

数字普惠金融与农户家庭过度负债

——基于中国家庭金融调查数据的经验分析

李 奥, 桑晨颖, 吕勇斌

(中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073)

摘要:数字技术与普惠金融的深度融合,对家庭经济行为产生深刻影响,为解决农户家庭过度负债难题提供了契机。通过匹配2019年中国家庭金融调查数据(CHFS)和2018年北京大学数字普惠金融指数,构建主客观的农户家庭过度负债指标,来考察数字普惠金融对农户家庭过度负债的影响。研究发现,数字普惠金融的发展显著降低了农户家庭过度负债的概率,这种抑制作用具有异质性,主要通过缩小数字鸿沟、缓解信息不对称的机制渠道来实现,尤其对中西部地区、非贫困县和有非正规信贷需求、风险规避型态度的农户家庭更明显。这说明,数字金融展现出普惠性和包容性的独特优势。上述发现在更换关键变量的度量指标和处理内生性问题后,结果都是稳健的。基于以上研究提出:加强数字基础设施建设,弥补数字鸿沟,促进数字金融包容性发展,使农户家庭控制其债务状况并受益,这对于改善农民生活、实现乡村振兴具有重要的推动作用。

关键词:数字金融;普惠金融;农户家庭;过度负债;数字鸿沟

中图分类号:F328;F832.1 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-0098(2022)01-0015-15

一、引言

2021年中央一号文件首次明确提出“发展农村数字普惠金融”,意在进一步提升农村地区数字金融服务质效、有效衔接从脱贫攻坚到乡村振兴战略,最终实现农业农村现代化、让农民生活更加美好的长远目标。事实上,中国政府一直重视普惠金融在农村地区的发展。2015年来,中国政府分别发布《推行普惠金融发展规划(2016—2020)》《G20数字普惠金融高级原则》《金融科技发展规划(2019—2021年)》《数字乡村发展战略纲要》等重要文件,明确提出利用数字技术发展普惠金融、助推乡村振兴、建设数字中国。从现实来看,中国的数字普惠金融在过去十年得到了跨越式发展,在全球产生了很大的影响(黄益平和黄卓,2018)。根据郭峰等(2020)^[1]的研究,2011年中国各省数字普惠金融指数的中位数为33.6,到2018年上升到294.3,年均增长达36.4%,中国数字普惠金融的快速发展趋势可见一斑。

与此同时,自2016年以来,中国政府推出“三去一降一补”五大改革任务,去杠杆成为供给侧结构性改革的重要工作内容。《2021年国务院政府工作报告》提出,继续完成“三去一降一补”重要任务。2018年9月,中共中央、国务院在印发的《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》中提到,实施乡村振兴战略是党的重大历史任务,专业化的“三农”金融服务可以更好地满足乡村振兴多样化金融需求,在现代农业经营体系中坚持构建家庭经营、集体经营、合作经营等新型农业集体经济。基于数字技术的快速发展、金融可得性的提高和“三农”发展的政策倾斜,家庭金融行为不再只满足于资产端的收益,还会逐渐参与信贷市场,获得一定比例的家庭贷款(尹志超等,2018)^[2]。从实际来看,去杠杆政策主要集中在企业部门和地方政府层面,家庭部门的杠杆及债务问题未得到足够的重视。家庭作为数量最多的微观经济主体,其过高的杠杆水平、过快的

收稿日期:2021-10-09

基金项目:国家社会科学基金项目“空间视角下包容性金融不平衡发展与再平衡发展研究”(18BJL077);高等学校学科创新引智计划资助(B21038)

作者简介:李 奥(1996—),男,湖南沅陵人,硕士研究生,研究方向为普惠金融;吕勇斌(通信作者)。

债务增长所带来的经济危害不容忽视(Reinhart & Rogoff, 2008^[3]; 马勇和陈雨露, 2017^[4])。美国次贷危机爆发的直接原因就是家庭杠杆率飙升, 造成大量普通家庭资不抵债。根据国家资产负债表研究中心的报告, 2000 年底, 中国家庭的宏观杠杆率为 12.4%, 2009 年底上升至 23.5%, 2019 年底高达 55.8%, 显著高于新兴经济体平均水平。家庭过快、过度加杠杆的行为不仅会造成家庭财务危机和贫困脆弱性, 甚至破坏金融稳定, 影响经济增长(Schularick & Taylor, 2012^[5]; Bhamra & Uppal, 2019^[6])。由此, 同企业部门和政府部门降杠杆一样, 家庭部门的高杠杆和债务风险也应高度重视, 农户家庭的过度负债问题同样如此。

鉴于此, 越来越多的研究聚焦于数字金融对家庭经济行为的影响(Agarwal & Chua, 2020^[7])。本文关注的是数字金融与家庭过度债务的影响。一方面, 利用数字技术来提供新形式的支付、借贷和投资等金融服务, 有可能改善家庭的资产负债表, 通过让家庭实时控制其财务状况而受益(Brainard, 2016^[8])。另一方面, 数字金融可能刺激过度的信贷增长和高杠杆以及向风险更高的借款人放贷, 从而导致家庭债务危机, 并可能进一步恶化更广泛经济领域的债务和违约问题(Mian et al., 2017^[9])。由此, 数字金融和家庭债务之间的关系尚不能完全厘清。此外, 数字金融对家庭债务的影响是不均衡的, 数字技术促进普惠性增长的数字红利, 在不同家庭中产生异质性的影响。对于那些金融素养较低、收入水平较低的家庭, 由于无法接触到互联网等新技术, 无法享受到数字金融发展带来的数字红利, 新技术可能产生新的不平等即数字鸿沟问题。

因此, 随着数字技术与普惠金融的深度融合, 有必要研究家庭是否确实从新的金融创新中受益。本文重点考察数字金融发展与农户家庭过度负债之间的因果关系。尽管这是一个重要的研究课题, 但两者关系的确定还缺乏足够的经验证据。相关研究多是基于宏观层面、企业或政府层面来评估金融发展与杠杆率及债务风险的关系(马勇和陈雨露, 2017^[4]; 刘贯春等, 2018^[10]; 纪洋等, 2018^[11])。从家庭微观层面展开的研究, 多是评估数字技术对家庭支付、借贷和投资组合的影响(Agarwal & Chua, 2020^[7])。从数字技术的角度来评估普惠金融与家庭过度债务及风险问题, 相关研究较少(Basnet & Donou - Adonsou, 2016^[12]; 吴卫星等, 2018^[13]; Hong et al., 2020^[14])。

基于以上讨论, 本文试图在以下三个方面有所贡献: 第一, 在数字技术驱动金融创新的背景下, 匹配中国家庭金融调查数据和北京大学数字普惠金融指数, 从微观视角研究数字金融发展与农户家庭过度负债之间的关系, 以丰富数字金融与家庭金融相结合的交叉研究; 第二, 利用中国家庭金融调查数据构建家庭层面的数字鸿沟指数, 从数字鸿沟、信息不对称的机制渠道挖掘数字金融影响农户家庭过度负债的作用机理, 探寻数字金融发展的独特机制渠道; 第三, 选择农户所在城市到互联网骨干直联点城市的距离和北京大学创新创业指数作为工具变量, 解决计量模型的内生性问题, 并通过替换关键解释变量等做法进行稳健性检验, 以获得可靠的结论。

