

DOI: 10.19361/j.er.2019.04.07

农业供应链金融信贷的减贫效应研究

——基于不同主体领办合作社的实证比较

申 云 李庆海 杨 晶*

摘要: 农业供应链金融对于积极助推金融扶贫,联结小农户与大市场具有重要作用。本文基于农民合作社的视角,以A-F双界线分析法构建农户多维贫困综合指数,采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)比较评估了不同主体领办型农民合作社供应链金融信贷对农户多维贫困状况的影响。研究表明:(1)农户获得农民合作社供应链金融信贷的概率每提高1%,农户多维贫困综合指数和多维贫困阶数下降的概率分别提高8%和10%,减贫效应显著。(2)种养大户、企业和村干部领办型农民合作社供应链金融信贷对纯农型贫困农户均具有显著的减贫效应。(3)农户非农收入占比越高,种养大户和村干部领办型农民合作社供应链金融信贷的减贫效应越低,而企业领办型农民合作社供应链金融信贷的减贫效应越高。因此,因地制宜的创新农民合作社供应链金融信贷产品和模式,加强农民合作社供应链金融信贷中的精准施策,对于提升金融精准扶贫成效尤为关键。

关键词: 农民合作社;供应链金融;减贫效应;多维贫困;PSM-DID

一、引言与文献回顾

改革开放四十年来,我国已经实现了高达7亿多农村贫困人口的脱贫。根据国家统计局的数据,按现行国家农村贫困标准测算,截至2018年底,中国农村贫困人口和贫困发生率分别降至1660万人和1.7%^①,农村脱贫工作取得巨大成就。然而,现有的贫困人口大多集中于特困连片地区和深度贫困地区,深度贫困农户脱贫任务依然艰巨,而这离不开金融的支持。2019年中央一号文件提出,激励银行业金融机构加大对乡村振兴和脱贫攻坚中长期信贷的支持力度,建立健全家庭农场、农民合作社发展的政策体系,完善“农户+合作社”利益联结机制。中国人民银行等五部门联合发布的《关于金融服务乡村振兴的指导意见》中也明

* 申云,四川农业大学经济学院,邮政编码:611130,电子信箱:shenyun2014@cqu.edu.cn;李庆海,南京财经大学经济学院,邮政编码:210023,电子信箱:zhongguopai@163.com;杨晶,武汉大学社会保障研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:wuhan_yangjing@whu.edu.cn。

本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国扶贫战略研究”(项目批准号:16JJD840007)和四川省科技厅软科学项目“乡村振兴战略下新型农业经营主体融资增信机制研究”(项目批准号:19RKX0123)的资助。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵修改意见,当然文责自负。

^① 国家统计局,2019:“2018年全国农村贫困人口减少1386万人”,载 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190215_1649231.html。

确要求,鼓励发展农业供应链金融,将小农户纳入现代农业生产体系,强化利益联结机制,提高小农户和新型农业经营主体融资可得性,从而推动金融精准扶贫和支持乡村振兴发展。以农民合作社为载体的农业供应链金融信贷不仅可以较好地联结小农户,还能拓展小农户的融资增信,更好地发挥金融杠杆作用强化脱贫成效。因此,从农民合作社的视角研究农业供应链金融信贷的减贫效应,对于农业供应链金融扶贫绩效评价,以及促进金融更好的支持乡村振兴发展具有重要的理论和现实意义。

相比农业供应链金融信贷,传统的银行信贷往往着眼于农村微型金融展开,其核心在于提高农户信贷可得性来支持农业产业发展,以达到减贫增收的目的。一方面,通过克服低收入人群的信贷约束(Caminada and Goudswaard, 2009)、平滑居民消费(郭云南等, 2012)以及降低交易成本等实现贫困减缓(贺立龙等, 2018);另一方面,通过间接的包容性经济增长提高参与者的风险防控能力来降低贫困发生率和贫困强度(Imai et al., 2012),发挥农村金融杠杆作用实现农户收入增长(Sanchis and Navarro, 2011)。由于贫困农户往往缺乏抵(质)押物或有效担保,信贷供需双方之间信息不对称导致较高的信贷成本,使得正规金融机构对农村贫困地区金融服务供给的积极性并不高,贫困地区的金融排斥问题依然突出。同时,贫困地区农户自身信贷需求也相对不足,进一步造成贫困地区“金融贫困恶性循环”,影响了贫困农户的脱贫成效。随着“互联网+农业供应链金融”模式的不断创新,以农民合作社为载体的农业供应链金融信贷,能够较好地发挥金融杠杆作用来促进城乡金融要素双向流动。在不同主体领办的农民合作社中,由于不同主体的资源禀赋存在差异,导致农业供应链金融信贷的减贫效应也存在一定的异质性(郭晓鸣、廖祖君, 2010),但农民合作社可以通过横纵向一体化来助推社员利益联结和价值链提升(孟飞, 2016),承接正规金融机构信贷助推农业产业发展,带动农户减贫增收(毛飞等, 2014),比如孟加拉国的“储蓄俱乐部”和非洲的“轮转基金”(熊学萍等, 2007)。

总体而言,农民合作社供应链金融信贷有利于农民合作社提升农户参与合作金融的组织化程度(刘兵等, 2013),并能有效促进农业供应链的价值增值和协同减贫(叶飞等, 2012; 邵娴, 2013)。由于传统的金融扶贫模式及产品创新大多聚焦于商业银行对农户的直接信贷,往往存在信贷精准度不高的问题和金融机构信贷供给上的“嫌贫爱富”倾向,导致对贫困农户的信贷减贫效果不够理想,而以农民合作社为载体的农业供应链金融信贷能够较好地联结“小农户”与“大市场”助推产业扶贫。但是现有研究仍然是以定性分析和案例研究为主,也有少部分文献针对国家和地方政策效果进行评估,而缺少直接对农民合作社供应链金融信贷减贫的市场行为进行有效评估。而且,传统银行信贷减贫效应主要是以收入贫困测算为主,难以有效地综合评估农户的多维贫困状况。为此,本文针对不同主体领办型农民合作社供应链金融信贷对多维贫困农户的减贫效应进行分类评估,以期后续金融扶贫政策和乡村振兴发展提供科学依据。

本文可能的创新点为:一是通过构建多维贫困综合指数来综合测度农户的多维贫困状况,弥补收入贫困测算的不足,防范脱贫农户又返贫现象的发生。二是采用PSM-DID方法评估和对比异质性农户在获得不同主体领办型农民合作社供应链金融信贷前后的减贫效应,为金融扶贫绩效评价和金融支持乡村振兴发展提供科学依据。三是为检验农民合作社供应链金融信贷减贫机制提供了经验证据,也为创新农民合作社供应链金融扶贫路径提供了方向。

