

政府支持、普惠金融与家庭收入增长

刘如玉

(中国社会科学院大学 应用经济学院, 北京 102488)

摘要: 普惠金融的发展离不开政府的引导与支持。使用中国家庭金融调查 (CHFS) 2015年、2017年、2019年三年的数据构造家庭普惠金融指数, 匹配省级层面政府支持普惠金融发展的指标, 合成面板数据, 通过动态面板回归模型和门限面板回归模型, 检验政府支持对普惠金融影响家庭收入的调节效应。政府支持通过发挥成本效应、预期效应和生态效应来影响普惠金融发展, 进而影响家庭收入。研究结果表明: 在较低水平的政府支持下, 普惠金融对家庭收入促进作用较弱, 随着政府支持水平的提高, 普惠金融对家庭收入的促进效果增强; 在改变计量模型、调整解释变量滞后阶数、更换被解释变量后, 这一结论仍然稳健; 政府支持对普惠金融影响家庭收入的调节效应存在区域异质性和城乡异质性, 在西部和农村地区, 政府支持的调节效应较高, 意味着在这些地区, 较高水平的政府支持更有利于促进家庭收入增长。

关键词: 家庭收入; 普惠金融; 政府支持; 成本效应; 预期效应; 生态效应

中图分类号: F126.2; F832.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2023) 06-0003-16

一、问题提出与相关研究

党的二十大报告指出, 共同富裕是中国特色社会主义的本质要求。普惠金融不仅作为一种帮助农村人口摆脱贫困的工具^[1], 还可以将其理解为帮助人们适应不断变化的环境^[2]或拓宽选择的工具^[3], 被视为减少贫困和实现共同富裕的关键措施。发展普惠金融与中国金融改革的方向、共同富裕的社会目标一致, 应努力提升普惠金融发展水平。但普惠金融的发展面临着普惠的公益性和商业运作可持续性的矛盾。单纯依靠商业银行推动普惠金融发展不太现实, 依靠政府补贴的普惠信贷模式又不可持续。需制定兼顾广泛包容、特定配比和商业可持续的制度框架, 才能扭转正规金融机构效率和公平皆损的局面^[4], 需在保持普惠金融服务的低成本性和便利性、健全普惠金融组织和政策体系、加强金融基础设施建设等方面做出更大的努力。这个过程中单单依靠市场的力量是行不通的, 需要政府的适当介入和有效引导^[5]。那么, 普惠金融发展中政府应发挥什么作用? 政府影响普惠金融发展的作用机制是什么? 其影响效果如何? 这些问题的回答, 对于中国政府更好地推进普惠金融发展, 从而帮助减少贫困和实现共同富裕具有重要意义。

普惠金融发展中政府应发挥什么作用? 在近些年的研究中, 有学者认为, 政府的责任首先是加快推进金融基础设施建设, 为普惠金融发展奠定基础^[6-8], 其中包括多元化广覆盖的机构建设、政府统一主导的社会征信体系、金融信息化设施建设等, 以改善普惠金融发展环境, 打破供需双方之间的壁垒^[9]。其

收稿日期: 2023-04-06; 修回日期: 2023-08-12

基金项目: 中国社会科学院研究所创新工程研究类项目“面向2035年中国反贫困和促进共享繁荣发展战略与政策研究”(2021NFS02)

作者简介: 刘如玉 (1990—), 女, 中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生。

次是通过政策激励与驱动，引导金融机构减少金融歧视，转变经营理念，将金融资源向特殊群体倾斜^[7]，如运用财政资金引导普惠金融发展，建立健全普惠金融政策激励和风险补偿机制^[10]。另外，政府应为金融机构开展普惠金融业务营造良好的外在地条件，创造出优质的金融生态系统，帮助解决金融组织和小微企业或个体之间的信息失衡^[11]。现有关于政府支持普惠金融发展作用的研究多为宏观层面的政策建议，相关机制分析以及讨论政府层级内部作用的研究文献还十分少见。

普惠金融发展到现阶段，更重要的是解决“最后一公里”的问题，需要基层政府发挥出更切实有效的作用。目前，中国各地涌现出许多典型案例。广西巴马县、河南兰考县等多地充分发挥行政机关与金融机构合力，构建“县乡村三级联动、政银融合”服务体系，推动全县范围内的信用评价体系建设、建立征信数据平台并投入使用^[12-13]。从“有为政府”角度出发，首先，在社会信用体系的建设实践中，地方政府要起到推动和指导的作用，并充分发挥基层政府组织优势，减少和消除信息不对称^[14]；其次，地方政府创新推出新型信贷风险防控机制^[15]，通过创新风险分担机制、加快发展融资担保、保险等多种形式的增信机制，借助政府的力量有效调动金融组织对普惠金融的参与热情^[11]；再次，地方政府与市场主体、准市场主体有效互动，推动当地特色产业崛起^[16]，提升地方普惠群体金融需求的有效性，为金融机构开展普惠金融业务营造良好的外在地条件，创造出优质的金融生态系统^[11]。

中国各地政府在推动普惠金融发展方面的探索已形成一定规模和影响。在政府作为、普惠金融与经济发展（家庭收入）之间，理论上应存在逻辑或因果关系。现有研究多基于宏观数据验证三者之间的相关关系：有学者基于县域面板数据进行研究，认为数字普惠金融对县域经济增长有显著的促进作用，且政府干预起到调节作用^[17]，另有学者利用中国省级面板数据，分析了政府干预、金融发展与经济增长的关系，认为只有在金融发展水平较低的地区，地方政府适当干预金融发展才有利于经济增长^[18]；也有学者采用微观调研数据，用政策扶持、基层工作和基础设施衡量政府作为，实证分析了政府行为在普惠金融发展中的作用，认为政府有所作为能够显著促进普惠金融发展^[19]。现有研究多基于宏观数据验证政府支持普惠金融发展进而对经济增长的促进作用，缺乏微观证据，少量研究利用微观数据来衡量政府作为，但对其支持影响的效果评价和机制研究尚处于起步阶段，尤其对地方基层政府影响的作用机制和评价分析还很少见。究其原因，主要在于普惠金融相关理论研究不足、衡量政府干预效果的统计数据缺失、测度方法缺失等方面。从理论上探讨政府行为如何影响普惠金融发展的研究有限，也缺少相应的对未来政策支持的指导性研究。

本文接下来对政府支持影响普惠金融发展的作用机制进行分析，首先提出理论假设，然后基于微观数据选取适合的计量模型对政府支持效应进行实证检验。本文研究有两个边际贡献：第一，基于普惠金融、政府支持、家庭收入之间的逻辑关系分析其作用机制及效应；第二，以普惠金融为切入点，深入讨论在政府支持下，普惠金融与家庭收入增长之间的关系，以及这种关系是否会受到政府支持水平的影响，为“有效市场和有为政府”提供新的注解。

