

# 普惠金融、收入差距与共同富裕

尹志超 文小梅 栗传政\*

**摘要：**党的二十大报告指出，实现全体人民共同富裕是中国式现代化的本质要求。本文利用 2015 ~ 2019 年中国家庭金融调查数据，研究了普惠金融对中国家庭收入差距的影响及其作用机制，进而回答普惠金融对实现共同富裕的作用。实证研究发现，普惠金融显著缩小了中国家庭的收入差距，普惠金融指数提高 10%，基尼系数下降 0.02，具有显著的经济意义。研究还发现，普惠金融显著提高了收入 40 分位数以下家庭和相对贫困家庭的收入水平，并提高了家庭进入收入 40 分位数以上的概率，有利于促进共同富裕。机制分析显示，普惠金融提高了低收入家庭的创业概率，并促进农村家庭非农就业，从而缩小收入差距。进一步分析发现，普惠金融对农村地区、农业户口、低社会资本、低人力资本、低物质资本、贫困线以下家庭的收入水平产生了更显著的正向影响，表明普惠金融具有良好的普惠性。本文的研究为全面认识普惠金融的作用提供了新的证据，为理解收入差距提供了新的视角，对采取金融措施促进共同富裕，加速中国式现代化具有政策启示。

**关键词：**普惠金融 共同富裕 收入差距 创业 非农就业

**中图分类号：**F830.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-3894(2023)01-0109-19

**DOI:**10.13653/j.cnki.jqte.2023.01.005

## 一、引言

2021 年 8 月，习近平主持召开了中央财经委员会第十次会议，研究扎实促进共同富裕问题。习近平在会上发表重要讲话强调“共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征，要坚持以人民为中心的发展思想，在高质量发展中促进共同富裕。”会议指出，共同富裕涵盖收入分配合理性、区域发展平衡性、行业发展协调性和基本公共服务均等化等多方面内容。其中，收入差距是共同富裕在经济层面需要解决的一个重要问题。党的十九届三中全会基于国际国内形势，对中国全面建成社会主义现代化强国作出重大部署，提出到 21 世纪中叶基本实现全体人民共同富裕的战略目标。党的二十大报告深刻指出“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是一个长期的历史过程。我们要坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点，着力维护和促进社会公平正义，着力促进全体人民共同富裕，坚决防止两极分化。”

当前，中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。收入分配不平等是不平衡不充分发展的具体表现，阻碍了共同富裕的实现。

\* 尹志超，教授，首都经济贸易大学金融学院，电子邮箱：yzc@cueb.edu.cn；文小梅，硕士研究生，中国融通文化教育集团有限公司，电子邮箱：15983684470@163.com；栗传政（通讯作者），博士研究生，首都经济贸易大学金融学院，电子邮箱：13931239029@163.com。本文获得国家社科基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”（21&ZD087）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

改革开放初期，中国家庭收入的基尼系数为 0.382 左右（Adelman 和 Sunding，1987），随着经济发展，基尼系数持续攀升，至 2008 年达到高位，近年来一直在 0.470 左右。不断扩大的收入差距对中国的经济发展和社会稳定具有负面影响（钞小静和沈坤荣，2014），会导致房价上升（徐舒和陈珣，2016）、消费不平等加剧（Alesina 和 Rodrik，1994）、居民健康水平下降（周广肃等，2014；Deaton，2003）。如何缩小收入差距、增进民生福祉，是当前中国社会经济高质量发展的重要问题。

李实和朱梦冰（2018）指出，中国自改革开放以来的 40 年中，持续扩大的收入差距与不完善的经济体制、发展战略和政府政策高度相关。中国在改革开放初期，收入差距呈现缩小的态势。这主要与当时农村的经济改革有关，家庭联产承包责任制的实施使得农村居民收入增加，城乡收入差距缩小。自 20 世纪 80 年代至 21 世纪初期，收入差距呈现逐渐扩大的态势，并一直持续到 2008 年，此后，基尼系数有所下降。收入差距一直是学术界关注的重点。已有的研究从出口（张川川，2015）、互联网发展（程名望和张家平，2019）、税费体制改革（陈斌开和李银银，2020）、政府发展战略（陈斌开和林毅夫，2013）、城市化（陆铭和陈钊，2004；郑冰岛和吴晓刚，2013）、贸易开放（郭策策和倪何永乐，2020）、产业结构变迁（吴万宗等，2018）、户籍制度（万海远和李实，2013；吴晓刚和张卓妮，2014）、教育（杨娟等，2015）、劳动力流动（余泳泽和潘妍，2019）、养老保险（杨晶和邓悦，2020；纪园园等，2022）等宏观和微观角度对收入差距进行了阐释。

2013 年 11 月《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出“发展普惠金融”，普惠金融正式上升为国家发展战略。2015 年底国务院颁发《推进普惠金融发展规划（2016～2020 年）》，将普惠金融界定为立足机会平等要求和商业可持续原则，为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供充足、有效且适当的金融服务。近年来，普惠金融与脱贫攻坚、乡村振兴、共同富裕等国家重大战略紧密联系，凸显其重要的政治、经济、社会意义。相较于传统金融，普惠金融更加强调享受金融服务的“平等机会”，其目标是使那些被排斥在金融体系之外的经济主体能够以可负担的成本享受金融服务。

本文利用 2015～2019 年中国家庭金融调查数据，研究普惠金融对中国家庭收入差距的影响及其作用机制，进而回答普惠金融对实现共同富裕的作用。研究发现，普惠金融显著缩小了中国家庭的收入差距。为克服模型中可能存在的内生性问题，本文通过双向固定效应模型和工具变量法进行了内生性处理，结果仍然保持稳健。研究还发现，普惠金融显著提高了收入 40 分位数以下家庭和相对贫困家庭的收入水平，并提高了家庭进入收入 40 分位数以上的概率，有利于促进共同富裕。机制探究发现，普惠金融提高了低收入家庭的创业概率，并促进了农村家庭非农就业，从而缩小了收入差距。进一步分析显示，普惠金融对农村地区、农业户口、低社会资本、低人力资本、低物质资本、贫困线以下家庭的收入水平产生了更显著的正向影响，表明普惠金融具有良好的普惠性。

## 二、文献综述

本文致力于研究普惠金融能否促进中国家庭收入差距缩小，推动实现共同富裕。我们从以下几个方面对相关文献进行综述。首先，关于金融发展效应的文献。金融发展能够促进经济增长（Levine，1997；Rajan 和 Zingales，1998；Levine 等，2000）。作为经济增长过程中最重要的变量之一，金融发展能否缩小收入差距同样是经济学家和决策者感兴趣的研究主题。不过，在学术界，金融发展对收入差距的影响并未得到一致的结论。

