

担保品竞争：缓解林权抵押约束 对农户信贷的影响*

程军国¹ 刘 璨² 刘 浩² 何 婧¹

摘要：基于担保品竞争视角，本文使用国家林业和草原局发展研究中心固定观察点数据，运用多时点 DID 模型，考察了缓解林权抵押约束对农户信贷可得性和贷款条件的影响。研究发现：将林权纳入担保品后，总体上提升了农户信贷可得性，增加贷款规模，降低贷款利率，延长贷款期限。但在担保品竞争环境下，林权属于弱势担保品，信贷风险控制能力有限，因此缓解林权抵押约束对不同农户群体产生差异性影响，即对无信贷排斥群体有效，对信贷排斥群体无效。进一步分析表明，缓解林权抵押约束对其他资产抵押群体和保证贷款群体有效，佐证了以上结论。本文还发现，地区林木资源丰富、地方政府设立风险处置基金或林权收储机构，可以提升缓解林权抵押约束的政策效果。以上结论表明，在农村金融市场担保品多样化的现实背景下，开展各类担保制度试点和改革，需考虑和提升担保品相对竞争力。

关键词：担保品竞争 林权抵押 农户信贷 信贷可得性 贷款条件

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

缓解抵押约束，拓宽担保品范围，是农村金融改革的重要抓手。自 2008 年以来，政府相关部门陆续出台多项措施，引导金融机构将林权、农村承包土地经营权、农机具和大棚设施、活体畜禽、养殖圈舍等纳入担保品范畴，创新贷款担保方式。但从实施情况来看，相关信贷业务发展仍面临较大障碍。以林权抵押贷款为例，2021 年一季度末林权抵押贷款余额为 741 亿元^①，仅占同期涉农贷款余额的

*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“数字普惠金融支持乡村振兴的政策与实践研究”（编号：22&ZD123）、国家自然科学基金面上项目“金融监管地方化对农村金融资源配置效率的影响机理及其监管研究”（编号：71973135）和中央高校基本科研业务费专项资金项目“双循环视域下产业集群和全球价值链重构对林业产业高质量发展的影响研究”（编号：2021SRZ02）的资助。感谢匿名评审专家对本文提出的修改意见，文责自负。本文通讯作者：何婧。

^①数据来源：《对十三届全国人大四次会议第 2293 号建议的答复》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202109/t20210929_6378558.htm。

0.18%^①。相关研究表明，林权交易成本（刘圻等，2013；范刘珊等，2021）和自然风险（刘圻等，2013）影响林权抵押贷款发展。但政府部门基于林权特征出台的政策，并未提升担保贷款规模。2017年原中国银监会等部委联合印发《关于推进林权抵押贷款有关工作的通知》（银监发〔2017〕57号）^②，提出破除阻碍林权抵押贷款发展的制度性因素后，林权抵押贷款余额却从2017年末的800多亿元^③降至2021年一季度末的741亿元。政策大力推动担保品创新，却没有达到预期效果，农村金融陷入“信贷担保品创新困境”。

2008年，中国已初步形成多层次、广覆盖、可持续的农村金融体系^④。农村金融市场已开展多年保证贷款、资产抵押贷款等^⑤，担保品也日益多样化。在此背景下，缓解抵押约束带来的不是担保品从无到有的变化，而是增加了一种可供选择的担保品。各种担保品之间存在竞争关系，竞争力强的担保品更容易被市场接受，竞争力弱的担保品难以单独发挥作用。本文将上述视角提炼为“担保品竞争”视角。担保品竞争，是指在市场上存在多种可选择担保品的情况下，各种担保品信贷风险控制能力存在差异，在市场中相互竞争。已有文献关注到，市场对不同类型担保品存在偏好差异。例如，Calomiris et al.（2017）研究发现，在产权制度不完善的情况下，即便政策将动产加入担保品范畴，金融机构也更愿意接受不动产担保品，而非机器设备等动产担保品。但Aretz et al.（2020）通过分析法国将动产纳入担保品的外生政策事件，发现动产担保品与不动产担保品同样受金融机构欢迎。也有文献研究了农户对农地经营权和农地收益保证两种不同担保品的选择偏好（胡杰和罗剑朝，2020）。本文在已有文献基础上，从担保品竞争视角考察新增担保品如何影响农户信贷。

本文将集体林权制度改革后各地逐步开展林权抵押贷款作为“缓解抵押约束”的典型事件^⑥，运用多时点DID方法，使用国家林业和草原局发展研究中心固定观察点数据，测度缓解林权抵押约束对农户信贷可得性与贷款条件（农户可获得的贷款规模、贷款利率、贷款期限）的影响。本文还将讨论缓解林权抵押约束对农户贷款方式转换的影响，与地区林木资源丰富程度、地方政府林权抵押贷款配套政策对缓解抵押约束政策效果的异质性影响。

^①2021年一季度末涉农贷款余额为40.68万亿元。数据来源：《2021年一季度金融机构贷款投向统计报告》，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4241312/index.html>。

^②参见《中国银监会 国家林业局 国土资源部关于推进林权抵押贷款有关工作的通知》，<https://www.forestry.gov.cn/main/72/content-1065232.html>。

^③数据来源：《进一步为林权抵押贷款解绑释能（解读|全文）》，<http://www.forestry.gov.cn/main/3957/content-1072797.html>。

^④参见《我国初步形成多层次、广覆盖、可持续的农村金融体系》，http://www.gov.cn/zxft/ft154/content_1165900.htm。

^⑤2001年，中国人民银行印发《农村信用合作社农户小额信用贷款管理指导意见》（银发〔2001〕397号），开始推动农户小额信用贷款、农户联保贷款等。资料来源：中国人民银行官方网站，<http://www.pbc.gov.cn/tiaofasi/144941/144959/2818259/index.html>。

^⑥原因是集体林权制度改革开始较早，可以在较长一段时间、较大样本量下观察新增担保品对农户信贷发挥的作用。

本文可能的创新点主要体现在以下三个方面：第一，本文从担保品相互作用的视角分析担保品功能的发挥，将担保品风险控制效果差异引发的竞争关系提炼为“担保品竞争”视角，并将担保品分为强势担保品、弱势担保品和无效担保品，深化担保品有效性的相关讨论。第二，本文揭示林权在担保品竞争中的相对竞争力，并以林权为弱势担保品的代表，考察当新增担保品为弱势担保品时，缓解抵押约束如何影响农户信贷。第三，本文将农户分为无信贷排斥群体和信贷排斥群体，分析担保品对不同群体信贷可得性与贷款条件的差异性影响。这种分类可以更清晰地展示弱势担保品在担保品竞争环境中发挥作用的机制。

二、机理分析与研究假说

政府部门长期致力于缓解抵押约束以提升农户信贷可得性。既往研究对政策效果做了较为充分的讨论，形成三种观点。第一种观点认为，缓解抵押约束提升了农户信贷可得性（李韬和罗剑朝，2015）。第二种观点则认为，缓解抵押约束对解决农户贷款难的问题所发挥的作用有限（张龙耀和杨军，2011；Menkhoff et al., 2012）。第三种比较折中的观点认为，缓解抵押约束对农户信贷的影响与具体的抵押模式相关。例如，汪险生和郭忠兴（2014）将土地承包经营权抵押贷款分为“资产主导型”和“关系主导型”两种模式，认为“资产主导型”抵押贷款模式对规模经营主体发挥一定的作用。曹璨和罗剑朝（2015）将抵押贷款分为“市场主导型”和“政府主导型”两种模式，认为相较于“政府主导型”模式，农户对“市场主导型”贷款的响应更为积极。一个地区实施何种贷款模式，与当地经济发展水平、农村金融市场成熟度、地方政府财政实力等因素有关（黄惠春和徐霁月，2016）。

