

农贷资源配给的收入约束效应： 理论分析与实证检验

陈治国¹, 辛冲冲², 景辛辛³

- (1. 咸阳师范学院 经济与管理学院, 陕西 咸阳 712000;
2. 北京市社会科学院《北京社会科学》编辑部, 北京 100101;
3. 山东财经大学 会计学院, 山东 济南 250014)

[摘要] 在理论分析农村金融资源错配损失效应的基础上, 文章基于 CHFS 微观大样本调查数据, 将具有信贷约束力的农村信贷配给具体分为交易成本信贷配给、数量信贷配给与风险信贷配给, 运用 PSM 模型实证估计该三类信贷配给的收入约束效应, 实施了稳健性检验与内生性检验, 并对农村信贷配给的收入约束效应进一步做地区异质性分析。研究发现: 农户受到交易成本信贷配给、数量信贷配给与风险信贷配给致使家庭年均收入分别减少了 1660 元、1190 元、2010 元, 表明农村信贷配给具有显著的收入约束效应, 其中, 风险信贷配给收入约束效应最大, 数量信贷配给收入约束效应相对较小, 且该实证结果通过了平衡性检验与共同支撑检验。文章采用 CMP 估计法实施内生性检验, 分析表明信贷配给确实存在着收入约束效应。同时, 地区异质性分析结果显示西部地区农村信贷配给的收入约束效应显著, 中部地区仅数量信贷配给的收入约束效应在统计上不显著, 而东部地区信贷配给存在收入损失效应但统计上不显著。

[关键词] 农村金融错配; 农村信贷配给; 农户家庭; 收入约束效应; PSM; 内生性检验

[中图分类号] F832.43

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2023)04-0043-16

一、引言

农村金融作为现代金融的重要组成部分, 以其自身特有的功能与作用彰显出治理农村贫困、繁荣农村经济、振兴乡村产业、缩小城乡收入差距等多重效能, 因而在实践中得到了党和政府的高度

[收稿日期] 2023-03-20

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“要素市场化配置对城乡收入差距倒 U 型演变新趋势的影响研究”(20CJY017); 教育部人文社会科学研究青年基金项目“阶层主体性、家庭资产配置与优化路径研究”(19YJC790056)。

[作者简介] 陈治国(1984—), 男, 陕西西安人, 管理学博士, 咸阳师范学院经济与管理学院讲师, 主要研究方向为农村金融与公司治理; 辛冲冲(1988—), 男, 河北邢台人, 经济学博士, 北京市社会科学院《北京社会科学》编辑部编辑, 主要研究方向为财政理论与政策; 景辛辛(1991—), 女, 山东聊城人, 经济学博士, 山东财经大学会计学院副教授, 主要研究方向为资本市场与公司治理。

重视与大力支持。为加快推进我国农村金融的改革与发展,从2004年起,中央一号文件连续十多年来在以“三农”为主题的板块对农村金融深化发展做出了一系列政策安排。为了响应国家新农村建设与精准扶贫工作部署,财政与金融部门为落实农村金融支农政策积极主动地做出了一揽子有机统筹安排,从而使我国农村金融获得了前所未有的发展机遇。当前多层次、广覆盖、可持续、适度竞争、有序创新、风险可控的农村金融政策体系已基本构建起来,农村金融制度也经历了持续而深刻的强制性变迁,且伴随着金融市场化水平的不断提升,农村金融制度也在诱致性变迁动力机制的催化下愈益完备。日臻完善的农村金融政策体系与日趋完备的农村金融制度安排,为我国农村经济发展、农业产业结构升级、农户家庭增收发挥了显著而持久的积极影响,且在后脱贫时代的乡村振兴战略攻坚阶段,农村金融信贷服务依然是新时期助推三农经济快速发展的重要引擎,是确保农业农村优先发展、实现二十大农业强国目标的核心驱动要素。

纵然如此,农村金融运行过程中仍未能从根本上消除信贷配给问题,^[1-2]信贷配给呈现出的金融抑制效应致使农户家庭无法充分得到所需的信贷服务,由此导致农村金融的支农功效难以被彻底释放出来,以致农户家庭福利受损,因此,当前亟需对其进行有效治理。然而,从农村金融政策制定主体到具体实施政策的农村金融机构,均未对信贷配给类型予以足够的重视,^[3-4]同时已有关于信贷配给分类识别的研究与实践并不能对具有约束力的信贷配给靶向瞄准、分类施策,致使农村金融改革实践难以达到预期的政策效果。因而只有对其进行有效识别,方能有的放矢地对农村金融抑制开出治理良方。

既有研究未能对具有实质约束力的农村信贷配给进行有效分类识别,以及对其造成的损失效应也没有做到有效估计,故本研究在理论分析农贷资源错配损失效应的基础上,准确分类识别具有信贷约束力的信贷配给,并有效估计约束力较强的交易成本信贷配给、数量信贷配给和风险信贷配给的福利损失效应,探析出当前迫切需要在实践中具体治理的信贷配给类型。相比已有研究,本文的边际贡献在于:首先,在理论分析基础上,对有约束力的农村信贷配给进行分类识别;其次,基于微观大样本数据,运用PSM估计法估计三种信贷配给引致的损失效应,并对估计结果进行平衡性检验、共同支撑检验以及内生性检验,以确证估计结果稳健可靠;再次,针对区域农村金融发展水平与农户群体信贷决策行为差异,对实证样本分区域划分,并实施地区异质性分析;最后,通过实证分析结果,对具有实质约束力的信贷配给针对性地提出治理举措,及时清除农村金融支农的梗阻,进而帕累托改进农村金融配置效率,力图实现农村金融支农效应的最大化,为扎实推动乡村产业、乡村人才、乡村文化、乡村生态以及乡村组织振兴注入更强动力。通过更加完备的农村金融信贷服务体系,助力打造更具活力与韧性的乡村产业体系,培育更具专业化的乡村人才队伍,营造更加美好的乡村文化氛围,建立更加和谐宜居宜业的乡村生态,建设更富创业精神、更具效能的乡村组织,以使我国二十大的农业强国目标能够早日实现。

二、文献回顾

信贷供需双方难以规避交易费用、信息不对称与内生信息不完备难题,因此易生成甄选、监督和实施问题,而逆向选择与道德风险通常随之显现,且在不完善的农村金融市场之中主要以信贷配给的现象具体呈现出来。^[5-6]过度的信贷配给是国内农村金融发展过程中面临的核心难题,尤其对于农业经济占比较高的发展中国家来说,农村信贷配给无疑是制约当地农业经济发展、农户家庭

