

银保互联对中国农村正规信贷配给的影响*

——基于 4 省 1014 户农户调查数据的分析

彭 澎¹ 吴承尧¹ 肖斌卿²

摘要: 本文结合中国农村金融服务体系存在的实际问题,以信贷配给理论为基础,利用 4 省 1014 户农户样本数据,采用 Probit、Tobit 等方法考察了银保互联贷款模式对中国农村正规信贷市场中信贷配给的影响。研究发现,银保互联可以缓解农户面临的需求方配给和来自于供给方的数量配给。一方面,银保互联使得原本不愿意向银行申请贷款的农户将名义信贷需求转变为有效信贷需求;另一方面,银保互联提高了农户的信贷可得性,其完全数量配给和不完全数量配给都得到了缓解。总之,通过跨行业合作实现信贷和保险耦合的银保互联贷款模式对中国农村正规信贷市场的健康发展具有积极意义。

关键词: 数量配给 需求方配给 银保互联 农村金融

中图分类号: F832.35 **文献标识码:** A

一、引言

党的十九大报告提出乡村振兴战略,这为解决中国的农业农村农民问题指明了方向。实现这样的目标离不开正规金融的支持。但是,发展中国家农户普遍面临正规信贷配给。因此,降低农村正规信贷市场的金融供给抑制程度、减少资金要素对于农户日常经营的限制,就显得十分重要。中国政府为此尝试对农村信贷市场进行改革。自 2006 年银监会发布《关于调整放宽农村地区银行业金融机构准入政策的若干意见》以来,农村地区金融机构的数量、种类以及普惠金融的覆盖面都得到了明显提高,但仍不足以支撑乡村振兴战略的发展。特别是伴随着新型城镇化的加速和现代农业的发展,从事各种产业的农户都对信贷资金的额度、使用期限等提出更高的要求,但其中仍然有很多人无法从银行获得贷款。在中国农村地区,来自供给侧的正规信贷配给依然严重。很多有资金需求的

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“风险与时间偏好异质性粮食规模户的市场风险管理策略优化研究”(项目编号:71803083)、国家博士后科学基金项目“时间和风险偏好异质性种粮大户的市场风险规避行为研究”(项目编号:2018M632322)、南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金项目“农村土地三权分置下的普惠金融”(项目编号:SKYC2018006)的资助。感谢吕开宇教授对本文的指导和帮助。本文通讯作者:肖斌卿。

农户倾向于通过赊购，或从亲戚朋友、民间放贷人及互助资金组织等非正规金融渠道获得有限的资金，而不愿向正规金融机构申请贷款。这可能是因为长期存在的“贷款难”问题影响了农户的融资行为预期和选择（刘西川、程恩江，2009）。显然，如何从需求和供给两个方面解决中国的农村正规信贷配给，值得深入研究。

从微观层面出发的贷款模式创新有可能解决这一问题。现有研究大多围绕关系型贷款技术或信用评分卡展开。前者是正规金融机构最常用的贷款技术之一，后者则在中国农村信贷市场中以信用评级形式被广泛运用。这两种方式的确对促进中国农村信贷市场发展起到了一定作用，但其适用范围局限于银行业内。其实，通过不同金融行业间的合作实现贷款模式创新，不失为一种有效的选择，比如通过银行业和保险业合作实现的银保互联贷款模式（以下简称“银保互联”）。银保互联是指缺少抵押担保的农户在申请贷款时购买特定的保险，银行为该保险的第一受益人，贷款经银行审批通过后，农户可用其作为抵押替代来申请贷款。理论上讲，银保互联应当能够缓解农村正规信贷配给。

目前，有关银保互联的研究集中于在微观层面对其进行描述，以数据为支撑进行详细论证的文献不多，且主要聚焦于对正规信贷市场中供给方行为的探讨（例如 Giné and Yang, 2011; McIntosh et al., 2013; 刘祚祥、黄权国，2012）。本文尝试利用 4 省 1014 个农户的调查数据，同时从供给方和需求方分析银保互联对农村正规信贷配给的影响。

二、文献回顾与假说提出

（一）农村正规信贷配给的概念界定

Stiglitz and Weiss (1981) 将信贷配给定义为两种状态：一是在总的信贷供给充足的情况下，借款人在给定的利率水平下无法得到贷款；二是在同质的借款人中，一些人可以得到贷款而另一些人的申请会被拒绝。信息不对称是造成这两种状态的根本原因。张文路（2006）、任建军（2009）发现，不少国外学者将信贷配给划分为四种情况：利率配给、见解分歧配给、风险红线配给和纯粹的信贷配给。总体上讲，这些学者将信贷配给界定为借款人的信贷需求难以被完全满足的情况，并明确了借贷双方信息不对称在其中的作用。但是，直接按照这样的概念研究农村正规信贷配给可能有失偏颇。Boucher et al. (2005, 2008) 研究发现：作为造成信贷配给的根本原因，信息不对称不仅会影响供给方的行为，而且会影响需求方实现自身利润目标的能力，因此，在界定农村正规信贷配给现象时需要考虑需求方的行为特点。

