

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*

杨艳琳^{1,2} 付晨玉³

摘要：本文利用2010年、2012年、2014年和2016年21个省份的家庭追踪调查数据以及相关统计数据，全面分析了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。研究发现，中国农村普惠金融发展能够通过提高金融产品和服务的可获得性，直接改善农村劳动年龄人口的多维贫困状况，但这一改善效应在处于不同贫困强度的农村劳动年龄人口之间存在差异：能够显著改善贫困强度较轻（处于一维贫困和二维贫困）的农村劳动年龄人口的贫困状况，但对贫困强度较重（处于三维贫困及以上）的农村劳动年龄人口的贫困状况没有显著影响；并且，中国农村普惠金融发展能够通过提高贫困劳动年龄人口的个人收入水平，间接改善他们的多维贫困状况，但这一机制对不同维度贫困的改善效应也有差异：能显著改善农村劳动年龄人口在收入、教育和就业维度的贫困状况，不能显著改善他们在健康和保险维度的贫困状况。本文认为，发展农村普惠金融是实现中国农村地区脱贫攻坚战略目标的有效途径，要进一步促进农村普惠金融发展，增强其对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应，引导农村普惠金融助力精准扶贫。

关键词：农村普惠金融 多维贫困 劳动年龄人口 精准扶贫

中图分类号：F832.35 **文献标识码：**A

一、引言

《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》提出了中国脱贫攻坚的总体目标：到2020年，稳定实现农村贫困人口不愁吃、不愁穿，义务教育、基本医疗和住房安全有保障；实现贫困地区农民人均可支配收入增长幅度高于全国平均水平，基本公共服务主要领域指标接近全国平均水平；确保中国现行标准下农村贫困人口实现脱贫，贫困县全部摘帽，解决区域性整体贫困^①。根据这一目

*本文研究受国家社会科学基金重大项目“普惠金融发展视角下精准扶贫、精准脱贫的理论研究与政策研究”（批准号：15ZDC027）、国家社会科学基金重点项目“习近平劳动经济思想研究”（批准号：18AJL002）和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国人口增长与经济可持续发展问题研究”（批准号：14JJD790042）的资助。

^①参见《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》，http://www.gov.cn/zhengce/2015-12/07/content_5020963.htm。

标要求，必须坚持精准扶贫、精准脱贫的基本方略，继续推进开发式扶贫，在现有基础上不断创新扶贫开发思路和办法，不仅要确保生活在国家收入贫困线标准之下的农村贫困人口实现脱贫，还要帮助他们提高健康、教育、社会保障、就业等方面的水平，即在解决农村贫困人口绝对贫困的基础上改善他们基本可行能力不足的多维贫困状况。同时，在开发式扶贫方针下，扶贫开发模式由偏重“输血”向注重“造血”转变，脱贫致富终究要靠贫困群众通过自己的辛勤劳动来实现，因此，扶贫开发需要充分发挥金融扶贫的撬动作用，着力激发农村贫困人口（特别是有劳动能力的贫困人口）脱贫致富和加快发展的内生动力，提升他们的自我发展能力，以改善他们的多维贫困状况。

中国脱贫攻坚的主战场是农村地区，特别是偏远、特困的农村地区，这些地区往往金融产品稀缺、金融服务薄弱，需要聚焦金融扶贫资源，大力发展农村普惠金融。农村普惠金融是指立足机会平等和商业可持续性的原则，以可负担的成本为农村地区社会各阶层和各群体提供金融产品和服务的经济活动。发展农村普惠金融，能切实解决金融排斥问题，满足贫困、低收入群体和小微企业的多样化融资需求，帮助他们提升自我发展能力，是金融扶贫工作的主要着力点，也是实现脱贫攻坚目标的有效途径（罗斯丹等，2016）。然而，农村普惠金融既不是社会救助式扶贫，也不是粗放“漫灌”式扶贫，它只能帮助有发展潜力、能还本付息的贫困群体（何德旭、苗文龙，2015）。农村贫困劳动年龄人口是农村地区贫困人口中有劳动能力和发展潜力的群体，也是实现贫困户“稳定就业一人、脱贫致富一家”目标的关键主体。他们因金融排斥无法摆脱“贫困陷阱”（朱一鸣、王伟，2017），既是开发式扶贫的重点对象，也是对农村普惠金融有需求的主要群体。如果农村普惠金融将服务对象重点定位为农村贫困劳动年龄人口，使他们有机会按合理价格平等获得所需要的金融产品和服务，就能帮助他们提高脱贫致富所需要的多方面基本可行能力，从而有望实现改善多维贫困和促进农村普惠金融可持续发展的双重目标，这对于打赢脱贫攻坚战具有重要现实意义。因此，研究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，能为金融精准扶贫和金融开发式扶贫提供借鉴。

大量文献研究发现，金融发展具有改善贫困的重要作用（Beck et al., 2007; 崔艳娟、孙刚，2012）；抑制金融发展会加大地区之间在经济发展速度和收入分配上的差距（Leyshon and Thrift, 1995; Kempson and Whyley, 1999; 刘长庚等，2013），不利于改善贫困。普惠金融发展能通过金融赋权、提高金融产品和服务的可获得性等加强金融在贫困改善中的作用（Kabeer, 2005; Miled and Rejeb, 2015; 何学松、孔荣，2017; 陈银娥、张德伟，2018），但是，其对不同贫困群体所发挥的贫困改善效应可能存在差异。例如，Kondo et al. (2008) 研究发现，虽然微型金融是扶贫的有效方式，但是，其主要受益群体是贫困强度较轻的贫困家庭，对极端贫困家庭的贫困改善效应不明显；朱一鸣、王伟（2017）验证了高收入农村居民从县域普惠金融发展中所获得的增收效益要大于低收入农村居民，其原因主要是：县域金融市场存在“财富门槛”，县域普惠金融发展不一定能直接、有效地缓解低收入农村居民在生活和生产中所面临的信贷约束。同时，还有文献认为，（普惠）金融发展对贫困的改善作用有限，甚至存在消极影响。例如，杨俊等（2008）指出，农村金融发展在短期内对农村贫困的改善效应不明显，在长期内会抑制贫困改善；Arestis and Caner（2009）认为，资金流入低效率部

门不利于金融资源优化配置，这导致贫困人口的收入进一步减少；崔艳娟、孙刚（2012）认为，虽然金融发展能有效改善贫困，但这种影响只存在于金融发展的后期，且金融波动也不利于改善贫困。

现有相关文献从宏观上呈现了金融（包括微型金融、普惠金融）发展与贫困改善的关系，但是，还主要存在以下不足：一是对贫困的识别主要依据收入标准而不是能力标准，金融发展的贫困改善效应是根据非贫困人口和贫困人口总体平均收入水平的增减来判断的，不能专门体现对贫困人口贫困状况及其能力的改善；二是贫困状况的衡量指标一般是贫困发生率，无法精准识别出具体贫困人口和他们的贫困程度；三是没有突出贫困群体在生产发展能力上的差异，没有将研究对象精准定位到贫困群体中最有生产发展能力的劳动年龄人口，金融扶贫的精准性分析还不够；四是虽然有部分文献研究了金融发展对教育、医疗等多维贫困状况的改善效应，但反映的是宏观整体水平，没有体现不同微观个体和家庭在改善效应上的差异，也没有对能力贫困的多个维度展开全面研究。

