

农地确权能否缓解农村正规信贷配给?

——基于德·索托效应的再检验

尹鸿飞

(南京农业大学 金融学院,江苏 南京 210095)



摘要 基于微观视角,利用 2015 年中国家庭金融调查数据(CHFS),讨论农地确权能否释放农村土地资产的德·索托效应,缓解农村正规信贷配给。采用 IV-Probit 模型实证检验农地确权对供给型与需求型双重信贷配给的异质性影响,并引入农地确权与农地经营规模的交互项进一步考察其规模偏好特征,最后利用倾向得分匹配法验证结果的稳健性。研究发现,在现阶段中国相关法律制度与配套措施不完善的约束下,农地确权难以完全释放农村土地资产的德·索托效应,其对供给型信贷配给的缓解作用仅限于本就有着借贷优势的大规模经营农户,存在规模偏好特征;而对需求型信贷配给则具有充分的缓解作用,并随着农地经营规模的扩大而增强,同样存在规模偏好特征。

关键词 农地确权; 信贷配给; 德·索托效应; 规模偏好

中图分类号: F 301; F 830.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2020)03-0158-10

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.03.018

德·索托在其著作《资本的秘密》中认为,发展中国家的穷人拥有的资产很多,却因为产权不明晰而不能资本化,最终沦为“沉睡资本”^[1]。相应地,明晰资产产权使其具备有效抵押品的属性后,信贷市场的运作绩效也随之得到改善^[2],这种现象被称为“德·索托效应”。由于信息不对称,加上缺少金融机构认可的合格抵押品,中国农村金融服务存在严重的信贷配给,制约着农村经济的发展^[3]。基于德·索托效应的理论研究表明,界定清晰、权属明确的农地产权制度,是实现市场机制在农村金融、农业投资等领域充分发挥作用的重要因素之一^[4]。那么,作为农村基础性产权制度变迁,农地确权能否释放农村土地资产的德·索托效应,缓解农村正规信贷配给?对这一问题的探索引起了学术界的广泛关注^[5-8],同时也是本文研究的重点。

自 2009 年,中央政府开始新一轮农地确权颁证试点工作,明确农户对承包地的权力边界,使农民的土地权利日趋完整和清晰^[9]。此后,伴随着《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》(银发[2016]79 号)等一系列后续政策的相继出台,以农地确权、解禁农地抵押为核心的农地产权制度改革,更是赋予农地抵押担保的权能,旨在缓解农村地区长期存在的信贷配给^[10]。理论而言,“确权颁证”“还权赋能”和“三权分离”是促使农地资本价值转化,进而缓解信贷配给的产权基础^[11-13]。然而,来自湖北武汉、山东枣庄等地的一线调查研究表明,农地抵押贷款在推进过程中存在政府主导性强、土地抵押价值评估困难以及风险分散机制不完善等一系列问题^[6,14],未能实现农地抵押的预期效应,发生理论与现实相悖的现象。在此背景下,本文结合中国特殊的农村土地制度与法律环境,依据德·索托效应,剖析农地确权对农村信贷市场的波及,对全面评估农地金融效应,进一步深化农地金融制度改革,具有理论与现实的双重意义。

收稿日期:2019-12-26

基金项目:国家自然科学基金青年项目“非正规金融与异质性农村家庭创业:驱动机理及适宜边界”(71703070);江苏省社会科学基金青年项目“江苏包容性金融发展对农村家庭企业家精神培育的影响研究”(18EYC008)。

作者简介:尹鸿飞(1994-),女,博士研究生;研究方向:农村金融。

通过文献梳理发现,农地确权对农村信贷市场的影响颇具争议,现有相关研究所得结论不尽相同^[4-8,10-15]。但多数研究基于抵押品的视角,关注农地确权对信贷供给方的影响,而往往忽视了需求方因素。然而,农地确权对农村正规信贷配给的影响,本质上是对借贷双方的综合效应。此外,随着农业现代化发展,多元化农业经营主体的农地经营规模也发生变化。那么,农地确权与信贷配给的关系是否也会因农地经营规模而发生改变,存在规模偏好特征?若忽视这一点,将难以全面评估农地确权对农村正规信贷配给的政策效应。鉴于此,本文基于德·索托效应,从微观层面探明农地确权影响农村正规信贷配给的作用机理,利用2015年中国家庭金融调查数据(CHFS),采用IV-Probit模型实证检验农地确权对供给型与需求型双重信贷配给的异质性影响,并引入农地确权与农地经营规模的交互项进一步考察其规模偏好特征,最后利用倾向得分匹配法进行稳健性检验。

一、文献回顾与理论分析

一般而言,信贷配给是各种市场无效率造成的。早期的研究将农村信贷市场失灵的原因归结于发展中国家实施的金融抑制政策、二元化金融体制的缺陷等外生性因素。然而,有研究发现,农村信贷市场失灵的一个重要内生性因素是信息不对称^[16]。由信息不对称所导致的逆向选择和道德风险,会造成信贷市场利率出清功能受限,致使市场失灵及利率失衡。此时,信贷供给方会以数量配给的方式将不符合贷款条件的借款者从正规信贷市场排除,从而达到市场均衡^[17],即借款者受到供给型信贷配给。与之相对,信贷需求方也会因为交易成本和风险较高等问题,造成“无信心申贷”^[3],选择主动退出正规信贷市场,受到因需求方自主决策所导致的需求型信贷配给^[18]。

