

数字金融、主观幸福感与居民消费

——基于CGSS2015的实证分析

韩雷,李舜

(湘潭大学商学院,湖南湘潭411105)

摘要:释放居民消费潜力、提振居民消费对构建以国内大循环为主的“双循环”新发展格局具有重要意义。数字经济发展对居民消费产生了巨大的影响。综合运用CGSS2015数据与数字普惠金融指数,探索了数字金融对居民消费的影响。结果显示:数字金融能够提升居民消费,且存在结构效应,数字金融覆盖广度与数字化程度均能提升居民消费水平;数字金融对发达地区和家庭物质资本高的居民消费有促进作用,对欠发达地区家庭人力资本高的居民消费有促进作用;户主主观幸福感在数字金融与居民消费之间存在“遮掩效应”。结论:从经济学与心理学融合的角度,为解释数字金融影响居民消费提供了一个新的视角。

关键词:数字金融;居民消费;主观幸福感;遮掩效应

中图分类号:F063.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1009-1505(2022)03-0094-15

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2022.03.010

一、引言

2020年,习近平总书记在中央政治局常委会上提出,构建国内国际“双循环”相互促进的新发展格局。在供给侧改革与全球新冠疫情冲击双重背景下,挖掘居民消费潜力,无疑是推动经济增长、促进产业结构转型与升级、实现“双循环”新发展格局的有效途径。我国数字金融普惠指数^①从2011年的50以下,到2018年的300以上,足足增长了6倍多。以互联网平台为依托的数字金融,与传统金融的一个显著差别就是数字金融具有“普惠性”,能够有效满足难以享受到金融服务的低收入与弱势群体的需求^[1]。数字金融发展对居民消费产生了巨大的影响。因此,探索数字金融对居民消费的影响及其作用机制,对促进构建以国内大循环为主的国内国际“双循环”新发展格局具有重要意义。

综观现有文献,数字金融影响居民消费的研究成果主要可以分为两类。第一类是从宏观层面探索

收稿日期:2021-10-12

基金项目:国家社会科学基金项目“我国劳动收入差距的动态跟踪与演变研究(1990-2017)”(18BJL119)

作者简介:韩雷,男,湘潭大学商学院教授,博士生导师,经济学博士,主要从事收入分配、劳动经济研究;李舜(通讯作者),男,湘潭大学商学院博士研究生,主要从事收入分配研究。

①与其他研究数字金融的文献一样,文中的数字金融与数字普惠金融含义一样。

数字金融对居民消费的影响。如,颜建军和冯君怡指出,数字金融能够促进城市与农村的居民消费升级,其对农村居民消费升级的影响路径在于促进了第三产业发展^[2]。郭华等(2020)指出,通过扩大数字金融覆盖广度、使用数字支付服务和数字投资服务,能够促进农村居民消费^[3]。张彤进和蔡宽宁指出,数字金融能够缩小城乡居民消费差距,原因在于数字金融提升了农村居民支付速度、扩大了农村居民的信贷规模、降低了农民的预防性储蓄^[4]。第二类是从微观层面探索数字金融对居民消费的影响。如,张勋等、Allen等指出,数字金融能够直接提升居民收入,从而促进了居民消费的提升^[5-6]。易行健和周利指出,数字金融能够缓解家庭的流动性约束,从而促进了居民消费^[7]。张勋等指出,数字金融提升支付的便利性是促进居民消费的主要原因^[8]。何宗樾和宋旭光指出,数字金融促进居民消费的原因在于,提高了居民消费决策效率^[9]。综上,研究者们从宏观、微观层面大量地探索了数字金融对居民消费的影响及其机制,为本文研究奠定了良好的研究基础。但仍存在以下不足,心理状态作为消费者一切行为决策的主导因素^[10],势必会影响其消费决策。同时,数字金融的发展也会对人的心理状态产生影响。而目前缺乏相关文献探讨心理状态在数字金融与居民消费之间的作用。鉴于此,本文基于心理学与经济学融合的角度,探索了主观幸福感这一典型心理状态在数字金融与居民消费之间的传导机制,为理解数字金融影响居民消费的内在机制提供了一个全新的视角。

与现有研究比较,本文边际贡献在于:第一,挖掘了区域异质性条件下,物质资本与人力资本在数字金融提升居民消费中的作用。从人力资本视角,为欠发达地区提升数字金融的居民消费促进效应提供了经验证据。第二,从心理学与经济学融合的角度,探索了主观幸福感这一典型心理状态在数字金融与居民消费之间的传导机制,为解释数字金融影响居民消费提供了一个新的视角。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字金融对居民消费的影响

金融的主要作用在于跨期支配资源。但是传统金融准入门槛高,普通消费者难以借助传统金融实现资源的跨期配置。因而传统金融对居民消费的促进作用不大。而数字金融弱化了传统金融准入门槛高的弊端,在跨期支配资源方面的覆盖范围更广。普通消费者也能够借助数字金融,实现将未来的资源用于当期配置。因而在数字金融的推动下,人们通过跨期支配资源,从而能够将未来的收入用于当期消费,相当于间接增加了当期收入,进而提升了人们的当期消费水平。因此,数字金融能够有效提升居民当期消费水平。基于上述分析,提出本文研究假设如下:

H1:数字金融能够显著提升居民消费。

与此同时,随着数字金融不断发展,数字金融的内涵不断丰富。因而数字金融可能从不同维度对居民消费产生影响。一方面,随着数字金融覆盖广度的逐步提升,数字金融的受益群体不断扩大,使得那些因为传统金融门槛高、限制多等原因无法受益的群体也能够享受到数字金融带来的便利,从而促进了居民消费的提升;另一方面,随着数字化程度的不断深化,促进了人们跨期配置资源手段的多样化,同时也提高了人们跨期配置资源的效率,从而促进了居民消费。因此,数字金融影响居民消费可能存在结构效应,即数字金融的不同维度会正向促进居民消费。基于上述分析,提出本文研究假设如下:

