

欢迎按以下格式引用:王刚贞,钱慧慧.数字普惠金融、收入增长与农村返贫抑制[J].长江大学学报(社会科学版),2024,47(3): 94-102.

数字普惠金融、收入增长与农村返贫抑制

王刚贞 钱慧慧

(安徽财经大学 金融学院,安徽 蚌埠 233030)

摘要:论文基于2011~2021年我国省际面板数据,对数字普惠金融发展与农村返贫抑制之间的关系进行实证研究,并采用门槛模型检验是否存在门槛效应。结果表明:(1)数字普惠金融的发展能有效抑制农村地区返贫;(2)数字普惠金融作用农村返贫抑制的间接机制为就业创业渠道和经济增长渠道;(3)数字普惠金融对农村返贫抑制存在以城镇化率为门槛值的单一门槛效应。基于此,进一步深化数字普惠金融在低城镇化率地区的发展,对于抑制返贫具有重要意义。

关键词:数字普惠金融;收入增长;返贫抑制;农村恩格尔系数

分类号:F303.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2024)03-0094-09

一、引言

2015年中央发布文件提出到2020年要保证农村的贫困人口全面实现脱贫。自此,“精准扶贫、精准脱贫”口号在全国范围内打响。近年来,我国脱贫攻坚战略成效显著。2021年2月25日在全国脱贫攻坚总结表彰大会上,习近平总书记宣告:我国脱贫攻坚战取得了全面胜利!8年来,近1亿农村贫困人口脱贫,832个贫困县全部摘帽。

全面脱贫之后如何巩固脱贫攻坚成果即返贫抑制成为关键,而金融始终是抑制返贫的重要手段^[1]。普惠金融这一概念最早是在2005年提出的,2013年我国正式提出发展普惠金融,之后普惠金融得到迅速发展。随着数字化技术的迅速发展,普惠金融与数字化的结合萌生出数字普惠金融。数字普惠金融具有促进价格发现、缓解信息不对称的特征,有望

打通金融服务的“最后一公里”成为返贫抑制的重要手段。相较于传统金融服务体系,数字普惠金融更加强调服务对象的广覆盖性、服务方式的便利性以及服务内容的全面性。拥有这些特征的数字普惠金融通过将传统金融排斥在外的农村弱势群体纳入到金融体系中,为其提供金融服务,以满足服务对象的切身需求。故如何把握数字普惠金融带来的数字红利,发挥其在支付、信贷及保险等方面的信息及成本优势^[2],将成果惠及更多的农村弱势群体,从而实现农村返贫抑制至关重要。

在这样的现实背景下,本文试图回答以下问题:数字普惠金融对农村已脱贫地区的返贫抑制效果如何?数字普惠金融抑制农村地区返贫的作用机制如何?下文基于2011~2021年的省际面板数据实证检验数字普惠金融与农村返贫抑制之间的关系。这对于政策制定者设计和实施返贫抑制战略、实现乡

收稿日期:2023-06-16

基金项目:安徽省哲学社会科学规划项目“安徽省数字普惠金融发展对贫困减缓的作用机制与效果评价研究”(AHSKY2019D086);安徽省教育厅人文社科重点项目“农村信用互助推进共同富裕的作用机理与路径研究”(2022AH050554);安徽财经大学研究生科研创新基金“惠农小额信贷对农户生产性行为的影响研究”(ACYC2021328)

第一作者简介:王刚贞(1978—),女,湖北黄冈人,教授,博士,主要从事农村金融研究。

通信作者:钱慧慧(1999—),女,安徽安庆人,主要从事农村金融研究,E-mail:2536215103@qq.com。

村振兴等具有重要的参考意义。

二、文献综述

贫困这一问题在我国由来已久,对贫困相关问题从早期便开始研究。学者们普遍认为贫困并不是单一收入贫困问题,而是一个多维贫困问题^[3,4],因此造成贫困的因素是多方面的、多角度的。汪三贵(2008)、万广华等(2006)发现收入增长与不平等是造成减贫速度下降甚至贫困回升的主要原因^[5,6]。故要想达到减贫的目标,必须要防止不平等程度的上升。在减贫脱贫工作完成之后,脱贫人口的返贫问题如影随形,成为巩固脱贫攻坚成果的顽疾。郑瑞强等(2016)认为脱贫人口的返贫因素不仅包括政策等外在因素,还包括自身能力因素以及其他约束性因素^[7]。当外部风险和内部风险冲击具有脆弱性特征的群体时,有风险管理工具的群体可避免陷入贫困,而缺乏风险管理工具的群体只会加剧贫困甚至返贫^[8]。农村贫困人口中很多是因病致穷或者因病返贫的,因此来自能力缺失的因素在返贫中发挥了不容忽视的作用。袁方等(2019)认为输血中断式返贫和人力资本式返贫的本质都是能力的匮乏,而农村创业率和创业收入均能显著降低返贫的概率,故鼓励创业成为抑制返贫的重要途径之一^[9]。数字普惠金融通过向农村家庭提供创业资金或避险工具,也能有效防止返贫的发生^[8]。

