

# 抑减还是诱致：宅基地确权 对农村违法占地建房的影响\*

郭君平<sup>1</sup> 仲鹭勃<sup>2</sup> 曲 颂<sup>1</sup> 朱铁辉<sup>1</sup>

**摘要：**基于全国31288个行政村的样本数据，本文综合运用多种计量经济模型验证宅基地确权对农村违法占地建房的影响。研究发现：宅基地确权对农村违法占地建房兼具抑制发生概率、减少存量的双重作用，不存在诱致效应。宅基地确权对不同程度违法占地建房的减缓作用存在显著异质性，即宅基地确权对轻度的违法占地建房问题减缓作用最大，中度次之，重度最小。不同经济区域对宅基地确权抑减农村违法占地建房现象有显著的调节效应，即经济发展水平越高的区域，宅基地确权对违法占地建房的抑减作用越大。闲置宅基地复垦在宅基地确权抑减农村违法占地建房过程中具有遮掩效应（即削弱作用）。据此，本文认为，宅基地确权是遏制、整治农村违法占地建房的重要切入点和着力点，但应根据各地经济发展水平、违法占地建房严重程度，在保障宅基地居住功能前提下，执行差别化的宅基地确权、管理与利用政策。

**关键词：**宅基地确权 农村违建房 宅基地复垦 中介机制 遮掩效应

**中图分类号：**F321.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

20世纪80年代以来，随着农村经济快速发展，农户扩大住房面积、改善居住条件的需求和能力与日俱增；同时，家庭结构核心化、住户规模小型化进一步加剧了分家立户、分户建房趋势，致使农村居民点用地规模不断扩张且人均住房面积大幅增加。2018年农村人均住房面积47.30平方米<sup>①</sup>，比1980年增长403.19%<sup>②</sup>。高度活跃的建房投资活动虽有效满足了农户劳作、居住、社交、文化等多层次需求，但也伴生了未批先建、边批边建、少批多建、移位乱建、建新不拆旧及改变地类等诸多违法

\*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》（编号：20CGL032）、中国农业科学院“院级青年英才”和农业经济与发展研究所“所级青年英才”培育工程的资助。本文通讯作者：曲颂。

<sup>①</sup>参见《李晓超：经济总量迈上新台阶 人民生活水平持续提高》，[http://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/sjjd2020/202001/t20200110\\_1764882.html](http://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/sjjd2020/202001/t20200110_1764882.html)。

<sup>②</sup>1980年，农村人均住房面积为9.40平方米。数据来源于《中国统计年鉴1999》。

占地建房行为（Wu et al., 2018；吕萍等，2020）。各地情况表明，农村违法占地建房现象较为普遍，如贵州省相关国土部门于2014年对5个地级市的调查显示，11.85%的农户家庭拥有2~4处宅基地，17.50%的农户家庭存在“超标占地”问题，“两栖占地”现象也随着农民持续向城市迁徙而愈发严重（黄砾，2020）；张水峰和金兆怀（2015）调查了江西省8个县的宅基地情况后发现，“一户多宅”农户占比为13.48%，“超标建房”和“两栖占地”的农户合计占比为15.86%。不仅如此，东部发达地区和城市近郊区的农村违法占地建房现象更加突出。农村违法占地建房不仅违背国家节约集约用地政策，对严守18亿亩耕地红线造成巨大压力，还影响了乡村生态效益、基层治理秩序甚至党和政府公信力（杨帆和邹伟，2017；吕萍和钟荣桂，2018），在一定程度上阻碍了农业农村现代化建设和城乡融合发展。2020年，自然资源部、农业农村部联合下发《关于农村乱占耕地建房“八不准”的通知》<sup>①</sup>和《关于保障农村村民住宅建设合理用地的通知》<sup>②</sup>，部署开展农村乱占耕地建房专项整治工作。同年，中央全面深化改革委员会审议通过的《深化农村宅基地制度改革试点方案》亦提出，要将妥善处置历史遗留的违法违规占地建房问题和加快完成房地一体宅基地确权登记颁证作为新一轮宅基地制度改革试点的重要基础工作。但是，现实中整治农村违法占地建房乱象面临发现难、查办难、预防难等多重困境，以致屡禁不止，因此如何构建有效的识别与治理机制成为一项紧迫课题。

近十余年，部分学者透过局部地区的典型事实解析了农村违法占地建房问题出现、蔓延及难以遏制的根源。一是建房用地供不足需。主要表现为农村建设用地指标紧缺，部分刚需农户无法通过正式渠道、正常审批及时获批所需宅基地（华林江，2018）。二是经济利益驱动。由于宅基地“私有”观念普遍且资产属性日渐凸显，农民纷纷通过扩建争夺更多宅基地以满足对资产价值的诉求（林李月等，2020；袁方成和王丹，2021）。三是管理制度不完善。如农户分户现实与宅基地无偿分配规则相互抵牾；村集体的事权与财权不对应；政府权力运行越位、管理职责弱化和行为边界模糊等（陈小君，2019；高飞，2020；魏程琳，2021）。四是规划指导缺失。目前全国仅不足五成村庄编制了相关规划<sup>③</sup>，且多数是针对村庄范围的简单规划，与土地利用规划、城乡规划衔接不力（刘锐，2019）。五是执法监察不到位。如基层执法队伍力量薄弱、运动式或选择性执法盛行、立案审查期限久、监督制约机制缺位及部门间协作不畅等（何燕玲，2013）。六是干群法律意识淡薄。部分乡村干部对违法占地建房的危害性认识不足，部分农民无知无畏（不学法、不知法、不懂法）或明知故犯（不信法、不畏法、不守法），致使一家违建、多家效仿（张强，2016）。然而，迄今学界对农村违法占地建房现象的研究在内容上限于成因与对策分析，在方法上囿于定性与规范分析，总体上既不深入也不系统，对很多基

<sup>①</sup>参见《自然资源部 农业农村部关于农村乱占耕地建房“八不准”的通知》，[http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-07/31/content\\_5531728.htm](http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-07/31/content_5531728.htm)。

<sup>②</sup>参见《自然资源部 农业农村部关于保障农村村民住宅建设合理用地的通知》，[http://gi.mnr.gov.cn/202007/t20200731\\_2535296.html](http://gi.mnr.gov.cn/202007/t20200731_2535296.html)。

<sup>③</sup>曲颂、周慧、韩昕儒、王国刚、胡向东，2021：《“软硬兼修”合力推动乡村建设行动》，《农民日报》2021年5月15日第3版。

本或关键问题的研究仍处于“空白”状态，比如，农村违法占地建房的全国概况、分布分类特征及相关政策举措（如宅基地确权、宅基地制度改革等）的整治效果与作用机理如何，等等。

