

正规信贷约束对农户粮食生产的影响分析^{*}

王 晶 毕 盛 李 芸 吕开宇

(中国农业科学院农业经济与发展研究所 北京 100081)

内容提要:金融支持对稳定农业生产、保障国家粮食安全意义重大。本文利用 2015 年四省粮食种植调查数据,采用内生转换回归模型,分析了现阶段农村地区粮食种植户受正规信贷约束的状况以及正规信贷约束对农户粮食生产的影响。结果表明,目前农村地区受正规信贷约束的农户比例约为 30%,且以需求型信贷约束为主;尽管供给型信贷约束并非是制约农户贷款的主要类型,但两种信贷约束类型均会对农户粮食产出产生抑制效应;与需求型信贷约束相比,农户因受供给型信贷约束产生的生产损失更为严重;进一步地,如果农户的信贷需求能得到充分满足,粮食产出预计将提升 14.6%。

关键词:正规信贷; 信贷约束; 粮食生产

DOI:10.13246/j.cnki.jae.2018.05.003

一、引言

自 20 世纪 90 年代以来,一些商业银行由于经营成本的原因,逐步退出我国农村市场,导致农村金融供给不足,银行对农业发展的支持减少。2008 年以来国家启动了新一轮农村金融体制改革,加大对农村金融政策的支持力度,拓宽融资渠道,放宽市场准入,明确农村金融机构须大力发展农村金融。在政策引导下,我国涉农贷款一直保持增长。根据中国人民银行《2016 年三季度金融机构贷款投向统计报告》显示,截至 2016 年 9 月末,农户贷款余额 6.93 万亿元,同比增长 15.1%;农业贷款余额 3.7 万亿元,同比增长 4.4%。即便如此,新一轮农村金融改革并未达到预期效果,自 2014 年起,我国“三农”金融缺口超过 3 万亿元,目前,农村只有 27% 的农户能从正规渠道获得贷款,40% 以上有金融需求的农户难以获得贷款(中国社科院《“三农”互联网金融蓝皮书》,2016)。农户受正规信贷约束的现象仍较为普遍。正规金融资源的不足会约束农户的农业生产预算,制约农户的生产与生活消费,正规信贷约束导致的流动性缺陷在很大程度上会阻碍农村经济的发展(余泉生等,2014)。因此探讨分析目前农村正规金融市场借贷现状及其对农户农业生产的影响具有重要意义。

尽管国内已有文献大都已经注意到信贷约束对农户生产会产生负面影响,然而现有研究仍有改进之处:首先,很多学者将信贷约束作为一个整体来看,较少将农户受到的信贷约束类型进行细化,然而现实中农户受信贷约束的原因不尽相同,不同信贷约束类型会对农户生产造成不同程度的影响;其次,专业农户与兼业农户在农业生产方面具有不同的特点,很多文献在未对农户类型加以区分的情形下就研究信贷约束与农业生产的关系,这有可能在一定程度上低估贷款难问题的严重性,也无法对改善金融的积极效果做出科学评价;最后,尽管贷款难问题十分重要,国内缺少对农户不同信贷约束类型造成的生产效率损失进行核算的研究。

^{*} 项目来源:国家自然科学基金项目“土地流转背景下农地经营投资行为与耕地质量提升研究”(编号:71573264)、“气候变化条件下农户投保行为与风险管理研究”(编号:71373264),中国农业科学院科技创新工程项目(编号:ASTIP-IAED-2018-03)

二、文献综述

国内外学者在定义农户是否受信贷约束以及衡量农户受信贷约束程度上长期以来存在着较大的争议。在概念界定上,信贷配给有时又被称为信贷约束,许多学者在研究中常常交替使用这两个概念。但信贷配给主要侧重于从贷款者角度比较其能够放贷与愿意放贷之间的差额(Stiglitz等, 1981),通常难以直接观测和衡量;信贷约束则侧重于从借款者的角度比较农户实际借款与意愿借款之间的差额(刘西川等 2009)。很多学者在研究信贷约束问题时开始意识到信贷约束不仅来自于金融部门的信贷配给,还取决于农户自身风险态度、对信贷的认知及交易成本等。Boucher等(2009; 2008)实证研究发现信贷约束可以分为供给型与需求型两类,供给型信贷约束主要以信贷市场上的数量配给为主,需求型信贷约束则主要来自于风险配给与交易成本配给两种非价格配给形式。与数量配给不同,为了降低交易成本(具体包括与贷款材料的准备、审核和评估相关的成本)、避免失去抵押品的可能,受交易成本配给与风险配给的农户即使在有投资项目的情况下也不会主动参与信贷市场(Guirking等 2008; Boucher等 2009)。此外,一些学者指出,农户自身的认知偏差和需求压抑也会导致需求型信贷约束。Kon等(2003)提出“无信心借款者”理论,认为金融机构贷款甄别机制的不健全会向借款者传递有偏差的信号,会导致借款者误认为自己不能获得贷款而放弃贷款申请。王冀宁等(2007)也认为信贷约束是外部性约束与农户认知偏差相互作用的结果。

现有关于信贷投入的产出效应文献大都集中于研究信贷对农户收入的影响。已有文献主要分为两个维度来研究信贷与收入的关系:一是从信贷可获得性的角度研究信贷获得对农户收入的影响,如Awotide等(2015)研究结果表明信贷获得能够提高农户的产出水平;Binswanger等(1995)利用印度农户的微观数据考察了正规信贷的福利效应,结果表明,正规信贷获得对贷款农户的劳动生产率和农业收入有显著提升作用。国内相关研究也证实了信贷可得性与农户的收入水平之间存在显著的正相关(陈飞等 2017; 刘辉煌等 2014; 王曙光等 2011; 吕德宏等 2009),尹学群等(2011)利用省级面板数据研究发现生产型信贷有助于提高农户的收入水平与消费水平,农户的信贷投入促进了农村经济发展,但借贷对不同收入层次农户的产出影响存在异质性,信贷获得并没有能促进高收入与低收入群体的农业产出增长(朱喜等 2007)。