学者们就数字普惠金融与抑制返贫的研究多从数字普惠金融与贫困减缓这一角度展开,且不同学者就这一问题得到的结论有所差异。多数学者认为数字普惠金融与贫困减缓之间是正向关系,仅有少数学者认为是负向的^[10,11],学者们的观点可分为三类:(1)数字普惠金融与贫困减缓之间呈现正向关系。黄倩等(2019)、蔡宏宇等(2021)研究发现,数字普惠金融发展总体上可减缓贫困,且贫困群体相较于富裕群体能获益更多,农村地区的贫困程度更高,数字普惠金融更能凸显其包容性特征,减贫效应也就更显著^[2,12];刘畅等(2021)用居民人均消费水平衡量减贫成效,发现数字普惠金融发展对提高人均消费水平有显著促进作用,即数字普惠金融与减贫之间是正向关系^[13];孙妍(2021)用同样的替代变量得出了一致结论,区别在于两者使用的模型有差异^[1];陈慧卿等(2021)用农村贫困发生率衡量贫困程度,通过构建面板门槛模型研究发现数字普惠金

融具有显著的减贫效应,且农村地区收入增长水平是部分中介变量^[14]。这些学者得到的结论一致的主要原因在于均使用的是省级面板数据与北京大学公布的数字普惠金融指数,且使用的均是空间计量方法。(2)数字普惠金融与贫困减缓呈现负向关系。王伟等(2018)基于全国 592 个贫困县的数据进行研究,发现普惠金融若不能解决当地的信贷排斥问题将会加剧资金外流进而对减贫产生负向影响^[11],得到这一结论的原因在于用万人银行网点数作为普惠金融的代理变量,且用贫困县资金外流为中间变量探究普惠金融对减贫是否产生影响。(3)数字普惠金融与贫困减缓之间存在非线性关系。崔艳娟等(2012)研究发现金融发展可通过经济增长、收入分配渠道提高贫困群体的收入,但由于金融服务成本等因素的限制,金融发展缓解贫困的作用表现为先恶化后改善的 U 型^[15];龚沁宜等(2018)以西部地区为样本进行研究,发现数字普惠金融与减贫之间有显著的非线性关系,且存在单一门槛,当未跨过门槛值时可显著抑制贫困^[16];黄秋萍等(2017)也得到了相同的结论^[17],所不同的是研究样本是我国省域数据,研究范围更广。这类学者的观点不同于其他学者,主要是由于选用的金融的代理变量各不相同,且使用的方法也不相同。

综合学者们的研究可知,一方面贫困是一个长期问题,导致贫困甚至返贫的因素较多,主要可归结为收入增长与不平等和自身能力缺陷两方面,但是从贫困人群的能力入手,培养其创造财富的能力进而抑制返贫这条路径实现比较困难,简单有效的方式是提高农户的收入水平;另一方面学者们对数字普惠金融与贫困减缓的研究比较丰富,但由于学者们所采用的研究角度、研究方法、研究数据等方面的差异得出的结论并不一致。但就大多数研究来说,学者们普遍认为数字普惠金融通过发挥其广覆盖、低成本等优点通过增加收入、提供就业、促进创业等路径能有效减缓贫困,最终实现返贫抑制。

本文可能的边际贡献在于:从农村返贫抑制的主要因素——收入增长视角出发,探究数字普惠金融如何直接或间接地提高农户的收入水平并抑制农村返贫,为农村返贫抑制建言献策。

三、数字普惠金融对农村返贫抑制的影响机制

(一)数字普惠金融对农村返贫抑制的直接作用
数字普惠金融抑制农村地区返贫的直接作用主

要表现在其可为农村脱贫人群提供金融服务。对于有好的投资项目而缺乏投资资金的群体来说,若是到金融机构借款,会由于缺乏抵押品无法获得资金或因借贷周期长而错失投资机会。而数字金融机构由于收集了大量用户信息,可及时对借款人的资信状况做出评价,更容易为其提供信贷业务,缓解其信贷约束。针对缺乏教育资金的农村群体,数字金融机构可为其提供资金用于提高教育水平,通过知识改变命运^[17]。除了信贷之外,数字普惠金融还可为农村已脱贫群体提供储蓄业务。对于刚脱贫的群体来说,资金量少,若频繁去金融机构网点储蓄,成本过高。这些群体可选择直接将资金储存在数字金融机构,如支付宝的余额宝、微信的零钱通等,这些平台的利率比较高,能为农户带来利息收入增加收入水平,进而抑制返贫。对于经营风险较高农业项目的农户来说,数字普惠金融可为农户提供丰富的农业保险和农业期货,有利于支持农业健康发展,从而有效保障农民收入增长。对于有资金闲置的农户来说,数字普惠金融可为其提供投资渠道,诸如购买基金、债券等。因此,提出以下假设:

假设 1:数字普惠金融的发展能有效抑制农村地区返贫。

(二)数字普惠金融对农村返贫抑制的间接作用

数字普惠金融对贫困抑制的间接作用主要表现在创业就业渠道和经济增长渠道^[16]。数字普惠金融可通过促进农村已脱贫人群就业创业进而实现增收达到抑制返贫的目的。在创业方面,已脱贫农户即使有创业想法也会因资金不足而放弃。而数字普惠金融能以低于传统金融机构的成本为这些群体提供线上借贷、转账等金融服务,降低当地金融服务门槛。通过有效配置资源,缓解有创业意愿农户的资金约束,极大促进偏远地区和贫困地区的创业活动,不仅为其提供了就业机会还带来了收入的增加,降低了脱贫农户的返贫风险。在就业方面,数字普惠金融依托互联网创造出大量就业机会,如农村淘宝、网络直播等方式解决了部分人的生计问题。随着人们对互联网运用越发得心应手,电商与短视频平台发展迅速,电商成为助推返贫抑制的重要推动力^[18]。农户通过电商平台可以销售产品,打破地理限制参与到市场,解决农产品滞销问题,实现增收。数字普惠金融不仅可以为农村电商提供便捷的支付服务,有效降低其支付成本,而且数字普惠金融可以为农村电商提供信贷支持,用以壮大其发展规模。借助电商这种销售渠道,农户的收入能得到明显提

升进而降低返贫的可能性。

数字普惠金融可通过促进贫困地区和偏远地区的经济增长进而抑制返贫。一直以来,传统金融机构普遍是存款金额大于贷款金额,尤其在贫困的农村地区这一现状更为突出。实力雄厚的群体将多余资金存入银行以追求稳定,资金不足的群体却因贷款条件苛刻无法获得资金,这就导致追求利益的金融机构将资金外贷给城镇群体和大型企业,贫困地区的储蓄资源大量外流,不仅未促进当地经济增长,甚至抑制当地经济发展。数字普惠金融以较高的利息收入吸引贫困地区和偏远地区群体将资金转存到数字金融平台,增加了当地的储蓄,积累了资金,降低了资金外流概率。大量的资金积累可为当地群体提供信贷支持甚至投资创业机会。在这个过程中提供了就业岗位,就业群体通过工作获得了工资收入,投资群体获得了投资收益,进而促进了当地经济增长。且数字普惠金融可根据当地具体情况提供丰富、具有针对性的金融产品,为发展旅游业、种养殖业的群体提供旅游保险、农业保险等,保障经营的安全性和稳定性。同时,农村地区资金的积累推动了人力资本积累、基础设施建设甚至技术进步,当地的发展推动了经济的增长,为返贫抑制提供了坚实的物质基础。当地的经济快速增长后,政府部门为了进一步促进地区发展会加大财政的投入,对教育的重视程度也会提高,财政资金的投入会进一步提高当地农户的收入水平,从而达到抑制返贫的目的。综上,提出假设 2:

假设 2:数字普惠金融通过作用于就业创业渠道和经济增长渠道来间接抑制农村地区返贫。

(三)数字普惠金融对农村返贫抑制的门槛效应

基于上述假设,数字普惠金融能够抑制农村地区返贫,同时,农村地区创业就业、经济增长也离不开金融体系的这种数字化升级,当前学术界探讨两者的耦合关系主要集中于数字普惠金融对农村返贫的影响,但数字普惠金融对农村创业活跃度是否存在非线性影响,即数字普惠金融对农村地区返贫抑制是否存在门槛效应却鲜有学者探讨。数字化时代事物之间的耦合关系不再仅仅简单地表现为线性关系,而是愈发呈现出幂律化分布,故而对于数字普惠金融对农村返贫抑制是否存在门槛效应的研究显得尤为必要,但相关研究目前仅停留在初步讨论阶段,有待进一步深入探讨。故而提出假设 3:

假设 3:数字普惠金融抑制农村地区返贫存在门槛效应。

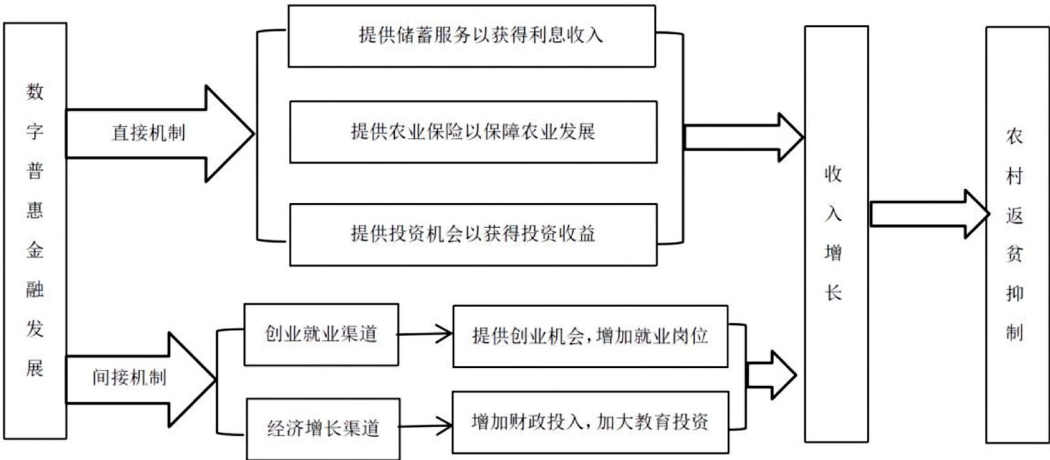


图 1 数字普惠金融抑制农村地区返贫的作用机制

四、研究设计

我国经济发展存在地区不均衡,故本文选取我国 29 个省(市)2011~2021 年的 319 个面板数据(剔除数据缺失的云南和西藏),构建面板模型探究数字普惠金融对我国返贫抑制的影响。数据主要来自于北京大学数字研究中心发布的 2011~2021 年省级数字普惠金融发展指数、不同地区的统计资料和 Wind 数据库。

