

数字金融发展与中国公众的主观幸福感^{*}

柳建坤^{**}

摘要:不同于现有的研究主要关注数字金融对居民物质福利的影响,本研究首次评估了数字金融对居民主观福利的影响。本文将数字金融指数省级数据与2018年中国家庭追踪调查数据进行匹配,考察了数字金融对居民幸福感的影响及其作用机制。研究发现,地区数字金融发展程度对居民幸福感有显著的削弱作用。数字金融的幸福削弱效应在优势群体和弱势群体中都存在,但在后一类群体中更加明显。机制分析表明,数字金融会通过使居民形成物质主义价值观和损害其心理健康来降低幸福感。因此,应重视数字金融对居民幸福感的负向影响,进一步提高数字金融发展质量,从而实现居民物质福利与心理福利的同步增长。

关键词:数字金融 幸福感 价值观 心理健康

一、引言

幸福是人类追求的终极目标,也是衡量国家福利水平的重要标准。幸福感作为一种心理福利,对于推进国家政治经济体系有序运转具有重要意义,因而世界各国政府都将提升国民幸福感作为重要施政目标。中华人民共和国成立以来,历届政府都以增进人民幸福为己任。幸福感是个体对生活满足状态的评价,而个体获得幸福体验是以充裕的物质条件为基础的。令人困惑的是,在21世纪前10年中国居民的幸福感一直处于上升趋势(刘军强、熊谋林、苏阳,2012),但此后却处于较大的波动状态。中国家庭金融调查(China Household Finance Survey)结果显示,2011年“幸福家庭”的比例为63.2%,但2013年下降到56.7%(李江一、李涵、甘犁,2015),2015年又上升至60.79%。此外,中国虽然

^{*} 本文系黑龙江省哲学社会科学研究规划年度项目“县域零工经济劳动者权益保障风险及其治理研究”(项目批准号:22SHB168)的阶段性研究成果。

^{**} 柳建坤,哈尔滨工程大学人文社会科学学院。

已经成为世界第二大经济体和第一大工业国,但国民幸福感的国际排名与其经济实力并不相符。联合国可持续发展解决方案网络与哥伦比亚大学地球研究所联合发布的《世界幸福报告》(World Happiness Report)显示,2012—2016年,尽管中国居民幸福感的全球位次由112位提升至79位,但在世界150多个受调查国家中始终处于中下游位置。

在幸福形成的机制中,经济因素始终受到学术界的关注。伊斯特林(Richard Easterlin)首先对收入与幸福感的关系进行了跨国实证研究,发现无论处于何种发展程度的国家,人均收入的增加并不能带来国民幸福感的提升(Easterlin, 1974)。此后,学术界为破解这一“收入—幸福”之谜进行了广泛讨论,特别是从绝对收入和相对收入的角度进行了重新检验(Diener, Sandvik & Seidlitz et al., 1993; Clark & Oswald, 1996),丰富了人们关于收入与幸福关系的认识。但不容忽视的是,金融是经济的重要方面,随着经济金融化的趋势逐渐加强,金融业对经济运行的影响力日益扩大,公众的日常生活也越来越受到金融的影响。在已有的关于金融与幸福关系的文献中,学者们主要关注传统金融行为(如负债、投资)的作用(陈屹立, 2017; 尹志超、岳鹏鹏、陈悉榕, 2019; 胡珺、高挺、常启国, 2019),但对近年来发展异常迅速的数字金融与幸福的关系则鲜有研究。数字金融是依托于大数据、云计算以及移动互联网的新型金融服务模式,可以有效弥补传统金融服务存在的诸多不足。研究表明,数字金融可以显著提高居民的物质福利,比如促进家庭消费(易行健、周利, 2018)、增加家庭收入(张勋、万广华、张佳佳等, 2019)以及扩大就业机会(林春、康宽、孙英杰, 2019),但尚未有研究考察其对个体心理福利的影响。据此,本文提出的问题是:既然数字金融有助于改善人们的物质生活条件,那么人们对幸福的体验是否也会同步发生改变呢?如果没有发生改变或者是发生反向变动,那么其中的作用机制又是什么?

有鉴于此,本研究考察了地区数字金融发展水平对个体幸福感的影响及其作用机制,将北京大学数字金融研究中心公布的数字普惠金融指数与2018年中国家庭追踪调查数据相匹配,对其进行实证分析发现,地区数字金融发展水平会降低当地居民的幸福感。然而,数字金融的幸福削弱效应在社会弱势群体中更加明显,也即数字金融对没有工作且收入低的居民的幸福感具有更强的抑制作用。从影响机制上看,数字金融的过快发展会使居民形成物质主义价值观,并且

会损害心理健康,这从主观层面抑制了居民幸福感的提升。

二、文献回顾

关于幸福感的研究横跨了心理学、社会学与经济学等多个学科,但运用实证方法探究幸福的影响因素的文献集中在经济学领域(Kahneman & Krueger, 2006)。已有文献主要从个体特征和个体所处外部环境两个方面对幸福感的形成机制进行分析。幸福感作为人类的主观生活体验,可以直观地被视作个体特征的函数,比如性别、年龄、学历(Helliwell, Huang & Grover et al., 2018)、婚姻状态(Stack & Eshleman, 1998)、工作状态(Clark & Oswald, 1996)、生理健康(Dolan, Peasgood & White et al., 2008)、心理健康(McBride, 2010)、身份角色(贺京同、那艺、郝身永, 2014)等。宏观层面的影响因素涉及经济、政治、社会等诸多领域。例如,在发达国家,经济危机、失业、通货膨胀等问题的出现会使居民对生活的评价趋向消极(Deaton, 2012),而收入不平等在发达国家和发展中国家中都是会降低国民幸福感的变量(Alesina, Tella & MacCulloch et al., 2004; Oshio & Kobayashi, 2011; 鲁元平、王韬, 2011)。从政治角度来看,作为政府服务对象的公众与政府保持着密切联系,因而人们的幸福感明显地受到政府质量的影响,这体现在政府的民主程度、公平程度、法治程度、廉洁程度以及运行效率等方面(Dorn, Fischer & Kirchgässner et al., 2007; Bjørnskov, Dreher & Fischer et al., 2010; 陈刚、李树, 2012; 马亮, 2013)。此外,公众的日常生活主要围绕社会性事务展开,所以社会发展水平也会影响个体的幸福感,比如犯罪率、社会保障体系、环境污染、城市化等(Powdthavee, 2005; Wassmer, Lascher & Kroll et al., 2009; 孙三百、黄薇、洪俊杰等, 2014; 黄永明、何凌云, 2013)。