脱贫致富的主要梗阻,因而理论界与政策界高度聚焦农村信贷配给问题。纵览既有文献,关于该问题的研究主要表现在以下三个方面。

(1)关于农村信贷配给类型及其形成机制的相关研究。首先,从信贷资金供需匹配水平视角将农村信贷配给分为两类:第一类信贷配给是指信贷资金供不应求致使部分农户信贷需求不能得到满足;第二类信贷配给指即使供给充足的信贷资金,但在任何一种利率水平下仍有农户无法得到信贷资金支持。^[7-8]其次,根据信贷配给的严重程度将农村信贷配给分为完全信贷配给与部分信贷配给。其中,完全信贷配给是因农户所有的信贷申请没有得到任何满足而形成,部分信贷配给是因农户的信贷申请仅实现部分满足而形成。^[9]再次,基于信贷配给选择主体视角将农村信贷配给分为供给型信贷配给与需求型信贷配给。其中,供给型信贷配给是金融机构在市场信息不充分情形下对有效信贷需求方甄别错误或为了最大化信贷收益故意实施信贷配置行为,从而对农户信贷申请选择给予部分供给或不给予供给;^[10-11]需求型信贷配给则指因贷款利率较高、金融服务缺位、贷款申请条件严苛与流程繁琐以及欠缺社会资本等约束条件,致使农户自觉选择放弃信贷申请或申请之后再次主动放弃信贷服务,还可能因农户对金融机构信贷申请条件认知不准确使其没有信心申请信贷服务。^[12-13]最后,根据信贷配给的主要内容将农村信贷配给分为服务信贷配给与数量信贷配给,其中服务信贷配给因金融机构拒绝给信贷需求者提供信贷服务而形成,数量信贷配给则是因金融机构信贷供给数量不及信贷需求数量而形成。^[14]另外,根据信贷需求者的信心情况将信贷配给分为自我信贷配给与银行信贷配给,其中自我信贷配给因信贷需求者对信贷申请灰心气馁不敢申请信贷服务而形成,银行信贷配给则是因其信贷需求被银行拒绝而形成。^[15]近来,李韬又提出了农地产权抵押下的农村信贷配给,指出在农地产权抵押过程中,农户一方面遭受抵押权人为金融机构的信贷配给,另一方面也可能遭受抵押权人为担保中介的信贷配给。^[16]

(2)关于估计信贷配给程度计量方法的相关研究。为了探析出农村信贷配给现实中的发生程度,目前学者们主要采用以下两种实证方法进行估计:一是直接利用实地调研问卷所获取的农户家庭信贷交易情况去推定农户家庭是否遭受信贷配给并测度信贷配给程度,^[17-19]该处理方法可称为直接估计法,此法处理起来相对容易,但得到的信息缺乏精确性,利用农户主观判断进行推知难免具有一定的估计偏误。二是基于农村金融市场参与主体的决策行为信息估计信贷配给程度,该处理方法可称为半直接估计法。半直接估计法具体存在两种情况:一种情况是选取可表示信贷配给程度的代理变量推断农户家庭是否遭受信贷配给,^[20-21]该处理方法的缺点在于估计结果严重依赖代理变量,而现实中难以找到合适的代理变量;另一种情况则是利用双变量 Probit 模型、联立离散选择模型、内生转换概率模型、匹配模型等模型估计信贷配给程度,^[22-25]不过这些模型设置的个体异质性假定使得模型估计结果的推广性较差。

(3)关于信贷配给的福利影响效果的相关研究。Cechura 从理论模型分析视角研究表明农户受到信贷配给会影响其家庭的资本积累与投资决策,致使农业生产受损,进而造成农户家庭福利损失;^[26]褚保金等实证研究指出信贷配给使得农户家庭投资资金缺口难以弥合,从而不利于农户家庭福利改进;^[27]李庆海等实证分析得出信贷配给致使农户家庭净收入损失 18.5%、消费支出损失 20.8%;^[28]李成友等实证研究发现信贷配给造成农户家庭消费支出下降 18.8%、消费质量下降 19.7%;^[29]刘艳华实证研究发现信贷配给对农户家庭消费表现出抑制性的间接效应,且该效应具有双重门槛;^[30]刘艳华和朱红莲研究指出信贷配给程度的地区差异致使农户家庭收入存在地区差

异,从而使各地农户家庭收入不均衡;〔31〕Ndegwa 等研究认为信贷配给阻碍了抗旱农业新技术在肯尼亚的推广与应用,因此导致该地农户家庭福利受损;〔32〕Cao 和 Le 实证研究发现信贷配给导致越南湄公河三角洲地区部分稻农缺乏农业生产投入资金,造成稻农水稻产出下降,进而使稻农家庭福利受损;〔33〕Seck 研究发现各类型的信贷配给降低了小农户的农业生产效率,进而不利于农户家庭增收;〔34〕张乐柱等研究指出农村信贷配给对农户增收抑制效应明显,且尤其对中高收入农户的收入水平抑制效应更为强烈;〔35〕Oparinde 和 Olutumise 以尼日利亚水产养殖为例,研究指出信贷配给不仅降低了农产品产量,还显著增加了下行风险敞口(农产品产量失败的概率)。〔36〕此外,信贷配给也给农户家庭信贷效率、金融资产配置以及农户家庭创业等方面带来不同程度的负面影响,〔37-39〕进而导致农户家庭福利损失。

由既有研究可见,学者们已在农村信贷配给的识别、估计方法以及影响效应测度方面均做出了显著贡献,可为我国农村金融政策安排提供有效指引与借鉴,不过现有研究对农贷资源的信贷配给未能做出准确识别分类,尤其是没有将交易成本信贷配给单独划分出来,以致于不足以很好地为治理信贷配给提供有效参考路径。鉴于此,在理论分析农贷资源错配损失效应的基础上,为了避免直接估计法与个体异质性假定情形下的半直接估计法带来的估计偏误,以及现有信贷配给分类的不完美性,本研究根据农户家庭信贷决策行为的信息集,对其受到的信贷配给情况进行有效识别,同时将信贷配给分为价格型信贷配给与强信贷约束力的信贷配给。由于价格型信贷配给并非信贷约束力强的金融资源错配,因此本研究主要探究强信贷约束力的信贷配给引致的福利损失效应,并进一步将具有实质信贷约束力的信贷配给具体细分为交易成本信贷配给、数量信贷配给与风险信贷配给三种类型,进而通过微观大样本数据实证估计三种信贷配给对农户家庭收入的影响效果,有效揭示农村信贷配给的收入损失效应,并根据实证研究结论针对性地开出消除农村信贷配给的治理良方,以充分释放农村金融对农户家庭福利改进的支农功能,进而为乡村振兴提供有效动力,以期早日把我国建设成为农业强国,让全民能够充分分享到更多的农业红利。

三、农村金融资源错配损失效应的理论分析

本文设定规模报酬不变的农业生产函数形式为 $Q = A(K_1^\alpha K_2^\beta L^{1-\alpha-\beta})^\sigma X^{1-\sigma}$, 其中: Q 为农业总产出; K_1 、 K_2 分别为两类农贷资源投入; L 为劳动力投入; X 为中间投入; α 、 β 、 $1-\alpha-\beta$ 分别为第一类农贷资源、第二类农贷资源与劳动力的产出弹性; $1-\sigma$ 为中间投入品占总成本的份额。

假设农业总产出 Q 中有 ϕ 份额用于中间投入,则农业总产出净额为 $Y = (1-\phi)Q$, 从而可得人均农业净产出:

$$\begin{aligned} y &= \frac{Y}{L} = \frac{(1-\phi)A(K_1^\alpha K_2^\beta L^{1-\alpha-\beta})^\sigma X^{1-\sigma}}{L} \\ &= A(1-\phi)(k_1^\alpha k_2^\beta)^\sigma x^{1-\sigma} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, y 为人均农业净产出, k_1 、 k_2 分别为人均第一类、人均第二类农贷资源投入, x 为人均中间投入。

假设两类农贷资源共计 K 单位金融资源是由金融系统固定数额的储蓄 \bar{S} 转化而来,且测度农村金融发展水平的 ω 为转化率,从而有 $K_1 + K_2 = K = \omega\bar{S}$, 令第一类农贷资源的投入占比为 θ , 即 $\theta = K_1/\omega\bar{S}$, 则第二类农贷资源投入占比为 $1-\theta$, 进而可将人均农业净产出进一步表示为

$$\begin{aligned}
y &= A(1-\phi)(k_1^\alpha k_2^\beta)^\sigma x^{1-\sigma} \\
&= A(1-\phi)[(\theta\omega\bar{S}L)^\alpha((1-\theta)\omega\bar{S}L)^\beta]^\sigma x^{1-\sigma} \\
&= A(1-\phi)\theta^\sigma(1-\theta)^\beta(\omega\bar{S})^\sigma L^\sigma x^{1-\sigma}
\end{aligned} \tag{2}$$