长期以来，在发展中国家，正规金融机构向农户提供的信贷合约，要么额度太小不能满足其需求，要么利率或潜在的交易成本过高，超出大多数农户的承受能力（张龙耀、江春，2011）。很多农户不得不主动放弃表达正规信贷需求的机会，转而通过民间借贷等非正规渠道满足自身资金需求。换言之，由信息不对称导致的银行贷款高利率、高交易成本等制度化门槛会使厌恶风险的农户进一步压抑自身的贷款需求（程郁等，2009）。仅关注来自供给方的因素而忽略存在于需求方的信贷配给机制可能会影响农村正规信贷配给研究的客观性。因此，Boucher et al. (2005, 2008), Fletschner et

al. (2010), 程恩江、刘西川 (2010), 张龙耀、江春 (2011) 和张三峰等 (2013a) 在研究发展中国家农村地区的正规信贷配给时, 均建立了同时包括供给方和需求方的分析框架, 在这类分析框架中, 农户面临的正规信贷配给包括数量配给和需求方配给。其中, 数量配给来自供给方, 是指农户的贷款申请额度完全或部分被银行拒绝, 贷款申请额度被全额拒绝的情况称为完全数量配给, 贷款申请额度被部分拒绝的情况称为不完全数量配给。而需求方配给可以分为三类: 一是风险配给, 即农户因厌恶贷款的风险而主动放弃申请贷款; 二是交易成本配给, 即农户因不愿意承担较高的交易成本而选择主动放弃申请贷款; 三是价格配给, 即农户因利率太高或无资金需求等原因而主动放弃申请贷款。

(二) 农村正规信贷配给的度量

本文拟借鉴 Boucher et al. (2005, 2008) 提出的直接诱导式询问方法来衡量农户面临的正规信贷配给。与 Petrick (2004) 提出的传统度量方法相比, 采用该方法更易收集到有效信息且可以避免可能存在的不易量化、不同配给类型无法兼顾等问题 (彭澎、吕开宇, 2017)。本文中, 直接诱导式询问方法主要包括三个步骤: 一是询问农户是否向银行申请过贷款; 二是对于没有申请过贷款的农户, 询问其未申请的原因, 对于申请过贷款的农户, 询问其贷款获得情况; 三是识别农户所遭受正规信贷配给的类型。具体方法如图 1 所示。

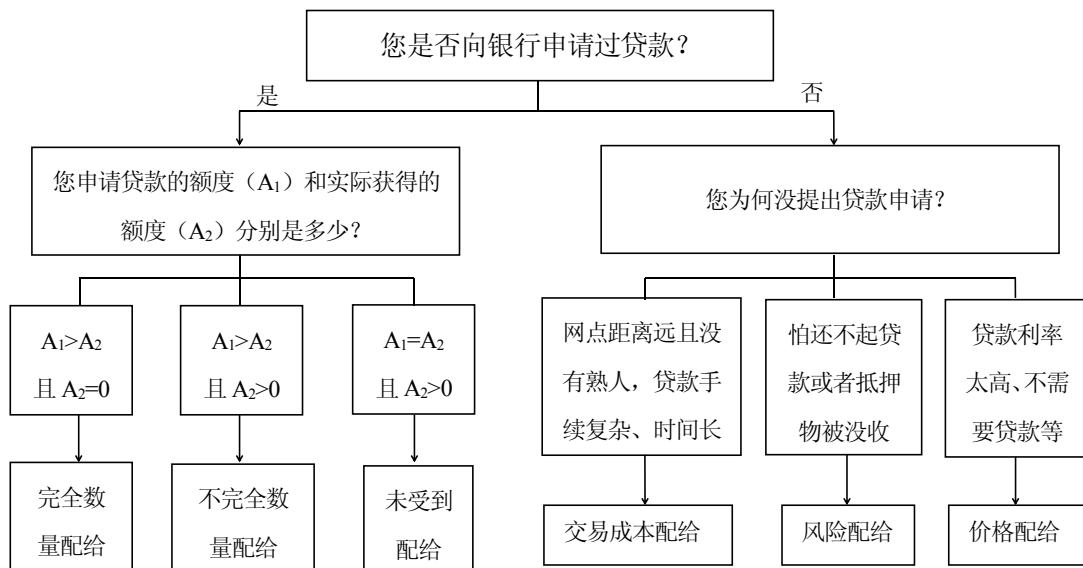


图 1 农村正规信贷配给的度量方法

(三) 银保互联对农村正规信贷配给的影响

银保互联所涉及的保险品种一般为农业保险、人身意外伤害保险和贷款保证保险中的一种或多种。银保互联通常会得到政府的支持, 具体方式为直接补贴保费和设立风险资金池。在直接补贴方式中, 政府通过财政补贴与农户分摊保费, 以降低农户为申请贷款而额外支付的购买保险成本。在设立风险资金池方式中, 政府利用财政资金设立风险补偿基金, 用于为农户提供保障和损失代付 (谢玉梅等, 2015)。

