

数字金融对家庭消费相对剥夺的影响

王立平

(山东财经大学经济学院, 山东 济南 250014)

摘要:本文基于2014年、2016年、2018年和2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证研究了数字金融对家庭消费相对剥夺的影响。研究发现:第一,数字金融的发展可以显著缓解家庭消费相对剥夺;第二,数字金融通过增加家庭收入、提高信贷可及性和增强社会资本三个机制来减轻家庭消费相对剥夺;第三,数字金融对家庭消费相对剥夺的影响会因家庭特征和城乡区域的不同而有所差异。从家庭特征来看,数字金融能够显著缓解中低收入家庭和户主是低学历家庭的消费相对剥夺。从城乡区域划分来看,数字金融的发展能显著缓解农村家庭的消费相对剥夺。扩展分析结果显示,数字金融能够显著缓解享受型和发展型消费相对剥夺,家庭数字金融参与度的提高能够减轻家庭的消费相对剥夺。本文的研究发现有助于理解数字金融发展与消费不平等之间的关系,为缓解家庭消费相对剥夺提供了实践启示。

关键词:数字金融;消费不平等;家庭消费相对剥夺;信贷可及性;社会资本

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)01-0085-13

一、引言

党的二十大报告明确指出,“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”,党的二十届三中全会强调,深化改革要以“促进社会公平正义,增进人民福祉为出发点和落脚点”。共同富裕已经成为衡量我国社会主义现代化建设成果的关键指标,削弱经济不平等、促进社会公平已经成为各级政府的重要任务。经济不平等问题是福利经济学的重要研究内容,一直受到学术界的关注,其主要表现是收入不平等和消费不平等。消费能够直接反映居民的生活水平,是衡量社会福利状况的最佳指标,因而相较于收入不平等,消费不平等能够更好地反映居民福利水平的差异。改革开放以来,我国经济实现了持续稳步增长,但这并不意味着各个群体的福利水平均衡提升。“Easterlin悖论”指出经济增长并不等同于幸福感的增长,财富的增加未必能提升个体的幸福感,一个重要原因在于个体会进行社会比较,

收稿日期:2024-07-11

基金项目:国家自然科学基金面上项目“异质性消费者的界定、行为度量及供需结构有效匹配研究”(71773063);
国家社会科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”(21&·ZD088);山东省社会科学规划研究项目“数字经济驱动消费扩容提质机理与路径研究——以山东省为例”(24CJJJ02)

作者简介:王立平(1974—),女,山东诸城人,山东财经大学经济学院教授。

个体的福利水平与其相对地位有关。当与其他个体相比较,自身处于劣势时,就会出现相对剥夺现象。消费相对剥夺描述的是消费者与社会上其他消费水平更高的参照对象相比,所得到的相对消费地位。它反映了消费者的主观不满足感或剥夺感,能够在一定程度上反映消费者之间的福利差异,衡量个体层面的不平等^[1]。相较于基尼系数等指标,它能更为直接地反映居民在现实生活中的福利差距。

近年来,数字金融在中国蓬勃发展。作为一种传统金融与互联网科技相结合的新型金融模式,数字金融可以降低金融服务的成本,扩大金融服务的覆盖范围,提高金融服务的效率^[2]。数字金融的发展正在影响人们的消费模式,根据中国互联网络信息中心发布的第 53 次《中国互联网络发展状况统计报告》,2023 年中国网络支付用户规模已经达到 9.54 亿人,前三季度的网络交易金额高达 2728 万亿元,网络支付业务数量达到 11077 亿笔。尽管学者们围绕数字金融对经济社会的影响进行了广泛研究,但鲜有文献关注数字金融对个体层面消费不平等的影响。数字金融的发展会减轻还是加剧个体层面的消费不平等?它通过何种渠道施加影响?对此,本文构建家庭消费相对剥夺指数,利用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)数据展开实证分析。

本文的边际贡献主要包括以下两个方面。第一,现有研究主要关注数字金融对社会整体层面消费不平等的影响,忽视了其对家庭个体层面消费不平等的影响,本文利用中国家庭追踪调查数据从微观家庭层面构造家庭消费相对剥夺指数来衡量个体层面的消费不平等,实证分析数字金融的发展对家庭个体层面消费不平等的影响,拓展了数字金融与消费不平等关系的研究。第二,本文从收入机制、信贷可及性和社会资本机制等角度,验证了数字金融缓解家庭消费相对剥夺的内在机理,回答了数字金融如何影响家庭个体层面消费不平等这一关键问题。本文的研究有助于我们深入了解数字金融的社会效应,对于我国现阶段加快构建新发展格局、推进社会公平和实现共享发展目标具有现实意义。

二、文献综述与研究假说

(一)文献综述

消费不平等可以从整体层面和个体层面来测度。传统的消费不平等测度指标包括基尼系数^[3]、分位数之比^[4]和泰尔指数等^[5],但这些指标都是从整体层面测算消费不平等,而忽视了个体间的差异。消费相对剥夺是指经济个体在消费水平上与他人比较所感受到的相对不满或失落感,通常用来衡量个体消费不平等。Stouffer 等利用相对剥夺来表示个体与更成功的个体相比较处于劣势时的心理落差^[6],Runciman 精确界定了相对剥夺应该满足的条件^[7],Yitzhaki 进一步就相对剥夺的定义构建出相对剥夺指数,该指数被称为 Yitzhaki 指数^[8]。利用消费作为测度相对剥夺的变量,就可以得到消费相对剥夺指数。基于 Yitzhaki 指数,学者们又构建了 Kakwani 指数和 Podder 指数^{[9][10]},尽管这些指数都可以测度消费相对剥夺程度,但 Kakwani 指数能够克服其他指数存在的无界性和有量纲性缺陷,因而成为计算消费相对剥夺程度的常用指标。

