

# 数字金融参与对多维相对贫困的影响

邵楠

南京林业大学经济管理学院, 江苏 南京

收稿日期: 2024年1月17日; 录用日期: 2024年1月30日; 发布日期: 2024年2月29日

## 摘要

随着减贫工作的大力开展, 脱贫攻坚取得重大进展, 如何巩固脱贫攻坚成果并建立解决相对贫困的长效机制是关键。本文采用中国家庭金融调查(CHFS) 2019年的数据, 实证分析参与数字金融对多维相对贫困的影响以及作用机制。研究显示: 数字金融参与能显著缓解多维相对贫困。机制分析发现, 数字金融参与能通过改变居民就业性质, 促进非农就业, 提高个人及家庭收入, 从而缓解多维相对贫困。本文为巩固脱贫成果提供新视角, 为数字金融在巩固脱贫攻坚成果方面提供新的路径参考。

## 关键词

数字金融参与, 多维相对贫困, 非农就业

# The Impact of Digital Finance Participation on Multidimensional Relative Poverty

Nan Tai

School of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing Jiangsu

Received: Jan. 17<sup>th</sup>, 2024; accepted: Jan. 30<sup>th</sup>, 2024; published: Feb. 29<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

With the vigorous development of poverty reduction work, significant progress has been made in poverty alleviation. The key is to consolidate the achievements of poverty alleviation and establish a long-term mechanism to solve relative poverty. This article uses data from the China Household Finance Survey (CHFS) in 2019 to empirically analyze the impact and mechanism of participating in digital finance on multidimensional relative poverty. Research shows that participation in digital finance can significantly alleviate multidimensional relative poverty. Mechanism analysis reveals that digital finance participation can alleviate multidimensional relative poverty by changing the nature of resident employment, promoting non-agricultural employment, increasing per-

sonal and household income. This article provides a new perspective for consolidating the achievements of poverty alleviation and a new path reference for digital finance in consolidating the achievements of poverty alleviation.

## Keywords

Participation in Digital Finance, Multidimensional Relative Poverty, Non-Agricultural Employment

Copyright © 2024 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

习近平总书记在全国脱贫攻坚总结表彰大会上庄严宣告在 2020 年实现我国脱贫攻坚的全面胜利,取得 9899 万贫困人口实现脱贫, 832 个贫困县摘帽的成果。党的二十大强调完成脱贫攻坚是具有重大现实意义以及深远历史意义的,要重视脱贫攻坚丰硕成果的巩固,而部分脱贫人口的内生发展动力不足的问题值得关注。根据我国精准扶贫政策下的“两不愁三保障”等目标,对于贫困的衡量与测度应该是多维度的。因此,对于贫困的测度不仅包括收入维度,还应考虑教育、健康等多维度。

精准扶贫政策下,贫困户更容易获得正规信贷,尤其对于“精英农户”,当这部分群体获得正规信贷的概率得到提高后,其脱贫质量得到大大提升[1] [2]。另外,若是家庭中拥有养老保险则能降低家庭相对贫困发生的可能性,因为老年人的照顾和生活得到保障和支持后,家庭中劳动力释放可以增加收入,同时也可以增加对小孩教育的投入[3]。对于贫困农民,重大疾病以及自然灾害的突发是陷入贫困或返贫的另一原因。由于低收入家庭对抗风险的能力较低,与收入相比,治疗费用可能相对较高,因此低收入家庭极易陷入贫困[4]。

随着我国脱贫事业的发展,金融在贫困治理中发挥着重要的作用。数字金融拥有成本低和便利性的特点,对低收入省份的减贫作用更强,并且数字金融带来的“红利”提高了农村居民的收入,缓解了城乡收入的不平等[5] [6]。为了实现农村减少贫困的长期目标,除了通过金融技术的创新,提高贫困及低收入群体对于金融服务的可获得性,还应重视金融知识的教育[7]。更加了解金融知识和金融服务平台,数字金融才能有效高效的惠及到贫困群体。当他们熟悉掌握金融知识和相关技能后,贫困群体会更有自信且及时去抓住机会实现创业,从而摆脱贫困境地[8]。

