

数字金融与家庭共同富裕

——基于CHFS2019的实证分析

黄译娴, 谢升峰*

湖北大学商学院, 湖北 武汉

收稿日期: 2023年3月23日; 录用日期: 2023年5月19日; 发布日期: 2023年5月26日

摘要

脱贫攻坚取得的胜利使得我国城乡居民收入日渐增长, 在此过程中, 随着我国数字金融市场不断完善, 其发展对提高居民收入、实现共同富裕的影响成为学术界关注的重要议题。特别是在面对城乡居民收入差异的现实背景下, 数字金融发展对城乡共同富裕建设进程影响需要被重点审视。基于此, 本文以CHFS2019数据为研究样本, 运用中介效应模型对全国31,750户家庭数字金融与共同富裕的关系进行实证检验, 结果表明: 数字金融能够加快实现共同富裕的步伐, 并且这种推动作用是通过促进生产性投资、信贷机制、金融资产配置以及家庭创业的中介传导路径来实现的。为此, 提出要重视数字金融的城乡布局, 加强数字化建设, 优化数字金融内容体系, 加强数字监管体系, 从而实现共同富裕。

关键词

数字金融, 共同富裕, 中介效应模型

Digital Finance and Common Prosperity for Family

—Based on the Empirical Analysis of CHFS2019

Yixian Huang, Shengfeng Xie*

School of Business, Hubei University, Wuhan Hubei

Received: Mar. 23rd, 2023; accepted: May 19th, 2023; published: May 26th, 2023

Abstract

The victory of poverty alleviation in China has led to the increasing income of urban and rural

*通讯作者。

文章引用: 黄译娴, 谢升峰. 数字金融与家庭共同富裕[J]. 金融, 2023, 13(3): 642-651.

DOI: 10.12677/fin.2023.133066

residents. In the process, as China's digital financial market continues to improve, the impact of its development on improving residents' income and achieving common prosperity has become an important issue of academic concern. In particular, the impact of digital finance development on the process of building common prosperity in urban and rural areas needs to be examined in the context of the income disparity between urban and rural residents. Based on this, this paper empirically examines the relationship between digital finance and common prosperity in 31,750 households nationwide using CHFS2019 data as the research sample, and the results show that digital finance can accelerate the pace of achieving common prosperity, and this promotion effect is achieved through the mediated transmission path of promoting productive investment, credit mechanism, financial asset allocation and household entrepreneurship. The results show that digital finance can accelerate the pace of shared prosperity, and that this boost is achieved through mediated transmission paths that promote productive investment, credit facilities, financial asset allocation, and household entrepreneurship. For this reason, it is proposed to pay attention to the urban and rural layout of digital finance, strengthen digital construction, optimize the digital financial content system, and strengthen the digital regulatory system, so as to achieve common prosperity.

Keywords

Digital Finance, Common Prosperity, Mediating Effect Model

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

我国进入社会主义新时代,共同富裕是社会主义的本质要求,习近平总书记提出“共同富裕是全体人民的富裕”,共同富裕不仅是新时代的新发展,也是脱贫攻坚完成后的巩固与提升。我国自改革开放以来实现高速发展,居民家庭财富水平大幅度增长,但由于存在城乡建设差距等现实问题,财富逐渐集中,中等收入人群占比不高,共同富裕的实现任务十分艰巨。数字金融是互联网和信息技术与传统金融服务相结合演变而来的新一代金融服务,数字金融通过互联网实现低门槛、小份额交易,用较低成本为欠发达地区和低收入人群提供金融服务,成为实现共同富裕的一个重要手段。一方面,数字金融促进经济增长,降低生产性投资成本,提升创新创业比例;另一方面,数字金融弥补了现有金融体系中的缺失,更好地实现了市场下沉,为居民提供了参与金融投资融资的新途径。家庭金融主要研究风险投资参与、资产配置、家庭信贷约束等方面,它的研究能够帮助分析政府政策对居民是否有实质性帮助,分析如何提高资产收入等。那么,在当前数据化的大趋势下,数字金融能否加快共同富裕实现的步伐呢?数字金融是通过何种机制实现对共同富裕指数的影响呢?本文从微观家庭数据出发,研究数字金融对共同富裕指数的影响,这些问题对在社会主义新时代如何实现共同富裕有重要指导意义。

