【消费研究】

数字金融发展如何影响居民消费

何宗樾　宋旭光

【摘　　要】数字金融的强势崛起推动了消费方式的巨大变革。本文基于中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查(CFPS)的匹配数据,从微观视角探讨了互联网和数字经济所推动的数字金融发展与居民消费的关系。考虑了内生性等因素后,本文发现数字金融发展在短期内对城市居民消费,特别是与生活相关的基础型消费具有显著的促进作用。在此基础上,本文进一步验证了数字金融发展驱动居民消费的可能机制:一是数字金融便利了居民的支付,加速了居民的消费决策,进而促进消费增长;二是数字金融通过降低家庭面临的不确定性,进而释放消费需求,促进消费增长。

【关 键 词】数字金融发展;居民消费;消费结构;影响机制;城乡异质性

【作者简介】何宗樾,北京工业大学经济与管理学院讲师,博士(北京 100124);宋旭光(通讯作者),北京师范大学统计学院院长,教授,电子邮箱:songxuguang@bnu.edu.cn(北京 100875)。

【原文出处】《财贸经济》(京),2020.8.65~79

【基金项目】国家社会科学基金重大项目"分两步走全面建设社会主义现代化国家的新目标研究"(18VSJ015);教育部人文社会科学基金青年项目"教育财政投入对家庭教育支出决策的影响研究:微观机理与实证检验"(19YJC790036);全国统计科学研究重点项目"京津冀城市群高质量发展统计监测研究"(2019LZ16)。

一、引言

数字经济在中国的发展可以用日新月异来形容。据统计,2019年我国实物商品网上零售额85239亿元,按可比口径计算,比上年增长19.5%,远高于我国全年社会消费品零售总额8.0%的增速,其占社会消费品零售总额的比重也达到了20.7%,比上年提高2.3个百分点。尤其值得注意的是,2020年新冠肺炎疫情发生后,我国的数字经济表现亮眼,在消费市场中最先响应,最为活跃,在保障和促进消费过程中发挥了稳定器的作用,有力地保障了国民经济的有效运转。国家统计局最新数据显示,尽管2020年1~4月社会消费品零售总额同比下降16.2%,但实物商品网上零售额同比增长8.6%,其占社会消费品零售总额的比重进一步提升到24.1%。可以说,在本次疫情防控过程中,我国数字经济对居民消费的强大保障和促进作用再一次得到了确认。

数字金融是数字经济的重要支撑和保障力量,也是数字经济的重要组成部分。近年来,数字金融与居民生产生活高度融合、深度渗透,极大地降低了消费者购物的成本,改善了消费体验,创造了一系列新的消费需求,对居民消费产生了重要的影响。比如支付宝、微信支付的出现,使很多生产生活和消费行为更加便利,居民日常的购物、缴费行为所需时间由过去的以小时计变为以分钟甚至以秒计。更为重要的是,数字金融使小微企业、农民、城镇低收入人群、贫困人群和残疾人、老年人等特殊群体有机会享受普惠金融服务,这对于改善居民预算约束,降低社会交易成本,推动大众创业,缩小收入差距起到了不可替代的作用,为居民消费发展提供了强劲动力。

党的十九大报告指出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。在高质量发展阶段,消费对于经济增长的基础性作用不可忽视。而如何通过数字金融发展进一步释放消费潜力,促进消费升级值得我们认真研究。2020年2月10日,习近平总书记在北京调研指导新冠肺炎疫情防控工作时指出,要统筹推进经济社会发展各项任务,在全力以赴抓好疫情防控同时,统筹做好"六稳"工作;要着力稳定居民消费,发展网络消费,扩大健康类消费,推动

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

经济社会平稳运行。为了做好这一工作,2020年《政府工作报告》明确指出:电商网购、在线服务等新业态在抗疫中发挥了重要作用,要继续出台支持政策,全面推进“互联网+”,打造数字经济新优势。

在此背景下,科学总结我国数字金融促进居民消费的实践经验,研究数字金融影响居民消费的内在机理具有很强的现实意义。这对于下一阶段科学制定利用数字金融释放居民消费潜力、促进居民消费升级的政策体系具有重要的意义。鉴于此,本文试图从经典消费理论出发,实证考察数字金融发展与居民消费的关系及其内在机理,以期为我国数字金融发展促进消费增长提供定量化的参考依据。

本文力图在以下两个方面有所贡献。第一,本文将从更加多维的视角探究数字金融发展对居民消费的影响,不仅研究数字金融对城乡居民消费的总体影响,还将消费细分为基础型消费、发展型与享受型消费等不同类型,细化研究了数字金融发展对家庭中的哪一类消费有促进作用的问题,并在此基础上,进一步对数字金融发展对居民的消费行为的可能影响机制进行了逐一的检验和排除。第二,本文将北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据相结合,实证考察了数字金融发展与居民消费的关系。为了处理模型可能存在的内生性问题,本文还基于“八纵八横”光缆干线通信网络节点构造工具变量。相较于以往研究中根据地区互联网普及率(谢绚丽等,2018)、数字金融指数滞后项(易行健、周利,2018)等构造的工具变量,本文所选取的工具变量具有更强的外生性。

