

# 农民增收提高了农户正规信贷可得性吗

——兼论中国粮食主产区农户的经济属性\*

彭克强 张琳 邱雁

**内容提要:**本文基于四川省16农业大市32农业大县农户系统调查数据,采用Tobit模型和Probit模型实证考察了四川粮食主产区农户收入增长对其正规信贷可得性的影响效应,并在此基础上检验了当前四川传统农区农户的经济属性。全样本研究表明:农民增收有助于增加农户正规信贷获得额,但未能有效缓解农户面临的正规信贷约束,还明显加重了这一约束;而分位数回归结果显示,只有高收入农户增收才显著增加其正规信贷获得额,也只有中等收入农户增收才会加剧自身的正规信贷抑制。显然,低收入农户比较接近于生存小农,而中、高收入农户更贴近理性小农。在推进农村金融改革和农村金融制度创新中,应高度重视并切实搞好面向中等收入农户的信贷服务工作。

**关键词:**农民增收 正规信贷可得性 农户经济属性 粮食主产区 中等收入农户

**作者简介:**彭克强,西南财经大学中国金融研究中心副教授,611130;

张琳,西南财经大学中国金融研究中心副教授,611130;

邱雁,西南财经大学中国西部经济研究中心副教授,611130。

**中图分类号:**F830.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)06-0049-17

## 一、引言

废除人民公社以来,中央高度重视农村金融工作,特别是2006年年底银监会启动农村金融新政<sup>①</sup>以来,国家积极推动农村金融机构扩大支农信贷投放,取得了一定的政策效果。然而,近期相关调查显示,农户正规信贷供求失配问题相当严重,即在农贷机构支农信贷投放积极性明显提升的同时,广大农户农业简单再生产和生活消费信贷需求却在不断萎缩。其实,只要我们立足于中国具体农情和农村劳务经济现实,就不难理解当下农村信贷市场出现的这一矛盾现象。众所周知,改革开放以后,囿于人多地少农业资源禀赋和小户承包农业经营体制的双重挤压,广大农民为

\* 基金项目:国家社科基金“我国农村金融改革与农村金融制度创新研究”(13AJL010);国家社科基金“健全城乡发展一体化的要素平等交换体制机制研究”(14ZDA033);西南财经大学2015年中央高校基本科研业务费重大基础理论项目(JBK151105)。作者感谢审稿专家的宝贵意见。当然,文责自负。

① 2006年12月银监会发布《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》(银监发[2006]90号),揭开了农村金融增量发展的序幕,在中国农贷史上具有里程碑意义,笔者将其称为农村金融新政。

增加收入自发开启了经久不息的劳务经济大潮,近年来,非农就业收入已经成为大多数农民家庭收入的最主要来源。<sup>①</sup>随着农户人均收入水平的不断提高,其小规模农业经营和日常消费支出已不存在强烈外源融资需求。显然,当前农村信贷市场正发生某种结构性变化,而正规农贷机构却未能对此做出及时有力的反应。

可问题是,当前中国农贷市场上究竟正在发生何种结构性变迁?须知,农村金融之所以成为世界性“老大难”问题,其主要原因就在于农村金融市场信息非对称性更加严重且农村金融服务成本过于高昂,而信息难题是其中的根本症结。能否有效缓解农贷市场的信息非对称性,直接决定着中国农村信贷政策实践的成败。自国务院发布《关于农村金融体制改革的决定》以来,农村金融改革特别是农村信用体系建设取得明显进展,目前,农户传统信贷需求已得到基本满足;但同时,经过劳务经济的长期洗礼,广大农民工的市场观念和经营能力明显增强,家庭财富得到不断积累,加之非农就业稳定性差、实际收入较低且心理成本巨大,近年来,农民工回乡创业的意愿正在不断增强,从而很有可能催生日益增长的农户创业信贷需求。中共十八大以来,国家明确提出“大众创业、万众创新”政策要求,高度关注农民工返乡创业及其金融扶持工作。<sup>②</sup>但长期以来,相关研究着重探讨如何有效满足农户传统信贷需求,忽视劳务经济对农户收入和信贷需求的深刻影响,从而未能抓住现阶段农户信贷问题的主要矛盾。如果我们的这一推论能够成立,那么下一阶段农村金融供给侧结构性改革就有了来自需求侧的可靠信息支持。我们认为,在农村金融深化改革进程中,政府应牢牢把握“人地关系”和“劳务经济”这两大关键事实,积极运用财税手段有效激励农村信贷机构发挥在扶持农户县域创业方面的强大杠杆作用。

总之,我们不应孤立、静止地看待农户信贷问题,而应对当前中国农户经济属性及其信贷需求特点做出系统深入的实证考察。如果大多数农户依旧是生存性小农,农户正规信贷供给就应继续以传统信贷服务为主;反之,若越来越多的农户已经或正在转变为理性小农,则农户正规信贷供给应尽快适应这一趋势性变化。有鉴于此,我们本着对粮食主产区农民增收问题的高度关切,并考虑到中国各省份经济金融发展水平的差异性,瞄准作为粮食主产省和劳务输出大省的四川省传统农区农户正规信贷可得性<sup>③</sup>展开实证研究,试图揭示现阶段中国农户正规信贷需求出现的结构性变化,并据此检验中国传统农区农户的经济属性变迁状况。本文的研究工作有助于揭示现阶段传统农区农户在正规信贷可得性上面临的新矛盾与新问题,对于科学谋划农村金融供给侧结构性改革,切实优化农村正规信贷供给结构,更好地发挥金融在农业现代化和城乡一体化发展进程中的杠杆作用,具有重要的启示意义。

① 《2014年度人力资源和社会保障事业发展公报》显示,2014年全国农民工总量达到27395万人,农民第一产业就业比重降至不足三成;据《中国统计年鉴2015》统计,农户经营收入占家庭纯收入的比重从1990年的75.6%持续降至2014年的40.4%。

② 2015年6月10日,李克强总理在主持国务院常务会议时动情地指出,现行劳务经济模式造成农民工上不能尽孝、下不能尽教养之责,千千万万的农民家庭处于风雨飘摇之中。此次会议确定了支持农民工返乡创业政策要求,重点解决农民工返乡创业环境不佳和创业资金不足两大问题。

③ 学理上,“信贷可得性”指某主体在信贷资源获取上的或然状态,包括该主体是否具有信贷需求以及这种需求是否得到满足两层含义。显然,汪昌云等(2014)将“是否具有信贷需求”定义为“信贷可得性”,仅涉及第一层含义,而黄祖辉等(2009)从“是否具有信贷需求”和“是否得到过贷款”两方面考察农户“信贷可得性”,也只涉及第一层含义和部分第二层含义,即使农户曾获得过贷款,其信贷需求也未必能得到完全满足。本文“正规信贷可得性”概念从农民增收的农户正规信贷获得效应和约束效应两重视角完整涵盖了上述两层含义。同时,信贷约束指某主体的现实信贷需求受到约束或抑制的状态。显然,“信贷可得性”与“信贷约束”的基本含义是一致的,信贷可得性低下意味着所受信贷约束较重,反之亦然。

## 二、理论、文献与假说

### (一)基础理论

小农经济理论。在发展商品经济的背景下,小农经济理论可划分为两大流派:<sup>①</sup>一是恰亚诺夫生存小农命题,恰氏指出,在人口过剩地区,为了满足家庭成员基本消费需求,农户要么增加对小块土地的劳动投入,要么向非农业产业转移就业,以便增加家庭总收入,从而揭示了利润最大化原则不适用于生存小农的经济机理;<sup>②</sup>二是舒尔茨理性小农命题,舒氏认为,小农使用传统生产要素从事农业生产,是受既有技术条件制约的理性经济人,其经济理性毫不逊色于资本主义企业家,但必须设法缓和紧张的人地关系,以便为扩大农业投入创造前提条件,他将在农场附近的兼业农民视为可分性劳动力,而把专职农民或远距离非农就业农民看作不可分性劳动力。显然,生存小农与理性小农在本质上都是理性小农,所谓生存小农无非是那些因受自身难以克服的诸多现实约束(特别是人地关系)而被迫按照“生存优先”原则进行经营决策的小微家庭农场。

