

数字金融、信贷约束与家庭消费

谢家智^{1,2}, 吴静茹¹

(1. 西南大学经济管理学院, 重庆, 400715;

2. 西南大学智能金融与平台经济研究院, 重庆, 400715)

摘要: 数字金融的蓬勃发展缓解了传统金融中的信贷结构失衡问题, 深刻影响着家庭消费行为, 为破解消费低迷难题创造了契机。基于 2013 年的中国家庭金融追踪调查数据(CHFS), 构建代际交替模型和利用中介效应检验方法, 研究了数字金融对家庭消费的影响机制; 为了克服数字金融的内生性问题, 选取工具变量进行两阶段最小二乘法估计。结果表明: 数字金融方便快捷、交易成本低、普惠可得, 缓解了家庭信贷约束, 进而激励了家庭消费; 异质性研究也发现, 数字金融对低收入家庭和农村家庭消费的激励作用更明显。研究提供了数字金融影响家庭消费的微观机制, 并为引导数字金融促进家庭消费、实现内需拉动的经济增长提供政策建议。

关键词: 数字金融; 信贷约束; 家庭消费; 中介效应

中图分类号: F83

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID)

文章编号: 1672-3104(2020)02-0009-12



一、引言和文献综述

消费是当前我国经济增长的重要推动力, 但我国居民消费率与国际水平相比仍处于较低水平, 消费潜力有待进一步发掘。如图 1 所示, 2018 年, 消费对经济增长的贡献率高达 76.2%, 比上年提高 18.6%。但是, 消费受到高度关注的同时, 消费运行也面临进一步增长的瓶颈, 2018 年消费增速比 2017 年放缓 1.2%, 收入下滑、消费信贷萎缩、财富效应缩水等众多因素制约了消费增长。且我国居民消费率明显偏低, 不但远低于美国、英国、德国等发达国家水平, 也低于日本、韩国等亚洲国家, 甚至低于印度等发展中国家^①。因此, 加快调整储蓄和消费的关系, 探索促进消费增长的可行办法, 破除制约居民消费的关键因素, 走一条内需拉动的经济增长路径, 是当务之急。

伴随着同一时期数字金融的兴起和蓬勃发展, 居民消费率处于相对低位的同时也有小幅上升, 因此数字金融对消费的作用开始引起学术界的关注。广义上,

数字金融指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现支付、融资、投资和其他新型金融业务模式^[1]。数字金融在 2012 年被提出^②, 随后经历了快速发展阶段, 北京大学数字金融研究中心研究显示 2018 年数字普惠金融指数为 300.2, 是 2011 年的 7.5 倍。同一时期, 居民消费率和最终消费率也都在 2010 年短暂下跌后开始上升, 与数字金融的发展保持了时间上的同步性。但也看到, 2013—2018 年居民人均消费占人均可支配收入的比重还有所下滑, 收入虽作为影响消费的重要因素, 在这一阶段并未对居民发挥出明显的作用^③。以上现象表明, 除了收入因素外, 数字金融可能对消费有积极影响。数字金融对消费发挥着怎样的作用? 数字金融是否能作为未来提升消费的重要手段? 这些问题对破解我国消费难题具有重要意义。

国内外经济学家一直尝试着从经济、人口、制度等多个角度研究消费, 但从数字金融角度为出发点的研究才刚刚起步。从 Keynes 的绝对收入假说^[2]开始, 众多研究者认为收入是经济中影响消费的重要因素, 并在 Keynes 的基础上, 发展了相对收入假说^[3]、生命周期假说^[4]、持久收入假说^[5]、流动性约束假说^[6]、预防

收稿日期: 2019-12-20; 修回日期: 2020-02-08

基金项目: 国家社科基金项目“金融回归本源发展的中国式分权制度创新”(19XJL005)

作者简介: 谢家智(1967—), 男, 四川西充人, 西南大学经济管理学院、西南大学智能金融与平台经济研究院教授, 博士生导师, 主要研究方向: 金融经济学、农村金融, 联系邮箱: 932900972@qq.com; 吴静茹(1992—), 女, 四川广安人, 西南大学经济管理学院博士研究生, 主要研究方向: 数字金融、农村金融

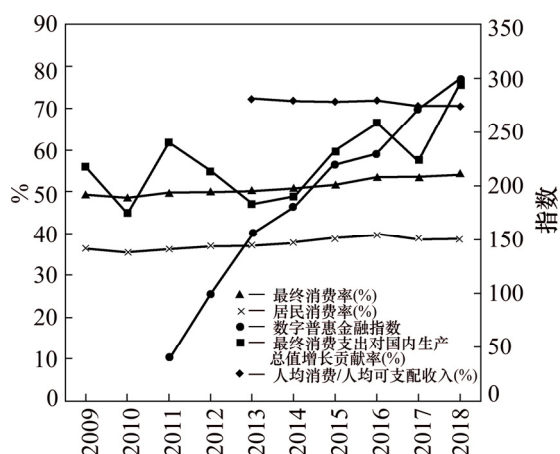


图1 我国消费和数字金融发展现状

资料来源：国家统计局网站、北京大学数字金融中心

性储蓄假说^[7]等，主要观点是居民将根据自身现期或未来的收入水平进行消费。白重恩等^[8]基于预防性储蓄理论，发现医疗保险等社会保障的存在，能够减少居民的预防性储蓄，促进农村居民消费。相比城镇居民，农村居民面临的流动性约束更大，预防性储蓄倾向更明显。因农业具有周期性生产的特征，同时面临资产和收入双重约束条件，农户必须通过跨期支出(包括消费支出和投资支出)的平滑来防范生活和生产经营中的风险，从而实现自身家庭效用的优化。相比以上文献从宏观角度对收入、社会保障因素的研究，微观主体行为的研究更有助于了解消费和储蓄的决策动因。因此，消费研究转向行为经济学视角，朱信凯和骆晨提出真正影响消费决策的可能不是真实的收入波动，而是消费者的心理预期^[9]。比较消费效用、自控能力、双曲线偏好、习惯、文化、专家预测等因素，都作为与消费者行为和心理有关的研究变量，纳入对消费函数的分析中。

金融发展有助于平滑消费和降低居民流动性约束^[10]的观点虽早已得到证实，但以往研究较少从信贷约束的角度探讨数字金融作用于家庭消费的中介机制。数字金融的发展弥补了传统金融的不足，真正让金融服务惠及更广大人民群众，尤其是满足了弱势群体的金融需求。各国普遍存在的信贷约束使消费者难以根据效用最大化原则平滑各个时期的消费。特别是，我国的信贷市场内部发展并不均衡^[11]，信贷的需求型约束和供给型约束同时存在，金融歧视在区域、城乡、收入阶层间表现不一，因此居民消费受到的流动性约束更为严重。普惠金融的发展需要满足不同群体，尤其是弱势群体的金融需求，但是高昂的成本与微薄的利润间的矛盾，让传统金融产品和服务发挥的作用有

