

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

周南¹ 许玉韞¹ 刘俊杰³ 张龙耀^{1,2}

摘要：理论而言，精确记录且可转让的土地产权能够增加正规信贷供给。然而，理论预期的农地确权对信贷供给的正效应在国别研究中并不具备普遍性。本文利用江苏省9市18县（市、区）786户两期面板数据，结合农村改革试验区的设置和不同县（市、区）之间农地产权制度改革进程的差异，采用双重差分法、三重差分法实证分析农地产权制度改革对农户正规信贷获得的影响。结果显示，现阶段仅单方面推进农地确权或允许农地抵押并不能改善农户正规信贷获得，农地产权制度改革正的信贷获得效应的产生依赖于农地确权和农地抵押这两个前提条件同时得到满足。另外，信贷获得效应的大小还受到农地经营规模的影响，存在规模偏好特征。

关键词：农地确权 农地抵押 信贷获得效应

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

中国法律禁止农村土地抵押权是从20世纪90年代中期开始的，当时的农户大多以小规模农业生产为主，限制农地抵押的主要目的之一是规避农民丧失承包地的风险，但是这同时也限制了农地金融化和农村金融的发展（高圣平，2014）。近年来，随着城镇化进程和人口迁移的加速，农户收入来源发生结构性改变，2015年农村居民人均可支配收入中，工资性收入首次超过家庭经营净收入，一定程度上反映出农户对农地的依赖性正逐步降低^①。同时，伴随着农地流转加快、机械化水平提高和农业有效劳动力不断减少，中国以小规模农户为基础的传统农作模式正在重构，政府鼓励家庭农场等规模经营主体发展，而这些规模经营主体对资本投资的依赖程度更高。因此，继续禁止农地

*本文是国家自然科学基金面上项目“中国农地金融发展的机制、效应与政策优化——基于准自然实验的追踪研究”（项目编号：71573125）、研究阐释党的十九大精神国家社科基金专项课题“完善农村承包地‘三权’分置研究”（项目编号：18VSI060）以及国家自然科学基金面上项目“细碎化产权VS整片化土地利用：评承包地确权颁证对农户农地利用集体布局、投资与流转的影响”（项目编号：71773050）的阶段性研究成果。本文通讯作者：张龙耀。

^① 数据来源：国家统计局网站，<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

抵押可能导致小农户和规模经营主体都不具备贷款条件，难以获得贷款用于投资和经营（国务院发展研究中心、世界银行，2014）。

实际上，中国最早的农地金融改革试点始于上世纪 80 年代贵州省湄潭县，然而改革最终以失败告终（罗剑朝等，2003）。2000 年以来，江苏溧阳、山东诸城等地也尝试进行农地金融制度改革，亦未能取得良好效果。自 2009 年，以“还权赋能”为核心的新一轮农村土地产权制度改革逐步在全国推开^①。2013 年，中央政府提出“利用 5 年时间基本完成农村土地承包经营权确权登记颁证工作”。伴随着农地确权改革，部分地方政府开始积极尝试开展农地抵押制度改革，探索农地抵押融资方式，譬如，宁夏平罗“存地证”质押贷款、山东枣庄农村土地使用产权抵押贷款、重庆农地承包经营权抵押贷款、武汉农地经营权抵押贷款以及四川农地流转收益担保贷款等。在各地推进农地产权制度改革的同时，2018 年 12 月第十三届全国人大常委会第七次会议审议通过的《农村土地承包法（修正案）》，在明确农村土地所有权、土地承包权、土地经营权“三权分置”的基础上，允许依法采取出租、入股、抵押或者其他方式流转土地经营权。中央政府对相关法律的修订完善为农地产权的权能赋予提供了具有法律效力的正式表达。区别于以往的农地产权制度改革，新一轮农村产权制度改革至少具有以下两个重要特征：第一，在实测基础上厘清承包地的“四至”，确保物权标的准确无误，即“确实权”，进一步建立注册登记管理制度和对农户承包地的土地经营权颁证，提供正式法律表达（程令国等，2016）；第二，政府推进农地确权的同时，从政策和法律层面逐步尝试放宽农地金融制度约束，赋予农地经营权的可抵押权，在抵押试点地区允许农业经营者以经营期限内（承包户为承包期内，土地租赁等形式以土地流转期限为准）的农村土地经营权作抵押^②。

本文研究的问题是，近年来中国以农地确权和农地抵押为核心的农地产权制度改革是否能对农村信贷市场的发展作出贡献。具体而言，现阶段农地产权制度改革能否改善农户正规信贷获得？对于该问题，国别研究至今仍未形成一致的结论。早期的研究发现，在泰国，赋予农户农地产权资格能显著增加信贷供给（Feder et al., 1988），Lopez（1996）在洪都拉斯也发现类似的正效应。近期，Kemper et al.（2011）提供了越南农地产权改革显著降低贷款利率的证据。Piza and Moura（2016）则发现巴西授予正规土地资格之后，确权家庭来自银行的正规信贷显著增加，同时确权家庭还减少了对非正规信贷的依赖。但是，Boucher et al.（2005）对 20 世纪 90 年代洪都拉斯和尼加拉瓜农地确权改革的研究发现，改革之后，大多数农户的贷款获取能力并未显著提高。Carter and Olinto（2003）

^① 新一轮农地产权制度改革包括农地确权登记颁证、农地抵押制度改革以及农地流转市场正规化等方面。本文重点考察农地确权与允许农地抵押改革对正规信贷获得的影响。因此，下文所言农地产权制度改革未作另外说明，具体仅指农地确权和农地抵押政策改革。

^② 2015 年 12 月 27 日，第十二届全国人民代表大会常务委员会第十八次会议通过了《关于授权国务院在北京市大兴区等 232 个试点县（市、区）、天津市蓟县等 59 个试点县（市、区）行政区域分别暂时调整实施有关法律规定的决定》，该《决定》授权国务院在北京市大兴区等 232 个试点县（市、区）行政区域，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。

发现只有土地规模超过 15 公顷的农户信贷状况得到改善。Do and Iyer(2008)对越南和 Ali et al.(2014)对卢旺达的研究则均未发现农地确权或农地产权正规化改革能够提高家庭信贷可获得性。

农地产权制度改革本身颇具争议，国际范围内农地产权制度改革影响农户正规信贷市场参与在理论预期和实践结果之间的背离更是引起笔者的关注和思考。但是，到目前为止，除了黄惠春(2014)、李韬和罗剑朝(2015)外，直接检验中国农地产权制度改革信贷获得效应的文献较少。黄惠春(2014)使用 2012 年 379 个江苏农户样本数据研究农户农地抵押贷款需求，发现规模较大农户的贷款可得性更高。李韬、罗剑朝(2015)基于 245 个宁夏农户样本数据，研究发现小农户对农地抵押贷款响应程度较高。然而，上述两项研究均侧重于分析农户农地抵押贷款需求，且均基于单期截面数据，因而既无法回答农户信贷获得的差异是否直接由产权制度变革因素引起，抑或是受到供给因素的影响，同时在缺少产权制度改革前后和控制组比较的情况下，也无法准确评价政策效应。