从金融发展的深度来看,金融发展意味着为那些已经使用过金融服务的“老客户”——通常为高收入群体,提供更加周全、便捷的服务。这促使高收入群体更加深入地参与金融市场,促进其资产合理化配置,增加收入,从而拉大与低收入者之间的收入差距 (Greenwood 和 Jovanovic, 1990)。Townsend 和 Ueda (2006) 使用 1976~1996 年泰国的数据进行模拟发现,在金融体系开放不够自由、可及的情况下,仅有少数高收入群体能够受惠于金融发展。在中国,金融发展使得农村居民的收入显著减少,导致城市居民和农村居民之间的收入差距扩大 (叶志强等, 2011)。

从金融发展的广度来看,金融发展使得更大基数的人获得金融服务。对于金融服务的获得,大量低收入群体实现从零到一的跨越。金融服务可得性的提升将增加这类群体的经济机会,并进一步缩小收入差距 (Becker 和 Tomes, 1979; Aghion 和 Bolton, 1997)。Galor 和 Moav (2004) 研究发现,金融市场与金融中介的发展能够消除市场的不完善,缓解穷人面临的流动性约束,从而缩小收入差距。金融的减贫效应是缩小收入差距的另一重要渠道,Beck 等 (2007) 发现,金融发展可以缓解贫困问题,而贫困的减少将会缩小贫困家庭与非贫困家庭之间的收入差距。

金融发展与收入差距之间存在倒“U”形的关系。当金融发展跨过一定的门槛之后,收入差距会缩小,而在此之前,金融发展显著扩大了收入差距。这是因为在金融发展的早期,只有高收入人群才有能力进入更好的金融市场,并从中直接获利。只有当经济发展到更高水平时,更多人才有机会进入金融市场。Greenwood 和 Jovanovic (1990) 以“库兹涅茨假说”为基础,首次构建了金融发展、经济增长和收入分配的动态均衡模型,以刻画金融发展与收入差距之间的倒“U”形关系。实证研究同样发现了金融发展对收入分配的倒“U”影响 (乔海曙和陈力, 2009)。

其次,有关普惠金融发展效应的文献。普惠金融能够缩小收入差距,促进经济包容性增长 (张勋等, 2019)。尹志超等 (2017) 在社区层面研究了普惠金融对京津冀家庭收入差距的影响,发现普惠金融缩小了收入差距。中国收入差距的重要体现形式为城乡收入差距,普惠金融的发展能够带动经济增长,降低乡村地区金融排斥,缩小城乡收入差距。Tureégano 和 Garcia-Herrero (2018) 发现,普惠金融能够显著缩小收入差距,且对促进低收入家庭增收以及中小企业信贷使用具有重要意义。Becker 和 Tomes (1979) 认为,普惠金融发展增加了弱势群体的经济机会,进而降低了相对收入的代际持续性。普惠金融能够促进减贫。普惠金融强调享受金融服务的“平等机会”,其目标是使那些被排斥在金融体系之外的经济主体能够以可负担的成本享受金融服务。而金融发展更多强调的是金融交易规模的扩大和金融产业的高度化过程所带来的金融效率持续提高。现代化的金融服务是否下沉至农村、农业户口、低物质资本、低人力资本、低社会资本、贫困线以下等经济弱势群体家庭,是衡量普惠金融是否具有普惠性的重要着眼点。

最后,有关共同富裕的文献。当前,中国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,共同富裕是中国人民美好生活需要的重要内容。因此,推动实现共同富裕将是解决中国社会主要矛盾的重要抓手。关于共同富裕的文献,数量较少,且大多为定性研究。刘培林等 (2021) 指出,共同富裕的实质是全体人民共创共享日益美好的生活。具体内涵包括政治、经济和社会三个层面。其中,经济内涵重点强调共同富裕意味着全体人民应当享受同等的基本公共服务,不能形成贫富严重分化、阶层固化的局面。李军鹏 (2021) 指出,共同富裕的概念包括四个方面:一是消除绝对贫困;

二是实现全体人民富裕；三是兼顾物质富裕与精神富裕；四是缩小差距。其中，缩小差距涉及区域之间的差距、城乡之间的差距、群体之间的差距。孙豪和曹肖烨（2022）认为，构建初次分配、再分配、三次分配协调配套的基础性制度安排，是促进共同富裕的重要途径和保障。收入差距是共同富裕在经济层面的一个重要组成部分。这意味着缩小收入差距将推动实现共同富裕。本文研究了普惠金融对中国家庭收入差距的影响及其作用机制，进而回答普惠金融对实现共同富裕的作用。

与已有研究相比，本文的研究贡献主要体现在以下三个方面。一是使用具有全国代表性的中国家庭金融调查数据，从微观视角考察普惠金融与收入差距之间的关系，为理解普惠金融的作用和收入差距的决定因素提供了新的证据。二是结合中国家庭的现实背景，从创业、非农就业的视角分析了普惠金融对收入差距的作用机制，丰富了对普惠金融作用渠道的认识。此外，研究还发现，普惠金融对农村地区、农业户口、低社会资本、低人力资本、低物质资本、贫困线以下家庭的收入水平产生了更显著的正向影响，表明普惠金融具有良好的普惠性。三是通过分析普惠金融对低收入组收入水平的提升作用，以及对家庭进入中高收入组概率的影响，揭示了普惠金融对共同富裕的积极作用。本文的研究表明，普惠金融缩小了中国家庭的收入差距，有助于构建更加包容的社会，促进共同富裕。

### 三、数据来源与实证模型

#### （一）数据来源及样本选取

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2015~2019年在全国范围内开展的中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）。中国家庭金融调查采用三阶段分层、与人口规模成比例的抽样方法。该调查自2011年开始，每两年进行一次，目前已经完成5轮数据的采集。2011~2019年，中国家庭金融调查数据覆盖的范围逐步扩大，最新一期数据样本共覆盖除新疆、西藏以及港澳台外的29个省（直辖市、自治区）、345个县（区、市）。中国家庭金融调查数据在样本人口年龄结构、城乡人口结构、性别结构等多个方面与国家统计局数据保持一致，是具有全国代表性的微观数据（甘犁等，2015）。本文以2015~2019年的调查数据为基础，并对样本做如下筛选：仅保留户主年龄大于等于18岁且小于等于75岁的样本；剔除受访家庭小于等于10户的社区。为消除极端值的影响，在各样本期间内对家庭人均收入进行上下1%缩尾处理。最终，本文获得了2015~2019年三期的非平衡面板数据，总计3908个社区样本。

#### （二）普惠金融指数构建

已有文献大多构建了国家层面或者省级层面等宏观普惠金融指数（Sarma, 2008; Sarma和Pais, 2011），而较少构建微观层面的社区和家庭普惠金融指数。参照尹志超和张栋浩（2020），基于普惠金融的基本服务，从存款、贷款、商业保险、信用卡以及数字金融服务五个方面选取指标，该指标选取方法符合《推进普惠金融发展规划（2016~2020年）》中提出的普惠金融发展目标。根据中国家庭金融调查数据，本文选取反映以上五个方面的9个指标构建普惠金融指数。表1中Panel A是社区层面普惠金融指数构成指标。本文还将从家庭层面展开对普惠金融与收入差距之间关系的研究。与社区层面普惠金融指数构建方法一致，本文使用因子分析方法构建家庭层面普惠金融指数。表1中Panel B是家庭层面普惠金融指数构成指标。

