

# 农村普惠金融发展对农户收入的影响研究

杨东 郑家喜 宋嘉豪<sup>1</sup>

**【摘要】** 农户的收入水平始终是衡量农村经济发展程度的重要指标，在乡村振兴战略背景下如何实现农户收入的稳健提高是当前“三农”问题的研究重心。农村普惠金融作为农村经济的调节剂，是否能够有效促进农户收入的提高值得我们深入研究。对此，本文运用2009~2016年全国30个省的面板数据，运用APN法、熵值法、面板双向固定效应、面板分位数回归等方法对农村普惠金融的发展如何影响农户的收入进行实证检验。检验结果显示，农村普惠性金融的发展可以正向提升农户可支配收入，即发展水平越高，对应的农户收入也会越高。同时，农村普惠金融发展对农户收入的影响同样存在异质性。本文分别以区域范围的异质性、农户禀赋的异质性和农村普惠金融发展维度的异质性这三个视角为出发点加以验证。

**【关键词】** 农村普惠金融 金融发展 农户收入

**【中图分类号】** F830.5 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1003-7470(2021)-01-0104(07)

## 一、引言

改革开放四十多年来，我国经济的发展举世瞩目，经济长期的高速增长让经济总量实现了巨大的飞跃。但经济高速发展的背后依然存在许多矛盾，二元经济体系下农村经济的发展问题是我国实现小康社会目标的阻碍。对此，习总书记于2017年10月18日在党的十九大报告中提出乡村振兴战略方针，明确指出“三农”问题是关乎国计民生的根本性问题，“三农”问题是全党全党经济发展目标的重中之重。随着我国农村金融体制改革的不断深化和经济发展的重心逐渐向农村转移，农村经济的发展变得尤为重要。目前，我国经济从高速增长变为中高速增长，同时经济产业转型与国际局势恶化并行，整体经济下行压力加大，如何在此环境下实现经济的平稳发展，农村经济的发展显得尤为重要。

农户收入是最能反映农村经济实际发展情况的指标。因此，解决农户收入的问题就是解决农村经济的突破口，但农村经济的发展离不开资金的支持，不管是农户个人还是农业企业，都需要相关的金融需求。传统的农村金融并不能公平有效的为农村各金融需求者提供满意的金融服务，因此，普惠金融的提出与发展是解决这一问题的重要举措。普惠金融自2005年提出以来，经过不断的发展与演进，已逐渐走向成熟。普惠金融最早见于十八届三中全会上提出的普惠金融战略发展目标，随后国务院于2016年正式发布《推进普惠金融发展规划（2016~2020）》，将普惠金融发展纳入国家战略规划层面。农村普惠金融作为普惠金融的具体目标形式，能够有效解决农村金融供需的矛盾。农村普惠金融的理论与实践为实现农户的增收提供了新的选择。因而本文将农村普惠金融的发展如何影响农户收入这一问题展开探究。

## 二、农村普惠金融发展对农户收入影响的实证检验

### 1. 研究设计

<sup>1</sup>作者简介：杨东 博士研究生 中南财经政法大学工商管理学院 湖北武汉 430073

郑家喜 教授 博士生导师 中南财经政法大学工商管理学院 湖北武汉 430073

宋嘉豪 博士研究生 中南财经政法大学工商管理学院 湖北武汉 430073

基金项目：国家社科基金重大项目“中国相对贫困的多维识别与协同治理研究”（编号：19ZDA151）；国家自然科学基金青年项目“土地制度改革试点、产权有效性与农村土地冲突研究”（编号：71503269）的阶段性研究成果

(1) 样本选取。基于现有最新数据的收录，本文选取 2009~2016 年，除港澳台和西藏外的其他 30 个省级行政区作为样本。选取这一区间的数据主要有两点原因，一是数据的可得性有限。本文在构建农村普惠金融发展指标时，充分考虑了指标的实效性，对各年公开年鉴、报告等省级面板数据进行了深度挖掘。二是 2009 年是我国普惠金融发展的重要节点。普惠金融的概念自 2005 年提出的三年内，未受到各方的广泛关注，而 2008 年的世界金融危机对全球金融体系稳定形成了冲击和影响，各个国家都在重新审视自身的金融服务体系，特别是在监管体系上进行调整和改革，以期望在经济进一步的发展过程中规避金融风险，更好作用于实体经济的发展，并加速了普惠金融的推广力度，普惠金融被正式提上国际日程，并且纳入到了部分国家的发展战略中去。<sup>[1]</sup>因此，选取 2009 年后的数据也更具有现实意义。