如何巩固脱贫攻坚成果,有效防止返贫问题是当前值得关注的方向。本文基于贫困治理内涵的发展,从多维度构建多维相对贫困体系测度贫困,实证分析参与数字金融服务对多维相对贫困的影响,基于具有不同特征居民研究其影响的异质性,并通过研究数字金融对贫困缓解的机制作用,希望能为巩固脱贫成果提供路径参考。

## 2. 理论分析及研究假说

从个人的角度,相较于参与传统金融服务,参与服务数字金融能促进非正规就业人群的发展,通过数字金融资源帮助这类群体克服技能不足和制度阻碍等问题,从而提高了非正规就业人群的收入[9]。

此外,数字金融通过缓解信息和信贷的约束,提高农民对社会的信任以及识别创业机会的能力,从而增加了农民创业的可能。数字支付也帮助企业扩大了市场规模,企业对技术创新的要求更高提供更多

就业岗位。进一步研究发现,数字金融背景下,农户更有可能从事非农创业和发展型创业[10][11]。数字金融会影响个人参与网络购物的可能,尤其是农民群体,并且数字支付相比于数字理财和数字借贷对农民是否进行网络购物的影响更大,学历越高的农民群体更愿意参与网络购物[12]。以上数字金融可以对个人产生影响的关键因素是个人是否能响应数字金融行为,因此需要重视个人尤其是农户的金融知识的教育,提高其风险偏好水平以及对于发展机会的敏感度[13]。

从家庭角度,相较于城镇家庭,数字金融能显著提高农村家庭的金融可得性。因为移动支付等数字金融服务会通过提高居民的金融知识水平、风险承担以及投资方式更为便利等多种途径,实现家庭金融资产配置多样化、资产组合更有效。并且数字金融使得农村家庭金融资产配置中高风险资产配置规模有所增加[14][15]。在家庭消费方面,移动支付显著降低了家庭为应对各项风险而进行的预防性储蓄,减少了传统信贷和预防性储蓄的约束,数字金融参与对拉动农村家庭消费内需有明显的影 响,主要增加农村居民对发展享受型方面的消费,比如在家庭教育支出方面的支出有所增加[16][17]。

#### 假说 1: 数字金融参与会缓解多维相对贫困

随着诸多新兴科技的涌现,信息和通信技术为金融领域提供了技术支持,二者的结合促进经济发展,弥合金融基础设施差距,向贫困户和低收入群体提供多样的金融服务,提高金融普惠性来帮助减少贫困和收入不平等[18]。相较于传统的金融服务参与,数字金融参与能在其基础上加强减贫效果。但是,有研究发现,数字普惠金融对于家庭贫困脆弱性的影响具有门槛效应,当家庭人均年收入超过一定的门槛值后才能对缓解家庭贫困脆弱性起到显著作用[19]。并且,尽管数字金融的普惠性凸显了“数字红利”,但同时由于城乡发展差异,空间限制造成的“数字鸿沟”对数字金融缓解贫困的效果有所影响[20]。

贫困的成因是多维度的,其中包括缺乏获得正规教育、学习工具和信息的机会。由此造成贫困群体的认知能力和行为能力往往较差,从而造成贫困永久化[21]。根据现有研究,数字金融能显著缓解农村教育贫困,无论是从农村教育贫困的广度、深度还是强度方面,数字金融这一影响都是显著的[22]。因此,加强农村的数字基础设施建设以及提高重视农村的人力资本投入是缓解农村多为相对贫困的重要途径[23]。另外,低收入维持不了生计是农村出现贫困的原因之一。收入低的家庭消费受限且家庭幸福感较低,对于疾病、灾害等突发问题的能力低,从而更容易陷入贫困[24]。数字普惠金融可以通过提高居民尤其是农户等数字技能以及风险管理能力,提高其金融可得性,缓解融资约束,促进其创业从而提高收入,纾解贫困群体的多为相对贫困[25][26][27]。因此,要疏解贫困群体的多维相对贫困并提高贫困家庭的复原力需要重视积累家庭资产以及人力资本的投入,将更有利于降低家庭陷入贫困的可能[28]。

