

农村土地承包经营权 抵押贷款与农户信贷可得性

——基于组群配对的实证分析

黄惠春 祁艳 程兰*

摘要：本文以江苏省新沂市为例，采用组群配对法考察了农村土地承包经营权抵押贷款试点对农户信贷可得性的影响。研究发现，从村级层面看，试点村的农户信贷需求率与贷款发生率均高于非试点村，试点村的信贷配给率略低于非试点村，试点村小农户的完全数量配给率低于非试点村，大农户的部分数量配给率低于非试点村，但其差异在统计上均不显著；从农户层面看，运用多项 Logit 回归模型对农户信贷配给影响因素的估计结果表明，试点对降低农户完全数量配给具有显著影响。农地抵押贷款试点可在一定程度上缓解农户完全数量配给、提高农户信贷可得性，但在当前的农村法律经济条件下，农地抵押贷款发生率偏低，其预期效果并不显著。

关键词：农村土地承包经营权抵押贷款；信贷可得性；组群配对；多项 Logit 模型

一、问题的提出

农地产权改革可以提高地权稳定性，通过农地抵押可以消除农村信贷市场上的市场失灵 (Besley, 1995)，因而成为发展中国家瞄准贫困人群、缓解其信贷配给的有效政策之一 (Binswanger et al., 1999)。20 世纪 80 年代开始，农地产权改革在拉美、亚洲和非洲各国迅速推广，农地抵押成为发展中国家农民最主要的一种贷款方式。2009 年，我国宁夏同心、福建三明、山东寿光等地陆续推出了农村土地承包经营权抵押贷款。

众多经验研究表明农地产权改革和农地抵押可以缓解农户信贷约束，提高农户信贷可得性，增加农业投资，提高农户收入水平 (Feder et al., 1988; Besley and Ghatak, 2009)。但 Cater 和 Olinto (2003)、Tassel (2004) 等研究发现，农地抵押对农户信贷可得性的影响存在明显的异质性，仅中等和大规模农户的信贷可得性有所提高，贫困人群由于受到交易成本的约

*黄惠春，南京农业大学金融学院、江苏农村金融发展研究中心，邮政编码：210095，电子信箱：huanghuichun@njau.edu.cn；祁艳，南京农业大学金融学院，邮政编码：210095；程兰，加州大学戴维斯分校农业经济资源系，邮政编码：95616。

本文受国家自然科学基金青年项目“农村金融机构信贷支农长效机制研究”（项目号：71103088）、国家自然科学基金面上项目“农村土地承包经营权抵押、农户异质性与信贷约束缓解”（项目号：71473124）、中国博士后基金“农地抵押贷款模式、绩效与制度需求”（项目号：2012M520056）、中央高校科研业务费“农地抵押贷款运行绩效及其风险补偿机制研究”（项目号：SKJD2014001、SKCX2014011）的资助。感谢加州大学戴维斯分校 Michael R. Carter 教授以及匿名审稿人的宝贵意见，当然文责自负。

束无法获得信贷条件的改进。Hare(2008)以越南为例的实证研究表明,在没有外部政策支持的情况下农地抵押对农户信贷供给的影响很小;Menkhoff等(2012)的研究发现越南银行在实际放贷过程中仍以农户和银行的关系为主要贷款依据,农地使用权抵押对农户信贷没有影响。

近年来,国内学者对我国农村土地承包经营权抵押贷款试点(以下简称“农地抵押贷款”)展开了丰富的讨论,研究的内容主要包括各地试点的模式、成效以及存在的问题(邓纲,2010;李伟伟、张云华,2011);试点地区农户的抵押贷款融资选择行为和潜在需求(靳聿轩、张雷刚,2012;惠献波,2013)以及农村金融机构的供给意愿等(兰庆高等,2013)。目前直接评估农地抵押贷款政策效果的实证研究尚不多见,并且现有文献大多利用试点区的微观调查数据进行研究,即假定农户信贷行为的改变都是由试点实施所引起的。

利用非随机化的观察数据分析农地抵押的政策效果时,由于存在样本选择偏差、混杂变量以及内生性问题,会造成估计结果偏误。因此,需要采用一些特殊的计量方法,例如双重差分方法、面板数据模型和工具变量法来消除上述问题对目标变量的干扰。近年来,随机控制实验(Randomized Control Trial, RCT)方法在政策评价中逐渐流行,通过随机化分配使受到政策影响的“干预组”(treatment group)和未受政策影响的“对照组”(control group)的样本特征无差异,从而可以直接估计出干预政策对目标变量的影响。但是,由于在社会科学研究领域完全随机控制实验成本高昂、难以操作且面临道德问题,匹配法(Matching)作为一种有效的替代方法被引入公共卫生、经济和教育的政策研究。该方法通过对观测数据进行配对,实现“干预组”和“对照组”相近的协变量分布,从而达到与随机控制实验相近的效果。

为了解决已有研究在估计方法上存在的问题,本文采用组群配对法(Cluster Matching),选择地理位置邻近的试点村(干预组)和非试点村(对照组)进行配对,通过对比试点村与非试点村的平均信贷配给率,揭示农地抵押贷款试点对农户信贷可得性的影响。

二、分析框架

(一) 信贷配给的成因及其分类

在信息不对称的情况下,逆向选择和道德风险的存在导致农村金融市场长期处于配给的均衡状态(Stiglitz and Weiss, 1981),即在给定的利率水平下贷款供给小于贷款需求。从供给角度,信息不对称、缺乏合适的抵押品、高交易成本等是产生信贷配给的主要原因(Hoff and Stiglitz, 1990)。除此以外,需求方由于规避风险、认知水平以及交易成本等问题也会产生需求型配给(Boucher et al., 2009)。根据配给产生的原因,信贷配给可以分为价格配给和非价格配给,其分类机制如下:

假定农户 i 的名义信贷需求^①为 D_i^N ,有效信贷需求^②为 D_i^E ,正规金融机构愿意贷款给农户 i 的最大金额为 S_i 。若 $D_i^E = D_i^N \leq S_i$,则为价格配给,其中, $D_i^E > 0$ 为借贷型价格配给; $D_i^E = 0$,为非借贷型价格配给。在这两种情况下,由于农户 i 不存在没有实现的信贷需求,因此该

①名义信贷需求是指在信息对称的信贷市场上农户的信贷需求。在信息完全对称的情况下,当农户预期投资收益高于银行贷款利息时,农户即存在名义信贷需求(Boucher et al., 2009)。

②有效信贷需求是指在信息不对称的信贷市场上农户实际的信贷需求,即农户愿意贷款并提出贷款申请。

农户未受到信贷约束。若 $S_i < D_i^E \leq D_i^N$, 表示农户 i 受到了来自供给方的数量配给, 其中 $S_i = 0$, 为完全数量配给; $S_i > 0$, 为部分数量配给。若 $D_i^E < D_i^N$ 且 $D_i^E \leq S_i$, 表示农户 i 受到了需求方因素引起的配给。如果农户由于贷款手续繁琐、交易成本过高等原因不愿意申请贷款, 属于交易成本配给; 如果农户担心违约而失去抵押品等原因未申请贷款, 则属于风险配给。完全数量配给、部分数量配给、交易成本配给以及风险配给属于非价格配给。在这四种情况下, 农户存在没有满足的信贷需求, 则认为农户受到信贷约束。本文通过测算农户非价格配给的比率则可以估计出农户信贷配给的程度。

(二) 农地抵押对农户信贷配给的影响

农地抵押缓解信贷配给的作用机制主要体现在增加农户有效信贷需求、促进金融机构信贷供给和促进土地交易三个方面(Feder et al., 1988; Besley, 1995; Pender and Kerr, 1999)。

首先, 农地抵押解决了农户抵押品缺失的问题, 使得部分由于缺少抵押和担保而未提出贷款申请的潜在需求者向银行提出申请, 同时, 也会使一部分非正规信贷需求转变为正规信贷需求, 有效信贷需求增加, 从而降低了由需求因素引起的配给。其次, 增加新的合格抵押品有利于缓解借贷双方的信息不对称、降低信贷风险, 从而使银行的贷款供给意愿提高, 有效供给增加, 减少供给方对农户的数量配给。第三, 农地抵押赋予农民更完整的财产权利, 可以促进农地流转, 一方面使农地向生产效率更高的农户手中转移, 从而促进农业投资, 提高信贷需求; 另一方面便利的农地流转有利于提高农地价值、降低银行处置抵押物的成本, 提高农地的可抵押性。

然而在实践中, 农地抵押存在一定的交易成本, 包括评估费用、处置费用、收回与处置风险等, 只有当抵押的预期收益高于抵押所产生的交易成本及其预期违约风险时, 借贷双方才愿意接受农地抵押, 上述作用机制才能够发挥作用。农地抵押交易成本与农地流转和抵押的法律政策、农村土地确权状况、农村土地流转市场建设以及农村经济发展水平等密切相关(黄惠春等, 2014)。

三、研究方法、研究设计与调查样本

(一) 研究方法

1. 匹配法与组群配对

用观测数据分析政策对参与对象某一特定影响的因果效应时, 由于变量的内生性或样本选择性偏差会影响参与者和非参与者的协变量, 从而导致因果关系估计结果存在偏误(Rubin, 2001)。匹配法可以保持其他因素不变, 使干预组和对照组具有相近的协变量分布, 从而实现与随机控制实验相近的效果, 提高估计的有效性。

组群配对是针对家庭、学校或社区等某一社会团体的一种配对方式。与个人配对相比, 组群配对更具有可操作性且执行成本较低, 2000年以后逐渐成为公共卫生、政治、经济以及教育领域常用的一项政策评估方法(Imai et al., 2009a)。Imai等(2009b)证明组群配对可以提高实验效率, 增强实验结果的说服力和稳健性, 降低估计结果的偏差。为了避免农户个体差异对其信贷可得性的影响, 本文以村平均信贷配给率作为衡量农户信贷可得性的变量, 通过试点村和非试点村的组群配对, 比较两类地区农户信贷配给程度的差异。

2. 配对方法

匹配的目的在于使干预组和对照组具有相同的协变量分布, 其实质就是定义两个组群之

间的距离,使其整体距离最小(Stuart,2010)。常用的距离定义包括绝对距离、马氏距离、倾向性得分以及线性倾向性得分四种。其中,马氏距离(Mahalanobis Distance)是组群配对中最常用的距离定义,其测量的是两个变量之间的协方差距离:

$$D_{ij} = (X_i - X_j)' - \Sigma^{-1}(X_i - X_j) \quad (1)$$

(1)式中: X_i 和 X_j 为服从同一分布的两个随机变量,其协方差矩阵为 Σ 。

3. 平均处理效应估计

分析农地抵押贷款试点对农户信贷可得性的影响即是估计试点对农户信贷配给率的平均处理效应(Average Treatment Effect on Treated, ATT)。假定村庄 i 属于观测组 $Z \in \{0, 1\}$, $Z_i=0$ 表示该村未开展试点, $Z_i=1$ 表示该村已开展试点。若村庄 i 在开展试点和未开展试点两种情况下,信贷配给率分别为 Y_i^1 和 Y_i^0 ,则村庄 i 的信贷配给率为:

$$Y_i = Y_i^0(1-Z_i) + Y_i^1 Z_i \quad (2)$$

农地抵押贷款试点对村庄 i 信贷配给率的平均处理效应为:

$$\tau_T = E[Y_i^1 - Y_i^0 | Z_i = 1] = E[Y_i^1 | Z_i = 1] - E[Y_i^0 | Z_i = 1] \quad (3)$$

