

【专题:居民消费】

# 数字金融发展与居民消费增长： 理论与中国实践

张勋 杨桐 汪晨 万广华

**【摘要】**居民消费的持续增长是一个国家经济稳定且高质量发展的重要因素。数字金融所推动的手机支付对居民消费的影响是巨大和深远的。本文首先构建了一般均衡理论框架,从支付便利性的角度证实数字金融的发展通过缩短居民的购物时间来增加消费。紧接着,本文将中国数字普惠金融发展指数和中国家庭追踪调查数据相结合,实证研究发现,数字金融的发展显著地提升了居民消费,从而有助于经济增长。更重要的是,本文发现数字金融主要通过提升支付的便利性来促进居民消费,而流动性约束的放松并不是数字金融发展提升居民消费的主要原因。最后,数字金融的发展尽管更多地提升了农村居民收入,却没有显著提升农村居民消费,这体现了破除城乡分割的紧迫性。

**【关键词】**数字金融;居民消费;支付便利性;城乡分割;购物时间

**【作者简介】**张勋,北京师范大学统计学学院金融统计系,北京大学数字金融研究中心;杨桐,北京师范大学统计学学院金融统计系;汪晨(通讯作者),上海财经大学财经研究所;万广华,复旦大学世界经济研究所。

**【原文出处】**《管理世界》(京),2020.11.48~62

**【基金项目】**国家自然科学基金项目(项目批准号:71833003和71973014)的资助。

## 一、引言

无论从理论研究视角还是各国的发展经验来看,居民消费的持续增长都是一个国家经济稳定且高质量发展的重要因素之一。改革开放40多年来,我国居民消费需求从总量、结构上都发生了翻天覆地的变化。最初被称为拉动经济增长“三驾马车”的投资、消费、出口逐渐出现步调不一致:投资和出口发展势头强劲,而消费需求长期低迷,近年来才有所回升。当前,我国经济增速放缓,投资和消费的结构矛盾日益突出,如何拉动消费从而促进增长成为影响中国经济发展至关重要的环节。

与此同时,中国的高储蓄或低消费现象所导致的全球经济失衡,也在一定程度上加剧了经济的不确定性。一方面,由于2008年全球性金融危机的影响,外部需求难以完全恢复,另一方面,全球失衡所

导致的中短期内难以抗拒的逆全球化浪潮和愈发严峻的国际局势,使得中国必须高度重视内需,千方百计解决内需不振的问题。2019年3月,李克强总理在第十三届全国人民代表大会第二次会议上所作的政府工作报告中指出,促进并形成强大的国内市场,持续释放内需潜力,充分发挥消费的基础性作用,为新的一年经济平稳运行提供有力的支撑是2019年政府工作的重要任务之一。从这个视角出发,本文的研究对促进中国经济的持续增长具有重要的战略和现实意义。

要拉动消费需求,就必须分析居民消费的决定因素。从过去的经验来看,我国最终消费率在短短的几年内从2000年的63.30%降至2008年的49.22%。不过,从2008年起,我国最终消费率经历了“触底反弹”,从2008年的最低点开始稳步上升,到2017年

底已上升至53.62%，消费率呈现出“先降后升”的趋势。

一个有趣的问题是，2008年之后我国的最终消费率稳步上升，最终呈现“U”型变化的原因是什么？我们发现，在过去的5~10年里，我国的互联网行业发展迅速，大数据、云计算等技术相继崛起并得到广泛应用。具体来说，我国的互联网上网人数由1997年的62万人增至2017年的7.72亿人，年均增长为42.8%；2017年，我国的互联网普及率达到了55.8%，超过了全球平均水平4.1个百分点，超过亚洲平均水平9.1个百分点。

那么，我国互联网的发展与消费率“U”型变化是否具有一定关联呢？为回答这个问题，我们计算了1998~2017年的最终消费率的变化，同时，用1998~2017年互联网上网人数的变化情况反映我国近年来互联网的发展趋势，并将最终消费率和互联网的变化趋势绘制在图1中。图1表明，互联网快速崛起的阶段与我国消费率“触底反弹”后的上升阶段基本吻合。那么，这仅仅是巧合，抑或互联网的发展在消费率止跌反升的过程中扮演了重要角色？

众所周知，互联网革命以电子计算机的发明和应用为主要标志，涉及信息技术、新能源技术、新材

料技术、生物技术、空间技术和海洋技术等诸多领域，是人类文明史上继蒸汽技术革命和电力技术革命之后的又一次重大革命，给全球经济和人们的生活带来了全方位的冲击(江小涓, 2018)。随着“互联网+”战略的深入推进，互联网和经济社会各领域跨界融合和深度应用，催生了一系列“互联网+”经济新业态，中国的数字经济也经历了前所未有的高速发展，数字金融行业应运而生。尤其是2014年中国政府首次提出鼓励“互联网金融发展”的指导方针后，支付宝和微信等移动支付服务相继出现并发展壮大，使得我国居民能够更加便捷、高效地获取金融服务。数字金融服务的准入门槛低于传统的金融服务，使得原有被排除在外的居民能够享受到新型数字金融带来的福利，所以它具有相当的普及性和包容性。

从理论上讲，互联网发展所带动的数字金融的普及，的确能够提升支付便利性，为居民消费提供新的动力。举一个简单的例子，以往居民外出购物，需要携带现金或银行卡；随着支付宝和微信等移动支付服务的普及，大部分商户也都相继开通了二维码支付的模式，居民只需要用手机进行扫码，就可以完成购物，缩短了购物时间，在边际上降低了购物的成

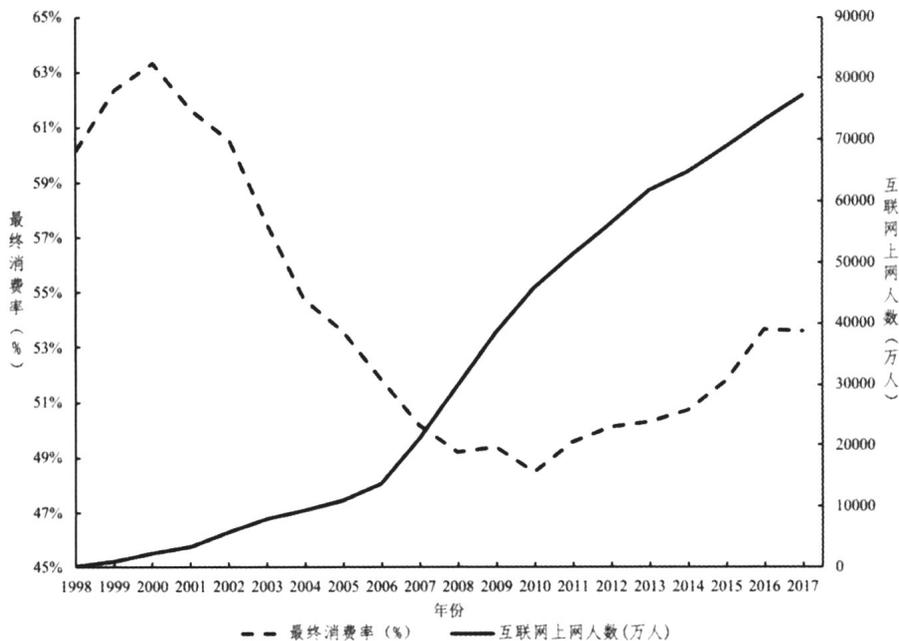


图1 互联网发展与居民消费增长:1998~2017年

注:数据来自历年《中国统计年鉴》。

本,提升了支付便利性,因而可以促进消费。当然,支付宝还额外提供了花呗、借呗等信贷服务,相当于为居民额外开通了一张信用卡,可能能够降低流动性约束,进一步促进消费。

考虑到数字金融发展的包容性和普及性,对数字金融在多大程度上促进了居民消费的规范评估显得尤为重要。遗憾的是,现有文献并未能够提供一个完整的理论和实证框架来探讨互联网革命推动下数字金融发展与居民消费增长的关系。本文试图弥补这一缺憾。本文首先构建了一般均衡理论框架,从支付便利性的角度证实数字金融的发展通过缩短居民的购物时间来增加消费。紧接着,本文将中国数字普惠金融发展指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据相结合,通过克服内生性的工具变量估计,发现数字金融的发展显著提升了居民消费,从而有助于经济增长。更重要的是,本文从实证上探讨了从数字金融发展至居民消费增长的传导机制,发现数字金融主要通过提升支付的便利性来促进居民消费,而流动性约束的放松并不是数字金融发展提升居民消费的主要原因,呼应了理论模型的结论。最后,数字金融的发展尽管更多地提升了农村居民收入,却没有显著提升农村居民消费,这一方面证实了预防性储蓄不是数字金融促进居民消费的内在机制,另一方面也体现了破除城乡分割的紧迫性。

本文余下的内容安排如下:第二部分对相关文献进行综述;第三部分构建数字金融与居民消费之间的一般均衡理论模型;第四部分讨论实证策略及数据;第五部分报告基准实证结果;第六部分探讨数字金融促进居民消费的内在机制;第七部分为总结。

## 二、文献综述和论文创新

本文的研究首先与消费的决定理论相关。传统的消费理论(如 Duesenbery 的相对收入假说、Friedman 的持久收入假说、Modigliani 的生命周期理论以及 Hall 的随机游走理论等)都倾向于从跨期消费平滑角度分析消费的影响因素。但家户在现实中往往面临各种约束,这些约束会使得跨期消费无法完全平滑。例如,购物时间模型认为家户消费受到现金的约束,居民需要去银行取钱来满足其消费(Ljungqvist & Sargent, 2004),因此若对现金越依赖,消费水平越