金融发展理论。金融发展理论认为,金融是影响一国经济发展速度与质量的关键因素;金融深化理论主张通过金融自由化去推动发展中国家金融深化,进而促进经济增长。然而,无论是金融对经济的促进作用,还是金融深化改革的成功推进,均须具备某些前提条件,尤其在发展中国家农村地区,通过金融深化促进经济增长面临更加严峻的现实困难,其中最大障碍在于合格借款主体及投资项目匮乏。

### (二)文献述评

国际主流经济学家的相关经典文献对我们深刻理解发展中国家农村金融问题具有重要启示意义。Akerlof(1970)指出,欠发达国家信贷市场具有典型“柠檬”市场特性,对其农村信贷交易的正常进行构成了严重障碍;Stiglitz和Weiss(1981)系统论证了信息不对称引发的事前逆向选择和事后道德风险必然导致信贷配给的内在机理,扩展和深化了Akerlof(1970)关于信息不对称信贷市场的学术观点,并主张利用同伴监督机制缓解发展中国家农贷市场面临的信息难题(Stiglitz, 1990)。同时,Coase(1937)基于新古典边际理论揭示了价格机制无法绕过企业组织直接配置资源的经济机制,即企业因节约交易成本而产生和存续,但企业规模不可能无限扩张,当企业内部交易的边际成本与市场交易的边际成本相等时,企业规模达到最优状态。可见,必须抓住信息不对称性这个农户信贷难题的根本症结,通过相关综合改革逐步缓解农贷市场信息不对称问题。此外,在深化农村金融改革中,应处理好农村金融组织的规模适宜性问题,既防止农贷市场形成垄断或寡占,又要避免出现过度竞争。

关于中国农户信贷获得问题,现有文献主要集中于三方面展开研究。一是农户信贷获得的基本状况。汪昌云等(2014)利用农村固定观察点数据的研究表明,金融市场化改革显著降低了广大农户的正规信贷可得性;马晓青等(2012)对江苏、河南、四川986农户数据的分析结果显示,农户面临自东向西依次增强的信贷约束问题,四川农户更偏好正规信贷;洪正(2011)认为重点发展村

<sup>①</sup> 黄宗智(1985、1990,〔2000年中译本〕)基于农业“内卷化”概念(Geertz, 1963)和“拐杖”逻辑提出的小农命题并非独立的小农经济理论,其核心仍是人地关系紧张促使理性小农采取“农业经营+农业内外创收”这种劳动力资源配置方式(视后者为前者的“拐杖”),以便维持家庭成员的基本生活。

<sup>②</sup> 参见恰亚诺夫《农民经济理论》一书的主体部分“农民农场组织”的第3章“农民农场组织的基本原则”(Chayanov, 1966)。

镇银行等商业性农贷机构不利于改善农户正规信贷可得性,主张优先培育农村资金互助社等新型合作金融组织。二是农户信贷获得的收入效应。关于农户信贷获得对其收入的影响效应,学界存在两种相反观点。一种观点认为,改革以来,中国农村正规信贷规模扩张对农民收入增长具有明显促进作用(胡金焱、董鹏,2008;周宗安,2010;刘玉春、修长柏,2013);另一种观点认为,中国农村正规信贷业务扩展不仅未能促进农民收入增长,反而对农民增收构成抑制作用(温涛等,2005;余新平等,2010;周一鹿,2010)。三是农户增收的信贷可得效应。黄祖辉等(2009)基于“意愿式+假想式”问卷调查了内蒙古、河南、山西4个国定贫困县820个农户借贷行为,发现贫困户务工收入增加对其正规信贷需求存在显著负效应,而非农经营收入提高对其正规信贷可得性具有显著正效应;刘西川等(2014)基于浙江987农户的调查数据,考察了农户正规信贷需求的差异,发现高收入农户的正规信贷需求更大、获得机会更多,且农户正规信贷需求非农化与大额化倾向明显,顾宁、范振宇(2012)也发现高收入农户更有可能将借款资金用于生产性用途。

上述农户信贷文献固然对我们具有启示意义,但仍然未能抓住农户融资难题的根本症结。须知,农户经济属性决定其融资偏好,若不先弄清楚中国农户的经济属性,就不可能有效破解中国农贷谜团。那么,当下中国农户的经济属性究竟是什么?这是有待中国学者做出严肃回答的重大理论问题。张杰(2005)基于长期历史视角和黄宗智小农“拐杖”逻辑,分析了中国历史上小农家庭的经济属性和融资次序,为我们反思中国千年农贷谜题提供了一个独特视角。然而,该文在如下四个方面值得进一步商榷:首先,他认为黄氏小农命题是对恰氏、舒氏两大正统小农命题的理论挑战,未能洞悉这些小农命题的内在共性,夸大了中国小农经济的异质性;其次,他将黄宗智基于1350—1950年相关资料提出的小农“拐杖”逻辑简单套用于当下中国农户,认为“改革以来农户若失去土地将面临家族灭绝的命运”,未能看到近30年来劳务经济大潮对农民就业观念和经营能力的深刻影响;再次,他认为中国农户始终遵循“农业增收→农外创收→举借债务”及“国家农贷→熟人借贷→高利借贷”的消极融资次序,这既有悖于各种小农命题的理性人内核,也与改革以来亿万农民的生动实践不符;最后,他在正确指出“农户收入增长和农业经济发展从根本上决定着未来中国农贷制度的改革绩效”的同时,却未能认识到“农民增收”与“农业发展”之间的尖锐冲突并就此化解该矛盾给出政策建议。应当承认,该文固然诠释了中国封建社会和前资本主义社会广大农户的生存逻辑和决策方式,但在解释现阶段中国农户经济特性和融资偏好上显得时空错位,这可能与其成文较早和所用资料相对陈旧有关。面对学术界在中国农户属性问题上的激烈争论,陈雨露等(2009)利用中国西部某农业地级市1100农户的调查数据,基于理论与实证相结合的研究方法,初步揭示了资本机制在生存小农向理性小农变迁中的重要作用,认为生存小农可能通过自我资本积累逐步增强正规信贷获取能力,促使生存小农的有效借贷边界和信贷偏好曲线不断右移,并最终演进为理性小农,这就有力地批驳了学界在中国农户属性问题上存在的绝对、静止、僵化观点。该文试图从资本机制视角剖析中国广大农户长期处于贫困或温饱状态的经济机理,尤为可贵的是,作者具有良好的思辨能力,善于从事物的动态演化中去把握生存小农与理性小农之间的辩证关系。但该研究也存在若干不容忽视的问题:一是在指标设计和计量方法方面存在明显缺陷,比如,对定性因变量模型简单进行OLS估计,但未能对估计结果做出稳健性检验和异质性分析,从而影响到估计结果的可靠性;二是只是指出生存小农存在着通过自我积累和外源融资转化为理性小农的可能性,而未能找到中国生存小农资本自我积累的主要途径;三是虽然揭示了市场经济条件下小农极易陷入“资本存量少→融资能力弱→相对贫困化→资本存量更少→融资能力更弱→…”贫困陷阱的内在机制,但未能认识到农户有效利用金融杠杆实现脱贫致富还须具备良好的主观条

件,包括良好的身心条件、人力资本状况和企业家精神等,离开这些主观条件,资本机制就难以有效发挥作用。

我们认为,由于对劳务经济的巨大影响估计不足,学术界未能及时认识到中国农户经济属性正在发生的历史性变迁,从而没有从小农经济属性视角对农户信贷(尤其是正规信贷)可得性做出深度实证研究。虽然张杰(2005)、陈雨露等(2009)对此做出了初步探讨,但仍亟待学界对这一重大议题做出接续式理论研究和实证检验。需要强调的是,改革以来,劳务经济大潮对亿万农民产生的影响是亘古未有的,农村劳动力外出就业是如此普遍,以致近年来出现了举国关注的“谁来种田”的问题。毋庸置疑,当前农户经济状况已发生重大变化,除少数富裕户和贫困户之外,大多数农户已经跨过温饱线,且愈来愈多的农户正处于从生存小农向理性小农转轨的关键节点上,中国政府能否把握这一历史契机,引导和扶持广大农户顺利走上非农创业道路,将决定本国农业现代化、城乡一体化的发展前景。