目前关于消费不平等研究大多针对的是社会整体消费不平等,研究发现居民收入差异^{[11][12]}、负债状况^[13]以及宏观层面的城市化进程^[14]、住房价格^{[15][16]}等因素都会影响整体消费不平等。近年来,部分学者开始关注个体消费不平等,对消费相对剥夺展开研究。张雅淋和姚玲珍考察了家庭负债对消费相对剥夺的影响,发现相较于无负债家庭,负债家庭的消费相对剥夺程度更低,并且家庭负债规模与消费相对剥夺程度存在非线性关系^[17]。李晓飞和臧旭恒认为我国当前存在的“多轨制”养老金不平衡格局通过对收入相对剥夺施加影响进而加剧了家庭消费相对剥夺,养老金不平衡对于生活用品及服务、食品和医疗保健家庭消费剥夺的加剧效应最为显著^[18]。张雅淋等的分析结果表明,增加住房财富可以减轻青年群体的消费相对剥夺^[19]。王彦芳等利用中国家庭金融调查数据的研究发现,数字鸿沟的扩大能够显著加剧家庭消费相对剥夺^[20]。解亚和高梦桃认为公共转移支付对家庭消费相对剥夺具有缓解效应,且不同类型的公共转移支付对家庭消费相对剥夺的影响具有差异性^[21]。饶育蕾等分析了精准扶贫政策对贫困家庭消费相对剥夺的影响,结果显示尽管该政策能够削弱贫困

家庭的消费相对剥夺,但其影响较弱^[22]。

就数字金融对消费不平等的影响来看,相关文献较少。张海洋和韩晓利用中国家庭追踪调查数据研究了数字金融的发展对消费不平等的影响,认为数字金融会削弱消费不平等^[23]。齐红倩和刘倩含并不支持该结论,基于中国家庭金融调查数据的研究结果表明数字金融会加剧消费不平等^[24]。这两篇文献观点相反,都是从整体层面对消费不平等进行测度,而没有从个体层面构建消费相对剥夺指数来衡量消费差异。吴卫星和柴宏蕊基于2013年、2015年和2017年的中国家庭金融调查数据考察了数字金融对居民消费水平均衡提升的效果,认为数字金融能缓解消费相对剥夺^[25],进一步探索了数字金融对消费相对剥夺的影响,其不足在于数据较为陈旧并且时间短,仅截止到2017年。而2018年以来,我国数字金融得到了快速发展,在这一背景下,居民的消费行为和消费心理也随之发生了显著变化。因此,基于更新、更全面的数据深入研究数字金融对个体消费不平等的影响具有重要的现实意义和学术价值。本文利用2014年、2016年、2018年和2020年中国家庭追踪调查数据,通过构建家庭消费相对剥夺指数实证研究数字金融的迅猛发展如何影响家庭消费相对剥夺,并对其作用机制展开深入分析,以期强化对二者关系的理解,弥补相关研究的不足。

(二)研究假说

根据绝对收入假说、生命周期假说等经典消费理论,居民收入是决定消费的关键因素。数字金融利用互联网技术实现资源在不同地区的配置,扩大了金融服务的覆盖范围。这种全新的金融模式通过数字技术的运用,有效化解了传统金融市场中存在的高交易成本等问题,极大降低了金融服务的准入门槛,使原本无法获得传统金融服务的小微企业能够以较低成本获得金融支持,助力其发展壮大。数字金融一方面有效促进了新企业的创建,提升了地区创业活跃度,创造了更多就业机会,提高了居民收入水平;另一方面,企业能够通过微贷平台及时获得保证正常生产运营的资金,从而促进了企业的生产活动,推动了经济发展和居民收入的提升^[26]。除了提供金融服务外,数字金融还借助数字技术推动金融知识的广泛传播,这有助于提升居民的金融素养,使他们在生活中能够做出更为理性的金融决策,更加科学地管理金融资产,从而提升家庭收入水平。数字金融的健康发展有助于稳步提升居民家庭收入,根据边际消费倾向递减规律,高收入群体的边际消费倾向小于低收入群体的边际消费倾向,这意味着随着整体收入水平的提高,低收入群体增加的消费多于高收入群体增加的消费,从而可以降低消费不平等,缓解家庭消费相对剥夺,基于此本文提出以下研究假设。

H1:数字金融能够通过提升家庭收入来削弱家庭消费相对剥夺。

在传统的金融体系中,商业银行通常依据借款人的收入证明、信用历史和资产状况等因素进行信用风险评估,低收入者往往缺乏高质量的抵押品和有效的信用记录,因而在寻求贷款时面临诸多困难,难以通过正规渠道获得资金支持,这限制了他们的消费能力。在数字金融模式下,金融机构能够通过人工智能技术对用户在线购物记录、互联网保险和互联网理财等数据进行分析,利用更为精准的风险评估模型识别借款人的信用风险,降低了信贷服务的成本与风险,有利于缺乏抵押资产的低收入群体获取所需资金以满足他们的消费需求。同时,数字金融凭借其数字化的优势,可以将金融服务拓展到地理位置偏远的地区,使得由于地理位置不佳而无法及时获得正规信贷的居民能够通过电脑或手机接入数字金融平台,获得信贷服务,增加了信贷的可及性。此外,低收入者可能缺乏必要的金融知识,不了解信贷产品,认为自己没有资格申请或担心申请被拒而主动放弃借款,抑制自己的借款需求。数字金融能够通过有效传播金融知识来减少这类“无信心借款人”现象,缓解需求型信贷约束,增强信贷可及性。

家庭信贷可及性的提高可以从以下三个层面来缓解家庭消费相对剥夺。第一,低收入群体能够通过及时获得信贷来缓解流动性约束,满足消费需求,减少与高收入群体的消费差距。同时,能够利用信贷进行教育、技能培训等方面的人力投资,提高潜在收入水平,从而削弱长期的消费不平等。Karlán和Zinman证明,提高低收入群体的信贷可及性能削弱流动性约束,帮助家庭更好地满足消费需求^[27]。第二,高利贷等非正规借贷容易使借款人陷入债务危机而加剧消费不平等,信贷可及性的