2012 年以来，江苏省在每个地级市选择一个县(市、区)作为农村改革试验区，开展以农地制度改革为核心的改革试验。考虑到江苏省设立农村改革试验区具有一定的随机性，将农地产权和抵押制度改革视为外生冲击，这为准确评估农地产权制度改革的信贷获得效应提供一个契机。由于本文关注的政策结果变量是信贷市场供给，省政府在选择农村改革试验区时可能较少考虑不同地区信贷市场发展的差异，可以将其视为近似外生的“准实验”。此外，江苏省南部、中部和北部区域经济差异明显，使得本文选取的样本具有一定的代表性。因此，本文基于当前中国农地产权制度改革的特殊阶段，借助江苏省农村改革试验区的“准实验”设计，使用农村改革试验区和非农村改革试验区共 786 户样本农户改革前后两期面板调查数据，直接评估农地产权制度改革对农户正规信贷获得的影响，同时还将检验信贷获得效应可能存在的异质性以及信贷获得效应产生的作用机制。

接下来本文的安排如下：第二部分是政策背景和分析框架，第三部分介绍研究设计和实证策略，第四部分汇报实证结果并对其进行分析，第五部分是全文总结和政策启示。

二、政策背景和分析框架

(一) 政策背景

农民土地使用权确权政策最早始于 1982 年“中央 1 号文件”，其明确要求订立农村土地承包合同，但是这个政策并没有得到地方政府的重视和实施。在 20 世纪 90 年代中后期二轮延包时，中央政府通过修订《土地管理法》再次强调农村土地承包合同和土地承包经营权证书的颁发。然而，地方政府确权政策进展依然缓慢。叶剑平等(2000)基于 17 省份调查发现，截至 1999 年 8 月，仅 38.3% 的农民拿到了土地承包合同。2003 年实施的《农村土地承包法》进一步要求县级政府颁发土地承包经营权证书，确认土地承包经营权。实际上，土地承包经营权证书发放比例较低不仅因为地方政府和农民之间可能的利益冲突(肖屹等，2008)，同时也因为法律并未赋予土地承包经营权相关权能。

2007 年，《物权法》颁布，农村土地承包经营权被明确为用益物权，《物权法》还规定了不动产登记制度，这是 2011 年以来农业部开展农村土地承包经营权确权、登记和颁证的直接原因。2011 年以来实施的农地确权区别于以往的确权政策，主要在于：①以村为单位，逐村整村推进确权工作。

在土地实测的基础上厘清承包地的“四至”，进而对农户承包地进行确权登记颁证，新一轮农地确权要求“将承包地地块、面积、合同、权属证书全面落实到户”。②由国土部门对土地承包经营权进行登记，进而建立正式的农村产权交易市场，此时，登记备案的土地承包经营权能够为在土地流转中遇到土地产权纠纷的农业经营主体提供正式的法律表达。③在一些地区开展土地承包经营权确权和赋予土地经营权抵押担保权能的改革，譬如，设立农村改革试验区，要求开展土地承包经营权抵押贷款的试点地区将农地确权作为开展试点的前提条件。

2012年2月，江苏省开始在高淳县、金湖县等12个县（市、区）设立江苏省农村改革试验区，开展相关农村改革试验。不同试验区开展的改革试验主题并不完全相同，包括稳定和完善的农村基本经营制度、健全严格规范的农村土地管理制度、建立现代农村金融制度和建立促进城乡经济社会发展一体化制度等。但是，在实际改革过程中，各试验区均将农地确权作为农村改革试验的突破口之一，开展农地确权改革。同时，在全国农地抵押试点前，江苏省在启东、海门等县（市、区）相继设立了农地抵押先行试点县，通过建立健全农村产权交易平台、农地流转市场、地权估值、处置变现以及风险防范等配套制度，旨在探索符合中国特殊的农地产权制度背景下的农地金融制度。

（二）分析框架和研究假说

本文尝试构建一个农地产权制度改革影响农户信贷获得的概念性分析框架，并从农地确权与赋予农地抵押权能两个角度理解其作用机制。具体来看，农地产权制度改革的信贷获得效应可分为如下两个方面：

第一是农地产权制度改革的直接抵押效应。从信贷需求来看，农地确权提高了地权稳定性，使得农户形成更加稳定的产权预期，激励农户增加长期投资以及适当的土地管理（Loren et al., 2004）、土壤保持（Saint-Macary et al., 2010）、有机肥投入（郜亮亮等，2013）和选种多年期作物（Do and Iyer, 2008）等。而单位农地面积资本投入提高则会导致农户信贷需求增加。再有，农地确权能够促进农地租赁市场发育，进而使农地流向更具效率的经营者（金松青、Deininger, 2004），而非产权不稳定时以亲属间流转为主（叶剑平等，2006）。产权稳定性的提高使得转入户与原始承包户间的投资激励差异有所减小（郜亮亮等，2011），经营效率及投资激励的增加使得原本由于产权不稳定问题而被低估的农地价值得以合理体现。对于转入户尤其是规模农户而言，资产价值的提高使农地价值覆盖贷款额度成为可能，有助于缓解农户申请贷款面临的抵押约束。而从信贷供给来看，地权稳定性提高也有助于降低信贷成本和风险，原因是农地确权是农地产权信息明晰化、证书化的处理，促使农地形成正式的产权表达机制（De Soto, 2000），提高农地作为抵押品的有效性，降低银行获取、甄别借款人信息过程中的交易成本，且农地抵押对借款者形成可置信威胁的情况下也能降低道德风险。因此，理想状态下，农地确权改革在优化农户家庭农地投资、劳动力配置以及农地流转配置效率的同时，也提高了农地的抵押品价值，改善农户家庭的信贷获得能力。农地确权改革通过提高农村信贷市场的有效信贷需求和信贷供给，有助于实现信贷市场均衡。

然而需要注意的是，农地确权改革对信贷获得的改善效果还取决于银行能否有效实施取消抵押赎回权和农地使用权的流动性。由于现行法律禁止农地经营权用于抵押，农地抵押制度改革通常限