二、文献综述和研究假设

数字金融已然渗透到生活的各个方面,关于数字金融的研究也逐步成为经济领域的一大热点。目前,中国数字金融的发展模式尚未成熟,且正处于快速变革的时期,其对生产、消费、投资以及就业等的短期冲击和长期影响尚不明确,有待进一步的检验。总体来看,现阶段将数字金融发展与消费结合起来进行研究的文献仍比较有限。

第一类研究主要关注数字金融发展驱动消费增长的宏观效应。有研究者认为,数字金融发展有助于企业降低生产、流通以及交易的成本,提升了生产的数量与层次,进而拓展了居民消费的广度与深度。张李义和涂奔(2017)指出,数字金融与电子商务的并行发展促进了消费方式和服务方式的不断拓展,也催生了大量的数字金融服务需求,进一步刺激了居民消费需求的增长。马德功等(2017)从互联网消费模式出发,通过构建动态GMM模型,实证检验了互联网金融对居民消费行为的促进作用,研究发现,这一促进作用存在地区差异,互联网金融更有助于东部地区的消费增长。

第二类研究侧重于探究数字金融发展影响消费的微观机理。有研究者认为,基于互联网、数字技术的普惠金融发展带来了支付方式的变革,极大地降低了搜寻成本、评估成本与交易成本,突破了时间与地域限制(Zeng和Reinartz,2003;李继尊,2015;焦瑾璞,2014;周广肃、梁琪,2018),使消费行为也随之发生变化。同时,数字普惠金融的产生极大拓展了金融服务的范围,降低了流动性约束,使得原本被排除在金融服务之外的居民也可以通过金融服务实现消费的跨期平滑,进而释放消费需求(Campbell和Mankiw,1991)。其中比较具有代表性的有Grossman和Tarazi(2014)的研究,他们认为,数字金融发展能够通过便利支付促进居民消费,此外,为家庭提供储蓄和补贴等方式也可以刺激居民基本消费需求,从而释放消费潜力。易行健和周利(2018)就数字普惠金融发展对居民消费的影响进行了理论探究,并实证检验了数字普惠金融发展通过缓解流动性约束和提升支付便利两种渠道促进居民消费增长的内在机制。傅秋子和黄益平(2018)的研究则发现数字金融发展提高了农村消费性正规信贷需求概率,其中高学历群体和高频率网购群体受到的影响更为明显,表明数字金融具有提升效率和促进消费等多重功效。

总体而言,已有研究在数字金融发展如何促进居民消费问题上尚未形成共识,不同研究结论差异较大,并且缺少对二者内在机理的阐述和深入剖析。目前,少数文献尽管探讨了数字金融发展影响消费的微观机理,但研究局限于某一特定理论或视角,未能提供一个相对完整的分析框架来揭示数字金融发展与居民消费的关系。

事实上,消费决定理论涉及多方面的假说。Modigliani和Brumberg(1954)构建了一个确定性条件

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

下的居民消费研究框架，即生命周期假说，主要研究在跨期预算约束条件下，一个代表性的消费者倾向于通过分配一生的收入来安排消费，以实现生命周期内的效用最大化。持久收入假说(Friedman，1957)进一步将收入分为暂时性收入和持久性收入，并指出当期消费取决于持久性收入。随之兴起的预防性储蓄假说(Leland，1968)进一步放松了跨期最优模型中关于确定性的假设，着重考察了不确定性对微观主体消费决策的影响。该理论认为，个体在不确定性条件下，消费决策会变得更加谨慎，个体更倾向于减少当期消费，由此形成的储蓄就成为预防性储蓄(Chamon和Prasad，2010)。流动性约束理论则突破了跨期最优模型中关于外部环境的假设，为消费者行为偏离确定性条件提供了另一种可能的解释。Deaton(1991)发现，受到预算约束的个体有动机增加储蓄，消费者在各期的转化能力越低，则其谨慎储蓄越高。基于流动性约束理论的大量研究表明，金融服务的可得性以及使用频率的提高有助于缓解家庭面临的预算约束，释放了流动性，进而优化了家庭的消费决策(Karlan和Zinman，2010)。

为了更进一步明确数字金融发展对居民消费行为影响的内在机理，本文基于上述理论，结合数字金融自身特点，提出以下四个待验证的假设，拟通过实证策略与计量方法进行逐一验证或排除，以更好地解释数字金融发展如何影响居民消费。

第一，数字金融发展带来了支付方式的变革，极大地便利了居民的消费，特别是支付宝、微信支付的出现，居民参与商业活动的频率和金额均得到大幅提升。同时，支付方式的改变也使得商品交易方式发生了改变，促进了线下商务的线上化，进一步拓展了交易范围，丰富了居民的消费选择。显然，数字金融服务引致的商业活动参与程度越高，对居民消费的促进作用也越高。基于以上分析，提出假设1。

