刘新星，刘维奇．宅基地制度改革的农民增收效应研究［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2024，23（6）：84-94.
LIU Xinxing，LIU Weiqi. Study on the effect of the reform of the homestead system on farmers′ income growth［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2024，23（6）：84-94.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2024.06.009

宅基地制度改革的农民增收效应研究

刘新星，刘维奇
（山西财经大学 经济学院，山西 太原 030006）

摘 要：依托2013—2019年中国县级统计数据，构建宅基地制度改革试点的准自然实验，并运用多时期差分法来评估改革试点对农民增收的政策影响，同时采用中介效应模型探究其作用机制。结果显示，宅基地制度改革试点显著提高了当地农民的人均可支配收入。进一步的分析揭示，宅基地制度改革试点促进了信贷水平的提升和第二三产业的发展，从而有助于农民增收。此外，宅基地制度改革试点在中西部地区对农民收入的增长效应超过了东部地区，并且在农业机械化水平较低的地区对农民收入的提升作用更为显著。基于以上发现，建议在宅基地制度的后续改革中，继续拓宽宅基地使用权流转的多元化渠道，简化农民以宅基地使用权为抵押向金融机构申请贷款的程序，并制定符合地方实际情况的宅基地制度改革政策，特别是聚焦于中西部地区的发展。

关键词：宅基地制度改革试点；农民收入；多时期差分法；DID
中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2024）06-0084-11

一、问题的提出

持续提升农民收入和振兴乡村是实现共同富裕的关键途径。2023年中央1号文件在拓宽农民增收致富渠道的措施中特别强调要“稳慎推进农村宅基地制度改革试点，探索宅基地‘三权分置’有效实现形式，赋予农民更加充分的财产权益”。目前，我国城乡居民收入差距高达2.5倍，而其中财产收入差距更是高达10倍以上。要全面理解和贯彻落实中共中央、国务院文件精神，拓宽农民获取财产收益渠道，缩小城乡居民收入差距，需要理解农民收入与农村土地的关系，发掘现存土地制度，尤其是宅基地制度对农民增收的限制之处。

农民收入与农村土地密切相关，后者主要包括集体经营性建设用地、耕地和宅基地三种类型。集体经营性建设用地由村集体管理并通过分红的形式增加农民财产性收入；耕地由农民自己经营或流转给第三方从而形成经营性收入或财产性收入；宅基地多为农民提供居住保障，其财产潜力尚未被充分挖掘，因而目前还不是农民收入的一个重要来源。反观城市住宅，既是住所也是财产，城市居民可以通过经营、出租、出售、抵押等众多方式使住宅发挥其财产属性。显然，土地市场的城乡二元结构成为了制约农民收入提高的一个障碍，农村土地改革势在必行。2015年中共中央、国务院在全国33个县（市、区）开始实施农村土地征收、集体经营性建设用地入市以及宅基地制度改革试点工作，并在两次延期后于2019年年底完成。通过总结试点经验发现农村土地征收和集体经营性建设用地入市的试点工作取得重大进展，其成果已经反映在2019年新修订的《土地管理法》之中。最后一块地即宅基地，其改革试点以权益确定、要素流动、功能转变为重点[1]，具体是指厘清宅基地历史问题并进行确权，推动宅基地自愿有偿退出以及拓宽宅基地的

收稿日期：2024-05-14 **修回日期：**2024-05-28
基金项目：教育部人文社会科学研究规划基金项目“空间非均衡性视域下城乡融合高质量发展的动力机制及路径研究”（21YJA790040）
作者简介：刘新星，研究方向：城乡统筹。

使用途径以促进农民增收。然而这一轮的宅基地制度改革试点却没有形成全国范围内可推广复制的经验，可能原因是宅基地问题的地区差异性较大，因此宅基地改革需要审慎对待，究竟这次宅基地制度改革试点有没有实现促进农民增收的目标则有待检验。

以往文献从不同角度对宅基地制度改革进行了研究，包括试点经验总结[2-5]、宅基地退出意愿研究[6-8]、未来改革方向[9-10]等方面。从实证研究的角度出发，宅基地制度改革的探讨相对较少，例如周文通过反事实分析发现允许宅基地流转置换城市建设用地能够提高城镇化水平[11]；周末直接以宅基地制度改革为准自然实验，利用重庆土地微观交易数据发现宅基地入市可以降低城市土地价格[12]；周力使用农村固定观测点的数据发现基于“三权分置”的农村土地制度改革对于农户增收有明显的正向效应[13]；赵燕着眼于“占补平衡、增减挂钩”的农村土地政策，认为在该政策指导下的城乡土地再配置可以显著缩小城乡收入差距[14]；张云辉使用PSM－DID模型识别“三块地”改革通过影响金融发展刺激农民消费和提高县域经济发展水平[15]。在实证研究中，运用宏观数据的文献主要分析了“三块地”整体改革或者农村土地制度改革对于农民收入、城乡收入差距和县域经济的影响力。然而，不同类型的农村土地对于农民收入的影响机制和方向各不相同，不能一概而论。“三块地”中的农村土地征收和集体经营性建设用地入市先影响农村集体经济，再通过分红作用于农民收入。宅基地与农民的生活紧密相连，它不仅是生活资料，也是潜在的生产资料，宅基地制度改革影响农民收入的机制和渠道值得深入研究。然而，直接对于宅基地制度进行实证分析的文章，鲜少以农民收入为对象进行研究，可见现有研究对于宅基地改革试点影响农民收入的政策净效应分析较为缺乏。基于此，本研究利用2015年和2017年分批实施的宅基地制度改革试点为准自然实验，利用《中国县域统计年鉴》以及各省、市、区县统计年鉴和统计公报的数据，采用多时期DID和双向固定效应模型检验宅基地制度改革对农民收入的影响及其作用机制，为科学评估宅基地制度改革的政策效果、制定相关政策以为更大范围内的改革试点提供引导。

