

农地三权分置改革与县域农业经济增长

甘天琦¹,李 波^{1*},邓 辉²

(1.中南民族大学 经济学院/湖北全面小康建设研究院,湖北 武汉 430074;

2.清华大学 土木水利学院,北京 100084)



摘要 作为“农地三权分置”改革的一项配套政策,土地经营权抵押贷款试点是否有效地促进了县域农业经济的增长?基于2013—2019年中国县域面板数据,采用双重差分法分析了农地经营权抵押贷款试点政策对县域农业经济发展的影响效果和作用机制。研究发现:(1)经营权抵押贷款试点政策使试点地区第一产业增加值提高5.6%、人均第一产业增加值提高了4.2%,但其溢出效应使得这一政策的长期效果并不明显;(2)试点政策通过提高规模化生产与农业技术水平两种中介机制,作用于县域农业经济;(3)相对于经济发展水平较高的地区,较落后地区的县域农业经济在受到政策冲击后提升效果更加明显。据此提出针对“三权分置”改革的政策建议:在引导土地适度规模经营的同时,要积极探索金融支持农业经济发展的具体措施,针对不同发展水平的地区给予差异化的政策激励,以实现农业经济的长远发展。

关键词 三权分置改革;土地经营权抵押贷款;县域农业经济;双重差分

中图分类号:F 32; F 310 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)05-0147-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.05.016

“农地三权分置”又一次激起了农村农业改革的浪潮,这一制度也被认为是继家庭联产承包责任制后的又一重大制度创新^[1]。为持续深化农业改革,引导土地适度规模经营,《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》应运而生,极大地发挥了金融的撬动作用。中国人民银行发布的《中国农村金融服务报告(2018)》数据显示:涉农贷款余额从2007年末的6.1万亿元增加至2018年末的32.7万亿元,年均增速16.5%^①。2019年,第一产业增加值超过7万亿元,农村人均可支配收入达到16021元,七十年实际增长40倍^②,金融支持农业经济增长功不可没。

事实上,“农地三权分置”改革赋予了农民更加完整的土地权能^[2],改善了农户难以从正规金融机构获得农业生产所需资金的难题^[3]。一方面,在不改变土地集体所有制的前提下,承包权和经营权主体的分离打破了耕地流转的藩篱,使闲置的土地资源与新型农业经营主体的用地需求有效衔接,土地配置活力得到释放,实现了耕地配置效率的帕累托改进;另一方面,赋予经营权抵押贷款的权能,使得农户或新型农业合作组织拥有合法的抵押担保品,能从银行或正规金融机构获得生产所需资金,进一步激发了农业规模化生产的积极性。因此,本文从农业经济增长的角度出发,评估“农地三权分置”改革背景下农地经营权抵押贷款政策效果及内在机制,以期为持续深化农业改革,实现农业现代化提供科学依据。

收稿日期:2021-01-28

基金项目:国家社会科学基金项目“民族地区资本扶贫效应与可持续机制研究”(19BMZ119)。

* 为通讯作者。

① 数据来源于中华人民共和国中央人民政府网站 http://www.gov.cn/xinwen/2019/09/20/content_5431568.htm。

② 数据来源于人民网 <http://finance.sina.com.cn/roll/2019-08-08/doc-ihyteerm9347423.shtml>。

一、文献综述

“农地三权分置”是中国农地产权改革领域里程碑式的一步,也是近年来学界的研究焦点和热点。自 2008 年中国人民银行和原银监会联合发布《关于加快推进农村金融产品和服务方式创新的意见》以来,各地区结合本地实际,开展了“争议中的试点”^[4]。2015 年和 2016 年中共中央国务院分别发布《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产抵押贷款试点的指导意见》和《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》,在全国 232 个县(市、区)开展农村承包土地的经营权抵押贷款试点工作。相关学者在农村土地的权力分配与归属^[5-8]、经营权抵押贷款的实施与管理^[9-12]和试点政策的经济效应^[13-15]等方面都做了丰富和细致的研究。

就“农地三权分置”改革在经济学领域的研究而言,大致可以分为两条主线。第一条主线聚焦于土地制度演进的原因。王小映认为土地制度的改进来源于其潜在的收益和获利机会^[16],正是这种利益驱动的作用才呈现出“调试型变迁”的特征^[17],政府通过将自主选择权交还给普通农户和经营主体,明晰承包权和经营权的权能与界限,避免了利益主体受到可能的侵害^[18]。但另一种观点将我国土地制度的变迁归因于中央政府由重视归属向重视利用演进^[19],认为当今社会的小规模土地经营模式不再利于农业生产技术的采用和发挥^[20]，“三权分置”改革通过明确权属,再利用市场机制的有偿性和竞争性来促进土地合理流动和适当集中,弥补土地经营规模偏小的不足^[21]。因此,在农地所有制形式和生产经营方式上,政府与农民目标的相互融合才能寻求制度变迁的均衡^[22]。第二条主线探索“三权分置改革”下土地流转的经济绩效。虽然 Jacobson 等的研究表明稳定的地权对产量的影响并不明显^[23],但在中国的证据显示,确权后的土地流转提高了农民收入水平^[24],并在通过土地流转实现规模经营的条件下提高农业生产效率^[25]和农地资源配置效率^[26]。

