

陈少兰,刘红军,郑文辉. 互联网金融对农村普惠金融发展的助推作用[J]. 江苏农业科学,2018,46(14):339-343.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.14.080

# 互联网金融对农村普惠金融发展的助推作用

陈少兰<sup>1</sup>, 刘红军<sup>2</sup>, 郑文辉<sup>1</sup>

(1. 广州华商职业学院会计系, 广东广州 511300; 2. 宿州学院经济管理学院, 安徽宿州 234000)

**摘要:**农村互联网通信技术对农村金融发展的推动可通过互联网信息交换和创建新型市场结构来实现,即通过提高农业部门的工作效率以及农村经济的可持续发展实现农村金融的发展。因此,提出让农村家庭参与农村互联网金融市场,这须要为正规贷款人和农村家庭信贷需求间搭建起桥梁,分析各类影响农村信贷的因素。结果表明,农村互联网金融能够促进信息交流,并能在另一个现有的或新的业务环境中提高金融效率,农村互联网金融对农村家庭生产有着重大的影响。

**关键词:**互联网金融信贷;农村家庭借贷;产出供给功能;普惠金融建议

**中图分类号:** F832.35 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)14-0339-05

过去10年,计算机、数字信息、移动电话、互联网、无线计算等信息和通信技术在全球范围内呈指数级增长。这些技术已经在时间、成本和距离方面引发了“个人和组织互动方式下的文化革命”<sup>[1]</sup>。除了改变商业活动和政府活动外,这些技术已经成为推动第三世界国家社会经济发展的催化剂,该功能已经成为研究发展机构、非政府组织、政府、学者及专家讨论的热门话题。联合国粮食及农业组织在关于信息通信技术和发展问题中指出,“信息共享工具”是一种“灵活的、分散的信息共享工具”,因特网为农业生产者提供了经济快速稳定发展的可能性,提高了社区发展的有效性,增加了参与式研究的数量,推广小型企业,改善新闻媒体网络。徐汝峰认为,如果将其作为鼓励双向沟通过程以及创造人与人之间新型联系的工具,则可能为农村人口参与经济全球化创造新的机会<sup>[2]</sup>。世界银行发展门户网、IDRC的ACACIA以及世界首脑信息社会会议都将农村互联网金融作为其议程上的重要问题。20世纪80年代,纳维亚地区出现了社区接入点(CAPs),整个社区通过共享中心访问计算机。自20世纪90年代中期以来,这些中心(现称为电信中心)呈爆炸式增长,

并在发展中国家以及国家捐助机构进行部署,甚至私营公司也在大力发展该项技术。徐会军等认为这种“电信中心运动”是一个折衷的过程,很大程度上缺乏系统地研究和规划<sup>[3-4]</sup>。八国集团、世界银行、联合国开发计划署以及双边捐赠机构等第一世界发展组织分配了数十亿美元建立和维持这些项目。然而,还没有详细的实证研究来评估信息通信对减贫或社会经济发展的影响。农村信贷在农业发展中起着重要的作用。农村家庭模式表明,农村信贷不仅需要自给自足的限制,还要考虑到产出水平和投入与产出之间时滞的不确定性。然而,农户通常处于以市场失灵为特征的环境中。市场失灵的一个极端例子就是市场不存在<sup>[5]</sup>。相信市场失灵的常见原因是获得流动资金信贷的机会有限,这是由于农业支出和收入的季节性差异所导致的。在消费和投入性购买支出较高以及收入也很少的情况下,农村家庭不仅要满足每年的总支出少于或等于总收入,实现预算平衡。信贷交易的条款和条件在不同的交易中可能会有很大差异,这取决于借款人的特点、贷方以及两方之间的关系。换句话说,借款人和贷方变量的组合决定了信用合同的条款。该论点产生了一个贷款供给函数和一个隐含的信贷需求函数,同时确定这2个函数。在存在贷款人风险和行政成本的情况下,利率随着贷款规模的不同而变化,借款人的经济特征会影响还款的可能性<sup>[6]</sup>。需求方变量只影响家庭决定从哪个部门借款、正式或非正式,此决定也是信用的选择,单个村庄短期内发生的信用

收稿日期:2017-09-15

作者简介:陈少兰(1983—),女,广东汕头人,硕士,高级标准化管理工程师、讲师、经济师,主要从事会计研究。E-mail:rim197@163.com。

impact of a decade of agricultural change on urban and economic growth in Mato Grosso, Brazil [J]. PLoS One, 2014, 10(4):e0122510.