二是从信贷约束的角度研究信贷配给对农户收入的影响,如Feder等(1990)、Guirking等(2007)、Foltz(2004)研究表明信贷约束对农户的亩均产出有显著的抑制效应,此外,Guirking等还分别估计了数量配给、风险配给和交易成本配给三种信贷约束类型下农户的生产效率损失。国内学者对信贷约束下农户福利损失的研究起步也较早,李锐等(2007)采用3000个农户的微观数据分析了农户的金融抑制程度及福利损失的大小,研究结果表明金融抑制对农户的净收入会产生显著的负向影响,余泉生等(2014)、褚保金等(2009)利用农户调查数据也得出类似结论。但有学者采用省级面板数据得出的研究结果与上述结论相反,余新平等(2010)研究表明由于农业贷款在促进农民增收方面存在一定的滞后期,农业贷款在一定程度上抑制了农户收入增长;刘艳华等(2015)的研究也得出相似的结论,其研究认为,收入水平高的地区民间金融活动相对活跃,对地方正规借贷具有较高的替代性,因此信贷配给对农户的收入不会产生抑制作用。

在估计信贷对农户收入的影响时,一般采用的方法有内生转换回归模型(Feder等,1990; Foltz, 2004; Guirking等 2007; 马晓青等 2010; 褚保金等 2009)、Match模型(李锐等 2007)、倾向得分匹配模型(陈飞等 2017; 余泉生等 2014)、分位数回归(李长生等 2015)和面板随机效应模型(李庆海等 2012)。但是,当农户样本类型不是外生给定,而是通过特征变量识别出来时,即农户受信贷约束情况是一个潜变量,无法直接观测得到,这时采用Match和倾向得分匹配方法估计农户受信贷配给的

收入效应还有待讨论(李庆海等 2012)。

综上所述,国内外学者对信贷约束及其生产效应的研究为本文的分析提供了很好的借鉴,但仍有改进之处。首先,大部分研究样本在信贷约束的衡量上主要以农户获得借贷的数额来确定农户面临的信贷约束,并没有区分农户的信贷约束类型;其次,已有研究在选取样本时常常将生产型农户与非生产型农户混在一起,而两种类型的农户在生产行为和信贷需求上呈现出完全不同的特点,农户的异质性会导致其在农业生产和借贷行为上的差异,因此有必要细化研究对象;最后,国内少有研究对农户不同信贷约束类型造成的生产效率损失进行核算。基于这三点,本文对已有文献加以改进。

三、正规信贷约束识别与描述性统计分析

(一) 数据来源及样本说明

本研究使用的数据来源于中国农业科学院与中国人民大学、中国农业大学、南京农业大学于2015年8月针对粮食生产农户开展的调研。调研地区在综合考量粮食生产情况、地域因素和经济因素后选取黑龙江、河南、四川和浙江四个省份,调研内容涉及农户个体特征、农业生产投入产出活动、家庭资产状况以及信贷需求等方面,调研对象包括当地粮食生产的规模户与普通农户。在这里,主要针对以农业生产经营为主要收入来源的专业农户展开正规信贷约束研究,原因有两点:一是专业农户更重视农业生产,研究这类农户的正规信贷约束与产出的关系更有意义;二是根据以往文献研究,专业农户的借贷资金用途通常以生产为主,资金使用方式会影响研究结果的判断。基于此,最终选取过去3年来平均农业经营收入占家庭收入50%以上的农户为研究样本^①,经过筛选,最终得到有效样本509户,其中,规模户有247户、普通农户有262户。

(二) 正规信贷约束的确定与识别

本文参考Boucher等(2009)、程郁等(2009)的研究思路,采用直接诱导式询问方法(DEM)来判断其是否受到正规信贷约束,具体的判别方法和识别机制可以参见图1。首先,我们根据农户在“2014年是否有借贷需要”作为信贷决策的出发点,如果没有借贷需求则不存在信贷约束问题,在509户样本中,有236户农户(46.4%)没有借贷需要,可以直接归为无信贷约束类型。其次,在有借贷需要的273户农户中,进一步询问“2014年是否向正规金融机构申请贷款”,共有99户农户(36.3%)提出过申请,针对这99户农户进一步询问“是否足额获得贷款”,未足额获得贷款的农户(13户,占13.1%)直接受到供给型信贷约束,对足额获得贷款的农户询问“获得贷款金额是否与计划贷款金额一致”判断农户是否受到供给型信贷约束,其中有20户农户(23.3%)因为银行授信额度限制虽然足额获得贷款,但仍然不能完全满足资金需求,这类农户受到供给型信贷约束,而对于足额获得贷款且与贷款需求一致的农户可直接归为无信贷约束类型。最后,针对有借贷需要但未申请贷款的174户农户(63.7%)询问其未申请贷款的原因,并依据其特征和属性进行分类,如果农户因为主观上认为“银行距离远”、“贷款手续麻烦”、“缺乏合适抵押物和担保”、“贷款期限短不适应生产周期”、“贷款额度小难以满足需要”以及“没有民间贷款方便”而放弃申请,那我们认为这是由于金融机构服务不完善以及交易成本过高的原因导致农户不愿意申请贷款;如果农户是因为“担心失去抵押物”而未申请贷款,可以认为是农户不愿承担还款风险而放弃贷款;如果农户是因为“在银行没有熟人”而未申请贷款,可归结为农户对贷款条件的认知偏差,农户对上述原因的任一选择均意味着农户受到了需求型信贷约束;有效的信贷需求应该是能够偿付资金成本的需求,如果农户是由于“贷款利