(一)变量选取

1.被解释变量

农村恩格尔系数(EIR)。界定贫困是研究贫困问题的基础。消费能够直接衡量福利水平,具有波动性小的优势,能够直接测算贫困状态,更为准确地确定贫困群体^[19]。世界银行的国际贫困标准是满足基本生活的标准,即用消费支出指标来测算贫困状况。中国的贫困线划定与世界银行标准基本保持一致,本质上是“食物贫困线”^[3,20]。恩格尔系数同样是从消费视角来识别贫困状态,综合了生活需求现状,反映了收入水平及分配的刚性特征,在实证研究中作为衡量贫困的指标^[12,21]最为常见,是一种公认的贫困评价标准。基于此,选取农村恩格尔系数作为被解释变量,用“食品支出占总收入的比重”来衡量,用来反映各农村地区的返贫程度。该值越大表明该地区再次陷入贫困的可能性越高,更容易返贫。

2.解释变量

数字普惠金融指数(DIF)。本文选用北京大学数字研究中心发布的 2011~2021 年的省级数字普惠金融发展指数,该指数不仅包括覆盖广度、使用深度、数字发展程度等二级指标,还包括支付、保险、投

资、信贷等指标,能很好地衡量我国数字普惠金融的发展情况。

3.控制变量

(1)第一产业占比(PPT):用第一产业值占 GDP 比重表示,农村地区产业结构单一,故第一产业占比低意味着农村地区的劳动力有其他收入来源,返贫的可能性较小;(2)第二产业占比(PSI):用第二产业值占 GDP 比重表示,该比值高表示该地区工业发展较快,农村劳动力转移的概率极高;(3)城镇化率(URB):该比值反映了所在地区农村人口向城镇迁移和集聚的过程,城镇化率越高代表该地区发展越快,有更多的农村人口选择在城市生活;(4)财政支出比重(GOV):用财政支出占 GDP 的比重衡量,一般来说财政支出越大,抑制返贫工作的成效越显著;(5)对外贸易(FOR):用所在地区出口额占 GDP 的比重衡量,该值越大表明该地区的对外开放程度越高;(6)农业发展水平(AGR):用农业总产值占 GDP 的比重来衡量。农业发展水平越高表明从事农业生产的农户收入也更高,返贫的概率更小。

4.中介变量

(1)就业(EMP):反映所在地区的就业状况,以就业人口占总人口的比例表示,该数值越大,表明该地区的就业状况越好,农村居民的收入也更高;(2)经济增长(PGDP):用该地区的人均 GDP 来衡量,人均 GDP 越高表明该地区发展状况越好。

5.工具变量

面板数据可能会出现内生性问题导致结果有偏差,为避免数字普惠金融发展与返贫抑制之间存在反向因果关系,本文借鉴刘畅等(2021)^[13]的研究,用移动电话普及率作为工具变量。

为了保持各变量的单位统一,本文对总量型变量如人均 GDP、农村居民人均可支配收入等变量进

行对数化处理,对比值型变量如就业率等取百分号之前的数据。描述性统计如表 1 所示。

表 1 各变量描述性统计

| 变量 | 变量名 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|-------------|-----------------|-----------|-----------|------------|-----------|
| 农村恩格尔系数 | <i>REI</i> | 26.745 | 5.243 | 47.274 | 18.128 |
| 数字普惠金融指数 | <i>index</i> | 232.473 | 102.313 | 458.970 | 18.330 |
| 覆盖广度 | <i>coverage</i> | 213.182 | 102.719 | 433.423 | 1.960 |
| 使用深度 | <i>usage</i> | 227.399 | 105.491 | 510.694 | 6.760 |
| 数字化程度 | <i>digit</i> | 302.013 | 117.256 | 462.228 | 7.580 |
| 第一产业占比 | <i>PPI</i> | 10.472 | 7.810 | 67.105 | 0.272 |
| 第二产业占比 | <i>PSI</i> | 42.857 | 15.172 | 173.155 | 16.157 |
| 城镇化率 | <i>URB</i> | 55.253 | 13.149 | 88.100 | 22.710 |
| 财政支出比重 | <i>GOV</i> | 25.340 | 10.644 | 75.830 | 2.009 |
| 对外贸易 | <i>FOR</i> | 12.829 | 12.674 | 65.043 | 0.649 |
| 农业发展水平 | <i>AGR</i> | 10.628 | 7.270 | 45.372 | 0.289 |
| 就业率 | <i>EMP</i> | 60.129 | 6.106 | 78.707 | 46.861 |
| 人均 GDP | <i>PGDP</i> | 54008.347 | 29237.299 | 187587.375 | 16413.000 |
| 人均 GDP 对数 | <i>lnPGDP</i> | 10.897 | 0.470 | 12.142 | 9.709 |
| 移动电话普及率 | <i>MOB</i> | 373.284 | 1178.823 | 8195.600 | 1.621 |
| 农村人均可支配收入 | <i>RPCDI</i> | 12010.283 | 5135.809 | 38522.593 | 3909.000 |
| 农村人均可支配收入对数 | <i>lnRPCDI</i> | 9.394 | 0.401 | 10.559 | 8.271 |