[4]唐思航,韩晓琴. 转变农业发展方式是发展现代农业的关键[J]. 北京社会科学,2010,15(2):76-81.

[5]马永耀,刘敏华,扈红英. 转变河北农业发展方式的途径和对策[J]. 农业经济,2014(2):41-42.

[6]何晓群. 多元统计分析[M]. 北京:中国人民大学出版社,2004:144-153.

[7]陆长婴,季明东,刘文娟,等. 小麦纹枯病发生流行动态的模糊聚类分析[J]. 江苏农业科学,2000(1):44-46.

[8]李晖,黄南京,叶一军. 基于AHP-Entropy和灰色关联理论的农产品品种灰色评价与选择[J]. 江苏农业科学,2014,42(6):459-463,464.

[9]张继国,辛格. 信息熵:理论与应用[M]. 北京:北京水利水电出版社,2012:79-95.

[10]吕锋. 灰色系统关联度之分辨系数的研究[J]. 系统工程理论与实践,1997,17(6):50-55.

[11]黑龙江省人民政府关于印发黑龙江省现代化大农业发展规划(2011—2015年)的通知[EB/OL]. (2015-08-08)[2017-02-26]. <http://www.hlj.gov.cn/zwfb/system/2015/08/08/010734813.shtml>.

交易可能包括朋友之间非正式的零利率贷款和商业贷款,这些主题可能有大量的变化。

## 1 农村互联网金融建设

本试验对我国农村实行互联网金融的动机及回报进行研究,重点是农村金融发展的可持续性问题,不涉及社会、政治、技术、金融机构可持续性问题,这些问题或许更重要。在认识到这些局限性的同时,笔者所在课题组选择关注农村互联网金融财务的可持续性,因为如果没有它,项目将无法生存。笔者所在课题组重点强调市场知识、节约资源以及互联网金融的创收能力,目的主要是为了挖掘农村地区想要使用互联网金融信息的农民,为他们提供急需的连接和贸易服务<sup>[7]</sup>。

### 1.1 农村互联网金融功能

我国拥有广袤的农村,绝大多数衣食住行所需的原材料均来自于农村地区,随着科技的快速发展,城镇互联网金融发展势头迅猛,城镇人口的生活方式也发生了较大的变化,而农村依旧采用较落后的发展模式,互联网金融普及率极低,这就造成了极大的供需矛盾。城镇经济发展的主要采购原料来自于农产品,是我国农村农产品最大的市场。随着我国加入世界贸易组织以后,我国农村的农产品面临来自美国、巴西及其他国家的大型低成本农产品的冲击,供应商之间的竞争日益激烈。由于现有农村市场的贸易、金融效率较低,导致城镇采购成本要高得多。

**1.1.1 具有中国特色的农村信用市场概述** 中国的农村信贷市场是由正式和非正式金融共同组成的,由中国农业银行和中国农业发展银行牵头的公有部门一直在发展,实现了农村金融市场份额的增加。截至2015年底,公有部门未偿还贷款的比例为正式贷款人总数的84%。农户贷款的目的主要是农业生产,大部分农业贷款都是短期生产贷款,给定的利率是由利率框架所确定的。实际上,在本次调查进行的时间(2015年)内,农村一段时期内的贷款利率是相同的,这种外部预定的利率政策对银行业务的影响较大,面对这样的情况,银行已经用各种手段来保证贷款<sup>[8]</sup>。首先,在全国范围内建立1个村级网络。其次,银行和互联网机构贷款得到农村政治组织和行政组织以及土著村民组织的充分支持。这体现在集体借贷方面,集体借贷可以采取2种形式:通过联合负债集团和联合借款集团,其中贷款直接向妇女工会和农民工会等团体借贷。而在后一种情况下,小组成员不对其他成员的债务承担责任。虽然这不涉及连带责任,但它确实提供了联合监测的职能。另外,这些农村群众团体组织起来须要经过当地的批准,这相当于村内政治和行政组织认可可信的团体。这一程序使贷方不必调查借款人的信誉。这种借贷技术似乎特别适合中国农村,尤其是北方农村的互助传统和行为模式。在分析信贷配给时,这些机构不会被提及。此外,还有非机构资金来源,如放债人、分销商、轮换储蓄、信贷协会及亲友。该非正式金融机构曾经在中国农村扮演重要角色,一般而言,非正式金融业务的显著特点是:供应短期甚至非常短期金融服务,正常部门通常不能满足农户紧急和不可或缺的信贷需求;非正规金融机构收取的利率普遍高于正式部门的利率,非正规信贷市场的利率差距很大。在借款来源的基础上分析家庭的借款功能。