宅基地确权是顺应城乡要素双向流动趋势、扩大宅基地产权结构开放性的必要前置性措施（叶兴庆，2019），旨在明晰宅基地空间边界和权利主体。正如新制度经济学所指出的那样，在资源配置和财产交易时，清晰界定产权，明确交易双方的权利义务，可有效降低交易费用和提高配置效率，进而活跃市场（Goldsteina et al., 2018; Song, et al., 2020）。自党的十七届三中全会首次提出“搞好农村土地确权、登记、颁证工作”<sup>①</sup>以来，国家政策文件多次就宅基地确权登记工作做出了部署和要求。早在2010年，中央“一号文件”就提出对宅基地开展确权登记颁证工作。2013年的中央“一号文件”明确要求全面开展农村土地确权登记颁证工作。2014年，原国土资源部、财政部等五部门联合下发《关于进一步加快推进宅基地和集体建设用地使用权确权登记发证工作的通知》，要求加快推进农村房地一体确权登记发证。2019—2021年，中央“一号文件”连年强调扎实推进、规范开展房地一体的宅基地确权登记颁证工作。尽管有研究表明宅基地确权有产权保障效应，以法律形式落实宅基地的用益物权，有利于保障农民对宅基地及地上房屋占有、使用、收益、流转等排他性权能（吴郁玲等，2018；郭贯成和盖璐娇，2021），但各地实践之路并不顺畅，其主要障碍除登记主体不明、权属来源复杂、基础地籍资料不全、法制依据矛盾混乱、工作机制不健全、监督管理不到位及权利主体认知局限之外（彭长生等，2019；杨静和骆秀芳，2021），还有大量不具备确权登记条件的违法占地建房问题，这极大地增加了宅基地确权难度并迟滞了进程（于水和丁文，2016）。

综上所述，农村违法占地建房会阻碍宅基地确权在理论界与实践界已成为共识。然而，宅基地确权对农村违法占地建房的影响又如何？两者之间是否存在互为因果的关系？目前尚无文献对此进行实证检验，究其主因在于违法占地建房话题虽是社会热点但极为敏感，且绝大多数学者难以获取高可信度的大样本数据。鉴于此，本文利用全国范围内的抽样调查数据，尝试探析宅基地确权对农村违法占地建房的影响方向、程度及其内在机制。本研究可能的边际贡献或创新之处在于：其一，构建了一个理解宅基地确权与农村违法占地建房之间关系的分析框架，并分别揭示了不同经济区域、闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房影响中的调节机制与中介机制。其二，跳出定性分析（案例分析）或规范分析的窠臼，基于计量分析所得的结论或观点，不仅可深化和丰富社会各界对农村违法占地建房治理规律的认知，更可为政府部门建立宅基地管理长效机制提供科学决策依据。其三，基于大型专项调查，所得村级微观数据兼具样本量大、覆盖面广、代表性强等多重特征。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）宅基地确权影响农村违法占地建房的总体分析

1.对增量的影响。一方面，宅基地确权从信息化角度强化了自然资源管理部门的监控能力，在宅基地经济价值高、利益复杂的征地拆迁区有利于弱化农民的“违建”预期（杜鹏，2016），而且确权

<sup>①</sup>参见《关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，[http://www.gov.cn/test/2008-10/31/content\\_1136796.htm](http://www.gov.cn/test/2008-10/31/content_1136796.htm)。

过程中相关政策宣传、业务培训及村民间信息传播会对有潜在违法占地建房行为的农户起到警示作用，这意味着宅基地确权可能对有违法占地建房倾向者形成有力的震慑效应，从而抑制违法占地建房新增。另一方面，改革开放以来，地权稳定是中国土地政策变迁的基本导向（张连华和霍学喜，2020），法律层面的确权颁证能有效提升宅基地产权强度和事实层面的产权稳定性，进一步强化农户宅基地“私有”认知和禀赋效应（钱龙等，2020），由此农户对宅基地的经济价值会作出更高的评价，进而诱致农户突破法规约束抢占更多宅基地或更好位置。因此，宅基地确权对农村违法占地建房形成正负两种作用力，违法占地建房发生与否是两种力量综合后的结果。基于此，本文提出假说1和假说2。

H1：宅基地确权可通过甄别、警示等功能，抑制新增农村违法占地建房。

H2：宅基地确权会通过强化农户“私有”认知和禀赋效应，诱使农村违法占地建房发生。

2.对存量的影响。现行宅基地确权政策及相关法律法规明确要求各地按照不同处置方式分门别类、因地制宜地整治农村违法占地建房存量。例如，对于乱占耕地建房、违反生态保护红线管控建房、城市居民非法购买宅基地建房或“小产权房”等，不得予以确权登记合法化；对于“未批先建”或骗取批准建造的农房，不仅不予确权登记，还由县级以上人民政府农业农村主管部门责令退还非法占用的土地，限期拆除其上建造的房屋；对于1987年《中华人民共和国土地管理法》实施后，农民建房占用的宅基地超过当地规定面积标准的，按批准面积确权登记，超过部分不予确权，但可在登记证书上备注说明，待以后分户建房或现有房屋征迁、改建、翻建、政府依法实施规划重新建设时，按有关规定做出处理，并按规定面积标准重新确权。此外，通过地籍调查能够查清、化解历史遗留的不符合政策的宅基地占有，促进依法合理用地（杨璐璐，2016）。可见，宅基地确权有助于甄别农村违法占地建房存量问题，并可作为清理整顿的抓手和依据。据此，本文提出假说3。

H3：宅基地确权有利于发现并整治既有违法占地建房事实，从而减少农村违法占地建房存量。

### （二）宅基地确权影响农村违法占地建房的异质性分析

虑及农村违法占地建房状况下宅基地确权影响的异质性及其变动特点，本研究拟实证检验宅基地确权对不同程度农村违法占地建房的影响是否存在差异。行政村中违法占地建房数量的多寡可直观反映违法占地建房状况的严重程度，并对应不同的定性等级，如轻度、中度、重度三级，抑或轻度、中度、重度、极重度四级，或根据研究所需相机设置一级至N级（ $N \geq 2$ ）<sup>①</sup>。一般而言，行政村违法占地建房严重程度越深，其开展宅基地确权的难度越大、进度越慢，从而对违法占地建房严重程度的减缓作用越小；反之，行政村违法占地建房严重程度愈轻，其宅基地确权工作越容易开展且完成得越快，在一定时期内对违法占地建房严重程度的减缓作用越大。简言之，宅基地确权对行政村处于不同严重程度违法占地建房状态的影响大小不同。由此，本文提出假说4。