鉴于此，本文将中国普惠金融发展范围聚焦到贫困发生率高且金融排斥程度较高的农村贫困地区，将扶贫、脱贫的对象确定为农村贫困劳动年龄人口^①，将贫困的衡量标准从一维收入贫困拓展到多维能力贫困，利用中国家庭追踪调查数据库（China Family Panel Studies，简称 CFPS）中的微观数据识别多维贫困人口，全面分析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。本文的可能创新是：以农村劳动年龄人口为扶贫、脱贫对象，从收入、健康、教育、保险、就业 5 个维度识别他们的多维贫困状况，并且从微观角度检验农村普惠金融发展能否改善农村劳动年龄人口的多维贫困状况，进而分析这种改善效应和改善机制的异质性。

二、理论分析和研究假说

（一）对农村普惠金融和多维贫困的界定

普惠金融的内涵可以用“普”和“惠”高度概括：“普”是指金融产品和服务的普遍性、普及性，体现的是一种平等权利，即所有阶层和群体（特别是贫困、低收入群体和小微企业）都应该有获得金融产品和服务的机会；“惠”是指金融产品和服务的惠民性、优惠性，体现的是一种便民目的，即改善居民的生活状况和小微企业的经营状况等。目前，国内外相关研究主要从渗透性、使用性、效用性、质量性和承受性等方面（张珩等，2017）构建（农村）普惠金融发展指标体系来全面评价（农村）普惠金融发展水平，因此，本文将农村普惠金融发展界定为金融产品和服务在这 5 个方面的发展。其中，在“渗透性”方面的发展表现为：农村普惠金融机构营业网点覆盖范围扩大，推动农村金融市场向更偏远、更贫困地区延伸；在“使用性”方面的发展表现为：农村贫困人口对农村普惠金融的需求程度和参与程度提高，更多的贫困人口能有机会享受金融产品和服务；在“效用性”方

^①国家统计局对劳动年龄人口的统计标准有 15~64 岁和 16~60 周岁（不含 60 周岁）两种。目前，中国对劳动年龄人口的年龄没有统一规定，而《中华人民共和国劳动法》明确规定禁止用人单位招用未满十六周岁的未成年人，因此，笔者采用后一种统计标准。鉴于 CFPS 调查中是用调查年份减去出生年份来计算年龄的，无法精确确定调查对象是否年满周岁，因此，笔者将 16~60 岁的人口均视为劳动年龄人口。

面的发展表现为：涉农信贷规模扩大，为农业生产和农村经济“输血供氧”的能力提升，使普惠金融切实助力真扶贫、扶真贫；在“质量性”方面的发展表现为：农村普惠金融机构既具有可持续发展的盈利能力，又能控制小额借贷和金融投资的风险，不断优化金融服务质量；在“承受性”方面的发展表现为：农村贫困人口获得金融产品和服务的交易成本降低，能减轻他们的经济负担。

多维贫困主要指人的多方面基本可行能力不足或被剥夺。随着中国贫困问题由绝对贫困转为相对贫困和社会排斥，收入之外其他维度的贫困表现突出（王小林、Alkire, 2009），运用多维贫困识别贫困人口更符合现实要求，并且能够提供更加准确和丰富的信息。目前，国内外相关文献主要研究家庭或农户的多维贫困状况（例如王小林、Alkire, 2009；李佳路, 2010；邹薇、方迎风, 2011；Alkire and Santos, 2014；Alkire and Seth, 2015；张全红、周强, 2015；郭熙保、周强, 2016），较少有文献研究个体的多维贫困状况；并且，关于个体多维贫困的测量指标只包括收入、健康、教育、保险 4 个维度，没有涉及发展生产或就业创业等方面。例如，陈立中（2008）从收入、知识和健康 3 个维度测算中国各省人口的多维贫困指数；王春超、叶琴（2014）从收入、健康、教育和医疗保险 4 个维度分析中国农民工的多维贫困状况；高帅、毕洁颖（2016）从健康、教育、生活水平 3 个维度研究农村成年人口的动态多维贫困状况。从家庭层面识别贫困主要关注的是家庭生活条件，无法体现出贫困人口个体的基本可行能力状况（高帅、毕洁颖, 2016），而农村普惠金融的服务对象也主要是个体，因此，相比于从家庭层面，从个体层面识别贫困人口更能体现多维贫困的内涵和普惠金融的贫困改善效应。此外，个体层面的致贫因素有多个方面，除现有文献提到的收入低、健康状况差、受教育不足、风险保障缺乏外，还应考虑个人的失业或就业不足情况，因为这能直接影响个体的劳动收入和社会地位等。因此，本文将个体的多维贫困界定为收入（经济能力）、健康（身体机能）、教育（学习能力）、保险（抵御风险能力）、就业（生存发展能力）5 个维度能力的不足或者被剥夺。

（二）农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善机制

农村普惠金融发展能够有效缓解农村地区的金融排斥，通过为农村贫困劳动年龄人口自我发展和农村地区整体发展提供所需要的金融产品和服务，直接或间接帮助农村贫困劳动年龄人口提高多方面的脱贫致富能力，从而改善他们的多维贫困状况（具体机制见图 1）。

一方面，农村普惠金融能通过“渗透性”“使用性”“效用性”“质量性”和“承受性”等方面的发展，拓展金融在农村地区发展的宽度和广度，使更多农村贫困劳动年龄人口能长期地、平等地、以可负担的成本获得所需的金融产品和服务，从而激发他们脱贫致富和加快发展的内生动力，提升他们的自我发展能力，直接改善他们的多维贫困状况。例如，信贷服务可以为农村贫困劳动年龄人口提供改善生活、增加营养、学习知识、提高技能、发展生产等所需的必要资金；储蓄服务可以帮助他们积累资金、平滑消费，增强他们抵御收入波动风险的能力；保险服务可以帮助他们管理和控制风险，降低贫困带来的脆弱性；信息咨询能为他们提供相关的金融保险知识和生产发展建议，增强他们的就业创业技能，推动生产发展和技术创新。但是，考虑到农村不同劳动年龄人口所处的贫困强度不同，农村普惠金融发展对他们改善贫困的影响可能有差异。基于此，本文提出以下假设：

H1: 农村普惠金融发展能够通过提高金融产品和服务的可获得性, 直接改善农村劳动年龄人口的多维贫困状况, 但这一改善效应在处于不同贫困强度的农村劳动年龄人口之间存在差异。