### (三)研究假说

根据恰氏生存小农命题和舒氏理性小农命题等理论观点,结合本文研究目的和农村金融新政以来国家为改进农户正规信贷服务所做出的巨大努力,我们提出如下研究假说:

假说1:若当前中国农户的经济属性更加接近恰氏生存小农,则农户增收对其正规信贷可得性的影响效应是:随着农户人均收入水平的不断提升,其正规信贷获得额会出现显著下降或保持基本稳定,而且,其主观感受到的正规信贷约束程度将明显减轻或保持基本稳定。

假说2:若当前中国农户的经济属性更加贴近舒氏理性小农,则农户增收对其正规信贷可得性的影响效应是:伴随农户人均收入水平的逐步提高,其正规信贷获得额将呈现明显增加或保持相对稳定,同时,其感受到的正规信贷抑制非但没有缓解,反而会进一步加重。

需要说明的是,鉴于许多农户在严格区分信贷资金用途方面存在的困难性,我们不追究2007—2013年农户每笔正规信贷资金的合同用途或实际用途,而是通过估计和对比农户人均收入的正规信贷获得效应和正规信贷约束效应,实证检验上述研究假说的存在性。

## 三、模型、变量与数据

### (一)计量模型设定

1. 人均收入的正规信贷获得效应模型。该模型的因变量是农户正规贷款获得额(*totaloan*),解释变量是农户人均收入。鉴于6成样本农户从未发生过正规借款行为,因变量属于典型的限值型变量。若直接对正规贷款额不为0的样本数据做出OLS估计,则估计系数是有偏的和不一致的(Gujarati,2003;Wooldridge,2002)。Tobit模型能够有效纠正截断因变量造成的估计偏差,允许我们将未获贷款样本户一并纳入计量模型,这样可以保有更大的样本容量,容纳更丰富的样本信息。借鉴Qian和Huang(2011)的模型设定方法,我们将Tobit模型设定为:

$$totaloan_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 kv_i + \gamma_2 Cv_i + \mu_i \tag{1}$$

$$totaloan_i = \begin{cases} totaloan_i^* & \text{如果 } totaloan_i^* > 0 \\ 0 & \text{如果 } totaloan_i^* \leq 0 \end{cases}$$

其中,*totaloan<sub>i</sub>*是样本户正规贷款额;*kv<sub>i</sub>*是解释变量,分别为 *pernetinc<sub>i</sub>*、*perlabinc<sub>i</sub>*、*pernonfarlabinc<sub>i</sub>*;  $\gamma_2$ 表示1×24控制变量系数向量,*Cv<sub>i</sub>*表示24×1控制变量向量; $\mu_i$ 为服从零均

值正态分布的扰动项。下标  $i$  代表第  $i$  个样本户。

2. 人均收入的正规信贷约束效应模型。该模型的因变量是农户是否遭受正规信贷约束 (*credcons*), 解释变量仍然是农户人均收入。由于是否受到正规信贷约束属于典型的二值响应变量, 取值 0 或 1, 我们借鉴汪昌云等(2014)的做法, 利用二值响应变量模型(Probit 模型)研究农户人均收入对其所受正规信贷约束概率的影响效应。Probit 模型设定如下:

$$Pr(\text{credcons} = 1 | X) = \Phi(X\beta) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 kv_j + \beta_2 Cv_j) \quad (2)$$

其中,  $Pr(\text{credcons} = 1 | X)$  表示农户受到正规金融机构信贷约束的概率;  $kv_j$  代表解释变量, 分别为  $pernetinc_j$ 、 $perlabinc_j$ 、 $pernonfarlabinc_j$ ;  $Cv_j$  表示  $24 \times 1$  控制变量向量;  $\beta_1$  是解释变量的系数,  $\beta_2$  表示  $1 \times 24$  控制变量系数向量。下标  $j$  代表第  $j$  个样本户。

## (二) 研究变量选取

1. 因变量。为了全面了解农户正规信贷可得性, 我们拟从定性和定量两方面加以实证考察。<sup>①</sup> 一方面, 为了确保“是否受到正规信贷约束”这一定性响应变量样本数据的可靠性, 我们借鉴了黄祖辉等(2009)的“诱导式”与“假想式”相结合的设问方法,<sup>②</sup> 从而能够有效侦测农户遭受正规信贷约束的真实信息, 本文选取“样本户是否受到正规信贷约束”(credcons)为 Probit 模型的因变量; 另一方面, 鉴于 2006 年年底银监会启动农村金融增量改革, 其后国家陆续出台一系列农村金融改革政策举措, 农村金融改革取得重要进展, 而其间农户收入的主要来源逐步由经营收入过渡到务工收入, 农户人均收入保持平稳增长态势。同时, 考虑到农户正规借款的偶发性和短期性, 为了比较全面地采集农户正规信贷实际获得量信息, 并与本文核心解释变量“2013 年度农户人均收入”指标形成良好匹配关系, 本文选取“2007—2013 年样本户正规信贷获得额”为 Tobit 模型的因变量(*totaloan*)。

2. 解释变量。鉴于目前农民非农就业的普遍性, 为了深入考察农户劳务性增收对其正规信贷可得性的影响效应, 我们拟从人均纯收入、劳均纯收入和非农从业人员人均收入 3 个维度测度样本农户收入水平。具体地, 人均纯收入(*pernetinc*) (家庭纯收入/家庭总人口), 反映样本户综合收入水平; 劳均纯收入(*perlabinc*) (家庭纯收入/家庭总劳力), 反映样本户劳动力综合创收能力; 非农从业者人均收入(*pernonfarlabinc*) (家庭非农从业收入/家庭非农从业人数), 代表样本户非农从业人员人均创造收入的能力。

3. 控制变量。根据本文研究目的, 参照相关文献变量选择方法, 我们分别选取农户户主特征变量、家庭特征变量和社区金融服务环境变量作为本文计量模型的控制变量(见表 1)。

4. 工具变量。按照 Wooldridge(2009)关于内生性问题的分类, 本文计量模型可能存在 3 类内生性问题: 一是遗漏变量型内生性问题, 我们拟运用两阶段 ivTobit、ivProbit 估计方法予以解决;<sup>③</sup> 二是互为因果型内生性问题, 农户人均收入与其正规信贷获得额之间可能互为因果, 本文拟建立

① 目前, 学术界尚未就“信贷可得性”的含义达成共识。其实, “信贷可得性”包括某经济主体对于信贷资源是否具有需求以及这种信贷需求是否得到满足两层含义。在已有文献中, “信贷可得性”概念的含义往往存在片面性。比如, 汪昌云等(2014)将“是否具有信贷需求”定义为“信贷可得性”, 仅涉及第一层含义; 而黄祖辉等(2009)从“是否具有信贷需求”和“是否得到过贷款”两个角度考察农户“信贷可得性”, 也只涉及第一层含义和第二层含义的一部分, 因为即使农户曾获得过信贷, 其信贷需求也未必得到了完全满足。

② 在采集农户是否受正规信贷约束的信息时, 我们的问卷问题设计为: “假如不考虑目前实际的贷款可得性, 仅仅从您家生产生活和投资创业的需要来看, 您认为您家是否受到当地正规金融机构的信贷抑制?”