^① 专业农户是指家庭劳动时间大部分用于农业生产经营,农业生产收入在家庭收入的比重达到50%以上的农户,按经营内容可以分为专业种植户、养殖户、农机户等类型(张晓山 2008; 马燕妮、霍学喜 2017)

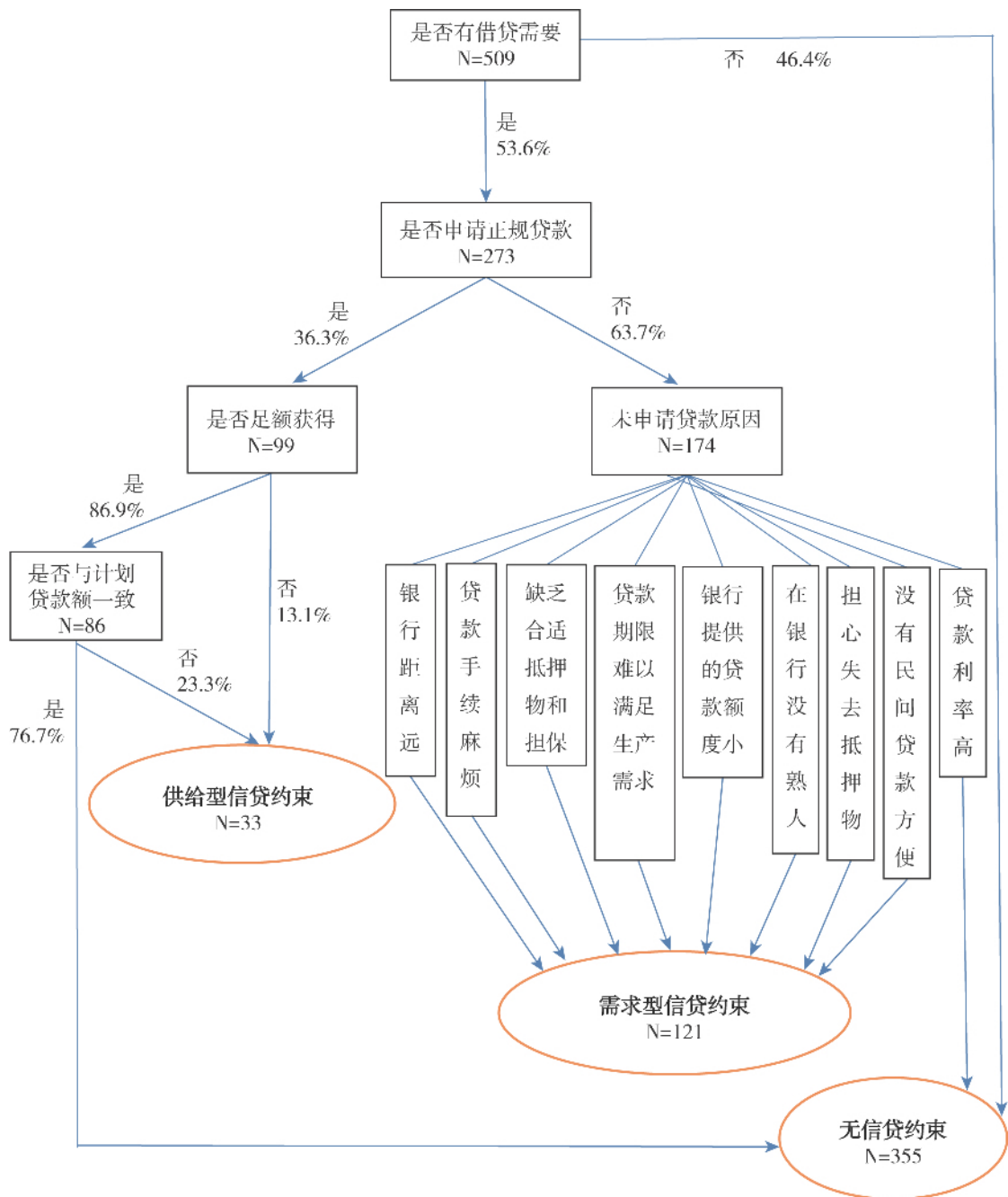


图1 信贷约束识别机制

率高”而不申请贷款,我们认为农户缺乏有效的信贷需求,可以直接归为无信贷约束类型。

根据上述判别机制,粮食生产型农户受到正规信贷约束情况如表1所示。其中,受信贷约束农户比例为30%,这与以往研究的调查结果相似,如程郁等(2009)、马晓青等(2010)。农户受到的信贷约束类型主要以需求型信贷约束为主(24%),需求型信贷约束是从农户资金需求的角度考虑,即出现资金短缺却未向银行等正规信贷机构贷款,产生的原因一方面是农户自身对贷款条件有认知偏差而放弃贷款,另一方面是信贷交易成本或风险成本过高,农户不愿承担风险而放弃贷款;此外,供给型信

贷约束也同时存在(6%) ,其主要是从资金供给者的角度考虑 ,即正规信贷机构为降低金融风险拒绝向农户提供贷款或减少放贷额度 ,但可以看出 ,供给型信贷约束并不是农户主要信贷约束类型 ,这一结果与李岩等(2013) 研究结论基本一致 ,即农户不存在严格的供给型信贷约束。