二、研究假说

农业供应链金融又称为农业产业链金融,Hofmann(2005)认为供应链金融是一种能够通过跨组织对金融资源计划、运营与控制,并围绕供应链内外部参与者共同创造价值的金融模式。农民合作社供应链金融信贷的核心在于选定一家农民合作社为信贷中介,然后根据农业供应链上下游农户之间的农业生产或服务订单给予金融信贷支持,化解农户的信贷融资约束。同时将正规金融机构的信用行为注入到以生产、购销等行为为主体的农户中,化解信贷供需之间的信息不对称,发挥资金流、信息流、物流等内部信用监督的内循环优势(Antonella et al.,2018),实现农户与农民合作社之间在信息、生产资料、技术、产品销售等多方面的协同;推动农户在农业供应链各环节上的有效对接,整体降低农户的贫困发生率,提高金融支持农业产业的发展效率,打破“金融贫困恶性循环”的怪圈(申云、彭小兵,2016)。以农民合作社为载体的农业供应链金融依托农业产供销各环节的资金闭环融资,实现农民合作社内部信贷同伴监督、金融科技及农户与农民合作社契约关联等因素的有效组合。一方面,可以发挥农户内部同伴监督比较优势,提高融资效率(洪正,2011);另一方面,充分利用农户与农民合作社供应链整体信用捆绑来提升其正规金融机构的信贷可得性。然而,在农民合作社供应链金融信贷中,由于种养大户、营销大户、企业和村干部等主体领办型农民合作社本身存在较大的异质性,使得农民合作社供应链金融信贷的减贫效应也存在一定的差异。

在种养大户领办型农民合作社供应链金融信贷中,种养大户在长期的生产经营过程中能够积累广泛的人脉关系和熟练的经验,具备懂技术、善经营、会管理的竞争优势,往往能够较好地推动农业技术创新,发挥种养大户的示范带头作用。种养大户能够引导农户信贷资金的有效利用,提高农户的信贷瞄准度(刘兵等,2013)。但是,种养大户往往缺乏供应链资金规范管理的经验,其能够利用的信贷资金规模相对有限(孟飞,2016),信贷资金供给也往往偏向于支持以农业生产为主的纯农型农户^①,特别是与种养大户之间存在农业生产订单关系的纯农型农户。而对非农收入占比较高的农兼型和兼农型农户,商业银行无法根据农民合作社内部的农业生产订单和交易记录来扩大其信贷供给,使得这两类农户的信贷可得性相对偏低,导致其减贫效应也相对较弱。为此,提出如下假说:

H1:种养大户领办型农民合作社供应链金融信贷对纯农型农户的减贫效应较为明显,且随着非农收入占比的提高,其对农兼型和兼农型农户的减贫效应逐渐减弱。

在营销大户领办型农民合作社供应链金融信贷中,营销大户往往具有较为丰富的营销网络渠道和市场信息优势,能够较好地发挥自身营销网络优势促进农产品销售。农户与农民合作社之间大多仅限于生产资料与最终农产品的供销合作,农户与农民合作社之间的利益联结关系也相对松散(毛飞等,2014)。商业银行在农户销售环节的资金供给中,由于纯农型和农兼型农户在销售环节往往对资金需求较少,农户获得农民合作社供应链金融信贷对其经营性收入影响不大。对于兼农型农户而言,由于非农收入占比相对较高,获得农民合作

^①根据收入贫困维度的测算,按照非农收入占家庭总收入的比重将农户进一步细分为纯农型、农兼型和兼农型农户三类。其中,非农收入占家庭总收入比重小于10%的为纯农型农户,介于10%~50%的为农兼型农户,介于50%~90%的为兼农型农户。

社供应链金融信贷对其非农收入提升具有较大的帮助,减贫效应也相对明显。为此,提出如下假说:

H2:营销大户领办型农民合作社供应链金融信贷对非农收入占比偏低的纯农型和农兼型农户的减贫效应不明显,而对非农收入占比较高的兼农型农户减贫效应则较为显著。

在企业领办型农民合作社供应链金融信贷中,企业领办型农民合作社产权相对明晰,不管在人力、物力还是市场把控能力等方面都具有绝对优势。由于企业领办型农民合作社能够充分利用自身在采购、生产、销售等各环节的优势,有助于获得商业银行信贷支持。具有较高声誉和规模越大的农业企业,在精准扶贫和乡村振兴政策激励下,也更有能力和意愿对贫困农户给予更多的信贷扶持(郭晓鸣、廖祖君,2010),实现金融资本对接小农户与大市场,特别是在助推产业融合发展方面具有较好的促进作用,增加了乡村剩余劳动力兼业甚至全职非农就业的机会。农业产业的融合发展不仅促进了纯农型农户的减贫增收,也扩大了农户非农就业或创业的机会,极大地提升了农兼型和兼农型农户的信贷减贫效应,且随着非农收入占比的提升,其减贫效应有可能相应提高。为此,提出如下假说:

H3:企业领办型农民合作社供应链金融信贷随着非农收入占比的提升,其减贫效应越明显,且整体上有利于提高农户信贷可得性。

在村干部领办型农民合作社供应链金融信贷中,由于村干部具有较强的社会动员能力,能够通过行政手段来调动农户参与的积极性,但也可能导致农民合作社供应链金融信贷过程中的“精英俘获”现象。村干部可以较好地获得商业银行为其提供的信贷支持(Li,2018),而且驻村第一书记具有一定的扶贫任务,对贫困农户具有较强的帮扶意愿,能够组织号召农民合作社供应链金融信贷更好地瞄准贫困农户并支持其农业生产经营(贺立龙等,2018)。在脱贫攻坚过程中,由于纯农型农户相比非农收入占比较高的农兼型和兼农型农户而言,贫困深度较高(李明桥,2016),使得村干部领办型农民合作社供应链金融信贷往往会优先偏向于扶持贫困深度较高的纯农型农户,从而较好地化解纯农型贫困农户的信贷融资约束。而对于农兼型和兼农型农户而言,由于其非农收入占比往往较高,村干部领办型农民合作社无法较好地通过农业生产订单或销售订单来实现资金闭环管理,使得信贷资金流向也更加偏向于以务农为主和有农业生产订单的纯农型农户。此外,村干部具有的扶贫任务使得其领办的农民合作社供应链金融信贷也会更偏向于以务农为主的贫困农户,纯农型农户的减贫效应更加明显。为此,提出如下假说:

H4:村干部领办型农民合作社对纯农型贫困农户的信贷偏向使得其减贫效应更为明显,而随着非农收入占比的提升,兼农型和农兼型农户的减贫效应随之降低。

三、数据来源、模型设计与变量说明

(一) 数据来源

本文数据来源于云南省精准扶贫大数据管理平台^①2015年和2016年关于农村金融扶贫方面的数据。该平台数据连续追踪贫困农户的脱贫情况,包括扶贫对象、扶贫措施、扶贫成效、绩效考核以及数据分析等子板块,扶贫措施板块包括金融扶贫相关资料,为进一步评

^①云南省精准扶贫大数据管理平台网址:<http://222.221.10.139:8081/ynfp/>。课题组所调查的区县为云南省兰坪县、泸水县、勐腊县、泸西县、富宁县、施甸县、澜沧县、凤庆县等国定贫困县。

估金融减贫效应提供了较好的数据支撑。为了更好地评估农民专业合作社供应链金融信贷减贫效应,本文重点以农民专业合作社供应链金融信贷覆盖面较广的几个国定贫困县作为研究对象。结合该平台数据,对获得农民专业合作社供应链金融信贷的贫困农户和农民专业合作社进行统计,得到推行该业务的农民专业合作社有 142 家,其中未脱贫的建档立卡贫困户仍有 6 791 户,而获得农民专业合作社供应链金融信贷的贫困农户有 5 003 户。由于部分农户两期均获得了信贷,为满足准实验条件,仅将 2015 年未获得信贷而在 2016 年获得信贷的农户作为分析的对象,总共涉及农户 2 884 户。

(二) 模型设计

由于无法获取农户在获得农民专业合作社供应链金融信贷前后的多维贫困变动状况,从而无法直接测算出农民专业合作社供应链金融信贷所带来的减贫净效应。为此,如果简单地将农户是否获得农民专业合作社供应链金融信贷,并针对农户获得农民专业合作社供应链金融信贷所带来的减贫效应进行比较,可能存在系统性偏误,而采用双重差分的前提条件在于获得与未获得农民专业合作社供应链金融信贷的农户之间存在共同变动趋势。因此,本文采用 Heckman 等 (1997) 提出的倾向得分匹配-双重差分法 (PSM-DID) 来消除样本选择性误差,通过对获得农民专业合作社供应链金融信贷农户匹配出合理的参照对象后,采用双重差分法比较评估获得与未获得信贷的贫困农户多维贫困状况之间的净效应。

1. 倾向得分匹配法

匹配的目的主要是为了解决传统研究中存在的样本选择性偏误及混合偏差问题,构建一个“反事实”框架。具体步骤如下:首先,采用 Probit 方法估算出每个贫困农户获得农民专业合作社供应链金融信贷的概率(倾向得分),然后根据倾向得分的共同支撑域(Common Support)匹配实验组和控制组,计算出实验组的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)。倾向得分是在一组协变量 X_i 给定的条件下,农户 i 获得农民专业合作社供应链金融信贷的条件概率。在条件期望独立假设下,通过估计每个农户的倾向得分($P(X_i)$),将那些主要特征相近的获得与未获得农民专业合作社供应链金融信贷农户进行配对。倾向得分可以表示为:

$$P(X_i) = \Pr\{\exp_i = 1/X_i\} \quad (1)$$

然后,根据倾向性得分 $P(X_i)$ 进行匹配后,获得农民专业合作社供应链金融信贷的农户 i 的平均处理效应 ATT 可以表示为:

$$ATT = \tau = E(Y_1 | p=1) - E(Y_0 | p=1) \quad (2)$$

(2) 式中: Y_1 代表实验组农户获得农民专业合作社供应链金融信贷时多维贫困综合指数值, Y_0 代表匹配控制组农户未获得农民专业合作社供应链金融信贷时多维贫困综合指数值。前者表示获得农民专业合作社供应链金融信贷的农户多维贫困状况,后者表示未获得农民专业合作社供应链金融信贷农户的多维贫困状况。由于后者无法直接观测到,因此需要构建反事实框架,反事实估计后的 ATT 中的 $E(Y_0 | p=1)$ 即为反事实效应(Counter-factual Effect)。

2. 双重差分法

在匹配完成的基础上,为了反映农户获得农民专业合作社供应链金融信贷前后的减贫效应,揭示农户获得农民专业合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况,本文借鉴 Smith 和 Todd (2005) 的做法,在采取倾向得分匹配后将所得结果再次进行双重差分,将政策与时间两个虚拟变量以及交互项加入到回归方程中,有效控制不可观测的个体异质性对被解释变量的影

响,并能对政策效果进行无偏估计,避免随时间变化带来不可预测因素的影响。在倾向得分匹配结果的基础上,将实验组和控制组中农户获得农民合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况纳入到双重差分模型中,从而有效评估二者之间的政策净效应。

假定获得农民合作社供应链金融信贷的农户作为实验组,未获得农民合作社供应链金融信贷的农户为控制组。 Y_0^T 和 Y_1^T 分别代表实验组农户在获得农民合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况; Y_0^C 和 Y_1^C 分别代表控制组农户未获得农民合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况。采用 $(Y_1^T - Y_0^T) - (Y_1^C - Y_0^C)$ 计算得出实验组在获得农民合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况变动情况^①,其中 $(Y_1^C - Y_0^C)$ 代表未获得农民合作社供应链金融信贷前后农户在其他因素影响下多维贫困状况的变化量, $(Y_1^T - Y_0^T)$ 代表获得农民合作社供应链金融信贷前后农户在其他因素影响既定下的多维贫困变化量,二者的差值即为在其他因素影响既定条件下农户获得农民合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况的净变化量。DID 的计量模型公式为:

$$DID = E[(Y_1^T - Y_0^T) | T=1] - E[(Y_1^C - Y_0^C) | T=0] \quad (3)$$

(3)式中: $T=0$ 和 $T=1$ 分别代表 2015 年和 2016 年未获得与获得农民合作社供应链金融信贷,双重差分的模型表达式为:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \alpha_0 B_t + \alpha_1 B_{\mu_{ij}} + \alpha_2 B_{\mu_{ij}} \times B_t + \delta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

(4)式中: β_0 为常数项。 i 代表贫困农户。 j 代表不同主体领办的农民合作社,对应种养大户领办、营销大户领办、企业领办、村干部领办的农民合作社分别赋值为 1、2、3、4。 t 代表时期。 y_{ijt} 表示第 i 个农户在 t 时期获得 j 类主体领办农民合作社供应链金融信贷后的多维贫困综合指数变化量。 $B_{\mu_{ij}}$ 表示一个二值虚拟变量,用于衡量农户 i 是否获得 j 类主体领办农民合作社供应链金融信贷;如果获得,则 $B_{\mu_{ij}} = 1$,比如农户获得种养大户领办农民合作社供应链金融信贷,则表示为 $B_{\mu_{i1}} = 1$,依次类推;如果未获得,则 $B_{\mu_{ij}} = 0$ 。变量 B_t 代表政策实施虚拟变量,即农户在该时期是否获得农民合作社供应链金融信贷。如果是,则赋值 $B_t = 1$,反之则赋值 $B_t = 0$ 。 $B_{\mu_{ij}} \times B_t$ 代表分组虚拟变量和政策实施虚拟变量的交互项,系数 α_2 代表政策实施后的净效应。 X_{ijt} 为一组可观测的影响农户多维贫困状况变化的控制变量, ε_{ijt} 代表随机扰动项。