假设1：数字支付便利带来了居民支付频率的提升，加速了居民的消费决策，进而对居民消费产生积极影响。

第二，按照持久收入—生命周期假说，居民以实现生命周期内的效用最大化为目标进行消费和储蓄，当期消费的决策取决于个体所获得的永久性收入。如果数字金融带来了未来预期长期收入的增长，那么可以预期居民会相应地调整当期消费。根据以上分析，提出假设2。

假设2：数字金融发展通过影响家庭可支配收入促进消费增长。

第三，按照预防性储蓄假说，个体在面临不确定时，更倾向于减少消费。数字保险作为数字金融的核心业务，在分散风险、降低损失的不确定性方面发挥着重要的支撑作用，有助于提升家庭的抗风险能力，降低家庭未来现金流量的不确定性，进而促进居民当期消费支出的增加。基于以上分析，提出假设3。

假设3：数字金融发展通过提供数字保险等服务降低了家庭面临的不确定性，进而对居民消费产生促进作用。

第四，按照流动性约束理论，受到预算约束的个体将有动机增加储蓄。数字金融的出现，大幅改善了普通民众的金融手段，促使原本被排斥在传统金融之外的居民有更多机会获取金融服务，进一步放松了家庭的流动性约束，有效释放了居民被压抑的消费需求。基于此，提出假设4。

假设4：数字金融发展能够通过借贷等形式放松居民的流动性约束，使居民能够遵循效用最大化的原则来提升消费。

三、研究设计

(一)实证策略与变量说明

本文的基准模型参考了Keynes提出的经典消费理论。在这一经典消费理论中，家庭收入越高，居民消费水平也越高。在此基础上，本文进一步引入数字金融发展的指标，考察居民消费决策受数字金融发展的影响。c_{ijt}表示第j个地区第i个家庭第t期的总消费支出，y_{ijt}表示该家庭收入，$Digital_{jt}$表示第j个地区第t期的数字金融发展程度。一个扩展的消费函数模型可以表示为：

$$\ln c_{ijt}=\beta_0+\beta_1\ln y_{ijt}+\beta_2 Digital_{jt}+\xi' X_{ijt}+\theta_i+\delta_t+\mu_{ijt} \quad (1)$$

在模型(1)中，系数β_1衡量了家庭收入对总消费的影响，即通常意义上的边际消费倾向；β_2则衡量了数字金融发展的效应。X_{ijt}表示一系列影响消费的控制变量，其中，在户主层面上，本文控制了户主的年龄的平方(Zhang等，2017)、婚姻状况(已婚=1，否则为

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

0)、健康状况(健康=1,否则为0)等变量;在家庭层面上,进一步控制了家庭规模、儿童抚养比(16岁及以下的人口占家庭劳动力的比重)、老年抚养比(60岁及以上的人口占家庭劳动力的比重)、家庭是否拥有自有住房(有=1,否则为0)、家庭是否有私人借贷或银行借贷(有=1,否则为0)等变量;在地区层面上,本文将村/居经济状况和年末金融机构贷款余额与地区GDP的比值等变量纳入模型,以考虑经济发展程度和传统金融深化程度对居民消费的影响。

此外,c_{ijt}也可以表示家庭的分项消费支出。通常,家庭消费支出可划分为八大类消费:食品、衣着、居住、家庭设备及用品、医疗保健、交通通信、教育文化娱乐、其他用品及服务。本文借鉴罗能生和张梦迪(2017)的做法,进一步将食品、衣着、居住、其他用品及服务归为基础型消费,家庭设备及用品、医疗保健、交通通信归为享受型消费,教育文化娱乐归为发展型消费。因而,模型(1)可以进一步用来考察数字金融发展对居民消费结构的影响。

对于模型(1),本文采用双向固定效应模型进行回归分析,θ_i表示家庭层面的固定效应,以控制不随时间变化的家庭差异对消费的影响;δ_t表示年份固定效应,以控制影响居民消费的共同时间趋势;μ_{ijt}为随机扰动项。

(二)估计方法

采用上述模型进行估计,可能会存在内生性的问题,从而导致估计系数的偏误。一种可能性在于,居民消费的增加,或许会使互联网朝着更便利与低成本的方向进步,进而促进数字金融的发展。为了克服这一问题,本文对模型(1)采用工具变量估计,以获取参数的一致估计量。本文选取1998年建成的"八纵八横"光缆干线通信网络节点来构造工具变量。

通常,工具变量需要满足相关性和排他性约束两个前提条件。从相关性上看,光缆干线传输网是全球信息循环最为重要的物质载体,信息网络基础设施的布局代表着互联网发展的空间特征,因而,我们预期,光缆干线传输网节点城市数字金融发展水平更高,进而满足相关性条件。从排他性约束来看,光缆干线传输网是20世纪90年代统一设计规划铺设,主要是基于通信方面的原因修建,受到经济因素的影响相对较小,并且距今时间较长,对于当期居民消费的影响会更小,满足排他性约束条件。此外,考虑到这一工具变量是不随时间变化的,本文借鉴张勋等(2019)的做法,将其与全国其他地区数字金融发展的均值进行交互,构造了随地区和时间改变的新工具变量。

