

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2022.06.003

# 数字金融发展有助于降低家庭储蓄率吗？

董文奎

(西南财经大学 金融学院,四川 成都 611130)

**摘要:**目前,中国经济高质量发展需要着力扩大国内需求,充分发挥消费的基础作用和投资的关键作用。然而,长期以来中国的家庭储蓄率偏高,不利于内需增长。数字金融的出现和发展为降低家庭储蓄率提供了一条有效途径,但现有文献对数字金融发展影响家庭储蓄率的机制研究不足,相关经验证据也较为缺乏。

本文认为,数字金融的发展通过提供更多融资渠道和降低融资门槛为家庭承担风险和应对不确定性提供了更多途径和便利,有助于缓解家庭流动性约束,进而降低家庭储蓄率,且这种效应对于流动性约束较强的家庭(如收入和社会资本较少、预防性储蓄动机较高的家庭)更为显著。采用中国家庭金融调查2013年、2015年、2017年数据和2012年、2014年、2016年城市层面北京大学数字普惠金融指数的分析发现:城市数字金融发展水平提高对家庭储蓄率有显著的负向影响,其中数字金融覆盖广度和使用深度的效应显著,而普惠金融数字化程度的影响不显著;城市数字金融发展水平提高会降低家庭面临流动性约束的概率,而面临流动性约束的家庭有较高的储蓄率,因而数字金融发展可以通过缓解流动性约束的路径降低家庭储蓄率;城市数字金融发展水平提高对家庭储蓄率的负向影响具有显著的家庭异质性,对有预防性储蓄动机家庭、收入较低家庭、社会资本较少家庭的边际影响更大,而对储蓄率很低家庭(储蓄率最低的20%样本家庭)的影响不显著。

相比现有文献,本文主要做了如下拓展和改进:一是探讨数字金融发展对家庭储蓄率的影响,拓展了数字金融的经济效应和家庭储蓄率的影响因素研究,并为中国储蓄率呈现下降趋势提供了一种解释;二是采用多期家庭储蓄数据和城市层面数字普惠金融指数进行实证检验,为数字金融发展的家庭储蓄率降低效应及其缓解流动性约束路径和家庭异质性提供了经验证据。

本文研究表明,发展数字金融能够有效降低家庭储蓄率,释放家庭消费潜力,有利于经济高质量发展和新发展格局的形成。应积极推动数字金融发展,进一步提高数字金融的覆盖广度和使用深度,多渠道降低家庭预防性储蓄动机,有效缓解收入较低、社会资本较少家庭的流动性约束,促进弱势群体的消费增长。

**关键词:**数字金融;家庭储蓄率;流动性约束;预防性储蓄动机;扩大内需

**中图分类号:**F832;F063.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2022)06-0037-16

\* 收稿日期:2022-09-20;修回日期:2022-11-01

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71873104)

作者简介:董文奎(1990),男,河南周口人;博士研究生,主要从事家庭金融和互联网金融研究;E-mail: dwk621@126.com。

## 一、引言

中国居民储蓄率长期处于较高水平,这一现象被称为“中国储蓄率之谜”(Modigliani et al, 2004)<sup>[1]</sup>。然而,2011年以来,中国居民储蓄率出现了下降趋势。根据《中国统计年鉴》的数据,中国居民储蓄率2011年是42.1%,2015年是37.1%,2019年是34.8%。与此同时,数字金融在中国实现了快速发展。北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020年)》的数据显示,2011年至2020年中国的数字普惠金融指数平均每年增长29.1%。单纯从时间趋势上看,中国的数字金融发展水平与居民储蓄率之间表现出负相关关系,那么,这种关系是“巧合”还是有内在联系?

《“十四五”数字经济发展规划》指出:“数字经济发展速度之快、辐射范围之广、影响程度之深前所未有,正推动生产方式、生活方式和治理方式深刻变革,成为重组全球要素资源、重塑全球经济结构、改变全球竞争格局的关键力量。”在数字经济的快速发展中,数字金融对家庭的经济行为产生了深刻影响,因而有必要深入研究数字金融发展对家庭储蓄率的影响。但是,现有文献对数字金融影响家庭(居民)消费的研究较多,而对数字金融影响家庭储蓄的研究较少。

除了收入和消费(储蓄)习惯外,影响家庭储蓄率的因素还有很多。在家庭特征方面,人口结构、劳动力流动、金融素养、社会网络、子女情况等都会对家庭储蓄行为产生影响(吕指臣等,2021;尹志超等,2020;吴卫星等,2021;黄露露,2022;周华东等,2021;张海峰等,2019;Zhou, 2014)<sup>[2-8]</sup>;在外部环境方面,房价、婚姻市场竞争和当地劳动纠纷情况等也会影响家庭储蓄行为(李雪松等,2015;Wei et al, 2011;马鑫,2022)<sup>[9-11]</sup>。此外,流动性约束也是影响家庭储蓄行为的一个重要因素。“持久收入—生命周期”假说关于个人能够以同样的利率借入资金和储蓄的假定与现实不符,现实生活中存在着流动性约束,流动性约束的增加会使家庭减少消费、增加储蓄。相关经验分析结果也显示流动性约束的增强确实提高了家庭储蓄率(万广华等,2003;杜海韬等,2005;Deidda, 2014;甘犁等,2018)<sup>[12-15]</sup>。

从融资的角度来看,数字金融的发展会拓宽融资渠道、降低融资门槛、改善融资环境,尤其是被传统金融排斥的低收入家庭和农村家庭的融资可获得性显著提高(黄益平等,2018)<sup>[16]</sup>,从而促进家庭的融资行为;家庭融资的增加将缓解其流动性约束,而流动性约束是家庭增加储蓄的重要原因之一,因而数字金融的发展可以通过缓解家庭面临的流动性约束来降低家庭储蓄率。但是,对于数字金融发展会对家庭流动性约束产出怎样的影响,已有研究并没有得到一致的结论。有文献发现数字金融发展对家庭流动性约束有显著影响(易行健等,2018;Zhao et al, 2022)<sup>[17-18]</sup>,也有文献发现数字金融发展对家庭流动性约束没有显著影响(张勋等,2020)<sup>[19]</sup>。张斌昌等(2020)指出,数字金融的发展会降低家庭流动性约束并改善金融市场投资环境,有助于提高家庭消费支出和投资意愿,进而降低家庭储蓄,并采用中国家庭动态跟踪调查(Chinese Family Panel Studies, CFPS)2016年的数据和2015年的数字普惠金融指数进行了实证检验,但其仅分析了数字金融发展对家庭储蓄的影响及其区域差异、城乡差异和收入层次差异,并未检验其中的影响机制<sup>[20]</sup>。因此,在现实经济中,数字金融发展能否切实缓解家庭流动性约束进而有效降低家庭储蓄率,还有待检验。

鉴于此,本文在已有研究的基础上,采用“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)2013年、2015年和2017年3轮的数据和2012年、2014年、2015年城市层面的“北京大学数字普惠金融指数”对数字金融发展对家庭储蓄率的影响及其流动性约束路径和家庭异质性进行实证检验。相比已有文献,本文的边际贡献主要在于:第一,数字金融的发展方兴未艾,而关于数字金融与家庭储蓄行为关系的研究有待深入,本文拓展了数字金融的经济效应研究以及家庭储蓄率的影响因素研究;第二,大量文献对于中国居民储蓄率较高进行了多维度的解释,自2011年以来中国家庭储蓄率出现了下降趋势,但鲜有文献对此进行深入探讨,本文从数字金融发展角度为家庭储蓄率下降提供了一种解释,