H4：宅基地确权对严重程度不同的农村违法占地建房状态的影响存在异质性。

### （三）宅基地确权对农村违法占地建房的作用机制分析

1.不同经济区域的调节作用机理。宅基地确权抑减农村违法占地建房现象的有效程度可能受制于

<sup>①</sup> 此处设置与既有文献资料中将不同收入水平的农户划分成不同收入组（如四等分组、五等分组或十等分组）同理。

区域经济发展水平。一方面，区域经济发展有助于加快宅基地确权步伐。从宅基地确权的需求侧看，经济发展水平愈高的区域，农民思想观念的现代化程度愈高，明晰宅基地产权的意识与动机也愈强，因此农民对宅基地确权更为认可和接受，有利于深入推进相关工作；从宅基地确权的工作基础看，发达地区政府的人力、物力、财力、信息、技术等资源相对充足，可为宅基地确权的顺利开展提供便利条件。另一方面，区域经济发展有可能加剧农村违法占地建房乱象。在经济发展水平越高的区域，宅基地确权带来产权稳定性所诱发的宅基地溢价效应与农房增值（或租金看涨）预期越大，但较大的农房增值空间或过高的租金诉求会使更多农民冒险违法占地建房（王婕，2020），进而提升农村违法占地建房发生概率和存量。这正如朱明芬等（2016）依常理所做的推论：区域经济条件越优越，即工业化程度、城市化水平越高的区域，农村宅基地及其住房的现实经济价值和潜在收益越高，违法占地建房行为的频率和规模就越大。因此，本文提出假说5。

H5：不同经济区域对宅基地确权抑减农村违法占地建房现象有显著的调节效应。

2. 闲置宅基地复垦的中介作用机理。可以从两方面考察闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房影响中的作用。其一，宅基地确权对闲置宅基地复垦的作用。众多实证研究验证，土地确权通过提升产权强度和稳定个体预期，能有效激励农户市场化配置土地资源（Deininger et al., 2011; Wang et al., 2015），进而提高闲置资源利用效率。对于宅基地而言，清晰的产权界定和法律层面的权利认定有助于宅基地资源的交易与利用，包括复垦、流转、抵押、退出等（钱龙等，2020）。即宅基地确权在一定程度上可促进闲置宅基地复垦。其二，闲置宅基地复垦与农村违法占地建房之间的关系。复垦是闲置宅基地的盘活方式之一，多与宅基地有偿退出结合使用。一般而言，闲置宅基地复垦通过增加有效耕地面积，将节余的农村建设用地指标经“增减挂钩”转变为城镇建设用地指标，推动区域城镇化发展（王兆林等，2016）。从理论与政策指引角度考量，开展闲置宅基地复垦的地方，需依法依规利用城乡建设用地增减挂钩、集体经营性建设用地入市等政策，为农民建房提供土地要素保障<sup>①</sup>，因此，当地农民违法占地建房的可能性相对很小。然而，在具体实践中，由于地方财政对土地的依赖，有些地方为了利益最大化，会尽可能将宅基地复垦成耕地，形成新增建设用地指标后转让获利，其结果往往忽视了部分农户合理的建房用地需求，进而诱发农村违法占地建房问题。可见，闲置宅基地复垦与农村违法占地建房现象之间的相关性较强。基于以上分析，本文提出假说6。

H6：闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房的影响中发挥部分中介效应。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文所用数据来自农业农村部农村合作经济指导司于2019年4月组织完成的“全国闲置宅基地和闲置农房状况调查”。此项调查样本选择采取多阶段分层随机抽样方式，从全国30个省份随机选

<sup>①</sup>参见《农业农村部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》，[http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/16/content\\_5440479.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/16/content_5440479.htm)。

取 200 个县（市、区），再从每个县（市、区）中随机抽取约 240 个行政村。调查方式为问卷调查，剔除无效问卷后，共获取有效村级问卷 31288 份。样本村的基本特征如表 1 所示。

表 1 受访行政村的基本特征

违法占地建房	样本量	占比 (%)	经济区域	样本量	占比 (%)
轻度违建村	2153	17.328	东部村庄	8937	28.560
中度违建村	855	6.880	中部村庄	9602	30.690
重度违建村	147	1.188	西部村庄	9524	30.440
无违建村	9273	74.614	东北村庄	3225	10.310
合计	12428	100.000	合计	31288	100.000
地形特征			村庄规模		
山地村庄	4187	13.420	特大型村	17830	60.970
高原村庄	5004	16.040	大型村	5060	17.300
丘陵村庄	8733	27.980	中型村	4573	15.640
平原村庄	9416	30.180	小型村	1781	6.090
盆地村庄	3862	12.380			
合计	31202	100.000	合计	29244	100.000
地理区位			确权与否		
近郊村	15644	50.850	确权村	19377	63.590
中郊村	10936	35.550	非确权村	11093	36.410
远郊村	4186	13.600			
合计	30766	100.000	合计	30470	100.000

注：①由于有些分组变量存在不同量级的缺失值，其所涉及的样本量各异且未达到有效样本量（31288 个）。②受访村可按违法占地建房数量划分为无违法占地建房村（0 宗）、轻度违法占地建房村（1~3 宗）、中度违法占地建房村（4~9 宗）、重度违法占地建房村（10 宗以上）四个等级。③根据《中华人民共和国国家标准（GB 50188-2007）：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。④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 公里以上）三类。⑤确权村包括调查时正在开展或已经完成宅基地确权工作的行政村。

从违法占地建房情况看，25.386%的行政村存在违法占地建房乱象，其中轻度、中度和重度违法占地建房的行政村分别占 17.328%、6.880%和 1.188%。从经济区域看，中、西部地区<sup>①</sup>的行政村分别占 30.690%和 30.440%，相比东部和东北地区更高。从地形特征看，平原、丘陵地区的行政村分别占 30.180%和 27.980%。从村庄规模和地理区位看，60.970%的行政村属于特大型村，50.850%的行政村是近郊村。从宅基地确权情况看，确权村和非确权村分别占 63.590%和 36.410%。

<sup>①</sup>东部地区包括：北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括：山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆；东北地区包括：辽宁、吉林、黑龙江。“全国闲置宅基地和闲置农房状况调查”在除山东以外的 30 个省份展开。

## （二）变量选取及描述性统计

1.因变量。本研究旨在廓清宅基地确权对农村违法占地建房现象的影响及其作用机制，结合相关数据的可获得性，共设置3个因变量，即“违法占地建房发生与否”“违法占地建房数量”和“违法占地建房严重程度”。

2.关键自变量。作为宅基地制度改革试点的基础工作，宅基地确权是本文关注的核心自变量，在调查问卷中对应“行政村是否开展了宅基地确权工作”这一问题。

3.控制变量。实际上，农村违法占地建房状况也受到一些其他因素的间接影响。本文在考量样本数据显示出的各变量之间相关关系的基础上，通过理论分析和参照历史相关文献（胡银根等，2016；崔江红，2017；黄砾，2020；郭君平等，2020），将宅基地制度改革试点（简称“宅改试点”）、宅基地管理规定、经济区域、村庄规模、地形特征、地理区位、人口流动率、村庄规划、民族类型及宅基地流转等10个因素纳入控制变量范畴。