(三) 农户多维贫困综合指数测算

由于 A-F 方法具有较强的直观性,具备政策分析的显著优势(Alkire and Foster, 2011),为了测度农户多维贫困综合指数,首先需要判定农户在剥夺临界值上是否存在被剥夺的情况(张昭等, 2017)。假定有 n 个农户参与农民合作社供应链金融信贷,农户 i 的多维贫困状况由 d 个指标来衡量。农户 i 在每个维度 l 上的取值由 g_{il} 来表示,其中 $g_{il} \in R, i = 1, \dots, n; l = 1, \dots, d$ 。在贫困识别过程中,依托两个临界值 z_l 和 k ,如果 g_{il} 低于临界值 z_l ,即农户 i 在特定指标上遭受剥夺,赋值 $g_{il} = 1$;反之,则未遭受剥夺,赋值 $g_{il} = 0$ 。设定指标 l 的权重为 w_l ,则

$\sum_{l=1}^d w_l = 1$,农户 i 在所有的 d 维度上的加权分数就是农户 i 的加权剥夺总分,即 $c_i =$

^①由于未获得农民合作社供应链金融信贷的农户,本身也有可能由其他因素带来其多维贫困状况的变动,为此,这里主要是界定在其他因素影响农户多维贫困状况变动既定的情况下,只考察农户在获得农民合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况变动情况。

$\sum_{l=1}^d w_l g_{il}(c_i \in [0,1])$ 。第二个临界值 k 用于比较 c_i 剥夺程度以确定农户的多维贫困状况:如果 $c_i \geq k$,则表示农户被剥夺程度超过了可以容忍的范围,将其视为多维贫困。借鉴 A-F “双界线”分析法(Alkire and Foster,2011),从收入、教育、健康、卫生状况、生活状况、食物支出六个维度来反映农户的多维贫困状况,并对各维度的贫困状况赋予相同的权重比例,得到农户多维贫困综合指数(MPI)公式为:

$$MPI = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^d c_l(k) \tag{5}$$

(5)式中: n 代表农户总数, d 代表农户多维贫困阶数的总数; $c_l(k)$ 代表对贫困农户在维度 l 进行加权后的值;农户多维贫困综合指数(MPI)主要取决于在给定维度标准下农户个体能力被剥夺的程度。

从表1来看,人均纯收入低于国定贫困线的农户占比为16.31%,即绝对贫困农户的范畴;有37.22%的农户家庭存在年满18周岁却未完成9年义务教育的情况;20.21%的农户受疾病困扰;62.18%的农户家庭没有室内冲水设施;53.19%的农户家庭厨房燃料仍是以柴草为主;45.39%的农户家庭食物支出超过60%。从表2统计结果来看,大多数农户都处于三维贫困以下,累计占比高达82.16%;高维度的贫困农户总体较少,特别是五维和六维农户,累计占比不足1%;而完全不贫困的农户占比也达到8.72%。

表 1 多维贫困指标及权重说明

维度	指标	贫困剥夺临界标准	权重	贫困发生率
收入	人均纯收入	采用国定贫困线2300元的标准为界,人均纯收入<2300元,赋值为1;人均纯收入≥2300元赋值为0	1/6	16.31%
教育	受教育年限	将年龄超过18周岁但未完成9年义务教育的农户赋值为1,反之赋值为0	1/6	37.22%
健康	健康状况	患有疾病或者身体状况非常差,赋值为1;反之则赋值为0	1/6	20.21%
卫生	卫生设施	家庭室内缺少水冲厕所,赋值为1;反之赋值为0	1/6	62.18%
生活状况	厨房燃料	厨房燃料为柴草等性质能源,赋值为1;采用天然气或者液化气则赋值为0	1/6	53.19%
食物支出	恩格尔系数	若食物支出比重超过60%,则界定其存在食物支出状况剥夺,赋值为1;反之则赋值为0	1/6	45.39%

注:本表中多维贫困指标维度设置主要参考张昭等(2017)。

表 2 农户多维贫困状况

贫困维度	贫困发生率	贫困维度	贫困发生率
完全不贫困	8.72%	四维贫困	8.17%
一维贫困	27.33%	五维贫困	0.85%
二维贫困	32.47%	六维贫困	0.10%
三维贫困	22.36%	累计占比	100%

注:贫困维度通过收入、教育、健康、卫生、生活状况、食物支出六个维度来衡量,如果贫困农户只存在收入低于临界值的情况则界定为一维贫困,如果贫困农户存在收入与教育等低于临界值,则界定为二维贫困,依次类推,如果存在六个维度均低于临界值的贫困农户则界定为六维贫困。

(四) 变量说明

为了揭示贫困农户在获得农民专业合作社供应链金融信贷前后的多维贫困状况,将贫困农户非农收入占比进行划分,考察不同主体领办农民专业合作社供应链金融信贷对不同非农收入占比贫困农户的减贫效应。被解释变量为农户多维贫困综合指数和多维贫困阶数。在控制

变量的选取上,包括农户个体特征、家庭特征、社会资本、村庄特征以及金融机构特征等变量。一般而言,农户年龄越大越可能面临较大的信贷约束。户主的受教育程度越高,越有可能获得更高的收入,信贷可得性提高有利于增加收入。户主如果为村干部,则可能有更多的渠道和能力获得信贷支持,并且村干部往往具有较多的社会资本,也能扩大其信贷可得性。家庭总资产越多,具有越强的抵押和担保能力,对正规金融机构的借贷获取也可能更容易。有亲戚朋友在银行工作的农户能够更容易得到金融机构的信赖,提高其信贷可得性。农民合作社营业收入等反映了农民合作社的实力。对银行信贷政策的了解越深入,农户越有可能获得信贷支持。

