

数字金融对社会保险与家庭消费关系的调节效应研究

徐光顺

(山东财经大学 金融学院, 山东 济南 250014)

摘要:全面促进消费、加快消费提质升级是我国扩大内需战略的重要任务。基于 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用调节效应模型,从家庭微观视角探究数字金融对社会保险与家庭消费关系的调节效应,以寻求进一步释放国内消费潜力的途径。研究结果表明,数字金融对社会保险与家庭消费的关系存在正向调节作用,即随着数字金融发展水平的提升,社会保险提升消费的潜力会得到进一步的释放;数字金融的调节效应存在结构性特征,相较于生存型消费,数字金融对社会保险与发展型消费关系的正向调节作用更大;进一步分析发现,数字金融的调节效应在具有较高金融知识水平、较低收入水平、位于农村地区、健康状况较差、户主年龄较年轻的家庭中更强。据此,从支持数字金融发展、发挥社会保险与数字金融协同效应、加强金融教育等方面对促进消费提出改善建议。

关键词:社会保险;数字金融;居民消费;调节效应

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2095-929X(2024)02-0035-15

一、引言

促进消费是形成“双循环”新发展格局、扩大内需的重要手段。党的二十大报告指出,要“把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,增强国内大循环内生动力和可靠性”。为推动实施扩大内需战略,国务院随即出台了《扩大内需战略规划纲要(2022-2035 年)》。据国家发改委发布的数据,自 2014 年至 2019 年,消费已经连续 6 年成为中国经济增长的第一拉动力。尽管如此,中国消费增长潜力依然有待挖掘。据世界银行统计,2018 年中国居民最终消费率为 38.5%,美国和日本分别为 68%和 55.6%,中国居民消费水平提升的空间依然较大。如何提振居民消费,畅通国内大循环,成为学者和政策制定者关注的焦点。

理论上讲,居民参与社会保险可以增加永久收入、降低预防性储蓄,从而有助于提高消费水平,展现出社会保险的消费促进效应^[1]。然而,有学者结合实际数据对此提出了质疑,他们发现社会保险水平的提升并未促进消费,并给出了相应解释:一方面由于市场不健全,无法满足居民消费需求;另一方面社保参与会降低居民可支配收入,从而导致当期消费下降^[2]。消除或缓解这些不利因素的影响,是发挥出社会保险消费促进效应的关键。

近年来,中国数字金融发展极为迅速,根据北京大学数字金融研究中心 2022 年 8 月公布的数据,2021 年

基金项目:山东省自然科学基金项目“数字普惠金融提升农户福利的效应、机制及策略优化研究”(ZR2021QG028)。

作者简介:徐光顺,男,山东潍坊人,博士,山东财经大学金融学院讲师,研究方向:数字金融、普惠金融。

省级数字普惠金融指数的中位值为 363.6,是 2011 年的十多倍。在此背景下,学者们深入探究了数字金融对消费的影响,并发现其在增加居民市场参与、缓解流动性约束等方面具有积极表现^[3-4]。数字金融发展水平的提高,能否缓解社会保险促进消费时面临的问题呢?已有研究尚未对此予以解释和验证。鉴于此,本文尝试从消费决定理论和消费金融理论出发,剖析数字金融对社会保险影响居民消费的调节作用,为进一步释放中国消费潜力提供理论支撑。

二、文献综述和研究假说

(一) 文献综述

在有关社会保险对居民消费的影响方面,学者们主要从社会养老保险和社会医疗保险方面展开了研究,但尚未形成一致结论。有的学者认为社会保险的参与会降低居民的预防性储蓄,从而降低私人储蓄率,提升居民的消费水平^[5-6];有的学者则基于生命周期消费理论或目标储蓄理论,研究发现社会保险参与水平提高后,由于目标储蓄动机的存在,居民在缴纳保费后并未减少储蓄,其增加的保费是通过减少消费实现的,因此得出了社会保险参与会降低消费水平的结论^[7-9];还有的学者分析了社会保险对消费影响的异质性,认为在不同收入和不同身份(如城镇居民与农村居民、流动人口和非流动人口等)的群体之间,社会保险对消费的影响存在差异^[10-13],同时,社会保险对不同性质的消费也会产生异质性影响^[14]。

在关于数字金融对居民消费影响的研究方面,已有文献主要从效果与机制两方面展开。就影响效果而言,多数学者支持数字金融对居民消费产生了促进作用^[15-17],且这一作用具有普惠性,在低收入家庭或经济欠发达地区的效果更为明显^[18-19],不过也有学者指出由于“数字鸿沟”的存在,数字金融对消费的促进作用缺乏普惠性^[20]。进一步地,学者们分析了数字金融对消费结构的影响,发现数字金融正在促进居民消费从生存型消费向享受型和发展型消费转变^[18,21]。在机制研究方面,已有文献主要认为数字金融可以通过支付便利性、放松流动性约束、增加财产性收入等途径,促进居民消费水平的提高^[17,22-24]。

综上所述,已有研究主要围绕社会保险与消费的关系,以及数字金融与消费的关系进行了广泛而深入的探究,而在数字金融对社会保险与消费关系的影响方面,现有文献还未进行充分探讨。本文认为之所以当前社会保险对消费的作用方向存在争论,可能与两者关系受其他因素的影响有关。本文的边际贡献体现在以下三个方面:一是理论分析并实证检验了数字金融对社会保险与居民家庭消费关系的正向调节效应;二是从生存型消费和发展型消费视角,将数字金融的调节效应进行了结构性分析;三是从金融知识、收入水平、城乡、健康状况和年龄五个方面,对数字金融的调节效应展开了异质性分析。

(二) 数字金融的调节效应分析及研究假说

社会保险对居民消费的影响既存在促进消费的“挤入效应”,也存在抑制消费的“挤出效应”。在挤入效应方面,依据预防性储蓄动机理论,人们为了应对未来潜在的收入或支出风险,会在当前阶段进行额外的储蓄,存有预防性储蓄动机,从而导致消费的低迷^[25]。居民参加社会保险后,会降低他们的预防性储蓄,从而有利于消费的增加。以社会医疗保险和社会养老保险为例,医疗保险的参与可以减少他们为应对未来医疗负担而保有的风险留存资金,节约出的这部分资金可用于消费,从而有利于消费水平的提升。类似地,养老保险会降低居民退休后收入来源的不确定性,常常被视作是一种退休后返还的资产,从而使得人们工作时会降低储蓄、增加消费^[26-27]。在社会保险的挤出效应方面,最直接的体现是,社会保险费率的提高会降低居民的可支配收入,从而对其消费产生不利影响^[28]。尤其是在金融摩擦存在的前提下,当居民家庭因可支配收入减少,出现流动性约束时,较难从外部获得资金,只能降低当期的消费水平,从而抑制了消费水平的提升。此外,根据生命周期消费理论的观点,人们会在工作阶段,完成之前设定的储蓄目标,以应对未来的老年生活。社会保