提高能够减少家庭对高利贷等非正规借贷的依赖,正规信贷的利率水平处于合理区间,不会过分加重债务人的负担。第三,家庭在遭遇大额医疗支出等突发支出时,可以通过信贷来平滑消费能力,避免了消费能力骤降,从而有利于缓解家庭消费相对剥夺。基于此本文提出以下研究假设。

H2:数字金融能够通过提高信贷可及性来削弱家庭消费相对剥夺。

数字金融依托网络技术实现金融服务的在线化,使消费者能够更便利地购物、转账和进行生活缴费,这种高效的交易模式促进了居民之间的经济往来,有助于人际关系的建立和维护,形成广泛的社会网络,增强社会资本。数字金融平台不但能够提供金融服务,还具有社交功能。例如,消费者可以通过平台将股票、基金、消费品和政策动态等信息分享给其他个体,这种资源共享行为强化了人际交往,提升了社会互动水平,能够加深居民之间的信任关系,有助于提升社会资本水平,能帮助低收入群体更好地应对生活中的不确定性。对于收入较低的群体,在他们面临生活困难和经济压力时,社会资本能够提供有效的互助网络,使其及时获得来自家人、朋友和邻里的支持。社会资本有助于低收入者更好地应对健康和收入方面的不确定性,从而减少为防范潜在风险而进行的预防性储蓄,进而增加消费支出,这有助于减轻消费领域的不平等现象。基于此本文提出以下研究假设。

H3:数字金融能够通过增加社会资本来削弱家庭消费相对剥夺。

三、研究设计

(一)模型设定

为了缓解无法观察到的个体效应导致的内生性问题,本文构建双向固定效应模型来分析数字金融对家庭消费相对剥夺的影响。具体模型设定如下。

$$rdc_{ijt} = \alpha + \beta df_{jt} + \delta X_{ijt} + \lambda_i + \theta_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中, rdc_{ijt} 表示j地区i家庭t年的消费相对剥夺程度, df_{jt} 表示j地区t年的数字金融发展水平。 X_{ijt} 代表家庭、户主和地区层面的控制变量, λ_i 为个体固定效应, θ_t 为年份固定效应, ϵ_{ijt} 为扰动项。

(二)变量选择

1.被解释变量。本文的被解释变量为家庭消费相对剥夺程度(rdc),可以通过Kakwani指数、Podder指数和Yitzhaki指数来测量。由于Kakwani指数不存在量纲性问题,本文选择利用该指数进行测算。本文选取一个家庭所在省份的其他个体作为参照群,计算家庭消费相对剥夺程度。假设一个组群中有n个家庭,消费分布为 $C = (C_1, C_2, \dots, C_n)$ 。将每个家庭的消费水平按照升序排列,即 $C_1 \leq C_2 \leq C_3 \leq \dots \leq C_n$,那么,第k个家庭的消费Kakwani指数(即家庭消费相对剥夺指数)如下。

$$rdc(C, C_k) = \frac{1}{n\mu_c} \sum_{i=k+1}^n (C_i - C_k) \quad (2)$$

式(2)中, μ_c 代表该群体中家庭消费的平均值。家庭消费相对剥夺指数在0至1之间,数值越大,说明家庭承受的消费不平等程度越高。该指数是消费的减函数,随着消费水平的提升而下降。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为数字金融发展水平(df),利用北京大学数字普惠金融指数来衡量。该指数是研究我国各地区数字金融发展状况的基础数据,由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁科技集团基于微观数据利用层次分析法联合编制,从数字金融的覆盖广度、数字化程度和使用深度三个维度构建,一共包含33个具体指标。

3.控制变量。本文的控制变量包括家庭、户主和地区三个层面的指标。家庭层面的控制变量包括家庭人口规模($size$)、家庭人均净资产($asset$)和家庭收入相对剥夺指数(rdi)。利用Kakwani指数构建家庭收入相对剥夺指数,代表家庭层面的收入不平等。户主层面的控制变量包括年龄(age)、性别($gender$,男性为1)、婚姻状况($marri$,有配偶为1)、受教育程度($school$,具体划分为文盲或半文盲、小学学历、初中学历、高中学历和大学及以上学历,依次取值1至5)、是否在职(emp ,是为1)、是否有医保($hosp$,是为1)和健康状况(jk ,不健康为1,一般健康为2,比较健康为3,很健康为4,非常健康为

5)。地区层面的控制变量包括人均地区生产总值(gdp)和产业结构(struc)。本文利用第三产业增加值占地区生产总值的百分比代表地区产业结构。

(三)数据来源和描述性统计

本文使用的家庭微观数据来源于2014年、2016年、2018年和2020年的中国家庭追踪调查,数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心,地区层面的宏观数据来自各年度《中国统计年鉴》。本文删除了变量存在缺失值和异常值的样本,并且仅保留户主年龄大于等于18岁的家庭,最终得到3420个家庭4期的面板数据,共计13680个观测值。本文利用以2014年为基期的居民消费价格指数(CPI)将用货币单位衡量的名义值转变为实际值,并对数字普惠金融指数、家庭人均净资产和人均地区生产总值做对数化处理。表1列出了主要变量的描述性统计结果。

表1 变量描述性统计

变量	2014		2016		2018		2020	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
rdc	0.4390	0.2195	0.4599	0.2211	0.4284	0.2248	0.4402	0.2292
df	5.1844	0.1026	5.4370	0.0664	5.6996	0.0744	5.8309	0.0787
size	3.8942	1.7208	3.8523	1.7621	3.7199	1.7857	3.7029	1.8426
asset	10.9284	1.3009	11.0759	1.3202	11.3139	1.3351	11.2504	1.4096
rdi	0.4786	0.2566	0.4737	0.2314	0.4500	0.2295	0.4499	0.2302
age	49.9333	11.6307	51.6594	11.7754	53.4234	11.7902	54.3830	12.0173
gender	0.5494	0.4976	0.5415	0.4983	0.5471	0.4979	0.5956	0.4908
marri	0.9193	0.2724	0.9064	0.2913	0.8988	0.3016	0.8860	0.3179
school	2.6225	1.1749	2.6316	1.1954	2.6956	1.1780	2.8015	1.1755
emp	0.7997	0.4003	0.7851	0.4108	0.7819	0.4130	0.7655	0.4237
hosp	0.9488	0.2204	0.9518	0.2143	0.9518	0.2143	0.9485	0.2210
jk	2.9427	1.1948	2.8655	1.1908	2.8368	1.2041	2.9670	1.1870
gdp	10.7585	0.3324	10.7945	0.3199	10.9155	0.3126	10.9364	0.2991
struc	0.4240	0.0701	0.4785	0.0721	0.4990	0.0651	0.5253	0.0579