另一方面, 农村普惠金融发展能够推动农村经济增长和收入分配优化, 促使发展成果惠及农村贫困劳动年龄人口, 从而在提高他们收入水平的基础上间接改善他们的多维贫困状况。农村普惠金融发展能促使金融产品和服务在更大、更广范围内发挥“造血”功能, 增加投资机会, 提高资本配置效率, 推动农村经济增长和收入分配优化(崔艳娟、孙刚, 2012; 李涛等, 2016)。农村经济增长能促进消费和投资增长, 改善农村地区的整体发展状况, 优化农村居民在生活、消费、医疗、教育、社会保障、就业创业等方面的条件, 为农村劳动年龄人口提供更多发展生产的机会, 提高他们的收入水平; 同时, 收入分配优化能为农村劳动年龄人口发展生产创造更加公平的竞争环境, 提高他们的收入水平, 使他们平等享受经济发展成果。农村贫困劳动年龄人口收入水平的提高, 会增强他们的消费、投资和储蓄能力, 使他们更有经济条件加强营养、看病治疗、增长知识才干、购买保险抵御风险以及发展生产经营, 从而改善他们在收入、健康、教育、保险、就业等方面的多维贫困状况。而且, 他们个体层面多维贫困状况的改善, 还能促进其家庭多维贫困状况的改善, 特别是有利于改善其子女的营养和受教育状况, 防止贫困代际传递。但是, 不同贫困维度因特点不同而受普惠金融发展的影响在效应上可能存在异质性。基于此, 本文提出以下假说:

H2: 农村普惠金融发展能够在提高农村贫困劳动年龄人口收入水平的基础上, 间接改善他们的多维贫困状况, 但这一机制对不同贫困维度的改善效应可能有差异。

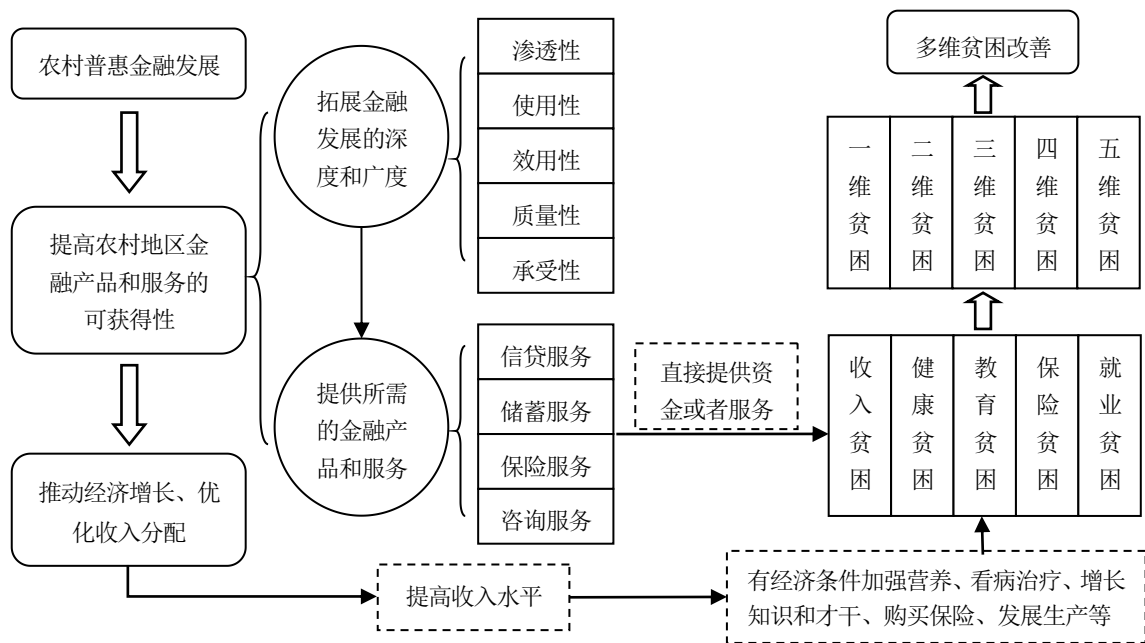


图 1 农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善机制

三、研究设计

(一) 变量的选取与测量

1. 因变量：农村劳动年龄人口的多维贫困状况。当农村劳动年龄（16~60岁）人口处于多维贫困状态时，取值为1；否则，取值为0。根据前文理论分析，本文主要从收入、健康、教育、保险、就业5个维度来判断农村劳动年龄人口是否处于多维贫困状态。各维度的指标和临界值的确定参考了王春超、叶琴（2014）和郭熙保、周强（2016）以及联合国千年发展目标和中国贫困线标准，并结合考虑了数据可获得性等因素，具体内容见表1。

表1 多维贫困的维度、指标、剥夺临界值和权重

维度	指标	剥夺临界值	权重 ^d
收入	个人年收入	年收入低于贫困线标准2300元（2010年价格），视为收入贫困	0.2
健康	体质指数和自评健康	体质指数 ^a 小于18.5或大于等于30，或自评健康为“不健康”，视为健康贫困	0.2
教育	受教育程度	未完成小学阶段义务教育（即最高受教育年限小于6年），视为教育贫困	0.2
保险	是否参保	没有购买任何一种养老保险或者医疗保险 ^b 的，视为保险贫困	0.2
就业	是否有工作 ^c	接受调查时没有工作且以前也没有正式的、连续超过6个月的工作经历，视为就业贫困	0.2

注：a 体质指数是目前国际上常用来衡量人体胖瘦程度和是否健康的一个指标，其计算公式为体重（千克）除以身高（米）的平方。b 调查中提到的养老保险和医疗保险选项主要包括：农村养老保险、新型农村社会养老保险、企业补充养老保险、基本养老保险、商业养老保险、补充医疗保险、新型农村合作医疗等。c 此处的工作含务农、自雇。d 设置相同权重的原因是：第一，这是目前国内大部分相关研究文献的共同处理方法（郭熙保、周强，2016），并且，随着中国开发式扶贫工作的持续开展，收入贫困问题得到显著缓解，其他维度的贫困问题逐渐凸显（王小林、Alkire，2009）；第二，这样做能使各年多维贫困指数的测算结果具有可比性。

参考 Alkire and Foster（2011a；2011b）所提出的“剥夺临界”和“贫困临界”，本文用这一双重标准来测量农村劳动年龄人口的多维贫困状况。假设个体 i 在维度 j 上的实际值为 y_{ij} （ $i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, d$ ），则 n 个人在 d 个维度上共组成 $n \times d$ 维的 Y 矩阵。令行向量 $z = (z_1, z_2, \dots, z_d)$ 表示每个维度的剥夺临界值，用来判断某个个体在某一维度上的能力是否被剥夺。如果 y_{ij} 小于该维度上的剥夺临界值 z_j ，就认为 i 在 j 维度上是被剥夺能力的；否则，认为 i 在 j 维度上是不被剥夺能力的。用剥夺行向量 g_{ij}^0 来表示个体 i 的被剥夺情况，如果个体 i 在 j 维度上是被剥夺能力的，则 $g_{ij}^0=1$ ；否则， $g_{ij}^0=0$ 。所有人的剥夺向量组成“剥夺矩阵” $g^0 = [g_{ij}^0]$ ，该矩阵由0和1两种元素组成。令列向量 $c = (c_1, c_2, \dots, c_d)'$ 表示每个个体 i 的剥夺计数，用来衡量每个个体 i 被剥夺的维度总数，即 $c_i = \sum g_{ij}^0$ 。令 k （ $0 < k \leq d$ ）为贫困临界值，用来判断能力受剥夺的个体是否处于多维贫困状态 PK_i （ K 表示有 k 维贫困）。如果某个个体 i 的剥夺计数 $c_i \geq k$ ，则认为 i 处于多维贫困