定于局部地区，若抵押农地的农户发生违约，银行取消抵押品赎回权可能并不可行，此时贷款偿还只能依赖于土地使用权的二次流转。然而，农地集体所有使其承包经营权流转对象限定在村集体内部，交易主体有限可能会使转让变现相对困难。此时农地抵押权能的受限使得农地难以发挥其财产价值，融资紧约束的农户无力响应有效的农地投资、劳动力配置以及农地流转配置目标，因此，农地可抵押的产权管制强弱将会通过影响农地抵押权能自身的有效性以及流转变现市场进而影响到正规信贷市场。目前地方政府的农地抵押改革大多是政策层面的放宽，此时，银行参与农地抵押贷款通常需要地方政府出资建立担保机制或风险补偿基金（张龙耀等，2015）。因此，只有地方政府在政策层面允许期限内的农地使用权作为抵押品，并给予相应的政策支持，才可能提高金融机构的供给意愿。即在直接抵押效应中，农地产权制度改革的信贷获得效应只有在既以农地确权明晰产权归属，又在政策层面赋予农地抵押权能的地区才可能被观测到。

第二是农地产权制度改革的间接收入效应。产权制度改革后，一方面地权稳定性的提高有助于降低土地被征收或者调整的风险，稳定了农户对未来的预期并减少了土地流转过程中的不确定性风险，提高农户参与土地流转的概率和规模，同时土地开始向拥有更多劳动力和更高生产能力的农户集中（程令国等，2016），农业生产效率较低的农户可能会选择外出打工。另一方面，农地抵押约束放松之后，原先囿于资金问题难以实现规模经营的农户有激励转入农地、增加农地投资，并借助农地抵押这一贷款途径获取信贷资金。在此过程中，转入户可以借助经营规模扩大，实现规模经济和单位产品生产成本的降低（许庆等，2011）；转出户则在减少农业经营收入的同时增加非农工资性收入和土地租赁收入，最终经营规模和收入水平的变化间接影响其信贷获得能力。上述间接渠道的有效性一定程度上依赖于当地农地租赁市场的规范化程度。就现阶段而言，中国农地流转市场规范程度仍然不高，各地虽建立了农村产权交易平台，但农地流转通过正式流程的较少，市场运转效率低下（叶剑平、田晨光，2013）。基于农地流转市场规范化程度不高的客观事实，本文认为现阶段农地确权通过间接收入效应改善正规信贷获得能力的作用较为有限，而更多的是直接抵押效应。

进一步地，本文考虑农地产权制度改革信贷获得效应可能存在的异质性，尤其是农户农地经营规模的影响。首先，地权稳定性的提高在降低土地被征收风险的同时，提高小农户转出土地的意愿，那么可能使得其生产性信贷需求下降。其次，转入土地的农户在增加经营规模的同时，也提高了对信贷资金的需求规模。较大的农地经营规模既有助于降低单位产品生产成本，也能降低其向银行申请贷款过程中的固定交易成本。特别是对于规模主体，相对稳定的收入现金流和较低的风险使得其更易受到银行青睐（王修华等，2013）。最后，考虑到当前中国农村保险市场和社会保障体系仍不完善，即使允许农地抵押，小规模农户以土地作为抵押申请贷款的意愿也不一定会提高，仍会通过风险配给等自我配给方式主动退出信贷市场。基于上述分析，本文提出以下假说：

假说 1：当前以农地确权和农地抵押为主的农地产权制度改革能够提高农户正规信贷获得，即农地产权制度改革具有正的信贷获得效应。

假说 2：农地产权制度改革提高信贷获得的效果依农地经营规模而存在差异，具有规模偏好的特征。

三、研究设计及实证策略

（一）研究设计

与国外农地确权改革不同的是，江苏农地确权改革是以村级为单位整村推进，而非由农户提出确权申请，农地抵押改革则是以县为单位开展试点。因此，农地产权制度改革这一政策冲击在地区之间的差异很大程度上是源于外生制度，而非农户个体对农业经营或是信贷获得等方面的内生需求，这也使得本文设计可能更为贴近“准实验”研究要求。本文的研究设计思路是在控制其他变量的前提下，比较改革政策冲击事前与事后、实验组与控制组农户正规信贷获得之间的差异。江苏省农村改革试验区虽然承担多项农村地区的改革试验，但均将农地确权作为其农地产权制度改革的突破口。同时，农地确权以整村或整村民小组推进，因此对于农户正规信贷市场参与这一个人行为而言，本文将接受农地确权改革冲击的农村改革试验区视为实验组。进一步地，本文将控制组选在地理位置临近并且农业经济结构和发展水平与试验区相近但并未开展农地确权工作的县域。具体而言，考虑到江苏省南部、中部和北部三个区域经济发展水平差异性，本文在每个区域各选取了3个农村改革试验区作为实验组，并根据地理位置临近且农业经济结构和发展水平相近的原则选取9个非农村改革试验区作为控制组。本文对于实验组与控制组的确定还结合农户承包土地是否在规定时点（2015年7月）之前完成确权这一因素。

在确定实验组和控制组样本地区之后，课题组于2015年7~8月间组织调查员在江苏省9市18样本县（市、区）开展农户入户调查，包括9个实验组和9个控制组^①。抽样调查的基本原则和思路如下：首先，根据江苏省农村改革试验区内部农地确权改革情况，确定9组18个地理临近并且农业经济结构和发展水平相近的样本县，包括9个农村改革试验区以及9个非农村改革试验区。其次，在每个事先确定好的县随机选取1个村，在该村中随机抽取1个村民小组，对抽中的村民小组中所有农户进行问卷调查，最终获得实验组429个，控制组357个有效农户样本，调查涵盖农户家庭基本特征、农地流转信息、信贷市场参与以及社会资本等内容。

（二）实证策略与变量选取

本文采用双重差分法和三重差分法评估农地产权制度改革对农户正规信贷获得的影响。本文选择是否获得正规信贷作为衡量农户正规信贷获得的代理变量，同时控制其他可能对农户正规信贷获得产生影响的因素，得到基本模型如下：

$$P(Y_{it} = 1) = (\beta_0 + \beta_1 Time_{it} + \beta_2 Title_{it} + \beta_3 Title_{it} Time_{it} + \beta X_{it} + \mu_{it}) \quad (1)$$

(1) 式中， i 代表农户， t 代表时期。 Y_{it} 为农户 i 在 t 时期是否获得正规信贷， $Time_{it}$ 为时期虚拟变量，反映样本数据是来自农地确权之前 ($Time_{it}=0$) 或是农地确权之后 ($Time_{it}=1$)； $Title_{it}$

^① 样本县（市、区）具体包括赣榆县、东海县、邳州区、铜山区、泗阳县、泗洪县、宝应县、高邮市、大丰区、东台县、金坛区、溧阳市、惠山区、锡山区、昆山市、太仓市、海门市以及启东市等。