二、研究设计

(一) 数据及样本

本文所采用的数据主要来源于三个部分。第一部分是家庭微观层面的数据, 采用中国家庭金融调查数据(CHFS)。CHFS 主要收集家庭资产与负债、收入与支出、保险与保障、人口与就业等家庭金融信息。考虑到数据的时效性问题, 选取 2019 年被访问到的家庭作为样本。数据范围涵盖我国 29 个省份 163 个城市, 2019 年参与调查的人数为 107008 人, 家庭共 34643 户, 其中农村样本总人数为 40630 人, 农村样本家庭 11821 户。第二部分是地区层面数字金融发展程度的数据, 采用北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数(郭峰等, 2020)^[1]。该指数涵盖中国 31 个省份、338 个地级市以及近 2800 个县域, 全面刻画中国数字普惠金融的发展趋势与空间特征。根据研究需要, 选取 2019 年城市级数字普惠金融指数代表各地区数字金融发展水平。第三部分是地区层面的经济数据, 主要采用 Wind 数据库、《中国城市统计年鉴》中反映社会经济发展情况的统计数据。

本文将三部分数据按照地级市层级进行合并, 并采用通行方法对家庭数据进行处理: 剔除家庭收入、家庭资产和家庭负债为负数的家庭; 剔除资产与负债类别数据缺失的家庭; 对连续型变量进行双侧 1% 的缩尾处理。最终选定一套包含 2019 年有效样本为 8304 户的农村家庭数据集以及对应的 2018 年城市级数字普惠金融发展指数集, 覆盖全国 30 个省份、151 个地级市。数据的匹配与处理有助于精准识别数字普惠金融与农户家庭过度负债之间的关系。

(二)农户家庭过度负债指数构建

借鉴已有研究,结合2019年中国家庭金融调查问卷内容,从债务偿还率、贫困线和家庭自评偿债能力的主客观指标对农户家庭过度负债进行测度。

1. 客观指标测度。从偿债成本的角度出发,已有研究通常使用偿债收入比 DSR (Debt - Service - Ratio) 作为界定家庭过度负债的指标。通过整理分析,发现农户家庭除了农业生产和工商业生产带来的生产性收入外,还有房产收入和金融资产收入,虽然只有极少部分农户拥有金融资产。为了更加客观地评估农户家庭的负债情况和偿债压力,本文在对过度负债的指标测算中,在偿债收入比 DSR 的基础上,假设家庭在面临巨大的偿债压力时会将金融资产变现用于还债,这样就会成比例地减少其偿债成本,但同时相应的家庭收入也会减少。具体测算公式如下:

$$DSR_1 = \left[\frac{\max(0, Debt - AF - AR)}{Debt} \right] \times \left[\frac{R}{Y - YCF - YCA} \right] \quad (1)$$

其中, DSR_1 为调整后的偿债收入比, $Debt$ 为家庭负债总额, AF 为家庭拥有的金融资产价值, AR 表示除了房产以外的其他资产, R 表示家庭年度偿债总支出(包括本金和利息), Y 表示家庭年度可支配收入, YCF 表示家庭金融资产收入, YCA 表示家庭房产收入。本文界定,当调整后的偿债收入比 DSR_1 大于 0.55 时,家庭处于过度负债状态,即 OI 为 1,反之为 0。

贫困线是判断家庭经济状况的公认指标。笔者也考虑采用贫困线来判断农户家庭是否过度负债。以贫困线判断过度负债的测算公式为:

$$Line = \frac{Y - R}{N} \quad (2)$$

其中, Y 表示家庭年度可支配收入, R 表示家庭年度偿债总支出(包括本金和利息), N 表示家庭人口规模。采用相对收入贫困线和绝对收入贫困线来判断。相对收入贫困线判断是指,当 $Line$ 小于全样本家庭人均可支配收入中位数的 50% 时,判定为过度负债家庭, OI 为 1,反之为 0。绝对收入贫困线判断是指,当偿债后人均可支配收入即 $Line$ 低于 3473 元,判定为过度负债家庭, OI 为 1,反之为 0。

2. 主观指标测度。从主观角度来看,相关研究使用家庭自评偿债能力定义过度负债(Lusardi & Tufano, 2015^[15];吴卫星等,2018^[13])。选用2019年中国家庭金融问卷中“您认为当前偿还住房欠款的经济能力如何?”问题,根据农户的主观感受进行测度,建立家庭过度负债主观指标 Subjective。当回答“没问题”“基本没问题”和“不存在住房欠款”,则认为该家庭的负债在可能偿还的能力范围之内,不存在过度负债问题,此时 OI 为 0;当回答“难以偿还”和“完全没能力偿还”,则认为该家庭偿还债务存在困难,超出了家庭可承担范围,存在过度负债问题,此时 OI 为 1。

(三)解释变量的选取

1. 核心解释变量:数字普惠金融。找到合适的数字普惠金融发展水平(DIF)的度量指标,是本文需要解决的关键问题。关于数字金融的度量,郭峰等(2020)^[1]采用蚂蚁集团的交易账户大数据,从覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三方面,编制了中国数字普惠金融指数,时间跨度为2011—2018年,具有代表性和可靠性。李春涛等(2020)^[16]通过提取互联网金融、机器学习、智能投顾等48个金融科技关键词,将这些关键词与297个地级市或直辖市相匹配,运用爬虫技术对百度新闻高级检索中出现的“地级市+关键词”组合数据进行爬取,并将同一城市层面的关键词搜索数量进行加总后取对数,作为该城市金融科技发展水平的度量指标,时间跨度为2011—2018年。采用郭峰等(2020)^[1]的中国数字普惠金融指数做基准回归,采用李春涛等(2020)^[16]的数据做稳健性检验。

2. 其他控制变量的选取。参考已有研究,结合CHFS问卷,除数字普惠金融(DIF)外,在回归模型中还控制了户主特征变量、家庭特征变量和地区特征变量。户主特征包括性别(Gender)、婚姻(Marriage)、年龄(Age)、工作(Work)和教育水平(Eduyear)等。家庭特征既包括家庭的人口统计学特征,如家庭的人口规模(Familynum)、家庭不健康人数(Unhealth)以及家庭成员的金融素养(FI),也包括家庭的经济特征,如家庭医疗保险情况(Medins)和家庭总消费(Consume)情况。地区特征主要包括城市级的人均GDP(perGDP)和金融发展水平(FD)。