本研究的主要贡献包括：（1）对宅基地制度改革政策效果进行科学评估，目前大多数文献通过总结试点经验以及评价不同类型宅基地的治理方式来评述政策效果，缺乏科学有力的数据支撑。（2）宅基地制度改革包括权益确定、要素流动、功能转变等多方面内容，其改革影响力也涉及到多个方面，本文讨论的农民收入能够丰富其研究。（3）中国农村土地制度改革是一个整体，较早开始的农村耕地确权流转、建设用地“增减挂钩、入市交易”等方面的改革对于提高农户收入或缩小城乡收入差距、壮大县域经济的研究已有不少，本文基于宅基地的研究可以探索其独特的作用机制并完善中国农村土地制度的整体研究。文章接下来的结构如下：第二部分介绍宅基地相关政策背景和理论假设；第三部描述数据来源和变量定义；第四部分呈现基准回归分析结果；第五部分进行扩展性分析；第六部分总结全文并提出政策建议。

二、制度背景和研究假说

自新中国成立以来，宅基地制度经历了若干次变革，主要分为三个阶段：（1）农户私有时期（1949－1961）。在这一阶段，农村耕地和住宅用地均为农民所有，允许自由流转；（2）“两权分置”时期（1962－2012）。1962年，《农村人民公社工作条例修正草案》规定，农村宅基地的所有权属于集体，而宅基地上的房屋则属于社员所有，即使用权归集体内部的农户所有，初步奠定了农村宅基地“两权分置”的格局。这一阶段的特征是国家对宅基地管理的逐渐收紧，以及农民处置宅基地和获取权益的权利逐步减弱。1962－1981年宅基地上的房屋允许买卖，但是在计划经济体制背景下，买卖范围有限；1982年国务院发布的《村镇建房管理条例》首次提出农村土地用途管制和宅基地限额要求，标志着我国宅基地管理进入指标时代；1997年《加强土地管理切实保护耕地通知》规定符合一户一宅标准的宅基地不得向村集体以外人员出售和转让[16]。至此，宅基地的正式交易被禁止，但是大城市郊区的非正式交易仍然存在。（3）“三权分置”时期（2013－今）。2013年，《全面深化改革若干重大问题的决

定》几乎确定了宅基地制度改革试点的实施，中央政府在2015年选定15个县（市、区）率先进行改革试点，旨在以宅基地的有偿退出为突破口，为全面深化宅基地制度改革积累经验，2017年试点县（市、区）扩大到33个[17]并于2019年结束，但是这一轮的宅基地制度改革试点没有形成全国可推广复制的经验。于是，2018年中央一号文件创新提出“探索宅基地所有权、资格权、使用权‘三权分置’”的改革思路，所有权依旧由农村集体持有，“使用权”被进一步细化为代表农村集体成员身份的“资格权”和能够实际流转的“使用权”。宅基地“三权分置”改革能有效破解“两权分离”产权制度下的权能困境，提高宅基地要素配置效率，促进其财产权能实现，带动农民收入增长。宅基地“三权”分别通过所有权虚位权能实现、资格权潜在价值显化、使用权多元化流转机制促进农民收入增长。

2020年，党中央、国务院在“三权分置”的改革思路指导下再次扩大宅基地改革试点范围，第二轮试点覆盖了104个县（市、区）和3个地级市，并于2022年年底完成。由于中央尚未发布试点报告总结新一轮的试点经验，各项统计数据也尚未完善，因此本文主要讨论第一轮（2015—2019年）的宅基地制度改革试点。自2015年起，宅基地制度改革试点主要关注法律规范尚未明确或禁止的领域，例如宅基地的取得、有偿使用、退出以及流转方式[18]。各地的宅基地制度改革试点经验归纳出了三种不同程度的处置方式：完全退出、部分退出和不退出宅基地[3，10，19-20]。第一种是完全退出，即农民完全脱离农村集体经济组织，所拥有的宅基地退还给组织。对此，农民可以获得一次性经济补偿、城市住宅或户籍置换。根据“三权分置”改革思想，完全退出即同时放弃宅基地资格权和使用权。第一轮宅基地改革试点过程中，少数农民选择完全退出宅基地，但是在其价值未被充分认可的远郊和偏远农村地区，当地农民认为退出宅基地后无法得到预期的经济补偿，故选择保留宅基地。而在宅基地价值高的近郊农村，当地农民认为继续保持农村集体组织成员身份和宅基地可以在未来获得持续的集体经济分红或者一次性征地补偿，因而选择不退出宅基地。那些完全退出宅基地并转化为市民身份的农民，其收入被视为城市居民人均可支配收入，故不在本文的讨论范围内。第二种方式涉及部分退出宅基地，以浙江义乌的实践为例，首步是农民放弃宅基地使用权同时保留集体经济组织成员资格，接着政府将这些宅基地复垦为耕地并转换为建设用地指标，然后政府保留必要的建设用地指标，将剩余部分作为地票放入交易平台，最终地票通过交易平台进行拍卖或挂牌，在市场上流通[21]。在此模式下，农民在获得宅基地退出收益的同时，保持了集体经济组织成员的资格，此外农民还能自主选择是否继续从事农业或转向第二三产业以获取收入。从“三权分置”的角度来看，部分退出宅基地表示农民放弃所有权，但保留了资格权。第三种方式是农民不退出宅基地，便可通过抵押宅基地使用权获得贷款，这些贷款可用于农业资本的投入或改造房屋以进行兼业经营，如开办民宿或从事电商。此外，农民还可以出租或出让宅基地的部分用益物权给企业并获得收益。通过综合这两种方式，可以看出宅基地制度改革试点能帮助当地农民增加收入。因此，我们提出以下假设：