为实现人均农业净产出最大化, 则式(2) 有最优性一阶条件:

$$\begin{aligned}
\frac{dy}{d\theta} &= \frac{d[A(1-\phi)\theta^\sigma(1-\theta)^\beta(\omega\bar{S})^\sigma L^\sigma x^{1-\sigma}]}{d\theta} \\
&= A(1-\phi)(\omega\bar{S})^\sigma L^\sigma x^{1-\sigma}[\alpha\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^\beta - \theta^\sigma\beta(1-\theta)^{\beta-1}] \\
&= 0
\end{aligned} \tag{3}$$

进而由式(3) 最优性一阶条件可得 $\theta = \alpha/(\alpha+\beta)$, 即为了确保人均农业净产出最大化, 第一类农贷资源的投入份额应为 $K_1/\omega\bar{S} = \alpha/(\alpha+\beta)$, 第二类农贷资源的投入份额应为 $K_2/\omega\bar{S} = \beta/(\alpha+\beta)$ 。

若第一类与第二类农贷资源的产出弹性相同, 为了确保人均农业净产出最大化, 则两类农贷资源的投入比例应各为 0.5; 若两类农村金融资源的产出弹性异质, 为了确保人均农业净产出最大化, 则产出弹性较大的农贷资源的投入份额应高于产出弹性较小的农贷资源的投入份额。由于农村金融信贷缺口较大的农户家庭通常具有较高的农贷资源产出弹性, 因此, 为了实现人均农业净产出最大化, 合理的金融资源配置方式则是给予该类农户家庭更多的农村金融信贷支持, 但现实中存在的农村信贷配给使得产出弹性较大的农户群体并不能得到应有的信贷支持, 从而造成农贷资源错配, 致使农贷资源效率损失。由此可见, 理论分析有效揭示了农贷资源错配所引致的效率损失, 进而表明农村信贷配给通过造成农贷资源错配可使农贷资源效率受损。此外, 由 $y = A(1-\phi)\theta^\sigma(1-\theta)^\beta(\omega\bar{S})^\sigma L^\sigma x^{1-\sigma}$, 以及 $(1-\phi) > 0$ 与 $(1-\theta) > 0$ 可知, 测度农村金融发展水平的 ω 也与人均农业净产出水平 y 呈现出正相关关系, 即农村金融发展水平越高, 农业产出水平越好, 越能充分表明良好的农村金融生态环境与高效的农村金融服务体系是实现农业经济快速发展的有力保障。

四、指标选取与模型构建

(一) 指标选取与数据来源

1. 指标选取

本文借鉴 Boucher 等与翁辰等学者的处理方式,^[40-41] 将具有实质信贷约束力的信贷配给细分为交易成本信贷配给、数量信贷配给与风险信贷配给三类, 作为模型的解释变量, 交易成本信贷配给通过“需要但没申请过, 因不知如何申请、申请过程麻烦”来设定, 此类型是从交易成本视角形成的信贷配给; 数量信贷配给通过“申请时因其收入低无法偿还被拒绝”来设定, 此类型是从供给端金融机构控制信贷数量视角形成的信贷配给; 风险信贷配给通过“需要但因估计申请不会被批准而未申请”的自选择保守状态来设定, 此类型是从农户家庭风险态度视角形成的信贷配给。同时用农户家庭年均收入测度农户家庭收入水平, 作为模型的被解释变量。

本文从户主个体特征与农户家庭特征两个层面对实证模型的协变量进行选取, 考虑到数据库样本数据质量与重要性, 具体选取的变量如下: (1) 户主特征变量, 主要包括户主性别、年龄、文化教育水平、风险态度以及政治面貌, 其中文化教育水平由低到高分 9 个等级, 风险态度由非常偏好风险到非常厌恶风险分为 5 个等级, 政治面貌分为有政治身份与无政治身份两类; (2) 农户家庭特征变量, 主要包括家庭人口规模、农业劳动力数、农业补贴金额、农业雇工支出、耕地面积、农地转出面

积、年均农业生产月数、红白喜事支出、民间借贷金额、是否本地大姓家庭、是否参与非农经营项目。

2. 数据来源

本研究所用指标数据来源于中国家庭金融调查数据(CHFS),选用有效样本 5986 个,调查点主要包括河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃等 22 个省级行政区的农村地区,样本量大且覆盖面广,因此能有效实现本实证研究目的。模型所选变量的描述性统计特征具体如表 1 所示。

表 1 模型变量的描述性统计特征

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量单位 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|----------|------|-------------|--------|--------|-------|--------|
| 农户家庭福利 | 家庭年均收入 | INC | 万元 | 0.833 | 1.767 | 0.000 | 35.000 |
| | 交易成本信贷配给 | TCR | 1 是 0 否 | 0.036 | 0.187 | 0 | 1 |
| 农村信贷配给 | 数量信贷配给 | NCR | 1 是 0 否 | 0.011 | 0.102 | 0 | 1 |
| | 风险信贷配给 | RCR | 1 是 0 否 | 0.067 | 0.249 | 0 | 1 |
| 户主个体特征 | 年龄 | AGE | 单位周岁 | 44.505 | 15.165 | 20 | 75 |
| | 性别 | GEN | 1 男 0 女 | 0.512 | 0.500 | 0 | 1 |
| | 文化教育水平 | EDU | 1—9 递增等级 | 2.765 | 1.373 | 1 | 9 |
| | 风险态度 | RPR | 1—5 递减等级 | 3.927 | 1.250 | 1 | 5 |
| | 政治面貌 | POL | 1 有政治身份 0 无 | 0.061 | 0.240 | 0 | 1 |
| 农户家庭特征 | 人口规模 | POP | 人 | 4.499 | 1.769 | 1 | 13 |
| | 农业劳动力数 | LAB | 人 | 1.677 | 1.230 | 0 | 7 |
| | 农业补贴金额 | AGS | 万元 | 0.038 | 0.093 | 0.000 | 2.000 |
| | 农业雇工支出 | AHE | 万元 | 0.043 | 0.617 | 0.000 | 19.500 |
| | 耕地面积 | FAR | 亩 | 4.610 | 4.374 | 0.000 | 30.000 |
| | 农地转出面积 | ATO | 亩 | 0.133 | 0.871 | 0.000 | 15.000 |
| | 年农业生产月数 | APD | 月 | 5.543 | 4.360 | 0 | 12 |
| | 红白喜事支出 | RWE | 万元 | 0.137 | 0.584 | 0.000 | 20.000 |
| 农户家庭特征 | 民间借贷金额 | PFC | 万元 | 0.584 | 3.415 | 0.000 | 80.000 |
| | 是否大姓家庭 | LSN | 1 是 0 否 | 0.319 | 0.466 | 0 | 1 |
| | 是否参与非农经营 | NFO | 1 是 0 否 | 0.106 | 0.308 | 0 | 1 |