限，必须依靠数字金融对传统金融进行补充。数字金融基于互联网“公平效率”的逻辑，运用数字科技手段，创新应用模式和风控手段，突破了传统征信的数据积累瓶颈，根据用户的信息获取习惯和交易记录来发放贷款，具有精准、高效、便捷、低成本的优势，有效弥补了传统正规金融的不足，缓解了信贷约束^[12]。

在数字经济时代，实务界以及学术界都在发掘数字金融如何更好地为经济增长做出贡献，众多研究评估了数字金融发展的经济效应，但缺乏从微观视角考察数字金融对消费的影响的研究。数字金融通过缩小收入差距^[13]、促进创业创新活动^[14]等促进了经济包容性增长。易行健和周利^[11]首先从地市级的角度，验证了数字金融通过提升支付便利性和缓解流动性约束等促进了居民消费。已有研究中，学者虽已经开始关注数字金融的经济效应，但在亟待以消费升级促进经济转型的背景下，从消费角度研究数字金融的不多。并且，更少有学者以个体家庭为研究对象分析数字金融对家庭消费行为的影响。用宏观的“代表性消费者”处理总量数据无法体现消费行为的个体差异^[6]，因此，数字金融促进消费的微观机制研究有待加强。

综上，先前的学者较多研究证实收入、心理预期对消费的影响，但很少在数字金融这一新技术角度下探究消费受到的影响；数字金融促进消费增长虽然受到广泛关注，但是没有厘清其对消费增长的微观传导机制。基于以上背景，验证数字金融对消费的微观影响机制，探究微观个体消费行为特征和决策依据，厘清数字金融对不同消费群体的异质性作用，是破解居民消费低迷难题的有效途径。本文通过理论分析，借助2013年中国家庭金融追踪调查(China Household Finance Survey, CHFS)的数据，运用信贷约束作为中介变量，分析了数字金融对家庭消费的影响机制。

本文的贡献在于：(1)利用中介效应模型，以信贷约束为中介变量，实证研究了数字金融对家庭消费的影响大小和作用机制；(2)以微观家庭为对象，研究了风险偏好、金融知识、社会保障等决策变量对数字金融促进家庭消费的调节作用，对于提高数字金融对消费的促进作用更有政策指导性；(3)进行消费的异质性研究，验证了数字金融的普惠效应——缓解了低收入家庭和农村家庭的信贷约束，并促进了消费升级。

二、机理分析和研究假设

消费者在做消费决策时，不仅会受到当前收入的

限制, 还会对整个生命周期进行考虑, 因此借助 OLG 模型将跨期预算约束纳入对消费决策行为的考虑中。萨缪尔森最早提出了关于利率的消费借贷模型, 并经戴蒙德进行扩展形成戴蒙德模型, 又称“世代交叠模型”(overlapping generation models, 简称 OLG 模型), 被诸多学者用在家庭消费、投资、储蓄等经济行为的分析中^[15], 该模型较好地分析了消费行为决策中的效用最大化问题。数字金融的优点在于降低了金融服务的成本, 即降低了借贷的交易成本。此时, 家庭更有机会和能力获得金融借贷, 缓解传统金融下存在的信贷约束问题。但是家庭是否进行借贷, 借贷后用于投资还是消费, 取决于家庭最大期望效用函数条件下的最优消费决策。因此, 考虑一个家庭两期的借贷模型, 在第一期的时候, 进行数字金融借贷, 第二期偿还。家庭的效用函数如下:

$$U=u(c_{1t})+\beta u(c_{2t}) \quad (1)$$

式中, C_t 代表各个时期的消费, $\beta \in (0, 1)$ 代表折现率, $u(\cdot)$ 代表每个时期的效用函数, 假设 $u(\cdot)$ 是严格递增的, 且是严格的凹函数, 即 $u'(\cdot) > 0$, $u''(\cdot) < 0$, 满足 $\lim_{c \rightarrow 0} u'(c) = +\infty$ 。

投资 k 看作是一种商品的消费, 当期的 k 在下一期产生 $f(k)$ 的回报, 其中 $f(\cdot)$ 是严格递增的凹函数, 并满足 $\lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = +\infty$, 且 $\lim_{k \rightarrow +\infty} f'(k) = 0$ 。家庭在当期以总借贷成本 R 产生借贷额 d (当 $d < 0$, d 可代表储蓄), w 代表初始财富。考虑借贷、储蓄、投资等行为, 家庭各期的消费决策函数即可表示为:

$$c_{1t} = w + d - kd \quad (2)$$

$$c_{2t+1} = f(k) - Rd \quad (3)$$

家庭在约束条件(2)(3)下, 实现效用函数(1)的最大化目标。当不存在金融摩擦时, 效用最大化可分为以下两个步骤。第一步是在最大化投资净现值的目标下, 家庭进行是否投资的选择, 投资净现值表示为 $-k + f(k)/R$ 。在无约束条件下, 最优的投资必须满足: $f'(k) = R$, 在最优投资选择的条件下, 第二期的消费的限制条件可以转换为:

$$c_{2t+1} = Rk - Rd \quad (4)$$

因此, 经过以上分析, 可转换为在两期消费(2)和(4)的约束条件下求解(1)的最优化问题。第二步, 采用 CRRA (常相对风险规避) 形式的消费者效用函数, 带入最优解条件, 得到两期消费的关系为:

$$\frac{c_{2t+1}}{c_{1t}} = (\beta R)^{1/\theta} = \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \right)^{1/\theta} \quad (5)$$

其中: $\rho (\rho > -1)$ 代表时间偏好。根据(2)(4)(5)得到当期消费的表达式为:

$$c_{1t} = \frac{(1+\rho)^{1/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta} + (1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} w \quad (6)$$

进一步推出借贷比率与借贷成本的关系如(7)式:

$$\begin{aligned} l(r_{t+1}) &= \frac{(1+\rho)^{1/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta} + (1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} + h - 1 \\ &= \frac{-1}{\frac{(1+\rho)^{1/\theta}}{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} \downarrow + 1} \downarrow + h \end{aligned} \quad (7)$$

所以, 借贷比率 $l(r_{t+1})$ 与 ρ 、 θ 、 r_{t+1} 、 h 都有关系, 在控制其他条件不变的情况下, 关注 $l(r_{t+1})$ 与 r 之间的关系。两者之间的关系取决于 $G = (1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}$ 与 r 之间的关系, 求 $G(\cdot)$ 关于 r 的导数, 当 $\theta < 1$, $G(\cdot)$ 是 r 的增函数, $l(r_{t+1})$ 是 r 的减函数, 随着借贷成本的降低, 借贷率上升, 根据(6)式, 则当期消费 c_{1t} 增加; 当 $\theta > 1$, $G(\cdot)$ 是 r 的减函数, $l(r_{t+1})$ 是 r 的增函数, 随借贷成本的降低, 借贷率下降, 当期消费 c_{1t} 减少。也就是说, 在相对风险规避系数很小且小于 1 时, 随着数字金融借贷成本的下降, 家庭在最大化期望效用函数的目标下, 会增加金融借贷, 进而增加消费。