H2:数字金融促进居民消费存在结构效应。

(二) 数字金融影响居民消费的异质性分析

数字金融发展与经济发展水平息息相关,发达地区经济发展水平高,数字金融发展水平相应地也会发展得更快。因而相对于欠发达地区消费者而言,发达地区消费者在进行消费决策时,更容易受到数字金融的影响。同时,从家庭物质资本方面来看,数字金融虽然能够提升支付的便利性、缓解家庭的

流动性约束,但影响家庭消费行为的核心原因还是家庭的物质资本。因而相对于家庭物质资本低的消费者而言,家庭物质资本高的消费者在进行消费决策时,更容易受到数字金融的影响。另外,从家庭人力资本角度来看,由于发达地区经济水平较高,数字金融发展水平较高。因此,在发达地区中,即便是受教育水平不高的群体,也能够轻易地接触到数字金融的相关知识。因而发达地区消费者更容易在实践中培养并形成自身的金融素养,从而使消费决策受到数字金融的影响。相对于发达地区而言,欠发达地区经济发展比较落后,导致欠发达地区消费者无法像发达地区消费者那样能够密切地与数字金融接触。因而欠发达地区消费者缺乏在实践中形成金融素养的机会。但是在欠发达地区中,具备一定人力资本的人,接触到数字金融的机会更多,从而能够在实践中逐渐培养并形成金融素养。因此,在欠发达地区中,具备一定文化水平的人,其消费决策更容易受到数字金融的影响。基于上述分析,提出本文的研究假设如下:

H3:数字金融对发达地区居民消费具有显著的促进作用。

H4:无论是发达地区,还是欠发达地区,数字金融均对家庭物质资本高的居民消费具有显著的促进作用。

H5:数字金融对欠发达地区人力资本高的居民消费具有显著的促进作用。

(三) 数字经济影响居民消费的内在机制分析

以数字金融与居民消费的关系以及主观幸福感与居民消费的关系为逻辑起点,进一步梳理了数字金融、主观幸福感及居民消费三者之间的逻辑关联。根据流动性约束假说可知,流动性约束会对居民的当期消费产生限制作用^[11]。因此,缓解流动性约束有助于提升居民的当期消费。同时,现有研究表明,幸福感能够促进居民消费^[12]。其基本逻辑在于,幸福感作为一种积极的心理因素。一方面,幸福感越高的人,社会网络往往越高,这直接增加了居民的社交消费支出,从而促进了居民消费;另一方面,幸福感通过社会网络效应,能够增强家庭获取社会资本的能力,从而有效缓解家庭的流动性约束,进而间接提高了居民消费。可见,居民的幸福感有利于促进居民家庭消费的提升。随着互联网技术的发展,依托于互联网平台发展起来的数字金融,虽然能够通过提高支付的便利性、缓解家庭信贷约束等方式促进居民消费。但是依托数字金融产生的跨期消费行为,会使得消费者产生收入幻觉。并且线上支付也会缓解消费者的支付痛楚。因此,在数字金融的这两种效应的共同作用下,导致消费者的消费欲望不断膨胀,陷入消费主义旋涡,从而降低了消费者的主观幸福感。综合来看,数字金融与主观幸福感均促进了居民消费。但是由于数字金融产生的一些负面效应,如消费欲望膨胀,导致主观幸福感降低,可能会在一定程度上减少数字金融对居民消费的促进作用。即由于数字金融导致的主观幸福感降低遮掩了数字金融对居民消费的部分促进作用。基于上述分析,提出本文的研究假设如下:

H6:户主主观幸福感在数字金融与居民消费之间存在“遮掩效应”。

进一步基于主观幸福感视角,提出数字金融影响居民消费的传导机制如图1所示:

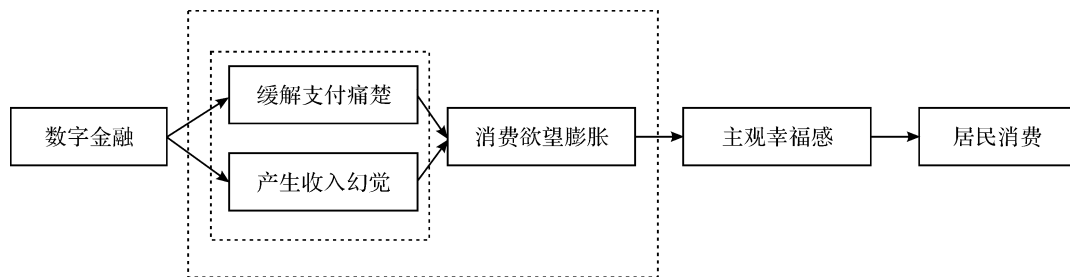


图1 传导机制

三、变量数据、统计事实与模型设计

(一) 数据来源

本文的数据来源主要包括三个途径。首先,主要研究数据来源于中国综合社会调查数据库(Chinese General Social Survey, CGSS)2015年的数据,该数据库包含了社会、社区、家庭、个人等多个层次的数据,共有有效样本10968个。其次,省份人均GDP与省份人均收入数据来自各省份统计年鉴公布的数据,手工获取后再与CGSS2015数据样本进行一一匹配。再次,数字金融指标来自《北京大学数字普惠金融指数》,该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组负责编制,时间跨度为2011—2018年^[1]。结合本文研究,主要选取2014年各省份的数字普惠金融指数、覆盖广度、使用深度、数字化程度等指标,再与CGSS2015数据一一匹配。最后,对合并数据进行如下处理:第一,剔除所选用的问题中,被采访者的回答为拒绝回答、不知道以及缺失的样本,第二,考虑到少儿与老人对家庭消费决策的影响较弱,因此,进一步剔除被采访者年龄小于16岁和大于65岁的样本。由于CGSS2015调查数据中的样本个体年龄均在18岁以上,因此只需要剔除年龄大于65岁的样本。最终得到用于本文研究的有效样本2475个。