以上观点不同的原因可能是忽视了农村金融市场上担保品多样化的现实环境。在担保品多样化的背景下，不能仅关注抵押贷款本身的可得性，更要关注农户信贷整体的变化情况。但大多数研究只关注了抵押贷款的可得性，而忽略了新增抵押品对农户其他贷款方式造成的影响。这种局部均衡分析而非全局均衡分析，可能得出片面的结论，甚至提出错误的政策建议（田国强，2021）。因此，在考察抵押对农户信贷可得性的影响时，应将所有贷款方式纳入考察范围。

从这个角度看，缓解抵押约束增加了市场上担保品的可选择范围。信贷市场存在金融供给方和需求方的均衡，在市场新增担保品的情况下，金融机构（银行）出于风险收益考虑，倾向于接受信贷风险控制能力较强的担保品，而不会接受信贷风险控制能力弱的担保品。农户则通过提供信贷风险控制能力较强的担保品或担保品组合，获取正规信贷。即只有信贷风险控制能力较强的担保品或担保品组合可以在市场中发挥作用，信贷风险控制能力较弱的担保品难以单独发挥作用。即使金融机构开发以信贷风险控制能力较弱的担保品单独担保的贷款产品，它们也会设置诸多门槛，以进一步筛选农户客户。担保品能够缓解信息不对称，是金融机构选择客户时最重要的筛选工具之一（何广文等，2016；李庆海等，2020；Stiglitz and Weiss, 1981）。所以，能够通过筛选的是那些有信贷风险控制能力较强的担保品或担保品组合的农户。以上分析可以得出，担保品信贷风险控制能力差异引发的担保品竞争，是影响担保品作用发挥的重要因素。缓解抵押约束是否发挥作用，关键看新增担保品在担保品竞争环境中的相对竞争力。

如前所述，担保品竞争力主要来源于其信贷风险控制能力。根据信贷风险控制能力的不同，本文将新增担保品分为三类：一是强势担保品，即新增担保品与传统担保品相比，信贷风险控制能力更强或者至少不差，具备足够竞争力，能够被市场认可和接受。在农户信贷市场上，新增担保品将替代传统担保品，更好地控制农户信贷风险。所有农户都能够提升信贷可得性。二是无效担保品，即新增担保品完全不具备信贷风险控制能力，那么新增担保品无效，缓解抵押约束对农户信贷完全不发挥作用。三是弱势担保品，即新增担保品有一定竞争力，但与传统担保品相比，信贷风险控制能力不足，难以被金融机构接受。对于没有传统担保品的信贷排斥群体农户，因为缺乏担保品，他们被排斥在正规信贷之外，也亟待通过新增担保品获得正规信贷。但由于新增担保品竞争力不足，难以被金融机构接受，因此这个农户群体仍旧受到信贷排斥。对于拥有传统担保品的农户，他们在缓解抵押约束前可获得信贷服务，不存在信贷排斥，称之为无信贷排斥群体。虽然新增担保品竞争力不足，但可以与传统担保品形成组合，共同提升这个农户群体的信贷可得性。综上所述，新增担保品相对竞争力不同，作用群体不同，如图1所示。

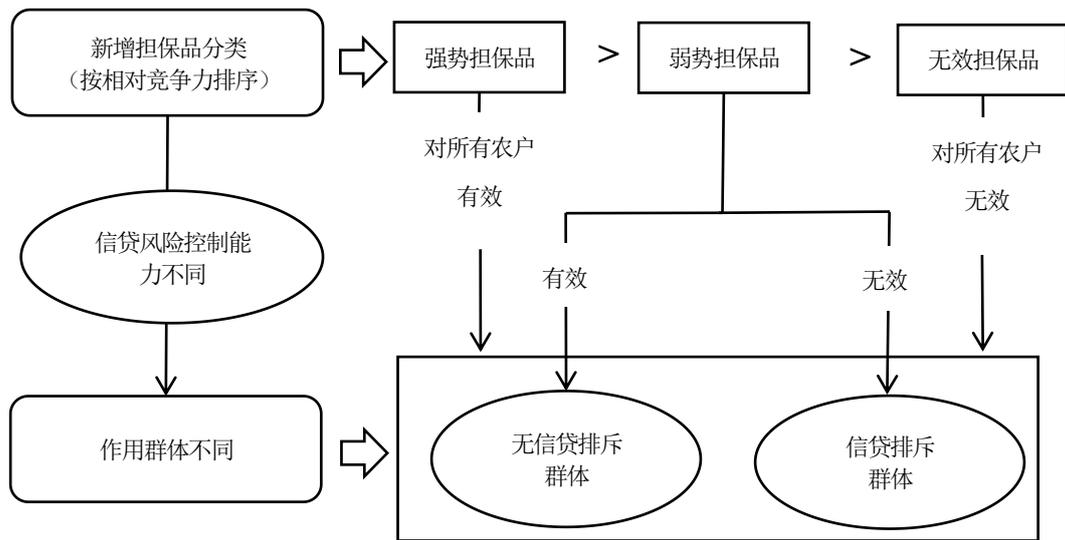


图1 “担保品竞争”视角下新增担保品的作用群体

林权制度改革之后，林权权属明晰、具备市场价值、可交易流转，符合担保品的基本条件，成为一种新增担保品。理论上，以林权为担保品，可以降低农户道德风险。已有研究表明，林权在评估作价（于丽红和兰庆高，2012；贺东航和朱冬亮，2015）、变现处置（范刘珊等，2021）等方面存在较多问题，与城市商品房、车辆等强势担保品相比，林权担保品的信贷风险控制能力不强，相对竞争力较弱。金融机构更偏好传统的强势担保品，而非林权这样的弱势担保品。因此金融机构在开展林权抵押贷款时，为了防控风险，会通过附加其他条件筛选借款人。无信贷排斥群体有传统的强势担保品，信贷风险较低，可以通过金融机构的筛选。林权进一步降低了这个农户群体的信贷风险，提升了他们的信贷可得性。而信贷排斥群体缺乏传统的强势担保品，信贷风险较高，继续受到信贷排斥。综上，缓解林权抵押约束虽然在整体上提升了农户信贷可得性，但由于林权在担保品竞争环境中属于弱势担

保品，林权主要提升无信贷排斥群体的信贷可得性，对信贷排斥群体的影响有限。基于上述分析，本文提出研究假说 H1。

H1：缓解林权抵押约束可以提升农户信贷可得性，但只提升无信贷排斥群体的信贷可得性，无法提升信贷排斥群体的信贷可得性。

贷款条件一般指借款者可获得的贷款规模、贷款利率和贷款期限等贷款合约要素（徐章星和张兵，2020；秦涛等，2022）。如果农户能够获得正规信贷，但贷款额度低、贷款利率过高或者贷款期限过短，导致贷款无法满足农户实际生产或消费需要，甚至会使农户主动退出正规信贷市场（刘西川和程恩江，2009；董晓林等，2016），造成农户正规信贷的自我排斥。如果农户接受了较差的贷款条件，贷款利率高、贷款期限短等压力可能导致农户采取激进的生产策略，扭曲农户投资行为（Stiglitz and Weiss，1981）。因此，有必要对农户贷款条件展开分析。

与信贷可得性类似，缓解抵押约束对贷款条件的影响同样取决于新增担保品的竞争力。当新增担保品为强势担保品时，所有农户可使用新增担保品获得更好的贷款条件。当新增担保品为无效担保品时，金融机构不会接受新增担保品，农户贷款条件不会改变。当新增担保品为弱势担保品时，对于信贷排斥群体，他们仍缺乏金融机构可接受的担保品，因此仍旧受到信贷排斥，其贷款条件不变。对于无信贷排斥群体，在传统担保品的基础上扩大担保品的可选择范围，可以提高可供担保资产的总量，扩大贷款规模，同时可以降低信贷风险，促进贷款利率下降，延长贷款期限。因此，整体上看，弱势担保品可以改善农户贷款条件，但主要改善无信贷排斥群体的贷款条件，对信贷排斥群体的影响有限。林权作为新增的弱势担保品，发挥的正是这种差异性作用。基于上述分析，本文提出研究假说 H2。

