

# 数字化金融何以影响中国居民储蓄率\*

——基于双通道心理账户理论的分析

程章 黄乃静

**摘要:**随着数字化的快速发展,居民消费、借贷与储蓄行为方式也发生了深刻变化。本文通过构建区分了传统现金账户和数字金融账户的双通道心理账户模型,考察人们的消费、借贷和储蓄行为,从理论逻辑上揭示了数字化金融发展导致居民储蓄率下降的内在机制:在数字金融账户中,人们消费时通过移动支付的失去感更少、获得感更多,而借钱时的尴尬感更少且借贷成本降低,这导致居民更多消费和更多借贷消费,从而引致储蓄率下降。本文将中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据(CFPS)相结合,构建面板数据进行经验实证,发现数字化金融与居民储蓄率之间存在显著的负向关系,并从实证层面证实了移动支付和网络借贷通过刺激居民消费和居民借贷消费进而降低居民储蓄率的理论判断。本文的研究结论有助于厘清数字化金融对居民储蓄行为的影响后果,为数字化建设过程中的经济高质量发展提供了理论和经验支持。

**关键词:**数字化金融 双通道心理账户 消费获得感 借贷尴尬感 居民储蓄率

## 一、引言

党的二十大报告提出我国未来的主要目标任务,包括经济高质量发展取得新突破、科技自立自强能力显著提升、构建新发展格局和建设现代化经济体系取得重大进展等内容。随着中国数字化建设的快速发展,居民生活获取了数字化便利,其行为方式也发生了深刻变化。与此同时,近几年我国居民储蓄率下降和杠杆率快速上升的趋势已经引起了学术界和政策界的关注。根据国际清算银行的居民家庭债务占GDP的比重(居民杠杆率)数据,2010年以前,我国居民家庭债务占比与发达国家差距较大,但近五年来,家庭债务杠杆水平快速增长,从2010年的27.3%增加至2019年的55.2%,与发达国家的差距快速缩小。随着杠杆率的增加,我国居民储蓄率进一步降低,根据世界银行数据,我国储蓄率于2010年达到51.5%,在此之后我国储蓄率一路下降,同时居民部门储蓄率的变化也与总储蓄率变化保持一致。新古典主义的经济增长理论证实储蓄对经济的长期增长有着重要作用。中国改革开放40多年以来,居民的高储蓄率无疑大量地、低成本地转化为投资,从而为高速工业化、城市化和经济增长做出了巨大贡献。可是,当前出现的储蓄下降趋势意味着什么?数字化金融是如何对居民储蓄率产生影响的?这一问题的研究结论可能会对中国经济高质量发展产生重要影响,因而具有一定的理论和实践意义。

党的二十大报告进一步强调了增强消费对经济发展的基础性作用,近几年我国的数字化金融经历了快速发展,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》

\*程章,中国矿业大学经济管理学院,邮政编码:221116,电子邮箱:chengzhang1995@163.com;黄乃静(通讯作者),中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子邮箱:huang.naijing@gmail.com。基金项目:国家自然科学基金青年项目“基于分位数机器学习方法的中国宏观经济风险预测研究”(72003212)。感谢匿名审稿专家的意见,文责自负。

提出要将数字金融作为改善民生的基础手段,让全体人民共享发展的美好成果。数字化指的是依靠互联网等高科技信息技术手段来搜集、处理和储存数字化信息的过程,其本质上是各种信息和传统服务的数字化处理,从而实现信息和服务的移动化、便捷化和标准化。数字化金融指的是传统金融服务的数字化,是传统金融机构和互联网科技公司所提供的信息化金融服务,包括传统金融服务网络化、利用云计算等信息技术提供金融支持以及电子商务等,是金融基础设施的一种。根据国家统计局数据发现,自2006年开始我国互联网快速发展,全国互联网普及率从2002年的4.6%逐渐增加至2006年的10.5%,自2006年后该指标呈指数级增长,并于2018年达到了59.6%。由北京大学数字金融研究中心制定的中国数字普惠金融指数也呈现出相同的发展趋势。与此同时,国民总储蓄率与居民部门的总储蓄率开始下降。国家统计局统计数据显示,全国国内总储蓄率从2000年开始逐年上升并于2008年到达最高点,从37.56%上升到51.91%。在此之后,国内总储蓄率开始逐年下降,于2016年下降到45.96%。国内居民部门的总储蓄率也有着相同的趋势,从2001年的21.35%逐渐上升,2007年达到最高点28.74%。在此之后,国内居民储蓄率开始逐年下降,2016年下降到27.37%。

针对这种储蓄率下降原因的解釋,有以下三个方面的讨论:

第一类为传统因素导致的居民储蓄率下降,包括两方面:第一,由于人口结构变化导致的储蓄率下降。具体而言,处在劳动年龄的人群因获得工资收入而拥有较高储蓄率,少儿和老年人比例增加时则会消耗家庭的储蓄水平。我国的人口结构水平在近年来经历着快速变化,这种人口年龄结构的变化可能会对一国居民的储蓄率带来负面影响(董丽霞、赵文哲,2013;汪伟,2017)。第二,过快上涨的房价导致的居民储蓄率下降。当前许多理论和实证研究认为房价与储蓄率之间呈“倒U”型关系。具体来说,房价对储蓄的影响分两个阶段:当房价较低时,房价上升会导致家庭储蓄率上升;当房价超过一定临界值时,房价上升会导致家庭储蓄率下降(Chen et al.,2007)。在我国房价快速增加的大环境下,房价快速上升这一因素可能会导致我国储蓄率下降。除了以上因素之外,一些其他因素也会带来居民储蓄率的下降。例如,医疗保险改革、养老保险体系的建立健全、经济增长等(昌忠泽、姜珂,2021;都阳、封永刚,2023)。

第二类为金融发展导致的居民储蓄率下降。金融发展可以起到平滑消费与缓解居民流动性约束的作用,从而降低了居民的储蓄动机,进一步带来居民储蓄率的下降。根据预防性储蓄理论,居民融资约束的存在使得家庭需要积累储蓄以应对未来的风险(Kimball,1990;Weil,1993;Aiyagari,1994)。随着金融市场的发展,人们的金融可得性提高,居民有更多途径来获取资金,从而缓解了家庭的融资约束,进一步降低了居民的预期储蓄,这一预期储蓄的下降会导致居民储蓄率下降。同时,这一理论也得到了国内外学者的实证验证。King & Levine(1993)、Loayza et al.(2000)发现金融发展和储蓄率之间存在负相关性。国内的学者中,谢平和邹传伟(2012)指出一些新兴数字金融模式(例如P2P网络借贷模式等)可以向公众提供更加便利的投融资渠道,因此,降低了居民的融资约束和储蓄水平。徐丽芳等(2017)利用跨国面板数据实证分析和构建模型发现金融发展与储蓄率之间存在一定的“倒U”型关系,当一个国家金融水平发展到一定程度之后,居民储蓄率会随之下降。以上研究均证明一国的金融发展可以缓解家庭的融资约束并降低人们的预期储蓄,最终带来居民储蓄率的下降,然而,以上因素均没有探讨数字金融对居民储蓄的影响。因此,在本文对居民储蓄率的研究中,以上影响因素也纳入控制变量。

第三类为数字化金融通过改变居民行为从而对居民储蓄率造成一定影响。数字化金融对居民行为的各个方面都带来了深刻的改变:一方面,数字金融可以扩大金融体系的覆盖范围,降低金融服务的交易成本和时间成本,便利了居民生活消费,从而导致居民消费增加,进而引发储蓄降低;另一方面,数字化金融也产生了多种更加便捷的借贷方式,有效缓解居民的借贷约束,刺激居民的借贷消费行为(易行健、周利,2018)。以上均是从数字化金融的实体角度探讨其产生的影响,但数字化金融也会改变居民储蓄的心理和行为。消费者会根据财富获取和支出时产生的心理感知来形成消费者