(二)实证模型设定

为了克服样本非随机性选择所造成的样本自选择偏误问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)估计交易成本信贷配给、数量信贷配给、风险信贷配给等农村信贷配给的收入损失效应。倾向得分匹配法凭借协变量的观测值对样本进行划分处理,具体将样本划分为处理组与对照组两组样本,依据在协变量观测值处两组样本平均差异的估计值得到平均因果效应,并对该平均因果效应施行加权处理以获得总体因果效应,最终估计出不存在自选择偏误的农村信贷配给的福利损失效应。具体将 PSM 设定为用 Y_i^1 和 Y_i^0 分别表示两个潜在的农户家庭总收入,其中有某类型信贷配给的农户家庭总收入用 Y_i^1 表示,无此类型信贷配给的农户家庭总收入用 Y_i^0 表示。由于难以同时观测到有某类型信贷配给与无此类型信贷配给两种情形下农户家庭总收入水平,即仅能观测到一种情形下的

农户家庭收入水平。因此, 将虚拟变量 $D_i \in (0, 1)$ 引入模型, 虚拟变量 1 与 0 取值分别表示受到某类型信贷配给与没有受到此类型信贷配给。同时将能观测到的农户家庭总收入用 Y_i 表示, 据此可建立如下分段函数:

$$Y_i = \begin{cases} Y_i(D_i) = Y_i^1 & \text{若 } D_i = 1 \\ Y_i(D_i) = Y_i^0 & \text{若 } D_i = 0 \end{cases} \quad (4)$$

在此也可使用 $Y_i = (1 - D_i)Y_i^0 + D_iY_i^1 = Y_i^0 + (Y_i^1 - Y_i^0)D_i$ 关系式重新表达式(4)的分段函数, 其中 $(Y_i^1 - Y_i^0)D_i$ 为农户家庭受到某类型信贷配给的处理效应。借此关系式可获得农户家庭受到某类型信贷配给时的平均处理效应(ATE)、处理组的平均处理效应(ATT) 以及对照组的平均处理效应(ATU)。其中, ATE 表示受到某类型信贷配给和没有受到此类型信贷配给时所有样本农户家庭总收入之间的差异。

具体可将 ATE 表达式设定为 $ATE = E((Y^1 - Y^0)/X)$, 其中 X 为含有户主个体特征与农户家庭特征的一组协变量; ATT 表示农户家庭受到某类型信贷配给时的平均处理效应, 其表达式设定为 $ATT = E((Y^1 - Y^0)/X, D = 1)$; ATC 表示农户家庭没有受到此类型信贷配给时的平均处理效应, 其表达式设定为 $ATU = E((Y^1 - Y^0)/X, D = 0)$ 。

由于精确倾向得分匹配易引起“维度诅咒”问题, 为此本研究采用非精确倾向得分匹配法估计 ATE、ATT 与 ATU, 具体将倾向得分估计值用给定协变量 X 条件下农户家庭受到某类型信贷配给的条件概率来表示, 即 $P(X_i) = Pr(D_i = 1/X_i) = E(D_i/X_i)$, 因此, 可将 ATE、ATT 与 ATU 分别用条件概率表达式再次表示为

$$ATE = E((Y^1 - Y^0)/P(X)) \quad (5)$$

$$ATT = E((Y^1 - Y^0)/P(X), D = 1) \quad (6)$$

$$ATU = E((Y^1 - Y^0)/P(X), D = 0) \quad (7)$$

最后, 运用核匹配法对式(5)(6)(7)进行估计, 得到农户家庭受到某类型信贷配给时的平均处理效应、处理组的平均处理效应以及对照组的平均处理效应, 进而最终通过分析得到的 ATE、ATT、ATU 估计出农村信贷配给给农户家庭造成的收入约束效应。

五、农村信贷配给的影响效果分析

(一) 实证估计结果

本文采用倾向得分匹配法(PSM), 运用二元离散选择模型并选用核匹配法估计 ATE、ATT 与 ATC。表 2 展示了交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给的影响效果。由表 2 所列三类信贷配给的 ATT 估计结果可知, 处理组样本农户家庭总收入均受到三类信贷配给的冲击。交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给均对农户家庭总收入呈现出了负向冲击效应, 且具体在三类信贷配给影响下, 农户家庭年均收入水平分别降低了 1660 元、1190 元、2010 元。这表明交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给均对农户家庭福利水平有着明显的抑制效果。表 2 同时也展示了半径匹配法与近邻匹配法的分析结果, 半径匹配与近邻匹配的 ATT 分析结果和核匹配分析结果基本一致, 因而有效证实了交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给对农户家庭存在着明显的收入损失效应, 且由估计结果可见, 风险信贷配给的收入约束效应最大, 数量信贷配给的收入约束效应相对较小。

表 2 倾向得分匹配估计结果

| 信贷配给类型 | 变量名 | 匹配方法 | ATE | ATT | ATU |
|----------|-----|------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 交易成本信贷配给 | INC | 核匹配 | -0.142*** (-2.55) | -0.166*** (-3.04) | -0.141** (-2.25) |
| | | 半径匹配 | -0.137** (-2.24) | -0.277*** (-4.49) | -0.132** (-2.23) |
| | | 近邻匹配 | -0.126* (-1.65) | 0.184 (0.68) | -0.137* (-1.79) |
| | INC | 核匹配 | -0.186*** (-2.78) | -0.119 (-1.37) | -0.187*** (-2.77) |
| | | 半径匹配 | -0.237*** (-3.44) | -0.095 (-0.55) | -0.239*** (-3.44) |
| | | 近邻匹配 | -0.225** (-2.55) | -0.016 (-0.04) | -0.228*** (-2.57) |
| 数量信贷配给 | INC | 核匹配 | -0.247*** (-5.53) | -0.201*** (-5.42) | -0.250*** (-5.47) |
| | | 半径匹配 | -0.229*** (-6.04) | -0.234*** (-6.20) | -0.229*** (-5.91) |
| | | 近邻匹配 | -0.344*** (-6.90) | -0.245** (-2.38) | -0.351*** (-6.78) |
| | INC | 半径匹配 | -0.229*** (-6.04) | -0.234*** (-6.20) | -0.229*** (-5.91) |

注：***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号中为 Z 值。下同

对于上述三类信贷配给呈现出的收入损失效应，在此首先从风险信贷配给的影响机制进行考察。因为在农户保守观念的自选择决策行为主导下，农户家庭自我设限使其偏向于主动选择放弃银行信贷支持，导致面临的资金缺口使其无法在现代农业推进过程中稳步扩大农业生产投资规模、优化农业生产经营条件、改善农业生产运营模式。即使当前农村金融的供给服务端得到了明显改善，也难以从根本上促使农户家庭主动去选择申请信贷服务，以致于其长期陷入低投入低产出的农业低水平陷阱，也无法激励其投资经营非农增收项目，从而造成农户家庭福利损失。数量信贷配给是农村金融组织因对农户群体偿贷能力不信任，进而拒绝为其提供信贷服务的一种信贷配给，该类型信贷约束直接将具有真实信贷资金需求的农户拒之门外，使得农户无法获得信贷资金，难以开展生产经营业务，进而造成农户家庭福利损失。尽管金融机构的逐利性与农业弱质性使得数量信贷配给难以彻底根除，但在强有力的支农政策导引下，数量信贷配给的强度逐渐减弱，以致于其造成的收入损失效应低于信贷需求方自选择行为所生成的风险信贷配给的收入损失效应。交易成本信贷配给是因信贷交易过程中一系列繁复的申请审批程序以及不对称的信贷交易信息致使农户无奈放弃信贷服务申请，从而得不到信贷支持以致于造成家庭福利受损。但在申请审批程序简化、信贷政策信息传达性提升以及农户金融素养日益增强的现实背景下，其引致的收入损失效应不断得到缓解，因此相较于风险信贷配给，交易成本信贷配给的收入损失效应相对较弱。