H2：缓解林权抵押约束可以改善农户贷款条件，但只改善无信贷排斥群体的贷款条件，没有改善信贷排斥群体的贷款条件。

三、研究设计

（一）数据来源

本文调查数据来源于 2007—2019 年国家林业和草原局发展研究中心对固定观察点的追踪调查。调查区域包括山东、河南、辽宁、四川、浙江、福建、湖南、江西、广西等 9 个省（区）的 18 个案例县（市、区），分别是临沂市蒙阴县、烟台市莱州市、漯河市舞阳县、信阳市浉河区、抚顺市清原满族自治县、本溪市本溪满族自治县、内江市威远县、眉山市丹棱县、丽水市遂昌县、湖州市德清县、南平市顺昌县、三明市沙县区、岳阳市平江县、怀化市洪江市、宜春市铜鼓县、吉安市遂川县、百色市平果市、河池市环江毛南族自治县。

调查采取分层抽样技术。首先，宏观层面样本县的选择考虑以下因素：一是地域分布。调查区域涵盖东部地区 3 省 6 县、中部地区 3 省 6 县、西部地区 2 省 4 县、东北地区 1 省 2 县。二是社会经济发展水平。调查区域中既有国家级与省级贫困县，也有经济发展较好的区县。三是森林资源分布状况。调查区域覆盖东北林区（辽宁）、西南林区（四川）、平原林区（山东、河南）和南方林区（其他省份）。调查同时考虑不同林种的独特性，如浉河区和蒙阴县侧重发展经济林种，沙县区和顺昌县侧重

发展用材林，莱州市和环江毛南族自治县则侧重发展防护林。宏观层面上看，调查区域覆盖全面，样本具有较好的代表性。其次，在每个样本县选择3个代表性乡镇作为样本镇，在每个样本镇选择3个代表性行政村作为样本村。最后，在每个村随机抽取15个样本农户，开展追踪调查。

考虑到跨期数据的可比性，本研究剔除问卷信息不全或者前后矛盾的样本，最终共得到144个村级单位内1122个农户连续13年的14586条平衡面板数据。除此以外，本文还使用了县域宏观经济数据（地区生产总值、户籍人口数、第一产业增加值），数据来源于《中国县域统计年鉴》（2008—2020年，历年）。本文使用的森林面积数据来自国家统计局网站。

（二）模型设定和变量定义

本文使用适用于政策效果评估的DID模型测度缓解林权抵押约束对农户信贷的影响，由于样本县开办林权抵押贷款时间并不一致，因此本文使用多时点DID模型。

模型形式设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Col_{it} + \alpha X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中：被解释变量 Y_{it} 为农户正规信贷情况，包括信贷可得性（是否获得正规信贷）、林权抵押贷款可得性和贷款条件（农户可获得的贷款规模、贷款利率、贷款期限）。 Col_{it} 为缓解林权抵押约束，是核心解释变量。如果第 i 个农户所在县第 t 年开办林权抵押贷款，则 $Col_{it}=1$ ，否则 $Col_{it}=0$ 。 X_{it} 为控制变量， α_0 为常数项， γ_t 代表时间固定效应， μ_i 代表农户个体固定效应， ε_i 为随机扰动项。 α_1 、 α 为待估计系数，其中 α_1 反映了缓解林权抵押约束对农户信贷影响的净效应。

本文借鉴王修华和谭开通（2012）的研究思路，将缓解林权抵押约束之前获得过非正规借款但从未获得过正规信贷的农户归类为信贷排斥群体，共计167个农户，占比为14.9%，其他农户为无信贷排斥群体，占比为85.1%。本文对两类群体分组回归，以考察缓解林权抵押约束对两类群体正规信贷情况的不同作用。

农户贷款条件需要通过计算得到。实际获得贷款农户的贷款条件比较容易识别，就是其实际贷款规模、贷款利率和贷款期限。如果农户当年获得多笔贷款，借鉴刘西川等（2014）的做法，以农户当年最大一笔贷款的贷款规模、贷款利率、贷款期限为准。但如果农户当年没有获得贷款，简单地将没有获得贷款农户的贷款条件记为0，可能导致识别偏误。因此，本文借鉴余海跃和康书隆（2020）以城市—行业层面的企业平均债务利息率作为企业融资成本度量指标的做法，以某年度村级层面获得贷款群体的平均贷款条件作为该村没有实际获得贷款的无信贷排斥群体的贷款条件。如果某年度村级层面没有贷款数据，则以当年度该县获得贷款群体的平均贷款条件为准。对于信贷排斥群体来说，其可获得的贷款规模为0，贷款利率假定为当年度农户所在村获得贷款样本的最高贷款利率，贷款期限假定为当年度农户所在村获得贷款样本的最短贷款期限。一旦信贷排斥群体获得贷款，则其后续贷款条件均为最近一次获得贷款的实际贷款规模、贷款利率和贷款期限。据此，农户贷款条件的计算方法如表1所示。

农户群体	二级分类	贷款规模	贷款利率	贷款期限
无信贷排斥群体	实际获得贷款	实际贷款规模	实际贷款利率	实际贷款期限
	无信贷需求	同村当年获得贷款群体的平均贷款规模	同村当年获得贷款群体的平均贷款利率	同村当年获得贷款群体的平均贷款期限
信贷排斥群体	获得贷款前	0	同村当年获得贷款群体的最高贷款利率	同村当年获得贷款群体的最短贷款期限
	获得贷款后	实际贷款规模	实际贷款利率	实际贷款期限

注：通过计算得来的贷款条件均基于村级数据计算得到，如果村级当年无信贷数据，则基于县级数据计算得到。

借鉴 Bruhn and Love (2014) 的思路，本文通过观察农户贷款方式的转换，进一步分析担保品竞争环境下缓解林权抵押约束发挥作用的机制。具体来讲，根据缓解林权抵押约束前最后一笔贷款的担保方式，本文将无信贷排斥群体分为4类：其他资产抵押贷款群体（除林权外的资产抵押，如房产、车辆等）、保证贷款群体、信用贷款群体和无信贷需求群体^①。其中，其他资产抵押贷款群体和保证贷款群体属于有强势担保品的贷款群体，信用贷款群体和无信贷需求群体不确定是否有强势担保品。本文针对这4类群体，将交乘项引入回归模型，考察缓解林权抵押约束后不同农户群体贷款方式的变化。模型形式设定如下：

$$Y_{it}^k = \beta_0^{kj} + \beta_1^{kj} Col_{it} + \beta_2^{kj} Mode_j + \beta_3^{kj} Col_{it} \times Mode_j + \beta X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中： $Mode_j$ 为“0-1”虚拟变量，表示农户群体分类。 $j=1$ ，表示其他资产抵押贷款群体； $j=2$ ，表示保证贷款群体； $j=3$ ，表示信用贷款群体； $j=4$ ，表示无信贷需求群体。 Y_{it}^k 表示缓解林权抵押约束后第 i 个农户在第 t 年的信贷方式可得性。 $k=1$ ，表示林权抵押贷款可得性； $k=2$ ，表示其他资产抵押贷款可得性； $k=3$ ，表示保证贷款可得性； $k=4$ ，表示信用贷款可得性。同时，本文在整体上考察信贷可得性（ $k=5$ ）的变化。

根据 k 和 j 的不同取值，对样本分别开展回归。 β_0^{kj} 为常数项， β_1^{kj} 、 β_2^{kj} 、 β_3^{kj} 、 β 为待估计系数，其他代码含义与 (1) 式中相同。 β_3^{kj} 是关键系数，反映缓解林权抵押约束后某类农户群体贷款方式的转变。例如，当 $k=1$ 且 $j=1$ 时， β_3^{kj} 指缓解林权抵押约束后，其他资产抵押贷款群体获得林权抵押贷款的概率。

最后，在担保品竞争环境下，担保品是否能够发挥作用取决于它的竞争力，即信贷风险控制能力。林权的信贷风险控制能力和地区自然资源禀赋有关，也与地方政府配套政策相关（王强强等，2021）。