低。流动性约束则认为,借贷市场并不是完美的,使得居民无法按照最优路径进行借贷和消费。这些约束也基本上得到了文献的论证。例如,熊伟(2014)发现消费信贷会通过降低流动性约束来促进消费。随之兴起的预防性储蓄理论则认为,预防未来收入和支出不确定性是居民储蓄的重要原因。在此基础上,很多研究从理论角度对预防性储蓄的原因进行了研究(Leland, 1968; Miller, 1976; Kimball, 1990),更多学者则试图从实证角度检验其合理性。基于美国 National Longitudinal Survey(NLS)和 Panel Study of Income Dynamics(PSID)数据的很多研究均表明,预防性储蓄是家庭储蓄的一个非常重要的组成部分(Caballero, 1990; Carroll, 1994; Kazarosian, 1997),Dardanoni(1991)利用英国 Family Expenditure Survey(FES)数据的研究也得到了类似的结论。我国 20 世纪 90 年代后期到 2008 年以来的高储蓄、低消费现象也基本上被归咎于较高的预防性储蓄动机(宋铮, 1999; 施建淮、朱海婷, 2004; 易行健等, 2008; 杨汝岱、陈斌开, 2009; 万广华等, 2011)。

金融发展为居民消费提供基础,这已经得到了广泛的论证。Campbell 和 Mankiw(1991)认为,金融发展可以通过合理有效的分配资源,让那些受到流动性约束的消费者可以方便地利用金融市场实现消费的跨期平滑,进而释放被压抑的消费需求。樊纲和王小鲁(2004)的研究表明以银行卡普及率为代表的金融发展对居民消费有正向促进作用。Gross 和 Souleles(2002)、Soman 和 Cheema(2002)以及 Karlan 和 Zinman(2010)则发现信用卡额度的提升促进了居民的消费,证明了金融可以缓解流动性约束。

作为互联网与金融的结合体,数字金融自然也具有了金融的特性,因此预期对居民消费也有显著影响。遗憾的是,国内外探讨数字金融发展与家庭经济行为的关系的文献很少,研究数字金融发展与居民消费关系的实证文献更少,据我们了解,仅有 1 篇,更不要说从理论上厘清数字金融发展促进居民消费的内在机制了。少数的几篇论文仅仅从宏观层面讨论数字金融与经济发展、区域不平等和企业创新创业的关系(Kapoor, 2013; 李涛等, 2016; 宋晓玲, 2017; 朱一鸣、王伟, 2017; 黄益平、黄卓, 2018; 谢绚

丽等,2018;张勋等,2019)。易行健和周利(2018)运用微观家庭调查数据,发现数字金融的发展显著促进了居民消费。不过,他们没有构建一个完整的理论框架,在数字金融到居民消费的传导机制的讨论方面,也无法完全排除不同机制的干扰。

根据前文的讨论,数字金融可以提升支付的便利性,从而促进居民消费。因此,本文也与支付便利性与消费的关系的研究相关。大部分研究支付便利性与消费关系的文献主要以信用卡为载体展开。Brito和Hartley(1995)指出,居民使用信用卡的一个动机是降低现金的持有成本,这表明信用卡可以提供支付上的便利性以促进消费。不过,信用卡促进消费的主要机制可能并不是提供支付便利性,而是缓解居民的消费流动性约束(Gross & Souleles, 2002; Soman & Cheema, 2002; Karlan & Zinman, 2010)。以移动支付为主要手段的数字金融的发展,预期可以进一步打通支付便利性到居民消费的传导机制,为居民消费创造新的动能。本文试图在以往研究的基础上,对数字金融发展与居民消费之间的理论、实证关系及内在机制展开规范、翔实和全面的探讨。据此,本文力图在以下几个方面有所创新。

第一,以往研究数字金融发展经济效应的文献,大多采用实证分析的方法(谢绚丽等,2018;易行健、周利,2018;张勋等,2019),未能严谨地厘清数字金融发展经济效应的理论机制。本文在互联网革命和数字经济发展的背景下,构建了一个数字金融发展与居民消费关系的一般均衡框架,明确了支付便利性是数字金融发展促进居民消费增长的内在原因,这是本文的理论贡献。

第二,以往研究数字金融发展经济效应的实证文献,未能解决数字金融发展的内生性问题,或仅把内生性处理作为稳健性检验,实证结果的可信性存疑。本文在研究数字金融发展与居民消费的关系时将内生性问题的处理贯穿整项研究,重点克服了数字金融发展所可能存在的内生性问题,以保证实证结果的可信性,这是本文实证方面的贡献。

第三,以往研究数字金融发展与居民消费的文献,仅对经典的消费理论中的若干假说进行分析。本文从数字金融发展本身的特征和居民的人口和经

济特征两个方面对数字金融发展影响消费支付的便利性、流动性约束和预防性储蓄3种机制进行细致的验证或排除,使得论文发现和结论具有更加可靠的政策意涵。

### 三、数字金融发展与居民消费增长:一般均衡的理论分析

本部分提供一个基于购物时间模型的理论框架(Ljungqvist & Sargent, 2004),将支付便利性模型化,以厘清数字金融发展至消费的传导机制。

#### (一)偏好

我们的模型是一个标准的包含货币的无穷期决策模型。令下标 $t$ 代表时间,在每一期,家户决定消费和劳动量,其消费和投资决策受到当期收入和截至当前的储蓄总量的影响。简单起见,假定经济体仅存在一种商品。在该框架下,代表性家户最大化以下的效用函数:

$$\max_{c_t, l_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(c_t) + \ln(l_t)] \quad (1)$$

其中, $\beta$ 为主观贴现率(或时间偏好率),即抽象的效用折现因子, $c_t$ 为家户的消费量, $l_t$ 为单位化之后家户的闲暇时间。显然,消费越多,效用越大;同时,家户也偏好闲暇,闲暇时间越少,则效用越低。代表性家户在最大化效用时,受限于如下预算约束:

$$(M_t^p - M_{t-1}^p) + (B_t - B_{t-1}) + P_t(b_t - b_{t-1}) = W_t n_t + \Pi_t - P_t c_t + R_{t-1} B_{t-1} + P_t r_{t-1} b_{t-1} + T_t \quad (2)$$

其中,所有大写符号为名义变量,小写符号则为实际变量。 $M$ 为以现金形式存在的货币量, $B$ 为名义债券, $b$ 则是实物(实际)债券。同时, $M_{t-1}$ 、 $B_{t-1}$ 和 $b_{t-1}$ 是给定的。此外, $n$ 为家户的劳动量。预算约束式还包括了一些价格变量,其中, $P$ 为商品的价格, $W$ 为名义工资水平, $\Pi$ 为企业利润, $R$ 为名义债券利率, $r$ 为实物债券利率。最后, $T$ 为中央银行在当期的新增货币量。

在这一简单模型中,式(2)的右边为代表性家户的储蓄,左边为储蓄持有的方式,即分配在货币和债券中。可以看出,持有货币不产生利息,持有债券则产生利息。因此,如果持有货币没有额外的好处,则代表性家户在最优条件下将选择不持有货币。但现实中,货币的好处在于其在支付上的便利性,即家户在每次购物时不需要再去银行取钱,从而能够缩短

购物时间,见如下限制式:

$$l_t + n_t + c_t \varepsilon \left(1 + \frac{M_t}{P_t}\right)^{-1} = l_t + n_t + s_t = 1, 0 \leq \varepsilon \leq 1 \quad (3)$$

在式(3)中,代表性家户在每一期均需要将时间分成3份:闲暇时间 $l_t$ 、劳动时间 $n_t$ 以及购物时间 $s_t$ 。其中,购物时间 $s_t$ 取决于消费量 $c_t$ 以及持有的实际货币余额 $M_t/P_t$ :消费量越大,购物时间越长;持有的实际货币余额越多,购物时间越短。

在模型化购物时间 $s_t$ 时,我们还添加了一个参数 $\varepsilon$ 。这个参数表示了购物时间受到实际货币余额量的限制程度。从直观上看,数字金融的发展,降低了人们对现金的需求,人们不再需要到银行提取现金进行购物,而仅需要通过网上支付或者手机支付等方式便可获取商品,这便是数字金融发展所带来的支付便利性的实际体现。数学上,我们做如下假设。

数字金融发展和购物时间的现金约束 $\varepsilon$ 呈负相关关系,即:

$$\varepsilon = \varepsilon(DF), \varepsilon'(DF) < 0 \quad (4)$$

其中,DF(Digital Finance)代表数字金融发展程度。

## (二)家户行为

我们通过以上的代表性家户的效用函数式(1),结合预算约束式(2)和购物时间限制式(3),来分析家户的效用最大化行为。模型遵循标准的动态规划方法进行求解。我们令 $\lambda_t$ 代表预算约束限制式(2)的拉格朗日乘子, $\eta_t$ 代表购物时间限制式(3)的乘子。首先,消费的均衡式满足:

$$\lambda_t = \frac{1}{P_t} (u_{c,t} - \eta_t H_{c,t}) = \frac{1}{P_t} (u_{l,t} - \eta_t H_{l,t}) \quad (5)$$

其中, $u_{c,t}$ 和 $H_{c,t}$ 为效用函数和购物时间函数分别关于消费的一阶导数, $u_{l,t}$ 表示效用函数关于闲暇时间的一阶导数。式(5)说明, $\lambda_t$ 表示了单位消费的边际效用减去为获得消费去商店购物损耗时间的负效用。因而,实物债券的表达式可以用消费的实际效用变化来表示:

$$r_t = \frac{\lambda_t P_t}{\beta \lambda_{t+1} P_{t+1}} - 1 = \frac{(u_{c,t} - \eta_t H_{c,t})}{\beta (u_{c,t+1} - \eta_{t+1} H_{c,t+1})} - 1 \quad (6)$$