③ 参见 Newey(1987)、Camperon 和 Trivedi(2009)。

联立方程模型并利用 3SLS 系统估计方法克服此类内生性问题;三是测量误差型内生性问题,由于本次农户调查依托农村信用社四川省联合社及其所辖 32 个样本县信用联社的组织力量和农户信贷资料,加之问卷设计上的相对完备性,本文不考虑测量误差型内生性问题。无论何种内生性问题,都会导致解释变量系数估计值出现不一致性,这是实证研究最不能容忍的。在特定农户其他禀赋一定的条件下,其人均收入水平高低通常受到户主素质状况的重要影响。为了克服遗漏变量型内生性问题和互为因果型内生性问题,我们按照工具变量的基本标准<sup>①</sup>选取“户主是否具有非农技能”(nonfarski)、“户主非农从业年限”(nonfaryear)和“非农就业劳动力数”(nonfaremn)分别作为 Tobit 模型、Probit 模型和联立方程模型(SEM)的内生变量“农户人均收入”的工具变量。其具体理由依次为:户主拥有非农经营技能将增强其非农就业能力,并凭借在家庭中的领导地位,把经营技能传授给其他家庭成员,从而有助于提升家庭人均收入水平,同时,鉴于现行农村金融体制机制的僵硬性,户主是否具有非农经营技能并非农村金融机构信贷决策的重要因素,从而对农户正规信贷获得额不具有较大影响;随着户主非农从业年限的增加,其非农就业的稳定性和收入水平逐步提高,并通过户主的带动作用实现家庭劳动力资源的优化配置,从而促使农户人均收入水平不断提高,同时,鉴于农民工主要从事低技术职业,在工资水平稳步提升、创业环境不佳的现实条件下,户主非农从业年限与农户所受正规信贷约束之间并无直接关联;随着非农从业人数的增加,农户人均收入水平势必逐步提高,同时,由于农村金融机构尚未将“非农从业人数”纳入授信指标体系,农户非农从业人数与其正规信贷获得额之间关联性较低。

### (三)数据来源与描述性统计

1. 数据来源。本文所用的农户数据源自 2014 年 7~8 月西南财经大学中国金融研究中心与四川省农村信用社联合社共同开展的农村金融改革发展系统调查,该调查旨在深入了解四川传统农区农户正规信贷可得性及经济属性变迁状况。为了尽可能地降低样本农户之间和样本地区之间存在的异质性问题,我们除只开展四川单省调查外,还进行了比较独特的调查设计。鉴于成都市城乡一体化程度较高,而甘孜、阿坝、凉山为民族自治州,均不符合调查目的,此次调查包括四川省除成都、甘孜、阿坝、凉山等市(州)外的全部 16 个地级市,从每个地市选取 2 个农业产值排名前两位的县为样本县,再从每个样本县分别选取 3 个农业大乡(镇)为样本乡(镇),然后从每个样本乡(镇)选取 4 个农业大村,最后从随机起点开始等距抽样,从每个样本村抽取 25 个样本户。<sup>②</sup> 问卷由样本户户主填写,农户正规贷款数据经乡镇信用社依据信贷记录复核、补充。此次调查收回问卷 9527 份,其中有效问卷 8292 份,并剔除主要变量数据缺失的 1130 份问卷和存在奇异数据的 4 份问卷,从而最终得到 7158 份有效问卷。此次四川省农户经济金融系统调查收集了样本户的资产与负债、收入与支出、信贷与保险、家庭人口特征、劳动力就业及社区金融环境等方面的微观数据。

2. 变量定义及描述性统计。我们对本研究各变量做出如下简要定义和统计描述(见表 1)。

① 合意的工具变量应同时满足两个条件:既与核心解释变量高度相关,又不直接影响因变量(与因变量相关性较低)。

② 本次调查的 16 个地级市及其所辖 32 个样本县(市)分别是:德阳(中江、绵竹)、绵阳(江油、梓潼)、广元(苍溪、旺苍)、南充(仪陇、西充)、巴中(通江、南江)、达州(宣汉、渠县)、广安(武胜、邻水)、遂宁(射洪、大英)、资阳(安岳、简阳)、内江(资中、隆昌)、泸州(泸县、合江)、自贡(富顺、荣县)、宜宾(江安、兴文)、乐山(犍为、夹江)、眉山(仁寿、洪雅)、雅安(天全、名山)。乡镇、村名单从略。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	平均值	标准差
<i>credcons</i>	农户是否受到正规信贷约束(是-1,否-0)	0.6	0.49
<i>totaloan</i>	2007-2013年农户获得正规贷款总额(单位:千元)	18.09	45.25
<i>pernetinc</i>	2013年农户人均纯收入(单位:千元)	13.61	9.309
<i>perlabin</i>	2013年农户劳均纯收入(单位:千元)	18.54	13.49
<i>pernonfarlabinc</i>	2013年农户非农从业者人均收入(单位:千元)	24.8	17.14
<i>popburd</i>	2013年农户人口负担比例(非劳力人口数/总人口数)	24.21	19.75
<i>nonfaremn</i>	2013年农户非农就业劳动力数量(单位:人)	1.629	0.917
<i>land</i>	2013年农户实际经营耕地面积 <sup>(1)</sup> (单位:亩)	3.912	6.249
<i>age</i>	2013年户主年龄	48.71	10.23
<i>marriage</i>	户主是否已婚(已婚-1,未婚-0)	0.994	0.0755
<i>educ</i>	户主是否具有初中以上文化 <sup>(2)</sup> (是-1,否-0)	0.561	0.496
<i>nonfaryear</i>	截至2013年末户主非农从业年限	0.342	2.006
<i>nonfarski</i>	户主有无非农生产经营技能(有-1,无-0)	0.479	0.5
<i>politstat</i>	户主是否是乡村干部等政治人物(是-1,否-0)	0.0594	0.236
<i>finasset</i>	2013年末农户存款类金融资产总额(单位:千元)	45.99	36.4
<i>produfixed</i>	2013年末农户农业经营性固定资产额(单位:千元)	39.42	56.54
<i>credfami</i>	农户是否被农信社评定为信用用户(是-1,否-0)	0.681	0.466
<i>ircap</i>	农户能否承受10%以上贷款利率(能-1,不能-0)	0.144	0.351
<i>distance</i>	农户与银行业经营网点的最近距离(单位:公里)	4.396	3.624
<i>depoaccout</i>	2013年末农户拥有存款账户数目(单位:个)	1.982	0.972
<i>imporserv</i>	户主是否认为贷款是最重要金融产品(是-1,否-0)	0.33	0.47
<i>knowproce</i>	户主是否了解贷款程序 <sup>(3)</sup> (是-1,否-0)	0.747	0.435
<i>knowproce_1</i>	农户是否基本了解贷款程序(是-1,否-0)	0.444	0.497
<i>knowproce_2</i>	农户是否非常了解贷款程序(是-1,否-0)	0.303	0.46
<i>exterfin</i>	2013年农户是否具有外部融资需求(有-1,无-0)	0.515	0.5
<i>informal</i>	2013年农户实际取得非正规借款额(单位:千元)	0.431	2.752
<i>crediline</i>	农户是否被银行业机构授予信用额度(是-1,否-0)	0.378	0.485
<i>grouplend</i>	农户是否曾经参与贷款联保小组(是-1,否-0)	0.0794	0.27
<i>finaninvest</i>	农户是否参股农村正规金融机构 <sup>(4)</sup> (是-1,否-0)	0.0397	0.195
<i>newfinnum</i>	所在县域新型农村金融机构数量(单位:个)	0.116	0.339
<i>cooperparti</i>	农户是否参加农民专业合作社(是-1,否-0)	0.0398	0.196

注:(1)在8292份有效问卷中,只有约10%的农户发生过农地流转行为,样本户承包耕地面积与其经营耕地面积基本一致;

(2)初中文化水平是区分一个农民人力资本状况的关键界限,本文据此对户主文化程度作出简化处理;(3) $knowproce = knowproce_1 + knowproce_2$ ,即农户了解贷款程序包括农户基本了解和非常了解贷款程序两种情况;(4)农村正规金融机构特指农信社、农商行、农合行、工农中建交等商业银行县域网点 and 三类新型农村金融机构,不含小额贷款公司。