**1.1.2 调查结果** 面板数据是通过在中国3个主要地区即东北、华北、西北进行家庭调查获得。每个区域随机抽取2个代表村,每个村调查33户,随机选择家庭样本,共调查198户。被调查村的显著特点是每户耕地面积相差很大,从西北某村的0.19 hm<sup>2</sup>/户到东北某村的3.43 hm<sup>2</sup>/户。由表1可知,家庭融资的主要来源是正规部门。正规部门贷款占71%,其余部分来自非正式部门。正规部门的贷款通过当地银行(65%)交付到农村地区。亲属、朋友和放债人在非正式市场上依然活跃,约占29%。正规来源贷款额的91%用于生产(农业生产等)。非正式来源的贷款也主要用于生产(占74.3%)。对于计量经济学估计,样本分组如下。141户家庭向正规和非正规部门申请贷款。在此数据样本中,其余的57户则通过非正规手段获得了所需的全部贷款额。

表1 被调查家庭的融资来源

| 融资来源 | 东北地区借款 |      | 华北地区借款 |      | 西北地区借款 |      | 借款户数<br>总数<br>(户) |
|------|--------|------|--------|------|--------|------|-------------------|
|      | A村     | B村   | C村     | D村   | E村     | F村   |                   |
| 公有机构 | 8.0    | 15.0 | —      | 2.0  | 38.0   | 27.0 | 90.0              |
| 商业银行 | 5.6    | 1.4  | 5.8    | 11.1 | 5.8    | 7.3  | 37.0              |
| 公有资金 | 2.8    | 2.8  | 4.7    | 0.9  | 1.3    | 1.5  | 14.0              |
| 亲属   | 3.2    | 6.5  | 3.0    | 2.5  | 2.2    | 4.1  | 22.0              |
| 朋友   | 1.0    | 2.0  | —      | —    | —      | 2.0  | 5.0               |
| 民间借贷 | 4.0    | 5.0  | —      | 6.0  | 14.0   | 1.0  | 30.0              |

### 1.2 家庭参与农村互联网金融市场

**1.2.1 借款功能模型** 在信用交易中,有许多变量一起影响着信用合同的实施,如金额、利率、目的、抵押品、还款时间表等。这些都是通过农村金融市场借款人和贷款人之间的谈判来确定的<sup>[9]</sup>。这意味着任何影响契约期限的借款人的特定变量也可能影响其他合同条款,如农场规模的扩大将提高信贷额度,因为它影响到信贷的总需求,同时它也会影响利率,因为它会增加借贷的抵押价值,从而增加信贷的供给。这意味着信贷的供给和需求是不能分开确定的,除非借款人特定变量以外的信贷供求的决定因素能够被彻底量化。简化形式的方程将用于统计分析信用借款水平。Tobit回归模型将被用来估计借款函数,其表达式如下:

$$y_i = y_i^* = \begin{cases} \alpha + \beta X_i + \mu_i & y_i^* > 0 \\ 0 & y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式中: $i$ 表示源文件或非正式文件; $y_i$ 表示因变量每户的信用额; $X_i$ 表示自变量(农场规模、农场规模平方、家长学校、家长年龄、家庭规模、家属人数或成人数量、总产量牲畜价值以及每个村庄的虚拟变量)。

由于农村信贷市场的细分,从正规来源的家庭借款主要是为了农业生产如种植、存货和手工业。如上所述,对于正规的金融机构来说,贷款方只能是农民。但农民借贷的目的不一定只是生产,而是多样化的需求,覆盖农村日常生活的许多方面,平稳消费可能是主要的。非正规部门因其灵活性和监督优势而能够以这种方式出借。因此,这为农村互联网金融的发展提供了基础。