的心理水平,数字化金融可以提升居民消费时的主观幸福感。由于互联网的随时可接入性,使消费者能够在任意时间和地点都能购买到所需的商品和服务,增加消费的满足感和随机性(涂先进等,2018),这极大满足了消费行为的自主性需求,有效提升了幸福感。因此,数字化金融下的心理账户会使人们更多地消费。同时,居民的预期财富水平可以形成心理上的虚拟财富。与向亲人、朋友及银行等借贷相比,数字化金融借贷的时间较短且经济成本较低,通过数字化金融这种快捷方式获取的借贷资金在心理上可以形成未来财富预期的意外横财,能给消费者带来更高的快乐体验,有更高的边际消费倾向,对消费者具有更强的激励作用(李爱梅等,2014)。以上研究都考虑了数字化金融对居民消费心理行为带来的影响,但深入探究数字化金融对居民借贷过程产生的心理财富效应及尴尬感的研究较少。

根据以上总结,先前的研究更多是从传统宏观层面分析导致居民储蓄率下降的因素,很少从数字化金融这一新的技术角度探究其对居民储蓄的影响;数字化金融导致居民储蓄下降虽然引起关注,但是尚未有人理清其对居民储蓄率下降的微观传导机制。基于以上背景,探究数字化金融与居民储蓄率之间的关系,理清数字化环境下居民消费和借贷行为特征和决策依据,是探究居民储蓄率快速下降的有效途径。本文通过理论分析,借助2012—2018年中国家庭追踪调查数据,通过居民消费获得感和借贷尴尬感两个机制,分析数字化金融对居民储蓄率影响的机制、异质性与稳健性。

本文的研究贡献主要体现在三个方面:第一,拓展了居民储蓄率影响因素的研究视角,为理解我国居民储蓄率下降提供了新思路,并丰富了数字化金融领域的相关文献;第二,提供了数字化金融影响居民储蓄率在居民心理和行为层面的作用路径,为更加全面地认识数字化金融对居民储蓄行为的作用机理提供理论依据;第三,细致考察了数字化金融对不同家庭的异质性作用,进一步探究数字化金融对不同收入、不同年龄以及不同学历人群的差异性影响,为制定针对性的经济政策提供参考。

## 二、理论框架:含有双通道心理账户的跨期储蓄模型

随着行为经济学研究的不断深入,经济行为受心理约束的影响越来越不可忽视。自“心理账户”这一概念提出之后,Prelec & Loewenstein(1998)在此基础上进一步提出了“双通道心理账户”理论。该理论认为,人们的消费行为可以分解成两个通道,一个通道负责记录消费者获取物品或服务所带来的正向效应即“消费愉悦感”,另一个通道负责记录消费者失去金钱所产生的负向效应即“支付疼痛感”。当一次消费行为完成后会产生正向和负向两种效应,这两种效应加总则为一次消费过程所获取的整体效用。这种愉悦感会让消费者对消费产生更多正向效用,进而促进消费者更多消费,而支付疼痛感则会通过降低消费者的消费满足程度从而起到抑制消费者消费的作用。这种“获得感”与“痛苦感”共同构成了一次消费活动所产生的效用。

该理论也在各类心理学实验中得到了验证,在数字化金融和移动支付领域,国内外的学者做了许多心理学实验,实验结果发现现金支付会对购买行为产生抑制作用(李爱梅等,2014;Shah et al.,2016)。尤其在数字化金融两大代表性业务即移动支付和在线借贷不断发展的环境下,居民消费时较多使用移动支付方式,且通过网络借贷消费的方式越来越普及。据此,本文提出双通道心理账户理论解释数字化金融对居民的消费行为及其对储蓄的影响。由于人们在使用移动支付和互联网借贷进行消费和储蓄行为时往往和传统账户有着不同的信贷约束和效用,本文将消费者账户分成传统现金账户和数字金融账户两个部分(图1)。其中,传统现金账户主要用于线下纸币支付,借贷为传统借贷;数字金融账户包括消费者进行线上购买和移动支付、借贷为网络借贷。在传统现金账户进行现金消费时,消费者花钱失去感较高,效用获得较低;进行传统借贷时,借钱尴尬感较高,信贷约束较高。在数字金融账户进行线上消费时,消费者花钱失去感较低,效用获得较高;进行网络借贷时,借钱尴尬感较低,信贷约束较低。随着数字化金融进一步发展,数字金融账户在家庭账户中的占比增加,家庭的储蓄水平将会下降。



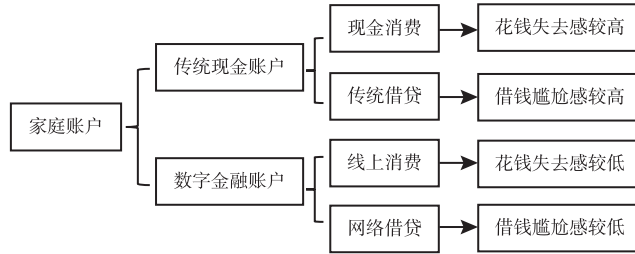


图 1 家庭心理账户分类:传统现金账户与数字金融账户

本文接下来将用含有双通道心理账户的跨期储蓄模型进一步阐述这一现象,该模型的目的是为了更加直观地说明问题与传导机制,而非进行数量化研究。根据以上分析,两个账户中决定效用获得的联结系数不同。在传统现金账户中,人们在消费时由于使用现金等支付方式,此时,快乐弱化系数大,金钱的失去感较强,效用获得较小。消费者在数字金融账户中支付痛苦感较低,一次消费获取的效用受支付痛苦感影响较小,因此,在同一期消费中,在数字金融账户的同数额消费获得的效用大于传统现金账户。如表 1 所示,家庭在传统现金账户消费获得的效用可以表示为  $U_N$ ,在数字金融账户获得的效用为  $U_I$ ,  $U(\cdot)$  则是常见的标准的效用函数,  $\alpha_N$  代表传统现金账户中的效应系数,  $\alpha_I$  代表数字金融账户中的效用系数。一般地,  $\alpha_I \geq \alpha_N$ 。

表 1 传统现金账户与数字金融账户的效应分析

	传统现金账户	数字金融账户
消费获得感效用	$U_N(\cdot) = \alpha_N \times U(\cdot)$	$U_I(\cdot) = \alpha_I \times U(\cdot)$

基于以上效用函数,本文将进一步构建一个含有心理账户的跨期储蓄模型。假定家庭的生命周期为两期  $t = 1, 2$ 。每个家庭有两个心理账户,一个是传统的现金账户,另一个是数字金融账户,每个账户的效用函数如表 1 所示。

我们假设家庭最优化问题的目标函数与每一期的预算约束如下:

$$\max U_I(\alpha c_1) + U_N((1 - \alpha)c_1) + \beta U_I(\mu c_2) + \beta U_N((1 - \mu)c_2) \quad (1)$$

$$c_1 + s_1 = \omega_0 + y_1 \quad (2)$$

$$c_2 = (1 + R(1 + \rho I\{s_1 \leq 0\}))s_1 + y_2 \quad (3)$$

$$s_1 \geq -(\theta y_2)/(1 + R) \quad (4)$$

其中,  $c_i$  为家庭  $i$  期的总消费,  $\omega_0$  代表该家庭的初始财富水平,  $s_1$  代表从当期到下一期的储蓄或者借债,  $y_1$  和  $y_2$  分别是当期和下一期收入,  $R$  为净实际利率。  $\beta \in (0, 1)$  为主观贴现因子。

$\rho$  为在借贷过程中(当  $s_1 \leq 0$  时)家庭需要付出的额外的成本。在数字金融比较发达的时候,我们可以认为  $\rho$  会下降,例如,由于心理尴尬感等导致的额外的成本(以货币等价的形式)会因为网络借贷而下降。  $0 < \theta < 1$  是和信贷市场相关的参数,代表了第二期收入中最大可能有多少百分比用于借贷。另外,  $\alpha$  和  $\mu$  是外生给定的参数,  $\alpha$  为数字金融账户消费占第一期总消费的比例,  $\mu$  为数字金融账户消费占第二期总消费的比重,在更加一般的模型中,我们进一步考虑让  $\alpha$  和  $\mu$  内生化的。