^①林权抵押贷款实际上包括林权抵押贷款、林权质押贷款，一般情况下都简称为“林权抵押贷款”，本文亦如此。另外，由于对固定观察点农户只调查了最主要的贷款方式，因此组合担保不在本文考虑范围内。贷款分类见《农户贷款管理办法》“第十五条 贷款种类。按信用形式分类，农户贷款分为信用贷款、保证贷款、抵押贷款、质押贷款，以及组合担保方式贷款”。资料来源：《中国银监会关于印发〈农户贷款管理办法〉的通知》，http://www.gov.cn/gzdt/2012-10/19/content_2247555.htm。

地方政府有促进地方金融发展的原动力,缓解抵押约束尤其依赖地方政府的支持(何婧和雷梦娇,2021)。如果地方政府出台相应的配套政策,加强林权的信贷风险控制能力,可以提升政策效果。实践中,地方政府采取的配套政策有以下3类^①:一是设立风险处置基金。风险处置基金一般由县财政按县林权抵押贷款余额的一定比例出资,用于专项补偿银行林权抵押贷款业务的不良贷款。例如,浙江遂昌县(2015年)、四川威远县(2017年)等地采取这种政策措施。二是设立林权收储机构。林权收储机构往往在贷款前为农户林权抵押贷款提供担保,农户则以其林权向林权收储机构作为反担保。例如,福建沙县区(2015年)、福建顺昌县(2015年)、湖南洪江市(2015年)、四川威远县(2017年)等地设立了林权收储机构。三是设立林权交易所,促进林权流转。抵押品处置风险是林权抵押贷款的重要风险,林权交易所提供了林权流转市场。虽然这不是地方政府对林权抵押贷款风险的分担,但也有可能增强林权的信贷风险控制能力,提升林权在担保品竞争环境中的竞争力。综上,本文考察地区林木资源丰富程度和地方政府林权抵押贷款配套政策(是否设立风险处置基金、是否设立林权收储机构、是否设立林权交易所)对农户信贷可得性和贷款条件的异质性影响。模型形式设定如下:

$$Y_{it} = \chi_0 + \chi_1 Col_{it} + \chi_2 hete_{it}^m + \chi_3 Col_{it} \times hete_{it}^m + \chi X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3)式中: $hete_{it}^m$ 为异质性变量,表示第*i*个农户所在地区第*t*年的相关情况。 $m=1$,表示地区林木资源丰富程度; $m=2$,表示是否设立风险处置基金; $m=3$,表示是否设立林权收储机构; $m=4$,表示是否设立林权交易所。异质性变量均为“0—1”虚拟变量。其中,地区林木资源丰富程度的计算方式为:如果农户所在省份人均森林面积在全国平均水平之上,则归为林木资源相对丰富地区, $hete_{it}^1=1$;反之,则归为林木资源相对不丰富地区, $hete_{it}^1=0$ 。森林面积数据以2014—2018年第9次全国森林资源清查数据为准^②。 χ_0 为常数项, χ_1 、 χ_2 、 χ_3 、 χ 为待估计系数,其他代码含义与(1)式中相同。

以上模型中的控制变量相同,包括户主特征、家庭特征、土地特征和县域特征4方面变量:一是户主特征。包括户主的年龄、性别、受教育年限。户主越年轻,投资意愿与风险承受能力较强,生活压力也相对较大,倾向于申请贷款(李韬和罗剑朝,2015)。相对于女性,男性开拓思维能力和判断信贷需求的能力通常更强,申请到贷款的可能性更大。户主受教育年限会影响农户信贷需求、农户收入和还款能力,可能影响农户的信贷可得性(王修华和赵亚雄,2020)。二是家庭特征。包括农户家庭农业收入、非农收入、家庭人口数、非正规借款额。农户家庭收入是影响农户信贷的重要因素,但农业收入和非农收入对农户信贷影响的研究存在观点分歧(肖轶等,2012;黄惠春,2014),故本文

^①相关资料来源于各地林权抵押贷款管理办法、各地关于林权抵押贷款的新闻报道等公开资料。例如,威远县相关资料可见《威远县林权抵押融资风险补偿基金管理暂行办法》《威远县森林资源资产收储管理暂行办法》等。资料来源:《威远县人民政府办公室关于印发〈威远县经济林木(果)权证登记管理暂行办法〉等8个管理办法的通知》, <https://www.weiyuan.gov.cn/wyx/zfbwj/201708/6f2734bc727d4a098557213a0137eb39.shtml>。

^②数据来源:国家统计局, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。国家森林资源清查数据公布数据以省级为单位,从调查反映情况看,同省内森林资源情况比较类似。

同时控制农业收入和非农收入。家庭人口数虽然可能对农户信贷需求产生不利影响，但可以提升农户信贷可得性（李庆海等，2018）。非正规金融影响农户正规信贷可得性，关于非正规信贷与正规信贷之间的关系存在互补关系（张兵和张宁，2012；刘西川等，2014）、替代关系（Kochar，1997）等不同观点，本文控制非正规借款额变量。三是土地特征。包括耕地面积、商品林面积、生态林面积、转入林地。耕地面积越大，越有利于农业经营规模化和专业化，农户信贷需求越旺盛（李韬和罗剑朝，2015；张兵和张宁，2012）。本文重点关注林权抵押贷款，商品林和生态林功能属性不同，经营特征不同，对农户信贷的影响显然不能一概而论，因此本文分别控制商品林面积和生态林面积。转入土地对农户信贷需求、信贷约束、信贷满意度产生重要影响（路晓蒙和吴雨，2021），本文控制转入林地。四是县域特征。包括人均地区生产总值、第一产业占比。既往研究表明，农户家庭所在地区经济发展水平和产业结构对农户信贷有重要影响。本文借鉴王修华和赵亚雄（2020）的研究思路，控制人均地区生产总值和第一产业占比。

变量定义与描述性统计详见表 2，其中贷款规模、贷款利率、贷款期限按照表 1 贷款条件计算方法得到。

表 2 变量定义与描述性统计

变量分类	变量名称	变量含义、赋值和单位	均值	标准差
被解释变量	信贷可得性	是否获得正规信贷：是=1，否=0	0.04	0.18
	林权抵押贷款可得性	是否获得林权抵押贷款：是=1，否=0	0.01	0.08
	贷款规模	农户可获得的贷款规模（万元）	4.58	7.25
	贷款利率	农户可获得的贷款利率（%）	5.98	2.13
	贷款期限	农户可获得的贷款期限（年）	1.55	1.75
核心解释变量	缓解林权抵押约束	县当年是否开展林权抵押贷款：是=1，否=0	0.70	0.46
户主特征	年龄	户主年龄（岁）	54.56	11.12
	性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.97	0.18
	受教育年限	户主受教育年限（年）	7.31	2.96
家庭特征	农业收入	农户家庭农业收入（万元）	1.04	5.54
	非农收入	农户家庭非农收入（万元）	2.11	3.78
	家庭人口数	农户家庭人口数（人）	3.61	1.59
	非正规借款额	农户当年非正规借款规模（万元）	0.21	1.71
土地特征	耕地面积	农户家庭承包耕地面积（亩）	4.74	6.53
	商品林面积	农户家庭承包商品林面积（亩）	23.33	57.57
	生态林面积	农户家庭承包生态林面积（亩）	10.69	36.15
	转入林地	是否转入林地：是=1，否=0	0.01	0.08
县域特征	人均地区生产总值	县人均地区生产总值（万元）	3.38	2.41
	第一产业占比	县第一产业增加值/地区生产总值	0.47	0.19

由表 2 可知，样本中获得正规信贷的农户约占样本总体的 4%，获得林权抵押贷款的农户约占样本总体的 1%。从贷款条件来看，平均可获得的贷款期限较短，仅为 1.55 年。从户主特征来看，户主