1. 农地确权对供给型信贷配给的影响

农地确权释放出土地的资本属性和融资潜力,对供给型信贷配给的作用机理主要体现在解决抵押品短缺的问题^[7]。原因在于,产权明晰有助于农地形成正式的产权表达机制^[1],进而提高农地生产率并增加土地价值、提高土地流动性与变现能力^[19],从而使得农地具备有效抵押品的先决条件。确权后的农地作为权能更加完整的资产,可以帮助农户跨越抵押品门槛,从而被金融机构接受为合格借款者^[11]。不仅如此,以农地作为有效抵押品,还能够缓解信息不对称^[7],降低信贷成本和风险。一方面,因为农地抵押价值的提升,金融机构的甄别、监督和运营成本降低,从而改善信贷条件并降低利率,减少对农户的数量配给^[20];另一方面,即使发生违约,金融机构也可凭借抵押品优先受偿,以此来提高农户自觉履约的积极性,降低了金融机构发放贷款面临的道德风险^[21]。

然而,农地可抵押需要满足三个基本条件:一是农地产权明晰无争议;二是存在较为市场化的农地流转市场,以便实现农地经营权自由销售或变现;三是农地经营权的价值可测算评估,且在合约期内保值^[6]。值得注意的是,首先,与土地私有制国家的制度安排不同,农户只拥有土地产权束的部分权能,农地产权主体尚不明确;其次,农地流转市场发育不健全、抵押价值评估困难,加上农地附加的生存保障属性等多重因素,致使农地抵押属性难以完全释放^[7];再次,现行物权法和担保法等对农地能否抵押以及如何抵押的规定依然模糊^①,导致以农地充当抵押品设立的贷款合同在法律上难以执行,金融机构也不愿接受农地抵押的贷款申请。即使在农地抵押试点地区,大多数地方政府为了推进农地抵押融资改革,也需要建立一系列的配套措施才能影响到金融机构的决策。可见,农地确权是实现农地抵押的必要不充分条件,而决定农地是否可抵押、抵押价值以及风险补偿等还受到现行相关制度与配套措施的共同影响和制约,单方面推进农地确权难以全面解决供给型信贷配给^[22]。基于此,本文提出如下假说:

H_{1a}: 现行相关制度与配套措施不完善会削弱农地抵押的有效性,农地确权未必能够全面解决供

① 《中华人民共和国担保法》(简称“《担保法》”)第34条、《中华人民共和国物权法》(简称“《物权法》”)第180条以及《中华人民共和国农村土地承包法》第49条,“四荒”农地的承包经营权可予抵押;而《担保法》第37条和《物权法》第184条,耕地、自留山、自留地等农村土地的承包经营权则一般禁止抵押。

给型信贷配给,产生理论与现实相悖的现象。

进一步地,农地确权对供给型信贷配给的影响要视借款者的条件而定^[19],可能因农户的农地经营规模、农地价值以及抵押双方的贷款意愿等因素而产生异质性影响。与传统小农户相比,大规模土地经营农户的农业生产率较高,农地产出价值也相应较高。对金融机构而言,农地产出价值越高,意味着其可抵押性越高,对农户的激励和约束作用也就越强^[7]。此外,大规模经营农户的生产经营与信贷呈现出“企业化”特征,具有明显的借贷优势,有助于降低资产门槛、道德风险以及银行的监督成本,促使金融机构增加信贷供给水平。Carter 等对巴拉圭农户的研究结果也表明,农地产权制度改革对农户的信贷获取有显著的异质性作用,中等、大规模经营农户的信贷可得性在农地确权后得到提高^[23]。因此,本文进一步提出假说:

H_{1b}:对于大规模经营农户而言,农地确权是缓解供给型信贷配给的有力方式。综合来看,农地确权对供给型信贷配给的缓解作用仅限于本就有着借贷优势的大规模经营农户,存在规模偏好特征。

2. 农地确权对需求型信贷配给的影响

农地确权对需求型信贷配给的作用机理主要体现在刺激农户的信贷需求,同时降低农户申请贷款面临的交易成本和风险门槛,促使部分潜在需求者向银行提出申请,从而促进名义信贷需求向有效信贷需求的转化^[6]。理论而言,农地确权有利于提高地权稳定性和排他性^[24],促使农户形成稳定的预期投资收益,从而激励农户增加对农业长期投资的积极性^[25]。另外,农地确权通过促进农地的流转与集中,推动农业规模化、集约化生产^[9],该生产模式衍生出农户尤其是农地转入户对信贷资金的强烈需求。具体而言,其资金需求主要来自农地租金、农业生产性资料投入等农业投资的各个方面。此外,非正规金融往往因资金供给和风险管控能力不足,难以满足农户对大额生产性投资的需求,这也在一定程度上反向刺激农户对正规信贷的名义需求,增加农户寻求正规信贷的可能性。