有助于进一步促进内需扩大;第三,相关经验研究大多采用1期的家庭储蓄截面数据和省份层面的数字普惠金融指数,本文使用多期家庭储蓄数据和城市层面的数字普惠金融指数来进行实证检验,一定程度上避免了时间上偶然因素的影响和省级区域过大(同一省份不同城市间可能存在显著差异)的干扰,分析结果更为可靠;第四,本文从有无预防性储蓄动机、储蓄率高低、收入高低、社会资本多少等方面进行的家庭异质性分析丰富和拓展了家庭储蓄行为的理论研究和经验分析。

## 二、理论分析与研究假说

### 1. 数字金融、流动性约束与家庭储蓄率

数字金融是传统金融部门和金融科技企业利用数字技术进行金融服务的金融模式,是数字技术与传统金融相互融合、相互渗透表现出来的新形势、新技术和新模式。《数字普惠金融发展白皮书(2019)》指出:数字普惠金融是在成本可控、模式可持续的前提下,以各类数字化技术为实现条件,为社会各阶层尤其是现有金融体系覆盖不足的城镇低收入人群、农村人口、偏远地区人口等特殊群体以及小微企业提供平等、有效、全面、方便的金融产品和服务。数字金融的产生和发展给家庭的投融资和支付等经济行为带来了深刻影响(黄益平等,2018)<sup>[16]</sup>。在融资方面,数字金融拓宽了融资渠道,如支付宝的“借呗”,微信的“微粒贷”,京东的“金条借款”,等等;同时,相比传统的银行信贷渠道,数字金融信贷渠道具有门槛低、放款快和无需抵押等特点。在投资方面,数字金融给家庭带来更多的投资机会,如手机银行的理财,支付宝的“余额宝”和“理财”,微信的“零钱通”和“理财通”,等等。在支付方面,数字金融使得支付方式电子化,无需使用实体货币即可完成支付,并且支付过程不受时间和空间的限制。

可见,数字金融的出现和普遍应用给社会中的家庭提供了更多的融资渠道,家庭融资不再局限于传统信贷渠道。并且,数字金融依托大数据进行信用评估,无需抵押资产即可放贷,降低了信贷服务门槛,使得很多被传统金融排斥的家庭能够获得信贷服务,尤其是农村家庭和低收入家庭(黄益平等,2018;陈宝珍等,2020)<sup>[16][21]</sup>。从融资功能来看,数字金融依托数字技术降低了金融服务门槛和服务成本,改善了家庭融资环境,家庭可以通过数字金融更为便捷和低成本地获得一定数量的资金,进而缓解家庭面临的流动性约束,并有效降低家庭的经济脆弱性<sup>[22]</sup>。流动性约束的存在会对家庭消费产生重要影响,无论流动性约束是现在还是未来发生都会使家庭减少消费,增加储蓄,此时,储蓄被当作一种“保险”以预防因流动性约束导致家庭不能平滑消费。因而,数字金融发展对家庭流动性约束的缓解会降低家庭的储蓄动机,进而导致家庭储蓄率的下降(张斌昌等,2020)<sup>[20]</sup>。此外,数字金融在支付上的便利也可能促进家庭消费增长,从而降低家庭储蓄率(尹志超等,2022)<sup>[23]</sup>。

据此,本文提出研究假说 H1:城市数字金融发展水平提高会对家庭储蓄率产生显著负向影响(H1a),缓解流动性约束是其主要的影响路径之一(H1b)。

### 2. 不同特征家庭的异质性

家庭储蓄行为是以家庭为基本单位做出的决策,而储蓄与消费是密切相关的,不同家庭的消费能力和习惯具有显著差异,受数字金融的影响程度也可能不同,因而数字金融发展对家庭储蓄率的影响可能表现出显著的家庭异质性。对此,本文主要从家庭有无预防性储蓄动机、家庭储蓄率高低、家庭收入高低、家庭社会资本多少等方面进行探讨。

一是家庭有无预防性储蓄动机的异质性。储蓄动机是家庭储蓄行为的驱动力和诱因,储蓄动机的变化决定了家庭储蓄在数量和结构上的变动(张应良等,2022)<sup>[24]</sup>。不同的家庭可能面临不同的风险和不确定性(如疾病、养老、失业等),从而具有不同的预防性储蓄动机。有预防性储蓄动机的家庭往往储

蓄意愿较强,倾向于多储蓄,并把储蓄当作承担风险和应对不确定性的一种保障(Bayer et al, 2019; 张诚等, 2021)<sup>[25-26]</sup>。数字金融通过提供更多融资渠道和降低融资门槛为家庭承担风险和应对不确定性提供了更多途径,有助于家庭承担更大风险和更好应对不确定性,因而有预防性储蓄动机的家庭可能因此而缓解流动性约束,进而促使其总体储蓄动机减弱并显著降低家庭储蓄率。而对于没有预防性储蓄动机的家庭,由于其预防性储蓄意愿较弱,这种影响也相对较弱。

二是家庭储蓄率高低的异质性。造成家庭储蓄率很低的原因通常有两种,一种是家庭收入很低,全部收入仅能维持基本生活;另一种是家庭边际消费倾向很大,全部收入都用来消费,例如,现实生活中的“月光族”。对于第一种情况,家庭收入很低,仅能满足马斯洛需求层次理论中的第一层需求(生理需求),没有多余的钱进行储蓄,因而数字金融的发展对此种类型家庭的储蓄率基本不会产生影响。对于第二种情况,由于家庭边际消费倾向很高,以至于家庭几乎没有储蓄或者储蓄率几乎不变,因而数字金融发展也不会对其储蓄率产生明显影响。因此,对于储蓄率很低的家庭,数字金融发展可能不会产生显著的储蓄率降低效应。

三是家庭收入高低的异质性。甘犁等(2018)的研究表明,不同收入水平的家庭都有可能面临流动性约束,但低收入家庭面临流动性约束的可能性远大于高收入家庭<sup>[15]</sup>。低收入家庭的储蓄和消费行为更容易受到流动性约束的影响,而高收入家庭的储蓄和消费行为不易受到流动性约束的影响。同时,与高收入家庭相比,低收入家庭的融资渠道有限,难以从传统信贷渠道进行融资,更加依赖于多储蓄,而数字金融的出现和发展缓解了家庭面临的流动性约束,能够有效降低低收入家庭对于储蓄的依赖。因此,相比收入较高的家庭,数字金融发展对收入较低家庭储蓄率的负向影响更大。

四是家庭社会资本多少的异质性。社会资本在家庭经济活动中起到重要作用,也是家庭分担风险的一条有效渠道(周广肃等, 2014)<sup>[27]</sup>,并会对家庭的流动性约束和储蓄行为产生影响。在遭遇风险事件时,社会资本少的家庭可依赖的社会关系相对较少,较难通过社会网络来应对风险,因而更有可能受到流动性约束;社会资本多的家庭社会关系广,能够通过社会网络分担部分风险,因而受到的流动性约束较小。而数字金融通过提供更多融资渠道和融资便利,也能提升家庭承担风险的能力。从分担风险的角度来看,数字金融和社会资本能够起到互相补充的作用,且这种互补作用在社会资本较少的家庭中更能得到体现。因此,相比社会资本较多的家庭,数字金融发展对社会资本较少家庭储蓄率的负向影响更大。

据此,本文提出研究假说 H2:城市数字金融发展的家庭储蓄率降低效应具有家庭异质性,表现为对有预防性储蓄动机家庭的影响比对无预防性储蓄动机家庭的影响更大(H2a),对储蓄率较高的家庭有显著影响而对储蓄率很低的家庭没有显著影响(H2b),对收入较低家庭的影响比对收入较高家庭的影响更大(H2c),对社会资本较少家庭的影响比对社会资本较多家庭的影响更大(H2d)。