总体来看,关于幸福的实证文献主要考察经济因素对居民幸福感的影响。其中,收入与幸福的关系引发了学术界持续数十年的争论。伊斯特林(Easterlin, 1974)最早发现,虽然第二次世界大战后发达国家的人均收入不断增加,但各国民众的幸福水平并没有得到相应的提升。可之后的一些实证文献提出,绝对收入的提高可以显著促进居民主观幸福感的提升(Diener, Sandvik & Seidlitz et al., 1993; Graham & Pettinato, 2002; Ferrer-i-Carbonell, 2005)。此外,国外学者从相对收入的角度对“伊斯特林悖论”做出了解释。克拉克(A. Clark)

和奥斯瓦尔德(A. Oswald)发现,在发达国家,与国民的绝对收入不断提升相伴随的是收入差距的拉大,由于个体对自身社会经济地位的认知会受到与他人收入水平比较的影响,因此相对收入可能是影响幸福感的主要原因(Clark & Oswald, 1996)。目前,针对中国居民的幸福感与收入关系的研究尚未取得共识。田国强和杨立岩(2006)、王鹏(2011)都发现收入与幸福感之间呈倒U形关系。罗楚亮(2009)对2002年中国住户调查数据进行研究发现,在控制相对收入的影响后,绝对收入对主观幸福感仍具有显著的正向影响,但影响强度远低于相对收入。何立新和潘春阳(2011)对2005年中国社会综合调查数据的分析发现,相对收入对居民幸福感的负面影响在中低收入阶层是显著的,对高收入阶层并不具有明显影响。伊斯特林等针对中国进行的研究发现,长时间的经济高速增长并未显著提升居民幸福感,但收入差距的逐年扩大显著降低了幸福感(Easterlin, Morgan & Switek et al., 2012)。巫强和周波(2017)对中国社会综合调查(CGSS)五期数据进行历时性分析发现,2003—2010年,绝对收入对低收入阶层的幸福感有显著的正向影响,而相对收入的正向影响则存在于高收入阶层。

需要指出的是,以往研究在讨论收入与幸福的关系时,所讨论的是整体性收入,并没有对收入的不同来源进行细分,这导致不同形式的收入对幸福影响的差异被大大忽略了。金融业在国民经济体系中占据着重要位置,其对宏观经济运行的影响日益凸显,而金融性收入在家庭财富总量中的占比不断提高(陈斌开、李涛, 2011)。在经济金融化趋势不断加强的背景下,大量文献对金融行为与幸福感的关系进行了检验。陈屹立(2017)对2010年中国社会综合调查数据进行分析发现,家庭的非银行债务对幸福感有显著的负面影响,并且对农村居民、受教育程度较低群体、低收入群体的负面影响更为明显。李江一等将资产和负债同时纳入幸福模型中,通过对2011年和2013年中国家庭金融调查面板数据进行分析发现,家庭资产的增加对幸福感有显著的正向影响,而负债增加则会显著降低幸福感(李江一、李涵、甘犁, 2015年)。尹志超等考察了金融投资风险的异质性对幸福感的影响,对2015年中国家庭金融调查数据进行分析发现,参与低风险投资(如存款)对幸福感有显著的正向影响,但参与高风险投资(如炒股)会显著降低幸福感(尹志超、岳鹏鹏、陈悉榕, 2019)。胡珺等进一步考察了多种类型的金融投资对幸福感的影响,通过对中国社会综合调查四期数据(2010、2012、2013、2015年)的分析发现,股票和基金投资均会显著降低居民的主观幸

幸福感,而债券投资对居民幸福感的负向作用并不显著(胡珺、高挺、常启国,2019)。

虽然近年来金融行为与幸福的关系受到了学术界的重视,但多数文献考察的是基于传统金融工具的经济行为,关于新兴数字金融对主观幸福感的影响则鲜有研究。事实上,信息通信技术是推动金融业变革的重要动力。随着大数据、云计算以及移动互联网的兴起,数字技术与金融业的深度融合催生了数字金融(digital finance)的新业态(Gomber, Koch & Siering et al., 2017)。中国的金融市场长期存在发展不充分、不平衡的问题,严重制约了实体经济发展和个体物质福利的实现。数字金融凭借技术优势大大拓展了金融服务范围,扩大了金融服务供给,降低了金融服务成本,提高了金融服务效率(郭峰、王靖一、王芳等,2019)。因此,数字金融的出现有效弥补了传统金融体系的诸多短板,使得金融对人们日常生活的影响在广度和深度上都明显增强,这集中体现在对居民物质生活条件的改善上。易行健和周利(2018)对中国家庭追踪调查2012年、2014年和2016年数据进行研究发现,数字金融显著提高了居民的消费水平,并且这一效应在社会弱势群体中更加明显。张勋等对同一数据进行分析发现,数字金融发展程度可以显著提高社会弱势群体的收入水平,从而推动包容性增长目标的实现(张勋、万广华、张佳佳等,2019)。林春等对地级市面板数据进行分析发现,数字金融发展显著增加了城市的就业机会,并且对东部地区、第三产业以及经济总量大的城市产生的正向影响更大(林春、康宽、孙英杰,2019)。