此外,我们还可以得到著名的费雪方程式:

$$1+R_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} (1+r_t) \quad (7)$$

易知,在均衡时,名义利率与实际利率之间恰好相差通货膨胀率,而通货膨胀率则取决于中央银行的货币供给行为。

进而,通过求解模型,我们还可以分析持有货币的成本收益式,见式(8):

$$\lambda_t \left[ 1 - \frac{P_t}{(1+r_t)P_{t+1}} \right] = -\frac{1}{P_t} \eta_t \varepsilon H_{m,t} \quad (8)$$

其中, $H_{m,t}$ 为购物时间函数关于实际货币余额的一阶导数。式(8)的左边为从 $t-1$ 期到 $t$ 期持有实际货币的机会成本,即损失了持有债券的收益。因此,债券收益的高低会影响持有实际货币的机会成本大小。式(8)的右边则为持有实际货币的边际收益,即节省的购物时间。均衡时当且仅当成本与收益相等。此外,还可以看出,购物时间的现金约束 $\varepsilon$ 越小,则持有实际货币的边际收益降低,家庭越不倾向于持有货币进行购物。

## (三)生产和货币供给

接下来引入企业和中央银行的运作模式。

企业雇用劳动力进行生产,追求利润最大化。简单起见,此处不引入资本,但引入资本并不改变模型结论。假设企业生产一单位商品需要一单位劳动力,因此求取以下利润式之极大:

$$\max_{n_t} P_t f(n_t) - W_t n_t = P_t n_t - W_t n_t \quad (9)$$

在最优条件下,企业设定工资水平与商品的价格相同( $W_t = P_t$ ),此时企业的利润为0。

中央银行以定额转移的方式发行货币。由于中央银行本身不存在借贷,因此其预算约束式表达为一货币平衡式,即:

$$M_t^* - M_{t-1}^* = T_t \quad (10)$$

此处,如果 $T_t$ 为正,相当于中央银行在 $t$ 期对外发行货币;若 $T_t$ 为负,则相当于收回货币。此处我们不讨论数字金融发展是否会对货币供给产生影响,因此进一步假设货币供给以固定速度增长,呈现如下形式:

$$T_t = \mu M_{t-1}^*, \mu > -1 \quad (11)$$

此处, $\mu > -1$ 的假设是为了保证货币供给总量为正。

## (四)稳态均衡

这一简单经济体的一般均衡包含了货币市场均

衡( $M^p=M^n$ ), 名义债券( $B_t=0$ )和实物债券( $b_t=0$ )市场均衡和商品市场均衡( $c_t=n_t$ )。我们直接求解模型的稳态均衡, 可得:

$$\bar{c} + \sqrt{\left(1 - \frac{\beta}{1 + \mu}\right) \varepsilon \bar{c}} = \frac{1}{2} \quad (12)$$

显然, 当购物时间的现金约束( $\varepsilon$ )变弱时, 稳态家庭消费水平将有所上升, 否则等式无法成立。我们将以上发现总结为以下定理。

定理: 数字金融发展程度(DF)提高, 购物时间的现金约束( $\varepsilon$ )变弱, 稳态下的家庭消费( $\bar{c}$ )上升。

值得注意的是, 最终消费和劳动量的稳态均衡是相等的, 意味着数字金融发展也可以带来劳动量的增加。从机制上看, 数字金融发展所带来的消费需求的提升, 使得商品价格提升, 商品价格提升会带来工资水平的上升, 从而激励家庭提供更多的劳动力, 这也是数字金融发展促进经济增长的重要机制。

#### 四、实证策略和数据

##### (一) 实证模型设定: 数字金融与居民消费

在理论分析的基础上, 我们聚焦数字金融与居民消费的实证关系。用  $Con_{ijt}$  表示第  $t$  年  $j$  省份  $i$  家庭的消费, 家庭所在地区的数字金融发展程度用  $DF_{j,t-1}$  表示。居民消费取对数纠偏, 我们可以得到如下实证模型:

$$\ln(Con_{ijt}) = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{j,t-1} + \gamma_2 X_{ijt} + \phi_i + \varphi_t + u_{ijt} \quad (13)$$

在模型(13)中,  $X_{ijt}$  表示户主个人、家庭以及家庭所在地区的控制变量,  $\phi_i$  表示家庭固定效应,  $\varphi_t$  表示年份固定效应,  $u_{ijt}$  为随机扰动项。为了减弱反向因果的可能性, 我们将数字金融发展滞后一期。此外, 由于我们分析的是地区层面的数字金融发展与家庭消费的关系, 为了避免地区内部家庭之间的相关性对模型估计结果的影响, 我们将标准误群集(Cluster)到地区层面。这样一来,  $\gamma_1$  衡量了数字金融的发展对家庭消费的总体影响。

接下来探讨模型的控制变量。户主层面的变量包括户主的性别、年龄、教育年限、婚姻状况、健康水平以及是否拥有社会保障。这些都是影响居民消费的经典变量。不过, 由于我们控制了家庭层面的固定效应, 加上户主的性别和教育年限等变量的观察值几乎随时间不变, 所以这些变量的系数难以估

计。此外, 由于户主的年龄可以表示为家庭固定效应和时间固定效应的线性组合, 其系数也无法估计。为了缓解遗漏变量(Omitted Variables)偏误, 参考 Zhang 等(2017), 我们在模型(13)中控制了年龄的平方项。

在家庭整体层面, 我们控制了家庭收入、家庭财富规模、家庭人口规模、家庭中的少儿(16岁以下)人数比例和老年(60岁以上)人数比例。显然, 家庭收入、家庭财富规模和家庭人口规模越高, 居民消费水平越高; 家庭中的少儿(16岁以下)人数比例和老年(60岁以上)人数比例(即通常说的人口抚养比)越高, 家庭负担越重, 消费水平越低。由于本文所测度的数字金融发展程度包含货币基金业务, 为了缓解逆向因果的影响, 我们在家庭收入中剔除了财产性收入。地区层面上, 所在的村、镇或居委的经济状况被纳入考虑, 这是影响家庭消费的重要宏观变量。此外, 为了考虑传统金融对家庭消费的影响, 模型中还考虑了地区层面的金融发展变量(以金融机构贷款余额与GDP的比值衡量)。

##### (二) 内生性考量

模型(13)可能存在遗漏变量和内生性问题。比如, 不同家庭对新事物/风险的接受程度往往有差别, 这不但影响数字金融的发展, 也影响消费行为, 而且这类因素很难被度量。为了尽可能克服由第三方因素导致的内生性问题, 我们利用数据的家庭面板特征, 构建固定效应模型, 控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量, 减少对估计结果造成的影响。

反向因果也有可能存在, 因为居民消费的增加, 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。因此, 我们采用工具变量估计方法。我们所选取的工具变量为利用地理信息系统(GIS)所计算得到的距离类型的变量, 分别是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。这两类工具变量与本地区的数字金融发展程度显然具备相关性。首先, 众所周知, 以支付宝为代表的数字金融的发展起源于杭州, 因此杭州的数字金融发展处于领先地位, 可以预期, 在地理上距离杭州越近, 数字金融的发展程度越

好。在稳健性检验中,我们还利用家庭所在地区与三大核心城市——北京、杭州和深圳的平均球面距离。核心城市当中之所以没有选择上海,是因为上海离杭州较近,加进上海使得平均球面距离整体偏向华东地区;同理,之所以选择深圳而不是广州,也是因为深圳离广州较近,同时深圳还是腾讯集团的总部,数字金融发展水平也比较高。此外,省会通常是一个省份的经济中心,也应是数字金融发展中心,距离省会城市越近,数字金融的发展也应越好。因此,这两个指标与数字金融发展紧密相关。

其次,我们还必须说明这两个距离变量的外生性,即不会通过一些遗漏变量,特别是经济发展水平,从而影响家庭消费,满足排他性约束(Exclusion Restriction)。首先,杭州仅仅是中国经济发展的重要城市之一<sup>①</sup>,因此,与杭州的距离越小并不意味着经济发展水平越高,外生性近似满足。其次,与省会距离较近的地区,一般也都是经济上比较发达的地区。对于这一问题,我们解决的办法是:利用家庭调查数据,控制所在的村、镇或居委的一些经济发展指标(见上文讨论),尽可能地减少遗漏变量,从而切断地理距离与居民消费水平之间可能的联系。我们认为,在控制了这些变量之后,地理距离变量更加外生。

### (三)数据

为了估计模型(13),我们使用3个方面的数据。

第一方面数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。具有全国代表性的CFPS开始于2010年,之后每两年进行一次,通过跟踪收集个体、家庭、社区3个层次的数据,反映中国社会经济和人口教育的变迁。CFPS覆盖25个省份的162个县,目标样本规模为16000户,调查对象包含了样本家庭中的全部成员。具体说来,基于成人问卷的个人信息,包括个人的性别、年龄、民族、婚姻状况、受教育年限和社会保障情况<sup>②</sup>等;基于家庭问卷和家庭关系问卷的家庭信息,包括家庭规模、抚养比、家庭纯收入等;基于社区问卷的村/居(委会)信息,包括村/居经济状况<sup>③</sup>等。表1是CFPS相关变量的统计描述。

居民消费变量以家庭为单位,直接来自CFPS数据库中的家庭问卷,包括食品支出、衣着支出等一些用于生活用品购买的支出,也包括教育、医疗、娱乐性支出,但不包含转移性支出或建房购房贷款支出等非消费性支出。从表1中可以看出,2016年中国居民消费性支出均值为53479元,比2012年中国居民消费性支出均值37508元上升了42.6%。

