

分好蛋糕：数字金融如何促进收入平等

吕勇斌 郭懿晨

(中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073)

摘要:从宏观分析和微观数据相结合的视角,匹配 2013 年、2015 年、2017 年、2019 年四期中国家金融调查数据和北京大学数字普惠金融指数以及 157 个城市级的经济数据,依据家庭微观数据计算得到城市级的收入不平等指标,应用熵值法构建共同富裕指标,多维度验证数字金融与收入公平、共同富裕之间的因果关联。研究发现,数字金融能显著降低收入不平等程度、促进共同富裕。其中,弥合数字鸿沟、提高正规信贷获得和增加居民就业是重要的作用机制。采取稳健性检验和工具变量法也证明了基本结论的可靠性。本研究为优化收入分配、促进共同富裕实现及制定数字金融发展的相关政策提供理论参考。

关键词:数字金融;收入公平;数字鸿沟;共同富裕;熵值法

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)04-0081-13

一、引言

“持续增进民生福祉,扎实推动共同富裕”是“十四五”时期我国经济社会发展的主要目标和重大任务之一。共同富裕体现了马克思、恩格斯对未来社会“生产将以所有的人富裕为目的”“所有人共同享受大家创造出来的福利”的伟大设想。共同富裕的内涵至少包括两方面内容:一是“富裕”,即全体人民的生活达到高水平;二是“共享”,即全体人民平等享有发展机会和共同享受发展成果。在现阶段,我国社会的主要矛盾是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,收入分配不平等问题仍然突出。国家统计局的数据显示,2022 年我国居民收入基尼系数为 0.474,高于 0.4 的国际警戒线,在全球属于偏高水平。收入不平等会导致一系列经济社会问题,不利于共同富裕奋斗目标的实现,因此我国收入不平等状况亟待改善。

金融发展如何影响不平等这个重要主题,长期以来被学术界所忽视^[1]。直到 20 世纪 90 年代,金融发展的收入分配效应才得到真正关注^{[2][3]}。此后,大多数基于发达经济体的研究表明,金融发展(如金融部门扩张、金融化、金融结构变化、金融不稳定等)导致了不平等的加剧^{[4][5]}。也有研究表明,金融发展对收入分配的影响并非单调和负面的,两者的关系较为复杂。一方面,在一定条件下(如

收稿日期:2023-01-03

基金项目:高等学校学科创新引智基地“数字技术与现代金融学科创新引智基地”(B21038);国家社会科学基金重大项目“推进共同富裕的金融理论逻辑与有效机制研究”(22&ZD115)

作者简介:吕勇斌(1978—),男,湖北鄂州人,中南财经政法大学金融学院教授,博士生导师;

郭懿晨(1999—),女,河南新乡人,中南财经政法大学金融学院博士生,本文通讯作者。

金融发展水平不高),金融会促进经济增长以及减少收入不平等。另一方面,当金融发展到一定程度(如过度金融化),金融有可能导致不平等加剧^{[6][7]}。

随着数字经济时代的到来,数据要素、技术要素与金融要素相结合形成的数字金融新模式,是金融发展的最新前沿和核心内容。得益于数字技术的低技能门槛、低使用成本、信息的非竞争性等特性,数字技术推动金融包容性与可持续发展的新范式正在出现,而数字金融的优势是支持普惠金融的发展^[8]。一方面,数字金融发展降低了金融服务门槛、提高了金融运行效率,通过缓解融资约束等渠道推动创新创业^[9]。另一方面,数字金融发展有助于缓解信用约束、平滑跨期消费、提升支付便利,进而促进居民消费^[10]。数字金融发展对收入不平等的影响也可能存在两面性。其一,数字技术的应用推动金融包容性发展、促进发展机会平等,弱势群体在就业、创业和生产方面都获得了更多的支持^[11]，“长尾效应”有利于降低收入不平等。其二,数字金融具有“数字技术”特性,低收入者可能会由于技能门槛的存在,享受不到“数字红利”^[12]，“数字鸿沟”可能加剧收入不平等。中国特色的数字金融发展体现出包容与公平的社会主义制度特殊性,能够抑制“数字鸿沟”负面效应的扩大,从而有助于缩小城乡收入差距、实现居民收入的包容性增长^[13]。

本文聚焦数字金融发展对收入公平与共同富裕的影响。具体来说,本文从“宏观分析+微观数据”相结合的视角,匹配2013年、2015年、2017年、2019年四期西南财经大学中国家庭金融调查数据(CHFS)和2011—2020年北京数字普惠金融指数以及157个城市级的经济数据,依据家庭微观数据计算得到城市级的收入不平等指标并应用熵值法构建共同富裕指标,多维度验证数字金融与收入公平、共同富裕之间的因果关联。研究发现,数字金融能显著改善收入不平等、促进共同富裕,弥合数字鸿沟、提高正规信贷获得和增加居民就业是重要的作用机制。

相较于已有研究,本文的边际贡献在于:一是从弥合数字鸿沟、提高正规信贷获得、增加居民就业的多维视角检验数字金融对收入公平的作用机制,丰富了数字金融的“普惠性”与“技术性”相统一的机制认识;二是以家庭为基本单位,从家庭微观层面计算收入不平等指标,衡量各地区的收入差距状况,数据更微观更精细;三是立足于中国特色的金融制度与政策安排,应用熵值法构建共同富裕指标,初步讨论数字金融对共同富裕的影响。本文的研究可为中国收入分配的优化、共同富裕的实现及数字金融的发展相关政策制定提供参考和启示。