(二) 变量描述

1. 被解释变量。居民消费为本文被解释变量。本文用居民家庭消费总支出进行衡量,并对该指标变量进行取对数纠偏。^①同时,考虑到样本中存在零值,先将原始数据加一,在此基础上,再进行取对数处理。

2. 核心解释变量。数字金融为本文核心解释变量。鉴于数据的可得性,采用《北京大学数字金融普惠指数》进行衡量,该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组负责编制而成,具有较好的代表性与可靠性。该指数在目前的数字金融相关研究中得到了广泛应用,运用该指数衡量数字金融具有一定的科学性与合理性。

3. 控制变量。为排除混淆变量对研究结论的影响,从个人、家庭、省份三个层面选取了本文的控制变量。与此同时,鉴于中国综合社会调查数据中没有定义户主,本文将家庭中接受采访的人员(被采访者)定义为户主。首先,个人层面的控制变量具体包括户主的性别(男性为1,女性为0)、年龄及其平方、民族(汉族为1,其他为0)、健康状况(很不健康为1,比较不健康为2,一般为3,比较健康为4,很健康为5)、受教育水平(小学及以下为1,初中为2,普高、职高、中专、技校为3,大专为4,大学本科为5,研究生及以上为6)、政治面貌(党员为1,群众、共青团员、民主党派为0)、社会保障(参加社会保障项目为1,没有参加社会保障项目为0)、互联网使用情况(从不使用为1,很少使用为2,有时使用为3,经常使用为4,非常频繁使用为5)、婚姻状况(同居、初婚有配偶、再婚有配偶为1,未婚、分居未离婚、离婚、丧偶为0);其次,家庭层面的控制变量具体包括家庭人均收入以及家庭相对收入(远低于平均水平为1,低于平均水平为2,平均水平为3,高于平均水平为4,远高于平均水平为5)、户籍类型(城市为1,农村为0);最后,省份层面的控制变量具体包括省份人均GDP以及省份人均可支配收入。

4. 工具变量。基于张勋等^[3]的研究,本文采取各省份省会城市到杭州市球面距离加一的倒数作为工具变量,该变量能够较好地满足工具变量的性质。首先,各省份省会城市到杭州市的球面距离加一的倒数与数字金融发展程度存在相关性。原因在于,阿里巴巴作为国内数字金融代表性企业位于杭州

^①居民家庭消费总支出的核密度曲线为严重的左偏分布,如果直接用居民家庭消费总支出进行回归将导致估计结果有偏,而通过取对数处理能够较好地纠正估计结果的偏差。

市。因而离杭州市越近,数字金融发展水平越高。进而推知,各省份省会城市到杭州市球面距离加一的倒数越大,数字金融发展水平越高。其次,各省份省会城市到杭州市的球面距离满足工具变量的排他性约束。原因在于,杭州市仅是我国经济比较发达的数个城市中的其中一个。2020年杭州市GDP总量位于全国第八。因而与杭州市球面距离加一的倒数与经济发展水平不存在明显的关联,进而不会通过经济发展水平影响居民消费。另外,本文中控制了省份经济发展水平,使得各省份省会城市到杭州市球面距离加一的倒数这个工具变量更加满足排他性约束。另外,在稳健性中,本文又选取了各省份省会城市到杭州市、深圳市球面距离加一倒数的平均值作为工具变量,以保证工具变量估计结果的稳健性。其中,各省份省会城市到杭州市、深圳市的球面距离运用 matlab 根据城市的经纬度数据计算得到。

5. 中介变量。户主主观幸福感为本文中介变量。用 CGSS2015 中“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”进行衡量,该问题设置了“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福与不幸福”“比较幸福”“非常幸福”五个回答,本文对回答进行如下处理:将回答“非常不幸福”“比较不幸福”定义为“不幸福”,赋值为1;将回答“说不上幸福与不幸福”定义为“一般”,赋值为2;将回答“比较幸福”“非常幸福”定义为“幸福”,赋值为3。对上述变量的统计特征描述如表1所示:

表1 变量描述

变量名称	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
居民消费	10.0469	10.1267	1.0735	16.1181	0
数字金融	184.854	178.73	23.2489	239.53	145.93
覆盖广度	174.8488	165.46	28.3697	243.92	139.24
使用深度	163.3512	161.19	33.6613	242.78	107.29
数字化程度	256.9675	257.11	14.1756	300.84	230.71
户主性别	0.4676	0	0.499	1	0
户主年龄	44.3686	46	13.065	65	18
户主年龄的平方	2139.25	2116	1127.995	4225	324
户主民族	0.9203	1	0.2708	1	0
户主健康状况	3.7431	4	1.032	5	1
户主受教育水平	2.3962	2	1.3079	6	1
户主政治面貌	0.0891	0	0.2849	1	0
户主社会保障	0.0597	0	0.2369	1	0
户主婚姻状况	0.8086	1	0.3934	1	0
户主互联网使用情况	2.6556	2	1.6711	5	1
家庭人均收入	31734.89	15000	170920.8	9150000	0
家庭相对收入	2.6584	3	0.7089	5	1
户籍类型	0.5979	1	0.4903	1	0
省份人均GDP	50548.94	38548.69	22917	107472	25201.78
省份人均可支配收入	21582.83	17520.39	8854.507	45965.83	12184.71
户主主观幸福感	2.6951	3	0.6031	3	1
工具变量(1) ^①	0.0412	0.0014	0.1942	1	0.0005
工具变量(2) ^②	0.0216	0.0015	0.0971	0.5007	0.0006

①各省份省会城市到杭州市距离加一的倒数。

②各省份省会城市到杭州市、深圳市距离加一的倒数的平均值。

从表1的结果来看,居民消费中位数为10.1267、均值为10.0469,两者较为接近,表明经过纠偏后,居民消费分布比较合理;与此同时,根据数字金融的统计特征可以看出,数字金融分布比较合理。从户主的个体特征来看,男性户主的占比为46.76%;汉族户主的占比为92.03%;党员户主的占比为8.91%;拥有社会保障的户主占比为5.97%;有配偶的户主占比为80.86%;城市家庭的户主占比为59.79%。