第二方面的数据为城市层面的经济指标。首先,为了考虑传统金融发展对居民消费的影响,我们控制了城市层面的金融机构贷款余额与GDP的比例。其次也是更为重要的,为了刻画数字金融发展对居民消费的影响,我们采用了北京大学数字金融

表1 变量统计描述

变量	2012年			2016年		
	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差
家庭消费(元)	7302	37508	41452	7839	53479	82306
户主性别	7302	0.762	0.426	7839	0.719	0.450
户主年龄	7302	52.278	12.363	7839	55.320	12.496
婚姻状况(有配偶=1)	7302	0.893	0.309	7839	0.875	0.331
健康水平(健康=1)	7302	0.801	0.399	7839	0.809	0.393
社会保障情况	7302	0.901	0.299	7839	0.947	0.224
家庭收入(除财产性收入)(元)	7302	47213	69348	7839	69017	155902
家庭财富	7302	35794	130309	7839	54325	197667
家庭规模	7302	3.768	1.721	7839	3.820	1.833
少儿比例	7302	0.138	0.164	7839	0.134	0.161
老年人比例	7302	0.202	0.319	7839	0.249	0.332
村/居经济状况	7302	4.386	1.142	7839	4.696	1.355

注:数据来自CFPS。

研究中心的中国数字普惠金融发展指数(郭峰等, 2019)。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制,它基于蚂蚁金服的交易账户大数据,具有较好的代表性和可靠性<sup>④</sup>。表2列出了中国数字普惠金融指数的构建指标。该指数包括了覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度3个方面。覆盖广度主要通过电子账户数(如互联网支付账号

及其绑定的银行账户数)等来体现;使用深度依据实际使用互联网金融服务的情况来衡量,包括支付业务、货币基金业务、信贷业务、保险业务、投资业务和信用业务,既用实际使用人数,也用人均交易笔数和人均交易金额来衡量使用情况;在数字服务支持方面,便利性和成本高低是影响用户使用金融服务的主要因素。

表2 数字普惠金融指标体系

一级维度	二级维度		具体指标
覆盖广度	账户覆盖率		每万人拥有支付宝账号数量
			支付宝绑卡用户比例
			平均每个支付宝账号绑定银行卡数
使用深度	支付业务		人均支付笔数
			人均支付金额
			高频度(年活跃50次及以上)活跃用户数占年活跃1次及以上比
	货币基金业务		人均购买余额宝笔数
			人均购买余额宝金额
			每万人支付宝用户购买余额宝的人数
	信贷业务	个人消费贷	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数
			人均贷款笔数
			人均贷款金额
		小微经营者	每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数
			小微经营者人均贷款笔数
			小微经营者平均贷款金额
	保险业务		每万人支付宝用户中被保险用户数
			人均保险笔数
			人均保险金额
	投资业务		每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数
			人均投资笔数
			人均投资金额
信用业务		自然人征信人均调用次数	
		每万支付宝用户中使用基于信用的服务用户数(包括金融、住宿、出行、社交等)	
数字支持服务程度	移动化		移动支付笔数占比
			移动支付金额占比
	实惠化		小微经营者平均贷款利率
			个人平均贷款利率
	信用化		花呗支付笔数占比
			花呗支付金额占比
			芝麻信用免押笔数占比(较全部需要押金情形)
			芝麻信用免押金额占比(较全部需要押金情形)
	便利化		用户二维码支付的笔数占比
			用户二维码支付的金额占比

注:资料来自郭峰等(2019)。

表3报告了2011年和2018年各省份的数字普惠金融指数。从2011年到2018年,全国平均数字普惠金融指数从2011年的40.00上升到2018年的300.21,各省份的指数也均有较大幅度的增长,表明中国的数字金融经历了快速发展。但是,地区和省

际间差异也比较明显,东部发展程度最高,中部次之,西部最低。不过,从近几年的增长速度来看,西部和中部地区的发展明显加快。这在一定程度上体现了数字金融发展的普惠性。

图2和图3展示了3个细分指标的发展和省际差

表3 中国数字金融的发展

省份	数字普惠金融指数		省份	数字普惠金融指数	
	2011年	2018年		2011年	2018年
全国(平均)	40.00	300.21	河南	28.4	295.76
北京	79.41	368.54	湖北	39.82	319.48
天津	60.58	316.88	湖南	32.68	286.81
河北	32.42	282.77	广东	69.48	331.92
山西	33.41	283.65	广西	33.89	289.25
内蒙古	28.89	271.57	海南	45.56	309.72
辽宁	43.29	290.95	重庆	41.89	301.53
吉林	24.51	276.08	四川	40.16	294.30
黑龙江	33.58	274.73	贵州	18.47	276.91
上海	80.19	377.73	云南	24.91	285.79
江苏	62.08	334.02	西藏	16.22	274.33
浙江	77.39	357.45	陕西	40.96	295.95
安徽	33.07	303.83	甘肃	18.84	266.82
福建	61.76	334.44	青海	18.33	263.12
江西	29.74	296.23	宁夏	31.31	272.92
山东	38.55	301.13	新疆	20.34	271.84

注:数据来源于郭峰等(2019)。下同。

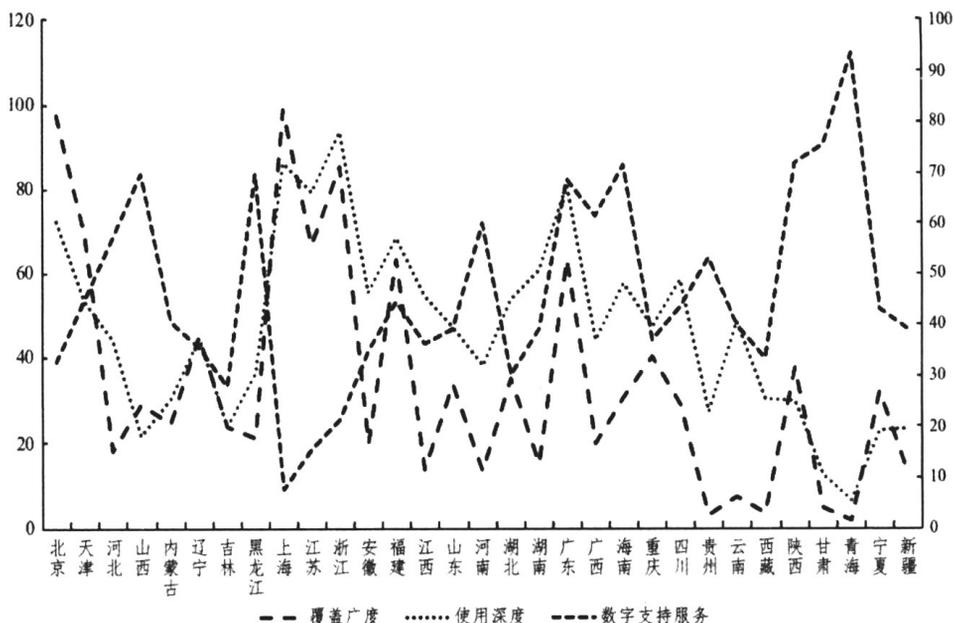


图2 中国数字金融不同方面的发展(2011年)

注:数据来自中国数字普惠金融发展指数。覆盖广度和使用深度指标对应主坐标轴,数字支持服务指标对应次坐标轴。图3同。

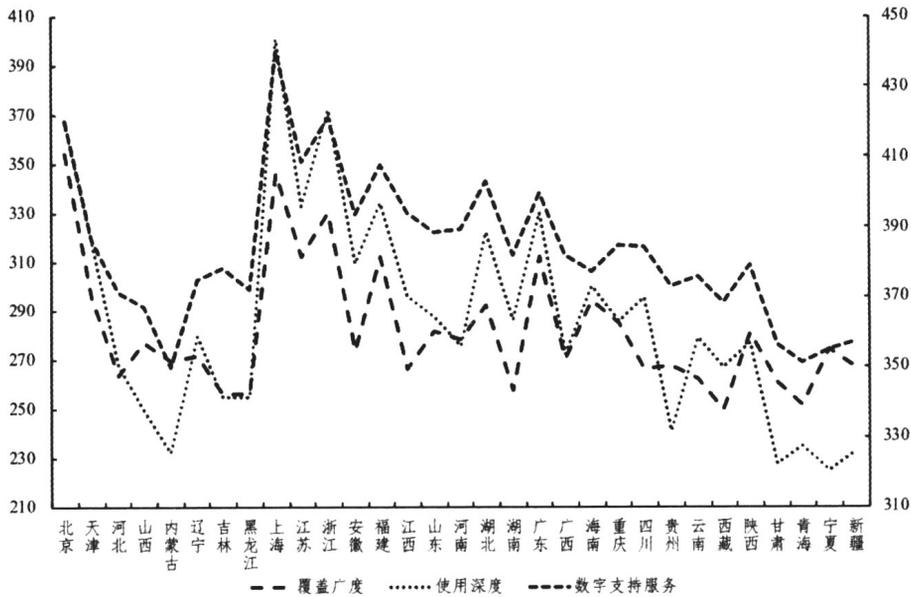


图3 中国数字金融不同方面的发展(2018年)

异情况。有3点值得注意:首先,这3个细分指标在2011~2018年期间都有快速上升,覆盖广度指标从2011年的34.28上升到2018年的281.92,使用深度指标从2011年的46.93上升到2018年的287.50,数字支持服务指标从2011年的46.32上升到2018年的383.7;其次,覆盖广度和使用深度两个指标的省际差异基本保持一致,东部发展程度最高,中部和西部较低;最后,数字支持服务指标的省际差异与其他两个指标有所区别,中西部地区发展较快。这表明,数字支持服务的提升是近年来各省份数字金融发展程度有所收敛的原因。如果数字金融发展对居民消费产生影响,有必要挖掘其背后的影响机制,而对背后机制的分析离不开对数字金融不同方面的发展的分析。