假说 2: 数字金融参与会通过提高居民收入,促进居民创业来缓解多维相对贫困。

### 3. 数据来源及变量描述

#### 3.1. 数据来源及处理

本文使用的数据来自 2019 年中国家庭金融调查数据库(China household finance survey, CHFS), 2019 年是进行的第五轮调查,调查样本覆盖 29 个省(自治区、直辖市), 343 个区县, 1360 个村(居)委会,样本总量达到 34,643 户。数据库中包含个人数据集、家庭数据集以及地区数据集这三种数据集。因为数据集是采用问卷形式获取的,需要对数据进行预处理,处理步骤包括保留受访者为户主的数据,并且将户主年龄限制在在 18 岁以上、70 岁以下,剔除主要变量的缺失值等,共得到个研究样本。

#### 3.2. 模型设计

为了研究数字金融参与对多维相对贫困影响,本文设定模型:

$$pov = \partial_1 DF + \sum \beta_i X_i + \varepsilon \tag{1}$$

模型中， $pov$  为被解释变量，表示多维相对贫困，解释变量  $DF$  表示数字金融参与。 $X_i$  为控制变量， $\varepsilon$  为随机误差项。 $\partial_1$  和  $\beta_i$  为影响系数，分别表示数字金融参与以及控制变量对多维相对贫困的影响程度。

### 3.3. 变量说明

#### 3.3.1. 被解释变量

本文的被解释变量为多维相对贫困。参考 Alkire and Foster (2011) 的做法，从经济能力层面、发展能力层面和环境层面的三个维度构建测度多维相对贫困的指标体系[29]。在经济能力层面上，除了考虑收入层面，还考虑就业情况以及固定资产情况。另外，考虑到我国城乡居民收入存在差距，因此两者收入临界值并不一致，所以对于城镇和乡村的贫困标准测度不应该采用绝对贫困线或者以农村居民收入为基准[30]。在发展能力的维度上，除了关注教育、健康以及社会保障层面，还增加了信息关注。在环境维度，本文主要考虑居民对于基本公共服务的满意度以及互联网的获取使用程度。通过以上三个层面构建衡量居民多维相对贫困的指标体系，测度居民的贫困程度。

#### 3.3.2. 解释变量和控制变量

本文的解释变量是数字金融参与。数字金融的三大核心功能是支付、信贷与投资。为了测度是否参与数字金融，参考张勋等(2021)的做法，数字支付、互联网贷款、互联网理财这三项中至少参与 1 项的赋值为 1，1 项都没有参加的赋值为 0 [31]。

本文从户主特征变量和家庭特征变量的角度选取了可能影响多维相对贫困的控制变量。对样本进行预处理后，以上相关变量的定义及描述性统计可见表 1。

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计

变量	变量名称	变量定义	样本量	(1) mean	(2) sd	(3) min	(4) max
多维相对贫困	Multidimensional relative poverty	根据表 1 多维相对贫困指标体系测算	14,568	0.261	0.151	0	0.889
数字金融参与	DF	至少使用数字支付、理财、信贷其中一项则赋值为 1，否则赋值为 0	14,568	0.643	0.479	0	1
性别	gender	女 = 0，男 = 1	14,568	0.842	0.365	0	1
年龄	age	实际年龄(岁)	14,568	50.609	10.546	18	70
年龄的平方/100	age2/100	年龄的平方/100	14,568	26.725	10.476	3.240	49
受教育年限	edu	接受正式教育的年限(年)	14,554	9.784	3.858	0	22
婚姻状况	marriage	已婚、同居 = 1，其他 = 0	14,568	0.910	0.287	0	1
风险态度	risk	按照农户对不同风险投资项目的选择赋值 1~5，数值越大，农户越偏好风险	14,564	1.804	1.092	1	5