### 四、实证结果及其解释

#### (一)人均收入的正规信贷获得效应

表2第(1)、(3)、(5)列列出了农户人均收入的正规信贷获得效应。我们发现,在控制户主特征、家庭特征和地区金融环境变量后,农户人均收入增长对其正规信贷获得额具有显著正向效应,人均纯收入、劳均纯收入和非农从业者人均收入的边际效应分别约为0.66、0.45和0.28,且均在1%水平下通过显著性检验。可见,农民增收有助于农户获得更多正规信贷资金,从而佐证了刘西川等(2014)关于浙江高收入农户对正规信贷需求更强、获得更多的研究结论。自2007年中国启动农村金融增量改革以来,国家出台了一系列政策措施,旨在增强农村金融机构信贷投放的主动性。在此背景下,各类农村金融机构按照商业性原则积极增加对县域各类优质客户的信贷投放,高收入农户因具备较高信用等级往往能够获得更多正规信贷资金。

表2 农户人均收入对其正规信贷获得额的影响

变量	Tobit I	ivTobit I	Tobit II	ivTobit II	Tobit III	ivTobit III
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>pernetinc</i>	0.6571*** (0.1558)	9.6443*** (2.1565)				
<i>perlabinc</i>			0.4491*** (0.1187)	6.2801*** (1.3652)		
<i>pernonfarlabinc</i>					0.2844*** (0.0780)	5.1233*** (1.1484)
<i>nonfaryear</i>	0.6605* (0.3815)	-3.1691*** (1.1578)	0.6856* (0.3808)	-2.6374** (1.0353)	0.7714** (0.3804)	-1.9692** (0.9642)
<i>educ</i>	1.6717 (2.5415)	-8.6860** (4.0477)	1.5889 (2.5372)	-9.9644** (4.1187)	2.0001 (2.5400)	-6.5333* (3.8049)
<i>politstat</i>	16.633*** (5.4018)	20.634*** (6.1980)	16.858*** (5.4124)	23.167*** (6.1198)	16.562*** (5.3997)	20.483*** (6.2483)
<i>age</i>	-0.0060 (0.1153)	1.3414*** (0.3586)	-0.0192 (0.1157)	1.0686*** (0.2963)	-0.0699 (0.1153)	0.4654** (0.2023)
<i>marriage</i>	9.0075 (17.400)	40.712* (22.762)	7.8338 (17.239)	18.652 (21.136)	6.2693 (17.282)	-13.563 (22.187)
<i>finasset</i>	-0.0279 (0.0572)	-0.3117*** (0.0799)	-0.0268 (0.0571)	-0.2871*** (0.0732)	-0.0197 (0.0574)	-0.2546*** (0.0698)
<i>produfixed</i>	0.1326** (0.0552)	-0.0071 (0.0419)	0.1324** (0.0551)	-0.0001 (0.0394)	0.1361** (0.0548)	0.0349 (0.0350)
<i>credfami</i>	44.271*** (3.2223)	48.066*** (3.6528)	44.227*** (3.2218)	47.773*** (3.5498)	43.932*** (3.2090)	45.190*** (3.5651)
<i>grouplend</i>	30.638*** (4.3469)	34.910*** (5.3741)	30.480*** (4.3475)	32.750*** (5.1305)	30.294*** (4.3473)	30.485*** (5.3208)

续表 2

变量	Tobit I	ivTobit I	Tobit II	ivTobit II	Tobit III	ivTobit III
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ircap</i>	4.1678 (3.3302)	-5.1243 (4.7365)	4.2476 (3.3414)	-3.5141 (4.4471)	4.4138 (3.3352)	-1.1657 (4.4186)
<i>crediline</i>	23.575*** (2.6186)	25.111*** (3.2316)	23.521*** (2.6180)	24.499*** (3.1249)	23.697*** (2.6290)	27.726*** (3.3800)
<i>knowproce_1</i>	52.129*** (4.1442)	53.896*** (4.2621)	52.162*** (4.1434)	54.004*** (4.1723)	51.961*** (4.1337)	51.643*** (4.2667)
<i>knowproce_2</i>	72.372*** (4.6018)	73.241*** (4.5497)	72.326*** (4.6015)	72.527*** (4.4375)	72.186*** (4.5897)	69.877*** (4.6027)
<i>depoaccout</i>	8.3673*** (1.2676)	4.1020** (1.8196)	8.4284*** (1.2627)	4.9953*** (1.6683)	8.5104*** (1.2646)	5.3032*** (1.6997)
<i>finaninvest</i>	-1.5715 (7.2820)	6.2509 (7.6273)	-1.4393 (7.2769)	6.8113 (7.4268)	-1.4149 (7.2833)	8.4689 (7.8183)
<i>newfinnum</i>	1.8585 (3.4339)	-1.3544 (4.3696)	1.8081 (3.4385)	-1.7786 (4.2588)	2.2346 (3.4267)	3.0811 (4.3421)
<i>imporserv</i>	9.4511*** (2.4444)	9.4835*** (3.1404)	9.4465*** (2.4462)	9.2082*** (3.0527)	9.5954*** (2.4494)	11.620*** (3.2032)
<i>exterfin</i>	27.100*** (2.5017)	27.424*** (3.0633)	27.146*** (2.5014)	28.191*** (2.9900)	27.208*** (2.5119)	27.822*** (3.0921)
<i>informal</i>	-0.7903 (0.7245)	-1.0093** (0.5154)	-0.7872 (0.7287)	-0.9537* (0.4983)	-0.7620 (0.7305)	-0.5839 (0.5188)
<i>popburd</i>	0.1616*** (0.0617)	0.9571*** (0.2058)	0.0331 (0.0607)	-0.8628*** (0.2223)	0.0647 (0.0606)	-0.5497*** (0.1647)
<i>land</i>	0.3260 (0.2158)	0.2117 (0.2284)	0.3272 (0.2184)	0.2060 (0.2214)	0.3419 (0.2220)	0.4583** (0.2302)
<i>distance</i>	0.1079 (0.3281)	-0.0350 (0.4136)	0.1077 (0.3281)	-0.0561 (0.4026)	0.1296 (0.3272)	0.3829 (0.4201)
<i>cooperparti</i>	1.9233 (7.8617)	2.3894 (7.5208)	2.1272 (7.8545)	4.3474 (7.3196)	1.6204 (7.8828)	-1.2117 (7.6200)
常数项	-189.069*** (21.137)	-396.196*** (54.828)	-183.648*** (20.809)	-304.653*** (36.234)	-180.065*** (20.714)	-268.842*** (31.393)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0453		0.0452		0.0450	
两步法		907.48		946.61		895.61
Wald chi <sup>2</sup> (p 值)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)
外生性检验		29.20		29.03		30.28
Wald chi <sup>2</sup> (p 值)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)

注:表中系数是解释变量的边际效应,括号内为聚类异方差稳健的标准误;\*\*\*、\*\*和\* 分别代表在1%、5%和10%水平下显著;第(1)、(3)、(5)列的F值依次为22.9、22.9、22.9,对应P值均为0.0000;第(2)、(4)、(6)列一阶段回归F值分别为39.1、47.3、20.8,工具变量T值分别为6.6、7.1、6.6,对应P值均为0.0000。

此外,表2第(1)、(3)、(5)列还列出了有关控制变量的估计系数。农村金融新政以来,与各自基准组相比,户主是地方政治人物、信用户、联保小组成员、拥有信用额度、基本了解或非常了解贷款程序、认识到贷款重要性、具有外部融资需求的农民家庭,以及户主非农从业年限较长、拥有较多农业固定资产、持有较多存款账户的农户通常获得了更多正规信贷资金。其余控制变量未能在10%水平下通过显著性检验。