为农地确权虚拟变量,用来反映对应样本数据是来自实验组 ($Title_{it}=1$) 还是控制组 ($Title_{it}=0$)。 X_{it} 为控制变量,包括农业经营规模(亩)、地权稳定性、亲属是否在政府部门任职、农户是否从事非农经营以及是否拥有农业机械等。 μ_{it} 为随机扰动项。其中, β_3 即为本文关注的双重差分估计量。表 1 汇报了相关变量的描述性统计信息。

本文进一步考察政府放宽农地抵押限制对正规信贷获得的影响。在本文样本地区中,农地确权与农地抵押试点地区的不完全重合为识别农地确权、农地抵押以及两者共同对农户正规信贷获得的影响提供了可能。然而值得注意的是,政府可能更倾向于选择已完成农地确权的县“配套”相应农地抵押制度改革,或选择在县域信贷市场发展较好的地区推进农地抵押制度改革。为验证政府在选择农地抵押制度改革试点地区时是否具有非随机性,本文对不同农地确权、农地抵押地区的农户正规信贷获得进行比较,结果显示农地确权与农地抵押改革并未表现出“配套”特征,且在基期,本文所关注的正规信贷获得变量在是否推进农地抵押改革地区间也不存在显著差异^①。因此,农地抵押改革试点地区选取的非随机性似乎并不严重。接下来,本文采用(2)式考察农地确权、农地抵押以及两者共同对农户正规信贷获得的影响:

$$P(Y_{it}=1) = F(\beta_0 + \beta_1 Time_{it} + \beta_2 Title_{it} + \beta_3 Mort_{it} + \beta_4 Title_{it} Time_{it} + \beta_5 Mort_{it} Time_{it} + \beta_6 Mort_{it} Title_{it} Time_{it} + \beta_7 Mort_{it} Title_{it} Time_{it} + \beta X_{it} + \mu_{it}) \quad (2)$$

(2) 式中, $Mort_{it}$ 为抵押试点变量,具体做法为按照农户所在县(市、区)是否为农村土地承包经营权抵押试点县来反映其受到的法律限制,若该县为农地抵押试点县,则抵押虚拟变量 $Mort_{it}=1$, 否则 $Mort_{it}=0$ 。其余符合含义和(1)式类似,不再赘述。

表 1 样本描述性统计

变量名	变量定义	观测值	均值	标准差
正规信贷获得	农户家庭当年是否获得正规信贷: 否=0, 是=1	1572	0.067	0.249
农地确权	农户家庭所在村是否完成农地确权: 否=0, 是=1	1572	0.546	0.498
抵押试点	农户家庭所在县是否为农地抵押试点县: 否=0, 是=1	1572	0.210	0.407
时期	样本所在观测期是否为 2015 年: 否=0, 是=1	1572	0.500	0.500
经营规模	农户家庭实际经营的土地规模(亩)	1572	5.167	13.589
土地调整经历	农户家庭五年内是否经历过土地调整: 否=0, 是=1	1572	0.081	0.274
家庭规模	农户家庭的人口数(人)	1572	3.981	1.593
非农务工人占比	农户家庭非农务工人占比占总劳动力的比例	1572	0.380	0.318
亲属政府任职	农户家庭是否有亲属在政府部门任职: 否=0, 是=1	1572	0.069	0.253
从事非农经营	农户家庭是否从事非农经营: 否=0, 是=1	1572	0.128	0.335
农业机械	农户家庭当年是否购入农业机械: 否=0, 是=1	1572	0.182	0.386
距离银行远近	农户距离最近银行的距离(公里)	1572	3.965	2.691
参与新农合	该村是否推行新型农村合作医疗保险: 否=0, 是=1	1572	0.738	0.440

^①考虑到篇幅,正文不进行详细汇报,如有需要可向作者索取。

乡镇金融发展水平	农户所在乡镇金融机构网点数量（个）	1572	6.422	9.480
村级农民人均纯收入	农户家庭所在村集体的农户人均纯收入（元）	1572	14975.760	5889.591

利用双重差分法评估政策效果的有效性依赖于样本的随机分组。具体到本文而言，农地确权政策冲击的随机性主要受到以下三方面的影响：一是县级层面，开展农地确权改革成本部分由中央财政补贴，但更多的是地方政府承担^①。因此，当地经济发展水平较好的县更可能被选为农地确权试点县。同时，政府行政效率更高、农地规模更大和农地纠纷更少的县对于确权改革同样也是有利的（当然选择的标准也可能相反。例如，为保证在一定时间内完成确权试点工作，可能会选取农地规模较小的县）。本文使用的数据显示，在基期，农地确权试点县的经济发展水平相对较高（人均地区生产总值和农民人均纯收入更高）、人均耕地规模以及县级金融发展水平（以县级金融机构网点数量衡量）相对较低，但是上述变量的差异在统计上均不显著。二是村级层面，不同村之间并非同时推进农地确权工作，时间前后的差异可能正是因为诸如农地纠纷、经济发展水平或当地村集体执政能力差异所带来的^②；三是农户层面，同一村内农地确权工作是同步推行的，即同一村农户在接受农地确权时是“被动”的。因此，可能存在的样本偏误问题主要集中在县级和村级层面。

检验实验组与控制组的分组标准是否满足随机假定的一个方法是考察在外生政策冲击时点前，所关注的变量在两组间是否以相同趋势变化。本文由于仅仅拥有冲击时点前一期数据，难以利用上述方法验证随机假定，因此拟采用倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching, PSM）首先消除可能存在的非随机分组所引致的样本选择偏误问题，再利用双重差分法识别政策冲击所产生的影响。

首先，从县级层面来看，本文希望基期农地确权试点县与非试点县之间并不存在系统性差异。本文选取当地经济发展水平（人均GDP）、经济结构（农业GDP比重）、金融发展水平（县域金融机构网点数量）和人均耕地规模（农村人均耕地规模）等指标，检验上述指标是否能够为部分样本县成为试点县提供解释。利用上述县级层面变量对该县是否为确权试点县进行Logit回归，求得样本县进入实验组概率值。通过比较可以发现，确权试点县与非试点县在成为实验组概率值之间并未呈现显著的系统性差异，因此，本文可以认为实验组的选取在县级层面是符合随机假定的^③。

进一步考察村级层面的随机性假定。不同确权村改革时间上的前后差异可能正是源于村级层面的非随机选择。结合此次调研，本文选取基期农户农地特征（农业经营规模、土地调整经历）、农户家庭基本特征（家庭规模、亲属任职、从事非农经营、农业机械持有、非农务工人数量占比）、村一级农民人均纯收入以及乡镇一级金融发展水平等作为匹配变量，利用PSM方法消除样本选择偏误所

^①农地确权成本包括入户调查、实地测绘、村庄公示以及颁证等成本。亩均确权成本40~100元不等（北京大学国家发展研究院综合课题组和周其仁，2010）。由于省、市财政支持力度不同，村级财政实际承担成本在15~30元不等。