(二)模型构建

运用本文的各个变量建立如下模型,以探究数字普惠金融发展与农村返贫抑制之间的关系:

$$REI_{it} = \alpha_1 + \beta_1 index_{it} + \sum \beta_i controls_{it} + \epsilon_{it}$$

(1)

$$REI_{it} = \alpha_1 + \beta_1 index_{it} + \sum \beta_i controls_{it} + \epsilon_{it} + u_i$$

(2)

其中模型(1)为混合回归模型,模型(2)为固定效应模型或者随机效应模型,之后根据模型回归结果选择合适的模型对变量之间的关系做出解释。*REI* 为农村恩格尔系数,*index* 为数字普惠金融指数,本文重点关注的是 β_1 的系数,若 β_1 为负,表明数字普惠金融的发展有助于降低农村恩格尔系数,即有助于抑制农村地区返贫,*controls* 代表所有包括第一产业占比、第二产业占比等在内的控制变量。

五、实证结果分析

(一)回归结果分析

模型的基准回归结果如表 2 所示,其中第二列为混合 OLS 回归,第三列为固定效应回归,第四列为随机效应回归,第五列为加入工具变量的两阶段最小二乘(2SLS)回归。根据 LM 检验和过度识别

检验,固定效应模型优于混合 OLS 回归和随机效应,故本文主要分析固定效应回归结果。从第 4 列的回归结果来看,数字普惠金融指数对农村恩格尔系数的影响在 1% 的水平上显著为负,表明数字普惠金融的发展有利于抑制农村地区返贫。而除了农业发展水平之外的其他变量对返贫抑制的影响并不明显,这可能与模型中存在的内生性有关。

考虑到数字普惠金融发展与返贫抑制之间可能存在反向因果关系,从而导致内生性问题,于是本文参考黄倩等(2019)、刘畅等(2021)的做法^[2,13]引入移动电话普及率(*MOB*)作为工具变量。一方面,移动电话的普及可带动移动支付、信贷等的发展,而这些又是数字金融的表现形式,因此移动电话的普及与数字普惠金融有着密切的联系;另一方面,在控制其他变量之后,移动电话普及率与农村恩格尔系数之间并无直接联系,故移动电话普及率可能会成为数字普惠金融的有效工具变量。经过内生性检验后发现数字普惠金融是一个内生变量。在对工具变量进行检验时,根据回归结果,数字普惠金融与移动电话普及率之间存在显著的正相关关系,说明移动电话普及率能作为数字普惠金融的一个有效工具变量。

根据第 5 列的回归结果显示,数字普惠金融的发展可显著抑制返贫,且农业发展水平与返贫抑制

之间的关系在 1% 的水平上显著为负,说明农业发展越快,农户从农业上获得的收入越高,越能摆脱返贫。加入工具变量的前后回归结果显示,系数的显

著性几乎没有差别,唯一的区别在于加入工具变量后系数绝对值略有下降,说明内生性问题的存在使得数字普惠金融对返贫的抑制作用有所扩大。

表 2 基准回归结果

| 变量名 | 混合 OLS REI | FE REI | RE REI | 2SLS REI |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>index</i> | −0.015*** (−3.256) | −0.022*** (−4.742) | −0.019*** (−4.554) | −0.020*** (−5.307) |
| <i>PPI</i> | 0.256** (2.331) | 0.239 (1.057) | 0.163 (0.864) | 0.158 (0.656) |
| <i>PSI</i> | −0.063 (−1.094) | −0.072 (−0.943) | −0.052 (−0.665) | −0.039 (−0.562) |
| <i>URB</i> | −0.085* (−1.853) | 0.042 (0.645) | 0.001 (0.021) | 0.022 (0.541) |
| <i>GOV</i> | 0.182*** (4.543) | 0.075 (0.735) | 0.134 (1.412) | 0.086 (1.263) |
| <i>FOR</i> | 0.146** (2.654) | −0.042 (−0.842) | −0.019 (−0.451) | −0.039 (−1.541) |
| <i>AGR</i> | −0.162 (−1.243) | −0.679*** (−3.157) | −0.253* (−1.816) | −0.547** (−2.423) |
| 常数项 | 30.157*** (13.475) | 36.246*** (6.820) | 31.212*** (10.101) | 36.236*** (8.464) |
| N | 319 | 319 | 319 | 319 |
| 校正的 R ² | 0.414 | 0.382 | 0.428 | 0.443 |