与此同时,农地确权不仅有利于提高农户的名义信贷需求,还降低了农户向金融机构申请贷款的交易成本和风险门槛^[11],进一步促使农户将对正规信贷的名义需求转化为有效需求,从而缓解需求型信贷配给。虽然农地能否成为一项有效抵押品受到相关法律制度与配套措施的约束,但对于资金需求方而言,确权颁证能显著提高农户对土地的权利预期和产权安全感知,增加农户心目中的“可抵押”资产,在一定程度上提升了农户向金融机构的申贷信心。一方面,确权颁证强化了农地作为不动产的“强信息”,从而弱化了金融机构对社会资本、信用等“软信息”的依赖,精简了贷前审查的交易流程和工作量,有助于降低农户申请贷款的交易成本,从而缓解交易成本配给;另一方面,值得注意的是,承包经营权抵押的客体是土地经营权,而不是承包权,那么农地产权的正规化,有利于降低农户以农地经营权申贷而失去土地的担忧,从而缓解风险配给。基于此,本文提出如下假说:

H_{2a}:农地确权有利于降低农户申请贷款面临的交易成本和风险门槛,缓解农户遭受的需求型信贷配给。

此外,农地确权对需求型信贷配给的缓解作用是否同样存在规模偏好特征,值得进一步考察。理论而言,大规模土地经营农户因农业生产性投资较高,其信贷融资需求也愈加旺盛。不仅如此,大规模经营农户的农地抵押价值高,且信贷需求更具规模与效率,可有效降低其申请贷款的平均交易成本,实现在信贷市场上的规模经济。再者,一般来说,农地的生存保障属性是小农户面临风险配给的主要原因,而大规模经营农户的农地生存保障属性较弱,更多地表现为经济属性^[8]。因此,相较于小农户而言,大规模经营农户对于农地抵押贷款的信贷需求较为强烈,且面临的交易成本和风险门槛较低,农地确权对需求型信贷配给的缓解作用也就更强。因此,进一步提出假说:

H_{2b}:农地确权对需求型信贷配给的缓解作用随着农地经营规模的扩大而增强,同样存在规模偏好特征。

基于以上理论分析,本文将农地确权影响农村正规信贷配给的作用机理总结为图 1。

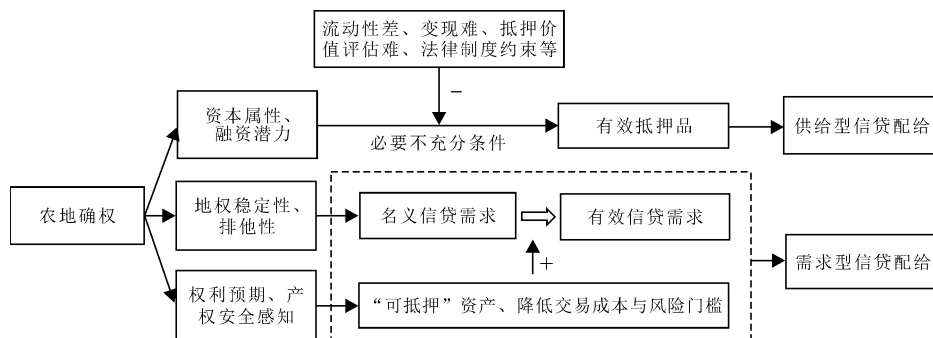


图 1 农地确权影响农村正规信贷配给的作用机理

二、数据来源与变量设置

1. 数据来源

本文数据来源于西南财经大学在全国范围内开展的中国家庭金融调查(CHFS)。该调查采用分层、三阶段与人口规模成比例(PPS)方法以及重点抽样相结合的抽样设计,提高样本的随机性和代表性。截至目前,CHFS 项目组总共采集发布了 2011 年、2013 年、2015 年和 2017 年 4 轮具有全国代表性的调查数据。由于 2017 年 CHFS 问卷没有设计关于农地确权的相关问题,故本文最终使用 2015 年 CHFS 数据进行实证分析。2015 年 CHFS 调查了 29 个省(自治区、直辖市),351 个县(区、县级市),1 396 个村(居)委会,共包含 37 289 户家庭的高质量微观数据,为本文提供了良好的数据支撑。在剔除数据缺失值、极端值后,本文最终获得了 4 074 户农村家庭样本。

2. 变量设置

(1)信贷配给。本文所定义的信贷配给是指农户在生产经营方面所面临的正规信贷配给,借鉴 Boucher 等^[18]的研究,使用直接诱导式询问方法(DEM)识别并区分信贷配给类型。2015 年 CHFS 问卷在调查农户的生产经营信贷时,首先询问了农户是否向银行等金融机构申请贷款,对于没有申请贷款的农户,则询问其未申请的原因,根据回答结果可识别农户所遭受的信贷配给类型^①。

表 1 给出了样本农户受信贷配给的特征。在全样本 4 074 户农村家庭中,有 620 户家庭受到正规信贷配给,占 15.22%。分类型来看,受供给型信贷配给的家庭有 274 户,占 6.73%;受需求型信贷配给的家庭有 365 户,占 8.96%。此外,分样本来看,受供给型信贷配给的样本中,已确权农户多于未确权农户,而受需求型信贷配给的样本量中,已确权农户少于未确权农户。可能的原因是,确权的投资激励效应衍生出的资金需求,激励该部分农户向金融机构寻求信贷支持,因此需求型信贷配给减弱,但仍然面临着来自金融机构的供给型信贷配给。这与前文的理论推测一致。