状态, PK_i 取值为 1; 否则, PK_i 取值为 0。根据此方法, 还可以得出农村劳动年龄人口在收入、健康、教育、保险、就业这 5 个维度上的贫困状况 PD_i (D 表示第 d 个维度), 即行向量 g_{ij}^0 。当个体 i 在 j 维度贫困时, PD_i 取值为 1; 否则, PD_i 取值为 0。

2. 核心自变量: 农村普惠金融发展指数。根据前文理论分析, 本文构建包括“渗透性”“使用性”“效用性”“质量性”和“承受性”5 个方面内容的指标体系, 来计算农村普惠金融发展指数。其中, “渗透性”主要体现农村人口获得金融产品和服务的渠道, “使用性”主要体现农村人口对金融机构存贷款服务的使用情况, “效用性”主要体现农村金融机构存贷款服务对农村经济发展的贡献, “质量性”主要体现农村金融机构存贷款服务的质量, “承受性”主要体现农村金融机构贷款服务的成本。综合参考现有相关文献 (例如 Beck et al., 2007; Sarma and Pais, 2011; 王修华、关键, 2014; 伍旭川、肖翔, 2014; 陈银娥等, 2015; 罗斯丹等, 2016; 李涛等, 2016; 张珩等, 2017), 并结合考虑农村普惠金融发展的实际情况和有关数据的可得性, 笔者选取表 2 所示的指标来构建中国农村普惠金融发展指数指标体系。

表 2 中国农村普惠金融发展指数的指标体系

主要表现	具体指标	单位	指标属性
渗透性	每万平方公里农村金融机构营业网点数量	个/万平方公里	正向
	每万平方公里农村金融机构从业人员数量	个/万平方公里	正向
	每万人拥有的农村金融机构营业网点数量	个/万人	正向
	每万人拥有的农村金融机构从业人员数量	个/万人	正向
使用性	农村金融机构年人均存款	万元/人	正向
	农村金融机构年人均贷款	万元/人	正向
效用性	农村金融机构存款余额与第一产业增加值的比值	%	正向
	农村金融机构贷款余额与第一产业增加值的比值	%	正向
质量性	农村金融机构存贷比	%	负向
	农村金融机构不良贷款率	%	负向
承受性	农村金融机构人民币贷款上浮利率占比	%	负向

注: 考虑到数据可得性, 在计算渗透性的前两个具体指标时, 农村土地面积用农用地面积代理; 农村金融机构存款余额和贷款余额用农村信用社的存款余额和贷款余额表示; 各省农村金融机构不良贷款率用各省商业银行不良贷款率乘以全国农村商业银行不良贷款率与全国商业银行不良贷款率的比近似表示。农村金融机构人民币贷款上浮利率占比指农村金融机构的人民币贷款利率高于基准利率 1 倍以上的所有贷款发生额占比。

表 2 中, 各指标的统计范围均为农村地区, 农村金融机构指涉农银行业金融机构^①。此外, 虽

^①根据罗斯丹等 (2016) 的研究, 中国目前的金融体系以银行业为主体。并且, 现有相关研究在处理数据时, 也均以银行业金融机构来代表普惠金融机构。本文主要选取农村商业银行、农村合作银行、农村信用合作社、村镇银行、农村贷款公司、农村资金互助社的数据。

然目前互联网金融和移动金融的普及极大地促进了普惠金融的发展，但是，考虑到这两类金融的服务对象还较难覆盖农村贫困人口，因此，本文不考虑衡量这两类金融发展状况的相关指标。

借鉴 Sarma and Pais (2011)，王修华、关键 (2014) 以及陈银娥等 (2015) 的方法，本文计算农村普惠金融发展指数的具体公式为：

$$IFI = 1 - \frac{\sqrt{(w_{1t} - V_{1t})^2 + (w_{2t} - V_{2t})^2 + \dots + (w_{mt} - V_{mt})^2}}{\sqrt{w_{1t}^2 + w_{2t}^2 + \dots + w_{mt}^2}} \quad (1)$$

(1) 式中， IFI 指各省的农村普惠金融发展指数； w_{mt} 是表 2 中第 m 个具体指标在 t 年的权重，通过变异系数法确定，即各省该指标数据 x_{mt} 在 t 年的标准差与平均数之比； V_{mt} 表示指标计算值，由 x_{mt} 进行统一量纲处理后再乘以其权重 w_{mt} 得到。对 x_{mt} 进行统一量纲处理的方式是，当 x_{mt} 为正向指标时，由该省的 x_{mt} 与所有省份 x_{mt} 中的最小值之差除以所有省份 x_{mt} 中的最大值与最小值之差确定；当 x_{mt} 为负向指标时，由所有省份 x_{mt} 中的最大值与该省 x_{mt} 之差除以所有省份 x_{mt} 中的最大值与最小值之差确定。

3.其他变量。(1) 控制变量。参考王春超、叶琴 (2014) 以及郭熙保、周强 (2016) 等的研究，本文选取性别、年龄、年龄的平方、户籍、婚姻状况等个人特征变量以及家庭规模、家庭收支比等家庭特征变量为控制变量。其中，性别（男性取 1，女性取 0），户籍（农业户口取 1，非农业户口取 0），婚姻状况（在婚状态取 1，未婚、同居、离婚、丧偶等非在婚状态取 0）都为二值变量；家庭规模用家庭人口数表示；家庭收支比用家庭总收入与家庭总支出之比表示。此外，本文还控制了年份和省份变量。根据前文理论分析，本文选取个人收入水平（元/年）作为农村普惠金融发展影响多维贫困的中介变量。

(2) 稳健性检验中核心自变量的替代变量。Sarma (2015) 在 Sarma and Pais (2011) 的基础上，用“逆向欧氏距离”和“正向欧氏距离”的平均值计算普惠金融发展指数。考虑到这一计算方法目前还未在同类文献中得到广泛使用，本文按这一方法重新计算农村普惠金融发展指数 (SIFI)，将其作为核心自变量的替代变量，进行稳健性检验。这一指数的具体公式如下所示：

$$SIFI = \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\sqrt{(V_{1t})^2 + (V_{2t})^2 + \dots + (V_{mt})^2}}{\sqrt{w_{1t}^2 + w_{2t}^2 + \dots + w_{mt}^2}} \right) + \left(1 - \frac{\sqrt{(w_{1t} - V_{1t})^2 + (w_{2t} - V_{2t})^2 + \dots + (w_{mt} - V_{mt})^2}}{\sqrt{w_{1t}^2 + w_{2t}^2 + \dots + w_{mt}^2}} \right) \right] \quad (2)$$

(二) 数据来源与描述性统计分析

本文选取中国大陆 21 个省份^①2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年^②的面板数据进行实证分析。

^①这 21 个省份为：河北省、山西省、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省。选取这些省份的原因是：第一，这些省是 CFPS 四期调查均涉及了的地区；第二，这些省的涉农银行业金融机构相关数据较齐全；第三，这些省的农村人口较多，贫困发生率相对较高。