二、理论分析与研究假设

(一)数字金融与收入分配:理论演进

自20世纪90年代以来,金融发展的分配效应得到学术界的持续关注。金融体系通过改变金融服务的质量与可及性来影响个人获得经济机会的难易程度,进而影响收入不平等^[4]。在传统金融体系中,低收入者经济实力较弱,抗风险能力偏弱,征信信息缺失严重,金融机构往往不愿对其提供金融服务或需要较高的风险补偿,这相当于给低收入者建立了一道“门槛”。“门槛”的存在至少会造成三个方面的问题:在投资方面,高收入者可以获得更高的回报;在信贷方面,高收入者可以支付更低的资金成本;在风险方面,高收入者可以抵抗更高的风险。由此导致收益由低收入者向高收入者转移,从而恶化了收入不平等状况。

发展普惠金融(Inclusive Finance)能够实现金融服务的普遍性和平等性,是缓解收入不平等、实现共同富裕的重要途径^[14]。但在实践中,由于普惠金融的重点服务对象为弱势群体,以经济利益为目的的传统金融机构往往不愿意发展普惠金融。随着数字经济时代的到来,数字金融利用数字化驱动引导,大大推动金融包容性发展,减缓了弱势群体的金融排斥现象,能较大程度上解决传统金融面临的市场失灵问题。首先,数字技术的采用和渗透门槛低,手机和互联网所需的教育及技能门槛要求较低,新技术能以前所未有的速度渗透到各类群体。其次,数字信息的使用成本低,数字信息的复制和使用成本接近于零,而且数字信息具有非竞争性^[15],即它可以被多个用户同时消费和拥有,而更多人使用该产品和服务能促进该产品普及更多人。最后,数字平台创造一体化的数字生态系统,平台提

供了一个市场内和市场间的新协作模式,提升了去中心化市场机制的信息效率,从而更高效地配置资源^[16]。受益于数字技术的低技能门槛、低使用成本以及数字平台的网络效应,金融服务的成本下降、效率提高,由此金融可以实现“普惠”。

近年来,我国的数字普惠金融发展迅猛。基于北京大学数字金融研究中心的测算,2011年我国各省数字普惠金融指数的中位数为33.6,到2020年增长到334.8,指数值平均每年增长29.1%^[17]。随着数字普惠金融的发展,更多人可以通过更便捷、更高效、更低成本的渠道获取各种金融服务,这些服务能从就业、创业、生产和生活等方面有效帮助低收入者提高收入从而缓解收入不平等。数字技术促使金融服务更下沉、广覆盖、低门槛^[18],特别是促使低收入人群等弱势群体接触、使用金融服务,弱势群体因而获得更多经济机会得以提高收入,并最终改善整体收入不平等。数字普惠金融所蕴含的共享和公平特性是其对金融发展价值评判的核心准则^[19]。根据上文对相关理论和文献的梳理,本文提出如下研究假设:

H1:数字金融发展会改善收入不平等。

(二)数字金融与收入分配:作用机制

1.弥合数字鸿沟。经济合作与发展组织(OECD)认为,数字鸿沟是指不同社会经济个体在接触信息科技以及应用互联网方面的机会所存在的差距。已有学者将其归纳为两个层级:一级数字鸿沟为“接入沟”,一般是指对互联网信息可及性和可用性的差异;二级数字鸿沟为“使用沟”,指对互联网信息应用能力所存在的差异。在数字经济时代,数字鸿沟会带来新的机会不公平。个体之间由于数字鸿沟的存在无法均衡地获得数字化发展所引致的利好,可能进一步导致贫富差距的扩大^[20]。

我国特色的数字金融发展体现出包容与公平的社会主义制度特殊性,能够抑制数字鸿沟负面效应的扩大。一方面,我国通过大规模建设信息基础设施,使越来越多的低收入群体能够触网络,有效抑制了数字鸿沟的扩大。根据第50次《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2022年6月,我国互联网普及率达74.4%,实现了“县县通5G、村村通宽带”。另一方面,我国推动数字技术助力金融发展,充分发挥正面的溢出效应,带动数字基础设施的建设、数字设备的投入,达到普惠、包容、可持续发展目标,弥合了数字鸿沟^[13]。随着数字技术的发展,数字金融服务门槛不断降低,有利于弱势群体接触、使用数字服务,能够缓解数字鸿沟特别是缓解二级数字使用鸿沟,真正实现民生福祉的改善。基于此,本文提出如下研究假设:

H2:数字金融通过弥合数字鸿沟缓解收入不平等。

2.提升信贷获得。金融发展中的信贷约束是影响收入不平等的重要原因^[21]。一般地,正规信贷要求申请者有比较高的偿还能力,这些群体利用正规信贷,获得进行投资、生产的基础资金,有利于扩大其收入。正规信贷通常比非正规信贷的利率要低,利用正规金融产品可以获得较高的回报率。对于非正规信贷,其具有利率高、周期短的特点,往往覆盖的是中低收入群体,由此导致两种可能:一方面,非正规信贷可以在正规信贷获得不足的情况下给予该群体在生产、投资方面的资金支持,有助于他们提高收入、减缓收入不平等;另一方面,非正规信贷的放贷条件较低、融资成本较高,如果中低收入群体盲目借贷且长期依赖,则可能会造成财务收支失衡,进而影响到该群体的收入稳定性,不利于收入公平的实现。

数字金融发展有助于提高正规信贷可得性。一方面,对于正规信贷市场,数字金融发展通过激励传统金融创新、释放技术溢出效应和优化金融竞争结构对传统金融产生正向效应,有助于拓宽传统金融的服务覆盖面,进而使得弱势群体的正规信贷获得增加,其提高收入的经济机会也增加,从而缓解收入不平等状况。另一方面,随着数字技术助推金融市场发展、金融服务可及性增加,人们更倾向参与正规金融市场和借贷成本相对较低的正规信贷,数字金融对传统私人借贷产生了一定的替代效应^[22]。据此,本文提出如下研究假设:

H3:数字金融通过提高正规信贷可得性改善收入不平等。

3.增加居民就业。已有文献发现,金融发展通过缓解融资约束来推动企业生产、增加就业机会^[23]。同样地,数字金融发展如移动支付对居民就业创业产生了促进作用^[24]。具体而言,数字金融能激励创新创业、发挥增加就业效应,特别是对于那些无法接触到互联网的家庭^[13]。首先,数字金融的包容性发展促进企业融资成本下降、生产规模扩大进而促使就业增长,特别是对难以获得信贷支持的中小企业起到了拓展融资途径、提振运营活力的作用。其次,数字金融的包容性发展使得金融服务的可及性增加,从而引起居民创业的可能性增加,而且其较低的融资成本能创造较高的创业回报,进一步促进了创业行为^{[9][11]},从而为低收入群体的增收提供了机会。最后,数字金融服务覆盖面广、产品种类多、进入门槛低,有利于激发经济主体创新活动^[25],创造大量新的商业机会,促进就业机会增多。故本文提出如下研究假设:

H4:数字金融通过增加居民就业来改善收入不平等。

三、研究设计

(一)数据与样本

1.数据来源。本文所采用的数据主要来源于三个数据库。第一部分是家庭微观数据,来自中国家庭金融调查(China Household Finance Survey,CHFS)数据。CHFS主要收集家庭资产与负债、收入与支出、保险与保障、人口与就业方面的信息,采用三阶段分层、与人口规模成比例(PPS)的抽样方法,其样本人口年龄结构、城乡人口结构、性别结构等多个方面与全国人口普查数据相一致,具有良好的代表性。第二部分是地区层面的数字金融发展数据,采用北京大学中国数字普惠金融指数。该数据涵盖省、市、县三个层级,主要刻画中国数字普惠金融的发展趋势与空间特征^[17]。稳健性检验部分,采用城市级金融科技发展指数作为替换指标^[25]。第三部分是地区层面的经济数据,主要采用《中国城市统计年鉴》中反映经济社会发展的重要统计指标,部分缺失值通过查询各地区统计公报以及插值法补齐。

2.研究样本。对于CHFS数据,本文选取在2013年、2015年、2017年和2019年连续四轮都被调查到的城市作为样本,共157个城市。CHFS调查反映的是上一年样本情况,所以本文相应选取2012年、2014年、2016年和2018年四期的数字普惠金融与CHFS数据匹配。

本文采用通行办法对家庭数据进行处理:剔除关键变量数据存在缺失的样本;对连续型变量进行双侧1%缩尾处理。最终,本文选定一套包含2012年、2014年、2016年和2018年的四年面板数据,共覆盖全国29个省份、157个地市级观测值。

(二)模型设定

考虑到本文面板数据的时间维度为4个时期,样本时间跨度短、涵盖年份少,而截面维度则有157个样本个体,具有大N小T的“短面板”特征。鉴于此,参考已有文献^[26],本文将面板模型设定为个体固定效应模型,以考察数字金融与收入不平等之间的数量关系。具体模型设定如下:

$$\text{Income_Inequality}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Index}_{it} + \beta_2 \text{City}_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下角标*i*表示城市,*t*表示年份。 $\text{Income_Inequality}_{it}$ 为被解释变量,是城市层面的家庭收入不平等指标; index_{it} 为核心解释变量,表示城市*i*第*t*年的数字金融指数; City_{it} 为城市*i*第*t*年的控制变量; λ_i 表示城市*i*不可观测的个体固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项,标准误差聚类到城市一级。

(三)变量定义

1.被解释变量:收入不平等。本文选取基尼系数(Gini)、泰尔指数(Theil)和阿特金森指数(Atkinson)衡量收入不平等的程度。这几个指数之间存在互补性。在稳健性检验中,本文采用最高收入份额指代收入不平等,分别计算城市最高5%、10%、15%收入水平群体所占收入份额。

已有研究以社区为单位计算基尼系数,衡量地区收入差距^[27]。本文更进一步,根据CHFS家庭微观数据计算得到城市收入不平等指标。具体而言,本文采取三步法计算收入不平等指标:首先,计

算各城市内每个家庭的人均年收入(家庭年收入除以对应的家庭人口),家庭年收入包括工资性收入、农业经营收入、工商业经营收入、转移性收入和投资性收入;其次,为避免极端值、异常值的影响,对人均年收入进行双侧 1% 的缩尾处理;最后,基于城市内各家庭人均收入分布,考虑各家庭的抽样权重,计算各城市收入不平等指数,其中,对于 Atkinson 指数的不平等厌恶程度 ϵ 选为 0.5。

2.核心解释变量:数字金融。本文选取北京大学编制的地级市层级的中国数字普惠金融指数(Index)作为数字金融发展的衡量。指数均除以 100 以缩小数量级。限于篇幅,本文未展现数字金融的覆盖广度(Coverage)、使用深度(Usage)、数字化程度(Digitization)检验不同维度的影响,其回归结果保持稳健。

3.中介变量:对于数字鸿沟(Digital_Divide),参考已有文献^[20],采用 CHFS 问卷数据,运用因子分析法,基于数字鸿沟的可及性和使用度两个维度,从是否拥有电脑、拥有智能手机、网上购物、购买互联网理财产品、利用网络进行生产经营项目五个子维度构建家庭层面的数字鸿沟指数。表 1 汇报了数字鸿沟指数的因子分析结果。根据特征值大于 1 的常用准则保留第一个公共因子,该因子可以反映家庭的数字鸿沟状况。