最后,本文使用的第三方面的数据为数字金融发展的工具变量数据,即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,这些数据通过地理信息系统计算后获得。我们将上述3个方面的数据依据地市进行合并,最终获得的样本为2012年、2014年和2016年的家庭数据和地区数据,家庭所在地与杭州、三大城市和省会的球面距离,以及2011年、2013年和2015年的数字普惠金融发展指数。

### 五、数字金融发展与居民消费增长:实证分析

在接下来的两部分中,我们将探讨数字金融发

展与居民消费之间的关系。我们将首先估算数字金融与居民消费的基准模型,之后进行内生性分析。在第六部分,我们聚焦数字金融影响居民消费的传导机制。

#### (一)数字金融发展与居民消费增长:基准回归

首先,我们根据(13)式进行线性最小二乘(OLS)回归,并加入时间和家庭双重固定效应。同时,考虑到同一城市内的家庭之间有相关性,将模型的标准误差聚类(Cluster)到地市一级。表4的第(1)列报告了回归结果。

在表4第(1)列的回归中,我们直接考察数字金融发展与居民消费的相关关系,并控制了户主特征,家庭特征和所在地区的经济特征。我们发现,数字金融发展的系数是正向且显著的,表明从整体而言,数字金融的发展有助于提升居民消费。考察其他控制变量的系数,我们发现户主特征的变量系数基本不显著,可能的原因是这些变量对于大部分家庭来说在短期内不随时间变化或者变化很小,因此他们的效应基本上被家庭固定效应吸收了。例外的是户主的健康水平,我们发现户主越健康,消费水平越低,原因在于消费变量中包含了医疗支出,健康状况的改善可能带来了医疗支出的降低。此外,社会保障水平越高,消费水平越高,体现了预防性储蓄的原则。家庭整体特征的变量有助于解释居民消费,其

中,家庭收入和家庭规模与消费呈正相关,但抚养比的增加带来消费的减少,这些发现均符合预期。最后,我们发现地区的传统金融发展程度与家庭消费的关系并不显著,表明数字金融的角色不能被传统金融所替代。

## (二)内生性分析

如前文所说,数字金融发展和居民消费增长之间可能存在反向因果关系。因此,我们采用工具变量估计方法来进行内生性分析。我们所选取的工具变量为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。前文也论证了这两类工具变量具备相关性和排他性的特征,是合适的工具变量。不过,在估计之前,有一点必须指出:模型(13)中的内生变量,即数字金融发展是随年份变化的变量,但我们所选取的工具变量并不随时间变化,这使得通常的第二阶段估计失效。因此,我们将工具变量与全国层面(除本市外)的数字金融发展指数的均值进行交互,作为新的具有时间变化效应的工具变量。我们首先从统计学的角度检验了两者的相关性。在表4的第(2)列中,我们报告了第一阶段的回归

表4 数字金融发展与居民消费增长

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭消费	数字金融发展	家庭消费	消费率
数字金融发展	0.0041* (0.0024)		0.0086*** (0.0025)	0.5504** (0.2658)
到杭州球面距离×全国(除本市)数字金融发展均值		-0.0376*** (0.0101)		
到省会球面距离×全国(除本市)数字金融发展均值		-0.0160*** (0.0025)		
户主年龄 <sup>2</sup>	0.0000 (0.0001)	0.0013 (0.0015)	-0.0000 (0.0001)	-0.0553 (0.0479)
婚姻状况	0.0902 (0.0593)	0.6615 (0.4380)	0.0893 (0.0596)	-5.3259 (5.0219)
健康水平	-0.0988*** (0.0188)	-0.0911 (0.1412)	-0.0982*** (0.0189)	4.4305* (2.6642)
社会保障水平	0.0496* (0.0265)	0.8427*** (0.2619)	0.0440* (0.0264)	2.1679 (1.5653)
家庭收入(除财产性收入)	0.0652*** (0.0076)	0.1236** (0.0566)	0.0638*** (0.0074)	-27.7752*** (8.8160)
家庭财富	0.0013 (0.0014)	0.0123 (0.0192)	0.0010 (0.0014)	0.1028 (0.2778)
家庭规模	0.1088*** (0.0095)	0.0029 (0.0556)	0.1091*** (0.0095)	5.8418*** (2.0085)
少儿比例	-0.2270*** (0.0739)	0.4195 (0.5188)	-0.2333*** (0.0740)	-33.0914** (16.5273)
老年人比例	-0.1344*** (0.0477)	-0.3229 (0.3086)	-0.1345*** (0.0481)	7.5278 (6.9809)
村/居经济状况	-0.0031 (0.0124)	0.0591 (0.2814)	-0.0012 (0.0121)	-0.5333 (1.1467)
贷款/GDP	0.0027 (0.0138)	0.8032 (0.6700)	0.0004 (0.0141)	-1.2738 (0.9199)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值数量	22730	22730	19746	19746
R <sup>2</sup>	0.0839	0.9950	0.0824	0.0372
第一阶段F统计量	—	—	25.94	25.94
Hansen 检验-p 值	—	—	0.762	0.796

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,其中,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ ;(2)工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市)的交互项。

结果。很明显,这两类距离的工具变量都与数字金融发展显著负相关,意味着离数字金融发展中心越远,数字金融的发展水平越低。这是符合预期的<sup>⑤</sup>。

表4的第(3)列报告了采用工具变量估计的第二阶段回归结果。我们首先考察工具变量的有效性。我们发现,首先,第一阶段的考虑异方差的弱工具变量检验F统计量大于10,表明工具变量满足相关性特征;其次,检验外生性的Hansen统计量的p值大于0.10,无法拒绝工具变量满足外生性的原假设。这两类检验联合说明了本文所选取的工具变量是有效的。从估计结果上看,我们依然发现数字金融的发展显著促进了居民消费水平的提升。此外,我们发现数字金融发展的估计系数更加显著,证实了估计结果的稳健性。不仅如此,数字金融发展的估计系数也有所扩大,但扩大程度不多,表明解释变量的测量误差程度较弱(Angrist & Pischke, 2009)。从经济显著性上看,当数字金融发展指数提升1个标准差(以2018年为例,标准差为29.77)时,居民消费将提升25.6个百分点。

### (三)稳健性检验

我们对基准回归进行一系列稳健性检验。一种担忧是数字金融对居民消费的影响的可持续性不足。不过,在表4的第(1)和(3)列中,我们控制了家庭收入,意味着在给定收入水平的情况下,数字金融发展仍然能够提升消费。这意味着家庭消费将因数字金融的发展而提升更多。为了进一步确认这一发现,在表4的第(4)列中,我们直接考虑了数字金融发展对消费率(定义为家庭消费除以家庭收入)的影响。工具变量的回归结果表明,数字金融的发展的确带来了居民消费率的提升。因此,在给定收入增长的情况下,数字金融发展将带来消费的持续增长。

另一种考虑是家庭所在地区与杭州的球面距离作为工具变量,其与数字金融的发展之间的相关性不一定很高,因为并不一定离杭州越近,数字金融的发展程度就越好。为此,我们将家庭所在地区与杭州的球面距离替换为家庭所在地区与三大核心城市——北京、杭州和深圳的平均球面距离。表5报告了采用替换的工具变量所得到的一系列回归结

表5 数字金融发展与居民消费增长:稳健性检验

因变量	(1)	(2)	(3)
	数字金融发展	家庭消费	消费率
数字金融发展		0.0112*** (0.0029)	0.5540* (0.3009)
到核心城市平均球面距离× 全国(除本市)数字金融发展均值	-0.0914*** (0.0220)		
到省会球面距离×全国(除本市)数 字金融发展均值	-0.0189*** (0.0037)		
户主年龄 <sup>2</sup>	0.0012 (0.0015)	-0.0000 (0.0001)	-0.0554 (0.0481)
婚姻状况	0.5199 (0.4514)	0.0888 (0.0599)	-5.3266 (5.0246)
健康水平	-0.0979 (0.1440)	-0.0979*** (0.0189)	4.4310* (2.6623)
社会保障水平	0.7326*** (0.2591)	0.0407 (0.0263)	2.1634 (1.5414)
家庭收入(除财产性收入)	0.1428** (0.0630)	0.0630*** (0.0074)	-27.7764*** (8.8175)
家庭存款	0.0106 (0.0194)	0.0008 (0.0014)	0.1026 (0.2755)
家庭规模	-0.0232 (0.0554)	0.1092*** (0.0095)	5.8421*** (2.0085)
少儿比例	0.4722 (0.5476)	-0.2371*** (0.0744)	-33.0965** (16.5139)
老年人比例	-0.1379 (0.3544)	-0.1346*** (0.0485)	7.5276 (6.9805)

续表 5

因变量	(1)	(2)	(3)
	数字金融发展	家庭消费	消费率
村/居经济状况	0.1234 (0.2806)	-0.0001 (0.0121)	-0.5317 (1.1512)
贷款/GDP	0.8624 (0.7213)	-0.0010 (0.0143)	-1.2757 (0.9273)
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值数量	22730	19746	19746
R <sup>2</sup>	0.9947	0.0802	0.0372
第一阶段F统计量	—	14.72	14.72
Hansen 检验-p 值	—	0.0237	0.731

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,其中,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ ;(2)工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市)的交互项;(3)核心城市指北京、杭州和深圳。

