，并消除样本自选择导致的估计偏误。

表5 倾向得分匹配前后解释变量平衡性检验结果

匹配方法	伪R2	LR chi2	标准化偏差 (%)
匹配前	0.041	431.850	51.800
k近邻匹配	0.000	2.450	4.900

<sup>①</sup>为节省篇幅，采用logit模型估计的相关分析结果未予展示，读者若感兴趣可与作者联系。

宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？

卡尺内 k 近邻匹配	0.000	2.060	4.500
半径（卡尺）匹配	0.002	9.900	9.900
核匹配	0.000	2.200	4.700
局部线性回归匹配	0.001	7.660	8.700

3.影响效应测算。即测算宅基地制度改革对农房季节性闲置率、常年闲置率、总闲置率和每百户农房季节性闲置数、常年闲置数及总闲置数的平均处理效应（ATT）。估计结果（表6）显示，运用五种不同方法匹配后所得计量结果基本一致，表明样本数据的稳健性良好。为便于实证分析，择定其算术平均值表征影响效应。

表6 倾向得分匹配的平均处理效应（ATT）

匹配方法	农房闲置率			每百户农房闲置数		
	总闲置率	季节性闲置率	常年闲置率	总闲置数	季节性闲置数	常年闲置数
k 近邻匹配 (k=3)	-2.308*** (0.359)	-2.057*** (0.284)	-0.252** (0.129)	-2.389*** (0.371)	-2.109*** (0.291)	-0.280** (0.134)
卡尺内 k 近邻匹配 (k=4, 卡尺=0.07)	-2.314*** (0.348)	-2.026*** (0.274)	-0.288** (0.126)	-2.390*** (0.358)	-2.077*** (0.280)	-0.312** (0.130)
半径匹配 (卡尺 =0.07)	-2.416*** (0.307)	-2.118*** (0.240)	-0.299*** (0.112)	-2.474*** (0.316)	-2.164*** (0.245)	-0.311*** (0.116)
核匹配	-2.276*** (0.309)	-2.004*** (0.241)	-0.271** (0.113)	-2.363*** (0.318)	-2.070*** (0.247)	-0.293** (0.117)
局部线性回归匹配	-2.290*** (0.442)	-2.052*** (0.350)	-0.238* (0.158)	-2.422*** (0.456)	-2.148*** (0.359)	-0.274* (0.166)
平均值	-2.321	-2.051	-0.270	-2.408	-2.114	-0.294

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著，括号内数字为标准误。

经倾向得分匹配的反事实估计后，宅基地制度改革负向显著影响农房总闲置率，影响的平均净效应为-2.321，表明在解决样本的选择性偏差和有偏估计后，开展宅基地制度改革会促使行政村农房总闲置率显著降低 2.321 个百分点。从农房季节性闲置率来看，处理组的平均处理效应为-2.051，表明在排除其他因素的影响下，开展宅基地制度改革会促使农房季节性闲置率显著降低 2.051 个百分点。从农房常年闲置率来看，处理组的平均处理效应为-0.270，表明在不受其他因素的影响下，开展宅基地制度改革会促使农房常年闲置率显著降低 0.270 个百分点。此外，模型结果还表明，不论采用何种匹配方法，宅基地制度改革对农房季节性闲置率的减缓作用均大于对农房常年闲置率的减缓作用。

同理，宅基地制度改革对每百户农房总闲置数影响显著且方向为负，其平均净效应为-2.408，说明在解决样本的选择性偏差和有偏估计后，开展宅基地制度改革会促使每百户农房总闲置数显著减少 2.408 栋。从每百户农房季节性闲置数来看，处理组的平均处理效应为-2.114，表明在排除其他因素的影响下，开展宅基地制度改革会促使每百户农房季节性闲置数显著减少 2.114 栋。从每百户农房常年闲置数来看，处理组的平均处理效应为-0.294，表明在不受其他因素的影响下，开展宅基地制度改革会促使每百户农房常年闲置数显著减少 0.294 栋。而且，前述匹配法估计的结果同样表明，宅基地制