为了模型的简化和着重考察该家庭在第一期的消费和储蓄,我们进一步做如下假设:消费效用函数为对数形式,即  $U(c) = \ln(c)$ ;家庭两期间收入没有增长,即  $y_1 = y_2 = y$ ;不失一般性,  $\alpha_N = 1$ ,  $\alpha_I \geq 1$ ;数字金融账户仅存在于第一期而不考虑第二期,即  $\mu = 0$ 。对第一期的  $\alpha$ ,数字金融账户消费

占第一期总消费的比例,我们假设  $\alpha=1$ 。这样,消费者问题与家庭预算约束写成:

$$\max (1 + \alpha_l) \ln(c_1) + \beta \ln(c_2) \quad (5)$$

$$c_1 + s_1 = w_0 + y \quad (6)$$

$$c_2 = (1 + R(1 + pI\{s_1 \leq 0\}))s_1 + y \quad (7)$$

$$s_1 \geq -(\theta y)/(1 + R) \quad (8)$$

考虑消费者需要借贷且最优解不在边界值时,即  $s_1 > -(\theta y_2)/(1 + R)$  时,求解一阶条件可得:

$$\frac{1 + \alpha_l}{c_1} = \frac{\beta [1 + R(1 + p)]}{c_2} \quad (9)$$

依据目标函数和约束条件(包括预算约束和流动性约束),将第二期消费  $c_2$  代入上式可得第一期最优消费  $c_1$  与最优储蓄  $s_1$  如下:

$$c_1 = \frac{1}{\left[1 + \frac{\beta}{(1 + \alpha_l)}\right]} \left\{ w_0 + y + \frac{y}{[1 + R(1 + p)]} \right\} \quad (10)$$

$$s_1 = w_0 + y - \frac{1}{\left[1 + \frac{\beta}{(1 + \alpha_l)}\right]} \left\{ w_0 + y + \frac{y}{[1 + R(1 + p)]} \right\} \quad (11)$$

由此可以发现,根据最优消费和最优储蓄  $s_1$ ,当家庭在数字金融账户消费获得效用更高时,即  $\alpha_l$  增加时,家庭消费增加,储蓄降低。当在借贷过程中家庭需要付出的额外的成本,包括心理成本等下降时,即  $p$  下降时,消费增加,储蓄降低,借贷增加。

我们也可以讨论当最优解出现在边界值时,即  $s_1 \geq -(\theta y_2)/(1 + R)$  时,家庭最优储蓄为外生给定,并求解的家庭最优消费为:

$$s_1 = -(\theta y_2)/(1 + R) \quad (12)$$

$$c_1 = w_0 + y + (\theta y_2)/(1 + R) \quad (13)$$

$$c_2 = (1 + R(1 + pI\{s_1 \leq 0\}))s_1 + y \quad (14)$$

在这个特殊的情形中,家庭第一期的消费和储蓄不会变化,但是,在借贷过程中额外成本  $p$  下降时,家庭第二期的消费将增加,家庭的总体储蓄率下降。

根据以上理论分析得到:首先,人们在消费过程中存在数字金融账户和传统现金账户两个账户,两个账户的效应和约束不同,数字金融账户占比的增加会导致居民储蓄率下降。而数字化金融的发展将会增加人们数字金融账户的投入,从而导致居民储蓄水平的下降。其次,数字化金融可通过两个渠道对居民的储蓄水平产生影响。第一,对居民效用获得的影响,数字金融账户中居民效用获得更大,刺激人们增加数字金融账户中的投入比例和消费,进而起到减少居民的储蓄水平的作用;第二,对居民借贷成本的影响,数字金融账户中的借贷实际成本与心理成本更低,降低了总体的借贷约束,从而导致居民的借贷消费更多、储蓄水平降低。最后,数字化金融对异质性家庭的储蓄水平有着不同的影响,现金敏感型家庭受数字化金融影响更大,储蓄率下降更多。

### 三、实证策略和数据

#### (一)模型设定

首先建立数字化金融与居民储蓄之间的固定效应模型。 $Sav_{ijt}$ 表示第 $t$ 年 $j$ 地区 $i$ 家庭的总储蓄率,家庭所在地的数字化金融发展程度用 $IF_{j,t-1}$ 表示。居民家庭总储蓄率的实证模型如下:

$$Sav_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 IF_{j,t-1} + \gamma_2' X_{ijt} + \phi_j + \varphi_t + \delta_i + u_{ijt} \quad (15)$$

其中, $X_{ijt}$ 表示家庭、家庭所在地区以及年份的控制变量, $\phi_j$ 表示城市固定效应, $\varphi_t$ 表示时间固定效应, $\delta_i$ 表示家庭固定效应, $u_{ijt}$ 为随机扰动项。为了减弱反向因果的可能性,参考张勋等(2019)的研究使用上一年度数字普惠金融发展指数。由于数据匹配需要,该指数使用地市级层面数据。 $\gamma_1$ 衡量数字化金融的发展对个体家庭储蓄的总体影响。

#### (二)影响机制

根据上文提出的含有数字金融账户的双通道心理账户理论可以发现,在数字金融账户中,人们花钱时的失去感更少而获得感更多,同时人们借钱时的尴尬感也减少,借贷约束更低,因此,数字化金融会通过影响个人的效用获得和借贷约束从而导致消费的增加和储蓄率的下降。基于以上理论,本文也提出了以下两个机制:(1)数字化金融发展→居民消费获得感增加→居民储蓄率下降;(2)数字化金融发展→居民借贷尴尬感降低→居民储蓄率下降。

为了证实以上传导机制,我们首先对数字化金融通过消费获得感对居民储蓄率产生作用进行机制分析。在上文基准模型(15)的基础上,模型(16)用来验证数字化金融影响居民消费获得感,模型(17)用来验证数字化金融通过居民消费获得感对储蓄率的作用机制。其中,由于衡量居民消费获得感的变量居民幸福程度为有序多分类离散变量,因此,选用排序logit模型进行回归。为了准确从居民幸福程度中衡量出消费获得感,本文还控制了影响居民幸福程度的其他变量(王恬等,2018;马红鸽、席恒,2020),例如,经济获得感中的社会经济地位、政治获得感中的政治参与情况以及民生获得感中的医疗、住房等社会保障项目。具体模型如下:

$$Happiness_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 IF_{j,t-1} + \alpha_2' M_{ijt} + \alpha_3' X_{ijt} + \phi_j + \varphi_t + \delta_i + \delta_{ijt} \quad (16)$$

$$Sav_{ijt} = \mu_0 + \mu_1 IF_{j,t-1} + \mu_2 Happiness_{ijt} + \mu_3' M_{ijt} + \mu_4' X_{ijt} + \phi_j + \varphi_t + \delta_i + \epsilon_{ijt} \quad (17)$$

其中, $Happiness_{ijt}$ 为居民消费获得感, $IF_{j,t-1}$ 为数字普惠金融指数衡量的家庭所在地的数字化金融发展程度, $M_{ijt}$ 为影响居民幸福程度的控制变量, $X_{ijt}$ 表示家庭、家庭所在地区以及时间控制变量, $\phi_j$ 表示城市固定效应, $\varphi_t$ 表示年份固定效应, $\delta_i$ 表示家庭固定效应, $\delta_{ijt}$ 和 $\epsilon_{ijt}$ 为随机扰动项。当系数 $\alpha_1$ 、 $\mu_2$ 同时显著时,说明中介效应存在,消费获得感对居民储蓄率存在中介效应,该传导机制成立。

