

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(06):754-764.

# “三块地”改革对县域经济发展的影响研究

张云辉,汪 洋

(哈尔滨理工大学 经济与管理学院 黑龙江 哈尔滨 150040)

**摘要:**基于2013—2018年中国县域统计数据,以“三块地”改革试点构建准自然实验,采用PSM-DID模型识别“三块地”改革试点对发展壮大县域经济的政策成效,并利用机制检验探析改革试点的作用机制。结果表明:“三块地”改革能有效释放农户消费潜力,加快县域经济发展壮大。进一步分析发现,金融发展为土地变现、缓解融资约束以及土地市场化改革提供有力支撑,加快农民消费潜力的释放;“三块地”改革释放剩余劳动力同样有效推动工业化发展,为县域经济高质量发展注入新动能。此外,“三块地”改革试点对于农业产值比例较高的县(市)政策效果相对明显。据此,建议统筹推进要素市场化配置、支持农村劳动力转移就业、推进构建农村金融新格局,在土地制度改革协同发展中探索全面推进乡村振兴的道路。

**关键词:**“三块地”改革;乡村振兴;扩大内需;PSM-DID模型

中图分类号:F301.0

文献标志码:A

文章编号:2095-6924(2022)06-0754-11

DOI:10.16195/j.cnki.cn36-1328/f.2022.06.81

## Impact of “Three Plots of Land” Reform on County Economic Growth

ZHANG Yunhui, WANG Yang

(School of Economics and Management, Harbin University of Science and Technology, Harbin 150040, China)

**Abstract:** Based on the national county statistics from 2013 to 2018, this paper conducted a quasi-natural experiment using the “three plots of land” pilot reform and the PSM-DID model to identify the policy effectiveness of the pilot reform on the economic growth of counties and its working mechanism. The results shows that “three plots of land” reform has effectively unlocked farmers’ consumption potential and enabled the development and growth of county economy. Further analysis reveals that financial development has provided strong support for land realisation, easing financing constraints and land market reform, accelerating the release of farmers’ consumption potential. “Three plots of land” the reform has released surplus labour to promote industrialisation and injected new momentum into the high-quality development of county economy. In addition, the policy effect of “three plots of land” reform is relatively obvious for counties (cities) with a high proportion of agricultural output. Therefore, it is suggested to promote the market allocation of factors, support the transfer of rural labour to employment, promote the construction of a new rural financial structure, and explore the path to rural revitalization through the synergistic development of land system reform.

**Keywords:** “three plots of land” reform; rural revitalization; expanding domestic demand; PSM-DID model

### 一、引言与文献综述

“三块地”改革标志着新一轮农村土地制度改革大幕的开启,是中国共产党建党百年以来的一次重

收稿日期:2022-10-17 修回日期:2022-11-03

基金项目:国家社会科学基金项目(20BJL028)

作者简介:张云辉,女,副教授,博士,硕士生导师,主要从事高质量发展、环境经济研究, zzyybh@163.com。

大制度创新,同时为发挥我国超大规模市场优势、内需潜力以及构建新发展格局开辟了新路径。党的二十大报告强调要素市场化改革在推动高质量发展、助力实现中国式现代化等方面的重要作用,在要素市场化改革进程中,生产要素的投入及全要素生产率的提升决定着经济增长速度。全面推进乡村振兴离不开“人、地、钱”三要素,伴随着经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段,资本和劳动力的边际回报率递减,全要素生产率增长趋缓,土地这一生产要素的市场化配置将成为经济新增长极,而农村土地要素改革势必成为经济体制改革的重要任务。全球疫情影响下的经济疲软、贸易保护主义高涨、中美贸易摩擦使得技术进步短期内进展缓慢、投资拉动作用减弱,以提高收入、扩大内需为核心的国内大循环逐渐占据推动经济增长的主体地位。在构建新发展格局中,构建国内统一大市场是激发市场活力、增强经济内生动力的重要基础。农村土地的新一轮改革正契合这一时代背景,“三块地”改革在促进农户收入增长、扩大消费需求的同时,也通过劳动力结构性转移加快人口市民化进程,实现消费数量和质量的同时上升。因此,探究“三块地”改革试点对居民消费以及县域经济的政策效应,对全面推进乡村振兴、促进城乡融合发展以及全体人民共同富裕具有重要意义。

权利的界定是市场交易的基本前提,“三块地”改革的核心是在不改变农村土地集体所有制的前提下,变更使用权及土地用途。土地要素市场化的本质是赋予土地转让权,允许土地流转更是要素自由流动的前提。程令国等<sup>[1]</sup>通过研究我国农地确权制度认为,农地确权在降低交易成本的过程中促进土地流转。在土地流转过程中,纪月清等<sup>[2]</sup>认为保持土地产权关系稳定是土地流转的关键。在此基础上,严金明等<sup>[3]</sup>、刘守英<sup>[4]</sup>将“三块地”改革视为一个研究整体,为农村土地制度深化改革提供理论基础。因此,诸多学者从农业现代化的角度探究土地流转的成效,主要分为减贫增收以及发展壮大县域经济两个切入点。从土地流转实现的减贫增收这一切入点来看,土地流转率与贫困发生率之间存在显著负相关关系<sup>[5]</sup>。土地流转能降低农户未来陷入贫困风险的不确定性,缓解贫困脆弱性<sup>[6]</sup>,也能通过收入效应和就业效应实现贫困减缓和全面脱贫<sup>[7]</sup>。基于多视角、多维度的贫困指标,利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据也再次验证土地流转的减贫效应和异质性<sup>[8]</sup>。另外,土地流转可以为农户带来明显的家庭收入提升<sup>[9-10]</sup>:一方面产权改革形成稳定的土地交易市场能提升居民财产性收入<sup>[11]</sup>,另一方面也能够利用土地交易市场显化土地投资品的属性,通过土地投资实现收入增长<sup>[12-13]</sup>,伴随着剩余劳动力的释放、就业机会成本的下降则实现居民工资性收入增长<sup>[14]</sup>。除土地流转实现减贫增收外,农村土地流转对城乡收入差距的影响成为新的研究热点<sup>[15-17]</sup>。此外,从土地流转发展壮大县域经济这个切入点来看,土地是发展县域经济的重要支撑,土地流转更是发展壮大农村县域经济的有效手段<sup>[18]</sup>。土地流转不仅有效提升县域经济<sup>[19-20]</sup>,还增加土地收益和带来较高人力资本的农村剩余劳动力<sup>[21]</sup>,剩余劳动力转移通过边际产出拉平效应实现城乡劳动生产率均等化,加快新型城镇化进程<sup>[22]</sup>,为城乡融合发展提供契机。