表 1 家庭数字鸿沟指数因子分析结果

	特征值	累计解释	KMO	因子载荷
拥有电脑	2.00695	0.4014	0.6921	0.7353
拥有智能手机	0.97553	0.5965	0.7530	0.6471
利用网络进行生产经营	0.82869	0.7622	0.8065	0.2511
网上购物	0.68973	0.9002	0.6531	0.8079
购买互联网理财产品	0.49909	1.0000	0.7469	0.5760

对于信贷获得(Credit)。参照已有文献^[28],基于 CHFS 问卷数据,本文将获得银行贷款的家庭视为获得正规信贷,从其他渠道获得贷款的家庭则视为获得非正规信贷。根据家庭的抽样权重,本文计算出各地级市获得正规信贷的家庭占比、获得非正规信贷的家庭占比,以此衡量地区正规信贷获得(Formal_Credit)、非正规信贷获得(Informal_Credit)。

对于就业水平(Employ)。参考已有文献^[20],根据《中国人口和就业统计年鉴》,本文使用经济活动人口作为就业人数的代理变量。本文基于抽样权重,以地级市为单位,将经济活动人口数量加总作为就业人数,以就业人数除以 16 周岁及以上除在校学生、丧失劳动力能者、离休或退休以外的人员数量作为地区就业率,以此衡量地区就业水平。

4.控制变量。参考已有研究,本文选取经济发展水平(Gdp)、金融发展水平(Fin)、对外开放水平(Open)、城镇化水平(Urban)、财政支出(Gov)、产业结构(Ind)、教育发展水平(Edu)等变量。其中,考虑城镇化水平对收入不平等的影响可能存在非线性特征,本文同时控制城镇化水平及其二次项。本文在模型中选定的所有变量信息详见表 2。

5.描述性统计。限于篇幅,本文主要对关键变量进行描述性统计。基于 CHFS 数据,本文计算得到 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年的收入不平等指标(如表 3 所示)。从表中可以看出,我国收入不平等总体呈现下降趋势,但 Gini 系数均高于 0.4 的国际公认警戒线。这说明中国总体收入不平等状况逐渐改善,但收入分配贫富差距仍偏大。进一步地,基于城乡、东中西部、各省份分组,本文对 Theil 指数进行分解。研究发现,总体收入的不平等主要是由组内不平等引起的,组内贡献率一直在 80% 以上。

四、实证分析

(一)基准回归

表 4 报告了数字金融(Index)影响收入不平等(Income_Inequality)的回归结果。第(1)列、第(3)列和第(5)列仅考虑数字金融与收入不平等的单变量关系。第(2)列、第(4)列和第(6)列进一步加入

变量	变量符号	变量含义
被解释变量		
基尼系数	Gini	家庭人均收入的基尼系数
泰尔指数	Theil	家庭人均收入的泰尔指数
阿特金森指数	Atkinson	家庭人均收入的阿特金森指数
最高 5% 收入份额	Ratio5	最高收入 5% 群体所占收入份额
最高 10% 收入份额	Ratio10	最高收入 10% 群体所占收入份额
最高 15% 收入份额	Ratio15	最高收入 15% 群体所占收入份额
核心解释变量		
数字金融	Index	数字普惠金融指数/100
覆盖广度	Coverage	数字金融覆盖广度指数/100
使用深度	Usage	数字金融使用深度指数/100
数字化程度	Digitization	普惠金融数字化程度指数/100
金融科技	Fintech	运用爬虫技术获取
中介变量		
数字鸿沟	Digital_Divide	家庭数字鸿沟的地区加权均值
正规信贷获得	Formal_Credit	地区获得正规信贷家庭占比
非正规信贷获得	Informal_Credit	地区获得非正规信贷家庭占比
就业水平	Employ	地区就业人口占比
控制变量		
经济发展水平	Gdp	人均生产总值的对数
金融发展水平	Fin	人民币存贷款余额/ GDP
对外开放水平	Open	进出口总值/GDP
城镇化水平	Urban	城镇人口/总人口
城镇化水平二次项	Urban2	(城镇人口/总人口) ²
财政支出	Gov	财政支出预算/GDP
产业结构	Ind	第三产业产值/第二产业产值
教育发展水平	Edu	教育投资/财政支出

表 3

收入不平等状况分析

收入不平等	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年
Gini 系数	0.5703	0.5752	0.5379	0.5370
Theil 指数	0.5991	0.6102	0.5246	0.5147
Atkinson 指数	0.2768	0.2876	0.2509	0.2461
最高 5% 收入份额	0.2879	0.2892	0.2604	0.2530
最高 10% 收入份额	0.4192	0.4195	0.3865	0.3811
最高 15% 收入份额	0.5164	0.5157	0.4811	0.4788

包括经济发展水平(Gdp)、金融发展水平(Fin)、对外开放水平(Open)、城镇化水平(Urban)等城市经济变量。可以看出,无论采用 Gini 系数、Theil 指数还是 Atkinson 指数作为收入不平等的衡量指标,无论是否加入其他控制变量,数字金融对收入不平等的回归系数均为负,且均在 1% 的统计水平上显著,与理论预期一致,假设 H1 得到验证。具体来说,在控制城市经济特征的情况下,数字金融指数每提高 1 个单位,基尼系数将下降 0.0287 个单位,泰尔指数将下降 0.0468 个单位,阿特金森指数将下降 0.0198 个单位。这充分表明,数字金融发展能够显著降低收入差距、改善收入不平等状况。