如果村庄 i 在试点和非试点情况下的信贷配给率均可观察,则可以利用(4)式估计出农地抵押对农户信贷配给的影响:

$$\tau_T = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} (Y_i^1 - Y_i^0) = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} Y_i^1 - \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} Y_i^0 \quad (4)$$

(4)式中: $T = \{i: Z_i = 1\}$ 表示该村为试点村, N_T 为试点村的数量, $N_T = \sum_{i=1}^N Z_i$ 。但是,对于任一村庄 i ,我们只能观察到其开展试点或未开展试点情况下的信贷配给率。因此,只能通过(5)式近似地估计试点的平均处理效应:

$$\tau_T' = \frac{1}{N_C} \sum_{i \in C} Y_i^1 - \frac{1}{N_C} Y_i^0 \quad (5)$$

(5)式中: $C = \{i: Z_i = 0\}$ 表示该村为非试点村, N_C 为非试点村的数量, $N_C = \sum_{i=1}^N (1 - Z_i)$ 。此时,估计结果存在样本选择偏误,其数值为 $\Delta\tau_T$:

$$\Delta\tau_T = \frac{1}{N_C} \sum_{i \in C} Y_i^1 - \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} Y_i^0 \quad (6)$$

若试点村与非试点村在没有试点的情况下信贷配给率相同,即 $\Delta\tau_T = 0$ 时,利用(5)式估计所得出农地抵押贷款试点对试点村信贷配给率的平均处理效应才是有效的。组群配对的作用就在于可以使试点村和非试点村影响信贷配给率的协变量具有相同的分布,消除样本选择偏误,令估计结果有效。

(二) 研究设计

首先,在试点区随机抽取6个乡镇作为干预组总体样本,并以此为基准,按照地理位置就近原则选择邻近的7个非试点乡镇作为对照组总体样本。

第二步,以试点区与非试点区样本镇2009年的村级经济数据为基准^①,根据影响农户信

^①新沂市开始试点的年份是2009年底,因此选择2009年作为基准(baseline)进行配对,从而使试点村与非试点村在2009年具有相同的信贷配给水平。

贷可得性的协变量对试点村和非试点村进行组群配对,即计算试点样本和非试点样本中任意两个村的马氏距离,将村庄之间的距离由小到大进行排序,直至所有试点村全部配对完成。

第三步,根据配对结果,在距离最小的40对村级组合中随机抽取19对作为调查样本村。

第四步,以10亩为标准,对样本村的农户按照实际种植面积进行分层随机抽样,选择实际种植面积10亩以下的小农户8户、10亩以上的大农户8户,每个村共抽取16个农户。

第五步,开展农户问卷调查,对各村的信贷需求和供给以及信贷配给率进行统计。

为了提高样本的利用效率,本次调查对农户进行了专门的甄别,仅选择有投资意愿且有资金需求的农户作为调查对象^①。通过设置以下问题:第一,“2010年以来,您是否向银行或其他金融机构申请过贷款?”第二,“您是否有可获利的项目可以投资,但因为缺少资金无法实施?”从而甄别出有信贷资金需求的农户。若有一个回答“是”,则继续进行调查,否则终止访问。

(三) 调查样本和数据描述

1. 样本选择和数据来源

本文选择江苏省首个农地抵押贷款试点地区新沂市作为调查对象。新沂位于沿东陇海线产业带,2012年全市耕地总面积121.70万亩,人均耕地面积1.45亩,农业总产值达142亿元,占地区总产值的40.57%。新沂市以两花(花卉苗木、花生)、两水(水产、水稻)、瓜菜和规模化畜禽养殖为主,农民专业合作社约有1100个。2009年8月,新沂颁布了《关于开展农村“一权一房”抵(质)押贷款的试行意见》(以下简称《意见》),《意见》规定农村土地承包经营权质押的前提条件是依法取得新沂市人民政府颁发的“农村土地承包经营权证”,土地产权关系清晰、符合“依法、自愿、有偿”的土地流转原则、有效租赁期限不低于3年、不得改变农地用途。一旦借款人违约,质押物的处置方式有三种:通过农村土地流转交易中心进行挂牌转让、依照协议将质押物变现以及诉讼。2012年,新沂全市的16个乡镇均参与了试点,试点贷款主要由新沂市农村商业银行发放。2010-2012年,贷款余额分别为7620万元、9821万元和11856万元,分别有1326户、1569户和1973户农户获得该贷款。

本课题组在新沂市随机抽取了棋盘、瓦窑、时集、阿湖、高流、邵店六个镇作为干预组总体样本。并按照地理位置邻近原则,在新沂市东北的东海县选择了洪庄镇、曲阳乡、安峰镇、桃林镇四个乡镇;在新沂市东南的沭阳县选择了茆圩乡、潼阳镇、颜集镇三个乡镇作为对照组总体样本。试点区6个镇共有104个行政村,非试点区7个乡镇共有112个行政村。经过村级组群配对和随机抽样,获得配对村庄19对。本课题组于2013年11月对新沂、东海和沭阳三个市(县)的38个村进行了农户问卷调查,共获得有效样本635户,实际采用样本608户。调查内容包括农户2012年的家庭基本情况、生产和消费信息以及农户2010-2012年的借贷情况。