根据表1,2014—2018年期间,数字普惠金融指数呈上升趋势,说明我国数字金融整体呈现出发展态势。家庭消费相对剥夺指数呈现出波动态势,2016年均值上升,2018年下降,2020年再次上升,但数值低于2016年,其分布图参见图1,横轴是家庭消费相对剥夺指数,纵轴是概率密度。整体来看,全国家庭消费相对剥夺指数的平均值为0.4418,城镇家庭的消费相对剥夺指数平均值为0.3669,低于全国平均值,而农村家庭的消费相对剥夺指数平均值为0.5045,高于全国平均值。相较于城镇家庭,农村家庭的消费相对剥夺程度更高,原因在于家庭消费相对剥夺是消费的减函数,农村家庭的消费水平低于城镇家庭,因而其消费相对剥夺程度更高,说明其所承受的消费不平等程度更强。

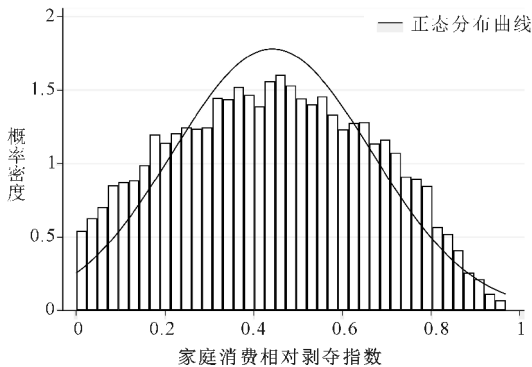


图1 家庭消费相对剥夺指数的分布图

四、实证分析

(一) 基准回归分析

本文利用双向固定效应模型分析数字金融对家庭消费相对剥夺的影响,结果如表2所示。在列(1)(2),仅分别控制了家庭因素与户主因素对家庭消费相对剥夺的影响,数字金融的系数估计值都显著为负。在第(3)列,同时加入了家庭和户主层面的控制变量,在第(4)列,进一步加入地区层面的控制变量,数字金融的系数估计值都显著为负,说明数字金融的发展能够缓解家庭消费相对剥夺,降低消费不平等。

表2 基准回归结果

变量	rdc			
	(1)	(2)	(3)	(4)
df	-0.0944* (0.0572)	-0.0980* (0.0590)	-0.0943* (0.0569)	-0.1864** (0.0677)
size	0.0259*** (0.0024)		0.0279*** (0.0024)	0.0278*** (0.0024)
asset	-0.0199*** (0.0021)		-0.0192*** (0.0021)	-0.0194*** (0.0021)
rdi	0.1371*** (0.0105)		0.1334*** (0.0104)	0.1334*** (0.0104)
age		0.0017*** (0.0004)	0.0018*** (0.0004)	0.0018*** (0.0004)
gender		-0.0089* (0.0051)	-0.0066 (0.0050)	-0.0067 (0.0050)
marri		-0.0032 (0.0111)	-0.0246** (0.0108)	-0.0246** (0.0108)
school		-0.0150*** (0.0036)	-0.0141*** (0.0035)	-0.0140*** (0.0035)
emp		0.0003 (0.0058)	0.0054 (0.0056)	0.0051 (0.0056)
hosp		-0.0049 (0.0076)	-0.0008 (0.0074)	-0.0008 (0.0074)
jk		0.0076*** (0.0018)	0.0077*** (0.0017)	0.0077*** (0.0017)
gdp				0.0476** (0.0187)
struc				0.0823 (0.0657)
常数	0.9793*** (0.2976)	0.8901*** (0.3064)	0.9108*** (0.2969)	0.8432*** (0.2954)
个体/时间固定效应	是	是	是	是
N	13680	13680	13680	13680
R ²	0.2467	0.0653	0.2914	0.3034

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。括号中的数值为稳健标准误。下表同。

从家庭层面的控制变量来看,家庭人口规模越大,消费相对剥夺程度越高,这是因为家庭人口数量的增加会降低家庭人均消费水平从而导致家庭消费相对剥夺程度提高。家庭人均净资产的增多会降低家庭消费相对剥夺,原因在于,根据莫迪利安尼的生命周期假说,家庭净资产的提升有利于增加消费,进而缓解家庭消费相对剥夺。家庭收入相对剥夺对家庭消费相对剥夺具有显著正向影响。

在户主控制变量方面,户主年龄对家庭消费相对剥夺具有正向影响,原因在于,随着户主年龄的增长,家庭为了防范健康风险和养老风险,预防性储蓄增加,消费下降,从而导致了消费相对剥夺程度上升。相较于无配偶家庭,有配偶家庭的消费相对剥夺程度更低,可能是因为,无配偶的家庭通常收入来源单一,而有配偶的家庭一般是双职工家庭,有两个收入来源,能为消费支出提供更强的经济支持。教育程度的系数估计值显著为负,说明随着户主教育程度的增加,家庭消费相对剥夺程度降低,这是因为相较于低学历者,高学历者从事高薪职业的机会更多,收入和消费水平也更高,因此消费相对剥夺程度更低。