表 1 样本农户所受正规信贷配给情况

农户类型	样本数	占比 a/%	信贷配给		供给型信贷配给		需求型信贷配给	
			样本量	占比 b/%	样本量	占比 b/%	样本量	占比 b/%
已确权农户	2 027	49.75	314	15.49	152	7.50	170	8.39
未确权农户	2 047	50.25	306	14.95	122	5.96	195	9.53
总样本	4 074	100.00	620	15.22	274	6.73	365	8.96

注:占比 a 指占总样本比例、占比 b 指占本类别比例。

① 2015 年 CHFS 问卷询问被调查农户的生产经营信贷:A.该家庭是否有尚未还清的银行/信用社贷款? B.为生产经营一共贷款金额与实际需要的贷款相比是否完全满足需求? C.是否因生产经营需要贷款? D.对于没有申请贷款的农户,则询问其未申请的原因:1.不知道如何申请贷款;2.估计贷款申请不会被批准;3.申请过程麻烦;4.贷款利息太高;5.还款期限或方式不符合需求;6.不认识银行/信用社工作人员;7.没有抵押或担保人;8.担心还不起。对于问题 B 回答为“没有完全满足需求”、问题 C 回答为“需要,申请过被拒绝”和问题 D 中选择第 5 项的家庭认为其不符合金融机构贷款条件,视为受供给型信贷配给;而对于问题 C 回答为“需要,但没有申请过”且问题 D 选择第 1、2、3、6、7、8 项,认为出于交易成本和风险等因素的考虑而没有申请贷款的家庭视为受需求型信贷配给。

(2)农地确权。本文借鉴李江一^[26]的研究,采用“被调查农户是否获取农用地确权证书”对农地确权变量进行测度,其中,农用地包括耕地、林地、草地和园地等,若至少有一类农用地获得确权证书,则农地确权=1;反之,农地确权=0。

(3)控制变量。参考已有研究,本文分别从样本农户的户主特征、家庭特征以及地区特征三个层面选取了相关指标作为控制变量。本文所有变量的指标选取如表 2 所示。

表 2 模型中各变量定义及说明

变量	变量说明	均值	标准差	
因变量	供给型信贷配给	是否不符合金融机构贷款条件,申请贷款但未获批准或未获全额批准:是=1;否=0	0.07	0.25
	需求型信贷配给	是否因为申请贷款的交易成本过高或厌恶贷款风险而主动放弃申请贷款:是=1;否=0	0.09	0.29
核心自变量	农地确权	是否获取农用地确权证书:是=1;否=0	0.50	0.50
	年龄	户主实际年龄/周岁	53.77	10.32
	受教育程度	户主受教育年限:没上过学=0;小学=6;初中=9;高中=12;中专/职高=13;大专/高职=15;大学本科=16;硕士研究生=19;博士研究生=22	7.22	3.21
	风险偏好	如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目:高风险、高回报的项目=1;略高风险、略高回报的项目=2;平均风险、平均回报的项目=3;略低风险、略低回报的项目=4;不愿意承担任何风险=5	4.40	1.22
	健康状况	与同龄人相比,您现在的身体健康状况:非常好、好、一般=1;不好、非常不好=0	0.77	0.42
控制变量	是否党员	是=1;否=0	0.11	0.31
	是否贫困户	是=1;否=0	0.16	0.36
	农地价值	ln(家庭拥有农地价值+1),价值单位为万元	1.29	1.31
	家庭收入	ln(家庭全年总收入+1),收入单位为万元	1.35	0.82
	家庭资产	ln(家庭全年总资产+1),资产单位为万元	1.41	0.90
	家庭消费	ln(家庭全年总消费+1),消费单位为万元	1.35	0.62
	是否签订土地承包合同	是=1;否=0	0.62	0.49
	单位劳动力抚养负担	(家庭总人数-劳动力人数)/劳动力人数	0.41	0.51
	是否有社会养老保险	是=1;否=0	0.77	0.42
	东部地区	东部地区=1;中部、西部地区=0	0.27	0.44
西部地区	西部地区=1;中部、东部地区=0	0.35	0.48	

三、模型设定与实证分析

本文采用 Probit 模型验证农地确权对农村正规信贷配给的影响,模型设定如下:

$$Pr(CR_i = 1 | X_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 FLCF_i + \alpha_x X_i + \epsilon_i) \quad (1)$$

式(1)中,因变量 CR_i 表示农户是否受到信贷配给的虚拟变量, $FLCF_i$ 表示农户 i 是否确权的虚拟变量; X_i 表示一系列影响农户遭受信贷配给的控制变量,包括农户的户主特征、家庭特征以及地区特征变量等, α 为待估参数, ϵ_i 为随机扰动项。

考虑到农地确权有可能是内生变量,一方面,农地确权并非随机分配,政策实施的时间和地点都是政府选择的结果;另一方面,农户信贷配给程度与农地确权之间可能存在反向因果关系,倾向于申请农用地确权证书的农户可能相应的信贷配给程度较弱。对此,本文利用 IV-Probit 模型克服内生性。参考已有研究^[27]的做法,选取“本村庄(社区)其他 $n-1$ 个被调查农户获取农用地确权证书的占比”作为工具变量。原因在于,同一村庄的农地确权情况与单个家庭是否同样获取农用地确权证书密切相关,但与其他不可测因素无关,且不受单个家庭信贷配给的影响。

