

农地确权对小农户信贷可得性的影响 ——基于双稳健估计方法的平均处理效应分析

姜美善 米运生*

(华南农业大学 经济管理学院,广州 510642)

摘要 基于我国9省小农户调查数据,运用双稳健的平均处理效应模型,研究了农地确权对小农户信贷可得性的影响及其作用机理。结果表明:农地确权可以提升小农户信贷可得性。进一步研究发现,需求方面的影响路径是:确权提高了小农户的土地安全性,增加了农业长期投资,并提高了信贷意愿。供给方面的影响路径是:确权增加了小农户的财产权并使其拥有了可流转大额财产,传递了还款可能性增加的信号;而且可将农地作为抵押品获得农地抵押贷款,增加了金融机构的贷款供给。不过,农地的信号传递作用大于抵押作用,农地抵押作用的发挥需要进行进一步的制度和组织创新。

关键词 农地确权; 信贷可得性; 小农户; 双稳健估计方法

中图分类号 F32 **文章编号** 1007-4333(2019)04-0192-13 **文献标志码** A

Impact of farmland titling on credit availability of small farmers: Average treatment effect analysis based on doubly robust estimation

JIANG Meishan, MI Yunsheng*

(College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

Abstract The impact and mechanisms of farmland titling on credit availability of small farmers is investigated based on the survey data of small farmers from nine provinces in China. A doubly-robust average treatment effect estimation model is used in this study. The results show that titling increases farmers' credit availability. Further analyses find that the impact path of demand is: Farmland titling improves land security, increases the long-term investment of small farmers and ultimately increases their loan willingness. The impact path of supply is: Farmland titling increases the property rights of small farmers and makes them possess large amount of transferable property, which transmits the signal that the possibility of repayment increases. Farmland also can be used as collateral to obtain land mortgage loan, which increases the loan supply of financial institutions. However, the role of the signal is greater than mortgage. The role of farmland mortgage needs further institutional and organizational innovation.

Keywords farmland titling; credit availability; small farmers; doubly-robust estimation

为形成界定清晰、权属明确的农地产权制度,我国从2009年开始进行了新一轮的农地产权制度改革试点,并于2013年在全国范围内推广。确权明确

了农户的土地权利,为农地经营权的转移提供了制度和法律基础。农地的确权和转让又为农地抵押贷款、规模经营、社会化经营和劳动力转移等一系列农

收稿日期:2019-04-17

基金项目:广东省哲学社会科学“十三五”规划2017年度学科共建项目(GD17XYJ10);国家社会科学基金项目(19FGLB052);国家社会科学基金重大项目(19ZDA115);国家自然科学基金重点项目(71333004);国家自然科学基金政策研究重点支持项目(71742003);华南农业大学乡村振兴战略研究院项目(XZY2019)

第一作者:姜美善,副教授,主要从事农村金融研究,E-mail:jintaojiang@163.com

通讯作者:米运生,教授,主要从事农村金融研究,E-mail:miyunsheng@163.com

村新型的生产和融资模式提供了基础,尤其促进了融资模式的变革。基于农村金融市场信贷供给的角度,农地确权实现了农地外部收益的内部化,赋予了农户财产增加的信号,使金融机构评估农户的可贷性提高。同时农地经营权权属明确,可作为抵押品发放农地抵押贷款,放松了农户的信贷限制。基于农村金融市场信贷意愿的角度,农地确权增加了农户的农业投资^[1-4],从而提高了信贷意愿。产权分割和农地确权促进了农地流转,农地转入使农户的农业投资增加,也提高了信贷意愿。如果农地确权带给农户的信贷效应来自上述4个路径,那么小农户因为农地规模小和农地转移的固定交易费用使其信贷限制并未放松。

小农户是持有土地的规模小,生产中主要利用家庭劳动,劳动生产率低,农产品交易率低的农户^[5]。截至2016年底,我国经营规模在3.34 hm²(50亩)以下的小农户有近2.6亿户,占农户总数的97%左右,经营的耕地面积占全国耕地总面积的82%左右,户均耕地面积0.334 hm²(5亩)左右。而经营规模在3.34 hm²(50亩)以上的新型农业主体经营耕地总面积约0.233亿hm²(3.5亿亩),平均经营规模达到6.67 hm²(100亩)^[6]。小农户是我国农业生产经营的主要组织形式,并将长期与现代农业并存。公平的金融参与机会既关系个人发展,也通过金融普惠而体现了社会主义核心价值观^[7]。然而,那些罗尔斯式“最不利者”的小农,却普遍遭遇正规机构的金融排斥^[8]。尽管金融参与程度自改革开放以来大幅度提高,但因金融发展的不充分不平衡,我国仍有大量小农被金融排斥(Financial exclusion)所困扰^[9]。2006年实施的农村金融新政在很大程度上改善了农村金融组织体系,增加了农村金融供给能力,但使命漂移问题并未得到根本性缓解^[10]。对此问题,学者们通常将之归因于Rajan等^[11]所提出来的“抵押品暴政(Tyranny of collateral)”:社会征信体系的缺乏和契约执行机制的失灵等因素,使正规金融机构在解决信息和违约风险问题时,因难以采用发达国家所常用的交易信用,而不得不诉诸于不动产等抵押品。正是商业银行的这一“无情”措施,使小农等弱势者很容易遭遇金融排斥。

Carter等^[12]、Boucher等^[13]以及Field等^[14]分别对拉丁美洲、非洲地区农地确权的信贷效应进行了实证研究。结果表明,农地确权确实提高了富裕

农户和大土地所有者的信贷可得性,但小土地所有者的贷款数量不增反降。中国农地确权的改革已基本完成,关于此项改革的金融普惠效果问题,已有的少量研究却显示了令人不安的信息:贷款主要为专业大户等主体所获得;对小农来说,信贷可得性并未增加^[15-18]。也有学者认为农地确权是能够缓解小农户金融排斥的制度创新模式^[19-20]。农地确权是否提高了小农户信贷可得性?我国小农户在确权后的信贷可得性及其机制方面的专门研究数量很少。已有的研究都集中在农地抵押贷款的使命漂移问题^[17-18],确权的信贷需求效应^[15],确权的信贷效应的案例分析^[21]等,没有对小农户确权的信贷效应及其传导路径进行全面的实证研究。只有验证了农村土地产权制度改革传导到农村金融市场的有效路径,才能对我国小农户在农地确权后的信贷状况的改变进行全面的了解,并疏通贷款路径,放松小农户的信贷限制。本研究以来自2015年我国9省的随机调研数据为基础,验证小农户农地确权的信贷效应,特别是对传递机制对小农户的有效性进行验证。