的平均年龄为 54.56 岁，平均受教育年限仅为 7.31 年，整体受教育水平不高。从家庭特征来看，家庭平均年农业收入为 1.04 万元，平均年非农收入为 2.11 万元，说明非农收入是农户主要收入来源。家庭平均非正规借款额为 0.21 万元，规模较小。从土地特征来看，家庭平均承包耕地规模为 4.74 亩，平均承包林地规模为 34.02 亩，其中商品林 23.33 亩、生态林 10.69 亩，说明样本地区林业在农业生产中占比较大。仅有 1% 的农户家庭在样本期间内有过转入林地的行为，说明林地流转市场不活跃。从县域特征各项指标的标准差来看，各县宏观经济特征存在一定差异，表明样本具有较好的代表性。

表 3 统计了实际获得贷款农户样本的贷款条件。可以看出，不论是信贷可得性还是贷款条件，无信贷排斥群体均优于信贷排斥群体。按照担保方式分类的对比结果显示，样本农户获得信用贷款数量最多，林权抵押贷款次之，其他资产抵押贷款和保证贷款相对较少。从贷款条件看，林权抵押贷款和其他资产抵押贷款的平均贷款规模较大、平均贷款期限较长，林权抵押贷款和信用贷款的平均贷款利率较低，而保证贷款的贷款条件较差。总的来说，农户通过抵押贷款的贷款条件优于信用贷款和保证贷款。

表 3 实际获得贷款样本的贷款条件对比

分类方式	分组	观测值数	平均贷款规模 (万元)	平均贷款利率 (%)	平均贷款期限(年)
按群体分类	无信贷排斥群体	450	6.29	5.59	1.82
	信贷排斥群体	51	5.21	10.89	1.62
按担保方式分类	林权抵押贷款	103	10.25	5.96	1.99
	其他资产抵押贷款	73	13.47	6.58	2.51
	保证贷款	62	6.45	6.23	1.61
	信用贷款	263	5.54	6.04	1.57
全样本		501	6.18	6.13	1.80

四、模型估计结果与分析

(一) 林权抵押对农户信贷可得性的影响

表 4 展示了缓解林权抵押约束对农户信贷可得性影响的回归结果。表 4 (1) 列和 (2) 列显示，缓解林权抵押约束显著提升了农户信贷可得性和林权抵押贷款可得性。(3) 列和 (4) 列显示，缓解林权抵押约束同样提升了无信贷排斥群体的信贷可得性和林权抵押贷款可得性。但 (5) 列和 (6) 列显示，缓解林权抵押约束不影响信贷排斥群体的信贷可得性和林权抵押贷款可得性。假说 H1 得以验证。缓解林权抵押约束对两类群体（无信贷排斥群体和信贷排斥群体）信贷可得性的影响展现出差异性结果，这种差异性结果说明，林权抵押难以缓解农户信贷排斥问题。因此，缓解林权抵押约束之后，能够从金融机构获得信贷的往往是原本就能获得信贷的无信贷排斥群体，而信贷排斥群体仍旧受到信贷排斥。

表 4 林权抵押对农户信贷可得性影响的模型估计结果

	全样本		无信贷排斥群体		信贷排斥群体	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	信贷可得性	林权抵押贷款可得性	信贷可得性	林权抵押贷款可得性	信贷可得性	林权抵押贷款可得性
缓解林权抵押约束	0.0167*** (0.0049)	0.0058** (0.0027)	0.0158*** (0.0058)	0.0051* (0.0027)	0.0087 (0.0091)	0.0073 (0.0059)
年龄	-0.0006 (0.0004)	-0.0002 (0.0003)	-0.0007** (0.0003)	-0.0002 (0.0001)	-0.0000 (0.0010)	0.0005 (0.0004)
性别	0.0067 (0.0143)	-0.0032 (0.0076)	0.0035 (0.0174)	-0.0044 (0.0082)	-0.0127 (0.0594)	-0.0406 (0.0532)
受教育年限	0.0019** (0.0009)	0.0010* (0.0005)	0.0018* (0.0009)	0.0009** (0.0004)	0.0007 (0.0014)	0.0003 (0.0006)
农业收入	0.0002 (0.0004)	0.0000 (0.0002)	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0004)	0.0016 (0.0015)	0.0008 (0.0008)
非农收入	0.0019* (0.0010)	0.0013** (0.0005)	0.0020*** (0.0006)	0.0014*** (0.0003)	0.0080* (0.0040)	-0.0001 (0.0005)
家庭人口数	0.0040** (0.0016)	0.0003 (0.0008)	0.0030* (0.0016)	0.0002 (0.0007)	0.0076** (0.0041)	-0.0005 (0.0010)
非正规借款额	-0.0050*** (0.0009)	-0.0010*** (0.0004)	-0.0051*** (0.0011)	-0.0011*** (0.0005)	0.0163*** (0.0036)	0.0015 (0.0011)
耕地面积	0.0003 (0.0005)	0.0000 (0.0001)	0.0002 (0.0003)	0.0001 (0.0002)	0.0011 (0.0010)	0.0004 (0.0004)
商品林面积	0.0003*** (0.0001)	0.0001 (0.0000)	0.0003*** (0.0000)	0.0000** (0.0000)	0.0002 (0.0002)	0.0001 (0.0000)
生态林面积	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	-0.0003** (0.0001)	0.0000 (0.0000)
转入林地	0.0444 (0.0288)	0.0080 (0.0156)	0.0290 (0.0212)	-0.0037 (0.0099)	0.0647 (0.0761)	0.0001 (0.0026)
人均地区生产总值	-0.0003 (0.0016)	0.0006 (0.0009)	-0.0008 (0.0017)	0.0007 (0.0008)	0.0051 (0.0078)	0.0030* (0.0016)
第一产业占比	-0.0201 (0.0208)	0.0082 (0.0103)	-0.0062 (0.0237)	0.0104 (0.0111)	-0.0495 (0.0890)	-0.0192 (0.0154)
常数项	-6.5630*** (2.1740)	0.0450 (1.0900)	-5.2500*** (1.9960)	-0.1400 (0.9370)	-0.0276 (0.0696)	0.0128 (0.0363)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14586	14586	12415	12415	2171	2171

(续表 4)

R ²	0.016	0.007	0.014	0.008	0.145	0.033
----------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。

此外，表 4（1）列和（2）列显示，受教育年限、非农收入、商品林面积对信贷可得性和林权抵押贷款可得性有显著正向影响，家庭人口数对信贷可得性有显著正向影响。非正规借款额对信贷可得性和林权抵押贷款可得性均有显著负向影响，支持了非正规借贷与正规信贷之间存在替代关系的观点（Kochar, 1997）。有趣的是，对于信贷排斥群体，与全样本和无信贷排斥群体相反，非正规借款额对信贷可得性有显著正向影响，支持了非正规借贷对正规信贷之间存在互补关系的观点（张兵和张宁，2012；刘西川等，2014）。可能的原因是，在农村熟人社会背景下，农户非正规借款额越大，越受到他人监督，可以降低其正规信贷的违约概率。尤其是对于缺乏担保品的信贷排斥群体，非正规金融是对担保品的替代（张兵和张宁，2012）。非正规借款额越大，信贷可得性越高。但是对于无信贷排斥群体，他们可以直接使用担保品获取正规信贷，非正规借款额并不发挥对担保品的替代作用。因此，对于有无担保品的不同农户群体，非正规借款额对其信贷可得性的影响不同。

（二）林权抵押对农户贷款条件的影响

表 5 展示了缓解林权抵押约束对农户贷款条件影响的回归结果。（1）～（3）列显示，缓解林权抵押约束改善了农户的贷款条件，使得农户能够从银行多获得 0.94 万元的贷款，贷款利率下降 0.44 个百分点，贷款期限延长 0.4 年（约 5 个月）。（4）～（9）列显示，缓解林权抵押约束主要影响无信贷排斥群体，改善他们的贷款条件，但没有改善信贷排斥群体的贷款条件。假说 H2 得以验证。