1. 农地确权影响供给型信贷配给的实证分析

表 3 汇报了农地确权影响供给型信贷配给的估计结果。在农地确权变量的外生性检验上,IV-Probit 模型报告的 Wald 检验结果并不显著,不能拒绝原假设,使用 Probit 模型的估计结果要优于

IV-Probit 模型。可以看出,农地确权对供给型信贷配给的影响系数并不显著。这表明,理论层面上农地确权的信贷供给效应并未通过实际调研数据的检验。这与张龙耀等^[6]的研究结论一致。可能的原因是:一方面,农地本身流动性差、抵押价值低、变现率低等特性,导致以农地作为抵押品申请贷款的可操作性较差,银行贷款风险较高;另一方面,虽然部分地区已经确权,但由于与之相配套的农地抵押制度、农地流转市场、农地价值评估体系等尚不完善,仅单方面推进农地确权并不能改善农户的正规信贷获得^[22]。这也侧面验证了在相关制度与配套措施不完善的条件下,理论上农地确权的信贷供给效应,受到实际问题的多重约束。来自印度、尼加拉瓜、玻利维亚和墨西哥的实践研究也表明,在农地抵押属性未完全释放的条件下,农地产权制度改革与农村正规信贷供给之间的相关关系并不显著^[28]。

表 3 农地确权影响供给型信贷配给的估计结果

变量	模型(1):供给型信贷配给					
	Probit		dy/dx		IV-Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地确权	0.052	0.068	0.006	0.008	0.258	0.157
年龄	-0.013***	0.003	-0.002***	0.000 4	-0.013***	0.003
受教育程度	0.000 4	0.011	0.000 1	0.001	0.001	0.011
风险偏好	-0.124***	0.024	-0.015***	0.003	-0.122***	0.024
健康状况	-0.140*	0.078	-0.017*	0.009	-0.134*	0.078
是否党员	0.105	0.097	0.013	0.106	0.106	0.100
是否贫困户	0.299***	0.083	0.036***	0.010	0.300***	0.082
农地价值	0.013	0.024	0.002	0.003	0.014	0.025
家庭收入	0.069	0.044	0.008	0.005	0.067	0.042
家庭资产	0.005	0.042	0.001	0.005	0.007	0.041
家庭消费	0.198***	0.052	0.024***	0.006	0.194***	0.054
是否签订土地承包合同	0.131*	0.072	0.016*	0.009	0.057	0.087
单位劳动力抚养负担	0.034	0.060	0.004	0.007	0.030	0.064
是否有社会养老保险	-0.144**	0.072	-0.018**	0.009	-0.145**	0.073
东部地区	-0.305***	0.087	-0.037***	0.011	-0.316***	0.090
西部地区	0.012	0.072	0.001	0.009	-0.016	0.075
常数项	-0.628**	0.261			-0.672**	0.268
一阶段估计			农地确权		农地确权	
工具变量			—		0.738***	0.024
观测值个数			4 074		4 072	
一阶段 F 值			—		110.38	
Wald 卡方值			140.81		135.79	
Wald 检验(P 值)			—		2.12(0.146)	

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,以下各表同。

此外,根据农户申请贷款但未获批准或未获全额批准,本文将其面临的供给型信贷配给细分为完全数量配给与部分数量配给,并分别验证农地确权对二者的影响^①,估计结果见表 4。同理,模型(2)与(3)不能拒绝原假设,可以看出,农地确权对完全数量配给与部分数量配给均无显著影响。至此,验证了假说 H_{1a}。

表 4 农地确权影响不同类型供给型信贷配给的估计结果

变量	模型(2):完全数量配给			模型(3):部分数量配给		
	Probit	dy/dx	IV-Probit	Probit	dy/dx	IV-Probit
农地确权	0.013(0.083)	0.001(0.006)	0.167(0.198)	0.067(0.157)	0.025(0.058)	0.459(0.380)
控制变量	已控制		已控制	已控制		已控制
一阶段估计	农地确权		农地确权	农地确权		农地确权
工具变量	—		0.732*** (0.025)	—		0.712*** (0.092)
观测值个数	3 941		3 939	299		299
一阶段 F 值	—		106.99	—		15.69
Wald 卡方值	58.85		54.49	22.12		22.66
Wald 检验(P 值)	—		0.74(0.390)	—		1.33(0.250)

注:括号中为标准误,以下各表同。

① 在前文对供给型信贷配给的划分基础上,问题 C 回答“需要,申请过被拒绝”和问题 D 中选择第 5 项为受到完全数量配给;问题 B 回答“没有完全满足需求”为受到部分数量配给。

为验证假说 H_{1b} , 借鉴曹璨等^[29]的做法, 运用包含农地确权及其与农地经营规模交互项变量的 IV-Probit 模型, 进一步验证农地确权的信贷供给效应是否存在规模偏好特征。表 5 汇报了引入交互项变量的估计结果。同样地, 模型(4)不能拒绝原假设, 可以看出, 农地确权的主效应变量对供给型信贷配给的影响依然不显著, 但是农地确权与农地经营规模的交互项变量对供给型信贷配给的影响在 10% 的水平上显著为负。这表明, 尽管在实际条件下, 农地确权的信贷供给效应有限, 但随着农地经营规模的扩大, 农地确权对供给型信贷配给的缓解作用开始显现。换言之, 农地确权对供给型信贷配给的缓解作用仅限于本就有着借贷优势的大规模经营农户, 存在规模偏好特征。假说 H_{1b} 得到验证。