表 1 普惠金融指数构成指标说明

Panel A: 社区层面普惠金融指数构成指标说明	
指标选取	指标定义
存款	社区内拥有银行存款账户的家庭数量占比
	社区平均每户家庭当年存款余额 (万元)
贷款	社区内获得正规银行贷款的家庭数量占比
	社区平均每户家庭当年贷款余额 (万元)
商业保险	社区内购买商业保险的家庭数量占比
	社区平均每户家庭上年保费支出额 (万元)
信用卡	社区内持有信用卡的家庭数量占比
	社区平均每户家庭信用透支额 (万元)
数字金融服务	社区内使用数字金融服务的家庭数量占比
Panel B: 家庭层面普惠金融指数构成指标说明	
指标选取	指标定义
存款	家庭是否拥有存款账户
贷款	家庭是否拥有贷款
商业保险	家庭是否拥有商业保险
信用卡	家庭是否拥有信用卡
数字金融服务	家庭是否使用数字金融服务

注: 本文对普惠金融指数进行了线性标准化处理, 使其取值范围在  $[0, 100]$ 。普惠金融指数取值每增加 1, 意味着指数上升 1%。

### (三) 变量定义及描述性统计

**解释变量。**本文的解释变量是普惠金融。本文使用 9 个指标, 采用因子分析法, 在社区层面构建普惠金融指数, 并对指数进行标准化处理, 使其取值范围为  $[0, 100]$ 。

**被解释变量。**本文的被解释变量是收入差距。收入差距通常用基尼系数、泰尔指数、MLD 指数等度量。基尼系数是衡量收入差距的常用指标 (李强, 1997; 金烨等, 2011), 借鉴相关文献 (周广肃等, 2014; 尹志超等, 2017; 陈斌开和李银银, 2020), 本文以社区 (村委会或居委会) 为单位计算基尼系数, 衡量各地方的收入差距。此外, 本文还以泰尔指数和 MLD 指数度量收入差距, 进行稳健性检验。

**控制变量。**在控制变量的选取上, 借鉴尹志超等 (2019), 本文主要控制了户主特征变量和家庭特征变量。全部变量的名称及定义方式如表 2 所示。

表 2 变量名称及定义方式

变量类别	变量名称	定义方式
被解释变量	收入差距	社区收入基尼 (Gini) 系数
		社区收入泰尔 (Theil) 指数
		社区收入对数偏差均值 (MLD) 指数
解释变量	普惠金融	使用因子分析定义, 因子包括: 存款、贷款、商业保险、信用卡、数字金融服务

(续)

变量类别	变量名称	定义方式
工具变量	县级普惠金融指数均值	县级范围内本社区外其他社区普惠金融指数加总求均值
机制变量	创业	家庭从事工商业生产经营（有=1；无=0）
	非农就业	家庭从事非农就业（有=1；无=0）
控制变量	户主年龄均值	社区内家庭户主年龄的均值
	户主平均受教育程度	社区内家庭户主受教育程度的均值
	平均不健康家庭成员比例	社区内家庭不健康成员比例的均值
	户主婚姻状况均值	社区内家庭户主已婚比例
	平均家庭规模	社区内家庭规模的均值
	平均老人抚养比	社区内家庭老人抚养比的均值
	平均未成年抚养比	社区内家庭未成年抚养比的均值
	平均家庭财富对数	社区内家庭人均财富均值取对数
	社区住房拥有率	社区有房家庭的比例

表3给出了本文主要相关变量的描述性统计。基尼系数的平均值为0.438，位于国际警戒线0.400以上，最大值达到了0.784。根据联合国开发计划署等组织的标准，中国的基尼系数处于较高水平，贫富差距较大。基于稳健性考虑，本文分别利用泰尔指数、MLD指数衡量社区层面收入差距。

表3描述性统计

变量类别	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量	基尼系数	3908	0.438	0.095	0.155	0.784
	泰尔指数	3908	0.365	0.186	0.041	1.552
	MLD指数	3908	0.458	0.219	0.043	1.621
自变量	普惠金融	3908	39.312	19.633	0.000	100.000
控制变量	户主年龄均值	3908	53.577	5.288	28.875	66.900
	户主婚姻状况均值	3908	0.878	0.087	0.419	1.000
	户主平均受教育程度	3908	8.937	2.385	0.000	18.333
	平均家庭规模	3908	3.447	0.800	1.727	7.611
	平均未成年抚养比	3908	0.106	0.053	0.000	0.383
	平均老人抚养比	3908	0.194	0.110	0.000	0.716
	平均不健康家庭成员比例	3908	0.168	0.110	0.000	0.732
	社区住房拥有率	3908	0.923	0.103	0.091	1.000
	平均家庭财富对数	3908	11.946	1.234	-8.794	16.877

(四) 模型设定

本文主要采用双向固定效应模型（Fixed Effects，FE）来分析普惠金融对中国家庭收入差距的影响，模型设定为：

$$Inequality_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Financial\_Inclusion_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

(1)

在式 (1) 中,  $i$  代表社区;  $t$  代表年份。  $Inequality_{it}$  为基尼系数、泰尔指数、收入对数偏差均值指数, 代表收入差距,  $Financial\_Inclusion_{it}$  表示普惠金融指数,  $\beta_1$  是本文的关注系数, 衡量了普惠金融对收入差距的影响,  $X_{it}$  代表控制标量。考虑到模型需要控制社区层面不随时间变化的特征, 加入社区固定效应  $\mu_i$ ; 考虑到时间效应, 加入时间固定效应  $\lambda_t$ ;  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

固定效应模型可以解决不随时间变化的不可观测因素对估计结果的影响, 但是随着时间变化的不可观测因素仍然可能导致模型中  $Financial\_Inclusion_{it}$  变量的内生性, 从而引起估计结果的偏误。为此, 本文选取工具变量 (Instrument Variable, IV), 进一步增强模型识别的可靠性。工具变量在后文进行详细说明。

#### 四、实证结果

##### (一) 普惠金融与收入差距

表 4 报告了基准回归的估计结果。在回归中, 我们控制了户主和家庭特征变量, 同时还引入了社区和年份固定效应。第 (1) 列是基尼系数对普惠金融的回归结果, 普惠金融的回归系数为  $-0.001$ , 在 1% 的置信水平上显著; 第 (2) 列是泰尔指数对普惠金融的回归结果, 回归系数为  $-0.001$ , 在 1% 的置信水平上显著; 第 (3) 列是 MLD 指数对普惠金融的回归结果, 回归系数为  $-0.002$ , 在 1% 的置信水平上显著。表 4 的三列结果一致表明, 普惠金融对收入差距具有显著的负向影响。具体来看, 普惠金融指数每上升 10%, 基尼系数下降 0.01, 泰尔指数下降 0.01, MLD 指数下降 0.02, 具有显著的经济意义。