然而,现有研究对“三块地”改革试点整体的政策净效应实证分析尚不充分,研究视角并未聚焦到县域层次,不能完全、准确分析政策净效应。基于此,本文以“三块地”试点政策构建准自然实验,通过倾向得分匹配-双重差分方法(PSM-DID)实证检验“三块地”改革试点对县域经济的影响,探索“三块地”改革与居民消费潜力、县域经济发展之间的影响机制。

## 二、理论分析

“三块地”改革包括农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革等3个方面。“三块地”改革试点从2015年开始设立,2017年为了使政策产生叠加和协调效应,充分发挥试点促进农业农村发展、土地增效、农民增收的政策效果,“三块地”改革三管齐下发挥政策合力。“三块地”改革能有效保障农民的收益和财产权益,推动土地制度变迁。“三块地”改革能够提升农民财产性收入并通过金融市场的发展释放居民消费潜力,同时“三块地”改革释放的大量剩余劳动力也能推进工业化进程,进而壮大县域经济(图1)。

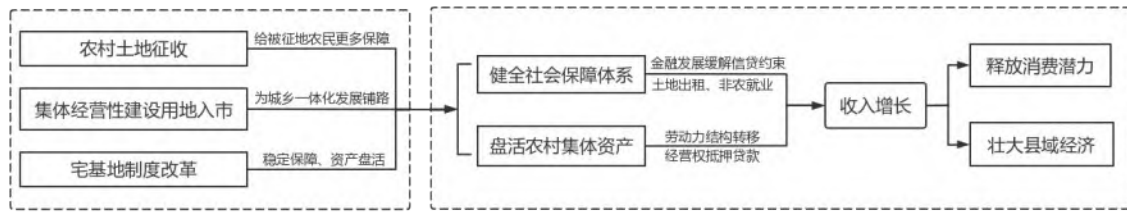


图1 “三块地”改革作用机制

首先,农村土地征收允许县级政府优化村庄用地布局,通过有效利用乡村零星分散存量建设用地、盘活利用闲置宅基地和闲置房屋,以自主经营或是联营合资的方式实现县级村集体资产的保值增值,从而实现县域经济的壮大。同时,土地出让的部分收入用来建立被征地农民生活保障的长效机制,完善农民就业、养老、医疗、住房等社会保障体系,降低农户的预防性储蓄比例,释放农民消费需求。

其次,集体经营性建设用地入市赋予农民土地流转的权利,能够有效显化集体经营性建设用地使用权价值,给村集体带来土地增值收益;在一定程度上也放活担保物权,将集体经营性建设用地的使用权作为抵押财产向银行业金融机构抵押贷款,为入市改革提供重要的资金支持的同时能够让农民分享到改革红利,促进收入多元化。与此同时,“三块地”改革中集体经营性建设用地入市也进一步推动农村地区金融发展进程,缓解农户融资约束,进而改变农户储蓄行为。此外,集体经营性建设用地入市也进一步平衡城乡建设用地权益,释放大量农村剩余劳动力推动县域工业化、城市化和现代化进程,为城乡一体化发展铺路。

最后,宅基地制度改革是“三块地”改革中最重要、最特殊的一环,既起到稳定保障的作用,也能实现土地资产盘活的效果。宅基地制度改革通过实现农村宅基地与城镇住宅的城乡置换,保障农户的合法居住权益、推进农民市民化进程<sup>[23]</sup>;同时,盘活闲置的农村宅基地、农房,也进一步提高土地利用效率、增加村集体和农民收入。

### 三、数据来源、变量选取与模型选择

#### (一)数据来源

“三块地”改革试点主要集中在县域地区,故采用2013—2018年《中国县域统计年鉴》相关数据作为样本数据。由于“三块地”改革试点政策几乎同时发布,且政策实施时区分性不大,极短时间内便将“三块地”改革在33个试点城市全面开展,因此本文主要评估“三块地”试点政策的联合效应<sup>[24]</sup>。在剔除部分数据缺失严重的县(区)数据后,最终得到包含2 072个县(市、区)2013—2018年横跨6年的平衡面板数据,其中32个试点县域被设为处理组,剩余县域则列入控制组。

#### (二)变量选取

1. 解释变量 本文核心解释变量为政策虚拟变量和时间虚拟变量的交互项( $T \times D$ )。其中, $T$ 为时间虚拟变量,“三块地”改革试点设立于2015年,以2015年作为政策时间节点,“2013—2014年”赋值为0;“2015—2018年”赋值为1。 $D$ 为政策虚拟变量,处于实验组的县域赋值为1;控制组的县域赋值为0。借助于PSM-DID模型的设定,交互项系数能够准确反映出改革试点的净效应,估计系数 $\alpha_1$ 为评价试点政策效应的重要依据。