(三)数据介绍

为了估计模型(1),本文使用的第一部分数据来自北京大学中国社会科学调查中心发布的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)数据。该数据覆盖25个省、自治区、直辖市的162个县,在全国具有代表性。本文按照通行的方法对家庭数据进行处理:(1)删除了无法识别的样本,如省份编码、社区编码、城乡编码、家庭编码、个体编码等标识变量缺失的样本;(2)通过家庭主事者和财务回答人来识别户主身份,将其作为家庭的代表性个体,并将户主年龄限定在16岁以上。

第二部分数据是地区层面的数字金融发展程度。本文选取中国数字普惠金融发展指数作为数字金融发展的代理变量。该指数采用了蚂蚁金服的交易账户大数据,由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制(郭峰等,2020),是涉及省、市、县三级的年度数据,已经被广泛认可并应用于分析中国数字金融发展程度,具有相当的代表性和可靠性。

第三部分数据是工具变量数据,即前文所述的"八纵八横"光缆干线通信网络节点。该数据根据1994年公布的《全国邮电"九五"计划纲要》以及相关公开资料整理后获得。

在此基础上,本文将上述三部分数据依据地区和时间两个维度进行匹配,最终选定的样本时间为2012年、2014年和2016年,最后保留三年同时进入调查的样本家庭。主要变量的统计性描述见表1。

四、经验分析

接下来,本文着重探讨数字金融发展与居民消费的关系。在对数字金融发展与居民消费水平进行基准分析之后,我们进行内生性的讨论。紧接着,我们重点讨论数字金融发展与居民消费结构的关系,并进行城乡异质性的分析。

(一)数字金融发展与居民消费水平

本文根据模型(1),考察数字金融发展与居民总

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

表1 主要变量的统计性描述

变量	2012年			2016年		
	观测个数	均值	标准差	观测个数	均值	标准差
居民消费	5810	35598.560	44861.210	5810	48699.200	56755.340
数字金融指数	5810	89.373	17.240	5810	228.248	25.393
家庭收入	5810	36406.450	41136.120	5810	44268.280	47753.040
户主年龄	5810	49.357	12.735	5810	53.385	12.722
户主婚姻状况	5810	0.892	0.311	5810	0.868	0.338
户主健康状况	5810	0.794	0.404	5810	0.811	0.391
家庭规模	5810	3.914	1.735	5810	3.801	1.823
儿童抚养比	5810	0.146	0.164	5810	0.136	0.163
老年抚养比	5810	0.180	0.295	5810	0.243	0.332
是否拥有自有住房	5810	0.926	0.262	5810	0.910	0.286
是否有私人借贷	5810	0.234	0.424	5810	0.245	0.430
是否有银行借贷	5810	0.066	0.248	5810	0.130	0.336
经济发展程度	5810	4.530	1.162	5810	4.698	1.365
金融深化程度	5810	0.837	0.621	5810	1.170	0.604

体消费水平的关系。在所有的回归分析中，我们控制了户主特征、家庭特征以及所在地区经济特征三类控制变量，也控制了家庭和年份的双重固定效应。此外，本文将使用市级层面的稳健聚类标准误。

首先，我们利用线性最小二乘回归的方法分析数字金融发展与居民消费的关系，结果如表2第(1)列所示。结果与预期一致，即数字金融发展与居民消费呈显著正相关，表明就整体而言，数字金融发展有利于提升居民消费水平。其他控制变量的系数也大致符合预期：户主自评健康程度越高，家庭往往会减少健康方面的消费支出。家庭层面的变量对于消费有较强的解释能力，其中，家庭收入与消费呈显著正相关，是影响消费的主要因素。拥有自有住房也会在一定程度上降低居民居住消费。此外，传统金融借贷的可获得性则有助于提升居民消费。值得一提的是，代表传统金融发展状况的贷款余额与GDP的比值的系数并不显著，意味着数字金融发展对居民消费的影响不能被传统金融所替代。

表2 基准分析

回归模型	基准回归	第一阶段回归	第二阶段回归
被解释变量	居民消费	数字金融指数	居民消费
	(1)	(2)	(3)
数字金融指数	0.00374*** (0.00138)		0.01000* (0.00553)
光缆干线通信网络节点×全国其他地区数字金融发展均值		0.0162*** (0.00460)	
家庭收入	0.0218*** (0.00379)	0.105 (0.0887)	0.0209*** (0.00369)
户主年龄的平方	−0.0303** (0.0141)	0.508* (0.285)	−0.0339** (0.0137)
户主婚姻状况	0.0650 (0.0518)	−0.256 (0.551)	0.0673 (0.0522)
户主健康状况	−0.120** (0.0540)	−0.0368 (0.584)	−0.120** (0.0546)
家庭规模	0.115*** (0.00912)	0.131 (0.130)	0.115*** (0.00923)
儿童抚养比	−0.214*** (0.0790)	−0.457 (1.069)	−0.212*** (0.0796)
老年抚养比	−0.0905* (0.0531)	−1.069** (0.499)	−0.0836 (0.0532)