在“三权分置”改革背景下,农地经营权抵押贷款的研究主要集中在其运行机理、影响因素和政策效果上。在运行机理方面,因农地抵押贷款的多级“链式”交易过程决定的“混合型”治理结构具有较低的交易费用^[14],才促使了农户采用土地承包经营权进行抵押贷款的行为响应^[27],从而导致农村信贷供给规模增加和部分经营规模较大的新型经营主体信贷获取能力提高^[25]。在影响农地经营权抵押贷款的影响因素方面,宏观因素如农业生产水平、土地流转市场、农村社会保障水平^[17],地方政府承担的“拓荒成本”和“差别匹配”的农地抵押契约治理结构^[28],微观因素如抵押价值和处置难度^[26]、农户贷款经历与收入^[29]、贷款利率和农户信用等级^[29]等都被认为是影响经营权抵押贷款的关键因素。在政策效果方面,部分研究使用微观调研数据分析了经营权抵押贷款政策对农户的福利效应,一种观点认为该政策瞄准对象是大农户和存量客户,对小农户的融资难题并无作用^[17],另一种观点表明小农户对贷款行为的响应更加积极^[22],但因经营权抵押贷款发生率低,其预期效果并不显著^[19]。这些微观调研数据得到的结论并不一致,如学界关于“政策对于农业收入增长和非农收入增长”的结论就存在明显的分歧^[28-29]。

上述文献对“三权分置”改革的探索为本文研究奠定了坚实的基础,但依然有以下不足。其一,现有文献更多集中在对土地产权制度方面的讨论,农地权属变化的经济效益有待评估;其二,利用微观调研数据得到的政策效果并不一致,亟待更加科学合理的评价;其三,农地产权变更对农业经济增长的作用机制仍需挖掘。鉴于此,本文根据 2015 年《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》的试点政策,利用 2013—2019 年中国县域数据,评估经营权抵押贷款政策的经济效应,并探索其内在机制。

二、政策背景

自 1950 年《土地改革法》颁布以来,我国农地产权制度历经四次变迁。尤其是,1978 年的土地改革提出在全国实行家庭联产承包责任制,把土地产权分为所有权和承包经营权,自此,农民生产积极

性大幅度提高,农民权益得到更多制度保障。在此制度背景下,我国多地开始对农村土地承包经营权抵押贷款进行探索,如粮食生产大省黑龙江在2010年选取6个生产大县进行试点。但这种以土地承包经营权为抵押标的物的贷款模式在制度设计上面临权责主体模糊的潜在风险,一旦借款方农业经营失败,法律上归属于农民主体的承包经营权就有被收回的可能,农户利益得不到有效保障,因此试点并未形成示范效应并在全国展开。

党的十八大以来,党中央高度重视农村土地制度改革在全面深化改革中的重要性,将农地承包经营制度改革、三块地试点改革和耕地保护与补偿制度改革作为深化农村土改的工作重点。其中,将传统的农地家庭承包经营制度进行三权分置改革是一切工作的重中之重。2013年,中央农村工作会议便提出顺应农民意愿将承包权与经营权分置并行的必要性,自此,三权分置的呼声日益高涨。随着三权分置落地进程的加快,2014年土地经营权抵押贷款试点首次在《关于引导土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》中被提及。为了试点工作的顺利实施,2015年国务院出台了《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》一文,对全国试点工作如何实施进行统一规范。经过多年探索,2016年,中共中央国务院出台《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》,标志着政府对农地“三权分置”正式作出制度安排。鉴于农地所有权、承包权与经营权的三权分置相关法律条文尚未编写入农村土地承包法,土地经营权抵押贷款缺乏法律支撑,2015年12月28日,全国人大常委会授权北京市大兴区等232个土地经营权抵押贷款试点县(市、区)暂时调整实施《中华人民共和国物权法》《中华人民共和国担保法》关于集体所有的耕地使用权不得抵押的规定。紧接着,2016年,中国人民银行、中国银保监会、财政部和农业农村部联合印发《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》,三权分置背景下土地经营权抵押贷款政策正式开始试点。截至2018年9月末,232个试点地区农地抵押贷款余额达到520亿元的规模,同比增长76.3%,累计发放964亿元。金融服务乡村振兴能力不断增强,新型农业经营主体融资难问题得到有效解决,现代农业适度规模化发展得到有序推进。

在试点工作获得显著成效的同时,三权分置立法步伐不断加快。2018年12月29日,十三届全国人大常委会第七次会议表决通过了关于修改农村土地承包法的决定,土地经营权的概念首次在法律中得到明确。2020年5月28日,十三届全国人大三次会议表决通过民法典。根据党中央有关精神和修改后的农村土地承包法,民法典物权编第11章专门就“土地承包经营权”作出详细规定。自此,农地“三权分置”被赋予丰富的法律内涵,农村承包土地经营权抵押贷款在全国范围内推行的时机已成熟。

三、研究设计与数据说明

1. 研究设计

根据上文文献与背景的阐述,本文选取中共中央国务院于2015年发布的《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》(下文表述为《意见》)为基准,采用双重差分法(difference in difference, DID)构建非饱和模型如式(1):

$$Econ_{it} = \beta_1 \times DID + \varphi' X_{it} + \varphi_c + \theta_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, $Econ_{it}$ 表示 i 县(市、区)在 t 时期的经济绩效,包含第一产业增加值和人均第一产业增加值; DID 为 $Post_t$ 和 $Poilt_t$ 的交互项, $Post_t$ 表示试点时间的虚拟变量,试点之后的年份为1,其余年份为0; $Poilt_t$ 表示试点地区的虚拟变量,《意见》中设定的232个试点县(市、区)为1,其他地区为0; X_{it} 为可能影响地区经济发展水平的控制变量,包含农村产业结构、政府财政支出水平、工业化水平和城乡居民储蓄水平等变量; φ_c 为个体固定效应,控制仅随地区变化的因素,本文将该固定效应精确到地级市; θ_t 为年份固定效应,控制仅随时间变化的因素; ξ_{it} 为随机扰动项。本文关注的是交互项系数 β_1 的大小及其显著性水平。