假设1：宅基地制度改革试点政策将对试点地区农民的收入增加产生显著正向影响。

实践中，采用第二种改革方式的地区较少，这通常是因为这些地区经济发展水平较高且城市建设用地指标有限，因而需要交易节余指标。第三种方式适用于所有试点地区，不受个体特征限制，可以激活宅基地的财产价值。宅基地能够被抵押是其财产属性显化的关键，对农民增收至关重要。顾宁使用中国农村家庭微观数据研究农民增收，得出农户借贷可以显著促进家庭收入增加的结论[22]。不论是从事单一产业还是兼业经营，农民都需依靠信贷来扩大投资和提高生产率，从而增加收入。第一产业，如农业，传统上依赖小规模经营，特点是低投资、靠天吃饭、产出低，仅能够维生。农民若要依靠农业提高收入，就要从传统小农经营转向现代农业经营。现代农业通过高科技设备、土壤质量改善和先进种植技术提升产出，但这需要资金投入。此外，农民从事第二产业，如在宅基地上开设食品加工厂，或从事第三产业，如开办民宿，都需要贷款进行初始投资。然而，由于缺乏合适的抵押品，农民获取贷

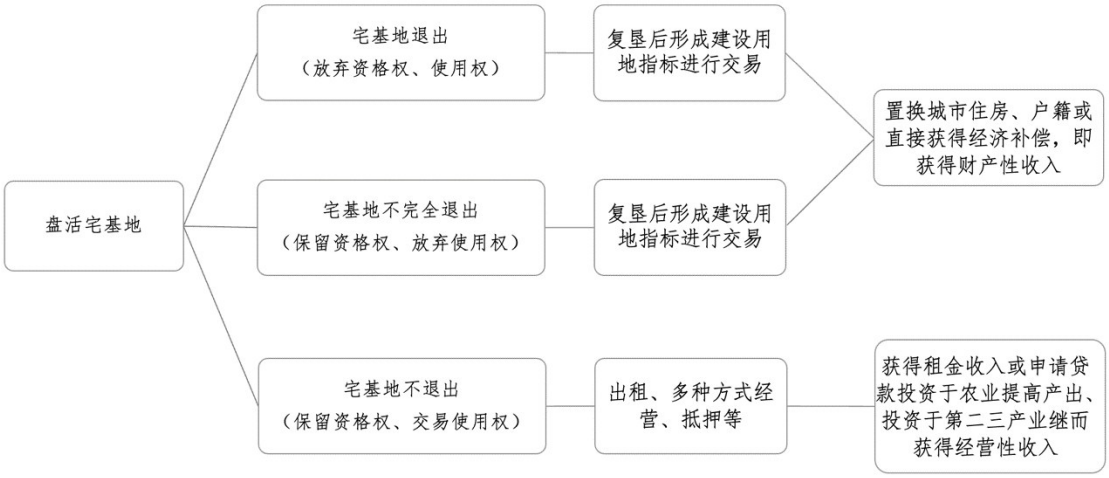


图1 盘活宅基地的三种方式

款的能力受限。因此，宅基地制度改革试点鼓励试点地区使用宅基地使用权作为抵押品申请贷款，故本文提出以下假设：

假设2：宅基地制度改革试点政策将通过促进信贷来实现农民增收。

二元经济结构理论把发展中国家分为传统农业部门和现代工业部门，后者因生产效率和工资高于前者，能吸纳农村的剩余劳动力。这一转移不仅提高了从农业转向工业的农民收入，也促进了工业部门的增长。改革开放后，我国就见证了农村剩余劳动力从农村到城市、从中西部到东部的转移。然而，由于城乡二元结构差异，农民难以完全融入城市生活，尤其是东部大型城市的生活。近十年来，我国还出现了农村剩余劳动力回流现象，因此党中央提出发展县域经济并推动就近城镇化的政策。宅基地制度改革试点将农民从土地中解放出来，使宅基地的财产属性明晰，进而鼓励农民投身于第二三产业。不论是在农村利用宅基地开设工厂、民宿或从事电商，还是在城市从事相关产业，都有助于农民增收。只有当宅基地制度改革试点同时促进当地第二三产业发展时，宅基地使用权才能真正流转并激活，从而帮助农民通过多种方式增加收入。因此，本文假设如下：

假设3：宅基地制度改革试点政策通过促进当地第二三产业的发展实现农民增收。

尽管1997年《加强土地管理切实保护耕地通知》明确禁止宅基地流转，实施严格管控，东部发达地区却在经济利益的驱动下开始隐性流转，使得该地区的宅基地制度改革实践领先于制度设计。与东部相比，中西部地区经济发展较慢，宅基地更多具有保障价值而非经济价值。因此，第一轮宅基地制度改革对中西部地区而言是首次深挖宅基地价值，并提升当地农民对宅基地权属概念及其价值的认识。据此，提出以下假设：