2. 文献综述

近年来,数字金融的发展迅速,越来越多的学者对其展开研究,何宏庆[1] (2019)强调数字金融是经济高质量发展的重要动力,龚沁宜,成学真[2] (2018)提出数字金融能为中低收入人群提供金融服务,让理财投资门槛变低,具有极高现实意义。杨伟明[3]等(2021)运用北大普惠金融指数计算数字金融对消费影响,并提出数字金融能给居民带来便捷和优质的金融产品及服务,不仅扩大金融服务广度也拓展了金

融服务深度。各学者研究表明, 数据金融的发展能有效的消除“数字鸿沟”, 为各收入人群提供金融服务, 越来越多的人参与金融业务。

关于数字金融对共同富裕作用机制, 张金林、董小凡、李健[4] (2022)基于 CHFS 微观数据完善了共同富裕指数体系, 推断出数字金融的发展使全体人民享有“数字红利”, 加速推进共同富裕, 数字金融的发展带来巨大改变, 并进一步指出创业活跃度对数字金融推进共同富裕有促进作用。孙继国[5]等(2022)提出数字金融通过缓解信贷约束, 促进创业, 缓解相对贫困。张林、温涛[6] (2020)通过实证研究证明数字金融的发展促进了居民创业比例, 从而实现居民收入增长。吴雨[7]等(2021)提出数字金融提供了更多投资渠道, 居民运用数字金融信息也可以降投资风险。数字金融缓解了金融排斥, 使人民享受数字金融的红利, 由于数字金融发展, 金融资产配置合理性得以提升。廖婧琳、周利[8] (2020)研究发现数字金融提高了金融服务水平并减少了金融约束, 促使更多家庭参与金融资产投资。强国令, 商城[9] (2022)证实数字金融影响了家庭金融资产配置, 促进家庭财富的积累, 财富是富裕的一个重要体现, 则数字金融有利于共同富裕的实现。因此, 各位学者均认为数字金融具有普惠性, 促进群体享受金融服务, 为实现共同富裕提供途径。

3. 理论作用机制及研究假设

共同富裕的实质是以人民为中心, 实现高质量发展。促进低收入人群收入提升以及加大社会福利等都是共同富裕实现的手段。其中, 数字金融是实现共同富裕的一个重要途径。

数字金融对生产性投融资有促进效应, 生产需要资金支持, 数字金融的发展缓解了金融贷款融资的约束, 解决了部分弱势群体的融资约束问题, 增加了居民创新创业的资金来源。基于二八定律, 传统金融行业往往更倾向为 20% 的人群提供服务, 忽略低收入群体。数字金融的发展使得投融资更具便利性, 促进居民进行生产性金融投融资活动, 从而提高收入, 加速共同富裕的实现, 基于以上分析, 提出如下假设:

推论 1: 数字金融能够增加家庭正规信贷促进共同富裕的实现。

推论 2: 数字金融能够通过增加生产性贷款促进共同富裕的实现。

推论 3: 数字金融能够通过增加家庭创业促进共同富裕的实现。

随着金融市场不断发展, 各类投资产品层出不穷, 在数字金融的背景下, 让每个人都能享受金融服务。数字金融能够降低交易成本, 完善数字信息, 减少金融摩擦。数字金融缓解了金融排斥, 使人民享受数字金融的红利, 由于数字金融发展, 金融资产配置合理性得以提升, 促使家庭财富积累, 加快共同富裕的实现。提出假设:

推论 4: 数字金融能够通过改善家庭金融资产配置促进共同富裕。

4. 研究设计

4.1. 数据来源

本文使用数据来源于 CHFS 数据库, 是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心开展的全国性入户调查的项目, 该项目全面追踪家庭经济金融行为动态。该数据库 2019 年样本总量为 34,643 户, 覆盖 29 个省份, 在剔除一些缺失样本后共包括 20,231 户城镇家庭与 11,519 户农村家庭。

4.2. 中介效应模型

中介效应模型实际是指, 在考虑自变量 X 对因变量 Y 的影响, 如果 X 通过影响变量 M 从而对 Y 产生影响, 则称 M 为中介变量。温忠麟[10] (2004)提出依次检验回归系数的方法, 公式如下:

$$Y = \alpha_1 + \beta_1 X + \gamma_1$$

$$M = \alpha_2 + \beta_2 X + \gamma_2$$

$$Y = \alpha_3 + \beta_3 M + \gamma_3$$

$$Y = \alpha_4 + \beta_4 X + \beta_5 M + \gamma_5$$

其中, M 是中介变量, 本文以生产性投资(M1)、家庭正规信贷(M2)、金融资产配置(M3)及农户家庭创业(M4)为中介变量; 解释变量为数字金融指数 X , 被解释变量为共同富裕 Y 。 X 通过 M 对 Y 产生的影响为中介效应。以上模型中 β_1, β_2 为自变量 X 对 M 的效应, β_3 为控制了自变量 X 后, 中介变量 M 对因变量 Y 的效应, β_4, β_5 为同时考虑自变量与中介变量对因变量的效应。

4.3. 变量设计

本实证中的解释变量、被解释变量、中介变量及控制变量和在数据中提取中的处理方法如表 1:

Table 1. Variable definitions and measurements

表 1. 变量定义及度量

变量	符号	变量名称	变量定义及度量
被解释变量	FY	共同富裕指数	基于多维指标使用熵权法合成
解释变量	DF	数字金融水平	基于多维指标使用熵权法合成
中介变量	M1	生产性投资	有生产性固定资产投资, 赋值 1; 没有, 赋值 0
	M2	家庭正规信贷	有银行信贷, 赋值 1
	M3	金融资产配置	拥有金融资产, 赋值 1; 没有, 赋值 0
	M4	家庭创业	创业次数
控制变量	C1	家庭规模	家庭成员数
	C2	婚姻状况	未婚, 赋值 0; 已婚, 赋值 1
	C3	家庭储蓄	小于 0, 赋值 0; [0, 中位数 2000 元], 赋值 1; 大于 2000 元, 赋值 2
	C4	信息能力	基于多维指标使用熵权法合成
	C5	是否为党员	是, 赋值 1; 否, 赋值 0
	C6	家庭成员是否有工作	有, 赋值 1; 没有, 赋值 0

Table 2. Variable definitions and measurements

表 2. 共同富裕指数

维度	指标	共同富裕临界值及说明
物质富裕	收入	参考国家统计局对 2019 年家庭人均可支配收入按低、中、高组分类进行取值。 农村 < 4263 赋值为 0, 4263 << 13984 赋值为 1, >13984 赋值为 2; 农村 < 15549 赋值为 0, 15549 << 37876 赋值为 1, >37876 赋值为 2。
	生活水平	房屋 车辆 无自有住房, 赋值为 0, 其余赋值为 1。 无私家车, 赋值为 0, 其余赋值为 1。
精神富裕	教育	受教育年限 家庭成员中, 16 岁及以上的受教育年限低于 9 年, 赋值为 0, 否则赋值为 1。
	健康	医疗保险 身体状况 家庭成员中只要有一个家庭成员没有医疗保险, 赋值为 0, 否则赋值为 1。 身体状况取值大于 3, 赋值为 0, 其余赋值为 1(健康调查选项分别为: 1.非常好; 2.好; 3.一般; 4.差; 5.非常差)。
	主观幸福感	幸福感 幸福感取值大于 3, 赋值为 0, 其余赋值为 1(调查选项分: 1.非常幸福; 2.幸福; 3.一般 4.不幸福; 5.非常不幸福)。
	社会交往	社会交往 有, 赋值 1, 没有赋值 0。