**1.2.2 家庭借款的决定因素** 家庭可以从正规或非正规部门借款,也有可能同时从这2个来源借款。农民需要信贷来提供资金支持,在其他情况下,家庭需要资金用于消费。对于

前者,由于利率相对较低,家庭首先试图进入正式的金融机构。然而这是非常困难的,因为有很多的限制条款。在正式的金融机构配给不利的情况下,家庭重新考虑他们的选择,其可以选择从非正规金融机构以高利率借款。除了生产以外,银行很少批准贷款,除了在某些情况下符合政府的特定指令。因此,对于来自非正规渠道而言,首要的贷款目标为消费,其次是特定情况下的生产,这完全符合情理。在估计借款函数时,样本被分解为正式和非正式2个主要借款来源,然后分别估算相应的借款功能。样本户中有144户从正规部门借用,30户从非正规部门借用(表2)。为了检验土地持有量与贷款量之间的非线性关系,构造了一个农业总面积(TFS)的变量。在回归中,这个变量是正的,并且统计上的显著性意味着耕作面积和借款金额之间的相关性增加。

表2 Tobit 估计借贷函数的结果

| 变量             | 估计值( $t$ 值)         |                      |
|----------------|---------------------|----------------------|
|                | 正规渠道                | 非正规渠道                |
| 截距             | -5 940 000(-1.34)** | -28 300 000(-2.24)** |
| TFS(农业总耕地面积平方) | 3 070 000(2.15)**   | 2 730 000(1.73)*     |
| TFA(农业总耕地面积)   | 94 929.1(0.44)      |                      |
| AGE(年龄)        | -31 473.8(-0.60)    | -159 666.0(-1.19)    |
| ED(教育)         | 142 044.0(-0.50)    | 30 864.9(0.05)       |
| ND(家庭人数)       | 14 375.4(0.04)      | 690 963.0(0.73)      |
| DR(贷款依赖比例)     |                     | 18 800 000(2.13)**   |
| AR(成年人比例)      | 901 092.0(0.29)     |                      |
| TPL(家庭牲畜的总价值)  | 0.404(3.74)**       | -0.279(-0.89)        |

注:100个观测数据是从Tobit对正式借款的估计中舍弃的,因为几乎所有(共41个)的借款户(39户)均来自同一笔贷款数据。\*、\*\*分别表示在10%、5%水平差异显著。

关于家庭从正式来源借款的决定因素主要包括总耕地面积平方和牲畜总价值<sup>[10]</sup>。总耕地面积平方变量与假设一致,该估计变量值表明它在5%水平是显著的。为了检验土地持有量与贷款额之间的非线性关系,构建总耕地面积的平方(TFS)变量。在回归中,此变量是正的,且统计显著,意味着农业面积和贷款额度之间的相关性。

家庭畜牧业的总价值是正值,在5%的水平上高度显著,即正规机构的许多贷款被用来投资畜牧生产,正式贷款的54%用于牲畜。该发现准确反映了近年来中国农村社区的一种流行趋势,这可能是畜牧生产回报率高的原因。年龄(AGE)和教育(ED)在估计中有负面迹象,而成年人比例(AR)在家庭中的比例为正值。假设成年人的数量与所借的贷款数量呈正相关,因为预计成人人数越多,家庭扩大生产的机会就越大,导致更多的贷款需求。该变量的估计符号是正的,表明与假设一致。

### 1.3 信贷对家庭生产的影响

1.3.1 家庭产出供给函数的切换回归模型 由于家庭是否受到信贷的约束是由影响生产和消费决策的变量所决定的,因此计量经济学模型是一个具有内生标准的转换回归模型,它包括受约束或不受约束的概率的联合估计。此处须要澄清一个家庭是否受信贷限制或不受约束。农户对贷款的需求比正规和非正规市场愿意提供贷款的贷款要多,或者有需求但不能借贷(即无法获得信贷市场一些原因)。当市场不能充分调整价格时,农民的信用状况将是影响信贷供求的因素。

信贷的约束条件由信贷的过度需求函数来描述。 $B^*$ 并不是直接可观察到的,由调查结果可知一个特定的家庭是受限还是不受约束。更具体地说,在调查中 $B^*$ 表示希望获得更多信贷的借款人以及无法获得贷款的非借款人,它们属于一类信贷受限的家庭。值得重申的是,“受限制”或“不受约束”的地位是指在此期间可获得的流动性总量,不仅仅是信贷。流动性包括存货、存款和信贷的现金价值。事实上,一些家庭可能没有信贷需求,因此即使不借贷也不会受到限制,而其他家庭可以获得信贷,尽管数量有限,也可以借贷。 $B^*$ 被假定为外生性家庭社会经济状况,家庭生产特征和信用变量的向量函数。这种关系可以被指定为:

$$B^* = \gamma Z_i + u_i; \quad (2)$$

笔者对公式(2)给出如下定义:当虚拟变量属性 $B_i = 1$ 时, $B^* > 0$ ;当 $B_i = 0$ 时, $B^* \leq 0$ 。因此,可以假设该模型能够观察任何变量 $Y_{1i}$ 及 $Y_{2i}$ :

$$Y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \sigma_{1i} \lambda_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad B_i = 1; \quad (3)$$

$$Y_{2i} = \beta_2 X_{2i} + \sigma_{2i} \lambda_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad B_i = 0. \quad (4)$$

