

# 正规金融与农村家庭生计脆弱性

## ——基于房贷差异视角下的实证研究

杨晓燕<sup>1</sup>,冯兴元<sup>2</sup>,李睿君<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院大学 应用经济学院,北京 102488;

2. 中国社会科学院 农村发展研究所,北京 100732;

3. 云南大学 经济学院,昆明 650091)

**摘要:**促进农村家庭生计可持续是乡村振兴战略的重中之重。基于 CFPS 两期整合数据考察正规借贷对农村家庭生计脆弱性的影响。统计结果表明,农村家庭生计脆弱性指数集中在 $-0.459 \sim 0.225$ 之间,整体脆弱性水平较低。相较于非正规借贷家庭,正规借贷家庭的生计脆弱性水平更低。房屋正规借贷高额度家庭的生计脆弱性水平较高,而非房屋正规借贷高额度家庭的生计脆弱性水平较低,这两类农村家庭的低额度正规借贷组中有很大部分家庭的生计可持续能力很高。回归结果表明,正规借贷额度每提高1个单位,农村家庭的生计脆弱性指数降低12.1个百分点。相较于房屋正规借贷额度,非房屋正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的降低效果更好。进一步研究发现,房屋正规借贷和非房屋正规借贷额度的提高均可通过促进农村家庭生计策略非农化的转型进而降低其生计脆弱性,但房屋正规借贷在该机制中所起的积极作用更大。据此提出引导农户合理使用正规借贷资金,开发“房贷+”金融产品,细化农村金融帮扶策略的对策建议。

**关键词:**正规借贷额度;农村家庭;生计脆弱性;房屋正规借贷额度;生计策略

中图分类号:F830.58 文献标志码:A 文章编号:1674-4543(2024)04-0017-16

DOI:10.16537/j.cnki.jynufe.000942

### 一、引言

支持农村经济的高质量发展是涉农正规金融机构的使命,也是当前金融服务乡村振兴的前沿议题。自2004年到2023年,连续20年的中央一号文件均有涉及改善、健全农村金融服务的相关内容,这反映出中国对农村金融发展的战略性思考。正规金融作为现代经济发展的血脉,为乡村振兴建设“供血输氧”,是农村家庭生计可持续的根本所在。但需要指出的是,在资本到财富的转变过程中,农村正规金融的大力发展并不代表农村家庭生计可持续水平的全面提高。一方面,农信社等金融机构在践行“双重目标”时囿于经营成本、盈利能力和大型银行下沉的“挤压效应”等致使其出现了“使命漂移”问题(温涛和何茜,2023)<sup>[1]</sup>,存在只起到奉献管理手段而达不到增产增收目标等弊端(沈红丽,2021)<sup>[2]</sup>,影响了其对农村的支持作用。另一方面,一些农村地区由于生态环境不稳定,农业基础设施薄弱等问题,对农户的生计可持续能力有一定影响。且部分农村家庭由于面临教育、医疗和子女婚嫁等问题会在城市中购买住房,这个过程中产生的房贷作为正规借贷的其中一类对家庭生计脆弱性的

收稿日期:2023-11-26

基金项目:中国社会科学院农村发展研究所 A 类研究创新工程课题“农村金融服务体系建设及优化路径研究”(2023NFSA02)

作者简介:杨晓燕(1997-),女,甘肃武威人,中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生,研究方向为农村金融与财政;冯兴元(1965-),男,浙江宁海人,中国社会科学院农村发展研究所研究员,教授,博士生导师,研究方向为金融学、区域经济;李睿君(1996-),女(仡佬族),贵州毕节人,云南大学经济学院博士研究生,研究方向为经济思想史。

影响也是一个值得探讨的现实问题。那么,在上述背景下,正规金融发展能否有效降低农村家庭的生计脆弱性?房贷是否对农村家庭的生计可持续能力产生扰动?作用机制是什么?这些问题亟需回答。

在农村正规金融方面,学者们已进行了广泛的研究且成果颇丰。首先,在金融排斥方面,由于地理位置、金融机构的利率上限等因素,农村弱势群体、低收入者无法获得同等的金融服务(冯兴元等,2019)<sup>[3]</sup>,由此产生的“精英俘获”等问题使得金融服务的益贫性不足,形成了农民的非自愿性排斥(李建军和韩珣,2019)<sup>[4]</sup>。此外,部分农村群体受文化制度、宗教信仰、主观风险态度和金融素养等因素的影响而产生了对正规金融的自愿排斥(杨东,2022)<sup>[5]</sup>。其次,在金融深化方面,金融机构在利率市场化的适度竞争过程中不断提升服务广度和深度。早期,银监会出台的“东西挂钩、城乡挂钩、发达与欠发达地区挂钩”的挂钩准入等措施(陆智强和熊德平,2015)<sup>[6]</sup>,使得众多农村类金融机构作为中国银行业的“第四梯队”服务“三农”(张琳和廉永辉,2015)<sup>[7]</sup>,小额化、分散化的贷款发放成为该时期农村正规金融的主要特点。党的十八大以来,农村金融改革以金融市场论和局部知识论相联结,克服信息不对称等问题(温涛和何茜,2020)<sup>[8]</sup>,市场、产业、数字化布局 and 分层化的农村金融范式为解决农民融资困境、提高农民生计可持续能力提供了有效路径(黄益平等,2018)<sup>[9]</sup>。现阶段,金融通过助力农产品品牌打造及仓储冷链等促进农产品销售,实现价值增值,形成如“贴息贷款+银行+农村产权抵押贷款+产业助力”等一系列金融服务产业扶贫的完整路径(王丽巍和安佳,2022)<sup>[10]</sup>;农民的金融素养和纯收入得到提高、消费和资本投入得到改善(宋全云等,2017;陈思等,2021)<sup>[11-12]</sup>,城乡收入差距明显缩小(赵德起和王世哲,2023)<sup>[13]</sup>。最后,在金融新发展方面,学者们主要关注金融的数字化、低碳化研究。金融数字化可以更好地带动“农文旅”融合发展以及相关产业链的延伸,降低金融服务成本,实现金融机构对农民“软信息”的更多积累(王修华和赵亚雄,2023)<sup>[14]</sup>,分散金融风险,同时农民的信贷可得性也得到显著提高(叶文辉和龚灵枝,2023)<sup>[15]</sup>。金融低碳化通过深层次、广维度和高水平的改革使正规金融资源更好地下沉到农村地区,鼓励农民就地发展特色产业,提升全要素生产率,提振农村绿色生计资本的转化效率(金书秦等,2022)<sup>[16]</sup>;通过“碳账本”等对有减排贡献的个人进行记录,带动金融客户群对环境问题的重视,提高清洁能源和可再生能源的使用效率,实现农村弱势群体物质资本的增加和自然资本的不减少(杜莉等,2013;曾学文和徐拓远,2023)<sup>[17-18]</sup>。此外,在2008年国际金融危机后美国消费者金融保护局提出的“金融健康”也逐渐进入学者们的研究视阈,如胡煦和汪雯羽(2023)<sup>[19]</sup>指出,通过将金融健康作为普惠金融发展的目标,可保护金融消费者因反应不足、“羊群效应”和动物精神等非理性特征而造成的金融行为偏差和不理性行为。

然而,鲜有学者从正规金融对农村家庭生计脆弱性的影响视角综合展开研究,相关涉及此类探讨的内容仅散见于少量文献。这些研究指出,随着生计重心的转移,银行贷款作为农村家庭生计脆弱性缓冲的主要构成(吴孔森等,2019)<sup>[20]</sup><sup>162</sup>,为弱势农户搭建融资通道,金融资本顺势提高,生计脆弱性会降低(蔡晶晶和吴希,2018)<sup>[21]</sup><sup>663</sup>。而与上述观点存在分歧的研究则指出,在取得融资后,借贷资金作为债务使农村家庭置身于高暴露水平的生计风险中,抵御和恢复能力降低(刘伟等,2018)<sup>[22]</sup><sup>2010</sup>,且富裕农村家庭从市场化环境中受益,贫困农村家庭更多的则是从市场化环境中感受风险,在收不抵支的情况下,容易陷入“借贷-还贷-借贷”的融资怪圈(Ramprasad,2019)<sup>[23]</sup>。