从控制变量来看,城镇化水平(Urban)与 Gini 系数、Atkinson 指数存在倒 U 型关系,表明城镇化水平对收入不平等发挥着先扩大再缩小的作用。财政支出(Gov)与教育发展水平(Edu)与收入不平等指标均为显著的负相关关系,表明政府扩大财政支出规模及加大教育投入力度对改善收入不平等发挥重要作用。产业结构(Ind)与 Theil 指数存在显著的负向关系,说明随着产业结构的优化,收入不平等状况会得到改善。

表 4

基准回归结果

Income_Inequality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gini		Theil		Atkinson	
Index	-0.0285 *** (- 8.30)	-0.0287 *** (- 3.51)	-0.0553 *** (- 7.99)	-0.0468 *** (- 3.00)	-0.0239 *** (- 8.32)	-0.0198 *** (- 3.05)
Gdp		0.0001 (0.00)		0.0011 (0.03)		-0.0111 (- 0.67)
Fin		-0.0023 (- 0.72)		-0.0008 (- 0.11)		-0.0006 (- 0.22)
Open		-0.0225 (- 1.39)		-0.0282 (- 0.93)		-0.0137 (- 1.09)
Urban		0.4798 *** (3.02)		0.3854 (0.72)		0.4049 *** (3.05)
Urban2		-0.3769 ** (- 2.34)		-0.3567 (- 0.74)		-0.3385 ** (- 2.59)
Gov		-0.1674 *** (- 3.40)		-0.3635 *** (- 3.31)		-0.1749 *** (- 4.18)
Ind		-0.0150 (- 1.28)		-0.0412 * (- 1.71)		-0.0158 (- 1.55)
Edu		-0.2587 ** (- 2.25)		-0.6129 ** (- 2.29)		-0.2697 ** (- 2.62)
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	628	628	628	628	628	628
F 值	68.81 ***	11.57 ***	63.91 ***	11.35 ***	69.28 ***	12.71 ***
R-sq within	0.1129	0.1532	0.0800	0.1100	0.1016	0.1445

注:(1)括号内为聚类到城市层级的稳健标准误对应的 t 统计量;(2)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。下同。

(二)稳健性检验

1. 替换被解释变量。为检验基准回归结果的稳健性,本文以不同分位数的最高收入份额作为被解释变量的替代性指标,考察数字金融发展对收入不平等的影响。回归结果如表 5 所示,数字金融指数(Index)与最高 5% 收入份额(Ratio5)、最高 10% 收入份额(Ratio10)和最高 15% 收入份额(Ratio15)均表现出显著的负相关关系。这表明,数字金融发展显著降低最高收入水平群体所占收入份额,这同样有利于减缓收入不平等,支持基准回归结论。

表 5 使用最高收入份额指标的稳健性检验

Income_Inequality	(1)	(2)	(3)
	Ratio5	Ratio10	Ratio15
Index	-0.0258 *** (- 3.02)	-0.0273 *** (- 3.13)	-0.0264 *** (- 3.46)
控制变量	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes
N	628	628	628
F 值	7.53 ***	7.75 ***	9.35 ***
R-sq within	0.0885	0.0972	0.1192

2. 替换核心解释变量。本文以地级市的金融科技发展指标(Fintech)替换核心解释变量数字金融指数(Index)进行估计。参照已有文献^[25],金融科技指标运用爬虫技术获取。回归结果如表 6 所示,金融科技(Fintech)与收入不平等指标之间均显示为显著的负相关关系,表明金融科技发展显著改善了收入不平等,支持基准回归的结论。

3. 内生性处理。数字金融与收入不平等之间的关系可能存在内生性问题,本文尝试采取工具变量法以缓解内生性问题。

Income_Inequality	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gini		Theil		Atkinson	
Fintech	-0.0119*** (-7.30)	-0.0137*** (-3.67)	-0.0251*** (-7.11)	-0.0283*** (-3.31)	-0.0102*** (-7.29)	-0.0121*** (-3.62)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	572	572	572	572	572	572
F 值	53.26***	7.83***	50.53***	7.79***	53.19***	7.95***
R-sq within	0.1015	0.1236	0.0845	0.0998	0.0967	0.1162

(1)巴蒂克工具变量(Bartik IV)。借鉴已有研究^[29],本文采用地级市滞后一期的数字普惠金融指数 $index_{i,t-1}$ 与全国数字普惠金融指数在时间上的一阶差分 $\Delta index_{i,t-1}$ 的乘积构建 Bartik IV,进行工具变量估计。一方面,上期的数字金融发展对本期的数字金融发展有着直接影响,而且全国数字金融发展与地级市本期的数字金融发展也紧密相关,满足相关性条件。另一方面,全国的数字金融指数源于一百多个地级市的加总平均,满足外生性条件。采用两阶段最小二乘法(2SLS)对样本进行回归的结果如表 7 所示。可以看出,在纠正可能的内生偏误后,数字金融(Index)与收入不平等(Income_Inequality)的回归系数仍显著为负,与基准回归结果一致。这表明,在考虑内生性之后,数字金融依然能够显著改善收入不平等状况,也证明基准回归结论的可靠。Cragg-Donald Wald F 统计量与 Kleibergen-Papp rk LM 统计量的结果表明,工具变量具有有效性。

表 7

Bartik 工具变量的回归结果

Income_Inequality	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gini	Theil	Atkinson	Index
Index	-0.1253*** (-2.66)	-0.1719* (-1.77)	-0.1021** (-2.53)	
Bartik				0.9747*** (4.21)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	628	628	628	628
Cragg-Donald Wald F 统计量				29.2950
Kleibergen-Papp rk LM 统计量				14.5550***
F 值	6.96***	6.80***	6.99***	