2. 被解释变量 为了更好地识别“三块地”试点政策有效性,从居民消费潜力和县域经济增长这两个角度进行分析。我国农户家庭收入除去消费支出后通常被用来储蓄,同时投资行为、消费水平的改变也能通过储蓄水平体现,因此采用居民储蓄水平的对数值作为衡量居民消费潜力的代表变量,低储蓄表明较强的消费意愿。现阶段农村改革任务的重点在于“农村集体产权制度改革试点”,而农村集体产权制度改革试点也大部分在县(市)层次,因此采用县(市)GDP增长的对数值对县域经济进行衡量。

3. 控制变量 本文采用住户储蓄余额占GDP比例、第二产业增加值的对数作为衡量居民消费潜力和县域经济增长的代表变量,用来检验实证结果的稳健性。参照徐升艳等<sup>[25]</sup>、李波等<sup>[26]</sup>的研究,“三块地”改革期间行政力量在土地流转过程起到重要作用,以一般公共预算支出占GDP比例衡量政府规模;



劳动力要素的迁移更是土地流转中的重要议题之一,以非农就业人数的对数值衡量就业水平;以提供住宿的社会工作机构床位对数值衡量居民福利水平;人力资本的质量以每万人在校小学人数替代,生活水平则以人均GDP的对数值表示;农村拥有的技术要素则通过设施农业种植占地面积的对数值来衡量农业机械化水平。

4. 协变量 “三块地”试点县域的挑选使得试点城市的选择不具有随机性,且县域之间的资源禀赋、发展差距、自然禀赋、产业结构与金融市场的发展差异,难以符合双重差分中共同趋势的前提假设。选择农业发展程度、工业发展程度、地域面积、人口规模、通信基础、公共服务等作为协变量进行匹配,能够有效缓解政策效果的评估偏误。各变量说明与描述性统计如表1所示。

表1 变量说明与描述性统计

变量类别	变量名称	定义与赋值	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	政策虚拟变量	是否为“三块地”试点县域? 是=1;否=0	834	0.215	0.412	0	1
	时间虚拟变量	2013—2014年=0;2015—2018年=1	834	0.143	0.351	0	1
	居民消费潜力	住户储蓄存款余额,取对数	818	14.290	0.937	9.254	16.560
被解释变量	县域经济增长	地区生产总值,取对数	834	14.700	0.996	11.314	17.461
	储蓄率	住户储蓄存款余额/GDP,取对数	818	-0.390	0.467	-2.781	0.848
	工业增长	第二产业增加值,取对数	834	13.927	1.108	11.000	16.847
	政府规模	一般公共预算支出/GDP	834	18.503	12.471	4.115	90.261
	就业水平	第二、三产业从业人数,取对数	809	12.135	0.935	8.755	13.958
	居民福利水平	提供住宿的社会工作机构床位,取对数	833	7.401	1.104	3.401	9.453
	人力资本	小学在校学生/户籍人口×10 000	834	660.071	226.848	191.22	1 638.341
控制变量	生活水平	地区生产总值/户籍人口,取对数	834	10.672	0.702	9.210	12.958
	农业机械化水平	设施农业种植占地面积,取对数	825	6.983	1.613	1.098	10.838
	金融发展	年末金融机构各项贷款余额/GDP	822	0.713	0.441	0.031	2.883
	农业发展程度	第一产业增加值/GDP	834	13.567	8.544	0.825	44.201
	工业发展程度	第二产业增加值/GDP	834	47.873	11.967	11.889	89.857
	地域面积	行政区域面积/hm <sup>2</sup>	834	183 923	119 640	29 400	695 900
	人口规模	户籍人口数/人	834	66.792	37.401	3.705	198.280
协变量	通信基础	固定电话用户/人	829	100 385	107 186	1 495	808 190
	公共服务	医疗卫生机构床位,取对数	834	7.727	0.790	3.332	9.445

### (三)模型选择

本文将2015年作为政策基期,将“三块地”试点县区设为处理组,未进入名单的城市作为控制组,构建一个分析“三块地”改革试点的准自然实验。由于试点样本仅占全样本1.5%,同时基层在推进“三块地”改革试点时,不同县(市)的空间布局、资源禀赋、发展阶段存在差异,因此试验区的选择不具有随机性,也难以满足双重差分模型共同趋势前提假设。参考魏守华等<sup>[27]</sup>、徐志刚等<sup>[28]</sup>的研究,采用PSM-DID方法进行分析,使两个方法之间优势互补,避免样本的选择偏差也能有效解决因变量遗漏产生的内生性问题。因为政策实施会对微观主体产生外生冲击,故不存在逆向因果关系,所以能够通过双向固定效应模型控制不同年份的差异和时间变化趋势,达到有效排除遗漏变量产生的误差的效果。具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{test}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $i$ 为县域地区, $t$ 为年份编号, $\mu_i$ 和 $\lambda_t$ 分别表示县域个体固定效应和时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项; $Y_{it}$ 表示被解释变量,包括居民消费潜力和县域经济增长; $\text{test}_{it}$ 表示 $i$ 地区在第 $t$ 年的改革状态; $X_{it}$ 为县域特征向量,选择政府规模、就业水平、居民福利水平、人力资本、生活水平、农业机械化水平等变量以缓解因内生性问题可能引起的模型估计偏误。

## 四、结果与分析

### (一)倾向得分匹配

根据模型设计,鉴于不同县域之间存在异质性问题,需要为处理组县(市)寻找尽可能相似的对照组个体。借助 Rosenbaum 等<sup>[29]</sup>和 Heckman 等<sup>[30]</sup>的研究,以 2014 年样本数据进行 PSM 处理,其中处理组为 2015 年划入“三块地”改革试点区域,使用邻近匹配、半径匹配和核匹配方法进行匹配。由于半径匹配能最有效地克服系统性差异及样本选择偏差,因此采用 1:4 近邻匹配确定权重计算倾向得分。