表 5 林权抵押对农户贷款条件影响的模型估计结果

	全样本			无信贷排斥群体			信贷排斥群体		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	贷款 规模	贷款 利率	贷款 期限	贷款 规模	贷款 利率	贷款 期限	贷款 规模	贷款 利率	贷款 期限
缓解林权抵押 约束	0.939*** (0.256)	-0.442*** (0.042)	0.404*** (0.051)	0.774*** (0.277)	-0.754*** (0.027)	0.579*** (0.052)	0.192 (0.645)	0.651 (0.383)	0.013 (0.111)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14586	14586	14586	12415	12415	12415	2171	2171	2171
R ²	0.175	0.145	0.282	0.179	0.299	0.332	0.210	0.254	0.260

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量与表 4 一致。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验。使用 DID 方法的前提条件是在实行政策冲击之前，各组别必须具备可比性。即如果没有政策冲击，样本农户信贷的发展趋势应该类似。样本县开展林权抵押贷款的时间并不一致，

借鉴 Beck et al. (2010)、Giroud (2013) 等的做法，本文设置政策前后年份虚拟变量，将年份与缓解林权抵押约束相乘作为交乘项加入模型。模型形式设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{-4}^7 \beta_i T_{it} \times Col_{it} + \alpha X_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

(4) 式中： T_{it} 是年份虚拟变量，当年取值为 1，其他年份取值为 0^①。 β_i 是关键参数，代表实施政策前 4 年至实施政策后 7 年之间，缓解林权抵押约束对农户信贷的影响程度。其他代码含义与 (1) 式中相同。如果政策冲击前变量不显著而政策冲击后变量显著，则平行趋势假设成立，反之则不成立。而且，通过观察 β_i 的相对大小可以看出缓解林权抵押约束的动态效应。

图 2 展示了以信贷可得性为被解释变量的系数 β_i 及其 90% 置信区间的动态变化^②，可以直观地得到两个结论：一是在政策实施前，变量并不显著异于 0，政策实施之后，变量显著异于 0，验证了平行趋势假设，说明本文运用 DID 方法是合适的。二是随着时间推移，缓解林权抵押约束提升农户信贷可得性的效应有增加趋势，说明缓解林权抵押约束具有长期效应。这可能是地方政府逐步施行林权抵押贷款相关配套政策措施，提升林权竞争力的结果。

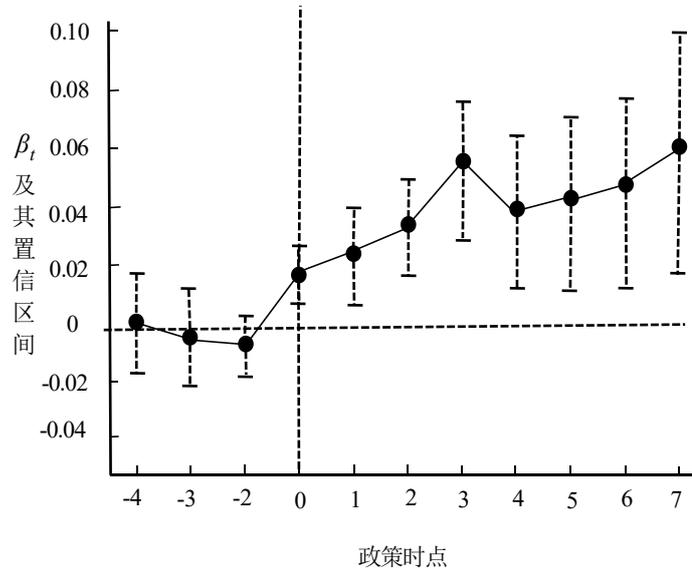


图 2 以信贷可得性为被解释变量的平行趋势检验图

2. 安慰剂检验。除了缓解林权抵押约束以外，可能还存在其他不可观测因素对农户信贷产生影响。本文将各县开展林权抵押贷款的时间假定提前 3 年^③做安慰剂检验，如果政策变量显著且系数方向为正，说明存在其他因素影响农户信贷，而不是缓解林权抵押约束。安慰剂检验的回归结果如表 6、表 7 所示，结果表明，前文研究结果具有稳健性。

^①政策前一期 ($T_{it} = -1$) 作为各期比较的基准，不加入模型。

^②以贷款条件为被解释变量的平行趋势检验也通过，受篇幅所限，检验结果从略。

^③提前 3 年的原因是，样本县开展林权抵押贷款在 2011 年左右，而本文数据从 2007 年开始，如果提前时间太长，将不满足 DID 方法的识别要求。如果提前时间太短，不能很好地体现“反事实”。

表 6 林权抵押对农户信贷可得性的影响：安慰剂检验回归结果

	全样本		无信贷排斥群体		信贷排斥群体	
	信贷可得性	林权抵押贷款 可得性	信贷可得性	林权抵押贷款 可得性	信贷可得性	林权抵押贷款 可得性
缓解林权抵押 约束	0.0035 (0.0070)	0.0025 (0.0029)	0.0116 (0.0085)	0.0002 (0.0011)	0.0040 (0.0044)	-0.0004 (0.0005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14586	14586	12415	12415	2171	2171
R ²	0.039	0.013	0.039	0.013	0.076	0.030

注：①括号中为稳健标准误。②控制变量与表 4 一致。

表 7 林权抵押对农户贷款条件的影响：安慰剂检验回归结果

	全样本			无信贷排斥群体			信贷排斥群体		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	贷款 规模	贷款 利率	贷款 期限	贷款 规模	贷款 利率	贷款 期限	贷款 规模	贷款 利率	贷款 期限
缓解林权抵押 约束	0.116 (0.372)	0.044 (0.046)	-0.022** (0.010)	-0.483 (1.679)	0.032 (0.041)	-0.036* (0.152)	2.569 (2.182)	0.001 (0.010)	-0.040 (0.027)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14586	14586	14586	12415	12415	12415	2171	2171	2171
R ²	0.174	0.031	0.017	0.252	0.012	0.169	0.230	0.060	0.036

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量与表 4 一致。

五、进一步分析

(一) 林权抵押对农户贷款方式转换的影响

表 8 展示了缓解林权抵押约束对农户贷款方式转换影响的模型估计结果。表中的值为交乘项系数 β_3^{kj} 的回归结果。例如，缓解林权抵押约束之前获得过其他资产抵押贷款的农户群体 ($j=1$)，在缓解林权抵押约束之后，相对更容易获得林权抵押贷款 ($k=1$)，且该结果在 1%统计水平上显著。以此类推。

表 8 林权抵押对农户贷款方式转换影响的模型估计结果

	林权抵押贷款 可得性 ($k=1$)	其他资产抵押贷款 可得性 ($k=2$)	保证贷款 可得性 ($k=3$)	信用贷款 可得性 ($k=4$)	信贷可得性 ($k=5$)
其他资产抵押贷款 群体 ($j=1$)	0.3680*** (0.0676)	0.1260 (0.1180)	0.0023 (0.0079)	0.0277*** (0.0086)	0.2150*** (0.0732)
保证贷款群体 ($j=2$)	0.2240*** (0.0698)	0.0218 (0.0233)	0.0524 (0.0601)	0.0196 (0.0380)	0.2150** (0.0924)
信用贷款群体 ($j=3$)	-0.0020 (0.0141)	0.0141 (0.0156)	0.0210 (0.0162)	-0.0491 (0.0310)	-0.0068 (0.0375)
无信贷需求群体 ($j=4$)	0.0015 (0.0035)	0.0071** (0.0046)	-0.0020 (0.0031)	0.0144** (0.0059)	0.0274*** (0.0075)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量与表 4 一致，囿于篇幅，各回归的观测值数和 R^2 未展示。