具体说明如下：①相比非宅改试点村，宅基地制度改革试点村发生违法占地建房的可能性更大且严重性更高，其原因是：改革前隐蔽的违法占地建房问题在宅改后逐渐暴露；宅改后申请新宅基地受到的约束更强，可获得性下降；以及宅改后宅基地的财产属性凸显，诱使部分农户铤而走险。②村级宅基地管理规定是针对农民合法使用或依法批准用于建造住宅的集体所有土地的管理办法，其制定依据主要是当地实际情况和《中华人民共和国土地管理法》《中华人民共和国物权法》等法律、法规及政策，有利于规范农民建房秩序。③东部地区地少人多且宅基地面积标准低，农民住房改善需求与宅基地供给不足的矛盾最突出，而东北地区人口外流严重、地广人稀且宅基地面积标准高，农村宅基地供大于求。相较东、中、西部地区，东北地区行政村发生违法占地建房的概率更低、数量更少。④中国行政村规模大小不一、相差悬殊，既有数千人的特大型村庄，也有几十人的小型村庄。通常村庄人口数量越多且构成越复杂，宅基地确权进展越缓慢，存在违法占地建房现象可能越多。⑤相较高原、丘陵、平原、盆地等地形村，山地村由于交通不便、监管力度不够及宅基地面积标准高、利用率低等原因，发生违法占地建房的可能性更大且情况更严重。⑥随着城市用地规模不断扩大，近郊村因地理位置优越、区位优势明显而日益成为各类问题的聚集地，特别是在外来农民工居住需求的催化下，农户为追求利益最大化易私搭乱建；相较之下，中郊村尤其是远郊村较少出现以上情况。⑦村庄人口净流出越多，则宅基地总需求越小且愿退出宅基地的进城农户越多（宅基地供给相应增加），因而村域内发生违法占地建房现象的概率越小、数量越少；反之同理。⑧改革开放后，不少地方曾编制甚至多轮编制了村庄规划，但均因用地规模与指标冲突、用地情况不明、村集体和村民抵制等原因而难以落地，致使城乡接合部、交通沿线、坝区周边等重点区域的农民违法占地建房行为更普遍。⑨由于经济发展水平、资源禀赋、地理环境（区位因素）、风俗习惯等方面的滞后性或差异性，民族地区农民违法占地建房状况可能比汉族地区更严峻。⑩宅基地兼具公共资源属性和建设自住房的土地财产意义，在局部地区已显现资产属性，加之受征地拆迁补偿政策的影响，农民作为“理性人”通常会设法扩大宅基地和住宅面积，再通过隐形（违法）流转实现当期收入与预期补偿最大化。

4.工具变量。众所周知，作为工具变量至少须满足以下条件：与内生解释变量高度相关，且与随

机误差项不相关。由于“一户一宅户数”与宅基地确权相关（一户一宅政策是开展宅基地确权工作的重要依据），但不影响农村违法占地建房，故本文选取“一户一宅户数”作为模型的工具变量。借鉴学界经验做法，构建两个模型对工具变量的外生性和有效性进行检验。结果显示，工具变量对行政村违法占地建房状况的影响不显著，但对宅基地确权影响显著，且相关系数检验同样支持此结果，这表明工具变量设定合理。

5.影响机制的调节变量与中介变量。在不同经济发展水平的区域，不仅农民违法占地建房的“获利空间”各异，而且宅基地确权的进度或难易程度不一。因此，本文择定控制变量中的经济区域作为调节变量。另外，如上文所述，宅基地确权有助于推动包括复垦在内的多种方式盘活闲置宅基地，而闲置宅基地复垦与农村违法占地建房之间存在强相关关系，故选择闲置宅基地复垦作为中介变量。即，本文分别选择1个调节变量和1个中介变量来探究宅基地确权对农村违法占地建房状况的作用机理。

6.变量的描述性统计分析。表2为变量的描述性统计。样本均值检验结果表明，相对于确权村，非确权村中发生违法占地建房乱象的行政村占比更高且情况更严重，这证实了宅基地确权村与非确权村发生违法占地建房状况存在显著差异。其他变量均值检验说明，农村违法占地建房状况在其他不同层面也大多存在显著差异。

表2 变量定义、描述性统计及均值检验

变量类型	变量名称	变量说明与赋值	全样本	确权村	未确权村	T 检验
			均值	均值	均值	t 值
因变量	违法占地建房发生与否	是否有违法占地建房现象，是=1，否=0	0.254 (0.004)	0.238 (0.005)	0.287 (0.007)	-5.817***
	违法占地建房数量	行政村内违法占地建房的实际数量（宗）	0.827 (0.017)	0.754 (0.020)	0.981 (0.033)	-6.173***
	违法占地建房严重程度	无（对照组）=0，轻=1度，中度=2，重度=3	0.347 (0.006)	0.320 (0.007)	0.403 (0.011)	-6.505***
关键自变量	宅基地是否确权	行政村是否开展了宅基地确权工作，是=1，否=0	0.636 (0.003)	1 (0)	0 (0)	—
控制变量	宅改试点	行政村是否为宅基地制度改革试点，是=1，否=0	0.171 (0.002)	0.185 (0.003)	0.148 (0.003)	8.246***
	宅基地管理规定	行政村是否出台村级宅基地管理规定，是=1，否=0	0.612 (0.003)	0.721 (0.003)	0.423 (0.005)	53.511***
	经济区域	东部地区=1，中部地区=2，西部地区=3，东北地区=4	2.222 (0.006)	2.215 (0.007)	2.235 (0.010)	-1.737*
	村庄规模	小型村=1，中型村=2，大型村=3，特大型村=4	3.335 (0.006)	3.311 (0.007)	3.377 (0.009)	-5.610***
	地形特征	山地=1，高原=2，丘陵=3，平原=4，盆地=5	3.114 (0.007)	3.162 (0.009)	3.029 (0.011)	9.235***
	地理区位	近郊村=1，中郊村=2，远郊村=3	1.627	1.639	1.607	3.652***



抑减还是诱致：宅基地确权对农村违法占地建房的影响

			(0.004)	(0.005)	(0.007)	
	人口流动率	(村户籍人口-村常住人口)×100/村户籍人口 (%)	-22.229 (9.390)	-24.075 (12.474)	-18.941 (13.726)	-0.262
	村庄规划	是否编制了村庄规划， 是=1，否=0	0.617 (0.003)	0.712 (0.003)	0.453 (0.005)	46.182***
	民族类型	民族地区=1，汉族地区=0	0.128 (0.002)	0.123 (0.002)	0.135 (0.003)	-2.985***
	宅基地流转	是否存在宅基地出租、转让等流转现象， 是=1，否=0	0.158 (0.002)	0.162 (0.003)	0.151 (0.003)	2.410**
工具变量	一户一宅户数	村内只有一处宅基地的农户数 (户)	470.458 (2.473)	455.489 (2.558)	496.849 (5.124)	-8.045***
中介变量	闲置宅基地复垦	行政村是否开展闲置宅基地复垦，是=1， 否=0	0.269 (0.003)	0.304 (0.003)	0.208 (0.004)	18.135***

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号内数值为 t 检验的标准误。②人口流动率取值不同其含义不完全相同，大于 0 表示人口净流出，等于 0 表示人口流入流出均衡或未发生变化，小于 0 表示人口净流入。