综上所述,既有研究为本文提供了丰富的参考与启示,但还有进一步的探讨空间:一是农村家庭生计脆弱性的研究多以气候变化、扶贫政策和乡村旅游等为出发点展开分析(吴孔森等,2019;蔡晶晶和吴希,2018;刘伟等,2018)<sup>[20-22]</sup>,鲜有文献深入挖掘正规借贷对农村家庭生计脆弱性的影响,且缺乏正规借贷类型细化后房贷额度差异对农村家庭生计脆弱性的影响研究。二是现有文献多将是否正规借贷这一政策冲击变量作为虚拟变量纳入回归方程展开分析,相较于正规借贷额度的实证分析,虚拟变量很难克服有偏估计导致的结果误差,且缺乏正规借贷分类视角下对农村家庭生计脆弱性间接影响路径的进一步探究。三是就脆弱性指数评估而言,心理与政策资本作为农户行为决策的重要影响因素,鲜有文献将其归入生计脆弱性研究内容之中。

鉴于此,本文从正规借贷不同额度的整体效应和分类差异的视角出发,在分析正规借贷额度的提

高对农村家庭生计脆弱性影响的内在机理基础上,使用箱线图分析房屋正规借贷额度差异下农村家庭的生计脆弱性水平。采用实证模型探讨正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的影响。剖析房屋正规借贷额度和非房屋正规借贷额度通过影响农村家庭生计策略的非农化转变继而对生计脆弱性产生影响的机制,采用内生性检验、控制遗漏变量等方法验证正规借贷资金支持效果的稳健性。本研究结论有益于拓宽正规借贷对农村家庭生计影响的研究视阈,为制定针对性的农村正规金融供给政策提供经验证据。

## 二、理论分析与研究假设

本文的生计脆弱性指农村家庭或个人在面对内外部冲击或变更时,由于自身的暴露度、敏感度和适应性迥异而表现出遭受损失的不平稳状态(Shah et al., 2013)<sup>[24]</sup>。在“金融活水”持续灌溉农村家庭生计可持续和农业现代化发展的过程中,农村家庭基于理性小农特征,在追求边际报酬最大化的过程中,依据家庭内部禀赋和外部资源牵制做出与自身匹配的融资决策(杨晓燕和夏咏,2022)<sup>[25]</sup>。正规借贷额度、类别及家庭生计活动等差异性运行机制下带来的生计脆弱性结果也会产生不同。

### (一)正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的影响

于传统小农户而言,当获取额度相对较高的正规借贷时,家庭可通过提高子女受教育水平,掌握、利用先进的农业生产技术和装备从事农业的现代化生产,实现现代化、集约化经营(胡凌啸和王亚华,2022)<sup>[26]</sup>,或在具备一定管理和技术条件的小农家庭中帮助其适度扩大经营规模,延长产业链或进入附加值更高的产业链环节,进而提高其风险抵御能力,降低生计脆弱性。于专业大户而言,高额度的正规借贷可使其引进新技术、升级设备以及拓宽经销渠道等,单位产品的供给成本下降,生产要素投入比小于产量增加比,收益率得以提高,从而扩大经营规模(马燕妮和霍学喜,2017)<sup>[27]</sup>。此外,通过融资,专业大户有机会开展多元化经营,降低单一产业的风险集中度,同时借助金融衍生工具规避农产品价格风险,降低生计脆弱性。生命周期理论与持久收入假说理论都强调家庭如何进行跨期资源配置以实现效用最大化目标。农村家庭可通过信用评级体系的“资源创造”效果更好地融入金融系统,构建社会资本,以此获取更高的授信额度,提高家庭资产的可转换性和灵活性,从而熨平家庭经济波动,保持适应自身的发展水平。基于此,家庭逐步实现金融资本、物质资本、人力资本和社会资本等的积累(伍艳,2013)<sup>[28]</sup>,在融资政策、资源禀赋和社会关系的深度交融下,家庭的适应水平和抗风险能力提高,生计脆弱性降低。

但在关注高额度正规借贷对农村家庭生计脆弱性具有正向影响的同时,不能忽视其负向作用。根据债务陷阱理论,高额度的正规借贷可能会使农村家庭陷入债务陷阱,尤其是在金融素养较低、利率较高、偿还周期较短或缺乏稳定收入来源的情况下,家庭被迫不断“借新还旧”,导致债务累积,可能会提高其生计脆弱性。于小农户而言,借贷额度相对较高可能会导致他们承担过大的还款压力,一旦遇到农作物歉收、自然灾害和大病风险等,容易陷入债务困境(刘西川和江如梦,2023)<sup>[29]</sup>,进而提高生计脆弱性。于专业大户而言,当借贷额度较高时,可能存在市场信息误判、投资过度和盲目扩张的风险(王丽霞,2018)<sup>[30]</sup>,由于市场参与度深,如果投资项目收益不理想或市场行情逆转,高借贷额度可能使其更容易受到宏观经济波动、行业周期性变化等因素的影响,庞大的债务负担可能会导致其生计状况急剧恶化,从而生计脆弱性提高。

尽管上述两种情况可能同时存在,但就中国农村金融市场发展的实际情况来看,一直以来,融资不足被认为是阻碍农村发展的主要问题。而农村家庭借贷资金的合理使用倡导和借贷政策向“适度规模”的不断倾斜,在一定程度上控制了农村家庭对正规借贷资金使用的盲目性,从而在一定程度上抑制了生计脆弱性的提高。综上所述,提出假设1:

H1:正规借贷额度的提高能够降低农村家庭的生计脆弱性。

### (二)不同正规借贷类型对农村家庭生计脆弱性的影响机制

“农民安家贷”政策针对农民群体,在提供资金帮助其购房后,家庭的“居”与“业”形式发生转变。

房屋正规借贷使农村家庭生计策略向非农化转变进而降低其生计脆弱性的影响路径如下:一是伴随着农村婚姻的示范性消费,多地形成了本地新建或城镇购买住房的趋势。但若是在城镇中购买了住房,部分农户由于资本禀赋匮乏,即使“城中有房”,也并未到城中居住。新建或购房后农户生计资本存量发生转化,银行提供的借贷资金在缓解家庭融资压力的同时会激励农户努力拓展生计活动,家庭收入渠道多样化,边际收益上升,抗脆弱性能力随之提高。二是在得到银行金融支持购买城镇住房后,家庭成员住房模式形成代际分工,父辈大多继续在村里从事农业生产,子代进城生活,在房屋发挥居住功能的同时,家庭的人力资本和社会资本得到积累(吕洋和高子茗,2024)<sup>[31]</sup>,生计策略更易转向非农化,此时家庭呈综合发展趋势,抵御风险能力提高,生计脆弱性降低。三是在上述第二类居住模式中若家庭有老人生病或者独居,农业生产难以维持的情况下,“老年农业”会随之解体,此时家庭成员完全转移至购买的城镇住房中,生计策略从“兼业型”到“非农主导型”转变至“非农型”,家庭的生计场域环境发生变化,养老、教育、医疗及谋生方式趋于稳定化,抵御外部风险冲击的能力提高(王常伟和顾海英,2016)<sup>[32]</sup>,生计脆弱性水平降低。

非房屋正规借贷包括用于生活性消费的医疗、教育等低额贷款和用于生产性消费的创业、规模经营等高额贷款。在农村的现实经济环境中,家庭用于生活性消费的正规借贷资金一般是政策红利下为其提供的短期无息贷款,某种意义上来说,小额生活性借贷实际上充当了农户的消费投资角色(童馨乐等,2015)<sup>[33]</sup>。此时,借贷资金作为家庭的“偿还动力”,促使农户努力在后期拓宽收入来源渠道,在无息阶段尽力还清贷款,在这个过程中家庭生计策略向非农化转变的可能性不大,但农户的综合禀赋能力是上升的,适应性会逐步提升。而除低额无息正规贷款外,正规金融机构主要为农村家庭提供高额的生产性贷款,区别于消费性资金耗损,农户通过高额借贷资金进行规模种植养殖和生产经营等实现更大程度的价值增值,此时家庭的生计策略更易从传统小农经营向自营工商业等模式转变(陈思等,2021)<sup>[12]36</sup>。即使在市场价格变动、产业收入锐减的情况下,由于家庭与正规金融机构长期建立的信任机制可使农户更易于融资,即家庭有足够能力抵御外来风险冲击。再加之长期积累的家庭财富与前期购入的预防性储蓄等,适应能力必然较高,即生计脆弱性降低。综上所述,提出假设2:

H2:房屋正规借贷和非房屋正规借贷额度的提高均可通过促进农村家庭生计策略非农化的转变进而有效降低其生计脆弱性。

### (三)房屋正规借贷与非房屋正规借贷额度的影响差异

基于上述理论分析,进一步讨论房屋正规借贷与非房屋正规借贷额度的影响差异大小。事实上,在城乡融合发展背景下,上述两类机制的影响存在明显的不同。

房屋正规借贷可综合财富效应、预期压力效应、杠杆效应以及城乡融合发展背景下的社会保障效应。具体表现为:第一,根据财富效应,贷款购房家庭的财富分配权重提高,财富份额增加,家庭的财富分布结构得到改善(孟宪春,2023)<sup>[34]</sup>。农户会感到自身资产价值上升,在资产和信心的加持下更会倾向于非农化生计策略的转型。第二,相较于其他消费类或周转性贷款,房贷期限较长,还款压力相对分散,这为家庭提供了更稳定的财务环境和更强的风险承受能力去尝试和适应非农经营活动,形成“家庭上移”,抗脆弱性能力会提高(王欧,2024)<sup>[35]</sup>。第三,分税制后的金融模式极大地推动了城镇住房供给(南永清等,2020)<sup>[36]</sup>,其实质是降低农村家庭的信贷约束,允许其以较少的自有资本控制较大的资产规模。这种杠杆效应刺激了家庭再生产体制的上移,助推了生计策略的非农化转变,进而降低家庭的生计脆弱性水平,而这正是非房屋正规借贷所欠缺的。第四,在城乡融合背景下,住房与教育、生活环境和就业机会等绑定,房屋正规借贷额度的提升更有助于农村家庭进城定居,稳定非农就业(吕丹等,2023)<sup>[37]</sup>,减少因农业收入波动带来的风险,家庭的生计脆弱性降低。综上所述,提出假设3:

H3:房屋正规借贷额度的提高在影响农村家庭生计策略非农化转变进而降低其生计脆弱性的作用超过了非房屋正规借贷的资金提供。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

本文所用的数据来源于北京大学中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)。考虑到自2019年末开始新冠疫情冲击对农村家庭选择贷款与否所造成的不确定性影响,本文主要使用2016、2018年两期的数据,其中主要使用2018年的筛选数据做控制变量、测度农村家庭的生计脆弱性指标。但需要说明的是,农村家庭若上期有正规借贷但本期询问时已还清,则会在本期被界定为非正规借贷家庭。事实上,上一年或前不久还清贷款,其借贷行为及额度对目前的生计脆弱性结果依然会产生影响,故本文在对2018年数据进行整理后,将2018年非正规借贷而2016年进行正规借贷的家庭编码fid号进行合并,测度农村家庭两期的正规借贷对其生计脆弱性的影响,以规避变量界定和因果关系上存在的偏差。文中涉及的指标——村居是否属于自然灾害频发区由2014年样本id号匹配所得。对数据进行合理清洗后,最终得到5956户农村家庭样本,其中申请并取得正规借贷资金的家庭有926户(占比为15.55%),且926户家庭中有559户家庭有房屋正规借贷,故文中使用变量“房屋正规借贷”农村家庭界定,926户中减去559户房屋正规借贷农村家庭为后文中所指的“非房屋正规借贷”农村家庭。此外,工具变量中使用的宏观经济指标数据来源于《中国区域金融运行报告(2019)》。

#### (二)变量选取

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为农村家庭的生计脆弱性( $LV_i$ )。综合国内外学者对生计脆弱性的研究,其共同内涵为个人或家庭面对变化时的风险承受能力。本文依托经典脆弱性框架“暴露度( $ED_i$ ) - 敏感度( $SD_i$ ) - 适应性( $AT_i$ )”,首先在对原始数据标准化的基础上,运用主成分分析法计算生计脆弱性指标的权重 $w_i$ ,由于在权重确定中有个别指标为负数,通过平移使之归类为结构相对数,则取 $k > \max |w_i|$ ,相应地, $w_i = (k + w_i)/2k$ ,因为这种调整是通过移轴 - 去负值和映射 - 压缩区间的方式确定权重相对数,故并不影响权重的作用效果。其次利用函数模型法来测算农村家庭的生计脆弱性,即 $LV_i = (ED_i - AT_i) \times SD_i$ ,其中生计脆弱性的取值范围为 $[-1, 1]$ ,即综合值越接近1,农村家庭的脆弱性越高,生计可持续水平越低。

暴露度( $ED_i$ )通常指农村家庭与系统灾害的接近程度,包括自然、社会和经济等方面。所处地区是否为自然灾害频发区、看病地点的选择和重大事件支出可分别表征家庭受自然灾害<sup>①</sup>的威胁程度、享有的社会福利和自身经济承受范围内的支出额度决策,故选取上述三个指标测度其暴露程度。敏感度( $SD_i$ )指农村家庭的生计受到的负面影响。家庭负担比、生计多样性和当年收入状况可较为可靠的衡量农户对风险的敏感程度,因此选取以上三个指标测度。需要说明的是,生计多样性只靠家庭生计种类赋值较难体现其收入来源的均衡性,因此要根据不同生计策略的收入比重赋予不同权重。借鉴Johny等(2017)<sup>[38]</sup>的研究方法,使用辛普森(Simpson)指数测度农村家庭的生计多样性,具体计算公式为: $Simpson_i = 1 - \sum_{k=1}^N Perlive_{i,k}^2$ ,其中 $Perlive_{i,k}$ 表示家庭*i*的各项生计策略收入占总收入的比重, $N$ 为家庭的生计策略种类。该指数的范围界定在 $[0, 1 - 1/N]$ 之间,当家庭收入来源只有一种时指数为0,随着生计种类增加,单个收入份额比重 $Perlive_{i,k}$ 下降,指数越接近 $(1 - 1/N)$ ,故辛普森指数越大,家庭的生计多样化程度越高。适应性( $AT_i$ )指农村家庭的自有状态和受损后的恢复能力。前期学者们通常用五大生计资本表征,本文在五种生计资本之外补充政策资本和户主的心理资本来衡量,其中,心理资本更能合理衡量个人福利水准的高低和户主对现有生活水平的综合满意度(李树和陈刚,2015)<sup>[39]</sup>,而政策资本作为家庭的外源性扶持,可为资本积累和扩张提供新空间,实现与政策的“功能互嵌”。详细的指标选取、说明及赋值情况如表1。