下面对数字化金融通过降低借贷尴尬感影响居民储蓄率这一机制进行分析。同样的,在上文基准模型(15)的基础上,模型(18)用来验证数字化金融会影响居民借贷尴尬感,模型(19)用来验证数字化金融通过居民借贷尴尬感对储蓄率的作用机制。其中,居民借贷约束是参考尹志超和张号栋(2018)利用CFPS问卷中“借款被拒经历”的回答来构造的虚拟变量,1代表居民存在借贷约束,0代表该家庭不存在借贷约束。由于该变量为虚拟变量,用传统的OLS估计并不准确,故使用probit模型进行回归。同时,使用“被谁拒绝”进一步构造借贷心理成本变量进一步分析,具体模型如下:

$$Cons_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 IF_{j,t-1} + \beta_2' X_{ijt} + \phi_j + \varphi_t + \delta_i + \vartheta_{ijt} \quad (18)$$

$$Sav_{ijt} = \omega_0 + \omega_1 IF_{j,t-1} + \omega_2 Cons_{ijt} + \omega_3' X_{ijt} + \phi_j + \varphi_t + \delta_i + \epsilon_{ijt} \quad (19)$$

其中, $Cons_{ijt}$ 为居民借贷约束, $IF_{j,t-1}$ 为数字普惠金融指数衡量的家庭所在地的数字化金融发展

程度,  $X_{ijt}$  表示家庭、家庭所在地区以及时间控制变量,  $\phi_j$  表示城市固定效应,  $\varphi_t$  表示时间固定效应,  $\delta_i$  表示家庭固定效应,  $\nu_{ijt}$  和  $\epsilon_{ijt}$  为随机扰动项。当系数  $\beta_1$ 、 $\omega_2$  同时显著时, 说明中介效应存在, 数字化金融通过降低居民借贷约束与心理成本从而降低对居民储蓄率, 传导机制可证。

### (三) 数据

本文采用的数据包括以下几个部分: 第一, 北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据, 用于刻画居民的储蓄率和家庭层面情况。第二, 北京大学数字金融研究中心发布的中国普惠金融指数 (郭峰等, 2020), 用于刻画中国数字化金融的发展程度。第三, 从国家统计局年鉴中提取的宏观层面的变量, 如商品房销售价格、人均 GDP、该地区人口数等。自 2012 年起数据样本较为全面, 因此, 本文选取中国微观家庭追踪调查 (CFPS) 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年共计四期的数据构建面板数据进行计量分析。我们对家庭总收入进行上下 0.5% 缩尾处理, 并剔除了变量中存在缺失值的样本。

**被解释变量:** 居民储蓄率。本文根据甘犁等 (2018) 中储蓄率设定, 将家庭储蓄率定义为 (家庭可支配收入 - 家庭消费性支出) / 家庭可支配收入, 该变量来自于 CFPS 数据库中的家庭问卷。

**解释变量:** 本文采用北京大学金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的数字普惠金融发展指数作为数字化金融程度的衡量指标。数字普惠金融指数通过采用蚂蚁金服的底层交易数据, 利用大数据手段编制, 具有准确性等特点 (郭峰等, 2020)。这一指数的组成可以从多个维度展现居民在数字账户中的活动, 同时也可以有效反映我国的数字化金融发展水平和变化趋势, 故采用此数据作为衡量数字化金融发展程度的指标。

**机制变量:** 基于上文分析, 本文提出了基于消费获得感和借贷尴尬感的两条约束机制。机制变量有两个: 一个是居民消费获得感变量, 由 CFPS 个人问卷中的“您有多幸福”问题所衡量的幸福程度来表示, 从 0~10 分别代表居民幸福程度的大小; 另一个是居民借贷尴尬感变量, 由 CFPS 家庭经济问卷中生成的居民借贷约束虚拟变量来表示, 该变量是根据 CFPS 问卷中“借款被拒经历”的回答所得, 回答为“有”被认为是存在借贷约束, 记为 1, 否则记为 0。同时, 根据“被谁拒绝”的回答进一步构建被亲友拒绝虚拟变量、被传统金融机构拒绝虚拟变量和被互联网金融机构拒绝虚拟变量。

**控制变量** 主要包括三类: 第一, 户主特征控制变量。包括户主年龄、性别、是否为城镇户口、是否有医疗保险、是否有住房贷款、婚姻情况、健康状况、受教育年限、风险态度, 由 CFPS 数据库中的成人问卷获得。第二, 家庭特征控制变量。包括家庭规模、老年抚养比、对数化家庭收入和对数化家庭消费, 由 CFPS 数据库中的家庭问卷获得。第三, 地区特征控制变量。由于居民的储蓄水平也跟当地经济发展水平和房价有着一定关系, 因此, 从国家统计局数据库中提取城市商品房销售价格、城市 GDP 水平、城市人口规模等相关的宏观经济变量。其中, 依据家庭所在各城市的消费物价指数将所有的价值型变量调整为 2011 年为基期的实际值, 并进行对数化处理。

表 2 数据描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
居民储蓄率 (%)	35940	17.053	51.34	-87.127	99.333
数字化金融	35940	182.136	44.906	101.78	285.43
居民幸福程度	35940	2.260	7.529	0	10
信贷约束水平	35940	0.204	0.403	0	1
户主性别 (男性=1)	35940	0.480	0.514	0	1
户主年龄	35940	45.549	16.899	16	104
是否城市 (城市=1)	35940	0.510	0.500	0	1
是否参加医疗保险	35940	0.924	0.265	0	1
每月喝酒是否超过 3 次	35940	0.155	0.365	0	5



续表2

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
是否有住房贷款	35940	0.094	0.292	0	1
户主婚姻状况(已婚=1)	35940	0.788	0.409	0	1
户主健康状况	35940	0.148	0.356	0	1
户主受教育年限	35940	7.822	4.559	0	22
少儿抚养比	35940	0.158	0.160	0	0.833
老年抚养比	35940	0.054	0.177	0	1
家庭规模	35940	4.901	1.984	1	17
对数化家庭收入	35940	10.596	0.997	0	14.586
对数化家庭消费	35940	10.606	0.838	3.219	13.964
对数化城市人口数(万人)	35940	6.233	0.509	4.600	7.299
对数化城市GDP(亿元)	35940	7.685	0.836	5.559	10.037
对数化城市商品房价格	35940	8.830	0.279	8.368	9.578
对数化城市金融发展规模	35940	16.860	1.036	15.078	19.801

#### 四、数字化金融与居民储蓄水平:基准分析

本节基于式(1)就数字化金融对居民储蓄水平的影响展开基准分析,根据模型设定本部分对家庭储蓄率和数字金融发展指数进行面板固定效应回归,并逐步引入相关控制变量。表3列(1)只考虑数字普惠金融指数与居民储蓄率之间的单变量关系,列(2)至(4)逐步引入了城市、年份与家庭固定效应、户主特征控制变量、家庭特征控制变量及地区特征控制变量。根据回归结果,数字化金融对居民储蓄率有显著的负向影响。数字化金融发展指数对居民储蓄率的影响在1%水平上显著为负,系数为-0.859,控制了城市、年份与家庭固定效应之后,数字化金融发展的估计系数在1%水平上显著为负,系数为-0.807。数字普惠金融指数每提升1个标准差,家庭储蓄率将降低341个百分点,与第二部分中含有数字金融账户中双通道心理账户模型得出的结论一致。这表明在控制了城市与年份以及个体控制变量之后,不同城市之间的数字化金融发展程度差异对居民储蓄率的负向影响仍然显著。这说明不同城市、不同年份、不同个体之间的经济发展程度等其他影响因素的差异并不会影响当地数字化金融发展程度对居民储蓄率的降低作用。