综上所述,目前评估数字金融效果的文献主要关注的是数字金融对个体物质福利的影响,但尚未有研究对数字金融与个体心理福利的关系进行分析。由于幸福感是个体心理福利的充分反映,并且金融行为是影响个体幸福感的重要变量,但鲜有针对数字金融与幸福感之间关系的研究,因此本研究试图对这一问题进行理论分析并进行实证检验。

三、理论分析

金融工具的核心功能是对资金进行最优化配置,而借贷是金融工具使用者获取资金的主要方式。相比于传统金融体系,数字金融在金融服务的覆盖范围和运作效率上具有很大的优势,大大提高了信贷资源的可及性和供给能力,这一

效果在长期面临融资歧视的农村居民和民营企业身上体现得尤为明显(张勋、万广华、张佳佳等,2019;梁榜、张建华,2019),所以数字金融具有普惠金融的重要意义。借贷的直接后果是债务的形成,而数字金融的发展也使人们承担的负债大大增加。消费是人们进行借贷的重要动机,因而负债可以通过刺激消费来提升幸福感,而数字金融工具的运用使这一效果显著增强。根据流动性约束论的观点,对于面临流动性约束的家庭而言,负债是平滑当前消费的有效手段,这可以保障家庭日常生活的运转,从而使家庭成员的幸福感保持在较高水平(李涛、史宇鹏、陈斌开,2011)。此外,数字金融的使用降低了家庭参与金融市场的门槛,并且通过扩大生产经营性信贷提高创业成功概率,这使得家庭收入得到显著提升(张勋、万广华、张佳佳等,2019)。由于数字金融能够调节家庭所面临的收入与消费之间的长短期矛盾,因而有助于提升家庭成员的幸福感。谢罗奇等对中国家庭追踪调查 2014 年度数据进行分析发现,数字金融对提升居民收入和消费都有显著的促进效果,进而使居民的幸福感得到明显提升(谢罗奇、王宇航、赵纯凯,2019)。

然而,基于数字金融产生的负债对使用者的影响不单单体现在物质层面,即通过激励消费来满足物质需求,它对人们的价值观和心理状态所产生的负向影响同样不能忽视,而这在主观层面构成了对幸福感提升的不利条件。

首先,数字金融在刺激消费的同时会使消费欲望不断膨胀,在价值观上表现出物质主义取向,很难获得真正的幸福体验。萨缪尔森(P. Samuelson)提出幸福决定公式同时关注物质消费与物质欲望的作用,他认为人们对幸福的认知是这两种因素共同作用的结果(Samuelson,1967)。根据萨缪尔森幸福决定公式,消费对幸福感的影响取决于欲望的大小,欲望大反而会降低幸福感。频繁使用金融工具的副作用是容易激发人们的消费欲望,以信用卡支付为例,这种支付方式比现金支付更加便捷,并且由于其所具有的隐性支付特点,容易使人们产生收支幻觉,降低心理损失感,进而使持卡人的消费欲望膨胀(Prelec & Loewenstein, 1998)。而且,消费欲望的膨胀会使人们对金钱的需求增强,从而在价值观上表现出明显的物质主义取向。事实上,物质主义是各种不良人格特质的集合,比如占有、嫉妒、吝啬等,因而并不能使人获得真正的幸福(Belk,1985)。研究人员对国内外文献进行研究发现,通过金融工具进行消费会降低人们的幸福感。实验研究发现,使用信用卡会让购物者对商品价格不敏感,缺乏对预算的关注,因而

很容易导致超支问题(Lo & Harvey, 2011)。此外,人们在购物后短期内体验到的快乐会随着时间推移而下降,并且一旦遇到商品问题会比一般购物者产生更多的消极情绪。数字金融的重要影响是推动支付方式升级换代,例如移动支付在便捷性上远远强于信用卡,且其对消费的激励作用也得到了证据支持(王晓彦、胡德宝, 2017)。基于此,本文认为在数字金融发展水平越高的地区,当地居民的消费欲望越强,越容易形成物质主义价值观,从而对幸福感产生消极影响。

其次,数字金融在使人们承担更多的债务过程中可能会损害心理健康,从而对主观幸福感产生抑制作用。尽管负债可以平滑消费来满足人们的物质生活,但负债过多会向人们施加沉重的还款压力。在国内外文献中均发现,负债会损害还债人的心理健康。一项针对美国 900 多名成年人的研究发现,由信用卡消费带来的债务以及拖欠信用卡还款显著提升了焦虑感(Drentea & Lavrakas, 2000)。另一项针对奥地利 106 名成年人的行为经济学实验的结果表明,濒临破产所带来的压力会显著提高人们患抑郁等心理疾病的风险(Selenko & Batinic, 2011)。此外,负债对心理健康的消极影响在针对妇女、老年人等成年群体的研究中得到了印证(Reading & Reynolds, 2001; Drentea & Reynolds, 2012)。另有研究发现,虽然儿童并不是家庭负债的直接承担者,但债务的增加仍会损害该群体的心理健康,使其对幸福的感受趋向消极(Berger & Houle, 2016)。针对中国家庭的研究,再次证实了负债对居民心理健康的不利影响。陈波和罗荷花(2019)利用 2010 年中国社会综合调查数据考察了家庭负债对居民自评健康的影响,发现负债越多,受访者报告的主观健康状况越差。

综上所述,某一地区的数字金融发展越快,当地居民的消费欲望越强,所承担的债务就越多,这可以满足居民的物质生活,但会对主观心理产生负面影响,集中体现在容易形成物质主义价值观,使人的心理健康受到损害,进而很难使人们获得真正的幸福体验。