2. 变量定义与数据说明

考虑到样本数据的可得性和政策时间节点^①,本文使用 2013—2019 年县域数据来进行模型的估计和检验,使用 2013—2019 年县域数据的原因有以下几方面。第一,因《中国县域统计年鉴》统计口径和指标发生了较大变化,部分重要数据如农业增加值、机收面积、设施农业占地面积等的起始年份是 2013 年,以往年份指标缺失较为严重。第二,自 2008 年和 2009 年分别小范围内试点《关于加快推进农村金融产品和服务方式创新的意见》和《关于进一步加强信贷结构调整促进国民经济平稳较快发展的指导意见》后,国家并未出现针对经营权抵押贷款方面非常明确的指导意见,利于本文政策效果的干净识别。第三,虽然 2015 年开始实施农村土地改革三项试点工作,与本文时间节点重复,但该政策主要针对土地征收、经营性建设用地和宅基地的改革,与经营权抵押贷款试点政策有本质区别。本文数据主要来源于 2014—2020 年《中国县域统计年鉴》,部分数据来源于各省统计年鉴,缺失数据使用差值法补全,所有含价格水平的指标均以 2013 年为基期进行平减。主要变量说明如下:

(1) 县域农业经济发展水平。选取县(市、区)第一产业增加值与人均第一产业增加值衡量县域农业经济发展水平。选取第一产业增加值的原因有两点,一是《中国县域统计年鉴》仅公布了农业增加值(2013—2017 年)及牧业增加值(2013—2017 年)指标,时间维度与本文不匹配;二是第一产业增加值具有更强的包容性,避免了因地理气候因素产生的农业生产差异的影响。

(2) 主要控制变量。① 财政支出水平。使用地方政府财政支出占地方 GDP 比重衡量财政支出水平。② 产业结构。为控制地方产业结构的差异对农业经济的影响^[30-31],增加产业结构控制变量,使用第一产业 GDP 占 GDP 比重和第二产业 GDP 占 GDP 比重来衡量。③ 工业化水平。一系列的研究证据表明,工业化在农业经济发展过程中意义重大^[32-33],因此添加工业化水平控制变量,使用规模以上工业企业数及规模以上工业总产值来衡量。④ 储蓄水平。借鉴刘金全等^[34]和顾宁等^[35]的做法,增加储蓄水平控制变量,使用城乡居民存款余额衡量。相关变量的统计性描述如表 1:

表 1 基础变量的统计性描述

变量名	描述	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ln gdp_1	第一产业增加值对数	13264	12.01	1.04	7.51	14.14
ln $pergdp_1$	人均第一产业增加值对数	13264	8.47	0.56	3.69	11.55
$expen$	财政支出占 GDP 比重	13264	0.31	0.18	0.10	0.79
gdp_str_1	第一产业占比	13264	0.23	0.15	0.10	0.71
gdp_str_2	第二产业占比	13264	0.42	0.14	0.10	0.89
ln ent	规上工业数量取对数	12696	3.95	1.31	0.69	17.41
ln $output$	规上工业总产值取对数	13264	13.21	1.91	1.58	18.24
ln $saving$	城乡居民储蓄存款余额对数	13128	13.49	1.20	5.30	17.09

四、计量结果分析

1. 基准模型结果分析

根据以上数据,估计模型(1)结果如表 2,第(1)~(4)列为使用第一产业增加值作为被解释变量的估计结果,第(5)~(8)列为使用人均第一产业增加值作为被解释变量的估计结果。交互项 DID 的估计系数 β 均为正,且该处理效应在统计上显著,即与非经营权抵押试点地区相比,试点地区的第一产业增加值与人均第一产业增加值有了明显的增加,表明试点的政策效果非常明显。在加入控制变量后,由第 1 与 5 列结果可知,交互项 DID 系数下降明显,说明遗漏变量偏误会严重高估政策效果。同时,在模型中分别加入年份固定效应(列 2、6)、城市固定效应(列 3、7)和同时加入年份与城市

① 2015 年中共中央国务院出台《国务院关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》,并于 2015 年 12 月 28 日由全国人大常委会授权北京市大兴区等 232 个土地经营权抵押贷款试点县(市、区),虽然 2016 年 11 月 3 日,中共中央国务院又出台《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》,再次明确 232 个试点县(市、区)名单,但关于农村承包土地的经营权抵押贷款试点已经开始实施,因此,选取 2015 年作为政策时间节点,设定 2015 年及之前年份的虚拟变量为 0,2015 年之后的年份为 1。