(三) 统计事实

本文最基本的统计事实就是数字金融与居民消费同步提升。根据图2居民消费支出与消费率^①走势可以发现,我国居民消费支出逐年攀升,但居民消费率从2016年开始趋于平缓。说明除去通货膨胀等其他影响因素后,我国居民消费支出在GDP总量中的占比趋于稳定。同时,根据图3数字金融发展水平走势可以发现,发展初期,我国数字金融发展势头迅猛。但随着发展水平的不断提高,我国数字金融发展速度逐渐趋于稳定,但仍保持每年30%以上的增长率。

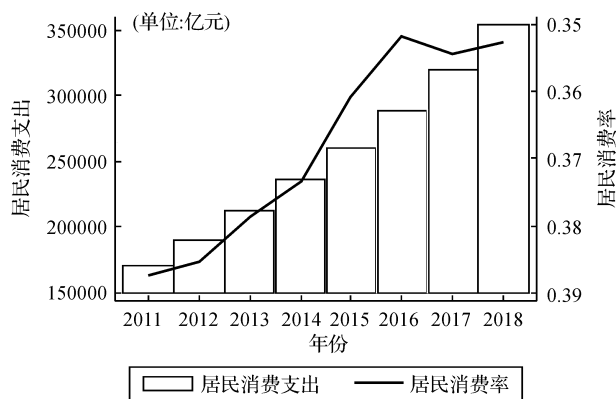


图2 居民消费支出与消费率走势

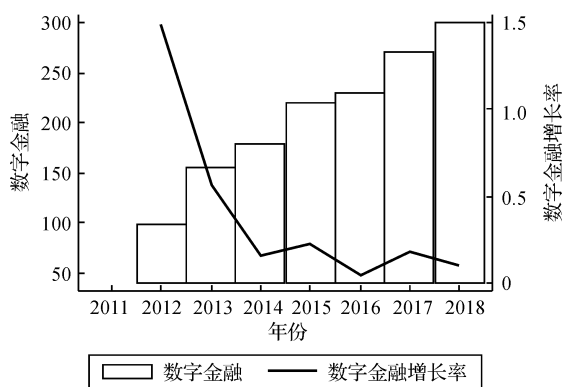


图3 数字金融发展水平走势

从图2与图3提供的信息来看,数字金融发展水平与居民消费之间可能存在一定的同步提升趋势。为了更加直观地描述两者的同步提升趋势,本文进一步绘制了数字金融与居民消费支出的散点图,并对两者的关系进行了线性拟合,详见图4。从图4数字金融与居民消费支出的散点图及拟合曲线来看,两者之间存在明显的同步提升趋势。当然,基于统计性描述得出的结论不能说明两者之间具备显著的因果关系。数字金融与居民消费之间是否具有真正的因果关系,还需要进一步实证检验。

另外,根据表2汇报的2011—2018年数字金融发展态势来看,我国数字金融发展水平存

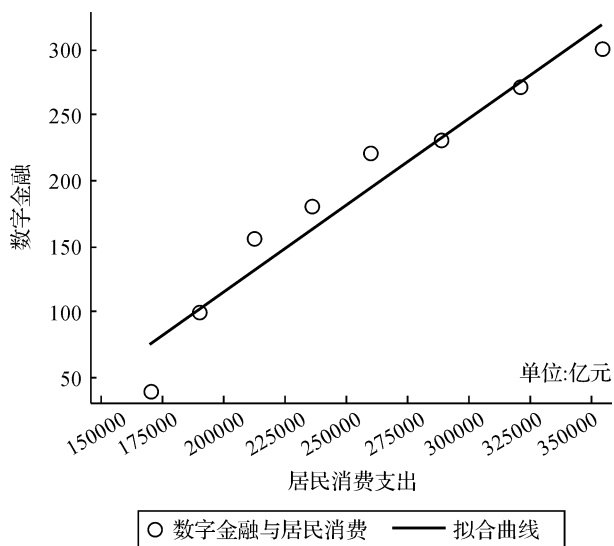


图4 数字金融与居民消费

^①采用国民经济核算中居民消费支出除以支出法GDP计算得到。

在明显的区域差异。具体表现为,发达地区^①数字金融的发展水平高于全国平均水平,欠发达地区数字金融的发展水平低于全国平均水平。

表2 数字金融发展态势

2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
40.00419	99.68549	155.3493	179.7487	220.0084	230.4142	271.9807	300.2081
52.86692	114.6269	172.9815	194.2485	235.0638	243.1	286.8554	319.3631
30.71445	88.89445	142.615	169.2767	209.135	221.2522	261.2378	286.3739

注:第一行为年份;第二行为总样本;第三行为发达地区样本;第四行为欠发达地区样本。

(四) 模型设定

根据凯恩斯的消费理论:收入是消费的主要决定因素,消费随着收入的增加而增加,但消费增加的幅度不及收入增长幅度,即边际消费倾向递减。因此,得出凯恩斯消费函数的基本形式:

$$C = \alpha + \beta y + \varepsilon \quad (1)$$

其中, C 表示总消费, y 表示总收入, α 表示自发消费, $\alpha > 0$, β 表示平均消费倾向。本文在凯恩斯消费函数的基础上,对其进行拓展,得到研究数字金融与居民消费之间的关系的模型如下:

$$Consumption_i = \alpha_i + \beta_1 \ln y_i + \beta_2 DF_i + \gamma control_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $Consumption_i$ 表示第*i*位居民消费情况,用第*i*位居民家庭消费总支出的对数进行衡量,为本文的被解释变量; DF_i 表示第*i*位居民所在省份的数字金融发展程度,为本文的核心解释变量,用第*i*位居民所在省份的数字普惠金融指数衡量; y_i 表示第*i*位居民家庭总收入; $control_i$ 表示个人层面、家庭层面、省份层面的控制变量; ε_i 为扰动项。本文主要关注 β_2 的大小, $\beta_2 = 0$,表示数字金融对居民消费没有影响; $\beta_2 > 0$,表示数字金融能促进居民消费的提升, $\beta_2 < 0$,表示数字金融会抑制居民消费。