银保互联可以改善农村正规信贷配给。首先，从供给方来讲，银保互联缓解了农户面临的数量配给。一方面，保险可以直接替代抵押物，农户不会因缺乏抵押物而直接被拒于正规信贷市场之外。另一方面，由于政府或第三方（如合作社）可以利用其信息优势提前筛选出低风险的借款农户，银行识别借款农户风险的能力增强，借贷双方信息不对称程度降低。相应地，农户还款的不确定性也降低，从而其信贷可得性提高，原本面临的数量配给也将得到缓解。其次，从需求方来讲，银保互联可以缓解农户面临的交易成本配给、风险配给和价格配给。一方面，保险公司在调查过程中会收集被甄别农户的信息，这能够增强银行的信息生产能力（von Pischke, 1986），银行贷前调查的工作量减少，信息搜集成本也相应降低，农户办理贷款的手续得以简化。原本主动退出正规信贷市场的农户将形成有效信贷需求，交易成本配给将得到缓解。另一方面，农户可以通过投保来降低失去抵押物的风险，从而缓解风险配给（任劼等，2015）。银保互联中的农业保险能有效分散农户的农业生产经营风险。借款农户不用担忧因经营失败无力偿还贷款而丧失抵押物，其申请贷款的意愿增强，风险配给程度将降低。再一方面，由于政府会直接补贴保费或设立风险资金池，农户需要支付的保费较少，发生逆向选择的概率可以忽略，农村信贷市场的整体风险基本能维持原有水平。在信贷市场整体风险不增加的前提下，由于保险公司承担了一部分风险，银行实际面临的违约风险降低，贷款利率也可随之降低。因利率过高而放弃申请贷款的农户将面临更可承受的贷款成本，价格配给将得到缓解。综上所述，本文提出如下研究假说：

假说 1：银保互联可缓解农村正规信贷市场中的数量配给，提高银行向农户发放贷款的积极性，有助于农村金融供给方改革。

假说 2：银保互联可缓解农村正规信贷市场中来自于需求方的交易成本配给、风险配给和价格配给，增强农户向银行申请贷款的意愿。

三、研究设计

（一）数据来源

本文研究所使用的数据来源于中国农业科学院调查组 2015 年 8 月对四川、浙江、黑龙江、河南 4 个省 1039 户粮食生产农户的调查。该调查内容涉及农户生产经营活动、金融活动等。选择这些省份的原因是：它们分别位于中国西部地区（四川）、东部地区（浙江）、东北地区（黑龙江）和中部地区（河南），无论是就经济发展水平还是农业生产经营类型而言，它们在各自所属地区都极具代表性，能够反映当地农村正规信贷市场的情况。在抽取农户样本时，首先，调查组在每个省将所有县（区、市）按照 2014 年地区生产总值由高到低排序并等分为 4 组，在每组抽取 1 个县（区、市）。然后，在考虑数据可得性的基础上，分别在每个县（区、市）选取 3~4 个乡镇，在每个乡镇选取 2 个行政村。最后，在每个行政村随机抽取 8~10 户粮食生产农户并发放调查问卷。在删除了数据缺失较多或存在明显错误的问卷之后，最终实际使用的样本数量为 1014 户。

（二）模型设定与变量选择

本文的实证分析分为三个部分。其中，第一部分和第二部分适用于对假说 1 的验证，第一部分

和第三部分则共同构成对假说 2 的验证。

第一部分参考陈云松（2012）的研究，使用 Heckprobit 模型分析银保互联对农村正规信贷配给整体情况的影响，以解决样本可能存在的自选择偏误，模型的具体形式如(1)式所示。如果 Heckprobit 模型的结果表明样本不存在自选择偏误，那么，本文将借鉴张三峰等（2013b）的方法，通过 Probit 模型研究银保互联对农户所面临的需求方配给和数量配给的影响，模型的具体形式如（2）式和（3）式所示。第二部分聚焦于需求方配给。在为农户受到的不同类型的需求方配给设置多个虚拟变量的基础上，本文通过 Probit 模型研究银保互联对各种需求方配给的具体影响，模型的具体形式如（4）～（6）式所示。第三部分聚焦于数量配给。由于银行决策时通常先决定是否向农户发放贷款，再确定贷款额度，因此，本文可将银行的第一阶段决策看作借款农户是否没有受到完全数量配给，将第二阶段决策看作没有受到完全数量配给的农户是否受到不完全数量配给。鉴于此，本文以贷款额度反映农户受到不完全数量配给的程度，通过 Tobit 模型分析银保互联对数量配给的具体影响，模型的具体形式如（7）式所示。按照上述思路，模型的基本表达式如下：

第一部分：

$$\begin{cases} \text{probit}(\text{demand}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{cre_ins} + \alpha_2 \text{cre_deg} + \alpha_3 \text{length} + \alpha_4 Z + \alpha_5 \text{big} + \alpha_6 \lambda + \varepsilon \\ \text{probit}(\text{quan_rat}) = \alpha_{0a} + \alpha_{1a} \text{cre_ins} + \alpha_{2a} \text{cre_deg} + \alpha_{3a} \text{length} + \alpha_{4a} Z + \varepsilon \end{cases} \quad (1)$$

$$\text{probit}(\text{dem_rat}) = \alpha_{0b} + \alpha_{1b} \text{cre_ins} + \alpha_{2b} \text{cre_deg} + \alpha_{3b} \text{length} + \alpha_{4b} Z + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{probit}(\text{quan_rat}) = \alpha_{0c} + \alpha_{1c} \text{cre_ins} + \alpha_{2c} \text{cre_deg} + \alpha_{3c} \text{length} + \alpha_{4c} Z + \varepsilon \quad (3)$$