(二)平衡性检验

为了验证倾向得分匹配估计结果的可靠性,首先应对其进行平衡性检验,表 3 展示了平衡性检验的分析结果。

表 3 平衡性检验结果

| 信贷配给类型 | 匹配类型 | 卡方值 | P>chi2 | 平均偏误(%) |
|----------|------|--------|--------|---------|
| 交易成本信贷配给 | 匹配前 | 103.56 | 0.000 | 14.40 |
| | 匹配后 | 20.38 | 0.203 | 5.40 |
| 数量信贷配给 | 匹配前 | 43.12 | 0.000 | 18.60 |
| | 匹配后 | 18.69 | 0.228 | 9.30 |
| 风险信贷配给 | 匹配前 | 112.72 | 0.000 | 12.10 |
| | 匹配后 | 11.71 | 0.764 | 4.40 |

比较三类信贷配给匹配前后平均估计偏误的变化情况可知(见表3),交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给各自匹配后的平均估计偏误(5.40%、9.30%、4.40%)分别较其匹配前的偏误水平(14.40%、18.60%、12.10%)有明显下降,且各自匹配后卡方值对应的P值分别为0.203、0.228、0.764,P值均明显大于0.1,说明匹配之后协变量的平均差异变得极其微小且在统计上也不显著,由此表明匹配以后协变量之间并不存在明显的系统性差异,协变量之间保持着良好的平衡性。因此,由该平衡性检验分析结果可知,样本匹配顺利通过了平衡性检验,表明设定的协变量可使倾向得分匹配的估计结果可靠有效。

(三)共同支撑检验

平衡性检验通过后,还需进一步实施共同支撑检验,以充分确保倾向得分匹配估计结果的有效性。本文利用核密度分析法对倾向得分匹配估计结果进行共同支撑检验。共同支撑检验主要通过比较分析处理组与对照组两组倾向得分值的共同取值范围在匹配前后核密度图中是否呈现出明显的提升效果来有效判断估计结果的估计偏差。交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给匹配前的核密度图分别见图1、图2与图3的左栏,匹配后的核密度图分别见图1、图2与图3的右栏。

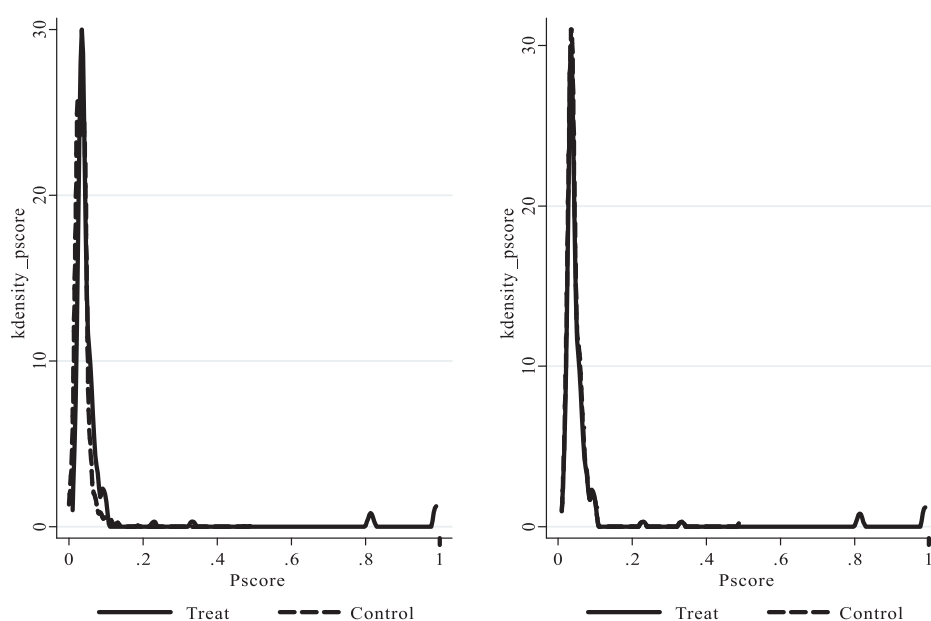


图 1 交易成本信贷配给匹配前后的核密度图(左栏为匹配前、右栏为匹配后)

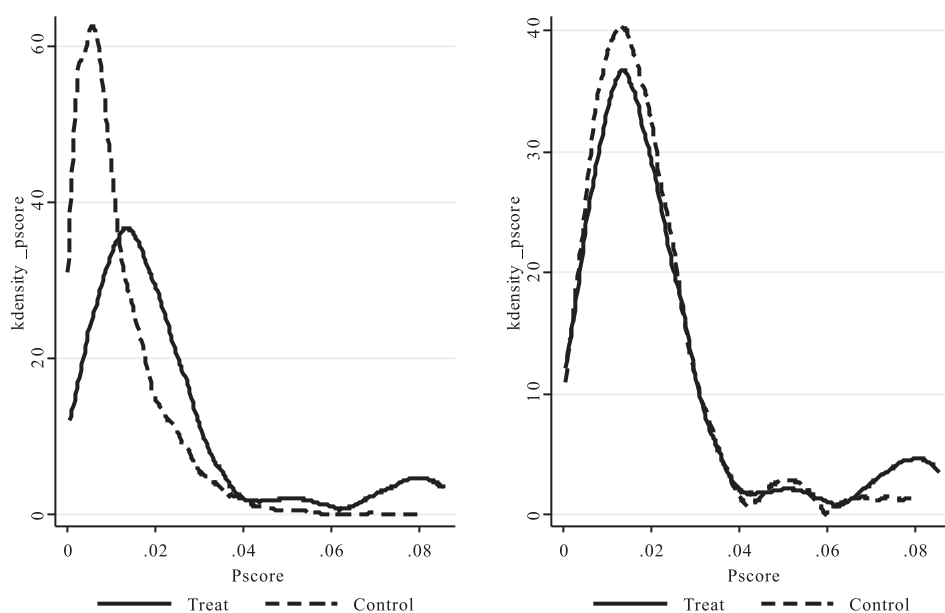


图2 数量信贷配给匹配前后的核密度图(左栏为匹配前、右栏为匹配后)

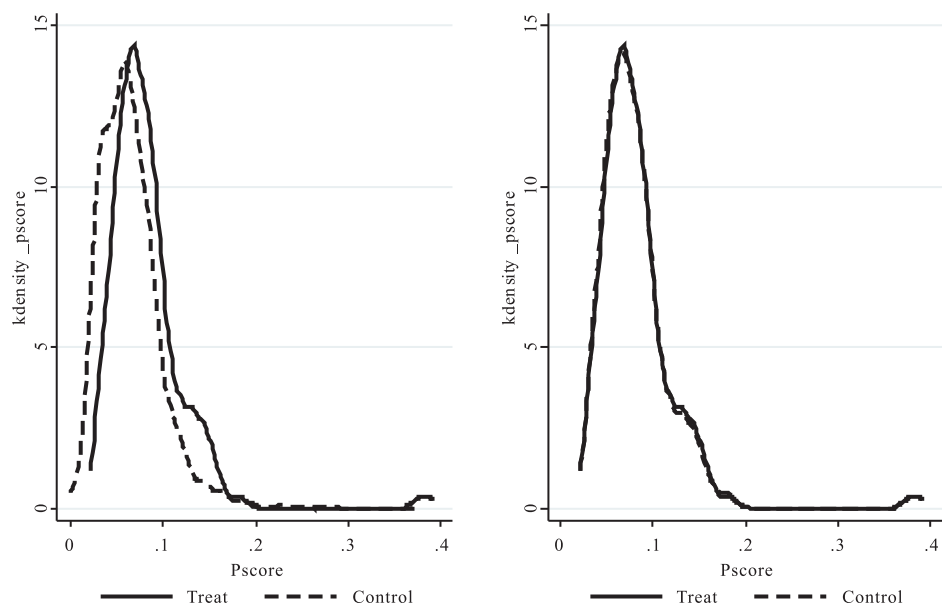


图3 风险信贷配给匹配前后的核密度图(左栏为匹配前、右栏为匹配后)