险特别是养老保险具有引致退休的效应,养老保险的参与将激励人们提前退休而减少消费,即在养老保险的引致下,为了快速完成心中设置的人生储蓄目标,人们会在工作时期提高储蓄率,以尽早实现该目标^[28]。

数字金融可以通过扩大社会保险的挤入效应、缓解社会保险的挤出效应,释放社会保险促进居民家庭消费的潜力。在扩大社会保险的挤入效应方面,社会保险的参与会使得居民家庭释放出较多的预防性储蓄,为居民家庭消费水平的提升提供了重要基础。而随着数字金融的发展,居民借助其中的移动支付服务,可以更为便捷地购买到所需商品,同时,围绕数字金融开展的电子商务模式,为居民消费商品的选择提供了更广泛的范围。在此基础上,居民利用社会保险释放出来的预防性储蓄资金,能够较便捷地、以合适的价格购买到想要的产品或服务,对社会保险促进消费的挤入效应产生了放大效果。在缓解社会保险的挤出效应方面,针对因缴纳社会保险费导致的可支配收入降低问题,数字金融可以通过其数字信贷业务,缓解居民家庭在缴纳社会保险费用期间面临的流动性约束问题,缓解社会保险对消费挤出效应的冲击。而数字金融提供的数字理财或数字投资业务,为居民提高财产性收入提供了契机,借助此业务,居民可以更快地实现储蓄目标,为其提前进入以消费为主的生活阶段提供了支撑。综上所述,数字金融的发展可以一方面通过扩大社会保险对消费的挤入效应,另一方面通过缓解社会保险对消费的挤出效应,实现对社会保险促进居民消费的正向调节作用。基于此,提出本文的第一个研究假说:

假说 1:数字金融发展会对社会保险与家庭消费的关系产生正向调节作用。

进一步地,我们认为数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节效应存在结构性特征。根据马斯洛需求理论,居民的消费结构会表现出由生存型消费向发展型消费演变的特征。其中,生存型消费主要包括衣、食、住、行等方面的消费,发展型消费则包括教育、医疗和娱乐类消费等^[29]。社会保险的参与会直接增加居民对发展型消费的需求。在社会保险中,社会养老保险的参与会消除居民步入老年后无收入来源的担忧,增加即期消费信心,提升了居民对发展型消费品的需求。社会医疗保险的参与则能直接刺激居民对医疗保健类消费品的需求。

而数字金融的发展,为满足居民因参与社会保险而释放出的发展型消费需求提供了路径。这主要体现在:首先,数字金融为满足居民发展型消费需求提供了资金和时间。数字金融通过提供扫码支付、网上支付等便捷的支付方式,极大程度上降低了金融服务和消费的交易成本,使得消费者能够节省出更多的资金和时间用于发展型消费^[22]。其次,数字金融提供的信贷以及投资理财服务,为居民进行消费升级提供了重要的资金支持。最后,在数字金融基础上创新的电子商务模式,升级了传统的消费市场,包含诸如教育培训、医疗保健、文化娱乐在内的产品或服务可在线上进行购买。综上所述,可以得出本文的第二个假说:

假说 2:与生存型消费相比,数字金融对社会保险与家庭发展型消费关系的正向调节作用更大。

三、研究设计

(一)数据来源与样本代表性

1.数据来源与处理方式。本文所使用的数据由家庭微观数据和省级社会经济发展宏观数据两部分组成。其中,家庭微观数据来自中国家庭金融调查(CHFS)2019 年的数据,省级宏观数据来自 2019 年《中国统计年鉴》。在此基础上,通过删除关键变量数据缺失的样本,最终获得了 21 100 个家庭样本数据。与此同时,对家庭消费、收入、资产、社会保险费、数字金融使用深度进行 1%缩尾处理以解决离群值问题。

2.样本代表性说明。中国家庭金融调查是西南财经大学自 2011 年开始每两年进行一次的全国性家庭金融调研项目,调研对象已覆盖除新疆、西藏和港澳台地区之外的全国 29 个省(区、市)。调研内容涵盖了家庭人口统计特征、家庭资产与负债、社会保险、支出与收入等方面的微观信息。该项目通过概率比例规模抽样方

法,保证了样本的代表性,规范的调研程序保证了数据的质量。据统计信息显示,CHFS 涉及的诸如年龄结构、城乡人口结构、性别结构等样本信息与国家统计局相应信息基本一致,具有较强的全国代表性^[30]。

(二)变量定义

1.被解释变量。本文选用家庭人均消费水平衡量各个家庭的消费状况,具体包括食品、衣着、居住、家庭设备服务、交通通信、教育文娱、医疗保健等消费内容。为了验证数字金融调节效应的结构性特征,我们借鉴王修华和赵亚雄^[21]的研究,将家庭消费划分为生存型消费与发展型消费,其中,生存型消费包括食品消费、衣着消费、居住消费、交通通信消费等内容,而发展型消费主要包括教育文娱消费与医疗保健消费。

2.核心解释变量。为了验证数字金融对社会保险与家庭消费关系的调节效应,需要从社会保险与数字金融两方面寻找核心解释变量。在衡量家庭社会保险参与水平时,选取“家庭人均社会保险缴费水平”指标进行衡量,其中社会保险包括社会养老保险与社会医疗保险。之所以没有像已有研究那样^[31-32],选取社会保险参与率作为指标,是因为当前中国社会养老保险和社会医疗保险覆盖率已处于较高水平,仅用是否参与社会养老保险或社会医疗保险衡量家庭社会保险水平,已经不能体现出家庭社会保险水平的差异性;在衡量家庭数字金融发展水平时,本文从数字金融发展广度和深度两方面,分别选取了“是否开通账户”“账户余额”两个指标予以反映。开通第三方账户是家庭参与数字金融的重要体现^[33],第三方账户的余额在一定程度上能够体现出家庭对数字金融的使用强度。

3.控制变量。本文主要从户主个人特征、家庭特征和地区特征三方面选取控制变量。借鉴已有研究的做法^[21],选取了户主性别、户主年龄、户主年龄的平方、户主婚姻状况、户主受教育年限 5 个变量反映户主的个人特征;在家庭特征方面,选取家庭人均收入、劳动力数量、不健康成员占比、老年人占比、少儿占比、是否有自有住房、家庭人口规模、家庭净资产 8 个变量进行控制;在地区特征方面,则选取区域属性(样本家庭是否处于农村地区)、人均 GDP、产业结构(一、二产业占比)、城镇化率 4 个变量。此外,在计量模型中通过增设省份虚拟变量的方式,控制家庭所在地区的不可测因素。计量模型中所有变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量及定义及描述性统计