确权对小农户的信贷效应需要对确权农户在没有确权情况下的信贷状况进行反事实推断,然后再与其在确权情况下的信贷状况进行比较分析,平均处理效应模型可以对农户的反事实结果进行推测。本研究采用了双稳健估计方法分析平均处理效应模型,将农地确权视作干预措施,设定干预模型,将农户信贷可得性,贷款需求,农业投资等视作干预结果,设定结果模型。基于干预模型的倾向匹配得分克服了农户的自选择和异质性的干扰,并加入偏差修正项(Bias-corrected term),获得优于目前政策效应分析经常使用的PSM(Propensity matching score)和DID(Difference in difference)等方法的双重稳健的分析结果,即使干预模型或结果模型设定错误也可以获得一致性结果。实证检验的结果显示,农地确权使小农户的产权获得了安全性,增加了农户的农业投资,特别是长期投资,最终增加贷款需求。农地确权通过信号传递和农地抵押使金融机构对农户的可贷性评价提高,增加了小农户的信贷可得性,农地确权的信贷效应存在,但和确权产生的信贷需求相比,信贷效应因农地的抵押作用不足而受限,需要进行进一步的制度创新。因此本研究旨在通过分析农地确权对小农户信贷可得性的影响,实现制度创新,缓解小农户的信贷限制。

1 假说提出:农地确权影响小农户信贷可得性的内在逻辑

1.1 理论假说

小农户农地确权的信贷效应因小农的土地规模小、贷款额度少等特点,体现出不同于大农户的特点。

1.1.1 确权后的土地可作为抵押品缓解小农户的金融排斥

非正式金融有信息优势,当借款人违约时,可以用社会准则、压力和暴力去谴责违约。而正式金融只能使用和处理抵押物,抵押是缺乏信息的替代物^[22]。缺乏抵押物的情况下,金融机构将减少贷款额度和期限,并以增加利率来替代抵押品。如果逆向选择限制贷款人提高利率,信贷配给就会发生^[22]。信息不对称下,缺乏抵押物的农村信贷市场的均衡是逆向选择和信贷配给^[23]。

农地确权使农地具有了正式的财产权,并通畅了流转渠道,增加了土地的净抵押价值,降低了杠杆率^[15]。通过减少代理人问题,农地抵押的使用可以缓解信贷配给,并使风险贴现和利率降低。Barham等^[8]推测确权减少了农户信贷配给的可能性可以达到11.8%。如果没有土地抵押贷款,银行会花费更多的时间进行可贷性调查,提高了交易成本,并减少了农户贷款^[24]。从没有抵押品到有抵押品,农村金融市场最终形成分离均衡,持有高质量项目的客户选择抵押贷款和低利率,而持有低质量项目的客户选择非抵押贷款和高利率^[25]。这是信息劣势的一方提出一组合约,供信息优势的一方市场筛选的结果。

但由于丧失抵押品赎回权、重新销售和抵押品转移问题,导致了农地抵押贷款的高交易成本,特别是细碎化的小块土地。因此小农户的小额贷款很难实行农地抵押^[18]。如果政治、法律和道义因素阻碍产权的重新持有时,成本就更高了,所以确权对土地抵押贷款的影响是有规模限制的。小农户即使有确权的土地也会被信贷市场出清。学者研究发现我国农地抵押的规模限制在6.67 hm²(100亩)以上,低于这个规模更多是属于政策性贷款^[15]。由此可得:

假设1:农地确权通过抵押效应提高小农户信贷可得性的效果是有限的。

1.1.2 确权后的土地可传递小农户的资产信号

土地确权的价值不只在将其作为抵押品,

而且还在于贷款交易本身^[14]。依靠抵押物的贷款是金融不发展的象征,抵押给借贷双方都带来了成本,对于贷款人来说,成本在于抵押物评价、监督、违约后抵押物的处理。对于借款人来说,成本在于抵押物的机会成本和抵押物本身价值的变化带来的支撑资金的变化^[26]。理想的贷款是依靠未来盈利能力^[27],确权使农户未来的盈利能力提高,并且使其内部化。因此任何减少借款人和贷款人之间信息不对称的市场发展和政策创新都可以通过减少对抵押品的依赖来提高信贷市场的效率。

确权传递给金融机构的信息流在于如下途径:首先,农地确权的家庭拥有了更多免于征用的财产,而且财产的价值和权属可确定;其次,确权后的土地可流通性提高,易于定价,变现能力提高,这些都提高了土地的价值;再次,因为投资安全性提高带来的投资增加,使土地预期未来收益提高,并实现了内部化^[15];第四,土地确权也影响了借款人的其他特点包括工作时间、工作变化、收入和参与社会活动的的能力等,从而产生农地确权-资产信号传递-贷款供给增加的路径。因此,在农地的抵押作用需要嵌入高额的交易费用的情况下,农地确权的信号传递对小农户更具意义,因为信号传递是增量,传递单纯的正向影响,其影响的高低则取决于小农户本身的农地持有量。由此可得:

假设2:农地确权能够通过资产的信号传递而提高小农户的信贷可得性。

1.1.3 确权对小农户信贷意愿的影响

确权对农户信贷意愿的影响来源于以下几个方面:首先农地确权实现了农业长期投资外部收益的内部化,投资安全性的提高使农户增加了农业投资^[2,8],包括农业经营规模扩大、家庭农业劳动力数量、家庭农业生产时间以及农业经营投入的增加^[4]、有机肥的施用量等长期投资的增加^[1,3],投资增加引发了信贷意愿的增加;其次,农户的预期投资收益率提高,在预期投资收益率高于贷款利率的情况下,农户的信贷意愿会提高。预期投资收益率的提高也来自农地确权后,农地流转使农地流通到生产率更高的农户手中;再次,土地确权如果增加了金融机构对农户的贷款供给,示范效应可以使自我排斥的农户产生信贷意愿^[15]。

小农户的土地持有量少,承担风险的能力低,对于土地的依赖性大于大农户,风险配给导致小农户

的信贷意愿低。长期的信贷配给导致的自我排斥也是影响小农户信贷意愿低的原因。农地确权后，小农户存在长期投资效应，辅以金融机构信贷供给增加的示范作用，则小农户的信贷意愿会增加，继而潜在的信贷需求增加。由此可得：

假设3：农地确权通过提高土地的安全性而促进了农业长期投资，进而提高了小农户的信贷需求意愿和信贷可得性。

1.2 机理分析：基于农地流转的角度

在一个自由竞争的市场里，假定存在一家金融机构（贷款供给主体）与若干农户家庭（贷款需求主体），作为贷款需求主体的农户家庭是谋求收入最大化的，农户家庭除土地确权存在不同以外，其余都是同质的，即农户家庭风险中性，都拥有初始财富额度 W 。假定农户面临投资额度为 T 元的投资选择，投资所需资本超出其初始财富额度 ($T > W$)，需要从金融机构借款 C 元，贷款利率为 r ，需要以价值为 V_{cl} (cl 表示抵押土地) 的土地作为抵押。投资成功的概率为 p ，成功则能够获得收益 G (Y)；投资失败的概率为 $1-p$ ，失败则收益为 0 ， V_{cl} (tl 表示流转土地) 是流转土地产生的资金量，土地转入时 $V_{cl} < 0$ ，土地转出 $V_{cl} > 0$ 。土地转入需要资金支付租金和投资的金额，而土地转出获得租金收入。以 Cobb-Douglas 函数形式表示农业生产过程^[28-29]，则：

$$\begin{aligned}
 G &= AL^\alpha T^\beta D^\gamma \\
 \text{s. t. } T &= W + C + V_{cl} \\
 A > 0, L > 0, W > 0, C > 0, 0 < \alpha < 1, \\
 0 < \beta < 1, 0 < \gamma < 1 \\
 \alpha + \beta + \gamma &= 1 \quad (1)
 \end{aligned}$$