度改革对每百户农房季节性闲置数的减少作用均大于对每百户农房常年闲置数的减少作用。

4. 组群差异分析。事实上，即便在同一地区内部，不同类型行政村开展宅基地制度改革的情况也存在较大差异。前文虽选用处理组的平均处理效应测度宅基地制度改革对农房闲置程度影响的净效应，但无法反映样本村影响效应的结构性差异，即组群差异，而探讨不同类型行政村的组群差异有助于丰富宅基地制度改革对盘活闲置农房资源的研究内容。本文基于表 1 中在经济区域、地理区位和村庄规模层面的分组处理，检验宅基地制度改革对农房闲置程度影响效应的组间差异。基于 k 近邻匹配方法的估计结果见表 7。

在经济区域层面，东部村庄的诸项农房闲置测度指标均无显著变化；中部村庄农房总闲置率、季节性闲置率分别显著下降 2.177 和 1.842 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数分别显著减少 2.358 栋和 1.927 栋；西部村庄的农房总闲置率、季节性闲置率和常年闲置率依序显著下降 5.048、4.179 和 0.869 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数及常年闲置数依序显著减少 4.926 栋、4.159 栋和 0.767 栋，均高于全国及其他区域的平均变化幅度；东北村庄的农房季节性闲置率和每百户农房季节性闲置数分别显著下降 1.651 个百分点、减少 1.546 栋。这意味着宅基地制度改革既能减缓西部村庄的农房总闲置、季节性闲置以及常年闲置程度，也能减缓中部村庄的农房总闲置与季节性闲置程度，还能减缓东北村庄的农房季节性闲置程度，但对东部村庄的农房闲置程度无显著影响。不仅如此，相比东、中部及东北地区村庄，宅基地制度改革对西部村庄农房闲置程度的减缓效应最大。

在地理区位层面，近郊村的农房总闲置率、季节性闲置率分别显著下降 1.903 和 1.674 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数分别显著减少 1.980 栋和 1.718 栋；中郊村的农房总闲置率、季节性闲置率分别显著下降 2.414 和 2.249 个百分点，每百户农房总闲置数和季节性闲置数分别显著减少 2.477 栋和 2.340 栋；远郊村的各项农房闲置测度指标均无显著变化。由此可见，宅基地制度改革能有效减缓近郊村和中郊村的农房总闲置与季节性闲置程度，但对远郊村的农房闲置程度影响不显著。而且相较之下，宅基地制度改革对中郊村农房闲置程度的减缓效应比近郊村更大。

在村庄规模层面，在控制其他影响因素不变的条件下，开展宅基地制度改革后，特大型村的农房总闲置率、季节性闲置率和常年闲置率依序显著下降 2.251、1.848 和 0.404 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数及常年闲置数依序显著减少 2.390 栋、1.980 栋和 0.409 栋；大型村的农房总闲置率、常年闲置率分别显著下降 1.969 和 0.216 个百分点，每百户农房总闲置数、常年闲置数显著减少 2.063 栋和 0.281 栋；而中型村农房闲置的所有测度指标均变化不显著；小型村的农房季节性闲置率和每百户农房季节性闲置数则分别显著下降 4.822 个百分点、减少 4.951 栋。以上说明宅基地制度改革不仅能减缓特大型村的农房总闲置、季节性闲置以及常年闲置程度，也能减缓大型村的农房总闲置与常年闲置程度，还能减缓小型村的农房季节性闲置程度，但对中型村的农房闲置程度无显著影响。此外，相比大型、中型及小型村，宅基地制度改革对特大型村农房闲置程度的减缓效应最大。