由三类信贷配给匹配前与匹配后核密度图的直观比较可知,相较于匹配前核密度图的呈现效果,匹配后核密度图中处理组与对照组两组密度曲线均高度重合,处理组与对照组两组密度曲线非常趋近且趋近水平比匹配前均有了明显提升,即匹配后处理组与对照组的倾向得分值均存在着趋于完全的共同取值范围,处理组样本与对照组样本的共同支撑集范围在匹配后均趋于完全重合。这意味着匹配之后损失的样本量极少,表示倾向得分匹配保持着高质量,进而表明倾向得分匹配的估计偏差极小,所得到的估计结果有效性强。由此表明交易成本信贷配给、数量信贷配给以及风险信贷配给对农户家庭收入有显著的抑制效果,这充分表明农村信贷配给存在着强烈的收入损失效应。

(四)内生性检验

考虑到内生性问题对估计结果的影响,本研究进一步实施内生性检验,以确证估计结果的有效

性。在此选用“农户家庭住所与最近县市中心距离”作为信贷配给的工具变量,具体利用实证问卷中“农户家庭住所到最近县市中心所需花费的时间”来测度该距离。实证估计中选取 CMP(Conditional Mixed Process,条件混合过程)估计法实施 2 阶段回归分析,表 4 报告了信贷配给的 CMP 估计结果。

表 4 农村信贷配给内生性检验结果

| 被解释变量 | INC |
|----------------|----------------------|
| 解释变量 | 系数 |
| 农村信贷配给 | -0.954*** (-9.38) |
| 控制变量 | YES |
| 常数项 | YES |
| Atanhrho_12 | 0.757*** (7.59) |
| 第一阶段估计 | 农村信贷配给 系数 |
| 距市县中心距离 | 0.005*** (7.02) |
| Log likelihood | -10736.208 |
| LR 卡方值 | 3346.83*** |

由表 4 可知,测定第一阶段估计方程与第二阶段估计方程误差项相关性的 Atanhrho_12 值在 1%的显著性水平上为 0.757,Atanhrho_12 显著为正表明信贷配给为内生变量,同时第一阶段估计方程的系数在 1%的显著性水平上为 0.005,说明所选取的工具变量与内生变量显著相关,表明该工具变量符合与内生变量显著相关的条件要求,进而表明 CMP 的估计结果可靠有效。在第二阶段估计方程中,信贷配给与农户家庭总收入的相关系数为-0.954,据此表明信贷配给在 1%的显著性水平上对农户家庭总收入有负向影响效果。

表 5 报告了各类信贷配给的 CMP 估计结果。通过表 5 中各类型信贷配给的内生性检验结果可知,表 5 中三个模型的 Atanhrho_12 值与第一阶段估计方程系数均显著,说明 CMP 估计结果是有效可靠的。由表 5 估计结果可知,交易成本信贷配给、数量信贷配给、风险信贷配给分别在 10%、10%、1%的显著性水平上对农户家庭福利有抑制影响,且风险信贷配给的抑制效果最为显著,此结果与 PSM 估计结果基本一致,从而有效确证了农村信贷配给的收入损失效应。

表 5 各类信贷配给内生性检验结果

| 被解释变量 | INC | | |
|----------|--------------------|--------------------|----------------------|
| 解释变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
| | 系数 | 系数 | 系数 |
| 交易成本信贷配给 | -0.190* (-1.84) | | |
| 数量信贷配给 | | -0.237* (-1.74) | |
| 风险信贷配给 | | | -0.310*** (-4.21) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |

| 常数项 | YES | YES | YES |
|----------------|--------------------|------------------|--------------------|
| Atanhrho_12 | 0.242*** (2.68) | 0.162* (1.86) | 0.039* (1.74) |
| 第一阶段估计 | 交易成本信贷配给 系数 | 数量信贷配给 系数 | 风险信贷配给 系数 |
| 距市县中心距离 | 0.001* (1.62) | 0.002* (1.79) | 0.070*** (3.21) |
| Log likelihood | -10287.293 | -9988.591 | -10257.994 |
| LR 卡方值 | 3204.53*** | 3227.19*** | 3241.65*** |

(五)地区异质性分析

区域农村金融发展水平与农户群体信贷决策行为差异致使农村信贷约束呈现出异质性的福利效应,为了进一步考察农村信贷配给在不同地区的具体表现,本文运用倾向得分匹配法实施地区异质性分析,具体将全国样本划分为东部、中部与西部三个区域,其中东部主要有上海、江苏、浙江、山东、广东、河北、辽宁等省级行政区,中部有湖北、湖南、河南、江西、山西、安徽、吉林、黑龙江等省份,西部有四川、重庆、广西、贵州、云南、陕西、甘肃等省级行政区,异质性分析结果见表6。

表6 地区异质性分析结果

| 信贷配给类型 | 变量名 | 区域 | ATE | ATT | ATU |
|----------|-----|----|----------------------|----------------------|----------------------|
| 交易成本信贷配给 | INC | 东部 | -0.103 (-1.12) | -0.181 (-1.61) | -0.101 (-1.09) |
| | | 中部 | -0.236*** (-3.00) | -0.180*** (-2.74) | -0.239 (-2.98) |
| | | 西部 | -0.192*** (2.89) | -0.214** (-2.00) | -0.191*** (-2.89) |
| 数量信贷配给 | INC | 东部 | 0.121 (1.24) | -0.269 (-1.01) | 0.126 (1.24) |
| | | 中部 | -0.398*** (-5.05) | -0.206 (-0.26) | -0.401*** (-5.28) |
| | | 西部 | -0.289*** (-3.79) | -0.282*** (-3.18) | -0.289*** (-3.75) |
| 风险信贷配给 | INC | 东部 | 0.209** (2.00) | -0.265 (-0.76) | 0.230** (2.07) |
| | | 中部 | -0.440*** (-9.15) | -0.304*** (-6.13) | -0.452*** (-9.20) |
| | | 西部 | -0.249*** (-3.92) | -0.156* (-1.74) | -0.255*** (-3.98) |

由表6的ATT估计结果可知,交易成本信贷配给、数量信贷配给、风险信贷配给在西部地区均表现出了显著的收入约束效应,在东部地区也表现出收入约束效应,但该收入约束效应在统计上不显著,而中部地区仅数量信贷配给的收入约束效应在统计上不显著。之所以呈现出该结果,可能的原因是尽管农村信贷配给会给东部地区农户家庭带来不利影响,但东部农村市场化水平较高,当地农户家庭民间融资途径较多,农村正规金融信贷期限与信贷用途的约束反而会束缚农户家庭的生产经营安排,因此,即使受到正规金融信贷配给也可使农户家庭免于生产投资约束,且发达的民间金融市场可有效解决农户信贷需求缺口,进而确保农户家庭能做出合理有效的生产投资决策,实现