式中： A 表示农户现有生产能力； L 表示劳动力数量（假定不考虑雇佣劳动力），因为农户家庭劳动力数量短期不会有变化，而且农地确权并非农户是否从事非农就业的原因，因此土地确权并不影响 L ，故假定 L 不变。 D 是农户的种植面积，会因为土地的转出转入发生变化。于是对于农户来说，预期收益为：

$$B = [AL^\alpha T^\beta D^\gamma - (1+r)C]p + (-V_{cl})(1-p) \quad (2)$$

作为贷款供给主体的金融机构在预期利润为正的前提下，提供贷款。目前我国的农村信贷市场是卖方市场，金融机构持有大量的资金缺乏贷出路径。假如抵押土地都取得了土地确权颁证，则金融机构

的预期利润 R_f 应该为：

$$R_f = [(1+r) - (1+i)]Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \quad (R_f > 0) \quad (3)$$

$$R_f = (r-i)Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \quad (R_f > 0) \quad (4)$$

其中： i 是金融机构发放贷款的成本， θ_1 ($0 < \theta_1 < 1$) 为处置抵押土地的变现率， θ_2 ($\theta_2 > 0$) 为土地抵押贷款下存在的固定交易成本，小农户的贷款额度可能 $< \theta_2$ 。上述非线性规划问题可描述为：

$$\begin{aligned}
 \text{Max}_D & [AL^\alpha T^\beta D^\gamma - (1+r)C]p + (-V_{cl})(1-p) \\
 \text{s. t. } & (r-i)Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \geq 0 \quad (5)
 \end{aligned}$$

构造拉格朗日函数：

$$L = [AL^\alpha T^\beta D^\gamma - (1+r)C]p + (-V_{cl})(1-p) + \lambda \{ (r-i)Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \} \quad (6)$$

由 KKT 条件可得：

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial L}{\partial C} &= \beta AL^\alpha T^{\beta-1} D^\gamma p - (1+r)p + \lambda \{ (r-i)p + [-(1+i)](1-p) \} = 0 \quad (7)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial L}{\partial \lambda} &= (r-i)Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \geq 0 \quad (8)
 \end{aligned}$$

$$\lambda \{ (r-i)Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \} = 0 \quad \lambda \geq 0 \quad (9)$$

可推出农户最优贷款计划为：

$$C^* = \left[\frac{(1+r)p\theta_1 + (1+i)(1-p) - (r-i)p}{pA\beta L^\alpha D^\gamma \theta_1} \right]^{\frac{1}{\beta-1}} - \frac{W - V_{cl}}{W - V_{cl}} \quad (10)$$

确权使土地转让的交易费用降低，转出收入增加。农地抵押贷款时，土地处置的变现率提高。确权强化了土地收益的内部化，农户投资增加。

η_1 是土地确权颁证时的土地变现率， η_2 是土地没有确权颁证时的土地变现率，并假设 $0 < \eta_2 < \eta_1 < 1$ 。假定农户所抵押的土地取得土地确权颁证比率为 σ ，则 $\theta_1 = \eta_1 \sigma + \eta_2 (1-\sigma)$ 。此时，金融机构的预期利润 R_f 和农户的预期收益 B 可改写为如下形式：

$$R_f = (r-i)Cp + [\theta_1 V_{cl} - (1+i)C - \theta_2](1-p) \quad (11)$$

$$R_f - (r-i)Cp + (1+i)C(1-p) + \theta_2(1-p) = \theta_1 V_{cl}(1-p) \quad (12)$$

$$V_{cl} = \frac{(1+i)(1-p)C + \theta_2(1-p) - (r-i)Cp + R_f}{\theta_1(1-p)} \quad (13)$$

$$B = [AL^\alpha(C+W+V_{cl})^\beta D^\gamma - (1+r)C]p - \frac{(1+i)(1-p)C + \theta_2(1-p) - (r-i)Cp + R_f}{[\eta_1\sigma + \eta_2(1-\sigma)](1-p)} (1-p) \quad (14)$$

$$B = [AL^\alpha(C+W+V_{cl})^\beta D^\gamma - (1+r)C]p - \frac{(1+i)(1-p)C + \theta_2(1-p) - (r-i)Cp + R_f}{[\eta_1\sigma + \eta_2(1-\sigma)]} \quad (15)$$

由一阶条件 $\partial B/\partial C = 0$, 推出该类农户最优贷款计划为:

$$C^{**} = \left[\frac{(1+r)p[\eta_1\sigma + \eta_2(1-\sigma)] + (1+i)(1-p) - (r-i)p}{pA\beta L^\alpha D^\gamma [\eta_1\sigma + \eta_2(1-\sigma)]} \right]^{\frac{1}{\beta-1}} - W - V_{cl} \quad (16)$$

式(10)中: $\theta_1 = \eta_1, \sigma = 1, C^*$ 是抵押土地全部确权的情况下农户的最优贷款量, 而 C^{**} 是部分土地确权情况下农户的最优贷款量, 比较农地确权的信贷效应, 将式(16)与式(10)相除得到:

$$0 < \frac{C^{**}}{C^*} < 1 \quad (17)$$

从式(17)可知: 1) 土地确权颁证通过信贷需求和供给路径使农户的信贷可得性提高。2) 在传导路径中土地持有量 D 和信贷可得 C 正相关, 小农户面对土地持有量少, 在固定交易成本 θ_2 面前, 确定了其弱势地位。3) 农地流转关系到农地的变现率、定价、信贷需求、贷款交易成本等一系列问题, 成为确权的信贷效应的核心环节。土地转入时 $V_{cl} < 0$, 贷款额度增加; 土地转出 $V_{cl} > 0$, 贷款额度减少。土地流转市场的发展对小农户确权的信贷效应具有促进作用。

2 双稳健估计方法的平均处理效应估计结果和分析

2.1 双稳健估计方法的平均处理效应模型

本研究的数据来自非实验数据, 非实验数据的干预政策评估问题是微观计量经济学的最重要的问题之一。非试验数据难以避免考察对象的异质性和自选择问题, 农户基于本身不同特质而非政策干预进行的不同选择对评估政策影响产生了干扰, 从而使估计出来的政策影响有偏, 错误的政策影响评估对于干预政策的优化起到了干扰作用。因此解决农户的异质性和自选择问题变得异常重要, 目前解决该问题的办法主要有 PSM (Propensity matching score), DID (Difference in difference) 和 DR (Doubly robust estimation 双稳健方法) 等, PSM 因为只设定了一个干预模型, 在干预模型设定错误的情况下, 不可避免地产生有偏误的估计结果。DID 无法解决