注:***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 概率水平下显著。括号中的数值为 *t* 统计量。下同。

(二)区域异质性检验

我国东中西部经济发展差距很大,东部的发展最快,其次是中部,西部发展缓慢,因而数字普惠金融对农村返贫抑制的效果也可能存在区域差异。故本文将样本按东、中、西进行划分,检验数字普惠金融发展对农村返贫抑制是否存在区域异质性,结果

如表 3 所示。数字普惠金融对农村返贫抑制的影响在东部和中部均为负,而在西部为正,但系数并不显著,说明数字普惠金融对农村返贫抑制的影响并不存在显著的区域异质性,但由于数字普惠金融在各区域的发展状况不同,对农村返贫抑制的影响仍存在差异。

表 3 区域异质性检验结果

| 变量名 | 东 2SLS REI | 中 2SLS REI | 西 2SLS REI |
|--------------------|------------------|------------------|------------------|
| <i>index</i> | −0.006 (−0.633) | −1.084 (−0.042) | 0.053 (0.725) |
| <i>PPI</i> | 0.273 (0.227) | −66.262 (−0.037) | −0.074 (−0.219) |
| <i>PSI</i> | 0.157 (1.421) | −8.314 (−0.039) | 0.082 (0.503) |
| <i>URB</i> | −0.063 (−1.725) | 1.962 (0.036) | −1.527 (−1.753) |
| <i>GOV</i> | 0.336*** (2.737) | 9.238 (0.072) | −0.008 (−0.032) |
| <i>FOR</i> | 0.026 (0.277) | 9.026 (0.051) | −0.231* (−1.362) |
| <i>AGR</i> | −0.248 (−0.227) | 32.838 (0.082) | −0.084 (−0.125) |
| 常数项 | 17.827* (1.942) | 562.267 (0.026) | 95.828* (1.383) |
| N | 121 | 88 | 110 |
| 校正的 R ² | 0.425 | 0.512 | 0.417 |

(三)作用机制检验

前文结果表明,数字普惠金融对于抑制农村地区返贫具有显著的影响。那么进一步的问题是,数字普惠金融如何作用于农村返贫抑制? 其作用机制是什么? 通过对文献的梳理,认为数字普惠金融抑制农村地区返贫存在直接效应和间接效应。就直接

效应而言,数字普惠金融通过为农村居民提供信贷服务获得资金以及提供储蓄服务获得利息收入来抑制返贫。就间接效应而言,数字普惠金融通过创业增收效应和经济增长效应间接抑制农村地区返贫。鉴于此,本文通过构建交互项,实证检验数字普惠金融作用农村返贫抑制的间接机制。

1.数字普惠金融与就业创业

数字普惠金融在农村的快速发展一方面可为需要创业初始资金的农户提供信贷进而创业,另一方面数字普惠金融通过农村淘宝、电商平台等途径为农户提供了就业机会,这两种方式均能为农户带来收入的提升。故本文以就业率来衡量农户就业创业

情况,数字普惠金融的就业创业渠道检验结果如表 4 所示。第 2 列的回归结果显示,数字普惠金融对就业的影响为正,但并不显著。第 3 列的结果显示数字普惠金融与就业的交互项对农村恩格尔系数的影响显著为负,说明数字普惠金融可通过就业创业提供给农户增收的机会,进而有效抑制农村地区返贫。

表 4 数字普惠金融抑制返贫:就业创业渠道

| 项目 | 农村恩格尔系数 | 就业 | 农村恩格尔系数 |
|--------------------|--------------------|--------------|---------------------|
| 数字普惠金融 | -0.027 ***(-4.772) | 0.002(0.327) | — |
| 数字普惠金融 * 就业 | — | — | -0.0003 ***(-4.128) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| N | 319 | 319 | 319 |
| 校正的 R ² | 0.394 | 0.188 | 0.316 |

2.数字普惠金融与经济增长

数字普惠金融一方面能以较高的利息收入和有针对性的金融产品抑制农村地区资金外流,为当地群体提供信贷支持以促进经济增长,另一方面经济增长后当地的财政投入、教育投资加大,可增加当地农户的收入,进而达到抑制返贫的目的。故本文以人均 GDP 来衡量当地的经济发展水平,以检验数

字普惠金融对返贫抑制的经济增长效应,结果如表 5 所示。第 2 列的结果显示数字普惠金融的发展能显著促进当地经济发展。第 3 列的结果显示,数字普惠金融与经济交互项对农村恩格尔系数的影响在 1% 的显著性水平上为负,说明数字普惠金融的发展能通过促进当地经济发展水平进而抑制农村地区返贫。

表 5 数字普惠金融抑制返贫:经济增长渠道

| 项目 | 农村恩格尔系数 | 经济发展 | 农村恩格尔系数 |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 数字普惠金融 | -0.026 ***(-4.378) | 0.003 *** (19.638) | — |
| 数字普惠金融 * 经济发展 | — | — | -0.002 ***(-4.626) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| N | 319 | 319 | 319 |
| 校正的 R ² | 0.384 | 0.926 | 0.362 |