固定效应(列4、8),即控制仅随时间变化和仅随城市变化的因素后,政策效果进一步降低,因此后文以控制城市和年份的双向固定效应结果为准。

表2 基准模型回归结果

变量	lngdp1				lnpergdp1			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	0.090*** (5.90)	0.075*** (5.47)	0.060*** (5.91)	0.056*** (5.08)	0.162*** (10.80)	0.096*** (7.20)	0.097*** (10.90)	0.042*** (4.54)
<i>expen</i>	-0.715*** (-38.00)	-0.683*** (-6.81)	-0.676*** (-7.11)	-0.659*** (-6.92)	-0.975*** (-52.35)	-0.929*** (-15.60)	-0.745*** (-13.09)	-0.734*** (-11.59)
<i>gdp_str2</i>	-0.416*** (-10.75)	-0.445 (-0.93)	-0.241 (-0.44)	-0.267 (-0.48)	-0.153*** (-4.00)	-0.135 (-0.50)	-0.031 (-0.10)	0.019 (0.05)
<i>gdp_str1</i>	4.737*** (102.04)	4.825*** (7.74)	4.134*** (5.46)	4.172*** (5.38)	2.855*** (62.11)	3.101*** (8.91)	2.588*** (6.22)	2.798*** (5.76)
<i>lnent</i>	0.215*** (33.93)	0.203*** (13.84)	0.170*** (9.25)	0.164*** (8.94)	0.076*** (12.09)	0.063*** (6.96)	0.053*** (5.54)	0.048*** (4.78)
<i>lnoutput</i>	0.079*** (18.65)	0.119*** (10.43)	0.059*** (4.35)	0.083*** (6.95)	0.006 (1.36)	0.080*** (10.47)	-0.020*** (-2.64)	0.047*** (6.18)
<i>lnsaving</i>	0.335*** (48.44)	0.304*** (9.21)	0.396*** (7.30)	0.373*** (7.60)	-0.212*** (-30.93)	-0.289*** (-14.66)	-0.121*** (-4.07)	-0.223*** (-7.30)
Constant	5.15*** (53.04)	5.00*** (6.85)	4.37*** (4.68)	4.35*** (4.78)	10.82*** (112.56)	10.61*** (25.38)	10.15*** (19.69)	10.48*** (18.44)
<i>Obs</i>	12596	12596	12596	12596	12595	12595	12595	12595
<i>R</i> ²	0.772	0.776	0.874	0.875	0.399	0.450	0.722	0.756
City FE	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES
Year FE	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES

注:①***、**和*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号中为异方差稳健的标准误,后文同。②City FE为城市固定效应,固定到地级市层面,Year FE为年份固定效应,后文同。

根据列4和列8的估计结果,在其他条件不变的情况下,试点地区较非试点地区在试点开始后第一产业增加值和人均第一产业增加值分别提升了约5.6%和4.2%,这也与基础统计量得到的结论一致^①,说明基准模型回归结果具有一定的可靠性。

为进一步验证基准回归结果的准确性,通过更换对照组来进行稳健性检验。具体做法为第一步保持处理组的样本不变,根据处理组样本中的县(市、区)的邮政编号查找处理组中样本所在的地级市,第二步保留仅处在处理组所在地级市的县(市、区),形成新的对照组,经过处理后得到6799条样本数据,按照表2的方法进行重新估计,结果如表3。由列3和列6的结果可知,在加入控制变量和城市、年份固定效应后,试点地较非试点地的第一产业增加值和人均第一产业增加值分别提高了5.0%和4.1%,与基准回归结果基本一致,进一步证明上述模型结果在一定程度上的稳健性。总之,上述估计结果表明,在试点经营权抵押贷款政策之后,有效发挥了金融支持县域农业经济发展的作用。

表3 稳健性检验结果

变量	lngdp1			lnpergdp1		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.060*** (4.12)	0.047*** (4.42)	0.050*** (4.59)	0.097*** (10.67)	0.073*** (5.28)	0.041*** (4.50)
Constant	5.501*** (6.64)	5.145*** (5.61)	5.044*** (5.64)	11.295*** (23.10)	11.129*** (25.02)	11.512*** (20.69)
<i>Obs</i>	6799	6799	6799	6798	6798	6798
<i>R</i> ²	0.765	0.864	0.864	0.728	0.475	0.761
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	NO	YES	YES	YES	NO	YES
Year FE	YES	NO	YES	NO	YES	YES

① 除表1中基本的统计分析之外,作者进行了试点地区与非试点地区、试点前与试点后的详细统计分析,结果备索。

2. 内生性问题的讨论

对于土地经营权抵押贷款试点政策而言,试点地区选取的随机性是保证研究结论可信的前提。因此,对于潜在的样本自选择而导致的内生性问题,需要进行两点探讨。一是实验组与控制组差异性的检验;二是添加被解释变量的滞后项缓解可能存在的内生性。

第一,选取政策发生前两年(2013年和2014年)组合成新的样本数据,分别比较处理组和控制组第一产业增加值和人均第一产业增加值指标的核密度图,用于判断试点地区和非试点地区的主要经济特征是否存在明显差异,如果差异明显,说明可能存在样本自选择问题,反之则不存在。如图1,结果显示,在试点政策发生之前,试点地区和非试点地区第一产业增加值和人均第一产业增加值呈现出的核密度函数图无明显差异,即根据地区农业经济发展水平而确定的试点假设不成立。同时通过绘制各控制变量试点组和非试点组的核密度函数图,发现结果与主要被解释变量结果一致^①,因此根据统计意义上的分析,样本自选择的问题较弱。

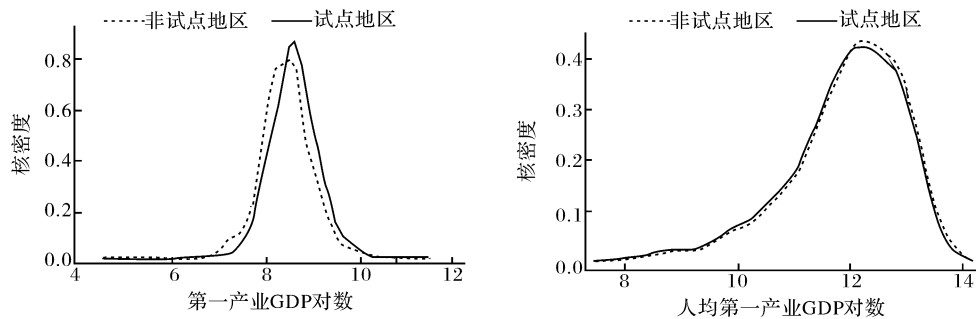


图1 第一产业GDP和人均第一产业GDP核密度分布

第二,在主回归模型中加入滞后一期的县域第一产业增加值和人均第一产业增加值,滞后一期的变量代表了样本原有的农业禀赋,用于缓解部分的内生性问题,回归结果如表4,第(1)~(4)列被解释变量为第一产业增加值,且模型加入滞后一期的第一产业增加值,第(5)~(8)列被解释变量为人均第一产业增加值,且模型加入滞后一期的人均第一产业增加值。结果显示,在控制时间和地区固定效应,且添加滞后一期被解释变量后,交互项系数大小下降,但依然正向显著,说明在缓解了一定的内生性问题后,政策估计效果依然有效。