(2) 变量界定。被解释变量。农户收入指农户人均可支配收入以 DIRH 记（元）。对应的数据来源于 2010~2017 年《中国统计年鉴》。为了避免异方差和有偏分布的影响，本文对其取自然对数处理。

解释变量。农村普惠金融发展主要从农村普惠金融发展指数（以 RIFI 记）、农村普惠金融可得性指数（以 RIFAI 记）、农村普惠金融使用情况指数（以 RIFUI 记）、农村普惠金融服务效用性指数（以 RIFEI 记）四个维度进行度量。对应的指数测度方法如前文所述。由于本文更关心普惠金融发展对收入影响的弹性，因此对其加一后取自然对数。

控制变量。在文献阅读的基础上，综合考虑数据的可得性，本文选取了物质资本、产业结构、政府财政支出、就业环境、消费水平和投资水平共六个控制变量。其中，一是物质资本：间接层面上，物质资本代表着农民生产资料的丰富与否。而在主观层面上，物质资本是农民向金融机构进行借贷行为过程中的合理抵押物。故本文以耕地面积来代表物质资本，根以 PHYC 记（千公顷）。二是产业结构：本文以二、三产业产值占地区 GDP 的比重代表产业结构，以 INST 记。<sup>[2]</sup>三是政府财政支出：本文以农林水事务支出代表政府财政支出变量，以 GVEX 记（亿元）。<sup>[3]</sup>四是就业环境：本文将规模以上工业企业平均用工人数作为就业环境变量，以 WKEN 记（万人）。最后，选取农村居民消费水平，以 CONS 记（元），和农村居民固定资产投资，以 INV 记（亿元），以控制消费和支出对收入的影响，<sup>[4]</sup>以上数据均来源于 EPS 中国宏观经济数据库。类似地，为了避免异方差和分布有偏的影响，本文对控制变量中，除 IS 变量外的其他变量均进行了自然对数处理。

(3) 模型设定。基于面板数据的特质考量，本文分别引入个体效应与时间效应进入模型，从而建立经典的双向效应模型（如式 1 所示）。

$$DIRH_{it} = \alpha + \beta_1 RIFI_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \tag{1}$$

其中，DIRH 为被解释变量，RIFI 为解释变量，Controls 为一系列控制变量，均如前文所界定。 $\mu_i$  表示个体效应，用于控制不随时间变化部分的影响，如社会关系网络、信任与和谐非正式制度因素相对较为稳定，但却会对农户收入产生重要影响；<sup>[5]</sup>  $\lambda_t$  则表示时间效应，用于控制各年宏观（经济形势、政策出台等）波动的影响，而  $\epsilon_{it}$  则为经典的残差项。若  $\beta_1$  的估计结果显著为正，则表明农村普惠金融可以正向提升农户可支配收入；若  $\beta_1$  的估计结果显著为负，则表明农村普惠金融会降低农户可支配收入；若  $\beta_1$  的估计结果不显著，则表明二者关系得不到统计证据支持。

表 1 变量定义

| 变量  |      | 度量方法         | 符号   |
|-----|------|--------------|------|
| 被解释 | 农户收入 | 农户人均可支配收入（元） | DIRH |

|     |          |                       |       |
|-----|----------|-----------------------|-------|
| 变量  |          |                       |       |
| 解释变 | 农村普惠金融发展 | 农村普惠金融发展指数            | RIFI  |
|     |          | 农村普惠金融可得性指数           | RIFAI |
|     |          | 农村普惠金融使用情况指数          | RIFUI |
|     |          | 农村普惠金融服务效率指数          | RIFEI |
| 控制变 | 物质资本     | 耕地面积（千公顷）             | PIIYC |
|     | 产业结构     | 二、三产业产值占地区 GDP 的比重（%） | INST  |
|     | 政府财政支出   | 农林水事务支出（亿元）           | GVEX  |
|     | 就业环境     | 规模以上工业企业平均用工人数（万人）    | WKEN  |
|     | 消费水平     | 农村居民消费水平（元）           | CONS  |
|     | 投资水平     | 农村居民固定资产投资（亿元）        | INV   |