变量类型	变量名称	定义	均值	标准差
被解释变量	家庭整体消费水平	家庭人均消费的对数(原单位:元/人)	9.713	0.810
	生存型消费水平	家庭人均生存型消费的对数(原单位:元/人)	9.282	0.856
	发展型消费水平	家庭人均发展型消费的对数 ^① (原单位:元/人)	7.455	1.882
解释变量	家庭社保缴费额	家庭人均社会养老保险与医疗保险缴费额的对数(原单位:元/人)	5.403	2.306
	数字金融广度	家庭是否开通第三方支付账户 ^② :未开通=0,已开通=1	0.496	0.500
	数字金融深度	第三方支付现金余额的对数(原单位:元)	2.802	3.496
	性别	户主的性别:女=0,男=1	0.805	0.396
	年龄	户主的年龄(岁) ^③	55.512	12.741
	婚姻状况	户主的婚姻状况:已婚=1,其他=0	0.903	0.296
	受教育年限	户主的受教育年限:博士=22,硕士=19,本科=16,大专/高职=15,高中/中专/职高=12,初中=9,小学=6,未上过学=0	8.647	3.817
	家庭人均收入	家庭人均收入水平的对数(原单位:元/人)	9.411	1.306
	劳动力数量	16~65 周岁家庭成员数量(人)	2.152	1.303
控制变量	不健康成员占比	家庭中自评不健康 ^④ 人数占家庭总人数的比值	0.192	0.305
	老年人占比	65 岁以上老人占家庭成员数量的比例	0.221	0.354
	少儿占比	16 岁以下少儿占家庭成员数量的比例	0.113	0.169
	自有住房	拥有自有住房=1,无自有住房=0	0.883	0.321
	家庭规模	家庭成员数量(人)	3.214	1.569
	家庭净资产	家庭净资产 ^⑤ 的对数(原单位:元)	12.572	1.585
	是否位于农村	家庭位于农村=1,家庭位于城镇=0	0.450	0.497

续表 1

变量类型	变量名称	定义	均值	标准差
	地区经济发展水平	家庭所在省份人均 GDP 的对数(原单位:万元/人)	1.803	0.365
	产业结构	家庭所在省份的第一、二产业产值占比	0.488	0.069
	城镇化率	家庭所在省份的城镇人口占比	0.607	0.095

注:①对于人均发展型消费为 0 的家庭,参照已有文献的处理方式,原值加 1 后取对数。其他变量的类似问题,同样采取此办法处理。②第三方支付包括支付宝、微信支付、京东网银钱包、百度钱包等。③本文回归结果中还控制了年龄平方项,具体指标测算方法为“年龄的平方/100”。④调查问卷中设有问题“与同龄人相比,您现在身体状况如何”,把回答“不好”与“非常不好”的个人定义为自评不健康,其余为自评健康。⑤家庭净资产=家庭总资产-家庭总负债。

(三) 变量的描述性统计

表 2 列出了分样本的描述性统计结果。依据家庭是否开通第三方支付,将整体样本划分为两部分:未开通第三方支付的家庭、已开通第三方支付的家庭。分别对两组样本进行整体消费水平、生存型消费水平和发展型消费水平的均值统计,然后进行 T 检验确定两组差异的显著性,最终得到了如表 2 所示的分组 t 检验结果。通过结果可发现,已经开通第三方支付的家庭为 10 465 户,占整个样本的 49.6%。在家庭人均消费方面,未开通第三方支付的家庭人均消费平均值为 17 150.19 元,比已开通的家庭少 12 204.17 元;在生存型消费方面,未开通家庭的人均消费为 11 411.25 元,比已开通家庭少 8 710.85 元;在发展型消费方面,未开通家庭的人均消费为 3 782.06 元,比已开通家庭少 1 697.78 元。上述差异经过 t 检验后发现,均在 1%的水平上显著。初步表明,数字金融利用水平较高的家庭,其整体消费水平、生存型消费以及发展型消费均高于其他家庭。

表 2 分样本描述性统计

变量	未开通第三方支付		已开通第三方支付		组间差异
	样本数(个)	均值(元)	样本数(个)	均值(元)	均值之差(元)
家庭人均消费	10635	17150.19	10465	29354.36	-12204.17 ***
人均生存型消费	10635	11411.25	10465	20122.10	-8710.85 ***
人均发展型消费	10635	3782.06	10465	5479.84	-1697.78 ***

注:*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。下同。

进一步,通过绘制散点图和拟合线的方式(见图 1),描述性分析数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用。在划分出的未开通第三方支付家庭与已开通第三方支付家庭两组样本的基础上,分别画出两组样本家庭社保缴费与消费的散点图,并分别描绘出社保缴费与家庭消费关系的拟合曲线。通过图 1 可以发现,在任一家庭社保缴费水平下,已开通第三方支付家庭消费水平高于未开通的家庭。初步表明,数字金融对社会保险与家庭消费的关系具有正向调节作用。

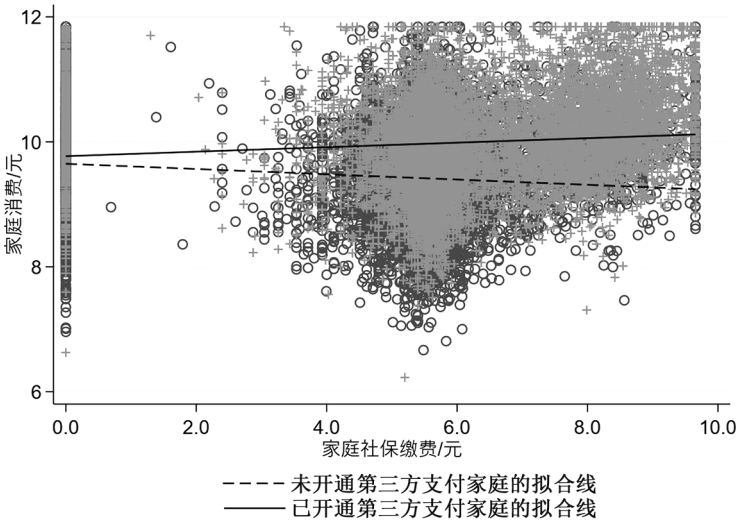


图 1 调节效应描述性统计

(四) 数字金融调节效应检验的模型设定

关于调节效应的检验方式,已有文献主要采取了两种方法:一种是针对调节变量进行分组回归;另一种是加入交互项进行回归。考虑到分组回归尚未有说服力较强的方法,本文采取加入交互项的第二种方法,据此构建出如式(1)所示的模型。

lncons_{ip} = α₀ + α₁df_{ip} + α₂lnsi_{ip} + β(df_{ip} × lnsi_{ip}) + α₃per_{ip} + α₄home_{ip} + α₅prov_p + μ_{ip} (1)

其中,α₀表示常数项;μ_{ip}表示随机误差项,下标*i*、*p*表示省份*p*中第*i*个家庭;因变量lncons_{ip}表示省份*p*中第*i*个家庭的整体消费、生存型消费、发展型消费水平的对数;核心自变量df_{ip}为省份*p*中第*i*个家庭的数字金融利用水平,具体包括数字金融发展广度和深度;lnsi_{ip}为*p*省*i*家庭的社会保险缴费水平的对数;控制变量per_{ip}、home_{ip}、prov_{ip}分别为户主个人特征向量、家庭特征向量、省级特征向量;df_{ip}×lnsi_{ip}表示的是家庭数字金融利用水平与社会保险水平的交互项,倘若其系数β显著为正,则意味着伴随着家庭数字金融利用水平的提升,社会保险对家庭消费的促进作用会更强。