### 三、研究设计

#### 1. 基准模型设定与变量选取

为检验地区数字金融发展对家庭储蓄率的影响,本文在参考已有文献的基础上(甘犁等, 2018; 尹志超等, 2020)<sup>[15][3]</sup>,构建如式(1)所示的基准计量模型:

$$Saving\_rate_{it} = \alpha + \beta DF_{it} + \gamma X_{it} + year + city + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别代表样本家庭和年度,被解释变量( $Saving\_rate_{it}$ )“家庭储蓄率”为家庭 $i$ 在 $t$ 年的储蓄率,核心解释变量( $DF_{it}$ )“数字金融”为 $t$ 年家庭 $i$ 所在城市的数字金融指数, $X_{it}$ 表示控制变量组, $year$ 和 $city$ 分别表示时间(年度)和个体(城市)固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为残差项。

(1)被解释变量“家庭储蓄率”。在相关研究中,储蓄率的定义方法通常有两种:一是根据经济学含义,储蓄率为家庭总储蓄除以家庭总收入,其中,家庭总储蓄是总收入减去总消费支出;二是在上述方法的基础上剔除总消费中的医疗支出和教育支出,理由是医疗支出有一定的偶然性,而教育支出是一种人力资本投资,两者不同于家庭的常规消费支出(马光荣等,2014)<sup>[28]</sup>。据此,本文采用以下两个指标来度量“家庭储蓄率”:“储蓄率1”=(总收入-总消费支出)/总收入,“储蓄率2”=(总收入-总消费支出+医疗支出+教育支出)/总收入。

(2)核心解释变量“数字金融”。在关于数字金融的经验分析中,“北京大学数字普惠金融指数”被广泛使用,本文也选择该指数来衡量数字金融的发展水平。目前,“北京大学数字普惠金融指数”有省级、城市级和区县域三个层面的数据和“覆盖广度”“使用深度”“数字化程度”三个子指数(郭峰等,2020)<sup>[29]</sup>,本文采用城市级层面的数据,并在主要针对总指数分析的同时采用三个子指数来进行补充分析。

(3)控制变量。为控制其他因素对家庭储蓄率的影响,参考相关文献的研究结果(程令国等,2011;赵西亮等,2013;胡翠等,2014;甘犁等,2018;尹志超等,2019,2020)<sup>[3][15][30-33]</sup>,本文从户主特征、家庭特征、经济就业及保险状况等方面选取如下控制变量:户主特征包括“年龄”“性别”“婚姻状况”“受教育程度”“健康状况”,家庭特征包括“人口规模”“老年抚养比”“少儿抚养比”“有未婚男孩”,经济就业及保险状况包括“家庭总收入”“有自有住房”“稳定就业比例”“已婚女性就业”“有医疗保险”“有养老保险”。其中,“老年抚养比”为家庭中大于65岁人口所占比例,“少儿抚养比”为家庭中小于15岁人口所占比例,“稳定就业比例”为在国企工作或是公务员的家庭成员占家庭总人口的比例。有些变量无法直接用数值衡量,对这些变量进行赋值处理:“性别”,男性赋值为1,女性赋值为0;“婚姻状况”,已婚赋值为1,否则赋值为0;“受教育程度”,没上过学、小学、初中、高中、中专或职高、大专或高职、本科、硕士研究生、博士研究生分别赋值为1~9;“健康状况”,健康状况不好赋值为0,否则赋值为1;“有未婚男孩”<sup>①</sup>“有自有住房”“有医疗保险”“有养老保险”,有赋值为1,没有赋值为0;“已婚女性就业”,家中已婚女性有工作赋值为1,无工作赋值为0<sup>②</sup>。

## 2. 机制检验和异质性分析方法

为了检验数字金融发展通过缓解家庭流动性约束来降低储蓄率的机制,借鉴甘犁等(2018)的方法<sup>[15]</sup>,本文采用两个指标来衡量流动性约束:一是“流动性约束1”。根据家庭金融资产是否低于两个月的永久性收入来判断家庭是否面临流动性约束,如果家庭的金融资产低于两个月的永久性收入则家庭面临流动性约束(永久性收入用家庭三年收入的平均值来近似替代),“流动性约束1”取值为1,否则取值为0。二是“流动性约束2”。根据家庭有无已激活的信用卡来判断家庭是否面临流动性约束,如果家庭没有已经激活的信用卡则面临流动性约束,“流动性约束2”取值为1,否则取值为0。然后,以分别“流动性约束1”和“流动性约束2”为被解释变量,使用Probit模型检验城市数字金融发展水平的提高能否降低家庭面临流动性约束的概率。最后分别以“流动性约束1”和“流动性约束2”为核心解释变量,检验面临流动性约束的家庭是否比没有流动性约束的家庭有更高的储蓄率。

本文主要采用分组检验的方法进行异质性分析。第一,为检验有无预防性储蓄动机的家庭异质性,

<sup>①</sup> 未婚男孩的年龄为小于等于18岁。

<sup>②</sup> 借鉴尹志超和张诚(2019)的做法<sup>[33]</sup>,这里已婚女性的年龄范围为20~55岁。按照此定义,以2017年的样本为例,95.28%的家庭中只有一位已婚女性;对于已婚女性大于1的家庭,只要有一个已婚女性工作,“已婚女性就业”就赋值为1。

从养老储蓄动机、教育储蓄动机、失业储蓄动机 3 个方面进行分组分析:一是根据中国家庭金融调查问卷中是否在对“家庭定期存款和投资的主要目的是什么?”的回答中勾选了“养老”选项来判断家庭是否有养老储蓄动机,进而将样本分为“有养老储蓄动机”和“无养老储蓄动机”两个子样本;二是借鉴尹志超和张诚(2019)的方法<sup>[33]</sup>,用教育支出作为教育储蓄动机的代理变量,根据有无子女在高中及以下读书将样本分为“有教育储蓄动机”和“无教育储蓄动机”两个子样本;三是根据是否购买失业保险来判断家庭是否具有失业储蓄动机,进而将样本分为“有失业储蓄动机”和“无失业储蓄动机”两个子样本。第二,为检验不同储蓄率的家庭异质性,本文采用分位数回归方法,即基于储蓄率的 0.2、0.4、0.6、0.8 分位点,分析在不同分位点上城市数字金融发展水平对家庭储蓄率的影响。第三,为检验不同收入水平的家庭异质性,本文按照样本家庭的总收入由低到高排序,然后平均分为“低收入”“中低收入”“中高收入”“高收入”4 个子样本(各约占 25%)。第四,为检验不同社会资本水平的家庭异质性,本文在周广肃等(2014)的方法基础上<sup>[27]</sup>,综合“礼金收入”和“组织成员”来衡量社会资本<sup>①</sup>,把样本分为“高社会资本”和“低社会资本”两个子样本,具体方法为:首先,根据样本家庭的礼金收入划分为“高社会资本”和“低社会资本”两个子样本(礼金收入高于所在城市样本的均值则为高社会资本家庭);然后,根据家庭成员是否为“组织成员”来进行修正,如果样本家庭虽然依据礼金收入被划分为低社会资本家庭,但若有家庭成员属于“组织成员”,则把该家庭修正为高社会资本家庭。