^②针对农地确权时间前后不同可能对农户正规信贷获得产生的影响，本文也设置了不同确权年份的政策虚拟变量以反映确权时间差异，但结果显示并不存在显著影响。考虑到篇幅，正文不进行详细汇报，如有需要可向作者索取。

^③在Logit模型中，各个变量均不显著，说明两组别在以上变量间并没有显著性差异。考虑到篇幅，正文不进行详细汇报，如有需要可向作者索取。

造成的干扰。出于匹配效果以及尽可能多地保留样本农户的考虑，本文选取核匹配法，结果见表 2。

表 2 实验组与控制组 PSM 匹配前后对照情况 (2010 年)

变量名	样本匹配前后	均值		标准偏误%	标准偏误减少%	T 检验	
		实验组	控制组			T 值	P 值
经营规模	Unmatched	5.089	4.223	9.1	52.5	1.26	0.21
	Matched	5.089	4.678	4.3		0.61	0.55
土地调整经历	Unmatched	0.103	0.056	17.3	55.7	2.38	0.02
	Matched	0.103	0.082	7.6		1.04	0.30
家庭规模	Unmatched	4.072	3.871	12.6	92.5	1.76	0.08
	Matched	4.072	4.087	-0.9		-0.13	0.90
非农务工人占比	Unmatched	0.393	0.365	8.7	79.7	1.21	0.23
	Matched	0.393	0.387	1.8		0.26	0.80
亲属政府任职	Unmatched	0.063	0.076	-5.0	17.3	-0.70	0.49
	Matched	0.062	0.052	4.1		0.66	0.51
从事非农经营	Unmatched	0.140	0.115	7.5	63.3	1.04	0.30
	Matched	0.140	0.131	2.8		0.39	0.69
农业机械	Unmatched	0.205	0.154	13.3	42.8	1.85	0.07
	Matched	0.205	0.176	7.6		1.09	0.28
距离银行远近	Unmatched	3.888	4.057	-6.2	64.7	-0.88	0.38
	Matched	3.888	3.948	-2.2		-0.32	0.75
参与新农合	Unmatched	0.723	0.756	-7.7	94.1	-1.07	0.29
	Matched	0.723	0.725	-0.5		-0.07	0.95
乡镇金融发展水平	Unmatched	3.622	7.950	-53.2	98.0	-7.75	0.00
	Matched	3.622	3.537	1.1		0.53	0.59
村级农民人均纯收入	Unmatched	10502	11161	-22.8	57.3	-3.17	0.002
	Matched	10502	10784	-9.7		-1.50	0.13
统计量	Ps R ²	LR chi ²	P 值	Mean Bias	Med Bias	B	R
匹配前	0.075	80.84	0.000	14.6	9.10	58.5*	0.09*
匹配后	0.009	10.35	0.499	3.9	2.80	22.0	1.57

注：***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

由表 2 可知，在匹配前实验组农户的土地调整经历、家庭规模和农业机械持有比例显著高于控制组，而村级人均纯收入以及乡镇金融发展水平则低于控制组。匹配后，组间均值 T 检验结果显示实验组和控制组的所有协变量均不存在显著差异，同时，倾向得分匹配的模型总体拟合优度统计量 LR 统计量不再显著，说明实验组与控制组的总体差异得到了显著缩小，通过了平衡性检验。

四、实证结果与分析

(一) 基本回归结果

表3(1)列、(2)列是以未采用倾向得分匹配的样本总体,利用双重差分法考察农地确权对农户正规信贷获得影响的实证结果;(3)列、(4)列则是先对全体样本采用了倾向得分匹配,再在匹配后的样本中利用双重差分法考察农地确权对农户正规信贷获得影响的实证结果。由表3(1)列~(4)列结果来看,无论是否进行倾向得分匹配,控制其他因素,农地确权变量与时期虚拟变量的交互项系数方向虽为正^①,但均不显著。农地确权对农户正规信贷获得影响不显著的原因可能正如前文所言,其他限制因素制约了农地确权在农户信贷获得改善方面应当发挥的作用。以农地抵押而言,虽然农地确权赋予了农地以稳定的预期,提高了产权有效性,但是这种资产能否被银行接纳成为有效抵押品仍然受到农地抵押、农地流转市场、农地估值系统和农村社会保障体系等方面制约。

表3 农地确权对农户正规信贷获得的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农户正规信贷获得				
	全样本	全样本	全样本	全样本	全样本
	DID	DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID
农地确权 ×时期	0.265 (0.325)	0.310 (0.376)	0.286 (0.350)	0.338 (0.384)	—
抵押试点县 ×时期	—	—	—	—	0.307 (0.518)
农地确权 抵押试点县	0.852** (0.339)	0.649** (0.316)	0.724** (0.334)	0.625** (0.315)	— -0.412 (0.385)
时期	-0.322 (0.277)	0.280 (0.422)	-0.343 (0.306)	0.410 (0.458)	0.631* (0.349)
经营规模	—	0.015* (0.009)	—	0.017** (0.008)	0.018** (0.007)
土地调整经历	—	-0.254 (0.372)	—	-0.404 (0.373)	-0.439 (0.431)
家庭规模	—	0.839*** (0.299)	—	0.804*** (0.297)	0.831** (0.339)
家庭规模平方	—	-0.069** (0.032)	—	-0.068** (0.032)	-0.072* (0.038)
非农务工人占比	—	0.332	—	0.260	0.296

^①除作特别说明外,下文农地确权交互项与农地抵押交互项所指为各自与时期虚拟变量的交互项。

农地确权、农地抵押与农户信贷可得性

		(0.401)		(0.410)	(0.397)
亲属政府任职	—	0.969**	—	1.020***	0.978**
		(0.386)		(0.382)	(0.400)
从事非农经营	—	0.683**	—	0.622**	0.606*
		(0.313)		(0.310)	(0.338)
农业机械	—	0.362	—	0.277	0.333
		(0.291)		(0.291)	(0.313)
距离银行远近	—	0.046	—	0.041	0.020
		(0.046)		(0.047)	(0.054)
参与新农合	—	-0.000	—	-0.029	-0.136
		(0.320)		(0.325)	(0.327)
乡镇金融发展水平	—	-0.000*	—	-0.000**	-0.000**
		(0.000)		(0.000)	(0.000)
村级农民人均纯收入	—	-0.044*	—	0.022	0.041
		(0.025)		(0.051)	(0.052)
常数项	-3.127***	-4.754***	-2.998***	-4.383***	-3.821***
	(0.243)	(0.971)	(0.236)	(0.962)	(0.926)
观测值	1572	1572	1482	1482	1482

注：表中括号内数字为村级聚类标准误；***、**、*表示估计结果在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(二) 农地确权、农地抵押与农户正规信贷获得

