

数字金融发展

如何影响家庭财产性收入及其分配？

肖 威 舒 心^{*}

【摘 要】数字金融的蓬勃发展对中国家庭的金融决策产生了重要影响。本文通过实证方法研究数字金融发展对于家庭财产性收入及其分配的影响，结论如下：首先，数字金融发展能够促进家庭财产性收入的增加和收益率的提高，在利用工具变量法控制内生性之后的结果仍然显著。这种促进效应在农村地区更加显著，表明了数字金融发展的普惠性和包容性。从子指数来看，对家庭财产性收入促进作用较大的是使用深度指数和数字化程度指数，以及使用深度指数下的投资指数。其次，数字金融发展对家庭各项财产性收入的影响不一致：促进了股票投资、互联网理财、人寿保险的收益，挤出了基金投资收益和金融理财产品收益。机制分析的结果表明，数字金融发展通过缓解金融抑制和提高家庭金融知识两种机制促进了家庭财产性收入的增长。最后，利用无条件分位数回归，发现数字金融的发展能够缩小财产性收入差距和收益率的差距。

【关键词】数字金融；财产性收入；金融知识

一、引言

改革开放以来，中国经济发展取得了举世瞩目的成就，人民生活水平大幅提高，家庭财富不断积累，财产性收入也成为家庭收入中的越来越重要的组成部分。家庭财产性收入的不断提升是经济发展的客观规律。根据国家统计局数据，我国2013—2019年居民人均可支配收入净收入增长了84%，显著高于同期工资性收入和经营性收入的增长。因此，党的二十大报告在党的十九大报告提出拓宽居民劳动性收入和财产性收入渠道的基础上提出要多渠道增加居民财产性收入。这也是满足人民日益增长的美好生活需要的前提保证。然而，尽管居民财产性收入增长较快，但它在家庭可支配收入中占比仍然较低，2022年仅占8.7%。进一步促进居民财产性收入增长，无论是对于完善资源的优化配置，还是对于提高人民生活水平，都具有重要的意义。

与此同时，财产性收入在居民内部分配的巨大差距也被学界高度关注。北京大学社会科学调查中心的《中国民生发展报告2014》发现，中国家庭净财产差距的基尼系数从2002年的0.55上升到

^{*} 肖威（通讯作者），华侨大学经济与金融学院副教授；舒心，华侨大学经济与金融学院硕士研究生。本文系国家社会科学基金青年项目“机会均等视域下数字经济影响居民收入分配研究”（编号：20CJL028）阶段性成果。

2012年的0.73。当今我国财产性收入占总收入的8%，并且财产性收入对收入差距的影响占比超过10%，由此可见财产性收入的不平等对我国收入分配的影响越来越大^①。在收入差距居高不下、财产性收入差距的鸿沟愈加扩大的背景之下，研究如何缩小财产性收入差距具有重要意义。

近年来，数字技术的飞速进步为提高财产性收入和缩小其差距提供了一种新的可能路径。数字技术发展带来的数字普惠金融已经改变了众多中国人的生活方式^②。它被证实能够更好地促进低物质资本家庭就业^③、缩小城乡收入差距^④、显著降低居民贫困的发生率^⑤，从而促进包容性增长。此外，数字金融为人们提供了新型的支付结算、投资理财、保险信贷等金融服务，这些新兴的数字金融服务对家庭的投资行为和财产性收入产生了直接而重要的影响^⑥。因此，对于这一问题的研究具有重要的理论价值和现实价值。一方面可以拓展和深化关于数字金融经济效应的研究；另一方面可以为提高家庭财产性收入、缩小财产性收入差距提供一定的参考。本研究具有以下几个方面的边际贡献：一是探讨了数字金融如何通过影响家庭的金融知识以及缓解金融抑制等机制促进家庭的财产性收入增长，拓展了数字金融经济效应的研究；二是进一步地分析了数字金融对家庭财产性收入差距的影响，为缩小财产性收入差距提供了一定的参考；三是利用CHFS调查数据对这一问题进行深入细致的实证分析，为研究数字金融影响财产性收入及其差距提供了一定的经验证据。

二、文献综述

本文研究数字金融对家庭财产性收入及其差距的影响，直接研究这一主题的文献相对较少，现有文献主要基于地区和家庭层面研究数字金融影响财产性收入从而影响共同富裕，抑或数字金融的普惠性对家庭财产收入的影响^⑦。多数文献是从以下几个方面展开。