二、理论分析与研究假设

本文认为政府支持在普惠金融发展中的作用可以概括为成本效应、预期效应和生态效应，基于相关理论对政府支持影响普惠金融发展的作用机制分析如下：

一是基于信息不对称理论和委托代理理论，政府支持在影响普惠金融发展中存在成本效应。普惠金融市场中存在着外部性、信息不对称等导致的市场失灵情况。有学者认为，政府扶持普惠金融的着力点应该放在降低农村地区尤其是贫困地区的信贷风险和信贷交易成本上^[20]。在某些地区，基层政府发挥组织优势，加强地方信用体系建设，推动信用户、信用村、信用乡镇的评比与建设，构建普惠金融发展适宜的信用环境；同时，协调各部门汇总微观个体和宏观社会的信息，构建地方性的金融服务平台，使金融机构易于获得贷款用户信息，缓解信息不对称问题，充分发挥数字金融功效，有效降低金融机构的运营成本^[15]。另外，一些基层政府探索支持普惠金融发展的创新形式，协调推动有关单位与银行建立委托

代理关系,协助银行进行贷款审查、评估和监督。在农村地区,村干部对农户家庭情况了解更多,有利于其作出是否应该放贷的判断,配合适当的激励手段,可降低银行监督和管理成本,并减少违约率。总体来看,地方政府协助金融机构探索有效经验,成功降低了普惠金融运营成本,发挥成本效应。

二是基于理性预期理论和有效市场理论,政府支持在影响普惠金融发展中存在预期效应。预期就是人们对未来的预测,经济当事人基于预期支配着他们的现实行为,预期连结经济事物的现在与未来,也连结着微观经济和宏观经济。有效市场理论认为,金融市场上每一个参与者都会利用一切信息关注市场上的盈利机会,在他们对利益的追逐中会使任何盈利机会消失^[21]。普惠金融市场也是如此,在普惠金融发展中,地方政府通过发挥担保功能、创新风险分担机制、补贴利率、构建良好的社会信用秩序^①等手段,创造诚信的氛围和有效的市场,使得金融机构改变对普惠金融市场的风险预期、收益预期,提高金融机构发展普惠金融的积极性,推动普惠金融市场竞争环境形成,提高信贷可得性,使更多的农户和小微企业加入借贷行列,扩大普惠金融的覆盖面,形成政府支持的预期效应。

三是基于“官场+市场”理论,政府支持在影响普惠金融发展中存在生态效应。普惠金融扶贫可持续性不能简单地认为是实现金融机构财务可持续性,也不仅仅是贫困人口的收入增长问题,而应该是在依托普惠金融市场机制、提升贫困人口脱贫能力的基础上实现持续性增收,应在扶贫机制、时间和效应上实现三重可持续^[22]。为了营造良好的金融生态环境以使普惠金融发挥积极、可持续的经济效应,应注重政府和市场的双重作用。“官场+市场”理论指出“地方官员之间围绕着辖区经济发展的官场竞争嵌入不同辖区企业之间的市场竞争之中,而辖区企业参与的市场竞争又嵌入官场竞争之中”^[23]。在官场竞争和市场竞争双重作用下,地方政府与市场主体、准市场主体之间有效互动,可形成推动特色产业崛起的多元互动机制,顺应市场经济的竞争原则并兼容官场竞争的晋升激励,地方政府对特色产业形成可起到资源注入、发展助推和竞争力赋能的作用^[16]。地方官员置身于以辖区经济发展绩效作为主要考核指标的官场竞争中,因此地方政府有动力去因地制宜地发展特色产业、促进地方特色产业形成,这有利于优化当地金融生态环境、提升普惠群体金融需求的有效性,可带动更多家庭、小微企业或其他经济组织参与产业发展,为低收入家庭或小微企业提供更好的发展工具和途径,确保普惠群体有能力更好地使用资金,弥补其在生产、创业方面的缺陷,提高创业者和生产者的市场竞争能力,从而促进创业和就业以带动更多家庭获得收入增长。在“官场+市场”双重竞争驱动下,地方政府支持实体经济发展进而影响普惠金融效用发挥,形成政府支持的生态效应。

通过上述作用机制分析,可以看出政府支持可通过发挥成本效应、预期效应和生态效应来影响普惠金融发展,使得更多群体能够获得金融服务,有利于推动创业和非农就业,进而影响经济发展(收入增长),政府支持对普惠金融影响家庭收入的效果会产生一定影响。据此,本文提出研究假设:

普惠金融对家庭收入的作用效果受到政府支持水平的调节,政府支持普惠金融发展水平越高,普惠金融对家庭收入的促进作用越强。

三、数据、变量与模型

为检验上面提出的研究假设,本文首先构建关于家庭收入与普惠金融、政府支持以及普惠金融和政府支持交互项的动态面板回归模型,再构建以政府支持水平为门限变量的门限面板回归模型,来分析普惠金融发展对家庭收入的影响,并重点考察这种影响是否受到政府支持水平的调节作用,门限变量的选择依赖以上理论分析内容。

① 某些地方政府通过构建良好的社会信用秩序,支持普惠金融发展。例如:若某一家庭不能及时偿还贷款,不但会通过个人信用记录影响自身正常生活(乘坐公交、外出办事等),还会影响其所在村、乡镇的信用评级,违约还款率达到一定比例会影响整个村或乡镇全部家庭的贷款申请,因此,违约个人或企业会受到邻里、村干部、乡镇政府领导的监督与催促,这大大加大了贷款违约成本,从而可以基本杜绝有意违约的情况发生。

（一）数据来源

本文首先使用中国家庭金融调查（CHFS）2015年、2017年和2019年三年的数据，构建家庭普惠金融指数，作为普惠金融发展的代理变量；然后手工搜集2014—2019年省级政府的工作报告，进行文本分析，获取政府支持的指标数据；并将家庭普惠金融数据匹配上一年份政府支持数据，同时，针对关键变量数据缺失的样本进行删除，对家庭收入和家庭资产进行1%双缩尾处理，以解决离群值问题，最终获得包含12 220个家庭的3期平衡面板数据，共计36 660个观测值，控制变量中的宏观指标通过各省份统计年鉴获得。

（二）变量设置

1. 被解释变量——家庭人均收入（*Lperincome*）

使用CHFS数据库家庭问卷中的经营性收入、工资性收入、财产性收入、转移支付收入和其他收入计算得到家庭纯收入，再用家庭纯收入除以家庭总人数计算得出家庭人均纯收入，本文将家庭人均纯收入取对数作为被解释变量。