变量的具体说明见表1。

表 1 变量说明

变量类型	变量符号	变量名称	变量度量
被解释变量	OI1	调整后债务偿还比率	大于 50% 认定为过度负债
	OI2	相对收入贫困线	小于样本人均可支配收入中位数的 50% 认定为过度负债
	OI3	主观感受	回答“没问题”“基本没问题”设为 0; 否则为 1
	OI4	债务偿还比率	偿债总支出除以可支配收入
核心解释变量	OI5	绝对收入贫困线	偿债后人均可支配收入低于 3473 元
	DIF	数字普惠金融发展水平	北京大学数字普惠金融指数, 取对数
	Fintech	数字金融发展水平	金融科技发展指数
工具变量	IVdistance1	平均距离 1	到三个互联网骨干直联点城市距离
	IVdistance2	平均距离 2	到十个互联网骨干直联点城市距离
	IVcreate	区域创新创业指数	北京大学和龙信数据编制
调节变量	Mobile	移动电话持有率	每百人移动电话数
	Netrate	互联网宽带普及率	参考王永仓和温涛(2020)
中介变量	Digital_divide	数字鸿沟指数	参考尹志超(2020)
	Gender	性别	男 = 1; 女 = 0
	Marriage	婚姻	已婚 = 1; 未婚 = 0
控制变量	Age	年龄	2019 年减去出生年份
	Age2	年龄的平方	Age2 = Age × Age
	Work	是否有工作	是 = 1; 否 = 0
	Eduyear	教育水平	受教育年限
	Familynum	家庭规模	家庭人口数量
	Medins	医疗保险	有医疗保险 = 1 无医疗保险 = 0
	Unhealth	不健康人数	家庭不健康人数
	FI	金融素养	评分累加法
	Consume	家庭总消费	家庭年度消费总额, 取对数
	perGDP	人均 GDP	GDP/常住人口数, 取对数
	FD	金融发展水平	贷款规模/GDP

(四) 变量描述性统计

表 2 汇报了变量描述统计结果。

表 2 变量描述统计

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
OI1	0.0289	0	0.1675	0	1
OI2	0.2965	0	0.4568	0	1
OI3	0.0564	0	0.2308	0	1
OI4	0.2738	0	0.4459	0	1
DIF	5.4511	5.4235	0.0977	4.9737	5.7137
Gender	0.8493	1	0.3578	0	1
Marriage	0.9784	1	0.1453	0	1
Age	57.9770	58	10.8936	18	79
Age2	3479.9890	3364	1238.7253	324	6241
Work	0.8182	1	0.3857	0	1
Eduyear	7.2977	9	3.3265	0	19
Familynum	3.5413	3	1.7568	1	13
Medins	0.7995	1	0.4004	0	1
Unhealth	0.7042	0	0.8934	0	8
FI	0.6801	0	1.0148	0	5
Consume	10.4435	10.4265	0.8857	8.6205	13.0893
perGDP	4.7222	6.9	0.2853	4.0689	5.7262
FD	1.7129	1.7063	0.3170	1.2608	2.3312

本文关注的是过度负债家庭的特征(见表3)。通过对样本中存在过度负债和不存在过度负债的家庭特征均值比较分析发现,农户家庭的过度负债行为在年龄、婚姻和性别方面差距不大,而在户主工作状况、教育年限、家庭医疗保险持有状况、家庭不健康人数、家庭消费支出方面存在较大差异。

其中,无过度负债家庭户主有工作的比例、受教育年限与医疗保险持有比例均大于过度负债家庭,从家庭不健康人数比较来看,平均每个过度负债家庭都有一名健康状况不好的家庭成员,且过度负债家庭的金融素养水平低于无过度负债家庭。特别是,家庭总消费高于无过度负债家庭,这说明农户家庭的过度负债可能是因不合理消费引起的。

表3 过度负债家庭特征均值比较

变量	过度负债(OI为1)			无过度负债(OI为0)		
	DSR _i	Line	Subjective	DSR _i	Line	Subjective
Gender	0.7801	0.8226	0.8068	0.8513	0.8605	0.8518
Marriage	0.9876	0.9802	0.9766	0.9782	0.9777	0.9785
Age	55.7344	60.1014	55.2293	58.0437	57.0814	58.1413
Work	0.7842	0.7503	0.7686	0.8192	0.8468	0.8212
Eduyear	6.7510	6.5034	6.7792	7.3140	7.6328	7.3287
Familynum	3.6307	3.4917	4.0021	3.5387	3.5623	3.5138
Medins	0.7344	0.7612	0.7113	0.8015	0.8157	0.8048
Unhealth	1.0249	0.9253	1.1975	0.6946	0.6110	0.6747
FI	0.5768	0.5119	0.5202	0.6832	0.7510	0.6897
Consume	10.5444	10.1804	10.6268	10.4405	10.5545	10.4326

从各类负债额度的均值比较来看(见表4),农户户均负债总额为29273.205元,低于城镇居民负债水平。其中,购房负债均值(13296.947元)最高,符合当前我国房贷为家庭主要负债的基本事实(占总负债比例45.42%)。通过对家庭负债结构的进一步比较来看,所有样本的负债结构中,拥有房贷的人数占比最高(59.53%),也说明本文在主观测度指标中使用对于偿还房贷的压力问题来衡量家庭过度负债是合理的。此外,还发现虽然医疗负债的均值在所有负债类型中均值居于第四位,但拥有医疗负债的家庭比例达到49%,仅次于房产负债。

进一步,通过对过度负债家庭的区域分布特征进行比较发现,三个测度指标表示的过度负债家庭占比,东部地区分别是2.04%、26.08%和3.32%,西部地区分别是3.38%、32.88%和6.98%,均是中西部地区占比明显高于东部地区。

表4 农户家庭负债结构均值比较

负债构成	均值(元)
购房负债	13296.947
生产经营负债 ^①	3132.362
车辆负债	1205.603
其他非金融资产负债	107.767
金融资产负债	10.820
教育负债	788.157
医疗负债	2470.348
其他负债 ^②	3287.036
总负债	29273.205

① 生产经营负债包含农业经营负债和工商业经营负债。

② 2019年中国家庭金融调查问卷中并未对“其他负债”的具体类型进行解释,从问卷构成而言,其他负债是不包括购房、生产经营、车辆、其他非金融资产、金融资产、教育和医疗部分的其他家庭债务总额。

三、实证分析

(一) 基准回归

参考张勋等(2018)^[17]、尹志超等(2020)^[18]的做法,采用面板 Probit 模型来研究数字金融发展对家庭过度负债的影响。被解释变量家庭过度负债为哑变量,核心解释变量是数字普惠金融指数,控制变量包括户主层面、家庭层面以及地区层面的特征变量。

数字普惠金融对农户家庭过度负债影响的基准回归模型设定如下:

$$\Pr(OI_{ij} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_j + \alpha_2 Ind_{ij} + \alpha_3 Hh_{ij} + \alpha_4 City_{ij} + \varepsilon_{ij} > 0 \quad (3)$$

其中,下角标 i 表示家庭, j 表示城市。 OI 表示农户家庭是否过度负债的二值变量,存在过度负债则取值为 1,否则为 0。核心解释变量 DIF 为家庭所在城市 j 的数字普惠金融发展指数。 Ind 为第 i 个家庭的户主特征变量, Hh 是第 i 个家庭的户主特征变量, $City$ 为家庭 i 所在城市 j 的控制变量。 ε 为随机扰动项。模型中加入时间和省份双固定效应,以控制部分遗漏变量。为避免地区内部家庭之间的相关性,模型的标准误差聚类到地级市层面。本文关注的是待估参数 α_1 的方向及显著性,预计 α_1 的方向为负,即数字普惠金融发展水平越高,农户家庭发生过度负债的概率越低。

表 5 汇报了数字普惠金融对农户家庭过度负债影响的基准回归结果。结果显示,无论是由两个客观测度指标衡量的农户家庭过度负债,还是主观测度指标均在 1% 的显著水平下负相关,证明了数字金融发展能够显著抑制农户家庭过度负债。在债务偿还指标 OI_1 中,数字金融发展水平每上升 1%,农户过度负债的概率则下降 5.6%;在相对收入贫困线指标 OI_2 中,数字金融发展水平每上升 1%,农户过度负债的概率则下降 28.6%;在主观指标 OI_3 中,数字金融发展水平每上升 1%,农户过度负债的概率下降 13.02%。