为了解决Tobit模型中可能存在的遗漏变量型内生性问题,我们用“户主是否具有非农技能”作为各人均收入变量的工具变量进行两阶段ivTobit估计。表2第(2)、(4)、(6)列列出了工具变量估计结果。其中,外生性检验的Wald  $\chi^2$  值分别为29.20、29.03、30.28,均在1%水平下拒绝了各人均收入变量不存在内生性的原假设,证实了人均收入变量确实存在内生性问题,因而第(1)、(3)、(5)列基准回归结果是有偏的;一阶段回归的F值分别为39.12、47.29、20.82,工具变量的t值分别为6.62、7.10、6.62,均在1%水平下显著,可见,用“户主是否具有非农技能”作为各人均收入变量的工具变量是恰当的,不存在弱工具变量问题;各人均收入变量的边际效应依次为9.64、6.28、5.12,均远大于基准回归估计值,在1%水平下都显著;各控制变量的估计系数除少数发生变号外,其余估计结果与基准回归大体一致,不再赘述。显然,两阶段工具变量估计结果进一步表明,农户增收有助于增强自身正规信贷获得能力。

另外,为了处理Tobit模型因变量与解释变量之间可能的双向因果关系引发的内生性问题,我们建立如下联立方程模型:

$$\begin{aligned} perxinc_k &= \lambda_1 totaloan_k + \lambda_2 nonfaremn_k + \lambda_3 nonfaryear_k + \lambda_4 educ_k \\ &+ \lambda_5 politstat_k + \lambda_6 age_k + \lambda_7 marriage_k + \lambda_8 credfami_k \\ &+ \lambda_9 knowproce_k + \lambda_{10} popburd_k + \lambda_{11} distance_k + v_k \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} totaloan_k &= \phi_1 perxinc_k + \phi_2 nonfaryear_k + \phi_3 educ_k + \phi_4 politstat_k \\ &+ \phi_5 age_k + \phi_6 marriage_k + \phi_7 credfami_k + \phi_8 grouplend_k + \phi_9 knowproce_k \\ &+ \phi_{10} popburd_k + \phi_{11} distance_k + \eta_k \end{aligned} \quad (4)$$

其中,方程(3)是简约式方程,方程(4)是结构方程; $totaloan_k$  是简约式方程的解释变量和结构方程的因变量; $perxinc_k$  是联立方程模型的内生变量,分别代表农户人均纯收入( $pernetinc_k$ )、劳均纯收入( $pernlabinck_k$ )和非农从业者人均收入( $pernonfarlabinc_k$ ); $nonfaremn_k$  是联立方程模型的工具变量;其余为户主特征、家庭特征控制变量。

参照Zellner和Theil(1962)与Gallant(1977)的方法,估计上述联立方程模型的三阶段最小二乘法(3SLS)的基本步骤是:第一步,利用相关变量的样本值对简约式方程做出最小二乘(OLS)估计,得到内生变量(即人均收入变量)的拟合值;第二步,利用“农户正规信贷获得额”的样本值、内生变量的拟合值和各控制变量的样本值,对结构方程做出OLS估计,得到结构方程所有自变量(即内生变量和控制变量)的估计系数,然后将结构方程的估计系数分别代入简约式方程和结构方程,计算各方程的残差,再求出各方程的误差方差和不同方程误差的协方差的一致估计值;第三步,利用广义最小二乘(GLS)法拟合误差方差和误差协方差,得到结构方程的3SLS参数估计值。

表3第(1)、(3)、(5)列列出了简约式方程的估计结果,农户正规信贷获得额对其人均纯收入、劳均纯收入和非农从业者人均收入的影响效应并不显著,这符合外出务工收入已成为农户收入主要来源的社会现实。表3第(2)、(4)、(6)列列出了结构方程的3SLS估计结果,在控制了可能的互为因果内生性问题后,农户人均收入的正规信贷获得效应仍然显著为正,农户人均纯收入、劳均纯

收入、非农从业者人均收入对其正规信贷获得额的边际效应分别是 1.95、1.65、0.22，均在 1% 水平下显著。可见，农户增收有助于增强自身正规信贷获得能力的实证结论是稳健的。

表 3 互为因果型内生性的联立方程模型检验

变量	SEM I		SEM II		SEM III	
	<i>pernetinc</i>	<i>totaloan</i>	<i>perlabinc</i>	<i>totaloan</i>	<i>pernonfarlabinc</i>	<i>totaloan</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>pernetinc</i>		1.9536*** (0.6454)				
<i>perlabinc</i>				1.6510*** (0.5491)		
<i>pernonfarlabinc</i>						0.2153*** (0.0714)
<i>totaloan</i>	-0.1064 (0.1262)		-0.0841 (0.1506)		-0.1703 (0.2345)	
<i>nonfaremn</i>	2.5740*** (0.5822)		2.8718*** (0.6948)			
<i>nonfarski</i>					2.3661*** (0.8350)	
<i>grouplend</i>		6.2969* (3.4614)		5.9371* (3.4716)		5.0562 (3.4392)
一阶段回归 F 值(p 值)	613.62 (0.0000)	146.77 (0.0000)	605.36 (0.0000)	146.77 (0.0000)	601.89 (0.0000)	145.45 (0.0000)
3SLS 回归 R <sup>2</sup>	0.5020	0.3653	0.6234	0.3568	0.5500	0.3724
3SLS 回归 chi <sup>2</sup> (p 值)	3944.02 (0.0000)	1610.24 (0.0000)	5194.96 (0.0000)	1588.79 (0.0000)	4340.46 (0.0000)	1619.23 (0.0000)
N	2766	2766	2766	2766	2766	2766

注：(1) 非农就业人数对农户人均纯收入、劳均纯收入有显著正效应，但对非农从业者人均收入并无显著影响，从而揭示出农户劳动力非农就业存在边际报酬递减现象。这也为当前中国农户属性变迁提供了经验证据；(2) 以 *nonfaremn* 为 *pernonfarlabinc* 的工具变量的 3SLS 估计系数不显著，故将工具变量更换为 *nonfarski*；(3) 为了估计联立方程模型，舍弃 2007—2013 年未取得过正规贷款的样本户，从而本估计的有效样本数为 2766 个；(4) 为节约篇幅，在此只列出了联立方程模型的因变量、解释变量、工具变量和相异控制变量，省略了其余控制变量。

## (二) 人均收入的正规信贷约束效应

表 4 第(1)、(3)、(5)列列出了农户人均收入的正规信贷约束效应。我们发现，在控制其他相关因素的影响后，农户人均纯收入、劳均纯收入、非农从业者人均收入对其受正规信贷约束概率的边际效应依次为 0.0032、0.0023 和 0.0014，均在 1% 水平下显著。可见，随着农户人均收入的逐步提升，其遭受正规信贷抑制的可能性不仅没有下降，反而明显提高。该实证结果进一步印证了何明生和师旭(2008)、王定祥等(2011)、马晓青等(2012)关于农户普遍受到正规信贷约束的研究结论，同时，也为黄祖辉等(2009)、顾宁和范振宇(2012)、刘西川等(2014)关于高收入农户遭受更严重正规信贷约束的观点提供了新的证据。可能的原因是，伴随劳务经济的持续蓬勃发展，农民家

庭收入不断增长,在外出务工弊病日益显露的情况下,广大农民从事工商业经营的意愿逐渐增强,从而出现了农户日益增强的创业信贷需求未能被正规金融机构有效满足的状况。

另外,表4第(1)、(3)、(5)列还给出了各个控制变量的系数估计。与各自参照组相比,户主具有非农技能、能够承担较高利率、拥有授信额度的农户和持有较多银行账户、耕地经营面积较大的农户往往遭受更严厉的正规信贷抑制;反之,与基准组相比,户主是当地政治人物的农户、信用户、基本了解或非常了解贷款程序的农户与户主较为年长、拥有较多金融资产或农业固定资产、人口负担较重的农户所受正规信贷约束程度相对较轻。其他控制变量在10%水平下不显著。