(2)地理距离工具变量(Distance IV)。参考已有文献^[13],本文利用地理信息系统(GIS)计算得到地级市与杭州、北京和深圳的球面距离(Distance),构建球面距离与全国层面(除本城市之外)数字金融指数均值(Mean)的交乘项作为工具变量。杭州是以支付宝为代表的数字金融发展的起源地,而北京、深圳则是金融科技发展较充分的城市,由于数字金融存在数据相关性,因此各地区的数字普惠金融发展程度与本地区到这些城市的距离相关。由此,本文将各城市到杭州的球面距离(Distance1)、到深圳的球面距离(Distance2)、到北京的球面距离(Distance3)分别与全国(除本市)数字金融发展均值(Mean)交乘,得到 3 个球面距离工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)对样本进行回归,结果如表 8 所示。可以看出,数字金融发展与收入不平等的回归系数仍显著为负。这表明基准回归结果是稳健的,数字金融发展可以对收入不平等状况起到显著的改善作用。同时,工具变量的有效性也得到检验。

五、机制检验

(一)弥合数字鸿沟

基于两步法中介效应模型,本文以数字鸿沟(Digital_Divide)为中介变量,检验数字金融对收入不平等产生影响的作用机制,回归结果如表 9 所示。第(4)列显示,数字金融对数字鸿沟的影响为

表 8

Distance 工具变量的回归结果

Income_Inequality	(1) Gini	(2) Theil	(3) Atkinson	(4) Index
Index	-0.0346*** (-2.81)	-0.0490** (-2.32)	-0.0229** (-2.31)	
Distance1 * Mean				-0.0373*** (-8.09)
Distance2 * Mean				0.0480*** (11.75)
Distance3 * Mean				0.0420*** (10.43)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	628	628	628	628
Cragg-Donald Wald F 统计量				219.3120
Kleibergen-Papp rk LM 统计量				25.0180***
Hansen J 检验 P 值	0.6325	0.3788	0.5408	
F 值	10.92***	11.15***	12.27***	

表 9

基于弥合数字鸿沟的中介效应检验

Income_Inequality	(1) Gini	(2) Theil	(3) Atkinson	(4) Digital_Divide
Index	-0.0237** (-2.25)	-0.0463* (-1.90)	-0.0170* (-1.94)	-0.0575*** (-3.29)
Digital_Divide	0.3037*** (4.67)	0.6356*** (4.33)	0.2742*** (4.89)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	471	471	628	471
F 值	15.81***	12.57***	17.04***	31.84***
R-sq within	0.3110	0.2878	0.3407	0.5377
sobel 检验 Z 值	-3.431***	-3.194***	-3.484***	
中介效应占比	42.48%	44.15%	48.16%	

-0.0575,且在1%水平上显著,这说明数字金融能够在一定程度上抑制家庭数字鸿沟。第(1)~(3)列显示,数字鸿沟的回归系数显著为正。这说明数字金融发展能够通过弥合数字鸿沟进而减缓收入不平等。同时,sobel 检验结果表明,中介效应的检验结果稳健。综上,本文的研究假设 H2 得到验证。

(二)提高信贷获得

基于两步法中介效应模型,本文分别以正规信贷获得(Formal_Credit)、非正规信贷获得(Informal_Credit)为中介变量,检验数字金融对收入不平等产生影响的作用机制。

表 10 第(4)列显示,数字金融指数(Index)对正规信贷获得(Formal_Credit)的影响为 0.0646,且在1%水平上显著,这说明数字金融能够在一定程度上提高正规信贷获得。第(1)~(3)列显示,正规信贷获得的回归系数显著为负。同时,sobel 检验结果在1%的水平上显著。这说明,数字金融发展能够通过提高正规信贷获得进而减缓收入不平等,本文的研究假设 H3 得到验证。

表 10

基于提高正规信贷获得的中介效应检验

Income_Inequality	(1) Gini	(2) Theil	(3) Atkinson	(4) Formal_Credit
Index	-0.0221*** (-2.73)	-0.0342** (-2.10)	-0.0146** (-2.25)	0.0646*** (3.00)
Fromal_Credit	-0.1025*** (-3.60)	-0.1944*** (-2.96)	-0.0806*** (-3.16)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	628	628	628	628
F 值	11.27***	10.86***	11.80***	13.63***
R-sq within	0.1773	0.1264	0.1636	0.2257
sobel 检验 Z 值	-2.706***	-2.368***	-2.519***	
中介效应占比	23.05%	26.82%	26.30%	

(三)增加居民就业

本文以就业(Employ)为中介变量,检验数字金融对收入不平等的作用机制。表 11 第(4)列显示,数字金融指数(Index)对就业(Employ)的回归系数为正,且在 5%水平上显著,表明数字金融发展能够较显著增加就业。第(1)~(3)列的回归结果显示,就业的回归系数显著为负。这说明,数字金融发展能够通过增加居民就业对收入不平等起到改善作用。进一步,以 Gini 系数、Atkinson 指数为收

表 11 基于增加居民就业的中介效应检验

Income_Inequality	(1) Gini	(2) Theil	(3) Atkinson	(4) Employ
Index	-0.0238*** (-2.78)	-0.0373** (-2.31)	-0.0149** (-2.18)	0.0332** (2.23)
Employ	-0.1476*** (-4.42)	-0.2859*** (-3.78)	-0.1473*** (-4.96)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	628	628	628	628
F 值	12.05***	11.11***	13.21***	20.55***
R-sq within	0.1995	0.1428	0.2037	0.1877
sobel 检验 Z 值	-1.974**	-1.904*	-2.006**	
中介效应占比	17.06%	20.28%	24.73%	