第二部分：

$$\text{probit}(\text{tran_rat}) = \beta_{0a} + \beta_{1a} \text{cre_ins} + \beta_{2a} \text{cre_deg} + \beta_{3a} \text{length} + \beta_{4a} Z + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{probit}(\text{risk_rat}) = \beta_{0b} + \beta_{1b} \text{cre_ins} + \beta_{2b} \text{cre_deg} + \beta_{3b} \text{length} + \beta_{4b} Z + \varepsilon \quad (5)$$

$$\text{probit}(\text{price_rat}) = \beta_{0c} + \beta_{1c} \text{cre_ins} + \beta_{2c} \text{cre_deg} + \beta_{3c} \text{length} + \beta_{4c} Z + \varepsilon \quad (6)$$

第三部分：

$$\text{tobit}(\text{supply_amount}) = \gamma_0 + \gamma_1 \text{cre_ins} + \gamma_2 \text{cre_deg} + \gamma_3 \text{length} + \gamma_4 Z + \varepsilon \quad (7)$$

上述模型所涉及变量如表 1 所示。

表 1 模型所涉及变量

变量类型	变量代码	变量名称	取值
因变量（第一	<i>demand</i>	申请贷款行为	农户在 2014 年是否向银行提出过贷款申请：是=1，

银保互联对中国农村正规信贷市场配给的影响

部分)	<i>quan_rat</i>	数量配给	否=0 农户在 2014 年是否被银行完全或部分拒绝发放贷款: 是=1, 否=0
	<i>dem_rat</i>	需求方配给	农户在 2014 年是否主动放弃向银行申请贷款: 是=1, 否=0
因变量 (第二部分)	<i>tran_rat</i>	交易成本配给	农户在 2014 年是否因为贷款的交易成本过高 ^a 而主动放弃申请贷款: 是=1, 否=0
	<i>risk_rat</i>	风险配给	农户在 2014 年是否因为厌恶贷款的潜在风险 ^b 而主动放弃申请贷款: 是=1, 否=0
	<i>price_rat</i>	价格配给	农户在 2014 年是否因为没有需求或者贷款的利率过高而主动放弃申请贷款: 是=1, 否=0
因变量 (第三部分)	<i>supply_amount</i>	获得贷款额度	农户在 2014 年获得的贷款额度 (万元)
核心自变量	<i>cre_ins</i>	银保互联	农户在 2014 年是否参与了银保互联: 是=1, 否=0
重要控制变量	<i>cre_deg</i>	信用评级	农户在 2014 年是否是信用用户: 是=1, 否=0
	<i>length</i>	银农关系长度	截至 2014 年, 农户与有业务往来的银行保持往来的时间长度 (年)
识别变量 (第一部分)	<i>big</i>	大事件支出	农户在 2014 年是否有重大事件的支出: 是=1, 否=0
其他控制变量 Z	<i>norea</i>	东北地区虚拟变量	农户所在省份是否为黑龙江? 是=1, 否=0
	<i>east</i>	东部地区虚拟变量	农户所在省份是否为浙江? 是=1, 否=0
	<i>west</i>	西部地区虚拟变量	农户所在省份是否为四川? 是=1, 否=0
	<i>land</i>	土地面积	农户在 2014 年经营的与种植业相关的土地面积(包括耕地面积与园地面积) (亩)
	<i>labor</i>	劳动投入	农户 2014 年家庭劳动力及雇佣劳动力从事农业生产的总时间 (月 ^c)
	<i>asset</i>	农业资产	农户 2014 年末农业资产价值 (万元)
	<i>hou_num</i>	家庭人口数量	农户 2014 年家庭户籍人口数量 (人)
	<i>per_bur</i>	单位劳动力抚养负担	农户 2014 年家庭户籍人口数量和家庭劳动力数量之差与家庭劳动力数量的比值
	<i>age</i>	户主年龄	户主实际年龄 (岁)
<i>age²</i>	户主年龄平方项	户主年龄的平方项	
<i>edu</i>	户主受教育年限	户主实际受教育年限 (年)	

a 按照图 1 所示的度量方法, 贷款的交易成本过高表现为: 办理贷款的网点距离远且没有熟人, 贷款手续多、花费时间长等。

b 按照图 1 所示的度量方法, 厌恶贷款的潜在风险表现为: 怕还不起贷款或者抵押物被没收。

c 在问卷中, 有关劳动时间的问题的单位是小时。本文在计算劳动投入时按照每月 30 天、每天 24 小时进行了折算。

在表 1 所示的变量中, *cre_ins* 表示农户是否参加了银保互联, 这是本文实证研究的核心变量。

Z 为一组包括户主特征、家庭特征、生产经营特征、所处地域等在内的控制变量。除了银保互联外，信用评分技术和关系型贷款技术在中国农村信贷市场中也被广泛运用（Petersen and Rajan, 1994；周群力、丁骋骋，2013）。因此，在模型中添加了反映这两种技术的自变量。前者用信用评级（ cre_deg ）来表示，即农户是否为信用用户；后者用银农关系长度（ $length$ ）来表示，即农户与有业务往来的银行保持往来的时间长度（Boot and Thakor, 1994）。在 Heckprobit 模型中，如果两个阶段的自变量完全相同，那么，回归系数会难以被识别。因此，第一阶段至少需要包含一个满足排他性的自变量（Wooldridge, 2010；杨汝岱等，2011）。参考李庆海等（2016）的方法，本文选择大事件支出（ big ）作为第一阶段的识别变量，理论上讲，这一变量应当对申请贷款行为因变量产生正向的影响。