表 1 粮食生产农户受信贷约束情况

	受信贷约束	供给型信贷约束	需求型信贷约束	无信贷约束
户数	154	33	121	355
占比	30%	6%	24%	70%

(三) 主要变量描述性统计

表 2 给出了样本农户在受信贷约束与未受信贷约束下主要变量的描述性统计。在不控制任何条件时可以看出 ,受信贷约束农户的亩均生产收入平均为 1329.77 元 ,而未受信贷约束的农户平均每亩生产收入为 1385.72 元 ,未受信贷约束农户的亩均生产收入高于受信贷约束农户。但与未受约束农户相比 ,受信贷约束农户的平均耕地面积和生产性固定资产价值高出约一倍 ,这可能说明生产规模大的农户受信贷约束的可能性更大。虽然描述统计表明正规信贷市场的不完善可能会造成农业生产效率的损失 ,但这种无条件估计没有考虑到受约束农户与未受约束农户在农业生产方面存在系统性差异的可能性。因此 ,还需要通过进一步的模型验证信贷约束对农业生产造成的效率损失。

表 2 主要变量描述性统计

变量	受信贷约束 N=154		未受信贷约束 N=355	
	均值	标准差	均值	标准差
生产特征				
粮食产出(元/亩)	1329.77	373.48	1385.72	405.65
家庭耕地面积(亩)	179.27	289.48	80.85	118.71
生产性固定资产价值(元)	63772.71	148211.20	34965.48	73146.69
户主特征				
户主年龄	48.58	10.77	51.97	11.03
户主受教育年限(年)	7.22	3.02	7.03	2.98
家庭特征				
家庭过去三年平均纯收入(元)	71976.71	98209.98	80007.40	427572.70
家庭人口数(人)	4.58	1.82	3.93	1.60
信贷特征				
是否被评为信用户(是=1,否=0)	1.51	0.56	1.56	0.57
是否有过信贷经历(是=1,否=0)	0.54	0.50	0.48	0.50

四、实证分析

(一) 模型设定

在一定收入条件下 ,农户的农业生产会受到资金流动性约束的影响。在这种情况下 ,农户往往会根据信贷状况调整农业生产投入。因此 ,在信贷约束情况下 ,农户的生产投入很可能会因为受其制约 ,偏离其在不受信贷约束情况下的最优投入水平 ,最终影响农业产出水平。在估计信贷约束对农户生产收入的影响时 ,如果将模型设定为: $Y = \beta'X + \delta I + \varepsilon$ 的形式 (Y 是农业生产收入 , X 是其他控制变量 , I 是信贷约束虚拟变量 , $I=1$ 代表农户受到信贷约束 , $I=0$ 表示农户未受到信贷约束) ,则忽略了

农户是否受到信贷约束存在个体异质性的情况,即受信贷约束的农户与未受信贷约束的农户之间有着不同的个体特征,尤其当不可观测的个体特征变量会同时影响农户信贷约束和生产收入时,会产生内生性问题,导致信贷的收入效应估计系数有偏。以农户家庭成员的个人能力为例,个人能力越强,农户受到正规信贷约束的可能性越小,但同时农户的生产收入也可能会更高。在这种情况下,如果不能有效控制诸如家庭成员能力等不可观测变量,就会因为遗漏变量而产生内生性问题。此外,由于农户是否受信贷约束与生产收入存在相关性,在这种情况下还会出现非随机的样本选择性偏误问题。

针对上述内生问题和样本选择问题,较为普遍的解决方法是采用内生转换回归模型(Maddala, 1983; Sung-Yong Kim 等, 2000; Guirking 等, 2008)对模型进行重新设定。具体地,将农户分为受信贷约束与未受信贷约束两组,在第一阶段使用 Probit 概率模型估计农户是否受到信贷约束,在第二阶段采用内生转换回归模型分别估计农户在受信贷约束与未受信贷约束两种情形下的生产收入。因此有:

第一阶段:

$$I_i^* = z_i' \alpha + u_i \quad (1)$$

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{if } I_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } I_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中 I_i^* 是农户受到信贷约束的潜变量,若农户受到信贷约束,即农户有正规信贷需求但不能得到满足时, I_i 取值为 1; 若农户未受到信贷约束,则取值为 0。 z_i 是影响信贷约束的外生变量,具体包括: 家庭耕地面积、生产性固定资产、户主年龄、受教育程度、家庭人口数(Dong 等, 2012; Guirking 等, 2008; Feder 等, 1990; 彭澎等, 2017; 李长生等, 2015)。 α 是解释变量对应的估计系数, u_i 是服从于正态分布的随机误差项。

第二阶段:

$$y_i = \begin{cases} x_i' \beta_0 + v_{0i} & \text{if } I_i = 0 \\ x_i' \beta_1 + v_{1i} & \text{if } I_i = 1 \end{cases} \quad (3)$$

y_i 是农户的生产收入, x_i 是影响农户生产收入的外生变量。需要特别说明的是,解释变量 x_i 与 z_i 可以重叠,但为了模型识别,在 z_i 中至少有一个变量不包含于 x_i 中。本文选取“农户家庭过去三年平均纯收入”、“是否被评为信用用户”和“农户正规信贷机构贷款经历”作为识别变量。农户纯收入由工资性收入、家庭经营收入、财产性纯收入和转移性纯收入构成,采用过去三年平均纯收入可以平滑农户的收入波动,增强收入的外生。 β_0 与 β_1 是分别在未受信贷约束与受信贷约束情形下解释变量对应的估计系数, v_{0i} 与 v_{1i} 是服从于正态分布的随机误差项。 u_i 、 v_{0i} 和 v_{1i} 假定服从均值为 0、协方差矩阵为 Σ 的