2. 解释变量——普惠金融（*index*）

国内研究关于普惠金融的衡量方法主要有两类：一是依托地区金融机构数据，从金融机构网点密度、人均银行从业人员数、人均贷款水平等角度衡量普惠金融；二是基于互联网数据衡量数字普惠金融。前者事实上属于金融密度的范畴，即金融资源的空间配置状态，与普惠金融的内涵存在一定的偏离^[24]，衡量方法也相对粗略；后者更关注数字金融发展和服务水平，而对正规金融机构服务能力体现不足。本文基于数据可得性，使用CHFS数据构建家庭普惠金融指标体系，并合成家庭普惠金融指数作为普惠金融发展水平的代理变量，意在衡量家庭获得正规信贷、保险和数字金融服务水平方面的能力。为了使构造的家庭普惠金融指数具有连续性，本文参考尹志超等（2019）^[25]的做法，选择使用性方面的5个指标，构建家庭普惠金融指标体系，包括传统的人均银行账户数、近年新兴的数字金融服务参与（互联网理财、网上银行、网络信贷、第三方支付等）、正规金融机构存款情况、正规信贷参与以及拥有各类保险的家庭成员所占比例共5个指标，构建家庭普惠金融指数，以其作为普惠金融水平代理变量，具体见表1。

表1 家庭普惠金融指标体系

维度	指标命名	指标定义
使用性	人均银行账户数	家庭拥有的银行账户数除以家庭总人数
	数字金融服务使用	若家庭利用手机、电脑或者网上银行进行支付，或存在互联网借贷、网购、互联网理财情况，那么该变量取值为1（使用了数字金融服务），否则取值为0
	银行贷款参与情况	当家庭曾获得过银行贷款但现已还清，或者有尚未还清的银行贷款，变量取值为1，否则为0
	医疗保险比例	家庭成员中拥有医疗保险的家庭成员所占比例
	养老保险比例	家庭成员中拥有养老保险的家庭成员所占比例
	正规金融机构存款拥有	家庭是否拥有正规金融机构存款，有为1，没有为0

权重确定方面，尹志超等（2019）认为普惠金融注重各项基础性服务的协同发展，因而各个子分项指标同等重要^[25]，因此本文基于等权重假定构建普惠金融指数。合成方法上借鉴萨尔玛（Sarma, 2008）^[26]提出的平均欧几里得距离法加总分项指标，得到总指数。

表2汇报了中国家庭普惠金融总体水平及不同类型家庭的比较结果。整体来看，中国家庭普惠金融水平稳步增长，2015年中国家庭普惠金融总指数平均为0.344，2019年为0.424。按户口类型来看，农村家庭普惠金融指数均低于城镇家庭；按贫困状况看，贫困家庭的普惠金融指数明显低于非贫困家庭；按地区来看，东、中、西部地区差距不大。

表2 中国家庭普惠金融水平

分组依据	组别	2015年	2017年	2019年
总体	总体	0.344	0.422	0.424
是否农村	农村	0.311	0.407	0.391
	城镇	0.371	0.434	0.450
是否贫困 ^a	贫困	0.294	0.388	0.362
	非贫困	0.371	0.433	0.441
地区 ^b	东部	0.363	0.431	0.440
	中部	0.327	0.408	0.406
	西部	0.334	0.420	0.419

注：a. 采用世界银行的1.9美元为贫困线的划定标准，家庭人均消费低于1.9美元为贫困家庭。b. 本文东部地区包括上海、天津、北京、河北、浙江、江苏、广东、山东、福建、辽宁、海南；中部地区包括黑龙江、吉林、山西、江西、安徽、河南、湖南、湖北；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、云南、贵州、陕西、甘肃、宁夏、青海。

3. 门限变量——政府支持 (*gover*)

限于数据的可得性和隐蔽性，无法基于相应的具体政策构建政府支持普惠金融发展的变量，一般通过选取或设计间接指标来反映政府支持普惠金融发展的程度。国内学者用不同方法对地方政府干预金融发展程度进行衡量，主要有两种：一是利用地方财政支出占地方生产总值的比例，作为衡量地方政府干预能力的指标^[27-28]；二是使用文本挖掘技术方法，从各地方政府工作报告中获取反映地方政府干预金融发展意志的证据，以此衡量政府干预金融发展的程度^[18]。本文认为，地方政府支持普惠金融发展的程度，一方面受制于地方的经济状况与财税水平^[29]，另一方面也受地方政府对普惠金融注意力的影响。因此，本文收集2014—2019年省级政府工作报告，应用文本挖掘技术统计政府工作报告中关于政府支持普惠金融发展的词语（主要包含普惠金融、农村金融、金融扶贫、实体经济、融资担保、信用体系、信用平台、金融生态等8个词汇）的数量，除以政府工作报告总字数，获得政府支持普惠金融发展的词频。政府工作报告中有关普惠金融的词频越高，表明政府对普惠金融发展越重视，政府支持普惠金融的动机越强烈。然后，本文结合地方财政支出占地方生产总值的比例，计算政府支持指标。由于两个评价指标所具有的经济意义和计量单位均不同，不具备直接可比性，需要进行无量纲化处理，本文使用线性阈值法对其处理，计算公式为：

$$p_i = w_i(x_i - m_i) / (M_i - m_i) \quad (1)$$

其中， $i = 1, 2$ ； p_i 、 w_i 、 x_i 、 m_i 、 M_i 分别表示第*i*个指标的无量纲化测度值、权重、实际测量值、最小值和最大值，使用变异系数法确定权重，最后同样借鉴平均欧几里得距离法加总，合成政府支持普惠金融发展的指数。

4. 控制变量

本文控制家庭层面的变量，主要包括户主的受教育水平、年龄、年龄的平方、健康水平、是否结婚、是否为党员、家庭总资产、家庭人口规模、家庭劳动力占比等变量，还控制对应年份的省人均地区生产总值，具体见表3。

表3 变量定义及描述性统计

变量	变量名称	变量说明	均值	标准差
<i>lperincome</i>	家庭人均纯收入	家庭人均纯收入对数	0.969	0.662
<i>index</i>	家庭普惠金融水平	构建的家庭普惠金融指数	0.397	0.163

表3(续)

变量	变量名称	变量说明	均值	标准差
<i>gover</i>	政府支持水平	合成的政府支持普惠金融发展指数	0.275	0.108
<i>edu</i>	受教育水平	户主受教育程度 (没上过学=1; 小学=2; 初中=3; 高中=4; 中专/职高=5; 大专/高职=6; 大学本科=7; 硕士研究生=8; 博士研究生=9)	3.082	1.456
<i>age</i>	年龄	户主年龄/岁	57.572	12.915
<i>health</i>	健康程度	户主健康程度 (非常好=1; 好=2; 一般=3; 不好=4; 非常不好=5)	2.754	1.002
<i>married</i>	婚姻情况	户主婚姻状况(已婚=1; 未婚=0)	0.872	0.333
<i>gender</i>	性别	1=男, 0=女	0.799	0.401
<i>rural</i>	户口	是否为农村户口(农村=1; 城镇=0)	0.445	0.497
<i>asset</i>	家庭资产	家庭总资产/万元	3.399	1.580
<i>partymem</i>	党员	是否为中共正式党员或预备党员(是=1; 否=0)	0.244	0.430
<i>size</i>	家庭规模	家庭人口总数/人	3.332	1.627
<i>p_laborsum</i>	家庭劳动力比例	家庭劳动力人数/家庭人口规模	0.637	0.352
<i>pergdp</i>	省人均地区生产总值	家庭所在省份的人均地区生产总值/万元	5.867	2.581