假设4：东部和中西部地区在宅基地制度改革试点政策的效应上存在显著差异。

分析表明，农民可通过抵押宅基地使用权获得贷款，用以升级现代农业设备和提升生产效率，从而增加农业产出和收入。因此，宅基地制度改革试点政策在大规模和小规模使用农业机械的地区之间可能产生不同的政策效应。在大规模使用农业机械的地区，农民倾向于将贷款用于提高生产效率。然而，由于农业周期长、风险高、回报低，加之宅基地制度改革试点的时间有限，农民通过贷款提升农业收入的效果在本文中可能并不显著。较少使用农业机械的地区面临两种情形：一是地理条件优越但资金不足的地区，农民可能投资于农业；二是在条件一般、不适宜大规模机械化经营的地区，农民倾向于发展第二三产业，这通常带来更快的收入增长和更大的增收幅度。因此假设如下：

假设5：宅基地制度改革试点政策效应因地区农业机械化水平的不同而异。

三、实证方法和数据说明

（一）计量模型设定

第一批试点分别始于2015年和2017年，并

于2019年年底结束。2020年9月国家公布了第二批试点名单，部分对照组成为新的试点地区，但是各项数据尚不完善，因此本文将分析重点聚焦于第一批试点地区。此外，国家于2013年在全国范围内普遍开展了城乡住户调查一体化改革，改革后的城乡收入数据与之前的数据调查标准不一致。本文的关键被解释变量为农村人均可支配收入，为了保证原始数据的一致性和实证结果的科学性，数据年份跨度设定为2013－2019年。

本文的回归方程如下：

$$y_{it}=\alpha+\beta\cdot did_{it}+\gamma\cdot X_{it}+u_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式为考虑了年份和个体固定效应的双重差分估计模型。模型中y_{it}表示农村居民人均可支配收入，did_{it}为政策*时间虚拟变量，本文将2015年和2017年作为政策开始发生影响的年份，2015、2017及以后的试点县（市、区）赋值为1，其余情况则为0。X_{it}为一组随时间变化的特征变量，u_i和v_t分别用于控制县（市、区）固定效应和年份固定效应，ε_{it}为随机误差项。β是本文最为关注的估计系数，其经济含义为宅基地改革试点政策对试点地区农民收入的影响。

（二）变量和数据

数据来源于《中国县域统计年鉴》、各省市统计年鉴及统计公报，数据时间跨度为2013－2019年。实验组包含25个县（市、区），分别是2015年开始试点的义乌市、余江区、大理市、宜城市、晋江市、武进区、泸县、浏阳市、蓟州区、金寨市、高陵区；2017年开始试点的九台区、北流市、和林格尔县、大足区、安达市、定州市、德清县、文昌市、泽州县、湄潭市、禹城市、郫都区、长垣市、陇西市。对照组包含785个县（市、区），全部数据涉及到25个省（自治区），共计5610个观察值，能在最大程度上满足本文数据外部有效性的要求。

1. 被解释变量

农村人均可支配收入为本文被解释变量，为了尽可能充实数据量，将缺失频率较低的数值使用插值法补全，缺失过多的县（市、区）直接剔除。此外，为了排除价格因素的影响，本文以2010年为基准对其进行处理。

2. 核心解释变量

本文研究宅基地改革试点是否有助于农民增收，将是否属于试点县（市、区）、是否在2015年以及2017年之后接受政策的交互项did_{it}作为核心解释变量。如果交互项估计系数β显著为正，说明宅基地改革试点对农民增收有显著促进作用；如果估计系数β显著为负，说明其对农民增收有显著抑制作用。

3. 控制变量

本文选择可能对农民增收产生影响，且宅基地改革试点对其并没有显著影响的因素作为控制变量。农业现代化程度、产业结构、财政依赖程度、教育水平等因素是影响农民收入的重要因素，因此本文构造的控制变量包括：农业机械总动力（tec）、第一产业占GDP比重（agri）、产业结构（stru）、金融水平（fin）、财政依赖程度（fis）、规模以上工业企业数（ent）、普通中学在校学生数（stu）、固定电话用户数（tel）。其中产业结构使用第三产业增加值与第二产业增加值的比值表征，金融水平使用年末金融机构贷款余额占GDP比重表征，财政依赖程度使用一般公共预算财政收入与支出之比表征（见表1）。此外，表1中收入、增加值等变量均为实际值（2010年为基期）。

四、实证结果分析

（一）平行趋势检验

平行趋势检验主要用于检验试验组、对照组在政策执行前是否具有相同的变化趋势，通过平行趋势检验是后续分析的先决条件。如图2所示，政策执行的前三年均不显著，可见试验组和对照组具有相同的变化趋势。此外，该政策在政策执行的当年以及执行后第一二年显著，执行后第四五年不再显著，说明政策的效应是短期的。由于2015年第一次公布的15个县（市、区）原定试点结束时间为2017年，但是2017年国家为了“三块地”改革试点的政策能够联动形成“组合拳”，将2015年公布进行集体经营性建设用地入市和农村土地征收改革试点的县（市、区）也纳入宅基地制度改革试点名单，原定试点结束时间延长至2018年年底。在2018年试点到期之前，国家为了进一步挖掘改革试点的潜力，再次将试点时间延长至2019年年底。结合平行趋势检验分析，两次试点时间的延长超出了试点地区政府的预期，政