PSM 处理的可靠性要求匹配后处理组与对照组之间不存在显著差异,满足条件独立性,因此首先进行平衡性检验。图 2 为各协变量匹配前后的标准化偏差的变化图,表 2 为单个协变量的双侧  $t$  值检验、匹配前后标准化偏差值变动幅度以及匹配前后为  $R^2$ 、协变量联合显著性检验(LR 检验)结果。由图 2 可以直观地看出:相比于匹配前,匹配后的各个指标更接近 0 均值的范围,这表明匹配后实验组与对照组之间相对独立。表 2 显示,各协变量均值偏差都明显下降,根据 Rosenbaum 等<sup>[29]</sup>的研究,匹配后标准偏差的绝对值如果小于 10% 则说明匹配有效,各项指标基本小于 10,表明匹配后有效达到降低标准偏误的效果。与此同时,联合样本检验结果表明,匹配后的中位数偏差也由 54 下降至 2,  $P$  值也上升至 0.996,表明实验组与对照组之间通过平衡性检验,满足双重差分平衡性假设的要求,降低选择偏差对政策净效应的影响。

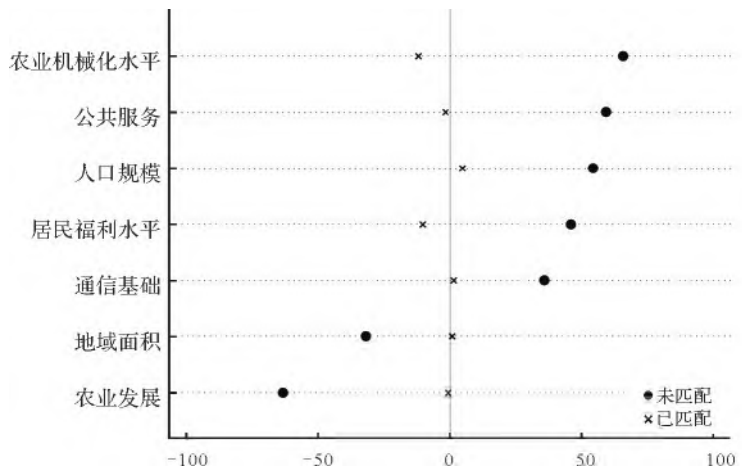


图2 标准化偏差的变化图

表 2 协变量匹配质量检验

变量名称	匹配状态	均值差异				t检验		协变量 方差比
		处理组	控制组	标准偏差/%	变化幅度/%	t值	P值	
地域面积	匹配前	1 835.1	3883.1	-32.3	97.8	-1.28	0.201	0.02*
	匹配后	1 860.5	1816	0.7		0.15	0.882	0.86
人口规模	匹配前	70.258	50.236	54	91.6	3.04	0.002	1.07
	匹配后	68.367	66.683	4.5		0.18	0.860	0.99
通信基础	匹配前	300 000	61 439	35.7	96.5	9.25	0	133.45*
	匹配后	130 000	120 000	1.2		0.24	0.809	1.01
农业机械化水平	匹配前	6.847	5.707	65.6	81.3	3.09	0.002	0.44*
	匹配后	6.911	7.124	-12.3		-0.56	0.579	0.69
居民福利水平	匹配前	7.278	6.734	45.7	76.7	2.34	0.019	0.71
	匹配后	7.256	7.382	-10.6		-0.42	0.675	0.81
公共服务	匹配前	7.685	7.131	59.1	96.6	3.48	0.001	1.28
	匹配后	7.641	7.660	-2		-0.09	0.932	1.95
农业发展	匹配前	13.137	19.673	-63.7	98.5	-3.29	0.001	0.74
	匹配后	13.511	13.609	-1		-0.04	0.965	1.35
样本联合检验		伪R <sup>2</sup>	似然比	P值	均值差异	中位数偏差	B值	R值
匹配前		0.115	36.55	0	50.9	54	66.1*	3.73*
匹配后		0.011	0.92	0.996	4.6	2	24.3	1.13

注: \*表示匹配前协变量方差比在[0.48, 2.07]之外,匹配后协变量方差比在[0.48, 2.10]之外;样本联合检验中表示  $B$  值大于 25 或  $R$  值处于[0.5, 2]之外。

由图3可以直观地看出:PSM之后满足均值趋势前提,在“三块地”改革政策实施当年,土地交易带来的预期收入效应降低了储蓄养老倾向,增加了土地投资、居民消费,导致居民储蓄开始下降;土地交易对县域经济增长的政策效果则在次年体现。同时核密度分布图(图4)表明,在倾向得分匹配前,处理组与对照组之间存在选择偏差,而在近邻倾向得分匹配后县域之间的主要特征较吻合,样本的选择性误差得到控制。