从经济意义上来讲, 当两期消费品的相对价格发生变化时, 消费者会在当期和下一期消费的数量上进行选择, 而数量调整的大小取决于 $u'(c_{1t})$ 对 c 的反应敏感程度, 即取决于边际效用弹性 (或相对风险规避系数) $\theta = -c[u''(c)]/[u'(c)]$, θ 越小, 对风险厌恶的程度越高。跨期替代弹性 (IES) 用来衡量两期之间消费数量比率的相对变动对两期消费品价格比率 (这里为借贷的成本) 相对变动的反应灵敏程度, 表达式为 $IES = 1/\theta$ 。而影响跨期消费选择的微观因素主要是家庭消费者的个体因素, 包括年龄差异、家庭成员构成、所受教育程度等。综上所述, 提出假设 1。

假设 1: 数字金融有助于促进家庭消费。

数字金融促进家庭消费的微观机制可能包括直接的和间接 (传导) 的作用。数字金融为消费提供了新的模式, 其基于更便捷的支付、更小的借贷成本、更低的借贷门槛, 提升了家庭的消费体验, 释放了信贷需求, 增加了信贷供给, 从多方面刺激了家庭消费。首先, 数字金融方便了商品和金融交易。以支付宝、微信为代表的第三方交易平台, 集成了多个银行账户, 大量小额交易得以借助第三方支付公司进行清算, 方便了消费者, 也促进了商品服务提供者的业务优化, 大大提升了消费体验; 同时, 移动端上可以快速简单地完成借贷流程, 刺激了一些因借贷程序烦琐、附近

没有银行网点的潜在借款者的信贷需求。其次,数字金融的“去中介化”减少了交易成本,基于大数据的精准放贷、风险控制又减少了信息不对称和违约的成本,优化了信贷结构。从需求端看,成本的降低将刺激借款人消费意愿的增长,对于供给端而言,成本的控制将有利于增加盈利,金融服务提供者会提供更多的信贷供给。最后,互联网“平等共享”“民主普惠”的精神渗透到了数字金融产品中,降低了金融服务的门槛。数字金融产品的简单易懂,弱化了金融业的技术分工和金融的专业化,减少了实物“抵押品”的贷款条件,使得人人都有能力、有需求、有机会享受到数字金融的服务。

基于文献资料和经验事实,本文着重研究了数字金融影响家庭消费的重要中介变量——信贷约束。信贷的需求型约束和供给型约束同时存在使得我国的信贷市场内部发展不均衡,张号栋和尹志超发现我国许多家庭面临着金融排斥,互联网金融可以显著促进家庭信贷需求,并降低信贷约束的概率^[16]。众多研究也证实了信贷约束将影响家庭的资产选择和消费行为^[17]。因此,后文将信贷约束程度作为中介变量,阐释数字金融影响家庭消费的作用机理。

综上,总结数字金融刺激家庭消费的影响机制如图2所示,并提出假设2。

假设2:数字金融具有较低的交易成本,提升了信贷的可得性,缓解了信贷约束,从而促进了家庭消费。

我国消费不平等的现象普遍存在,家庭个体特征的差异导致了不同的消费行为决策。当下,我国正处在经济快速增长和社会转型的阶段,各项社会保障有待完善,居民面临的不确定性较强,收入的不平等容易引起消费的不平等^[18],家庭在消费观念、消费行为等各方面呈现更多的差异。首先,家庭消费主要受到了预算约束的限制,家庭的消费状况与其拥有的财富和收入密切相关,收入对消费有明显的调节作用。其

次,金融服务、社会保障等能够缓解收入冲击对消费波动的影响^[19]。Krueger和Perri通过对内生性借贷合约的异质性家庭模型的研究发现,家庭可以利用金融服务的发展缓解收入的冲击^[20]。Heathcote等也发现,收入冲击有约40%会传导至消费,其他的会被保险、税收等缓冲掉^[21]。而家庭对数字金融的使用也取决于金融知识的掌握。因此,收入、社会保障、金融知识等家庭个体特征都可能影响家庭消费的变动。

同时,数字金融作为金融领域的一项新兴技术革命,对数字金融的使用程度与当地的金融发展水平和家庭对数字技术的接受能力相关。张勋等发现,数字金融更显著地支持了物质资本、社会资本较低的家庭的创业行为,对人力资本低的家庭的影响不明显^[12]。易行健和周利证明了区域金融环境对数字金融的作用发挥有影响^[11]。因此,关注区域金融发展水平和地区变量对家庭消费异质性的考察很有必要。为了进一步挖掘微观经济个体的异质性特征,有必要考虑不同户主特征、不同家庭特征、不同区域特征条件下,数字金融对消费的影响,故本文提出假设3。

假设3:数字金融对消费的促进作用存在异质性。由于低收入家庭和农村家庭受到信贷约束问题更严重,所以数字金融对这两类家庭的消费促进作用更大。

三、研究设计

(一) 样本数据

本研究采用中国金融调查数据2013年的调查数据,包含了全国范围内的家庭金融微观信息。2013年CHFS样本覆盖了全国29个省、262个县(区、县级市)、1048个社区(村),共包含28000多户家庭的资产与负债、收入与支出、保险与保障,家庭人口特征及就业等信息的大型微观数据。CHFS项目采用了多项措施控制抽样误差和非抽样误差,数据代表性好、质量

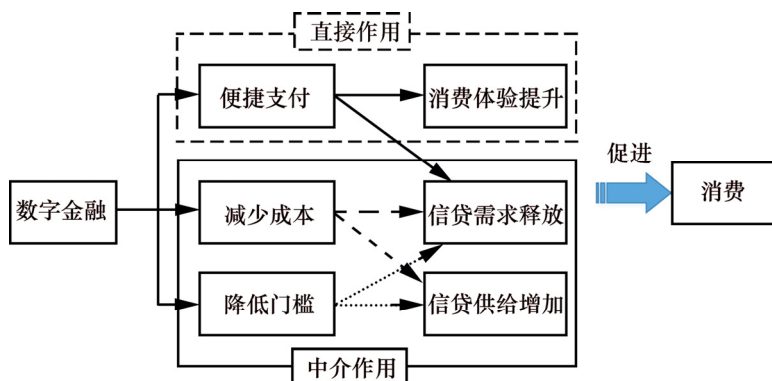


图2 数字金融对家庭消费的影响机制

高^[22]。本文重点关注数字金融通过信贷约束对家庭消费的影响, 下面分别就家庭消费、数字金融、收入、家庭信贷约束和其他控制变量进行说明。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

家庭消费(*wtcp_wl*)是本研究的被解释变量。问卷中针对就餐、日用品、耐用品、教育等消费细项进行提问, 将其统一折算成家庭当年总消费。本文消费结构按照不同的消费层次进行划分, 分为生存型消费(吃、穿、住等)、发展型消费(教育、交通等)、享受型消费(娱乐文化、通讯、保健、耐用消费品支出、旅游等)。回归分析时对其进行对数处理。