表 3 变量的描述性统计说明

变量名称	变量解释与说明	均值	标准误	极小值	极大值
多维贫困综合指数	反映贫困农户的综合贫困状况	0.0693	0.0011	0.0039	0.5124
农户多维贫困阶数	一维贫困=1;二维贫困=2;三维贫困=3;四维贫困=4;五维贫困=5;六维贫困=6	1.9688	0.9364	1	6
农户信贷可得性	农户实际获得农民合作社供应链金融信贷资金/信贷农户计划需求资金	0.712	0.149	0	1
农户是否获得农民合作社供应链金融信贷	是=1;否=0	0.372	0.212	0	1
年龄	单位:岁	52.15	10.33	37	66
受教育程度	小学及以下=1;初中=2;高中=3;大专及以上=4	2.477	0.315	1	4
是否为村干部	是=1;否=0	0.103	0.002	0	1
家庭总资产(元)	包括固定资产、流动资产以及各类能够折现的资产价值	52 940	1 390	4 200	214 500
是否有亲戚朋友在银行工作	是=1;否=0	0.349	0.029	0	1
农民合作社年均经营收入(万元)	(0, 30] = 1; (30, 200] = 2; (200-500] = 3; (500, +∞] = 4	2.146	0.214	1	4
是否了解银行信贷政策	是=1;否=0	0.738	0.188	0	1

四、计量结果分析

首先,对控制变量进行相关性分析,得出各变量间的相关系数均小于 0.4,表明各变量之间不存在多重共线性,满足作为倾向得分匹配的前提条件。然后,利用 Probit 模型估计农户获得农民合作社供应链金融信贷的概率值,将其作为农户获取信贷的倾向得分,采用 PSM 方法检验农户多维贫困综合指数是否具有共同变动趋势。从图 1 和图 2 给出的实验组和控制组匹配前后的核密度函数来看,在匹配前(图 1),获得农民合作社供应链金融信贷的农户多维贫困综合指数匹配概率值(横轴)分布重心显著高于未获得农民合作社供应链金融信贷农户组,二者之间的匹配概率值存在明显的差异。匹配后(图 2),二者之间的匹配概率值逐步收窄,核密度函数概率分布也呈现出非常接近的两条曲线,反映了匹配出的控制组农户可以有效降低实验组农户在获得农民合作社供应链金融信贷上的偏差,满足共同支撑假设(Rosenbaum and Rubin, 1985),为后续采用双重差分法比较其减贫效应提供了有力支撑。

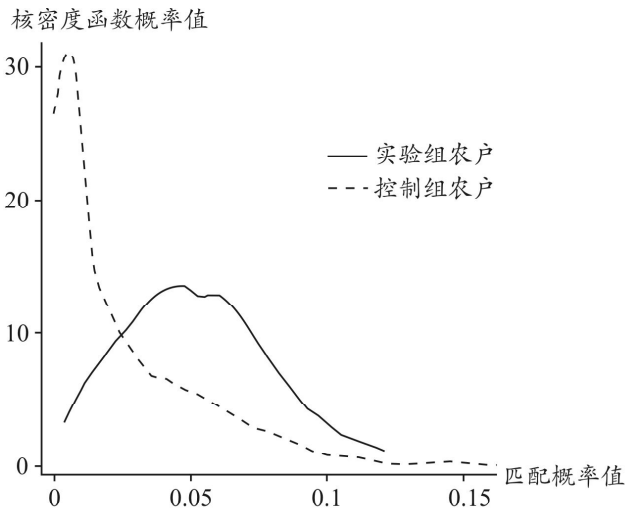


图1 匹配前核密度函数

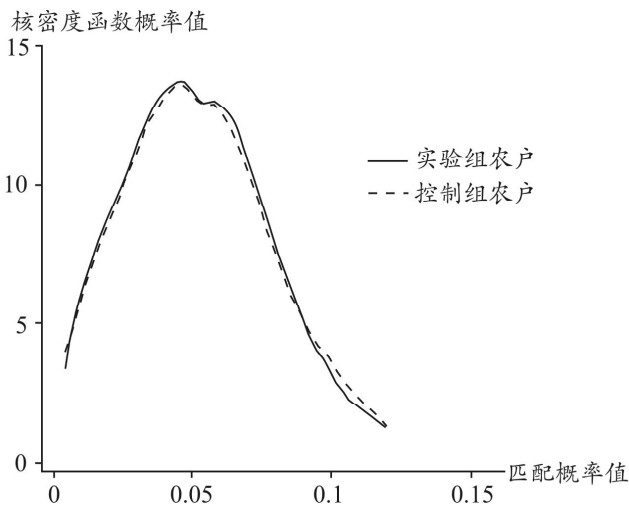


图2 匹配后核密度函数

(一) 平衡性分析

从表4平衡性检验结果来看,实验组和控制组农户多维贫困综合指数在匹配前存在较大的偏差,意味着实验组和控制组确实存在显著的差异。通过匹配后,多维贫困综合指数在匹配后偏误比例均出现了大幅降低,实验组和控制组不存在显著差异。说明倾向得分匹配法能够降低可观测的异质性导致的偏误,符合平衡性检验和稳健匹配结果,支持进一步采用双重差分法进行不同主体领办型农民合作社供应链金融信贷减贫效应的评估。

表4 实验组和控制组农户多维贫困综合指数平衡性检验结果

变量	匹配类型	实验组	控制组	偏误比例(%)	偏误降低比例(%)	两组差异t值
年龄	匹配前	1.9823	1.9618	1.04	100	1.32
	匹配后	1.9823	1.9823	0.00		0.00
受教育程度	匹配前	0.3782	0.3791	-0.24	100	-0.25
	匹配后	0.3782	0.3782	0.00		0.00
是否为村干部	匹配前	0.2617	0.2844	-7.98	-92.2	-0.17
	匹配后	0.2617	0.2619	-0.08		-0.02
家庭总资产	匹配前	3.1792	3.2141	-1.09	100	-1.84**
	匹配后	3.1792	3.1792	0.00		0.00
是否有亲戚朋友在银行工作	匹配前	0.1617	0.1643	-1.58	-86.3	-1.73**
	匹配后	0.1617	0.1619	-0.12		-0.81
农民合作社年经营收入	匹配前	3.6298	3.9781	-8.76	100	-3.29***
	匹配后	3.6298	3.6298	0.00		0.00
是否了解银行信贷政策	匹配前	0.1027	0.1107	-7.23	-98.5	-0.39
	匹配后	0.1027	0.1028	-0.10		-0.04

注:*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

(二) 农户获得农民合作社供应链金融信贷的减贫效应分析

在PSM估计中,估计结果的标准误差都是通过bootstrap方法获得(表5)。相比未获得农民合作社供应链金融信贷的农户而言,获得农民合作社供应链金融信贷的农户在多维贫困阶数和多维贫困综合指数上都有明显降低,表明农户获得农民合作社供应链金融信贷具有直接的减贫效应。在农户多维贫困阶数中,使用最近邻匹配、半径匹配和核匹配的平均处理效应分别为-0.0993、-0.0984、-0.0987,均在1%的水平上显著,表明农户获得农民合作社供应链金融信贷的概率每提高1%,导致其多维贫困阶数下降的概率提高约10%左右(ATT)。在农户多维贫困综合指数方面,使用最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种方法的平