表 4 普惠金融与收入差距: FE

变量	(1)	(2)	(3)
	基尼系数	泰尔指数	MLD 指数
普惠金融	$-0.001^{***}$ (0.000)	$-0.001^{***}$ (0.000)	$-0.002^{***}$ (0.001)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	3908	3908	3908
R <sup>2</sup> 值	0.104	0.096	0.102

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示估计结果在 10%、5%、1% 置信水平上显著, 括号中的标准误为异方差稳健标准误。

基准回归模型的估计结果可能存在内生性偏误。内生性偏误主要由遗漏变量和反向因果等问题引起。具体而言, 一方面, 除本文控制的户主特征变量、家庭特征变量等因素外, 还会存在其他不可观测或无法准确度量的变量影响收入差距, 如环境、区域文化等因素; 另一方面, 收入差距越大的社区, 金融资源和金融服务的可得性越低, 普惠金融水平越低。因此, 本部分引入工具变量, 缓解遗漏变量和逆向因果问题。

一般而言, 县域内其他社区的普惠金融水平与本社区的普惠金融水平存在正相关关系; 然而, 县域内其他社区的普惠金融水平与本社区的收入差距并不存在直接关系。因此, 本文选用县域内其他社区的普惠金融指数均值作为本社区普惠金融指数的工具变量。

表 5 报告了工具变量回归的估计结果。第 (1) 列是基尼系数对普惠金融的回归结果,

普惠金融的回归系数为  $-0.002$ ，在 1% 的置信水平上显著；第（2）列是泰尔指数对普惠金融的回归结果，回归系数  $-0.004$ ，在 1% 的置信水平上显著；第（3）列是 MLD 指数对普惠金融的回归结果，回归系数为  $-0.007$ ，在 1% 的置信水平上显著。普惠金融指数每上升 10%，基尼系数下降 0.02，泰尔指数下降 0.04，MLD 指数下降 0.07，具有显著的经济意义。

表 5 普惠金融与收入差距：FE + IV			
变量	(1)	(2)	(3)
	基尼系数	泰尔指数	MLD 指数
普惠金融	$-0.002^{***}$ (0.001)	$-0.004^{***}$ (0.002)	$-0.007^{***}$ (0.002)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	3840	3840	3840
R <sup>2</sup> 值	0.114	0.104	0.095

注：同表 4。

（二）普惠金融与共同富裕

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征。发展普惠金融，提升金融服务的覆盖率、可得性和满意度，能够缓解人民日益增长的金融服务需求与金融发展不平衡、不充分之间的矛盾。具体来说，本部分将检验普惠金融能否通过缩小收入差距，推动实现共同富裕。借鉴世界银行的使命“促进共享繁荣，提高各国占人口 40% 的最贫困人群的收入水平”，本部分引入虚拟变量“家庭人均收入高于 40 分位数”，研究普惠金融能否提升家庭进入中高收入群体的概率；并引入虚拟变量“家庭人均收入低于 40 分位数”与普惠金融指数的交乘项，研究普惠金融能否促进处于低收入群体的家庭增加收入。为了克服内生性偏误，我们选用社区内其他家庭的普惠金融指数均值作为工具变量。表 6 报告了普惠金融对家庭进入中高收入群体的影响。第（1）列是固定效应模型的估计结果，普惠金融的回归系数为 0.002，在 1% 的置信水平上显著；第（2）列是工具变量回归的估计结果，普惠金融的回归系数为 0.003，在 1% 的置信水平上显著。结果表明，普惠金融对家庭进入中高收入群体具有显著的正向影响，具体来看工具变量回归结果，普惠金融指数每上升 10%，家庭进入中高收入群体的概率增加 3.0%。

表 6 普惠金融与共同富裕：提升家庭进入中高收入群体的概率		
高于家庭人均收入 40% 分位数	(1)	(2)
	FE	FE + IV
普惠金融指数	$0.002^{***}$ (0.000)	$0.003^{***}$ (0.001)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	67907	67905
R <sup>2</sup> 值	0.184	0.184

注：同表 4。



表 7 报告了普惠金融对处于低收入群体家庭收入的影响。第 (1) 列是固定效应模型的估计结果, 交乘项的回归系数为 0.016, 在 1% 的置信水平上显著; 第 (2) 列是工具变量回归的估计结果, 交乘项的回归系数为 0.152, 在 1% 的置信水平上显著。结果表明, 普惠金融对处于低收入群体的家庭的收入具有显著的正向影响, 具体来看固定效应模型回归结果, 普惠金融指数每上升 1%, 人均收入 40 分位数以下家庭收入提升 1.6%。

表 7 普惠金融与共同富裕: 提高低收入家庭的收入

家庭人均收入对数	(1)	(2)
	FE	FE + IV
普惠金融指数	0.001 (0.001)	-0.037*** (0.007)
普惠金融指数 × 人均收入 40 分位数以下	0.016*** (0.002)	0.152*** (0.013)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	67907	67905
R <sup>2</sup> 值	0.012	0.046

注: 同表 4。

在全面脱贫之后, 相对贫困成为社会关注的重点。在推动共同富裕的实现过程中, 要保障相对贫困的群体分享发展成果, 跟上经济社会发展步伐。基于此, 本文进一步探讨普惠金融对相对贫困家庭的影响。鉴于世界银行将收入低于社会平均收入 1/3 的个体视为相对贫困人口, 本部分引入虚拟变量“家庭人均收入低于社会平均收入的 1/3”与普惠金融指数的交乘项, 研究普惠金融能否促进相对贫困家庭增加收入。为了克服内生性偏误, 我们仍然选用社区内其他家庭的普惠金融指数均值作为工具变量。

表 8 报告了普惠金融对相对贫困家庭收入的影响。第 (1) 列是固定效应模型的估计结果, 交乘项的估计系数为 0.018, 在 1% 的置信水平上显著; 第 (2) 列是工具变量回归的估计结果, 交乘项的估计系数 0.166, 在 1% 的置信水平上显著。结果表明, 普惠金融对相对贫困家庭的收入具有显著的正向影响, 具体来看固定效应模型回归结果, 普惠金融指数每上升 1%, 相对贫困家庭收入提升 1.8%。

表 8 普惠金融与共同富裕: 提高相对贫困家庭的收入

家庭人均收入对数	(1)	(2)
	FE	FE + IV
普惠金融指数	0.001* (0.001)	-0.037*** (0.007)
普惠金融指数 × 相对贫困家庭	0.018*** (0.002)	0.166*** (0.014)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	67907	67905
R <sup>2</sup> 值	0.009	0.050

注: 同表 4。

五、机制探讨

接下来，本文将探讨普惠金融影响中国家庭收入差距的内在机制。一方面，普惠金融可能通过促进家庭创业增加家庭收入。普惠金融推动了更多的金融基础设施搭建，从供给层面更加充分地保证了信贷的渠道，提供了更加充足的资金，有利于帮助家庭获得正规信贷，促进创业，实现增收。另一方面，普惠金融可能通过就业促进家庭增收。何宗樾和宋旭光(2020)进一步研究表明，数字普惠金融能够促进非农就业。非农就业对于家庭的增收效应显著，非农就业意味着农业劳动力从传统的低收入农业部门流向了收入更高的现代部门。鉴于此，本文从创业和非农就业两个角度探讨普惠金融对中国家庭收入差距发挥作用的机制。