2. 核心解释变量

数字金融变量(*dum_e*)。数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式。实践证明, 数字支付是数字金融的基础设施, 是获得其他数字金融服务的前提, 通过技术平台进行的支付正在促进中国等主要新兴经济体的金融账户使用率提高^[23], 同时鉴于数据的可得性, 本文的数字金融变量借鉴了尹志超^[24]对数字金融变量的选取办法, 针对问卷中涉及的问题“您家网购一般主要采取哪些支付方式?”选择“网上银行、支付宝、信用卡和财付通”选项的定义为使用数字金融家庭, 赋值为1, 否则为0。

3. 控制变量

(1)家庭收入变量(*wtincomez*)和家庭财富变量(*networth0_wl*)。考虑到变量设置的合理性和数据的可得性, 家庭可支配收入可作为家庭收入的代理变量。在研究城乡居民消费行为过程中, 目前国内对城乡居民的财产拥有状况尚无准确和权威的统计, 借鉴先前的研究, 用净存款与净贷款的差得出的净财富水平衡量家庭财富。回归分析时两者均进行对数处理。

(2)信贷约束程度变量(*tagcreditde*)。研究中常将信贷约束分为直接衡量法和间接衡量法两类。直接衡量法是利用调查问卷所获得的直接信息, 即家庭当前或曾经参与信贷市场的经验信息, 对信贷约束进行衡量。借鉴 Jappelli 等使用“需要但没有申请, 或者申请被拒绝”的回答作为家庭信贷约束的直接度量方法^[25], 根据2013年CHFS问卷的设计, 如果家庭在农业生产、工商业经营、住房、汽车和信用卡中没有银行贷款的原因是“需要但没有申请, 或者申请被拒绝”, 则家庭信贷约束变量赋值为1, 否则为0。按照评分法, 在某一项中存在信贷约束程度计为1分, 总共五项, 所以信贷约束取[0, 5]的整数, 数字越大, 家庭受到信贷约束的程度就越高。

(3)户主和家庭特征变量组。社会保障程度变量(*socinsurepfde*), 社会保障包括社会养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险和公积金。本文先观察家庭中每一个成员, 若拥有任何一种社会保障的赋值为1, 无任何社会保障的赋值为0。再根据一个家庭中拥有社会保障的家庭成员数表示家庭社会保障的程度。户主风险厌恶程度借鉴了段军山和崔蒙雪^[26]的研究, 针对家庭风险态度问题的答案, 分成了风险偏好类型(*l_riskattitude*)家庭、风险中性类型(*m_riskattitude*)家庭、风险厌恶类型(*h_riskattitude*)家庭。户主金融知识水平(*finscore*)借鉴张号栋和尹志超的客观评价法, 根据受访者对利率、通货膨胀、投资风险问题的回答正确个数, 回答正确计1分, 加总得到总分作为金融知识水平的衡量^[16]。其他变量包括家庭成员数(*famisize*)、家庭平均受教育年限(*eduyearf_m*)^⑤。

(4)地区经济变量组。分城乡、分阶段、分地区、分类别是我国消费经济研究必须坚持的四个原则^[9]。参考尹志超^[24]、卢亚娟等^[28]在家庭决策行为中考虑的地区因素, 本文考察不同地区的金融发展水平, 用小额贷款贷款余额与GDP的比值代表各省小额信贷的发展水平(*plittlec100*), 用银行业金融机构信贷余额与GDP的比值代表各省传统金融的发展水平(*pbankcredit100*)^⑥, 北大数字金融研究中心的数字普惠金融指数中的借贷指数^[29]作为各省数字金融消费借贷发展水平(*credit12*)的度量。其他包括城乡分类变量(*rural*)和东中西部区域分类变量(*region*)。变量的描述性统计结果如表1所示。

样本中家庭年总消费的平均值为4.527万元, 约20.5%的家庭选择使用数字金融。家庭的社会保障平均水平达到中等以上。家庭平均受教育年限为9.338年, 约为初中学历偏上的水平, 家庭平均受教育年限最低的家庭中有成员没有读过书, 平均受教育年限最高的家庭中有成员获得博士学位。从整体的信贷约束程度来看, 受到完全信贷约束(农业经营、工商业经营、车、房、信用卡等借贷都受到约束)的家庭很少, 平均受到信贷约束的程度为0.346。风险厌恶态度的平均值为2.577, 可见我国大多数家庭是持有风险厌恶态度的, 与以往文献中的研究结论一致^[20]。户主金融知识水平均值约为0.667, 金融知识的平均水平偏低。各省的小额信贷的发展水平差异大、发展不均衡, 最大值是2.647, 是最小值的10倍左右。银行业金融机构的发展水平的省级差距没有小额信贷发展差异那么明显, 最大值是最小值的4倍左右。样本总数为23 529, 样本中的农村家庭样本占比33.4%, 为7 858户。

表1 变量定义和描述性统计

变量名	定义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>wtcp_w1</i>	家庭年总消费(万元)	4.527	4.124	0.245	26.120
<i>wtcp1_w1</i>	家庭生存性消费占比(%)	70.140	17.310	8.467	100.000
<i>wtcp2_w1</i>	家庭发展性消费占比(%)	14.410	14.420	0.000	85.120
<i>wtcp3_w1</i>	家庭娱乐性消费占比(%)	15.450	11.240	0.000	87.550
<i>dum_e</i>	家庭数字金融: 使用=1	0.205	0.404	0.000	1.000
<i>wtincomez</i>	家庭可支配收入(万元)	6.218	7.602	0.000	48.780
<i>networth0_w1</i>	家庭净财富(万元)	1.447	6.380	-20.000	39.000
<i>tagcreditde</i>	家庭信贷约束程度: 0-5, 5代表约束最强	0.346	0.656	0.000	5.000
<i>risk</i>	户主风险态度: 偏好=1 中立=2 厌恶=3	2.577	0.678	1.000	3.000
<i>finscore</i>	户主金融知识水平: 0-3, 3代表水平最高	0.667	0.816	0.000	3.000
<i>socinsurepfde</i>	家庭社会保障程度: 0-3, 3代表保障最高	1.700	0.555	0.000	3.000
<i>famsize</i>	家庭成员总数(人次)	3.530	1.633	1.000	19.000
<i>eduyearf_m</i>	家庭平均受教育年限(年)	9.338	3.718	0.000	22.000
<i>plittlec100</i>	小额信贷余额/省 GDP(元/百元)	1.018	0.617	0.256	2.647
<i>pbankcredit100</i>	银行信贷余额/省 GDP(元/百元)	117.900	42.490	67.670	241.600
<i>credit12</i>	各省数字普惠金融借贷指数	106.300	30.960	20.570	156.900
<i>rural</i>	城乡分类变量: 农村=1	0.334	0.472	0.000	1.000
<i>region</i>	区域: 东部=1 中部=2 西部=3	1.795	0.813	1.000	3.000

注: 对收入、消费变量的异常值进行缩尾处理

(三) 模型设定

为验证假说1和假说3, 本文设定如下线性回归模型一: 数字金融与消费支出模型, 如下:

$$\lnwtcp_w1 = \lambda_0 + \lambda_1 dum_e + \lambda_2 X_i + \varepsilon_1 \quad (8)$$