### (三) 模型设定

1. 基准模型。为考察宅基地确权对农村违法占地建房状况的影响，设定如下基准模型：

$$Illegal_i = a_0 + a_1 Confirm_i + \sum a_2 X_i + e_i \quad (1)$$

其中， $Illegal_i$  表示第  $i$  个行政村的违法占地建房状况， $Confirm_i$  表示第  $i$  个行政村的宅基地确权状况， $X_i$  为控制变量， $\varepsilon_i$  是随机扰动项。据此，并借鉴 Heckman (1978)、冯华超和钟涨宝 (2019) 的处理方式，在 Probit 模型、Tobit 模型和 Oprobit 模型的基础上，采用两阶段回归分别构建 IV-Probit 模型、IV-Tobit 模型和 IV-Oprobit 模型（工具变量回归法），以克服可能存在的互为因果关系或遗漏重要变量等引致的内生性问题。

2. 影响机制模型。（1）调节效应模型。由于所处经济区域的发展水平差异，致使不同行政村宅基地确权的难易程度和工作进度也大相径庭，进而影响农村违法占地建房状况。为考察经济区域的异质性对农村违法占地建房现象的影响，本文在（1）式的基础上，添加宅基地确权与经济区域的交互项（ $Confirm_i \times Region_i$ ）作为解释变量，将（1）式扩展为：

$$Illegal_i = \alpha_0 + \alpha_1 Confirm_i + \alpha_2 Region_i + \alpha_3 Confirm_i \times Region_i + \sum \alpha_4 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， $Region_i$  表示东、中、西部及东北地区四大经济区域，以近年地区生产总值为衡量标准，

分别代表由高至低的经济发展水平<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>据 2020 年和 2021 年《中国统计年鉴》及各省统计年鉴公布的数据测算，2019 年，各地的地区生产总值，东部地区达

(2) 中介效应模型。近年随着中介效应分析的日渐兴起，越来越多的学者发现此方法在一定程度上可揭示关键自变量对因变量影响的内在机制，本文借鉴 Baron and Kenny (1986)、温忠麟和叶宝娟 (2014) 的研究成果，构建如下模型：

$$Illegal_i = \alpha'_0 + \alpha'_1 Confirm_i + \sum \alpha'_2 X_i + \varepsilon'_{i1} \quad (3)$$

$$Mediator_i = \beta_0 + \beta_1 Confirm_i + \sum \beta_2 X_i + \varepsilon'_{i2} \quad (4)$$

$$Illegal_i = \gamma_0 + \gamma_1 Confirm_i + \gamma_2 Mediator_i + \sum \gamma_3 X_i + \varepsilon'_{i3} \quad (5)$$

(3) ~ (5) 式中，*Mediator* 为中介变量，其他符号的释义与前面公式相同。(3) 式表示宅基地确权对农村违法占地建房状况的总效应，(4) 式表示宅基地确权对中介变量的影响效应，(5) 式中的系数  $\gamma_2$  表示中介变量对农村违法占地建房状况的直接效应。将 (4) 式代入 (5) 式可得到中介变量的中介效应  $\gamma_2 \beta_1$ ，即宅基地确权通过中介变量对农村违法占地建房状况产生的影响。若  $\gamma_2 \beta_1$  和  $\gamma_2$  同号，说明闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房状况的影响中发挥中介作用；若  $\gamma_2 \beta_1$  和  $\gamma_2$  为异号，则说明闲置宅基地复垦在宅基地确权与农村违法占地建房状况之间具有遮掩效应<sup>①</sup>。

## 四、实证结果分析

### (一) 宅基地确权对违法占地建房的影响估计

1. 总体效应。表 3 中 Probit 模型 I 和 Tobit 模型 I 的回归结果表明，在未考虑内生性的情况下，宅基地确权显著地减缓了农村违法占地建房状况。为解决由关键自变量与因变量互为因果引起的内生性问题，本文采用了 IV-Probit 模型 I、IV-Tobit 模型 I 等工具变量回归模型。内生性检验结果表明，两模型的 Wald chi2 值分别为 119.840 和 123.000（均极显著），可见存在内生性问题，采用工具变量是有效的；此外，相关性检验结果表明，两模型第一阶段估计的 F 值对应的 P 值均在 1% 的统计水平上

511161.2 亿元，在全国占比为 51.9%；中部地区达 218737.8 亿元，占比为 22.2%；西部达 205185.2 亿元，占比为 20.8%；东北地区达 50249 亿元，占比为 5.1%。2020 年，东部地区地区生产总值达 525733.03 亿元，在全国占比为 51.75%；中部达 261760.81 亿元，占比为 25.76%；西部达 173753.5 亿元，占比为 17.10%；东北地区达 51124.82 亿元，占比为 5.03%。可见，近年东部、中部、西部及东北地区的地区生产总值排名并无变化，依序对应着由高到低的经济发展水平。

<sup>①</sup>新近发展的中介分析方法提出在自变量与因变量之间的关系分析中增加第三个变量，这样分析结果会出现三种相似的机制，分别是中介效应 (mediation effect)、混淆效应 (confounding effect) 及遮掩效应 (suppressing effect)。其中，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，中介效应变量和混淆效应变量均可以减少自变量与因变量之间的总效应；相反，遮掩效应即控制“遮掩变量”后自变量对因变量的作用力会变大。遮掩效应最初被用来指代人的感官在外界环境干扰下效能减弱的一种现象，在学术研究中被类比成两个变量之间影响的主效应被“遮掩变量”削弱。

显著，可见不存在弱工具变量问题。换言之，本文选取的工具变量能解决内生性问题。基于以上分析，本文以 IV-Probit 模型 I 和 IV-Tobit 模型 I 的回归结果作为解释依据。从中可知两点：一是关键自变量的边际效应或估计系数（绝对值）比基准模型中的更大，这说明若不采用工具变量解决内生性问题，会低估宅基地确权对农村违法占地建房状况的减缓作用。二是在控制其他变量的情况下，宅基地确权对农村发生违法占地建房的概率和数量均有极显著负向影响。即宅基地确权可使行政村发生违法占地建房的概率下降 398.500%、数量平均减少 8.504 宗，由此假说 1 的“抑制新增”效应和假说 3 得以验证，同时假说 2 不成立。这一发现与杜鹏（2016）的研究结果不同，他认为宅基地确权无助于普通农村“违建”问题的根本解决，因为宅基地确权可能造成历史遗留问题与矛盾集中爆发，增加宅基地资源优化的成本和难度。