## 2. 异质性分析

（1）区域异质性。区域发展不平衡是我国经济发展过程中一大重要特点，而这也体现在农村普惠金融领域。我国农村普惠金融区域发展不均衡，农村普惠金融的发展并非呈现“梯级递减”趋势，而是呈现“中部塌陷”格局，东部地区农村普惠金融发展水平普遍高于中西部地区，<sup>[6]</sup>相邻城市农村普惠金融发展水平差异性较小，中西部地区由于近几年政府大力支持金融业发展，农村普惠金融发展水平明显提升。同时，学者们也意识到农村普惠金融实现包容性增长，还应重点关注和消除区域不平衡。<sup>[7]</sup>一些学者考虑了我国农村普惠金融发展的区域差异，指出农村金融发展存在着强烈的区域不平衡和空间依赖性，<sup>[8]</sup>在农村金融较为发达的东部地区，金融发展对农户收入提高的促进效用更为明显，在金融发展滞后的中西部地区，农村金融发展对农户的增收作用则有限。<sup>[9]</sup>基于此，本文将对农村普惠金融增收效应是否会因区域因素而产生分异这一问题进行探究。

根据国家统计局东西中部和东北地区划分方法，东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆；东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。基于此分类方法，回归结果如图 1 所示。从中可以发现，农村普惠金融的增收效应仅在东部地区和西部地区存在，而在中部地区和东北地区则不明显。在 5%显著水平下，除西部地区外，东部地区、中部地区和东北地区均显著，即农村普惠金融水平每提升 1%，东部地区的农户人均可支配收入会提升 0.7192%，中部地区和东北地区的农户人均可支配收入会分别降低 1.7792%和 0.4552%。这一结果与大多数实证研究保持了一致，如孙玉奎等研究表明，各地区农村金融发展存在着显著的差异性，其具体表现为东部地区不仅有助于农户收入增长，也有利于地区的收入差距缩小，但这种情况在中西部地区表现的往往不明显；武丽娟和徐璋勇（2018）通过大规模的农户微观数据调研后发现，绝对贫困和相对贫困只有东部地区的普惠金融发展上呈现出积极作用，并有效的推动了地区经济增长。

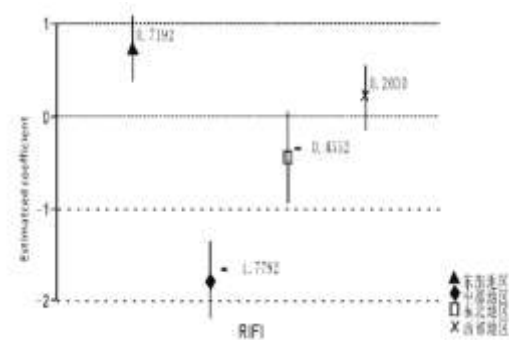


图 1 农村普惠金融发展影响农户收入的地理位置差异

注：图中数字代表对应分组内 RIFI 点估计值，从点估计向外扩散到两端。其中，颜色最深处为 95%置信区间，最外端为 99%置信区间。

这一结果也可以验证农村普惠金融增收效应存在门槛效应，东部地区较多省份农村普惠金融发展水平已经跨过了门槛值，来到了“U”型曲线的右侧，而中部地区和东北地区大多还处于“U”型曲线的左侧，尚无法真正提升农户收入。而西部地区混合有农村普惠金融发展水平高和低的样本，从而导致整体回归结果不显著。这也印证了乔海曙和陈力、胡宗义和刘亦文等学者的研究结果，即金融发展的深入能够有效缩小城乡收入差距，特别是在金融发展的高级阶段，这种关系更为明显。<sup>[10][11]</sup>