计算农村劳动年龄人口多维贫困的相关数据和控制变量中个人特征相关数据均来源于 CFPS 中的成年人口调查数据库；控制变量中家庭特征相关数据均来源于 CFPS 中的家庭调查数据库；调查数据库中的缺失值和异常值直接做删除处理。在计算农村普惠金融发展指数时，农村金融机构营业网点数量、农村金融机构从业人员数量数据来源于《中国区域金融运行报告》^①和 wind 经济数据库^②，农村人口和农用地面积数据来源于《中国农村统计年鉴》^③和 wind 经济数据库，农村信用社存款余额、农村信用社贷款余额和商业银行不良贷款率相关数据来源于《中国金融年鉴》^④，其余数据来源于 wind 经济数据库。将 CFPS 调查数据按调查对象所在省份与各省份农村普惠金融发展指数数据进行匹配后，最终得到 15590 个有效样本。其中，2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年的有效样本量分别为 8202 个、3707 个、3036 个和 645 个。文中主要变量的描述性统计分析结果见表 3。

表 3 主要变量的描述性统计分析

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量	均值	标准差	最小值	最大值
一维贫困	0.511	0.500	0	1	<i>IFI</i>	0.355	0.131	0.136	0.653
二维贫困	0.196	0.397	0	1	<i>SIFI</i>	0.400	0.146	0.180	0.713
三维贫困	0.055	0.228	0	1	性别	0.599	0.490	0	1
四维贫困	0.009	0.947	0	1	年龄	38.742	11.940	16	60
五维贫困	0.000	0.021	0	1	年龄平方	1643.47	925.67	256	3600
收入贫困	0.177	0.382	0	1	婚姻状况	0.188	0.390	0	1
健康贫困	0.188	0.391	0	1	户籍	0.926	0.262	0	1
教育贫困	0.232	0.422	0	1	家庭规模	4.610	1.794	1	26
保险贫困	0.073	0.260	0	1	家庭收支比	1.801	2.697	0.003	71.419
就业贫困	0.101	0.301	0	1	个人收入	8.923	1.275	4.467	13.592

（三）研究方法 with 理论模型

本文首先构建以下基准回归模型来检验研究假说 1：

$$PK_{it} = \alpha_1 + \beta_1 IFI_{it} + \theta_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中， PK_{it} 是农村劳动年龄人口个体 i 在 t 年的多维贫困状况， K 取值为 1、2、3、4、5

^② 本文选取这 4 期数据的原因是，本文所用微观数据来源于 CFPS，这一数据库的全样本调查自 2010 年起开始实施，每次调查为期两年。

^① 中国人民银行（编）：《中国区域金融运行报告》（2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年），<http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125227/125960/126049/index.html>。

^② 参见 <http://www.wind.com.cn/NewSite/edb.html>。

^③ 国家统计局农村经济社会调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年），北京：中国统计出版社。

^④ 《中国金融年鉴》编辑部（编）：《中国金融年鉴》（2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年），北京：中国金融年鉴杂志社有限公司。

时, 分别代表一维贫困、二维贫困、三维贫困、四维贫困和五维贫困; 由于样本中只有个别受访者处于五维贫困的极端状态, 所以, 实证分析中不考虑五维贫困。 IFI_{it} 是个体 i 所属地区在 t 年的农村普惠金融发展指数, X_{it} 是控制变量, ε_{it} 是随机扰动项。由于因变量 PK_{it} 是虚拟变量, 因此, 本文使用面板 Logit 模型来估计 (3) 式。

在此基础上, 本文采用倾向得分匹配法进一步估计金融产品和服务可获得性对改善农村劳动年龄人口多维贫困状况的作用差异, 目的是判断获得金融产品和服务与农村劳动年龄人口多维贫困改善之间的因果关系。同时, 倾向得分匹配分析也能有效处理 (3) 式因可能存在内生性或样本自选择问题而产生的估计偏误 (张永丽等, 2018)。具体做法是, 首先, 根据 CFPS 调查问卷内容“是否有被银行 (包括信用社) 或者非银行正规金融机构拒绝借款的经历” (简称“有无被拒经历”) ^①, 将样本分成实验组 (无被拒经历) 和对照组 (有被拒经历); 然后, 以 (3) 式中的 X_{it} 为匹配变量, 用 Logit 模型估计样本进入实验组的条件概率, 即倾向得分值, 再根据倾向得分值将实验组样本和对照组样本进行有放回的匹配; 最后, 计算出获得金融产品和服务的农村劳动年龄人口多维贫困改善的平均处理效应 (average treatment effect on the treated, ATT)、未获得金融产品和服务的农村劳动年龄人口多维贫困改善的平均处理效应 (average treatment effect on the untreated, ATU) 以及所有农村劳动年龄人口多维贫困改善的平均处理效应 (average treatment effect, ATE)。

本文构建中介效应模型来进一步检验研究假说 2:

$$PD_{it} = \alpha_2 + \beta_2 IFI_{it} + \theta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \alpha_3 + \beta_3 IFI_{it} + \theta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$PD_{it} = \alpha_4 + \beta_4 IFI_{it} + \beta_5 Y_{it} + \theta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(4) ~ (6) 式中, PD_{it} 是农村劳动年龄人口 i 在 t 年某具体维度的贫困状况, D 取值为 1、2、3、4、5 时, 分别代表收入贫困、健康贫困、教育贫困、保险贫困和就业贫困; Y_{it} 是中介变量, 即农村劳动年龄人口 i 在 t 年的个人收入; 其余变量的含义见前文。系数 β_2 、 β_4 以及 β_3 与 β_5 的乘积依次体现农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口在某一维度贫困改善上的总效应、直接效应和间接效应。当模型中 β_2 、 β_3 和 β_5 都显著时, 表明存在中介效应; 若 β_2 显著, 但 β_3 和 β_5 至少有一个不显著时, 判断 β_3 与 β_5 的乘积是否显著, 该乘积显著时存在中介效应; 若 β_2 不显著, 则存在遮掩效应。当存在中介效应时, 如果系数 β_4 显著, 则直接效应显著; 如果不显著, 则只存在中介效应。比较 β_3 与 β_5 乘积的符号和 β_4 的符号, 如果同号, 改善效应存在部分中介效应; 如果异号, 改善效应存在遮掩效应 (温忠麟、叶宝娟, 2014)。由于进行中介效应检验需要将变量中心化, 中心化之后的被解释变量 PD_{it} 和 Y_{it} 是连续变量, 因此, 本文使用面板回归模型估计 (4) ~ (6) 式。

^①由于 2010 年和 2012 年的 CFPS 调查缺乏“是否有被银行 (包括信用社) 或者非银行正规金融机构拒绝借款的经历”相关信息, 因此, 本文研究用这两年调查中“是否通过银行 (包括信用社) 获得过借款”数据来近似表示, 如果获得过借款, 则视为没有这方面被拒经历。