### 3. 数据来源与处理

本文数据主要来源于“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)数据库和“北京大学数字普惠金融指数”。“中国家庭金融调查”是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目,该项目覆盖 29 个省份、367 个县(区、县级市),抽样具有科学性和代表性,并对家庭层面的信息进行了详细的调查。“北京大学数字普惠金融指数”是由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金融集团组成的联合课题组负责编制,覆盖 31 个省(自治区、直辖市,简称“省”)、337 个地级以上城市(地区、自治州、盟等,简称“城市”)、约 2800 个县(县级市、旗、市辖区等,简称“县域”)。本文使用了“中国家庭金融调查”2013 年、2015 年和 2017 年 3 轮的数据,由于中国家庭金融调查的数据大部分是家庭前一年的信息,因此采用 2012 年、2014 年和 2016 年城市层面的“北京大学数字普惠金融指数”进行匹配。“中国家庭金融调查”3 轮的数据总共包含 105 441 个样本,在对两个数据库进行匹配后,并参照甘犁等(2018)的方法<sup>[15]</sup>,剔除储蓄率和家庭总收入上下 5% 的样本以及关键变量缺失数据的样本,最终得到 83 392 个样本。

主要变量的描述性统计如表 1 所示。由于篇幅限制,只展示了 2013 年和 2017 年的数据,如需 2015 年的数据,可向作者索取。从表 1 可以看出,“储蓄率 1”在 2013 年和 2017 年的均值分别是 12.588% 和 17.479%,“储蓄率 2”比“储蓄率 1”的值要大。需要说明的是,储蓄率的最小值出现负数的原因是有些家庭在个别年份的总收入较少但消费较多。“数字金融”及“覆盖广度”“使用深度”“数字化程度”均有较大增长,说明近年来中国的数字金融发展较快。样本期间,样本家庭户主“年龄”的均值在 51 到 56 岁之间,“人口规模”在 3.1 到 3.5 人之间,说明大部分家庭是三口或四口之家;“老年抚养比”有所增加,表现出老龄化趋势,而“少儿抚养比”的变化不大;“家庭总收入”有明显的增长,但“稳定工作人口比例”变

① 这里的“组织”包括中国共产党、民主党派、工会、共青团、妇联、工商联、非正式联谊组织、私营企业主协会和个体劳动者协会等。之所以要综合“礼金收入”和“组织成员”来衡量社会资本,是因为礼金收入只能衡量货币形式的社会资本,无法体现结构性的社会资本(潜在的社会结构关系)。周广肃等(2014)认为是否是“组织成员”能够反映家庭的结构性社会资本<sup>[27]</sup>。此外,中国家庭金融调查每两年调查一次,可能出现当年的礼金收入较少但实际上拥有较多社会资本的情况,因而单纯用礼金收入来衡量社会资本有一定局限性,综合“组织成员”来考察则可以对此进行修正。

化不大且较低(只有 0.1 左右);“有医疗保险”的均值接近 1,表明几乎全部样本家庭都参与了医疗保险,但“有养老保险”的均值比“有医疗保险”的均值小了 10%左右。

表 1 主要变量的描述性统计

变 量	2013 年(样本量为 23 354)				2017 年(样本量为 31 870)				
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	储蓄率 1/%	12.588	139.072	-874.163	78.490	17.479	133.951	-879.241	78.499
	储蓄率 2/%	29.750	106.804	-602.143	90.950	33.240	102.866	-603.571	90.999
核心解释变量	数字金融	101.531	22.292	35.040	147.960	207.176	24.688	88.420	246.919
	覆盖广度	100.576	32.927	-10.490	158.620	196.116	34.515	85.260	254.126
	使用深度	103.948	23.405	27.830	170.630	204.597	23.128	94.910	251.423
	数字化程度	100.284	16.762	51.520	245.970	249.649	19.580	194.232	402.500
中介变量	流动性约束 1	0.538	0.499	0.000	1.000	0.434	0.496	0.000	1.000
	流动性约束 2	0.945	0.227	0.000	1.000	0.821	0.383	0.000	1.000
控制变量	年龄	51.836	14.453	18.000	113.000	55.512	14.040	18.000	117.000
	性别	0.757	0.429	0.000	1.000	0.794	0.404	0.000	1.000
	受教育程度	3.458	1.677	1.000	9.000	3.374	1.606	1.000	9.000
	婚姻状况	0.857	0.350	0.000	1.000	0.851	0.356	0.000	1.000
	健康状况	0.763	0.425	0.000	1.000	0.818	0.386	0.000	1.000
	人口规模	3.445	1.606	1.000	19.000	3.154	1.531	1.000	15.000
	老年抚养比	0.157	0.303	0.000	1.000	0.223	0.358	0.000	1.000
	少儿抚养比	0.111	0.156	0.000	0.833	0.096	0.153	0.000	0.800
	有未婚男孩	0.284	0.451	0.000	1.000	0.258	0.437	0.000	1.000
	家庭总收入/万元	5.357	4.409	0.100	23.080	6.447	5.056	0.100	23.079
	有自有住房	0.887	0.317	0.000	1.000	0.904	0.295	0.000	1.000
	稳定就业比例	0.103	0.209	0.000	1.000	0.090	0.200	0.000	1.000
	已婚女性就业	0.561	0.496	0.000	1.000	0.505	0.500	0.000	1.000
	有医疗保险	0.924	0.265	0.000	1.000	0.968	0.175	0.000	1.000
	有养老保险	0.822	0.383	0.000	1.000	0.892	0.310	0.000	1.000

注:由于需要用 3 年收入的均值来衡量永久性收入,各年“流动性约束 1”的样本量为 9 551;由于个别家庭的数据缺失 2017 年“数字化程度”的样本量为 31 634。

## 四、实证结果分析

### 1. 基准回归结果

本文运用普通最小二乘法对基准模型进行回归分析,估计结果如表 2 所示。核心解释变量“数字金融”的估计系数显著为负,表明城市数字金融发展水平的提高对家庭储蓄率有显著的负向影响,研究假说 H1a 得到验证。同时,“覆盖广度”和“使用深度”的估计系数均显著为负,表明数字金融覆盖广度和使用深度的提高能够显著降低家庭储蓄率;而“数字化程度”的估计系数为负但不显著,表明普惠金融的

数字化程度对家庭储蓄率的影响不显著,原因可能在于普惠金融的数字化程度主要反映数字金融服务的低成本和低门槛优势,且其评价指标主要针对支付方式的数字化,而数字金融对家庭储蓄行为的影响主要源自其融资增加效应带来的流动性约束降低,与数字化程度的相关性不高。

从控制变量来看:(1)户主年龄与家庭储蓄率呈倒U型关系,家庭储蓄率随着户主年龄的增长表现出先上升后下降的趋势;户主为男性的家庭储蓄率较高;户主受教育程度越高,家庭储蓄率越低;户主已婚家庭的储蓄率较低;户主健康状况好的家庭总储蓄率(“储蓄率1”)较高(户主健康状况不好的家庭可能因医疗支出较多而储蓄率较低),但扣除医疗支出和教育支出后的储蓄率(“储蓄率2”)较低。(2)家庭人口较多的家庭储蓄率降低;老年抚养比较高家庭的总储蓄率(“储蓄率1”)较低,但扣除医疗支出和教育支出后的储蓄率(“储蓄率2”)较高,这可能是由于家庭因养老压力而提高储蓄率;少儿抚养比较高的家庭储蓄率较低;有未婚男孩的家庭储蓄率较低。(3)家庭总收入较高的家庭储蓄率较高;拥有自有住房的家庭储蓄率较低,可能是因为还房贷使得家庭储蓄率下降;稳定就业人口比例较高的家庭储蓄率较高,但已婚女性就业的家庭储蓄率较低;参加医疗保险和养老保险的家庭储蓄率较高。