农村普惠金融下农户能否真正实现减贫增收很大程度上依赖金融资源是否真正流向低收入农户的手中。在我国金融抑制、市场机制扭曲的环境下，政策操作者和政策指向者之间的信息不对称很可能导致信贷、保险等金融资源在二次配置的过程中偏离贫困农户等服务对象，面临中间耗散的困境。我国农贷市场分割分化严重，多数农户被“客体化”和“边缘化”，农贷资金进入乡村需要寻求内部化节约交易成本的乡村精英与其对接。<sup>[12]</sup>精英能否将资金配置给低收入农户取决于国家政策和农户利益之间的权衡，信息不对称和监管无效会导致精英偏离普惠金融目标，将资源优先分配给社会网络强大、具有政治关联的富裕农户。银行服务包容实则造成了金融抑制租金和二次金融排斥，进而导致普惠金融实施过程中的目标偏离、结构扭曲以及功能错位。此外，农户对国家援助具有依赖性，金融知识的匮乏导致其将银行低息贷款混同于政府扶贫资金，农户一旦将贷款认定为救济性资金，则缺乏还款意识，且不会把资金用于扩大再生产和人力资本投资，农村普惠金融引致的倾向性资金配置未能消除金融排斥，反而成为贫困人口过度负债的根源，进一步恶化农户收入差距。基于此，本文借鉴李建军和韩王旬的处理方式，引入市场化指数来分析资源配置扭曲对农村普惠金融增收效应的影响。<sup>[13]</sup>具体而言，在地方政府规模越小，政府干预力量更弱，市场分配经济资源比重更高的地区，由于交易通过内部化实现了成本的降低，同时去组织化的制度能够实现资源配置的更加有效性，促进金融资源更加注重弱势群体而并非排斥，从而达到金融服务的目标和目的，实现减贫增收。基于此，有必要针对不同市场化组别分别探究农村普惠金融增收效应。

市场化指数来源于王小鲁等发布的《中国分省份市场化指数报告（2018）》，其从政府与市场的关系、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育法治环境度量了我国 2008~2016 年分省市场化进程指数。该指数已成为研究我国政府与市场关系的首选数据来源，其不仅在制度经济学、发展经济学等领域得到运用，更进一步延展到公司金融学、环境经济学、农村经济学、战略管理学等领域。

表 2 农村普惠金融发展对影响农户收入的市场化差异

|  | (1) | (2) | (3) |
|--|-----|-----|-----|
|--|-----|-----|-----|

|          |                      |                      |                    |
|----------|----------------------|----------------------|--------------------|
| RIFI     | 0.1700<br>(1.0237)   | 0.5789***<br>(30126) | 0.0362<br>(0.2718) |
| MKT      | 0.0871<br>(1.5812)   |                      |                    |
| MKT!RIFI | 0.6222**<br>(2.2065) |                      |                    |
| 控制变量     | √                    | √                    | √                  |
| 个体效应     | √                    | √                    | √                  |
| 时间效应     | √                    | √                    | √                  |
| R2       | 0.9194               | 0.9650               | 0.8245             |
| N        | 240                  | 120                  | 120                |

注：括号内为经过聚类标准误调整后计算得到的 t 值；\*\*\*、\*\*分别表示估计系数在 1%、5%水平下显著；√和×分别表示纳入和不纳入该类型变量。

表 2 列示了对应的结果，其中 MKT 为市场化指数的虚拟变量，若市场化指数高于样本内各省份的中位数，则被划分为高市场化组，否则为低市场化组。第一列为交互项回归结果，第二和三列则为采用分组回归的结果。前者由于利用了更多的样本，估计结果通常更为有效，而后一种处理方式则允许两个样本的残差方差可以不相同。对于第一列结果，RIFI 的估计系数表示低市场化组的农村普惠金融增收效应，而 MKT\*RIFI 则表示高市场化组农村普惠金融增收效应相较于低市场化组的农村普惠金融增收效应的差异。结果表明，低市场化组农村普惠金融虽能提升农户收入，但并不显著，而高市场化组农村普惠金融增收效应则显著。以第二列结果为例，其在 1%水平下显著，即对于高市场化组而言，农村普惠金融水平每提升 1%，对应的农户可支配收入将增长 0.5789%。图 2 将上述结果进行了可视化，随着普惠金融水平的提高，低市场化组农户可支配收入的增长相对更为平缓，而高市场化组的农户可支配收入则更为陡峭。