表1 变量说明与描述性统计

变量名	变量含义	均值	标准差
rural	农村人均可支配收入（元）	10，731	4，462
gap	城乡人均可支配收入差距（元）	13，093	3，543
urban	城市人均可支配收入（元）	23，824	6，547
gdp	国内生产总值（亿元）	199.44	254.14
ser	第三产业增加值（亿元）	78.37	111.41
ind	第二产业增加值（亿元）	97.16	140.32
fin	年末金融机构贷款余额（亿元）	139.13	236.07
tec	农业机械总动力（万千瓦特）	50.37	45.17
agri	第一产业占GDP比重	0.170	0.095
stru	产业结构	1.121	0.864
fin	金融水平	0.693	0.369
fis	财政依赖程度	0.359	0.238
ent	规模以上工业企业数（个）	154	232
stu	普通中学在校学生数（人）	27，279	20，651
tel	固定电话用户（户）	51，634	66，629

府按照原定方案进行改革，致使最后延长的两年时间无法发挥原定试点期限内的效果。

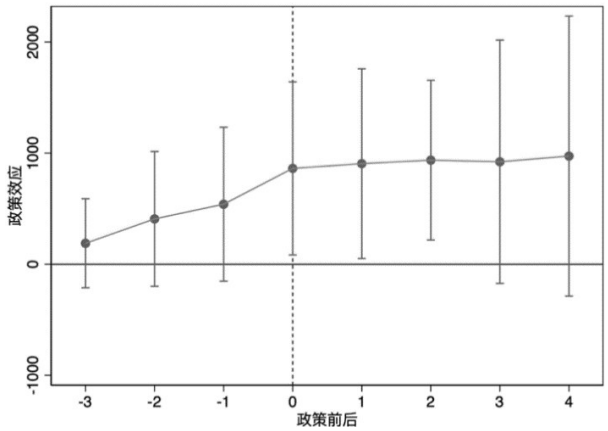


图2 平行趋势检验

（二）基准回归结果

表2报告了使用多时期DID估计的宅基地改革试点政策影响农民收入水平的基准回归结果。其中第1—2列分别报告的是无控制变量和有控制变量情况下的回归结果，结果显示宅基地改革试点对于农村人均可支配收入的政策效应都是正向显著的，在控制变量的情形下，施行宅基地改革试点政策可以使农村人均可支配收入增加542.34元，假设1得到验证。由于共同富裕的具体内容不仅包括提高农民收入，还包括不断缩小城乡收入差距，因此第3列还报告了被解释变量为城乡收入差距时的结果，β的回归结果并不显著。此外，第4列报告了被解释变量为城市人均可支配收入时的结果，β的回归结果也不显著，这说明宅基地改革试点政策是一项针对农村和农民的政策，对于城市居民收入并无影响力，且该政策对农民收入的影响也有限，并不能同时起到缩小城乡收入差距的作用。

（三）稳健性检验

1. 安慰剂检验

常规的安慰剂检验有两种形式：一是将政策执行时间提前（一般为3年左右）再检验其显著性，如果结果不显著，则说明该政策显著影响了被解释变量；二是随机抽取实验组和对照组模拟双重差分模型进行检验。由于本文数据可得性问题，将政策执行时间提前或推后2年都会超出现有数据（2013—2019年）的时间范围，不具有操作性，因此放弃第一种检验形式。第二种检验形式的具体过程为：首先将数据先按省分组，然后从每个省份组内的year变量中随机抽取一个年份作为政策时间，进行500次重复实验，得到图3所示的结果，估计系数以0为中心，绝大部分不显著，并未与基准回归得到的系数（如图3中垂直的虚线所示）重叠，由此可见本模型通过了安慰剂检验。

2. 考虑同期干扰政策的影响

由于宅基地改革试点的同时期内，“三块地”

表2 基准回归

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	rural	rural	gap	urban
did	825.548***	542.341***	−376.690	165.651
	(210.463)	(159.739)	(286.104)	(285.092)
常数项	10，716.901***	8，532.745***	11，457.336***	19，990.081***
	(3.639)	(810.944)	(662.906)	(949.080)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	否	是	是	是
观测值	5，610	5，610	5，610	5，610
R^2	0.980	0.984	0.959	0.981

注：括号中汇报聚类在省份层面的稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，以下各表同

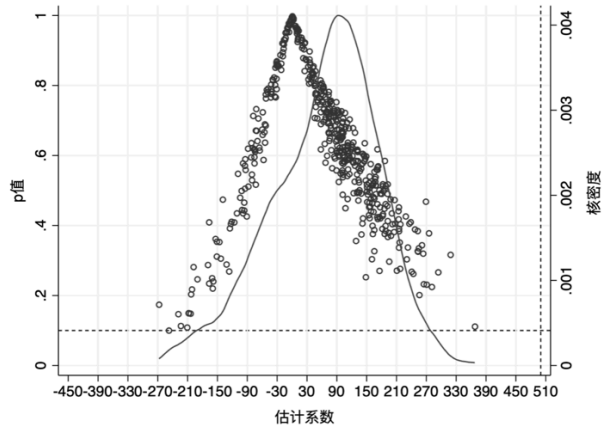


图3 安慰剂检验

改革中的集体经营性建设用地入市政策和农村土地征收政策也在进行试点，这两项政策分别于2015和2016年展开，2019年年底结束。另外，还有新型城镇化试点于2014、2015、2016年分三批进行，2020年结束。这些政策试点所涉及的地区均与宅基地改革试点有所重叠，因此为了得到宅基地改革试点政策的纯效应，需要将上述三个政策作为干扰政策考虑进来进行稳健性检验。检验结果如表3所示，第一行变量did代表宅基地改革试点对于农村居民人均可支配收入的政策效应，did1分别代表上述三项试点政策的政策效应，均不显著。