表 7 宅基地制度改革对农房闲置影响效应 (ATT) 的群组差异

变量	分类标准	农房闲置率			每百户农房闲置数		
		总闲置率	季节性闲置率	常年闲置率	总闲置数	季节性闲置数	常年闲置数
经济区域	东部村庄	-0.345 (0.578)	-0.399 (0.453)	0.054 (0.210)	-0.226 (0.626)	-0.281 (0.487)	0.056 (0.230)
	中部村庄	-2.177*** (0.753)	-1.842*** (0.593)	-0.336 (0.258)	-2.358*** (0.790)	-1.927*** (0.620)	-0.458 (0.273)
	西部村庄	-5.048*** (0.820)	-4.179*** (0.671)	-0.869*** (0.271)	-4.926*** (0.803)	-4.159*** (0.651)	-0.767*** (0.276)
	东北村庄	-0.873 (1.196)	-1.651* (0.933)	0.778 (0.515)	-0.834 (1.112)	-1.546* (0.872)	0.712 (0.477)
地理区位	近郊村	-1.903*** (0.475)	-1.674*** (0.367)	-0.229 (0.178)	-1.980*** (0.496)	-1.718*** (0.381)	-0.262 (0.186)
	中郊村	-2.414*** (0.604)	-2.249*** (0.480)	-0.165 (0.206)	-2.477*** (0.615)	-2.340*** (0.487)	-0.147 (0.213)
	远郊村	-1.023 (1.334)	-0.859 (1.131)	-0.165 (0.476)	-1.413 (1.303)	-1.085 (1.116)	-0.327 (0.441)
村庄规模	特大型村	-2.251*** (0.401)	-1.848*** (0.320)	-0.404*** (0.140)	-2.390*** (0.410)	-1.980*** (0.326)	-0.409*** (0.144)
	大型村	-1.969** (0.980)	-1.753 (0.759)	-0.216** (0.367)	-2.063** (1.014)	-1.782 (0.784)	-0.281** (0.376)
	中型村	-1.241 (1.327)	-0.552 (1.044)	-0.688 (0.497)	-1.163 (1.371)	-0.393 (1.085)	-0.770 (0.495)
	小型村	-4.921 (3.211)	-4.822** (2.380)	-0.099 (1.361)	-5.024 (3.515)	-4.951** (2.565)	-0.073 (1.513)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内数字为标准误。其他 4 种匹配法的估计结果与 k 近邻匹配法的高度相近，故不予列示。

## (二) 影响机制探讨

以上研究着重聚焦宅基地制度改革能否减缓农房闲置及其作用大小，但宅基地制度改革如何减缓农房闲置更值得关注。根据上文 (3) ~ (5) 式回归方程，应用索贝尔检验 (Sobel test) 与自抽样检验 (bootstrap test) 分析可知 (表 8)：

以宅基地取得为中介变量时，在路径 i、ii、iv 和 v 中，间接效应和直接效应在 1%或 5%统计水平上显著且符号相同，其中，间接效应占比分别为 1.228%、1.556%、1.279%和 1.681%，这说明宅基地取得在宅基地制度改革与农房闲置的关系中发挥了“部分中介效应”，即从严管控、审批宅基地不仅有助于降低农房总闲置率和季节性闲置率，还能减少每百户农房总闲置数和季节性闲置数。以宅基地流转为中介变量时，在路径 I、II、IV 和 V 中，间接效应和直接效应均显著 (5%或 10%统计水平) 且符号相同，相应的间接效应占总效应的比例依次为 3.366%、2.386%和 3.350%，这说明宅基地流转

在宅基地制度改革与农房闲置的关系中同样发挥了“部分中介效应”，即促进宅基地流转既可降低农房季节性闲置率，也能减少每百户农房总闲置数和季节性闲置数。

反观路径iii、vi和路径III、VI中，尽管间接效应与直接效应的符号相反，总效应小于直接效应，且95%的置信区间包含0，但间接效应均不显著。根据范长煜（2016）、张昊民与何奇学（2017）以及张懿等（2019）的相关解释框架，前述结果表明宅基地取得或宅基地流转在宅基地制度改革与农房常年闲置之间既未发挥“中介效应”也不存在“遮掩效应”，究其原因可能在于农房常年闲置既无助于申请宅基地建新房（“一户一宅”政策限制），也因年久失修、存在一定安全隐患而不利于“房地一体”流转（出租、转让或入股等）。