农户家庭福利提升,从而使信贷配给的影响效果不显著。但是西部欠发达地区的信贷需求较大,该地区因金融机构管理水平较低、精英俘获、寻租、农户家庭信贷交易参与意愿不足等因素致使当地信贷缺口较大,且财政支农政策效率较低无法有效弥补正规金融信贷约束造成的资金缺口,从而使信贷配给的福利抑制效果较为强烈。中部地区人口密度大、地理条件相对较好,金融服务网点辐射半径相较于人口散状化的西部地区更利于更多的农户申请信贷服务,且金融机构对农户偿贷情况相对比较了解,当地农户偿贷能力也较强,因此,农村金融机构对农户信贷申请的拒绝概率相对较低,从而使数量信贷配给的收入约束效应在统计上不显著。由此表明,农村信贷配给的收入约束效应存在明显的地区异质性,西部地区信贷配给的收入约束效应显著,中部地区仅数量信贷配给的收入约束效应在统计上不显著,而东部地区信贷配给的收入约束效应虽然存在但统计上并不显著。

六、研究结论与政策启示

(一)研究结论

在构建理论模型分析农村金融资源错配损失效应的基础上,本研究基于 CHFS 微观大样本调研数据,将具有实质信贷约束力的农村信贷配给划分为交易成本信贷配给、数量信贷配给与风险信贷配给,有效探析了农村信贷配给的收入约束效应。本文采用倾向得分匹配法研究发现,核匹配估计出农户因受到交易成本信贷配给、数量信贷配给与风险信贷配给致使其家庭年均收入分别减少了 1660 元、1190 元、2010 元。半径匹配法与近邻匹配法的分析结果与核匹配分析结果基本一致,说明遭受农村信贷配给给农户家庭收入带来了明显的抑制效应,由此表明农村信贷配给具有显著的收入损失效应,其中风险信贷配给收入损失效应最大,交易成本信贷配给收入损失效应相对较小,且该实证结果通过了平衡性检验与共同支撑检验。此外,文章选取信贷配给的工具变量,采用 CMP 估计法实施内生性检验,分析表明信贷配给确实存在着显著的收入约束效应,且内生性检验得到的三类信贷配给的收入损失效应与 PSM 估计结果基本一致。同时,地区异质性分析结果显示,西部地区信贷配给的收入约束效应显著,中部地区信贷配给的收入约束效应中仅数量信贷配给在统计上不显著,而东部地区信贷配给的收入约束效应虽然存在但统计上不显著。

(二)政策启示

基于以上实证研究结论,为了充分消除农村信贷配给给农户家庭造成的收入约束效应,以充分发挥农村金融的支农功能。本研究提出如下政策启示。

第一,多措并举改善农户家庭信贷决策的风险态度,以逐步消除农村风险型信贷配给。通过农户文化知识的提升、金融素养的培育等措施,积极引导风险承受能力低(极度保守型)的农户家庭逐步转化为适度进取型的行为决策主体,并加强对农户农业生产经营技能的培训力度,同时营造良好的生产投资运营环境以激发农户家庭的信贷服务需求,有效提升农户主动申请信贷服务的积极性,促使农户家庭积极主动地参与农村金融信贷交易活动,充分利用信贷服务开展生产经营创收项目。与此同时,也要配套设置农户无法偿贷时的贷款展期安排、政府资金的兜底保障机制以及平滑信贷违约风险的农业保险产品,以解除农户因农业弱质性以及其他不确定性冲击因素使其不能按期偿贷以致于不敢申请信贷服务的顾虑,从而最大限度地消除农户家庭保守消极的自选择行为所生成的风险型信贷配给,以避免其对农户家庭福利造成损失效应。

第二,提升农村信贷资金向农村地区的精准投放水平,竭力消除农村数量型信贷配给。加大农

村金融支农偏好力度,让金融机构秉持风险收益导向的同时尽力完善农村金融的支农服务功能,努力消除农村金融机构对农户家庭的信贷歧视,切实将信贷资金投向资金缺口较大的农村地区,并要防止信贷资金陷入精英俘获与关系俘获的陷阱,努力通过设计靶向瞄准机制将信贷资金公平有效地给予生产投资资金匮乏且边际效用较大的农户家庭,且要进一步做好相对贫困地区以及边远山区农户家庭的信贷服务工作,充分消除农村数量型信贷配给,以发挥农村金融的普惠支农效应。

第三,优化改进农村金融信贷交易供需两端,有效规避交易成本型信贷配给的收入损失效应。简化农村金融信贷交易程序,降低农户家庭申请信贷资金的难度,有利于实现农村金融信贷交易费用的持续降低。农村金融机构不仅要从事申请审批环节上做好简化设计,还要考虑到农户文化知识层次较低、家庭地理位置偏远、交通条件不便等因素,不断提升村庄金融服务网点密度,在手机平台开发实用性强、操作简便的金融信贷业务,提高信贷服务的覆盖范围与精准触达水平,同时通过线上与线下相结合的方式向农户提供有关金融机构程序手续的培训,以实现增加其获得金融机构信贷服务的机会,从而从信贷供给端充分降低农村金融交易费用。村庄组织也应积极发挥自组织功能,向本地农户家庭宣传普及农村金融宏观政策、金融组织机构的实时信贷信息以及金融创新业务等农村金融交易资讯,并安排专职人员帮助本村庄农户家庭解决农村金融信贷交易过程中遇到的各种困难,促使农户家庭能够成功地申请到农村金融信贷资金,进而从信贷需求端充分降低农村金融交易费用。因此,凭借信贷交易供需两端的优化改进,尽力消除交易成本型信贷配给形成的各种诱发因素,以规避交易成本型信贷配给的收入损失效应。

第四,基于异质性分析结果,东、中、西部地区应实施差异化的农村信贷配给消除策略。其中,西部地区在通过提高农户家庭信贷交易参与率、消除信贷交易歧视、降低信贷交易难度等措施消除风险型信贷配给、数量信贷配给与交易成本型信贷配给的同时,也要进一步完善和创新配套性财政支农政策并加大配套性财政支农政策的投入力度,充分利用农村金融与财政支农政策的互补协作最大化支农效应;中部地区应继续做好财政支农政策对农村金融的有机补充,且努力加大农村金融信贷支持力度,提高农户家庭信贷服务申请的积极性与便利性,多措并举力图消除三类信贷配给;东部地区农村金融服务要解除对农户信贷资金用途与偿贷期限等方面的诸多限制,使农户家庭在市场环境中能够将信贷资金优化配置到最佳水平,以最大化农村金融支农效应。

第五,充分发挥农村金融在二十大农业强国目标实现过程中的服务功能。为了加快实现二十大的农业强国目标,农村金融服务要充分提高其可得性与普惠性,切实强化乡村服务功能,积极为乡村产业链各参与主体提供更强有力的信贷支持,以确保产业链条能高效有序运转;为各类乡村人才培养组织与专业知识技能培训项目提供常态化与专项化的信贷资金支持,以提升乡村人才队伍的专业化水平;为乡村文化基础设施建设、乡村非物质文化遗产建设、电影下乡与文化演出活动等提供持续性与规模化的信贷服务,以丰富乡村文化生活、提升乡村社会文明程度;为乡村人居环境治理提供配套性与持续性的信贷支持,以提高乡村生态的宜居宜业水平;为乡村组织建设的重要事务提供还款周期较长的信贷服务,为乡村组织工作人员提供激励性的信贷服务,以增强乡村基层组织的治理水平与创新精神。

[参 考 文 献]

- [1] 何广文,何婧,郭沛.再议农户信贷需求及其信贷可得性[J].农业经济问题,2018(02):38—49.