其中, 申云, 李京蓉[11] (2020)将共同富裕指数分为物质富裕和精神富裕两个维度, 由收入、受教育程度、医疗健康、生活水平、社会交往、主观幸福感等多维因素所决定, 多维指标构建如表 2, 最终由熵值法合成各家庭 FY 值。

其次, 参考北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数[12], 设置的家庭数字金融作为解释变量刻画了中国数字普惠金融发展趋势, 其将数字金融指标体系分为覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度进行编制。但本文由于研究是以各个家庭为样本, 而北大普惠指数以省域分组计算数字普惠指数, 所以, 为了更好的描述家庭层面的数字金融水平。本文借鉴其指标设置, 从 CHFS 中选取了家庭参与数字金融的各层面指标, 使用熵权法合成数字金融指数。参考北大金融研究中心指数的省域数值, 将各地区的数字金融指数平均值作为替代变量来进行稳健性检验。

5. 实证结果与分析

5.1. 主要变量描述性统计

家庭各变量的描述性统计如表 3:

Table 3. Variable descriptive statistics

表 3. 变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Y	31750	0.4525	0.2916	0	1.0612
X	31750	0.0791	0.1164	0	1
M1	31750	0.0104	0.1016	0	1
M2	31750	0.0097	0.0979	0	1
M3	31750	0.0625	0.242	0	1
M4	31750	0.2945	0.8282	0	30
C1	31750	2.7375	1.9108	0	20
C2	31750	0.8459	0.3609	0	1
C3	31750	1.0890	0.9428	0	2
C4	31750	0.1738	0.3791	0	1
C5	31750	0.6511	0.4766	0	1
C6	31750	0.5589	0.3985	0	1.0988

5.2. 中介效应检验

数字金融对共同富裕的直接效应以及中介变量的效应如表 4, 首先, 由模型(1)可知, 数字金融显著影响共同富裕指数($c = 0.5518, p < 0.01$), 然后由模型(2)~(5)可知, 数字金融对生产性投资、家庭正规信贷、金融资产合理配置以及家庭创业的影响都显著成立, p 值均小于 0.01。

再检验中介效应如表 5, 由模型(1)可知, 加入生产性投资后, 影响系数值为 $0.05484 < 0.5518$, 表明生产性投资变量作为中介变量确实影响了共同富裕指数。再采取 Sobel 检验, 中介效应在总效应中占比 0.62%, 中介效应成立但不明显; 模型(2)~(4)分别在 10%, 1%, 1%水平上显著, 且系数为正, Sobel 检验均通过。综上, 数字金融均通过家庭正规信贷、金融资产合理配置以及家庭创业均作为中介变量提升共同富裕指数。

Table 4. Main-effects regression and mediated variable regression tests
表 4. 主效应回归及中介变量回归检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Y	M1	M2	M3	M4
X	0.5518*** (0.0124)	0.1887*** (0.0055)	0.1691*** (0.0053)	0.2734*** (0.0128)	2.5382*** (0.0422)
C1	-0.0015** (0.0007)	0.0013*** (0.0003)	0.0013*** (0.0003)	-0.0077*** (0.0007)	0.0084*** (0.0023)
C2	0.0525*** (0.0036)	0.0024 (0.0016)	0.0034** (0.0016)	0.0102*** (0.0038)	0.0434*** (0.0124)
C3	0.0491*** (0.0014)	-0.0032*** (0.0006)	-0.0028*** (0.0006)	0.0234*** (0.0015)	0.0079 (0.0049)
C4	0.1189*** (0.0034)	-0.0009 (0.0015)	-0.0007 (0.0014)	0.0349*** (0.0035)	-0.0921*** (0.0115)
C5	0.0211*** (0.0028)	0.0010 (0.0012)	0.0012 (0.0012)	-0.0349*** (0.0029)	0.0304*** (0.0094)
C6	0.2748*** (0.0036)	-0.0030* (0.0016)	-0.0039** (0.0015)	0.0781*** (0.0037)	0.0527*** (0.0123)
_cons	0.1270*** (0.0040)	-0.0055*** (0.0018)	0.0056*** (0.0017)	0.0008 (0.0041)	-0.0079 (0.0136)
N	31750	31750	31750	31750	31750
R2	0.404	0.045	0.039	0.079	0.145
adj. R2	0.404	0.045	0.039	0.079	0.145