在个人特征控制变量中,加入了年龄(Age)和年龄的平方项(Age2),结果显示年龄与过度负债之间并非线性关系,而是呈现“倒 U”关系,即随着年龄增长,家庭过度负债的概率会先上升再下降。根据生命周期理论,家庭的负债水平随着年龄的增长不断上升,到了中老年时期开始下降直至为 0,家庭负债水平最高的时期就是家庭的年轻时期,借款的可能性更大(Kumar & Liang, 2019^[19]),也是形成家庭过度负债概率最高的时期。户主是否有工作(Work)与过度负债关系在三个指标中分别呈现 10%、1% 和 1% 的显著负相关,说明未失业的户主家庭过度负债的概率更低。此外,受教育年限(Eduyear)与过度负债分别在 10%、1% 和 5% 的水平下显著负相关,教育水平每提高 1%,家庭过度负债的概率分别下降 0.11%、0.97% 和 0.18%,说明户主的受教育水平越高,过度负债的可能性越低。

在家庭特征控制变量中,家庭成员医疗保险持有状况(Medins)与金融素养水平(FI)都与过度负债呈现显著负相关,家庭不健康人数(Unhealth)与家庭消费(Consume)与过度负债呈现显著正相关。说明家庭越多成员持有医疗保险,家庭过度负债的概率越低,家庭不健康人数越多,过度负债的概率就越高,该结论也证实了农户存在因疾病过度举债的情况,并且农户购买医疗保险的意识还不够普遍,如果家庭成员缴纳社会医疗保险或者购买其他医疗保险,医疗负债会降低,家庭的经济压力较小,发生过度负债的可能性降低。家庭成员金融素养水平越高,产生过度负债的可能性越低,该结论与 Gathergood (2012)^[19]、Lusardi & Tufano (2015)^[15] 等学者的研究结论相一致。可能的解释是,金融素养高的家庭对于负债成本、偿债成本和利息计算等方面拥有更正确的认识,能够较为准确地计算负债本息,更可能通过正规信贷渠道来持有负债,但也正因为其具有较好的风险认知能力,在家庭经济决策中,该类家庭能基于其家庭实际资产质量来判断自身的还款能力,进而决定是否举债、将举债进行到何种程度,因此金融素养高的家庭会降低过度负债、债务违约的概率,减少债务过度自信和家庭财务风险。

地区层面的宏观经济控制变量人均 GDP 和金融发展水平与家庭过度负债的关系并不显著,说明地区宏观经济状况对家庭金融决策的影响较小。

表5 基准回归结果

变量	客观测度指标		主观测度指标
	OI1	OI2	OI3
DIF	-0.0560*** (-3.1637)	-0.2858*** (-5.7169)	-0.1302*** (-5.1309)
Gender	-0.0099*** (-2.0495)	-0.0012 (-0.0842)	-0.0122* (-1.7332)
Marriage	0.0192 (1.2464)	0.0664* (1.9376)	-0.0080 (-0.4627)
Age	0.0033** (2.2361)	0.0139*** (3.6627)	0.0041** (2.1006)
Age2	-0.00002*** (-2.8055)	-0.0001*** (-4.0619)	-0.00001*** (-2.8301)
Work	-0.0096* (-1.9535)	-0.0757*** (-5.8371)	-0.0226*** (-3.3977)
Eduyear	-0.0011* (-1.8915)	-0.0097*** (-6.1851)	-0.0018** (-2.2267)
Famillynum	-0.0022* (-1.6996)	0.0195*** (6.0671)	0.0019 (1.2136)
Medins	-0.0091** (-2.1203)	-0.0666*** (-5.6501)	-0.0254*** (-4.4144)
Unhealth	0.0091*** (4.8173)	0.0565*** (10.5566)	0.0244*** (9.4120)
FI	-0.0028* (-1.8742)	-0.0222*** (-4.2834)	-0.0084*** (-2.9442)
Consume	0.0042* (1.6960)	0.0908*** (13.5946)	0.0097*** (2.9505)
perGDP	0.0030 (0.4927)	-0.0267* (-1.6979)	0.0268*** (2.8651)
FD	-0.0047 (-0.7820)	-0.0078 (-0.5046)	-0.0056 (-0.6970)
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304

注:***、**、*表示估计结果在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内的数字为t值。下同。

(二) 内生性处理

数字普惠金融与家庭过度负债之间的关系可能受到内生性的影响,尽管这种影响较小。从变量的选取来看,家庭过度负债属于家庭层面的指标,而数字普惠金融是城市层面的指标,且这两份数据来自两个不同的数据库,故两者之间存在反向因果的可能性比较小。从数据的抽取来看,根据家庭金融调查问卷设计,CHFS在抽样时采取了分层、三阶段和规模度量成比例(PPS)方法,而中国数字普惠金融指数的编制采用了主客观赋权相结合的方法确定权重,两份数据都较为准确和可靠,这也能够在一定程度上减少测量误差问题。本文在使用数字金融指数做分析时,已经选取该指数的滞后一期,也可在一定程度上缓解内生性问题。

尽管如此,两者之间仍可能存在一些不可控的因素而导致内生性问题。本文选取工具变量估计方法来处理可能存在的内生性问题。具体来说,本文构建基于地理距离的工具变量(IVdistance)和以创新创业指数(IVcreate)工具变量进行内生性处理。

1. 平均地理距离工具变量的构建。基于地理距离构建的两个工具变量分别计算的是农户所在城市到国家级互联网骨干直联点(National Internet Backbone Straight Point)的距离。互联网骨干直联点是国家重点信息枢纽,汇聚了区域通信流量,作为互联网架构的关键基础设施,与数字金融发展的网络基础和技术基础密

不可分,这些互联网骨干直联点由国家政府牵头设立,不受家庭金融行为影响,满足工具变量选取的两个条件,即相关性和外生性。北京、上海和广州三座城市在我国最早设立国家级互联网骨干直联点,2013 年,我国增设 7 个互联网骨干直联点,包括武汉、成都、重庆、西安、沈阳、南京和郑州。具体来说,首先,在百度坐标系拾取样本城市 WGS_1984 坐标系的经纬度坐标。其次,基于各城市经纬度坐标计算得到各城市与骨干直联点城市的距离,再计算平均距离。其中,distance1 是从农户家庭所在城市到北京、上海和广州的平均距离,distance2 是农户家庭到北京、上海、广州、武汉、成都、重庆、西安、沈阳、南京和郑州等十个互联网骨干直联点的平均距离。最后,以平均距离的倒数与数字普惠金融指数的交乘项作为工具变量,即 IVdistance1 和 IVdistance2。

表 6 是基于三个互联网骨干直联点构建的平均距离工具变量 (IVdistance1) 估计结果。其中,第一阶段沃尔德内生性检验 Chi2 分别在 5%、1% 和 1% 的水平下显著,说明模型存在内生性问题,第一阶段 F 统计值为 1922.34,工具变量 t 值为 155.96,AR 和 Wald 检验结果均在 1% 的水平下显著,基于三个互联网骨干直联点构建的平均距离工具变量通过了弱工具变量检验,说明该工具变量是合理的。