四、研究设计

(一)数据来源

本研究使用的数据包括三个部分。第一部分数据是由北京大学数字金融研

究中心提供的中国数字普惠金融指数,并且包括覆盖广度、使用深度和数字支持服务三个子指标。^①目前已公布数据的年限为 2011—2018 年,包括省、市、县三个层次的数字金融信息。该指标体系全面刻画了近十年中国数字金融的发展变迁,已受到学术界的广泛认可并应用于学术研究中。第二部分数据是 2018 年度中国家庭追踪调查数据。调查项目由北京大学中国社会科学调查中心组织和实施,在 2010 年进行基线调查,并在 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年成功进行了四轮追踪调查。中国家庭追踪调查的调查范围覆盖了我国 25 个省级行政单位,收集了个体(成人和少儿)、家庭和社区三个层次的数据,可以全面且动态地反映中国经济和社会家庭的变迁情况。本文主要使用中国家庭追踪调查的成人问卷和家庭问卷,从中获取人口、家庭以及居住地信息。由于 2012 年的中国家庭追踪调查数据没有幸福感变量,2014 年和 2016 年关于居民幸福感的缺失样本较多,因此本文选择中国家庭追踪调查 2018 年的数据作为分析数据,并将 2017 年度省级层面的数字金融指数及其子指标与之匹配。2018 年的中国家庭追踪调查共调查了 14241 个家庭,其中成年人和少儿的样本分别为 32669 和 8454。我们将样本限定在成年人群体,在删除分析变量的缺失值后共获得 20335 个样本。第三部分数据来自《中国城市统计年鉴 2017》,我们从中提取了一些可以衡量我国各省经济社会发展水平的变量,包括人均 GDP 和民生支出占财政支出比例。

(二)变量说明

1. 因变量

幸福感。本文使用 2018 年的中国家庭追踪调查问卷中的如下题项来测量居民的主观幸福感:“您/您觉得自己有多幸福?”该变量的取值范围是[0,10],数值越大表示受访者的主观幸福感越强。

2. 自变量

数字金融水平。本文采用省级层面的数字金融指数来衡量当地的数字金融发展程度。该指数包含数字金融服务的覆盖广度和使用深度两个一级指标,一级指标又包含了若干二级指标,具体构建方式为以下几种。(1)覆盖广度:账户

^① 限于篇幅,本文未对数字金融普惠指数的构建原则、指标选取和编制方法进行说明,有关分析参见郭峰、王靖一、王芳等(2019)。

覆盖率。(2)使用深度:支付业务、货币基金、信贷业务、保险业务、投资业务、征信业务。在实证分析部分,我们将数字普惠金融指数这一综合指标和两个一级指标(数字金融服务的覆盖广度和使用深度)分别纳入模型。

3. 机制变量

本文从价值观和心理健康这两个主观维度,检验数字金融削弱幸福感的作用机制。这两个机制变量的测量指标如下:(1)关于物质主义价值观,我们以金钱对受访者的的重要程度来测量,取值范围是[1,5],数值越大表示越重要;(2)关于心理健康,我们根据受访者在过去一周内感知四种消极情绪的频率来测量,包括“情绪低落”“孤独”“悲伤难过”和“生活无法继续”。答案赋值方式为:1=几乎没有(不到一天),2=有些时候(1~2天),3=经常有(3~4天),4=大多数时候有(5~7天)。我们进一步采用主成分因子分析法从四个指标中提取出1个公因子,作为心理健康的综合指标。

4. 控制变量

居民幸福感还会受到个体自身、家庭以及外部环境的影响,它们大体上属于微观和宏观两个层面:微观层面的变量包括性别、年龄、年龄的平方、受教育年限、政治面貌、户籍性质、婚姻状况、健康状况、家庭规模、房屋产权、工作状态和家庭年收入;宏观层面的变量有受访者所在地区以及地区的经济发展和民生发展情况。表1展示了上述变量的操作化说明。

表 1 变量操作化说明

变量名称	原始题项与编码方法
幸福感	题项:您/您觉得自己有多幸福? 答案编码方式:“0”表示幸福感最低;“10”表示幸福感最高
数字金融水平	2017 年中国各省级行政单位的数字金融指数以及数字金融服务的覆盖广度和使用深度
物质主义价值观	题项:很有钱对您有多重要? 答案编码方式:“1”表示不重要;“5”表示非常重要
心理健康	根据受访者过去一周感知四种情绪(情绪低落、孤独、悲伤难过和生活无法继续)的频率计算的综合性指标
性别	男性=1;女性=0

表 1(续)

变量名称	原始题项与编码方法
年龄	调查年份减去受访者的出生年份
受教育年限	文盲/半文盲=0;未上过学=0;小学=6;初中=9;高中/中专/技校/职高=12;大专=15;大学本科=16;硕士=19;博士=22
政治面貌	中共党员=1;非中共党员=0
户籍性质	非农业户口=1;农业户口=0
婚姻状态	将“在婚”和“同居”归为“有配偶”,编码为1;将“未婚”“离异”和“丧偶”归为“无配偶”,编码为0
健康自评	非常健康=1;很健康=2;比较健康=3;一般=4;不健康=5
家庭规模	2018年家庭成员数量
房屋产权	1=家庭成员拥有完全产权;0=家庭成员拥有非完全产权
工作状态	1=有工作;2=无工作
家庭年收入	家庭全部净收入(元),在统计模型中纳入其自然对数形式
经济发展	各省GDP/年末人口总数(元),在统计模型中纳入其自然对数形式
民生发展	(教育支出+社会保障与就业支出+文化体育和传媒支出+医疗卫生支出)/一般预算支出
地区	西部=0;中部=1;东部=2

(三)模型设定

由于幸福感为定序变量,因此本文构建有序概率模型(ordinary probit model)估计数字金融对幸福感的影响。模型设定为

$$happy_i = \alpha + \beta DF_j + \gamma X + \varepsilon$$

在上式中, $happy_i$ 是居民报告的幸福感水平; DF_j 表示测量省份数字金融发展水平的变量集合; X 是个人、家庭和省份层面的控制变量集合; ε 是随机扰动项,代表不可观测的因素,服从标准正态分布。