表 5 农地确权影响供给型信贷配给的规模偏好特征

变量	模型(4):供给型信贷配给					
	Probit		dy/dx		IV-Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地确权	0.050	0.070	0.006	0.008	0.221	0.164
农地确权×农地经营规模	-0.004*	0.002	-0.0004*	0.0002	-0.004	0.013
控制变量	已控制				已控制	
一阶段估计	农地确权				农地确权	
工具变量	—				0.731***	0.025
观测值个数	3 923				3 922	
一阶段 F 值	—				67.76	
Wald 卡方值	162.14				154.43	
Wald 检验(P 值)	—				1.32(0.250)	

2. 农地确权影响需求型信贷配给的实证分析

表 6 汇报了农地确权影响需求型信贷配给的估计结果。与模型(1)类似, 表 6 中模型(5)同样不能拒绝原假设。结果显示, 农地确权对需求型信贷配给的影响系数在 5% 的水平上显著为负, 已确权农户比未确权农户受需求型信贷配给的概率低 1.80%。这与米运生等^[11]的研究结论一致, 反映了在农地确权的影响下, 农户对正规信贷的需求得以表达, 缓解了因自主决策所导致的需求型信贷配给。

表 6 农地确权影响需求型信贷配给的估计结果

变量	模型(5):需求型信贷配给					
	Probit		dy/dx		IV-Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地确权	-0.120**	0.061	-0.018**	0.009	0.086	0.142
年龄	-0.015***	0.003	-0.002***	0.0004	-0.015***	0.003
受教育程度	-0.011	0.010	-0.002	0.002	-0.011	0.010
风险偏好	-0.107***	0.022	-0.016***	0.003	-0.104***	0.022
健康状况	-0.147**	0.071	-0.023**	0.011	-0.140**	0.070
是否党员	-0.083	0.100	-0.013	0.015	-0.082	0.100
是否贫困户	0.189**	0.077	0.029**	0.012	0.190**	0.075
农地价值	0.083***	0.022	0.013***	0.003	0.085***	0.022
家庭收入	-0.076**	0.036	-0.012**	0.006	-0.077**	0.039
家庭资产	-0.053	0.037	-0.008	0.006	-0.050	0.039
家庭消费	0.137***	0.049	0.021***	0.008	0.134***	0.050
是否签订土地承包合同	0.075	0.062	0.011	0.010	-0.001	0.079
单位劳动力抚养负担	0.025	0.054	0.004	0.008	0.021	0.057
是否有社会养老保险	-0.055	0.068	-0.008	0.010	-0.057	0.067
东部地区	-0.100	0.076	-0.015	0.012	-0.110	0.077
西部地区	0.106	0.067	0.016	0.010	0.077	0.069
常数项	-0.069	0.231			-0.119	0.246
一阶段估计	农地确权				农地确权	
工具变量	—				0.738***	0.024
观测值个数	4 074				4 072	
一阶段 F 值	—				110.38	
Wald 卡方值	133.85				116.73	
Wald 检验(P 值)	—				2.59(0.108)	

此外,根据农户遭受需求型信贷配给的原因不同,将其细分为交易成本配给和风险配给,并分别验证农地确权对二者的影响^①,估计结果见表7。从Wald检验可以看出,模型(6)与(7)同样不能拒绝原假设。结果显示,农地确权对交易成本配给的影响系数在5%的水平上显著为负,已确权农户比未确权农户受交易成本配给的概率低1.40%;此外,农地确权对风险配给的影响系数在10%的水平上显著为负,已确权农户比未确权农户受风险配给的概率低1.70%。这表明,农地确权可缓解农村正规信贷市场中的交易成本配给和风险配给,增强农户申请贷款的意愿。至此,验证了假说H_{2a}。

表7 农地确权影响不同类型需求型信贷配给的估计结果

变量	模型(6):交易成本配给			模型(7):风险配给		
	Probit	dy/dx	IV-Probit	Probit	dy/dx	IV-Probit
农地确权	-0.156** (0.075)	-0.014** (0.007)	0.054 (0.176)	-0.164* (0.099)	-0.017* (0.010)	-0.159 (0.211)
控制变量	已控制		已控制	已控制		已控制
一阶段估计	农地确权		农地确权	农地确权		农地确权
工具变量	—		0.739*** (0.024)	—		0.829*** (0.035)
观测值个数	4 073		4 071	1 998		1 997
一阶段F值	—		110.62	—		33.46
Wald卡方值	93.74		82.15	57.59		42.42
Wald检验(P值)	—		1.76(0.185)	—		0.00(0.980)

同样地,采用包含交互项的IV-Probit模型验证假说H_{2b}。表8汇报了引入交互项变量的估计结果。从Wald检验可以看出,模型(8)不能拒绝原假设。结果显示,农地确权的主效应变量及其与农地经营规模的交互项变量对需求型信贷配给的影响均在10%的水平上显著为负。这表明,随着农地经营规模的扩大,农地确权对需求型信贷配给的缓解作用也随之增强,即对大规模经营农户的缓解作用更强,同样存在规模偏好的特征。假说H_{2b}得到验证。