本文进一步考察了政府放宽农地抵押限制对正规信贷获得的影响，表3（5）列的实证结果说明仅依赖农地抵押制度改革并不能改善农户正规信贷获得。本文进一步考察农地确权、农地抵押以及两者共同对农户正规信贷获得的影响，具体如表4所示。从表4（1）列给出的实证结果可知，单方面推进农地确权或放开农地抵押限制并不能改善农户正规信贷获得，只有农地确权和抵押权能限制问题同时得到解决的地区，农户正规信贷获得才有显著改善。同时，表4（2）列~（5）列的分样本回归也印证了上述结论。这意味着，现阶段农地产权制度改革的信贷获得效应已初步显现，但其有效发挥则依赖于农地确权和赋予抵押权能的共同满足，而后者目前在很大程度上仅是地方政府政策层面的改革，而非法律层面。至此，本文假说1得到验证。

农地确权仅在允许农地抵押的地区才表现出对正规信贷获得显著的促进作用，说明了现阶段农地产权制度改革的信贷获得效应仍然主要通过直接抵押效应，而通过农地确权提高收入和偿债能力等间接效应对正规信贷获得的影响颇为有限。可以想到的是，如果农地确权也能通过促进土地流转或外出就业来改善农业经营主体的经营收益以及传统农户收入，进而缓解农村地区的信贷约束问题，那么本文应当观测到在非抵押试点地区，农地确权同样能够提高信贷获得，或者，在观测到（1）列中三重交互项系数显著为正的同时，农地确权交互项系数也应显著。然而，表4（1）列以及（5）

列对应系数的显著性并不能支撑上述分析。再有，本文也以 2015 年样本农户信贷规模^①为被解释变量，利用 Tobit 模型进行回归，结果显示在抵押试点地区，农地确权同样表现出相较于非抵押试点地区对信贷获得规模更为积极的影响^②。

表 4 农地确权、农地抵押对农户正规信贷获得的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	农户正规信贷获得					农户正规信贷规模	
	全样本	实验组	控制组	抵押试点	非抵押试点	抵押试点	非抵押试点
	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	Tobit	Tobit
抵押试点县 ×农地确权×时 期	2.124* (1.161)	—	—	—	—	—	—
农地确权 ×时期	-0.064 (0.381)	—	—	2.434* (1.374)	-0.089 (0.395)	—	—
抵押试点县 ×时期	-0.867 (0.937)	1.751*** (0.662)	-0.447 (1.197)	—	—	—	—
抵押试点县 ×农地确权	-0.489 (0.863)	—	—	—	—	—	—
农地确权	0.697* (0.399)	—	—	0.257 (1.012)	0.700* (0.405)	18.930*** (5.698)	3.093* (1.874)
抵押试点县 时期	-0.069 (0.579)	-0.468 (0.613)	-0.374 (0.784)	—	—	—	—
时期	0.541 (0.375)	0.687* (0.387)	0.092 (0.634)	-0.900 (1.487)	0.603 (0.434)	—	—
常数项	-4.400*** (1.076)	-4.510*** (0.948)	-7.856*** (1.283)	-4.102** (1.777)	-5.150*** (1.265)	-12.112 (19.331)	-29.174*** (6.585)
包含控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1482	858	604	330	1152	165	576

注：表中括号内数字为村级聚类标准误；***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著；表格中仅汇报本文关注的政策冲击变量、时期变量及其交互项，不再详细汇报控制变量系数及其显著性，控制变量同表 3，

^①此处使用的正规信贷规模为 2015 年农户获得的正规信贷数额，单位为万元。由于数据仅有 2015 年正规信贷规模信息，囿于数据限制，本文无法构建面板数据考察农地产权制度改革对信贷规模的影响。

^②Foltz (2004) 认为，在分样本回归中，比较相同变量在不同子样本回归中的系数大小，若两者系数的 90%置信区间不重合，则可以说明相同变量在不同子样本回归中的系数大小存在显著差异。农地确权变量系数的 90%置信区间在农地抵押试点县和非农地抵押试点县两个子样本回归中并不重叠，可以认为在抵押试点地区，农地确权表现出相较于非抵押试点地区对信贷获得规模更为积极的影响。

因篇幅限制不再汇报。

(三) 信贷获得效应的规模异质性分析

表 5 汇报了农地经营规模异质性对农地产权制度改革信贷获得效应的影响。首先，以农户家庭农地经营规模是否大于均值为划分标准进行分样本回归。可以看出，农地产权制度改革对正规信贷获得在较大经营规模农户中有着更为显著的正向影响。此外，本文也尝试以经营规模中值以及农地流转行为（是否是农地净转出户）为划分标准进行分样本回归，结果均验证了农地产权制度改革的信贷获得效应存在一定的规模偏好特征，即尽管农地产权制度改革作用于所有农业生产者，但农地产权制度改革仅能够帮助那些土地经营规模较大的农业生产者提高信贷获得程度。同时这也表明，在一定门槛以下需要建立与赋予土地产权资格相伴的其他机制。至此，研究假说 2 得到验证。

表 5 农地规模特征对农地产权制度改革改善正规信贷获得的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农户正规信贷获得					
	规模小于均值	规模大于均值	规模小于中值	规模大于中值	农地净转出户	非农地净转出户
	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID
抵押试点县 ×农地确权×时期	1.972 (1.607)	3.207* (1.651)	2.021 (1.641)	2.450* (1.374)	2.270 (1.795)	3.007** (1.287)
农地确权 ×时期	-0.113 (0.446)	-0.636 (0.956)	-0.504 (0.515)	0.084 (0.554)	-0.645 (0.654)	-0.132 (0.546)
抵押试点县 ×时期	-0.818 (1.356)	-1.366 (1.124)	-0.579 (1.452)	-1.156 (0.972)	-0.576 (1.503)	-1.455* (0.874)
抵押试点县 ×农地确权	-0.590 (1.021)	-1.138 (1.607)	0.004 (1.136)	-1.724 (1.561)	-0.873 (1.342)	-0.734 (1.362)
农地确权	0.297 (0.565)	1.777* (1.016)	0.038 (0.557)	1.292* (0.738)	0.173 (0.614)	1.319* (0.677)
抵押试点县	0.239 (0.694)	0.565 (1.277)	0.078 (0.894)	0.044 (1.119)	0.108 (0.907)	0.102 (1.021)
时期	0.376 (0.507)	2.301* (1.296)	0.325 (0.552)	0.681 (0.935)	0.354 (0.488)	1.125 (0.936)
常数项	-4.195*** (1.593)	-6.759*** (1.779)	-4.188*** (1.606)	-5.947*** (2.070)	-7.272*** (2.358)	-4.827*** (1.679)
包含控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	1012	470	738	744	815	667