表4 农户人均收入对其所受正规信贷约束的影响

变量	Probit I	ivProbit I	Probit II	ivProbit II	Probit III	ivProbit III
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>pernetinc</i>	0.0032*** (0.0007)	0.0551*** (0.0206)				
<i>perlabinc</i>			0.0023*** (0.0005)	0.0417*** (0.0156)		
<i>pernonfarlabinc</i>					0.0014*** (0.0004)	0.0420** (0.0166)
<i>nonfarski</i>	0.1403*** (0.0121)	0.2990*** (0.0453)	0.1398*** (0.0121)	0.2861*** (0.0489)	0.1410*** (0.0121)	0.2643*** (0.0581)
LR $\chi^2$ (p 值)	795.37 (0.0000)		796.81 (0.0000)		790.38 (0.0000)	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0826		0.0827		0.0820	
一阶段回归 F 值(p 值)		39.12 (0.0000)		47.29 (0.0000)		20.82 (0.0000)
工具变量 t 值(p 值)		7.85 (0.000)		7.29 (0.000)		5.42 (0.000)
两步法 Wald $\chi^2$ (p 值)		672.07 (0.0000)		661.44 (0.0000)		603.32 (0.0000)
外生性检验 Wald $\chi^2$ (p 值)		5.71 (0.0168)		5.88 (0.0153)		6.52 (0.0107)
N	7158	7158	7158	7158	7158	7158

注:表中系数是解释变量的边际效应,括号内为聚类异方差稳健的标准误;\*\*\*、\*\*和\* 分别代表在1%、5%和10%水平下显著;为节省篇幅,这里只列出了 Probit 模型的解释变量和相异控制变量,其余控制变量与表2 相同(除 *nonfaryear* 外)。

为处置 Probit 模型可能存在的遗漏变量型内生性问题,我们用“户主非农从业年限”作为人均收入的工具变量开展两阶段 ivProbit 估计。表4 第(2)、(4)、(6)列给出了工具变量估计结果。其中,外生性的 Wald  $\chi^2$  检验结果显示,在5%水平下拒绝了人均收入不存在内生性的零假设,表明人均收入的确存在内生性问题;一阶段回归的 F 值分别为 39.12、47.29、20.82,工具变量的 t 值分别为 7.85、7.29、5.42,均在1%水平下显著,说明用“户主非农从业年限”作为人均收入的工具变量是合适的,没有弱工具变量问题;各人均收入变量对农户受正规信贷约束概率的边际效应分别约

为 0.055、0.042、0.042，均明显大于基准估计值，且至少在 5% 水平下显著；各控制变量的估计结果与基准估计基本一致，不再细述。同时，本文 Probit 模型显然不存在互为因果型内生性问题。可见，工具变量估计结果同样显示，农户增收不仅未能有效缓解自身面临的正规信贷抑制，反而使这种抑制进一步加重。

## 五、进一步讨论

### (一) 稳健性分析

稳健性分析旨在确保实证结论的可靠性。本文前述实证结论的稳健性主要体现在三方面：其一，我们依次从“人均纯收入”、“劳均纯收入”、“非农从业者人均收入”三个角度分别考察了农户人均收入的正规信贷获得效应和正规信贷约束效应，这体现了我们对实证结果进行稳健性检验的意图；其二，我们在处理有关内生性问题之后，核心变量对因变量的影响效应仍然保持稳定，这也显示了本文基本研究结论的稳健性；其三，本文数据来自农业及劳务输出大省四川省粮食主产区农户调查，各个抽样地区在空间上比较集中，地区经济发展状况和样本农户的就业模式、收入构成较为接近，没有必要再对地区子样本展开实证检验。

### (二) 异质性分析

异质性分析旨在将实证研究工作引向深入。为了进一步揭示不同收入水平农户之间在人均收入的正规信贷获得效应和正规信贷约束效应上的差异性，我们采用“1/3 分位法”按农户人均收入变量把全样本等分为 3 个子样本，依次称为“1/3 分位子样本”、“2/3 分位子样本”和“3/3 分位子样本”，然后基于各子样本重新估计 Tobit 模型和 Probit 模型，并对估计结果做出经济学解释。

表 5、表 6 的第(1)、(2)、(3)列依次分别列出了低收入、中等收入、高收入农户人均纯收入、劳均纯收入的正规信贷获得效应，第(4)、(5)、(6)列依次分别给出了低收入、中等收入、高收入农户人均纯收入、劳均纯收入的正规信贷约束效应。我们看到，高收入农户人均纯收入、劳均纯收入的正规信贷获得效应均显著为正，其边际效应分别约为 0.90、0.53，均在 1% 水平下显著，而中低收入农户不存在这种效应；中等收入农户人均纯收入、劳均纯收入的正规信贷约束效应都显著为正，边际效应分别为 0.022、0.009，均在 1% 水平下显著，而低收入和高收入农户无此种效应。<sup>①</sup> 这表明，高收入农户比中低收入农户具有更强的正规信贷获得能力，而中等收入农户面临着更为严厉的正规信贷抑制。我们认为，这一发现客观反映了当前传统农区农户的信贷状况，具有重要的政策启示意义。在农村金融市场化改革和劳务经济蓬勃发展的背景下，低收入农户信贷获取能力薄弱是不争的事实，加之打工收入通常能够应付基本消费开支，而高收入农户拥有较强的贷款竞争力，往往受到正规信贷机构的青睐，二者都未能感受到严重的正规信贷抑制。显然，问题的焦点就集中于中等收入农户正规信贷可得性的有效满足上。中等收入农户实际获得正规贷款较少且受到严厉的正规信贷抑制，这反映出现行农村信贷制度存在“过分商业化、忽视中等收入农户信贷需求”的严重缺陷。其实，作为农民群体的中坚力量和农村经济发展主力军，广大中等收入农户才是各类正规信贷机构应当给予重点支持的蓝海客户群。

<sup>①</sup> 同理，我们按“非农从业者人均收入”对样本作出了分位数估计，结果与此大体一致。表格从略。

表 5 基于农户人均纯收入分位数回归结果

变量	Tobit I			Probit I		
	1/3 分位	2/3 分位	3/3 分位	1/3 分位	2/3 分位	3/3 分位
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>pernetinc</i>	-0.2108 (0.9493)	-0.0298 (0.9790)	0.8993*** (0.2263)	-0.0041 (0.0055)	0.0215*** (0.0059)	0.0006 (0.0011)
<i>nonfarski</i>				0.1894*** (0.0206)	0.0956*** (0.0213)	0.1283*** (0.0213)
<i>nonfaryear</i>	-0.5273 (1.4782)	1.8119* (0.9477)	0.4444 (0.7856)			
LR $\chi^2$ (p 值)	501.89 (0.0000)	626.16 (0.0000)	651.64 (0.0000)	296.64 (0.0000)	280.10 (0.0000)	269.22 (0.0000)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0414	0.0481	0.0538	0.0846	0.0870	0.0940
N	2555	2386	2217	2555	2386	2217

注:表中系数是解释变量的边际效应,括号内为聚类异方差稳健的标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%水平下显著;为压缩篇幅,这里只列出了 Tobit 模型、Probit 模型的解释变量和相异控制变量,其余控制变量与表 2 相同。

表 6 基于农户劳均纯收入分位数回归结果

变量	Tobit II			Probit II		
	1/3 分位	2/3 分位	3/3 分位	1/3 分位	2/3 分位	3/3 分位
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>perlabin</i>	0.7395 (0.6291)	-0.8107 (0.6676)	0.5296*** (0.1661)	-0.0017 (0.0038)	0.0087** (0.0040)	0.0007 (0.0007)
<i>nonfarski</i>				0.1722*** (0.0211)	0.1055*** (0.0206)	0.1361*** (0.0218)
<i>nonfaryear</i>	0.9302 (1.5376)	1.2737 (0.9204)	0.2297 (0.8305)			
LR $\chi^2$ (p 值)	509.47 (0.0000)	597.29 (0.0000)	658.22 (0.0000)	289.67 (0.0000)	302.07 (0.0000)	237.42 (0.0000)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0456	0.0424	0.0552	0.0847	0.0906	0.0833
N	2493	2490	2175	2493	2490	2175