式中: $X_{1i}$ 、 $X_{2i}$ 、 $Z_i$ 表示外生或预定变量的向量; $k_i$ 表示逆米尔斯比; $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $c$ 表示参数的对应向量; $\sigma_{1i}$ 、 $\sigma_{2i}$ 、 $u_i$ 表示随机干扰; $\lambda_{1i}$ 、 $\lambda_{2i}$ 表示逆米尔斯比; $Y_{1i}$ 和 $Y_{2i}$ 表示因变量家庭总生产量的2个可能值,取决于 $B_i$ 的值。具体而言, $Z_i$ 表示由土地、资本、成年人数量、家庭人数、受教育程度、金融机构储蓄(存款)、初始流动资产总额和未偿还债务总额以及各省的虚拟变量; $X_{1i}$ (信用受限家庭)表示由总流动性、成年人数量、受抚养人数量、土地、资本和教育等变量表示的向量。 $X_{2i}$ (信用不受约束的家庭)也是由变量表示的向量,其确定供给函数 $Y_{2i}$ 的简化形式,总的来说,是相同的向量 $X_{1i}$ 。然而,在这种情况下由于家庭不受信贷的限制,流动性状况和家庭人数等变量不得不被剔除。须要注意的是, $\varepsilon_{1i}$ 和 $\varepsilon_{2i}$ 是具有零条件均值的新残差,然而这些残差是异方差的。因此,估计方程(3)和方程(4)采用的是加权最小二乘法(WLS)而非使用普通最小二乘法(OLS)来计算有效的估计参数。

预期效果的方向如下:农业总耕地面积(+)、家庭资本总值(+)、成年人数量(+)、家庭总人数(+)、教育(-)、流动性状况(+)、家庭存款额(+),这里的假设是受限制的家庭需要更高的流动性水平来优化他们的生产。因此,该变量有一个预期的(+)符号。在这个模型的第二阶段估计中,因变量是被调查年份的家庭生产价值的对数。第二阶段估计中的所有其他连续解释变量都以对数形式表示。因此,第二阶段估计的系数测量的是弹性家庭生产。系数越大,生产对投入使用的边际变化的反应越高。负向系数意味着生产实际上随着投入水平的提高而下降。

1.3.2 计量经济学估算和对产出供给函数结果的讨论 表3的右栏列举了非正式来源的Tobit模型对借款功能的估计结果。子样本包含30个从非正式渠道借用的家庭,如放债人、朋友、亲属。在144户样本户中,只有10%来自非正规渠道,表明中国农村信贷市场的非正规部门表现不佳。此发现证明了正规部门的主导作用,也为完善农村互联网金融体制提供了重要参考。估计变量DR(贷款依赖比例)具有积极意义,在5%水平上高度显著。这意味着从非正规部门借债的目的之一就是消费(主要是为了在关键时刻平稳消费)。