3. 缩尾处理

常规的稳健性检验还包括对数据进行缩尾处理之后再进行回归，查看结果是否依然稳健。对本文数据进行1%和99%的缩尾处理，并进行回归后的结果如表3第四列结果所示，did变量代表的政策效应依然显著。

五、扩展性分析

（一）机制分析

中介效应模型是指解释变量（X）与被解释

表3 稳健性检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	控制集体经营性建设用地入市试点政策	控制农村土地征收试点政策	控制新型城镇化试点政策	缩尾（1，99）
did	353.209***	380.243**	1，102.971*	522.500***
	(95.387)	(96.347)	(585.523)	(159.426)
did1	299.815	225.539	−660.862	
	(206.274)	(184.382)	(645.156)	
常数项	8，540.203***	8，541.523***	8，550.078***	8，914.924***
	(812.192)	(812.420)	(814.567)	(688.026)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
观测值	5，610	5，610	5，610	5，610
R^2	0.984	0.984	0.984	0.984

变量（Y）之间不是直接的因果关系，而是通过中介变量（M）间接发挥作用，这种因果链可以简单表示为X→M→Y。宅基地改革主要通过诸多手段显化宅基地的财产属性，继而实现促进农民收入增加。显化宅基地财产属性就是宅基地改革试点→农民增收这一链条上的中介变量，当宅基地具有财产价值后，农民可以抵押宅基地以获得贷款用于投资，例如引入先进的育苗技术提高农业产出效率和质量进而带来收益增加；也可以投资办厂从事农产品加工业或通过电商行业创收。因此由于数据可得性的问题，本文使用年末金融机构贷款余额作为体现上述作用过程的中介变量进行分析。此外，农民除了在农村从事二三产业实现增收，更多会选择进入城市的二三产业工作，因为宅基地改革挖掘出宅基地的经济价值使进城闯荡的农民更无后顾之忧，反而更有底气通过自身努力逐步在城市落脚扎根。因此本文将第三产业增加值和第二产业增加值分别作为中介变量，以分析宅基地改革通过二三产业促使农民增收的作用过程。具体的中介效应模型如下所示：

$$y_{it}=\alpha_1+\beta_1\cdot did_{it}+\gamma_1\cdot X_{it}+u_{i1}+v_{t1}+\varepsilon_{it1} \quad (2)$$

$$M_{it}=\alpha_2+\beta_2\cdot did_{it}+\gamma_2\cdot X_{it}+u_{i2}+v_{t2}+\varepsilon_{it2} \quad (3)$$

$$y_{it}=\alpha_3+\beta_3\cdot did_{it}+cM_{it}+\gamma_3\cdot X_{it}+u_{i3}+v_{t3}+\varepsilon_{it3} \quad (4)$$

其中y_{it}为被解释变量，did_{it}为解释变量，M_{it}为中介变量，X_{it}为一系列控制变量，$u_{ij}(j=1,2,3)$为个体固定效应，$v_{tj}(j=1,2,3)$为年份固定效应，剩余变量为扰动项。β_1为解释变量对被解释变量的总效应，β_2*c为中介变量对被解释变量的中介效应，β_3为解释变量对被解释变量的直接效应。传统的中介效应模型就是使用三步回归，再依次计算中介效应、直接效应等数值，本文使用Sobel法可以直接在Stata中输出上述各项数值。由表4可见，三个中介变量对于农民增收的促进都是显著的，假设2—3得到验证。其中信贷发挥的作用最大，其中介效应比例接近30%，这是因为农民申请贷款后可以投资于不同产业，通过不同产业的发展达到增收目的。另外，对比二三产业的中介效应比例可知，第三产业对于农民增收的加成效果更大，这是因为第三产业吸纳农村剩余劳动力的能力更强、投资门槛更低、起步难度也较低，更适合农民兼业经营。为了让宅基地改革发挥更佳效果，试点地区应在当地独特禀赋的基础上略重于发展当地的第三产业，全面支持农民增收。

表4 中介效应分析

变量名	(1)	(2)	(3)
	fin	ser	ind
did		542.341***	
		(159.739)	
常数项		8352.744**	
		(810.944)	
个体固定效应		是	
年份固定效应		是	
控制变量		是	
Sobel检验	0.000001786*** (z=4.776)	0.008369*** (z=2.637)	0.0329** (z=2.133)
Goodman检验1	0.000001821*** (z=4.772)	0.008457*** (z=2.633)	0.0332** (z=2.129)
Goodman检验2	0.000001751*** (z=4.78)	0.008281*** (z=2.64)	0.0325** (z=2.138)
中介效应系数	162.621*** (z=4.776)	71.450*** (z=2.637)	47.911** (z=2.133)
直接效应系数	379.72*** (z=3.982)	470.891*** (z=4.842)	494.429*** (z=5.027)
总效应系数	542.341*** (z=5.381)	542.341*** (z=5.381)	542.341*** (z=5.381)
中介效应比例	0.299	0.132	0.088
观测值		5610	
R^2		0.984	