(四)门槛效应分析

数字普惠金融与贫困之间并非单纯的线性关系^[15~17],因此,本文进一步尝试分析两者之间可能存在的非线性关系。城镇化作为脱贫攻坚的有效过程,亦是经济发展阶段划分的重要参照。基于此,本部分以城镇化率作为门槛回归变量,以揭示数字普惠金融对城乡收入差距的影响规律与门槛特征。

1.门槛模型设定

本文参考 Qunyong Wang(2015)的研究方法^[22]建立面板门槛模型,其中将城镇化率设定为门槛值。先假定为单一门槛模型,设定面板门槛模型如下:

$$REI_{it} = \alpha_1 + \beta_1 index_{it} I(URB_{it} \leq r) + \beta_2 index_{it} I(URB_{it} > r)$$

$$+ \sum \beta_1 controls_{it} + \epsilon_{it} + u_i \tag{3}$$

上式中,本文选取城镇化率作为门槛变量, r 表示未知门槛值。

2.门槛效应的检验

为了分析数字普惠金融对农村返贫抑制的门槛特征,采用 Hansen(2000)的自举法^[23]依次检验模型的门槛数,得到 F 统计量和 P 值,具体数据如表 6 所示。

由表 6 可知,单一门槛在 1% 水平上显著,而双重门槛和三重门槛则不显著。因此,可认为数字普惠金融对农村返贫抑制的影响存在单一门槛效应。表 7 报告了单一门槛的估计值为 31.56,95%置信区间为[28.54,30.12]。

表 6 门槛效果检验

| 门槛 | <i>F</i> 统计量 | <i>P</i> 值 | 10% | 5% | 1% |
|------|--------------|------------|--------|--------|---------|
| 单一门槛 | 46.12 | 0.006*** | 21.326 | 25.377 | 43.138 |
| 双重门槛 | 13.03 | 0.327 | 49.828 | 77.238 | 102.028 |
| 三重门槛 | 6.87 | 0.682 | 63.538 | 71.832 | 91.583 |

表 7 门槛估计结果

| 门槛 | 估计值 | 95%置信区间 | |
|------|-------|---------|-------|
| 单一门槛 | 31.56 | 28.54 | 30.12 |

3.门槛回归结果

由表 8 可知数字普惠金融对农村返贫抑制的影响存在城镇化率的单一门槛,当 $URB \leq 31.56$ 时,数字普惠金融与农村恩格尔系数在 1% 的显著性水平上负相关,表明在城镇化率低于 31.56 时,数字普惠金融发展能有效抑制农村地区返贫,主要原因在于

城镇化率低的地区数字普惠金融发展未得到普及,若数字普惠金融在这些地区得到了快速发展则其能对农村居民收入产生巨大的促进作用。当 $URB > 31.56$ 时,数字普惠金融的发展会提高农村恩格尔系数,城镇化率高的地区,用数字普惠金融抑制返贫的效果并不理想,主要原因在于城镇化率高的地区农户即便获得信贷也缺乏创业的机会。因此,要想让数字普惠金融的发展对农村返贫抑制发挥作用,首先得推动数字普惠金融在城镇化率较低地区的发展。

表 8 单一门槛模型参数估计结果

| 变量 | 系数 | 标准误差 | <i>t</i> 值 | $P > t$ | 95%置信区间 |
|-------------------------|-----------|-------|------------|---------|---------|
| $Index(URB \leq 30.89)$ | -0.027*** | 0.002 | -9.63 | 0.000 | -0.028 |
| $Index(URB > 30.89)$ | 0.022*** | 0.004 | 7.38 | 0.000 | -0.027 |
| <i>PPI</i> | 0.057 | 0.137 | 0.48 | 0.682 | -0.237 |
| <i>PSI</i> | -0.006 | 0.093 | -0.13 | 0.593 | -0.125 |
| <i>GOV</i> | 0.094 | 0.088 | 1.59 | 0.126 | -0.024 |
| <i>FOR</i> | -0.055 | 0.039 | -1.45 | 0.147 | -0.126 |
| <i>AGR</i> | -0.383 | 0.285 | -2.50 | 0.014 | -0.863 |
| 常数项 | 32.282 | 4.194 | 7.43 | 0.000 | 24.738 |

六、结论与政策建议

(一)结论

本文基于我国 29 个省(市)自治区的数据构建面板模型,探究数字普惠发展是否能有效抑制农村地区返贫,结果表明:(1)数字普惠金融的发展能有效抑制农村地区返贫;(2)在东部和中部地区数字普惠金融与农村恩格尔系数之间为负相关关系,而西部地区为正相关关系,但均不显著;(3)数字普惠金融可通过创业就业渠道为农户提供就业岗位和创业机会进而抑制返贫,也可以通过提高当地经济发展水平以增加财政投入进而抑制返贫;(4)数字普惠金融对农村返贫抑制的影响存在单一门槛,在未跨过门槛值前,数字普惠金融能有效抑制返贫,跨过门槛值后结果相反,说明数字普惠金融对返贫的影响在城镇化率较低的地区更显著。