四、实证分析结果

（一）描述性统计分析

表 2 展示了样本农户的正规信贷配给情况。总体上讲，受到需求方配给和数量配给的样本农户分别为 849 户和 16 户，说明前者为农村正规信贷配给的主要形式。在受到需求方配给的样本农户中，受到交易成本配给、风险配给和价格配给的样本农户数量分别占 23.09%、10.72%和 66.19%，风险配给在需求方配给中的占比最小。受到需求方配给和数量配给的样本农户占比的省际差异并不大，但是，在受到需求方配给的样本农户中，受到交易成本配给、风险配给和价格配给的样本农户占比存在一定的省际差异。相较于东部地区和西部地区，东北地区和中部地区的样本农户更易受到交易成本配给和风险配给。

配给类型	总体	西部地区	东部地区	东北地区	中部地区
未受到正规信贷配给	149	19	29	70	31
受到需求方配给	849	240	225	172	212
受到交易成本配给	196	39	30	55	72
受到风险配给	91	24	12	30	25
受到价格配给	562	177	183	87	115
受到数量配给	16	4	2	3	7

银保互联、获得贷款额度和其他重要变量的描述性统计如表 3 所示。首先，银保互联变量的均值为 0.1320，即样本中 13.20%的农户参与了银保互联。获得贷款额度变量的均值为 1.3319，最大值为 100，标准差为 5.8492。可以看出，银行向农户提供的贷款金额有限且差异较大。这意味着，农户可能在一定程度上面临着数量配给问题。其次，银农关系长度变量的均值为 6.0138，标准差较小。这表明，样本农户与银行建立业务往来并享受金融服务的时间还较短。第三，信用评级变量的均值和标准差分别为 0.4741 和 0.4996，说明有近半数样本农户被评为信用用户。此外，劳动投入变量的均

值和最大值都超过了 12，说明样本农户普遍投入了雇佣劳动力。

表 3 主要变量的描述性统计

变量名称	均值	最大值	最小值	标准差
银保互联	0.1320	1	0	0.3386
获得贷款额度	1.3319	100	0	5.8492
银农关系长度	6.0138	62	0	9.5565
信用评级	0.4741	1	0	0.4996
土地面积	83.8226	12000	0.9	403.5368
农业资产	4.2225	849.5000	0	28.5207
户主年龄	52.9844	83	24	10.7375
户主受教育年限	6.7146	16	0	3.1278
家庭人口数量	4.5650	15	1	1.8933
单位劳动力抚养负担	0.5157	5	0	0.6064
劳动投入	35.0765	13144.8200	0	474.0562

(二) 结果分析

1. 第一部分。如表 4 所示，在 (1) 式 Heckprobit 模型中，银保互联对申请贷款行为在 1% 的水平上有显著的正向影响，对数量配给在 10% 的水平上有显著的负向影响。这一结果在一定程度上反映出银保互联可以缓解农户面临的需求方配给和数量配给。但是，考虑到 Heckprobit 模型的逆米尔斯比率的 p 值为 0.4410，说明可能不存在样本自选择偏误的问题。因此，本文分别借助 (2) 式 Probit 模型和 (3) 式 Probit 模型的结果对前文提出的假说进行验证。

本文首先采用 Probit 模型 (2) 分析需求方配给情况。银保互联在 1% 的水平上有显著的负向影响；同时，如表 5 所示，农户参与银保互联的概率每提高 1%，其受到需求方配给的概率将降低 0.2909%。这正如张建军、许承明 (2013) 利用苏鄂两省数据研究所得出的结论：农业信贷与保险的互联会促使农户的信贷决策发生改变。引入保险后，信贷合约发生了符合农户诉求的调整，因此，农户主动申请贷款的意愿增强。假说 1 得到了初步验证。

在控制变量中，银农关系长度对需求方配给在 1% 的水平上有显著的负向影响。银行和农户之间业务往来持续时间越长，信息不对称程度就越低，银行向农户放贷的风险就越小。一方面，放贷风险的降低会在信贷合约中体现为较低的抵押要求和利率水平，另一方面，放贷风险的降低也会使得农户办理贷款业务的手续得以简化。显然，这能够提高农户申请贷款的积极性，缓解需求方配给。户主年龄与需求方配给之间呈现“正 U 型”关系，说明户主为年轻人和老年人的农户受到需求方配给的概率更高。这可能是由于户主为中年人的农户的生产经营规模相对更稳定，与户主为事业刚起步的年轻人或将要退休的老年人相比有更旺盛的资金需求。西部地区虚拟变量和东北地区虚拟变量分别在 5% 和 10% 的水平上有显著的正向影响。这说明，西部地区和东北地区的农户更有可能受到需求方配给。