2. 样本特征的统计性描述

已有研究表明离银行网点的距离越近、纯收入越高、耕地面积越大的大规模农户更容易获得农地抵押贷款,改善其信贷可得性(Carter and Olinto,2003)。因此,基于样本村2009年

^①农户的资金需求包括正规信贷需求和非正规信贷需求。除特别说明,下文提及的信贷需求均为正规信贷需求。

的经济数据,以本村距离最近银行网点的距离、种养殖大户数量、户均土地面积以及人均纯收入作为协变量^①,对试点村和非试点村进行配对。19对试点村与非试点村协变量描述性统计如表1所示。

表1 2009年试点村与非试点村协变量描述性统计

指标	均值		t 检验 p 值
	试点村	非试点村	
距离最近银行的距离(公里)	4.290	4.247	0.958
种养殖大户数量(户)	71.274	56.526	0.602
户均土地面积(亩)	6.110	5.898	0.648
人均纯收入(千元)	5.821	5.742	0.807

由表1中数据可见,t检验结果显示试点村与非试点村的四个协变量均没有显著性差异,配对效果良好。根据随机抽样调查数据统计的2012年各村农户个人及其家庭特征平均值的描述性统计如表2所示。

表2 2012年试点村与非试点村农户特征平均值描述性统计

指标	总体样本			小农户			大农户		
	试点村	非试点村	t 检验	试点村	非试点村	t 检验	试点村	非试点村	t 检验
距离最近银行的距离(公里)	9.309	9.146	0.884	9.421	9.343	0.951	9.197	8.948	0.805
户主年龄(年)	50.000	50.030	0.978	49.220	51.450	0.0756	50.790	48.60	0.139
户主教育年限(年)	7.457	7.628	0.459	7.250	7.118	0.784	7.664	8.138	0.253
户主是否有技能	0.421	0.444	0.567	0.408	0.388	0.725	0.434	0.500	0.269
家庭劳动人口数(人)	2.507	2.704	0.113	2.493	2.375	0.421	2.520	3.033	0.002***
土地面积(亩)	12.14	12.47	0.858	6.104	7.086	0.062	18.17	17.84	0.925
生产性固定资产净值(千元)	32.741	17.694	0.0929*	16.998	15.042	0.792	48.484	20.345	0.102*
家庭年纯收入(千元)	76.084	100.014	0.308	54.411	61.604	0.734	95.847	138.423	0.316
家庭年工资(千元)	18.526	25.179	0.521	22.677	13.636	0.044	14.467	36.722	0.297
观测样本数	304	304	-	152	152	-	152	152	-

注:***、*分别表示在1%、10%的水平上显著。

由表2中数据可见,除了家庭劳动人口数量和生产性固定资产净值这两个变量存在显著性差异以外,试点村和非试点村农户其他个人及家庭特征变量均没有显著性差异。由此表明,通过组群配对构建的试点村与非试点村具有较好的匹配性,其影响农户信贷配给水平的协变量分布基本相同,可以满足在没有试点的情况下信贷配给水平相同这一假定。

四、试点村与非试点村农户信贷配给率的估计与检验

(一) 农地抵押贷款对农户信贷需求和供给的影响

借鉴 Boucher 等(2009)和刘西川等(2009)所采用的直接诱导式询问方法(Direct Elicitation Methodology),我们对试点村与非试点村农户的正规信贷需求进行了估计,并根据农户获得贷款的情况统计了两类地区的金融机构信贷供给状况,农户信贷需求率与贷款发生率统计结果如表3所示。

^①本村距离最近的银行网点的距离表示信贷的便利程度及交易成本,种养殖大户数量和人均纯收入表示本村的经济水平,户均耕地面积表示本村的土地资源禀赋。

表3 试点村与非试点村农户信贷需求率和贷款发生率

样本类型	指标类型	试点村(%)	非试点村(%)	差异(%)	t 检验 p 值
总体样本	名义需求率	77.0	74.0	3.0	0.550
	有效需求率	33.2	28.6	4.6	0.499
	贷款供给率	29.9	26.6	3.3	0.542
小农户	名义需求率	75.7	79.6	-3.9	0.344
	有效需求率	30.6	25.7	4.9	0.829
	贷款供给率	25.7	22.4	3.3	0.543
大农户	名义需求率	78.3	68.4	9.9	0.168
	有效需求率	33.8	31.6	2.2	0.773
	贷款供给率	34.2	30.9	3.3	0.677

由表3中数据可见,试点村农户的名义信贷需求率为77.0%,其中有效信贷需求率为33.2%,潜在信贷需求率^①为43.8%。从类型上来看,大农户的名义信贷需求率和有效信贷需求率均高于小农户。非试点村农户的名义信贷需求率为74.0%,有效信贷需求率为28.6%。非试点村小农户的名义信贷需求率高于大农户,有效信贷需求率低于大农户。从试点村与非试点村的比较来看,试点村农户的名义信贷需求率比非试点村高3%,有效信贷需求率高4.6%。不同规模农户的分类统计显示,试点村小农户的名义需求率比非试点村低3.9%,有效需求率比非试点村高4.9%,大农户的名义需求率和有效需求率比非试点村分别高出9.9%和2.2%。但不论是总体样本还是农户分类统计,试点村和非试点村的差异在统计上并不显著。由于试点区农地抵押尚处于起步阶段,在政府主导的试点模式下,农村金融机构参与试点的积极性不高,前期宣传不到位,农户对新贷款认知程度偏低使得抵押贷款试点提高农户信贷需求的效果不显著。