四、实证结果分析

(一) 数字金融调节效应的检验结果分析

表3是关于数字金融调节效应检验的基准回归结果。其中,列(1)与列(2)检验了数字金融对社会保险与家庭整体消费关系的调节作用。从回归结果来看,家庭社保缴费额与数字金融广度、数字金融深度的交互项系数均显著为正,这表明数字金融的确对社会保险与家庭消费的关系产生了正向调节作用,假设1得到了验证。数字金融的发展既能通过提供消费便利^[3],帮助居民因参与社会保险而释放出的预防性储蓄得以运用,又能够通过提供的信贷或理财投资服务,缓解居民的流动性约束并使得他们的预算约束曲线右移,进一步释放出居民家庭的消费潜力。列(3)与列(4)检验了数字金融调节效应在生存型消费方面的表现,结果发现无论是数字金融广度还是深度,与社保缴费额的交互项系数均显著为正,表明随着数字金融发展水平的提高,社会保险对家庭生存型消费的促进作用增强。列(5)与列(6)的回归结果显示,数字金融发展广度、发展深度与社保缴费额的交互项系数均不显著,这可能是在基准回归中未考虑变量之间的内生性问题导致的。此外,通过比较发现,数字金融广度与社保缴费额交互项的系数大于数字金融深度与社保缴费额交互项的系数,这意味着数字金融深度对社会保险与家庭消费关系的调节程度小于数字金融广度的调节程度。这可能与数字金融发展深度不足有关,当前数字金融正在从粗放式发展向深度拓展的新阶段转变^[34],在使用深度方面还存在严重的区域差异,导致数字金融深度的消费促进效应没有完全发挥出来。

表3 数字金融调节效应检验结果:基准回归

变量名称	人均总消费		人均生存型消费		人均发展型消费	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭社保缴费额	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.007 *** (0.002)	-0.006 *** (0.002)	0.009 (0.006)	0.010 * (0.006)
数字金融广度	0.215 *** (0.011)		0.206 *** (0.011)		0.340 *** (0.033)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.014 *** (0.004)		0.014 *** (0.004)		0.019 (0.012)	
数字金融深度		0.027 *** (0.001)		0.026 *** (0.002)		0.037 *** (0.004)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.001 * (0.001)		0.001 ** (0.001)		0.001 (0.002)

续表 3

变量名称	人均总消费		人均生存型消费		人均发展型消费	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别	-0.061 *** (0.011)	-0.063 *** (0.011)	-0.020 * (0.012)	-0.022 * (0.012)	-0.221 *** (0.033)	-0.226 *** (0.033)
年龄	-0.020 *** (0.003)	-0.023 *** (0.003)	-0.016 *** (0.003)	-0.019 *** (0.003)	-0.019 ** (0.009)	-0.024 *** (0.009)
年龄平方项	0.015 *** (0.003)	0.017 *** (0.003)	0.011 *** (0.003)	0.013 *** (0.003)	0.021 *** (0.008)	0.024 *** (0.008)
婚姻状况	-0.043 *** (0.016)	-0.049 *** (0.017)	-0.056 *** (0.017)	-0.062 *** (0.017)	0.205 *** (0.056)	0.192 *** (0.056)
受教育年限	0.021 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.056 *** (0.004)	0.058 *** (0.004)
家庭人均收入	0.111 *** (0.004)	0.112 *** (0.004)	0.116 *** (0.005)	0.117 *** (0.005)	0.084 *** (0.012)	0.087 *** (0.012)
劳动力数量	-0.006 (0.015)	-0.003 (0.014)	-0.020 (0.015)	-0.017 (0.015)	0.178 *** (0.036)	0.188 *** (0.036)
不健康成员占比	0.078 ** (0.016)	0.076 *** (0.016)	-0.147 *** (0.016)	-0.149 *** (0.016)	1.264 *** (0.048)	1.259 *** (0.047)
老年人占比	-0.070 * (0.036)	-0.070 * (0.036)	-0.159 *** (0.038)	-0.160 *** (0.038)	0.729 *** (0.099)	0.741 *** (0.099)
少儿占比	-0.002 (0.058)	0.015 (0.058)	-0.064 (0.063)	-0.049 (0.063)	1.518 *** (0.154)	1.557 *** (0.153)
自有住房	-0.259 *** (0.018)	-0.262 *** (0.017)	-0.316 *** (0.018)	-0.319 *** (0.018)	-0.126 ** (0.051)	-0.134 *** (0.050)
家庭规模	-0.109 *** (0.010)	-0.109 *** (0.010)	-0.138 *** (0.011)	-0.138 *** (0.011)	-0.017 (0.024)	-0.019 (0.024)
家庭净资产	0.137 *** (0.005)	0.137 *** (0.005)	0.146 *** (0.005)	0.147 *** (0.005)	0.122 *** (0.013)	0.125 *** (0.013)
是否位于农村	-0.151 *** (0.013)	-0.160 *** (0.013)	-0.135 *** (0.014)	-0.143 *** (0.014)	-0.326 *** (0.034)	-0.343 *** (0.034)
地区经济发展水平	1.527 ** (0.693)	1.731 ** (0.696)	2.375 *** (0.878)	2.566 *** (0.876)	-1.222 (1.880)	-0.860 (1.896)
地区产业结构	-0.873 (0.596)	-1.041 * (0.612)	-1.766 ** (0.708)	-1.924 *** (0.721)	2.235 (1.649)	1.950 (1.650)
地区城镇化率	-5.708 * (3.026)	-6.584 ** (3.047)	-9.718 ** (3.835)	-10.543 *** (3.836)	7.910 (8.183)	6.360 (8.244)
常数项	9.320 *** (0.936)	9.687 *** (0.949)	10.236 *** (1.159)	10.586 *** (1.166)	0.631 (2.521)	1.226 (2.533)
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	21100	21100	21100	21100	21100	21100

注:括号内为聚类稳健标准误。下同。

严重的内生性问题会导致参数估计的不一致,使得回归系数不显著,甚至作用方向也会出现与现实不符的情况。遗漏变量、测量误差和反向因果是导致内生性问题存在的主要原因。基于此,在进行基准回归时,已经通过在模型中尽可能多地加入控制变量缓解遗漏变量问题,通过已有文献和理论支撑,筛选出了较为精准地反映家庭数字金融发展水平和社会保险水平的指标,以尽可能减少测量误差。然而,不可观测变量无法加到控制变量中,同时,数字金融与家庭消费之间也会存在反向因果问题,即较高的家庭消费水平也可能会促进数字金融的使用,同理,社会保险与消费之间也会存在类似的反向因果问题。为了避免上述问题导致估计结果出现严重偏误,本文将采用工具变量法(IV)重新估计上述回归的系数。