表8 中介分析结果

影响路径	索贝尔检验			自抽样检验			
	间接效应	直接效应	总效应	中介效应 占比或遮 掩效应量	间接效应	95%的置信区间	
						上限	下限
i. 宅基地制度改革→宅基地取得→农房总闲置率	-0.033** (0.015)	-2.695*** (0.376)	-2.728*** (0.376)	1.228	-0.033** (0.015)	-0.063	-0.004
ii. 宅基地制度改革→宅基地取得→农房季节性闲置率	-0.034*** (0.013)	-2.129*** (0.273)	-2.162*** (0.273)	1.556	-0.034** (0.014)	-0.061	-0.006
iii. 宅基地制度改革→宅基地取得→农房常年闲置率	0.001 (0.004)	-0.339*** (0.121)	-0.338*** (0.121)	[0.003]	-0.001 (0.005)	-0.008	0.010
iv. 宅基地制度改革→宅基地取得→每百户农房总闲置数	-0.039** (0.017)	-3.035*** (0.397)	-3.075*** (0.397)	1.279	-0.039** (0.017)	-0.073	-0.006
v. 宅基地制度改革→宅基地取得→每百户农房季节性闲置数	-0.041*** (0.015)	-2.420*** (0.288)	-2.461*** (0.288)	1.681	-0.041*** (0.015)	-0.071	-0.011
vi. 宅基地制度改革→宅基地取得→每百户农房常年闲置数	0.002 (0.004)	-0.422*** (0.128)	-0.420*** (0.128)	[0.005]	0.002 (0.005)	-0.007	0.011
I. 宅基地制度改革→宅基地流转→农房总闲置率	-0.048* (0.040)	-2.659*** (0.379)	-2.707*** (0.377)	1.774	-0.048* (0.043)	-0.132	-0.036
II. 宅基地制度改革→宅基地流转→农房季节性闲置率	-0.072*** (0.033)	-2.075*** (0.276)	-2.147*** (0.392)	3.366	-0.072*** (0.028)	-0.127	-0.018
III. 宅基地制度改革→宅基地流转→农房常年闲置率	0.021 (0.013)	-0.347*** (0.121)	-0.326*** (0.120)	[0.061]	0.021 (0.014)	-0.006	0.048
IV. 宅基地制度改革→宅基地流转→每百户农房总闲置数	-0.072* (0.042)	-2.935*** (0.399)	-3.006*** (0.397)	2.386	-0.072* (0.040)	-0.154	-0.004
V. 宅基地制度改革→宅基地流转→每百户农房季节性闲置数	-0.082*** (0.032)	-2.367*** (0.291)	-2.449*** (0.289)	3.350	-0.082*** (0.029)	-0.138	-0.026
VI. 宅基地制度改革→宅基地流转→每百户农房常年闲置数	0.022 (0.014)	-0.421*** (0.128)	-0.399*** (0.127)	[0.052]	0.022 (0.013)	-0.004	0.048

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。小括号内为标准误；中介效应或遮掩效应均是

间接效应；中括号内为遮掩效应量，等于遮掩效应除以直接效应（取绝对值）；中介效应占比即中介效应占总效应的比例（%）；bootstrap 的重复次数为 1000；控制变量的估计结果予以省略。

## 五、结论与启示

本文基于全国 30 个省（市、区）200 个县（市、区）31288 个行政村的问卷调查数据，利用倾向得分匹配法测算了宅基地制度改革对农房总闲置率、季节性闲置率、常年闲置率及每百户农房总闲置数、季节性闲置数、常年闲置数的影响效应及其组群差异，并运用中介分析法探讨了宅基地制度改革对农房闲置程度的作用机制。研究表明：宅基地制度改革能有效减缓农房闲置程度，而且对季节性闲置农房的盘活效力大于对常年闲置农房的作用，不仅使行政村农房总闲置率、季节性闲置率、常年闲置率分别净下降 2.321、2.051 和 0.270 个百分点，也使每百户农房总闲置数、季节性闲置数、常年闲置数依序净减少 2.408 栋、2.114 栋和 0.294 栋。相比其他不同类型村庄，宅基地制度改革对特大型村、中郊村及西部村庄农房闲置的减缓效应更大且显著。宅基地取得或流转在宅基地制度改革与农房闲置之间均发挥了部分中介作用，有助于减缓农房总闲置和季节性闲置，但无助于减缓农房常年闲置。