注:同表 5。

## 六、结论与政策含义

本文在梳理小农经济理论和代表性文献的基础上,利用四川省粮食主产区农户系统调查数据,实证估计了农户收入增长对其正规信贷可得性的影响效应,进而考察了当前传统农区农户经济属性变迁状况。本文基于全样本的实证结果显示,尽管收入增长有助于增强农户的正规信贷获得能力,但仍不足以有效缓解农户所受的正规信贷约束,并且加重了这一约束。然而,我们进一步基于分位数回归的估计结果表明,上述实证结果不够精细,并非所有农户收入增长都存在上述正

规信贷获得效应和正规信贷约束效应,而只有高收入农户增收才有利于增加其正规信贷获得额,也只有中等收入农户增收才会加剧自身所受的正规信贷抑制。可见,中国传统农区广大中等收入农户的正规信贷需求未能得到农村金融机构的足够重视。

本文的实证结论不仅为黄祖辉等(2009)、刘西川等(2014)等文献的相关论点提供了来自粮食主产省和劳务输出大省的有力佐证,而且进一步深化了我们对传统农区农户正规信贷可得性问题的认识。我们发现,四川传统农区的低收入农户更加接近于传统生存小农,而中、高收入农户则具有明显的理性小农色彩。鉴于高收入农户的正规信贷需求得到了较好满足,中等收入农户的正规信贷可得性就成为当前传统农区农户信贷服务问题的焦点。本文实证结论不支持张杰(2005)基于长期静态视角对现阶段中国小农属性和中国农贷制度特质的理论判断,并从农户收入增长的正规信贷可得性效应视角深化了陈雨露等(2009)关于资本机制在中国农户类型变迁中具有重要作用的研究工作,从而为农村金融机构改进农户信贷服务指明了方向,也为有关部门制定农户正规信贷政策提供了参考依据。具体地讲,政府职能部门应以中等收入农户为重点尽快出台相关优惠政策措施,鼓励农村金融机构积极扩大农户贷款投放,农村金融机构也应主动加大对中等收入农户的信贷支持力度,努力为中等收入农户提供及时、周到、优惠的信贷服务。同时,在推进农村金融改革和农村金融制度创新工作中,应高度重视农户正规信贷供求失配问题,并着力缓解传统农区中等收入农户面临的经营性融资难题,为农民就近创业并带动就业,进而为农业现代化、县域城镇化和城乡一体化发展提供坚实金融制度基础和可靠金融服务保障。

#### 参考文献:

1. 陈雨露、马勇、杨栋:《农户类型变迁中的资本机制:假说与实证》,《金融研究》2009年第4期。
2. 顾宁、范振宇:《农户信贷需求结构分析》,《农业经济问题》2012年第8期。
3. 何明生、帅旭:《融资约束下的农户信贷需求及其缺口研究》,《金融研究》2008年第7期。
4. 洪正:《新型农村金融机构改革可行吗?——基于监督效率视角的分析》,《经济研究》2011年第2期。
5. 胡金焱、董鹏:《农村金融发展与农民收入的关系:山东例证》,《改革》2008年第2期。
6. [美]黄宗智:《华北的小农经济与社会变迁》,中译本,中华书局2000年版。
7. [美]黄宗智:《长江三角洲小农家庭与乡村发展》,中译本,中华书局2000年版。
8. 黄祖辉、刘西川、程恩江:《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》2009年第4期。
9. 刘西川、黄祖辉、程恩江:《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》2014年第3期。
10. 刘玉春、修长柏:《农村金融发展、农业科技进步与农民收入增长》,《农业技术经济》2013年第9期。
11. 马晓青、刘莉亚、胡乃红、王照飞:《信贷需求与融资渠道偏好影响因素的实证分析》,《中国农村经济》2012年第5期。
12. 汪昌云、钟腾、郑华懋:《金融市场化提高了农户信贷获得吗?》,《经济研究》2014年第10期。
13. 王定祥、田庆刚、李伶俐、王小华:《贫困型农户信贷需求与信贷行为实证研究》,《金融研究》2011年第5期。
14. 温涛、冉光和、熊德平:《中国金融发展与农民收入增长》,《经济研究》2005年第9期。
15. 余新平、熊晶白、熊德平:《中国农村金融发展与农民收入增长》,《中国农村经济》2010年第6期。
16. 张杰:《农户、国家与中国农贷制度:一个长期视角》,《金融研究》2005年第2期。
17. 周一鹿、冉光和、钱天一:《经济转型期农村金融资源开发对农民收入影响效应研究》,《农业技术经济》2010年第10期。
18. 周宗安:《农户信贷需求的调查与评析:以山东省为例》,《金融研究》2010年第2期。
19. Akerlof, G. A., The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 3, 1970, pp. 488—500.
20. Camperon, A. C., & Trivedi, P. K., *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press, 2009.
21. Chayanov, A. V., *The Theory of Peasant Economy*. edited by Thorner, D., Kerblay, B. & F. Smith, The American Economic Association, 1966.
22. Coase, R. H., The Nature of the Firm. *Economica*, Vol. 4, No. 16, 1937, pp. 386—405.



23. Gallant, A. R. , Three-Stage Least Squares Estimation for a System of Simultaneous, Nonlinear, Implicit Equations. *Journal of Econometrics*, Vol. 5, No. 1, 1977, pp. 71—88.
24. Geertz, C. , *Agriculture Involution: The Process of Ecological Change in Indonesia*. Berkeley: University of California Press, 1963.
25. Gujarati, D. N. , *Basic Econometrics (4th edition)*. The McGraw-Hill Companies, Inc. , 2003.
26. Newey, W. K. , Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables. *Journal of Econometrics*, Vol. 36, 1987, pp. 231—250.
27. Qian, M. J. & Huang, Y. S. , Financial Reversal in Rural China. Financial Institutions Center, Wharton School, University of Pennsylvania, Working Paper, No. 52, 2011.
28. Schultz, T. W. , *Transforming Traditional Agriculture*. Yale University Press, 1964.
29. Stiglitz, J. E. & Weiss, A. , Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, 1981, pp. 393—410.
30. Stiglitz, J. E. , Peer Monitoring and Credit Markets. *The World Bank Economic Review*, Vol. 4, No. 3, 1990, pp. 351—366.
31. Wooldridge, J. M. , *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts Institute of Technology Press, 2002.
32. Wooldridge, J. M. , *Introductory Econometrics*. Cengage Learning Asia Pte. Ltd, 2009.
33. Zellner, A. , & Theil, H. , Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations. *Econometrica*, Vol. 30, No. 1, 1962, pp. 54—78.

## Has the Increase of Farmers' Income Improved the Formal Credit Availability of Their Households?

PENG Keqiang, ZHANG Lin & QIU Yan

(Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

**Abstract:** Based on survey data of peasant household in 32 agricultural counties of 16 agricultural prefectures in Sichuan province, this paper has estimated the Tobit model and Probit model to empirically study the effect of farmers' income growth on their formal credit availability in the major grain producing areas in Sichuan province. Furthermore, we have tested the economic attributes of the current farmers in Sichuan. Based on the entire sample, we find that growing income is helpful to increase farmers' formal credit amount, but fails to relieve credit constraints faced by farmers, and also significantly results in severer constraints. However, the empirical results based on quantile regression indicate that only the farmers with high per capita income accept more formal loan, meanwhile, only middle-income farmers are faced with severer constraints on formal credit. Apparently, low-income farmers are similar to the subsistence small-scaled peasants, middle and high-income farmers are close to the rational peasants. While pushing forward rural financial reform and rural financial institutional innovation, we should pay high attention to the credit services oriented to middle-income farmers.

**Keywords:** Farmers' Income Growth, Formal Credit Availability, Farmers' Economic Attribute, Major Grain-producing Areas, Middle-income Farmers

**JEL:** E51, M13, R51

责任编辑:老牛