①该项自然灾害包括旱灾、洪涝、森林火灾、冻害、冰雹、台风、风暴潮、滑坡、泥石流、农林病虫害、地震和传染病。

表1 农村家庭生计脆弱性指标说明及赋权

脆弱性	二级指标	三级指标	指标赋值说明	权重
暴露度	自然风险	自然灾害频发区	是否为旱灾、洪涝和冻害等频发区? 是=1;否=0	0.0364
	社会风险	看病地点的选择	诊所=1;社区卫生服务站/村卫生室=2;社区卫生服务中心/乡镇卫生院=3;专科医院=4;综合医院=5	0.0434
	家庭风险	重大事件支出	是否有婚丧嫁娶、搬迁等重大事件支出? 是=1;否=0	0.0228
敏感度	家庭敏感度	家庭负担比	家庭医疗、教育和养老等支出占总支出比重(%)	0.0266
	收入依赖度	生计多样性	由辛普森(Simpson)指数公式计算所得	0.0475
	经济敏感度	家庭收入状况	过去12个月家庭总收入(元)	0.0438
适应性	自然资本	水源	窖水、雨水=1;江河湖水、池塘水、山泉水=2;井水其他水=3;自来水=4;桶装水、纯净水等=5	0.0451
		人均土地资产	家庭人均拥有的土地资产(元)	0.0432
		使用主要能源	柴草=1;煤炭=2;沼气=3;天然/液化气=4;电=5	0.0368
	人力资本	户主健康状况	非常不健康-1-2-3-4-5-非常健康	0.0333
		家庭教育支出	家庭总教育支出(元)	0.0443
		家庭总人口数	家庭总人口数(人)	0.0412
	物质资本	居住房屋类型	平房/其他房屋=1;四合院=2;单元房=3;小楼房=4;别墅/联排别墅=5	0.0236
		耐用消费品总值	家庭实际耐用消费品估值(元)	0.0399
		农用机械总值	家庭实际农用机械估值(元)	0.0328
		现金及存款总额	家庭拥有现金及存款总额(元)	0.0368
	金融资本	商业性保险支出	家庭商业性保险支出总额(元)	0.0385
		家庭总金融资产	家庭金融资产总额(元)	0.0296
		家庭总房产	家庭拥有房产总价值(元)	0.0323
	社会资本	人情礼支出	家庭人情彩礼等支出总额(元)	0.0402
		邻居帮忙程度	非常不信任-1-2-3-4-5-非常信任	0.0441
		交通通讯费用	家庭交通及通信上网费用总额(元)	0.0424
	心理资本	个人生活幸福指数	很不满意-1-2-3-4-5-非常满意	0.0481
		对未来的信心程度	很没信心-1-2-3-4-5-很有信心	0.0503
	政策资本	是否收到政府补助	是=1;否=0	0.0339
		家庭医疗报销比例	家庭医疗自付花费与医疗总花费占比(%)	0.0431

### 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为农村家庭的正规借贷额度。信贷配给作为农村金融市场存在的普遍现象,考察对象从家庭的借贷行为过渡至实际借贷额度就显得尤为重要。进一步地,问卷题目分设“您家欠银行多少万元房贷?”“除房贷外,您家欠银行多少万元贷款?”,为进一步探讨正规借贷类别提供了契机。因此,本文根据房屋正规借贷额度和非房屋正规借贷额度指标的分类来做更深入的分析。

### 3. 控制变量

参考陈思等(2021)<sup>[12]38-39</sup>和李玉山等(2021)<sup>[40]70</sup>的研究,本文选取了户主性别、最高学历、政治面貌、婚姻状况、金融素养、家庭打工人口比重、土地流转状况(流入或流出)、与县城的距离、主观风险态度和对县政府的评价等11个控制变量以有效控制其他因素对农村家庭生计脆弱性的影响;另外引

入区域虚拟变量以控制地区固定效应,其中西部省份包括渝、桂、甘、黔、滇、川、陕,中部省份包括鄂、赣、豫、皖、湘、晋,东部省份包括京、津、沪、浙、闽、鲁、粤、苏、冀,东北省份包括辽、吉、黑。

#### 4. 机制变量

机制变量(生计策略)的设定参考孟维福等(2023)<sup>[41]</sup>的选取思路。具体而言,本文按照农村家庭相应生计活动的收入占比并结合该生计活动的从业人员多少,将生计活动分为务农主导型、创业主导型与务工主导型三类,并分别赋值为1、2和3。需要说明的是,由于创业主导型生计策略既包含农村家庭规模种植养殖等农业生计活动,又包含自营工商业等非农生计活动,故将其赋值为2,即本文生计策略的赋值理念为农村家庭农业主导型向非农主导型生计策略的转变。由此,若回归结果越正向显著,则家庭从事非农主导型生计策略的可能性越大。

表2为相关变量的描述性统计结果。

表2 变量选取、说明与描述性统计结果

变量名称	变量含义与赋值	均值	标准差
生计脆弱性	农村家庭生计脆弱性测算值	-0.053	0.074
正规借贷额度	从银行的贷款总额(万元)	2.472	10.815
房屋正规借贷额度	欠银行的房贷总额(万元)	1.636	9.165
非房屋正规借贷额度	除房贷外,欠银行的贷款总额(万元)	0.824	4.901
户主性别	男=1;女=0	0.581	0.493
户主学历	文盲及半文盲=1;小学=2;初中=3;高中=4;大专及以上=5	2.215	1.074
共产党员	是=1;否=0	0.004	0.066
婚姻状况	在婚=1;其他=0	0.859	0.348
金融素养	存款利率回答情况/正确=1;错误=0	0.012	0.113
打工人口比重	家庭外出打工人数与总人数的比值(%)	0.194	0.289
土地流出	是=1;否=0	0.176	0.381
土地流入	是=1;否=0	0.116	0.321
与县城的距离	村庄到县城的距离(km)	52.551	36.494
主观风险态度	风险保守型0-1-2-3-4-5-6- ) 风险激进型	1.067	1.639
对县政府的评价	比之前更糟=1;没有成绩=2;没有多大成绩=3;有一定成绩=4;有很大成绩=5	3.411	0.969
区域虚拟变量	村庄所处地区:西部=1;中部=2;东部=3;东北=4	2.139	1.051
正规金融机构年末涉农贷款余额	分省份统计的正规金融机构年末涉农贷款余额(千亿元)	12.630	0.192
机制变量:生计策略	务农主导型=1;创业主导型=2;务工主导型=3	2.087	0.969

### (三)模型设定

#### 1. 基准模型设定

为验证正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的影响,本文设定回归模型的具体表达式如下:

$$LV_i = \alpha_1 + \beta Forcred_i + \gamma_1 Control_i + Area_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $LV_i$ 是农村家庭*i*的生计脆弱性评估指数, $Forcred_i$ 是农村家庭*i*的正规借贷额度, $Control_i$ 为控制变量,包括个体、家庭和村居特征, $Area_i$ 为区域分类, $\alpha_1$ 为截距项, $\varepsilon_i$ 为随机扰动项。

正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性影响的估计结果可能受到遗漏变量、反向因果等内生性问题的干扰。一方面,正规借贷额度的高低受到户主特征、风俗习惯以及基础设施建设等因

素的影响;另一方面,农村家庭正规借贷额度的提高使其从事的生产经营活动规模扩大,继而又提高了家庭获得正规借贷资金的可能性。故本文选择宏观经济指标“省际正规金融机构年末涉农贷款余额”这个工具变量来解决可能存在的内生性问题。年末涉农贷款余额的多少代表金融机构对农民生活、农业生产和农村建设的支持力度,其可直接影响农村家庭的正规借贷额度,但不会对家庭的生计脆弱性水平产生直接影响,满足工具变量的相关性和外生性要求,在理论上讲,是一个较为契合的工具变量。

## 2. 中介模型设定

正规借贷额度的提高是否会通过影响家庭生计策略的非农化转变继而对其生计脆弱性产生影响?结合理论分析,在式(1)的基础上,进一步从生计策略渠道构建因果中介效应模型:

$$Livstrs_i = \alpha_2 + \delta Forcred_i + \gamma_2 Control_i + Area_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$LV_i = \alpha_3 + \beta' Forcred_i + \mu Livstrs_i + \gamma_3 Control_i + Area_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

相较式(1),式(2)的被解释变量为中介变量——生计策略( $Livstrs_i$ ),式(3)将自变量 $Forcred_i$ 与机制变量 $Livstrs_i$ 置入方程右边进行回归。该影响机制的检验思路为:首先对式(1)进行回归,若 $\beta$ 显著,则继续检验式(2),判断自变量 $Forcred_i$ 是否影响中介变量 $Livstrs_i$ ,若式(2)中 $\delta$ 显著,则说明存在间接效应,进而对式(3)进行回归,检验自变量 $Forcred_i$ 与机制变量 $Livstrs_i$ 对因变量生计脆弱性 $LV_i$ 的综合影响,若式(3)中 $\beta'$ 与 $\mu$ 均显著,说明存在直接效应。最后以 $\delta \times \mu$ 与 $\beta'$ 的符号是否一致来判断是否存在部分中介效应,根据 $(\delta \times \mu) / \beta$ 计算中介效应占比。同时,为确保检验结果的稳健型,对该实证模型进行Sobel检验,参考马九杰等(2021)<sup>[42]</sup>的方法对检验结果使用Bootstrap法进行检验。