表 3 宅基地确权对农村违法占地建房影响的总体估计

变量名	违法占地建房发生与否（概率）				违法占地建房数量（存量）			
	IV-Probit 模型 I		Probit 模型 I		IV-Tobit 模型 I		Tobit 模型 I	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地确权	-3.985***	0.579	-0.033***	0.009	-8.504***	2.673	-0.556***	0.142
宅改试点	0.449***	0.076	0.054***	0.011	2.071***	0.354	0.859***	0.174
宅基地管理规定	0.744***	0.137	-0.027***	0.010	3.362***	0.633	-0.480***	0.160
经济区域	-0.256***	0.026	-0.066***	0.005	-1.232***	0.124	-1.077***	0.077
村庄规模	0.107***	0.039	0.088***	0.006	0.616***	0.182	1.482***	0.093
地形特征	-0.027	0.025	-0.038***	0.004	-0.123	0.116	-0.598***	0.058
地理区位	-0.001	0.035	-0.026***	0.006	-0.020	0.163	-0.431***	0.093
人口流动率	0.000	0.001	2.136E-04	2.E-04	0.002	0.004	0.003	0.002
村庄规划	0.561***	0.095	0.011	0.010	2.544***	0.437	0.095	0.160
民族类型	0.060	0.071	0.006	0.013	0.581*	0.329	0.379*	0.198
宅基地流转	0.167***	0.063	0.074***	0.011	0.802***	0.290	1.205***	0.166
常数项	—	—	—	—	5.703***	1.506	-8.847***	0.518
Wald 或 LR chi2	311.300***		689.040***		320.980***		799.210***	
Pseudo R <sup>2</sup>	—		0.062		—		0.034	
观测值	9756		10808		9756		10808	

注：①由于工具变量和有些控制变量存在不同量级的缺失值，IV-Probit 模型 I（IV-Tobit 模型 I）和 Probit 模型 I（Tobit 模型 I）的观测值均未达到有效样本量（31288 个）且有较大差异。②\*、\*\*\*分别表示在 10%和 1%的统计水平上显著。

2. 异质性分析。前文虽估计了宅基地确权对农村违法占地建房影响的整体效应，但未能反映宅基地确权对严重程度不同的农村违法占地建房状态影响的异质性，而此问题的破解有助于丰富宅基地确权抑减农村违法占地建房现象的研究内容。本文基于表 1 中在行政村违法占地建房严重程度层面的分组处理，采用 Oprobit 模型和 IV-Oprobit 模型检验宅基地确权对农村违法占地建房严重程度影响的异质性。如表 4 所示，IV-Oprobit 模型通过了 LR 检验，根据  $\lnsig\_2$  值，该模型的二阶段估计显著且通过

了  $\text{atanhrho}_{12}$  检验, 表明该模型中使用 CMP 方法 (工具变量回归) 估计优于用 Oprobit 方法估计, 工具变量在有序选择模型中使用有效。此外, 在 IV-Oprobit 模型和 Oprobit 模型的回归结果中, 宅基地确权变量均在 1% 统计水平上显著且估计系数均为负, 表明宅基地确权显著降低了农村违法占地建房的严重程度。进一步, 从宅基地确权的边际效应来看, 宅基地确权可使行政村处于重度、中度、轻度违法占地建房状态的概率分别下降 0.300%、1.300% 和 1.900%, 与此同时使行政村处于无违法占地建房状态的概率提高 3.500%, 其中前三者降幅之和等于后者升幅 (各状态之间的转化)。这意味着两点: 一是宅基地确权对轻度违法占地建房状态的减缓作用最大, 中度次之, 重度最小。至此, 假说 4 得到支持。二是宅基地确权对农村不同严重程度违法占地建房状态的影响是直接彻底的 (即从重度、中度和轻度同时削减至无), 而非逐步梯次的 (如从重度减缓至中度或轻度、从中度减缓至轻度或无)。

表 4 宅基地确权对农村违法占地建房严重程度影响的分层估计

变量名	IV-Oprobit 模型	Oprobit 模型				
	系数	系数	边际效应			
			无	轻度	中度	重度
宅基地确权	-0.335*** (0.086)	-0.117*** (0.029)	0.035*** (0.009)	-0.019*** (0.005)	-0.013*** (0.003)	-0.003*** (0.001)
宅改试点	0.174*** (0.035)	0.178*** (0.036)	-0.053*** (0.011)	0.028*** (0.006)	0.020*** (0.004)	0.005*** (0.001)
宅基地管理规定	-0.101*** (0.032)	-0.101*** (0.033)	0.030*** (0.010)	-0.016*** (0.005)	-0.011*** (0.004)	-0.003*** (0.001)
经济区域	-0.212*** (0.015)	-0.214*** (0.015)	0.064*** (0.004)	-0.034*** (0.002)	-0.024*** (0.002)	-0.006*** (0.001)
村庄规模	0.286*** (0.019)	0.292*** (0.019)	-0.087*** (0.005)	0.047*** (0.003)	0.033*** (0.002)	0.008*** (0.001)
地形特征	-0.121*** (0.012)	-0.121*** (0.012)	0.036*** (0.003)	-0.019*** (0.002)	-0.014*** (0.001)	-0.003*** (4.E-04)
地理区位	-0.085*** (0.019)	-0.085*** (0.019)	0.025*** (0.006)	-0.014*** (0.003)	-0.010*** (0.002)	-0.002*** (0.001)
人口流动率	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)	-2.E-04 (2.E-04)	1.E-04 (8.E-05)	7.E-05 (6.E-05)	2.E-05 (1.E-05)
村庄规划	0.026 (0.032)	0.026 (0.033)	-0.008 (0.010)	0.004 (0.005)	0.003 (0.004)	0.001 (0.001)
民族类型	0.068* (0.040)	0.069* (0.042)	-0.021* (0.012)	0.011* (0.007)	0.008* (0.005)	0.002* (0.001)
宅基地流转	0.242*** (0.033)	0.241*** (0.034)	-0.072*** (0.010)	0.038*** (0.005)	0.027*** (0.004)	0.007*** (0.001)
LR chi2	814.790***	Wald chi2	740.330***			
Insig_2	-0.735***	Pseudo R <sup>2</sup>	0.048			

atanrho_12	0.119***	—	—
观测值	27714	观测值	10808

注：①由于工具变量和控制变量存在不同程度的缺失值，用于 IV-Oprobit 模型和 Oprobit 模型估计的观测值均未达到有效样本量（31288 个）。②\*、\*\*\*分别表示在 10%和 1%的统计水平上显著；括号内数值为标准误。

3.稳健性检验。借鉴既有研究经验，本文做了以下稳健性检验：第一，更换模型形式。将 Probit 模型、IV-Probit 模型分别替换为 logit 模型和 IV-logit 模型，将 Tobit 模型、IV-Tobit 模型分别替换为 OLS 模型和 IV-2SLS 模型，以及将 oprobit 模型、IV-oprobit 模型分别替换为 ologit 模型、IV-ologit 模型。第二，替换控制变量。即将控制变量中的地理区位（分类变量）替换为县村距离（连续变量）。第三，删除部分样本。为避免极端值或奇异值的干扰，对所有连续变量进行 1%与 99%的缩尾处理。最终发现以上稳健性检验结果<sup>①</sup>与前文基准模型回归的结论基本一致，这有力地支持了前文 4 个研究假说。