续表

信息关注	information	是否关注经济、金融信息；是 = 1，否 = 0	14,552	1.907	1.024	1	5
家庭规模	size	家庭成员总数(人)	14,568	3.455	1.498	1	15
少儿抚养比	child_ratio	16岁及以下人员比重	14,568	0.129	0.172	0	0.833
老人抚养比	old_ratio	60岁及以上老年人口	14,568	0.186	0.310	0	1
家庭净资产	lasset	家庭总资产减去家庭总债务，取对数	14,568	12.859	1.526	0	18.429
家庭年收入	lincome	取对数	14,568	10.809	1.390	0	16.311

## 4. 实证结果及分析

### 4.1. 基准回归

基于模型(1)，考虑到本文使用的数据是2019年的截面数据，被解释变量为定量数据，不存在多重共线性，且异方差检验结果P-Value显著小于0.05，本文采用OLS回归模型检验数字金融参与对多维相对贫困的影响。为了进一步检验回归结果的稳健性，下文将采用“双阈值法”测度结果替换被解释变量，考虑到“双阈值法”测度结果为虚拟变量，将使用logit模型检验。

根据表2回归结果，数字金融参与的估计系数为-0.054，并且在1%的水平上对多维相对贫困有显著负向影响，说明数字金融能显著缓解多维相对贫困。

**Table 2.** The impact of digital finance participation on multidimensional relative poverty  
**表 2.** 数字金融参与对多维相对贫困的影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	多维相对贫困	多维相对贫困	多维相对贫困
df	-0.157*** (-64.59)	-0.083*** (-33.41)	-0.054*** (-24.39)
gender		0.011*** (4.35)	0.001 (0.59)
age		-0.015*** (-21.90)	-0.004*** (-6.28)
age2		0.016*** (22.03)	0.005*** (6.39)
edu_y		-0.014*** (-50.84)	-0.008*** (-28.04)
marriage		-0.001 (-0.20)	-0.008** (-2.46)
information		-0.038*** (-38.27)	-0.035*** (-39.94)

续表

risk		-0.004 <sup>***</sup> (-4.36)	-0.001 (-1.31)
size			0.012 <sup>***</sup> (17.80)
old_ratio			0.076 <sup>***</sup> (18.24)
child_ratio			0.107 <sup>***</sup> (19.91)
lincome			-0.030 <sup>***</sup> (-31.46)
lasset			-0.016 <sup>***</sup> (-21.47)
Constant	0.361 <sup>***</sup> (172.52)	0.867 <sup>***</sup> (52.90)	0.998 <sup>***</sup> (56.37)
Observations	14,568	14,535	14,535
R-squared	0.247	0.485	0.623

#### 4.2. 内生性检验

参考董晓林等(2021)选取家庭是否拥有智能手机作为数字金融参与的工具变量[32]。考虑到选取工具变量的要求相关性与外生性,是否拥有智能手机是数字金融参与的前提且必要条件,因此两者有相关性。同时,是否拥有智能手机对于成人教育支出并没有直接影响,符合工具变量外生性的要求,结果如表 3 所示。

**Table 3.** Endogeneity testing

**表 3.** 内生性检验

VARIABLES	(1)	(2)
	firststage	secondstage
	DF	是否多维相对贫困
DF		-0.518 <sup>***</sup> (0.016)
是否拥有智能手机	0.333 <sup>***</sup> (0.010)	
控制变量	Yes	Yes
R-squared	0.419	
F 值	686.01	

续表

Constant	-0.3463*** (0.083)	0.7557*** (0.046)
Observations	12,383	12,383

### 4.3. 稳健性检验

为了检验居民数字金融参与对多维相对贫困的影响的稳健性，本文采用三种方式进行稳健性的检验：替换被解释变量、替换解释变量以及子样本回归。

#### 4.3.1. 替换被解释变量

基准回归中被解释变量是用多维相对贫困指数来测度的，为了测度影响的稳健性，这里继续完成“双阈值法”的第二步，将多维相对贫困指数大于 1/3 的认定为处于相对贫困状态，处于相对贫困状态则赋值为 1，反之赋值为 0。并且考虑到被解释变量为二元变量，采用 logit 模型对其进行回归检验。