该论点的基础来自于这样一个事实,即有许多家庭在这个时候甚至不可能养活自己,占中国人口的30%左右。另外,为了顺利消费,他们从正规部门借钱甚至是不可能的。可能是

这些贷款反映了资金需求,以提高生活质量,如建设新房子和购买新设施。这就为更为方便灵活的互联网金融在农村的发展提供了必要条件。

表3 家庭信用约束条件的概率估计

| 变量            | 概率估计值            | t 值              | 边际效应 (dP/dX)       |                    |
|---------------|------------------|------------------|--------------------|--------------------|
|               |                  |                  | $Y_{1i} (B_i = 1)$ | $T_{2i} (B_i = 0)$ |
| TFA(农业总耕地面积)  | -0.537 408 000   | -2.618 230 **    | 0.167 840 000 00   | -0.167 840 000 00  |
| TVC(家庭资本总值)   | 0.160 000 000 ** | -0.839 159       | -0.000 005 003 00  | 0.000 005 003 00   |
| NA(成年人数)      | -0.007 840 000   | -148 360.000 000 | -0.002 447 300 00  | -0.002 447 300 00  |
| ND(家庭人数)      | 0.176 958 000    | 2.593 500 **     | -0.055 268 000 00  | 0.055 268 000 00   |
| ED(教育)        | 0.030 404 000    | 1.027 320        | -0.003 034 100 00  | 0.003 034 100 00   |
| DEPOAM(家庭存款额) | -0.000 000 234   | -1.708 220 *     | 0.000 000 073 06   | -0.000 000 073 06  |
| LP(流动性状况)     | 0.276 942 000    | 3.059 350 **     | -0.086 495 000 00  | 0.086 495 000 00   |

注: \*、\*\* 分别表示在10%、5%水平上差异显著。似然函数的对数=159.966;观察数量=290份;正面意见占比=0.334 483;正确预测比=0.724 138。

农业总耕地面积变量也与从非正规部门借入的贷款量正相关,尽管仅占10%。结果证实了假设,即一些家庭即使利用高利率从非正规部门借款来为其生产提供资金,这些家庭的贷款可能也获得了正规部门的配给,或者家庭可能认为从正规部门获得贷款不容易,但因为实际上需要资金用于生产,非正规部门可能是合乎逻辑的选择。中国农村地区的农民对贷款具有强烈的需求。总之,农业总耕地面积和牲畜总价值是正式金融机构借贷的决定性因素。就非正规部门而言,贷款依赖比例和总耕地面积平方可能是决定家庭借贷额度的主要因素。

表3列出了家庭信用状况的概率估计结果。样本中30%的家庭明确或隐含地提出他们受到信贷限制。拟合度指标表明估计模型与百分比(72%)正确预测指标所反映的数据相当吻合,这是可以接受的。农业总耕地面积(TFA)为负,为5%显著。该发现意味着TFA能从信用系统中获得更多的收益。说明在持有TFA方面,家庭间分配信贷存在不平等的现象。边际效应(dP/dTFA)表明家庭TFA增加/减少1 hm<sup>2</sup>可以减少/增加信贷约束的概率约为17%。家庭人数(ND)具有积极参与的迹象,这意味着更多的家庭更有可能被信贷约束,边际效应(dP/dND)为5.5%,这些家庭受到制约不仅因为缺乏生产资金,还因为消费,该关系在5%的水平上很重要。家庭存款额(DEPOAM)具有负值,因为有多余的资金存入金融机构的家庭可能不需要贷款,此假设在估计的10%水平被弱化确认。通过计算结果中是否带有(+ )可判定是否为流动性变量,并且在5%的水平上也具有显著性。流动性严重不足的家庭不得不出售更多的东西,多借钱来满足他们的需求。总之,TFA、ND、DEPOAM和LP决定了家庭的信用状况。从此估计中产生了逆米尔斯比率,并将被纳入估算的第二阶段,以确定家庭的输出供给函数的缩减形式。

调查结果显示,有多达100户家庭表示受到信贷限制。在该子样本中,精细子样本中有64个观测值,其余部分由于错误而被丢弃(某些观察的某些元素缺少)。同样,在200个无约束家庭的子样本中,精细子样本中有151个观测值,每个类别的WLS估计结果见表4。

调整的R<sup>2</sup>度量估计方程的拟合度,其相当高的系数表明这些方程能够很好地拟合。首先,对于受信贷限制的家庭,估

表4 农户产出供给函数第二阶段的切换回归模型WLS估计系数

| 变量                | 受约束的家庭     |          | 不受约束的家庭    |          |
|-------------------|------------|----------|------------|----------|
|                   | 估计系数       | t 值      | 估计系数       | t 值      |
| lnTFA             | 0.267 938  | 2.56 **  | 0.758 394  | 12.77 ** |
| lnTVC             | -0.059 766 | -1.49    | 0.047 361  | 1.81 *   |
| lnNA              | -0.060 091 | -0.48    | 0.355 682  | 3.78 **  |
| lnED              | -0.144 330 | -0.98    | 0.276 319  | 3.38 **  |
| PC1(东北地区的主成分)     | 18.531 400 | 24.73 ** | 15.009 300 | 57.93 ** |
| PC2(华北地区的主成分)     | 18.069 700 | 27.30 ** | 14.088 600 | 42.00 ** |
| PC3(西北地区的主成分)     | 18.473 200 | 27.09 ** | 14.877 700 | 55.65 ** |
| RMILL(估计系数)       | -0.966 650 | -3.49 ** | -0.981 865 | -4.32 ** |
| lnLP              | 0.563 098  | 7.72 **  |            |          |
| lnND              | -0.355 430 | -2.41 ** |            |          |
| 观测数(份)            | 64         | 151      |            |          |
| R <sup>2</sup> 调整 | 0.9        | 0.8      |            |          |
| F 值               | 60.73      | 84.84    |            |          |