随时间变化的变量对估计结果的内生性影响, 而且要求面板和重复截面数据的支持, 对数据的要求高。双稳健方法 (DR) 是逆概率加权的回归调整方法 (The inverse probability weighting estimator with regression-adjustment, IPWRA) 和增广的逆概率加权方法 (The augmented inverse probability weighting estimator, AIPW) 的统称。双重稳健性来自于 IPWRA 和 AIPW 都同时设定了干预模型和结果模型, 干预模型用于匹配样本, 而结果模型用于确定匹配后的反事实结果。由于加权项或偏差修正项的加入, 使 DR 方法在其中一个模型设定错误的情况下, 也可以获得一致性的因果分析结果^[30]。

IPWRA 是逆概率加权估计方法 (The inverse probability weighting estimator, IPW) 和回归调整方法 (The regression-adjustment, RA) 的结合。IPW 估计方法只有干预模型, 没有结果模型, 使用干预模型计算出来的概率 (p_i) 作为权数去计算干预政策的平均处理效应, 即用 $\frac{1}{p_i}$ 对确权的农户的干预结果进行加权, 而用 $\frac{1}{(1-p_i)}$ 对没有确权的农户的干预结果进行加权。这样确权农户的加权值变小, 而不确权农户的加权值变大, 平衡了结果模型, 获得了干预政策的处理效应。RA 没有干预模型, 只有结果模型, 缺乏倾向匹配得分过程, 采用单个协变量匹配, 依据结果模型获得反事实结果, 进行处理效应的衡量。IPWRA 结合了 IPW 和 RA 的优势, 同时设定了干预模型和结果模型, 使用干预模型的倾向匹配得分对来自 RA 的结果进行加权调节。

AIPW 估计方法在设定干预模型和结果模型的同时, 又加入了一个偏差修正项, 如果干预模型设定正确, 这个偏差修正项等于 0。如果干预模型设定错误而结果模型设定正确, 则偏差修正项可以修正

这个错误,使结果更加稳健。因为这个特点使 AIPW 在结果模型或干预模型设定错误时,可以获得比 IPWRA 更好的结果^[31]。本研究运用 stata 软件,选择 AIPW 方法分析农地确权的信贷效应,以农地确权作为干预政策,以信贷可得性和信贷意愿作为政策影响进行评估,以农村的土地市场的制度创新带动信贷市场的匹配。

2.2 实证研究设计

基于双稳健估计方法的平均处理效应的思想,实证分析是这样设计的:

第一步,我们运用 logistic 模型设定确权和不确权情况下的结果模型 $O_{1i}(x_i)$ 和 $O_{0i}(x_i)$, 结果模型的被解释变量为信贷意愿(Loanw)和贷款可得性(Loana)。而结果变量农业长期投资(Ainvest)设定了多元线性回归模型。协变量包括农户人口特点,经济特点和地理位置特点(变量定义见表1):

$$O_i^{Loana}(x_i^{Loana}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Laborr}_i + \alpha_2 \text{Junior}_i + \alpha_3 \text{Highs}_i + \alpha_4 \text{Aland}_i + \alpha_5 \text{Aincome}_i + \alpha_6 \text{Relative}_i + \alpha_7 \text{Insurance}_i + \alpha_8 \text{Transport}_i + \varepsilon_i^{Loana} \quad (18)$$

$$O_i^{Loanw}(x_i^{Loanw}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Laborr}_i + \beta_2 \text{Junior}_i + \beta_3 \text{Highs}_i + \beta_4 \text{Aland}_i + \beta_5 \text{Aincome}_i + \beta_6 \text{Relative}_i + \beta_7 \text{Insurance}_i + \beta_8 \text{Transport}_i + \varepsilon_i^{Loanw} \quad (19)$$

$$O_i^{Ainvest}(x_i^{Ainvest}) = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Incomec}_i + \gamma_2 \text{Parcel}_i + \gamma_3 \text{Foodc}_i + \gamma_4 \text{Cashc}_i + \gamma_5 \text{Relative}_i + \gamma_6 \text{Transferin}_i + \gamma_7 \text{Vcadre}_i + \gamma_8 \text{Labor}_i + \gamma_9 \text{Junior}_i + \gamma_{10} \text{Highs}_i + \gamma_{11} \text{Aland}_i + \gamma_{12} \text{Aincome}_i + \gamma_{13} \text{Iland}_i + \gamma_{14} \text{Transport}_i + \varepsilon_i^{Ainvest} \quad (20)$$

第二步,干预政策是农地确权,农户境况可分为农地确权 and 没有确权。干预模型设定为 logistic 模型,协变量包括农户人口、经济、地理位置特点等。

$$T_i(x_i^{\text{Title}}) = \varphi_0 + \varphi_1 \text{Relative}_i + \varphi_2 \text{Vcadre}_i + \varphi_3 \text{Aincome}_i + \varphi_4 \text{Laborr}_i + \varphi_5 \text{Insurance}_i + \varphi_6 \text{Land}_i + \varphi_7 \text{Economy}_i + \varepsilon_i^{\text{Title}} \quad (21)$$

第三步,用来自式(21)的概率对式(18)~(20)的条件均值进行逆概率加权。权数 $1/T_i(x_i)$ 是对农户的确权状态 $D_i = 1$ 进行加权,而权数 $1/[1 - T_i(x_i)]$ 是对农户的非确权状态 $1 - D_i$ 进行加权, N 是总体样本数(以结果变量是连续变量 Ainvest 为例):

$$\min \sum_{i=1}^N \{D_i [(y_i - O_{1i}(x_i))]^2 / T_i(x_i) + [1 - D_i] [(y_i - O_{0i}(x_i))]^2 / [1 - T_i(x_i)]\} \quad (22)$$

$$\min \sum_{i=1}^N \{D_i [(y_i - O_{1i}(x_i))]^2 / [1 - T_i(x_i)] + [1 - D_i] [(y_i - O_{0i}(x_i))]^2 / [1 - T_i(x_i)]\} \quad (23)$$