均处理效应分别为-0.0827、-0.0816、-0.0803,也在 1%的水平上显著,表明农户获得农民合作社供应链金融信贷的概率每提高 1%,导致其多维贫困综合指数降低的概率提高约 8%左右(ATT)。二者的匹配效果基本一致,反映出匹配效果具有较强的稳健性。

表 5 农户获得农民合作社供应链金融信贷的减贫效应

被解释变量	匹配方法	实验组/控制组	ATT
多维贫困阶数	最近邻匹配	2488/2511	-0.0993*** (0.0280)
	半径匹配	2483/2509	-0.0984*** (0.0218)
	核匹配	2488/2511	-0.0987*** (0.0220)
多维贫困综合指数	最近邻匹配	2488/2511	-0.0827*** (0.0183)
	半径匹配	2483/2509	-0.0816*** (0.0193)
	核匹配	2488/2511	-0.0803*** (0.0193)

注:括号内的数值表示采用 bootstrap 200 次后所得标准误,最近邻匹配距离设定为 0.01,半径匹配设定半径为 0.005,核匹配设定带宽为 0.01,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 稳健性检验

为了对模型设定进行稳健性检验,表 6 给出了核匹配法下的 Rosenbaum 边界估计结果。农户是否获得农民合作社供应链金融信贷的可能性差异(Γ)从 1 倍比例逐渐扩大到 2 倍比例,农户获得农民合作社供应链金融信贷均在 1%的显著水平降低其多维贫困综合指数,且 Hodges-Lehmann(HL)点估计以及 5%显著性水平下置信区间的下限都小于 0,说明获得农民合作社供应链金融信贷对农户多维贫困综合指数有负向显著影响,反映出 PSM 的估计结果仍然稳健。

表 6 农民合作社供应链金融信贷对农户多维贫困综合指数影响的 Rosenbaum 边界估计结果

Γ	Sig^+	Sig^-	$t\text{-hat}^-$	$t\text{-hat}^+$	CI^-	CI^+
1	0.000	0.000	-0.0213	-0.0212	-0.3001	-0.7301
1.1	0.000	0.000	-0.0802	-0.4181	-0.2201	-0.7491
1.2	0.000	0.000	-0.0401	-0.4171	-0.1743	-0.7040
1.3	0.000	0.000	-0.7001	-0.3043	-0.1201	-0.8031
1.4	0.000	0.000	-0.7302	-0.2991	-0.0001	-0.8322
1.5	0.000	0.000	-0.7490	-0.2442	-0.9901	-0.8010
1.6	0.000	0.000	-0.7491	-0.2082	-0.9702	-0.8840
1.7	0.000	0.000	-0.7701	-0.1090	-0.9182	-0.9201
1.8	0.000	0.000	-0.7912	-0.1411	-0.8801	-0.9370
1.9	0.000	0.000	-0.8243	-0.0872	-0.8410	-0.9042
2	0.000	0.000	-0.8302	-0.0031	-0.7990	-0.8921

注: Sig^+ 、 Sig^- 分别代表显著性水平的上下限; $t\text{-hat}^+$ 、 $t\text{-hat}^-$ 分别代表 HL 点估计的上下限; CI^+ 、 CI^- 分别代表在 5%显著性水平的置信区间的上下限。

另外,将农户多维贫困综合指数换成传统的收入指标进行稳健性检验,根据农户收入水平进行分位数回归,用于检验获得农民合作社供应链金融信贷对不同分位数上农户收入水平的影响。从表 7 中可以看出,无论是纯农型、兼农型还是农兼型农户,获得农民合作社供应链金融信贷均在 5%的显著性水平正向影响农户人均可支配收入,反映出农户获得农民合作社供应链金融信贷确实能够提高农户收入水平,即达到减贫的效果,表明 DID 的估计结果也是稳健的。

表 7 稳健性检验结果

农户类型		收入前 25%农户 人均可支配收入	收入前 50%农户 人均可支配收入	收入前 75%农户 人均可支配收入
纯农型农户获得供应链金融信贷	ATT	0.0519 ** (0.0213)	0.0475 ** (0.0245)	0.0437 ** (0.0238)
	ATE	0.0524 ** (0.0263)	0.0483 ** (0.0249)	0.0461 ** (0.0255)
	ATU	0.0492 ** (0.0244)	0.0471 ** (0.0243)	0.0414 ** (0.0214)
兼农型农户获得供应链金融信贷	ATT	0.0422 ** (0.0198)	0.0441 ** (0.0241)	0.0455 ** (0.0207)
	ATE	0.0397 ** (0.0179)	0.0416 ** (0.0188)	0.0403 ** (0.0191)
	ATU	0.0413 ** (0.0194)	0.0393 ** (0.0185)	0.0404 ** (0.0191)
农兼型农户获得供应链金融信贷	ATT	0.0407 ** (0.0186)	0.0389 ** (0.0225)	0.0411 ** (0.0185)
	ATE	0.0385 ** (0.0173)	0.0402 ** (0.0188)	0.0392 ** (0.0184)
	ATU	0.0389 ** (0.0188)	0.0387 ** (0.0183)	0.0382 ** (0.0181)

注:括号内的数值表示采用 bootstrap200 次后所得标准误,局部线性回归带宽设定为 0.01。** 表示在 5%的水平上显著。受篇幅所限,未报告控制变量的稳健性检验结果。ATT 代表实验组平均处理效应,ATU 代表控制组平均处理效应,ATE 代表全样本(包括实验组和控制组)的平均政策处理效应。

(四) 不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷减贫效应评估

在同时控制区域和时间效应状况下,针对不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应进行实证评估,发现农户获得农民专业合作社供应链金融信贷会显著负向影响其多维贫困综合指数,表明获得农民专业合作社供应链金融信贷可以降低农户多维贫困状况,但不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应存在一定的差异(见表 8)。