注: \*、\*\* 分别表示在10%、5%水平上差异显著。

计结果列于表4左列。TFA为正值,在5%水平上具有统计显著性。系数值(符号和大小)是家庭生产水平相对于TFA的弹性,系数小意味着家庭的系数较小值(TPV)相对于TFA具有轻微的弹性。家属人数变量在5%水平上也显著,在受信贷限制的家庭中,该变量具有重要的意义,其清楚地表明那些信贷限制家庭的数量是决定生产选择的决定因素之一。在此情况下家庭的生产和消费决策是不能分开的。家庭必须根据消费决策作出生产决策,该变量的负面信号意味着如果家属人数增加,TPV将会下降。这与中国农村地区的观察是一致的,在那里有许多家属的家庭通常不是很好。由于中国农村信贷市场的不完善,30%的农户无法优化生产。该发现再次量化地凸显了信贷的重要作用,进而突出农村互联网金融体系在农村发展过程中所具有的重要地位。流动性状况(LP)具有积极意义,并且如预期的那样具有高度显著性。信贷似乎是流动性的主要来源,换言之,考虑到家庭的财富,家庭只能通过借贷来提高流动性水平,为生产提供资金,说明信贷是决定受限制住户流动性水平的唯一因素。因此,在这种情况下可变的流动性也会影响信贷在生产方面的作用。

估计系数的大小凸显了信贷在家庭生产中的特殊重要性,该实证结果再次证实了对上述变量进行的正面假设。它

证明如果家庭能够充分地为其生产融资,家庭可以增加并优化他们的生产。估计系数在回归方程的5%水平上有统计学意义,这意味着子样本存在严重的样本选择偏差。因此,通过在第二阶段中并入 $k_{it}$ (逆米尔斯率)估计模型,产生了无偏估计。3个地区的3个虚拟变量都是正值,且是非常显著的。该结果表明可能存在变量,这些变量在方程中没有明确规定,其余变量家庭资本总值(TVC)、成年人数(NA)、教育(ED)均与因变量呈负相关,但这些变量均无统计学意义。

总之,农业总面积、家庭人数和流动性(信贷)状况是决定信贷受限家庭生产产出的关键因素。首先,结果清楚地表明信贷在中国农村家庭生产中的特殊重要性。其次,关于信贷不受约束的家庭,估算结果见表4的右栏。除TVC外,所有变量TFA、ED和NA均为正值且与因变量显著(至少在5%水平)相关。TFA的系数表明,TPV对于TFA具有高度的弹性。这意味着当家庭没有信贷限制时,他们可以通过扩大耕地来增加产量,这可能会增加农民额外的收入,还能够增强农业生产。

该回归方程包括教育变量作为人力资本的替代指标,该发现与上述假设一致,即ED具有积极意义,其含义是确保农户充分融资后能够持续生产,有必要改善农民的教育。相信只有这样,中国才能保持农业高速增长。成年人数是劳动力的代表,在5%的水平上显著,表明劳动力是产出供给函数的决定因素之一。此外,资本总值在10%水平上也是正向的,但是很弱。总之,家庭资本总值、教育、成年人数是影响不受限制农户产出水平的主要决定因素。另外,弱资本(效应小)有助于增加产出。

## 2 结论

本研究试图通过计量经济学的方法,考察中国农村信用市场上的农村家庭参与情况,针对家庭信贷需求的放贷行为,以及家庭生产资料对家庭生产影响的横断面调查数据发现,中国的农村信贷市场相当分散,正规部门专门从事生产贷款,而非正式部门的贷款目的则相当多样化。农户在决定从事特定类型贷款的来源时是合理的。从Tobit模型中可以发现,农业总耕地面积和家庭牲畜总价值是家庭从正式金融机构借款的决定因素。此外,贷款依赖比例和农业总耕地面积平方可能是决定从非正式渠道借款的因素。该发现证实了农村信贷市场存在分割的假设。正规金融机构正在把贷款用于生产(种植、牲畜等),而消费似乎是正规渠道借贷的主要力量,这就促进了农村互联网金融的快速发展。