#### 4.3.2. 替换解释变量

本文的解释变量是数字金融参与，至少参与数字支付、互联网借贷以及数字理财三者之一则认为是参与数字金融，赋值为 1，否则认为是没有参与数字金融。为了检验稳健性，替换解释变量为数字普惠金融指数，考虑到量纲和回归系数大小的问题，本文将数字普惠金融指数做除以 100 处理。

#### 4.3.3. 子样本回归

因为各个城市数字金融发展速度不一，互联网发展差距较大。而互联网的建设和覆盖是居民参与数字金融的前提和必备条件，所以将互联网发展水平领先的地区剔除，对剔除后的地区再进行回归检验。根据《互联网和相关服务业运行情况》可知 2019 年我国互联网发展位于前列的是北京、上海、广东、浙江，剔除这四个省后对剩余的省份进行回归检验结果如表 4，发现数字金融参与对多维相对贫困仍有显著的负向影响，基准回归具有稳健性。

Table 4. Robustness test

表 4. 稳健性检验

Variable	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量(logit 模型)	替换解释变量(logit 模型)	子样本回归
DF	-0.852*** (-14.93)		-0.053*** (-22.36)
数字普惠金融指数		-0.598* (-1.71)	
Control	Yes	Yes	Yes
N	14,535	12,383	12,383
PseudoR <sup>2</sup> /R <sup>2</sup>	0.459	0.307	0.613

### 4.4. 机制检验

基于前文的理论分析，数字金融的发展能通过改变个人或家庭的就业性质，不再局限于从事农业劳

动，提高居民从事非农就业、工商业经营创业的可能，提高收入，从而摆脱相对贫困的状态。实证检验的结果如表 5 显示，列(1)表明数字金融能显著帮助个人或家庭进行非农就业，同时，列(2)表明是否进行非农就业的系数为负值并在 1%上显著，数字金融发展能显著的降低多维相对贫困的发生。

**Table 5.** Mechanism verification

**表 5.** 机制检验

VARIABLES	(1) 非农就业	(2) 多维相对贫困
DF	0.1368*** (14.18)	-0.052*** (-23.10)
非农就业		-0.018*** (-7.84)
控制变量	Yes	Yes
Constant	-0.8149*** (-13.32)	0.985*** (55.74)
Observations	14,535	14,535
R-squared	0.357	0.625

## 5. 异质性检验

具有不同特征的居民参与数字金融对其多维相对贫困的影响程度是不同的，即具有异质性，因此本文从城乡、区域以及年龄三个方面对可能的存在的异质性进行分析。

### 5.1. 城乡异质性检验

表 6 反映了城镇和乡村居民的数字金融参与对多维相对贫困有比较显著的降低作用，并且，农村居民参与数字金融在降低多维相对贫困方面的作用稍大，即农村居民的数字金融参与对多维相对贫困的降低作用是略强于城镇居民数字金融参与。可能的原因是为了保证设置贫困线的合理性，城镇和乡村的相对贫困线划分依据各有临界值。由于城乡收入存在明显差距，农村的相对贫困线的设置会低于城镇的相对贫困线，从而农村居民的数字金融参与会给家庭的多维相对贫困带来稍大的影响。

**Table 6.** Heterogeneity testing between urban and rural areas

**表 6.** 城乡异质性检验

	(1) 乡村	(2) 城镇
DF	-0.053*** (-16.83)	-0.052*** (-16.33)
Controls	Yes	Yes
Constant	1.040*** (24.33)	0.923*** (43.91)

续表

N	6108	8427
R <sup>2</sup>	0.519	0.611

### 5.2. 区域异质性

由于我国地域较广，区域之间经济发展差距较大，东部和中部经济较西部地区更发达，因此需要根据区域不同进行异质性的检验。根据表 7 检验结果发现，三个地区的居民的数字金融参与都对多维相对贫困有显著的减少作用。东部地区居民的数字金融参与对多维相对贫困的降低作用最大，其次是中部地区，最后是西部地区。可能的原因是东部地区和中部地区经济发达，数字金融发展更为快速全面，对贫困群体的帮扶力度以及适配程度更高效，从而有更显著的缓解多维相对贫困的效果。