参照宗庆庆等^[35]的做法,本文选取了县(区)域内除家庭自身以外的其他家庭数字金融发展水平、社保缴费额的平均值分别作为数字金融水平、社保参与程度的工具变量。选择此工具变量的原因是:首先,县(区)域内除自身以外的其他家庭的数字金融发展水平、社保缴费额的平均值并不会对家庭自身的消费产生直接影响;其次,同一县(区)域内,家庭之间的数字金融利用水平、社保缴费额具有强相关性。由此可见,该工具变量满足外生性和相关性的条件。

表4汇报了加入工具变量后的模型回归结果。在工具变量选取的有效性检验方面,不可识别检验(Kleibergen-Paap rk LM 统计量)显示,工具变量与内生变量具有显著的相关性;而弱工具变量检验显示,三个模型的 Kleibergen-Paap rk Wald F 值在 1% 的显著水平下远大于对应的临界值,意味着工具变量在 1% 的显著水平下拒绝弱工具变量的假设。列(1)和列(2)的回归结果显示,在考虑内生性后,数字金融(包括广度与深度)与社保缴费额的交互项系数依然显著为正,进一步验证了假说 1 的成立。需要强调的是,运用工具变量法缓解内生性问题后,与表 3 的结果相比,列(3)~(6)中无论是数字金融广度与社保缴费额交互项的系数,还是数字金融深度与社保缴费额交互项的系数,均显著为正,表明数字金融发展广度和深度均对社会保险与生存型消费、发展型消费的关系产生了显著的正向调节作用。更有深意的是,可以发现表 4 中列(3)的交互项系数为 0.708 0,而列(5)的交互项系数为 1.031 4,列(5)高于列(3);列(4)的交互项系数为 0.046 5,列(6)的交互项系数为 0.205 8,列(6)高于列(4)。这说明与生存型消费相比,数字金融对社会保险与家庭发展型消费关系的正向调节作用更大。至此,假说 2 得到验证。

此外,表 4 的回归结果还显示,数字金融广度变量的系数在所有回归结果中均在 1% 的水平上显著为正,表明数字金融的确能够促进家庭消费水平的提升,这也进一步验证了张勋等^[3]、易行健和周利^[18]的研究结论。家庭社保缴费额的系数为负,但仅在列(1)、列(3)、列(4)中表现显著。这说明,社保参与对家庭消费的作用效果并不明显,它既可能降低居民可支配收入降低消费,又可能释放预防性储蓄增加消费。而数字金融的发展不仅能够帮助居民家庭缓解社保参与带来的可支配收入减少的问题,而且还能通过提高消费便利程度,将社保参与释放出的预防性储蓄用于消费。

表 4 考虑内生性问题后的数字金融调节效应检验结果

变量名称	家庭人均消费		人均生存型消费		人均发展型消费	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭社保缴费额	-0.0206 [*] (0.0109)	-0.0073 (0.0054)	-0.0235 ^{**} (0.0108)	-0.0103 ^{**} (0.0052)	-0.0160 (0.0169)	-0.0091 (0.0205)
数字金融广度	0.2993 ^{***} (0.0406)		0.2893 ^{***} (0.0399)		0.4609 ^{***} (0.0751)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.7217 ^{***} (0.1620)		0.7078 ^{***} (0.1660)		1.0314 ^{***} (0.3228)	
数字金融深度		0.0112 [*] (0.0065)		0.0115 [*] (0.0062)		0.0283 (0.0278)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.0498 ^{***} (0.0185)		0.0465 ^{**} (0.0182)		0.2058 ^{**} (0.0837)
常数项	5.9232 ^{***} (2.0705)	8.7288 ^{***} (1.2768)	6.9084 ^{***} (2.1174)	9.7016 ^{***} (1.4041)	-4.2302 (3.5959)	-2.8157 (3.9612)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
LM	21.9648 ^{***}	18.7018 ^{***}	21.9648 ^{***}	18.7018 ^{***}	21.9648 ^{***}	17.5092 ^{***}
F/Wald	29.4184 ^{***}	17.7862 ^{***}	29.4184 ^{***}	17.7862 ^{***}	29.4184 ^{***}	19.0041 ^{***}
观测值	21100	21100	21100	21100	21100	21100

注:所有回归均控制了户主特征、家庭特征、区域特征、省份虚拟变量。下同。

为了更加全面地考察数字金融对社会保险与居民家庭消费关系的调节效应,本文进一步选取了家庭“人

均银行卡账户数”“数字金融使用种类”^①两个指标,分别反映数字金融发展广度和深度,替换原有的反映广度和深度的解释变量。银行账户数是数字金融发展的基础,无论是支付宝和微信代表的第三方支付,还是银行开发的手机银行,均需要与个人银行账户绑定,同时,银行卡本身也是数字金融的一种早期体现。而数字金融使用种类,能够体现出居民家庭使用数字金融的活跃度,该指标也在其他研究中被用作家庭数字金融利用水平的代理变量^[33,36]。

为了缓解内生性问题,我们同样在回归模型中使用了工具变量。其中,人均银行卡账户数的工具变量为县(区)域内除家庭自身以外的其他家庭人均银行账户数量的平均值。数字金融使用种类的工具变量为县(区)域内除家庭自身以外的其他家庭数字金融使用种类的均值。最终得到了如表 5 所示的回归结果。从中可以看出,对于家庭人均消费而言,无论是人均银行账户数还是数字金融使用种类,与家庭社保缴费额的交互项系数均在统计意义上显著,这进一步表明数字金融对社会保险与家庭消费的关系产生了正向调节效应。而在人均生存型消费和发展型消费的比较中,也不难发现,数字金融的上述调节作用在发展型消费中更大。

表 5 替换解释变量后的数字金融调节效应检验结果

变量名称	家庭人均消费		人均生存型消费		人均发展型消费	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭社保缴费额	-0.1171 *	-0.0331 **	-0.135 *	-0.0342 ***	-0.041	-0.015
	(0.0702)	(0.0141)	(0.0780)	(0.0132)	(0.086)	(0.0153)
人均银行卡账户数	0.0162 ***		0.0153 ***		0.0423 ***	
	(0.0019)		(0.0021)		(0.0028)	
家庭社保缴费额× 人均银行卡账户数	0.396 ***		0.4461 **		0.6891 ***	
	(0.0230)		(0.0254)		(0.0296)	
数字金融使用种类		0.1741 ***		0.1671 ***		0.3162 ***
		(0.0401)		(0.0363)		(0.0474)
家庭社保缴费额× 数字金融使用种类		0.7610 ***		0.5341 ***		0.6671 ***
		(0.1642)		(0.1622)		(0.1622)
常数项	8.0721 ***	8.1921 ***	7.7261 ***	7.8554 ***	3.7721 ***	3.8771 ***
	(0.3861)	(0.3261)	(0.4341)	(0.3184)	(0.559)	(0.6301)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
LM	22.7901 ***	24.1912 ***	23.4238 ***	19.457 ***	21.9780 ***	22.1912 ***
F/Wald	25.9293 ***	26.4082 ***	27.6248 ***	20.9501 ***	21.7054 ***	26.4084 ***
观测值	21100	21100	21100	21100	21100	21100