表2 基准模型分析结果

变量	(1) 储蓄率1	(2) 储蓄率2	(3) 储蓄率1	(4) 储蓄率1	(5) 储蓄率1	(6) 储蓄率2	(7) 储蓄率2	(8) 储蓄率2
数字金融	-8.157** (3.995)	-17.159*** (3.141)						
覆盖广度			-4.802* (2.766)			-10.235*** (2.177)		
使用深度				-8.863** (3.934)			-17.197*** (3.144)	
数字化程度					-1.139 (2.907)			-2.080 (2.328)
户主年龄	0.787*** (0.214)	0.939*** (0.177)	0.788*** (0.214)	0.791*** (0.214)	0.813*** (0.214)	0.942*** (0.177)	0.950*** (0.177)	0.966*** (0.177)
户主年龄的平方	-0.301 (0.205)	-0.422** (0.168)	-0.303 (0.205)	-0.305 (0.205)	-0.328 (0.205)	-0.425** (0.168)	-0.431** (0.168)	-0.452*** (0.168)
户主性别	2.274** (1.034)	1.142 (0.829)	2.283** (1.034)	2.317** (1.033)	2.416** (1.033)	1.158 (0.829)	1.245 (0.828)	1.360 (0.828)
户主受教育程度	-4.335*** (0.309)	-3.497*** (0.249)	-4.336*** (0.309)	-4.352*** (0.309)	-4.360*** (0.309)	-3.497*** (0.249)	-3.535*** (0.249)	-3.565*** (0.249)
户主婚姻状况	-9.562*** (1.442)	-2.853** (1.150)	-9.567*** (1.442)	-9.569*** (1.442)	-9.699*** (1.442)	-2.861** (1.149)	-2.871** (1.149)	-2.932** (1.150)
户主健康状况	17.705*** (1.279)	-2.591*** (0.936)	17.689*** (1.279)	17.703*** (1.280)	17.624*** (1.279)	-2.622*** (0.936)	-2.610*** (0.936)	-2.760*** (0.937)
家庭规模	-4.378*** (0.397)	-2.264*** (0.317)	-4.369*** (0.397)	-4.374*** (0.396)	-4.259*** (0.396)	-2.247*** (0.317)	-2.245*** (0.316)	-2.078*** (0.316)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 1	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 2	储蓄率 2
老年抚养比	-2.301 (2.042)	7.726*** (1.585)	-2.291 (2.042)	-2.301 (2.042)	-2.146 (2.043)	7.745*** (1.585)	7.735*** (1.585)	7.924*** (1.586)
年轻抚养比	-13.180*** (4.011)	-21.224*** (3.219)	-13.204*** (4.011)	-13.139*** (4.011)	-12.777*** (4.007)	-21.274*** (3.219)	-21.144*** (3.219)	-21.070*** (3.223)
有未婚男孩	-3.279*** (1.263)	-0.095 (1.007)	-3.277*** (1.263)	-3.275*** (1.263)	-3.143** (1.262)	-0.090 (1.007)	-0.087 (1.007)	0.007 (1.007)
家庭总收入	13.788*** (0.120)	10.542*** (0.097)	13.784*** (0.120)	13.785*** (0.119)	13.744*** (0.119)	10.535*** (0.097)	10.532*** (0.096)	10.463*** (0.096)
自有住房	-3.451** (1.453)	-1.759 (1.162)	-3.447** (1.454)	-3.402** (1.452)	-3.274** (1.453)	-1.753 (1.162)	-1.641 (1.161)	-1.434 (1.162)
稳定就业人口比例	6.888*** (1.836)	4.937*** (1.526)	6.916*** (1.836)	6.834*** (1.837)	7.073*** (1.836)	4.991*** (1.526)	4.855*** (1.527)	5.248*** (1.526)
已婚女性是否就业	-1.125 (1.018)	-2.356*** (0.809)	-1.121 (1.018)	-1.085 (1.018)	-1.101 (1.019)	-2.349*** (0.809)	-2.269*** (0.809)	-2.259*** (0.811)
医疗保险	2.523 (2.731)	7.653*** (2.188)	2.518 (2.731)	2.538 (2.731)	2.606 (2.737)	7.642*** (2.188)	7.688*** (2.188)	7.785*** (2.196)
养老保险	13.255*** (1.519)	10.002*** (1.205)	13.270*** (1.519)	13.238*** (1.519)	13.277*** (1.521)	10.033*** (1.206)	9.970*** (1.205)	9.988*** (1.208)
常数项	-113.121*** (10.340)	-62.267*** (7.962)	-116.672*** (9.950)	-110.786*** (10.626)	-119.857*** (10.159)	-69.640*** (7.653)	-58.878*** (8.206)	-75.444*** (7.846)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	83 392	83 392	83 392	83 392	83 156	83 392	83 392	83 156
R <sup>2</sup>	0.218	0.199	0.218	0.218	0.217	0.199	0.199	0.199

注:\*\*\*、\*\*和\*分别是在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号中是稳健标准误;由于数字金融指的数值较大,“数字金融”“覆盖广度”“使用深度”“数字化程度”均进行除以 100 处理,“年龄的平方”也除以 100;下表同。

## 2. 稳健性检验

### (1)内生性处理:工具变量法

基准模型分析可能由于反向因果关系、遗漏变量和测量误差等而存在内生性问题,现有研究通常采用工具变量法来解决内生性问题。借鉴相关研究的做法,本文采用了 4 个工具变量来进行内生性处理:一是“数字金融滞后一期值”(工具变量 1)。家庭储蓄率的降低会增加消费,而在消费过程中使用数字金融也会促进数字金融的发展,这样就可能存在反向因果关系。从时间上来看,前一年的数字金融水平不会受到当年家庭储蓄率变化的影响,因而采用数字金融滞后一期值作为工具变量可以排除反向因果关系的影响。二是“所在城市与杭州的距离”(工具变量 2)。不少文献认为离杭州越近的城市数字金融发展得越好,进而采用该指标作为城市数字金融发展水平的工具变量(张勋等,2020;郭峰等,2017;傅

秋子等,2018)<sup>[19][34-35]</sup>。考虑到样本城市的数字金融发展与其到杭州的距离存在一定相关性,而城市到杭州的距离与家庭储蓄率不相关,本文也采用该变量作为工具变量(根据百度地图进行测量计算)。三是“所在城市移动电话拥有率”(工具变量3)。借鉴李晓等(2021)的研究<sup>[36]</sup>,采用城市的移动电话拥有率作为城市数字金融发展水平的工具变量,数据来源于国家统计局网站和各样本城市统计局网站。四是“所在城市互联网普及率”(工具变量4)。借鉴谢绚丽等(2018)的研究<sup>[37]</sup>,采用城市的互联网普及率作为城市数字金融发展水平的工具变量,数据来源于国家统计局网站和各样本城市统计局网站。

表3中为工具变量法的分析结果。两步法一阶段的回归结果显示:4个工具变量的t值均大于临界值,表明工具变量与“数字金融”高度相关;一阶段回归的F值也是明显大于临界值,表明选取的工具变量不是弱工具变量;DWH检验在1%的水平上拒绝不存在内生变量的原假设。二阶段的回归中,“数字金融”的估计系数均显著为负(仅在工具变量2中对“储蓄率1”的估计系数不显著),表明本文基准模型的分析结果是稳健的。