式中, $\lnwtcp_w1$ 为家庭总消费的对数, ε_1 为随机干扰项。 dum_e 为数字金融使用的代理变量。 X_i 表示上文提到的一系列可能影响消费的控制变量, 其中, 对 $networth0_w1$ 和 $wtincomez$ 做了对数处理。

为验证假说2, 本文设定如下模型二: 数字金融与消费支出的中介模型。参考温忠麟和叶宝娟^[33]设计的中介效应模型, 建立如下回归方程:

$$\lnwtcp_w1 = \alpha_0 + \alpha_1 dum_e + \alpha_2 X_i + \varepsilon_1 \quad (9)$$

$$Med_i = \beta_0 + \beta_1 dum_e + \beta_2 X_i + \varepsilon_2 \quad (10)$$

$$\lnwtcp_w1 = \gamma_0 + \gamma_1 dum_e + \gamma_2 Med_i + \gamma_3 X_i + \varepsilon_3 \quad (11)$$

式中, $\lnwtcp_w1$ 代表家庭总消费的对数; Med_i 是中介变量, 代表家庭的信贷约束程度; dum_e 表示数字金融的使用与否; X_i 为控制变量, α 、 β 、 γ 分别为待估计参数, ε_i ($i=1, 2, 3$) 为随机误差项。上述中介作用检验方程可表示为图3。

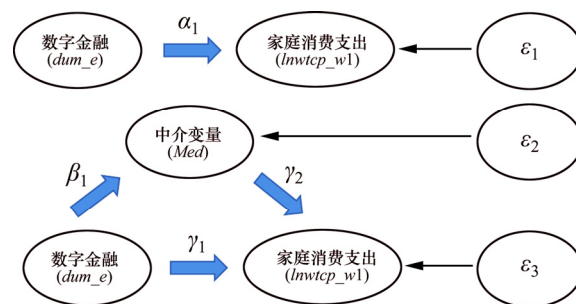


图3 中介变量路径图

四、实证结果分析

(一) 数字金融与家庭消费

1. 基准回归分析

本文的基准模型为 OLS 模型, 为避免“消费多的家庭才使用数字金融”这一反向因果造成的内生性问题, 选择“去年是否进行网购”作为工具变量。一方面, 相当于一阶滞后项的“去年的网购行为”变量, 在控制了家庭收入、家庭特征、区域金融发展水平等变量后, 与今年的消费不存在直接关联的渠道, 具备

外生性的特征; 另一方面, 去年的网购行为可能增加今年家庭使用数字金融的可能性, 进而与今年家庭消费存在紧密联系。两阶段最小二乘法(2SLS)的一阶段回归结果显示, 家庭数字金融对家庭消费的作用在统计上显著, 且 F 统计量显示在 5% 的显著性水平下通过弱工具变量检验。

表 2 为数字金融对家庭消费影响的 OLS 回归结果和工具变量回归模型, 并给出对应的弱工具变量检验和 DWH 检验结果。其中, 第(1)(2)(3)列为 OLS 模型, 第(4)(5)(6)列为二阶段最小二乘法的工具变量模型。表 2 显示, 无论是 OLS 模型还是工具变量模型, 数字金融都有促进家庭消费的积极效应, 且随着户主特征、家庭特征和区域特征变量的加入, 调节 R^2 不断增大, 说明模型的解释力度增强, 第(3)列的调节 R^2 为 0.437。从第(4)(5)(6)列可以看到, Cragg-Donald Wald-F 统计量都远远大于 10% 的临界值水平, 故认为不存在弱工具变量的问题。本文使用 DHW 外生性检验, 检验的结果显示存在内生问题。第(6)列结果显示, 使用数字金融的家庭, 家庭的消费会增长 29.9%, 高于可支配收入对家庭消费的促进作用(19.3%)。信贷约束程度与消费呈负相关, 可能的经济解释是, 受到信贷约束的程度越大, 代表外源融资不足, 预算集缩小, 所以家

庭消费将减少。上述分析表明, 本文的假说 1——家庭使用数字金融将促进家庭消费, 得到了较为稳健的经验支持。

2. 稳健性检验

为了检验分析结果的稳健性, 进一步采用生存型消费、发展型消费、服务型消费等不同消费层次作为被解释变量, 重新估计了公式(8)。检验结果表明, 在生存型消费上, 使用数字金融的家庭与未使用数字金融的家庭相比, 家庭消费要提高 17.0%; 发展型消费上, 使用数字金融的家庭的消费要提高 17.3%; 享受型消费上, 使用数字金融的家庭的消费要提高 18.7%, 且三者均在 1% 水平上显著异于零, 如表 3 所示。由此可见, 数字金融对家庭消费的促进作用显著且具有稳健性。

(二) 数字金融对家庭消费影响的异质性分析

1. 不同家庭特征下数字金融对家庭消费的影响

如表 4, 选择不同的调节变量考察数字金融对家庭消费的异质性影响。第(1)(2)列显示的是收入对数字金融促进家庭消费的调节效应。第(1)列结果显示, 经济意义上, 收入对数字金融促进家庭消费的调节效用为负, 但是统计上不显著, 收入对数字金融促进家庭消费的调节作用是非线性的。因不同收入等级可能导

表 2 数字金融与家庭消费: 基准模型

	OLS 模型			IV-2SLS 模型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭数字金融	0.383*** (48.40)	0.243*** (26.68)	0.224*** (24.79)	0.508*** (47.24)	0.329*** (29.15)	0.299*** (26.76)
家庭可支配收入	0.313*** (72.13)	0.220*** (44.34)	0.197*** (38.97)	0.297*** (62.41)	0.215*** (43.12)	0.193*** (38.12)
家庭净财富	0.005*** (9.34)	0.005*** (9.05)	0.004*** (6.76)	0.005*** (8.06)	0.005*** (8.61)	0.004*** (6.40)
家庭信贷约束程度		-0.049*** (-9.51)	-0.043*** (-8.42)		-0.047*** (-9.04)	-0.041*** (-8.04)
控制户主特征	否	是	是	否	是	是
控制家庭特征	否	是	是	否	是	是
控制区域特征	否	否	是	否	否	是
观测值	23 529	23 529	23 529	23 529	23 529	23 529
调节 R^2	0.345	0.419	0.437	0.346	0.417	0.435
Cragg-Donald Wald-F 统计量				60 730.640	48 671.580	47 962.190
DWH 检验				456.760	182.490	138.979
				P=0.000	P=0.000	P=0.000

注: 括号中为稳健标准误下的 t 值; *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; Cragg-Donald Wald-F 检验的临界值为 16.38(10%水平)、8.96(15%水平)、6.66(20%水平)、5.53(25%水平)