注:以上回归结果均是考虑内生性之后的估计结果。下同。

(二) 数字金融调节效应的异质性分析

在前文验证数字金融对社会保险与居民家庭消费关系有正向调节作用的基础上,下面将从金融知识、收入水平、城乡、健康状况和户主年龄五个方面,考察该调节效应是否存在异质性。

在从金融知识视角分析异质性时,首先,依据 CHFS 问卷设计的有关金融知识问题,参照已有研究^[37]的做法,本文以正确回答问题的个数,对家庭的金融知识水平进行识别,将样本划分为低知识水平家庭和高知识水平家庭^②;其次,从数字金融广度和数字金融深度两方面,对低金融知识水平和高金融知识水平家庭的人均总消费进行回归;最后,在考虑内生性后得到如表 6 所示的回归结果。通过表 6 可以发现,数字金融广度和数字金融深度对高、低金融知识水平家庭的社会保险与消费关系,均具有正向调节作用。但是拥有较高金融知

①根据问卷中的设计,数字金融使用种类主要包括数字支付、数字信贷和数字理财 3 种。

②CHFS2019 问卷中,有两道关于测度金融知识的题,分别是“假设银行的年利率是 4%,如果把 100 元钱存 1 年定期,1 年后获得的本金和利息为?”和“假设银行的年利率是 5%,通货膨胀率每年是 8%,把 100 元钱存银行一年之后能够买到的东西将发生何种变化?”。以上两道题都答对的家庭,被识别为高金融知识水平家庭,否则,就被识别为低金融知识水平家庭。

识水平家庭的社保缴费额与数字金融广度的系数为 1.579 2,比低金融知识水平家庭的要高,类似的规律在数字金融深度方面同样存在。上述结果意味着,数字金融对社会保险与消费关系的正向调节作用,在高金融知识水平家庭中更大。拥有较高金融知识水平的家庭,也更能有效利用数字金融从事消费活动,使得社会保险释放出的预防性储蓄得以高效利用。

表 6 数字金融调节效应的异质性分析:金融知识视角

变量	低金融知识水平		高金融知识水平	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
家庭社保缴费额	0.0091 (0.010)	-0.0041 (0.0050)	-0.3751 ** (0.1520)	-0.2264 * (0.1253)
数字金融广度	0.2640 *** (0.033)		0.1169 *** (0.4615)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.6810 *** (0.1660)		1.5792 ** (0.6240)	
数字金融深度		0.0190 ** (0.0051)		0.0154 *** (0.0830)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.0370 (0.0181)		0.0684 * (0.0017)
常数项	6.0020 *** (1.9261)	8.6411 *** (1.1610)	10.0614 *** (1.3331)	14.6749 *** (1.3804)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
LM	20.1810 ***	9.9071 ***	9.6813 ***	9.3994 ***
F/Wald	49.3181 ***	31.6841 ***	16.3824 ***	22.2063 ***
观测值	18504	18504	2596	2596

在考察收入水平视角的异质性时,我们首先依据家庭人均纯收入的均值,将总样本划分为低收入水平家庭和高收入水平家庭。然后从数字金融广度和数字金融深度两方面,分别考察高低收入家庭中,数字金融对社会保险与家庭总消费关系的调节作用,在考虑内生性问题的基础上,得到如表 7 所示的回归结果。通过表 7 可以发现,家庭社保缴费额与数字金融广度、深度的交互项系数均显著为正,表明无论在低收入水平家庭还是高收入水平家庭中,数字金融均对社会保险与消费的关系产生了显著的正向调节作用。通过比较列(1)与列(3),以及列(2)与列(4)中交互项系数的大小,可清楚地发现,低收入家庭中数字金融的调节作用大于高收入家庭,即数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用具有普惠特性。这是因为:首先,数字金融具有服务“长尾客户群”的普惠特性,将原先被排斥在正规金融体系之外的低收入家庭包容进来;其次,低收入家庭消费倾向高于富裕家庭,因此,低收入家庭借助数字金融进行消费活动的概率更高;最后,低收入家庭往往面临更严重的流动性约束,在获得数字信贷服务后,对消费的促进作用更大。

表 7 数字金融调节效应的异质性分析:收入水平视角

变量	低收入水平		高收入水平	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
家庭社保缴费额	0.0174 *** (0.0045)	0.0661 ** (0.0284)	-0.0062 ** (0.0025)	-0.0052 ** (0.0024)
数字金融广度	0.2601 *** (0.0150)		0.1681 *** (0.0144)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.0203 ** (0.0080)		0.0114 *** (0.0044)	
数字金融深度		0.0281 *** (0.0053)		0.0203 *** (0.0018)

续表 7

变量	低收入水平		高收入水平	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.0409 * (0.0218)		0.0010 * (0.0006)
常数项	10.5341 *** (1.4091)	10.5186 *** (1.4847)	5.7868 *** (0.7275)	6.2084 *** (0.7176)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
LM	11.7401 ***	12.4301 ***	19.1962 ***	15.8773 ***
F/Wald	22.2141 ***	33.6201 ***	34.9991 ***	33.2061 ***
观测值	9390	9390	11710	11710

从城乡差异来看,表 8 展示了农村家庭和城镇家庭的分组回归结果。其中,在两组家庭中,数字金融广度和家庭社保缴费额的交互项系数,均在 1% 的水平上显著为正,且两者差距较小。而数字金融深度与社保缴费额交互项的系数,在农村家庭中体现为 1% 的水平上显著为正,在城镇家庭中则体现为 5% 的水平上显著为正,且前者大于后者。上述结果表明:一是数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节效应在城镇和农村均有所体现;二是这一调节作用在农村中更大,尤其是数字金融深度的调节作用更是如此。相较于城镇地区,农村地区消费市场更为有限,农村居民消费时面临的流动性约束更大,数字金融的发展一方面拓宽了农村的消费市场,使得社会保险释放出来的农村预防性储蓄资金有了“用武之地”,农村居民可以借助数字金融购买到更多的商品或服务;另一方面,数字金融提供的信贷或理财服务,让农村居民消费时面临的流动性约束问题得以缓解,极大程度上缓解了社会保险对消费的“挤出效应”。

表 8 数字金融调节效应的异质性分析:城乡视角

变量	农村		城镇	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
家庭社保缴费额	0.0229 *** (0.0831)	0.0168 *** (0.0591)	-0.1043 *** (0.0231)	-0.1021 *** (0.0361)
数字金融广度	0.1191 *** (0.0690)		0.0491 *** (0.0093)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.8901 *** (0.3391)		0.8691 *** (0.1744)	
数字金融深度		0.0983 ** (0.0351)		0.0626 *** (0.0183)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.1572 *** (0.0541)		0.1022 ** (0.0431)
常数项	6.9653 *** (0.4041)	6.9923 *** (0.3901)	8.8690 *** (0.4141)	9.1491 *** (0.5821)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
LM	19.4443 ***	17.7793 ***	20.7033 ***	16.7083 ***
F/Wald	30.5631 ***	30.5913 ***	36.7712 ***	29.7374 ***
观测值	9485	9485	11615	11615