表3 工具变量法检验结果

变量	工具变量1		工具变量2		工具变量3		工具变量4	
	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2
数字金融	-14.966*** (4.360)	-23.639*** (3.430)	-15.552 (10.200)	-31.816*** (8.104)	-39.613*** (7.662)	-42.058*** (6.539)	-0.400*** (0.078)	-0.418*** (0.066)
观测值数	83 156	83 156	83 392	83 392	77 874	77 874	76 510	76 510
R <sup>2</sup>	0.217	0.199	0.218	0.199	0.214	0.197	0.214	0.197
两步法一阶段估计的统计量								
工具变量t值	451.750		-71.930		61.990		53.920	
一阶段F值	476 072.780		24 695.130		69 601.950		88 818.750	
DWH Chi <sup>2</sup>	10.424	13.335	0.608	3.875	13.079	11.326	7.256	6.277
(P值)	(0.001)	(0.000)	(0.436)	(0.049)	(0.000)	(0.001)	(0.007)	(0.012)

注:本文中所有的模型检验均控制了控制变量以及年度和城市固定效应,限于篇幅表中未列示,下表同。

## (2)其他稳健性检验

为了进一步检验前文实证结果的可靠性,本文进行如下稳健性检验:

一是替换核心解释变量。前文实证分析中被解释变量是家庭层面的数据,而解释变量是城市层面的数据。家庭的储蓄行为固然会受到所在城市数字金融发展水平的影响,但不同维度的数据直接做回归分析可能影响回归结果的有效性。对此,本文采用家庭层面的变量进行稳健性检验。数字金融主要涉及家庭投资、融资和支付行为(黄益平等,2018)<sup>[2]</sup>,由于中国家庭金融调查只有数字金融投资和支付的相关信息,本文根据对问题“您家是否持有余额宝、微信理财通、京东小金库、百度百赚、掌柜钱包这几类互联网理财产品?”的回答构建虚拟变量“使用数字金融投资”(有赋值为1,无赋值为0),根据家庭是否有“使用支付宝、微信支付、手机银行和网银等电脑或移动终端支付”构建虚拟变量“使用数字金融支付”(有赋值为1,无赋值为0),根据家庭是否有数字金融投资和支付行为构建虚拟变量“使用数字金融投资和支付”(至少有一种赋值为1,否则赋值为0)。分别以上述3个变量为核心解释变量进行模型回归,结果显示其估计系数均显著为负(见表4)。可见,使用数字金融家庭的储蓄率显著低于未使用数字金融家庭的储蓄率,说明前文的实证结果具有稳健性。

二是使用平衡面板数据。本文使用了中国家庭金融调查的3轮数据,每轮调查中都有新的受访家

庭加入,也有之前的受访家庭退出,因而从数据结构上来看是非平衡面板数据。对此,本文选择在3轮调查中都有的家庭样本组成平衡面板数据进行稳健性检验,结果如表5中(1)(2)列所示,“数字金融”的估计系数依然显著为负。

三是采用Tobit模型。为了避免异常值的影响,相关实证分析中往往会对储蓄率的上下限进行设置,借鉴李雪松和黄彦彦(2015)、尹志超和张诚(2019)的研究<sup>[9][33]</sup>,本文把储蓄率的上下限分别设置为100%和-200%,并使用Tobit模型进行稳健性检验,分析结果见表5的(3)(4)列,“数字金融”的估计系数仍然显著为负。

四是替换被解释变量。除了前述两种储蓄率计算方法外,还有文献用家庭收入的对数减去家庭消费的对数来衡量储蓄率(尹志超等,2019;Chamon et al,2010)<sup>[33][38]</sup>,本文也采用这种方法来计算得到“储蓄率3”,重新进行模型回归,结果见表5的(5)列,“数字金融”的估计系数还是显著为负。

表4 稳健性检验1:替换核心解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2
使用数字金融支付	-15.837*** (1.270)	-12.846*** (1.035)				
使用数字金融投资			-27.972*** (1.855)	-20.445*** (1.541)		
使用数字金融投资和支付					-21.428*** (1.104)	-17.361*** (0.908)
观测值数	66 211	662 11	60 343	60 343	83 392	83 392
R <sup>2</sup>	0.222	0.201	0.221	0.200	0.220	0.202

表5 稳健性检验2:使用平衡面板数据、Tobit模型和替换被解释变量

变量	平衡面板数据		Tobit模型		替换被解释变量
	(1) 储蓄率1	(2) 储蓄率2	(3) 储蓄率1	(4) 储蓄率2	(5) 储蓄率3
数字金融	-15.693** (7.740)	-21.246*** (6.437)	-19.120*** (2.530)	-22.158*** (3.087)	-15.305*** (2.075)
观测值数	28 653	28 653	83 392	83 392	83 392
R <sup>2</sup>	0.253	0.199			0.320
伪R <sup>2</sup>			0.188	0.181	

### 3. 影响路径分析

表6的分析结果显示:“数字金融”对“流动性约束1”和“流动性约束2”的估计系数均显著为负数,表明城市数字金融发展水平的提高显著降低了家庭面临流动性约束的概率;“流动性约束1”和“流动性约束2”对“储蓄率1”和“储蓄率2”的估计系数均显著为正,表明相比没有流动性约束的家庭,面临流动性约束家庭的储蓄率更高。可见,城市数字金融发展可以通过缓解家庭流动性约束的路径来降低家庭储蓄率,研究假说H1b得到验证。

表 6 流动性约束的影响路径分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	流动性约束 1	储蓄率 1	储蓄率 2	流动性约束 2	储蓄率 1	储蓄率 2
数字金融	-0.510*** (0.067)			-0.344*** (0.067)		
流动性约束 1		8.634*** (1.507)	9.424*** (1.193)			
流动性约束 2					31.890*** (1.188)	25.605*** (1.003)
观测值数	28 653	28 653	28 653	83 392	83 392	83 392
R <sup>2</sup>		0.224	0.200		0.223	0.205
伪 R <sup>2</sup>	0.098			0.242		

注:(1)列和第(4)列使用 Probit 模型,其余列使用普通最小二乘法。

#### 4. 异质性分析

第一,家庭有无预防性储蓄动机的异质性。表 7 对样本家庭有无预防性储蓄动机的分组检验结果显示:无论有无养老储蓄动机、教育储蓄动机和失业储蓄动机,“数字金融”的估计系数均显著为负,但从“数字金融”的估计系数绝对值来看,有预防性储蓄动机的子样本明显大于无预防性储蓄动机的子样本,表明城市数字金融发展对有预防性储蓄动机家庭储蓄率的边际影响大于对没有预防性储蓄动机家庭储蓄率的边际影响,研究假说 H2a 得到验证。

表 7 异质性分析 I:家庭有无预防性储蓄动机

变 量	养老储蓄动机		教育储蓄动机		失业储蓄动机		
	有	无	有	无	有	无	
Panel A:“储蓄率 1”	数字金融	-53.658*** (16.395)	-18.849*** (8.249)	-17.450*** (6.034)	-1.894 (5.380)	-33.916*** (8.937)	-17.561*** (6.099)
	观测值数	4 185	19 315	32 244	51 148	10 549	31 462
	R <sup>2</sup>	0.256	0.226	0.244	0.214	0.217	0.216
Panel B:“储蓄率 2”	数字金融	-49.014*** (13.427)	-18.559*** (6.241)	-22.901*** (4.703)	-13.406*** (4.263)	-25.984*** (8.042)	-24.786*** (5.115)
	观测值数	4 185	19 315	32 244	51 148	10 549	31 462
	R <sup>2</sup>	0.255	0.216	0.210	0.199	0.209	0.194