表 4 第一部分的模型估计结果

银保互联对中国农村正规信贷市场配给的影响

变量	(1) 式 Heckprobit 模型				(2) 式 Probit 模型		(3) 式 Probit 模型	
	第一阶段		第二阶段		需求方配给		数量配给	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误
银保互联	3.0280***	0.2000	-6.2363*	3.3579	-3.0291***	0.1972	-7.7997***	2.9143
信用评级	0.2057	0.1660	0.6425	0.7447	-0.2091	0.1579	0.7751	0.8967
银农关系长度	0.0268***	0.0077	-0.0981	0.0613	-0.0292***	0.0072	-0.1281**	0.0600
大事件支出	7.9760	3378.6220	—	—	—	—	—	—
东北地区虚拟变量	-0.2960	0.2349	-3.0575*	1.6539	0.3899*	0.2276	-3.1828*	1.7814
东部地区虚拟变量	-0.3085	0.2427	-2.0838	1.3875	0.3823	0.2338	-2.1273	1.5696
西部地区虚拟变量	-0.5397**	0.2404	-1.1055	1.0288	0.4979**	0.2220	-0.9378	1.1090
土地面积	0.0005	0.0004	0.0096**	0.0049	-0.0005	0.0004	0.0102**	0.0052
农业资产	-0.0066	0.0054	-0.0977	0.0913	0.0070	0.0054	-0.0999	0.0090
户主年龄	0.1455*	0.0756	-1.9985**	0.9094	-0.1461**	0.0719	-2.2984**	0.9258
户主年龄平方项	-0.0016**	0.0007	0.0187**	0.0085	0.0015**	0.0007	0.0217**	0.0086
户主受教育年限	0.0020	0.0269	-0.1217	0.1513	-0.0083	0.0259	-0.1513	0.1706
家庭人口数量	0.0078	0.0445	-0.0434	0.2005	-0.0199	0.0408	-0.0694	0.2228
单位劳动力抚养负担	0.1048	0.1198	-1.5297*	0.9013	-0.1498	0.1088	-1.7291*	0.9638
劳动投入	0.0004	0.0005	-0.0040	1.6539	-0.0003	0.2276	-0.0041	0.0040
常数项	-5.1308***	1.9463	53.6707**	25.8007	5.2407***	1.8664	62.5025**	25.3944
逆米尔斯比率p值	0.4410				—		—	
最大似然函数值	-179.9835				-185.3082		-13.9935	
观测值	1014				1014		165	

注：*、**、***分别表示变量在10%、5%、1%的水平上显著。

表 5 (2) 式 Probit 模型和 (3) 式 Probit 模型的模型估计结果 (续)

变量	(2) 式 Probit 模型 需求方配给	(3) 式 Probit 模型 数量配给
银保互联	-0.2909***	-0.3630***
信用评级	-0.0201	0.0361
银农关系长度	-0.0028***	-0.0060**
东北地区虚拟变量	0.0374*	-0.1481**
东部地区虚拟变量	0.0367	-0.0990
西部地区虚拟变量	0.0478**	-0.0437
土地面积	-0.0000	0.0005**
农业资产	0.0007	-0.0047
户主年龄	-0.0140**	-0.1070***
户主年龄平方项	0.0001**	0.0010***
户主受教育年限	-0.0008	-0.0070

家庭人口数量	-0.0019	-0.0032
单位劳动力抚养负担	-0.0144	-0.0805**
劳动投入	-0.0000	-0.0002

注：*、**、***分别表示变量在 10%、5%、1%的水平上显著。

本文然后采用 Probit 模型（3）分析数量配给的情况。银保互联在 1%的水平上有显著的负向影响。如表 5 所示，农户参与银保互联的概率每提高 1%，其受到数量配给的概率会降低 0.3630%。这是因为作为抵押替代的银保互联有效缓解了借贷双方的信息不对称。农户即使不一定能以信用用户的身份获得贷款，也能通过购买保险提高自己的贷款可得性。假说 2 得到了初步验证。

在控制变量中，银农关系长度对数量配给在 5%的水平上呈现显著的负向影响。这说明，一方面，银行与农户建立业务往来的时间越长，双方的关系越紧密，银行越愿意向农户发放贷款，数量配给问题因而能够得到缓解；另一方面，相比于关系型贷款，银行更愿意优先向参与银保互联的农户放贷。户主年龄与数量配给之间呈现“正 U 型”关系。这说明，户主为中年人、生产经营状况相对稳定的农户更受银行青睐。土地面积在 5%的水平上有显著的正向影响。这可能是由于样本农户所在地区农地经营权抵押贷款较为少见。此外，单位劳动力抚养负担和东北地区虚拟变量也都在 10%的水平上有显著的负向影响。

2.第二部分。表 6 报告了 Probit 模型（4）~（6）的估计结果。由表 6 可知，银保互联对不同类型的需求方配给均有显著的负向影响。样本农户参与银保互联的概率每增加 1%，其受到交易成本配给、风险配给和价格配给的概率分别会降低 0.3209%、0.1864%和 0.6015%。可以看出，对于主动退出农村正规信贷市场的农户而言，无论其因何退出，银保互联都能增强其申请正规贷款的意愿。这一结果进一步验证了假说 1。此外，东北地区农户可能会更多地遭受风险配给、交易成本配给，东部地区和西部地区农户受到价格配给会较多，即这些地区的农户在申请贷款时可能会更加重视贷款的交易成本、风险问题和利率水平。