五、数据分析结果

(一) 基准回归

表 2 报告了使用 OProbit 模型估计地区数字金融发展水平对居民幸福感的影响结果。模型 1 加入的自变量是数字金融综合指数,模型 2 和模型 3 分别加入了该综合指标的两个一级指标,即数字金融覆盖广度和数字金融使用深度。这三个解释变量的系数值分别是-0.004、-0.004 和-0.001,且都在统计上显著,表明数字金融对居民幸福感有显著的负向影响。也就是说,某一省份的数字金融发展水平越高,并且具体表现为数字金融的覆盖广度和使用深度越大,当地居民的幸福感越低。虽然已有文献提供了数字金融有助于增进居民物质福利的证据(张勋、万广华、张佳佳等,2019),但不能使居民对生活产生满足的评价,也即幸福感提升受到阻碍。

表 2 数字金融对居民幸福感的影响结果

	因变量:主观幸福感		
	模型 1	模型 2	模型 3
数字金融综合指数	-0.004*** (0.001)		
数字金融覆盖广度		-0.004*** (0.001)	
数字金融使用深度			-0.001** (0.000)
控制变量	已控制		
常数项	4.578*** (1.097)	5.189*** (1.035)	5.308*** (1.133)
样本量	20335	20335	20335
pseudo R ²	0.020	0.020	0.020

注:1. * $p<10\%$, ** $p<5\%$, *** $p<1\%$,括号内是稳健标准误;2. 控制变量包括性别、年龄、年龄的平方、受教育年限、政治面貌、户籍性质、婚姻状况、健康状况、家庭规模、房屋产权、工作状态、家庭年收入、地区、省级人均 GDP 和省级民生支出占比;3. 表 3 至表 8 同。

(二)内生性处理

我们在基准回归模型中加入了尽可能多的控制变量,但在现实中仍存在一些不可观测的因素会同时影响因变量和自变量。遗漏变量是内生性问题产生的重要来源,它会使基准回归结果可能是有偏差的。为此,本文采取工具变量法来提高因果识别的准确性。本文使用省级互联网普及率作为数字金融的工具变量,重新估计数字金融对居民幸福感的影响,数据来自 2017 年《中国互联网络发展状况统计报告》。选择互联网普及率作为工具变量,是因为其满足了相关性和外生性两个条件:一方面,数字金融体系的运行以互联网为基础,所以互联网的快速普及势必带动数字金融的相应发展;另一方面,一个地区的互联网普及速度并不会直接影响居民幸福感的主观评价。表 3 报告了采用两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。模型 1 汇报的是数字金融综合指数对居民幸福感的影响结果,模型 2、3 列是两个一级指标对居民幸福感的影响结果。首先,我们对工具变量的可靠性进行了检验。Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 10,可以认为不存在弱工具变量问题(Staiger, Stock & Watson et al., 1997)。因此,互联网普及率作为数字金融的工具变量是合适的,不存在弱工具变量问题。其次,第二阶段的回归结果显示,测度地区数字金融发展水平的三个指标均显著为负,这表明在考虑了模型可能存在的内生性问题之后,数字金融仍然对居民幸福感具有显著的负向影响。最后,表 3 中自变量的系数值大于基准回归的结果(表 2),这意味着在没有考虑内生性问题的情况下,数字金融对居民幸福感的影响被低估了。总之,数字金融对居民幸福感具有较强的削弱作用。

表 3 工具变量估计结果

	因变量:主观幸福感		
	模型 1	模型 2	模型 3
数字金融综合指数	-0.049*** (0.007)		
数字金融覆盖广度		-0.021*** (0.003)	
数字金融使用深度			-0.133*** (0.028)

表 3(续)

	因变量: 主观幸福感		
	模型 1	模型 2	模型 3
控制变量	已控制		
常数项	-6. 402 *** (2. 067)	2. 429 ** (1. 096)	-72. 300 *** (16. 399)
样本量	20335	20335	20335
R ²	0. 034	0. 059	-0. 879
Wald-F 统计量	1445	9612	43. 480

(三)稳健性检验

1. 剔除特殊样本

在现实生活中,成年人中不同群体接触和使用数字金融的机会存在很大差异。例如,对于家庭财务管理者而言,他们控制着家庭的收入和开支,决定金融活动的开展与否,所以受到数字金融的影响更大。但老年人和在校学生不是家庭收入的主要贡献者,很少参与金融活动,并且本身的金融需求不高,因而他们对数字金融的敏感性不强。因此,我们对家庭财务管理者的样本以及排除了老年人(年龄大于 60 周岁)和在校学生(2018 年仍在上学)的样本专门进行分析。

表 4 报告了稳健性检验结果。Panel A 展示的是针对家庭财务管理者样本的回归结果,Panel B 和 Panel C 分别报告的是排除了老年人和在校学生样本的回归结果。可以看到,数字金融综合指数的系数都显著为负,表明地区数字金融整体发展水平会削弱居民的幸福感,因而证实了研究结论的稳健性。需要注意的是,数字金融的覆盖广度和使用深度这两个一级指标仅对家庭财务管理者的幸福感有显著的负向影响。这显示出该群体对数字金融影响的高度敏感性,从而使得数字金融的不同维度都会对其幸福感产生消极影响。

表 4 稳健性检验(删减样本)

	数字金融综合指数	数字金融覆盖广度	数字金融使用深度
Panel A:家庭财务管理者样本			
数字金融	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.000)
控制变量	已控制		
样本量	16645	16645	16645
pseudo R ²	0.020	0.020	0.020
Panel B:排除老年人样本			
数字金融	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.001 (0.001)
控制变量	已控制		
样本量	14326	14326	14326
pseudo R ²	0.021	0.021	0.021
Panel C:排除在校学生样本			
数字金融	-0.003** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001** (0.001)
控制变量	已控制		
样本量	7117	7117	7117
pseudo R ²	0.023	0.023	0.023