Table 7. Regional heterogeneity test

表 7. 区域异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
DF	-0.057*** (-15.22)	-0.053*** (-13.70)	-0.050*** (-11.87)
Controls	Yes	Yes	Yes
Constant	1.025*** (37.49)	1.101*** (32.13)	0.904*** (26.04)
N	5,402	4,777	3,848
R <sup>2</sup>	0.641	0.611	0.598

### 5.3. 年龄异质性

考虑到不同年龄段居民对于数字金融的接受度和熟练使用度有差异，将居民的年龄段划分成三个区间，分别是 18~40 岁，40~60 岁，60~70 岁。对这三个年龄段的居民分别进行异质性分析。根据表 8 回归结果，首先这三个年龄段的居民的数字金融参与都对相对贫困有明显降点的作用，作用最明显的是 60~70 岁群体，其次是 18~40 岁群体，最后是 40~60 岁群体。

Table 8. Age heterogeneity test

表 8. 年龄异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	18~40 岁	40~60 岁	60~70 岁
DF	-0.050*** (-6.94)	-0.045*** (-17.51)	-0.081*** (-15.54)
Controls	Yes	Yes	Yes
Constant	0.722*** (9.87)	1.138*** (12.19)	-0.158 (-0.13)

续表

N	2,682	9,099	2,754
R <sup>2</sup>	0.625	0.571	0.539

## 6. 研究结论与政策建议

本文通过构建测度多维相对贫困的指标体系, 计算得到城镇居民和农户多维相对贫困的程度, 以此作为依据实证分析数字金融参与对多维相对贫困的影响。根据实证结果表明, 参与数字金融能显著缓解贫困户的多维相对贫困, 这一影响对于东部地区以及农民的效果更为显著。结果通过替换解释变量为数字普惠金融指数、替换被解释变量并更换成 logit 模型回归以及剔除数字金融发达地区数据的稳健性检验后, 结果依然是成立的。机制检验结果表明, 数字金融参与提高了贫困户的收入以及对贫困户的创业起到了促进的作用, 从而对减缓多维相对贫困是有所帮助的。

基于上述研究结论, 本文得出如下政策建议: 第一, 由于数字金融参与能有效减缓相对贫困, 因此在巩固脱贫攻坚成果的背景下, 政府应该要继续推进数字金融发展, 扩大数字金融的覆盖面和提高数字金融的服务质量, 使其低成本和便捷性的“红利”能更高效的惠及更多贫困群体; 第二, 由于城乡均存在贫困户, 贫困群体因其贫困质因各异, 金融机构需要考虑不同群体的需求, 制定更多元化的数字金融产品和服务, 使数字金融能真正的有助于贫困群体的发展; 第三, 贫困户的内生动力不足是目前较为关注的问题, 因此要重视贫困户金融素养的提高, 加强对贫困户的金融知识教育, 使贫困户可以主动学习、掌握并利用数字金融去发展, 提高收入能力。