## 四、研究分析与实证结果<sup>①</sup>

### (一)正规借贷及其类型与农村家庭生计脆弱性分析

#### 1. 正规借贷与农村家庭生计脆弱性分析

表3 正规借贷与非正规借贷农村家庭生计脆弱性比较

	正规借贷家庭	非正规借贷家庭	统计值 T	显著性 P 值
暴露度	0.500	0.502	0.241	0.861
敏感度	0.268	0.236	-6.996***	0.000
适应性	0.277	0.269	-4.441*	0.054
生计脆弱性	-0.057	-0.052	2.272***	0.000

注:\*\*\*、\*分别表示在1%、10%水平上显著。

本文首先使用描述性统计和独立样本T检验方法来识别正规借贷与非正规借贷农村家庭的生计脆弱性情况和差异的显著性。由表3可知,相较正规借贷农村家庭,非正规借贷农村家庭的暴露度增加了0.002,但由P值可知无显著性改变。这是因为家庭的暴露水平主要是受外部系统扰动,其扰动频率、强度、时间等具有不确定性,暴露度的重要决定因子如自然灾害、家庭重大风险支出等属于正规借贷的事前事件,故理论上来说正规借贷额度对家庭的暴露水平不会产生大的影响。而正规借贷家庭的敏感度和适应性相比非正规借贷家庭分别增加了0.032、0.008,且分别在1%和10%的水平上显著,说明正规借贷可通过优化农村家庭的资产配置结构、提高投资机会等方式使得家庭的敏感度和适应性提高。相比非正规借贷农村家庭的脆弱性指数,正规借贷农村家庭的脆弱性指数平均值为-0.057,更接近-1,说明正规借贷农村家庭的脆弱性水平更低,具有更好的抵御和适应能力。从样本总体来看,生计脆弱性指数集中于-0.459~0.225之间,说明农村家庭的脆

<sup>①</sup>限于篇幅,部分实证数据未在表3、表4中列出,留存备索。



弱性程度总体较低。

## 2. 房贷差异下正规借贷额度与农村家庭生计脆弱性分析

图1为房屋正规借贷额度与非房屋正规借贷额度分组后农村家庭生计脆弱性指数箱线图,其中上四分位数(Q3)与下四分位数(Q1)的直接距离称为四分位距(IQR),箱线图中上下边缘外的\*号表示数值小于 $(Q1 - 1.5 \times IQR)$ 或大于 $(Q3 + 1.5 \times IQR)$ ,为离散值。

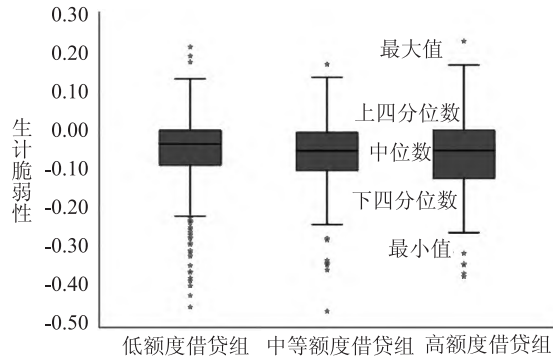


图1a 房屋正规借贷组

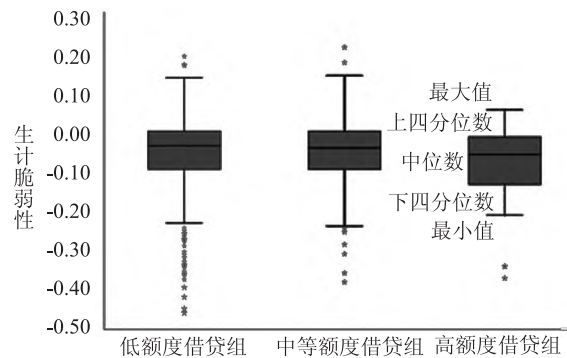


图1b 非房屋正规借贷组

图1 房贷差异下农村家庭生计脆弱性比较

由图1a的房屋正规借贷额度分组来看,农村家庭中高额度借贷组生计脆弱性指数的中位数偏向上四分位数,端线最长,说明高额度借贷组脆弱性指数呈高位均衡化且波动最大,生计脆弱性水平较高。中等借贷额度组生计脆弱性指数的中位数位于箱体中部,说明中等借贷额度组的脆弱性指数分布较为均衡。低额度借贷组的四分位距较窄,说明该组的脆弱性指数在上下四分位数之间的波动程度较小,但该类家庭生计脆弱性指数两级分散且低离群值较多,即有一大部分家庭的生计脆弱性水平很低。整体来看,低额度房屋正规借贷组低离群值较多且呈负偏态分布,高额度与低额度房屋借贷组箱体位置的上四分位更靠近0,这是因为,一方面,房贷额度较低对家庭的其他生计活动不会造成大的影响,可能存在家庭资金充裕不需要过多的贷款来支付房贷的情况,故该类家庭的生计脆弱性水平很低,从而低额度借贷组脆弱性指数会出现低离群值较多的情形;另一方面,低额度借贷组家庭受自有资产的限制致使其脆弱性水平整体较高,而高额度房贷组受借贷额度和家庭自有资产的分层差异,脆弱性波动幅度必然较高。

由图1b的非房屋正规借贷额度分组来看,农村家庭中高额度借贷组脆弱性指数的中位数偏向上四分位,上下截断点距上下四分位很近,说明该组脆弱性指数呈偏态分布且指数波动较小,整体脆弱性水平较低。中等额度借贷组生计脆弱性指数的中位数依然居于箱体中部,截断点位置呈标准分布,说明中等借贷额度的脆弱性指数分布比较均匀。低额度借贷组生计脆弱性指数中位数偏上上四分位,低离群值较多,说明该类农村家庭的脆弱性指数呈正偏态分布且有一大部分家庭的生计脆弱性水平很低。与房屋正规借贷分组明显不同的是,非房屋正规借贷的高额度借贷组箱体位置偏下且截断点内数据最集中,这可能是由于非房屋正规借贷高额度组的农村家庭金融资产更为充裕,在取得高额度融资后拥有了创业或进行规模农业生产的资本,在助推“小农生产”转向“大农经营”的过程中可扩张边际收益,提升家庭福利水平,家庭的生计脆弱性必然较低。

## (二)实证结果与分析

### 1. 基准模型估计结果

在回归前进行了多重共线性检验,变量间的方差膨胀因子VIF值均在判断标准临界值以内,变量间不具有多重共线性。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	OLS	Logit	2SLS
正规借贷额度	-0.142*** (-3.688)	-0.112*** (-2.922)	-0.121*** (-3.174)	-1.967** (-2.549)	-1.215*** (-6.502)
户主性别		-0.002 (-0.634)	-0.004 (-1.277)	-0.107* (-1.948)	-0.004 (-1.209)
户主学历		-0.019*** (-3.579)	-0.017*** (-3.275)	-0.291*** (-2.912)	-0.006 (-1.055)
共产党员		-0.032 (-1.512)	-0.031 (-1.503)	-0.638 (-1.579)	-0.024 (-0.636)
婚姻状况		0.030*** (4.649)	0.029*** (4.597)	0.706*** (5.437)	0.020*** (3.450)
金融素养		0.015 (1.221)	0.022* (1.757)	0.169 (0.705)	0.030* (1.952)
打工人口比重		-0.031*** (-5.305)	-0.033*** (-5.715)	-0.629*** (-5.627)	-0.025*** (-3.838)
土地流出		0.006 (1.583)	0.006* (1.655)	0.071 (0.999)	0.007* (1.942)
土地流入		0.011** (2.437)	0.011** (2.462)	0.203** (2.391)	0.013*** (2.599)
与县城的距离		-0.010 (-0.949)	0.003 (0.253)	0.191 (0.900)	0.013 (1.155)
区域虚拟变量	未固定	未固定	已固定	已固定	已固定
常数项	0.595*** (414.997)	0.598*** (139.248)	0.613*** (127.934)	-0.094 (-0.846)	0.564*** (94.067)
R <sup>2</sup>	0.002	0.016	0.032	0.021	