(二)建议

第一,加大数字普惠金融对电商的支持力度,为农户提供就业创业的机会。数字普惠金融可在支付、信贷等业务上向农村电商行业给予一定的政策倾斜与福利,加大对农村电商行业的支持力度,电商行业在农村得到快速发展能够为当地农户以及周边农户提供就业和创业的机会,不仅解决了农户的就业问题,也增加了农户收入。在数字普惠金融的支持下,村集体也可考虑与当地电商企业合作,定期针对农户开展一些电商公益培训课程,提高农户参与电商的意愿与行为,借助这种方式可为农户提供就业创业的机会,进而提高农户的收入水平。

第二,加强低城镇化率地区基础设施的建设,提高数字普惠金融在低城镇化率地区抑制返贫的作用。实证结果显示,数字普惠金融发展在城镇化率较低的地区对抑制返贫的作用更显著。因此应促进

数字普惠金融在低城镇化率地区的基础设施建设与完善,其中不仅包括通信设施、网络环境,还包括支付结算系统。一方面,要加强这些地区智能手机、计算机的普及,推广网上银行、手机银行的使用。另一方面,要提高这些地区网络的使用率和网速,促进金融产品数字化。借助这些方式推动当地经济增长,推动产业转型,并吸引财政资金的投入和教育投资,如提高当地义务教育和职业教育水平,增强农村人口的人力资本水平,这样更有利于发挥数字普惠金融的返贫抑制效应。

第三,借助数字普惠金融促进农业发展水平,促进农村地区的返贫抑制。研究结果表明,农业发展水平越高,数字普惠金融对于返贫的抑制作用越明显,因此应借助数字普惠金融的优势助力发展农村已脱贫地区的特色产业。一方面,数字普惠金融可为农业发展大户提供信贷支持帮助其扩大生产规模以及为其提供农业担保产品。另一方面,可借助电商、农村淘宝等平台对这些地区的特色产品进行推广,借助这些方式可提高农户收入水平,进而抑制返贫。

参考文献:

[1]孙妍.数字普惠金融的减贫效应研究[J].中国商论,2021(9).
[2]黄倩,李政,熊德平.数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J].改革,2019(11).
[3]鲜祖德,王萍萍,吴伟.中国农村贫困标准与贫困监测[J].统计研究,2016(9).
[4]郭熙保,周强.长期多维贫困、不平等与致贫因素[J].经济研究,2016(6).
[5]汪三贵.在发展中战胜贫困——对中国 30 年大规模减贫经验的总结与评价[J].管理世界,2008(11).
[6]万广华,张茵.收入增长与不平等对我国贫困的影响[J].经济研究,2006(6).
[7]郑瑞强,曹国庆.脱贫人口返贫:影响因素、作用机制与风险控制

[J].农林经济管理学报,2016(6).
[8]宋彦峰.普惠金融防止返贫的响应机理及长效机制——基于贫困脆弱性视角[J].南方金融,2021(3).
[9]袁方,史清华.创业能减少农村返贫吗?——基于全国农村固定观察点数据的实证[J].农村经济,2019(10).
[10]Philip Arestis, Asena Caner.Capital account liberalisation and poverty:How close is the link? [J].Cambridge Journal of Economics,2009(2).
[11]王伟,朱一鸣.普惠金融与县域资金外流:减贫还是致贫——基于中国 592 个国家级贫困县的研究[J].经济理论与经济管理,2018(1).
[12]蔡宏宇,阳超.数字普惠金融、信贷可得性与中国相对贫困减缓[J].财经理论与实践,2021(4).
[13]刘畅,孙英隽.数字普惠金融的减贫效应研究[J].农场经济管理,2021(8).
[14]陈慧卿,陈国生,魏晓博,等.数字普惠金融的增收减贫效应——基于省际面板数据的实证分析[J].经济地理,2021(3).
[15]崔艳娟,孙刚.金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据[J].金融研究,2012(11).
[16]龚沁宜,成学真.数字普惠金融、农村贫困与经济增长[J].甘肃社会科学,2018(6).
[17]黄秋萍,胡宗义,刘亦文.中国普惠金融发展水平及其贫困减缓效应[J].金融经济研究,2017(6).
[18]李昭楠,李钰婷,刘树梁,等.数字普惠金融对农村家庭相对贫困影响效应——基于宁夏的农户调研数据[J].农业现代化研究,2021(6).
[19]孔立,陈琼.从反贫困向共同富裕:建党百年的实践探索与演进脉络[J].农业经济问题,2023(5).
[20]王萍萍,徐鑫,郝彦宏.中国农村贫困标准问题研究[J].调研世界,2015(8).
[21]张嫣娟,陈海龙.数字普惠金融对相对贫困的改善效应检验[J].统计与决策,2023(4).
[22]Qunying Wang.Fixed-effect panel threshold model using stata [J].The Stata Journal,2015(1).
[23]Bruce E.Hansen.Sample splitting and threshold estimation[J].Econometrica,2000(3).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com