对于纯农型农户而言,获得种养大户、企业和村干部领办型农民专业合作社供应链金融信贷能够降低其多维贫困综合指数,但营销大户领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应却不显著。在农民专业合作社供应链金融信贷中,由于种养大户、企业和村干部领办型农民专业合作社在农业供应链过程中,能够较好地利用农业生产订单来进行风险防控,信贷供给也偏向于以务农经营性收入为主的农户。由于商业银行难以依托以农业生产订单为主的农业供应链信息来有效降低信贷风险,导致营销大户领办型农民专业合作社信贷供给偏少,营销大户个体本身直接信贷也较为容易,使得营销大户领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应不明显。从减贫效应的系数来看,纯农型农户获得不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应由高到低依次为村干部领办>企业领办>种养大户领办。主要是因为,村干部领办型农民专业合作社在对接政府扶贫项目上具有一定的优势,而这些扶贫项目具有较强的地区产业特色,可以通过示范带动作用促进当地务农为主的农户积极参与农业生产经营,减贫效应相对明显。企业领办型农民专业合作社通过农业生产订单进行农业供应链融资,能够较好地提升纯农型农户在生产经营中的信贷可得性且联结贫困农户的范围也更广,相比种养大户领办型农民专业合作社效果更为明显。

农兼型和兼农型农户获得企业领办型和村干部领办型农民专业合作社供应链金融信贷均在 5%以上的显著性水平负向影响农户多维贫困综合指数(表 8),反映出二者对农兼型和兼农型农户的信贷减贫效应也较为明显。其原因为:一是企业领办型农民专业合作社具有较强的市场竞争力,在农业供应链信贷风险防控上具有比较优势,从而形成农户与农民专业合作社利益联结共同体,吸引商业银行扩大对企业领办型农民专业合作社供应链金融信贷供给力度,进而化解农业生产经营与销售过程中的融资困境;二是企业领办型农民专业合作社负责人注重提高企业经营绩效、扶贫政绩以及社会声誉(Gornall and Strebulaev, 2018),部分贫困地区政府为扶贫企业减免税费,提供优惠政策激励,这些都有利于扩大贫困农户脱贫绩效;同时,部分村干部

对贫困农户也往往具有较强的帮扶意愿,促使农民专业合作社供应链金融信贷资金更多的偏向于贫困农户,带来较明显的减贫效应。

通过对比农户获得农民专业合作社供应链金融信贷减贫效应系数的绝对值,发现种养大户与村干部领办型农民专业合作社供应链金融信贷对纯农型和农兼型农户的减贫效应较大,且随着非农收入占比的提升,其减贫效应逐渐减弱。在金融精准扶贫的背景下,种养大户和村干部领办型农民专业合作社供应链金融信贷更加偏向于以农业生产为主的贫困农户,使得非农收入占比较低的纯农型农户减贫效应更为明显,这也体现出农民专业合作社供应链金融是以支持农业产业发展为主。营销大户领办型农民专业合作社供应链金融信贷对贫困农户的减贫效应却不显著,反映出以购销为主的农民专业合作社在农民专业合作社供应链金融信贷中往往是以非农收入占比较高的相对贫困户居多,导致其直接的减贫效应偏弱。企业领办型农民专业合作社供应链金融信贷对纯农型、农兼型和兼农型农户都具有显著的减贫效应,且其减贫系数的绝对值也随着农户非农收入占比的提高而递增,即非农收入占比越高的贫困农户减贫效应越明显,其原因为非农收入占比越高的贫困农户可以借助企业劳务帮工或者社会服务来提升其务工收入,相比经营性收入的提升幅度更大。总体而言,不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷由于各自禀赋的差异带来减贫效应上的异质性,反映出农民专业合作社供应链金融信贷需要更加精准施策,金融精准扶贫依然任重道远。

表 8 农户获得农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应 (DID 分析结果)

变量	纯农型农户多维贫困综合指数				农兼型农户多维贫困综合指数				兼农型农户多维贫困综合指数			
$B\mu_{ij}$	-0.063 *** (-5.224)	-0.061 *** (-5.192)	-0.064 *** (-5.734)	-0.063 * (-5.473)	-0.051 *** (-3.738)	-0.052 *** (-4.264)	-0.055 *** (-5.427)	-0.048 *** (-5.626)	-0.043 *** (-4.774)	-0.041 *** (-4.546)	-0.042 *** (-4.873)	-0.043 *** (-4.629)
B_i	-0.016 *** (-3.326)	-0.015 *** (-3.254)	-0.013 *** (-3.462)	-0.014 *** (-3.732)	-0.014 *** (-4.243)	-0.014 *** (-4.152)	-0.013 *** (-4.782)	-0.013 *** (-4.646)	-0.007 *** (-5.356)	-0.007 *** (-5.364)	-0.008 *** (-5.459)	-0.008 *** (-5.826)
$B\mu_{i1} \times B_i$	-0.064 *** (-4.551)				-0.053 *** (-4.362)				-0.048 (-1.026)			
$B\mu_{i2} \times B_i$		-0.026 (-0.615)				-0.047 (-0.615)				-0.025 (-0.827)		
$B\mu_{i3} \times B_i$			-0.066 *** (-5.339)				-0.072 *** (-4.262)				-0.079 *** (-5.625)	
$B\mu_{i4} \times B_i$				-0.084 *** (-4.739)				-0.042 ** (-2.426)				-0.041 ** (-2.241)
β_0	1.315 ** (2.213)	1.311 *** (6.462)	1.315 *** (4.162)	1.316 *** (4.513)	1.224 ** (3.024)	1.221 *** (3.331)	1.217 *** (3.514)	1.208 *** (3.626)	1.0232 ** (2.146)	1.011 *** (4.327)	1.008 *** (4.142)	1.007 *** (4.254)
Pseudo R^2	0.234	0.229	0.235	0.233	0.242	0.242	0.243	0.241	0.232	0.229	0.231	0.229
观测值	234	182	221	213	243	168	204	187	231	164	224	217

注:括号内的数值为 t 统计量,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,文中的控制变量受篇幅限制未予以报告,如有需要可向作者索取。

五、结论与政策启示

本文基于云南省精准扶贫大数据管理平台中的金融扶贫数据,采用A-F双界线法构建农户多维贫困综合指数来反映贫困农户的多维贫困状况,借助PSM-DID模型实证评估和比较了异质性贫困农户在不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷中的减贫效应。研究表明:(1)农户获得农民专业合作社供应链金融信贷的概率每提高1%,将导致农户多维贫困阶数和多维贫困综合指数下降的概率分别提高10%和8%,直接减贫效应显著。(2)不同主体领办型农民专业合作社供应链金融信贷减贫效应存在一定的异质性,种养大户、企业和村干部

领办型农民专业合作社供应链金融信贷对纯农型贫困农户的减贫效应最为明显,而营销大户领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应不显著。(3)随着非农收入占比的提高,种养大户和村干部领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应呈现逐渐递减的趋势,而企业领办型农民专业合作社供应链金融信贷的减贫效应较高。