表8 农地确权影响需求型信贷配给的规模偏好特征

变量	模型(8):需求型信贷配给					
	Probit		dy/dx		IV-Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地确权	-0.108*	0.062	-0.017*	0.010	0.099	0.147
农地确权×农地经营规模	-0.003*	0.002	0.0005*	0.0003	-0.004	0.011
控制变量	已控制			已控制		
一阶段估计	农地确权			农地确权		
工具变量	—		—		0.731***	0.025
观测值个数	—		3 923		3 922	
一阶段F值	—		—		67.76	
Wald卡方值	—		152.68		132.53	
Wald检验(P值)	—		—		2.45(0.118)	

3. 基于倾向得分匹配法的稳健性检验

前文已经运用IV-Probit模型尽可能地克服遗漏变量、反向因果等内生性问题,但由于我国农地确权政策实施是政府选择的结果,且大多以村集体为单位进行,即农户是否获取农用地确权证书可能并不满足随机抽样,而是“自选择”的结果。对此,本文运用Rosenbaum等^[30]提出的倾向得分匹配法构建农地确权影响农村正规信贷配给的反事实情景假设,纠正可能的样本选择偏误。表9报告了四种倾向得分匹配方法下,农地确权对供给型与需求型双重信贷配给的估计结果^②。处理组平均处理效应(ATT)的结果显示,在消除了样本间可观测的系统性差异后,农地确权与供给型信贷配给依

① 在前文对需求型信贷配给的划分基础上,问题D回答第1、3、6、7项为受到交易成本配给,回答第2、8项为受到风险配给。

② 限于文章篇幅,平衡性检验结果没有汇报,若有需要请联系作者。

然没有显著的相关性,而对需求型信贷配给的缓解作用都是稳定存在的^①。这与前文的实证结果保持一致。

表 9 基于倾向得分匹配法的稳健性检验结果

匹配方法	供给型信贷配给				需求型信贷配给			
	最近邻匹配	半径匹配	核匹配	样条匹配	最近邻匹配	半径匹配	核匹配	样条匹配
ATT	0.003	0.003	0.007	0.005	-0.028**	-0.021*	-0.016	-0.019*
T 值	0.25	0.27	0.78	—	-2.27	-1.90	-1.52	—
其他变量	已控制				已控制			
控制组	a	2	79	2	2	79	2	2
	b	2 045	1 968	2 045	2 045	2 045	1 968	2 045
处理组	a	0	42	0	0	42	0	0
	b	2 027	1 985	2 027	2 027	2 027	1 985	2 027

注:最小近邻匹配元数为 1,半径匹配半径设定为 0.001,核匹配与样条匹配使用默认的核函数与带宽;使用 bootstrapping 抽样计算 ATT 值的标准误,抽样次数为 500 次。a 表示非共同取值范围样本数;b 表示共同取值范围样本数。

四、结论与启示

中国农村土地集体所有的制度安排下,农地确权能否向农村信贷市场释放土地资产的德·索托效应,缓解农村正规信贷配给,成为解决农村信贷供给不足和需求抑制的关键点。以此为逻辑出发点,基于德·索托效应阐述了农地确权对农村正规信贷配给的影响及其作用机理,利用 2015 年中国家庭金融调查数据(CHFS),采用 IV-Probit 模型实证检验农地确权对供给型与需求型双重信贷配给的异质性影响,并引入农地确权与农地经营规模的交互项进一步考察其规模偏好特征,最后利用倾向得分匹配法进行稳健性检验。研究表明,现阶段,在中国相关法律制度与配套措施不完善的条件下,农地确权难以完全释放农村土地资产的德·索托效应,其对供给型信贷配给的缓解作用仅限于本就有着借贷优势的大规模经营农户,即农地确权的信贷供给效应存在规模偏好特征;而对需求型信贷配给则具有充分的缓解作用,并且随着农地经营规模的扩大而增强,同样存在规模偏好特征。

基于研究结论,本文提出如下政策启示:第一,在制度层面,完善与农地确权相配套的相关制度与措施,提高农地抵押的有效性。如建立农地流转平台、农地价值评估体系、完善金融机构参与农地抵押的风险化解和市场退出机制等。第二,对供给型信贷配给而言,小农户应积极调整农业生产结构,通过利益联结纳入现代农业生产体系中,提升自身的农地禀赋和抵押价值;对大规模经营农户,应结合其农地规模、农地价值以及还款能力等,实施专项抵押贷款;同时金融机构也需要加大创新力度,以信用评级、合作金融等方式,提高金融普惠覆盖面,为各类农户提供不同层次和规模的金融服务。第三,对需求型信贷配给而言,进一步强化地权稳定性和安全性,激发农业生产的有效信贷需求;同时简化金融机构的贷款流程和交易程序,并完善农村社会保障制度,加大农地抵押贷款的补贴力度,从而降低交易成本和风险;结合不同规模农户的需求特点,实施差异性的贷款额度和还款期限,满足多样化的信贷需求。

另外,需要指出的是,限于数据与研究问题的侧重点,本文未对农地确权影响农村正规信贷配给的作用机理进行实证检验。事实上,除供给与需求外,信贷配给还受市场、政府等诸多外生性因素的影响,因此,进一步采用理论与实证结合的方法讨论农地确权对农村正规信贷配给的作用机理及其“德·索托悖论”,以及如何完善制度和市场环境实现农地资本价值转化将是进一步研究的重点。