表 6 平均距离工具变量回归结果 1

变量	客观测度指标		主观测度指标
	OI1	OI2	OI3
DIF	-0.0793 *** (-3.6138)	-0.5121 *** (-7.9159)	-0.1792 *** (-6.1165)
控制变量	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304
第一阶段 F 值	1922.34	1922.34	1922.34
工具变量 t 值	155.96	155.96	155.96
Chi2	5.57 **	38.75 ***	14.62 ***
AR	13.07 ***	63.00 ***	37.49 ***
Wald	13.06 ***	62.66 ***	37.41 ***

表 7 是基于十个互联网骨干直联点构建的平均距离工具变量 (IVdistance2) 的估计结果,第一阶段沃尔德内生性检验结果 Chi2 分别在 5%、1% 和 1% 的水平下显著,第一阶段 F 统计值为 1345.63,工具变量 t 值为 129.78,AR 和 Wald 检验结果均在 1% 的水平下显著,说明基于十个互联网骨干直联点构建的平均距离工具变量是合理的。

表 7 平均距离工具变量回归结果 2

变量	客观测度指标		主观测度指标
	OI1	OI2	OI3
DIF	-0.0772 *** (-3.4627)	-0.4648 *** (-6.9037)	-0.1640 *** (-5.6036)
控制变量	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304
第一阶段 F 值	1345.63	1345.63	1345.63
工具变量 t 值	129.78	129.78	129.78
Chi2	4.05 **	17.12 ***	7.73 ***
AR	12.00 ***	47.81 ***	47.66 ***
Wald	11.99 ***	47.66 ***	31.40 ***

从估计结果来看,在加入工具变量后,表 6 和表 7 显示数字金融与农户过度家庭负债均在 1% 的水平下显著负相关,与基准回归方向一致,并且边际系数有不同程度的扩大,进一步说明数字金融能够显著降低农户过度负债的概率。

2. 创新创业指数工具变量的构建。“中国区域创新创业指数”是由北京大学与龙信数据合作编制发布,

该指数包含了省级层面和城市级层面的数据,包括新建企业数目、风险投资、吸引外来投资、吸引风险投资、专利授权数量和商标注册数量在内的6个维度,全面反映各地区创新创业的水平。数字金融的成长本身就是创新的一种表现形式,当地的创新水平能够驱动金融业数字化转型。因此,区域创新创业指数(IVcreate)与数字金融发展具有高度的相关性。此外,创新创业指标是城市层面而非家庭层面指标,与家庭的负债情况没有直接关系,因此该指数具有一定的外生性。

表8为区域创新创业指数工具变量(IVcreate)的回归结果。第一阶段沃尔德内生性检验 Chi2 在1%的水平下显著,存在内生性问题,模型第一阶段 F 统计值为 1309.52,工具变量 t 统计量为 127.96,AR 和 Wald 检验结果均在1%的水平下显著,不存在弱工具变量。加入工具变量的回归结果显示,数字金融发展水平与农户家庭过度负债之间仍然在1%的水平下呈现负相关关系。这再一次验证了数字金融发展能够抑制农户家庭过度负债。

表8 区域创新创业指数工具变量回归结果

变量	客观测度指标		主观测度指标
	OI1	OI2	OI3
DIF	-0.0875*** (-4.0876)	-0.4690*** (-7.1008)	-0.1774*** (-6.1863)
控制变量	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304
第一阶段 F 值	1309.52	1309.52	1309.52
工具变量 t 值	127.96	127.96	127.96
Chi2	9.55***	19.82***	13.84***
AR	16.74***	50.61***	38.37***
Wald	16.71***	50.42***	38.27***

四、进一步分析

(一)稳健性检验

1. 替换被解释变量。本文用不同测度方式构建新的被解释变量来替换原始模型的因变量。基准模型的被解释变量 OI 是基于家庭的资产、负债余额、偿债支出等数据构建而成。在稳健性检验中,参考吴锬等(2020)^[20],将债务偿还比率 OI4、绝对收入贫困线 OI5 作为被解释变量。

在债务偿还比率 OI4 中,分别比较阈值为 30%、50% 和 55% 的过度负债测度方式,来证实在任一当前可使用的阈值下,数字金融发展与农户过度负债因果关系的稳健性。回归结果如表9所示。可以看出,基于三种阈值的债务偿还比率测度,数字金融发展水平与农户过度负债的关系均在1%的水平下显著,数字普惠金融每提升1%,农户家庭过度负债的概率分别下降8.83%、9.24%和8.58%,与基准回归结果边际效应方向一致。

表9 稳健性检验1:使用债务偿还比率的不同阈值

变量	OI4		
	30%	50%	55%
DIF	-0.0883*** (-2.8306)	-0.0924*** (-3.3859)	-0.0858*** (-3.2322)
控制变量	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304

在前面的讨论中,将家庭可支配收入减去家庭偿还债务的总支出后的人均可支配收入低于国家贫困线的家庭,界定存在过度负债。需要说明的是,吴锬等(2020)^[20]的研究将绝对收入贫困线定于2300元,该取值是基于我国《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010年)》规划,该规划将2010年我国的贫困线定于2300

元。但通过查阅资料发现,我国贫困线每年都依据经济发展状况和扶贫开发实况进行调整,贫困线已经由 2010 年设置的 2300 元,升至 2019 年的 3473 元。本文尝试将 3473 元作为绝对收入贫困线来测度过度负债 OI5,得到回归结果如表 10 所示。从表中可以看出,数字金融发展显著抑制农户过度负债发展的概率,与本文基准回归的结果一致。

表 10 稳健性检验 2:使用绝对收入贫困线

变量	OI5	
	Line - 2300 元	Line - 3473 元
DIF	-0.0883 *** (-2.8306)	-0.2852 *** (-5.8203)
控制变量	Y	Y
省份固定	Y	Y
N	8304	8304

2. 替换核心解释变量。参考李春涛等(2020)^[16],使用 2018 年金融科技指数(Fintech)作为数字金融发展(DIF)的代理变量进行替换。该指数基于百度新闻高级检索结果进行度量,在已有研究中作为金融科技发展水平的指标具有良好的适用性,回归结果如表 11 所示。可以看出,在替换被解释变量后,数字金融仍然在 1% 的水平下显著降低农户过度负债的概率,与基准回归的结果一致。这进一步证明,基准回归的结果是稳健可靠的。

表 11 稳健性检验 3:替换核心解释变量

变量	客观测度指标		主观测度指标
	OI1	OI2	OI3
Fintech	-0.0081 *** (-3.2802)	-0.0400 *** (-6.3098)	-0.0128 *** (-3.6922)
控制变量	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304