## （二）影响机制检验结果分析

1.不同经济区域的调节效应检验。为探究不同经济区域在宅基地确权对农村违法占地建房的影响效应中是否会发挥作用，本文在拟合回归中加入交互项来分析不同经济区域是否在宅基地确权与农村违法占地建房之间起到调节作用。由表 5 可知，在 IV-Probit 模型 II（Probit 模型 II）和 IV-Tobit 模型 II<sup>②</sup>（Tobit 模型 II）的回归中，宅基地确权变量均显著，且估计系数均为负，而宅基地确权与经济区域的交互项的估计系数均正向显著，这表明宅基地确权对农村违法占地建房现象的抑减作用因经济区域的不同而各异。换言之，不同经济区域对宅基地确权与农村违法占地建房现象之间的影响关系有显著的削弱作用（即调节效应），再结合经济区域变量的赋值顺序及释义，可知经济发展水平越低的区域，宅基地确权对农村违法占地建房现象的抑减作用越小。因此，假说 5 得到验证。

表 5 经济区域对农村违法占地建房调节效应的估计结果

变量	违法占地建房发生与否		违法占地建房数量	
	IV-Probit 模型 II	Probit 模型 II	IV-Tobit 模型 II	Tobit 模型 II
宅基地确权	-6.459*** (1.661)	-0.233*** (0.074)	-26.820*** (7.602)	-1.110*** (0.346)
经济区域	-1.255*** (0.484)	-0.258*** (0.025)	-4.729** (2.222)	-1.243*** (0.123)
宅基地确权与经济区域的交互项	1.504** (0.711)	0.055* (0.031)	5.345** (3.265)	0.256* (0.146)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	3.396*** (1.207)	-0.570*** (0.109)	12.890** (5.529)	-3.077*** (0.521)
Wald chi2	301.010***	696.190***	307.070***	802.290***

<sup>①</sup>因篇幅所限，稳健性检验结果未予展示。

<sup>②</sup>在 IV-Probit 模型 II 和 IV-Tobit 模型 II 中，用内生性变量（宅基地确权）的外生工具变量（一户一宅户数）形成一个新交互项（一户一宅户数与经济区域的交互项）作为原交互项（宅基地确权与经济区域的交互项）的外生工具变量。

Pseudo R <sup>2</sup>	—	0.062	—	0.034
观测值	8166	10808	8166	10808

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著；括号内数字为标准误。

2. 闲置宅基地复垦的中介效应检验。为进一步揭示宅基地确权对农村违法占地建房的作用机制，本文接下来检验闲置宅基地复垦的中介效应。根据上文（2）～（4）式回归方程，应用索贝尔检验与自抽样检验分析可知（结果如表 6 所示）：在路径 A 和路径 B 中，间接效应和直接效应均分别在 1% 和 5%统计水平上显著且符号相反，遮掩效应量分别为 0.054 和 0.048。这说明闲置宅基地复垦作为重要传导路径在宅基地确权与农村违法占地建房之间的关系中发挥了遮掩效应，而非中介效应（假说 6 不成立），即闲置宅基地复垦削弱了宅基地确权对农村违法占地建房发生概率与数量的抑减作用。

表 6 中介效应分析结果

影响路径	索贝尔检验 (Sobel test)				自抽样检验 (bootstrap test)		
	间接效应	直接效应	总效应	遮掩效应量	间接效应	95%的置信区间	
						下限	上限
A. 宅基地确权→闲置宅基地复垦→违法占地建房发生与否	0.002*** (0.001)	-0.037** (0.009)	-0.034*** (0.009)	0.054	0.002*** (0.001)	0.001	0.004
B. 宅基地确权→闲置宅基地复垦→违法占地建房数量	0.007*** (0.003)	-0.147** (0.040)	-0.140*** (0.040)	0.048	0.007*** (0.002)	0.002	0.011

注：①\*\*\*、\*\*分别表示估计结果在 1%、5%的水平上显著；括号内为标准误。②遮掩效应量等于遮掩效应（即间接效应）除以直接效应（取绝对值）。③bootstrap 的重复次数为 1000。

## 五、主要结论与政策内涵

本文综合运用 IV-Probit 模型（Probit 模型）、IV-Tobit 模型（Tobit 模型）、IV-Oprobit 模型（Oprobit 模型）、调节效应模型及中介效应模型，基于全国 30 个省份 200 个县（市、区）31288 个行政村的抽样调查数据，实证分析了宅基地确权对农村违法占地建房的影响效应。结果表明：第一，宅基地确权对农村违法占地建房现象兼具抑制发生概率、减少存量的双重作用，不存在诱致效应。第二，宅基地确权对农村违法占地建房严重程度的减缓作用存在显著异质性。即宅基地确权对农村轻度违法占地建房状态的减缓作用最大，中度次之，重度最小。第三，不同经济区域对宅基地确权抑减农村违法占地建房现象有显著的调节效应。即经济发展水平越高的区域，宅基地确权对农村违法占地建房现象的抑减作用越大。第四，闲置宅基地复垦在宅基地确权抑减农村违法占地建房现象过程中具有遮掩效应（削弱作用）。

基于上述结论，可引申出以下政策启示：第一，将宅基地确权作为处置农村违法占地建房的重要切入点和着力点。各地应重视宅基地确权的基础性作用，结合房地一体的宅基地确权登记颁证工作，逐步遏制、化解违法占地建房问题。第二，根据区域经济差异有序推进宅基地确权工作。中央层面可

重点或优先指导、扶持四大区域中经济发展水平最高的东部地区开展宅基地确权，其后依序是经济发展水平逐级递降的中部地区、西部地区和东北地区。第三，“由易到难”，稳妥开展宅基地确权工作。地方政府可重点或优先在轻度违法占地建房状态的行政村开展宅基地确权，其后依序是中度村和重度村。第四，督促各地在宅基地确权后因地制宜开展闲置宅基地复垦工作，多年未审批新增宅基地的地区，应在严格保障村民“户有所居”或合理建房用地需求的前提下开展闲置宅基地复垦。