果。表5的第(1)列报告了使用到核心城市的平均球面距离和到省会的球面距离作为工具变量的第一阶段回归结果。可以看出,两个工具变量的系数均显著为负,符合相关性的要求。表5第(2)列和第(3)列分别报告了采用替换的工具变量的以消费水平和消费率为被解释变量的第二阶段回归结果。我们发现数字金融发展的系数依然显著为正,表明结果大致是稳健的。因此,在后文的分析中,我们依然主要使用到杭州的球面距离作为工具变量进行实证分析。

#### 六、数字金融发展与居民消费增长:传导机制

在发现数字金融的发展有助于提升居民的消费水平的前提下,本部分进一步分析其中的传导机制。根据理论模型,我们将分析数字金融的发展能否通过支付的便利性对居民消费产生影响。此外,居民消费的变化还可能与其他因素相关,特别是经典文献中所分析的消费假说(见文献综述),而这些因素可能也与数字金融的发展相关,我们也试图对这些假说进行验证或排除。通过这两个方面的分析,我们可以厘清数字金融发展主要通过何种渠道对居民消费产生影响。

##### (一)支付便利性

首先,根据理论模型,数字金融发展之所以能够带来家庭消费的提升,可能的原因在于放松了现金对消费的限制力。这里面的潜在含义是数字金融可以提供支付上的便利性,使得居民在消费时减少了对现金的需求,这正是中国近年来数字金融发展的

新现象。

为了检验这个假设,我们首先在基准回归的基础上,利用中国数字普惠金融发展的子指数来进行机制验证。根据前文,中国数字普惠金融发展指数包括了覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度3个方面。覆盖广度主要通过电子账户数(如互联网支付账号及其绑定的银行账户数)的覆盖程度来体现;使用深度依据实际使用互联网金融服务的情况来衡量,包括支付服务、信贷服务、保险服务、投资服务和征信服务,既用实际使用人数,也用人均交易笔数和人均交易金额来衡量使用情况;在数字服务支持方面,便利性和成本高低是影响用户使用金融服务的主要因素。那么,这些子指数当中,哪些可以反映支付的便利性呢?

我们认为,有3类子指数可以反映支付的便利性,从而起到了促进居民消费的作用。第一类是覆盖广度,即电子账户的覆盖程度,覆盖程度越高,意味着支付越便利;第二类是使用深度中的支付业务,该业务的发展程度越好,也意味着支付越便利;最后一类是数字支持服务程度,因为该子指数中包含了以移动支付占比来衡量的支付便利性。

表6的第(1)~(3)列中,我们分别分析这3类子指数与居民消费的关系。之所以分别分析,是因为这3类指数包含共同的支付便利性信息,将其放置于同一模型之下会面临共线性问题。在表6的分析中,我们直接采用了克服内生性问题的工具变量回归,工

表6 支付便利性与居民消费

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			居民消费	网购频繁	居民消费
覆盖广度	0.0122*** (0.0040)				
支付业务		0.0034*** (0.0011)			
数字支持服务程度			0.0101*** (0.0038)		
数字金融发展				0.0028** (0.0014)	
网购频繁					0.0782*** (0.0192)
户主年龄 <sup>2</sup>	0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)
婚姻状况	0.0922 (0.0601)	0.0911 (0.0599)	0.0717 (0.0631)	-0.0174 (0.0185)	0.0924 (0.0589)
健康水平	-0.1017*** (0.0190)	-0.0971*** (0.0186)	-0.0952*** (0.0194)	0.0012 (0.0070)	-0.0994*** (0.0189)
社会保障水平	0.0483* (0.0263)	0.0488* (0.0262)	0.0342 (0.0286)	0.0210* (0.0115)	0.0528** (0.0265)
家庭收入(除财产性收入)	0.0656*** (0.0075)	0.0646*** (0.0073)	0.0593*** (0.0080)	0.0041* (0.0023)	0.0661*** (0.0076)
家庭存款	0.0013 (0.0015)	0.0011 (0.0014)	0.0006 (0.0016)	0.0011 (0.0007)	0.0014 (0.0014)
家庭规模	0.1096*** (0.0095)	0.1087*** (0.0095)	0.1096*** (0.0099)	0.0348*** (0.0045)	0.1058*** (0.0095)
少儿比例	-0.2386*** (0.0766)	-0.2230*** (0.0740)	-0.2705*** (0.0808)	-0.0812*** (0.0304)	-0.2150*** (0.0740)
老年人比例	-0.1157** (0.0488)	-0.1360*** (0.0469)	-0.1460*** (0.0527)	-0.0701*** (0.0134)	-0.1287*** (0.0471)
村/居经济状况	-0.0070 (0.0130)	-0.0032 (0.0124)	-0.0086 (0.0170)	0.0044 (0.0055)	-0.0051 (0.0126)
贷款/GDP	0.0093 (0.0125)	0.0096 (0.0111)	-0.0364 (0.0351)	-0.0020 (0.0078)	0.0049 (0.0143)
家庭固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值数量	19746	19746	19746	19746	22730
R <sup>2</sup>	0.0803	0.0871	0.0050	0.0749	0.0838
第一阶段F统计量	29.83	71.97	3.666	25.94	—
Hansen 检验-p 值	0.781	0.997	0.683	0.974	—

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,其中,\*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1;(2)工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市)的交互项。

具变量采用两类距离变量与相应指标的全国样本均值进行交互得到。从结果来看,覆盖广度和使用深度中的支付业务的工具变量是有效的,但数字支持服务程度变量的弱工具变量检验无法通过,因此我们重点考察前两类指标。事实上,无论是覆盖广度,还是使用深度中的支付业务,都一致且显著地正向

影响居民消费。这初步证实了支付便利性是数字金融发展提升居民消费的机制。

我们进一步从需求层面寻找数字金融通过支付便利性来增加居民消费的证据。从现实观察来看,数字金融发展之所以能促进居民消费,最直接的原因可能是网购更加便利,居民足不出户便能满足商

品的购买需求。在表6的第(4)列中,我们直接考察数字金融发展与居民网购频繁程度之间的关系。这里,网购频繁程度为虚拟变量,定义为如果家庭中有人1周进行了至少1次网购,则网购频繁指标设定为1,否则为0。工具变量的估计结果显示,数字金融发展程度越高,居民的网购频繁程度也越高。第(5)列进一步证实了数字金融发展所带动的居民网购的频繁化,显著地促进了居民消费的提升。这证实了支付便利性是数字金融发展提升居民消费的机制。

### (二)流动性约束

我们进一步分析数字金融发展与居民消费增长的其他可能传导机制。根据易行健和周利(2018)的分析,考虑到金融发展可以通过合理有效地分配资源,让那些受到流动性约束的消费者能够方便地利用金融市场实现消费的跨期平滑,进而释放被压抑的消费需求,那么,数字金融的发展也可能有助于居民优化资源配置,缓解居民的流动性约束,提升居民消费。

基于此,我们从两个方面研究流动性约束的放松是否是数字金融发展提升居民消费的机制。首先,与前文相一致,我们利用数字金融发展的子指数来展开分析。在这些子指数中,与流动性约束有关的指标是信贷业务和征信业务的发展程度。事实上,金融发展之所以能够实现资源的合理配置,其本质就是允许有流动性约束的个体进行借贷,从而能够缓解或消除流动性约束。信用业务则是信贷业务展开的前提,因而也与流动性约束相关。在表7的第(1)~(2)列中,我们分别在基准回归中添加了使用深度中的信贷业务指数和信用业务指数。我们发现,这两类变量的系数均不显著,初步显示数字金融发展未能通过放松居民的流动性约束来提升居民消费。

其次,我们引入了家庭负债比(总负债/总资产)作为流动性约束的代理变量,将其与数字金融发展的变量进行交互,考察数字金融发展影响居民消费是否存在流动性约束上的异质性。如果数字金融发展能够通过流动性约束的缓解来促进消费,意味着面临较紧的流动性约束的家庭消费提升将更多,即交互项的系数应显著为正。值得指出的是,由于数

字金融发展变量本身存在内生性问题,这一交互项也可能面临反向因果的内生性问题。为此,参照通常做法,我们使用数字金融发展的相应工具变量与家庭负债比的交互项作为新的工具变量。表7的第(3)~(4)列报告了相应的回归结果,我们发现数字金融发展与家庭负债比的交互项系数并不显著,再次表明数字金融的发展并没有通过缓解流动性约束来促进消费。

对于这一结果,我们做3点说明:第一,我们的发现并不意味着数字金融无助于放松流动性约束,只是说明数字金融发展所带来的流动性约束的放松并没有显著增加消费。事实上,根据谢绚丽等(2018)和张勋等(2019)的研究,数字金融的发展正是通过流动性约束的放松促进了创新和创业。第二,我们的发现也不意味着流动性约束的放松无助于提升居民消费,事实上,流动性约束与消费的关系已经得到大量经典文献的论证(Campbell and Mankiw, 1991),我们的发现仅仅意味着数字金融所带来的流动性约束的放松无助于提升居民消费,这或许是由于流动性约束的放松模式不同,导致数字金融的发展更容易激励居民创业,抑或是流动性约束放松程度不够高。最后,我们的研究结论似乎与易行健和周利(2018)有一定的差异,其原因可能在于他们的文章采用的是依据流动资产的比例进行家庭分组,但流动性资产比例可能本身还代表了其他信息。

### (三)预防性储蓄:兼论消费的城乡分割模式

居民消费也可能受到预防性储蓄的影响。根据预防性储蓄理论,教育、医疗和社会保障体系的不完善使得人们对未来收入和支出存在强烈的不确定性预期,而该预期使风险厌恶型消费者的消费边际效用大于确定性条件下的边际效用,消费的边际效用会随着风险的增加而增大,这使得消费者会减少当期消费,进行更多的预防性储蓄。数字金融的发展有可能通过影响预防性储蓄,进而影响居民消费,因为数字金融中的一类重要业务就是互联网保险。互联网保险业务的发展使得人们足不出户就能够根据自己的意愿购买保险,有助于降低居民的不确定性预期,从而提升消费。