目前，中国农房闲置并非局部地区的特殊现象，而是广大农村地区的普遍性问题。在新时期、新形势下，能否盘活利用好闲置农房势必关乎乡村振兴战略的整体效果和预期目标。基于上述研究结论，可得到如下政策启示：一是明确主攻方向、突出重点，优先在特大型村、中郊村以及西部村庄开展宅基地制度改革试点，打造一批闲置农房盘活的亮点村，为提高改革整体效能树立典型示范。二是坚持差异化、精细化、精准化的思维，不搞“一刀切”，分类施策，即根据农房季节性闲置与常年闲置特征，分别建立不同的盘活利用机制，以最大程度提高闲置农房利用率和增加农民财产性收入。三是完善宅基地审批制度，规范审批行为，杜绝非法“一户多宅”（如建新未拆旧的一户多宅、骗取审批手续建造的一户多宅、不符合分户政策的一户多宅等）造成的农房闲置现象。四是健全宅基地流转制度，培育、发展宅基地流转市场（搭建交易平台），在合理设置放活条件的基础上，允许宅基地使用权通过其上农房的租赁、转让、入股等方式流转，拓宽闲置农房盘活利用渠道。

### 参考文献

- 1.安徽省政府发展研究中心课题组，2017：《多措并举盘活利用空闲农房》，《决策》第7期。
- 2.曹泮天，2012：《论宅基地使用权流转的理论基础》，《法学杂志》第6期。
- 3.陈璐、黄善林，2019：《基于宅基地制度改革的贫困农户住房保障及其对策研究——以黑龙江省9县（区）3370户农户为样本》，《求是学刊》第4期。
- 4.陈小君、蒋省三，2010：《宅基地使用权制度：规范解析、实践挑战及其立法回应》，《管理世界》第10期。
- 5.董新辉，2019：《新中国70年宅基地使用权流转：制度变迁、现实困境、改革方向》，《中国农村经济》第6期。
- 6.董祚继，2018：《“三权分置”——农村宅基地制度的重大创新》，《中国土地》第3期。
- 7.范长煜，2016：《遮掩效应与中介效应：户籍分割与地方城市政府信任的中间作用机制》，《甘肃行政学院学报》第3期。

- 8.方志权、晋洪涛、张晨, 2018: 《上海探索盘活利用农民闲置房屋的调研与思考》, 《科学发展》第6期。
- 9.高圣平, 2019: 《宅基地制度改革政策的演进与走向》, 《中国人民大学学报》第1期。
- 10.桂华, 2015: 《公有制视野下宅基地制度及其改革方向辨析》, 《政治经济学评论》第5期。
- 11.韩松, 2012: 《新农村建设中土地流转的现实问题及其对策》, 《中国法学》第1期。
- 12.亢德芝、黄月恒、李皓晟, 2019: 《“三权分置”背景下的宅基地利用模式探索》, 《中国土地》第3期。
- 13.孔祥智, 2019: 《宅基地改革 政策沿革和发展方向》, 《农村工作通讯》第12期。
- 14.龙开胜, 2016: 《宅基地使用权制度改革的现实逻辑与路径选择》, 《社会科学家》第2期。
- 15.刘守英, 2015: 《农村宅基地制度的特殊性与出路》, 《国家行政学院学报》第3期。
- 16.刘守英, 2014: 《中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革》, 《国际经济评论》第3期。
- 17.吕永江, 2019: 《绍兴激活闲置农房推进乡村振兴的实践与思考》, 《新农村》第2期。
- 18.毛其淋、许家云, 2014: 《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》, 《世界经济》第8期。
- 19.钱龙、钱文荣、郑思宁, 2016: 《市民化能力、法律认知与农村宅基地流转——基于温州试验区的调查与实证》, 《农业经济问题》第5期。
- 20.孙永军、付坚强, 2012: 《论农村宅基地取得纠纷的表现、原因和处理》, 《中国土地科学》第12期。
- 21.魏后凯、刘同山, 2016: 《农村宅基地退出的政策演变、模式比较及制度安排》, 《东岳论丛》第9期。
- 22.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。
- 23.谢军, 2019: 《绍兴“闲置农房激活”改革实践》, 《农村经营管理》第3期。
- 24.严金明、迪力沙提、夏方舟, 2019: 《乡村振兴战略实施与宅基地“三权分置”改革的深化》, 《改革》第1期。
- 25.印子, 2014: 《农村宅基地地权实践及其制度变革反思——基于社会产权视角的分析》, 《中国农村观察》第4期。
- 26.翟全军、卞辉, 2016: 《城镇化深入发展背景下农村宅基地流转问题研究》, 《农村经济》第10期。
- 27.张昊民、何奇学, 2017: 《高管薪酬激励与组织绩效: 基于管理者过度自信的“遮掩效应”》, 《现代财经》第6期。
- 28.张军涛、游斌、翟婧彤, 2019: 《农村宅基地“三权分置”的实现路径与制度价值——基于江西省余江区宅基地制度改革实践》, 《学习与实践》第3期。
- 29.张懿、纪建悦、周婧琳, 2019: 《金融配置视角下金融发展与技术创新——基于房地产投资占比的遮掩效应研究》, 《价格理论与实践》第12期。
- 30.张勇, 2018: 《农村宅基地制度改革的内在逻辑、现实困境与路径选择——基于农民市民化与乡村振兴协同视角》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 31.张勇, 2019: 《乡村振兴背景下农村宅基地盘活利用问题研究》, 《中州学刊》第6期。
- 32.张元葆、孙雷, 2016: 《托管农村闲置住宅拓展乡村旅游服务》, 《中国合作经济》第5期。
- 33.钟荣桂、吕萍, 2018: 《江西余江宅基地制度改革试点经验与启示》, 《经济体制改革》第2期。
- 34.中国社会科学院农村发展研究所课题组, 《中国农村发展报告(2017)》, 中国社会科学出版社, 2017。
- 35.周江梅、黄启才, 2019: 《改革开放40年农户宅基地管理制度变迁及思考》, 《经济问题》第2期。
- 36.朱凤凯、张凤荣, 2016: 《城市化背景下宅基地利用的租值消散与农户行为研究——以北京市朝阳区下辛堡村为例》, 《自然资源学报》第6期。