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t值。

表4为正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性影响的回归结果。(1)~(3)列依次为仅包含正规借贷额度、加入控制变量和加入省际固定效应的回归结果,可以发现,无论是否控制其他变量和区域固定效应,正规借贷额度系数始终显著为负,说明正规借贷额度的提高可以降低农村家庭的生计脆弱性。并且正规借贷额度每提高1个单位,农村家庭的生计脆弱性指数降低12.1个百分点。为规避被解释变量指标恒定出现的伪回归现象,将农村家庭的生计脆弱性指数大于均值的样本赋值为1,小于均值的样本赋值为0,使用Logit回归模型做进一步检验,(4)列结果显示,正规借贷额度的提高仍然在5%的显著水平上负向影响农村家庭的生计脆弱性水平,且系数增大至-1.967。(5)列为使用工具变量后运用两阶段最小二乘法(2SLS)的内生性检验结果。首先,Huasman检验结果在1%的显著水平上拒绝了模型不存在内生性的假设;其次,第一阶段回归结果显示省域正规金融机构年末涉农贷款余额在1%水平上对农村家庭正规借贷额度有显著影响,且F检验值26.81大于限定的临界值16.38,表明可拒绝“存在弱工具变量”的原假设,证明了本文所选取工具变量的有效性。根据(5)列回归结果可知,正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的影响在1%的水平上负向显著,即降低

了家庭的生计脆弱性水平。假设 H1 得到验证。

## 2. 不同类型正规借贷额度的提高对生计脆弱性的影响

正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的有效改善在前文已得以验证。但由于金融机构依据农户自有的要素禀赋对其审批的贷款类别、额度存在不同,家庭的生计脆弱性受影响程度也必然存在差异。据此,将正规借贷额度进一步分为“房屋正规借贷额度”和“非房屋正规借贷额度”两类,更深入地剖析不同类型正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性影响的差异性。

表 5 不同类型正规借贷额度的提高对生计脆弱性影响的估计结果

变量	生计脆弱性			
	OLS	Logit	OLS	Logit
房屋正规借贷额度	-0.113 ** (-2.487)	-2.022 ** (-2.171)		
非房屋正规借贷额度			-0.136 ** (-2.401)	-1.826 (-1.581)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
区域虚拟变量	已固定	已固定	已固定	已固定
R <sup>2</sup>	0.032	0.021	0.032	0.021

注:\*\*表示在5%水平上显著,括号内为t值。

从表5的回归结果来看,房屋正规借贷额度的提高在两个回归中均在5%显著水平上负向影响农村家庭的生计脆弱性。可见农民在获得新的确定物权之后,除所付出的资金外,对于迁移到城镇中的家庭来说还会付出包括农地、农业经营权等机会成本,但家庭恩格尔系数及整体开支提高,整体上表现为生活质量的提高(周飞舟和王绍琛,2015)<sup>[43]</sup>,此时,房贷虽然是“债务”,但同时会作为周转资金缓解家庭的资金需求。在拥有新房后,房屋为估值更高的物质资本,家庭的抗外部风险韧性提高,享有更为便利的公共服务,整体的暴露度水平降低,适应能力增大,脆弱性水平降低。非房屋正规借贷额度的OLS回归结果在5%水平上通过负向显著性检验。这可能是因为,非房屋正规借贷在农村家庭发展产业、劳动力转移就业或社会网络拓展等方面均有不同程度的促进作用,其中最为明显的即为人力资本强化效应(李玉山等,2021)<sup>[40]78</sup>,这种良性循环特征有助于降低家庭的生计脆弱性水平。

总体上就影响系数绝对值大小来看,非房屋正规借贷额度越高,农村家庭生计脆弱性的降低效果越好,即生计可持续水平更高。说明非房屋正规借贷包括作为医疗教育、投资储备以及突发事件救急的资金等对家庭生计缓冲、良好发展所起的作用更大。房屋借贷对大部分农村家庭来说是一笔高额负债,而“农民上楼”后收入增幅远小于支出增幅,家庭的财富积累能力下降,在面临生产性融资约束、突发事件时,该类贷款作为合同约束资金,对家庭进行履约的作用高于缓解其他情形的融资困境的作用。

### (三) 稳健性检验

尽管在分析过程中考虑了除正规借贷外其他可能会对农村家庭生计脆弱性产生影响的因素。但在基准回归中并未将所有因素归纳在内,可能会存在估计偏误的情况,故本文尝试使用以下方法进行稳健性检验。

#### 1. 可能的遗漏变量

除考虑到个人、家庭和区域特征外,进一步选取“户主主观风险态度”和“对本县市政府的评价”两个指标来验证结果的稳健性。主观风险态度是一个独立于经济情景且对家庭中其他人也会产生影响的非经济变量(Kerr et al., 2019)<sup>[44]</sup>。户主作为家庭决策行为的主导者,其主观风险态度影响家庭的生计方式,进而对家庭生计的可持续性起到决定作用;公众作为政府政策实施的直接接受者,其对政府的评价反映政策的施行效果,是一个衡量政府绩效的有效工具,而政策绩效可反映出农村家庭是

否受到事前积累禀赋和事后抵抗风险的帮助,即家庭生计可持续水平的提高与否。由表6的(1)列控制主观风险态度,(2)列控制对本县市政府的评价以及(3)列同时控制上述两个变量的估计结果显示,正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的影响依然显著且系数为负。

2. 正规借贷额度1%缩尾处理

将农村家庭样本中的正规借贷额度进行上下1%缩尾处理。正规借贷额度和生计脆弱性分别是存在偏度的,许多高生计脆弱性家庭拥有的正规借贷额度很低,低生计脆弱性家庭却拥有高额度的正规借贷资金。因此,为了避免连续变量极端值对回归结果造成影响,将关注变量正规借贷额度样本进行上下1%的缩尾处理重新进行回归,结果如表6的(4)列所示。结果再次佐证了本文基准回归结果的稳健性。

表6 稳健性检验结果

变量	生计脆弱性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
正规借贷额度	-0.118*** (-3.090)	-0.127*** (-3.309)	-0.123*** (-3.224)	-0.145*** (-2.996)
主观风险态度	-0.008* (-1.907)		-0.008** (-2.002)	
对本县市政府的评价		-0.016*** (-2.843)	-0.017*** (-2.908)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
区域虚拟变量	已固定	已固定	已固定	已固定
R <sup>2</sup>	0.033	0.034	0.034	0.034

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t值。

五、进一步分析

(一) 基于农村家庭生计策略的作用机制检验

生计策略在房屋正规借贷与生计脆弱性中的作用机制。根据前文的理论分析,房屋正规借贷使农村家庭的生计场域环境发生变化,人力资本和社会资本等得到相应提升,生计策略更易转向非农化,生计脆弱性降低。为验证这一假设,本文检验了房屋正规借贷额度的提高对农村家庭生计策略选择和生计脆弱性的影响。表7中(1)列结果系数显著证实存在中介效应。(2)列结果说明,房屋正规借贷额度的提高显著促进了农村家庭非农主导型生计策略的选择。(3)列中房屋正规借贷额度、生计策略均在5%、1%的显著水平上对农村家庭生计脆弱性产生负向影响,且方程(2)与(3)中系数 $\delta$ 与 $\mu$ 的乘积项与方程(3)中系数 $\beta'$ 的符号一致,说明存在部分中介效应。因此,房屋正规借贷额度的提高通过影响农村家庭生计策略非农化的转变进而降低了生计脆弱性。