正规部门专门从事生产贷款,而非正规部门的贷款目的则很多。有些对中国农村家庭来说至关重要,如信息不对称和SBV在利益管制政策方面的规定。粗略地说,有36%的家庭遭受信贷配给。进一步研究发现,声誉(-)、贷款依赖比例(+)和家庭向银行申请的信贷额(+)是中国农业银行(CBA)信贷配给的决定因素。毋庸置疑,结果清楚地证实了上述关于银行贷款行为的论点。可以得出的重要结论是,穷人很难获得正规的商业信用来源,特别是VBA。VBA信用配给Probit模型的结果表明,声誉(信誉良好的家庭消极反应)和贷款依赖比例与银行决定信贷的决定有较大关系。然而,该发现并不令人意外,因为银行理性地选择向信誉良好的客

户提供贷款。如果是这样,穷人从哪里获得信贷?Tobit模型对家庭借款功能的研究结果指出,除正规来源之外,他们也被迫从非正式渠道借款。如果农村互联网金融体系构建成功,那么农村家庭将多了一种融资方式。

## 3 展望

对于在农村发展互联网金融,实现双方共赢的目的,应做到以下几点:首先,筛选贷款申请人,以满足农户的信贷需求。另外还要有更多的竞争性政策,调动足够的资金贷给农民。基于农业总耕地面积、家庭人数、家庭资本总值、流动性状况是家庭信贷状况的决定因素。此外,对于信贷受限家庭,农业地区(积极)、家庭人数(消极)和信贷(积极)是生产产出的决定因素。相反,农业总耕地面积、教育、成年人数和资本(弱)都是积极决定家庭(信贷不受约束)生产供给水平的。上述调查结果显示,样本中有多达30%的家庭因为贷款由正式的贷款人配给而受到信贷限制,其余的要么是内部配给(自我强加),要么是由于市场不完善等其他原因导致配给。由于信贷受约束的家庭不能优化生产,导致生产效率低下,中国政府的任务是发展农村互联网金融体系,确保每个家庭都能获得信贷,并能最大限度地提高生产。其次,有许多家庭须要贷款来为生产提供资金,并使其消费平稳。因此,扩大互联网信贷供应可能会促使部分家庭转向消费行动,产出效应将小于所有资金有效利用的情况。产出供给函数的WLS估计结果表明,产出对流动性(信贷)的弹性非常高,该发现对政府来说非常重要,即支持农村互联网金融体系,鼓励动态贷款政策满足农民的需求。抓住这些机遇将有助于农村经济的发展。最后,无信贷约束的家庭教育与产出供给存在正相关,说明需要改进农村教育,特别是农民的专业培训。另外,加强农村地区的网络基础建设也有利于新生产技术在农村的普及。

## 参考文献:

- [1]李巧莎,杨伟坤,杨京昊.构建中国农村普惠金融指标体系的国际经验与启示[J].经济研究参考,2017(21):39-44.
- [2]徐汝峰.农村金融发展与农村收入不平等关系的实证分析[J].东岳论丛,2013,34(2):124-127.
- [3]徐会军.利用互联网金融助推普惠金融创新发展的若干问题探讨[J].金融理论与实践,2014(4):68-70.
- [4]王曙光,杨北京.农村金融与互联网金融的“联姻”:影响、创新、挑战与趋势[J].农村金融研究,2017(8):19-24.
- [5]皮天雷,赵铁.互联网金融:逻辑、比较与机制[J].中国经济问题,2014(4):98-108.
- [6]张晓燕.互联网金融背景下普惠金融发展对城乡收入差距的影响[J].财会月刊,2016(17):94-97.
- [7]郑志来.“互联网+”视角下普惠金融发展路径和对策研究[J].经济体制改革,2016(4):145-149.
- [8]杨伊,高彪.互联网金融推动农村普惠金融发展实证研究——以江西省为例[J].武汉金融,2017(8):18-22.
- [9]罗宁欣,颜铭佳.互联网金融助推农村普惠金融发展问题探讨[J].农村金融研究,2016(5):73-76.
- [10]马九杰,吴本健.互联网金融创新对农村金融普惠的作用:经验、前景与挑战[J].农村金融研究,2014(8):5-11.