表4 内生性问题的检验

变量	ln $gdpl$				ln $pergdpl$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	0.020*** (5.53)	0.010** (2.58)	0.016*** (4.11)	0.006*** (3.57)	0.020*** (5.04)	0.010** (2.39)	0.018*** (4.57)	0.006*** (3.58)
L. <i>ln$gdpl$</i>	0.954*** (468.85)	0.955*** (200.96)	0.940*** (147.40)	0.944*** (142.15)				
L. <i>ln$pergdpl$</i>					0.968*** (426.57)	0.959*** (225.29)	0.937*** (123.10)	0.919*** (105.56)
<i>Obs</i>	10736	10736	10736	10736	10734	10734	10734	10734
R^2	0.990	0.990	0.991	0.991	0.966	0.969	0.970	0.973
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES
Year FE	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES

注:L.*为变量的滞后一期。

3. 平行趋势检验

表2和表3通过双重差分模型估计得到的处理效应是否真实反映了经营权抵押贷款政策的效果,还需要进行平行趋势假设检验,即在控制一系列可观测因素的条件下,若未实行政策,处理组和控

① 鉴于篇幅限制,本文并未列出各控制变量的核密度函数图,备索。

制组在时间上的变动趋势是否一致。使用 Jacobson 等^[23]的方法来检验平行趋势,采用时间分析的框架来评估该政策的动态效应。具体模型如式(2):

$$Econ_{it} = \sum_{k=-3, k \neq 0}^3 \beta_k \times Polit_i \times Post_{t_0+k} + \varphi'X_{it} + \varphi_c + \theta_t + \xi_{it} \quad (2)$$

其中 t_0 为经营权抵押贷款政策实施前一年, $Post_{t_0+k}$ 为年份的虚拟变量, k 表示政策实施前后相应的年份。 β_k 用于捕捉假设政策在 2015 年前后 k 年实施是否对县域农业经济绩效产生显著影响,若在政策实施之前已经显著异于 0,则表明存在事前趋势,双重差分的结果不具有解释力度。本文选取样本时间年份为 2013—2019 年,因此,将 2015 年定义为基期,在回归中加入 2013—2014 年和 2016—2018 年的年份虚拟变量与试点地区的交互项,来验证平行趋势假设是否通过。图 2 平行趋势结果显示(左图为第一产业增加值平行趋势检验图,右图为人均第一产业增加值平行趋势检验图),不能判断政策实施前 2 年估计结果显著异于 0,该政策并未发生事前趋势,平行趋势检验通过。但在政策实施后 1~3 年内,处理效应不再明显,出现这样短期效果的原因下文将在机制分析中详细阐述。

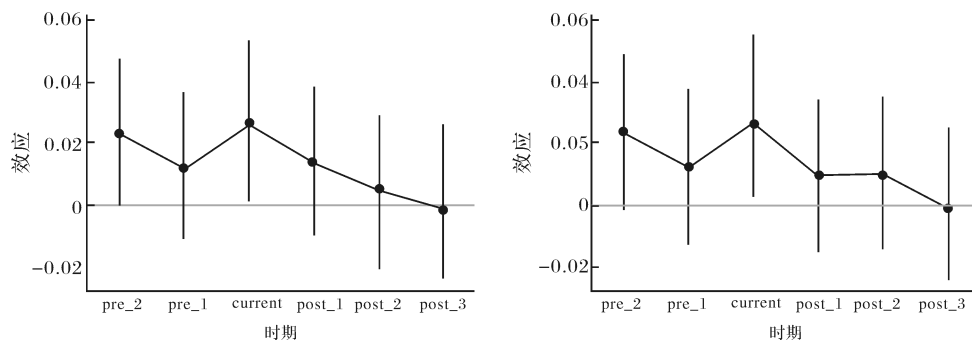


图 2 平行趋势检验

4. 机制分析

上文的研究结论表明经营权抵押贷款试点政策的实施,显著提高了试点地区的县域农业经济发展水平,但这种显著的政策效果仅在试点政策实施当年较为明显,并未产生长期效果。鉴于以上结论提出两点疑问:①为何政策效果仅在短期内有效? ②经营权抵押贷款试点政策实施后如何提升了试点地区县域农业经济发展的水平?

(1) 机制分析一:为何政策效果仅在短期内有效?

为何政策效果仅在短期内有效? 潜在的原因可能有两点:第一,经营权抵押贷款政策在试点实施之后并未有效地吸引获得土地经营权的农户或新型农业合作组织采取贷款的形式从事农业经营,导致政策试点失败;第二,试点政策实施后的第二年,除试点地区以外,处于同一辖区的非试点地区吸纳了试点成功的经验开始采取相同或相近的方式,鼓励金融支持农业发展,导致政策效果外溢,掩盖了试点地区的政策效应。对于第一点原因,光韵田园产业研究院公布的数据显示^①,截至 2018 年 9 月末,全国 232 个试点地区农地抵押贷款余额 520 亿元,同比增长 76.3%,累计发放贷款 964 亿元,说明试点政策实施之后,吸引了大量获得土地经营权的农户贷款,并非试点政策的失败导致政策失效。因此下文着重验证第二点潜在的原因。