由于模型的残差项中可能存在既影响居民储蓄率又影响当地数字化金融发展的因素,同时解释变量和被解释变量之间也可能存在一定的反向作用关系。这些遗漏变量和反向因果问题的存在,使得模型可能存在一定的内生性问题。因此,本文根据以往文献相关处理方式,选取两个工具变量进行内生性检验。第一个工具变量由1984年地级市邮局数量与当年互联网投资的交乘项构造。由于本文使用的是面板数据,因此根据赵涛等(2020)的方法,采用各地级市1984年的邮局数量作为数字化金融发展程度的工具变量。一方面,数字化金融的发展可以看做传统邮电业务基础上的进一步延伸,并且当地历史的通讯发展水平也会对该地区进一步发展互联网金融有着直接影响,因此满足相关性;另一方面,1984年的邮局数量是历史层面与地理层面上的变量,与30年后的个人并不存在较大的关联性,传统的通信工具对居民储蓄的影响则并不直接,因此满足排他性。由于原始数据为横截面模式,本文使用的是固定效应模型,因此,需要引入时间变化来构造面板工具变量。在本文中,将当年的网络投入作为时间趋势与1984年邮局数量相乘来构造面板工具变量进行计量分析。第二个工具变量使用居民所在城市到杭州的球面距离这一指标进行构造。一方面,由于以支付宝为代表的数字金融发展以杭州为中心兴起并对外辐射发展,因此,在地理上距离杭州越近,数字金融的发展程度应越好;另一方面,这种地理因素对居民储蓄率的影响同样不直接,满足排他性。回归结果如表4所示,前两列为使用邮局数量构建的工具变量的回归结果,后两列为居民所在城市到杭州的距离作为工具变



量进行的回归结果,第一阶段的工具变量通过了弱工具变量检验,在第二阶段中核心解释变量回归结果保持不变。基于以上分析,可以表明本文的核心结论具有稳健性和可靠性。

表3 数字化金融与居民储蓄水平:面板固定效应回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字化金融	-0.859*** (0.255)	-0.886*** (0.256)	-0.674** (0.280)	-0.807*** (0.287)
户主年龄			4.629* (2.769)	-0.274 (2.387)
户主受教育年限			-2.082 (1.893)	-0.243 (1.435)
户主性别(男性=1)			135.3** (65.82)	64.98* (35.69)
户主婚姻状况(已婚=1)			1.891 (9.188)	-6.729 (8.012)
是否城市(城市=1)			4.588*** (1.585)	0.637 (1.316)
是否参加医疗保险			4.886 (5.297)	0.951 (4.217)
是否有住房贷款			-15.34*** (5.083)	-7.919** (3.855)
户主健康状况			-5.569 (3.711)	-0.427 (3.003)
户主风险态度			8.054* (4.573)	6.475* (3.759)
对数化家庭收入				144.6*** (1.481)
对数化家庭消费				-142.7*** (1.643)
少儿抚养比				-18.40* (10.61)
老年抚养比				24.41*** (9.253)
家庭规模				0.715 (0.961)
对数化城市人口数				-4.282 (62.80)
对数化城市GDP				50.10** (20.11)
对数化城市商品房价格				27.95 (19.49)
对数化城市金融发展规模				-0.00259 (14.25)
家庭固定效应	否	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	是
城市固定效应	否	是	是	是
观测值	35940	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.008	0.011	0.589	0.791

注:括号内是家庭稳健聚类标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。家庭储蓄率进行1%缩尾处理。下同。

表 4 数字化金融与居民储蓄率:工具变量回归

	数字化金融	居民储蓄率	数字化金融	居民储蓄率
	(1)	(2)	(3)	(4)
工具变量_1	0.0320*** (0.000735)			
工具变量_2			0.0755*** (0.00623)	
数字化金融		-0.844** (0.402)		-1.331*** (0.243)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	35940	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.994	0.806	0.992	0.798
F 值	1293.403		11.422	

注:户主特征、家庭特征与地区特征等控制变量类似于表 2,为了节省篇幅没有列出,可向作者索取。

### 五、数字化金融与居民储蓄水平:影响机制与稳健性检验

结合以上理论分析,数字化金融一方面通过影响消费者花钱失去感可以增加消费者的效用获得,以此达到刺激消费降低储蓄的效果;另一方面通过影响消费者的借钱尴尬感进而影响消费者的借贷约束,从而达到放松借贷的效果。为验证数字化金融对家庭储蓄率的影响机制,本文将从消费获得感和借贷尴尬感两个方面对这一影响机制进行进一步分析。

#### (一)数字化金融与消费获得感

根据双通道心理账户理论,相比普通消费账户,人们在数字金融账户消费时由于使用非现金等支付方式,此时快乐弱化系数  $\alpha$  小,金钱的失去感较弱,效用获得较大。因此,本部分探究消费获得感是否可以作为重要渠道来影响数字化金融对居民储蓄率的降低作用。随着数字化金融的发展,当人们在数字金融账户中消费会获得更多效应时,会刺激居民在不同账户之间的消费分配。同时居民在数字金融账户中有着更低的储蓄水平,从而带来居民总体储蓄率的降低。本文根据上文中的模型设定探讨消费获得感在其中发挥的中介效应。

党的二十大报告中指出:“人民群众获得感、幸福感、安全感更加充实、更有保障、更可持续,共同富裕取得新成效”。<sup>①</sup>随着生活水平的不断提高,居民的获得感逐渐增加,关于人们获得感的讨论越来越多。当前衡量居民获得感的变量多选取 CFPS 问卷中居民幸福程度这一变量进行衡量,由于影响居民幸福程度的因素有很多,本文根据获得感构建框架,得到影响居民获得感的相关组成部分。人们获得感通常分解为三个部分,分别是政治获得感、民生获得感和经济获得感。为了更加准确衡量其中的消费获得感,需要控制住其他影响居民幸福程度的变量。其中,政治获得感利用居民政治参与情况和公平感来衡量;民生获得感利用参与社会保险和医疗保险情况、社会治理满意度等变量来衡量;经济获得感包括家庭收入、社会经济地位来衡量。在控制了以上变量之后,根据第三部分中的模型进行回归分析。同时,由于居民幸福程度为有序多分类变量,为了回归结果更加准确,使用排序 logit 模型进行回归分析,回归结果如表 5 所示。通过表 5,在控制了其他变量的情况下,消费获得

<sup>①</sup>习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,人民出版社 2022 年版。

感作为中介变量通过了显著性检验。其中,列(1)利用基本 OLS 模型进行数字化金融对幸福程度的回归,回归结果也显著为正;列(2)利用排序 logit 模型对数字化金融和幸福程度间的关系进行回归,回归结果在 1% 水平上显著。可以发现,随着数字普惠金融指数的增加,居民幸福程度也增加,这说明数字化金融的发展确实可以提升居民消费获得感。随着数字化金融的发展,人们的幸福程度上升,在数字金融账户中的消费会给人们带来更多的获得感和更强的效用。下文分析数字化金融和消费获得感共同对居民储蓄率的影响。列(3)为固定效应模型的回归结果,列(4)为使用当地到杭州的球面距离作为工具变量的回归结果,列(5)为使用 1984 年地级市邮局数量与当年互联网投资的交乘项作为工具变量的回归结果。结果表明,幸福程度对居民储蓄率的影响在 5% 水平上显著为负,系数为 -0.851,此时数字普惠金融指数对居民储蓄率的影响并不显著。同时,在使用工具变量的回归结果中也表明幸福程度对居民储蓄率的影响在 1% 水平上显著为负,系数分别为 -1.851 和 -1.993。以上回归结果表明消费获得感是数字化金融影响居民储蓄率的重要渠道,随着幸福程度的增加,数字化金融对居民储蓄率的负向影响也会增加。

本文利用理论模型中居民效用函数的定义设定消费获得中介变量进一步验证。其中,根据家庭效应最大化函数形式  $\ln(c)$  设定消费获得变量为家庭消费的对数形式。通过表 6 的回归结果可以看出,在控制了其他变量的情况下,消费获得作为中介变量通过了显著性检验。其中,列(1)利用固定效应回归模型对数字化金融与消费获得间的关系进行回归,回归结果在 1% 水平上显著为正,回归系数为 0.0125。随着数字普惠金融指数的增加,居民消费获得也显著增加,这说明数字化金融发展可以提升居民的消费获得感,随着居民在数字账户中消费的增加,其获得感和效用增强。下文分析数字化金融和消费获得共同对居民储蓄率的影响。列(2)为固定效应的回归结果,列(3)为使用当地到杭州的球面距离作为工具变量的回归结果,列(4)为使用 1984 年地级市邮局数量与当年互联网投资的交乘项作为工具变量的回归结果。结果表明,数字普惠金融指数对居民储蓄率影响的显著程度降低,消费获得对居民储蓄率的影响在 1% 水平上显著为负,系数分别为 -43.39、-43.35 以及 -43.06。以上回归结果进一步验证了数字化金融对居民储蓄率影响中的消费获得感机制。