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

（续表2）

回归模型	基准回归	第一阶段回归	第二阶段回归
被解释变量	居民消费	数字金融指数	居民消费
	(1)	(2)	(3)
是否拥有自有住房	−0.0707*** (0.0262)	−0.516 (0.427)	−0.0679** (0.0264)
是否有私人借贷	0.161*** (0.0156)	0.233 (0.215)	0.161*** (0.0155)
是否有银行借贷	0.162*** (0.0226)	−0.0639 (0.387)	0.161*** (0.0228)
经济发展程度	−0.0607 (0.0808)	−0.594 (1.906)	−0.0571 (0.0807)
金融深化程度	0.00669 (0.00823)	−2.354 (1.462)	0.0193 (0.0157)
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	17430	17430	17430
R^2	0.086	0.990	0.080
First Stage F−stat	—	—	12.36

注：(1)括号内为市级层面的稳健聚类标准误；(2)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

其次，数字金融发展与居民消费之间的关系可能受到内生性的影响，从而导致估计系数的偏误。因此，我们采用工具变量估计方法修正内生性的问题。表2第(2)列报告了第一阶段的回归结果，从统计学的角度来检验两者的相关性。很明显，该工具变量与数字金融发展程度呈显著正相关，与预期相符合。

最后，表2第(3)列进一步报告了工具变量两阶段最小二乘法的回归结果。弱工具变量检验的F统计量大于10，说明模型估计不存在弱工具变量的问题。更重要的是，我们的研究结果与基准回归结果基本一致，进一步支持了数字金融发展提升居民消费水平的结论。

(二)数字金融发展与居民消费结构

以上内生性分析表明，数字金融发展对居民消费有促进作用。接下来的问题是，数字金融发展对家庭中的哪一种消费有促进作用，进而数字金融发展是否改变了居民的消费行为以及消费结构？本部分致力于回答这一问题。

为了考察数字金融发展对居民消费结构的影响，在表3中，本文运用模型(1)对细分消费项目支出进行工具变量两阶段最小二乘法估计。其中，表3的第(1)列报告了数字金融发展对基础型消费的影响，

表3　消费分项回归结果

被解释变量	基础型消费	食品、衣着	居住、其他用品及服务	发展型与享受型消费	发展型消费	享受型消费
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融指数	0.0120* (0.00642)	0.0177** (0.00782)	0.00256 (0.00918)	0.00508 (0.00579)	0.00505 (0.00564)	0.0104 (0.0185)
家庭收入	0.0277*** (0.00388)	0.0353*** (0.00559)	0.00929 (0.00649)	0.0155*** (0.00526)	0.0189*** (0.00590)	0.00803 (0.0149)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	17375	17375	17429	17376	17376	17430
R^2	0.044	0.016	0.091	0.072	0.065	0.041
First Stage F−stat	12.43	12.43	12.36	12.36	12.36	12.36

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

第(2)和第(3)列分别是数字金融发展对基础型消费中的食品、衣着类消费和居住、其他用品及服务类消费的影响；表3的第(4)列报告了数字金融发展对居民发展型与享受型消费的影响，第(5)和第(6)列分别为数字金融发展对发展型消费和享受型消费的影响。

根据第(1)～(3)列的回归结果可知，数字金融发展主要提升了家庭基础型消费，特别是对家庭食品、衣着类消费具有显著促进作用，对居住、其他用品及服务类消费的影响并不显著。这意味着数字金融发展的确改变了居民的消费结构，即主要提升了居民消费中的食品和衣着类消费水平。值得注意的是，这一发现似乎意味着数字金融发展可能提高了居民的恩格尔系数。事实上，在数字金融发展之前，中国居民的食品、衣着类与日常生活相关的消费往往依赖线下，存在诸多不便。这意味着，在数字金融发展之前，我国居民的食品、衣着类消费需求可能是被抑制的。数字金融恰恰是通过降低离线交易成本，带来了食品和衣着类商品的消费便利，进而促进了这些基础型消费水平的提升。因此，数字金融发展提升了食品和衣着类消费，不能被简单解读为恩格尔系数的上升，而应被理解为数字金融发展释放了居民在食品和衣着方面的消费潜力。

(三)城乡分样本回归结果

时至今日，中国仍然存在两类差异巨大的群体：城镇居民和农村居民。因而，中国的城乡二元经济特征内生决定了数字金融发展对城乡居民消费的影响可能存在异质性特征。接下来，我们分城乡两个样本，探讨数字金融发展对两类居民消费的影响。

表4报告了城乡居民不同类型的消费支出受数字金融发展的异质性影响。第(1)和第(2)列为居民总消费支出的估计结果，第(3)和第(4)列为基础型消费的估计结果，第(5)和第(6)列为发展型与享受型消费的估计结果。我们发现：数字金融发展主要带动了城市居民消费支出的增长，特别是对基础型消费具有显著促进作用；对于农村居民而言，数字金融发展对消费的影响为正，但在统计意义上不显著。这两个发现综合表明，数字金融发展对居民消费的促进作用主要来自对城市居民消费的提升。事实上，疫情期间，中国消费拉动经济恢复的实践也进一步佐证了数字金融发展对居民消费的促进作用主要发生在城市，而非农村。