根据表 8，本文主要发现如下：一是除信用贷款群体以外的其他群体的信贷可得性都有所提升，这可能是由于林权属于弱势担保品，主要在强势担保品降低农户信贷风险的基础上，进一步控制信贷风险，而不能替代强势担保品。其他群体有强势担保品，因此其信贷可得性提升。而信用贷款群体缺乏可与林权相互补充的强势担保品，因此缓解林权抵押约束未提升他们的信贷可得性。二是其他资产抵押贷款群体和保证贷款群体的林权抵押贷款可得性有所提升。其他资产抵押贷款群体的信用贷款可得性也显著提升。这说明缓解林权抵押约束对这两类农户产生作用。但本文并没有观察到这两类农户原有信贷方式的显著减少，这进一步说明林权抵押贷款可得性的提升，并不是林权抵押替代原有担保方式的结果，而是由于林权作为弱势担保品，发挥对强势担保品的补充作用，与强势担保品共同发挥作用。三是无信贷需求群体的其他资产抵押贷款可得性和信用贷款可得性显著提升，而林权抵押贷款可得性并无显著提升。这说明，对于这部分群体，当出现信贷需求时，即使缓解林权抵押约束，林权抵押贷款也不是第一选择。这再次说明林权作为弱势担保品，发挥的是补充作用，而不能直接替代强势担保品。以上发现佐证了担保品竞争环境下，缓解林权抵押约束对无信贷排斥群体和信贷排斥群体信贷可得性产生差异性影响。

(二) 异质性分析

1.地区林木资源丰富程度的异质性影响。地区资源禀赋（黄惠春和徐霁月，2016）、外部治理环境（吴一恒等，2020）影响抵押品的有效性。对于林权抵押贷款来说，地区林木资源丰富程度是最重要的外部因素之一。如果地区林木资源较为丰富，林业在当地较为重要，可能提升林权的相对竞争力，缓解林权抵押约束的政策效果可能更好。表 9 中的 A 组展示了（3）式中以地区林木资源丰富程度为异质性变量的回归结果。结果显示，缓解林权抵押约束与地区林木资源丰富程度的交乘项对信贷可得

性、林权抵押贷款可得性、贷款规模、贷款期限均有显著正向影响，说明地区林木资源丰富提升了缓解林权抵押约束的政策效果。而且，加入交乘项之后，缓解林权抵押约束对林权抵押贷款可得性的影响变为显著的负向影响，且对贷款规模的影响不再显著，说明在林木资源相对不丰富的地区，林权抵押贷款的开展比较困难，进一步说明了地区林木资源丰富程度的重要作用。

2.地方政府林权抵押贷款配套政策的异质性影响。本文通过(3)式考察地方政府设立风险处置基金、设立林权收储机构和设立林权交易所政策是否促进缓解林权抵押约束对农户信贷的影响，回归结果分别见表9中的B组、C组和D组。地方政府设立风险处置基金与设立林权收储机构的政策十分有效，显著提升缓解林权抵押约束的政策效果，即提升了农户信贷可得性和林权抵押贷款可得性，改善农户贷款条件。但地方政府设立林权交易所的政策未对缓解林权抵押约束的政策效果产生显著影响。这有可能是因为林权交易所只是提供了林权流转市场，但林权流转不活跃，一旦发生林权抵押贷款坏账，金融机构无法通过林权交易所处置林权，即难以通过处置抵押品减少损失，设立林权交易所未降低林权抵押贷款风险。综上，地方政府采取合适的林权抵押贷款配套政策措施可以提升缓解林权抵押约束的政策效果。

表9 异质性分析的模型估计结果

	信贷可得性	林权抵押贷款可得性	贷款规模	贷款利率	贷款期限
A组：地区林木资源丰富程度 ($m=1$)					
缓解林权抵押约束	0.0110*	-0.0070**	-0.2850	-0.3920***	0.3340***
	(0.0065)	(0.0032)	(0.3260)	(0.0558)	(0.0607)
缓解林权抵押约束 × 地区林木资源丰富程度	0.0122*	0.0076***	2.4290***	-0.0992	0.1400***
	(0.0064)	(0.0029)	(0.2560)	(0.0639)	(0.0517)
B组：风险处置基金 ($m=2$)					
缓解林权抵押约束	0.0208***	0.0091***	2.7250***	-0.1850***	0.1476***
	(0.0049)	(0.0026)	(0.2170)	(0.0365)	(0.0410)
缓解林权抵押约束 × 是否设立风险处置基金	0.0418**	0.0332***	2.9791***	-0.2050***	0.3371***
	(0.0168)	(0.0118)	(1.0403)	(0.0965)	(0.1040)
C组：林权收储机构 ($m=3$)					
缓解林权抵押约束	0.0168***	0.0020*	0.9270***	-0.4410***	0.3980***
	(0.0061)	(0.0012)	(0.2560)	(0.0420)	(0.0498)
缓解林权抵押约束 × 是否设立林权收储机构	0.0275**	0.0140*	0.8380**	-0.1972**	0.4980***
	(0.0117)	(0.0080)	(0.3500)	(0.0960)	(0.0938)
D组：林权交易所 ($m=4$)					
缓解林权抵押约束	0.0169***	0.0040*	0.8820***	-0.4260***	0.4040***
	(0.0063)	(0.0023)	(0.2630)	(0.0406)	(0.0491)
缓解林权抵押约束 × 是否设立林权交易所	0.0006	0.0023	0.1830	-0.0499	0.0016
	(0.0070)	(0.0042)	(0.2680)	(0.0604)	(0.0777)

(续表 9)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量与表 4 一致，囿于篇幅，各回归的观测值数和 R² 未展示。

六、结论与讨论

政府部门着力通过拓宽担保品范围解决农户贷款难的问题，但担保品创新在农村地区的实践效果却充满争议。本文认为，在农村金融市场担保品多样化的新背景下，“担保品竞争”是影响担保品作用发挥的重要因素。因此，本文基于担保品竞争视角，以林权制度改革后各地逐步开展林权抵押贷款作为“缓解抵押约束”的典型事件，考察缓解林权抵押约束对农户信贷可得性和贷款条件的影响。

本文研究结果表明：新增担保品在担保品竞争环境中的相对竞争力是影响其作用发挥的重要因素。在担保品竞争环境中，林权属于弱势担保品，虽然缓解林权抵押约束可以在整体上提升农户的信贷可得性，改善农户的贷款条件，但它主要影响的是无信贷排斥群体，对信贷排斥群体影响有限。这是因为，作为弱势担保品，林权发挥对强势担保品的补充作用，降低无信贷排斥群体的信贷风险。而信贷排斥群体缺乏强势担保品，林权无法单独发挥作用，缓解林权抵押约束对其无效。进一步分析表明，缓解林权抵押约束对其他资产抵押贷款群体和保证贷款群体有效，佐证了以上结论。本文还发现，地区林木资源丰富、地方政府设立风险处置基金或设立林权收储机构，可以提升缓解林权抵押约束的政策效果。

本文的研究结论有助于提升农村信贷服务质效。第一，本研究对破解农村金融“信贷担保品创新困境”、完善农村信贷担保品体系具有参考意义。农村信贷担保品多为弱势担保品，政府部门需完善担保贷款运行机制，提升担保品相对竞争力。在这个过程中，要注重两个差异：一是在不同地区，担保品竞争环境不同，担保品相对竞争力强弱可能不同，要有策略、有重点地发展不同类型担保贷款。二是针对不同农户群体，拓宽担保品范围的方向不同。对于无信贷排斥群体，着力扩大担保品范围，提升可供担保资产总量。对于信贷排斥群体，着力使其获得强势担保品或担保品组合。

第二，本研究有助于破解农村金融精准融资难题。随着普惠金融进入高质量发展阶段，如何有效促进金融服务下沉，提升重点群体的信贷可得性成为工作难点。银保监会出台了系列措施，将“首贷户”纳入商业银行考核体系。在拓宽担保品范围时同样存在担保品下沉的问题，金融机构往往不愿意仅以弱势担保品抵押的方式，为从未获得金融服务的群体提供信贷支持。由此，提升信贷排斥群体的信贷可得性需多管齐下。例如，因地制宜地设计担保品组合贷款的模式，引进数字化信贷管理技术，推进担保贷款与金融科技、供应链金融等创新融合。