基于本文结论提出如下政策启示:第一,在精准扶贫和乡村振兴战略协同推进背景下,积极探索和创新金融机构对新型农业经营主体的信贷供给模式,加大对农业生产、农资供应、农机服务等环节的农民专业合作社供应链金融信贷产品创新,降低信贷门槛和强化风险监控,提高农业供应链信贷减贫成效和提升金融精准扶贫可持续性。第二,通过农民专业合作社供应链金融信贷促进产业链整合与产业融合发展,特别是强化农户与农民专业合作社利益联结机制,推动小农户与现代农业的有效衔接,推动以企业领办型农民专业合作社供应链金融信贷在农产品加工、农村商贸物流以及乡村旅游业的发展,积极扩大贫困农户的非农收入占比。同时,提高以种养大户和懂技术善经营会管理的村干部领办型农民专业合作社供应链金融信贷供给,增强其产业链扶贫示范带动作用,激发贫困农户内生脱贫动力。第三,积极发挥好“互联网+农民专业合作社供应链金融”在农村精准扶贫中的作用,通过“互联网+”和大数据信息技术来构建农户与农民专业合作社联动的征信体系,提高贫困农户的信贷可得性,以科技手段来助推农民专业合作社供应链金融信贷的普惠性。

参考文献:

- 1.郭晓鸣、廖祖君,2010:《公司领办型合作社的形成机理与制度特征——以四川省邛崃市金利猪业合作社为例》,《中国农村观察》第5期。
- 2.郭云南、姚洋、Jeremy Foltz,2012:《宗族网络、农村金融与平滑消费:来自中国11省77村的经验》,《中国农村观察》第1期。
- 3.贺立龙、黄科、郑怡君,2018:《信贷支持贫困农户脱贫的有效性:信贷供求视角的经验实证》,《经济评论》第1期。
- 4.洪正,2011:《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》第2期。
- 5.李明桥,2016:《贵州山区收入结构对农户贫困状况的影响——基于普定县3个行政村的农户调查数据》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 6.刘兵、叶云、杨伟民、胡定寰,2013:《贫困地区构建优势农产品供应链对农户减贫效应的实证分析——基于定西地区的农户调查数据》,《农业技术经济》第6期。
- 7.毛飞、王旭、孔祥智,2014:《农民专业合作社融资服务供给及其影响因素》,《中国软科学》第7期。
- 8.孟飞,2016:《农村大户领办合作社:生成、影响及其规制》,《农业经济问题》第9期。
- 9.邵娴,2013:《农业供应链金融模式创新——以马王堆蔬菜批发大市场为例》,《农业经济问题》第8期。
- 10.申云、彭小兵,2016:《链式融资模式与精准扶贫效果——基于准实验研究》,《财经研究》第9期。
- 11.熊学萍、阮红新、易法海,2007:《农户金融行为、融资需求及其融资制度需求指向研究——基于湖北省天门市的农户调查》,《金融研究》第8期。
- 12.叶飞、林强、莫瑞君,2012:《基于B-S模型的订单农业供应链协调机制研究》,《管理科学学报》第1期。
- 13.张昭、杨澄宇、袁强,2017:《“收入导向型”多维贫困的识别与流动性研究——基于CFPS调查数据农村子样本的考察》,《经济理论与经济管理》第2期。
14. Alkire, S., and J. Foster. 2011. “Counting and Multidimensional Poverty Measurement.” *Journal of Public Economics* 95(7-8): 476-487.
15. Antonella, M., L. Grassi, F. Caniato, M. Giorgino, and S. Ronchi. 2018. “Supply Chain Finance: From Traditional to Supply Chain Credit Rating.” *Journal of Purchasing & Supply Management* 6(4): 124-136.
16. Caminada, K., and K. Goudswaard. 2009. “Social Expenditure and Poverty Reduction in the EU15 and Other OECD Countries.” MPRA Paper 20138, University Library of Munich, Germany.

17. Gornall, W., and I. A. Strebulaev. 2018. "Financing as a Supply Chain: The Capital Structure of Banks and Borrowers." *Journal of Financial Economics* 129(3): 510–530.
18. Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. 1997. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme." *Review of Economic Studies* 64(4): 605–654.
19. Hofmann, E. 2005. "Supply Chain Finance: Some Conceptual Insights." In *Logistik Management – Innovative Logistikkonzepte*. Edited by R. Lasch and C. G. Janker, 203–214. Wiesbaden: DUV-Verlag.
20. Imai, K., R. Gaiha, G. Thapa, and S. K. Annum. 2012. "Microfinance and Poverty – A Macro Perspective." *World Development* 40(8): 1675–1689.
21. Li, L. Y. 2018. "Financial Inclusion and Poverty: The Role of Relative Income." *China Economic Review* 52(6): 165–191.
22. Rosenbaum, P., and D. B. Rubin. 1985. "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score." *American Statistician* 39(1): 33–38.
23. Sanchis, J. R., and A. M. Navarro. 2011. "Strategic Diagnosis of Spanish Farming Cooperative Credit Sections: A Swot Analysis." *Annals of Public & Cooperative Economics* 82(2): 167–186.
24. Smith, J. A., and P. E. Todd. 2005. "Does Matching Overcome Lalonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics* 125(1–2): 305–353.

The Effect of Poverty Alleviation on Financial Credit of Agricultural Supply Chain: An Empirical Comparison of Cooperatives Based on Different Subjects

Shen Yun¹, Li Qinghai² and Yang Jing³

(1: School of Economics, Sichuan Agricultural University;

2: School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics;

3: Social Security Research Center, Wuhan University)

Abstract: Finance of agricultural supply chain plays an important role in promoting financial poverty alleviation and connecting small peasant households with large markets. Based on farmer cooperatives, this paper constructs a multi-dimensional poverty comprehensive index of peasant household by A–F double-line analysis method. It also uses the PSM–DID method to compare and evaluate the influence of different types of financial credit of farmer cooperative supply chain on multi-dimensional poverty of peasant household. The results show that: if the probability that farmers get financial credit increases 1%, the multi-dimensional poverty comprehensive index and multi-dimensional poverty order would reduce by 8% and 10%. The supply chain financial credit of cooperatives, led by large-scale peasant households, enterprises and village cadres, has significant poverty alleviation effect on pure peasant households. Peasant households who have higher non-agricultural income proportion would have weaker poverty alleviation effect from the supply chain financial credit of cooperatives led by large-scale peasant households and village cadres, while would have stronger effect from the credit of enterprise-led cooperatives. Therefore, both innovating products and modes of supply chain finance of farmer cooperative in line with local conditions and implementing policies accurately are particularly crucial for improving the effectiveness of financial targeted poverty alleviation.

Keywords: Farmer Cooperative, Supply Chain Finance, Poverty Alleviation Effect, Multidimensional Poverty, PSM–DID

JEL Classification: Q14, G20

(责任编辑:彭爽)