四、实证检验

(一) 基准回归

表3汇报了数字金融对居民消费的回归结果,根据结果可以发现,逐步加入个体、家庭及省份层面控制变量,模型的拟合优度呈现逐步改善趋势,由0.0885变为0.2587,表明加入控制变量后,模型的解释能力得到了有效提升。并且数字金融对居民消费的影响始终至少在5%的显著性水平上为正,表明数字金融能够提升居民消费。其中数字金融发展水平提高一单位,居民消费提升0.66%。假设H1得到验证。同时,根据控制变量的回归结果可以发现,户主年龄与居民消费之间的回归系数显著为正,同时,户主年龄平方项与居民消费之间的回归系数显著为负。表明户主年龄与居民消费之间存在显著的倒U形关系,临界值为34岁。因此,当户主年龄小于34岁时,户主年龄对居民消费具有促进作用,当户主年龄大于34岁时,户主年龄对居民消费具有抑制作用;户主健康状况与居民消费之间的回归系数显著为负,其中户主健康状况提高一单位,居民消费降低3.95%。原因在于,居民消费中包含了医疗费用支出,户主健康状况越好,医疗支出越低,居民消费越低;户主受教育水平与居民消费之间的回归系数显著为正,其中受教育水平提高一单位,居民消费提高9.32%。原因在于,居民消费支出中包含了教育

^①参考郑得坤和李凌^[13]的研究成果,界定东中西部:东部地区主要包括北京、福建、广东、江苏、河北、辽宁、山东、上海、浙江、海南、天津;中部地区主要包括山西、黑龙江、吉林、安徽、河南、江西、湖北、湖南;西部地区主要包括陕西、甘肃、宁夏、青海、四川、内蒙古、新疆、广西、重庆、贵州、云南,本文将东部地区定义为发达地区,中西部地区定义为欠发达地区。

培训费用,根据马斯洛需求层次理论推测得出,受教育程度高的人,具有更高层的追求,使得家庭消费总额提升;户主婚姻状况与居民消费之间的回归系数显著为正,与没有配偶相比,有配偶的居民消费高出32.22%;互联网使用与居民消费之间的回归系数显著为正,互联网使用提高一个单位,居民消费提升9.89%;家庭人均收入、家庭相对收入均能够促进居民消费的提升。另外,根据该实证结果还能得出,在给定家庭人均收入的情况下,数字金融能够持续促进居民消费的提升;户籍类型与居民消费之间的回归系数显著为正,与农村户口相比,城市户口的居民消费高出26.09%。

表3 数字金融对居民消费的回归结果(基准回归)

变量	被解释变量(家庭总支出取对数)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	0.0140*** (14.43)	0.0095*** (9.13)	0.0078*** (7.18)	0.0066** (2.37)
性别		-0.0840** (-2.19)	-0.0635 (-1.62)	-0.0613 (-1.55)
年龄		0.0442*** (3.16)	0.0407*** (2.83)	0.0406*** (2.82)
年龄的平方		-0.0006*** (-3.86)	-0.0006*** (-3.72)	-0.0006*** (-3.74)
民族		-0.0413 (-0.56)	-0.0763 (-1.00)	-0.0640 (-0.84)
健康状况		-0.0037 (-0.18)	-0.0410* (-1.91)	-0.0395* (-1.85)
教育水平		0.1471*** (7.02)	0.0973*** (4.59)	0.0932*** (4.32)
政治面貌		0.1077 (1.65)	0.0652 (0.99)	0.0680 (1.04)
社会保障		0.1591** (2.10)	0.1105 (1.48)	0.1008 (1.34)
婚姻状况		0.3013*** (4.39)	0.3158*** (4.51)	0.3222*** (4.58)
互联网使用		0.1300*** (8.18)	0.1006*** (5.98)	0.0989*** (5.77)
家庭人均收入			9.77e-07** (2.56)	9.80e-07** (2.58)
家庭相对收入			0.1611*** (5.44)	0.1644*** (5.50)
户籍类型			0.2649*** (6.03)	0.2609*** (5.96)
省份人均GDP				-4.08e-06 (-1.27)
省份人均可支配收入				1.44e-05 (1.57)
常数项	7.4609*** (41.41)	6.7013*** (20.67)	6.8815*** (20.66)	6.9906*** (14.05)
R ²	0.0885	0.2331	0.2578	0.2587
样本量	2475	2452	2328	2328

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为稳健标准误下的t统计量。下同。

(二) 内生性检验与稳健性检验

1. 内生性检验。导致模型产生内生性问题的主要原因有遗漏变量、选择偏误、反向因果等。本文实证样本来源于 CGSS2015 数据库,具有较高的代表性,在一定程度上可以排除选择偏误的问题;不过,从控制变量来看,虽然控制变量涵盖了个体、家庭、省份等层面,尽可能地控制住了可观测的混淆因素。但由于一些不可观测的因素(如个体的消费偏好等)难以量化,导致无法将所有混淆因素全部控制住;同时,数字金融与居民消费之间可能存在反向因果问题。原因在于,一个地区的居民消费水平越高,间接反映了该地区的经济发展水平越高,而数字金融又会受到经济发展水平的影响,经济发展水平越高的地区数字金融发展水平越高;同时消费水平越高的家庭,接触与使用数字金融的频率往往也会越高。本文采用工具变量估计方法检验了数字金融与居民消费之间的内生性问题,内生性检验的结果详见表4。首先,两组工具变量估计结果的 LM 检验统计量分别为101.657与103.159,显著地拒绝了工具变量不可识别的原假设。同时,弱工具变量检验的 F 统计量分别为706.115与719.656,均远大于10%的显著性水平,显著地拒绝了存在弱工具变量的原假设,表明本文选取的工具变量有效,并且,工具变量与核心解释变量之间的回归系数显著为正,与理论预期一致;其次,两组工具变量估计结果的第二阶段回归系数方向均与基准模型的回归系数方向一致,验证了上述的研究结论,表明本文的研究