(三) 模型构建

首先根据本文研究假设,建立如式(2)所示的基本动态面板模型和引入普惠金融与政府支持交互项的回归模型(3):

$$Lperincome_{i,t} = \mu_i + \beta_1 index_{i,t} + \beta_2 gover_{i,t-1} + \delta Z_{i,t} + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Lperincome_{i,t} = \mu_i + \partial_1 index_{i,t} + \partial_2 gover_{i,t-1} + \partial_3 ingover_{i,t-1} + \delta Z_{i,t} + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)以模型(2)为基础,具体讨论政府支持和普惠金融对家庭收入的复合影响。式中, $ingover_{i,t-1}$ 为普惠金融与政府支持交互项, i 表示个体, t 表示时间, u_i 表示家庭固定效应, γ_t 表示时间固定效应, Z 表示户主个人、家庭以及家庭所在地区的控制变量, ε 表示随机干扰项。

根据研究假设,普惠金融发展对家庭收入的影响程度会受到政府支持水平的影响,可能存在政府支持的门限效应。所谓门限效应,是指当某个经济参数达到特定的数值后,会引起其他经济参数发生突然转向其他发展形式的现象。其中,作为原因现象的临界值称为门限值。考虑直接划分政府支持水平可能带来误差,本文借鉴汉森(Hansen, 1999)^[30]的门限面板回归模型,建立式(4)和式(5)形式的门限面板回归模型,来研究不同程度的政府支持下普惠金融对家庭收入变化存在何种影响。门限面板回归模型根据数据特征划分区间,本文以单一门限面板模型为例来介绍该模型的设定、参数估计与检验过程。单一门限面板模型设定如下:

$$Lperincome_{i,t} = \mu_i + \beta_1 index_{i,t} I(gover_{i,t-1} \leq \theta) + \beta_2 index_{i,t} I(gover_{i,t-1} > \theta) + \delta Z_{i,t} + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中, $I(\cdot)$ 表示指示函数,其值取决于门限变量($gover$)和门限值(θ)。由于家庭收入和普惠金融水平之间的作用关系可以相互转换,因此,为了避免这种互为因果关系对结果产生偏误,本文首先进行门限面板回归,然后在门限面板回归模型中控制家庭固定效应和时间固定效应,以消除不随时间变化以及随时间变化的遗漏变量带来的内生性问题。

双重门限模型设定为:

$$Lperincome_{i,t} = \mu_i + \beta_1 index_{i,t} I(gover_{i,t-1} \leq \gamma_1) + \beta_2 index_{i,t} I(\gamma_1 < gover_{i,t-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 index_{i,t} I(gover_{i,t-1} > \gamma_2) + \delta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

关于模型设定、参数设置与过程检验,单一、双重、多重门限面板模型相似,可参考单一门限面板模型,此处不再赘述双重、多重门限模型设定。使用门限回归模型确定最优门限值时以残差平方和最小化为基本原则,来检验门限值的显著性,确保可靠性。门限变量的最优门限值可将回归模型划分为两个及两个以上的区间,不同区间内回归系数不同,进而比较影响效应。限于篇幅,估计方法和步骤从略。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

模型(2)和模型(3)双向固定效应的回归结果如表4所示。表4列(1)只考虑了家庭收入和普惠金融的单变量关系,列(2)和列(3)依次加入政府支持、普惠金融与政府支持交互项,列(4)只考虑家庭收入与交互项之间的关系。所有回归结果中,普惠金融系数均显著为正,表明从整体而言,普惠金融水平的提升有助于促进家庭收入增长。具体比较各列普惠金融系数大小:普惠金融单独作用时对家庭收入的影响效果最小(0.234);加入普惠金融与政府支持交互项后,普惠金融对家庭收入的促进作用最大(0.336);但普惠金融与政府支持交互项的系数(-0.399)显著为负,表明政府支持对普惠金融影响家庭收入的调节效应并不是简单的线性关系;交互项单独也对家庭收入存在正向作用。综合以上分析,普惠金融对家庭收入增长的促进作用受政府支持的影响,但政府支持的程度和时机选择需要进一步通过门限效应进行检验。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>index</i>	0.234 *** (10.325)	0.235 *** (10.341)	0.336 *** (6.916)	
<i>gover</i>		0.184 ** (2.549)	0.351 *** (3.452)	
<i>ingover</i>			-0.399 ** (-2.317)	0.623 *** (8.508)
<i>edu</i>	0.023 *** (4.835)	0.022 *** (4.829)	0.023 *** (4.835)	0.023 *** (4.884)
<i>age</i>	0.000 (0.066)	0.000 (0.071)	0.000 (0.099)	0.000 (0.179)
<i>age</i> ²	-0.001 (-0.350)	-0.001 (-0.358)	-0.001 (-0.382)	-0.001 (-0.479)
<i>health</i>	-0.016 *** (-4.439)	-0.016 *** (-4.462)	-0.016 *** (-4.487)	-0.016 *** (-4.492)
<i>married</i>	-0.023 (-1.526)	-0.023 (-1.530)	-0.023 (-1.509)	-0.023 (-1.571)

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>gender</i>	0.008 (0.812)	0.008 (0.850)	0.009 (0.881)	0.008 (0.805)
<i>rural</i>	0.026 (0.762)	0.025 (0.733)	0.025 (0.716)	0.026 (0.744)
<i>lnasset</i>	0.074*** (20.963)	0.073*** (20.949)	0.074*** (20.981)	0.074*** (21.123)
<i>partymem</i>	-0.001 (-0.146)	-0.002 (-0.202)	-0.002 (-0.286)	-0.001 (-0.073)
<i>size</i>	-0.016*** (-5.409)	-0.015*** (-5.376)	-0.015*** (-5.240)	-0.017*** (-6.115)
<i>p_laborsum</i>	0.129*** (8.166)	0.129*** (8.164)	0.129*** (8.179)	0.128*** (8.117)
<i>pergdp</i>	0.020 (0.508)	0.041 (1.010)	0.046 (1.136)	0.042 (1.051)
常数项	0.345*** (3.279)	0.277** (2.539)	0.223** (1.999)	0.349*** (3.306)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	36 660	36 660	36 660	36 660
R^2	0.130	0.130	0.130	0.125

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为双尾检验 t 值，经过家庭层面聚类稳健标准误计算得出。