四、结果与分析

（一）基准回归模型拟合结果与分析

基准回归模型拟合结果如表 4 所示。Wald 统计量对应的 p 值均为 0.000，故模型（3）整体通过了检验。从具体影响程度来看，农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口一维贫困和二维贫困的影响均显著，且回归系数和边际效应值均为负；在其他因素不变的情况下，农村普惠金融发展会使农村劳动年龄人口处于一维贫困的概率降低 43.8%，处于二维贫困的概率降低 36.1%。这表明，农村普惠金融发展能够显著改善农村劳动年龄人口的一维贫困和二维贫困。不过，农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口三维贫困、四维贫困的影响不显著。这一结果也比较符合那些认为（普惠）金融发展对贫困改善作用有限的文献的观点，总结起来，其可能原因在于：一是处于三维贫困及以上状态的劳动年龄人口都是贫困强度较重、贫困程度较深的极端贫困人口，他们的风险承受能力一般较低，一旦遇到经济冲击或者经营失败，他们会变得更加贫困（Buss, 1999）；二是这些极端贫困人口一般严重短缺资金，且缺乏必要的知识才干、生产技术、管理技能和社会关系等，农村普惠金融机构所提供的金融产品和服务无法完全满足其需求，难以产生明显的贫困改善效应（Lensink and Pham, 2012）；三是农村普惠金融机构要保证自身经营发展的持续性，仅能帮助那些有发展潜力、能还本付息的贫困群体，对于极端贫困人群仍然存在一定程度的金融排斥（何德旭、苗文龙, 2015）；四是可能还存在统计上的原因，本文的研究样本中处于三维贫困及以上状态的劳动年龄人口只占样本量的 6.43%，虽然比较符合现实情况，但是，样本量较少的状况可能会使估计结果有偏。需要说明的是，虽然农村普惠金融发展对这些极端贫困人口多维贫困的改善效应有限，但是，这并不说明他们不能从农村普惠金融的发展中受益，相反，它反映了农村普惠金融发展过程中的问题，即无法完全满足这些极端贫困人口对金融产品和服务的需求，这对设计更适合他们的金融产品和服务提出了要求。

表4 农村普惠金融发展改善农村劳动年龄人口多维贫困的模型拟合结果

变量 或指标	一维贫困		二维贫困		三维贫困		四维贫困	
	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应
<i>IFI</i>	-2.035*** (0.632)	-0.438*** (0.136)	-2.705*** (0.824)	-0.361*** (0.110)	-0.053 (1.575)	-0.002 (0.073)	0.778 (3.931)	0.007 (0.035)
截距项	2.412*** (0.391)	—	1.371*** (0.518)	—	-1.219 (0.967)	—	-3.038 (2.190)	—
样本量	15590	15590	15590	15590	15590	15590	15037	15037
准R ²	0.106	0.106	0.144	0.144	0.172	0.172	0.213	0.213
Wald统计量	1928.38	—	1857.98	—	993.41	—	339.66	—
p值	0.000	—	0.000	—	0.000	—	0.000	—

注：在模型拟合中， X_{it} 、年份、省份变量均已控制，由于篇幅所限，没有报告相关拟合结果；括号中的数值为标准误差；***表示在1%的统计水平上显著。

（二）倾向得分匹配法估计结果与分析

基准回归模型拟合结果已经初步反映出，中国农村普惠金融发展对处于一维贫困和二维贫困的农村劳动年龄人口具有显著的贫困改善效应。为进一步分析这种改善效应与能否获得金融产品和服务之间的因果关系，本文采用倾向得分匹配法进行估计。为确保匹配质量和估计结果的可靠性，本文从3个方面进行了平衡性检验。从标准化偏差的变动看，匹配后，大多数匹配变量的标准化偏差大幅减小，表明实验组和对照组的差异减小；从匹配变量均值的差异看，匹配后，各匹配变量的t检验均不显著，表明实验组和对照组中各匹配变量的均值无显著差异；从整体上看，匹配后，所有样本的伪R²、LR统计量、偏差均值、B值^①和R值^②均显著下降，p值大于0.1，表明匹配后实验组和对照组之间匹配变量无显著差异，最大限度降低了样本选择偏误。因此，该匹配满足了平衡性假定。在此基础上，本文分别计算出ATT值、ATU值和ATE值。通过表6中的8种倾向得分匹配法计算得到的结果相近，表明结果很稳健；ATT值、ATU值和ATE值均显著，且结果为负，表明提高金融产品和服务的可获得性能够显著改善农村劳动年龄人口的一维贫困和二维贫困。从具体影响来看，处于一维贫困和二维贫困的农村劳动年龄人口均有ATT值的绝对值<ATE值的绝对值<ATU值的绝对值，这表明，他们如果获得了金融产品和服务，在贫困改善效应上将会显著大于那些原本能够获得金融产品和服务的农村劳动年龄人口。因此，本文认为，农村普惠金融发展能够通过提高金融产品和服务的可得性，改善农村劳动年龄人口的一维和二维贫困状况。

表5 将农村劳动年龄人口按有无被拒经历进行倾向得分匹配后的平衡性假定检验结果

	伪R ²	LR统计量	p值	偏差均值	B值(%)	R值
匹配前	0.027	532.520	0.000	16.400	39.300*	1.610
匹配后	0.001	10.230	0.176	1.600	6.500	0.920

注：限于篇幅，本表没有呈现各匹配变量均值、标准化偏差、t检验的结果。B值大于25%或R值在[0.5, 2]范围外时标注*，未标注*代表匹配比较成功，匹配后的平衡性假定能得到满足。

表6 将农村劳动年龄人口按有无被拒经历进行倾向得分匹配后的估计结果

贫困程度	匹配方法	一对一匹配(k=1)	近邻匹配(k=3)	卡尺匹配	半径匹配	核匹配	局部线性回归匹配	样条匹配	马氏匹配
一维贫困	ATT	-0.043***	-0.045***	-0.046***	-0.042***	-0.044***	-0.056***	-0.042***	-0.032***
	ATU	-0.074***	-0.070***	-0.070***	-0.072***	-0.074***	-0.054***	-0.071***	-0.053***
	ATE	-0.064***	-0.062***	-0.063***	-0.063***	-0.064***	-0.055***	-0.062***	-0.047***
二维贫困	ATT	-0.043***	-0.040***	-0.041***	-0.039***	-0.039***	-0.051***	-0.039***	-0.025***
	ATU	-0.055***	-0.055***	-0.055***	-0.057***	-0.059***	-0.045***	-0.055***	-0.045***
	ATE	-0.051***	-0.051***	-0.051***	-0.051***	-0.053***	-0.047***	-0.050***	-0.039***

注：***表示在1%的统计水平上显著。

^①B值即为Rubin's B，为实验组与对照组之间倾向得分值均值的标准化差异。

^②R值即为Rubin's R，为实验组与对照组之间倾向得分值方差之比。

（三）稳健性检验结果与分析

为进行稳健性检验，本文使用Sarma（2015）的方法测算农村普惠金融发展指数，重新对（3）式进行回归估计。此外，本文研究中还将样本按东部、中部、西部地区进行聚类，对模型（3）的回归估计结果使用聚类稳健标准误进行修正。在这两种稳健性检验方法下，农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口一维贫困、二维贫困的影响仍显著，且回归系数和边际效应值仍为负；农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口三维贫困、四维贫困的影响仍不显著^①。这一结果表明，基准回归模型的拟合结果比较稳健，验证了前文研究结论，即农村普惠金融发展能够显著改善贫困强度较轻（一维贫困和二维贫困）的农村劳动年龄人口贫困状况，但对贫困强度较重（三维贫困及以上）的农村劳动年龄人口贫困状况没有显著影响。