表4的分析表明，数字金融发展对居民消费的影响的确存在城乡异质性。出现这一现象的原因可能来自两个方面。第一，中国长期以来存在严重的城乡分割局面，尽管数字技术克服了传统金融的天然局限，但中国的城镇偏向问题突出，且这一差距还有不断扩大的趋势。这种城乡分割造成的消费品市场差异将导致农村居民消费相对不足，从而使数字金融发展无法提升农村居民的消费水平。第二，农村居民可能存在数字鸿沟，使那些无法有效获取信息，以及不能充分利用信息的居民，无法参与和分享数字金融发展成果，进而成为在数字社会中被“边缘化”的群体，使数字金融发展对这些群体无法发挥作用。

表4　城乡分样本回归结果

被解释变量	居民消费		基础型消费		发展型与享受型消费	
	城市居民	农村居民	城市居民	农村居民	城市居民	农村居民
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融指数	0.0105* (0.00582)	0.00100 (0.00573)	0.0129* (0.00689)	0.000583 (0.00676)	0.00629 (0.00646)	0.000351 (0.00936)
家庭收入	0.0125*** (0.00429)	0.0292*** (0.00644)	0.0175*** (0.00488)	0.0389*** (0.00662)	0.0135** (0.00668)	0.0189** (0.00813)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	7424	9707	7395	9681	7402	9674
R^2	0.144	0.054	0.118	0.026	0.085	0.064
First Stage F-stat	14.82	4.989	15.07	4.941	14.73	5.026

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

五、数字金融发展影响居民消费的内在机制分析

从以上研究发现，数字金融发展对居民消费具有显著的促进作用，并且这种促进作用主要来自对城市居民消费的提升。接下来，我们将视角限定在城市居民，进一步考察数字金融发展影响居民消费的内在机制。

(一)基于支付便利性的考察

数字金融发展的重要特征在于便利了居民的支付，加速了居民的消费决策，因而可能能够通过这一渠道促进居民消费。在表5的第(1)列中，我们考察数字金融发展对支付频率的影响，发现数字金融发展显著提升了城市居民的支付频率，因而存在便利支付的特征。进一步地，在表5的第(2)～(4)列，我们检验了由数字金融发展带动的支付频率的提升对城市居民消费的作用。

以上结果表明，支付频率的提升推动了城市居民的消费，特别是基础型消费。这就意味着数字金融发展提升居民消费水平的部分原因在于，数字金融发展推动了支付便利性的提升。

(二)基于持久收入—生命周期假说的考察

接下来，我们讨论第二种可能的机制：数字金融发展通过影响家庭可支配收入促进居民消费增长。在表6第(1)列中，我们考察了数字金融发展对家庭收入的影响，发现数字金融发展对城市居民家庭收入的影响并不显著，表明数字金融不具有收入增长效应。而根据第(2)列的回归结果可知，数字金融发展与家庭收入均对居民消费有显著的促进作用，是影响居民消费的主要因素。

表5　数字金融发展、支付便利性与居民消费

被解释变量	支付频率	居民消费	基础型消费	发展型与享受型消费
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融指数	0.0156* (0.00914)			
支付频率		0.0216* (0.0129)	0.0200* (0.0114)	0.0145 (0.0186)
家庭收入	0.00512 (0.0150)	0.0123* (0.00725)	0.0217*** (0.00686)	0.00967 (0.0103)
控制户主特征	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	4358	4382	4363	4370
R^2	0.109	0.085	0.054	0.063
First Stage F-stat	12.61	—	—	—

表6　数字金融发展、家庭收入与居民消费

被解释变量	家庭收入	居民消费
	(1)	(2)
数字金融指数	0.0233 (0.0178)	0.0114** (0.00582)
家庭收入		0.0137*** (0.00440)
控制户主特征	是	是
控制家庭特征	是	是
控制地区特征	是	是
家庭固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	6609	6609
R^2	0.030	0.152
First Stage F-stat	14.42	14.48

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

以上结果表明，基于持久收入——生命周期假说的机制在本文中未能得到验证。这就意味着居民消费的决定因素中可能存在持久收入——生命周期假说无法解释的因素，而数字金融发展跟这些因素又具有相关性，因而促进了居民消费的提升。

(三)基于预防性储蓄动机的考察

接下来，我们进一步讨论第三种可能的机制：数字金融发展通过提供数字保险等服务降低了家庭面临的不确定性，进而对居民消费产生促进作用。通常家庭收入与支出的大幅波动、社会保障的缺失等因素会使家庭面临更大的不确定性和更多的风险，进而制约了家庭的消费，促使家庭进行更多的预防性储蓄。

在实践中，收入变化的方差(宋铮，1999)、消费变化的方差(Carroll 和 Samwick，1998)等变量被广泛用于衡量家庭面临的风险或不确定性。表7中，我们参照已有研究，选择支出的标准差来表征家庭面临的不确定性，将样本分为不确定性较高和较低两组家庭，进而运用两阶段最小二乘法估计了数字金融发展对不同预防性储蓄动机下居民消费支出的影响。