注：括号内为标准误，下同。且显著性水平设为 1%，5%与 10%。

Table 5. Mediation effect test
表 5. 中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Y(M1)	Y(M2)	Y(M3)	Y(M4)
X	0.5484*** (0.0126)	0.5478*** (0.0126)	0.5226*** (0.0124)	0.5351*** (0.0131)
C1	-0.0015** (0.0007)	-0.0015** (0.0007)	-0.0007 (0.0007)	-0.0015** (0.0007)
C2	0.0524*** (0.0036)	0.0524*** (0.0036)	0.0514*** (0.0036)	0.0522*** (0.0036)
C3	0.0492*** (0.0014)	0.0492*** (0.0014)	0.0466*** (0.0014)	0.0491*** (0.0014)
C4	0.1189*** (0.0034)	0.1189*** (0.0034)	0.1151*** (0.0034)	0.1195*** (0.0034)

Continued

C5	0.0211*** (0.0028)	0.0211*** (0.0028)	0.0249*** (0.0028)	0.0209*** (0.0028)
C6	0.2749*** (0.0036)	0.2749*** (0.0036)	0.2665*** (0.0036)	0.2745*** (0.0036)
M	0.0182 (0.0127)	0.0238* (0.0132)	0.1069*** (0.0054)	0.0066*** (0.0016)
_cons	0.1271*** (0.0040)	0.1271*** (0.0040)	0.1269*** (0.0040)	0.1270*** (0.0040)
N	31750	31750	31750	31750
R2	0.404	0.404	0.411	0.404
adj. R2	0.404	0.404	0.411	0.404

5.3. 内生性检验与稳健性检验

5.3.1. 内生性检验

在数字金融问题的实证研究中, 内生性问题难以避免, 本文以家庭数字金融指数作为解释变量, 但地区金融发展水平可能会影响金融发展水平, 傅秋子[13] (2018)中以各地到杭州的距离作为工具变量, 距离位置固定不受其他因素影响, 杭州是数字化发源地, 与数字金融息息相关, 可以很好的满足工具变量的要求。本文数据为省域数据, 所以采用各省省会到杭州球面距离作为工具变量。检验结果如下表 6:

Table 6. Endogenous testing

表 6. 内生性检验

	第一阶段	第二阶段
	Lg(X)	Lg(Y)
dis_sp	-0.0001*** (0.0244)	
Lg(X)		0.3463** (0.1491)
控制变量	控制	控制
N		17590
R2		0.185
adj. R2		0.184
弱工具变量检验	F = 27.7461	(Prob > F) = 0.0000

综上, 本文存在一定的内生性问题, 但使用工具变量进行二阶段回归后, 不改变原有假设, 因此数字金融依然对共同富裕指数有明显正向作用。

5.3.2. 稳健性检验

本文采取替换数字金融指数的方法进行稳健性检验, 将数字金融指数 X 替换为北京大学经济研究中心提供的数字普惠金融指数, 替换变量后只有 M3 和 M4 通过检验, 如表 7。数字金融普惠指数在 1% 的水平