从家庭健康状况差异来看,根据家庭中自评不健康人数占比的均值(19.2%)进行了划分,将低于均值的家庭划分为高健康水平组,高于均值的家庭则被划分为低健康水平组。通过分组回归方法,得到如表 9 所示的回归结果。从中可知,数字金融广度与家庭社保缴费额的交互项系数在低健康水平组中显著,而在高健康水平组中不显著;数字金融深度与家庭社保缴费额的交互项系数在低健康水平组和高健康水平组的家庭中均

显著,但是在低健康水平组的家庭中系数更大。上述结果表明,相较于高健康水平组的家庭,低健康水平组家庭中数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用更大。与高健康水平组相比,低健康水平组参与社会保险特别是医疗保险后,释放出的预防性储蓄资金占收入的比重更多^[5],本身社会保险对其消费的促进作用就更明显,而随着数字金融的使用,这一作用会得到进一步放大。

表 9 数字金融调节效应的异质性分析:健康视角

变量	低健康水平组		高健康水平组	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
家庭社保缴费额	0.0954 *** (0.0222)	0.094 *** (0.0501)	-0.0460 (0.0390)	-0.0337 (0.0231)
数字金融广度	0.3462 *** (0.0581)		0.3161 ** (0.1361)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.8743 *** (0.1752)		0.2607 (0.2192)	
数字金融深度		0.029 * (0.0171)		0.0133 (0.0333)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.1842 *** (0.0283)		0.1483 *** (0.0502)
常数项	8.7893 *** (0.4053)	9.1423 *** (0.5491)	2.9473 *** (0.3964)	3.3985 *** (1.3061)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
LM	20.1581 ***	16.6112 ***	21.4785 ***	22.2843 ***
F/Wald	35.3441 ***	29.0803 ***	22.8364 ***	26.3823 ***
观测值	13946	13946	7154	7154

在年龄异质性方面,考虑到户主对家庭金融决策具有重要影响,本文以他们的年龄均值(55岁)为依据进行了分组回归,将户主年龄低于均值的家庭划分为低年龄组家庭,将高于或等于均值的家庭划为高年龄组家庭。在考虑内生性问题的基础上,得到如表10所示的回归结果。从中可发现,在两组家庭中,数字金融广度与社保缴费额的交互项系数均在1%的水平上显著为正,其中,户主年龄较低家庭中的该交互项系数更大;数字金融深度与社保缴费额的交互项系数均在5%的水平上显著为正,且户主年龄较低的家庭中该系数更大。上述结果表明,数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用在户主年龄较低的家庭中更大。

表 10 数字金融调节效应的异质性分析:年龄视角

变量	户主年龄较低		户主年龄较高	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
家庭社保缴费额	0.3554 *** (0.1112)	-0.2944 * (0.1791)	0.2524 ** (0.1180)	0.1524 ** (0.0754)
数字金融广度	0.0881 *** (0.0326)		0.0993 *** (0.0379)	
家庭社保缴费额× 数字金融广度	0.6664 *** (0.0588)		0.3594 *** (0.0388)	
数字金融深度		0.1462 ** (0.0736)		0.1074 *** (0.0363)
家庭社保缴费额× 数字金融深度		0.2294 ** (0.1124)		0.1933 ** (0.0833)
常数项	11.9211 *** (1.1773)	10.9284 *** (1.5183)	10.3861 *** (1.3563)	8.1822 *** (1.2567)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

续表 10

变量	户主年龄较低		户主年龄较高	
	人均总消费 (1)	人均总消费 (2)	人均总消费 (3)	人均总消费 (4)
LM	22.9054 ***	22.7223 ***	25.7884 ***	25.0193 ***
F/Wald	24.0934 ***	20.4125 ***	21.1394 ***	25.3833 ***
观测值	10361	10361	10739	10739

五、结论与政策建议

本文基于 2019 年中国家庭金融调查的数据,采用调节效应模型,检验了数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用。研究发现:首先,数字金融发展广度与发展深度,均对社会保险与家庭消费的关系产生正向调节作用。伴随着数字金融覆盖面的拓展、使用程度的加深,会进一步开发社会保险促进消费的潜力。其次,相较于家庭生存型消费,数字金融对社会保险与家庭发展型消费关系的正向调节作用更大。数字金融的这一正向调节作用具有促进消费升级的效果。最后,数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用,在具有较高金融知识水平、较低收入水平、位于农村地区、健康状况较差、户主年龄较年轻的家庭中更强。

基于以上结论,为了进一步通过提振居民消费与促进消费升级,实现经济的高质量发展,可以从以下三方面出台相应的政策予以支持:

第一,从广度与深度两方面,进一步推动数字金融的发展。根据前文的分析,数字金融从广度和深度两方面,均对社会保险与家庭消费的关系产生了正向调节作用,但在经济落后地区,数字基础设施还不健全,抑制了数字金融的推广,其覆盖程度有待进一步加强。同时,在数字金融普及较高的区域,正在经历由广度向深度转变的阶段。据此,未来关于数字金融的支持政策应体现出区域差异。在经济落后地区,要通过提高网络覆盖率(特别是移动网络覆盖率)、加强 5G 基站建设、发放数字设备(如智能手机)等措施,解决网络覆盖率低、网速较慢的问题,为数字金融的推广提供支持。在经济发达地区,则需要通过推出金融科技类人才引进工程,吸引科技人才支持银行数字化转型,鼓励银行与互联网企业合作,创新数字金融产品或服务。同时,针对中国逐步进入老龄化社会的现状,要引导金融机构开发出适合老年人的数字金融服务,以适应全年龄段居民的数字金融需求。

第二,协同推进社会保险与数字金融发展,提高居民的发展型消费水平。前面的实证结果揭示出,数字金融对社会保险与家庭发展型消费关系的正向调节作用更大。据此,可以通过协同推进社会保险与数字金融发展的策略,提升居民家庭的发展型消费占比。具体而言,可从以下两方面采取相应措施:一方面要继续通过社会保险机制提高居民的社会保障水平,释放出更多的消费潜力。在社会养老保险方面,用人单位和政府需要承担更大的养老保险缴费比例,以释放出更多的可支配收入用于个人消费。在社会医疗保险方面,未来应进一步通过优化筹资结构,提高城乡居民,特别是农村居民的医保水平。另一方面要借助数字金融提高居民家庭,特别是农村家庭的发展型消费比重,实现消费的升级。具体实践中,一是考虑到数字信贷在促进消费中的作用,政府可以采取差异化准备金政策,鼓励金融机构开展发展型消费数字信贷业务;二是政府可对深度参与数字金融创新的互联网平台机构,实施税收优惠等激励措施,重点鼓励互联网平台在医疗保健、文化教育等发展型消费方面进行的数字金融创新活动。

第三,加强对低收入家庭的金融教育,增强数字金融调节效应的普惠特性。通过前面的分析,我们得知数字金融对社会保险与家庭消费关系的正向调节作用,在具有较高金融知识水平、较低收入水平的家庭中更大。这给我们两点启示:一是要重视家庭金融教育,提高整体金融知识水平;二是要重视低收入水平家庭数字金融的发展,释放出他们的消费潜力,以减少现实中的消费不平等程度,畅通国内大循环中的堵点。在政策实施层

面,可采取如下措施:一方面,可以将金融知识纳入国民教育体系,实现金融知识普及抓早抓小,在开展金融教育时,要着力提升低收入家庭的金融能力;另一方面,在社区广泛开展数字金融知识宣传活动,可通过补贴或奖励等措施,鼓励金融机构派出工作人员进入社区或农村地区,向居民广泛普及数字设备、数字金融概念和使用方法、数字金融风险防范等内容。

参考文献:

[1]杨汝岱,陈斌开.高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J].经济研究,2009,44(8):113-124.