在本次调查中,获得农地抵押贷款的农户数为7户,其中小农户2户,大农户5户。农地抵押贷款发生率为2.3%,占获得贷款总农户数的7.7%。从贷款供给情况来看,试点村农户的贷款发生率为29.9%,其中小农户为25.7%,大农户为35.2%,大农户比小农户高出9.5%;非试点村农户的平均贷款发生率为26.6%,小农户和大农户分别为22.4%、30.9%,大农户比小农户高出8.5%。试点村的贷款发生率比非试点村高出3.3%。但t检验结果显示,试点村和非试点村的贷款发生率差异在统计上同样不显著。其主要原因在于尽管地方政府出台了相关政策,但农地抵押仍缺少法律的认可,加上农村土地流转市场尚不健全,一旦违约抵押的农地难以收回并且处置困难,农地抵押贷款存在较高的交易成本和违约风险。农村金融机构不愿意发放此类贷款,试点贷款供给率偏低使得农地抵押试点提高信贷供给的效果并不显著。

(二) 农地抵押对农户信贷配给的影响

根据信贷配给的标准,本文对试点村和非试点村农户的信贷配给类型进行了分类统计,并根据受到该种配给类型的农户数/各村调查农户样本总数计算该村的农户信贷配给率,结果如表4所示。

^①有潜在需求的农户是指因为贷款边际成本高于贷款投资的边际收益以及由于缺少合格抵押品和害怕违约风险等因素而没有提出贷款申请的农户。

表 4 试点村与非试点村农户信贷配给率比较

配给类型	总体样本				小农户				大农户			
	试点村 (%)	非试点村 (%)	差异 (%)	t 检验	试点村 (%)	非试点村 (%)	差异 (%)	t 检验	试点村 (%)	非试点村 (%)	差异 (%)	t 检验
非借贷型价格配给率	23.4	26.0	-2.6	0.554	24.3	21.1	3.2	0.399	22.4	30.9	-8.5	0.190
借贷型价格配给率	17.4	13.8	3.6	0.354	14.5	14.5	0	1.000	20.4	13.2	7.2	0.165
交易成本配给率	25.3	24.3	1.0	0.784	22.4	25.7	-3.3	0.461	28.3	23	5.3	0.249
风险配给率	0.7	1.3	-0.6	0.542	0.7	1.3	-0.7	0.578	0.6	1.3	-0.7	0.578
部分数量配给率	12.8	12.8	0	1.000	11.2	7.9	3.3	0.399	14.5	17.8	-3.3	0.499
完全数量配给率	20.4	21.7	-1.3	0.667	27	29.6	-2.6	0.408	13.8	13.8	0	1.000

从表 4 中数据可以看出,试点村的非价格配给率为 59.2%,非试点村的非价格配给率为 60.1%,试点村信贷配给率比非试点村低 0.9%^①。从配给类型上来看,试点村的交易成本配给率比非试点村高 1%,风险配给率比非试点村低 0.6%,部分数量配给率与非试点村相同,完全数量配给率比非试点村低 1.3%。

比较不同规模农户的信贷配给率可见,试点村与非试点村小农户的信贷配给率均高于大农户。试点村小农户的信贷配给率为 61.3%,大农户的信贷配给率为 57.2%;非试点村小农户信贷配给率为 64.5%,大农户信贷配给率为 55.9%。从配给类型上看,不同规模农户的交易成本配给率和风险配给率差异不大,但小农户的完全数量配给率明显高于大农户,大农户的部分数量配给率明显高于小农户。其主要原因在于由于大农户还款能力更强、信贷风险相对较低,更容易获得贷款,但大农户的资金需求较大,由于缺少合格的抵押品银行难以完全满足其信贷需求,因此大农户的部分数量配给率较高。就试点村和非试点村的比较,试点村小农户的完全数量配给率比非试点村低 2.6%,部分数量配给率比非试点村高 3.3%;试点村大农户的部分数量配给率比非试点村低 3.3%。但 t 检验的结果表明,试点村与非试点村的农户信贷配给率没有显著性差异。

五、农地抵押贷款试点对农户信贷配给影响的实证分析

(一) 模型设定

为了进一步考察农户信贷配给的内在决定机制以及从农户层面评价农地抵押贷款试点对缓解农户信贷配给的作用,本文建立多项 Logit 回归模型估计农地抵押贷款试点、农户收入水平、资产规模、社会关系等对其信贷配给的影响。

假定农户 i 受到的信贷配给方式有 $J+1$ 类,以其中一类作为参考类别,则农户 i 受到 j 类信贷配给的概率为:

$$\Pr(Y_i = j) = \frac{e^{X_i\beta_j}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{X_i\beta_j}} \quad (7)$$

^①由于本研究调查的对象是有项目投资意愿和资金需求的农户,因此本文所估计的信贷配给率显著高于褚保金等(2009)、张龙耀和江春(2011)对苏北地区农户的调查统计,其估算结果分别为 28.49%和 33.72%。本文所得结果与朱喜和李子奈(2006)对全国 10 省 3 000 户农户信贷配给调查结果类似,其衡量标准是具有有效贷款需求的农户被正规金融机构排除的比例,估算的信贷配给率为 66.1%。