## 参考文献

- [1] 王汉杰, 温涛, 韩佳丽. 深度贫困地区农户借贷能有效提升脱贫质量吗? [J]. 中国农村经济, 2020(8): 54-68.
- [2] 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, 20(5): 153-172.
- [3] 于新亮, 孙峥岫, 上官熠文, 等. 相对贫困潜在增量治理: 贫困边缘人群的识别路径和演化机制分析[J]. 农业技术经济, 2022(10): 53-68.
- [4] Bray, R., de Laat, M., Godinot, X., et al. (2020) Realizing Poverty in All Its Dimensions: A Six-Country Participatory Study. *World Development*, **134**, Article ID: 105025.
- [5] 梁榜. 普惠金融如何影响收入分配——兼论贫困减缓的中介效应[J]. 财贸研究, 2022, 33(8): 17-31.
- [6] 邓金钱, 张娜. 数字普惠金融缓解城乡收入不平等了吗? [J]. 农业技术经济, 2022(6): 77-93.
- [7] Ye, Y., Chen, S. and Li, C. (2022) Financial Technology as a Driver of Poverty Alleviation in China: Evidence from an Innovative Regression Approach. *Journal of Innovation & Knowledge*, **7**, Article ID: 100164.
- [8] Kistruck, G.M., Sutter, C.J., Lount Jr., R.B., et al. (2013) Mitigating Principal-Agent Problems in Base-of-the-Pyramid Markets: An Identity Spillover Perspective. *Academy of Management Journal*, **56**, 659-682.
- [9] 邓辛, 彭嘉欣. 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗?——来自码商的微观证据[J]. 管理世界, 2023, 39(6): 16-33+70+34-43.
- [10] 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.
- [11] 田鸽, 黄海, 张勋. 数字金融与创业高质量发展: 来自中国的证据[J]. 金融研究, 2023(3): 74-92.
- [12] 苏岚岚, 孔荣. 互联网金融市场参与促进农民网络购物决策了吗?——基于 3 省 1947 户农户调查数据的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 158-168.
- [13] 张龙耀, 李超伟, 王睿. 金融知识与农户数字金融行为响应——来自四省农户调查的微观证据[J]. 中国农村经济, 2021(5): 83-101.
- [14] 董婧璇, 臧旭恒, 姚健. 移动支付对居民家庭金融资产配置的影响[J]. 南开经济研究, 2022(12): 79-96. <https://doi.org/10.14116/j.nkes.2022.12.005>
- [15] 吴雨, 李晓, 李洁, 等. 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>
- [16] 王小华, 马小珂, 何茜. 数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗? [J]. 中国农村经济, 2022(11): 21-39.
- [17] 闫思宇, 程雅雯, 陈晓宇. 数字金融发展与家庭教育支出增长——基于 CFPS 面板数据的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(5): 43-54.
- [18] Kauffman, R.J. and Riggins, F.J. (2012) Information and Communication Technology and the Sustainability of Micro-finance. *Electronic Commerce Research and Applications*, **11**, 450-468. <https://doi.org/10.1016/j.elerap.2012.03.001>
- [19] 薛龙飞, 张哲. 数字普惠金融对贫困脆弱性的影响及其门槛特征[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2023, 22(5): 87-99.
- [20] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. 中国农村经济, 2022(1): 44-60.
- [21] Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., *et al.* (2013) Poverty Impedes Cognitive Function. *Science*, **341**, 976-980. <https://doi.org/10.1126/science.1238041>
- [22] 徐小阳, 李洁, 金丽馥. 普惠金融对农村教育贫困的纾解效应[J]. 中国农村经济, 2020(9): 41-64.
- [23] 谭灵芝, 张宇争, 周宗社. 数字普惠金融对农村多维相对贫困的影响——基于省级面板数据的实证分析[J]. 农林经济管理学报, 2023, 22(2): 224-232.
- [24] 郭露, 刘梨进. 金融科技、收入不平等与多维相对贫困脆弱性[J]. 财经科学, 2023(3): 15-29.
- [25] 熊德平, 黄倩. 数字普惠金融、农户创业与多维相对贫困[J]. 东岳论丛, 2022, 43(9): 38-48+191.
- [26] 申云, 李京蓉. 数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(1): 105-117.
- [27] 刘魏. 数字普惠金融对居民相对贫困的影响效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(6): 65-77.
- [28] 李晗, 陆迁. 精准扶贫与贫困家庭复原力——基于 CHFS 微观数据的分析[J]. 中国农村观察, 2021(2): 28-41.
- [29] Alkire, S. and Foster, J. (2011) Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, **95**, 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- [30] 汪三贵, 孙俊娜. 全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于 2018 年中国住户调查数据的分析[J]. 中国农村经济, 2021(3): 2-23.
- [31] 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+204-205.
- [32] 董晓林, 吴以蛮, 熊健. 金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响[J]. 中国农村观察, 2021(6): 47-64.