[2]白重恩,钱震杰.谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析[J].中国社会科学,2009(5):99-115.

[3]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,2020,36(11):48-63.

[4]冯林,刘阳.从分险、赋能到激活竞争:农业政策性担保机构何以降低农贷利率[J].中国农村经济,2023(4):108-124.

[5]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.

[6]ROJAS J A, URRUTIA C. Social security reform with uninsurable income risk and endogenous borrowing constraints [J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11(1): 83-103.

[7]白重恩,吴斌珍,金烨.中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响[J].中国社会科学,2012(8):48-71.

[8]臧旭恒,李晓飞.养老保险发展、制度并轨改革与城乡居民消费——基于职工和居民养老保险的差异性分析[J].当代经济研究,2020(12):73-83.

[9]JAPPELLI T, MARINO I, PADULA M. Social security uncertainty and demand for retirement saving [J]. Review of Income and Wealth, 2021, 67(4): 810-834.

[10]韩俊强,梁元元.医疗保险参保选择与流动人口家庭消费——基于中国流动人口动态监测调查数据的实证研究[J].社会保障研究,2021(2):33-42.

[11]周广肃,张玄逸,贾坤,等.新型农村社会养老保险对消费不平等的影响[J].经济学(季刊),2020,19(4):1467-1490.

[12]周佳璇,赵少锋.医疗保险可以提升农民工消费水平吗?——基于市民化意愿视角[J].消费经济,2022,38(2):74-85.

[13]KAGANOVICH M, ZILCHA I. Pay-as-you-go or funded social security? a general equilibrium comparison [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2012, 36(4): 455-467.

[14]李傲,杨志勇,赵元凤.精准扶贫视角下医疗保险对农牧户家庭消费的影响研究——基于内蒙古自治区730份农牧户的问卷调查数据[J].中国农村经济,2020(2):118-133.

[15]何宗樾,宋旭光.数字金融发展如何影响居民消费[J].财贸经济,2020,41(8):65-79.

[16]黄晓莉,林丽琼.数字普惠金融发展影响居民杠杆率吗?——来自2011—2018年30个省级面板数据的经验证据[J].金融发展研究,2021(11):29-35.

[17]MUNYEGERA G K, MATSUMOTO T. Mobile money, remittances, and household welfare: panel evidence from rural Uganda [J]. World Development, 2016, 79: 127-137.

[18]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.

[19]LI J, WU Y, XIAO J J. The impact of digital finance on household consumption: evidence from China [J]. Economic Modelling, 2020, 86: 317-326.

[20]LIU T, PAN B, YIN Z. Pandemic, mobile payment, and household consumption: micro-evidence from China [J]. Emerging markets finance & trade, 2020, 56(10): 2378-2389.

[21]王修华,赵亚雄.数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J].金融研究,2020(7):114-133.

[22]黄凯南,郝祥如.数字金融是否促进了居民消费升级? [J].山东社会科学,2021(1):117-125.

[23]周利,廖婧琳,张浩.数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J].经济科学,2021(1):145-157.

[24]HOU L, HSUEH S, ZHANG S. Digital payments and households' consumption: a mental accounting interpretation [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2021, 57(7): 2079-2093.

[25]MENG X. Unemployment, consumption smoothing, and precautionary saving in urban China [J]. Journal of Comparative Economics, 2021, 49(1): 1-20.

2003,31(3):465-485.

[26]CHOU S,LIU J,HAMMITT J K.National health insurance and precautionary saving:evidence from Taiwan [J].Journal of Public Economics,2003,87(9-10):1873-1894.

[27]WAGSTAFF A,LINDELOW M,JUN G,et al.Extending health insurance to the rural population: an impact evaluation of China's new cooperative medical scheme[J].Journal of Health Economics,2009,28(1):1-19.

[28]邹红,喻开志,李奥蕾.养老保险和医疗保险对城镇家庭消费的影响研究 [J].统计研究,2013,30(11):60-67.

[29]TAYLOR L D,HOUTHAKKER H S.Consumer demand in the United States:prices,income,and consumption behavior[M].New York:Springer Science & Business Media,2009.

[30]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):1-14.

[31]程名望,华汉阳.购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗?——基于上海市 2942 个农民工生活满意度的实证分析 [J].中国农村经济,2020(2):46-61.

[32]马九杰,唐溧,黄建,等.农村人口老龄化、家庭资源限制与养老保险参与[J].保险研究,2021(3):84-98.

[33]王小华,马小珂,何茜.数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗? [J].中国农村经济,2022(11):21-39.

[34]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),2020,19(4):1401-1418.

[35]宗庆庆,刘冲,周亚虹.社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据 [J].金融研究,2015(10):99-114.

[36]何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为 [J].中国农村经济,2019(1):112-126.

[37]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):62-75.

Moderating Effect of Digital Finance on the Relationship between Social Insurance and Household Consumption

XU Guangshun

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

Abstract:Comprehensively promoting consumption and accelerating the quality improvement and upgrading of consumption are important tasks for China's strategy of expanding domestic demand. Based on the 2019 China Household Finance Survey (CHFS) data and from the micro perspective of the family, this study explores the moderating effect of digital finance on the relationship between social insurance and household consumption so as to seek the ways to further unleash domestic consumption potential. The research results indicate that firstly, digital finance has a positive moderating effect on the relationship between social insurance and household consumption, i. e., the potential of social insurance enhancing consumption will be further released with the development level of digital finance improving; secondly, the moderating effect of digital finance has structural characteristics, and compared to survival-oriented consumption, digital finance has a greater positive moderating effect on the relationship between social insurance and development-oriented consumption; and finally, the moderating effect of digital finance is stronger in households with higher levels of financial knowledge, lower income levels, poorer health conditions, younger household head, and located in rural areas. In this regard, relevant policies can be introduced from the aspects of supporting the development of digital finance, leveraging the synergistic effect of social insurance and digital finance, strengthening financial education etc. so as to boost resident consumption and promote consumption upgrading and achieve high-quality economic development.

Key words:social insurance; digital finance; resident consumption; moderating effect

(责任编辑 高 琼)