表4 内生性检验(工具变量回归)

变量	被解释变量(家庭总支出取对数)			
	第一阶段回归	第二阶段回归	第一阶段回归	第二阶段回归
	(1)	(2)	(3)	(4)
省会城市到杭州市距离加一的倒数	17.8242 *** (101.36)			
省会城市到杭州市、 深圳市距离加一倒数的平均值			35.9239 *** (102.48)	
数字金融		0.0191 *** (3.77)		0.0193 *** (3.83)
个人层面控制变量	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是	是
常数项	133.5523 *** (83.38)	5.3618 *** (6.83)	133.5504 *** (83.57)	5.3399 *** (6.84)
LM 检验统计量及 P 值	101.657 *** (0.00)		103.159 *** (0.00)	
<i>Cragg-Donald Wald F</i> 统计量	706.115		719.656	
R^2	0.2533		0.2532	
样本量	2328			

注:第一阶段的结果括号内为 t 统计量、第二阶段的结果括号内为 z 统计量。

结论是可靠的,数字金融对居民消费具有显著的正向促进作用。另外,根据工具变量估计的结果还可以发现,与基准模型的回归系数比较,使用工具变量估计的回归系数变化幅度不大,说明解释变量的测量误差较弱。并且,工具变量估计提高了数字金融与居民消费之间的显著性水平,进一步表明了文章的研究结论具有稳健性。

2. 稳健性检验。本文采取了四种方式对模型的稳健性进行检验。具体如下:第一种方式是扩大回归样本容量,本文通过两种途径扩大回归样本容量,一是通过将大于65岁的样本数据纳入回归模型,结果详见表5的第(1)列,二是通过采用CGSS2015的调查数据和CGSS2017的调查数据构造混合截面数据进行回归,实证结果详见表5的第(2)列;第二种方式是对被解释变量在1%的水平上进行缩尾处理,结果详见表5的第(3)列;第三种方式是考虑各个省份之间消费习惯以及社会文化等不可观测的因素对居民消费的影响,在基准模型中引入省份固定效应,同时,考虑同一省份内部家庭之间的相关性,将模型的标准误差类聚到省份层面,实证结果详见表5的第(4)列;第四种方式是考虑到居民消费是下限为0的截尾变量,OLS模型可能存在估计偏误。借鉴李宇坤等的研究^[14],采用Tobit模型进行估计,实证结果详见表5的第(5)列。根据稳健性检验的实证结果可知,采用扩大样本容量、对被解释变量在1%的水平上进行缩尾处理、控制省份固定效应并聚类到省份层面及采用Tobit模型进行估计后,研究结论没有发生改变,表明本文的研究结论是稳健的。

表5 稳健性检验

变量	被解释变量(家庭总支出取对数)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融	0.0063 ** (2.18)	0.0232 *** (17.88)	0.0059 ** (2.25)	0.0025 ** (2.32)	0.0066 ** (2.18)
个人层面控制变量	是	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应				是	
常数项	7.6082 *** (15.79)	5.2614 *** (12.00)	7.2630 *** (16.76)	7.8326 *** (22.68)	6.9882 *** (14.41)
R^2	0.2689	0.1867	0.2916	0.2982	0.1002
样本量	2878	4833	2328	2328	2328

(三) 结构效应检验

从表6汇报的结果可以发现,数字金融覆盖广度与居民消费的回归系数在1%的水平上显著为正;数字金融使用深度与居民消费的回归系数为负,但不显著;数字金融数字化程度与居民消费的回归系数在10%的水平上显著为正。研究结论表明,数字金融对居民消费的促进作用存在结构效应。假设H2得到验证。其中数字金融的结构效应具体表现为,数字金融覆盖广度、数字化程度均能显著促进居民消费。而数字金融使用深度对居民消费没有显著影响的原因可能在于,数字金融使用深度包含的投资及信贷等业务与CGSS2015数据库中公布的几类家庭消费支出之间没有明显的关联性。并且,投资业务还可能会在一定程度上挤出家庭在其他方面的消费支出。这也解释了数字金融使用深度与居民消费之间的回归系数为负的原因。

表6 结构效应检验

变量	被解释变量(家庭总支出取对数)		
	(1)	(2)	(3)
覆盖广度	0.0095*** (3.70)		
使用深度		-0.0010 (-0.83)	
数字化程度			0.0031* (1.88)
个人层面控制变量	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是
常数项	6.7877*** (14.76)	7.9445*** (22.96)	7.0424*** (13.29)
R^2	0.2612	0.2574	0.2583
样本量	2328	2328	2328

(四) 异质性检验

为检验前文的假设 H3、假设 H4、假设 H5。文章分别在基准模型中引入了地区类型虚拟变量与数字金融的交互项、物质资本虚拟变量与数字金融的交互项,以及人力资本虚拟变量与数字金融的交互项。变量具体定义如下:地区虚拟变量定义为,家庭所在省份为发达地区时,则赋值为1,反之,家庭所在省份为欠发达地区时,则赋值为0;物质资本虚拟变量定义为,家庭总收入高于家庭总收入的中位数时,则赋值为1,反之,家庭总收入低于家庭总收入的中位数时,则赋值为0,发达地区与欠发达地区界定标准一致;人力资本虚拟变量的定义在发达地区与欠发达地区样本中不同,具体定义为,发达地区样本中,户主受教育水平为大专及以上,则赋值为1,反之,户主受教育水平为大专以下,则赋值为0,欠发达地区样本中,户主受教育水平为初中及以上,^①则赋值为1,反之,户主受教育水平为初中以下,则赋值为0,异质性检验的结果详见表7。