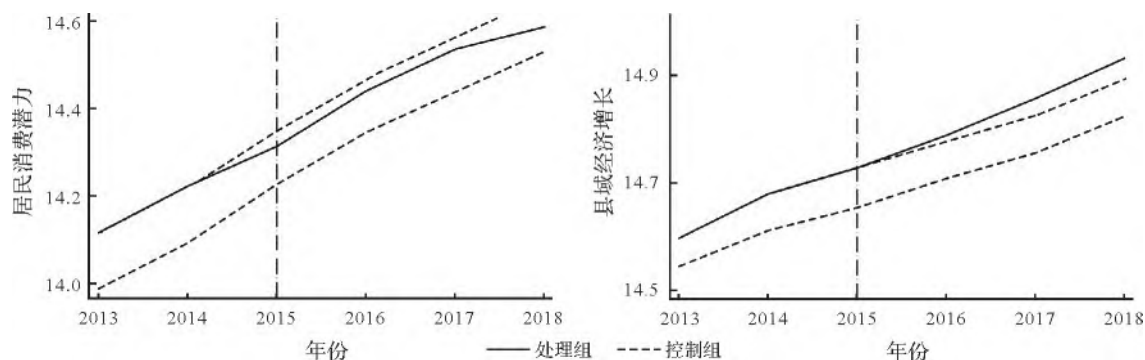


图3 均值趋势

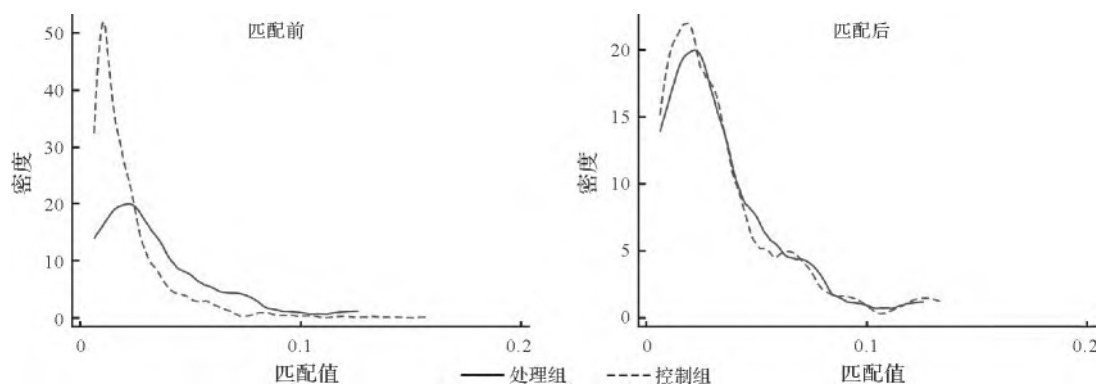


图4 匹配前后倾向得分核密度分布

## (二) 双重差分

由于同时期的政策和措施过多,固定时间效应及个体效应能够有效消除时间趋势、个体异质性对试点政策的影响。同时本文采用双固定双重差分的方法,一次差分用于消除处理组与对照组间不随时间变化的差异,二次差分则可消除由时间趋势带来的影响,经过双重差分后即可得到政策实施效果的净效应。

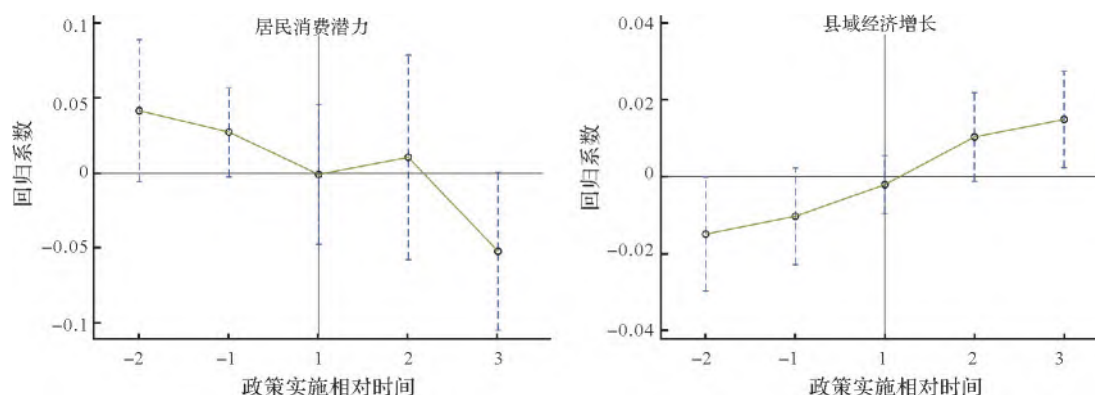


图5 平行趋势检验

1. 平行趋势检验 双重差分的前提之一便是要满足平行趋势假定,参考孙天阳等<sup>[31]</sup>的做法,采取事件研究法对平衡趋势进行检验,以试点县(市)设置当年作为基准年,为更加直观反映回归结果,给出回归系数变化趋势图并以虚线标明置信区间。由图5可知,政策实施前的估计值不显著异于0,这表明

政策实施前处理组和对照组之间存在共同趋势,平行趋势假设成立。

2. 回归结果 根据前文设定的PSM-DID基准回归模型式(1)进行回归,回归结果如表3所示。“三块地”试点政策对居民消费潜力的交互项系数在10%的显著性水平上为负,这表明“三块地”试点政策在一定程度上改变了居民消费结构,农村储蓄偏高的主要原因是农户对未来不确定风险的防范、缓解融资约束的需要,其中融资约束导致边际储蓄倾向与消费之间呈现负相关,而在“三块地”改革期间实现土地确权以及土地上市流转,这二者的共同作用使得农户在确定性的条件下能够通过出让、租赁或转包土地或者通过经营权抵押获得贷款,以此解决融资约束;同时土地流转带来的收入效应以及预期效益均能影响农户的投资行为、消费行为。改革试点政策对当地经济发展所造成的综合影响在10%的显著性水平上为正,这表明试点政策实现发展壮大县域经济的目标。土地流转实现土地资源的优化配置,促进农业现代化、集约化发展;劳动力转移增加居民收入、提升土地效率;农村产业结构的优化调整,推动新型城镇化、工业化进程,共同促进农村经济增长、集体壮大。出于谨慎性考虑,本文利用全样本DID方法进行回归分析,其结果与基准回归结果经济学含义一致,但模型的拟合程度不如PSM-DID高,主要原因是试点县域比例过小,导致政策效应被遮盖,因此PSM-DID对实现平行趋势以及评估政策净效应更加有效。