最终得到农地确权对农户信贷需求、信贷可得性和农户投资的影响。我们将报告总体平均效应(Average treatment effect, ATE), ATE 是对总体样本平均处理效应的估计结果,样本中既包括确权农户,也包括没有确权农户,两组样本的反事实的结果同样都是通过 PSM 确定^[30,32]

$$\widehat{ATE} = 1/N \sum_{i=1}^N [O_{1i}(x_i) - O_{0i}(x_i)] \quad (24)$$

2.3 数据来源和描述

数据来自 2015 年按照分层抽样的方法对中国华南、华中、东北、西北的广东、江西、贵州、河南、江苏、宁夏、辽宁、山西和四川 9 个省份,67 个市,578 个村的农户进行的随机的问卷调查,收回有效样本 2 704 份。《第三次全国农业普查方案》中规定,种植业规模农户是在一年一熟地区持有 6.67 hm² (100 亩)及以上耕地,一年两熟或以上地区持有 3.34 hm² (50 亩)及以上耕地的农户,而少于这个亩数的为小农户。根据各省的熟制,即宁夏和辽宁省(自治区)为一年一熟,江西、贵州、河南、江苏、山西和四川省为一年两熟或两年三熟,广东为一年两熟或三熟,选取一年一熟省份持有 6.67 hm² (100 亩)以下耕地,一年两熟或以上省份持有 3.34 hm² (50 亩)以下耕地的种植业小农户样本进行分析。

数据描述依据本研究的变量分类进行,本研究选取的变量分为干预变量、结果变量和协变量三大类:

1) 干预变量为农地确权。样本中 53.96% 的农户的土地已确权,46.04% 的农户的土地未获得确权颁证。

2) 结果变量包括信贷意愿,信贷可得性和农业长期投资。样本总体中有信贷意愿的农户占 29.99%,确权农户中有信贷意愿的农户占 32.71%,非确权农户中有信贷意愿的农户只占 26.80%。样本总体中 19.44% 的农户持有正规金融机构的贷款,确权农户中 20.73% 持有正规金融机构的贷款,没有确权的农户中却只有 17.92% 持有贷款。本研究以小农户对粮食作物和经济作物的农机具和设施的投资作为农业长期投资的代理变量,平均长期农业投资为 0.57 万元(见表 1)。

3) 协变量包括家庭人口特点,社会资本,家庭经济变量和外部变量。家庭人口特点包括教育水平,家庭劳动人口比例和专门从事农业生产的人口数。

对于社会资本变量本研究用家里亲戚朋友情况(Relative)、家人是否是村干部或做过村干部(Vcadre)来表示。家庭经济变量用农户家庭承包耕地的面积(Aland)、农户家庭收入中农业收入所占的比重(Aincome)、闲置土地的面积(Iland)、是否购

买了农业保险(Insurance)等作为代理变量。外部变量用农户所在县的经济水平在本省所处的水平、农户所在村的交通条件作为农户所处的外部环境的代理变量,用以控制外部环境对农户行为产生的影响。

表1 变量含义表

Table 1 Variable definition

变量 Variable	定义 Definition	均值 Mean	标准差 SE	最小值 Minimum	最大值 Maximum
被解释变量 Dependent variable					
信贷可得性 Loana	农户获得了金融机构的贷款(是=1, 否=0)	0.194 4	0.395 8	0	1
信贷意愿 Loanw	农户还想获得金融机构的贷款(是=1, 否=0)	0.299 9	0.458 3	0	1
农业长期投资 Ainvest	农户用于经济作物和粮食作物的农机具和装备的价值(万元)	0.571 4	2.055 1	0	40
农地确权 Title	农户农地确权(是=1, 否=0)	0.539 6	0.498 5	0	1
人口特点 Demography					
初中及以下教育水平 Junior	农户家中劳动力具有初中及以下文化水平的人数	2.259 4	1.290 1	0	20
高中及以上教育水平 Highs	农户家中劳动力具有高中及以上文化水平的人数	0.807 5	1.024 3	0	7
劳动力比率 Laborr	农户家庭劳动力人数/家庭人口	0.725 1	0.253 8	0	6
劳动力数量 Labor	农户家庭劳动力总数	3.117 1	1.322 7	0	20
农业劳动力 Farm	农户家庭劳动力中专门从事农业生产的人数	1.046 5	1.052 0	0	16
社会关系 Social relationship variable					
亲戚朋友 Relative	农户家里亲戚朋友很少(是=1, 否=0)	0.056 5	0.230 9	0	1
村干部 Vcadre	家里有人做或做过村干部(是=1, 否=0)	0.703 8	0.456 7	0	1
经济变量 Economy variable					
耕地 Aland	农户家里承包耕地的面积/hm ²	0.402 1	0.498 2	0	5.333 3
耕地的块数 Parcel	农户家里承包耕地的块数/块	4.668 4	3.597 7	0	20
农业收入 Aincome	农户家庭收入中农业收入所占的比重	36.534 8	33.106 1	0	100
收入水平 Incomec	您家收入水平要比村子里其他农户高很多	0.011 1	0.105 0	0	1
闲置农地 Iland	农户家中闲置土地的面积(hm ²)	0.002 6	0.012 0	0	0.302 4
农业保险 Insurance	农户家中是否购买农业保险(是=1, 否=0)	0.215 2	0.411 0	0	1
粮食作物 Foodc	家中是否种粮食作物(是=1, 否=0)	0.772 2	0.419 5	0	1
经济作物 Cashc	家中是否种经济作物(是=1, 否=0)	0.367 6	0.482 2	0	1
转入农地 Transferin	家中是否转入土地(是=1, 否=0)	0.120 6	0.325 7	0	1
位置变量 Location variable					
经济水平 Economy	农户所在县的经济水平在本省处于最低水平(是=1, 否=0)	0.061 7	0.240 6	0	1
交通状况 Transport	农户所在村的交通条件很好(是=1, 否=0)	0.071 7	0.258 1	0	1

2.4 双稳健估计方法的平均处理效应分析

2.4.1 干预模型的合理性分析

根据研究设计的步骤,本研究将调研的农户数据分为干预组(确权农户)和控制组(非确权农户),对于干预组(或控制组)在没有确权时(或确权时)的信贷意愿、农业投资和信贷可得的反事实情况,依据协变量计算出倾向匹配得分(条件概率),在控制组(或干预组)中找到具有相近倾向匹配得分的农户进行配对比较。干预模型(式(21))的回归结果(见表2)显示,农地是否确权受农户是否购买保险和当地经济状况的显著影响。购买了农业保险的农户确

表2 农地确权的影响因素

Table 2 Determinants of land title

变量名 Variable	农地确权(稳健标准误) Land title (Robust SE)
劳动力比率 Laborr	0.127 4 (0.152 4)
农业收入 Aincome	-0.000 6 (0.001 2)
村干部 Vcadre	-0.090 0 (0.086 5)
亲戚朋友 Relative	-0.025 8 (0.167 6)
农业保险 Insurance	0.698 5*** (0.099 6)
经济水平 Economy	-0.372 2*** (0.164 3)
耕地 Aland	0.004 2 (0.005 5)
常数项 Constant	0.005 3 (0.139 1)
观察值 Observations	2 691
P 值 Prob>chi ²	0.000 0

注:***表示显著性低于1%,**表示显著性低于5%,*表示显著性低于10%。表4和6同。

Note: *** represents significance below 1%; ** represents significance below 5%; * represents significance below 10%. The same in Tables 4 and 6.