根据表7汇报的异质性检验结果可以发现,数字金融与地区类型交互项的回归系数显著为正,表明数字金融对发达地区居民消费的促进效应更大,假设 H3得到验证。发达地区样本中,数字金融与物质资本虚拟变量交互项显著为正,欠发达地区样本的回归结果与之一致,表明无论是发达地区,还是欠发达地区,数字金融均对物质资本高的居民消费具有显著的促进作用。假设 H4得到验证。发达地区样本中,数字金融与人力资本虚拟变量交互项的回归系数为负,但不显著;欠发达地区样本中,数字金融与人力资本交互项的回归系数显著为正,表明对欠发达地区中,数字金融对人力资本高的居民消费具有显著的促进作用。假设 H5得到验证。

^①将初中作为欠发达地区户主受教育水平分界点的原因在于欠发达地区户主受教育水平普遍偏低,参与回归的欠发达地区样本一共1401个,而初中及以下的样本有980个,占欠发达地区回归总样本的2/3以上。因此,若采用更高的教育水平进行划分将导致结果有偏。

表7 异质性检验(区域、物质资本、人力资本)

变量	(1)	发达地区		欠发达地区	
		(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融	0.0013 (0.41)	0.0196 *** (4.77)	0.0254 *** (6.03)	-0.0006 (-0.14)	0.0013 (0.29)
数字金融×地区类型	0.0196 *** (4.48)				
数字金融×物质资本		0.0021 *** (5.55)		0.0026 *** (8.48)	
数字金融×人力资本			0.0002 (0.36)		0.0010 ** (2.44)
个人层面控制变量	是	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是	是	是
常数项	8.4435 *** (14.19)	5.1645 *** (5.37)	4.1410 *** (4.57)	8.5557 *** (13.14)	8.1536 *** (12.05)
R^2	0.2666	0.2747	0.2487	0.2349	0.2011
样本量	2328	927		1401	

在上述基础上,进一步考虑发达地区与欠发达地区中城市与农村间,物质资本与人力资本异质性是否会影响本文研究结论的稳健性?并且挖掘发达地区、欠发达地区物质资本与人力资本异质性的主要来源。因此,本文将样本细分为发达地区城市样本与农村样本、欠发达地区城市样本与农村样本,进行进一步检验,实证结果详见表8、表9。

表8 进一步检验(发达地区)

变量	城市		农村	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	0.0193 *** (4.07)	0.0264 *** (5.32)	0.0281 ** (2.18)	0.0331 ** (2.58)
数字金融×物质资本	0.0023 *** (5.63)		0.0026 *** (3.24)	
数字金融×人力资本		0.0424 (0.30)		0.1208 (0.29)
个人层面控制变量	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是	是
常数项	5.5072 *** (4.82)	4.2420 *** (3.98)	5.5758 *** (2.88)	4.4533 ** (2.33)
R^2	0.2302	0.1947	0.3363	0.2919
样本量	744		183	

表9 进一步检验(欠发达地区)

变量	城市		农村	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	-0.0042 (-0.69)	-0.0016 (-0.27)	0.0013 (0.22)	0.0030 (0.47)
数字金融×物质资本	0.0025*** (5.34)		0.0031*** (7.78)	
数字金融×人力资本		0.0824 (0.74)		0.2104** (1.99)
个人层面控制变量	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是	是
常数项	8.8203*** (10.11)	8.2130*** (9.17)	8.8018*** (8.81)	8.2875*** (8.13)
R^2	0.2312	0.2039	0.2161	0.1665
样本量	626		775	

根据表8、表9汇报的实证结果可以发现,对发达地区与欠发达地区进一步细分为发达地区城市与农村样本、欠发达地区城市与农村样本后,在发达地区与欠发达地区,无论是城市样本,还是农村样本,数字金融均对物质资本高的居民消费具有显著的促进作用。由此可见,假设H4具有稳健性。在发达地区,无论是城市样本,还是农村样本,人力资本均没有使数字金融对居民消费产生异质性影响。欠发达地区城市样本中,人力资本不会导致数字金融对居民消费产生异质性影响;农村样本中,人力资本会导致数字金融对居民消费产生异质性影响。具体表现为,数字金融对人力资本高的居民消费具有显著的促进作用。并且欠发达地区人力资本导致的数字金融对居民消费的异质性影响,主要源于农村样本产生的异质性影响。实证结果表明,假设H5具有稳健性。

五、机制检验

为进一步对数字金融影响居民消费的内在机制进行探索,借鉴现有研究成果^[15],构建如下模型:

$$Consumption_i = \alpha_i + \beta_1 lny_i + \beta_2 DF_i + \beta_3 control_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Happiness_i = \alpha_i + \beta_1 lny_i + \beta_2' DF_i + \beta_3 control_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Consumption_i = \alpha_i + \beta_1 lny_i + \beta_2'' DF_i + \beta_3 control_i + \beta_4 Happiness_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, $Happiness_i$ 表示第*i*位户主的主观幸福感,其余变量的定义与前文定义相同。由于前文已经对 β_2 进行了检验,因此这里我们主要关注 β_2' 、 β_2'' 、 β_4 的系数,如果 β_2' 、 β_4 的系数显著,而 β_2'' 的系数不显著,则为完全中介效应;如果 β_2' 、 β_2'' 、 β_4 的系数均显著,则需要进一步讨论,若 β_2' 与 β_4 的乘积与 β_2'' 的符号相同,则为部分中介效应,具体为 $\beta_2' \times \beta_4 / \beta_2''$,若 β_2' 与 β_4 的乘积与 β_2'' 的符号相反,则为遮掩效应,具体为 $|\beta_2' \times \beta_4 / \beta_2''|$ 。

表10汇报了机制检验的结果。Sobel检验的结果表明,户主主观幸福感在数字金融与居民家庭消费总量之间存在中介效应。进一步采用逐步回归的方式对中介效应进行检验,研究结果表明,主观幸福感在数字金融与居民家庭消费总量之间存在中介效应,且具体表现为“遮掩效应”。^①间接效应大小