2. 替换因变量

幸福感是人们是否满足当前生活的一种主观感知,在一定程度上反映了人们对生活的满意度,因而一些文献将居民的生活满意度作为主观幸福感的代理变量(Helliwell, Huang & Grover et al., 2018)。本文将因变量替换为生活满意度,重新估计数字金融的影响,以进一步验证研究结论的稳健性。该变量在2018年的中国家庭追踪调查问卷中对应的题项是“您/你对自己生活的满意度”。它是一个取值范围为[1,5]的定序变量,1表示“很不满意”,5表示“非常满意”。针对因变量为定序层次的变量,我们使用 OProbit 模型进行回归分析,表5报告了替换因变量的稳健性检验结果。对全样本的回归结果显示,数字金融综合指数以及两个一级指标的系数都在5%水平上显著为负,表明地区的数字金融发展程度对居民生活满意度有负向影响。

表 5 稳健性检验 (替换因变量)

	因变量:生活满意度		
	模型 1	模型 2	模型 3
数字金融综合指数	-0.002 ** (0.001)		
数字金融覆盖广度		-0.002 ** (0.001)	
数字金融使用深度			-0.001 ** (0.000)
控制变量	已控制		
样本量	20335	20335	20335
pseudo R ²	0.034	0.034	0.034

(四) 机制分析

在前文的理论分析中,我们推测数字金融在激励消费的过程中会使人们形成物质主义价值观,同时数字金融所引发的负债压力会损害人们的心理健康,从而对主观幸福感产生抑制作用。基于此,本文从价值观和心理健康这两个主观维度检验数字金融削弱幸福感的作用机制。限于文章篇幅,我们仅采用数字金融综合指数作为自变量。

在表 6 中,Panel A 报告的是针对价值观机制的回归结果。由于价值观变量属于定序层次,因而使用 OProbit 模型进行估计。可以看到,数字金融综合指数的系数显著为正,表明居民使用数字金融的程度越高,对金钱重要性的认识越强烈,也即在价值观上体现出物质主义倾向。Panel B 报告的是针对心理健康机制的回归结果。心理健康因素是连续变量,因而使用 OLS 方法进行估计。结果显示,数字金融综合指数的系数在统计上显著为负,这表明地区数字金融的整体发展程度对居民心理健康产生负向影响。根据上述结果可知,数字金融的发展程度,尤其是数字金融的使用深度,会使当地居民的价值观产生物质主义取向,并且容易出现消极情绪,这成为居民从数字金融中获取幸福体验的不利条件。

表 6 数字金融对价值观和心理健康的影响

	因变量:物质主义价值观	因变量:心理健康
	模型 1	模型 2
数字金融综合指数	0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
控制变量	已控制	
常数项	-6.402*** (2.067)	2.429** (1.096)
样本量	20335	20335
pseudo R ²	0.004	—
R ²	—	0.124

我们进一步采用 KHB 方法测算物质主义价值观和心理健康产生的中介效应。表 7 的结果显示,当物质主义价值观和心理健康两个变量加入模型后,自变量(数字金融综合指数)的效应明显下降,即机制变量存在较大的间接效应,其贡献率超过 20%,并且在统计上显著。这再次证实,价值观趋向物质主义和心理健康受损是数字金融削弱居民幸福感的机制。

表 7 中介效应检验结果(KHB)

	系数	标准误	Z
总效应	0.010***	0.002	5.45
直接效应	0.008***	0.002	4.52
间接效应	0.002***	0.000	3.50
间接效应贡献率	20.56%		

(五)异质性分析

虽然我们已经证实地区数字金融发展程度对居民幸福感有负向影响,但有必要考察这一效应在不同人群中是否存在异质性。研究人员在已有的关于数字金融效果的文献中发现,在同时使用数字金融的情况下,传统上遭遇金融歧视的社会弱势群体能够从数字金融带来的生活改善中获益更多(张勋、万广华、张佳佳等,2019)。根据这一思路,本研究主要考察数字金融对社会优势群体和社会

弱势群体幸福感的影响是否存在差别。一般而言,个体的社会经济地位是由教育和工作所决定的(Blau & Duncan,1967),但在中国,长期存在的城乡二元社会结构对个体获取社会资源发挥着重要作用,因而还需要考虑居民所在地区的影响。参考已有文献的做法(谢罗奇、王宇航、赵纯凯,2019),本文从居民的工作状态和个人收入来判定其是否为弱势群体。具体做法是:当前没有工作或收入低(受访者收入水平低于整体收入水平的 25%)的样本归为社会弱势群体,当前拥有工作或收入高的样本归为社会优势群体。

表 8 报告了数字金融对居民幸福感影响的异质性检验结果。限于文章篇幅,我们仅采用了数字金融综合指数作为自变量。可以看到,数字金融变量在两类样本中的系数都显著为负。但具体观察系数值及其显著性可以发现,数字金融对没有工作和收入低的样本的负向影响更大,这表明数字金融对社会弱势群体幸福感的削弱作用更强。已有文献在考察数字金融的影响时发现,地区数字金融可以显著提高当地居民的收入水平,并且对社会弱势群体的正向作用更强(张勋、万广华、张佳佳等,2019)。这意味着数字金融对居民的物质福利具有提升作用,更重要的是具有普惠性效果,有助于推动包容性增长目标的实现。但本文发现,数字金融不仅会对居民的幸福体验产生削弱作用,而且从数字金融中获得更多物质福利的社会弱势群体反而有着更低的幸福感。由此可知,数字金融对居民生活条件改善的积极作用并没有在幸福体验上体现出来,造成了物质福利与主观心理福利断裂的问题。

表 8 分样本检验结果

	工作分组		收入分组	
	无工作	有工作	低收入	高收入
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
数字金融综合指数	-0.005 ** (0.002)	-0.004 *** (0.001)	-0.007 *** (0.002)	-0.003 *** (0.001)
控制变量	已控制			
常数项	1.993 (2.304)	5.260 *** (1.258)	5.171 ** (2.532)	7.509 *** (1.255)
样本量	5052	15283	4499	14633
pseudo R ²	0.023	0.020	0.020	0.018