（四）中介效应模型拟合结果和分析

中介效应检验结果如表7所示。可以看出，农村普惠金融发展对中介变量农村劳动年龄人口个人收入的影响是显著的，估计系数为1.580，表明农村普惠金融发展能够有效提高农村劳动年龄人口的个人收入水平。从对不同维度贫困状况的具体影响来看：

第一，农村普惠金融发展对收入贫困、教育贫困和就业贫困改善的总效应是显著的，估计系数为-0.520、-0.575和-0.379；对这3个维度贫困改善的间接效应也是显著的，估计系数（即 β_3 与 β_5 的乘积）分别为-0.382（ $1.580 \times (-0.242)$ ）、-0.068（ $1.580 \times (-0.043)$ ）和-0.032（ $1.580 \times (-0.020)$ ）；在控制了个人收入的影响后，农村普惠金融发展对这3个维度贫困改善的直接效应也是显著的，估计系数分别为-0.137、-0.507和-0.347；间接效应与直接效应的系数同号（同为正或同为负），表明都存在中介效应；中介效应占总效应的比例分别约为73.53%、11.82%和8.33%。这表明，农村普惠金融发展能间接改善农村劳动年龄人口的收入贫困、教育贫困和就业贫困状况，并且，这种改善作用分别有73.53%、11.82%和8.33%是通过提高劳动年龄人口的收入水平来实现的。

表7 农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困改善的中介效应模型拟合结果

变量或指标	个人收入	收入贫困	健康贫困	教育贫困	保险贫困	就业贫困
<i>IFI</i>	1.580*** (0.303)	-0.520*** (0.095)	0.091 (0.112)	-0.575*** (0.112)	0.308*** (0.080)	-0.379*** (0.083)
截距项	-0.503*** (0.048)	0.091*** (0.015)	-0.032* (0.017)	-0.005 (0.016)	-0.006 (0.012)	0.104*** (0.014)
R ²	0.307	0.140	0.038	0.168	0.052	0.059
变量或指标	个人收入	收入贫困	健康贫困	教育贫困	保险贫困	就业贫困
<i>IFI</i>	1.580*** (0.303)	-0.137** (0.067)	0.133 (0.112)	-0.507*** (0.111)	0.313*** (0.080)	-0.347*** (0.083)
个人收入	—	-0.242*** (0.002)	-0.026*** (0.003)	-0.043*** (0.003)	-0.003* (0.002)	-0.020*** (0.002)
截距项	-0.503***	-0.031***	-0.045***	-0.026	-0.008	0.094***

^①限于篇幅，本文没有呈现稳健性检验结果。

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

	(0.048)	(0.011)	(0.017)	(0.016)	(0.012)	(0.014)
R ²	0.307	0.593	0.043	0.180	0.053	0.064

注：在中介效应模型拟合中， X_{it} 、年份、省份变量均已控制，限于篇幅，表中没报告有关拟合结果；括号中的数值为标准误差；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。

第二，农村普惠金融发展对健康贫困改善的总效应和直接效应不显著，但是，对健康贫困改善的间接效应显著，估计系数（即 β_3 与 β_5 的乘积）为-0.041（ $1.58 \times (-0.026)$ ）。这表明，农村劳动年龄人口个人收入水平的提高能够有效改善他们的健康贫困状况，但是，这种改善效应在农村普惠金融发展的影响下被遮掩了。其可能的原因是，农村贫困劳动年龄人口申请获得金融产品和服务（例如信贷资金），往往不能直接改善健康状况，而他们利用所获得的金融产品和服务更加努力开展生产经营活动等，可能会导致劳动强度和心理压力增大，进而使他们的健康状况受到不利影响。

第三，农村普惠金融发展对保险贫困改善的总效应、直接效应和间接效应均显著，但是，间接效应的估计系数（即 β_3 与 β_5 的乘积）为-0.005（ $1.58 \times (-0.003)$ ），直接效应的估计系数为0.313，间接效应和直接效应的系数符号相反。这表明，农村劳动年龄人口个人收入水平的提高能够有效改善他们在保险维度上的贫困状况，但是，这种改善效应在农村普惠金融发展的影响下被遮掩了。其可能原因是，农村普惠金融发展对保险贫困产生了挤出效应，农村贫困劳动年龄人口收入很低，对小额贷款的需求可能高于参保需求；而且，参保需要支付保费，在不能获得理赔或实现报销的情况下，他们的收入会进一步减少，他们的参保动力因此会降低；此外，农村地区特别是农村贫困地区的保险制度尚不完善，通过医疗保障制度解决贫困人口因病返贫、因病致贫在近几年才受到重视。

五、结论与政策启示

本文扩宽金融精准扶贫和金融开发式扶贫的研究思路，利用2010年、2012年、2014年和2016年21个省份的CFPS数据以及相关统计数据，构建回归模型和中介效应模型，全面分析了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，得出了以下结论：第一，中国农村普惠金融发展能够通过提高金融产品和服务的可获得性，直接改善农村劳动年龄人口的多维贫困状况，但这一改善效应在处于不同贫困强度的农村劳动年龄人口之间存在差异：对于贫困强度较轻（处于一维贫困和二维贫困）的农村劳动年龄人口，农村普惠金融发展能显著降低他们陷入贫困的概率；对于贫困强度较重（处于三维贫困及以上）的农村劳动年龄人口，农村普惠金融发展不能显著改善他们的贫困状况。第二，提高劳动年龄人口的收入水平是农村普惠金融发展改善多维贫困的主要机制，但这一机制对于不同贫困维度的改善效应存在差异：能有效改善农村劳动年龄人口在收入、教育和就业维度上的贫困状况；而不能显著改善他们在健康和保险维度上的贫困状况。

据此，本文认为，发展农村普惠金融能够让农村劳动年龄人口有机会长期地、平等地、以可负担的成本获得所需要的金融产品和服务，帮助他们提高脱贫致富的多方面基本可行能力，是实现中国脱贫攻坚战略总体目标的有效途径。为进一步促进农村普惠金融发展，引导农村普惠金融助力精准扶贫，提高农村普惠金融扶贫的精准度，本文提出以下政策启示：一是完善普惠金融机构基础设

施建设和服务人员配置,提高普惠金融产品和服务的使用效率和供给质量,降低普惠金融产品和服务的交易成本等,加大力度支持新增金融资金优先满足深度贫困地区、新增金融服务优先布设深度贫困地区,不断提高普惠金融产品和服务在深度贫困地区的可获得性。二是要不断创新农村地区金融产品和服务的供给方式,加快推进农村地区互联网金融和移动金融的发展,使农村普惠金融能够以更加高效、便捷的方式发挥促进扶贫开发的作用。三是应引导农村普惠金融优先重点服务于农村地区最具有劳动能力和发展潜力的贫困劳动年龄人口,不断激发他们脱贫致富和加快发展的内生动力。四是农村普惠金融还要进一步缓解严重(极端)贫困劳动年龄人口的金融排斥,多开发设计一些针对他们特殊需求的金融产品和服务,帮助他们改善多维贫困。五是要不断提高农村普惠金融发展对收入贫困、教育贫困和就业贫困的改善效应,充分发挥农村普惠金融对“智力扶贫”和“产业扶贫”的支持作用;同时,还要不断挖掘农村普惠金融发展对健康贫困和保险贫困的改善作用,提高金融精准扶贫和金融开发式扶贫的有效性、长期性和持续性。