①“遮掩效应”是指数字金融对居民消费具有促进作用,但是数字金融通过主观幸福感的间接效应是负的,即间接效应与直接效应方向相反,抵消了部分直接效应。但在户主主观幸福感产生“遮掩效应”的情况下,数字金融依然能够促进居民消费,表明数字金融与居民消费之间还存在一个更加强大的正向促进机制,可能为后续探究数字金融与居民消费之间的内在机制提供一个新的视角。

为-0.0006,间接效应占总效用的比例为7.9%。更换检验方法,在Bootstrap抽样500次的条件下也得到了相同的研究结论,证实了该结论的可靠性。假设H6得到验证。

表10 机制检验结果(户主主观幸福感)

变量	户主主观幸福感		被解释变量(家庭总支出取对数)	
	(1)	(2)	(2)	(3)
数字金融	-0.0045** (-2.50)	0.0066** (2.37)		0.0072** (2.57)
户主主观幸福感				0.1262*** (3.57)
个人层面控制变量	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是
省份层面控制变量	是	是	是	是
常数项	2.9656*** (10.50)	6.9906*** (14.05)		6.6162*** (13.04)
R ²	0.1260	0.2587		0.2630
样本量	2328			
间接效应		-0.0006**		
直接效应		0.0072**		
总效应		0.0066**		
Sobel 检验		-2.03**		

注:总效应、间接效应、直接效应均为Sobel检验的结果。Bootstrap抽样500次得出的总效应、间接效应、直接效应与Sobel检验的结果完全一致。

六、结论与启示

本文基于2015年中国综合社会调查数据与2014年《北京大学数字普惠金融数据》的匹配数据,研究了数字金融对居民消费的影响,研究结论如下:第一,总体上,数字金融对居民消费具有显著的提升作用;第二,结构上,数字金融覆盖广度与数字化程度均对居民消费具有显著的促进作用;第三,区域、物质和人力资本异质性上,数字金融提升发达地区居民消费的作用更大,无论发达地区,还是欠发达地区,数字金融均对物质资本高的居民消费具有显著的促进作用,发达地区中,人力资本差异不会导致数字金融对居民消费产生异质性影响,但欠发达地区中,数字金融对人力资本高的居民消费具有显著的促进作用,且影响主要来源于农村居民的人力资本异质性;第四,影响机制上,户主主观幸福感在数字金融与居民消费之间具有显著的“遮掩效应”,数字金融发展降低了户主主观幸福感,从而抵消了数字金融对居民消费的部分促进作用。

本文的研究结论对促进居民消费提升,激发内需潜力释放,实现以国内大循环为主的“双循环”新发展格局的启示如下:第一,创新建设与发展数字金融体系。健全信息基础设施建设,提升数字金融的覆盖广度与数字化程度,有效缩小数字鸿沟。同时,加快培育与发展人工智能、工业互联网、大数据等新型基础设施建设,为数字金融进入发展“快车道”、更加有效地促进居民消费提供硬件支撑。第二,提高居民受教育水平、注重居民金融素养的培养与人力资本的提升。着重改善农村教育基础设施,促进城乡教育公平与均衡发展,以增强居民的人力资本,与此同时,注重居民金融素养教育的发展与普及,以增强居民的金融知识与素养,从而增强数字金融对居民消费的促进效应。第三,树立以改善民生、提升人民幸福感为主的经济理念。以“两山理论”为指导,建立可持续发展的绿色生态发展观,与此同时,建立健全社会保障体系,促进社会公平,以提升居民的生活质量与福祉,从而提升居民的主观幸

福感,弱化主观幸福感在数字金融与居民消费之间的“遮掩效应”,强化数字金融对居民消费的促进效应。

参考文献:

- [1]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.
- [2]颜建军,冯君怡.数字普惠金融对居民消费升级的影响研究[J].消费经济,2021(2):79-88.
- [3]郭华,张洋,彭艳玲,等.数字金融发展影响农村居民消费的地区差异研究[J].农业技术经济,2020(12):66-80.
- [4]张彤进,蔡宽宁.数字普惠金融缩小城乡居民消费差距了吗?——基于中国省级面板数据的经验检验[J].经济问题,2021(9):31-39.
- [5]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(8):71-86.
- [6]ALLEN F, DEMIRGUC-KUNT A, KLAPPER L, et al. The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 2016(27):1-30.
- [7]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.
- [8]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.
- [9]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(8):65-79.
- [10]何明钦,刘向东.社会信任心理与消费行为——基于总量和层次的机制研究[J].消费经济,2020(1):57-71.
- [11]ZELDES S P. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(2):305-346.
- [12]李树,于文超.幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究[J].经济研究,2020(6):172-188.
- [13]郑得坤,李凌.金融发展与居民消费的关系研究——基于收入分配的中介效应[J].首都经济贸易大学学报,2021(2):9-24.
- [14]李宇坤,任海云,祝丹枫.数字金融、股权质押与企业创新投入[J].科研管理,2021(8):102-110.
- [15]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(5):731-745.

Digital Finance, Subjective Well-being and Resident Consumption: Based on the Empirical Analysis of CGSS2015

HAN Lei, LI Shun

(School of Business, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

Abstract: Unleashing the potential of residents' consumption and boosting their consumption is of great significance to the manufacture of a new development pattern of the dual cycles with a major domestic cycle as the mainstay. The development of the digital economy has had an enormous impact on residents' consumption. Using CGSS2015 data and the digital financial inclusion index, this paper explored the impact of digital finance on household consumption. The results show that digital finance can improve residents' consumption, and there is a structural effect. The coverage and digitization of digital finance can improve residents' consumption. Digital finance can promote the consumption of residents with high material capital in developed areas and households, and promote the consumption of residents with high human capital in underdeveloped areas. The subjective well-being of household heads has a "masking effect" between digital finance and household consumption. From the perspective of the integration of economics and psychology, the conclusion provides a new perspective to explain the impact of digital Finance on Residents' consumption.

Key words: digital finance; residents' consumption; subjective well-being; masking effect



(责任编辑 孙 豪)