为探索经营权抵押贷款试点政策的外溢效果,本文重新设计政策实验:第一步从全样本中剔除试点样本,形成新的实验数据。第二步将原试点地区所在的其他县(市、区)定义为实验组,其他非试点地区定义为控制组,重新进行政策实验。采取这一做法的原因有两条:第一,原试点地区覆盖了所有省份,以原试点地区所在省份的其他县(市、区)为实验组将会导致控制组样本缺失;第二,政策试点效果最近的传播范围为试点县所在的地级市,也便于政策经验的复制与传播。因此,本文在重新构建实验组与控制组后估计模型(1),结果如表 5。估计结果显示,在政策实施当期的 2015 年,交互项系数

① 数据来源于 https://www.sohu.com/a/302993797_120085474。

在统计上不显著,但在随后的 2016 和 2017 年,相较于非试点地区,试点地区所在的其他县(市、区)的第一产业增加值和人均第一产业增加值发生了明显的提升,特别是在 2016 年,政策的作用效果为 7.7%,甚至高于基准回归结果中得到的 4.2%,且随着时间的推移效应逐渐减弱,说明正是由于溢出效应,掩盖了政策的长期效果,从而也解释了平行趋势检验中政策长期效果不显著的原因。此外,自“三权分置”政策出台以来,2014 年中共中央国务院发布《关于引导土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》,理论上这一政策的实施对经营权抵押贷款试点政策效果的评估可能具有一定的影响,导致长期效果减弱,但该政策对于所有县(市、区)的影响同质,因此本文暂未考虑政策交互作用的影响。

表 5 机制分析一:溢出效应的结果检验

变量	ln gdp_1 (1)	ln $pergdp_1$ (2)	ln gdp_1 (3)	ln $pergdp_1$ (4)	ln gdp_1 (5)	ln $pergdp_1$ (6)
<i>DID_2015</i>	0.001 (0.11)	-0.009 (-0.74)				
<i>DID_2016</i>			0.048*** (3.03)	0.077*** (5.77)		
<i>DID_2017</i>					0.043*** (3.21)	0.035*** (2.93)
Constant	4.535*** (4.83)	10.469*** (17.72)	7.432*** (31.55)	11.257*** (70.45)	4.541*** (4.71)	10.723*** (24.35)
<i>Obs</i>	11316	11315	11316	11315	11316	11315
R^2	0.873	0.754	0.882	0.738	0.872	0.863
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(2) 机制分析二:经营权抵押贷款政策改变了什么?

为回答第二个问题,探索试点政策的内在机制,选用中介效应模型进一步识别,模型构建如式(3)和式(4):

$$Inter_{it} = \beta_2 \times Post_t \times Polit_i + \varphi'X_{it} + \varphi_c + \theta_t + \xi_{it} \quad (3)$$

$$Eocn_{it} = \beta_3 \times Post_t \times Polit_i + \varphi'X_{it} + \beta_4 Inter_{it} + \varphi_c + \theta_t + \xi_{it} \quad (4)$$

其中, $Inter_{it}$ 为本文选取的中介变量。在中介效应模型中,本文关注的是交互项系数 β_2 和 β_3 系数的大小与显著性水平,若 β_2 显著且 β_3 不显著,则说明存在完全的中介效应,若在式(3)中加入中介变量后, β_3 依然显著且绝对值小于 β_1 ,则存在部分中介效应。其余变量含义与上文一致。

在机制分析部分,下文着重考虑了规模效应与技术进步两种潜在的中介机制。规模效应和技术进步被认为是提升农业生产效率的有效手段,但鉴于县域数据的可得性,本文使用农业机械总动力($power$)和设施农业占地面积($area_fac$)分别作为反映规模效应和技术进步的代理变量,并利用联合模型(1)、(3)、(4)探索经营权抵押贷款对县域农业经济增长的中介机制。模型估计结果如表 6,其中第(1)~(5)列的县域农业经济指标为第一产业增加值,第(6)~(10)列的县域农业经济指标为人均第一产业增加值,其他控制变量与固定效应与前文相同。

由表 6 可得,农业机械总动力($power$)和设施农业的占地面积($area_fac$)都只存在部分的中介效应。以第一产业增加值作为因变量时,加入农业机械总动力后,经营权抵押贷款政策效果由 5.6% 下降到 4.8%,加入设施农业占地面积之后,政策效果下降到 4%;以人均第一产业增加值为因变量时,政策效果由 4.2% 分别下降到 3.9% 和 3.1%。因此,潜在的机制在于:一方面,经营权抵押贷款能强化土地规模化经营的政策效果,另一方面,使得获得土地经营权的农户改善现有的农业生产技术状况,通过实现规模效应和技术进步提升县域农业经济发展水平。

表 6 机制分析二:潜在的中介机制检验

变量	lngdp1 (1)	lnpower (2)	lngdp1 (3)	lnarea_fac (4)	lngdp1 (5)	lnpergdp1 (6)	lnpower (7)	lnpergdp1 (8)	lnarea_fac (9)	lnpergdp1 (10)
DID	0.056*** (-5.08)	0.033** (-2.08)	0.048*** (-4.83)	0.369*** (-8.27)	0.040*** (-3.7)	0.042*** (-4.54)	0.033** (-2.08)	0.039*** (-4.36)	0.369*** (-8.27)	0.031*** (-3.41)
lnpower			0.263*** (-12.16)					0.073*** (-4.55)		
lnarea_fac					0.053*** (-14.26)					0.025*** (-9.62)
Constant	4.357*** (-4.78)	-4.389*** (-7.39)	5.511*** (-6.45)	-2.426*** (-3.23)	4.479*** (-5.22)	10.487*** (-18.44)	-4.389*** (-7.39)	10.807*** (-18.08)	-2.426*** (-3.23)	10.443*** (-19.94)
Obs	12596	12596	12596	11877	11877	12595	12596	12595	11877	11876
R ²	0.875	0.739	0.893	0.57	0.887	0.756	0.739	0.76	0.57	0.778
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