生计策略在非房屋正规借贷与生计脆弱性中的作用机制。根据前文理论分析,农村家庭使用低额度非房屋正规借贷资金进行生活性消费,随着额度的提高,将更多地进行生产性消费,生计策略更易转向非农化,生计脆弱性降低。表7中(5)列系数显著说明存在中介效应。(6)列结果表明,非房屋正规借贷额度的提高对农村家庭生计策略选择的非农化具有显著正向影响。(7)列中非房屋正规借贷额度和生计策略也均在5%、1%的显著水平上对家庭生计脆弱性产生负向影响,且方程(2)与(3)中系数 $\delta$ 与 $\mu$ 的乘积项与方程(3)中系数 $\beta'$ 的符号一致,说明存在部分中介效应。因此,非房屋正规借贷额度的提高通过影响农村家庭生计策略非农化的转型进而降低其生计脆弱性。假设H2得到验证。此外,进一步使用正规金融机构年末涉农贷款余额作为正规借贷额度的工具变量,采用引入工具变量的中介效应模型进行稳健型检验。表7中(4)列和(8)列的实证结果表明,在使用工具变量法控制内

生性问题后,生计策略仍然是正规借贷额度提高有效降低农村家庭生计脆弱性的重要中介渠道。

本文进行了 Sobel 检验以保证机制分析的稳健性。表 7 结果显示,当农村家庭有房屋正规借贷资金时,Z 值统计量为 -2.481;当有非房屋正规借贷资金时,Z 值统计量为 -1.606。二者统计意义均显著,也表明本文的机制分析效果是显著的。此外,Bootstrap 法 95% 的置信区间分别为 [-0.0150, -0.0029] 和 [-0.0133, -0.0004], 区间均不包含 0 值,表明中介效应显著不为 0。由此,本文的机制效应显著性是稳健的。

表 7 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	直接影响效应	因果中介效应	因果中介效应	工具变量中介效应	直接影响效应	因果中介效应	因果中介效应	工具变量中介效应
	生计脆弱性	生计策略	生计脆弱性	生计脆弱性	生计脆弱性	生计策略	生计脆弱性	生计脆弱性
房屋正规借贷额度	-0.113** (-2.487)	0.586*** (3.567)	-0.106** (-2.328)	-1.764*** (-6.204)				
生计策略			-0.012*** (-3.453)	-0.007* (-1.751)				
非房屋正规借贷额度					-0.136** (-2.401)	0.369* (1.806)	-0.131** (-2.321)	-2.590*** (-5.836)
生计策略							-0.013*** (-3.509)	-0.009** (-2.156)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区域变量	已固定	已固定	已固定	已固定	已固定	已固定	已固定	已固定
R <sup>2</sup>	0.032	0.373	0.034		0.032	0.372	0.034	
Sobel 检验 Z 值	-2.481					-1.606		
Bootstrap 法 95% 置信度的中介效应区间	[-0.0150, -0.0029]					[-0.0133, -0.0004]		

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为 t 值。

### (二)作用机制贡献分解

通过分解上述两条影响机制,房屋正规借贷额度和非房屋正规借贷额度的提高通过影响家庭生计策略进而影响生计脆弱性的中介效应值分别为 -0.007 和 -0.005。由表 8 结果可知,在房屋正规借贷额度、非房屋正规借贷额度的提高影响农村家庭生计脆弱性的过程中,家庭生计策略对因果解释链条的贡献份额分别为 6.28%、3.53%。因此,农村家庭生计策略是影响其生计脆弱性的重要渠道。且由表 8 可知,通过房屋正规借贷额度的提高影响到生计策略非农化继而影响农村家庭生计脆弱性产生影响的中介效应更大,说明房屋正规借贷在该机制中所起的积极作用更大。假设 H3 得到验证。

表 8 作用机制贡献程度分解

作用机制	房屋正规借贷额度	房屋正规借贷 - 生计策略	生计策略 - 生计脆弱性	中介效应值	中介效应比率
		0.586	-0.012	-0.007	6.28%
作用机制	非房屋正规借贷额度	非房屋正规借贷 - 生计策略	生计策略 - 生计脆弱性	中介效应值	中介效应比率
		0.369	-0.013	-0.005	3.53%

注:中介效应值 =  $\delta \times \mu$ , 中介效应比率 = 中介效应值 /  $\beta \times 100\%$ , 其中  $\beta$ 、 $\delta$  和  $\mu$  值分别为式(1)、(2)和(3)的相关系数值。

## 六、结论与建议

本文利用2016、2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS),运用多元线性回归模型、中介效应模型和工具变量法,实证检验了正规借贷对农村家庭生计脆弱性的影响。得出以下结论:第一,农村家庭整体的生计脆弱性水平比较低。正规借贷农村家庭的脆弱性水平更低,具有更好的抵御和适应能力。第二,房屋正规借贷高额度组脆弱性指数表现为高位均衡化,生计脆弱性水平较高,非房屋正规借贷高额度组脆弱性指数波动较小且整体脆弱性水平相对较低;两类农户的中等额度借贷组脆弱性指数分布均比较均衡;低额度借贷组脆弱性指数均呈偏态分布且两级分散较为明显,并且有很大部分农村家庭生计脆弱性水平很低。第三,正规借贷额度的提高显著降低了农村家庭的生计脆弱性水平,房屋正规借贷和非房屋正规借贷额度的提高也显著降低了农村家庭的生计脆弱性,但非房屋正规借贷额度的提高对农村家庭生计脆弱性的降低效用更大。第四,就影响机制而言,房屋正规借贷和非房屋正规借贷额度的提高均可通过促进农村家庭生计策略非农化的转型进而降低其生计脆弱性,但房屋正规借贷对农村家庭生计策略选择的非农化产生的影响更明显,在该影响机制中所起到的作用更大。

基于以上结论,提出如下对策建议:第一,应重视正规金融在降低农村家庭生计脆弱性方面的效果。现阶段大部分农户不论是在进行正规借贷还是使用借贷资金方面都缺乏合理规划,脆弱性水平分散很明显。要细致开展金融下沉工作,借助数字金融、绿色金融等在农村的推广普及和良好发展,通过多种方式不断提高农户的金融素养,正确引导农户合理利用借贷资金。第二,房贷作为缓冲资金易使农村家庭的整体福祉增幅放缓。政府部门要把握发展方向,以房贷为依托,结合不同地区的资源禀赋、特色产业和基础设施建设等,引导正规金融机构不断加大信贷产品创新,积极开发如“房贷+产业扶贫政策”“房贷+劳动力转移就业”等多类“房贷+”金融产品,释放农村家庭的内生动力。第三,要监督金融机构对“三农”的支持积极性,对农民的其他类型借贷,如非农创业贷、农业种植养殖贷等增大补贴力度。建立农村家庭生计脆弱性监测机制,并将其作为“防返贫”的重要手段,依据脆弱性等等级细化农村金融帮扶策略,以更好地满足各类农村家庭的差异化发展模式,提升其长期发展能力,从而提高农民福祉和增强乡村经济韧性。

### 参考文献:

- [1] 温涛,何茜.全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择[J].中国农村经济,2023(1):93-114.
- [2] 沈红丽.正规信贷还是非正规信贷提升了农户家庭福利?——基于倾向得分匹配方法的研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2021,41(3):70-82.
- [3] 冯兴元,孙同全,张玉环,等.农村普惠金融研究[M].北京:中国社会科学出版社,2019.
- [4] 李建军,韩珣.普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J].金融研究,2019(3):129-148.
- [5] 杨东.农村普惠金融发展对农户收入的影响研究[D].武汉:中南财经政法大学,2022.
- [6] 陆智强,熊德平.金融发展水平、大股东持股比例与村镇银行投入资本[J].中国农村经济,2015(3):68-83.
- [7] 张琳,廉永辉.我国商业银行资本缓冲周期性研究——基于银行资本补充能力的视角[J].管理世界,2015(7):42-53.
- [8] 温涛,何茜.中国农村金融改革的历史方位与现实选择[J].财经问题研究,2020(5):3-12.
- [9] 黄益平,王敏,傅秋子,等.以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融[J].国际经济评论,2018(3):106-124,7.
- [10] 王丽巍,安佳.金融助力巩固拓展脱贫攻坚成果的有效路径选择:基于清晰集定性比较分析(QCA)视角[J].兰州学刊,2022(10):131-141.
- [11] 宋全云,吴雨,尹志超.金融知识视角下的家庭信贷行为研究[J].金融研究,2017(6):95-110.