注：表中括号内数字为村级聚类标准误；***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著；控制变量同表 3，因篇幅限制不再汇报。

(四) 作用机制分析

前文理论分析认为，农地确权是在确实权的基础上给予农地产权正式的法律表达，而农地抵押则是直接赋予农地以抵押权能，两者均可能对农户的农地投资、劳动力配置和农地流转行为产生影响进而影响农户家庭的正规信贷获得能力。但实证结果中，农地确权和农地抵押所表现出的交互作用说明两者可能从不同的作用路径协同影响农户正规信贷获得。因此，本文进一步以农地投资行为、非农就业以及农地流转参与行为作为被解释变量^①，考察农地确权和农地抵押影响农户正规信贷获得的作用机制。以农地投资行为虚拟变量（包括是否平整土地、修建灌溉设施及大棚等）反映农地投资行为，以非农务工人数占比反映农户非农就业的情况，以农户参与农地流转以及农地流转参与率反映农地流转参与行为。

表6汇报了农地确权影响农户正规信贷获得的作用机制。表6（1）列中，农地确权交互项系数显著为正，说明农地确权可以有效激励农户进行农地投资。地权稳定性的提高使得农户对于农地投资有了更高的预期收益。当预期收益超过借贷成本时农户便有激励借入资金进行农地投资。当然地权稳定性提高也有可能促进土地流转或农户非农就业进而降低转出农户的生产性信贷需求。然而，这种机制的产生需要完善的农地流转租赁市场作为前提条件。而从表6（2）～（4）列结果来看，农地确权尚未对农户非农就业、农地流转产生显著影响。地权稳定性激励农户高水平的投资提高了农地的资产价值，而产权风险的降低使得农地抵押变现可能性增加。农地资产价值的增加则提高了以农地为抵押物的授信额度。因此，农地确权通过激励农户投资，提高农地资产价值，进而带来一定的信贷获得效应。然而，农地确权通过影响收入、财富禀赋等再作用于信贷市场这一间接途径则对农地市场提出了更高的要求。例如，这要求农地产权的稳定信号在农地流转市场以及相应农村劳动力市场上得以清晰表达等。而表6（2）～（4）列的结果显示现阶段农地确权所赋予的稳定地权并未对样本农户所在地区的农地流转市场以及农村劳动力市场产生显著影响。

表6 农地确权的作用机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农地投资=1	非农务工人数占比	农地流转参与=1	农地流转参与率
	全样本	全样本	全样本	全样本
	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID
农地确权 ×时期	1.553*** (0.598)	-0.004 (0.017)	-0.463 (0.366)	0.004 (0.006)
农地确权 时期	-0.933 (0.640)	-0.016 (0.023)	0.641** (0.280)	0.052* (0.029)
	-0.347	0.022	0.988***	-0.032***

^①农地投资行为变量定义：若农户家庭存在平整土地、修建灌溉设施及大棚等行为，则赋值为1，否则为0；非农就业变量定义与前文描述性统计中一致；本文借鉴马贤磊等（2015）定义农地流转行为变量，农地流转行为包括农地流转参与与虚拟变量与农地流转参与率，转入户农地流转参与率=转入面积÷（转入面积+承包地面积），转出户农地流转参与率=转出面积÷承包地面积。此外，由于数据限制，本文无法直接检验农地抵押价值的变化情况。

农地确权、农地抵押与农户信贷可得性

	(0.485)	(0.022)	(0.365)	(0.011)
常数项	-4.752***	0.175***	-1.635***	0.485***
	(1.085)	(0.059)	(0.593)	(0.042)
包含控制变量	是	是	是	是
观测值	1413	1482	1482	1482

注：表中括号内数字为村级聚类标准误；***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著；控制变量同表 3，因篇幅限制不再汇报。

表 7 汇报了农地抵押影响农户正规信贷获得的作用机制。可以发现，农地抵押改革对正规信贷获得的影响与农地确权有所差异，表 7（1）列中，农地抵押交互项系数为负但不显著，说明农地抵押试点县与非试点县间，农户的农地投资行为并无显著差异。而在表 7（4）列中，农地抵押交互项存在显著正向影响，说明农地抵押试点县拥有更高水平的农地流转平均面积。原因是对于转入土地以增加经营规模的农户而言，允许农地使用权抵押使其能够在扩大土地经营规模的同时，放松了其信贷约束，因而增加转入户的土地流转意愿。上述作用机制的结果也印证了前文分析：仅仅单独推进农地确权或者农地抵押改革并不能改善农户正规信贷获得水平。农地产权制度改革的信贷获得效应不仅依赖于农地产权的明晰稳定，也得益于现阶段农地抵押法律层面的放宽。农地确权激励了农户的农地投资行为，进而增加了农地资产价值。而农地抵押的放宽则是通过放松抵押权能约束影响农户的农地流转参与行为，两者协同影响农户家庭的正规信贷获得。

表 7 农地抵押的作用机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农地投资=1	非农务工人数占比	农地流转参与=1	农地流转参与率
	全样本	全样本	全样本	全样本
	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID
抵押试点县 ×时期	-0.066 (0.778)	-0.030 (0.020)	0.338 (0.522)	0.009* (0.004)
抵押试点县	0.766 (0.773)	0.017 (0.029)	-0.153 (0.396)	0.075** (0.037)
时期	0.390 (0.641)	0.025 (0.020)	0.681** (0.296)	-0.031*** (0.010)
常数项	-5.354*** (0.897)	0.159*** (0.058)	-1.334** (0.609)	0.486*** (0.040)
包含控制变量	是	是	是	是
观测值	1413	1482	1482	1482

注：表中括号内数字为村级聚类标准误；***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著；控制变量同表 3，因篇幅限制不再汇报。

五、主要结论与政策启示

本文利用江苏省9市18县(市、区)786户两期面板数据,结合江苏农村改革试验区的设置和不同县(区)之间农地产权制度改革进程的差异,采用双重差分法、三重差分法识别农地产权制度改革对农户正规信贷获得的影响,结果显示现阶段仅单方面推进农地确权或放宽农地抵押的限制并不能改善农户正规信贷获得,农地产权制度改革是否能带来信贷获得效应依赖于明晰农地产权和赋予农地抵押权能这两个前提条件能否同时得到满足。此外,本文还发现信贷获得效应的大小也受到农户农地经营规模的影响,存在一定的规模偏好特征。因此,本文提供的证据初步证明了当前农地制度改革能够改善农村信贷市场的运行,农村地区长期存在的贷款难题可能在农地流转和适度规模化经营的趋势下得到一定程度的缓解。