5.异质性分析

前文整体分析与机制分析显示,经营权抵押贷款试点政策能促进土地规模化经营与生产技术水平的进步,进而促进县域农业经济发展,那么对于不同发展水平的地区而言,该政策是否展现出异质性表现?为此,继续使用双重差分方法,并结合分位数回归探索可能存在的异质性。

图 3 为异质性分析的结果,上图以第一产业增加值划分分位点,下图以人均第一产业增加值划分分位点,本文关心的是图 3(1a)和图 3(2a)的结果,其余控制变量的分位图不做进一步讨论。结果显示,政策对于第一产业增加值和人均第一产业增加值的 20 分位点到 80 分位点的样本影响变化幅度不大,对于较为贫困地区(第一产业增加值和人均第一产业增加值的 0 到 20 分位点样本数据)的影响更大,说明相对于非贫困地区而言,较贫困地区受到政策冲击后,调动农户生产积极性的效果更加明显。对于较发达地区而言(第一产业增加值和人均第一产业增加值的 80 到 100 分位点样本数据),政策效果呈现相反趋势,但并不影响全文的总体结论,经营权抵押贷款政策对于提升第一产业增加值而言效果明显,但对于提升人均第一产业增加值作用效果有限,可能的原因在于发达地区的工业发展水平更高,这一证据可在图 3(1e、1f、2e、2f)中找到相应的证据。

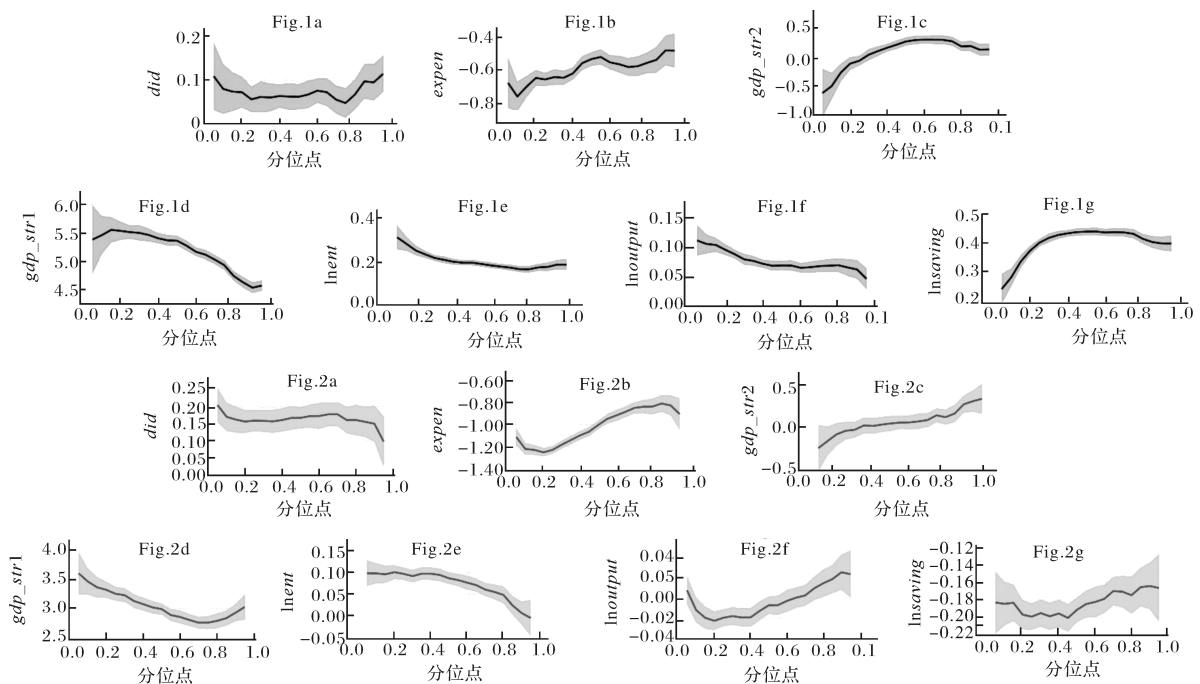


图 3 异质性分析:分位数回归结果

五、结论与政策含义

“土地三权分置”改革的探索是中国农业制度变迁历史上又一次伟大的变革,与之相配套的土地经营权抵押贷款试点政策是否能有效提升县域农业经济发展水平,亟待讨论。本文基于 2013—2019 年县域农业经济发展数据,使用双重差分和中介效应方法,评估了 2015 年《国务院关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》政策效果并探索了内在作用机制。研究发现:(1)经营权抵押试点政策对于试点地区的县域农业经济发展水平有显著的提升作用,政策的实施使试点地区第一产业增加值提高 5.6%、人均第一产业增加值提高了 4.2%,这一结论也得到稳健性检验和平行趋势检验的支持。(2)虽然经营权抵押贷款政策效果非常显著,但长期效果并不明显,主要是政策的溢出效应导致。(3)在作用机制方面,该政策通过提高了试点地区规模化生产与农业技术水平,进而作用于县域农业经济的增长,但这两种效果仅存在部分的中介效应。(4)异质性分析方面,经营权抵押试点政策实施之后,相对于经济发展水平较高的地区,较落后地区的第一产业增加值和人均第一产业增加值的提升效果更加明显。