表 6 第二部分的模型估计结果

变量	(4) 式 Probit 模型 交易成本配给		(5) 式 Probit 模型 风险配给		(6) 式 Probit 模型 价格配给	
	估计系数	边际效应	估计系数	边际效应	估计系数	边际效应
银保互联	-1.2862***	-0.3209***	-1.2535***	-0.1864***	-1.9086***	-0.6015***
信用评级	-0.0148	-0.0037	-0.0389	-0.0058	-0.0377	-0.0119
银农关系长度	0.0065	0.0016	0.0029	0.0004	-0.0144***	-0.0045***
东北地区虚拟变量	-0.0781	-0.0195	0.4193**	0.0624**	-0.0627	-0.0198
东部地区虚拟变量	-0.5871***	-0.1465***	-0.4018**	-0.0598**	0.7173***	0.2261***
西部地区虚拟变量	-0.5558***	-0.1387***	-0.1221	-0.0182	0.6288***	0.1982***
土地面积	-0.0002	-0.0000	-0.0002	-0.0000	-0.0001	-0.0000
农业资产	0.0032	0.0008	-0.0224	-0.0033	0.0019	0.0006
户主年龄	0.0140	0.0035	-0.0687*	-0.0102*	-0.0015	-0.0005

银保互联对中国农村正规信贷市场配给的影响

户主年龄平方项	-0.0002	-0.0000	0.0007*	0.0001*	0.0000	0.0000
户主受教育年限	-0.0010	-0.0002	-0.0343	-0.0051	0.0096	0.0030
家庭人口数量	0.0114	0.0028	0.0405	0.0060	-0.0288	-0.0091
单位劳动力抚养负担	0.1236	0.0308	0.0409	0.0061	-0.1779**	-0.0561**
劳动投入	-0.0006	-0.0001	0.0000	0.0000	-0.0001	-0.0000
常数项	-0.8400	—	0.4416	—	0.2341	—
最大似然函数值	-453.4477		-279.1419		-561.9565	
观测值	1014		1014		1014	

注：①*、**、***分别表示变量在 10%、5%、1%的水平上显著。②限于篇幅，本表没有报告标准误。

3.第三部分。表 7 报告了 Tobit 模型的估计结果。首先，银保互联在 1%的水平上对农户获得贷款额度有显著的正向影响。农户参加银保互联的概率每提高 1%，其获得的贷款额度可提高 548.10 元。这说明，银保互联可以显著降低农户面临数量配给的程度，因为它通过政府和保险公司的增信加强了银行的放贷意愿，从而降低了对申贷农户不完全数量配给的程度。假说 2 得到了进一步验证。在控制变量中，银农关系长度在 1%的水平上有显著的正向影响，农户与银行有业务往来的时间每增加 1 年，其获得贷款额度会增加 573 元。此外，西部地区 and 东北地区农户获得贷款的额度更低，更有可能受到来自于正规金融机构的不完全数量配给。

表 7 第三部分 (Tobit 模型) 模型估计结果

变量	估计系数	标准误	边际效应
银保互联	31.8467***	2.1529	5.4810***
信用评级	1.8172	1.8709	0.3128
银农关系长度	0.3327***	0.0833	0.0573***
东北地区虚拟变量	-4.2661*	2.5218	-0.7342*
东部地区虚拟变量	0.5465	2.5747	0.0941
西部地区虚拟变量	-4.5684*	2.7350	-0.7863*
土地面积	0.0024	0.0041	0.0004
农业资产	-0.0178	0.0565	-0.0031
户主年龄	0.7917	0.6673	0.1363
户主年龄平方项	-0.0077	0.0066	-0.0013
户主受教育年限	0.1124	0.2947	0.0193
家庭人口数量	-0.0006	0.4657	-0.0001
单位劳动力抚养负担	1.3955	1.2730	0.2402
劳动投入	0.0006	0.0009	0.0001
常数项	-46.0685***	17.4806	—
观测值	1014		

注：*、**、***分别表示变量在 10%、5%、1%的水平上通过了显著性检验。

五、结论

本文基于微观调查数据，考察了银保互联对中国农村正规信贷配给的影响，得出了如下主要结论：首先，银保互联通过改变正规金融机构提供的信贷合约条款，增强了农户主动申请贷款的意愿，缓解了他们面临的各种需求方配给。其次，对于已提出贷款申请的农户，银保互联能够提高其信贷可得性，增加其获得贷款的额度，进而缓解其遭受的数量配给。第三，相比于关系型贷款和信用卡等传统贷款技术，银保互联在缓解农村正规信贷配给方面的效果更突出。

根据本文研究结论，可以得到以下启示：相比于传统农业贷款模式，金融领域的跨行业合作可能成为未来解决农村金融难题的有效思路之一。面对缺少抵押品且风险较高的农户，正规金融机构可以通过银保互联为传统农业贷款模式下无法获得贷款的农户发放贷款。这既扩大了正规金融机构自身的业务范围，也更好地实现了金融普惠。政府应当结合各地的实际情况对银保互联予以适当推广，并通过适度整合农村正规信贷市场实现金融资源的最优配置。