表 5 消费获得感与居民储蓄率:传导机制分析一

	幸福程度		居民储蓄率		
	(1) OLS	(2) order logit	(3) FE	(4) IV1-FE	(5) IV2-FE
数字化金融	0.0181** (0.00887)	0.120*** (0.00208)	-0.0353 (0.0859)	-1.290*** (0.274)	-1.521*** (0.451)
幸福程度			-0.851** (0.405)	-1.851*** (0.436)	-1.993*** (0.489)
政治获得感控制变量	是	是	是	是	是
民生获得感控制变量	是	是	是	是	是
经济获得感控制变量	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	35940	35940	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.981	0.571	0.799	0.793	0.791

注:户主特征、家庭特征与地区特征等控制变量类似于表 2,政治、民生和经济获得感变量为了节省篇幅没有列出,可向作者索取。

表6 消费获得感与居民储蓄率:传导机制分析二

	消费获得	居民储蓄率	居民储蓄率	居民储蓄率
	(1) FE	(2) FE	(3) IV1-FE	(4) IV2-FE
数字化金融	0.0125*** (0.00202)	-2.163** (1.034)	-0.344 (0.316)	-1.315*** (0.456)
消费获得		-43.39*** (0.918)	-43.35*** (0.923)	-43.06*** (0.935)
政治获得感控制变量	是	是	是	是
民生获得感控制变量	是	是	是	是
经济获得感控制变量	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	35940	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.375	0.394	0.394	0.384

注:同表5注。

### (二)数字化金融与借贷尴尬感

当人们在借款时,通过线下借贷等方式产生的尴尬感也较强,从而影响人们借贷消费的动力。而数字化金融可以通过提供更多借贷方式并降低居民的借贷约束从而降低居民借贷过程中产生的借贷尴尬感,进而起到降低居民储蓄率的作用。根据尹志超和张号栋(2018)设定居民信贷约束变量的方式,将CFPS问卷中“借款被拒经历”的回答设定借贷约束变量,回答为“有”被认为是存在借贷约束,否则被认为不存在借贷约束。其中,存在借贷约束的家庭占比为20.4%。因此,本文根据上文中的模型设定探讨借贷尴尬感对居民储蓄的中介效应,同时,本文还进一步将居民根据“被谁拒绝”进行分组来研究不同借贷尴尬感对家庭储蓄率的影响。

表7展示了借贷尴尬感作为中介变量是如何影响居民储蓄水平的。其中,列(1)利用基本OLS模型进行数字化金融对借贷约束的回归,回归结果在1%的水平上显著;列(2)利用probit模型对数字化金融和借贷约束间的关系进行回归,回归结果在1%显著性水平上为负。由于借贷约束为0—1变量,因此,结果更加准确。随着数字普惠金融指数的增加,居民借贷约束也减弱,这说明数字化金融的发展确实可以降低居民借贷尴尬感和借贷约束。随着数字化金融的发展,人们的借贷约束程度下降,人们可以投入更多到消费上从而导致居民储蓄率的下降。下文分析数字化金融和借贷约束联合与居民储蓄率的关系。列(3)为固定效应模型的回归结果,列(4)为使用当地到杭州的球面距离作为工具变量的回归结果,列(5)为使用1984年地级市邮局数量与当年互联网投资的交乘项作为工具变量的回归结果。结果表明,数字普惠金融指数对借贷约束的影响在1%水平上显著为正。同时,在使用工具变量的回归结果中也表明借贷约束对居民储蓄率的影响在1%水平上显著为负,系数分别为0.339和0.328,数字普惠金融指数对居民储蓄率的影响在1%水平上显著为负。以上回归结果表明数字普惠金融指数和借贷约束的系数显著为正,说明借贷约束是数字化金融影响居民储蓄率的重要渠道,数字化金融会导致借贷约束的降低而引起家庭储蓄率的下降。

表7 借贷尴尬感与居民储蓄率:传导机制分析

	借贷约束		居民储蓄率		
	(1) OLS	(2) probit	(3) FE	(4) IV1-FE	(5) IV2-FE
数字化金融	-0.00217*** (0.000392)	-0.00858*** (0.00136)	-0.862*** (0.312)	-1.749*** (0.330)	-1.650*** (0.461)



续表7

	借贷约束		居民储蓄率		
	(1) OLS	(2) probit	(3) FE	(4) IV1-FE	(5) IV2-FE
借贷约束			0.0138 (0.0143)	0.339*** (0.0766)	0.328*** (0.0966)
控制变量	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	35940	35940	35940	35940	35940
R <sup>2</sup> /pseudo R <sup>2</sup>	0.021	0.263	0.733	0.769	0.699

注:同表4注。

互联网借贷由于其高效、低成本、不问地位高低、人人皆可参与的特点,降低了现有用户对网络借贷行为的心理戒备,使得用户在面临信贷约束时能够坦然申请信贷。从借贷心理来说,网络借贷平台提供了更小的搜寻成本,有效缓解信息不对称与逆向选择问题,从而提高了借款效率,降低交易的心理成本(周爱民、彭俊华,2017;江嘉骏等,2020)。本文通过构造“借贷被谁拒绝变量”来进一步衡量借贷尴尬感效应,参考借贷约束的设定方式,根据“借贷被谁拒绝”这一问题的回答,本文设定了民间借贷约束、传统借贷约束以及互联网借贷约束变量。表8列(1)是民间借贷约束与总指数的交乘项,回归结果发现民间借贷约束对家庭储蓄率的影响显著为负,民间借贷约束与数字化金融指数之间的交乘项系数显著为负,说明随着数字金融的发展,存在民间借贷约束的家庭储蓄率会进一步下降;列(2)表明传统借贷约束对家庭储蓄率的影响显著为负,传统借贷约束与数字化金融的交互项也为负,说明随着数字金融的发展,存在传统借贷约束的家庭储蓄率会进一步下降;列(3)为互联网借贷约束与互联网金融指数构造的交乘项的回归结果,其交互项系数为正但并不显著。相较于被互联网金融机构拒绝,被亲友拒绝以及传统金融机构拒绝产生的借贷尴尬感更加强烈,借贷心理成本更高,数字化金融提供的借贷便利对该类家庭的作用更大。

表8 借贷尴尬感与居民储蓄率:异质性分析

	(1)	(2)	(3)
数字化金融	-1.464*** (0.398)	-1.471*** (0.399)	-1.460*** (0.399)
民间借贷约束×总指数	-0.651* (0.353)		
民间借贷约束	145.7** (71.93)		
传统借贷约束×总指数		-0.620* (0.334)	
传统借贷约束		120.5* (66.69)	
互联网借贷约束×总指数			0.428 (0.301)
互联网借贷约束			89.39 (60.71)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
观测值	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.800	0.800	0.800

注:同表4注。

(三)稳健性检验

本文使用中国家庭金融调查(CHFS)数据和中国劳动力调查(CLDS)数据进行稳健性检验,选取CHFS中2015年和2017年数据构造混合截面数据,选取CLDS中2012年、2014年和2016年数据构造面板数据进行回归分析。表9列(1)(2)为使用CHFS数据的结果,其中列(1)为没有相关控制变量的回归结果,列(2)为控制了户主、家庭和地区特征之后的回归结果。后两列为使用CLDS数据的结果,其中列(3)为没有相关控制变量的回归结果,列(4)为控制了户主、家庭和地区特征之后的回归结果。回归结果均表明,数字化金融对居民储蓄率有着显著的负向影响,本文的核心结论具有稳健性。

表9 数字化金融与居民储蓄率:使用其他数据库

	(1) CHFS	(2) CHFS	(3) CLDS	(4) CLDS
数字化金融	-0.429* (0.253)	-0.337*** (0.0648)	-0.575*** (0.0803)	-0.501*** (0.0828)
控制变量	否	是	否	是
家庭固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	57300	57300	28200	28200
R <sup>2</sup>	0.010	0.176	0.008	0.084