上显著促进家庭金融资产合理配置、以及家庭创业。并进行 Sobel 检验中介效应显著, 通过了稳健性检验。

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(5)	(4)
	Y	M3	M4	Y(M3)	Y(M4)
数字普惠金融指数	0.0012*** (0.0002)	0.0033*** (0.0002)	-0.0026*** (0.0006)	0.0008*** (0.0002)	0.0013*** (0.0002)
C1	0.0010 (0.0007)	-0.0059*** (0.0007)	0.0181*** (0.0025)	0.0018** (0.0007)	0.0005 (0.0007)
C2	0.0482*** (0.0037)	0.0070* (0.0038)	0.0265** (0.0131)	0.0472*** (0.0037)	0.0474*** (0.0037)
C3	0.0573*** (0.0015)	0.0262*** (0.0015)	0.0498*** (0.0051)	0.0539*** (0.0015)	0.0559*** (0.0015)
C4	0.1152*** (0.0035)	0.0329*** (0.0035)	-0.1082*** (0.0122)	0.1109*** (0.0035)	0.1183*** (0.0035)
C5	0.0456*** (0.0028)	-0.0187*** (0.0028)	0.1303*** (0.0098)	0.0480*** (0.0028)	0.0419*** (0.0028)
C6	0.3337*** (0.0035)	0.1021*** (0.0035)	0.3396*** (0.0121)	0.3204*** (0.0035)	0.3241*** (0.0035)
M				0.1308*** (0.0056)	0.0285*** (0.0016)
_cons	-0.0299 (0.0189)	-0.3884*** (0.0189)	0.2127*** (0.0658)	0.0209 (0.0189)	-0.0360* (0.0188)
N	31750	31750	31750	31750	31750
R2	0.368	0.078	0.048	0.379	0.374
adj. R2	0.368	0.078	0.048	0.379	0.374

5.4. 异质性检验

通过对农村和城镇数据进行异质性检验, 结果见表 8, 系数分别为 0.5678 和 0.4827, 表明数字金融均能推动共同富裕的实现, 数字金融对农村居民的促进效果更为明显。主要因为数字金融能够缓解数字鸿沟, 并由长尾理论指出抓住“20%的市场”, 降低门槛为农村居民提供更多金融服务途径。

Table 8. Testing for rural-urban heterogeneity
表 8. 城乡异质性检验

	(1)	(2)
	Y	Y
X	0.5678*** (0.0215)	0.4827*** (0.0147)

Continued

C1	0.0040*** (0.0009)	0.0011 (0.0010)
C2	0.0449*** (0.0054)	0.0639*** (0.0045)
C3	0.0351*** (0.0020)	0.0478*** (0.0018)
C4	0.0944*** (0.0055)	0.1191*** (0.0041)
C5	0.0317*** (0.0046)	0.0662*** (0.0035)
C6	0.1622*** (0.0059)	0.2407*** (0.0047)
_cons	0.0952*** (0.0060)	0.1547*** (0.0051)
N	11519	20231
R2	0.283	0.367
adj. R2	0.283	0.367

注：括号内为 t 值，显著性水平设为 1%，5% 与 10%。

6. 结论与建议

6.1. 研究结论

本文研究了数字金融对我国农村居民共同富裕的影响，根据 CHFS2019 数据，对全国家庭进行定量分析，本文运用中介效应模型验证了假设：数字金融可以通过改善家庭金融资产配置以及增加家庭创业稳健并且显著地促进共同富裕。由于数字金融的普及，提升了居民的信息处理能力，从而促进居民进行家庭金融资产配置，居民财富积累，加快共同富裕实现进程。数字金融降低流动性约束，优化产业结构，创业行为需要资金支持，部分群体难以达到金融机构服务门槛，数字金融的普及降低了限制，为创业提供资金渠道，提高居民收入，促进共同富裕的实现。但增加家庭正规信贷以及增加生产性贷款中介效应成立但结论并不稳健。上述结论体现出数字金融的发展存在不足，不能充分发挥作用。对于低教育、低收入群体等家庭中，仍然存在数字鸿沟。同时，异质性检验发现数字金融对农村家庭的促进作用比城市家庭更强，体现出数字金融能很好的发挥长尾效应。由于商业银行网点设置的局限性，数字金融打破地理限制，扩大客户群体，降低信息不对称，有助于完善金融体系，促进共同富裕的实现。