第二,家庭储蓄率高低的异质性。表 8 基于样本家庭储蓄率的分位数回归结果显示:在不同分位点上“数字金融”的估计系数均为负,但在 0.2 分位点上的系数不显著,其他分位点上均在 1%的水平上显著,表明城市数字金融发展对储蓄率很低家庭的储蓄率影响不显著,研究假说 H2b 得到验证。

第三,家庭收入高低的异质性。表 9 基于样本家庭总收入的分组检验结果显示:城市数字金融发展水平的提高对不同收入水平家庭的储蓄率均产生了显著的负向影响,且边际影响随着家庭收入的提高而逐渐减小,研究假说 H2c 得到验证。

第四,家庭社会资本多少的异质性。表 10 对样本家庭社会资本多少的分组检验结果显示:无论家

庭的社会资本是多还是少,城市数字金融发展水平的提高对家庭储蓄率均有显著的负向影响,且对社会资本少的家庭影响更大,研究假说 H2d 得到验证。

上述检验结果不仅验证了本文提出的研究假说 H2,而且进一步表明城市数字金融的发展有助于家庭储蓄率的降低。

表 8 异质性分析 II:储蓄率分位数回归

变量	储蓄率 1				储蓄率 2			
	q20	q40	q60	q80	q20	q40	q60	q80
数字金融	-3.454 (7.159)	-7.431** (2.992)	-11.951*** (1.903)	-12.846*** (1.022)	-2.839 (5.047)	-13.499*** (2.889)	-14.223*** (1.349)	-13.310*** (0.769)
观测值数	83 392	83 392	83 392	83 392	83 392	83 392	83 392	83 392
伪 R <sup>2</sup>	0.155	0.120	0.096	0.070	0.143	0.111	0.086	0.061

表 9 异质性分析 III:家庭总收入高低

变量	储蓄率 1				储蓄率 2			
	0~25%	25%~50%	50%~75%	75%~100%	0~25%	25%~50%	50%~75%	75%~100%
数字金融	-92.648*** (9.435)	-64.675*** (5.417)	-28.229*** (4.316)	-14.189*** (3.815)	-96.614*** (7.444)	-58.498*** (4.552)	-23.711*** (3.777)	-11.645*** (3.526)
观测值数	20 863	20 837	20 846	20 846	20 863	20 837	20 846	20 846
R <sup>2</sup>	0.328	0.134	0.073	0.054	0.320	0.151	0.086	0.061

表 10 异质性分析 IV:家庭社会资本多少

变量	储蓄率 1		储蓄率 2	
	多	少	多	少
数字金融	-15.297** (6.320)	-20.125** (7.839)	-19.963*** (4.969)	-22.651*** (6.136)
观测值数	26 542	22 331	26 542	22 331
R <sup>2</sup>	0.216	0.232	0.204	0.211

## 五、结论与启示

近年来,中国经济增长速度有所放缓,在经济增长主要依靠投资和出口的模式难以为继的情况下,消费对经济增长的推动作用尤为重要。降低家庭储蓄率、释放家庭消费潜力是畅通国内大循环的关键环节和重要引擎,有助于形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。然而,中国大多数家庭面临流动性约束(本文的样本中 2017 年有 82%的家庭面临流动性约束),导致家庭储蓄率长期以来偏高,消费潜力被抑制,如何有效扩大内需成为经济高质量发展亟待解决的关键问题之一。因此,积极发展数字金融,充分发挥数字金融缓解家庭流动性约束进而降低家庭储蓄率、释放家庭消费潜力的作用,有助于新发展格局的形成,有利于经济高质量发展。

本文基于“中国家庭金融调查”数据和“北京大学数字普惠金融指数”的分析结果显示:(1)城市数字金融发展水平的提高对家庭储蓄率具有显著的负向影响,其中数字金融覆盖广度和使用深度提高的家庭储蓄率降低效应显著,而普惠金融数字化程度的影响不显著。(2)城市数字金融发展水平的提高有利于降低家庭面临流动性约束的概率,而面临流动性约束的家庭有较高的储蓄率,因而数字金融发展可以通过缓解家庭流动性约束的路径降低家庭储蓄率。(3)城市数字金融发展水平提高对家庭储蓄率的

负向影响具有显著的家庭异质性,对有预防性储蓄动机家庭、收入较低家庭、社会资本较少家庭的边际影响更大,而对储蓄率很低家庭的影响不显著。

根据以上研究结论,本文提出如下政策建议:第一,积极推动数字金融发展,并充分发挥数字金融促进内需增长的积极作用。一方面,要完善数字金融所依托的互联网基础设施,尤其是在农村和偏远山区互联网基础设施有待进一步完善,进而大力推广和普及数字金融,让更多家庭享受到数字金融带来的好处和便利。在家庭储蓄率总体较高的背景下,要充分发挥数字金融促进家庭储蓄率降低的作用,进而释放家庭消费潜力,提升整体消费水平,促进经济高质量发展。第二,进一步提高数字金融的覆盖广度和使用深度,有效缓解收入较低、社会资本较少家庭的流动性约束,促进弱势群体的消费增长。低收入、低社会资本家庭更容易受到流动性约束,而数字金融发展对其储蓄率的降低效应更大。因此,应提高数字金融对这些家庭的覆盖和优惠程度,在加大地区推广力度的同时有针对性地提高弱势家庭的数字金融普及率,同时还要积极帮助弱势人群提高数字金融素养,促使其能够通过数字金融来促进消费增长。第三,多渠道缓解家庭流动性约束,降低家庭预防性储蓄动机,促进家庭消费增长。数字金融发展可以通过缓解流动约束降低家庭储蓄率,然而数字金融并非缓解流动约束和降低储蓄率的唯一因素。中国家庭具有较高的预防性储蓄动机,应加快提升中低收入群体的收入水平,并持续提高医疗、住房、养老和教育保障力度(舒建平等,2021)<sup>[39]</sup>,进而有效推动内需增长。

本文的研究还存在一些不足,有待改进和深化:一方面,本文用城市层面的数字普惠金融指数来衡量数字金融发展水平,而家庭储蓄率是家庭层面的数据,数据匹配性有待提高。虽然用家庭层面的变量(是否使用数字金融)做了稳健性检验,但是仍然缺乏家庭层面的数字金融指标(如家庭使用数字金融的频率、使用数字金融的功能种类和每种功能使用的程度等)。原因在于所用的调查数据缺乏家庭层面的数字金融使用信息。随着数字金融的发展,今后的调查数据可能会有更多的家庭层面数字金融信息,未来可采用家庭层面的数据进行更深入的研究。另一方面,本文仅从缓解流动性约束的路径分析了数字金融影响家庭储蓄率的机制,不够全面和系统,可能存在的其他影响路径有待今后进一步研究。此外,异质性分析也可细化和拓展,除家庭维度的其他方面外,地区(城市)、政策等维度的异质性也需深入探究。