六、结论与讨论

物质生活的满足是人类获得幸福体验的客观前提,因此推动经济持续高速增长是提升国民幸福感的根本途径。在现代社会,金融业在国民经济体系中发挥着举足轻重的作用,其对公众日常生活的影响已经扩展到方方面面,成为影响人们获得幸福体验的重要因素。新兴的数字金融弥补了传统金融体系的诸多短板,它依托现代信息通信技术优化了金融资源配置,增强了金融服务能力,降低了金融使用门槛,使公众与金融的联系更加紧密。与已有文献主要考察数字金融与居民物质福利获得的关系不同,本文的研究重点是探究数字金融对居民主观幸福感的影响及其作用机制。研究人员对匹配了省级层面数字金融指数的中国家庭追踪调查 2018 年度数据进行分析发现,地区数字金融发展水平会降低当地居民的幸福感,该结论在处理了内生性问题和进行一系列稳健性检验后仍然成立。但相比于有工作和收入高的优势地位群体而言,数字金融对无工作和收入低的弱势地位群体幸福感的削弱作用更大。从影响机制上看,数字金融的过快发展会使居民形成物质主义价值观,并且会损害其心理健康,从而在主观层面抑制了居民幸福感的提升。

研究数字金融对幸福感的影响在政策制定上具有重要意义。需要承认的是,近年来,数字金融的快速发展促进了金融资源的优化配置,使居民能够获得金融资源进行消费、投资、创业或就业,因而在客观上显著提升了居民的物质生活条件,尤其是显著改善了社会弱势群体的生活条件。然而,金融资源的获取是通过借贷实现的,数字金融的高速发展意味着借贷者的债务量不断增加,由此产生的债务压力会严重损害人们的心理健康。而且,一些严重依赖信贷进行消费的人群很容易出现欲望膨胀的问题,导致价值观发生扭曲,产生对金钱过度崇拜的物质主义取向。由数字金融导致的价值观扭曲和心理健康受损必然使人难以获得真正的幸福体验,这在社会弱势群体中表现得更加明显。因此,尽管数字金融显著改善了公众的物质生活条件,但人们在使用数字金融工具时并没有获得相应的幸福体验,从而出现了物质福利与主观心理福利之间的断裂。对此,政府或企业机构应加强数字金融战略的实施效果,在追求规模和速度的同时关注发展质量,大力宣传正确使用数字金融的方法,扩大金融知识的传播范围,依托大

众传媒开设公益性金融课程,提高公众的金融素养,从而促使人们理性地进入金融市场,合理地运作数字金融工具,实现物质福利和心理福利的同步增长。

本研究对既有文献的推进体现在两个方面。其一,本文丰富了关于幸福感的影响因素的文献。在以往关于幸福感的研究中,以收入为代表的经济因素是学者主要考虑的变量。随着金融对经济社会发展的影响越来越重要,国内外学者开始关注金融对幸福感的影响,但所分析的是传统意义上的金融行为。与之不同的是,本文关注的是数字技术与传统金融业融合而成的数字金融,它在金融服务的范围、触及能力以及运行效率上都强于传统金融体系,与居民日常生活的联系更加密切,因而也会影响居民对幸福感的评价。其二,本文提供了数字金融影响个体主观心理的证据。与已有文献评估数字金融对居民物质生活条件的影响效果不同的是,本文更关注居民生活满足的实际体验,实证考察了数字金融对居民幸福感的影响及其作用机制。

本研究仍存在一些局限。一方面,本文使用的省级数字金融指数测度的是特定省份的数字金融发展程度,因而该指标是根据该省所有个体使用数字金融的情况汇总而来的,这使我们难以获知每个个体实际使用数字金融工具的情况。尽管已有文献也采用地区层面的数字金融环境考察数字金融对个体经济行为的影响(张勋、万广华、张佳佳等,2019),但在未来的研究中,仍需要使用含有关于数字金融工具行为信息的数据对本研究的结论进行验证。另一方面,在对数字金融影响居民幸福感的机制的分析中,我们关注的是价值观和心理健康这两个主观因素的作用。但在数字金融与居民幸福感的关系中是否存在其他的主观机制或客观机制,并且如何对可能存在的机制进行理论解释,都是未来研究有待探索的问题。

参考文献

- 陈斌开、李涛,2011,《中国城镇居民家庭资产——负债现状与成因研究》,《经济研究》增刊第1期。
- 陈波、罗荷花,2019,《家庭债务与社会资本对居民健康水平影响的实证分析》,《当代金融研究》第1期。
- 陈刚、李树,2012,《政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究》,《管理世界》第8期。
- 陈屹立,2017,《家庭债务是否降低了幸福感?——来自中国综合社会调查的经验证据》,《世

- 界经济文汇》第4期。
- 郭峰、王靖一、王芳等,2019,《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)》第4期。
- 何立新、潘春阳,2011,《破解中国的“Easterlin 悖论”——收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第8期。
- 贺京同、那艺、郝身永,2014,《决策效用、体验效用与幸福》,《经济研究》第7期。
- 胡珺、高挺、常启国,2019,《中国家庭金融投资行为与居民主观幸福感——基于 CGSS 的微观经验证据》,《金融论坛》第9期。
- 黄永明、何凌云,2013,《城市化、环境污染与居民主观幸福感——来自中国的经验证据》,《中国软科学》第12期。
- 李江一、李涵、甘犁,2015,《家庭资产-负债与幸福感:“幸福-收入”之谜的一个解释》,《南开经济研究》第5期。
- 李涛、史宇鹏、陈斌开,2011,《住房与幸福——幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第9期。
- 梁榜、张建华,2019,《数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据》,《当代经济科学》第5期。
- 林春、康宽、孙英杰,2019,《普惠金融对中国城市就业的影响——基于地区、产业和城市经济规模异质性的考察》,《城市问题》第8期。
- 刘军强、熊谋林、苏阳,2012,《经济增长时期的国民幸福感——基于 CGSS 数据的追踪研究》,《中国社会科学》第12期。
- 鲁元平、王韬,2011,《收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 罗楚亮,2009,《绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析》,《财经研究》第11期。
- 马亮,2013,《公共服务绩效与公民幸福感——中国地级市的实证研究》,《中国行政管理》第2期。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰等,2014,《城市规模、幸福感与移民空间优化》,《经济研究》第1期。
- 田国强、杨立岩,2006,《对“幸福—收入之谜”的一个解答》,《经济研究》第11期。
- 王鹏,2011,《收入差距对中国居民主观幸福感的影响分析——基于中国综合社会调查数据的实证研究》,《中国人口科学》第3期。
- 王晓彦、胡德宝,2017,《移动支付对消费行为的影响研究——基于不同支付方式的比较》,《消费经济》第5期。
- 巫强、周波,2017,《绝对收入、相对收入与伊斯特林悖论——基于 CGSS 的实证研究》,《南开经济研究》第4期。