表3 稳健性回归检验结果

因变量	生存型消费 (1)	发展型消费 (2)	享受型消费 (3)
家庭数字金融	0.170*** (19.26)	0.173*** (21.10)	0.187*** (25.69)
家庭可支配收入	0.186*** (38.19)	0.039*** (9.64)	0.123*** (35.00)
家庭净财富	0.003*** (5.18)	0.002*** (3.60)	0.005*** (10.28)
家庭信贷约束程度	-0.038*** (-7.61)	-0.014*** (-3.78)	-0.027*** (-10.36)
控制其他变量	是	是	是
观测值	23 529	23 529	23 529
调节 R^2	0.365	0.218	0.378

注：括号中数字为稳健标准误下的 t 值；*、**、***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

致不同的边际消费倾向^[9]，第(2)列按照中位数以上和中位数以下将家庭分为对应的高收入家庭和低收入家庭。结果显示，高收入家庭的消费比低收入家庭的消费要高出 0.221，但是数字金融的使用会使得低收入家庭的消费比高收入家庭的多出 0.045。原因可能是低收入家庭因为收入低更容易面临严重的流动性约束，数字金融增加了其外源性融资，所以对此类家庭消费的促进作用更大。

第(3)列显示的是城乡分类对数字金融促进家庭消费的调节效应。第(3)列显示，农村家庭的平均消费比城镇少 0.152，但数字金融对农村家庭消费的正向调节作用高出城镇家庭 0.228。这意味着数字金融对农村家庭的普惠效应更明显。而样本计算发现，对比城镇家庭总数中，使用数字金融的使用占比达到 28.8%；农村家庭总数中，使用数字金融的占比只有 4.2%，如果能够扩大数字金融在农村家庭中使用，那么数字金融对消费增长的促进作用将得到进一步放大。第(4)列

表4 数字金融对家庭消费影响的异质性分析(IV-2SLS)^①

	X:收入 (1)	X:高收入家庭 (2)	X:农村家庭 (3)	X:金融知识 (4)	X:信贷约束程度 (5)
数字金融	0.302*** (11.89)	0.366*** (18.65)	0.276*** (24.53)	0.336*** (11.77)	0.355*** (22.71)
家庭可支配收入	0.193*** (32.57)				
高收入家庭		0.221*** (25.68)			
农村家庭			-0.152*** (-18.15)		
金融知识				0.050*** (11.99)	
信贷约束程度					-0.041*** (-7.97)
调节变量 $X_a \times$ 数字金融	-0.002 (-0.17)	-0.045** (-2.05)	0.228*** (5.57)	-0.059*** (-5.61)	-0.038** (-2.10)
其他控制变量	是	是	是	是	是
观测值	23 529	23 529	23 529	23 529	23 529
调节 R^2	0.435	0.407	0.435	0.435	0.436
Cragg-Donald Wald-F	24 132.580	24 355.621	20 972.901	23 622.141	23 677.281
DWH 检验	135.950 P=0.00	146.338 P=0.00	136.508 P=0.00	139.115 P=0.00	137.329 P=0.00

注：括号中为稳健标准误下的 t 值；*、**、***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；Cragg-Donald Wald-F 检验的临界值为 7.03(10%水平)、4.58(15%水平)、3.95(20%水平)、3.63(25%水平)

显示的是金融知识的调节作用。数字金融与金融知识的交互项显著为负, 证明数字金融确实降低了参与金融市场的门槛, 对于金融知识较低的家庭具有包容性。也可能是因为金融知识低的家庭, 对于消费更加非理性, 所以消费更多。

2. 数字金融对消费结构的影响

上文的稳健性检验虽然验证了数字金融对不同消费类型都有促进作用, 但是无法说明数字金融对家庭消费结构的影响。鉴于此, 将各类消费占总消费的比例作为被解释变量, 进行分组回归得到表 5。表 5 的结果显示, 数字金融对家庭的生存型消费影响为负, 对发展型消费和享受型消费占比的影响为正。数字金融对发展型消费、享受型消费的占比提升有促进作用, 说明数字金融推动了居民消费结构从生存型消费到发展型消费、享受型消费的升级。这一现象可能的解释是: 按照行为经济学的理论, “心理账户”的存在使

消费者进行消费行为决策时受到“沉没成本”的影响^[31], 由不同来源的财富设立的“心理账户”之间具有非替代性, 人们不舍得花辛苦挣来的钱, 却很快将意外之财花掉^[32]。一般的正规借贷获得难度高且经过复杂的程序, 申请借贷成功后, 消费者理性上会更谨慎地进行资金的支配。而数字金融依托于移动互联网构筑的消费场景, 具有支付便捷、成本较低的优势, 融资难度较低、更容易获得的数字金融, 更能刺激居民的“享乐消费”和“冲动消费”。同时, 随着移动支付比例上升, 消费者更多地进行知识付费、在线教育、在线理财的消费支出, 刺激了消费者发展型消费。

(三) 数字金融影响家庭消费的中介效应分析

在前文的文献和机理分析中, 论证了信贷约束作为中介变量的微观传导机理的可行性, 接下来用中介效应的实证分析予以论证。本文参考温忠麟和叶宝娟的中介效应检验步骤^[33], 优先使用分步检验, 再用系

表 5 数字金融对家庭消费结构的影响

	OLS			IV-2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量:	生存型消费占比	发展型消费占比	享受型消费占比	生存型消费占比	发展型消费占比	享受型消费占比
数字金融	-0.037*** (-13.92)	0.019*** (7.82)	0.019*** (11.87)	-0.049*** (-14.63)	0.026*** (8.66)	0.023*** (12.14)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	23 538	23 538	23 538	23 528	23 528	23 528
调节 R^2	0.123	0.097	0.112	0.122	0.097	0.112
Cragg-Donald Wald-F				47 962.189	47 962.189	47 962.189
DWH 检验				37.763 P=0.000	18.109 P=0.000	18.333 P=0.000

注: 括号中为稳健标准误下的 t 值; *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; Cragg-Donald Wald-F 检验的临界值为 16.38(10%水平)、8.96(15%水平)、6.66(20%水平)、5.53(25%水平)

表 6 中介效应分步检验结果

	因变量: 家庭消费		因变量: 信贷约束程度		因变量: 家庭消费	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭数字金融	0.653*** (69.44)	0.228*** (25.26)	-1.073*** (-23.17)	-0.586*** (-11.36)	0.625*** (66.36)	0.224*** (24.79)
家庭信贷约束程度					-0.116*** (-19.90)	-0.043*** (-8.81)
家庭可支配收入		0.200*** (46.14)		-0.314*** (-14.52)		0.197*** (45.30)
控制其他变量	是	是	是	是	是	是
观测值	23 539	23 539	23 539	23 539	23 539	23 539
Pseudo R^2			0.018	0.044		
调节 R^2	0.170	0.435			0.184	0.437

注: 括号中为稳健标准误下的 t 值; *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

数乘积的 sobel 区间检验作为替补检验以解释数字金融对消费“怎样起作用”的问题^⑥。表6显示分步检验的结果。从表6可以看出,不论加入控制变量与否,公式(9)的系数 α_1 均在1%的水平上显著为正,表明总效应显著,按照中介效应立论。由第(3)(4)列可知公式(10)中的系数 β_1 在1%的水平上显著为负,使用数字金融的家庭信贷约束程度更低,这表明数字金融可以缓解信贷约束程度;同时,从第(5)列和第(6)列可以发现,公式(11)的系数 γ_2 在1%的水平上显著为负。意味着数字金融在影响家庭消费的中介效应显著,即存在部分中介效应。综上,数字金融对信贷约束程度有负向影响,信贷约束程度对家庭消费有负向影响,通过信贷约束程度的传导,数字金融对家庭消费的总效应为正。经过计算,中介效应在总效应中的占比为11.1%。