多元正态分布,即: $\begin{bmatrix} u_i \\ v_{0i} \\ v_{1i} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{10} & \sigma_{1u} \\ \sigma_{10} & \sigma_0^2 & \sigma_{0u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_{0u} & \sigma_u^2 \end{bmatrix} \right)$, σ_0^2 与 σ_1^2 是对应误差项 v_{0i} 和 v_{1i} 的方差, σ_u^2 是误差

项 u_i 的方差, σ_{10} 、 σ_{1u} 与 σ_{0u} 分别是 v_{0i} 和 v_{1i} 、 v_{1i} 和 u_i 、 v_{0i} 和 u_i 的协方差。由于第一阶段 Probit 模型的估计系数 α 是比例常数,因此可以假定 $\sigma_u^2 = 1$ (Maddala, 1983)。

由于存在不可观测变量引起的选择性偏误, Probit 模型中的误差项 u_i 与农户收入模型中的误差项 v_{0i} 和 v_{1i} 相关,因此 v_{0i} 和 v_{1i} 在给定信贷情况的条件下期望值不为 0,其条件期望值分别为:

$$E(v_{0i} | I_i = 0) = E(v_{0i} | u_i \leq -z_i' \alpha) = \sigma_{0u} \left[\frac{-\varphi(z_i' \alpha)}{1 - \Phi(z_i' \alpha)} \right] \triangleq \sigma_{0u} \lambda_0(z_i' \alpha) \quad (4)$$

$$E(v_{1i} | I_i = 1) = E(v_{0i} | u_i > -z_i' \alpha) = \sigma_{1u} \left[\frac{\varphi(z_i' \alpha)}{\Phi(z_i' \alpha)} \right] \triangleq \sigma_{1u} \lambda_1(z_i' \alpha)$$

$\lambda_0(z_i' \alpha)$ 与 $\lambda_1(z_i' \alpha)$ 对应的是第一阶段 Probit 模型中产生的选择偏误即逆米尔斯比率, 通过逆米尔斯比率可以得到信贷约束与农户生产之间的相关性, 在第二阶段估计农户生产收入模型时, 将 $\lambda_0(z_i' \alpha)$ 与 $\lambda_1(z_i' \alpha)$ 加入到对应信贷约束条件的模型中分别进行估计。对于未受到正规信贷约束的农户而言, 其生产收入模型表示为:

$$E(y_i | I_i = 0) = x_i' \beta_0 + \sigma_{0u} \lambda_0(z_i' \alpha) \quad (5)$$

对于受到正规信贷约束的农户而言, 其生产收入模型表示为:

$$E(y_i | I_i = 1) = x_i' \beta_1 + \sigma_{1u} \lambda_1(z_i' \alpha) \quad (6)$$

为了提高内生转换回归模型的估计效率, 根据 Lokshin 等(2004)提出的方法, 采用完全信息极大似然估计法(FIML)同时对 Probit 模型与线性回归模型进行估计, 该模型的极大似然函数可以表示为:

$$\ln L = \sum_i \left\{ \begin{aligned} & I_i \left[\ln F \left(\frac{z_i' \alpha + \frac{\rho_1 v_{1i}}{\sigma_1}}{\sqrt{1 - \rho_1^2}} \right) + \ln \left(\frac{f \left(\frac{v_{1i}}{\sigma_1} \right)}{\sigma_1} \right) \right] \\ & + \\ & (1 - I_i) \left[\ln \left(1 - F \left(\frac{z_i' \alpha + \frac{\rho_0 v_{0i}}{\sigma_0}}{\sqrt{1 - \rho_0^2}} \right) \right) + \ln \left(\frac{f \left(\frac{v_{0i}}{\sigma_0} \right)}{\sigma_0} \right) \right] \end{aligned} \right\}$$

其中 $\rho_1 = \sigma_{1u} / \sigma_u \sigma_1$ 是 v_{1i} 与 u_i 的相关系数, $\rho_0 = \sigma_{0u} / \sigma_u \sigma_0$ 是 v_{0i} 与 u_i 的相关系数。

(二) 处理效应估计

在估计出模型的系数后, 我们可以计算出受信贷约束农户与未受信贷约束农户之间的平均处理效应。未受信贷约束农户为 $S_0 = \{i: C_i = 0\}$, 受信贷约束农户为 $S_1 = \{i: C_i = 1\}$, 并且 $S_0 \cup S_1 = S$ 。

受信贷约束农户在未受信贷约束的反事实情景下产出水平为:

$$E(y_i | I_i = 0) = x_i' \beta_0 + \sigma_{0u} \lambda_1(z_i' \alpha) \quad i \in S_1 \quad (7)$$

未受信贷约束农户在受信贷约束的反事实情景下产出水平为:

$$E(y_i | I_i = 1) = x_i' \beta_1 + \sigma_{1u} \lambda_0(z_i' \alpha) \quad i \in S_0 \quad (8)$$

因此, 受信贷约束农户的平均处理效应(ATT)可表示为:(2)式与(3)式之差:

$$ATT = n_1^{-1} \sum_{i \in S_1} [E(y_i | I_i = 1; \hat{\beta}_1, \hat{\sigma}_{1u}) - E(y_i | I_i = 0; \hat{\beta}_0, \hat{\sigma}_{0u})] \quad (9)$$

因此, 未受信贷约束农户的平均处理效应(ATU)可表示为:(1)式与(4)式之差:

$$ATU = n_0^{-1} \sum_{i \in S_0} [E(y_i | I_i = 0; \hat{\beta}_1, \hat{\sigma}_{1u}) - E(y_i | I_i = 0; \hat{\beta}_0, \hat{\sigma}_{0u})] \quad (10)$$