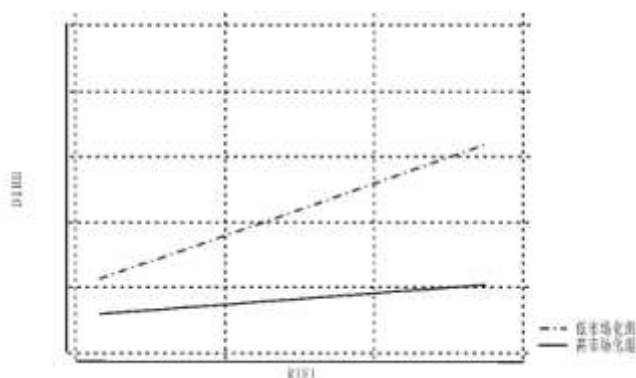


图 2 农村普惠金融发展影响农户收入的市场化差异

(2) 农户异质性。基于上述分析，有必要针对不同收入组别分别探究农村普惠金融增收效应。Koenker 和 Bassett 最早提出

分位数回归 (Quantile Regression, QR)。<sup>[14]</sup>通过分位数回归能够精确各个变量的变化范围以及条件分布形状的影响,能全面描述被解释条件分布的所有情形,还可以分析各分位数条件下解释变量对被解释变量的作用机制。因为不同分位数下的回归系数估计量往往是不一样的,所以能够解释因变量对自变量在不同水平的各自影响。同时,分位数回归不对误差项分布做具体假设,其系数估计比 OLS 回归更稳健。因此,分位数回归被广泛用于农村经济研究相关领域。李长生和张文棋通过该方法对信贷约束对不同收入水平农户影响进行研究后发现,1/10 分位点的低收入农户、1/4 分位点的较低收入农户以及 9/10 分位点的高收入农户,信贷约束对其收入有显著负向影响,而在 5/10 分位点及 3/4 分位点的回归结果显示,信贷约束对这些农户收入有负向影响但不显著。<sup>[15]</sup>

基于上述分析,有必要针对不同物质资本组别分别探究农村普惠金融增收效应。借鉴宁泽逵构造农户可持续生计资本时,以房屋面积表征物质资本的处理方式,<sup>[16]</sup>本文选用 EPS 中国固定资产投资数据库(分省)农村农户房屋建筑面积和投资中竣工房屋面积(万平方米)以作为农户物质资本的代理变量。根据竣工房屋面积的中位数将样本划分为高物质资本组和低物质资本组,从而进行分组回归以进行结果比较。

图 3 列示了对应的回归结果。其中,高物质资本组的回归系数在 5%水平下显著为正,而低物质资本组的回归系数仅在 10%水平下显著为正。当农村普惠金融水平每提升 1%,高物质资本组和低物质资本组的农户可支配收入会分别提升 0.6286%和 0.3133%,前者大致为后者的 2 倍。因此,无论是从估计系数的显著性和大小来看,农村普惠金融的增收效果均在高物质资本组更明显,这也再次表明金融机构在进行借贷决策时,出于可持续性的考量更愿意向有抵押能力的农户进行放贷,这一结果与农村普惠金融增收效应的分位数回归结果保持了一致,因此从这个层面看当前我国农村普惠金融还远远没有实现真正包容性,低收入和抵押能力的群体仍然受到了金融排斥。

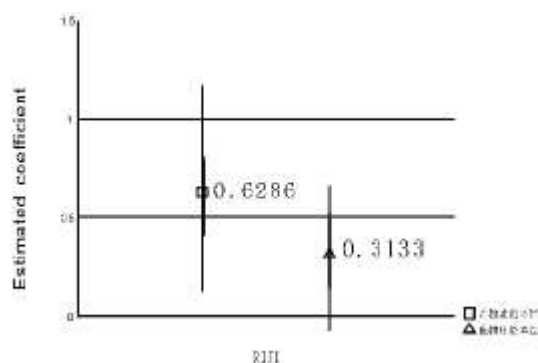


图 3 农村普惠金融发展影响农户收入的物质资本差异

注:图中数字代表对应分组内 RIFI 点估计值,从点估计向外扩散到两端。其中,颜色最深处为 95%置信区间,最外端为 99%置信区间。

农村普惠金融所能产生的作用,取决于多方面。一是农村普惠金融的涉及面能否真正覆盖到弱势群体,同时被服务的对象是否具备一定的金融学基础知识,并能够通过对知识的掌握达到应用的水平。只有具备这些条件,农村普惠金融的减贫增收作用以及其自身的风险把控、资源优化配置等才能真正实现。特别是在对金融相关知识的掌握上,必须要求个人或服务对象具备一定的金融素养,这种素养对于其进行金融投资决策、信心甄别、风险规避等方面都意义重大。但是,我国家庭目前整体金融素养水平相对较低,远远低于美国、荷兰等国家。同时,区域内部由于居民受教育水平存在差异,也导致金融素养存在较大差异性。基于此,有必要针对不同教育水平组别分别探究农村普惠金融增收效应。