（二）异质性分析

1. 东、中、西部地区差异

由于我国幅员辽阔，全国各地区的农村宅基地改革面临的情况不一，改革效果也存在差异，有必要进行异质性分析。本文将数据中包含的25个省份分为西部（云南、陕西、广西、四川、重庆、甘肃、贵州、内蒙古），中部（安徽、湖北、黑龙江、吉林、山西、江西、河南、湖南），东部（海南、广东、浙江、山东、福建、河北、辽宁、天津、江苏）三个地区，分别进行回归，得到表5所示结果，西部地区、中部地区的政策效应均显著，东部地区不显著，假设4得到验证。这是因为东部地区在改革开放之后经济发展迅速，农村土地价值早已凸显，宅基地改革试点所涉及的内容在东部地区早已实践先行，比如宅基地的隐性流转和非农经营。中西部地区由于经济发展速度滞后于东部地区，宅基地的经济价值较少被挖掘，主要还是被用于农民建房居住，因此在第一轮宅基地制度改革试点中，宅基地的经济价值才第一次被挖掘出来，所以政策效应显著。对比基准回归中的系数值，中部地区的政策效应与使用全部数据进行基准归回的数值相差不大，西部地区的政策效应比基准回归所示结果更大。可见宅基地改革对于西部地区来说是一次挖掘农村土地价值、提高农民收入的绝佳机会，后续的宅基地制度改革应该更关注西部地区，使改革能够覆盖更多的西部农民。

表5 异质性分析：基于区域差异

变量名	（1）	（2）	（3）
	西部	中部	东部
did	825.301***	506.891*	529.109
	（223.693）	（225.553）	（483.987）
常数项	7，423.271***	7，501.142***	11，962.997***
	（873.828）	（538.968）	（1，260.457）
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
观测值	2，050	2，159	1，401
R^2	0.975	0.991	0.985

2. 农业机械化程度差异

农业机械化程度可以用农业机械总动力进行表征，因此以农业机械总动力指标为基准将数据分为四组分别进行回归，得到的结果如表6所示，农业机械总动力较低的地区其宅基地改革试点的政策效应最显著，假设5得到验证。这是因为在农业机械总动力较低的地区，农民抵押宅基地得到的贷款会优先用于发展第二三产业，通过第二三产业促进农民增收的速度和幅度要高于投资于农业，因为农业的投资风险较高，回报却较低。

表6 异质性分析：基于农业机械化程度差异

变量名	（1）	（2）	（3）	（4）
	低	较低	较高	高
did		1，565.288**	80.346	454.412
		（711.706）	（280.183）	（324.275）
常数项	7，817.021***	10，697.752***	10，038.689***	8，872.302***
	（781.490）	（1，252.588）	（957.132）	（847.351）
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
观测值	1，382	1，359	1，379	1，392
R^2	0.983	0.988	0.987	0.988

六、结论及政策建议

本研究利用《中国县域统计年鉴》、各省市区县统计年鉴和统计公报，通过多时期DID方法，分析了中国第一轮宅基地制度改革试点对农户增收的影响。实证结果表明，参与宅基地制度改革试点的县（市、区）其农村居民人均可支配收入较未参与地区增加了542.34元。通过平行趋势检验对实验组和对照组进行比较，确认了政策实施前的趋势一致性。采用安慰剂检验、考虑同期其他政策干扰及缩尾处理等稳健性检验，证实了估计结果的可靠性。中介效应分析揭示，宅基地制度改革试点通过提升信贷水平和发展第二三产业，促进了农民收入增加。异质性分析表明，宅基地制度改革政策效应在中西部地区比东部地区更为显著，且对农业机械化水平较低地区的农民增收效果更加明显。

尽管第一轮宅基地制度改革显著促进了农民增收，但其影响仍有限，不足以显著缩小城乡收入差距，进而实现共同富裕的目标。这表明第一轮改革试点在挖掘宅基地财产属性方面存在不足。经验总结报告显示，第一轮试点主要关注历史问题的解决和推动农民自愿退出宅基地，部分地区甚至出现了强制退出的报道。因此，国家在2018年提出以“三权分置”为基础的宅基地制度改革方向，并以此为重点开始了2020年的第二轮试点。结合“三权分置”的思想，本文提出以下后续改革建议：

首先，应通过法律法规确认农民拥有完整的宅基地使用权，多样化使用权流转方式，才能扩大农民获得收益的渠道。流转方式的多样化，如自营、出租、入股、合作、转让等，能促使农民从事第二三产业，从而显著提高经营收入和财产收入。例如，宅基地使用权流转后可用于建设食品加工厂、民宿或发展农村电商。目前，宅基地使用权的流转大多限于村集体内部，仅少数地区如义乌实现了更广泛的流转。为充分发挥宅基地财产价值，建议适当拓宽流转范围，充分挖掘宅基地的财产属性，并在此基础上多样化盘活闲置宅基地。

其次，应赋予农村宅基地完整的担保物权，扩大抵押物流转范围，让市场评估抵押物价格。分析显示，信贷是宅基地制度改革增加农民收入的关键途径。通过抵押宅基地使用权，农民能做出符合自身情况的财务决策，最大化其效用。尽管试点期间有成功案例，试点结束后贷款渠道的可持续性仍不确定。贷款的核心在于抵押品的价值及其在违约时的可变现性。因此，畅通宅基地抵押贷款渠道需与宅基地使用权的多样化流转相结合，以提升其财产价值。