(一) 普惠金融促进家庭创业

本文的基准估计结果显示，普惠金融显著缩小了中国家庭的收入差距，且普惠金融在低收入人群中的增收效应更加显著这一观点占据主导地位。进一步，根据理论分析，信贷约束阻碍创业活动(Evans和Leighton, 1989)，传统金融无法充分支持人们的创业活动，而普惠金融发展则可通过资源的合理配置、缓解资金约束等渠道来促进创业活动的开展。而创业能够增收，促进收入均等化，特别有助于低物质资本和低社会资本的家庭创业，从而促进中国的包容性增长(张勋等, 2019)。因此，普惠金融可通过以下途径抑制收入差距的扩大：普惠金融促进家庭创业，实现增收，且这一增收效应在低收入人群中更加显著。

参照尹志超和郭沛瑶(2021)，中国家庭可以依据人均收入的中位数被划分为高收入家庭和低收入家庭。本部分引入虚拟变量“家庭为低收入家庭”与普惠金融指数的交乘项，研究普惠金融能否提升低收入家庭创业的概率。为了克服内生性偏误，我们选取社区内其他家庭的普惠金融指数均值作为工具变量。

表9报告了普惠金融对中国家庭创业行为的影响。第(1)列是固定效应模型的估计结果，交乘项的回归系数为0.0003，在10%的置信水平上显著；第(2)列是工具变量回归的估计结果，交乘项的回归系数为0.001，在5%的置信水平上显著。结果表明，相较于高收入家庭，普惠金融显著提升了低收入家庭的创业概率，而创业有利于增加家庭收入(尹志超等, 2019)，实现收入均等化(张勋等, 2019)，进而缩小中国家庭收入差距。

表9 普惠金融对家庭创业的影响		
家庭创业	(1)	(2)
	FE	FE + IV
普惠金融指数	0.001 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
普惠金融 × 低收入家庭	0.0003* (0.0002)	0.001 ** (0.000)
低收入家庭	-0.039 *** (0.005)	-0.049 *** (0.010)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	67907	67905
R <sup>2</sup> 值	0.058	0.055

注：同表4。

## (二) 普惠金融促进非农就业

接下来检验第二个可能的机制。就业是增加收入的主要途径，非农就业对于增收的效应更加显著。本部分以家庭成员中存在非农就业作为被解释变量，引入虚拟变量“农村家庭”与普惠金融指数的交乘项，研究普惠金融能否提升农村家庭非农就业的概率。为了克服内生性偏误，我们选取社区内其他家庭的普惠金融指数均值作为工具变量。

表 10 报告了普惠金融对家庭非农就业的影响。第 (1) 列是固定效应模型的估计结果，交乘项的回归系数为 0.001，在 1% 的置信水平上显著；第 (2) 列是工具变量回归的估计结果，交乘项的回归系数为 0.005，在 1% 的置信水平上显著。结果表明，相较于城市家庭，普惠金融显著提升了农村家庭非农就业的概率，进而促进农村家庭收入的增加。这有利于缩小农村家庭与城镇家庭之间的收入差距。

表 10 普惠金融对家庭非农就业的影响

家庭非农就业	(1)	(2)
	FE	FE + IV
普惠金融指数	0.001 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
普惠金融 × 农村家庭	0.001 *** (0.000)	0.005 *** (0.001)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	67907	67905
R <sup>2</sup> 值	0.289	0.267

注：同表 4。

## 六、进一步分析：普惠金融的普惠性

普惠金融强调“普惠性”，普惠金融应当为社会所有阶层和群体提供便捷、安全、合理的金融服务，尤其为经济弱势群体提供可负担的金融服务。这类弱势群体包括居住在经济相对落后地区的农村家庭、通过劳动力流动流向城市但仍然持有农业户口的家庭、低社会资本家庭、低人力资本家庭、低物质资本家庭以及贫困线以下家庭等。下文从不同群体出发，检验普惠金融是否具有普惠性，能否缩小经济弱势群体家庭与非弱势群体家庭之间的收入差距，促进共同富裕。

## (一) 普惠金融对农村家庭的影响

破解城乡二元经济结构、促进城乡一体化发展是当前的重要发展目标。关于普惠金融对城乡收入差距的影响，学术界并未达成一致结论。一方认为普惠金融导致城乡收入差距扩大，因为金融体系“嫌贫爱富”的本质不会收敛城乡收入差距，甚至会恶化低收入人群的贫困状况。而另一方认为普惠金融会缩小城乡收入差距。本文以家庭所在地理位置为标准，根据城镇和乡村将样本家庭分为两组，进行分组检验，重点关注普惠金融对农村家庭的影响。

表 11 汇报了考虑城乡异质性前提下，普惠金融对收入的不同影响。第 (1) 列是普惠金融对农村家庭收入的回归结果，回归系数为 0.011，在 1% 的置信水平上显著；第 (2)

列是普惠金融对城镇家庭收入的回归结果，回归系数为 0.005，在 1% 的置信水平上显著。表 11 的两列结果表明，普惠金融对农村家庭的人均收入具有更显著的正向影响，具体来看，普惠金融指数每提升 1%，农村家庭的人均收入提升 1.1%，城镇家庭的人均收入提升 0.5%。以上分组估计系数已通过系数差异检验。综上，相比于城镇家庭，普惠金融更加显著地增加了农村家庭的收入。这表明，普惠金融能够通过其普惠性，使之前被金融排斥在外的农村家庭获得金融服务，提升其收入，进而缩小城乡收入差距，促进共同富裕。

表 11 普惠金融对农村家庭的影响		
家庭人均收入对数	(1)	(2)
	农村	城镇
普惠金融指数	0.011 *** (0.002)	0.005 *** (0.001)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	34184	68254
R <sup>2</sup> 值	0.025	0.061

注：同表 4。

(二) 普惠金融对农业户口家庭的影响

随着中国经济发展，农村劳动力流动、外出务工已成为常态。通过流动从农村流向城市，但是依然持有农业户口的群体未被纳入农村家庭样本。因此，仅仅考虑农村家庭样本并不能将此类群体包含在内。本文根据户主户口类型将样本家庭分为农业户口家庭和非农业户口家庭，探讨普惠金融是否帮助了农业户口家庭，提升其家庭人均收入。表 12 为估计结果，第 (1) 列是普惠金融对农业户口家庭收入的回归结果，结果显示，估计系数为 0.009，在 1% 的置信水平上显著；第 (2) 列是普惠金融对非农业户口家庭收入的回归结果，估计系数为 0.005，在 1% 的置信水平上显著。表 12 的两列结果表明，普惠金融对农业户口家庭的人均收入具有更显著的正向影响，具体来看，普惠金融指数每提升 1%，农业户口家庭的人均收入提升 0.9%，非农业户口家庭的人均收入提升 0.5%。以上分组估计系数已通过系数差异检验。综上，我们发现，相比于非农业户口家庭，普惠金融更加显著地增加了农业户口家庭的收入。说明普惠金融能够通过其普惠性产生积极作用，提升农业户口家庭收入，缩小农业户口家庭与非农业户口家庭之间的收入差距，有利于社会实现共同富裕和共享繁荣。