基于张正平和杨丹丹的论断“中西部居民受教育水平相对东部地区居民较低,尤其是缺乏金融知识,进而制约了农村普惠

金融效果发挥”。本文选取农村普通高中毕业人数占比作为教育水平的代理变量，数据来源于 EPS。根据农村普通高中毕业人数占比作的中位数将样本划分为高学历组和低学历组，从而进行分组回归以进行结果比较。

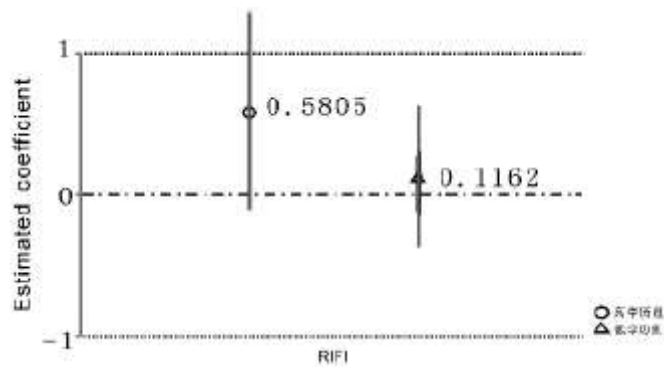


图 4 农村普惠金融发展影响农户收入的教育差异

注：图中数字代表对应分组内 RIFI 点估计值，从点估计向外扩散到两端。其中，颜色最深处为 95%置信区间，最外端为 99%置信区间。

图 4 列示了对应的回归结果。其中，高学历组的回归系数在 5%水平下显著为正，而低学历组的回归系数即使在 10%水平下显著为正。当农村普惠金融水平每提升 1%，高学历组和低学历组的农户可支配收入会分别提升 0.5805%和 0.1162%，前者大致为后者的 5 倍。因此，无论是从估计系数的显著性和大小来看，农村普惠金融的增收效果均在高学历组更明显，这也再次表明农村普惠金融增收效应的发挥不仅取决于供给方，更取决于需求方有无使用普惠金融的能力。这可能源于两个方面的原因，一方面低学历组缺乏信息收集和加工能力，而不会主动去使用普惠金融进行借贷以扩大生产；另一方面即使其主动寻求使用普惠金融服务，但由于其基本素养不足，导致其扩大再生产失败。因此，金融知识水平在金融的投资和风险规避上起着极为重要的作用，良好的金融知识储备和水平能够提升其信心的搜寻甄别能力，减少决策因信息误导而产生的不必要成本，通过能够更好地进行金融投资选择，减少金融投资风险，最终有助于农村普惠金融的减贫增收效果。

### 三、研究总结与政策建议

#### 1. 研究总结

本文从实证层面回答了农村普惠金融是否对农户的收入起到了正向的影响作用以及产生了怎么样的影响效果。第一，农村普惠金融具有增收效应，农村普惠金融的发展对农户的增收起到了正向的作用。第二，农村普惠金融的增收效应仅在东部地区和西部地区存在，而在中部地区和东北地区则会不明显。第三，高市场化组的农村普惠金融增收效应相较于低市场化组的农村普惠金融增收效应存在差异性。低市场化组的农村普惠金融虽能提升农户收入，但并不显著，而高市场化组的农村普惠金融增收效应则显著。第四，我国农村普惠金融具有显著的减贫效应，但这一效果仅对于贫困程度较轻的群体显著，而对于重度贫苦群体效果并不显著。第五，农村普惠金融的增收效果均在高物质资本组更明显。这一结果与农村普惠金融增收效应的分位数回归结果保持了一致，因此从这个层面看当前我国农村普惠金融还远远没有实现真正包容性，低收入和无抵押能力的群体仍然受到了金融排斥。第六，农村普惠金融的增收效果均在高学历组更明显，这也再次表明农村普惠金融的增收效应的发挥不仅取决于供给方，更取决于需求方有无使用普惠金融的能力。