(7)式中, X_i 为影响农户信贷配给类型的外生变量, β_j 为待估系数。 j 为信贷配给的类别, $j=0,1,2,3,4$,令 $j=0$ 为借贷型价格配给, $j=1$ 为非借贷型价格配给, $j=2$ 为交易成本/风险配给, $j=3$ 为部分数量配给, $j=4$ 为完全数量配给,其中借贷型价格配给为参考类别。

农户的信贷配给类型受到需求和供给的共同影响。因此, X_i 包括需求和供给两方面的因素。需求方面主要考察农户及其家庭特征变量,包括户主年龄、受教育年限、家庭劳动力数等;农户家庭资本变量,包括实际耕种面积、生产性固定资产净值、是否属于种养殖大户;农户家庭收支情况,包括家庭年纯收入、工资收入、家庭消费和支出情况等,其中以2011年家中是否发生盖房、子女上学、生病、婚丧喜事等大事作为家庭消费和支出情况的代理变量。供给方面主要考察该地区是否开展了农地抵押贷款试点;农户的信用情况及其社会关系,主要通过农户2012年以前是否获得过正规金融机构的贷款以及是否拥有在政府部门工作的亲戚朋友来衡量。各解释变量的定义和描述性统计如表5所示。

表5 解释变量的定义及描述性统计

解释变量	变量定义及描述	均值	标准差
试点情况	是否试点地区(1=是;0=否)	0.500	0.020
年龄	户主年龄(年)	50.015	0.390
受教育年限	户主受教育年限(年)	7.543	0.142
家庭劳动力数	家庭劳动力人口数量(人)	2.605	0.052
发生大事	2011年家中是否发生大事(1=是;0=否)	0.289	0.018
种养殖大户	是否属于种养殖大户(1=是;0=否)	0.502	0.020
实际耕种面积	农户实际耕种面积(亩)	12.301	0.634
家庭年纯收入	2012年农户家庭年纯收入(千元)	88.049	10.242
固定资产	2012年生产性固定资产净值(千元)	25.217	4.137
工资收入	2012年家庭年工资收入(千元)	21.853	5.075
社会关系	是否拥有在政府部门工作的亲戚朋友(1=有;0=否)	0.222	0.028
贷款经历	2012年以前是否获得过正规贷款(1=有;0=否)	0.495	0.020

(二) 实证结果与讨论

Logit模型应满足无关选择独立性假设(IIA),即个体 i 对任意两个类别 j 的选择概率优势比与其他选择对象无关,无论其他选择是否存在,删除或增加选择类别优势比值不变。运用Hausman检验方法对多项Logit模型IIA假定的检验结果如表6所示。尽管 χ^2 的估计小于零^①,但结论表明去掉某一类信贷配给之后,所有结果都不能拒绝选择对象之间相互独立不相关的原假设。

表6 多项Logit模型IIA假定的Hausman检验结果

遗漏配给类型	卡方值	自由度	P> χ^2	结论
0	-20.972	25	1.000	未拒绝原假设
1	-23.769	37	1.000	未拒绝原假设
2	-0.416	26	1.000	未拒绝原假设
3	-32.737	25	1.000	未拒绝原假设
4	-29.531	26	1.000	未拒绝原假设

^① χ^2 的估计小于零表示估计模型不能满足检验的渐近性假定,Hausman和McFadden(1984)证明出现这样的结果是可能的,并没有违背IIA假定。

农户受到不同类型信贷配给概率影响因素的估计结果如表7所示。

表7 基于多项Logit回归的农户信贷配给影响因素估计结果

解释变量	非借贷型价格配给		成本/风险型配给		部分数量型配给		完全数量型配给	
	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR	系数	RRR
试点情况	-0.451	0.637	-0.427	0.653	-0.176	0.839	-0.510*	0.600
年龄(对数)	-2.448***	0.087	-0.956	0.384	-1.546*	0.213	-0.435	0.647
受教育年限	0.004	1.004	-0.074	0.929	0.051	1.053	-0.121*	0.886
家庭劳动力数	0.318***	1.374	0.290**	1.336	0.183	1.201	-0.090	0.914
发生大事	0.076	1.079	0.222	1.249	0.469	1.598	0.330	1.392
种养大户	0.193	1.213	0.235	1.265	0.297	1.346	-0.331	0.718
实际耕种面积(对数)	-0.143	0.867	-0.109	0.897	0.146	1.157	-0.346*	0.707
家庭年纯收入(对数)	-0.090	0.914	-0.204**	0.816	-0.161*	0.851	-0.129	0.879
固定资产(对数)	-0.017	0.983	-0.038	0.963	-0.006	0.994	-0.002	0.998
工资收入(对数)	0.049*	1.050	0.076**	1.079	0.009	1.009	0.053	1.054
社会关系	-0.147	0.864	-0.412*	0.663	-0.181	0.834	-0.570*	0.566
贷款经历	-1.908***	0.148	-2.898***	0.055	0.307	1.360	-2.945***	0.053
常数	11.707***		8.081**		5.839*		7.018*	
最大似然函数值	304.450							
Pro.	0.000							
观测值数	608							