参考文献

- 1.陈立中,2008:《转型时期我国多维度贫困测算及其分解》,《经济评论》第5期。
- 2.陈银娥、孙琼、徐文赟,2015:《中国普惠金融发展的分布动态与空间趋同研究》,《金融经济学研究》第6期。
- 3.陈银娥、张德伟,2018:《县域金融发展与多维贫困减缓——基于湖南省51个贫困县的实证研究》,《财经理论与实践》第2期。
- 4.崔艳娟、孙刚,2012:《金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据》,《金融研究》第11期。
- 5.高帅、毕洁颖,2016:《农村人口动态多维贫困:状态持续与转变》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 6.郭熙保、周强,2016:《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》第6期。
- 7.何德旭、苗文龙,2015:《金融排斥、金融包容与中国普惠金融制度的构建》,《财贸经济》第3期。
- 8.何学松、孔荣,2017:《普惠金融减缓农村贫困的机理分析与实证检验》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第3期。
- 9.刘长庚、田龙鹏、陈彬、戴克明,2013:《农村金融排斥与城乡收入差距》,《经济理论与经济管理》第10期。
- 10.李佳路,2010:《农户多维度贫困测量——以S省30个国家扶贫开发工作重点县为例》,《财贸经济》第10期。
- 11.罗斯丹、陈晓、姚悦欣,2016:《我国普惠金融发展的减贫效应研究》,《当代经济研究》第12期。
- 12.李涛、徐翔、孙硕,2016:《普惠金融与经济增长》,《金融研究》第4期。
- 13.王春超、叶琴,2014:《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》第12期。
- 14.伍旭川、肖翔,2014:《基于全球视角的普惠金融指数研究》,《南方金融》第6期。
- 15.王修华、关键,2014:《中国农村金融包容水平测度与收入分配效应》,《中国软科学》第8期。
- 16.王小林、Sabina Alkire,2009:《中国多维贫困测量:估计和政策含义》,《中国农村经济》第12期。
- 17.温忠麟、叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 18.杨俊、王燕、张宗益,2008:《中国金融发展与贫困减少的经验分析》,《世界经济》第8期。
- 19.张珩、罗剑朝、郝一帆,2017:《农村普惠金融发展水平及影响因素分析——基于陕西省107家农村信用社

全机构数据的经验考察》，《中国农村经济》第1期。

20.张全红、周强，2015：《中国贫困测度的多维方法和实证应用》，《中国软科学》第7期。

21.邹薇、方迎风，2011：《关于中国贫困的动态多维度研究》，《中国人口科学》第6期。

22.张永丽、李青原、郭世慧，2018：《贫困地区农村教育收益率的性别差异——基于PSM模型的计量分析》，《中国农村经济》第9期。

23.朱一鸣、王伟，2017：《普惠金融如何实现精准扶贫？》，《财经研究》第10期。

24.Alkire, S., and J. Foster, 2011a, "Counting and Multidimensional Poverty Measurement", *Journal of Public Economics*, 95(7): 476-487.

25.Alkire, S., and J. Foster, 2011b, "Understandings and Misunderstandings of Multidimensional Poverty Measurement", *The Journal of Economic Inequality*, 9(2): 289-314.

26.Alkire, S., and M. E. Santos, 2014, "Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index", *World Development*, 59(7): 251-274.

27.Alkire, S., and S. Seth, 2015, "Multidimensional Poverty Reduction in India between 1999 and 2006: Where and How?", *World Development*, 72(8): 93-108.

28.Arestis, P., and A. Caner, 2009, "Financial Liberalization and the Geography of Poverty", *Cambridge Journal of Regions Economy & Society*, 2(2): 229-244.

29.Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine, 2007, "Finance, Inequality and the Poor", *Journal of Economic Growth*, 12(1): 27-49.

30.Buss, T. F., 1999, "Microenterprise in International Perspective: An Overview of the Issues", *International Journal of Economic Development*, 1(1): 1-28.

31.Kabeer, N., 2005, "Is Microfinance A 'Magic Bullet' for Women's Empowerment? Analysis of Findings from South Asia", *Economic and Political Weekly*, 40(44/45): 4709-4718.

32.Kempson, H., and C. Whyley, 1999, *Kept Out or Opted Out? Understanding and Combating Financial Exclusion*, Bristol: Policy Press.

33.Kondo, T., A. Orbeta, C. Dingcong, and C. Infantado, 2008, "Impact of microfinance on rural households in the Philippines", *IDS Bulletin*, 39(1): 51-70.

34.Lensink, R., and T. T. T. Pham, 2012, "The Impact of Microcredit on Self-Employment Profits in Vietnam", *Economics of Transition*, 20(1): 73-111.

35.Leyshon, A., and N. Thrift, 1995, "Geographies of Financial Exclusion: Financial Abandonment in Britain and the United States", *Transactions of the Institute of British Geographers*, 20(3): 312-341.

36.Miled, K. B. H., and J. E. B. Rejeb, 2015, "Microfinance and Poverty Reduction: A Review and Synthesis of Empirical Evidence", *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 195(31): 705-712.

37.Sarma, M., 2015, "Measuring Financial Inclusion", *Economics Bulletin*, 35(1): 604-611.

38.Sarma, M., and J. Pais, 2011, "Financial Inclusion and Development", *Journal of International Development*, 23(5):

613-628.

(作者单位: ¹ 武汉大学经济发展研究中心;

² 武汉大学人口·资源·环境经济研究中心;

³ 武汉大学经济与管理学院)

(责任编辑: 陈秋红)

The Improvement Effect of China's Rural Inclusive Financial Development on the Multidimensional Poverty of Working-age Population in Rural Areas

Yang Yanlin Fu Chenyu

Abstract: Based on survey data from China Family Panel Studies and relevant statistic data collected from 21 provinces in 2010, 2012, 2014 and 2016, this article analyses the improvement effect of inclusive financial development on the multidimensional poverty of working-age population in rural China. The results show that China's rural inclusive financial development can directly improve the multidimensional poverty of the rural working-age population by increasing the availability of financial products and services. However, this effect is heterogeneous for the rural working-age population with different levels of poverty intensity. Poverty situation of rural working-age population with low poverty intensity (one-dimensional poverty and two-dimensional poverty) can be significantly improved, but there is no significant effect on the poverty situation of rural working-age population with high poverty intensity (three-dimensional poverty and above). Moreover, China's rural inclusive financial development can indirectly improve the multidimensional poverty of the rural working-age population by raising their income. However, the effects on different dimensions of poverty are also different. It can significantly improve the poverty situation of the rural working-age population in the dimensions of income, education and employment, but concerning the health and insurance dimensions, no significant improvement in their poverty situation can be found. Therefore, the study proposes that the development of rural inclusive finance is an effective way to achieve the strategic goal of poverty alleviation in rural areas of China. It is necessary to further promote the development of rural inclusive finance, improve its effect on the multidimensional poverty of rural working-age population, and guide rural inclusive finance to play a role in targeted poverty alleviation.

Key Words: Rural Inclusive Finance; Multidimensional Poverty; Working-age Population; Targeted Poverty Alleviation