- [12] 陈思,聂凤英,罗尔呷,等. 正规借贷、非正规借贷对农户收入的影响——来自中国西部贫困地区的经验证据[J]. 农业技术经济,2021(5):35-47.
- [13] 赵德起,王世哲. 数字普惠金融对城乡收入差距的影响研究——基于中国省域空间计量模型的实证分析[J]. 经济问题探索,2023(5):13-29.
- [14] 王修华,赵亚雄. 县域银行业竞争与农户共同富裕——绝对收入和相对收入的双重视角[J]. 经济研究,2023,58(9):98-115.
- [15] 叶文辉,龚灵枝. 数字普惠金融与包容性增长:理论分析与展望[J]. 经济问题,2023(12):49-57.
- [16] 金书秦,丁斐,胡钰. 农产品碳标识赋能农业生态价值实现:机理与建议[J]. 改革,2022(8):57-66.
- [17] 杜莉,张云,王凤奎. 开发性金融在碳金融体系建构中的引致机制[J]. 中国社会科学,2013(4):103-119,206-207.
- [18] 曾学文,徐拓远. “共富式”金融的生成逻辑与发展取向——浙江高质量发展建设共同富裕示范区例证[J]. 改革,2023(2):93-104.
- [19] 胡煦,汪雯羽. 读懂金融健康[M]. 北京:中国金融出版社,2023.
- [20] 吴孔森,刘倩,张戩,等. 干旱环境胁迫下民勤绿洲农户生计脆弱性与适应模式[J]. 经济地理,2019,39(12):157-167.
- [21] 蔡晶晶,吴希. 乡村旅游对农户生计脆弱性影响评价——基于社会-生态耦合分析视角[J]. 农业现代化研究,2018,39(4):654-664.
- [22] 刘伟,徐洁,黎洁. 陕南易地扶贫搬迁农户生计脆弱性研究[J]. 资源科学,2018,40(10):2002-2014.
- [23] Ramprasad V. Debt and Vulnerability: Indebtedness, Institutions and Smallholder Agriculture in South India [J]. The Journal of Peasant Studies, 2019, 46(6): 1286-1307.
- [24] Shah U K, Dual H B, Johanson C, et al. Understanding Livelihood Vulnerability to Climate Change: Applying the Livelihood Vulnerability Index in Trinidad and Tobago [J]. Geoforum, 2013, 47(2): 125-137.
- [25] 杨晓燕,夏咏. 正规金融嵌入对农户生计抉择的影响效应研究[J]. 农业现代化研究,2022,43(3):444-454.
- [26] 胡凌啸,王亚华. 小农户和现代农业发展有机衔接:全球视野与中国方案[J]. 改革,2022(12):89-101.
- [27] 马燕妮,霍学喜. 专业化农户正规信贷需求特征及其决定因素分析——基于不同规模专业化苹果种植户的对比视角[J]. 农业技术经济,2017(8):81-93.
- [28] 伍艳. 微型金融发展对农户生计资产配置的影响研究——来自秦巴山片区的证据[J]. 农村经济,2013(12):54-59.
- [29] 刘西川,江如梦. 小农户抵押担保融合贷款模式创新:机理与条件——基于3个反担保贷款案例[J]. 中国农村经济,2023(6):114-138.
- [30] 王丽霞. 经营规模与家庭农场投资效率:抑制还是提升? [J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(5):98-108,158.
- [31] 吕洋,高子茗. 增质提量:城镇化推进与迁移人口人力资本[J]. 山西财经大学学报,2024,46(2):1-15.
- [32] 王常伟,顾海英. 城镇住房、农地依赖与农户承包权退出[J]. 管理世界,2016(9):55-69,187-188.
- [33] 童馨乐,李扬,杨向阳. 基于交易成本视角的农户借贷渠道偏好研究——以全国六省农户调查数据为例[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2015,15(6):78-87,138-139.
- [34] 孟宪春. 房价对家庭债务和财富分布的影响:理论机制与应对策略[J]. 经济研究,2023,58(4):171-189.
- [35] 王欧. 新生代农民工的家庭再生产与乡村发展——基于打工地和输出地的城乡多点研究[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2024,41(1):151-171.
- [36] 南永清,肖浩然,单文涛. 家庭资产、财富效应与居民消费升级——来自中国家庭追踪调查的微观证据[J]. 山西财经大学学报,2020,42(8):1-15.

- [37] 吕丹,白凡,张军涛. 农地财产权益与农民消费:来自就近城乡融合式发展家庭的实证研究[J]. 中国软科学,2023(6):167-179.
- [38] Johny J, Wichmann B, Swallow M B. Characterizing Social Networks and Their Effects on Income Diversification in Rural Kerala, India[J]. World Development, 2017, 94:375-392.
- [39] 李树,陈刚. 幸福的就业效应——对幸福感、就业和隐性再就业的经验研究[J]. 经济研究, 2015, 50(3):62-74.
- [40] 李玉山,卢敏,朱冰洁. 多元精准扶贫政策实施与脱贫农户生计脆弱性——基于湘鄂渝黔毗邻民族地区的经验分析[J]. 中国农村经济, 2021(5):60-82.
- [41] 孟维福,李莎,刘婧涵,等. 数字普惠金融促进乡村振兴的影响机制研究[J]. 经济问题, 2023(3):102-111.
- [42] 马九杰,崔恒瑜,王雪,等. 设立村镇银行能否在农村金融市场产生“鲶鱼效应”? ——基于农信机构贷款数据的检验[J]. 中国农村经济, 2021(9):57-79.
- [43] 周飞舟,王绍琛. 农民上楼与资本下乡:城镇化的社会学研究[J]. 中国社会科学, 2015(1):66-83, 203.
- [44] Kerr S P, Kerr W R, Dalton M. Risk Attitudes and Personality Traits of Entrepreneurs and Venture Team Members[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2019, 116(36):17712-17716.

责任编辑、校对:聂莉芹

## Formal Finance and Vulnerability of Livelihoods in Rural Families: Empirical Study Based on the Perspective of Mortgage Differences

YANG Xiaoyan<sup>1</sup>, FENG Xingyuan<sup>2</sup>, LI Ruijun<sup>3</sup>

- (1. School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;  
2. Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;  
3. School of Economics, Yunnan University, Kunming 650091, China)

**Abstract:** Promoting the sustainability of the vulnerability of livelihoods in rural families is the uppermost priority of rural revitalization strategy. Based on the data from CFPS, the paper investigates the impact of formal loan on the vulnerability of livelihoods in rural families. Statistical results show that the vulnerability indexes of livelihoods in rural families are concentrated during  $-0.459 \sim 0.225$ , which indicates that the vulnerability in general is low. Compared with families with informal loans, the livelihoods vulnerability of families with formal loans are lower. The livelihoods vulnerability level is higher in families with high formal house loans, while the level is lower in families with high non-house formal loans. Most families of the two types of rural families in the low formal loan group have strong livelihood vulnerability. Regression results show that every 1 unit improvement of formal loan limit leads to the decrease of 12.1 percentage points in the livelihood vulnerability index of rural families. Compared with formal house loan limit, the improvement of non-house formal loan limit has better effect in lowering the livelihood vulnerability of rural families. Further research finds that the increase of formal house loan limit and non-house formal loan limit can both lower the livelihood vulnerability of rural families by promoting the non-rural transformation of the livelihood strategies of the families. Formal house loan plays stronger positive role in the mechanism. Based on the results, the paper proposes countermeasure to guide rural households in fair use of formal loans, develop “house loan +” financial products, and refine the assistance strategy of rural finance.

**Key words:** Formal Loan Limit; Rural Families; Livelihood Vulnerability; Formal House Loan Limit; Livelihood Strategy