致 谢:南京农业大学金融学院张兵教授对论文初稿提出诸多建设性意见,在此表示感谢。

^① 尽管核匹配下得出的 ATT 系数并不显著,但 T 值为 -1.52,接近于临界值。Vandenberghe 等^[31]的研究表示,不管用什么匹配方法,最后的结果应该不至于相差太大。且其余三种匹配方法下的 ATT 系数均显著为负,因此有理由相信农地确权对需求型信贷配给均有显著的缓解作用。

参 考 文 献

- [1] DE SOTO H. The mystery of capital: why capitalism triumphs in the west and fails everywhere else[M]. New York: Basic Books, 2000.
- [2] BESLEY T J, BURCHARDI K B, GHATAK M. Incentives and the De Soto effect[J]. The quarterly journal of economics, 2012, 127(1):237-282.
- [3] 张龙耀,江春.中国农村金融市场中非价格信贷配给的理论和实证分析[J].金融研究,2011(7):98-113.
- [4] 范永俊.农村产权制度改革的德·索托效应研究——以武汉市黄陂区李集街为例[J].学海,2016(6):54-59.
- [5] DOWER P C, POTAMITES E. Signalling creditworthiness, land titles, banking practices, and formal credit in Indonesia[J]. Bulletin of Indonesian economic studies, 2014, 50(3):435-459.
- [6] 张龙耀,王梦珺,刘俊杰.农地产权制度改革对农村金融市场的影响——机制与微观证据[J].中国农村经济,2015(12):14-30.
- [7] 黄惠春,曹青,曲福田.农村土地承包经营权可抵押性及其约束条件分析——以湖北与江苏的试点为例[J].中国土地科学,2014, 28(6):44-50.
- [8] 顾庆康,林乐芬.农地经营权抵押贷款能缓解异质性农户信贷配给难题吗? [J].经济评论,2019(5):63-76.
- [9] 周其仁.确权是土地流转的前提与基础[J].农村工作通讯,2009(14):40.
- [10] 叶剑平,蒋妍,罗伊·普罗斯特曼,等.2005年中国农村土地使用权调查研究——17省调查结果及政策建议[J].管理世界,2006 (7):77-84.
- [11] 米运生,石晓敏,廖祥乐.农地确权、信贷配给纾缓与农村金融的深度发展[J].经济理论与经济管理,2018(7):63-73.
- [12] ROUTRAY J K, SAHOO M. Implications of land title for farm credit in Thailand[J]. Land use policy, 1995, 12(1):86-89.
- [13] 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):48-57,187.
- [14] 惠献波.农户土地承包经营权抵押贷款潜在需求及其影响因素研究——基于河南省四个试点县的实证分析[J].农业经济问题, 2013,34(2):9-15,110.
- [15] 王兴稳,纪月清.农地产权、农地价值与农地抵押融资——基于农村信贷员的调查研究[J].南京农业大学学报(社会科学版), 2007(4):71-75.
- [16] STIGLITZ J, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American economic review, 1981, 71 (3):393-410.
- [17] HOFF K, STIGLITZ J E. Introduction: Imperfect information and rural credit markets: puzzles and policy perspectives[J]. World bank economic review, 1990, 4(3):235-250.
- [18] BOUCHER S R, BARHAM B L, Carter M R. The impact of 'market friendly' reforms on credit and land markets in Honduras and Nicaragua[J]. World development, 2005, 33(1):107-128.
- [19] DEININGER K. Land policies for growth and poverty reduction[M]. Washington D.C: The World Bank and Oxford University Press, 2003.
- [20] LOPEZ R. Land titles and farm productivity in Honduras[M]. Washington D.C: World Bank, 1997.
- [21] 彭魏倬加,李中.农村土地确权与农村金融发展关系——基于湖南县域的实证研究[J].经济地理,2016,36(7):160-166.
- [22] 周南,许玉璐,刘俊杰,等.农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究[J].中国农村经济, 2019(11):51-68.
- [23] CARTER M R, OLINTO P. Getting institutions' Right' for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment[J]. American journal of agricultural economics, 2003, 85(1):173-186.
- [24] 姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000(2):54-65,206.
- [25] SAINT-MACARY C, KEIL A, ZELLER M, et al. Land titling policy and soil conservation in the northern uplands of Vietnam [J]. Land use policy, 2010, 27(2): 617-627.
- [26] 李江一.农地确权对农民非农业劳动参与的影响[J].经济科学,2020(1):113-126.
- [27] 丰雷,蒋妍,叶剑平.诱致性制度变迁还是强制性制度变迁? ——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究[J].经济研究, 2013,48(6):4-18,57.
- [28] PENDER J, KERR J. The effects of land sales restrictions: evidence from South India[J]. Agricultural economics, 1999(21): 279-294.
- [29] 曹璨,罗剑朝.农户农地经营权抵押贷款影响因素研究[J].财经问题研究,2017(7):118-123.
- [30] 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.
- [31] VANDENBERGHE V, ROBIN S. Evaluating the effectiveness of private education across countries: a comparison of methods [J]. Labour economics, 2004, 11(4):487-506.