因此,作为农业制度变迁史上最重大的改革实践之一,“三权分置”中农地经营权抵押贷款政策在一定程度上提升了农业经济发展水平,然而政策的实施效果还有待进一步提升,作用机制还有待进一步挖掘。一方面,要充分发挥政策效果,引导农户规模化生产的同时,用好金融支农政策;另一方面,要积极摸索和细化经营权抵押贷款政策条款,对于不同发展水平的地区给予差异化的激励支持;此外,还要将政策制度化和法制化,确保产生良好的中长期效果的同时,稳步推进“农地三权分置”改革。不管怎样,相信自 2020 年关于“农地经营权抵押贷款”相关条款进入民法典后,政策的全面实施势在必行,也将极大推动中国农业经济的长远发展。

参 考 文 献

- [1] 韩长赋.“三权分置”改革是重大制度创新[N].人民日报,2014-12-22(2).
- [2] 刘俊杰,张龙耀,王梦珺,等.农村土地产权制度改革对农民收入的影响——来自山东枣庄的初步证据[J].农业经济问题,2015,36(6):51-58.
- [3] 彭澎,刘丹.三权分置下农地经营权抵押融资运行机理——基于扎根理论的多案例研究[J].中国农村经济,2019(11):32-50.
- [4] 张艳花.农地抵押:争议中的试点[J].中国金融,2009(15):81-85.
- [5] 陶钟太郎,杨遂全.农村土地经营权认知与物权塑造——从既有法制到未来立法[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015,15(2):73-79.
- [6] 陶钟太郎,杨环.论“三权分置”的制度实现:权属定位及路径依赖[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(3):86-94.
- [7] 管洪彦,孔祥智.农村土地“三权分置”的政策内涵与表达思路[J].江汉论坛,2017,266(4):31-37.
- [8] 高圣平.承包地三权分置的法律表达[J].中国法学,2018,204(4):262-282.
- [9] 郭忠兴,汪险生,曲福田.产权管制下的农地抵押贷款机制设计研究——基于制度环境与治理结构的二层次分析[J].管理世界,2014(9):48-57.
- [10] 肖鹏.“三权分置”下的农村土地承包关系长久不变研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(1):113-120,162.
- [11] 黄惠春,徐霁月.中国农地经营权抵押贷款实践模式与发展路径——基于抵押品功能的视角[J].农业经济问题,2016(12):95-102.
- [12] 罗兴,马九杰.不同土地流转模式下的农地经营权抵押属性比较[J].农业经济问题,2017,38(2):22-32.
- [13] 肖卫东,梁春梅.农村土地“三权分置”的内涵、基本要义及权利关系[J].中国农村经济,2016,383(11):17-29.
- [14] 尹成杰.三权分置:农地制度的重大创新[J].农业经济问题,2017(9):4-6.
- [15] 高帆.中国农村经济改革 40 年:实施逻辑与发展趋向[J].求是学刊,2018,45(5):11-21.
- [16] 王小映.土地制度变迁与土地承包权物权化[J].中国农村经济,2000(1):43-49.
- [17] 郭哲.中国征地制度的结构性和历史性变迁——基于历史制度主义的分析[J].求索,2020,318(2):153-161.
- [18] 汪险生,郭忠兴.信息不对称、团体信用与农地抵押贷款——基于同心模式的分析[J].农业经济问题,2016,37(3):61-71.
- [19] 姜美善,李景荣,米运生.第三方组织参与、交易成本降低与农地抵押贷款可得性——基于农地经营权处置的视角[J].经济评论,2020(4):97-110.

- [20] THAPA R B, BORNE F, MURAYAMA Y. Land suitability analysis for Peri-Urban agriculture[M]. Berlin: Springer Netherlands, 2011.
- [21] 周振. 新中国70年农业经营体制的历史变迁与政策启示[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 24-38.
- [22] 赵思诚, 杨青, 许庆. 社会保障、信贷获得与农业生产——来自新型农村合作医疗制度的证据[J]. 财经研究, 2019, 45(11): 45-56, 125.
- [23] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American economic review, 1993, 83(4): 685-709.
- [24] 许彩华. “三权分置”背景下土地流转的收入效应分析——基于粮食主产区3省10县的农户调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020(1): 18-27.
- [25] 陈斌开, 马宁宁, 王丹利. 土地流转、农业生产率与农民收入[J]. 世界经济, 2020, 506(10): 99-122.
- [26] 盖庆恩, 程名望, 朱喜, 等. 土地流转能够影响农地资源配置效率吗? ——来自农村固定观察点的证据[J]. 经济学(季刊), 2020(20): 321-340.
- [27] 李韬, 罗剑朝. 农户土地承包经营权抵押贷款的行为响应——基于 Poisson Hurdle 模型的微观经验考察[J]. 管理世界, 2015(7): 54-70.
- [28] 魏立乾, 罗剑朝. 农地经营权抵押贷款试点政策效果仿真模拟研究——以宁夏平罗县658份农户数据为例[J]. 中国土地科学, 2019, 33(5): 69-77.
- [29] 曹璨, 罗剑朝. 农村土地承包经营权抵押贷款供给效果评估——基于农户收入差距的视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2015(5): 119-127, 146.
- [30] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011(5): 4-16.
- [31] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015(12): 83-98.
- [32] 胡志全, 朱殿霄, 侯丽薇, 等. 实现我国工业化与农业现代化协调发展的探讨——基于生产三要素的比较[J]. 农业经济问题, 2016(7): 74-81.
- [33] 仇叶. 乡村工业化模式与农村土地制度变迁——一项对沿海地区集体经营性建设用地制度的研究[J]. 中国农村经济, 2020, 424(4): 103-125.
- [34] 刘金全, 徐宁, 刘达禹. 农村金融发展对农业经济增长影响机制的迁移性检验——基于 PLSTR 模型的实证研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, 16(2): 134-143, 156.
- [35] 顾宁, 余孟阳. 农业现代化进程中的金融支持路径识别[J]. 农业经济问题, 2013(9): 58-64.

(责任编辑:陈万红)