(二)内生性检验与稳健性检验

1.内生性检验。本文采用两阶段工具变量估计来处理模型可能存在的内生性问题。本文利用滞后两年的数字普惠金融指数做工具变量,回归结果见表3。列(1)报告了第一阶段的回归结果,工具变量的系数估计值显著为正,说明它与当期的数字普惠金融指数显著正相关,满足相关性条件。滞后两年的数字普惠金融指数不会直接影响当期的家庭消费相对剥夺,因此满足外生性条件。根据Anderson LM 统计量与Cragg-Donald Wald F 统计量的结果,工具变量是有效的。列(2)报告了第二阶段的回归结果,数字金融对家庭消费相对剥夺依然具有显著负影响。

表 3 工具变量检验结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	df	rdc
工具变量	0.6788 *** (0.0037)	
df		-0.0378 ** (0.0193)
家庭特征	是	是
户主特征	是	是
地区特征	是	是
个体/时间固定效应	是	是
Anderson LM 统计量	5695.00	-
Cragg-Donald Wald F 统计量	33956.02	-
N	10260	10260

参考已有文献^{[28][29]},为了解决样本选择性偏误问题,本文进一步利用倾向得分匹配(PSM)方法进行分析(结果见表4)。由于接入互联网是使用数字金融服务的前提,因此本文利用是否上网(包括移动上网、电脑上网)作为是否使用数字金融服务的代理变量,具体将是否上网作为准自然实验,将上网群体作为处理组,代表使用数字金融服务的群体,不上网群体作为控制组,代表不使用数字金融服务的群体,使用一对四匹配、卡尺匹配(卡尺值为0.05)、卡尺内一对四匹配(卡尺值为0.05)、核匹配方法使样本更加均衡。匹配后所有变量的标准化偏差小于10%,远低于匹配前的情况,并且大多数观测值在共同取值范围内。结果表明,ATT估计值都小于零,并且在统计上显著,说明数字金融削弱了家庭消费相对剥夺。

表 4 倾向性得分匹配估计结果

匹配方法	处理组	控制组	ATT 值	标准误	t 值
一对四匹配	0.3629	0.4119	-0.0490	0.0117	-4.21
卡尺匹配	0.3629	0.4116	-0.0486	0.0080	-6.10
卡尺内一对四匹配	0.3629	0.4077	-0.0447	0.0102	-4.40
核匹配	0.3629	0.4114	-0.0485	0.0051	-6.02

2.稳健性检验。为了确保回归结果的稳健性,本文利用替换变量、调整样本和去除极端值的方法做进一步检验,结果见表5。列(1)是利用移动电话年末用户数的平方根(mobil,万户)代表数字金融发展水平进行回归所得到的结果。列(2)(3)是调整样本后的回归结果,其中,列(2)去掉了2020年的样本,仅保留2014年、2016年和2018年的样本,避免了2020年疫情事件对结果的影响。列(3)去除了户主年龄小于22岁或大于65岁的样本,避免了户主上学或退休对消费的潜在影响。为了排除极端值对回归结果的影响,本文对被解释变量家庭消费相对剥夺指数和核心解释变量数字普惠金融指数缩尾1%,再次进行回归,结果如列(4)所示。稳健性检验结果表明,数字金融的发展有助于降低家庭消费相对剥夺,与基准回归结果一致。

变量	rdc			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换变量	改变时间范围	调整年龄	缩尾
df		-0.0634 *** (0.0229)	-0.2334 *** (0.0746)	-0.1826 ** (0.0745)
mobil	-0.0021 ** (0.0009)			
常数	0.0615 (0.1848)	0.6049 *** (0.2342)	1.0330 *** (0.3255)	0.8372 *** (0.3161)
家庭特征	是	是	是	是
户主特征	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是
N	13680	10260	11503	13680
R ²	0.2521	0.2794	0.2962	0.3036

(三)影响机制分析

数字金融的迅速发展能够有效缓解家庭消费相对剥夺,基于前文的理论分析,接下来本文将从家庭收入、信贷可及性以及社会资本等三个方面切入,探讨数字金融作用于家庭消费相对剥夺的传导机制。本文借鉴江艇^[30]的思路来考察数字金融对机制变量的影响效应。

1.家庭收入。本文利用人均实际家庭纯收入来表示家庭收入水平,并取其对数。数字金融对家庭收入的回归结果如表 6 列(1)所示,数字金融的系数估计值为正数,在 10%水平上显著,说明数字金融的发展能够显著提高居民收入。收入是影响消费的关键变量,家庭消费支出随着收入的增加而上升,由于边际消费倾向递减,高收入群体的边际消费倾向低,而低收入群体的边际消费倾向高,因此,相较于高收入群体,低收入群体的消费支出增加的幅度更大,这就引起了消费相对剥夺程度的下降,H1 得到验证。

表 6

影响机制回归结果

变量	rdc			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭收入	信贷可及性	人情礼支出	邮电通讯费
df	0.5338 * (0.3040)	0.6096 ** (0.2803)	1.3805 * (0.8069)	0.6892 *** (0.2741)
常数	2.7979 ** (1.3630)		-4.0405 (3.7797)	1.9255 (1.2456)
家庭特征	是	是	是	是
户主特征	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是
N	13680	5556	13152	13482
R ²	0.2964		0.0559	0.1612
似然比卡方统计量		109.07		

2.信贷可及性。本文将家庭是否拥有信贷作为信贷可及性的衡量标准。具体而言,如果家庭存在房贷支出或非房贷的金融负债,则将该家庭的信贷可及性记为 1;否则,信贷可及性为 0。由于信贷可及性为虚拟变量,无法利用线性面板回归方法进行分析,本文基于面板二值选择固定效应模型来分析数字金融对信贷可及性的影响,利用面板 Logit 固定效应模型的回归结果如表 6 列(2)所示。似然比卡方统计量为 109.07,模型整体拟合良好,数字金融的系数估计值为正,在统计上显著,说明数字金融的发展能够提高家庭的信贷可及性,有助于居民平滑消费,促进人力投资,减少家庭消费相对剥夺,H2 得到验证。