表 12 普惠金融对农业户口家庭的影响		
家庭人均收入对数	(1)	(2)
	农业户口	非农业户口
普惠金融指数	0.009 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	56603	35051
R <sup>2</sup> 值	0.036	0.056

注：同表 4。

## (三) 普惠金融对低社会资本家庭的影响

中国是一个社会网络高度发达的国家。社会网络是家庭重要的禀赋之一，对家庭的经济行为有重要影响。杨汝岱等（2011）基于 2009 年中国农村金融调查专项入户数据，实证发现，社会网络有利于促进民间借贷，缓解家庭流动性约束。低社会网络家庭较难通过民间借贷缓解流动性约束，从而限制其开展有利于增收的活动，进而扩大低社会网络家庭与高社会网络家庭之间的收入差距。借鉴胡金焱和张博（2014）的做法，本文选取节假日和红白喜事方面的现金和非现金收支总和作为社会资本的代理变量。本文将样本分为高社会资本组和低社会资本组，进行分组检验，重点关注普惠金融对低社会资本家庭的影响。

表 13 汇报了估计结果，第（1）列是普惠金融对低社会资本家庭收入的回归结果，回归系数为 0.009，在 1% 的置信水平上显著；第（2）列是普惠金融对高社会资本家庭收入的回归结果，回归系数为 0.005，在 1% 的置信水平上显著。表 13 的两列结果表明，普惠金融对低社会资本家庭的人均收入具有更显著的正向影响，具体来看，普惠金融指数每提升 1%，低社会资本家庭的人均收入提升 0.9%，高社会资本家庭的人均收入提升 0.5%。以上分组估计系数已通过系数差异检验。综上，我们发现，相比于高社会资本家庭，普惠金融更加显著地增加了低社会资本家庭的收入。说明普惠金融能够通过其普惠性产生积极作用，促进低社会资本家庭富裕水平提高，缩小低社会资本与高社会资本家庭之间收入差距，促进共同富裕。

表 13 普惠金融对低社会资本家庭的影响

家庭人均收入对数	(1)	(2)
	低社会资本	高社会资本
普惠金融指数	0.009*** (0.002)	0.005*** (0.001)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	52563	49875
R <sup>2</sup> 值	0.036	0.051

注：同表 4。

## (四) 普惠金融对低人力资本家庭的影响

程名望等（2015）基于 2003 ~ 2010 年全国农村固定观察点微观面板数据，实证研究了人力资本积累与农户收入增长之间的关系，研究发现人力资本对农户收入增长具有显著作用。影响农户收入增长的核心为人力资本，一般以基础受教育年程度量。本文基于劳动力人口平均受教育程度，将劳动力人口平均受教育程度为小学及以下的家庭视为低人力资本家庭；将劳动力人口平均受教育程度为小学以上的家庭视为高人力资本家庭，进行分组检验，重点关注普惠金融对低人力资本家庭的影响。

表 14 为估计结果，第（1）列是普惠金融对低人力资本家庭收入的回归结果，回归系数为 0.011，在 1% 的置信水平上显著；第（2）列是普惠金融对高人力资本家庭收入的回归结果，回归系数为 0.006，在 1% 的置信水平上显著。表 14 的两列结果表明，普惠金融对低人力资本家庭的人均收入具有更显著的正向影响，具体来看，普惠金融指数每提升 1%，低人力资本家庭的人均收入提升 1.1%，高人力资本家庭的人均收入提升 0.6%。以上分组

估计系数已通过系数差异检验。综上，我们发现，相比于高人力资本家庭，普惠金融更加显著地增加了低人力资本家庭的收入。说明普惠金融能够通过其普惠性产生积极作用，促进低人力资本家庭收入水平提高，缩小低人力资本与高人力资本家庭之间收入差距，有利于人民群众共享发展成果，实现共同富裕。

表 14 普惠金融对低人力资本家庭的影响

家庭人均收入对数	(1)	(2)
	低人力资本	高人力资本
普惠金融指数	0.011 *** (0.003)	0.006 *** (0.001)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	30269	72169
R <sup>2</sup> 值	0.054	0.058

注：同表 4。

(五) 普惠金融对低物质资本家庭的影响

低收入人群由于收入低，长期游离于正规金融服务体系之外，受到较强的金融排斥。本文试图探讨普惠金融是否帮助了低收入群体增加收入，进而缩小与高收入家庭之间的收入差距。借鉴张勋等（2019），本部分按照家庭人均收入中位数进行分组，将样本家庭分为高物质资本组和低物质资本组。本部分使用双向固定效应模型进行分组回归。

表 15 汇报了估计结果。第（1）列是普惠金融对低物质资本家庭收入的回归结果，回归系数为 0.006，在 1% 的置信水平上显著；第（2）列是普惠金融对高物质资本家庭收入的回归结果，回归系数为 0.003，在 1% 的置信水平上显著。表 15 的两列结果表明，普惠金融对低人力资本家庭的人均收入具有更显著的正向影响，具体来看，普惠金融指数每提升 1%，低物质资本家庭的人均收入提升 0.6%，高物质资本家庭的人均收入提升 0.3%。以上分组估计系数已通过系数差异检验。综上，我们发现，相比于高物质资本家庭，普惠金融更加显著地增加了低物质资本家庭的收入。这说明，普惠金融能够通过其普惠性产生积极作用，促进低物质资本家庭收入水平提高，缩小低物质资本与高物质资本家庭之间收入差距，有利于全体人民群众共享发展成果，实现共同富裕。

表 15 普惠金融对低物质资本家庭的影响

家庭人均收入对数	(1)	(2)
	低物质资本	高物质资本
普惠金融指数	0.006 *** (0.002)	0.003 *** (0.000)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	51221	51217
R <sup>2</sup> 值	0.006	0.176

注：同表 4。

## (六) 普惠金融对贫困线以下家庭的影响

世界银行按照人均消费量划分了贫困线，将全球人口分为贫困人口和非贫困人口。世界银行 2011 年基于购买力平价，将 1.9 美元/天界定为极端贫困线，而根据其他发展中国家人均消费中位数确定的贫困线为 3.1 美元/天。鉴于世界银行将消费低于 3.1 美元/天的个体视为相对贫困人口，本部分引入虚拟变量“家庭人均消费低于 3.1 美元/天”与普惠金融指数的交乘项，研究普惠金融能否促进贫困线以下家庭增加收入。