在表8中,我们重点考察互联网保险业务的发展

表7 流动性约束的放松与居民消费

因变量居民消费	(1)	(2)	(3)	(4)
信贷业务	0.0054 (0.0039)			
信用业务		0.0024 (0.0021)		
数字金融发展×家庭负债比			-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
家庭负债比				0.0009 (0.0028)
数字金融发展			0.0085*** (0.0025)	0.0085*** (0.0025)
户主年龄[2]	-0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
婚姻状况	0.0938** (0.0473)	0.0955 (0.0593)	0.0888 (0.0596)	0.0887 (0.0596)
健康水平	-0.0958*** (0.0197)	-0.0992*** (0.0188)	-0.0985*** (0.0189)	-0.0984*** (0.0189)
社会保障水平	0.0474** (0.0237)	0.0500* (0.0272)	0.0440* (0.0264)	0.0440* (0.0264)
家庭收入(除财产性收入)	0.0642*** (0.0070)	0.0647*** (0.0078)	0.0638*** (0.0074)	0.0638*** (0.0074)
家庭存款	0.0008 (0.0013)	0.0014 (0.0015)	0.0010 (0.0014)	0.0010 (0.0014)
家庭规模	0.1088*** (0.0108)	0.1079*** (0.0095)	0.1091*** (0.0095)	0.1091*** (0.0095)
少儿比例	-0.2217*** (0.0729)	-0.2184*** (0.0729)	-0.2332*** (0.0740)	-0.2331*** (0.0740)
老年人比例	-0.1370** (0.0577)	-0.1372*** (0.0486)	-0.1346*** (0.0481)	-0.1346*** (0.0481)
村/居经济状况	-0.0016 (0.0124)	0.0011 (0.0142)	-0.0013 (0.0122)	-0.0013 (0.0122)
贷款/GDP	0.0089 (0.0124)	0.0027 (0.0149)	0.0004 (0.0140)	0.0005 (0.0140)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值数量	19746	19746	19746	19746
R <sup>2</sup>	0.0835	0.0813	0.0825	0.0825
第一阶段F统计量	5.244	13.58	12.98	12.97
Hansen 检验-p 值	—	0.871	0.902	0.927

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,由于信贷业务仅在省级层面存在数据,因此对标准误进行了省级层面的聚类处理,其中\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ; (2)第(1)~(2)列的工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市的交互项); (3)第(3)~(4)列的工具变量还加入了原工具变量与家庭负债比的交互项。

是否有助于通过缓解居民的预防性储蓄动机来提升消费。在表8的第(1)~(2)列中,我们加入了使用深度中的保险业务发展指数,我们发现该指数的系数是正且显著的,似乎表明数字金融发展有可能通过缓解预防性储蓄动机来提升消费。不过,我们还需要检验这种效应是否是支付便利性相关所导致的。在表8的第(3)~(4)列中,我们加入了代表支付

便利性的覆盖广度指数,结果发现保险业务指数变得不显著了,仅有覆盖广度指数是显著的。这意味着真正影响居民消费的是支付便利性,而非保险业务。因此,预防性储蓄的机制也不成立。

对于预防性储蓄动机,我们还可以进一步结合中国的国情进行稳健性论证。众所周知,中国的农村居民的社会保障水平长期滞后,近期尽管由于“新

表8 预防性储蓄的缓解与居民消费

因变量居民消费	(1)	(2)	(3)	(4)
保险业务	0.0016*** (0.0005)	0.0014*** (0.0004)	-0.0003 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)
覆盖广度			0.0156*** (0.0059)	0.0138*** (0.0051)
户主年龄 <sup>2</sup>	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
婚姻状况	0.1585*** (0.0602)	0.0933 (0.0588)	0.1600*** (0.0620)	0.0919 (0.0603)
健康水平	-0.0872*** (0.0192)	-0.0963*** (0.0189)	-0.0940*** (0.0195)	-0.1026*** (0.0192)
社会保障水平	0.0562** (0.0278)	0.0480* (0.0263)	0.0573** (0.0278)	0.0488* (0.0265)
家庭收入(除财产性收入)		0.0649*** (0.0076)		0.0657*** (0.0075)
家庭存款		0.0011 (0.0014)		0.0014 (0.0015)
家庭规模		0.1086*** (0.0095)		0.1098*** (0.0095)
少儿比例		-0.2201*** (0.0726)		-0.2409*** (0.0773)
老年人比例		-0.1388*** (0.0475)		-0.1126** (0.0495)
村/居经济状况		-0.0008 (0.0117)		-0.0080 (0.0134)
贷款/GDP		0.0036 (0.0137)		0.0100 (0.0126)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值数量	19746	19746	19746	19746
R <sup>2</sup>	0.0458	0.0822	0.0396	0.0783
第一阶段F统计量	17.84	17.81	15.00	15.58
Hansen 检验-p 值	0.950	0.699	0.827	0.723

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,其中,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ ;(2)工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市)的交互项。

农保”的推广有所提高,但绝对水平仍然落后于城镇居民,这客观上造成了农村居民的预防性储蓄动机较强,消费水平过低(张勋等,2014)。因此,如果数字金融发展有助于缓解预防性储蓄动机,那么数字金融发展应主要帮助农村居民提升消费。因此,借助城乡差异的分析,我们可以进一步分析预防性储蓄动机是否是数字金融发展提升居民消费的机制。

在表9中,我们考察了数字金融发展与居民消费增长的城乡差异。我们发现,数字金融发展并不如预期一样提升农村居民的消费水平,反而是提升了城镇居民的消费水平。在农村居民的样本中,数字

金融发展的系数并不显著。这再一次表明预防性储蓄动机无助于解释数字金融发展与居民消费增长的关系。作为辅助的证据,在表9第(4)列中,我们考察数字金融发展影响网购频繁程度的城乡异质性,发现支付便利性使得城镇居民的网购频繁程度受数字金融发展的影响提升更多。此外,数字金融发展本身变量不显著,意味着农村居民的消费水平并没有因为支付便利性的提升而增加。综合来看,数字金融发展主要通过提升支付便利性来增加居民消费,且主要增加了城镇居民的消费,农村居民的消费没有提升。

表9 数字金融发展与居民消费增长:城乡差异

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭消费			网购频繁
	全样本	城镇样本	农村样本	全样本
数字金融发展	0.0049** (0.0022)	0.0033** (0.0015)	0.0062 (0.0044)	0.0021 (0.0014)
数字金融发展×常住地(城镇=1)	0.0012*** (0.0002)			0.0002** (0.0001)
户主年龄 <sup>2</sup>	-0.0000 (0.0001)	0.0002 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	-0.0004*** (0.0001)
婚姻状况	0.0961 (0.0602)	0.1948*** (0.0645)	-0.0385 (0.0918)	-0.0162 (0.0185)
健康水平	-0.0978*** (0.0187)	-0.1380*** (0.0327)	-0.0704*** (0.0253)	0.0012 (0.0070)
社会保障水平	0.0402 (0.0262)	0.0717** (0.0343)	-0.0121 (0.0388)	0.0204* (0.0114)
家庭收入(除财产性收入)	0.0637*** (0.0074)	0.0596*** (0.0092)	0.0660*** (0.0106)	0.0040* (0.0023)
家庭存款	0.0007 (0.0014)	0.0039* (0.0021)	-0.0032 (0.0020)	0.0010 (0.0007)
家庭规模	0.1076*** (0.0095)	0.1408*** (0.0145)	0.0910*** (0.0107)	0.0345*** (0.0045)
少儿比例	-0.2198*** (0.0741)	-0.1046 (0.0958)	-0.3491*** (0.1035)	-0.0791*** (0.0302)
老年人比例	-0.1312*** (0.0492)	-0.0890 (0.0602)	-0.1415** (0.0714)	-0.0696*** (0.0134)
村/居经济状况	0.0030 (0.0122)	0.0067 (0.0191)	-0.0003 (0.0188)	0.0051 (0.0054)
贷款/GDP	0.0038 (0.0127)	-0.0004 (0.0255)	-0.0055 (0.0167)	-0.0014 (0.0074)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值数量	19746	8552	10750	19746
R <sup>2</sup>	0.0882	0.1488	0.0472	0.0756
第一阶段F统计量	29.77	37.83	20.46	29.77
Hansen 检验-p 值	0.147	0.142	0.0308	0.338

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,其中\*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1;(2)工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市的交互项)。

当然,以上的分析还可能有一个潜在的问题,即数字金融鸿沟:农村居民收入较低,接触数字金融的机会较少,更不要说利用数字金融来提升消费水平了。不过,表10的结果表明,当我们直接分析数字金融发展与家庭收入的关系时,我们发现只有农村居民可以从数字金融的发展中获益,这意味着农村居民同样可以利用数字金融来提升收入。

表8~10的证据表明,预防性储蓄动机并不是数字金融发展促进居民消费的主要机制。表9和表10的证据更值得进一步深思:数字金融的发展尽管带

来了农村居民收入更大幅度的提升,却无助于促进农村居民消费水平的改善<sup>⑥</sup>。这意味着数字金融在促进消费提升上还需要外力的支持。事实上,直到21世纪初,新中国成立以来的城市偏向一直非常明显,户籍制度造成了农村和城市的割裂。农村市场上的消费品无论就种类还是质量而言,均不如城镇地区;在文化娱乐、教育、医疗等服务方面的差别更大。同时,由于农村消费品市场缺乏竞争,相同商品的价格往往还高于城镇地区(陈钊、陆铭,2008;Chen et al.,2015)。正是这种城乡分割,带来了城乡差距的