3. 社会资本。人情礼支出是家庭维护人际关系的重要途径,可以反映社会网络的规模,本文利用家庭人均人情礼支出作为社会资本水平的代理变量。邮电通讯费在一定程度上能够反映社会成员之间的交流互动频率与关系紧密程度,本文参照杨碧云等的研究^[31],利用人均邮电通讯费作为数字社会资本的代理变量。本文用家庭每月邮电通讯费与12的乘积作为家庭年邮电通讯费,将其除以家庭人口数量,得到家庭人均邮电通讯费,并将家庭人均人情礼支出和人均邮电通讯费的名义值转换为实际值取对数。数字金融对家庭人均人情礼支出和人均邮电通讯费的回归结果如表6列(3)(4)所示,数字金融的系数估计值显著为正,说明数字金融可以显著提高家庭社会资本。对于低收入者,社会资本是重要的非正式保障,能够抵御健康风险和收入风险,从而降低预防性储蓄,增加消费,进而降低消费相对剥夺,缓解消费不平等,H3得到验证。

(四)异质性分析

考虑到家庭在收入、文化水平和居住区域等方面的差异可能会影响到数字金融对家庭消费相对剥夺的效应,本文基于家庭特征和居住区域的不同进行异质性分析。

1.不同家庭特征。分别根据家庭人均纯收入及户主学历对家庭进行分组,探讨数字金融对家庭消费相对剥夺影响的异质性。将家庭人均纯收入从低到高排列,平均划分为低收入组、中收入组和高收入组三个组别,考察数字金融对三个收入组家庭的消费相对剥夺的影响,回归结果见表7第(1)~(3)列。结果表明,数字金融能够显著缓解低收入和中收入家庭的消费相对剥夺,对高收入家庭的消费相对剥夺没有显著影响。这可能是因为低收入和中收入家庭通常面临传统金融机构的信贷审查严格和信贷资源匮乏问题,而数字金融能为其提供便利的信贷服务,增加消费,缓解消费相对剥夺。而高收入家庭本身具有较强的信贷资源获取能力,并不依赖数字金融来提升消费,因此数字金融对消费相对剥夺的影响并不显著。

表7 基于家庭特征差异的回归结果

变量	rdc				
	按家庭人均纯收入分组			按户主学历分组	
	(1) 低收入	(2) 中收入	(3) 高收入	(4) 低学历	(5) 高学历
df	-0.3161** (0.1533)	-0.2731* (0.1498)	-0.1344 (0.1192)	-0.2362*** (0.0727)	0.2637 (0.1701)
常数	2.0352*** (0.7314)	1.4170** (0.6241)	0.1249 (0.5107)	1.0286*** (0.3203)	-0.8136 (0.7455)
家庭特征	是	是	是	是	是
户主特征	是	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是
N	4560	4560	4560	12615	1065
R ²	0.0657	0.0929	0.1984	0.2364	0.2674

根据户主学历,本文将家庭分为户主低学历和户主高学历两个组群。其中,低学历是指初中及以下学历,高学历是指高中及以上学历。数字金融对两个群体的回归结果如表7列(4)(5)所示,数字金融能显著降低户主低学历家庭的消费相对剥夺。原因可能在于相较于高学历户主家庭,低学历户主家庭通常收入水平低并且在金融知识和信息获取上处于劣势,不易获得传统信贷服务,数字金融能够帮助这些家庭更容易地获取资金,从而提升消费能力,减少消费相对剥夺。

2.不同居住区域。按照城乡地区分组的回归结果如表8所示。不管是否控制地区特征的影响,数字金融对城镇家庭消费相对剥夺的影响都不显著。对农村家庭而言,数字金融的系数估计值都显著为负,说明数字金融的发展能显著缓解农村家庭的消费相对剥夺。这可能是因为相较于城镇地区,传统金融机构在农村地区的覆盖率较低,数字金融依托互联网将便捷的金融服务扩展至广大农村地区,农村居民的信贷可及性显著提高,流动性约束降低,从而提升了消费水平,缓解了消费

变量	rdc			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	城镇	城镇	农村	农村
df	0.0396 (0.0730)	-0.0439 (0.0884)	-0.2326 ** (0.0936)	-0.3504 *** (0.1085)
常数	0.0740 (0.3822)	0.0019 (0.3752)	1.7415 *** (0.4856)	1.6230 *** (0.4957)
家庭特征	是	是	是	是
户主特征	是	是	是	是
地区特征	否	是	否	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是
N	6231	6231	7449	7449
R ²	0.3224	0.3284	0.1756	0.1900

五、进一步分析

(一) 研究对象的扩展

1. 基于不同类型消费相对剥夺的分析。本文将消费支出划分为食品支出、衣着支出、居住支出、家庭设备及日用品支出、交通通讯支出、文教娱乐支出和医疗保健支出,分别构造消费相对剥夺指数,考察数字金融的发展对它们的影响,数字金融对分项消费相对剥夺指数的回归结果见表 9。数字金融对食品、衣着、医疗保健方面的消费相对剥夺没有显著影响,但能够显著降低居住、家庭设备及日用品、交通通讯、文教娱乐方面的消费相对剥夺。

表 9

基于分项消费相对剥夺指数的回归结果

变量	分项消费相对剥夺						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	食品	衣着	居住	家庭设备及日用品	交通通讯	文教娱乐	医疗保健
df	0.0707 (0.0713)	0.0097 (0.0832)	-0.1359 * (0.0743)	-0.2934 *** (0.0743)	-0.1786 ** (0.0757)	-0.3477 *** (0.0948)	0.0378 (0.0837)
常数	-0.1905 (0.3175)	0.3370 (0.3642)	1.2595 *** (0.3364)	0.5040 (0.3440)	1.2282 *** (0.3457)	2.2403 *** (0.4425)	0.2190 (0.3820)
家庭特征	是	是	是	是	是	是	是
户主特征	是	是	是	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	13680	13680	13680	13680	13680	13680	13680
R ²	0.2317	0.2291	0.1293	0.1128	0.1739	0.0948	0.0726