6.2. 政策启示

依据本文的研究结果，提出如下政策建议：首先，加强地区数字金融基础建设，构建更为完善的数字金融服务体系，降低交易成本。总体上来看，数字金融发展带来正向经济效应，使得家庭共同富裕程度提高，但考虑到我国地区差距，特别针对农村低收入群体，数字金融只有与基础设施共同发展，才使得居民能共同享受数字金融红利。进一步挖掘出数字金融的潜在客户，更好满足人群对信贷和投资方面的需求，鼓励家庭进行创业和风险金融资产配置，提高数字金融的影响力促进共同富裕的实现。其次，

对于信息指数较低群体, 可以通过多种方式强化其数字金融能力。着力发展信息网络, 利用大数据支持不断扩大服务范围, 注重对投资者的教育, 特别针对低教育程度人群和低收入人群的数字金融使用培训, 减少数字鸿沟。强化居民获取数字金融服务能力, 并使其对金融信息有基本甄别能力。最后, 应针对农村居民提供“量身定制”的金融产品, 着眼“三农”问题, 鼓励农村居民进行金融投资创业, 提高农村居民就业比及收入, 充分发挥数字金融作用。此外, 要完善数字金融监管体系, 降低金融机构风险, 加强对数字金融的监管, 提升居民金融防范意识。

基金项目

2020 国家社科基金项目《信息沟壑约束下数字普惠金融缓解农村相对贫困的长尾效应研究》(20BJY174)。

参考文献

- [1] 何宏庆. 数字金融: 经济高质量发展的重要驱动[J]. 西安财经学院学报, 2019, 32(2): 45-51.
<https://doi.org/10.19331/j.cnki.jxufe.2019.02.007>
- [2] 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): 139-145.
<https://doi.org/10.15891/j.cnki.cn62-1093/c.2018.06.021>
- [3] 杨伟明, 粟麟, 王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. 上海财经大学学报, 2020, 22(4): 83-94. <https://doi.org/10.16538/j.cnki.jsufe.2020.04.006>
- [4] 张金林, 董小凡, 李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究, 2022, 48(7): 4-17+123. <https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20220316.101>
- [5] 孙继国, 王倩. 金融能力、数字化金融行为与相对贫困缓解——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 重庆社会科学, 2022(1): 40-54. <https://doi.org/10.19631/j.cnki.css.2022.001.004>
- [6] 张林, 温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(4): 85-95+107.
<https://doi.org/10.19639/j.cnki.issn1003-5230.2020.0034>
- [7] 吴雨, 李晓, 李洁, 周利. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 92-104+7.
<https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0094>
- [8] 廖婧琳, 周利. 数字普惠金融、受教育水平与家庭风险金融资产投资[J]. 现代经济探讨, 2020(1): 42-53.
<https://doi.org/10.13891/j.cnki.mer.2020.01.006>
- [9] 强国令, 商城. 数字金融、家庭财富与共同富裕[J]. 南方经济, 2022(8): 22-38.
<https://doi.org/10.19592/j.cnki.scje.391414>
- [10] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [11] 申云, 李京蓉. 我国农村居民生活富裕评价指标体系研究——基于全面建成小康社会的视角[J]. 调研世界, 2020(1): 42-50. <https://doi.org/10.13778/j.cnki.11-3705/c.2020.01.006>
- [12] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 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, 19(4): 1401-1418. <https://doi.org/10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.12>
- [13] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.