(二) 异质性分析

1. 基于区域层面的差异分析

(1) 东中西部的差异性。我国地域辽阔,区域经济发展不平衡。从 2018 年数字普惠金融指数的城市梯队图来看,东部省份的城市在数字金融发展方面遥遥领先。本文将样本划分为东部与中西部两个区域,对不同地区数字金融对农户过度负债的影响进行异质性分析。表 12 的回归结果显示,数字金融对过度负债的影响系数在 10%、1% 和 5% 的水平下均显著为负。这说明,与东部地区相比,数字金融对农户家庭过度负债的抑制作用在中西部的效应更加突出。这一发现与已有研究一致(张勋等,2019^[17])。可能是因为在数字金融快速发展之前,东部地区资金供求双方的信息不对称性相对较弱,产业结构相对完善,金融服务范围较广泛,传统金融的信贷渠道也可以满足该地区家庭的负债需求,因此数字金融的普及并不会明显抑制该类家庭的过度负债。而中西部地区的农业发展需求更迫切,资金使用率相对较低,区域交易成本较高,技术创新和数字普惠金融对中西部农户家庭投资的溢出效应较为明显,同时,由于数字金融得益于数字技术在当地的快速传播和普惠金融对小微农户家庭的强包容性,信息技术带来的边际效应在中西部地区更明显,金融安全知识也如信鸽一般飞进了千家万户,家庭的金融素养在一定程度上得到提高,打破了其对金融行业的认知壁垒,家庭逐渐领悟到“风险与收益呈正相关关系”“杠杆越大,风险越大”,保持较稳定的储蓄率,不再盲目扩张负债自信,因此从主观意识上降低过度负债的概率。此外,数字金融降低了信息不对称性和区域交易成本,为中西部地区创造了大量的就业岗位和创业机会,提高家庭人均可支配收入和家庭理财的收益占比,降低农户家庭的贫困脆弱性和财务风险,因此数字金融对农户家庭过度负债的抑制作用在中西部的效应更加突出。

(2) 贫困县与非贫困县的差异。根据农户家庭所在区县是不是国家级贫困县,将县域划分为贫困县与非贫困县。划分依据是 2019 年国务院扶贫开发办公室官网出具的《831 个贫困县历年摘帽退出名单》,剔除 2018 年宣布脱贫的县、保留 2019 年仍处于国家级贫困县范畴但是 2019 年底才宣布脱贫的县。据表 13 的回

归结果显示,数字金融发展对非贫困县的农户家庭过度负债的抑制效应均在1%的水平下显著,对贫困县的回归结果基本不显著。可能的解释是,贫困地区经济发展相对落后,人均可支配收入低,根据需求层次理论,大部分农户仍然停留在第一层次的生活基本需求,不会额外产生消费型负债,过度负债的概率低。而在非贫困地区,农户家庭基本生活需求已经得到满足,追求更高层次的消费愿望更大,更换家电、购置新房等高层次需求明显,由此产生消费型负债。因此,数字金融对非贫困县农户过度负债的边际效应更加突出。

表 12 基于区域位置差异的分析结果

变量	东部			中西部		
	O11	O12	O13	O11	O12	O13
DIF	-0.0417 (-1.6175)	-0.3161*** (-3.3312)	-0.0296 (-0.7850)	-0.0524* (-1.7000)	-0.2458*** (-3.4604)	-0.0977** (-2.5178)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	2887	2887	2887	5357	5357	5357

表 13 基于区域位置差异的分析结果

变量	贫困县			非贫困县		
	O11	O12	O13	O11	O12	O13
DIF	0.0614 (0.6581)	0.3577 (0.9715)	0.4615** (2.2041)	-0.0909*** (-4.0500)	-0.4943*** (-6.9716)	-0.1783*** (-6.0198)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	7744	7744	7744	560	560	560

2. 基于家庭层面的差异分析

(1) 信贷需求的差异分析。农户的信贷需求分为正规信贷需求和非正规信贷需求两种。参考傅秋子和黄益平(2018)^[21],选用2019年中国家庭金融调查问卷中“目前,您家是否因农业/工商业生产经营活动有尚未还清的银行/信用社贷款?”“您家为什么不从银行/信用社申请贷款获取所需资金?”“您家未能获得贷款的原因是什么?”和“您家计划从下列哪个渠道借入所需资金?”四个问题的回答,对农户家庭的信贷需求差异进行识别,将农户从正规金融机构获得的、且农户自身能够偿还的负债意愿识别为正规信贷需求,将其他情况视为非正规信贷需求,具体如表14所示。

表 14 信贷需求的识别

问题	正规信贷需求	非正规信贷需求
目前,您家是否因农业/工商业生产经营活动有尚未还清的银行/信用社贷款?	选择“是”	选择“否”
您家为什么不从银行/信用社申请贷款获取所需资金?	选择“申请过被拒”“不知道如何申请贷款/申请过程麻烦”“还款期限或方式不符合需求”“不认识银行/信用社工作人员”“有银行贷款未还清”	选择其他
您家未能获得贷款的原因是什么?	“有银行贷款未还清”“不认识银行/信用社工作人员”	选择其他
您家计划从下列哪个渠道借入所需资金?	选择“银行、信用社”	选择其他

在划分信贷需求不同类型的样本后,对具有正规信贷需求的农户与非正规信贷需求的农户进行分组回归,结果如表15所示。可以看出,从正规信贷需求来看,数字金融与过度负债之间的边际效应为正但不显著,从非正规信贷需求来看,数字金融发展则能够显著抑制农户家庭的过度负债,且数字金融指数每提升1%,非正规信贷需求组的农户家庭过度负债分别下降8.67%、48.41%和18.24%,该研究结论与吴雨(2020)^[22]等人的研究结论相似。数字金融发展能够显著降低家庭的传统私人借贷需求,即从亲戚朋友处借贷的需求,从供需层面产生了替代效应。基于非正规信贷渠道产生的负债门槛低,容易形成多频次、高额度的负债,造成家庭过度负债的可能性较大。因此,数字金融降低来自非正规信贷需求产生的过度负债效应更加突出。

表 15 基于信贷需求差异的回归结果

变量	正规信贷需求			非正规信贷需求		
	OI1	OI2	OI3	OI1	OI2	OI3
DIF	0.0253 (0.2897)	0.6432 (1.3189)	0.0101 (0.9894)	-0.0867*** (-4.0594)	-0.4841*** (-7.2468)	-0.1824*** (-6.2705)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	146	146	146	8157	8157	8157

(2) 风险态度的差异分析。根据 2019 年调查问卷“如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目?”来确定农户的风险态度,将农户家庭划分为风险规避型和风险偏好与中性型两大类,并对两大类别分组回归。表 16 的分组回归结果显示,数字金融抑制风险规避型家庭过度负债的边际效应更加显著。可能的解释是,风险偏好源于过度自信(李莉等,2020)^[23],风险偏好越强的家庭负债的概率越大(何丽芬等,2012)^[24]。风险偏好型农户家庭可能会过于相信主观判断、忽视客观存在的风险,而风险规避型农户家庭对于进行大量负债的决策更加谨慎,会更加谨慎考虑有关负债风险的信息,数字金融抑制过度负债的效应更加显著。

表 16 基于风险态度差异的回归结果

变量	风险规避			风险偏好与风险中性		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
DIF	-0.0528*** (-2.7787)	-0.3078*** (-5.7122)	-0.1380*** (-4.9345)	-0.0717 (-1.4624)	-0.1616 (-1.2258)	-0.0759 (-1.3057)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	7335	7335	7335	969	969	969

(三) 机制检验

1. 调节效应检验。宽带与移动电话是居民接触数字金融最常用的终端设备。通过互联网和移动电话,农户家庭可以获得更多的金融产能品信息,缓解农村地区因“硬件设备”落后造成的信息不对称问题,对于数字金融的发展有显著的支持作用。参考已有研究,引入移动电话持有率(Mobile)与宽带普及率(Netrare)作为调节变量,加入交乘项 Digital × Mobile 与 Digital × Netrate,检验地区移动电话持有率和互联网宽带普及率对数字金融发展抑制农户过度负债的调节作用,回归结果如表 17 所示。