最后，宅基地制度改革政策应因地制宜。异质性分析显示，第一轮试点在中西部与东部地区的政策效应显著不同，其中中西部效应更加显著。东部地区的经济水平较高，宅基地价值已经较好地被挖掘，而其问题主要是历史遗留问题。相比之下，中西部地区需在“三权分置”的框架下，通过宅基地使用权的多样化流转来增强宅基地财产价值。因此，改革应专注于中西部，考虑每个地区的特定自然、经济和文化条件，以探索适合的宅基地盘活方式。

参 考 文 献

[1] 牛星，万东婷，吴冠岑.“目标—工具”框架下宅基地制度改革的政策量化分析——以15个试点地区为例[J].湖南农业大学学报(社会科学版)，2022，23(3)：60-70.

[2] 李浩媛，段文技.中国农村宅基地制度改革的基底分析与路径选择——基于15个试点县(市、区)的分析[J].世界农业，2017(9)：15-20.

[3] 梁发超，林彩云.经济发达地区宅基地有偿退出的运行机制、模式比较与路径优化[J].中国农村观察，2021(3)：34-47.

[4] 王向阳，邢韵龄.当前我国传统农区闲置宅基地的治理模式——基于皖鄂赣三地宅改试点的多案例比较分析[J].华南理工大学学报(社会科学版)，2021，23(5)：118-128.

[5] 王志锋，徐晓明，战昶威.我国农村宅基地制度改革试点评估——基于义乌市与宜城市对比研究的视角[J].南开学报(哲学社会科学版)，2021(1)：33-42.

[6] 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.

[7] 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.

[8] 李荣耀，叶兴庆.退出与流转：农民宅基地处置选择及影响因素[J].农村经济，2019(4)：10-20.

[9] 刘恒科.宅基地流转的实践路径、权利结构与制度回

应[J]. 农业经济问题，2020（7）：36-46.
[10] 赵茜宇，张占录. “三权分置”下大城市郊区宅基地退出与再利用优化路径[J]. 农村经济，2020（12）：9-16.
[11] 周文，赵方，杨飞，等. 土地流转、户籍制度改革与中国城市化：理论与模拟[J]. 经济研究，2017，52（6）：183-197.
[12] 周末，谢海滨，王天韵，等. 农村宅基地入市改革对城市国有土地价格的影响效应分析——基于微观土地交易数据的准自然实验研究[J]. 江苏社会科学，2020（2）：70-79.
[13] 周力，沈坤荣. 中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据[J]. 经济研究，2022，57（5）：141-157.
[14] 赵燕. 要素配置促进共同富裕？——基于土地城镇化与城乡收入差距视角[J]. 云南财经大学学报，2022，38（11）：22-41.
[15] 张云辉，汪洋. “三块地”改革对县域经济发展的影响研究[J]. 农林经济管理学报，2022，21（6）：754-764.
[16] 王俊龙，郭贯成. 1949年以来中国宅基地制度变迁的历史演变、基本逻辑与展望[J]. 农业经济问题，2022（3）：88-96.
[17] 张克俊，付宗平. 基于功能变迁的宅基地制度改革探索[J]. 社会科学研究，2017（6）：47-53.
[18] 刘锐. 乡村振兴战略框架下的宅基地制度改革[J]. 理论与改革，2018（3）：72-80.
[19] 宋志红. 宅基地“三权分置”的法律内涵和制度设计[J]. 法学评论，2018，36（4）：142-153.
[20] 高金龙，刘彦随，陈江龙. 苏南地区农村宅基地转型研究：基于利用状态的视角[J]. 自然资源学报，2021，36（11）：2878-2891.
[21] 张梦琳. 农村宅基地产权制度变迁的经验研究：从“增减挂钩”到“三权分置”[J]. 现代经济探讨，2023（2）：116-121.
[22] 顾宁，王灏威. 农户借贷有利于家庭增收吗——来自中国农村家庭的微观证据[J]. 农业经济与管理，2021（6）：73-82.

Study on the effect of the reform of the homestead system on farmers´ income growth

LIU Xinxing，LIU Weiqi

（*College of Economics*，*Shanxi University of Finance and Economics*，*Taiyuan* 030006，*China*）

Abstract：Based on the 2013—2019 Chinese county-level statistics，a quasi-natural experiment is constructed with a pilot of homestead reform，and a multi-period DID model is used to study the policy effect of the pilot of homestead reform on farmers′ income increase，and the mediating effect model is used to analyze the mechanism of action. The results show that the homestead reform pilot can significantly increase the per capita disposable income of local farmers. Further analysis reveals that the homestead reform pilot program contributes to farmers′ income increase by increasing the level of credit and promoting the development of the secondary and tertiary industries. In addition，the homestead reform pilot has a stronger income-generating effect on farmers in the central and western regions than in the eastern regions，and also has a stronger income-boosting effect on farmers in regions with lower levels of agricultural machinery. Accordingly，it is recommended that the subsequent reform of the residence base system continue to promote diversified channels through which home base user rights are transferred，the process for farmers to apply for loans from financial institutions using the right to use their homesteads as collateral be simplified，and reform policies for the homestead system that are consistent with local realities，especially focusing on the development of the central and western regions be foumulated.

Keywords：Pilot reform of the homestead system；Farmer′s income；The multi-period differential method；DID

（编辑：程俐萍）