入不平等的衡量指标时,sobel 检验结果在 5%的水平上显著,以 Theil 指数为收入不平等的衡量指标时,sobel 检验结果在 10%的水平上显著。综合的分析表明,中介效应的检验结果是稳健的,研究假设 H4 得到验证。

六、共同富裕的初步讨论

党的十九届五中全会明确提出,要“扎实推动共同富裕”。共同富裕是全体人民的富裕,是人民群众物质生活和精神生活都富裕。由上述分析可知,数字金融发展可以缓解收入不平等,但分配公平仅为共同富裕的一个方面。由此,本文利用熵值法构建共同富裕指标,进一步讨论数字金融的发展能否促进共同富裕的实现。

参考已有研究,本文从物质富裕、物质不平等和精神富裕三方面构建共同富裕指标(详见表 12)。首先,计算各城市内每个家庭的人均年收入、人均财富以及人均年消费,即使用家庭年收入、总资产和年消费除以对应的家庭人口数得到以上三个变量值。其次,对三个连续型变量值进行双侧 1%的缩尾处理。最后,基于城市内各家庭人均年收入分布,在考虑家庭抽样权重的基础上,计算得到城市中位数收入、中位数财富和中位数消费(反映“富裕”),并根据 Gini 系数公式计算城市级收入差距、财富差距和消费差距(反映“共同”)。

表 12 共同富裕指标体系

评价层次	评价维度	指标	具体含义	指标属性
物质生活	物质富裕	城市中位收入	家庭人均年收入中位数	(+)
		城市中位财富	家庭人均财富中位数	(+)
		城市中位消费	家庭人均年消费中位数	(+)
	物质不平等	城市收入差距	基于家庭人均收入的基尼系数	(-)
		城市财富差距	基于家庭人均财富的基尼系数	(-)
		城市消费差距	基于家庭人均消费的基尼系数	(-)
精神生活	精神富裕	城市平均幸福感	家庭幸福感均值 ^①	(+)

为了克服以往的熵值法只能处理截面数据,而不同的年份之间无法比较的缺点,本文采用改进后的面板熵值法计算得到城市共同富裕指标,具体步骤如下:

设有 r 个年份, n 个城市, m 个评价指标。第一步,对原始数据标准化处理。正向指标标准化见式(2),负向指标标准化见式(3)。

$$x_{ijk} = \frac{x_{ijk} - x_{\min k}}{x_{\max k} - x_{\min k}} \quad (2)$$

$$x_{ijk} = \frac{x_{\min k} - x_{ijk}}{x_{\min k} - x_{\max k}} \quad (3)$$

$x_{\min k}$ 、 $x_{\max k}$ 指标分别为 n 个城市 r 个年份中的最小值与最大值。标准化处理后, x_{ijk} 的取值范围为 $[0, 1]$, 其含义为 x_{ijk} 在 n 个城市 r 个年份中的相对大小。

第二步, 运用熵值法确定指标权重。首先, 基于式(4)计算指标的比重。其次, 基于式(5)计算第 K 项指标的熵值。

$$y_{ijk} = \frac{x_{ijk}}{\sum_i \sum_j x_{ijk}} \quad (4)$$

$$S_k = -\frac{1}{\theta} \sum_i \sum_j y_{ijk} \ln(y_{ijk}) \quad (5)$$

其中, $\theta > 0$, 且 $\theta = \ln(rn)$ 。

再次, 基于式(6)计算第 K 项指标的信息效用值。最后, 基于式(7)计算第 K 项指标的权重。

$$g_k = 1 - S_k \quad (6)$$

$$w_k = \frac{g_k}{\sum_k g_k} \quad (7)$$

第三步, 根据式(8)计算各城市每年的综合得分。

$$h_{ij} = \sum_k w_k x_{ijk} \quad (8)$$

由于 2013 年 CHFS 数据不涉及家庭总消费性支出数据, 故本文选择 2015、2017 和 2019 年三期的样本构建城市共同富裕指数, 并以此作为被解释变量进行回归。

表 13 汇报了数字金融对共同富裕的回归结果。第(1)列显示, 数字金融发展对共同富裕的影响在 1% 的统计水平上显著为正。这说明, 数字金融显著提高了共同富裕的程度, 数字金融每提高 1 个单位, 共同富裕水平增加 0.0561 个单位。进一步地, 第(2)列显示, 数字金融每提高 1 个单位, 城市物质生活共同富裕水平增加 0.0536 个单位。第(3)列显示, 数字金融每提高 1 个单位, 城市精神生活共同富裕水平增加 0.1231 个单位。这意味着, 数字金融的发展不仅促进了全体人民物质生活的富裕, 而且促进了精神生活的富裕, 能够实现物质和精神的“双富裕”。

表 13 数字金融对共同富裕的影响

	(1) 共同富裕	(2) 物质生活共同富裕	(3) 精神生活共同富裕
Index	0.0561*** (3.51)	0.0536*** (3.30)	0.1231*** (3.13)
控制变量	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes
N	471	471	471
F 值	25.22***	17.60***	26.00***
R-sq within	0.4207	0.3654	0.4394

七、结论与政策含义

坚持“发展成果由人民共享”, 是实现共同富裕的本质要求。收入分配公平是实现共同富裕的重要体现。目前我国收入差距程度仍维持在较高水平, 收入不平等亟待解决。数字金融依托数字技术, 助推金融包容性发展, 为我国改善收入分配提供了新的可行路径。