#### 参考文献

1. 陈小君, 2019: 《〈土地管理法〉修法与新一轮土地改革》, 《中国法律评论》第5期, 第55-64页。
2. 崔江红, 2017: 《农村宅基地使用权有限市场化流转改革研究——从利益相关群体利益冲突治理的视角》, 《云南社会科学》第5期, 第95-100页。
3. 杜鹏, 2016: 《基层土地管理错位与服务缺位探源——基于农民“违建”的思考》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期, 第14-20页。
4. 冯华超、钟涨宝, 2019: 《新一轮农地确权促进了农地转出吗?》, 《经济评论》第2期, 第48-59页。
5. 高飞, 2020: 《农村宅基地“三权分置”政策入法的公法基础——以〈土地管理法〉第62条之解读为线索》, 《云南社会科学》第2期, 第95-103页、第187页。
6. 郭贯成、盖璐娇, 2021: 《乡村振兴背景下宅基地“三权分置”改革探讨》, 《经济与管理》第4期, 第11-15页。
7. 郭君平、仲鹭勃、曲颂、谭清香, 2020: 《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》, 《中国农村经济》第11期, 第47-61页。
8. 何燕玲, 2013: 《中国土地执法摇摆现象及其解释》, 《法学研究》第6期, 第61-72页。
9. 胡银根、蔡国立、廖成泉、刘彦随, 2016: 《基于供需视角的城乡建设用地扩张与配置的驱动力》, 《经济地理》第6期, 第161-167页。
10. 华林江, 2018: 《农村违法用地、违法建筑整治工作研究——以浙江省N县为例》, 《法制与社会》第10期, 第96-107页。
11. 黄砾, 2020: 《农户隐性占地行为与宅基地改革路径》, 《资源科学》第2期, 第298-310页。
12. 林李月、朱宇、柯文前、林存贞, 2020: 《流动人口流出地住房投资特征及影响因素——基于福建省的调查》, 《地理科学》第3期, 第401-408页。
13. 刘锐, 2019: 《土地、财产与治理：农村宅基地制度变迁研究》, 武汉：华中科技大学出版社, 第120-160页。
14. 吕萍、于淼、于璐源, 2020: 《适应乡村振兴战略的新型农村住房制度构建设想》, 《农业经济问题》第1期, 第17-27页。
15. 吕萍、钟荣桂, 2018: 《城乡住房市场一体化变迁过程中的居民住房权益研究》, 《中国软科学》第2期, 第118-128页。
16. 彭长生、王全忠、钟钰, 2019: 《确权、农民分化与宅基地处置意愿——基于安徽、湖南两省农户调查数据的实证分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第118-129页。
17. 钱龙、陈会广、陈方丽, 2020: 《确权促进了宅基地流转吗?——基于温州农户的调查》, 《经济体制改革》第2期, 第186-193页。

- 18.王婕, 2020: 《“三权分置”下宅基地流转与农民财产性收入增长的关系》, 《经济研究导刊》第18期, 第47-48页、第62页。
- 19.王兆林、杨庆媛、王娜, 2016: 《重庆宅基地退出中农民土地收益保护研究——基于比较收益的视角》, 《中国土地科学》第8期, 第47-55页。
- 20.魏程琳, 2021: 《财产化还是治理化: 宅基地“三权分置”改革的目标厘定与方案构建》, 《农业经济问题》第12期, 第37-49页。
- 21.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, 第731-745页。
- 22.吴郁玲、石汇、王梅、冯忠垒, 2018: 《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》, 《中国农村经济》第5期, 第52-67页。
- 23.杨帆、邹伟, 2017: 《农村宅基地建房规划管理: 现实困境与制度重构》, 《南京社会科学》第5期, 第53-57页。
- 24.杨静、骆秀芳, 2021: 《宅基地房地一体确权登记的困境和破解之道》, 《中国房地产》第10期, 第44-46页。
- 25.杨璐璐, 2016: 《农村宅基地“一户多宅”诱因与实态: 闽省个案》, 《改革》第1期, 第95-104页。
- 26.叶兴庆, 2019: 《有序扩大农村宅基地产权结构开放性》, 《农业经济问题》第4期, 第4-10页。
- 27.于水、丁文, 2016: 《多源流理论视角下宅基地使用权确权政策的议程设置研究——基于江苏省4市的调查》, 《中国土地科学》第1期, 第82-88页。
- 28.袁方成、王丹, 2021: 《情景适应: 多重政策目标的动态实现逻辑——基于农村宅基地改革案例的经验观察》, 《南京社会科学》第11期, 第56-65页。
- 29.张连华、霍学喜, 2020: 《土地确权对农户地权稳定性感知的影响——基于村庄内土地不平等视角的分析》, 《农业现代化研究》第4期, 第659-668页。
- 30.张强, 2016: 《疏堵结合遏制农村宅基地违法用地现象——以湖北省当阳市为例》, 《中国土地》第4期, 第51-52页。
- 31.张水峰、金兆怀, 2015: 《中国农村宅基地使用权有效利用机制研究——基于江西省八个县农村宅基地使用权利用现状的分析》, 《当代经济研究》第9期, 第69-73页。
- 32.朱明芬、范正宇、邓容, 2016: 《农村宅基地使用权隐性流转的归因分析与规范引导对策建议》, 《甘肃行政学院学报》第1期, 第92-104页。
33. 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(6): 1173-1182.
34. Deininger, K., D.A. Ali, and T. Alemu, 2011, “Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia”, *Land Economics*, 87: 312-334.
35. Goldsteina, M., K. Hounbedjib, and F. Kondylis, 2018, “Formalization without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment”, *Journal of Development Economics*, 132: 57-74.
36. Heckman, J.J., 1978, “Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46: 931-959.
37. Wang, H., J. Diesinger, and S.Q. Jin, 2015, “Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China”, *China Economic Review*, 36 (11): 220-235.



38.Wu, Y., Z. Mo, Y. Peng, and M. Skitmore, 2018, “Market-driven Land Nationalization in China: A New System For the Capitalization of Rural Homesteads”, *Land Use Policy*, 70: 559-569.

39.Song, M., Y. Wu, and L. Chen, 2020, “Does the Land Titling Program Promote Rural Housing Land Transfer in China? Evidence From Household Surveys in Hubei Province”, *Land Use Policy*, 97: 1-14.

(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)

(责任编辑：陈静怡)

## **Reduction or Inducement? The Impacts of Rural Homestead Rights Confirmation on Illegal Land Occupation and Housing Construction in Rural Areas**

GUO Junping ZHONG Luqing QU Song ZHU tiehui

**Abstract:** Based on the sample data of 31288 administrative villages in China, this article uses a variety of econometric models to verify the impact of homestead right confirmation on rural illegal land occupation and housing construction. The findings indicate that, first, homestead right confirmation has the dual effects of restraining increment and reducing inventory of illegal land occupation and housing construction, and there is no inducing effect. Second, the retarding effects of homestead right confirmation on the illegal land occupation and housing construction suggest significant heterogeneity, namely, the homestead right confirmation shows large, middle and small retarding impacts on slight, middle and serious illegal housing construction, respectively. Third, significant regulatory effects can be found in different economic regions, namely, the higher the level of economic development, the greater the inhibition of homestead right confirmation on illegal land occupation and housing construction. Finally, the reclamation of idle homestead after homestead right confirmation has suppressing effects during the process of homestead right confirmation and inhibits the illegal land occupation and housing construction. Therefore, homestead right confirmation is an important entry point to inhibit and rectify the illegal land occupation and housing construction. However, differentiated policies on confirmation, management and utilization of homestead right should be implemented on the premise of ensuring the residential function of homestead according to the local economic development level and the severity of illegal land occupation and housing construction.

**Keywords:** Homestead Right Confirmation; Rural Illegal Building; Homestead Reclamation; Intermediary Mechanism; Suppressing Effect