表3 双重差分回归结果

变量名称	PSM-DID		全样本 DID	
	居民消费潜力	县域经济增长	居民消费潜力	县域经济增长
“三块地”试点	-0.033 <sup>*</sup> (0.018)	0.013 <sup>*</sup> (0.007)	-0.064 <sup>***</sup> (0.022)	0.002 (0.009)
政府规模	-0.004 <sup>**</sup> (0.002)	-0.004 <sup>***</sup> (0.001)	0.001 <sup>***</sup> (0.002)	-0.001 <sup>***</sup> (0.001)
就业水平	0.009 (0.014)	0.013 <sup>**</sup> (0.006)	0.026 <sup>***</sup> (0.005)	0.016 <sup>***</sup> (0.002)
居民福利水平	-0.003 (0.010)	0.006 (0.004)	0.003 (0.003)	0.006 <sup>***</sup> (0.001)
农业机械化水平	-0.003 (0.006)	0.003 (0.002)	-0.004 <sup>**</sup> (0.002)	0.003 <sup>***</sup> (0.001)
人力资本	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	-0.001 <sup>***</sup> (0.000)	-0.002 <sup>***</sup> (0.000)
生活水平	0.063 <sup>*</sup> (0.036)	0.989 <sup>***</sup> (0.014)	0.093 <sup>***</sup> (0.011)	0.829 <sup>***</sup> (0.005)
常数项	13.323 <sup>***</sup> (0.418)	3.967 <sup>***</sup> (0.159)	12.029 <sup>***</sup> (0.123)	5.303 <sup>***</sup> (0.053)
样本数	783	799	11207	11339
F值	215.805	1 130.805	1 903.493	5 737.615
调整后的R <sup>2</sup>	0.758	0.944	0.650	0.855

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误;县域固定效应与时间固定效应均已控制。

3. 稳健性检验 为了验证基准回归估计结果的稳健性,本文进行稳健性检验,结果如表4所示。具体操作说明如下:①替换解释变量,中国储蓄率的下降有利于消费<sup>①</sup>,选取居民储蓄存款余额与地区生

① 参见<https://cn.weforum.org/events/the-davos-agenda-2021/sessions/strengthening-the-financial-and-monetary-system-eastern-hemisphere>。



产总值比值的对数值来衡量储蓄率,以工业产出的对数值来衡量县域经济增长;②变更匹配方式,通过1:2近邻匹配获得500个样本进行回归;③缩减政策区间,为考察试点政策是否受延期影响,删除2018年数据进行回归分析,结果表明延期扩大了政策实施效应;④更换匹配基期,“三块地”改革自2013年便已开始筹备启动<sup>[32]</sup>,为了更好切合政策实施时试点城市的发展特征,本文将PSM考察期提前到2013年,回归结果与基准回归一致。

表4 稳健性检验

变量名称	替换解释变量		变更匹配方式		缩减政策区间		更换匹配基期	
	储蓄率	工业产出	居民消费潜力	县域经济增长	居民消费潜力	县域经济增长	居民消费潜力	县域经济增长
“三块地”试点	-0.045** (0.018)	0.042** (0.017)	-0.037* (0.020)	0.012*** (0.004)	-0.029* (0.016)	0.009 (0.007)	-0.039* (0.022)	0.006 (0.008)
常数项	9.422*** (0.416)	-1.505*** (0.391)	14.959*** (0.559)	3.775*** (0.094)	13.050*** (0.424)	3.632*** (0.177)	14.765*** (0.475)	4.999*** (0.179)
样本数	783	799	502	505	658	672	814	830
F值	126.515	294.310	141.384	2 895.342	208.045	878.649	154.464	704.874
调整后的R <sup>2</sup>	0.637	0.809	0.761	0.976	0.765	0.934	0.677	0.909

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误;县域固定效应与时间固定效应均已控制;所有回归均加入控制变量,因篇幅所限,未汇报控制变量系数。

为排除其他不可观测因素对试点政策效果的影响,借鉴Feng等<sup>[33]</sup>的方法进行安慰剂检验,检验结果如图6所示。经过1 000次随机过程后绘制“三块地”改革试点政策系数的散点图和核密度估计图,可以看出试点系数仍然集中分布于0的附近,明显有别于表3前两列“三块地”改革试点政策的系数(分别为-0.033和0.013),且系数对应的P值大多大于0.1,拒绝安慰剂检验的估计结果与真实估计结果不存在差异的原假设,这表明未被观测到的其他因素并未对估计结果造成显著影响。

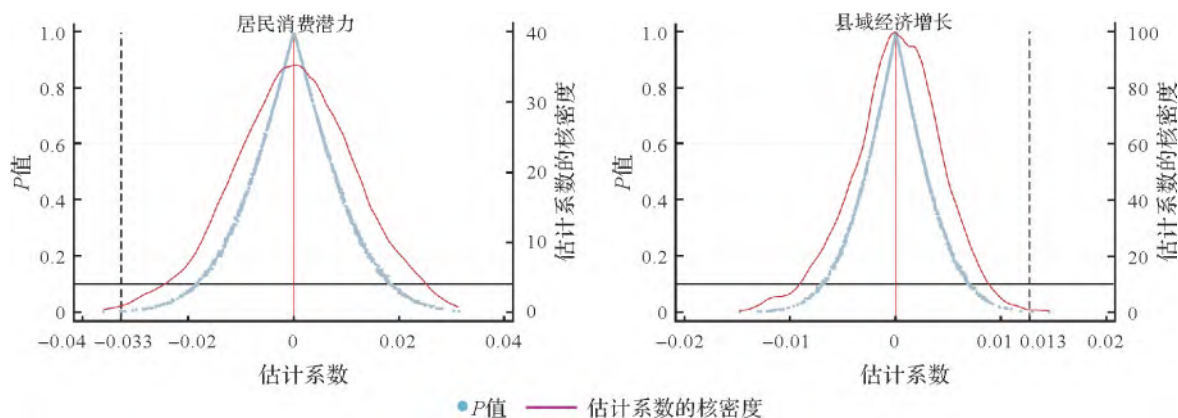


图6 安慰剂检验

### (三)进一步分析

1. 异质性回归分析 为了探究“三块地”试点政策的异质性,按照农业产值占GDP比例将试点县(市)分为农业县和非农业县,表6的回归结果表明“三块地”政策对第一产业比例较大的县(市)政策效应更加明显,进一步验证“三块地”试点政策对促进城乡协调发展、实现乡村振兴的促进作用。