本文的主要贡献在于构建了一个完整的分析框架, 运用宏观视角和微观数据相结合的研究方法, 考察了中国数字金融发展对收入公平和共同富裕的影响。研究发现, 数字金融的发展能够显著改善收入不平等、促进共同富裕。而弥合数字鸿沟、提高正规信贷获得和增加居民就业是三个重要的作用渠道。本文还应用熵值法构建共同富裕指标, 初步考察数字金融对共同富裕的影响。这些研究证实

了新技术革命驱动的金融创新对收入公平、共同富裕具有积极而正面的特性,中国特色的数字金融发展体现出包容与公平的社会主义制度特殊性。

本文研究结论为数字金融发展、收入分配优化、共同富裕实现的相关政策制定提供理论依据,具有重要的政策含义。第一,数字金融能够促进收入分配公平、助推共同富裕实现,有助于抑制数字鸿沟扩大、提高正规信贷获得和增加居民创业就业,因此需要大力推进。第二,优化传统金融结构,充分发挥数字金融优势。发展数字金融的同时重视传统金融的“竞合效应”,融合传统金融与数字金融的互补优势,推进金融服务形式多样化、产品多层次。第三,中国特色数字金融发展模式已呈现出“共享数字红利、填补数字鸿沟”的特性,需要提炼总结数字金融赋能经济高质量发展的中国经验,为治理全球发展不均衡现象贡献中国方案。

注释:

①问卷中涉及的相关问题为:总的来说,您现在觉得幸福吗? 1.非常幸福;2.幸福;3.一般;4.不幸;5.非常不幸。本文将选择1选项的家庭赋值为5,选择2选项赋值为4,选择3选项赋值为3,选择4选项赋值为2,选择5选项赋值为1。

参考文献:

- [1] 张晓晶.金融发展与共同富裕:一个研究框架[J].经济学动态,2021(12):25—39.
- [2] Greenwood, J., Jovanovic, B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Incomes[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1076—1107.
- [3] Galor, O., Zeira, J. Income Distribution and Macroeconomics[J]. Review of Economic Studies, 1993, 60(1): 35—52.
- [4] Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. Finance and Inequality: Theory and Evidence[J]. Annual Review of Financial Economics, 2009, 1(1): 287—318.
- [5] Philippon, T., Reshef, A. Wages and Human Capital in the U.S. Finance Industry: 1909—2006[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(4): 1551—1609.
- [6] Brei, M., Ferri, G., Gambacorta, L. Financial Structure and Income Inequality[Z]. BIS Working Papers, 2018, No.756.
- [7] Cihak, M.M., Sahay, M.R. Finance and Inequality[Z]. IMF Staff Discussion Notes, 2020, No.2020/001.
- [8] 黄益平, 黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊), 2018(4): 1489—1502.
- [9] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰.数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J].经济学(季刊), 2018(4): 1557—1580.
- [10] 张勋, 杨桐, 汪晨, 万广华.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界, 2020(11): 48—63.
- [11] 何婧, 李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济, 2019(1): 112—126.
- [12] 何宗樾, 张勋, 万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究, 2020(10): 79—89.
- [13] 张勋, 万广华, 吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].中国社会科学, 2021(8): 35—51.
- [14] 李建军, 范志昊, 周叔媛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].国际金融研究, 2023(5): 11—21.
- [15] Arrow, K. The Economic Implication of Learning by Doing[J]. Review of Economics and Statistics, 1962, 29(3): 155—173.
- [16] Hayek, F.A. The Use of Knowledge in Society[J]. American Economic Review, 1945, 35(4): 519—530.
- [17] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊), 2020(4): 1401—1418.
- [18] Fuster, A., Plosser, M., Schnabl, P., et al. The Role of Technology in Mortgage Lending[J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1854—1899.
- [19] 李建军, 彭俞超, 马思超.普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J].经济研究, 2020(4): 37—52.
- [20] 尹志超, 蒋佳伶, 严雨.数字鸿沟影响家庭收入吗[J].财贸经济, 2021(9): 66—82.
- [21] Ehrlich, M. von., Seidel, T. Regional Implications of Financial Market Development: Industry Location and Income Inequality[J]. European Economic Review, 2015, 73(C): 85—102.
- [22] 吴雨, 李成顺, 李晓, 弋代春.数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J].管理世界, 2020(10): 53—64.
- [23] Rajan, R., Zingales, L. Financial Dependence and Growth[J]. American Economic Review, 1999, 88(3):

[24] 尹志超,公雪,郭沛瑶.移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J].中国工业经济,2019(3):119—137.

[25] 李春涛,闫续文,宋敏,杨威.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81—98.

[26] 韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019(7):119—136.

[27] 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(1):109—127.

[28] 孙永苑,杜在超,张林,何金财.关系、正规与非正规信贷[J].经济学(季刊),2016(2):597—626.

[29] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(1):47—67.

Dividing the Pie: How Can Digital Finance Promote Income Equality

LV Yongbin GUO Yichen

(School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: By combining the macro perspective and micro data, this paper matches the China Household Finance Survey data and the Peking University Digital Inclusive Finance index, city-level income inequality indicators calculated based on household microdata, and uses entropy method to construct the common prosperity index, so as to verify the relationship between digital finance, income equality and common prosperity. This paper finds digital finance can reduce income inequality and promote common prosperity. Furthermore, bridging the digital divide, improving access to formal credit and promoting residents' employment are important mechanisms. Robustness test and instrumental variable method are also adopted to prove the reliability of the conclusion. The paper provides a theoretical reference for the formulation and improvement of policies related to the optimization of income distribution, the realization of common prosperity and the development of digital finance.

Key words: Digital Finance; Income Equality; Digital Divide; Common Prosperity; Entropy Method

(责任编辑:郭 策)