信贷约束对任一随机农户的平均处理效应(ATE)为 ATT 与 ATU 的加权平均值:

$$ATE = n^{-1} \sum_{i \in S} [E(y_i | I_i = 1; \hat{\beta}_1, \hat{\sigma}_{1u}) - E(y_i | I_i = 0; \hat{\beta}_0, \hat{\sigma}_{0u})] \quad (11)$$

(三) 实证结果分析

表 3 是农户粮食产出的内生转换回归模型估计结果。农户的选择方程及其产出决定方程的联合

似然比通过检验,说明受信贷约束农户与不受约束农户之间存在异质性,两类农户在粮食产出的影响因素方面具有显著差异,有必要纠正由不可观测变量引起的样本选择偏误,因而采用内生转换回归模型具有合理性。

第一阶段选择方程结果显示,耕地面积与家庭规模对农户受信贷约束的可能性有显著正向影响。一方面,耕地面积的增加不能提高农户的贷款获得率,反而因为投资规模大更容易受到信贷制约;另一方面,家庭规模越大,家庭消费支出与生产投资会更多,农户受信贷约束的可能性也会增加。农户家庭过去三年平均纯收入对信贷约束有显著负向影响,说明农户家庭平均纯收入越多,还款能力越强,受到信贷约束的概率越小,这与预期相符。是否评为信用用户以及正规金融机构的借贷经历对农户是否受信贷约束没有影响,这可能是由于信用用户的信用额度难以满足专业农户的资金需求,且不同信贷机构之间未达成贷款信息共享,一般地,农户如果不是选择在同一家信贷机构贷款,其信贷经历不一定有助于在其他信贷机构获得贷款。

进一步,无论农户受供给型信贷约束或是需求型信贷约束影响,对他们来说,信贷约束都会造成其农业投入偏离最优生产水平。在这种情况下,额外一单位生产要素投入的增加都会缩小与最优投入之间的差距,从而增加粮食产出。从受信贷约束农户的产出方程可知,当耕地面积增加 10% 时,受约束农户亩产平均会增加 7.7 元;家庭每增加一人,受约束农户亩产平均会提高 65.33 元;生产性资产尽管对受约束农户的产出起到负向作用,但影响极其微弱。而对未受信贷约束的农户而言,无论农户采取自我融资还是非正规金融渠道的方式,由于他们能够获得足额生产资金,实现产出最大化下的生产投入水平,因此任何生产要素的增加对他们的产出并不会起到促进作用。从未受信贷约束农户的产出方程可以看出,耕地面积、家庭规模和生产性固定资产投资对粮食亩均产出都未产生显著影响。

表 3 农户产出内生转换回归模型估计结果

变量	选择模型 N = 509		受信贷约束 N = 154		未受信贷约束 N = 355	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
家庭耕地面积(ln)	0.385***	(0.07)	77.18**	(34.47)	-24.42	(20.91)
生产性固定资产价值(ln)	-0.047	(0.03)	-32.09**	(15.46)	9.939	(9.89)
家庭人口数(人)	0.139***	(0.04)	65.33***	(22.52)	19.18	(13.31)
户主年龄	-0.0132*	(0.01)	-6.183	(4.19)	1.621	(2.14)
户主受教育年限	-0.0293	(0.02)	-7.021	(12.94)	18.85***	(7.08)
黑龙江省虚拟变量	-0.256	(0.19)	133.1	(103.20)	371.2***	(61.14)
浙江省虚拟变量	-0.478**	(0.24)	199.1	(147.80)	464.7***	(69.84)
四川省虚拟变量	-0.208	(0.20)	-123.7	(115.40)	-27.83	(62.37)
常数项	1.943**	(0.91)	797.7**	(331.80)	907.6***	(192.60)
家庭三年平均纯收入(ln)	-0.283***	(0.07)				
是否有信贷经历	-0.102	(0.11)				
是否评为信用户	0.00955	(0.10)				
lns0 ,lns1			6.249***	(0.13)	5.872***	(0.05)
r0 ,r1			1.498***	(0.37)	0.299	(0.19)
sigma0 ,sigma1			517.495***	(67.38)	355.12***	(16.22)
rho0 ,rho1			0.905***	(0.07)	0.29	(0.18)
LR test of indep. eqns.: chi2(1) = 10.38 Prob > chi2 = 0.0013						

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平; sigma0 和 sigma1 分别指的是产出方程残差方差的平方根; rho1 与 rho0 分别是选择方程残差与受约束和不受约束两类农户产出方程残差间的相关系数。下同

根据表 3 模型估计系数,可以进一步估计出信贷约束对农户生产造成的效率损失。 ρ_1 系数显著,表明受约束农户的实际产出高于样本中任一农户在受约束情况下的产出水平。这意味着,相对于未受约束的农户而言,受约束农户的生产能力更强,如果受约束农户的资金需求能得到有效解决,他们的产出将会高于实际未受约束农户的产出水平。 ρ_0 系数不显著,表明未受信贷约束农户的平均产出与样本中任一农户在未受约束情况下的产出水平无显著差异。

表 4 受信贷约束农户的亩均产出损失

信贷约束类型	样本比	耕地面积	耕地占比	产出损失 (Δy) (元/亩)	平均产出 (\bar{y}) (元/亩)	相对占比 ($\Delta y/\bar{y}$)
供给型信贷约束	6.5%	306	18%	202	1398	14.4%
需求型信贷约束	23.8%	145	31%	194	1311	14.8%
信贷约束	30.3%	179	49%	195	1330	14.6%