权的可能性高于没有购买农业保险的农户,而农户所在县的经济发展水平在本省低的农户和其他地方的农户相比更趋向于没有确权。农业保险是村镇、县、乡等干部的工作能力、对中央政府政策的推行力度和农户的支持力度的代理变量,而农地确权作为中央政府的政策,需要各级干部的落实和农户的配合。因此地方领导对中央政策的推行力度和能力,以及农户对此积极的应对态度,对农地确权具有正向影响。而经济较发达的农村农地确权的可能性越大,说明了这一政策选取试点时是具有倾向性的。这一点可以从农业部等部门就农地确权试点地区确定条件的文件中可以看出。

根据表2的倾向匹配得分的结果进行匹配,并分析平均处理效应前需要对协变量的选取是否正确,控制组和干预组的共同取值范围是否足够,控制组和干预组的差异是否过大等问题进行检验。匹配后数据平衡的结果显示(见表3),调整后的大部分标准化偏差(The standardised percentage bias)在10%以下,证明匹配后数据是平衡的。进一步的偏差 t 检验的结果是接受原假设,证明了确权的干预组和非确权的控制组无系统性差异(见表3)。

共同取值范围的验证结果显示(图1),数据中大部分观察值都在共同取值范围内,在进行倾向得分匹配时损失的样本很少,符合倾向匹配得分方法对大数据的要求。以上的事实都证明干预模型的协变量的选取符合平均处理模型分析所需的假定条件,可以进行影响分析。

2.4.2 农地确权对小农户信贷可得性的影响:资产信号效应与抵押效应

将式(21)得出的概率进行逆概率加权并加入一个偏差修正项,得到AIPW估计结果。回归结果显示确权小农户的信贷可得性超出没有确权小农户3.09%(见表4)。农地确权通过产权分割,在保证农地集体所有的前提下确定了农户对农地的承包经营权,使其拥有了农地的财产权,成为农户向金融机构传递还款能力的信号。财产权因为可以流通变现并具有收益权而成为金融机构合格的抵押品,可以使小农户因此获得农地抵押贷款。信贷可得性是信贷需求和信贷供给均衡的结果,在我国农村长期信贷限制的情况下,确权小农户的信贷可得性超出没有确权小农户,说明确权的信号作用和抵押作用存在。

表3 匹配后的数据平衡检验

Table 3 Data balance test after matching

变量名 Variable	匹配 Matching	标准化偏差 % Bias	t 检验 t test	
			t 统计量 t statistic	P 值 P value
劳动力比率	Unmatched	5.0	1.28	0.200
Laborr	Matched	-0.8	-0.21	0.834
农业收入	Unmatched	-0.3	-0.08	0.932
Aincome	Matched	3.2	0.86	0.392
村干部	Unmatched	-3.3	-0.84	0.399
Vcadre	Matched	0.0	0.00	1.000
亲戚朋友	Unmatched	-0.7	-0.17	0.865
Relative	Matched	4.2	1.18	0.238
农业保险	Unmatched	27.6	7.08	0.000
Insurance	Matched	1.4	0.34	0.736
经济水平	Unmatched	-6.5	-1.70	0.089
Economy	Matched	2.0	0.58	0.559
耕地	Unmatched	4.2	1.09	0.277
Aland	Matched	-1.7	-0.44	0.662

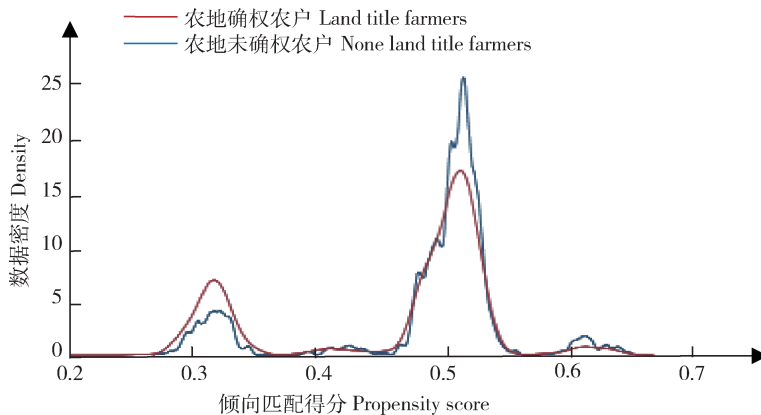


图1 倾向得分的共同取值范围

Fig. 1 Common support area of propensity score

从小农户获得金融机构贷款的方式(有些农户可能使用过多种抵押品形式,见表5看出,不设置抵押品的贷款和房屋抵押贷款是目前小农户获得金融机构贷款的主要形式。农房抵押贷款是目前央行鼓励各金融机构发放的主要的抵押贷款形式,具有政策引导作用,是目前农村金融创新的主要内容。农房因为仅限本村居民买卖而缺乏流动性,很多地方正在推进农房使用权抵押贷款,利用农房租赁收入抵押贷款,

这种形式更类似于未来收入流的变现。而农地抵押贷款,包括农地承包权和经营权抵押贷款,因为农地市场的不完善,限制了农地的流动性,目前还没有大规模开展,只有4.35%的占比,所以确权的信号传递效应在确权的信贷效应中起了主导作用。综上所述,假设1和2成立,即农地确权能够通过资产的信号传递而提高小农户的信贷可得性,而农地确权在通过抵押效应提高小农户信贷可得性的效果是有限的。

表 4 农地确权对小农户的影响

Table 4 Impact of land title for small farmers

变量名 Variable	信贷意愿 (稳健标准误) Loan willingness (Robust SE)	贷款可得性 (稳健标准误) Loan availability (Robust SE)	农业长期投资 (稳健标准误) Agricultural long term investment (Robust SE)
农地确权与没有确权的农户对比 Comparing land title and none land title farmers	0.056 6*** (0.017 5)	0.030 9** (0.015 1)	0.294 3** (0.130 5)
没有确权农户的平均值 Mean value of none land title farmers	0.268 1*** (0.012 7)	0.177 3*** (0.011 0)	7.390 0*** (0.102 8)
观察值 Observations	2 165	2 165	495

表 5 小农户贷款的抵押品分布

Table 5 Distribution of loan collateral of small farmers
%

抵押品 Collateral	分布 Distribution
无抵押 None	31.95
房屋 House	41.35
宅基地 Homestead	14.54
固定资产 Fixed assets	9.56
农作物 Crops	1.40
农业订单 Agricultural order	0.60
农地承包权 Land contract right	3.59
农地经营权 Land management right	0.80
存单质押 Deposit receipt pledge	5.20
其他抵押 Others	16.14