(二) 门限回归结果

1. 门限个数与门限值检验

检验普惠金融对家庭收入的影响是否存在关于政府支持水平的门限效应，在进行参数估计之前，需要先对模型的门限值个数及其显著性进行检验，来确定模型具体形式。依次假定门限值个数为1、2、3，由表5可知，单门限、双门限都在1%水平上显著， P 值小于0.01，但第三个门限值的检验并不显著，对应的 P 值为0.150。因此，政府支持存在两个门限值，门限值 γ_1 和 γ_2 分别为0.061和0.184，门限值对应的95%的置信区间较窄，门限值划分认为是合理的。门限变量的最优门限值将该回归模型划分为三个区间，在不同区间上对应着不同的回归方程系数，进而比较影响效应。限于篇幅，估计方法和步骤从略。

2. 回归结果及分析

表6为以政府支持作为门限变量得到的普惠金融对家庭收入影响的回归结果：在不控制

表5 门限值个数及门限值的检验

检验类型	统计量	
单门限检验	γ	0.184
	95%置信区间	[0.182, 0.190]
	F 值	180.690
	P 值	0.000
双门限检验	γ_1	0.061
	95%置信区间	[0.008, 0.089]
	γ_2	0.184
	95%置信区间	[0.182, 0.190]
	F 值	168.490
	P 值	0.000
三门限检验	γ_3	0.528
	95%置信区间	
	F 值	160.200
	P 值	0.150

注：迭代次数为300次。

家庭固定效应和时间固定效应时双门限回归模型的结果是显著的,结果见列(1);但在控制了家庭固定效应和时间固定效应后,双门限回归不再显著,但单门限回归结果依然显著,结果见列(2)和列(3)。为了控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量,减少对估计结果造成的影响,以列(3)回归结果为准,根据回归系数,当政府支持程度较低时($gover_{i,t-1} \leq 0.184$),普惠金融的回归系数不显著,表明在较低水平的政府支持下,普惠金融对家庭收入的影响是不明显的。在政府支持水平较高时($gover_{i,t-1} > 0.184$),普惠金融发展对家庭收入的作用效果为正,影响系数为0.238,在1%水平上显著,本文的假设得到验证。结合列(1)、列(3)结果,在所有样本中,政府支持程度小于0.061的样本占比为1.3%,政府支持程度介于0.061和0.184的样本占比为29.0%,政府支持程度大于0.184的样本占比为69.7%。在大部分家庭中,普惠金融对收入增长起到了积极的促进作用。控制变量中,家庭户主特征如教育程度、健康程度、婚姻状态几个变量的系数显著,户主性别、年龄、是否为党员以及是否为农村户口的系数则不显著;家庭层面,家庭人口规模和家庭劳动力占比的系数均显著;地区层面,省级人均地区生产总值也显著。

表6 普惠金融水平对家庭收入增长影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>edu</i>	0.025 *** (0.006)	0.023 *** (0.005)	0.023 *** (0.004)
<i>health</i>	-0.017 *** (0.003)	-0.016 *** (0.004)	-0.016 *** (0.003)
<i>partymem</i>	0.045 *** (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)
<i>rural</i>	0.030 (0.031)	0.027 (0.035)	0.029 (0.031)
<i>age</i>	0.001 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
<i>age²</i>	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
<i>gender</i>	0.013	0.007	0.007
<i>married</i>	-0.026 * (0.014)	-0.023 (0.015)	-0.023 * (0.014)
<i>lnasset</i>	0.071 *** (0.003)	0.074 *** (0.004)	0.073 *** (0.003)
<i>size</i>	-0.029 *** (0.003)	-0.016 *** (0.003)	-0.016 *** (0.003)
<i>p_laborsum</i>	0.118 *** (0.015)	0.130 *** (0.016)	0.129 *** (0.015)
<i>pergdp</i>	0.474 *** (0.022)	-0.002 (0.040)	0.010 (0.04)
0. _cat#c. index	-0.143 ** (0.062)	0.024 (0.068)	0.008 (0.061)
1. _cat#c. index	0.160 *** (0.024)	0.246 *** (0.023)	0.238 *** (0.019)

表6(续)

变量	(1)	(2)	(3)
2. <i>_cat#c.index</i>	0.375*** (0.020)	0.177*** (0.032)	
常数项	-0.328*** (0.082)	0.377*** (0.106)	0.363*** (0.099)
家庭固定效应	未控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	控制
样本量	36 660	36 660	36 660
R^2	0.110	0.130	0.130

注：0. *_cat#c.index*、1. *_cat#c.index*、2. *_cat#c.index* 分别表示以政府支持为门限变量切分的不同区间内的普惠金融指数。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

(三) 内生性检验

尽管回归模型中已尽可能纳入同时影响普惠金融与家庭收入的可观测变量，但仍有可能存在一些无法控制的不可观测变量影响估计结果。比如，不同家庭的金融素养不同会影响家庭普惠金融水平，而且这类因素很难被度量。为了尽可能克服由第三方因素导致的内生性问题，本文利用数据的家庭面板特征，在门限面板回归模型中控制家庭固定效应和时间固定效应，控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量，减少对估计结果造成的影响。反向因果也有可能存在，因为家庭收入的增加，会使家庭拥有的银行卡、存款、贷款、数字支付增加。因此，本文采用工具变量方法来解决基准回归中内生性导致的估计偏误问题。具体来说，参照现有研究^[31-32]的做法，使用同一社区内其他家庭普惠金融指数的均值作为工具变量。首先，同一社区内其他家庭可通过民间借贷、联保贷款等方式参与普惠金融，符合工具变量选取的相关性原则；其次，同一社区内其他家庭的普惠金融水平不会直接影响该家庭的收入情况，符合工具变量选取的外生性原则。同时，本文还进一步控制了社区家庭金融资产占比、家庭平均收入等社区层面的因素，以增强工具变量的外生性。

表7汇报了工具变量的两阶段回归(2SLS)的估计结果。列(1)为第一阶段回归结果，结果显示工具变量与内生变量家庭普惠金融指数显著正相关。在第一阶段回归中，考虑异方差的弱工具变量检验 F 统计值为140.7，远大于10，满足工具变量相关性特征；其次，检验弱工具变量的Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值大于Stock-Yogo检验中10%对应的临界值，表明工具变量不是弱工具变量。列(2)报告了工具变量法第二阶段估计结果，LM检验统计量 P 值小于0.1，表明不存在工具变量识别不足的问题。从估计结果看，普惠金融的回归系数为0.454，在5%的置信水平上显著。经过工具变量估计后可以发现，普惠金融对家庭收入的影响系数变大，结果表明忽略内生性问题可能会低估普惠金融对家庭收入的影响。需要强调的是，受制于数据可得性，

表7 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)
<i>index</i>		0.454** (0.205)
同一社区内其他家庭普惠金融指数均值	0.257*** (0.022)	
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制
样本量	36 396	36 396
F 统计值	140.700	