- [2] 李明贤,万小萱.金融科技有助于缓解农户信贷配给吗?[J].农村经济,2022(06):79—88.
- [3] 李庆海,吕小锋,孙光林.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[J].中国农村经济,2016(01):17—29.
- [4] 许月丽,李帅,刘志媛,等.利率市场化改革如何影响了农村正规金融对非正规金融的替代性?[J].中国农村经济,2020(03):36—56.
- [5] Carter M R. Equilibrium credit rationing of small farm agriculture[J]. Journal of Development Economics, 1988,28(01):83—103.
- [6] 郭连强,祝国平,付琼.农村土地流转规模、流转价格与规模经营主体信贷配给[J].学习与探索,2022(05):94—104.
- [7] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. American Economic Review, 1981,71(03):393—410.
- [8] Gonzalezvega C. Credit rationing behavior of agricultural lenders: The iron law of interest rate restrictions [M]. Undermining Rural Development with Cheap Credit, Boulder, CO: Westview Press, 1984.
- [9] 李韬,罗剑朝.基于MNL模型的农村正规金融机构信贷供给行为的实证分析[J].商业研究,2013(11):138—144.
- [10] 李成友,孙涛,李庆海.需求和供给型信贷配给交互作用下农户福利水平研究[J].农业技术经济,2019(01):111—120.
- [11] 邓朝春,邢祖礼.信贷配给、信息显示机制及对农村金融的启示[J].宏观经济研究,2020(01):13—19.
- [12] Kon Y, Storey G J. A theory of discouraged borrowers[J]. Small Business Economics, 2003(21):37—49.
- [13] 梁虎,罗剑朝.供给型和需求型信贷配给及影响因素研究[J].经济与管理研究,2019(01):29—40.
- [14] 朱喜,李子奈.我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[J].数量经济技术经济研究,2006(03):37—49.
- [15] Drakos K, Giannakopoulos N. Self and bank credit rationing: A trivariate probit with double selection[J]. Research in International Business & Finance, 2017,44(4):124—134.
- [16] 李韬.农地产权抵押下的信贷配给:分抵押权人比较[J].经济与管理研究,2020,41(08):93—103.
- [17] Bell C. Rationing, spillover, and interlinking in credit markets: The case of rural Punjab[J]. Oxford Economic Papers, 1997,49(4):557—585.
- [18] 刘西川,程恩江.贫困地区农户的正规信贷约束:基于配给机制的检验考察[J].中国农村经济,2009(06):37—50.
- [19] 尹鸿飞.农地确权能否缓解农村正规信贷配给?——基于德·索托效应的再检验[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(03):158—167.
- [20] Flavin M. Excess sensitivity of consumption to current income: Liquidity constraints or myopia[J]. Canadian Journal of Political Economy, 1985(18):8—19.
- [21] Jappelli T. Testing for liquidity constraints in euler equations with complementary data sources[J]. Review of Economics and Statistics, 1995,80(2):251—262.
- [22] Kochar A. An empirical investigation of rationing constraints in rural credit markets in India[J]. Journal of Development Economics, 1997,53(2):339—371.
- [23] 朱喜,李子奈.我国农村正式金融机构对农户的信贷配给[J].数量经济技术经济研究,2006(03):37—49.
- [24] 李锐,朱喜.农村金融抑制及其福利损失的计量分析[J].经济研究,2007(02):146—155.
- [25] 王静,朱烨炜.农户信贷配给下借贷福利效果分析[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2015,15(01):72—77.
- [26] Cechura L. The impact of credit rationing on farmer's economic equilibrium[J]. Agricultural Economics (Czech), 2009,55(11):541—549.
- [27] 褚保金,卢亚娟,张龙耀.信贷配给下农户借贷的福利效果分析[J].中国农村经济,2009(06):51—61.
- [28] 李庆海,李锐,汪三贵.农户信贷配给及其福利损失[J].数量经济技术经济研究,2012(08):35—48.
- [29] 李成友,李庆海,李锐,等.农户信贷配给程度及其对家庭消费行为的影响[J].当代经济研究,2014(07):63—69.
- [30] 刘艳华.农业信贷配给对农村居民消费的间接效应[J].农业经济问题,2016(07):98—105.
- [31] 刘艳华,朱红莲.农业信贷配给与农村居民收入的地区差异[J].农业技术经济,2017(10):68—78.

- [32] Ndegwa M K, Shee A, Turvey C G, et al. Uptake of insurance-embedded credit in presence of credit rationing: Evidence from a randomized controlled trial in Kenya[J]. *Agricultural Finance Review*, 2020,80(5):1—22.
- [33] Cao V H, Le K N. Impact of credit rationing on capital allocated to inputs used by rice farmers in the Mekong River Delta, Vietnam[J]. *Journal of Economics and Development*, 2020,22(1):47—60.
- [34] Seck A. Heterogeneous credit constraints and smallholder farming productivity in the Senegal River Valley [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2021,57(12):3301—3319.
- [35] 张乐柱,许兰壮,伍茜蓉. 正规信贷约束对农户收入影响的异质性研究[J]. *经济与管理评论*,2022(05):63—71.
- [36] Oparinde L O, Olutumise A I. Impact of credit constraints on aquaculture production and risk exposure in Ondo State, Nigeria[J]. *Journal of Applied Aquaculture*, 2022,34(1):79—96.
- [37] 许承明,张建军. 利率市场化影响农业信贷配置效率研究[J]. *金融研究*,2012(10):111—124.
- [38] 陈治国,李成友,李红,等. 新疆农户信贷配给程度及其对农户金融资产配置的影响效应研究[J]. *新疆财经*,2016(06):44—52.
- [39] Weng C, Wang H, Heerink N, et al. Credit constraints and rural households' entrepreneurial performance in China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2022,58(2):570—583.
- [40] Boucher S, Guirking C, Trivelli C. Direct elicitation of credit constraints: Conceptual and practical issues with an application to Peruvian agriculture[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2009,57(4):609—640.
- [41] 翁辰,张兵. 信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响[J]. *经济科学*,2015(06):92—102.

(责任编辑:蒋 萍)

Income Constraint Effect of Agricultural Loan Resource Rationing: Theoretical Analysis and Empirical Test

CHEN Zhi-guo¹, XIN Chong-chong², JING Xin-xin³

(1. College of Economics and Management, Xianyang Normal University, Xianyang, Shaanxi 712000;

2. Editorial Department of Beijing Social Sciences, Beijing Academy of Social Sciences, Beijing 100101;

3. School of Accountancy, Shandong University of Finance and Economics, Jinan, Shandong 250014)

Abstract: On the basis of theoretically analysing the loss effect of rural financial resource mismatch, and the CHFS(China Household Finance Survey) micro-large sample survey data, this paper specifically classifies the credit-binding rural credit rationing into transaction cost credit rationing, quantitative credit rationing and risk credit rationing, empirically estimates the income constraint effect of the three types of credit rationing by using the propensity score matching model, and implements the robustness test and the endogenous test. The income constraint effect of rural credit rationing is further analyzed in terms of regional heterogeneity. The empirical result shows that: affected by transaction cost credit rationing, quantity credit rationing and risk credit rationing, the average annual income of peasant households decreased by 1660 yuan, 1190 yuan and 2010 yuan respectively, which shows that the rural credit rationing has a significant income constraint effect, among which the income constraint effect of risk credit rationing is the largest and the income constraint effect of quantity credit rationing is relatively small. The empirical results pass the balance test and the common support test. And the result of endogenous test by the CMP estimation method shows that the credit rationing does have an income constraint effect. At the same time, the result of regional heterogeneity analysis shows that the income constraint effect of rural credit rationing in the western region is significant; the income constraint effect in central region is not statistically significant with quantitative credit rationing; and the credit rationing exists in eastern region but is not statistically significant.

Key words: rural financial mismatch; rural credit rationing; peasant household; income constraint effect; propensity score matching; endogenous test