参考文献

- 1.陈云松，2012：《农民工收入与村庄网络——基于多重模型识别策略的因果效应分析》，《社会》第4期。
- 2.程恩江、刘西川，2010：《小额信贷缓解农户正规信贷配给了吗？——来自三个非政府小额信贷项目区的经验证据》，《金融研究》第12期。
- 3.程郁、韩俊、罗丹，2009：《供给配给与需求压抑交互影响下的正规信贷约束：来自1874户农户金融需求行为考察》，《世界经济》第5期。
- 4.李庆海、吕小锋、孙光林，2016：《农户信贷配给：需求型还是供给型？——基于双重样本选择模型的分析》，《中国农村经济》第1期。
- 5.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。
- 6.刘祚祥、黄权国，2012：《信息生产能力、农业保险与农村金融市场的信贷配给——基于修正的S-W模型的实证分析》，《中国农村经济》第5期。
- 7.彭澎、吕开宇，2017：《农户正规信贷交易成本配给识别及其影响因素——来自浙江省和黑龙江省466户农户调查数据分析》，《财贸研究》第3期。
- 8.任建军，2009：《信贷配给理论发展、模型与实证研究》，《金融论坛》第4期。
- 9.任劼、孔荣、Calum Turvey，2015：《农户信贷风险配给识别及其影响因素——来自陕西730户农户调查数据分析》，《中国农村经济》第3期。
- 10.谢玉梅、齐琦、赵海蕾，2015：《基于综合险的银保合作模式：典型个案及理论含义》，《农业经济问题》第5期。
- 11.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥，2011：《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》，《经济研究》第11期。
- 12.张建军、许承明，2013：《农业信贷与保险互联影响农户收入研究——基于苏鄂两省调研数据》，《财贸研究》第5期。
- 13.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。

- 14.张三峰、卜茂亮、杨德才, 2013a: 《信用评级能缓解农户正规金融信贷配给吗? ——基于全国 10 省农户借贷数据的经验研究》,《经济科学》第 2 期。
- 15.张三峰、王非、贾愚, 2013b: 《信用评级对农户融资渠道选择意愿的影响——基于 10 省(区)农户信贷调查数据的分析》,《中国农村经济》第 7 期。
- 16.张文路, 2006: 《关于信贷配给理论的文献综述》,《宁夏社会科学》第 5 期。
- 17.周群力、丁骋骋, 2013: 《姓氏与信用: 农户信用评级中的宗族网络》,《世界经济》第 8 期。
- 18.Boot, A. W. A., and A. V. Thakor, 1994, "Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game", *International Economic Review*, 35(4): 899-920.
- 19.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.
- 20.Boucher, S. R., M. R. Carter, and C. Guirkinger, 2008, "Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development?", *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2):409-423.
- 21.Fletschner, D., C. L. Anderson, and A. Cullen, 2010, "Are Women as Likely to Take Risks and Compete? Behavioural Findings from Central Vietnam", *Journal of Development Studies*, 46(8): 1459-1479.
- 22.Giné, X., and D. Yang, 2011, "Credit Market Consequences of Improved Personal Identification: Field Experimental Evidence from Malawi", *American Economic Review*, 102(6): 2923-2954.
- 23.McIntosh, C., A. Sarris, and F. Papadopoulos, 2013, "Productivity, Credit, Risk, and the Demand for Weather Index Insurance in Smallholder Agriculture in Ethiopia", *Agricultural Economics*, 44(4-5): 399-417.
- 24.Petersen, M. A., and R. G. Rajan, 1994, "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", *Journal of Finance*, 49(1): 3-37.
- 25.Petrick, M., 2004, "A Microeconomic Analysis of Credit Rationing in the Polish Farm Sector", *European Review of Agricultural Economics*, 31(1): 77-101.
- 26.Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71(3): 393-410.
- 27.Von Pischke, J. D., 1986, "Can Crop Credit Insurance Address Risks in Agriculture Lending? ", in Hazell, P., C. Pomareda, and A. Valdés (eds.), *Crop Insurance for Agricultural Development*, Baltimore, Maryland: The Johns Hopkins and University Press, pp. 87-100.
- 28.Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

(作者单位: ¹南京农业大学金融学院;

²南京大学工程管理学院)

(责任编辑: 董 翀)

The Impacts of Credit Insurance on Credit Rationing in China's Formal

Credit Market in Rural Areas: An Analysis Based on Survey Data from 1014 Farmers from 4 Provinces

Peng Peng Wu Chengyao Lv Kaiyu

Abstract: This article uses Probit and Tobit models and offers an empirical investigation into the impacts of credit insurance on credit rationing in China's rural market from the perspectives of the credit rationing theory and lending technology theory. The analysis was made based on survey data from 1014 farmers from 4 provinces, including Sichuan, Zhejiang, Hei Longjiang and Henan. The results show that credit insurance can help relieve quantity rationing and credit rationing from the demanding side. Farmers who are not willing to apply for loans may start to have demand for effective credits. Credit availability will also increase, which can help relieve quantity rationing of credit. Overall, the cooperation between the credit sector and the insurance sector contributes to the development of China's rural credit market in the future.

Key Words: Quantity Rationing; Demand Rationing; Credit Insurance