37. 诸培新、曲福田、孙卫东, 2009: 《农村宅基地使用权流转的公平与效率分析》, 《中国土地科学》第5期。
38. Abadie A., D. Drukker, J.L. Herr, and G.W. Imbens, 2004, “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *The Stata Journal*, 4(3): 290-311.
39. Baron, R.M., and D.A. Kenny, 1986, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
40. Becker, S., and A. Ichino, 2002, “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores”, *The Stata Journal*, (4): 358-377.
41. Mackinnon, D.P., J.L. Krull, and C.M. Lockwood, 2000, “Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect”, *Prevention Science*, 1(4):173-181.
42. Rosenbaum, P.R., and D.B. Rubin, 1983, “The Central role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1):41-55.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国农业科学院农业经济与发展研究所;

<sup>2</sup> 农业农村部农村合作经济指导司;

<sup>3</sup> 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

## Did Rural Homestead Institutional Reform Decrease the Number of Disused Farmhouses? An Empirical Analysis Based on the PSM and MA Methods

Guo Junping Zhong Luqing Qu Song Tan qingxiang

**Abstract:** Based on the field survey data from 31288 villages, 200 counties in 30 provinces in China, this article comprehensively applies the propensity score matching (PSM) model and mediation analysis (MA) method to emphatically examine the inhibiting effect and influencing mechanism of rural homestead institutional reform on disused farmhouses, and compares the group differences under varied economic areas, geographical locations and village sizes. The results indicate that rural homestead institutional reform can effectively reduce the disused degree of farmhouses, and its effect on seasonal vacancy is larger than that on perennial vacancy. To be specific, the total farmhouse vacancy rate, seasonal vacancy rate and perennial vacancy rate reduced by the homestead institutional reform are 2.321, 2.051 and 0.270 percentage points, respectively. Meanwhile, the number of the total vacancy, seasonal vacancy and perennial vacancy can also decrease by 2.408, 2.114 and 0.294 buildings, respectively. Compared with other different types of villages, the homestead institutional reform has much larger and more significant inhibiting impacts in oversized villages, in-between suburban villages and western villages. In addition, the homestead acquisition and its use right transfer play a mediating role in the homestead institutional reform, which contributes to decreasing the total vacancy and seasonal vacancy rather than the perennial vacancy.

**Key Words:** Rural Homestead Institutional Reform; Disused Farmhouse; Propensity Score Matching; Mediation Analysis