从结果上看，我们找到了数字金融发展通过预防性储蓄的机制来改变居民消费的证据。首先，数字金融发展提升了面临高不确定性居民的消费；其次，当进一步分析数字金融发展对基础型消费的影响时，我们发现数字金融发展虽然能够同时提升两类居民的消费水平，但是面临高不确定性居民的系数在大小以及显著性上均显著高于另一组居民；最后，数字金融发展对两类居民发展型与享受型消费的影响均不显著。综上，我们认为，预防性储蓄动机能够在一定程度上解释数字金融发展对居民消费的促进作用。

(四)基于流动性约束的考察

最后，我们检验前文所提及的第四种可能的机制：数字金融发展能够通过借贷等形式放松居民的流动性约束，使居民能够遵循效用最大化的原则来提升消费。

在表8中，我们参照高梦滔等(2008)的方法，构造了一个虚拟变量来表征居民的流动性约束，将样本分为受流动性约束程度较高和较低两组家庭，进而运用两阶段最小二乘法估计了数字金融发展对不同家庭流动性约束条件下居民消费支出的影响。

从结果上看，数字金融发展通过流动性约束的机制来改变居民消费的证据并不清晰。首先，数字金融发展反而更多地提升了低流动性约束的居民消费；其次，当进一步分析数字金融发展对基础型消费的影响时，我们也得出了相似的结论；最后，数字金融发展对两类居民发展型与享受型消费的影响均不显著。综上，数字金融发展虽放松了居民的流动性约束，但是流动性约束或许不是数字金融发展提升居民消费水平的主要机制，可能存在其他未被观察到的因素。比如，对于高流动性约束居民(通常是低收入群体)，尽管数字金融发展有可能放松其面临的预算约束，但是其在短期扩大消费的同时，有可能落入类似于“套路贷”的陷阱，从而引发其所在家庭的重大损失，造成家庭消费水平的整体回落。这也暴露出低收入群体风险意识的不足以及数字金融监管方面存

表7　数字金融发展、预防性储蓄与居民消费

被解释变量	居民消费		基础型消费		发展型与享受型消费	
	低不确定性	高不确定性	低不确定性	高不确定性	低不确定性	高不确定性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融指数	0.00366 (0.00361)	0.0181* (0.00930)	0.00870* (0.00471)	0.0185** (0.00925)	−0.00159 (0.00560)	0.0160 (0.0108)
家庭收入	0.0131* (0.00726)	0.0145** (0.00595)	0.0143* (0.00766)	0.0230*** (0.00738)	0.0168 (0.0115)	0.0114 (0.00822)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3303	3306	3294	3296	3301	3296
R^2	0.150	0.147	0.112	0.145	0.089	0.085
First Stage F-stat	14.72	13.66	14.67	13.91	14.71	13.46

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

在的隐患，在数字金融发展过程中需要特别警惕。

六、稳健性检验

为了增加本文结论的可信度，本部分进行稳健性检验。首先，通过对核心变量的数值进行修正来解决数据可能存在的测量误差问题。具体而言，鉴于居民消费和收入数据在住户调查中往往存在一定程度的低估，参照标准的方法，本文对其进行了1%的缩尾处理。在此基础上，我们采用模型(1)进行再估计，结果如表9第(1)列所示。

其次，通过构造新的工具变量，对基准模型进行再估计，结果如表9第(2)列所示。具体而言，本文借鉴张勋等(2019)的做法，选取了家庭所在地区与杭州的球面距离以及家庭所在地区与省会的球面距离两类工具变量，并利用模型(1)进行重新估算。

表9中所有结果均通过了弱工具变量的检验以及显著性检验，表明数字金融发展确实显著促进了居民消费，进一步证明了基准估计结果的可靠性。

七、结论与建议

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据，从微观视角探讨了数字金融发展与居民消费的关系。我们发现数字金融发展主要带动了城市居民消费支出的增长，特别是对食品、衣着类基础型消费支出具有显著的促进作用。相对而言，数字金融发展对农村居民消费以及对发展型与享受型消费支出的影响并不显著。在此基础上，本文验证了数字金融主要是通过提升支付的便利性和降低家庭面临的不确定性促进消费增长。

综合全文研究，本文有以下政策建议。

第一，要完善农村及偏远地区信息基础设施建设，让数字技术成果更惠民、便民、利民，不断缩小城乡在信息可及性方面的数字鸿沟，推进农村居民消费增长与升级。同时，要加快5G、人工智能、工业互联网、物联网等新型基础设施建设，确保我国数字技术发展优势，为数字金融促进消费发展提供更有力的硬件保障。

第二，要主动发挥数字金融的作用，通过发放电子消费券等方式促进居民基本消费需求。同时，数字金融产品也要更加关注家庭的发展型和享受型消费，激发和促进中高端消费的发展，更加有效地服务居民消费升级。