表 10 数字金融发展与家庭收入增长:城乡差异

因变量家庭收入(除财产性收入)	(1)	(2)	(3)
	全样本	城镇样本	农村样本
数字金融发展	0.0191*** (0.0033)	0.0122*** (0.0034)	0.0246*** (0.0094)
户主年龄 <sup>2</sup>	0.0001 (0.0002)	-0.0000 (0.0003)	0.0000 (0.0003)
婚姻状况	0.0704 (0.0940)	-0.0548 (0.1539)	0.1991 (0.1257)
健康水平	0.0445 (0.0311)	0.0378 (0.0562)	0.0628 (0.0417)
家庭规模	0.0729 (0.0518)	0.0509 (0.0751)	0.1023 (0.0626)
社会保障水平	0.2285*** (0.0139)	0.2180*** (0.0255)	0.2321*** (0.0156)
少儿比例	-0.5832*** (0.1188)	-0.5300*** (0.1838)	-0.6263*** (0.1484)
老年人比例	-0.2586*** (0.0690)	-0.2623*** (0.0997)	-0.2446** (0.0971)
村/居经济状况	-0.0046 (0.0246)	-0.0065 (0.0340)	-0.0051 (0.0348)
贷款/GDP	-0.0352** (0.0174)	0.0050 (0.0465)	-0.0468*** (0.0181)
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值数量	19744	8550	10750
R <sup>2</sup>	0.0940	0.1016	0.0874
第一阶段 F 统计量	25.81	37.49	20.33
Hansen 检验-p 值	0.498	0.855	0.348

注:(1)括号内是城市层面的稳健聚类(Cluster)标准误,其中\*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1;(2)工具变量是距离变量与数字金融发展指数的全国均值(除本市)的交互项。

扩大(万广华,2004,2013),也使得数字金融发展尽管可以带来农村居民的收入增长,却无助于显著提升农村居民的消费水平,造成了农村居民的储蓄水平被迫提升。因此,进一步消除城乡分割,才能使得数字金融真正发挥作用。

### 七、结论与启示

长期以来,中国内需不振,严重影响了中国经济增长的可持续性。第三次技术革命带来了更大程度的资源共享,其对经济发展的影响逐渐凸显。其中,基于互联网的数字金融,使金融服务的可得性和便利性得到大幅度改善,这显然为提升居民消费提供了条件。

本文的主要贡献是从理论和实证两个方面评估了互联网革命和数字经济所推动的中国数字金融的发展对居民消费水平的影响。本文首先构建

了一般均衡理论框架,从支付便利性的角度证实数字金融的发展通过缩短居民的购物时间来增加消费。紧接着,本文从实证上评估了互联网革命和数字经济所推动的中国数字金融的发展对居民消费水平的影响。将中国数字普惠金融发展指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据相结合,通过克服内生性的工具变量估计,本文证实数字金融的发展显著地提升了居民消费,从而有助于经济增长。接着,论文从实证上探讨了从数字金融发展至居民消费增长的传导机制,发现数字金融主要通过提升支付的便利性来促进居民消费,与理论预期一致。此外,流动性约束的放松并不是数字金融发展提升居民消费的主要原因。最后,数字金融的发展尽管更多地提升了农村居民收入,却无助于促进农村居民消费,这一方面表明预防性储蓄也不是数字金融促

进居民消费的内在机制,另一方面也说明了破除城乡分割的紧迫性。

本文的政策含义是:首先,数字金融发展对提升居民消费具有重要作用,因此需要持续推进数字金融的发展;其次,在推进数字金融发展的过程当中,要重点研究如何提升支付便利性的问题,以增加居民消费提升的效率;最后,加快城镇化市民化进程、无条件消除城乡分割不仅可以在长期上改善收入分配(万广华,2013),还是提升消费的前提条件。只有在彻底打破城乡分割后,数字金融发展才能促进农村居民的消费增长,才有助于更好地提振内需。

#### 注释:

①根据 CEIC 数据库,2018 年杭州的 GDP 总量在全国排名第 10。

②考虑到跨年可比性,定义为是否拥有医疗保险、养老保险和住房公积金。

③定义为访员所观察到的村/居经济状况,取值为 1~7,1 为很穷,7 为很富。

④蚂蚁金服的交易账户数据为通常意义上的支付宝账户数据,另外一个大数据来源是腾讯集团旗下的微信支付账户数据。然而,后者不可得。

⑤第一阶段的回归拟合系数较高,是因为我们利用了地区层面的变量作为被解释变量,而存在家庭层面的变量作为解释变量,造成拟合程度较高的缘故。

⑥这里需要指出的是,我们所说的数字金融没有促进农村居民的消费,是指其直接效应不显著,但它仍然通过增加农村居民的收入来间接地促进消费。在控制住收入变量后,直接效应不显著还可能与数字鸿沟的存在有关,因为数字金融发展难以直接拉升无法接触到互联网的家庭的消费。同时,数字金融发展对收入的影响不一定要个体接触互联网,比如农村电商可以帮助所有农户进入市场,增加收入从而间接促进消费。还需要说明的是,这些发现与近年来观察到的农村居民平均消费倾向有所上升的趋势并不矛盾。一方面,尽管数字金融的直接效应不显著,但它间接地影响了消费。另一方面,平均消费倾向不只是受数字金融发展的影响,当且仅当某个因素比如促进城乡市场一体化的基础设施建设使得消

费增加时,平均消费倾向就会上升。

#### 参考文献:

[1]陈钊、陆铭:《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》,2008 年第 1 期。

[2]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 4 期。

[3]黄益平、黄卓:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》,2018 年第 4 期。

[4]江小涓:《网络空间服务业:效率、约束及发展前景——以体育和文化产业为例》,《经济研究》,2018 年第 4 期。

[5]李涛、徐翔、孙硕:《普惠金融与经济增长》,《金融研究》,2016 年第 4 期。

[6]施建淮、朱海婷:《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度:1999~2003》,《经济研究》,2004 年第 10 期。

[7]宋晓玲:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》,2017 年第 6 期。

[8]宋铮:《中国居民储蓄行为研究》,《金融研究》,1999 年第 6 期。

[9]万广华:《解释中国农村区域间的收入不平等:基于一种回归方法的分解方法》,《经济研究》,2004 年第 8 期。

[10]万广华:《城镇化与不均等:分析方法和中国案例》,《经济研究》,2013 年第 5 期。

[11]万广华、张茵、牛建高:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》,2011 年第 11 期。

[12]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。

[13]熊伟:《短期消费性贷款与居民消费:基于信用卡余额代偿的研究》,《经济研究》,2014 年 S1 期。

[14]杨汝岱、陈斌开:《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》,《经济研究》,2009 年第 8 期。

[15]易行健、王俊海、易君健:《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》,《经济研究》,2008 年第 2 期。

[16]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。

[17]张勋、刘晓光、樊纲:《农业劳动力转移与农户储蓄率

上升》,《经济研究》,2014年第4期。

[18]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。

[19]朱一鸣、王伟:《普惠金融如何实现精准扶贫?》,《财经研究》,2017年第10期。

[20]Angrist, J. and Pischke, J., 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, London, UK.

[21]Brito, D. L. and Hartley, P. R., 1995, "Consumer Rationality and Credit Cards", *Journal of Political Economy*, Vol. 103 (2), pp. 400 ~ 433.

[22]Caballero, R. J., 1990, "Consumption Puzzles and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, pp. 113 ~ 136.

[23]Campbell, J. Y. and Mankiw, N. G., 1991, "The Response of Consumption to Income: A Cross-country Investigation", *European Economic Review*, Vol. 35(4), pp. 723 ~ 767.

[24]Carroll, C. D., 1994, "How Does Future Income Affect Current Consumption?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp. 111 ~ 147.

[25]Chen, B., Lu, M. and Zhong, N., 2015, "How Urban Segregation Distorts Chinese Migrants' Consumption", *World Development*, Vol. 70, pp. 133 ~ 146.

[26]Dardanoni, V., 1991, "Precautionary Savings under Income Uncertainty a Cross-sectional Analysis", *Applied Economics*, Vol. 101, pp. 1104 ~ 1113.

[27]Gross, D. B. and Souleles, N. S., 2002, "An Empirical

Analysis of Personal Bankruptcy and Delinquency", *Review of Financial Studies*, Vol. 15(1), pp. 319 ~ 347.

[28]Kapoor, A., 2013, "Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy", *Futures*, Vol. 10, pp. 35 ~ 42.

[29]Karlan, D. and Zinman, J., 2010, "Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts", *Review of Financial Studies*, Vol. 23(1), pp. 433 ~ 464.

[30]Kazarosian, M., 1997, "Precautionary Savings: A Panel Study", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, pp. 241 ~ 247.

[31]Kimball, M. S., 1990, "Precautionary Savings in the Small and in the Large", *Econometrica*, Vol. 58, pp. 53 ~ 73.

[32]Leland, H. E., 1968, "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, pp. 465 ~ 473.

[33]Ljungqvist, L. and Sargent, T. J., 2004, *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press.

[34]Miller, R. L., 1976, "The Effect on Optimal Consumption of Increased Uncertainty in Labour Income in the Multi-period", *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, pp. 154 ~ 167.

[35]Soman, D. and Cheema, A., 2002, "The Effect of Credit on Spending Decision: The Role of the Credit Limit and Credibility", *Marketing Science*, Vol. 21(1), pp. 32 ~ 53.

[36]Zhang, X., Zhang, X. and Chen, X., 2017, "Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Wellbeing?", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 85, pp. 81 ~ 94.