当前中国正处于农村产权制度改革局部试点和逐步扩大的过程中,农地确权在法律层面逐步清晰并稳定农地产权,农地抵押改革则仍局限于在政策层面赋予农地抵押权能,农地抵押在法律层面依然受到限制,局部地区开展的农地抵押改革试点亦不能消除金融机构对农地抵押有效性的顾虑,当前地方政府在推动农地抵押改革的同时实际上也为改革潜在的风险提供担保或风险补偿。因此,本文观测到的正的信贷获得效应一定程度上可能包含着地方政府政策支持的效应。除此之外,与国外已有研究结论相类似的是,中国农地产权制度改革的信贷获得效应同样存在规模偏好特征,其对小规模农户信贷获得的影响十分有限。因此,在未来进一步推进农地抵押制度改革的同时,积极开展其他形式的信贷创新,譬如信用评级、小组贷款、供应链金融等不依赖于传统抵押物的信贷制度,提高农村地区的金融普惠程度,方能有效缓解小规模农户的信贷约束。

参考文献

1. 北京大学国家发展研究院综合课题组、周其仁, 2010:《还权赋能——成都土地制度改革探索的调查研究》,《国际经济评论》第2期。
2. 程令国、张晔、刘志彪, 2016:《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》,《管理世界》第1期。
3. 高圣平, 2014:《农地金融化的法律困境及出路》,《中国社会科学》第8期。
4. 郜亮亮、黄季焜、Scott, R.、徐志刚, 2011:《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》第4期。
5. 郜亮亮、冀县卿、黄季焜, 2013:《中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析》,《中国农村经济》第11期。
6. 国务院发展研究中心、世界银行, 2014:《中国:推进高效、包容、可持续的城镇化》,北京:中国发展出版社。
7. 黄惠春, 2014:《农村土地承包经营权抵押贷款可得性分析——基于江苏试点地区的经验证据》,《中国农村经济》第3期。
8. 金松青、Klaus, D., 2004:《中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用权公平性和效率性上的含义》,《经济学(季刊)》第4期。

- 9.李韬、罗剑朝, 2015:《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》,《管理世界》第 7 期。
- 10.Loren, B.、李果、黄季焜、Scott, R., 2004:《中国的土地使用权和转移权》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 11.罗剑朝、聂强、张颖慧, 2003:《博弈与均衡:农地金融制度绩效分析——贵州省湄潭县农地金融制度个案研究与一般政策结论》,《中国农村观察》第 3 期。
- 12.马贤磊、仇童伟、钱忠好, 2015:《农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析》,《中国农村经济》第 2 期。
- 13.王修华、傅勇、贺小金、谭开通, 2013:《中国农户受金融排斥状况研究——基于我国 8 省 29 县 1547 户农户的调研数据》,《金融研究》第 7 期。
- 14.肖屹、曲福田、钱忠好、许恒周, 2008:《土地征用中农民土地权益受损程度研究——以江苏省为例》,《农业经济问题》第 3 期。
- 15.许庆、尹荣梁、章辉, 2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》第 3 期。
- 16.叶剑平、罗伊·普罗斯特曼、徐孝白、杨学成, 2000:《中国农村土地农户 30 年使用权调查研究——17 省调查结果及政策建议》,《管理世界》第 2 期。
- 17.叶剑平、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮、丰雷、李平, 2006:《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》,《管理世界》第 7 期。
- 18.叶剑平、田晨光, 2013:《中国农村土地权利状况: 合约结构、制度变迁与政策优化——基于中国 17 省 1956 位农民的调查数据分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
- 19.张龙耀、王梦珺、刘俊杰, 2015:《农民土地承包经营权抵押融资改革分析》,《农业经济问题》第 2 期。
- 20.Ali,D.A.,K.Deininger, and M. Goldstein.,2014, "Environmental and Gender Impacts of Land Tenure Regularization in Africa: Pilot Evidence from Rwanda", *Journal of Development Economics*, 110:262-275.
- 21.Boucher, S. R., B.L.Barham, and M. R. Carter.,2005, "The Impact of 'Market-Friendly' Reforms on Credit and Land Markets in Honduras and Nicaragua", *World Development*, 33(1): 107-128.
- 22.Carter, M. R., and P. Olinto.,2003, "Getting Institutions 'Right' for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment", *American Journal of agricultural Economics*, 85(1): 173-186.
- 23.De Soto, H., 2000, *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*, New York: BasicBooks, BantamPress/RandomHouse.
- 24.Do, Q. T.,and L.Iyer.,2008, "Land Titling and Rural Transition in Vietnam", *Economic Development and Cultural Change*,56(3):531-579.
- 25.Feder, G.,T.Onchan, and Y.Chalamwong.,1988, "Land Policies and Farm Performance in Thailand's Forest Reserve Areas", *Economic Development and Cultural Change*, 36(3): 483-501.
- 26.Foltz, J. D., 2004, "Credit Market Access and Profitability in Tunisian Agriculture", *Agricultural Economics*, 30(3):

229-240.

27.Kemper, N., R. Klump, and H. Schumacher., 2011, “Representation of Property Rights and Credit Market Outcomes: Evidence from a Land Reform in Vietnam”, Proceedings of the German Development Economics Conference, Berlin, No. 45.

28.López, R., 1996, “Land Titles and Farm Productivity in Honduras”, AREC University of Maryland and World Bank, College Park, Maryland.

29.Piza, C., and M. J. S. B. de Moura., 2016, “The Effect of a Land Titling Programme on Households’ Access to Credit”, *Journal of Development Effectiveness*, 8(1): 129-155.

30.Saint-Macary, C., A. Keil, M. Zeller, F. Heidhues, and P. T. M. Dung., 2010, “Land Titling Policy and Soil Conservation in the Northern Uplands of Vietnam”, *Land Use Policy*, 27 (2): 617-627.

(作者单位：¹南京农业大学金融学院；

²江苏农村金融发展研究中心；

³农业农村部农村经济研究中心)

(责任编辑：曙 光)

Farmland Titling, Farmland Mortgage and Availability of Farmers’ Credit: Evidence from Rural Reform Experimental Areas

Zhou Nan Xu Yuyun Liu Junjie Zhang Longyao

Abstract: In theory, accurately recorded and transferable land property rights can increase the formal credit supply. However, the positive effect of farmland titling on the credit supply is not universal in cross-country studies. Using a dataset covering 786 rural households in 18 counties of Jiangsu Province, this article employs the difference-in-differences and triple difference methods to evaluate the impacts of farmland property rights system reform on rural households’ formal credit availability. The results show that at present, only one-sided promotion of farmland titling or permission of farmland mortgage cannot improve rural households’ formal credit availability. The positive effect of credit acquisition of farmland property rights system reform depends on farmland titling and farmland mortgage as two preconditions that should be met at the same time. In addition, the effect of credit acquisition is also affected by the scale of agricultural land management, which is characterized by scale preference.

Key Words: Farmland Titling; Farmland Mortgage; Credit Access Effect