注:其中CHFS数据库使用省级层面数字普惠金融指数相匹配,故没有控制省份固定效应。CLDS数据库使用地级市层面匹配数据。其余同表4注。

由于抽样误差以及模型设定偏误的存在,回归结果可能存在一定内生性。为了进一步克服文章的内生性,本文对结论进一步进行稳健性与内生性检验。

首先,本文核心解释变量数字普惠金融指数为地市级层面匹配数据,可能存在因各地市的家庭样本量不同而导致的估计有偏问题。因此,表10根据城市样本数量对该城市中样本量过低的城市进行缩尾处理,此处使用删除城市家庭数量最低10%的样本进行回归。表10中列(1)为固定效应模型的回归结果,列(2)为使用当地到杭州的球面距离作为工具变量的结果,列(3)为使用1984年地级市邮局数量与当年互联网投资的交乘项作为工具变量的回归结果。在降低抽样误差之后,数字化金融对家庭储蓄率的影响结果仍显著为负。其次,为克服模型设定偏误,本文使用另外一种储蓄率的计算方式进行验证。本文使用(家庭总收入-家庭总支出)/家庭总收入作为被解释变量,列(4)展示了新的储蓄率的回归结果,列(5)为使用当地到杭州的球面距离作为工具变量之后的回归结果,列(6)为使用1984年地级市邮局数量与当年互联网投资的交乘项作为工具变量的结果。可以看出,数字普惠金融指数对居民储蓄率的影响仍然为负,说明本文核心结论具有稳健性。

表10 数字化金融与居民储蓄率:进一步稳健性检验

	(1) FE	(2) IV1-FE	(3) IV2-FE	(4) FE	(5) IV1-FE	(6) IV2-FE
数字化金融	-0.784*** (0.290)	-1.401*** (0.275)	-1.395*** (0.341)	-0.975*** (0.239)	-0.615*** (0.195)	-1.440*** (0.290)
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	32271	32271	32271	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.789	0.796	0.796	0.362	0.398	0.388

注:同表4注。

## 六、数字化金融与居民储蓄率:异质性分析

已有研究表明,人力资本、物质资本等在家庭进行投资与储蓄决策中占据重要地位(易行健、周利,2018)。与此同时,根据第二部分理论模型得出的结论,数字化金融对异质性家庭的储蓄水平有着不同的影响,现金敏感型家庭受数字化金融影响更大,储蓄率下降的更多。因此,本部分将进一步探究数字化金融对家庭储蓄率的异质性影响。此部分将家庭分组并构造交叉项,并利用上一年的数字普惠金融指数进行回归,以此避免反向因果问题。为防止内生性存在,以下回归结果均使用当地到杭州的球面距离这一工具变量来保证结果准确性。

### (一)分收入水平的异质性分析

本文将样本根据家庭收入水平分成两组,收入水平在中位数以下为低收入组,中位数以上为高收入组,并通过构造交乘项的方式对不同家庭的影响进行分析。表11列(1)所示的回归结果表明,数字化金融对储蓄水平的影响在低收入组和高收入组之间并不存在显著差异。这可能是由于数字化金融带来的消费获得感效应和缓解借贷尴尬感效应分别在高收入群体和低收入群体中的不尽相同并存在一定抵消,因此,其在不同收入群体中的影响并不具有差异性。

### (二)分年龄水平的异质性分析

本文根据样本年龄的中位数(45岁)将样本分成低年龄组和高年龄组两个组别并构造交乘项进行回归。表11列(2)可以看出,数字化金融对低年龄组有显著负向影响,但对高年龄组群体中影响不定。这一结果也符合现实情况,受数字化金融影响较深的中青年群体面临消费和储蓄的选择时会更多的选择消费而不是储蓄,而高年龄群体的用户由于自身使用习惯和预防性储蓄的影响,其储蓄率受数字化金融发展的影响较小。

### (三)分教育程度的异质性分析

本文将样本根据受教育程度分成低教育水平组和高教育水平组进行回归。其中,低教育组指的是初中及初中以下学历的样本,高教育组指的是初中以上的学历样本。表11列(3)可以看出,数字化金融对高教育群体的储蓄率有显著的负向影响。对此,可能的解释为数字化金融的使用需要一定的知识储备,因此,其对教育水平较高的个人更容易发挥作用。

### (四)数字化金融对不同网购与借贷群体储蓄水平的异质性影响

表12展示了数字化金融对不同网购群体储蓄水平的影响。本文根据CFPS问卷中网购消费这一变量,根据居民的网购消费水平分成低度网购群体、中度网购群体和高度网购群体三组,分别进行回归。由于网购消费这一数据为2018年问卷中的新增指标,因此观测值较少。此处是希望利用这一回归结果对上文中的消费获得感传导机制进行交叉验证。通过回归结果可以发现,随着家庭互联网消费的增加,数字化金融对居民储蓄率的负向影响逐渐增大。为了进一步探究借贷约束的影响,表12展示了数字化金融对不同借贷水平群体的储蓄水平的影响。本文利用CFPS个人问卷中借贷消费这一变量来衡量居民的借贷消费水平。本文根据借贷消费水平将人们分成低度借贷群体、中度借贷群体和高度借贷群体三组借贷消费水平,分别进行回归。借贷消费变量也是2018年新增变量,其观测值较少,此处主要是为了进一步验证借贷尴尬感传导机制。通过回归结果可以发现,数字化金融对居民的信贷约束起到缓解作用,随着家庭借贷消费的增加,数字化金融对居民储蓄率的负向影响逐渐增大。这一实证结果也与理论模型结论相互印证。

表11 数字化金融与居民储蓄水平:异质性分析

	(1)	(2)	(3)
数字化金融	-1.273*** (0.242)	-1.268*** (0.247)	-1.349*** (0.244)
低收入组哑变量× 总指数	-0.0223 (0.0316)		

续表 11

	(1)	(2)	(3)
低年龄组哑变量× 总指数		-0.0754** (0.0315)	
低受教育组哑变量× 总指数			0.112*** (0.0323)
低收入组哑变量	控制		
低年龄组哑变量		控制	
低受教育组哑变量			控制
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
观测值	35940	35940	35940
R <sup>2</sup>	0.799	0.799	0.798

注:同表 4 注。

表 12 数字化金融对不同网购与借贷群体储蓄水平的影响

	(1) 低度网购 群体	(2) 中度网购 群体	(3) 高度网购 群体	(4) 低度借贷 群体	(5) 中度借贷 群体	(6) 高度借贷 群体
数字化金融	-0.102 (0.0771)	-0.431** (0.206)	-1.173*** (0.362)	0.0150 (0.0153)	-0.402** (0.162)	-0.475** (0.220)
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1340	1790	1470	1405	1390	1805
R <sup>2</sup>	0.194	0.148	0.326	0.232	0.133	0.180

注:同表 4 注。

## 七、结论与政策建议

针对近年来中国数字化金融快速发展与居民储蓄率快速下降并存的事实,本文认为数字化金融是导致居民储蓄率下降的重要原因之一。本文通过构建双通道心理账户模型,并将心理账户分成传统现金账户和数字金融账户两个子账户,来考察人们的消费与借贷行为。理论模型与实证结果发现:在数字金融账户中,人们消费时通过移动支付时的失去感更少而获得感更多,而借贷时的尴尬感更少,从而更容易借钱,导致居民更多消费和更多借贷消费,进而导致储蓄率下降。这就从理论逻辑上揭示了数字化金融发展导致居民储蓄率下降的内在机制。同时,本文将中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查(CFPS)数据相结合,构建了面板数据,进行实证分析得出结论:第一,通过面板固定效应回归验证数字化金融对居民储蓄率之间存在显著的负向关系,在引入一系列控制变量之后,负向关系依然显著;第二,利用中介效应模型对传导机制进行验证,证实了移动支付和网络借贷通过刺激居民消费和刺激居民借贷消费而降低居民储蓄率的理论判断。第三,数字化金融对不同人群的消费与储蓄率的影响具有异质性,对低龄和低教育程度群体的储蓄水平有着更大负向影响。