根据消费内容,可进一步将消费划分为生存型消费、享受型消费和发展型消费。居民在食品、衣着和居住上的开支为生存型消费;享受型消费是居民在家庭设备及日用品、交通通讯上的开支;发展型消费则包括居民在文教娱乐和医疗保健方面的开支。相应地,消费相对剥夺指数可以分为生存型消费相对剥夺指数、享受型消费相对剥夺指数和发展型消费相对剥夺指数,数字金融对这三种指数的回归结果见表 10。数字金融的系数估计值都是负数,但只有数字金融对享受型消费相对剥夺指数和发展型消费相对剥夺指数的回归系数估计值在统计上显著,说明数字金融能够显著缓解享受型消费相对剥夺和发展型消费相对剥夺。原因可能在于生存型消费具有较强的刚性,尽管数字金融提高了居民收入水平,但生存型消费相对稳定,从而使得数字金融对其影响并不显著。而享受型消费和发展型消费的收入弹性比较大,并且低收入群体的边际消费倾向相对较高,当整体收入增加时,他们的享受型消费和发展型消费增加得更快,从而削弱了这两方面的消费相对剥夺。

变量	分类型相对剥夺		
	(1)	(2)	(3)
	生存型消费相对剥夺	享受型消费相对剥夺	发展型消费相对剥夺
df	-0.0068 (0.0685)	-0.3230*** (0.0689)	-0.2306** (0.0943)
常数	0.4828 (0.2997)	0.7558** (0.3113)	1.3585*** (0.4334)
家庭特征	是	是	是
户主特征	是	是	是
地区特征	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是
N	13680	13680	13680
R ²	0.2919	0.1856	0.0659

2. 基于微观数字金融指数的分析。本文利用中国家庭追踪调查数据中的是否上网(包括移动上网、电脑上网)和是否上网购物这两个指标基于熵权法构建微观数字金融指数(mdf),该指数能在一定程度上反映家庭的数字金融参与程度。利用微观数字金融指数对家庭消费相对剥夺的回归结果见表 11 第(1)~(4)列,微观数字金融指数对家庭消费相对剥夺的影响显著为负,说明家庭数字金融参与度的提高能够减轻消费相对剥夺。

表 11 基于微观数字金融指数的回归结果与调节效应分析

变量	rdc				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
mdf	-1.7764* (1.0438)	-1.8326* (1.0825)	-1.8762* (1.0384)	-2.0567** (1.0407)	
df					-0.1802*** (0.0684)
调节效应					-0.0024*** (0.0006)
常数	0.4982*** (0.0281)	0.3948*** (0.0271)	0.4320*** (0.0376)	0.1637 (0.1791)	0.9218*** (0.2964)
家庭特征	是	否	是	是	是
户主特征	否	是	是	是	是
地区特征	否	否	否	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是
N	13610	13610	13610	13610	13680
R ²	0.2544	0.0674	0.2987	0.3043	0.2183

(二)调节效应

家庭户主的文化水平直接关系到家庭获取信息和使用数字金融工具的能力,数字金融对家庭消费相对剥夺的影响程度可能受到户主文化水平的制约。因此,本文进一步探讨户主的文化水平如何影响数字金融在缓解家庭消费相对剥夺方面的作用。利用户主受教育程度作为文化水平的代理变量,构建数字金融与户主受教育程度的交互项(df×school)作为调节变量,基于双向固定效应模型检验户主文化水平的调节效应,结果如表 11 列(5)所示。调节效应显著为负,表明提高户主文化水平有助于更有效地发挥数字金融对家庭消费相对剥夺的缓解效应。

六、研究结论与政策启示

本文利用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的中国家庭追踪调查面板数据,基于双向固定效应模型分析了数字金融对家庭消费相对剥夺的影响,得到研究结果如下。第一,数字金融可以缓解家庭消费相对剥夺,该结论在经过内生性检验和稳健性检验后依然成立。第二,机制分析发现,数字金融可以通过提高家庭收入、增加信贷可及性、增强家庭社会资本这三条途径来缓解家庭消费相对剥夺。第三,异质性分析结果表明,数字金融与家庭消费相对剥夺间的关系会因家庭特征和城乡区域的不同

而有所差异。从家庭特征来看,数字金融能够显著缓解中低收入家庭和户主是低学历家庭的消费相对剥夺。从城乡区域划分来看,数字金融的发展能显著缓解农村家庭的消费相对剥夺,对城镇家庭消费相对剥夺的影响并不明显。进一步研究发现,数字金融能够降低享受型和发展型消费相对剥夺,对生存型消费相对剥夺的作用并不显著,提高家庭数字金融参与度能够减轻家庭的消费相对剥夺。

根据研究结论,本文提出以下政策建议。第一,扎实开展网络基础设施建设,完善数字金融使用环境。根据中国互联网络信息中心发布的第53次《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2023年12月,我国的互联网普及率为77.5%,在一些农村地区和偏远地区,仍然需要积极拓展网络覆盖。相较于4G网络,5G网络具有速度快、延时短、容量大的特征,我国5G基站仅占移动基站总数的29.1%,要继续加快5G基站建设,提高网络的传输能力,增加互联网宽带入口。第二,推广普及数字金融知识,提高居民的数字素养。政府监管部门以及金融机构应广泛开展数字金融使用技能的培训活动,利用各种媒体普及数字金融相关知识。要提升培训质量,力求用简单易懂的语言解释复杂的数字金融概念,将金融知识与居民的日常生活和工作结合起来,提高大众的接受度。在农村地区,可以设立教育中心,提供必要的设备和互联网连接,进行数字金融培训,同时借助村委会等组织进行数字金融教育活动。第三,鼓励数字金融产品创新,继续优化数字金融在支付、保险和信贷等领域的服务内容。金融机构可以利用区块链等推动产业链金融服务的创新。尽管数字金融给居民交易带来便利,它也存在一些风险,如网络安全风险、操作风险和欺诈风险等。要利用入侵检测系统、防火墙和数据加密等手段加强网络安全防护,防止数据泄露以及黑客攻击,加强数字金融风险管控。利用大数据和人工智能技术,实施反欺诈措施,降低数字金融风险。