#### 参考文献:

- [1] MODIGLIANI F, CAO S L. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1): 145-170.
- [2] 吕指臣, 刘生龙. 人口结构变迁与中国家庭储蓄率:理论与实证[J]. *学术研究*, 2021(9): 93-99+112.
- [3] 尹志超, 刘泰星, 张诚. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. *中国工业经济*, 2020(1): 24-42.
- [4] 吴卫星, 张旭阳, 吴锐. 金融素养与家庭储蓄率——基于理财规划与借贷约束的解释[J]. *金融研究*, 2021(8): 119-137.
- [5] 黄露露. 社会网络、风险分担与家庭储蓄率——来自中国城镇居民的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2022(1): 87-108.
- [6] 周华东, 李艺, 高玲玲. 子女性别与家庭储蓄——基于中国家庭金融调查数据(CHFS)的分析[J]. *西北人口*, 2021(5): 1-15.
- [7] 张海峰, 梁若冰, 林细细. 子女数量对农村家庭经济决策的影响——兼谈对“二孩政策”的启示[J]. *中国经济问题*, 2019(3): 68-80.
- [8] ZHOU W. Brothers, household financial markets and savings rate in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2014, 111(11): 34-47.
- [9] 李雪松, 黄彦彦. 房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J]. *经济研究*, 2015(9): 100-113.
- [10] WEI S, ZHANG X. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China[J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(3): 511-564.
- [11] 马鑫. 劳动纠纷与预防性储蓄——基于体制内外异质性视角[J]. *当代经济科学*, 2022(5): 84-97.
- [12] 万广华, 史清华, 汤树梅. 转型经济中农户储蓄行为:中国农村的实证研究[J]. *经济研究*, 2003(05): 3-12+91.
- [13] 杜海韬, 邓翔. 流动性约束和不确定性状态下的预防性储蓄研究——中国城乡居民的消费特征分析[J]. *经济学(季刊)*, 2005(1): 297-316.

- [14] DEIDDA M. Precautionary saving under liquidity constraints: Evidence from Italy[J]. *Empirical Economics*, 2014, 46(1): 329-360.
- [15] 甘犁,赵乃宝,孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. *经济研究*, 2018(12): 34-50.
- [16] 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.
- [17] 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(11): 47-67.
- [18] ZHAO C, WU Y, GUO J. Mobile payment and Chinese rural household consumption[J]. *China Economic Review*, 2022, 71(1): 1-33.
- [19] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. *管理世界*, 2020(11): 48-63.
- [20] 张斌昌,兰可雄,林丽琼. 数字金融发展对家庭储蓄的差异性影响——基于CFPS和数字普惠金融指数的实证分析[J]. *福建农林大学学报(哲学社会科学版)*, 2020(4): 52-60.
- [21] 陈宝珍,任金政. 数字金融与农户:普惠效果和影响机制[J]. *财贸研究*, 2020(6): 37-47.
- [22] 吕学梁,程歌,司登奎,等. 数字普惠金融发展能够缓解家庭经济脆弱性吗?——来自中国家庭的微观证据[J/OL]. *重庆理工大学学报(社会科学)*: 1-24(2022-12-01). <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1205.T.20221130.1353.003.html>.
- [23] 尹志超,吴子硕,蒋佳伶. 移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J]. *金融研究*, 2022(9): 57-74.
- [24] 张应良,徐亚东. 储蓄动机视角下消费理论的延展及应用[J]. *贵州大学学报(社会科学版)*, 2022(1): 57-76.
- [25] BAYER C, LÜTTICKE R, PHAM-DAO L, et al. Precautionary savings, illiquid assets, and the aggregate consequences of shocks to household income risk[J]. *Econometrica*, 2019, 87(1): 255-290.
- [26] 张诚,唐成. 遗产动机对中国老年家庭储蓄率的影响[J]. *人口与经济*, 2021(2): 57-70.
- [27] 周广肃,樊纲,申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. *管理世界*, 2014(7): 12-21+51+187.
- [28] 马光荣,周广肃. 新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究[J]. *经济研究*, 2014(11): 116-129.
- [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[J]. *经济学(季刊)*, 2020(4): 1401-1418.
- [30] 程令国,张晔. 早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释[J]. *经济研究*, 2011(8): 119-132.
- [31] 赵西亮,梁文泉,李实. 房价上涨能够解释中国城镇居民高储蓄率吗?——基于CHIP微观数据的实证分析[J]. *经济学(季刊)*, 2014(1): 81-102.
- [32] 胡翠,许召元. 人口老龄化对储蓄率影响的实证研究——来自中国家庭的数据[J]. *经济学(季刊)*, 2014(4): 1345-1364.
- [33] 尹志超,张诚. 女性劳动参与对家庭储蓄率的影响[J]. *经济研究*, 2019(4): 165-181.
- [34] 郭峰,孔涛,王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. *国际金融研究*, 2017(8): 75-85.
- [35] 傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. *金融研究*, 2018(11): 68-84.
- [36] 李晓,吴雨,李洁. 数字金融发展与家庭商业保险参与[J]. *统计研究*, 2021(5): 29-41.
- [37] 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(4): 1557-1580.
- [38] CHAMON M D, PRASAD E S. Why are saving rates of urban households in China rising? [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(1): 93-130.
- [39] 舒建平,吴扬晖,唐文娟. 家庭人均收入与家庭金融资产配置:影响效应和异质性[J]. *西部论坛*, 2021(3): 57-71.

## Will Digital Finance Help Reduce Household Saving Rates?

DONG Wen-kui

(School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, Sichuan, China)

**Abstract:** At present, China's high-quality economic development needs to focus on expanding domestic

demand, giving full play to the basic role of consumption and the key role of investment. However, China has long had a high household saving rate, which is not conducive to domestic demand growth. The emergence and development of digital finance have provided an effective way to reduce the household saving rate. Nevertheless, the existing literature is insufficient to investigate the mechanisms by which the development of digital finance affects household saving rates, and relevant empirical evidence is also lacking.

This paper argues that the development of digital finance provides more ways and facilities for households to take risks and cope with uncertainty by providing more financing channels and lowering the financing threshold, which helps alleviate household liquidity constraints and thus reduces household saving rates, and this effect is more significant for households with stronger liquidity constraints (such as households with lower income and social capital and higher precautionary saving incentives). Using the data of China Household Finance Survey in 2013, 2015, and 2017 and the Peking University Digital Financial Inclusion Index at the city level in 2012, 2014, and 2016, the analysis found that: the improvement of urban digital finance development level had a significant negative impact on the household saving rate, in which the coverage breadth and use depth of digital finance had a significant effect, but the digitalization degree of inclusive finance had no significant effect; an increased level of urban digital financial development reduced the probability that households face liquidity constraints, and households facing liquidity constraints had higher saving rates. Thus, digital financial development can reduce household saving rates through the path of alleviating liquidity constraints; the negative impact of the development level of urban digital finance on the household saving rate had significant household heterogeneity, and the marginal impact on households with precautionary saving motivation, low-income households, and households with less social capital was greater, while the impact on households with very low saving rate (the lowest 20% of the sample households) was not significant.

Compared with the existing literature, this paper mainly makes the following extensions and improvements. Firstly, it explores the impact of digital finance development on the household saving rate, expands the study of the economic effects of digital finance and the factors influencing the household saving rate, and provides an explanation for the declining trend of the saving rate in China. Secondly, multi-period household saving data and city-level digital financial inclusion index are used for the empirical test, which provides empirical evidence for the reduction effect of household saving rate and the path to ease liquidity constraints and household heterogeneity of digital financial development.

This study shows that the development of digital finance can effectively reduce the household saving rate, release household consumption potential, and contribute to high-quality economic development and the formation of a new development pattern. The development of digital finance should be actively promoted, the breadth of coverage and depth of use of digital finance should be further improved, the incentive for households to save preventively should be reduced through multiple channels, the liquidity constraint of households with lower income and less social capital should be effectively alleviated, and the consumption growth of disadvantaged groups should be promoted.

**Key words:** digital finance; household saving rate; liquidity constraint; precautionary saving motive; expanding domestic demand

**CLC number:** F832; F063. 4

**Document code:** A

**Article ID:** 1674-8131(2022)06-0037-16

(编辑:黄依洁)