- 谢罗奇、王宇航、赵纯凯,2019,《包容性金融对居民幸福感的影响——基于 CFPS 数据的实证研究》,《人口与发展》第 6 期。
- 易行健、周利,2018,《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》第 11 期。
- 尹志超、岳鹏鹏、陈悉榕,2019,《金融市场参与、风险异质性与家庭幸福》,《金融研究》第 4 期。
- 张勋、万广华、张佳佳等,2019,《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第 8 期。
- Alesina, A. , R. Di Tella & R. MacCulloch et al. 2004, “Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?” *Journal of Public Economics* 88(9-10).
- Belk, R. 1985, “Materialism: Trait Aspects of Living in the Material World.” *Journal of Consumer Research* 12(3).
- Berger, L. & J. Houle 2016, “Parental Debt and Children’s Socioemotional Well-Being.” *Pediatrics* 137(2).
- Bjørnskov, C. , A. Dreher & J. Fischer et al. 2010, “Formal Institutions and Subjective Well-Being: Revisiting the Cross-Country Evidence.” *European Journal of Political Economy* 26(4).
- Blau, P. & O. Duncan 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley.
- Clark, A. & A. Oswald 1996, “Satisfaction and Comparison Income.” *Journal of Public Economics* 61(3).
- Deaton, A. 2012, “The Financial Crisis and the Well-Being of Americans 2011 OEP Hicks Lecture.” *Oxford Economic Papers* 64(1).
- Diener, E. , E. Sandvik & L. Seidlitz et al. 1993, “The Relationship Between Income and Subjective Well-Being: Relative or Absolute?” *Social Indicators Research* 28(3).
- Dolan, P. , T. Peasgood & M. White et al. 2008, “Do We Really Know What Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-Being.” *Journal of Economic Psychology* 29(1).
- Dorn, D. , J. Fischer & G. Kirchgässner et al. 2007, “Is It Culture or Democracy? The Impact of Democracy and Culture on Happiness.” *Social Indicators Research* 82(3).
- Drentea, P. & J. Reynolds 2012, “Neither A Borrower nor A Lender Be: The Relative Importance of Debt and SES for Mental Health among Older Adults.” *Journal of Aging and Health* 24(4).
- Drentea, P. & P. Lavrakas, 2000, “Over the Limit: The Association among Health, Race and Debt.” *Social Science & Medicine* 50(4).
- Easterlin, R. 1974, “Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence.” in *Nations and Households in Economic Growth*, Palo Alto: Stanford University Press.
- Easterlin, A. , R. Morgan & M. Switek et al. 2012, “China’s Life Satisfaction: 1990 – 2010.”

- Proceedings of the National Academy of Sciences* 109(25).
- Ferrer-i-Carbonell, A. 2005, "Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect." *Journal of Public Economics* 89(5-6).
- Gomber, P., J. Koch & M. Siering et al. 2017, "Digital Finance and FinTech: Current Research and Future Research Directions." *Journal of Business Economics* 87(5).
- Graham, C. & S. Pettinato 2002, "Frustrated Achievers: Winners, Losers and Subjective Well-Being in New Market Economies." *Journal of Development Studies* 38(4).
- Helliwell, J., H. Huang & S. Grover et al. 2018, "Empirical Linkages Between Good Governance and National Well-Being." *Journal of Comparative Economics* 46(4).
- Kahneman, D. & A. Krueger 2006, "Developments in the Measurement of Subjective Well-Being." *Journal of Economic Perspectives* 20(1).
- Lo, H. & N. Harvey 2011, "Shopping Without Pain: Compulsive Buying and the Effects of Credit Card Availability in Europe and the Far East." *Journal of Economic Psychology* 32(1).
- McBride, M. 2010, "Money, Happiness, and Aspirations: An Experimental Study." *Journal of Economic Behavior & Organization* 74(3).
- Oshio, T. & M. Kobayashi 2011, "Area-Level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan." *Journal of Happiness Studies* 12(4).
- Powdthavee, N. 2005, "Unhappiness and Crime: Evidence from South Africa." *Economica* 72(3).
- Prelec, D. & G. Loewenstein 1998, "The Red and the Black: Mental Accounting of Savings and Debt." *Marketing Science* 17(1).
- Reading, R. & S. Reynolds 2001, "Debt, Social Disadvantage and Maternal Depression." *Social Science & Medicine* 53(4).
- Samuelson, P. 1967, *Economics: An Introductory Analysis*, New York: McGraw-Hill Book Company.
- Selenko, E. & B. Batinic 2011, "Beyond Debt: A Moderator Analysis of the Relationship Between Perceived Financial Strain and Mental Health." *Social Science & Medicine* 73(12).
- Stack, S. & J. Eshleman 1998, "Marital Status and Happiness: A 17-Nation Study." *Journal of Marriage and the Family* 60(2).
- Staiger, D., J. Stock & M. Watson et al. 1997, "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy." *Journal of Economic Perspectives* 11(1).
- Wassmer, R., E. Lascher & S. Kroll et al. 2009, "Sub-National Fiscal Activity as A Determinant of Individual Happiness: Ideology Matters." *Journal of Happiness Studies* 10(5).