表 6 小农户潜在的信贷需求的影响因素

Table 6 Determinants of potential credit
demand of samll farmers

变量名 Variable	小农户潜在的信贷需求 (标准误) Potential credit demand of samll farmer (SE)
农业投资 Ainvest	0.239 2* (0.129 1)
劳动力比率 Laborr	-0.408 4 (0.257 6)
初中及以下教育水平 Junior	0.048 7 (0.047 6)
高中及以上教育水平 Highs	0.113 4* (0.060 8)
农业收入 Aincome	0.001 0 (0.001 9)
亲戚朋友 Relative	-0.556 6** (0.277 4)
农业保险 Insurance	0.262 2* (0.141 9)
交通状况 Transport	0.436 6 (0.280 6)
常数项 Constant	-2.197 3** (0.862 1)
观察值 Observations	621
模型显著性检验的 P 值 P value of significance of model	0.000 5

2.4.3 确权通过农业投资对小农户的信贷意愿的影响

回归结果显示确权的小农户和没有确权的小农户相比具有更高信贷意愿,超出 5.66%(见表 4)。农地确权是通过农业长期投资的增加和信贷可得性的增加而增加了小农户的信贷意愿。农地确权对农户的长期投资会有影响^[1-3],土地安全性低会阻碍农业投资。拥有土地的期限越长,越有利于投资,所有权比其它权利更有利于农业投资的增加^[2]。用小农户家中用于经济作物和粮食作物的农机具和装备的

价值表示小农户长期投资的价值,回归结果显示(见表4)确权的小农户和没有确权的小农户相比,长期投资显著增加,说明确权的长期投资效应同样适用于小农户。我国小农户对于农机具和装备的自家拥有的比例显著高于来自社会化服务这一渠道。平均68.29%的小农户的粮食作物的农机具和装备来自自家拥有,22.09%来自个体户服务,和其他人共同拥有占6.40%,来自农业企业占0.05%,来自专业服务队占3.18%。这一点可以证明代理变量选取的合理性。长期投资增加后,小农户的信贷意愿是否增加?从表6对小农户的信贷意愿影响因素的分析中可知,在剔除了亲朋好友的非正规金融后,投资增加仍能够提高农户对金融机构的信贷意愿。

确权农户信贷可得性的增加,产生了示范作用,成为确权农户信贷意愿大于非确权农户的另一个原因。信贷意愿做为潜在的信贷需求,在小农户克服自我排斥和风险排斥,金融机构减少繁杂的贷款手续、关系贷款和抵押品设置的情况下,潜在的信贷需求可以成为有效的信贷需求,从而在金融机构增加信贷供给的情况下,提高农户的信贷可得性,形成良性循环。由此可知,假设3得到了验证,即农地确权通过土地安全性的提高而促进了投资,进而提高小农户的潜在的信贷需求,并促进小农户信贷可得性的提高。

3 结论和政策建议

新一轮的农地确权,为土地市场的变革传递到金融市场,实现农户金融行为的改变,提供了制度基础。小农户在这场变革中,是否因其农地规模小面临市场出清的弱势地位?本研究证明小农户的土地安全性的提高增加了小农户的农业长期投资,从而提高了信贷意愿。小农户的财产权增加,并拥有了可以流转的大额财产,本身传递了还款可能性增加的信号,使小农户的可贷性增强,并可将农地作为抵押品获得农地抵押贷款,最终小农户信贷可得性因农地确权而提高。但农地的信号传递作用大于抵押作用。

土地产权改革是农村生产力增长的关键因素。如果公共政策能够增强个人土地产权的安全性,则可以促进经济增长和收入平等。但必须使产权改革放松小农户在投资和生产提高上的限制。否则产权改革必然令人失望,只能使大农户获得权力。信贷限制是小农户在投资和生产提高上的限制,打破恶

性循环需要进一步的制度和组织创新。因此本研究建议:

1)提高农地财产权的价值,需要加快土地流转的制度创新和组织创新。小农户的细碎的土地分布特征和信息特点,使农地的信号作用远远大于抵押作用,而信号作用的增强,需要农地流动性的加强,使市场获得土地的定价和价格的实现。

2)小农户农地抵押贷款的破局,需要农地合作社,土地协会等第三方组织的参与。农地抵押贷款的市场型交易费用和管理型交易费用的存在产生了金融机构的沉没成本,在交易费用和有限理性背景下^[33],通过组织的参与降低交易费用是必要的。特别是小规模农地的抵押贷款在存在固定交易费用的情况下,更需要组织创新降低交易费用。第三方组织的参与能够在小农户和金融机构之间通过合约的重组、信息流的获取、违约农户土地流通的实现而降低交易费用。即使正规农地市场发展,农地流动性增强,小农户的农地抵押贷款也需要组织参与来解决地块小和分散而面临的流动性差,以及额度小和交易费用高的问题。如何通过组织创新和合约重组降低交易费用是本研究后续的研究内容。

参考文献 References

- [1] Jacoby H G, Li G, Rozelle S. Hazards of expropriation: Tenure insecurity and investment in rural China[J]. *The American Economic Review*, 2002, 92(5): 1420-1447
- [2] Deininger K, Ali D A. Do overlapping land rights reduce agricultural investment?: Evidence from Uganda[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2008, 90(4): 869-882
- [3] 黄季焜, 冀县卿. 农地使用权确权与农户对农地的长期投资[J]. *管理世界*, 2012(9): 76-81
Huang J K, Ji X Q. The verification of the right to use farmland and farmers' long-term investment in farmland[J]. *Management World*, 2012(9): 76-81 (in Chinese)
- [4] 林文声, 秦明, 王志刚. 农地确权颁证与农户农业投资行为[J]. *农业技术经济*, 2017(12): 4-14
Lin W S, Qin M, Wang Z G. Farmland registration and certification and farmer's agricultural investment behavior[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2017(12): 4-14 (in Chinese)
- [5] 徐振宇, 曹立杰. 小规模农户的前途与经济性质文献评述与反思[J]. *商业经济研究*, 2015(23): 34-38
Xu Z Y, Cao L J. Literature review and reflection on the future and economic nature of small-scale farmers[J]. *Journal of Commercial Economics*, 2015(23): 34-38 (in Chinese)