表 4 基于平均处理效应列出了不同约束类型下农户的亩均产出损失情况。总体来看,受信贷约束农户的平均处理效应 ATT 为-195 元,意味着当受约束农户的信贷需求得到完全满足时,农户生产收入每亩将提高 195 元,约为每亩生产收入的 14.6%。分不同约束类型来看,农户因面临供给型信贷约束造成的平均每亩产出损失为 202 元,约为产出的 14.4%;需求型信贷约束引起的农户平均每亩产出损失为 194 元,占产出的 14.8%,两者差距不大。但在考虑种植规模的情况下,由于受供给型信贷约束农户的粮食种植规模更大(平均耕种面积 306 亩),其面临的整体生产损失相较于需求型信贷约束农户而言也更为严重,达到 61812 元。因此,忽视农户的信贷约束类型会导致对信贷约束影响的严重低估,从而对农村金融市场健康状况做出过于乐观的评估。

为直观反映信贷约束对粮食种植户生产收入的影响,本文给出了受信贷约束农户的亩均产出的概率密度分布图。从图 2 可以看出,当农户的信贷需求得到有效满足时,农户的亩均产出概率密度线将明显右移。以上结果表明,正规信贷约束对农户的生产效率会造成较大的经济损失,虽然非正规渠道的资金可以帮助农户部分地解决生产资金不足的难题,但并不能完全满足正规信贷约束下农户对生产资金的需求,因此有效解决这类农户的资金需求将有助于提升粮食总体产出水平。

(四) 不同方法的比较研究

表 5 给出了基于 OLS、处理效应模型和倾向得分匹配模型的研究结果。OLS 模型由于没有考虑到农户行为决策的内生性问题,从而造成研究结论的严重偏差。倾向得分匹配模型尽管在一定程度上纠正了样本选择性偏差,但农户样本类型不是外生给定的,而是通过特征变量识别,受信贷约束情况是一个潜变量,无法直接观测得到,采用倾向得分匹配方法估计农户受信贷约束的产出效应会造成估计的偏差。处理效应模型虽然部分地解决了样本选择引起的估计偏误,但没有考虑到受约束农户与未受约束农户之间的异质性问题。因此,从解决样本选择性偏误及内生性问题的角度考虑,内生转换回归模型得出的结果更为有效。

五、结论与建议

本文利用 2015 年黑龙江、河南、四川及浙江四省调研数据,采用内生转换回归模型,考察了粮食种植专业户受正规信贷约束的情况,以及正规信贷约束对农户粮食生产的影响。研究发现,目前本地区 30%的农户在正规借贷上面临来自需求方与供给方的双重约束,其中,以需求型信贷约束为主

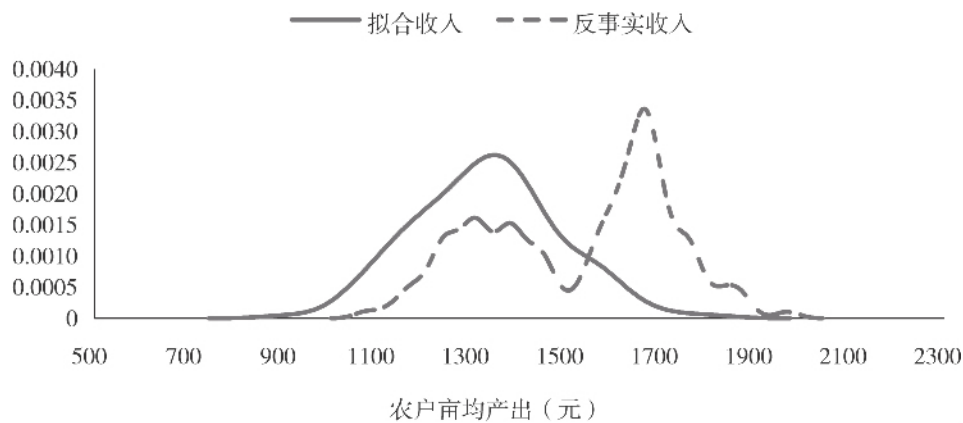


图 2 受信贷约束农户的亩均产出概率密度

要约束类型。同时,实证分析发现,无论农户受需求方或是供给方信贷约束,对受约束农户而言,信贷约束会使农户生产投入偏离利润最大化下的投入水平,最终直接影响粮食产出。进一步分析发现,当所有受约束农户的正规信贷需求得到有效满足时,粮食产出水平将提高 14.6%。在考虑粮食种植规模的情况下,由于供给型信贷约束农户种植规模更大,其面临的整体生产损失相较于需求型信贷约束农户而言更为严重,因此,尽管供给型信贷约束不是当前农户面临的主要信贷约束类型,但仍不可忽视,并且随着农户种植规模的扩大,该影响可能会进一步扩大。

表 5 不同研究方法的结果比较

	OLS 模型	PSM 模型	处理效应模型	ESRM 模型
ATE	-22.133 (35.992)	-72.619* (41.769)	-512.236** (225.607)	-522.45
ATT		-29.231 (42.191)		-195*** (10.773)
F Test(LR Test)	15.39***	62.61***	290.37***	10.38***

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;内生转换回归模型中 ATE 是 ATT 与 ATU 的加权平均值,因此未给出显著性

本文研究结论对完善当前农村正规金融市场具有重要的政策启示。针对农户面临的需求型与供给型信贷约束,第一,金融机构应加大涉农信贷投入,放宽信贷需求约束。现有正规金融机构对农户形成了需求型信贷约束,既有农户自身对贷款条件有认知偏差而放弃贷款的原因,也有交易成本过高,缺乏抵押担保财产的原因,如一些涉农贷款合约没有充分考虑农户的生产实际,将部分农户排斥在正规金融之外。这意味着金融机构可以通过创新信贷产品、利用地方担保基金、降低交易成本等方式提升农户对正规金融的利用程度。第二,金融机构应注重自身的改革。利用大数据、人工智能等前沿信息技术,推动传统金融与金融科技相融合,以农业生产过程的数据化模型为基础,对未来生产结果做出预测,再根据预测的结果评定信用,结合生产实际更精准的为农户提供贷款,同时有效控制了金融机构的贷款风险。