表 16 报告了普惠金融对贫困线以下家庭收入的影响。交乘项估计系数为 0.008，在 5% 的置信水平上显著。结果表明，普惠金融能够通过其普惠性产生积极作用，促进贫困线以下家庭收入水平提高，缩小贫困线以下与贫困线以上家庭之间收入差距，有利于全体人民共享发展成果，共享繁荣。

表 16 普惠金融对贫困线以下家庭的影响

家庭人均收入对数	3.1 美元贫困线
普惠金融指数	0.006 *** (0.001)
普惠金融指数 × 贫困线以下	0.008 ** (0.004)
贫困线以下	-0.380 *** (0.066)
控制变量	是
年份固定效应	是
样本量	102438
R <sup>2</sup> 值	0.069

注：同表 4。

## 七、结论与建议

近年来，尽管中国的收入差距略有缩小，但整体来看，贫富差距仍然过大，不利于实现共同富裕。本文运用 2015 ~ 2019 年中国家庭金融调查数据研究了普惠金融对收入差距和共同富裕的影响。为了克服内生性产生的偏误，本文运用面板数据固定效应模型和工具变量法进行估计，结果表明，普惠金融有助于缩小收入差距，促进共同富裕。

本文发现：普惠金融显著缩小了中国家庭的收入差距。此外，普惠金融显著提升了收入 40 分位数以下家庭、相对贫困家庭的收入水平，并显著提高了家庭进入收入 40 分位数以上的概率，有利于促进共同富裕。普惠金融通过两种机制影响收入差距。一方面，普惠金融通过提升低收入家庭创业的概率，推动收入均等化，缩小了收入差距。另一方面，普惠金融促进了农村家庭非农就业，从而提升了农村家庭收入水平，缩小收入差距。普惠金融具有良好的普惠性，表现为对农村、农业户口、低社会资本、低人力资本、低物质资本、贫困线以下家庭具有更大影响。

本文的研究结果表明，普惠金融对于缩小收入差距和实现共同富裕尤为重要，普惠金融发展不充分是当前收入差距高企的重要原因之一。基于本文的研究结论，可以得到如下政策启示。一是继续加大普惠金融发展力度。提高农村、农业户口、低人力资本、低物质资本、

低社会资本、贫困线以下等经济弱势群体家庭获得正规金融服务的水平。引导各类金融机构完善基础设施建设，降低金融服务成本，从而减少金融排斥现象，满足各类家庭不断增长的金融服务需求，充分发挥普惠金融的普惠性。保证弱势群体家庭能够切实有效地从基础金融服务中获益，最终改善他们的物质生活水平，促进共同富裕。二是促进普惠金融支持创业，不断改善营商环境。积极推进“大众创业、万众创新”，为创业营造更好的营商环境。为低人力资本、低社会资本、低物质资本等弱势群体家庭提供更加完善的金融服务。鼓励开展创业活动并持续提供有针对性的金融服务，利用金融资源不断疏解创业过程中的难点、痛点。帮助弱势群体通过创业增加收入，从而缩小收入差距，使全体人民共享现代化成果。三是完善普惠金融政策体系，带动非农就业。利用普惠金融资源，提升农村居民的劳动技能，为其提供更多的非农就业机会。对于已经非农就业的农村居民，有针对性地开发普惠金融产品，着眼于保险保障，使其能够安心、放心地工作。利用普惠金融积极支持农村劳动力有序流动，为农村居民从事非农就业提供更好的政策环境，以增加低收入人群的收入，更好发挥普惠金融带动就业的积极效应。

#### 参 考 文 献

- [1] 钞小静,沈坤荣.城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J].经济研究,2014,(6):30~43.
- [2] 陈斌开,李银银.再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究[J].中国社会科学,2020,(2):70~92+205~206.
- [3] 陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013,(4):81~102+206.
- [4] 程名望,史清华,Jin Yanhong,盖庆恩.农户收入差距及其根源:模型与实证[J].管理世界,2015,(7):17~28.
- [5] 程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019,(2):19~41.
- [6] 甘犁,尹志超,谭继军.中国家庭金融调查报告[M].西南财经大学出版社,2015.
- [7] 郭策策,倪何永乐.贸易开放、市场扭曲与地区收入差距——劳动力错配的中介效应检验[J].西南民族大学学报(人文社科版),2020,(3):125~134.
- [8] 何宗樾,宋旭光.数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J].经济学家,2020,(5):58~68.
- [9] 胡金焱,张博.社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析[J].金融研究,2014,(10):148~163.
- [10] 纪园园,宁磊,王敬博,张权.养老保险缴费的收入分配效应研究[J].数量经济技术经济研究,2022,(7):133~151.
- [11] 金烨,李宏彬,吴斌珍.收入差距与社会地位寻求:一个高储蓄率的原因[J].经济学(季刊),2011,(3):887~912.
- [12] 李军鹏.共同富裕:概念辨析、百年探索与现代化目标[J].改革,2021,(10):12~21.
- [13] 李强.政治分层与经济分层[J].社会学研究,1997,(4):34~43.
- [14] 李实,朱梦冰.中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J].管理世界,2018,(12):19~28.
- [15] 刘培林,钱滔,黄先海,董雪兵.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021,(8):117~127.
- [16] 陆铭,陈钊.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].经济研究,2004,(6):50~58.
- [17] 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, (7): 68 ~ 76 + 85.
- [18] 孙豪, 曹肖烨. 收入分配制度协调与促进共同富裕路径 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (4): 3 ~ 24.
- [19] 万海远, 李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响 [J]. 经济研究, 2013, (9): 43 ~ 55.
- [20] 吴万宗, 刘玉博, 徐琳. 产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据 [J]. 管理世界, 2018, (2): 22 ~ 33.
- [21] 吴晓刚, 张卓妮. 户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等 [J]. 中国社会科学, 2014, (6): 118 ~ 140 + 208 ~ 209.
- [22] 徐舒, 陈珣. 收入差距会推高住房价格吗? [J]. 经济学 (季刊), 2016, (1): 549 ~ 570.
- [23] 杨晶, 邓悦. 中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37 (10): 83 ~ 100.
- [24] 杨娟, 赖德胜, 邱牧远. 如何通过教育缓解收入不平等? [J]. 经济研究, 2015, (9): 86 ~ 99.
- [25] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究 [J]. 经济研究, 2011, (11): 116 ~ 129.
- [26] 叶志强, 陈习定, 张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗? ——来自中国的证据 [J]. 金融研究, 2011, (2): 42 ~ 56.
- [27] 尹志超, 郭沛瑶. 精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究 [J]. 管理世界, 2021, (4): 64 ~ 82.
- [28] 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, (2): 74 ~ 87.
- [29] 尹志超, 杨阳, 张号栋. 金融普惠和京津冀家庭收入差距——来自 CHFS 数据的证据 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2017, (3): 13 ~ 21.
- [30] 尹志超, 张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性 [J]. 经济学 (季刊), 2020, (5): 153 ~ 172.
- [31] 余泳泽, 潘妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释 [J]. 中国农村经济, 2019, (1): 79 ~ 95.
- [32] 张川川. 出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2015, (4): 1611 ~ 1630.
- [33] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究, 2019, (8): 71 ~ 86.
- [34] 郑冰岛, 吴晓刚. 户口、“农转非”与中国城市居民中的收入不平等 [J]. 社会学研究, 2013, (1): 160 ~ 181 + 244.
- [35] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 的实证分析 [J]. 管理世界, 2014, (7): 12 ~ 21 + 51.
- [36] Adelman I., Sunding D., 1987, *Economic Policy and Income Distribution in China* [J], *Journal of Comparative Economics*, 11 (3), 444 ~ 461.
- [37] Aghion P., Bolton P., 1997, *A Theory of Trickle-Down Growth and Development* [J], *Review of Economic Studies*, 64 (2), 151 ~ 172.
- [38] Alesina A., Rodrik D., 1994, *Distributive Politics and Economic Growth* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), 465 ~ 490.
- [39] Beck T., Demirgüç-Kunt A., Levine R., 2007, *Finance, Inequality and the Poor* [J], *Journal of Economic Growth*, 12 (1), 27 ~ 49.
- [40] Becker G. S., Tomes N., 1979, *An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility* [J], *Journal of Political Economy*, 87 (6), 1153 ~ 1189.
- [41] Deaton A., 2003, *Health, Inequality, and Economic Development* [J], *Journal of Economic Literature*, 41 (1), 113 ~ 158.
- [42] Evans D. S., Leighton L. S., 1989, *Some Empirical Aspects of Entrepreneurship* [J], *American Economic*