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

本文选取的同一社区内其他家庭普惠金融指数均值作为工具变量只是部分缓解内生性问题,也说明了结果的稳健性,但结果仍可能存在一定的局限性。

(四) 普惠金融对家庭收入增长的影响机制

国内外研究普遍认为普惠金融通过缓解融资约束、使更多低收入群体获得正规信贷来增加个体经营,可以减少经济中的失业问题^[33],通过影响家庭成员非农就业、创业活动来增加居民收入^[25,34]、减少农村贫困^[35]。根据现有文献和理论分析,一方面,政府支持发挥成本效应和预期效应影响普惠金融发展,扩大低收入群体的信贷可得性,增加个体经营,有利于促进创业和非农就业;另一方面,政府积极发挥生态效应,通过与市场及社会多元主体的密切合作优势互补,促进地方特色产业形成,形成产业集聚和规模效益、提升当地产业的市场竞争力,可有效缓解融资约束、带动地区创业,进而提高家庭收入。

本文借鉴现有研究^[25,36]的做法,选取“家庭是否受到融资约束”和“家庭是否创业”进行普惠金融对家庭收入增长影响的机制分析。使用问卷中“目前,您家是否因买房、买车、教育、医疗、投资等原因需要借入资金?”“您家计划从下列哪个渠道借入?”来衡量家庭是否缓解了融资约束,取值为1代表家庭没有受到融资约束(缓解了融资约束),否则为0。使用问卷中“家庭当前是否从事工商业生产经营项目”来衡量家庭是否创业,取值为1代表家庭当前从事工商业生产经营项目,否则为0。接下来,本文采用中介效应模型分析普惠金融与家庭收入增长的中间传导机制,即普惠金融通过缓解资金约束和促进创业进而影响家庭收入。从表8回归结果可以看出,普惠金融对缓解资金约束和促进创业均具有正向影响;缓解资金约束、促进创业对家庭收入具有正向影响;但引入中介变量后普惠金融对家庭收入的估计系数变小,这说明普惠金融可以通过缓解融资约束直接提高家庭收入,还可以通过促进创业间接提高家庭收入。

表8 普惠金融水平对家庭收入增长影响机制分析结果

变量	OLS 模型	融资中介效应模型		创业中介效应模型	
	<i>Lperincome</i>	缓解资金约束	<i>Lperincome</i>	促进创业	<i>Lperincome</i>
<i>index</i>	0.278*** (0.023)	0.0325*** (0.011)	0.277*** (0.023)	0.0554*** (0.010)	0.271*** (0.023)
缓解资金约束			0.017 (0.013)		
促进创业					0.132*** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.506*** (0.106)	-0.092* (0.051)	0.508*** (0.106)	0.085 (0.058)	0.495*** (0.106)
样本量	36 660	36 660	36 660	36 660	36 660
R^2	0.111	0.016	0.111	0.014	0.115

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。

(五) 稳健性检验

1. 改变计量模型

根据上文分析得出的政府支持的门限值，将政府支持水平划分为不同区间，同时引入虚拟变量。在控制家庭固定效应和时间固定效应以后，政府支持存在一个门限值，建立模型如下：

$$Lperincome_{i,t} = \mu_i + \beta_1 index_{i,t} \times dummy_1 + \beta_2 index_{i,t} \times dummy_2 + \delta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

模型(6)中， $dummy$ 是虚拟变量，当政府支持水平小于门限值时 $dummy_1$ 取1，当政府支持水平高于门限值时 $dummy_2$ 取1。表9中列(1)的回归结果显示，在不同的政府支持水平下，普惠金融对家庭收入的作用效果存在差异，门限效应的存在得以验证。并且回归系数估计值的符号与单重门限面板回归模型结果相同，大小接近，表明更换计量模型后，政府支持对普惠金融影响家庭收入效果依然存在门限效应，本文的结论稳健。

2. 调整解释变量滞后阶数

为了减弱反向因果的可能性，本文用普惠金融和政府支持两个自变量的滞后一期替换原自变量进行门限回归。回归结果如表9中列(2)所示，存在单个门限值，政府支持水平低于门限值时，普惠金融对家庭收入的作用系数为-0.011，不显著，当政府支持水平高于门限值时，普惠金融对家庭收入的作用系数为0.299，在1%水平上显著，表明随着政府支持水平的提高，普惠金融对家庭收入的正向促进作用增强。调整解释变量滞后阶数后，普惠金融发展对家庭收入的作用存在关于政府支持的调节效应结论仍然成立。

3. 更换被解释变量

为了进一步验证政府支持在普惠金融对家庭收入水平的影响中的调节效应，本文以2016年与2018年两年各省份的中央政府拨付的关于普惠金融发展专项资金^①，除以各省份常住人口后得到普惠金融发展的人均拨付资金，再应用上文提到的方法，与各省份政府工作报告中关于普惠金融词频的指标合成新的政府支持指标，这一构建指标与基本模型中的政府支持指标具有一定的相似性，进一步支持本研究构建指标的合理性。

表10报告了更换政府支持指标后，根据模型(2)—模型(4)进行双向固定回归和门限面板回归的结果。表10列(1)—列(3)为依次加入普惠金融、政府支持水平以及二者交互项的回归结果，所有回归中，普惠金融水平、政府支持水平以及二者交互项的系数均为正且显著，表明从整体而言，普惠金融和政府支持水平的提升有助于提升家庭收入，且随着政府支持水平的提升，普惠金融对家庭收入的边际促进效应递增。列(4)和列(5)为门限回归以及控制家庭、时间效应后的门限回归结果，两个回归均存在双门限效应，从回归结果可以看出，随着政府支持水平的提高，普惠金融对家庭收入的促进效果依然是逐渐增强的，符合本文的研究假设。

表9 稳健性检验1、2回归结果

变量	(1)	(2)
<i>index1</i>		-0.011 (0.027)
<i>index2</i>		0.299*** (0.087)
<i>index</i> × <i>dummy1</i>	0.062 (0.051)	
<i>index</i> × <i>dummy2</i>	0.286*** (0.023)	
控制变量	控制	控制
常数项	0.465*** (0.087)	0.698*** (0.119)
样本量	36 660	24 440
R^2	0.112	0.014

注：列(1)为改变计量模型的稳健性检验结果；列(2)为调整解释变量滞后阶数的稳健性检验结果。*index1*、*index2*为以政府支持为门限值划分的两个区间内的普惠金融指数。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

① 财政部网站公布的下拨给各省份的普惠金融发展专项资金从2016年开始。

表 10 稳健性检验 3 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>index</i>	0.175 *** (5.996)	0.175 *** (6.007)	0.150 *** (2.649)		
<i>gover3</i>		0.122 *** (2.931)	0.088 (1.127)		
<i>index</i> × <i>gover3</i>			0.083 (0.512)		
0. <i>_cat#c. index</i>				0.121 *** (4.198)	0.126 *** (3.742)
1. <i>_cat#c. index</i>				0.195 *** (7.282)	0.192 *** (6.324)
2. <i>_cat#c. index</i>				0.355 *** (7.738)	0.347 *** (6.828)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	未控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	未控制	控制
常数项	0.729 *** (4.049)	0.683 *** (3.777)	0.696 *** (3.817)	0.697 *** (4.962)	0.771 *** (4.274)
样本量	24 440	24 440	24 440	24 440	24 440
R^2	0.034	0.035	0.035	0.035	0.035