参考文献:

- [1] Fehr, E., Schmidt, K. M. A. Theory of Fairness, Competition, and Cooperation[J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(3): 817—868.
- [2] 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.
- [3] Garner, T. I. Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis Based on Decomposition of the Gini Coefficient[J]. Review of Economics and Statistics, 1993, 75(1): 134—138.
- [4] 邹红,李奥蕾,喻开志.消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较[J].经济学(季刊),2013(4): 1231—1254.
- [5] 孙豪,毛中根,桂河清.中国居民消费不平等:审视与应对[J].现代经济探讨,2019(4): 8—14.
- [6] Stouffer, S. A., Suchman, E. A., De Vinney, L. C., Star, S.A., Williams, R. M. Jr. The American Soldier: Adjustment during Army Life[M]. Princeton: Princeton University Press, 1949: 557—559.
- [7] Runciman, W. G. Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-century England[M]. Berkeley: University of California Press, 1966: 108—110.
- [8] Yitzhaki, S. Relative Deprivation and the Gini Coefficient[J]. Quarterly Journal of Economics, 1979, 93(2): 321—324.
- [9] Kakwani, N.C. The Relative Deprivation Curve and Its Applications[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1984, 2(4): 384—405.
- [10] Podder, N. Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality[J]. Kyklos, 1996, 49(3): 353—376.
- [11] Jappelli, T., Pistaferri, L. Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy? [J]. Review of Economic Dynamics, 2010, 13(1): 133—153.
- [12] 李涛,么海亮.什么导致了中国城镇家庭的消费不平等[J].经济理论与经济管理,2013(9): 31—40.
- [13] 栾炳江,陈建,邹红,黄俊兵.城镇家庭负债存量与消费不平等[J].南开经济研究,2022(10): 92—108.
- [14] 王健,赵凯.城市化和老龄化对城乡居民消费差距影响研究——理论模型与实证分析[J].云南财经大学学报,2020(8): 38—54.
- [15] 汪伟,沈洁,王文鹏.房价与居民消费不平等[J].山东大学学报(哲学社会科学版). 2020(6): 88—101.
- [16] 刘靖,陈斌开.房价上涨扩大了中国的消费不平等吗? [J].经济学(季刊),2021(4): 1253—1274.
- [17] 张雅淋,姚玲珍.家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角[J].财经研究,2020(8): 64—79.

- [18] 李晓飞,臧旭恒.“多轨制”养老金与家庭消费相对剥夺[J].经济评论,2022(4):130—147.
- [19] 张雅淋,吴义东,姚玲珍.住房财富“寡”而消费“不均”?——青年群体住房财富对消费相对剥夺的影响研究[J].财贸经济,2022(3):98—113.
- [20] 王彦芳,王恺涛,陈则霖,姚景民.数字鸿沟对家庭消费相对剥夺的加剧效应研究[J].西部论坛,2023(5):36—51.
- [21] 解垚,高梦桃.公共转移支付对家庭消费相对剥夺的影响[J].中南财经政法大学学报,2024(2):40—51.
- [22] 饶育蕾,陈地强,费哲恒.政府帮扶对贫困家庭消费相对剥夺的影响:基于精准扶贫的政策评估[J].资源科学,2024(5):988—1001.
- [23] 张海洋,韩晓.数字金融能缓和社会主要矛盾吗?——消费不平等的视角[J].经济科学,2022(2):96—109.
- [24] 齐红倩,刘倩含.数字普惠金融发展对我国居民消费不平等的影响[J].经济问题探索,2022(10):161—172.
- [25] 吴卫星,柴宏蕊.数字普惠金融促进居民消费水平均衡提升了吗——基于消费相对剥夺缓解的视角[J].社会科学,2023(3):134—147.
- [26] 吕勇斌,郭懿晨.分好蛋糕:数字金融如何促进收入平等[J].中南财经政法大学学报,2023(4):81—93.
- [27] Karlan, D., Zinman, J. Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(1): 433—464.
- [28] 桂文林,陈东亨,董文晋.人口老龄化与家庭金融资产配置——基于倾向得分匹配法的实证研究[J].西北人口,2022(3):58—68.
- [29] Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41—55.
- [30] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100—120.
- [31] 杨碧云,王艺璇,易行健.数字鸿沟与消费鸿沟——基于个体消费不平等视角[J].经济学动态,2023(3):87—103.

Impact of Digital Finance on Relative Deprivation in Household Consumption

WANG Liping

(School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: Based on data from China Family Panel Studies (CFPS) conducted in 2014, 2016, 2018 and 2020, this paper analyzes the impact of digital finance on relative deprivation in household consumption. The research findings are as follows. Firstly, the development of digital finance can significantly alleviate relative deprivation in household consumption. Secondly, digital finance mitigates relative deprivation in household consumption through three mechanisms: increasing household income, improving access to formal credit, and enhancing social capital. Thirdly, the relationship between digital finance and relative deprivation in household consumption varies based on family characteristics and urban-rural differences. From the perspective of family characteristics, digital finance can significantly alleviate the relative deprivation in consumption for middle-income and low-income households and for households with low-educated heads. In terms of urban-rural distinctions, the development of digital finance can significantly mitigate the relative deprivation in consumption among rural households. Further analysis indicates that digital finance can notably reduce relative deprivation in both enjoyment-oriented and development-oriented consumption, and an increase in household participation in digital finance can help lessen relative deprivation in consumption. The result of this paper contribute to understanding the relationship between the development of digital finance and consumption inequality, and provide practical implications for alleviating the relative deprivation in household consumption.

Key words: Digital Finance; Consumption Inequality; Relative Deprivation in Household Consumption; Credit Accessibility; Social Capital

(责任编辑:郭 策)