Review ,79 ( 3 ) ,519 ~ 535.

[43] Galor O. , Moav O. ,2004 , *From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development* [J] , Review of Economic Studies ,71 ( 4 ) ,1001 ~ 1026.

[44] Greenwood J. , Jovanovic B. ,1990 , *Financial Development , Growth , and the Distribution of Income* [J] , Journal of Political Economy ,98 ( 5 ) ,1076 ~ 1107.

[45] Levine R. ,1997 , *Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda* [J] , Journal of Economic Literature ,35 ( 2 ) ,688 ~ 726.

[46] Levine R. , Loayza N. , Beck T. ,2000 , *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes* [J] , Journal of Monetary Economics ,46 ( 1 ) ,31 ~ 77.

[47] Rajan R. , Zingales L. ,1998 , *Financial Dependence and Growth* [J] , American Economic Review ,88 ( 3 ) ,559 ~ 586.

[48] Sarma M. ,2008 , *Index of Financial Inclusion* [R] , ICRIER Working Paper , No. 215.

[49] Sarma M. , Pais J. ,2011 , *Financial Inclusion and Development* [J] , Journal of International Development ,23 ( 5 ) ,613 ~ 628.

[50] Townsend R. M. , Ueda K. ,2006 , *Financial Deepening , Inequality , and Growth: A Model-Based Quantitative Evaluation* [J] , Review of Economic Studies ,73 ( 1 ) ,251 ~ 293.

[51] Tureégano D. M. , Garcia-Herrero A. ,2018 , *Financial Inclusion , Rather than Size , is the Key to Tackling Income Inequality* [J] , Singapore Economic Review ,63 ( 1 ) ,167 ~ 184.

## Financial Inclusion , Income Gap , and Common Prosperity

YIN Zhichao<sup>1</sup> WEN Xiaomei<sup>2</sup> LI Chuanzheng<sup>1</sup>

( 1. School of Finance , Capital University of Economics and Business;

2. China Rong Tong Culture and Education Group Company Limited)

**Summary:** In the early 1980s , China's Gini coefficient of income was at about 0.3 , which is a low level. However , after 1984 , the Gini coefficient of income increased , gradually reaching 0.491 in 2008. In recent years , the Gini coefficient has hovered around 0.47. The widening income gap has a negative impact on China's sustainable , balanced , and full development. Inclusive finance breaks through the time-space limitations of traditional financial services , emphasizes the fairness and sharing of the financial service concept , improves the efficiency of financial services , continues to provide financial services in the real economy , and effectively promotes high-quality economic growth and sustainable development. By encouraging the development of inclusive finance , more vulnerable people can access formal financial services , reduce financial exclusion , and enable low-income people to achieve income growth. Together , these help narrow the income gap.

This article uses the 2015 - 2019 China Household Finance Survey ( CHFS ) data to study the impact of inclusive finance on the income gap of Chinese households and the mechanisms involved. The study then considers the role of inclusive finance in achieving common prosperity. Empirical studies show that financial inclusion has significantly reduced the income gap of Chinese households. Every 10% increase in the financial inclusion index reduces the Gini coefficient by 0.023 , which is economically significant. The study also concluded that financial inclusion has significantly increased the income levels of families with incomes below the 40% quantile , and relatively poor families.

Such inclusion has also increased the probability that families will advance above the 40% income quantile , which promotes common prosperity. An analysis of the mechanism involved shows that inclusive finance has increased the probability of low-income families engaging in entrepreneurship , and has promoted non-agricultural employment for rural families. These outcomes have narrowed the income gap. Further analysis found that inclusive finance has a significant positive impact on the income levels of households in rural areas; agricultural household registration; households with low social , human , and low material capital; and household income for those below the poverty line. This indicates that inclusive finance has a good universal benefit. The research in this article provides new evidence to comprehensively describe the role of inclusive finance; provide a new perspective for understanding income disparity; and reveal policy implications to inform the adoptions of financial measures to promote common prosperity.

This paper's results show that inclusive finance is particularly important for narrowing the income gap. The insufficient development of inclusive finance is an important reason for the high income gap. The research conclusions of this paper highlight the following policy implications.

First , it is important to strengthen the development of inclusive finance. This includes improving the level of access to formal financial services for economically disadvantaged families in rural areas; for agricultural households; for households with low human , material , and social capital; and for families below the poverty line. This means guiding financial institutions to improve infrastructure construction , reduce the cost of financial services , reduce financial exclusion , meet the growing demand for financial services from all kinds of families , and maximize the inclusive nature of inclusive finance.

Second , it is important to promote inclusive finance to support entrepreneurship , and constantly improve the business environment. Actively promoting “mass entrepreneurship and innovation” can help create a better business environment for entrepreneurship. It is important to provide better financial services for vulnerable groups , such as families with low human , social , and material capital to support their entrepreneurship. This should help vulnerable groups increase their income through entrepreneurship , thereby narrowing the income gap and achieving common prosperity for all people.

Third , it is important to improve the inclusive financial policy system to promote non-agricultural employment. Inclusive finance can actively support the orderly flow of rural labor force , provide a better policy environment for rural residents to engage in non-agricultural employment , increase the income of low-income people , and maximize the positive effect of inclusive finance on employment.

**Keywords:** Financial Inclusion; Common Prosperity; Income Gap; Entrepreneurship; Non-agricultural Employment

**JEL Classification:** D6; G2

( 责任编辑: 陈星星)