- [6] 屈冬玉. 全国2.6亿小农户的出路在这里[EB/OL]. (2017-12-01) [2019-04-01]. http://www.sohu.com/a/207750089_100030704
Qu D Y. The way out for 260 million small farmers in China is here[EB/OL]. (2017-12-01) [2019-04-01]. http://www.sohu.com/a/207750089_100030704 (in Chinese)
- [7] 马九杰, 吴本健, 郑海荣. 政府作用与金融普惠: 国际经验及中国改革取向[J]. 福建农林大学学报: 哲学社会科学版, 2016(4): 7-13
Ma J J, Wu B J, Zheng H J. Role of the state in financial inclusion: international experience and China's reform orientation[J]. *Journal of Fujian Agriculture and Forestry University; Philosophical and Social Sciences Edition*, 2016(4): 7-13 (in Chinese)
- [8] Barham B, Boucher S, Carter M R. Are land titles the constraint to enhance agricultural performance? Complementary financial policies to crowd-in credit supply and demand in risk-constrained rural markets [D]. Madison: University of Wisconsin, 2008
- [9] 熊德平, 陆智强, 李红玉. 农村金融供给、主发起行跨区域经营与村镇银行网点数量: 基于中国865家村镇银行数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2017(4): 30-45
Xiong D P, Lu Z Q, Li H Y. The supply of rural finance, cross-regional business of main promoters and the number of outlets of village banks: An empirical analysis based on data collected from 865 village banks in China[J]. *Chinese Rural Economy*, 2017(4): 30-45 (in Chinese)
- [10] 陈东平, 钱卓林. 资本累积不必然引起农村资金互助社使命漂移: 以江苏省滨海县为例[J]. 农业经济问题, 2015, 36(3): 40-46
Chen D P, Qian Z L. The capital accumulation's impact on the mission of rural fund cooperatives: The example of Binhai County Jiangsu Province[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2015, 36(3): 40-46 (in Chinese)
- [11] Rajan R, Zingales L. Saving capitalism from the capitalists: Unleashing the power of financial markets to create wealth and spread opportunity [J]. *Journal of Politics*, 2003, 67(3): 937-939
- [12] 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* [J]. 2003, 85(1): 173-186
- [13] Boucher S, Guiringer C. Risk, wealth, and sectoral choice in rural credit markets [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2010, 89(4): 991-1004
- [14] Field E, Torero M. Do property titles increase credit access among the urban poor? Evidence from a nationwide titling program [D]. Cambridge: Harvard University, 2006
- [15] 张龙耀, 王梦琚, 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
Zhang L Y, Wang M J, Liu J J. The impact of the reform of rural property rights system on rural financial market: Mechanisms and micro evidence [J]. *Chinese Rural Economy*, 2015(12): 14-30 (in Chinese)
- [16] 于丽红, 兰庆高, 武翔宇. 农村土地经营权抵押融资农户满意度分析: 基于辽宁省试点县的调查 [J]. 中国土地科学, 2016, 30(4): 79-87
Yu L H, Lan Q G, Wu X Y. Analysis on farmers' satisfaction for rural land management right mortgage: Based on a survey of a pilot county in Liaoning Province [J]. *China Land Sciences*, 2016, 30(4): 79-87 (in Chinese)
- [17] 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, 24(2): 9-15
Hui X B. The analysis of potential demands and influential factors of farmers' land contracted management right mortgage loan: Based on the empirical analysis of four pilot counties in Henan Province [J]. *Issue in Agricultural Economy*, 2013, 24(2): 9-15 (in Chinese)
- [18] 黄惠春, 陈强. 抵押风险对农地抵押贷款需求的影响: 基于原始承包户和经营户的比较 [J]. 中央财经大学学报, 2017(4): 38-46
Huang H C, Chen Q. The effect of mortgage risk on the demand of farmland mortgage: Comparing original contract households and operating households [J]. *Journal of Central University of Finance & Economics*, 2017(4): 38-46 (in Chinese)
- [19] 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
Guo Z X, Wang X S, Qu F T. The mechanism design for LCUR: Based mortgage loan with the property regulation: an analysis based on the institutional circumstance and the management structure [J]. *Management World*, 2014(9): 48-57 (in Chinese)
- [20] 陈东平, 高名姿. 第三方促进农地抵押贷款缔约和履约: 交易特征一嵌入视角: 以宁夏同心县样本为例 [J]. 中国农村观察, 2018(1): 70-83
Chen D P, Gao M Z. Third party enhanced farmland mortgage contracts from the perspective of social embeddedness of transactions: A case study of Tongxin model in Ningxia Province [J]. *China Rural Survey*, 2018(1): 70-83 (in Chinese)
- [21] 刘俊杰, 张龙耀, 吴比. 农村产权制度改革的金融市场效应分析: 武汉案例调查报告 [J]. 经济体制改革, 2015(3): 82-87
Liu J J, Zhang L Y, Wu B. Reform of rural property rights system and its impact on rural financial markets: The case of Wuhan [J]. *Reform of Economic System*, 2015(3): 82-87 (in Chinese)
- [22] Menkhoff L, Neuberger D, Rungruxsirivorn O. Collateral and its substitutes in emerging markets' lending [J]. *Journal of*

- Banking & Finance*, 2012, 36(3): 817-834
- [23] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *The American Economic Review*, 1981, 71(3): 393-410
- [24] Feder G, Onchan T, Raparla T. Collateral, guaranties and rural credit in developing countries: Evidence from Asia[J]. *Agricultural Economics*, 1988, 2(3): 231-245
- [25] Bester H. Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information[J]. *American Economic Review*, 1985, 75(4): 850-855
- [26] Berger A N, Espinosa-Vega M A, Frame W S, Miller N H. Why do borrowers pledge collateral? New empirical evidence on the role of asymmetric information [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2011, 20(1): 55-70
- [27] Liberti J M, Mian A R. Collateral spread and financial development[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(1): 147-177
- [28] 杨峰挺, 邢文珊, 龚益成, 朱英琦. 柯布-道格拉斯生产函数在地县级农业生产经济效果评价中的应用[J]. 数量经济技术经济研究, 1987, 4(5): 55-59
Yang F T, Xing W S, Gong Y C, Zhu Y Q. Application of Cobb-Douglas production function in the evaluation of economic effect of agricultural production at county level[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 1987, 4(5): 55-59 (in Chinese)
- [29] 范香梅, 张晓云. 社会资本影响农户贷款可得性的理论与实证分析[J]. 管理世界, 2012(4): 177-178
Fan X M, Zhang X Y. Theoretical and empirical analysis of the impact of social capital on farmers' loan availability[J]. *Management World*, 2012(4): 177-178 (in Chinese)
- [30] Cerulli G. *Econometric Evaluation of Socio-Economic Programs*[M]. Berlin-Heidelberg: Springer, 2015
- [31] Tan Z. Nonparametric likelihood and doubly robust estimating equations for marginal and nested structural models [J]. *Canadian Journal of Statistics*, 2010, 38(4): 609-632
- [32] 伍德里奇 J M. 横截面与面板数据的经济计量分析[M]. 王忠玉译. 北京: 中国人民大学出版社, 2007
Wooldridge J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*[M]. Wang Z Y translated. Beijing: China Renmin University Press, 2007 (in Chinese)
- [33] 弗鲁博顿, 鲁道夫. 新制度经济学: 一个交易费用分析范式[M]. 姜建强, 罗长远译. 上海: 上海人民出版社, 格致出版社, 2006
Furubotn E, Rudolf R. *New Institutional Economics: A Paradigm for Transaction Cost Analysis*[M]. Jiang J Q, Luo C Y translated. Shanghai: Shanghai People's Publishing House, Gezhi Publishing House, 2006 (in Chinese)

责任编辑: 王岩