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为双尾检验 t 值，经过家庭层面聚类稳健标准误计算得出。

(六) 异质性分析

为了验证政府支持对普惠金融影响家庭收入的调节效应是否存在地区差异，本文将所有样本按照所在省份所属地区分为中部地区、东部地区和西部地区三组子样本进一步分析。首先，分中、西、东部三个区域对模型的门限值个数及显著性进行检验，表 11 分区域的门限回归结果与总样本回归结果基本一致，单重门限和双重门限都在 1% 水平上显著， P 值小于 0.01，第三个门限值的检验不显著。因此，分别使用双门限回归模型分区域进行回归，表 11 展示了东部地区、中部地区和西部地区的回归结果。在三个区域中，家庭收入与普惠金融之间的关系都存在关于政府支持的双门限效应，且都是政府支持水平越高，普惠金融对家庭收入的正向影响效果越显著，进一步验证了结论。另外，从回归结果可以看出，当政府支持水平超过第一个和第二个门限值后，在西部地区，普惠金融对家庭收入影响的作用效果大于中部地区和东部地区，说明政府支持的调节作用在西部地区表现更加明显，这可能是由于西部地区的贫困区域和贫困人口较多，当地政府出于脱贫的考虑，对普惠金融的支持更多，以起到帮助贫困家庭脱贫的效果。

表 11 后两列报告了普惠金融发展对家庭收入影响的城乡异质性分析结果。在城乡之间，家庭收入与普惠金融之间的关系仍然都存在关于政府支持的双门限效应，且都是当政府支持水平较高时，普惠金融水平对家庭收入的正向影响越大。超过第一个门限值后，农村样本的普惠金融对家庭收入的促进效果要高于城镇样本，这也与近些年政府通过普惠金融大力支持农村脱贫与经济现实的现实情况相符。

表 11 普惠金融对家庭收入影响的异质性分析结果

变量		东部地区	中部地区	西部地区	农村样本	城镇样本
双门限检验	γ_1	0.112	0.184	0.180	0.102	0.061
	γ_2	0.178	0.237	0.520	0.183	0.183
普惠金融	$index1$	-0.013 (0.042)	0.238*** (0.061)	0.079 (0.060)	0.103 (0.071)	-0.010 (0.077)
	$index2$	0.316*** (0.031)	0.007 (0.057)	0.377*** (0.035)	0.376*** (0.043)	0.172*** (0.030)
	$index3$	0.496*** (0.029)	0.353*** (0.040)	0.627*** (0.054)	0.566*** (0.033)	0.405*** (0.024)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制
常数项		0.307* (0.120)	-0.210 (0.171)	0.191 (0.130)	-0.247* (0.116)	0.348*** (0.104)
样本量		14 976	9 669	12 015	15 891	19 965
R^2		-0.327	-0.350	-0.384	-0.359	-0.374

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。对于城市样本和农村样本而言，普惠金融对家庭收入的影响系数都是显著为正的，但前者的影响系数要低于后者。进一步进行费舍尔组合检验，结果表明，两者的系数差为-0.148，对应的P值小于0.01，说明可以在1%的显著水平上拒绝两者无差异的原假设。东部、西部和中部地区三个样本之间同样通过组间系数无差异检验。

异质性分析结果表明：在西部贫困地区和农村地区，为了更好地促进家庭收入增长，需要政府更加积极有为，支持普惠金融发展，为普惠金融发展营造良好的金融生态环境，发挥普惠金融积极效应，支持实体经济、民营经济发展，提供更多就业机会，从而促进家庭收入增长。

五、结论

（一）政府支持对于普惠金融影响家庭收入存在重要的调节效应

本文主要使用政府工作报告文本分析数据（主要为普惠金融、农村金融、金融扶贫、实体经济、融资担保、信用体系、信用平台、金融生态等字段频率）作为政府支持水平的衡量指标，并使用CHFS数据构建家庭普惠金融指数，之后与政府支持指标合成面板数据，首先通过动态面板回归模型分析普惠金融、政府支持以及二者交互项对家庭收入的促进作用，然后以政府支持作为门限变量，研究在不同政府支持水平下普惠金融对家庭收入的影响差异。研究结果表明，普惠金融对家庭收入的作用效果受到政府支持水平的调节，普惠金融与家庭收入之间存在以政府支持为门限变量的非线性关系，在低政府支持水平下，普惠金融对家庭收入促进效果较弱，随着政府支持水平的提高，普惠金融对家庭收入的促进效果增强；机制分析表明，普惠金融主要通过缓解资金约束和促进创业来促进家庭收入增长；在改变计量模型、调整滞后阶数、更换解释变量方法后，核心结论仍然稳健。

（二）政府支持关于普惠金融影响家庭收入的调节效应存在区域异质性和城乡异质性

在西部和农村地区，政府支持的调节效应较高，这可能与近些年国家投入大量人力、财力开展脱贫攻坚有关。西部和农村地区的产业发展水平较低，更加需要地方政府积极有为，推动地区特色产业形成，通过普惠金融更好地支持实体经济、民营经济发展，带动更多经营主体参与产业发展、提高普惠信贷群体资金使用效率，进而促进家庭收入增长、推动地区经济发展。

需要注意的是，本文的实证分析结果虽然显示随着政府支持水平的不断提高，普惠金融对家庭收入的促进作用会持续增加，但是否政府支持水平越高越好，暂不能得出相关结论。现阶段各地政府对普惠

金融发展的支持水平都还处于较低阶段,仍有一定上升空间,但当普惠金融发展进入一定的稳定阶段后,是否依然需要政府支持发挥作用,以及政府支持普惠金融发展的边界和有效途径,都需要进一步的研究。

参考文献:

- [1] SUESSE M, WOLF N. Rural transformation, inequality, and the origins of microfinance[J]. *Journal of Development Economics*, 2020, 143: 102429.
- [2] GOODSPEED T B. Microcredit and adjustment to environmental shock: evidence from the Great Famine in Ireland[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 121: 258-277.
- [3] BANERJEE A, DUFLO E, GLENNERSTER R, et al. The miracle of microfinance? Evidence from a randomized evaluation[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(1): 22-53.
- [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] 陈道亮. 关于我国普惠金融商业可持续性的评价及对策建议[J]. *国际金融*, 2022(5): 52-55.
- [6] 粟芳, 方蕾. 中国农村金融排斥的区域差异: 供给不足还是需求不足? ——银行、保险和互联网金融的比较分析[J]. *管理世界*, 2016(9): 70-83.
- [7] 张建成. 发展金融排斥理论 探析政府普惠金融角色新定位[J]. *清华金融评论*, 2018(2): 100-102.
- [8] 朱广其. 政府市场结合的小微企业普惠金融支持策略[J]. *西南科技大学学报(哲学社会科学版)*, 2016, 33(4): 67-71.
- [9] 刘国平. 浅析政府对普惠金融发展的支持[J]. *经济研究导刊*, 2018(23): 151-152.
- [10] 马洪范, 商瑾. 构建普惠金融体系的财政思考[J]. *中国金融*, 2010(10): 16-17.
- [11] 张永起, 龚榆桐. 县域普惠金融改革经验及困境、路径分析[J]. *西南金融*, 2019(4): 90-96.
- [12] 邓国文, 韦愈. 贫困地区信用建设与普惠金融协调发展探讨——以广西河池市为例[J]. *征信*, 2020, 38(5): 52-58.
- [13] 王克听. 农村普惠金融发展成效案例分析——以河南省兰考、卢氏、栾川三县为例[J]. *华北金融*, 2019(10): 74-80.
- [14] 姜再勇, 魏长江, 姚敏. 政府参与普惠金融发展的动因、方式和边界[J]. *南方金融*, 2017(10): 13-17.
- [15] 徐诺金. 普惠金融的兰考实践[M]. 北京: 中国金融出版社, 2021.
- [16] 刘蓝予, 周黎安. 县域特色产业崛起中的“官场+市场”互动——以洛川苹果产业为例[J]. *公共管理学报*, 2020, 17(2): 116-127.
- [17] 汪雯羽, 贝多广. 数字普惠金融、政府干预与县域经济增长——基于门限面板回归的实证分析[J]. *经济理论与经济管理*, 2022, 42(2): 41-53.
- [18] 邹伟, 凌江怀. 政府干预、地方金融发展与经济增长[J]. *当代财经*, 2018(4): 14-24.
- [19] 粟芳, 方蕾. “有为政府”与农村普惠金融发展——基于上海财经大学2015“千村调查”[J]. *财经研究*, 2016, 42(12): 72-83.
- [20] 徐忠, 沈艳, 王小康, 等. 市场结构与我国银行业绩效: 假说与检验[J]. *经济研究*, 2009, 44(10): 75-86.
- [21] 赵昕, 李扶民. 论理性预期理论的合理性[J]. *中央财经大学学报*, 2002(9): 51-55.
- [22] 周孟亮. 我国小额信贷的“双线”融合与政策优化——基于可持续性金融扶贫视角[J]. *社会科学*, 2019(12): 51-60.
- [23] 周黎安. “官场+市场”与中国增长故事[J]. *社会*, 2018, 38(2): 1-45.
- [24] 李建军, 韩珣. 金融排斥、金融密度与普惠金融——理论逻辑、评价指标与实践检验[J]. *兰州大学学报(社会科学版)*, 2017, 45(4): 19-35.
- [25] 尹志超, 彭嫦燕, 里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. *管理世界*, 2019, 35(2): 74-87.
- [26] SARMA M. Index of financial inclusion[Z]. ICRIER Working Paper No. 215, 2008.
- [27] 师博, 沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. *管理世界*, 2013(10): 6-18.
- [28] 颜廷峰, 袁安妮, 徐旭初. 互联网金融、政府干预与经济增长质量——基于面板门限回归模型的实证检验[J]. *财政研究*, 2019(9): 47-61.
- [29] 徐建波, 夏海勇. 金融发展与经济增长: 政府干预重要吗[J]. *经济问题*, 2014(7): 41-47.
- [30] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [31] 尹志超, 文小梅, 栗传政. 普惠金融、收入差距与共同富裕[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(1): 109-127.
- [32] FU S H, LIAO Y, ZHANG J F. The effect of housing wealth on labor force participation: evidence from China[J]. *Journal of Housing Economics*, 2016, 33: 59-69.
- [33] GANTI S, ACHARYA D. Financial inclusion fosters growth: simple multiplier and “AK” growth model analysis[J]. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 2017, 5(3): 55-59.
- [34] 肖龙铎, 张兵. 金融可得性、非农就业与农民收入——基于CHFS数据的实证研究[J]. *经济科学*, 2017(2): 74-87.
- [35] BURGESS R, PANDE R. Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment[J]. *The American Economic Review*, 2005, 95(3): 780-795.
- [36] 李建军, 李俊成. 普惠金融与创业: “授人以鱼”还是“授人以渔”? [J]. *金融研究*, 2020(1): 69-87.

Government Support, Inclusive Finance and Growth of Household Income

LIU Ruyu

(University of the Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488)

Abstract: The development of inclusive finance in China cannot be separated from the guidance and support from the government. This paper mainly uses government work report text analysis data (mainly including inclusive finance, rural finance, financial poverty alleviation, real economy, financing guarantee, credit system, credit platform, financial ecology and other field frequencies) as a measure of government support level, and constructs a household inclusive finance index using data from China Household Finance Survey (CHFS) in 2015, 2017, and 2019, synthesizing government support and household inclusive financial indicators into 3-year panel data.

Through the analysis of the mechanism of action, it can be seen that local governments support the development of inclusive finance by exerting cost effect, expected effect, and ecological effect. Effective support from local governments can reduce the cost of inclusive credit, expand the availability of credit, promote the formation of regional characteristic industries, promote entrepreneurship and employment, and thus affect economic development (income growth). Based on theoretical analysis, a research hypothesis is proposed: the effect of inclusive finance on household income is regulated by the level of government support. The higher the level of government effective support for the development of inclusive finance, the stronger the promoting effect of inclusive finance on household income. The author tested the moderating effect of government support on the impact of inclusive finance on household income through dynamic panel regression models and threshold panel regression models.

The research results indicate that there is a nonlinear relationship between inclusive finance and household income, with government support as the threshold variable. Under low levels of government support, the promotion effect of inclusive finance on household income is weak. As the level of government support increases, the promotion effect of inclusive finance on household income increases. After changing the econometric model, adjusting the order of lag, and replacing explanatory variables, this conclusion remains robust.

Mechanism analysis shows that inclusive finance mainly drives household income growth by alleviating financial constraints and promoting entrepreneurship; Heterogeneity analysis shows that there is regional and urban-rural heterogeneity in the regulatory effect of government support on the impact of inclusive finance on household income. In regions with a large number of impoverished populations such as western and rural areas, the regulatory effect of government support is relatively high. In western and rural areas, higher levels of government support are more conducive to inclusive finance promoting household income growth. In order to better leverage the effects of inclusive finance, the government needs to be more proactive and create a good financial ecological environment for the development of inclusive finance. Through inclusive finance, it can better support the development of the real economy and private economy, promote entrepreneurship, employment, and ultimately promote household income growth.

Keywords: household income; inclusive finance; government support; cost effect; expected effect; ecological effect

(责任编辑:周 斌)