第三，本研究为释放林权抵押贷款潜能提出具体措施。在林木资源丰富的地区，可以积极推广林权抵押贷款。在林权抵押贷款推进困难的地区，可由地方政府施行设立风险处置基金、设立林权收储

机构等配套政策措施，与林权共同发挥信贷风险控制作用，提升缓解林权抵押约束的政策效果。

参考文献

- 1.曹璨、罗剑朝, 2015:《农户对农地经营权抵押贷款响应及其影响因素——基于零膨胀负二项模型的微观实证分析》,《中国农村经济》第12期,第31-48页。
- 2.董晓林、朱敏杰、张晓艳, 2016:《农民资金互助社对农户正规信贷配给的影响机制分析——基于合作金融“共跻监督”的视角》,《中国农村观察》第1期,第63-74页。
- 3.范刘珊、王文烂、宁满秀, 2021:《林权抵押贷款缓解农户信贷配给的内在机理、现实困境与路径选择》,《福建论坛(人文社会科学版)》第7期,第60-71页。
- 4.贺东航、朱冬亮, 2015:《集体林权制度改革实施及绩效评估——集体林权制度改革2014年监测观察报告》,《林业经济》第2期,第13-27页。
- 5.何广文、何婧、王雪, 2016:《抵押对农户信贷风险的影响研究》,《北京联合大学学报(人文社会科学版)》第14期,第103-109页。
- 6.何婧、雷梦娇, 2021:《金融监管的央地分工变迁及其对农村金融的影响》,《改革》第11期,第118-129页。
- 7.胡杰、罗剑朝, 2020:《农户农地信用担保融资方式选择及其影响因素研究——来自3省份农户调查的微观证据》,《世界农业》第10期,第63-70页。
- 8.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,第48-57页。
- 9.黄惠春、徐霁月, 2016:《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》,《农业经济问题》第12期,第95-102页、第112页。
- 10.李庆海、陈金鹏、郁杨成, 2020:《抵押与农户信贷违约风险:逆向选择还是道德风险?》,《世界农业》第1期,第30-40页、第130页。
- 11.李庆海、孙光林、何婧, 2018:《社会网络对贫困地区农户信贷违约风险的影响:抑制还是激励?》,《中国农村观察》第5期,第45-66页。
- 12.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,第54-70页。
- 13.刘西川、陈立辉、杨奇明, 2014:《农户正规信贷需求与利率:基于Tobit III模型的经验考察》,《管理世界》第3期,第75-91页。
- 14.刘西川、程恩江, 2009:《贫困地区农户的正规信贷约束:基于配给机制的经验考察》,《中国农村经济》第6期,第37-50页。
- 15.刘圻、褚四文、高跃、李英, 2013:《林权抵押贷款:银行惜贷现状与证券化模式研究》,《农业经济问题》第5期,第70-76页。
- 16.路晓蒙、吴雨, 2021:《转入土地、农户农业信贷需求与信贷约束——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的分析》,《金融研究》第5期,第40-58页。

- 17.田国强, 2021: 《中国经济学思维方式与关键研究方法》, 《探索与争鸣》第8期, 第18-24页、第177页。
- 18.秦涛、吴静黎、梁振英, 2022: 《土地经营权抵押贷款模式比较与应用策略》, 《东南学术》第2期, 第145-154页。
- 19.王强强、戴永务、刘丰波、武千雯、孙于岚, 2021: 《地方政府推动林权抵押贷款的演化博弈分析》, 《林业经济问题》第4期, 第424-431页。
- 20.汪险生、郭忠兴, 2014: 《土地承包经营权抵押贷款: 两权分离及运行机理——基于对江苏新沂市与宁夏同心县的考察》, 《经济学家》第4期, 第49-60页。
- 21.王修华、谭开通, 2012: 《农户信贷排斥形成的内在机理及其经验检验——基于中国微观调查数据》, 《中国软科学》第6期, 第139-150页。
- 22.王修华、赵亚雄, 2020: 《数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较》, 《金融研究》第7期, 第114-133页。
- 23.吴一恒、马贤磊、马佳、周月鹏, 2020: 《如何提高农地经营权作为抵押品的有效性? ——基于外部治理环境与内部治理结构的分析》, 《中国农村经济》第8期, 第40-53页。
- 24.肖轶、魏朝富、尹珂, 2012: 《农户农村“三权”抵押贷款需求意愿及影响因素分析——基于重庆市22个县(区)1141户农户的调查数据》, 《中国农村经济》第9期, 第88-96页。
- 25.徐章星、张兵, 2020: 《中国农地抵押的德·索托悖论——基于抵押品功能的视角》, 《农业经济与管理》第3期, 第64-73页。
- 26.余海跃、康书隆, 2020: 《地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应》, 《世界经济》第7期, 第49-72页。
- 27.于丽红、兰庆高, 2012: 《林权抵押贷款运行情况的调查研究——以辽宁省抚顺市林权抵押贷款实践为例》, 《农村经济》第11期, 第57-59页。
- 28.张兵、张宁, 2012: 《农村非正规金融是否提高了农户的信贷可获得性? ——基于江苏1202户农户的调查》, 《中国农村经济》第10期, 第58-68页、第90页。
- 29.张龙耀、杨军, 2011: 《农地抵押和农户信贷可获得性研究》, 《经济学动态》第11期, 第60-64页。
- 30.Aretz, K., M. Campello, and M. Marchica, 2020, “Access to Collateral and the Democratization of Credit: France’s Reform of the Napoleonic Security Code”, *The Journal of Finance*, 75(1): 45-90.
- 31.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 32.Bruhn, M., and I. Love, 2014, “The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico”, *The Journal of Finance*, 69(3): 1347-1376.
- 33.Calomiris, C W., M. Larrain, J. Liberti, and J. Sturgess, 2017, “How Collateral Laws Shape Lending and Sectoral Activity”, *Journal of Financial Economics*, 123(1): 163-188.
- 34.Giroud, X., 2013, “Proximity and Investment: Evidence from Plant-level Data”, *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2): 861-915.
- 35.Kochar, A., 1997, “An Empirical Investigation of Rationing Constraints in Rural Credit Markets in India”, *Journal of Development Economics*, 53(2): 339-371.

36.Menkhoff, L., D. Neuberger, and O. Rungruxsivom, 2012, "Collateral and Its Substitutes in Emerging Markets' Lending", *Journal of Banking & Finance*, 36(3): 817-834.

37.Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, 71(3): 393-410.

(作者单位：¹ 中国农业大学经济管理学院；

² 国家林业和草原局发展研究中心)

(责任编辑：柳 荻)

Collateral Competition: The Effect of Forest Rights Collateral on Rural Households' Credit

CHENG Junguo LIU Can LIU Hao HE Jing

Abstract: This article uses the data from the fixed observation points of National Forestry and Grassland Administration and investigates the impact of forest rights as collateral on the availability of rural households' credit and loan conditions from the perspective of collateral competition. The results show that forest rights as collateral improves the availability of rural households' credit, increases the scale of loans, reduces the interest rate of loans and extends the term of loans. However, forest rights as weak collateral have limited ability to control credit risk. Therefore, the mitigation of forest rights collateral has a different impact on different groups of rural households. It is effective for the non-credit exclusion group, but ineffective for the credit exclusion group. Further analysis shows that easing the restriction of forest rights collateral is effective for those who have other assets or guarantee of collateral, which corroborates the above results. Rich forest resources in the region and the establishment of risk disposal funds or forest rights reserve agencies can significantly improve the policy effect of easing the restriction of forest rights collateral. The above conclusions indicate that in the context of the diversification of collateral in China's rural financial market, it is necessary to consider and improve the relative competitiveness of collateral to carry out collateral trials and reforms of various types of collateral systems.

Key Words: Collateral Competition; Forest Rights Collateral; Rural Household Credit; Availability of Credit; Loan Condition