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

参数的估计结果显示,在需求方面,户主年龄、受教育年限、家庭劳动力数、实际耕种面积、家庭年纯收入、工资收入对农户受到的信贷配给类型具有显著影响;不同类型信贷配给的影响因素既有共同点,也存在差异。首先,户主年龄对非借贷型信贷配给和部分数量配给具有显著的负向影响,表明户主年龄越大,越不容易被部分数量配给,因为随着年龄的增长,农户生产经营能力越强,金融机构更易于获取其信用信息,因此越容易获得贷款;其次,户主受教育年限对完全数量配给的影响显著为负,表明受教育程度越高的农户越容易获得贷款信息,有利于降低贷款信息成本,更容易获得贷款;第三,农户的家庭劳动力数对非借贷型配给和成本/风险型配给具有显著的正影响,由于劳动力和资本之间存在一定的替代关系,家庭劳动力人口数增加会降低农户对信贷资金的需求,由此提高了非借贷型配给以及成本/风险型配给的比率;第四,农户实际耕种面积与完全数量配给显著负相关,表明土地面积越大的农户越容易获得贷款,同时,该变量对部分数量配给的影响虽然不显著,但符号为正,也部分证明前文统计性分析的结论,即小农户更容易被完全数量配给,而大农户更容易受到部分数量配给;第五,农户的家庭年纯收入对成本/风险型配给和部分数量配给具有显著负影响,表明收入越高的农户,信贷需求越大,更容易获得贷款;第六,农户的工资收入对非借贷型配给和成本/风险型配给具有显著的正影响,其原因在于工资收入会降低农户对信贷资金的需求,工资收入越高的农户信贷需求越低(黄祖辉等,2009),其由需求方因素引起的配给水平越高。

在供给方面的三个影响因素中,是否试点地区对四种类型的信贷配给影响均为负向,但只有对完全数量配给的影响系数在10%的水平上通过显著性检验,表明农地抵押贷款试点仅对降低农户完全数量配给率具有显著影响,表明新增抵押品降低了农户申请贷款被拒的

比率,提高了农户的信贷可得性,根据风险比率(RRR)的计算结果,试点区农户受到完全数量配给的概率为非试点区的0.6倍。农户的社会关系对其成本/风险型配给和完全数量配给具有显著负影响,表明拥有社会关系的农户获得贷款的成本更低、更容易通过担保获得贷款;农户贷款经历对非借贷型信贷配给、成本/风险配给及完全数量配给具有显著的负向影响,证明信用记录、农户与银行的关系仍然是农村金融机构决定是否放贷的重要筛选条件。有贷款经验的农户更了解银行的信贷政策和程序,其信息获取水平更高且成本更低,RRR的估计结果显示,有贷款经历的农户受到成本/风险型信贷配给的概率仅仅是借贷型价格配给的0.055倍。

六、结论与政策启示

本文以江苏省新沂市为例,运用组群配对法对农地抵押贷款试点对农户信贷可得性的影响进行分析。研究发现,从村级层面,试点村的农户信贷需求率、贷款发生率均高于非试点村,试点村农户的信贷配给率低于非试点村,试点村小农户的完全数量配给率低于非试点村,大农户的部分数量配给率低于非试点村,但其差异在统计上均不显著;从农户层面,多项Logit回归模型对农户信贷配给影响因素的估计结果表明,农地抵押贷款试点对降低农户完全数量配给具有显著正影响。农地抵押可以提高农户有效信贷需求和金融机构的贷款供给,对缓解农户信贷配给、提高农户信贷可得性有一定的作用,但就目前的试点情况来看,效果并不显著。

从江苏地区的试点情况来看,由于国家相关法律政策对农地流转和抵押依然严格限制,农村农地流转市场建设尚处于起步阶段,地方政府出台相关配套政策缺乏可持续性,试点中的农地抵押贷款合约交易成本较高且面临较大的违约风险,农村金融机构参与试点的积极性不高,不愿意发放新贷款。贷款发生率过低使得试点贷款覆盖面非常有限,难以发挥预期的作用。因此,要推动农地抵押贷款试点,发挥农地抵押的功能以提高农户的信贷可得性关键在于降低农地抵押贷款合约的交易成本、降低金融机构的信贷风险。首先,应在条件允许的试点地区有选择地放开农村土地流转与抵押的法律限制,确保农地抵押贷款合同的合法性以强化借款人失去抵押品的预期,减少其违约行为。其次,加大各级政府对农业保险的财政支持力度并建立金融机构的风险补偿机制,转移和分担农村金融机构的信贷风险,缓释和弥补农地抵押贷款风险敞口。第三,积极推动农村土地确权工作,构建规模化、规范化的农村土地流转市场,有效降低抵押品的处置成本。最后,加大试点贷款的宣传普及工作,针对农户需求特点改进现有农地抵押贷款产品和服务方式,提高审批效率,降低农地抵押贷款交易成本,切实提高农户对农地抵押贷款的需求。

参考文献:

1. 褚保金、卢亚娟、张龙耀,2009:《信贷配给下农户借贷的福利效果分析》,《中国农村经济》第6期。
2. 邓纲,2010:《我国农村产权抵押融资制度改革的问题与前景——基于成都市相关新政的分析》,《农业经济问题》第11期。
3. 黄惠春、曹青、曲福田,2014:《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》,《中国土地科学》第6期。
4. 黄祖辉、刘西川、程恩江,2009:《贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释》,《经济研究》第4期。
5. 惠献波,2013:《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》,《农业经济问题》第2期。
6. 靳聿轩、张雷刚, 2012:《农户农地抵押融资方式选择行为影响因素分析——以山东临沂、枣庄、莱芜为例》,《经济与管理研究》第7期。
 7. 兰庆高、惠献波、于丽红、王春平, 2013:《农村土地经营权抵押贷款意愿及其影响因素研究——基于农村信贷员的调查分析》,《农业经济问题》第7期。
 8. 李伟伟、张云华, 2011:《土地承包经营权抵押标的及其贷款操作:11省(区、市)个案》,《改革》第12期。
 9. 刘西川、黄祖辉、程恩江, 2009:《贫困地区农户的正规信贷需求:直接识别与经验分析》,《金融研究》第4期。
 10. 张龙耀、江春, 2011:《中国农村金融市场中非价格信贷配给的理论和实证分析》,《金融研究》第7期。
 11. 朱喜、李子奈, 2006:《中国农村正式金融机构对农户的信贷配给——一个联立离散选择模型的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
 12. Besley, T. 1995. "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana." *The Journal of Political Economy* 130(5): 903-937.
 13. Besley, T., and M. Ghatak. 2009. "The de Soto Effect." CEPR Discussion Paper No. DP7259. <http://ssrn.com/abstract=1405036>.
 14. Binswanger, Hans P., and D. Klaus. 1999. "The Evolution of The World Bank's Land Policy: Principles, Experience, and Future Challenges." *World Bank Research Observer* 14(2): 247-276.
 15. Boucher, S., M. Carter, and C. Guirkinger. 2009. "Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development." *American Journal of Agricultural Economics* 90(2): 409-423.
 16. Carter, M., and P. Olinto. 2003. "Getting Institutions Right for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investments." *American Journal of Agricultural Economics* 85(1): 173-186.
 17. Feder, G., T. Onchan, Y. Chalamwong, and C. Hongladarom. 1988. *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
 18. Hare, D. 2008. "The Origins and Influence of Land Property Rights in Vietnam." *Development Policy Review* 26(3): 339-361.
 19. Hausman, J., and D. McFadden. 1984. "Specification Tests for the Multinomial Logit Model." *Econometrica* 52(5): 1219-1240.
 20. Hoff, K., and J. E. Stiglitz. 1990. "Imperfect Information and Rural Credit Markets: Puzzles and Policy Perspectives." *The World Bank Economic Review* 4(3): 235-251.
 21. Imai, K., K. Gary, and C. Nall. 2009a. "The Essential Role of Pair Matching in Cluster-Randomized Experiments, with Application to the Mexican Universal Health Insurance Evaluation." *Statistical Science* 24(1): 29-53.
 22. Imai, K., K. Gary, and C. Nall. 2009b. "Rejoinder: Matched Pairs and the Future of Cluster Randomized Experiments." *Statistical Science* 24(1): 65-72.
 23. Menkhoff, L., D. Neuberger, and O. Rungruxsivorn. 2012. "Collateral and Its Substitutes in Emerging Markets' Lending." *Journal of Banking and Finance* 36(3): 817-834.
 24. Pender, J., and J. Kerr. 1999. "The Effects of Land Sales Restrictions: Evidence from South India Agricultural." *Economics* 21(3): 279-294.
 25. Rubin, D. B. 2001. "Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation." *Health Services & Outcomes Research Methodology* 2(3): 169-188.
 26. Stiglitz, J., and A. Weiss. 1981. "Credit Rationing in Market with Imperfect Information." *American Economics Review* 71(3): 393-410.
 27. Stuart, E. A. 2010. "Matching Methods for Causal Inference: A Review and A Look Forward." *Statistical Science* 25(1): 1-21.
 28. Tassel, E. V. 2004. "Credit Access and Transferable Land Rights." *Oxford Economic Papers* 56(1): 151-166.
- (下转第96页)

International Trade and Technological Progress Direction in China: An Empirical Study Based on Manufacturing Level Panel Data

Chen Huan¹ and Wang Yan²

(1: School of Economics, Nankai University;

2: Institute of Economic and Social Development, Nankai University)

Abstract: Biased technological progress is an important factor in affecting factor income shares, but the factors influencing the direction of technological progress are ignored. Based on the normalized supply-side system method, this paper measures the direction of technological progress and the dynamic evolution process in China's manufacturing industry during 1980–2011. The results show that technological progress of most manufacturing industries is capital-biased; 1996 is the turning point of China's manufacturing technological progress direction. On this basis, we analyze the reasons of biased technological progress during 1996–2011, focusing on the role of international trade. It is found that international trade has considerable explanatory power for it, because international trade makes our country imitate the direction of technological progress in the developed countries. Such biased technological progress can also be explained by capital deepening, the proportion of state-owned economy, R&D investment and foreign direct investment.

Keywords: International Trade, Direction of Technological Progress, Normalized Supply-Side System Method

JEL Classification: O14, O33

(责任编辑:彭爽)

(上接第 83 页)

Rural Land Contracting Right Mortgage Loan and Credit Access: An Empirical Analysis Based on Cluster Matched Pairs

Huang Huichun¹, Qi Yan¹ and Cheng Lan²

(1: College of Finance, Nanjing Agricultural University; 2: Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Davis)

Abstract: Using cluster matched-pairs of experimental and non-experimental villages to study rural land contracting right mortgage loan in Xinyi in Jiangsu Province, we evaluate the impact of the land loan on farmer credit access. The results show that: First, The demand and loan take-up rate in experimental villages is higher than that in non-experimental villages, but the credit rationing rate is lower in experimental villages. Compared with non-experimental villages, the completed quantity rationing rate of small farmers and the partial quantity rationing rate of big farmers are lower in experimental villages. But the t-test shows that the difference is not significant. Second, The regression result of multiple logit model shows that the experiment has a significantly negative impact on completed quantity rationing rate. Because of the current law, economic and social conditions in rural areas, the land loan take-up rate is low and the experiment is less efficiency.

Keywords: Land Contracting Right Mortgage Loan, Credit Rationing, Cluster Matching, Multiple Logit Model

JEL Classification: G21, G28

(责任编辑:彭爽)