从中可知,移动电话持有率与数字金融发展水平的交乘项(Digital × Mobile)系数方向均为负,且都通过了不同水平的显著性检验,互联网宽带普及率与数字金融发展水平的交乘项(Digital × Netrate)均在 5% 的水平下显著。这说明,移动电话持有率和互联网宽带普及率对数字金融影响农户过度负债具有调节作用,并且移动电话持有率与互联网宽带普及率的提升显著强化了数字金融发展对农户过度负债的抑制效果。因此,农村地区继续加强“硬件设施”建设,继续提高农户家庭宽带接入数量,加快推进农户家庭移动电话持有量,缩小城乡之间数字技术基础设施的差距,以更好地发挥数字金融对农户家庭过度负债的抑制作用。

表 17 移动电话持有率与宽带普及率的调节效应检验

变量	OI1		OI2		OI3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DIF	-0.4078*** (-2.5892)	-0.4700*** (-2.8009)	-1.2625*** (-5.7582)	-1.2213*** (-2.7763)	-0.4137*** (-3.1548)	-0.5840** (-2.5536)
mobile	-0.0173** (-2.2074)		-0.0447*** (-4.4369)		-0.0128** (-2.1050)	

变量	OI1		OI2		OI3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
netrate		-0.0406** (-2.4741)		-0.0958** (-2.2235)		-0.0475** (-2.1125)
Digital × mobile	0.0031** (2.1808)		0.0081*** (4.3705)		0.0023** (2.0611)	
Digital × netrate		0.0074** (2.4831)		0.0173** (2.2048)		0.0086** (2.0941)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	8304	8304	8304	8304	8304	8304

2. 中介效应检验。当数字技术逐渐成为一种通用技术,因新技术的使用差异而导致的数字鸿沟(Digital Divide)问题逐渐凸显。为进一步考察数字金融能否通过弥合数字鸿沟来抑制农户家庭过度负债,参考尹志超(2020)^[18]的做法,根据2019年中国家庭金融问卷调查,选用“您家拥有以下哪些类型的耐用品?”(是否有智能手机)“是否开通支付宝、微信支付、京东网银钱包、百度钱包等第三方支付?”“多久网购一次”“是否有互联网借贷?”四个问题,利用因子分析法构建数字鸿沟指数(Digital_divide),以数字鸿沟为中介变量,考察数字普惠金融对农户家庭过度负债产生影响的作用机制^①。

在两个过度负债的客观指标测度中,第一步回归结果显示,数字金融发展水平(DIF)抑制农户过度负债的总效应分别为-0.0560和-0.2858,均在1%的水平下显著为负。第二步回归结果显示,数字金融发展水平(DIF)对中介变量数字鸿沟(Digital_divide)的影响在1%的水平下显著为负,且影响效应为-17.9959,说明数字金融发展能够弥合数字鸿沟,与前文理论分析部分相一致。第三步回归结果显示,控制中介变量数字鸿沟(Digital_divide)后,数字金融发展水平(DIF)抑制农户过度负债(OI)的总影响分别为-0.0490和-0.2430,数字鸿沟(Digital_divide)与农户过度负债在1%水平下呈现显著正相关,边际效应分别为0.0003和0.025,说明当数字鸿沟每缩小1%,农户的过度负债的概率下降0.03%和2.5%。

在过度负债的主观指标测度中,中介效应模型第一步回归结果显示,数字金融发展水平(DIF)抑制农户过度负债的总效应分别为-0.1302,在1%的水平下显著为负。第二步回归结果显示,数字金融发展水平(DIF)对中介变量数字鸿沟(Digital_divide)的影响在1%的水平下显著为负,且影响效应为-17.9959。第三步回归结果显示,控制中介变量数字鸿沟(Digital_divide)后,数字金融发展水平(DIF)抑制农户过度负债(OI3)的总影响为-0.1183,即数字金融发展水平每上升1%,农户过度负债的概率下降11.83%,数字鸿沟(Digital_divide)与农户过度负债呈现正相关关系,边际效应为0.0003。

表18 基于数字鸿沟的中介效应检验1

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Digital_divide	OI1	OI1	OI1	OI2	OI2	OI2	OI2
Digital_divide			0.0003*** (2.9604)				0.025*** (9.5048)	
		(1)	(2)	(3)	(4)			
	Digital_divide	指标1	指标1	指标2	指标2			
DIF	-17.9959*** (-6.8635)	-0.0560*** (-3.1637)	-0.0490*** (-2.6563)	-0.2858*** (-5.7169)	-0.2430*** (-4.6558)			
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y			
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y			
N	8304	8304	8304	8304	8304			

① 限于篇幅,本文未汇报农户家庭数字鸿沟指数的因子分析结果。

表 19 基于数字鸿沟的中介效应检验 2

	OI3	Digital_divide	OI3
Digital_divide			0.0003*** (5.47)
DIF	-0.1302*** (-5.1309)	-17.9959*** (-6.8635)	-0.1183*** (-4.5161)
控制变量	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y
N	8304	7742	7742

上述中介效应模型的回归结果说明,数字金融发展对农户家庭过度负债有着明显的抑制作用,并且这种抑制作用可以通过弥合数字鸿沟实现。这一结论对于数字金融本身具有很强的普惠性优势(陈治国和白凤娇,2021)^[25]。数字技术的快速发展,一方面,农户家庭通过互联网、移动终端与淘宝、微信这样的场景紧密联系,另一方面,又通过社交、网购、理财等大数据挖掘,为农户家庭做信用评估,数字鸿沟问题在数字技术与普惠金融的深度融合下不断缩小。

此外,银行等正规金融结构借助于数字技术、掌上银行等方式,降低了农户家庭从正规信贷机构获得借贷资金的门槛,对非正规渠道的资金借贷形成挤出效应,从而使农户家庭的负债具有更高的安全性和稳定性,能够有效地抑制农户家庭过度负债的行为。

五、研究结论

适度的负债有助于居民平滑消费、促进经济增长,但过度负债对个人、家庭、金融系统乃至整个社会都有严重的负面影响。而数字金融这样一种利用信息技术驱动金融创新的模式,使金融服务的可得性、便利性、包容性大幅改善,这为抑制家庭过度负债提供了有利条件。

本文的贡献在于构建了实证分析框架,考察了中国数字金融的发展对农户家庭过度负债的影响,以丰富数字金融和家庭金融相结合的相关研究。本文将中国家庭金融调查(CHFS)2019年的数据和北京大学数字普惠金融指数2018年的数据进行匹配,评估了数字金融发展与农户家庭过度负债之间的因果关系。研究发现,数字金融的发展能够显著抑制农户家庭过度负债,这种抑制作用主要是通过缩小数字鸿沟、缓解信息不对称的机制渠道来实现的,尤其是对中西部地区、非贫困县以及有非正规信贷需求、风险规避型态度的农户家庭而言更加明显,数字金融展示出普惠性和包容性的显著优势。上述发现在更换关键变量的度量指标和处理内生性问题后,结果都是稳健的。这些研究基本证实了新技术驱动的金融创新对家庭经济行为具有积极影响的特性。