2. 作用机制检验 按照江艇<sup>[34]</sup>的中介检验,进一步分析“三块地”改革试点对居民消费潜力以及县域经济增长的影响机制(表7)。从表7可以看出:“三块地”改革试点对金融发展以及工业化进程呈现显著正相关性,说明成为“三块地”改革试点的县域金融发展及工业化程度更高,这在一定程度



上说明“三块地”改革试点的设立有可能会通过金融发展和工业化影响居民消费潜力的释放以及县域经济的壮大。

表 6 异质性回归分析

变量名称	农业县		非农业县	
	居民消费潜力	县域经济增长	居民消费潜力	县域经济增长
“三块地”试点	-0.032 <sup>**</sup> (0.014)	0.011 <sup>*</sup> (0.016)	-0.021(0.025)	0.006(0.007)
常数项	13.766 <sup>***</sup> (0.302)	3.963 <sup>***</sup> (0.265)	15.672 <sup>***</sup> (0.685)	4.676 <sup>***</sup> (0.186)
样本数	353	353	430	446
F 值	454.131	332.213	84.187	899.436
调整后的 R <sup>2</sup>	0.938	0.917	0.680	0.960

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误；县域固定效应与时间固定效应均已控制；所有回归均加入控制变量，因篇幅所限，未汇报控制变量系数。

改革试点释放的劳动力流入城市之后，劳动力结构转移效应增加了第二产业劳动力供给，既提高农户收入又迅速加快县(市)工业化的进程，由此推动县域经济增长。改革试点通过推动土地入市交易而促成金融市场的完善，也缓解农户和集体融资约束，进而改变农户储蓄行为，同时土地经营权出租也实现农户增收，进而释放居民消费潜力。同时在加入金融发展的平方项后，“三块地”试点对居民消费潜力中金融发展一次项系数为正，二次项系数为负，表明金融发展与居民储蓄之间存在倒“U”型关系(图 7)。通过绘制金融发展概率密度图可以发现，我国县(市)金融发展水平相对较低，尚未到达拐点，而土地流转促进金融市场发展主要体现在利用土地实现抵押贷款增加上，增加的储蓄存款又将其投入到投资、消费领域，进一步降低居民的储蓄水平，加快内需潜力的释放，也加快县域经济壮大。

表 7 机制检验

变量名称	金融发展	工业化	居民消费潜力
“三块地”试点	0.055 <sup>**</sup> (0.026)	1.119 <sup>**</sup> (0.469)	-0.041 <sup>**</sup> (0.017)
金融发展			0.584 <sup>***</sup> (0.061)
金融发展平方项			-0.138 <sup>***</sup> (0.019)
常数项	3.132 <sup>***</sup> (0.584)	-140 <sup>***</sup> (10.746)	11.999 <sup>***</sup> (0.408)
样本数	787	799	783
F 值	25.817	135.136	222.703
调整后的 R <sup>2</sup>	0.172	0.649	0.792

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误；县域固定效应与时间固定效应均已控制；所有回归均加入控制变量，因篇幅所限，未汇报控制变量系数。

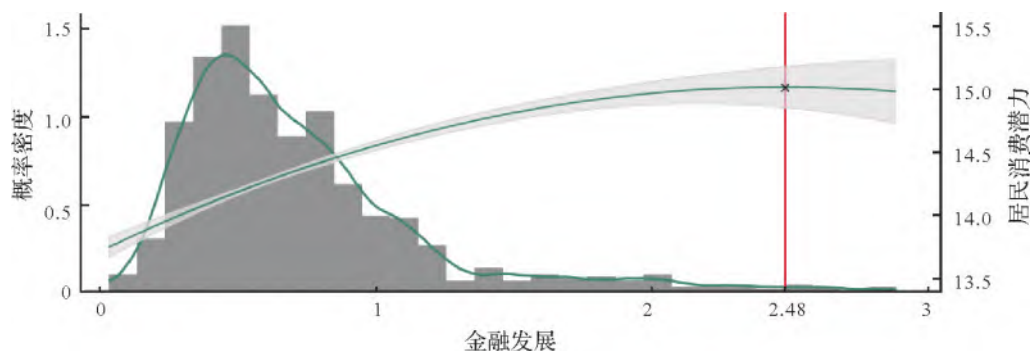


图 7 金融发展概率密度图及其与居民消费潜力的关系

## 五、主要结论与政策建议

采用2013—2018年中国县域面板数据通过PSM-DID方法,对“三块地”改革试点的政策效果进行分析,并进一步探究其作用机制。研究表明,试点政策确实起到释放农户消费意愿以及壮大县域经济的目标。“三块地”试点政策不仅能够通过土地确权加快县域金融市场完善,降低未来风险的不确定性,减少农户的预防性储蓄,加强农户消费意愿,还能通过土地上市流转、抵押贷款缓解融资约束,改变农户投资行为、消费偏好,同时拉动县域经济增长进一步释放消费潜力。进一步分析发现,金融发展推动试点政策对居民储蓄行为的改变,加快居民消费潜力的释放;较高人力资本的农村剩余劳动力转移加快城乡要素自由流动,促进经济增长,提升农户收入及消费能力,进而带动内需增长。其原因在于,“三块地”试点改革的重点在于农村土地,因此政策净效应主要体现在农业县上,这也验证了“三块地”试点政策对促进城乡协调发展、推进乡村振兴的作用。