根据以上结论,本文提出了政策建议:第一,重视数字化金融对居民储蓄行为带来的影响。数字化金融环境深刻影响着人们的消费和储蓄行为,尤其是在当前数字货币试行的过程中,重视这种数字形式和实体形式之间的差别对居民消费和储蓄行为的影响,为进一步实现人民币数字化提供了一



定的参考价值。第二,重点关注低龄、低受教育程度和低收入群体的高消费、低储蓄现象。这些群体在网络金融环境下的扩张性消费行为和借贷消费行为与其储蓄水平和偿债能力形成强烈反差,对家庭和社会构成巨大的金融风险,需要对这些群体和网络金融经营者加以引导和相应的法律约束。第三,需要警惕储蓄率下降带来的风险隐患,并做好针对储蓄率水平与结构变动的应对之策。居民储蓄率的变动会对我国整体储蓄水平和结构带来深远的影响,一旦中国居民从高储蓄率快速转变为低储蓄率和高负债率,不仅会对居民家庭抗风险能力产生巨大影响,也将深刻影响宏观经济运行,因此在制定和调整宏观经济政策时有必要关注这一重要现象。

#### 参考文献:

- 昌忠泽 姜珂,2021:《储蓄动机与老年人储蓄之谜——兼论政府支出的调节效应》,《经济学动态》第4期。
- 董丽霞 赵文哲,2013:《不同发展阶段的人口转变与储蓄率关系研究》,《世界经济》第3期。
- 都阳 封永刚,2023:《人口老龄化时代中国城市居民储蓄率的决定及其含义》,《经济学动态》第6期。
- 甘犁 赵乃宝 孙永智,2018:《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第12期。
- 郭峰 王靖一 王芳 孔涛 张勋 程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第4期。
- 江嘉骏 刘玉珍 陈康,2020:《移动互联网是否带来行为偏误——来自网络借贷市场的新证据》,《经济研究》第6期。
- 李爱梅 李斌 许华 李伏岭 张耀辉 梁竹苑,2014:《心理账户的认知标签与情绪标签对消费决策行为的影响》,《心理学报》第7期。
- 马红鸽 席恒,2020:《收入差距、社会保障与提升居民幸福感和获得感》,《社会保障研究》第1期。
- 涂先进 谢家智 张明,2018:《二元金融对家庭消费的虚拟财富效应分析》,《中央财经大学学报》第5期。
- 汪伟,2017:《人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第1期。
- 王恬 谭远发 付晓珊,2018:《我国居民获得感的测量及其影响因素》,《财经科学》第9期。
- 谢平 邹传伟,2012:《互联网金融模式研究》,《金融研究》第12期。
- 徐丽芳 许志伟 王鹏飞,2017:《金融发展与国民储蓄率:一个倒U型关系》,《经济研究》第2期。
- 易行健 周利,2018:《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》,《金融研究》第11期。
- 尹志超 张号栋,2018:《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》,《金融研究》第11期。
- 张勋 万广华 张佳佳 何宗樾,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- 赵涛 张智 梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。
- 周爱民 彭俊华,2017:《信息不对称、交易成本与互联网金融平台发展——以P2P网络借贷为例》,《金融理论探索》第3期。
- Aiyagari, S.R.(1994), “Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving”, *Quarterly Journal of Economics*, 109(3): 659–684.
- Chen, K. et al.(2007), “The Japanese saving rate between 1960 and 2000: Productivity, policy changes, and demographics”, *Economic Theory*, 32(1):87–104.
- Kimball, M.S.(1990), “Precautionary saving and the marginal propensity to consume”, NBER Working Paper, No.3403.
- King, R.G. & R.Levine(1993), “Finance, entrepreneurship and growth”, *Journal of Monetary Economics*, 32(3):513–542.
- Loayza, N. et al.(2000), “What drives private saving across the world?”, *Review of Economics and Statistics*, 82(2): 165–181.
- Prelec, D. & G.Loewenstein(1998), “The red and the black: Mental accounting of savings and debt”, *Marketing Science*, 17(1):4–28.
- Shah, A.M. et al.(2016), “Paper or plastic? How we pay influences post-transaction connection”, *Journal of Consumer Research*, 42(5):688–708.
- Weil, P.(1993), “Precautionary savings and the permanent income hypothesis”, *Review of Economic Studies*, 60(2): 367–383.

## How Does Digital Finance Affect the Saving Rate of Chinese Residents? Analysis Based on the Theory of Double-entry Mental Accounting

CHENG Zhang<sup>a</sup> and HUANG Naijing<sup>b</sup>

(a: China University of Mining and Technology, Xuzhou, China;

b: Central University of Finance and Economics, Beijing, China)

**Summary:** In recent years, the decline in the domestic saving rate and the rapid increase in the leverage ratio have attracted the attention of academic and policy circles. It can be seen directly from the data that the leverage ratio of Chinese residents has increased from 27.3% in 2010 to 55.2% in 2019. China's saving rate peaked at 51.5% in 2010, and has been declining since then. At the same time, China's Internet has experienced rapid development, with the penetration rate of the Internet gradually increasing from 4.6% in 2002 to 10.5% in 2006. After 2006, it has increased exponentially, reaching 59.6% in 2018. The above analysis shows that research on the relationship between digital finance and the decline of household saving rate needs to be expanded. This paper analyzes whether, how, and to what extent digital finance affects the saving rate of residents from the perspective of theoretical logic and empirical evidence.

This paper proposes a double-entry mental accounting theory to explain how digital finance impacts the consumer and saving behaviors of residents. People have different credit constraints and utility gains when using mobile payment and Internet lending for consumption and saving compared to using conventional financial accounts. We can divide consumer accounts into two parts: conventional financial accounts and digital financial accounts. Conventional financial accounts are mainly used for consumers' offline paper currency payments, and the lending involved belongs to ordinary loans; digital financial accounts include consumers' online purchases and mobile payments, and the lending involved is manifested as online loans. In terms of digital financial accounts, people have less sense of loss and more sense of gain when they consume through mobile payment. At the same time, people feel less embarrassed and therefore are more likely to borrow money, which leads to more consumption and more loan consumption. Together, these two mechanisms lead to a decline in the saving rate. Additionally, digital finance has different effects on the saving rate of heterogeneous households. Cash-sensitive households are more affected by digital finance, and their saving rate drops more.

In terms of empirical research, this paper combines China's Digital Financial Inclusion Index and China Family Panel Studies (CFPS) to construct panel data for empirical analysis. The regression results show that there is a significantly negative relationship between digital finance and the saving rate of residents. For every 1 standard deviation increase in the digital financial inclusion index, the household saving rate will decrease by 0.498%. At the same time, the sub-index regression shows that the depth of use of digital finance, the degree of digitization, and the credit index have a significantly negative impact on the saving rate of residents. The mediating effect model is used to verify the transmission mechanism, which confirms the theoretical judgment that mobile payment and online lending reduce residents' saving rate by stimulating residents' consumption and residents' borrowing for consumption. Additionally, digital finance has a greater negative impact on the saving levels of young people, people with low education levels, and rural groups.

This paper expands the research perspective of the factors affecting the household savings rate, and provides a way for digital finance to affect residents' savings rate at the psychological and behavioral levels. This paper proposes the following policy recommendations. Firstly, the government should pay attention to the impact of digital finance on residents' consumption and saving behavior. Secondly, the government needs to be alert to the hidden risks brought about by the decline in the saving rate, and to respond to the foreseeable decline in the saving rate in the future. Thirdly, we should focus on the high consumption and high debt of low-income groups such as young people, people with low education level, and rural residents. These groups and Internet finance operators need to be guided and legally regulated.

**Keywords:** Digital Finance; Double-entry Mental Accounting Model; Consumption Acquisition; Borrowing Embarrassment; Household Saving Rate

**JEL Classification:** D14, O33

(责任编辑:金 禾)

(校对:木 丰)