本文结论具有重要的政策含义。第一,在深入推进供给侧结构性改革的进程中,去杠杆具有重要的现实意义,要密切关注家庭杠杆问题,既要合理控制家庭负债的总量,也要严防家庭负债的风险,尤其是其过度负债风险。第二,数字金融服务对抑制农户家庭过度负债具有积极的作用,因此需要继续推进数字金融的发展,特别是提升其覆盖广度和使用深度,以更好地发挥数字金融的积极影响。第三,在推进数字金融发展的同时,要重点关注农村地区特殊家庭的数字鸿沟问题,为此政府要发挥主导作用,推进金融知识的普及和推广,完善互联网等新技术设施建设,加快数字技术的深层次应用,以使更多农户家庭弥合数字鸿沟、释放数字红利,让数字金融体现出更强的包容性。第四,中国数字金融的发展表现出很强的地区收敛性,中西部地区数字金融的发展与东部沿海地区差距大幅缩小,但还有一定的追赶空间,因此要进一步加强中西部地区数字技术基础设施建设,引导数字金融在中西部地区发挥更大的作用,这一点也适用于贫困县地区。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 张栋浩,尹志超. 金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J]. 中国农村经济,2018(4):54-73.

- [3] Reinhart C. M., Rogoff K. S. Is the 2007 US Sub - Prime Financial Crisis So Different? An International Historical Comparison[J]. American Economic Review, 2008(2): 339 - 44.
- [4] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017(6): 31 - 45.
- [5] Schularick M., Taylor A. M. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870 - 2008[J]. American Economic Review, 2012(2): 1029 - 1061.
- [6] Bhamra H. S., Uppal R. Does Household Finance Matter? Small Financial Errors with Large Social Costs[J]. American Economic Review, 2019(3): 1116 - 1154.
- [7] Agarwal S., Chua Y. H. FinTech and Household finance: a Review of the Empirical Literature[J]. China Finance Review International, 2020(4): 361 - 376.
- [8] Brainard L. The Use of Distributed Ledger Technologies in Payment, Clearing, and Settlement: A Speech at the Institute of International Finance Blockchain Roundtable, Washington, D. C., April 14, 2016, Board of Governors of the Federal Reserve System(U. S.) [EB/OL]. <https://fraser.stlouisfed.org/title/3777/item/536849>.
- [9] Mian A., Sufi A., Verner E. Household Debt and Business Cycles Worldwide[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017(4): 1755 - 1817.
- [10] 刘贯春, 张军, 刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济, 2018(1): 148 - 173.
- [11] 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 等. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. 经济学(季刊), 2018(2): 449 - 470.
- [12] Basnet H. C., Donou - Adonsou F. Internet, Consumer Spending, and Credit Card Balance: Evidence from U. S. Consumers[J]. Review of Financial Economics, 2016(30): 11 - 22.
- [13] 吴卫星, 吴锬, 王璉. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 2018(1): 97 - 109.
- [14] Hong C. Y., Lu X., Pan J. FinTech Adoption and Household Risk - Taking[EB/OL]. NBER Working Paper 2020, 28063, <https://www.nber.org/papers/w28063>.
- [15] Lusardi A., Tufano P. Debt Literacy, Financial Experiences, and Over - indebtedness[J]. Journal of Pension Economics & Finance, 2015(4): 332 - 368.
- [16] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 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.
- [17] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(8): 71 - 86.
- [18] 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.
- [19] Gathergood J. Self - control, Financial Literacy and Consumer Over - indebtedness[J]. Journal of Economic Psychology, 2012(4): 590 - 602.
- [20] 吴锬, 王璉, 赵越超. 居民家庭的过度负债: 度量与特征——来自中国家庭微观调查数据的分析[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2020(4): 103 - 114.
- [21] 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.
- [22] 吴雨, 李成顺, 李晓, 等. 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 + 138 + 65.
- [23] 李莉, 张宗毅, 杜志雄. 家庭农场融资需求实证研究: 意愿、强度与用途——基于 1966 家种植业家庭农场数据[J]. 金融教育研究, 2020(2): 3 - 11.
- [24] 何丽芬, 吴卫星, 徐芊. 中国家庭负债状况、结构及其影响因素分析[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2012(1): 59 - 68.
- [25] 陈治国, 白凤娇. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响效应研究[J]. 金融教育研究, 2021(5): 26 - 35 + 80.

(下转第 46 页)

Research on the Influence of Artificial Intelligence on High – quality Development in Ethnic Areas

YAN Yazhen, HUANG Xiaoyong, WU Shucui

(School of Finance, Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022, China)

Abstract: The basic characteristics of China's economic development in the new era are from high – speed growth stage to high – quality development stage. Although the economy of ethnic minority areas has achieved a sustained and good development trend, there is still a large gap compared with other non – ethnic areas in China. According to the development experience of the eastern region, the realization of high – quality economic development in ethnic minority areas needs to rely on artificial intelligence. This paper constructs the evaluation index system of high – quality development in ethnic minority areas from the perspectives of macro economy, meso industry and micro enterprise, selects the panel data of seven ethnic provinces from 2004 to 2018, and uses the fixed effect model to make an empirical analysis on the impact of artificial intelligence on high – quality development in Ethnic Minority Areas. The results show that artificial intelligence technology can significantly promote the high – quality development in ethnic minority areas. Government intervention, infrastructure level and opening – up level have a significant positive impact on the high – quality development in ethnic minority areas, and urbanization development level has a significant negative impact on the high – quality development in ethnic minority areas. Finally, we should make full use of artificial intelligence technology to put forward corresponding policy suggestions from the perspectives of macro economy, meso industry and micro enterprise, in order to promote the high – quality development of ethnic minority areas.

Key words: Artificial intelligence; Ethnic minority areas; High – quality economic development

(责任编辑: 罗序斌)

(上接第 29 页)

Digital Inclusive Finance and Over – Indebtedness of Rural Households

——Empirical Analysis Based on Chinese Household Finance Survey Data

LI Ao, SANG Chenying, LYU Yongbin

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

Abstract: The deep integration of digital technology and inclusive finance has a profound impact on household economic behavior and provides an opportunity to solve the problem of excessive debt of peasant households. Based on the data from the 2019 China Household Finance Survey (CHFS) and the 2018 Digital Financial Inclusion Index of Peking University, this paper investigates the influence of digital finance on over – indebtedness of rural households by constructing the subjective and objective index of over – indebtedness. It is found that the development of digital inclusive finance significantly reduces the probability of excessive debt of peasant households, and this suppression effect is heterogeneous and mainly achieved through the mechanism channels of narrowing the digital divide and alleviating information asymmetry; this is especially true for the rural households in central and western regions, non – poor counties and those with informal credit demand and risk – averse attitude; which shows digital finance's unique advantages of inclusion. These findings were robust after changing the measures of key variables and dealing with endogeneity. Based on the above research, this paper proposes to strengthen the construction of digital infrastructure, bridge the digital divide, and promote the inclusive development of digital finance to help rural households control their debt situation, which will play an important role in improving farmers' lives and realizing rural revitalization.

Key words: Digital finance; Inclusive finance; Rural households; Over – indebtedness; Digital divide

(责任编辑: 黎 芳)