五、结论与建议

本文以戴蒙德模型和消费行为相关理论为基础,构建数字金融影响家庭消费的分析框架;并选取2013年中国家庭金融调查(CHFS)数据库筛选的23539份有效问卷,运用OLS回归模型、中介效应模型实证分析了数字金融对家庭消费的影响。研究表明:(1)数字金融影响了家庭的消费水平和消费结构。数字金融的使用有助于家庭消费的增加,且显著提升了家庭发展型和享受型消费的比重。(2)数字金融对家庭消费的影响存在异质性。数字金融对低收入家庭、农村家庭的促进消费作用更强;此外,金融知识也对数字金融促进消费的作用起到了调节效应,数字金融对金融知识水平较低的家庭的消费促进作用更强。(3)数字金融影响家庭消费的机制是通过提高借贷的可得性,缓解了家庭的信贷约束。家庭通过使用数字金融,能以较低的成本、便捷的程序,拥有参与借贷市场的机会和能力,从而扩大了预算集,刺激了家庭消费。

本文的研究结论主要有以下三方面的政策含义:第一,积极推动数字金融的发展,释放消费助力经济增长的潜力。应在保障有效金融风险监管的前提下,不断扩大数字金融这一创新工具的使用范围,弥补传统金融在服务弱势群体和偏远地区上的不足,更好地发挥居民消费对经济增长的拉动作用。第二,加强数字金融在低收入家庭和农村家庭的普及,拓展这类家庭参与金融服务的机会。数字金融以可负担的成本显著缓解了低收入家庭和农村家庭的信贷约束,具有“亲贫”和“普惠”的特征,应针对性地设计普及方

案,破除这一类弱势群体可能存在的文化程度较低和数字技能不足等障碍,推动数字金融积极向贫困地区拓展。第三,进行数字金融知识教育,提升居民参与数字金融市场的能力。G20领导人在2016年已达成共识,形成《G20数字普惠金融高级原则》报告,把增强数字化知识(Digital Literacy)和金融知识水平(Financial Literacy)作为第6条原则纳入“包容性数字金融高级原则”之中。国际上很多国家都通过大规模的社会宣传活动来向人们普及金融知识,增强人们的风险防范意识。我国2015年虽已将金融知识普及纳入国民教育体系^⑦,但在调动社会普通民众的参与积极性上缺乏有力措施,同时缺乏对数字化教育的重视。因此,不仅应在学校教育中重视数字技术基础知识和金融知识普及,还要基于数字技术通过交互式、新颖的方式使金融知识教育覆盖到更广泛的潜在受益人,提升居民的整体金融素养,帮助消费者克服使用金融产品与服务中的障碍。

注释:

- ① 2000—2010年间,我国居民消费率从46.7%持续下滑至35.6%的历史低点,之后小幅回升但仍处于低位。2017年我国居民消费率为39.1%,根据wind资讯的数据测算,同期美国的居民消费率高达69.1%,菲律宾68.9%,韩国47.5%。
- ② 2012年4月的“金融四十人年会”上,由时任中投公司副总经理的谢平公开提出。
- ③ 这一现象与《全球普惠金融数据库报告2017》的结论一致:在肯尼亚,当收入意外下降时,移动货币用户并没有减少家庭支出,而其他非移动货币用户减少了7%的食品和其他食品的购买。
- ④ 因为借贷 d 与资产水平 w 有关,令借贷比率 $l(r)=d/w$,即借贷比率是 w 的函数。又由隐函数定理求解 $\partial k(r_{t+1}, w)/\partial w = -[f'(k(w))]/[f''(k(w))]>0$ 。(前面已假设 $f(\cdot)$ 为严格凹函数),故投资 k 是随着 w 而递增的一个函数,用 h 表示一个确定的最优投资比率,则: $c_{1t}=w+d-k=w+l(r)w-hw=(1+l(r)-h)w$ 。于是可进一步确定的借贷比率与借贷成本的关系为公式(7)。
- ⑤ 借用尹志超(2018)、卢亚娟(2018)等的做法,将问卷中没上过学、小学、初中、高中、中专/职高、大专/高职、大学本科、硕士、博士学历折算为受教育年限(年),依次为0、6、9、12、13、15、16、19、22年。
- ⑥ 地区金融发展水平的变量数据来源于EPS数据平台的中国金融数据库。
- ⑦ 普通最小二乘法和工具变量法分析的结果相近,限于篇幅,这里只展示了工具变量法回归的结果。
- ⑧ Bootstrap自抽样500次直接检验系数乘积的显著性,证明中介效应仍然存在,限于篇幅,结果未汇报。
- ⑨ 2015年,国务院出台《关于加强金融消费者权益保护工作的指导意见》,明确提出要建立金融知识普及长效机制,并针对性地提出“教育部要将金融知识普及教育纳入国民教育体系,切实提高国民金融素养”。

参考文献:

- [1] 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, 17(4): 1489-1502.
HUANG Yiping, HUANG Zhuo. The development of digital Finance in China: Present and future[J]. China Economic Quarterly, 2018, 17(4): 1489-1502.
- [2] KEYNES J M. The general theory of employment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1937, 51(2): 209-223.
- [3] DUESENBERY J S. Income, saving, and the theory of consumer behavior[M]. Cambridge: Oxford University Press, 1967: 74.
- [4] ANDO A, MODIGLIANI F. The "Life Cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests[J]. American Economic Review, 1963, 53(1): 55-84.
- [5] STREISSLER E, FRIEDMAN M. A theory of the consumption function[J]. Econometrica, 1960, 28(1): 162.
- [6] DEATON A. Saving and liquidity constraints[J]. Econometrica, 1991, 59(5): 1221-1248.
- [7] ZELDES S P. Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(2): 305-346.
- [8] 白重恩, 李宏彬, 吴斌珍. 医疗保险与消费: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2012, 47(2): 41-53.
BAI Chong'en, LI Hongbin, WU Binzhen. Health insurance and consumption: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme [J]. Economic Research Journal, 2012, 47(2): 41-53.
- [9] 朱信凯, 骆晨. 消费函数的理论逻辑与中国化: 一个文献综述[J]. 经济研究, 2011, 46(1): 140-153.
ZHU Xinkai, LUO Chen. Theoretical logic and sinicization of the consumption function: A survey of literature[J]. Economic Research Journal, 2011, 46(1): 140-153.
- [10] LEVINE R. Finance and growth: Theory and evidence[J]. Handbook of Economic Growth, 2005, 1: 865-934.
- [11] 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: 47-67.
XI Xingjian, ZHOU Li. Does digital financial inclusion significantly influence household consumption? Evidence from household survey data in China[J]. Journal of Financial Research, 2018, 46(11): 47-67.
- [12] 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, 54(8): 71-86.
ZHANG Xun, WAN Guanghua, ZHANG Jiajia, et al. Digital economy, financial inclusion, and inclusive growth[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(8): 71-86.
- [13] 梁双陆, 刘培培. 数字普惠金融、教育约束与城乡收入收敛效应[J]. 产经评论, 2018, 9(2): 128-138.
LIANG Shuanglu, LIU Peipei. Research on digital inclusive finance, educational constraints and urban and rural income convergence[J]. Industrial Economic Review, 2018, 9(2): 128-138.
- [14] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.
XIE Xuanli, SHEN Yan, ZHANG Haoxing, et al. Can Digital Finance Promote Entrepreneurship? Evidence from china [J]. China Economic Quarterly, 2018, 17(4): 1557-1580.
- [15] LOCHNER L J, MONGE-NARANJO A. The nature of credit constraints and human capital [J]. American Economic Review, 2011, 101(6): 2487-2529.
- [16] 张号栋, 尹志超. 金融知识和中国家庭的金融排斥——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 金融研究, 2016(7): 80-95.
ZHANG Haodong, YIN Zhichao. Financial literacy and households' financial exclusion in China: Evidence from CHFS Data[J]. Journal of Financial Research, 2016(7): 80-95.
- [17] 高梦滔, 毕岚岚, 师慧丽. 流动性约束、持久收入与农户消费——基于中国农村微观面板数据的经验研究[J]. 统计研究, 2008, 25(6): 50-57.
GAO Mengtao, BI Lanlan, SHI Huili. Liquidity constraint, permanent income and farmer s consumption evidence from the micro-panel data rural area in China[J]. Statistical Research, 2008, 25(6): 50-57.
- [18] 邹红, 喻开志, 李奥蕾. 消费不平等问题研究进展[J]. 经济学动态, 2013, 30(11): 118-126.
ZOU Hong, YU Kaizhi, LI Aolei. A Study on effects of pension Insurance and health insurance on urban household consumption[J]. Economic Perspectives, 2013, 30(11): 118-126.
- [19] AGUIAR M, BILS M. Has consumption inequality mirrored income inequality?[J]. American Economic Review, 2015, 105(9): 2725-2756.
- [20] KRUEGER D, PERRI F. Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and Theory[J]. Review of Economic Studies, 2006, 73(1): 163-193.
- [21] HEATHCOTE J, STORESLETTEN K, VIOLANTE G L. Consumption and labor supply with partial insurance: An analytical framework[J]. American Economic Review, 2014, 104(7): 2075-2126.
- [22] 甘犁, 尹志超, 贾男, 等. 中国家庭资产状况及住房需求分析 [J]. 金融研究, 2013(4): 5-18.
GAN Li, YIN Zhichao, JIA Nan, et al. An analysis of China's household assets and housing demand[J]. Journal of Financial Research, 2013(4): 5-18.
- [23] WORLD BANK. The Global Findex Database 2017 [EB/OL]. (2017-04-21) [2020-01-29]. Global Findex, The World Bank, <https://globalfindex.worldbank.org/>.
- [24] 尹志超, 张号栋. 金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 金融研究, 2018(11): 192-210.
YIN Zhichao, ZHAO Haodong. Financial availability, internet finance and households credit constraints evidence from chfs

- data [J]. *Journal of Financial Research*, 2018(11): 192–210.
- [25] JAPPELLI T, PISCHKE J S, SOULELES N S. Testing for liquidity constraints in Euler equations with complementary data sources[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(2): 251–262.
- [26] 段军山, 崔蒙雪. 信贷约束、风险态度与家庭资产选择[J]. *统计研究*, 2016, 33(6): 71.
DUAN Junshan, CUI Mengxue. Credit constraints, risk attitude and household asset choice [J]. *Statistical Research*, 2016, 33(6): 71.
- [27] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. *经济研究*, 2014, 49(4): 64–77.
YIN Zhichao, SONG Quanyun, WU Yu. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice [J]. *Economic Research Journal*[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(4): 64–77.
- [28] 卢亚娟, 孟丹丹, 王舒鸥. 金融普惠对我国家庭收入的影响研究——基于 CHFS 数据的分析[J]. *金融理论探索*, 2018(2): 25–33.
LU Yajuan, MENG Dandan, WANG Shuou. Study on inclusive finances impact on Chinese family income based on CHFS data[J]. *Exploration of Financial Theory*, 2018(2): 25–33.
- [29] 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[EB/OL]. 北京大学数字金融研究中心. (2019-12-17) [2020-01-09]. <https://idf.pku.edu.cn/yjcg/gzlw/index.htm>.
- GUO Feng, WANG Jingyi, WANG Fang, et al. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics [EB/OL]. (2019-12-17) [2020-01-29]. <https://idf.pku.edu.cn/yjcg/gzlw/index.htm>.
- [30] 周业安, 左聪颖, 陈叶烽, 等. 具有社会偏好个体的风险厌恶的实验研究[J]. *管理世界*, 2012(6): 86–95.
ZHOU Ye'an, ZUO Congying, CHEN Yefeng, et al. An experimental study on risk aversion of individuals with social preference [J]. *Management World*, 2012(6): 86–95.
- [31] THALER R. Mental accounting and consumer choice [J]. *Marketing science*, 1985, 4(3): 199–214.
- [32] 李爱梅, 凌文铨. 心理账户: 理论与应用启示[J]. *心理科学进展*, 2007, 15(5): 727–734.
LI Aimei, LING Wenquan. Mental accounting: Theory and the application inspiration[J]. *Advances in Psychological Science*, 2007, 15(5): 727–734.
- [33] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731–745.
WEN Zhonglin, YE Baojuan. Analyses of mediating effects: The Development of methods and models[J]. *Advances in Psychological Science*, 2014, 22(5): 731–745.

Digital finance, credit constraints, and household consumption

XIE Jiazhi^{1,2}, WU Jingru¹

(1. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. Institute of Intelligent Finance and Platform Economic, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: The vigorous development of digital finance has relieved the imbalance of credit structure in traditional finance, which has greatly affected household consumption behavior, and created an opportunity to dissolve the problem of consumer downturn. Based on the 2013 China Family Finance Tracking Survey Data (CHFS), this paper frames an intergenerational alternating model and uses a mediating effect test to study the impact of digital finance on household consumption. To overcome the endogeneity of digital finance, the two-stage least squares (2SLS) estimation is carried out by using the instrumental variables. The results show that digital finance is convenient and fast, of low cost and easy accessibility, which relieves family credit constraints and stimulates household consumption. Heterogeneity of family characteristics also finds that digital finance has greater incentives for low-income households as well as rural households to consume more. The study provides a micro-mechanism that affects household consumption by digital finance, and provides policy advice for guiding digital finance to promote household consumption and economic growth driven by domestic demand.

Key Words: digital finance; credit constraint; household consumption; mediating effect

[编辑: 谭晓萍]