#### 2. 政策建议

(1) 深化农村产权的担保作用。充足的担保抵押物是解决农户金融需求和防范金融风险的有效途径。因此，进一步深化农村产权的改革可以较为直观的解决农户的融资问题，提高农户资产的流动性，进而促进农村的存量资产。农村产权深化的具体措施包括以下三点：(1)完善农村产权的多样化确权并加强农村产权的管理水平。(2)扩大农村产权交易中心的网络密度，提高农村产权交易中心的建设能力。(3)进一步创新农村产权抵押的担保模式，清晰农村产权的边界。

(2) 完善农村普惠金融担保体系。加强政府、银行和担保机构的合作关系。担保机构需要与政府和银行之间建立紧密的连接关系，才可以提高效率，实现风险与收益的匹配。同时，担保机构还应该创新担保模式来实现担保业务的良性发展。政府、银行和担保机构应该成立风险共担的连接机制，每个部门按量承担相应的风险责任，不能只由担保机构独自承担。对此，需要加强三方的合作程度，明确分工责任制，分散金融风险。

(3) 提升农户的金融知识水平。由于农户普遍受教育的程度较低，知识的匮乏可能导致农户产生了对金融产品的畏惧心理，从而出现了“自我排斥”现象，这一点在实证中也得到了验证。农村普惠金融机构在推广金融产品时会受到一定的阻力，因此，对于农户而言，需要提升自身对金融知识的接收能力。金融机构应该与乡镇政府联合，定期设立农村金融知识宣讲会，地方政府安排场地和人员组织，金融机构派出宣讲人员。宣讲人员需要从农户的视角出发，将基本的金融理财知识以通俗易懂的方式传递给他们，在宣讲金融基础知识的同时，各个金融部门可以将不同的个性化产品对农户进行推广，以达到宣传产品及服务的作用。

#### 参考文献:

- [1]杜晓山. 小额信贷的发展与普惠性金融体系框架[J]. 中国农村经济, 2006, (08).
- [2]焦瑾璞, 黄亭亭等. 中国普惠金融发展进程及实证研究[J]. 上海金融, 2015, (04).
- [3]胡若梅. 普惠金融发展对农民收入的影响——基于云南省的经验研究[J]. 河北金融, 2018, (10).
- [4]李鹤, 张启文. 农村金融发展对农民非农收入影响的实证分析[J]. 统计与决策, 2019, (06).
- [5]唐为, 陆云航. 社会资本影响农民收入水平吗——基于关系网络、信任与和谐视角的实证分析[J]. 经济学家, 2011, (09).
- [6]林春, 康宽, 孙英杰. 中国普惠金融的区域差异与极化趋势: 2005-2016[J]. 国际金融研究, 2019, (08).
- [7]武丽娟, 徐璋勇. 我国农村普惠金融的减贫增收效应研究——基于 4023 户农户微观数据的断点回归[J]. 南方经济, 2018, (05).
- [8]陈雄兵, 吕勇斌. 金融发展指数的构成要素及其国际比较[J]. 改革, 2012, (08).
- [9]孙玉奎, 周诺亚, 李丕东. 农村金融发展对农村居民收入的影响研究[J]. 统计研究, 2014, (11).
- [10]乔海曙, 陈力. 金融发展与城乡收入差距“倒 U 型”关系再检验——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2009, (07).
- [11]胡宗义, 刘亦文. 金融非均衡发展城乡收入差距的库兹涅茨效应研究——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 统计研究, 2010, (05).

- 
- [12]温涛, 朱炯, 王小华. 中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较[J]. 经济研究, 2016, (02).
- [13]李建军, 韩王旬. 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, (03).
- [14]Koenker R W, Bassett G. Regression quantile[J]. Econometrica, 1978, (01).
- [15]李长生, 张文棋. 信贷约束对农户收入的影响——基于分位数回归的分析[J]. 农业技术经济, 2015, (08).
- [16]杨艳琳, 付晨玉. 中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析[J]. 中国农村经济, 2019, (03).