基于以上研究结论,提出如下政策建议:首先,完善土地要素市场化改革。通过总结“三块地”改革试点经验并逐步扩大试点范围,深化农村土地产权制度改革、推进市场化进程,同时加大农村土地流转财政政策支持力度、完善农地流转过程中的利益机制,真正做到土地收益向集体和农民倾斜。其次,支持农村劳动力转移就业。逐步消除农村剩余劳动力进城阻碍、拓宽农村劳动力转移就业渠道、积极引导农村劳动力外出就业,同时完善社会保障制度、加强农村劳动力的技能培训力度,实现更高质量和更充分就业。最后,推进构建农村金融新格局。深化农村金融改革、加快推广土地抵押融资经验、推进农村金融产品与服务创新,提升农村金融服务水平,通过提升农户金融素养引导农户的投资行为以及消费偏好。

### 参考文献:

- [1]程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J].管理世界,2016(1):88-98.
- [2]纪月清,杨宗耀,方晨亮,等.从预期到落地:承包地确权如何影响农户土地转出决策?[J].中国农村经济,2021(7):2-21.
- [3]严金明,陈昊,夏方舟.深化农村“三块地”改革:问题、要义和取向[J].改革,2018(5):48-55.
- [4]刘守英.农村“三块地”试点与土地制度改革的可能路径[J].中国人民大学学报,2019,33(1):1.
- [5]匡远配,周丽.农地流转与农村减贫:基于湖南省贫困地区的检验[J].农业技术经济,2018(7):64-70.
- [6]彭继权,吴海涛,秦小迪.土地流转对农户贫困脆弱性的影响研究[J].中国土地科学,2019,33(4):67-75.
- [7]夏玉莲,匡远配.农地流转的多维减贫效应分析:基于5省1218户农户的调查数据[J].中国农村经济,2017(9):44-61.
- [8]孙晓倩,李青.多维视阈下土地流转的减贫效应及其异质性研究:基于CFPS2018微观数据分析[J].中国农业资源与区划,2022,43(4):259-268.
- [9]钱忠好,王兴稳.农地流转何以促进农户收入增加:基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2016(10):39-50.
- [10]钟真,胡珺玮,曹世祥.土地流转与社会化服务:“路线竞争”还是“相得益彰”?[J].中国农村经济,2020(10):52-70.
- [11]KIMURA S, OTSUKA K, SONOBE T, et al. Efficiency of land allocation through tenancy markets: Evidence from China[J]. Economic Development & Cultural Change, 2011, 59(3):485-510.
- [12]BESLEY T. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5):903-937.
- [13]刘淑云,韩家彬.土地确权与农民收入:机制与实证[J].新疆农垦经济,2021(9):1-12.
- [14]王珏,范静.土地经营权流转对农户收入增长及其地区异质性影响研究:基于全国8个省份2037个农户家庭的调查[J].农村经济,2018(4):35-41.
- [15]郭君平,曲颂,夏英,等.农村土地流转的收入分配效应[J].中国人口·资源与环境,2018,28(5):160-169.

- [16]刘新智,周韩梅,王小华.农地流转缩小农户收入差距了吗?[J].农林经济管理学报,2021,20(4):501-510.
- [17]史常亮.土地流转与农户内部收入差距:加剧还是缓解?[J].经济与管理研究,2020,41(12):79-92.
- [18]李韬,陈丽红,杜晨玮,等.农村集体经济壮大的障碍、成因与建议:以陕西省为例[J].农业经济问题,2021(2):54-64.
- [19]徐升艳,陈杰,赵刚.土地出让市场化如何促进经济增长[J].中国工业经济,2018(3):44-61.
- [20]周滔,孙佳宁.“三块地”改革的政策效果对比研究:基于HCW模型的实证分析[J].中国农业资源与区划,2021,42(11):133-143.
- [21]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.
- [22]XUN H.The impact of land tenure arrangement on China's urban-rural migration[C/OL].2021 International Conference on Economic Development and Business Culture,2021.[https://www.researchgate.net/publication/353441748\\_The\\_Impact\\_of\\_Land\\_Tenure\\_Arrangement\\_on\\_China's\\_Urban-Rural\\_Migration](https://www.researchgate.net/publication/353441748_The_Impact_of_Land_Tenure_Arrangement_on_China's_Urban-Rural_Migration).
- [23]郭君平,仲鹭勃,曲颂,等.宅基地制度改革减缓了农房闲置吗?[J].中国农村经济,2020(11):47-61.
- [24]DEININGER K, JIN, LIU S.Property rights reform to support China's rural-urban integration: Household-level evidence from the Chengdu experiment[J].Australasian Agricultural and Resource Economics,2020,64(1):30-54.
- [25]徐升艳,陈杰,赵刚.土地出让市场化如何促进经济增长[J].中国工业经济,2018(3):44-61.
- [26]李波,张春燕.农地经营权抵押贷款对农民增收的影响机制:对湖北省50个县(市、区)的实证研究[J].湖北民族大学学报(哲学社会科学版),2021,39(3):111-122.
- [27]魏守华,杨阳,陈珑隆.城市等级、人口增长差异与城镇体系演变[J].中国工业经济,2020(7):5-23.
- [28]徐志刚,宁可,钟甫宁,等.新农保与农地转出:制度性养老能替代土地养老吗?[J].管理世界,2018,34(5):86-97,180.
- [29]ROSENBAUM P R, RUBIN D B.The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J], Biometrika,1983,70(1):41-55.
- [30]HECKMAN J J, EDWARD V.Policy-relevant treatment effects[J].American Economic Review,2001,91(2):107-111.
- [31]孙天阳,陆毅,成丽红.资源枯竭型城市扶持政策实施效果、长效机制与产业升级[J].中国工业经济,2020(7):98-116.
- [32]丰雷,胡依洁.我国政策试点的中央政府行为逻辑探析:基于我国农村土地制度改革“三项试点”的案例研究[J].中国行政管理,2021(8):138-145.
- [33]FENG J, XIE Q, ZHANG X.Trade liberalization and the health of working-age adults: Evidence from China[J].World Development,2021(139):105344.
- [34]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.

(责任编辑:尹琴,英摘校译:吴伟萍)