参 考 文 献

1. Awotide B. A. , Abdoulaye T. , Alene A. et al. Impact of access to credit on agricultural productivity: Evidence from smallholder cassava farmers in Nigeria. International Association of Agricultural Economists , Milan , Italy. 2015
2. Binswanger H. P. , Khandker S. R. The impact of formal finance on the rural economy of India. The Journal of Development Studies , 1995 , 32(2) : 234~262
3. Boucher S. R. , Carter M. R. , Guirking C. Risk rationing and wealth effects in credit markets: Theory and implications for agricultural development. American Journal of Agricultural Economics 2008 90(2) : 409~423
4. Boucher S. R. , Guirking C. , Trivelli C. Direct elicitation of credit constraints: Conceptual and practical issues with an application to Peruvian agriculture. Economic Development and Cultural Change 2009 57(4) : 609~640
5. Dong F. , Lu J. , Featherstone A. M. Effects of credit constraints on household productivity in rural China. Agricultural Finance Review , 2012 72(3) : 402~415
6. Feder G. , Lau J. J. , Lin J. Y. et al. The relationship between credit and productivity in Chinese agriculture: A microeconomic model of disequilibrium. American Journal of Agricultural Economics , 1990 72(5) : 1151~1157
7. Foltz J. Credit market access and profitability in Tunisian agriculture. Agricultural Economics 2004 30(3) : 229~240
8. Guirking C. , Boucher S. R. Credit constraints and productivity in Peruvian agriculture. Agricultural Economics 2008 39(3) : 295~308
9. Kim S. -Y. , Nayga R. M. , Jr , Capps O. , Jr. The effect of food label use on nutrient intakes: an endogenous switching regression analysis. Journal of Agricultural and resource Economics 2000: 215~231
10. Kon Y. , Storey D. J. A theory of discouraged borrowers. Small Business Economics 2003 21(1) : 37~49
11. Maddala G. S. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. Cambridge university press. 1983
12. Stiglitz J. E. , Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information. The American economic review , 1981 71(3) : 393~410
13. 陈 飞 , 田 佳. 农业生产投入视角下农户借贷的福利效应研究. 财经问题研究 2017(10) : 110~118
14. 程 郁 , 韩 俊 , 罗 丹. 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 , 2009(5) : 73~82
15. 李庆海 , 李 锐 , 汪三贵. 农户信贷配给及其福利损失——基于面板数据的分析. 数量经济技术经济研究 2012(8) : 35~48 , 78
16. 李 锐 , 朱 喜. 农户金融抑制及其福利损失的计量分析. 经济研究 2007(2) : 146~155
17. 李 岩 , 赵翠霞 , 兰庆高. 农户正规供给型信贷约束现状及影响因素——基于农村信用社实证数据分析. 农业经济问题 , 2013 4(10) : 41~48
18. 李长生 , 张文棋. 信贷约束对农户收入的影响——基于分位数回归的分析. 农业技术经济 2015(8) : 43~52
19. 刘辉煌 , 吴 伟. 我国农户借贷状况及其收入效应研究. 上海经济研究 2014(8) : 27~33 , 41
20. 刘艳华 , 李 明 , 辉敏敏. 信贷配给与地区农民收入——基于 SAR 模型和 SEM 模型的实证分析. 农业技术经济 2015(6) : 27~35
21. 吕德宏 , 杨成 , 靳 涛. 西部小额信贷对农户收入影响的实证研究. 开发研究 2009(3) : 62~66
22. 马晓青 , 朱喜 , 史清华. 信贷抑制与农户投资回报——云南、宁夏农户调查案例分析. 上海经济研究 2010(9) : 63~73
23. 彭 澎 , 吕开宇. 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 2017(3) : 39~49
24. 王冀宇 , 赵顺龙. 外部性约束、认知偏差、行为偏差与农户贷款困境——来自 716 户农户贷款调查问卷数据的实证检验. 管理世界 2007(9) : 69~75
25. 王曙光 , 王东宾. 双重二元金融结构、农户信贷需求与农村金融改革——基于 11 省 14 县市的田野调查. 财贸经济 2011(5) : 38~44 , 136
26. 尹学群 , 李心丹 , 陈庭强. 农户信贷对农村经济增长和农村居民消费的影响. 农业经济问题 2011(5) : 21~27
27. 余泉生 , 周亚虹. 信贷约束强度与农户福祉损失——基于中国农村金融调查截面数据的实证分析. 中国农村经济 2014(3) : 36~47
28. 朱 喜 , 李子奈. 农户借贷的经济影响: 基于 IVQR 模型的实证研究. 系统工程理论与实践 2007(2) : 68~75

The Effect of Formal Credit Constraint on Grain Production

WANG Jing ,BI Sheng ,LI Yun ,LYU Kaiyu

Abstract: Financial and credit supports play an important role in ensuring production stability and national food security. In this paper ,we studied the impact of formal credit accessibility on grain production ,using data from a survey conducted in four-province in 2015.The main results showed that from demand side approximately 30% of the farmers faced challenges in access to formal credit.Moreover ,both supply- and demand-side credit constraints have negative impacts on farmers' grain production ,although supply-side constrains are limited.The production loss farmers faced due to supply-side credit constraint was higher than that from demand-side. Grain production would expect a 14.6% growth if farmers' credit needs can be satisfied.

Keywords: Formal financing; Credit constraints; Grain production

责任编辑 鄂昱州