第三，要顺应数字金融驱动消费的内在机制，从两方面发挥数字金融促进消费的作用，一是要鼓励互联网平台机构深度参与数字金融创新，向用户提供更多更好的数字金融服务和产品，进一步提高支付便利性，助力居民便捷消费；二是要加强金融监管，降低居民数字金融服务成本，完善信用风险防控机制，不断优化社会信用环境，改善居民的流动性约束和不确定性预期，更大程度地发挥数字金融对居民家庭消费的促进作用。

第四，遵循长短期相结合的原则，在短期内要结合“六稳”“六保”着力实施精准刺激，推动商品消费优化升级、促进服务消费提质扩容、加快培育新型消费，多措并举促进消费回升。长期而言，要促进数字金融与实体经济的良性循环和互动发展，一方面，数字金融要切实服务实体经济发展，带动居民收入提升，确保居民消费的可持续增长；另一方面，实体经

表8　数字金融发展、流动性约束与居民消费

被解释变量	居民消费		基础型消费		发展型与享受型消费	
	低流动性约束	高流动性约束	低流动性约束	高流动性约束	低流动性约束	高流动性约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融指数	0.0132* (0.00688)	0.00569 (0.00547)	0.0121** (0.00586)	0.00885 (0.00595)	0.0154 (0.0102)	0.000625 (0.00934)
家庭收入	0.0119** (0.00502)	0.0609** (0.0261)	0.0168*** (0.00542)	0.0671** (0.0278)	0.0125 (0.0102)	0.0659** (0.0298)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3309	2111	3295	2099	3303	2098
R^2	0.173	0.138	0.171	0.107	0.085	0.096
First Stage F-stat	15.66	18.85	15.87	19.03	15.61	18.57

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

表9 稳健性检验

被解释变量	居民消费	
	测度误差的修正	内生性问题的再讨论
	(1)	(2)
数字金融指数	0.00983* (0.00548)	0.00498** (0.00245)
家庭收入	0.0201*** (0.00368)	0.0220*** (0.00434)
控制户主特征	是	是
控制家庭特征	是	是
控制地区特征	是	是
家庭固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	17430	15507
R^2	0.083	0.084
First Stage F-stat	12.36	10.63

济要更好地与数字技术融合发展，为消费者提供更好的商品和更便捷的服务，为居民消费升级扩容提供长期而稳定的物质基础。

参考文献：

[1]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》，《金融研究》2018年第11期.

[2]高梦滔、毕岚岚、师慧丽：《流动性约束、持久收入与农户消费——基于中国农村微观面板数据的经验研究》，《统计研究》2008年第6期.

[3]郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云：《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)》2020年第3期.

[4]焦瑾璞：《移动支付推动普惠金融发展的应用分析与政策建议》，《中国流通经济》2014年第7期.

[5]李继尊：《关于互联网金融的思考》，《管理世界》2015年第7期.

[6]罗能生、张梦迪：《人口规模、消费结构和环境效率》，《人口研究》2017年第3期.

[7]马德功、韩喜昆、赵新：《互联网消费金融对我国城镇居民消费行为的促进作用研究》，《现代财经(天津财经大学学报)》2017年第9期.

[8]宋铮：《中国居民储蓄行为研究》，《金融研究》1999年第6期.

[9]谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰：《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学(季刊)》2018年第4期.

[10]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》，《金融研究》2018年第11期.

[11]张李义、涂奔：《互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发》，《财贸研究》2017年第8期.

[12]张勋、万广华、张佳佳、何宗樾：《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》2019年第8期.

[13]周广肃、梁琪：《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》，《金融研究》2018年第1期.

[14]Carroll, C. D., & Samwick, A. A., How Important is Precautionary Saving?. The Review of Economics and Statistics, Vol. 80, No. 3, 1998, pp. 410-419.

[15]Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G., The Response of Consumption to Income: A Cross- country Investigation. European Economic Review, Vol. 35, No. 4, 1991, pp. 723-756.

[16]Chamon, M., & Prasad, E., Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?. American Economic Journal: Macroeconomics, Vol. 2, No. 1, 2010, pp. 93-130.

[17]Deaton, A., Saving and Liquidity Constraints. Econometrica, Vol. 59, No. 5, 1991, pp. 1221-1248.

[18]Friedman, M., A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press, 1957.

[19]Grossman, J., & Tarazi, M., Serving Smallholder Farmers: Recent Developments in Digital Finance. CGAP Focus Note, No. 94. Washington, DC: World Bank Group, 2014.

[20]Karlan, D., & Zinman, J., Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts. Review of Financial Studies, Vol. 23, No. 1, 2010, pp. 433-464.

[21]Leland, H. E., Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving. Quarterly Journal of Economics, Vol. 82, No. 3, 1968, pp. 465-473.

[22]Modigliani, F., & Brumberg, R., Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data in Kurihara, K. K.(ed.), Post-Keynesian Economic. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954, pp. 388-436.

[23]Zeng, M., & Reinartz, W., Beyond Online Search: The Road to Profitability. California Management Review, Vol. 45, No. 2, 2003, pp. 107-130.

[24]Zhang, X., Zhang, X., & Chen, X., Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?. Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 85, 2017, pp. 81-94.

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/