第一类文献讨论了财产性收入的影响因素。杨新铭研究了人口统计变量对财产性收入的影响，发现收入和人力资本是决定城镇居民财产性收入的最主要因素^⑧。除了收入和人力资本这两大主要因素之外，Rooij和尹志超等人认为金融知识或投资经验能促进家庭的投资理财和股市参与，增加财产性收入^{⑨⑩}，宁光杰等通过实证研究发现年龄、户口、地区、风险偏好、房产等都是影响家庭财产性收入的重要因素^⑪，而李庆海等在前人研究的基础之上讨论了金融知识对城镇居民财产性收入的正向影响^⑫。除此之外，国家统计局城市司指出，居民家庭投资型财产积累不高是财产性收入

① 李实：《全球化中的财富分配不平等：事实、根源与启示》，《探索与争鸣》2020年第8期。

② Chen L. From fintech to finlife: the case of fintech development in China. *China Economic Journal*, 2016, 9(3).

③ 张勋、万广华、张佳佳等：《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》2019年第8期。

④ 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。

⑤ 周利、廖婧琳、张浩：《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》，《经济科学》2021年第1期。

⑥ 方霞、谭龙昕、陈思宇等：《数字金融、财产性收入与共同富裕——基于地区和家庭层面的分析》，《会计与经济研究》2023年第4期。

⑦ 姜松、刘成微：《数字普惠金融对城乡居民财产性收入的影响研究》，《金融理论与实践》2023年第11期。

⑧ 杨新铭：《城镇居民财产性收入的影响因素——兼论金融危机对城镇居民财产性收入的冲击》，《经济学动态》2010年第8期。

⑨ Van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial literacy and stock market participation. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2).

⑩ 尹志超、宋全云、吴雨：《金融知识、投资经验与家庭资产选择》，《经济研究》2014年第4期。

⑪ 宁光杰、雒蕾、齐伟：《我国转型期居民财产性收入不平等成因分析》，《经济研究》2016年第5期。

⑫ 李庆海、张锐、孟凡强：《金融知识与中国城镇居民财产性收入》，《金融经济研究》2018年第3期。

总量少、比重低的最根本原因^①。宁光杰认为, 社会保障的缺乏和金融约束、贷款限制降低了低收入家庭参与金融市场、获取财产性收入的可能性^②。正是这样, 吴卫星等人及费舒澜等人的研究也从侧面证实了这一观点, 从财产性收入的影响因素以及财产性收入不平等的测算角度出发, 总资产越高的家庭其财产的净资产收益率也越高, 就会产生家庭财富分布更加不均衡, 拉大收入差距^{③④}。总体说来, 对财产性收入影响因素的研究还不够丰富, 研究视角还需要进一步拓展和完善。

第二类文献讨论了财产性收入不平等问题。这一类文献主要分析了财产性收入差距的状况和对总体收入差距的贡献。从国外视角来看, Davies和Shorrocks研究了发达国家的财产不平等状况, 发现财产基尼系数一般位于0.5—0.9, 高于收入基尼系数^⑤, Piketty强调财富不平等及财产性收入不平等带来的收入差距^⑥。从国内视角来看, Lee运用中国各省份数据说明沿海地区的财产性收入差距较为严重, 且对总体收入差距的贡献在增加^⑦。迟巍和蔡许许对于中国的研究也有类似发现: 财产性收入存在“马太效应”, 富裕群体积累了更多的财产, 获得了更多财产性收入, 这又进一步扩大了与低收入群体之间的差距^⑧。关于财产性收入差距的影响因素, 刘江会和唐东波提出经济增长可以缩小城乡财产性收入差距, 而市场化程度提高会扩大城乡财产性收入差距^⑨。因此, 财产性收入已经成为城镇居民收入的新增长点, 财产性收入差距的拉大加剧了收入不平等程度^⑩。

第三类文献主要研究了数字金融对家庭经济与金融行为的影响。如数字金融促进消费的效应^⑪、数字金融对信贷需求的影响^⑫、数字金融对家庭储蓄的影响^{⑬⑭}、数字金融对股市参与的影响^⑮、对家庭创业的影响^⑯、数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响^{⑰⑱}。学者们认为, 数字金融的普惠性能够提供更便捷的支付方式和信贷服务, 打破传统信贷壁垒为居民提供足够的金融支持, 促进消费支出增加; 通过数字化渠道对家庭的资金流动性进行管理, 增加家庭储蓄; 通过

- ① 国家统计局城市司广东调查总队课题组、程学斌、陈铭津:《城镇居民家庭财产性收入研究》,《统计研究》2009年第1期。
- ② 宁光杰:《居民财产性收入差距: 能力差异还是制度阻碍? ——来自中国家庭金融调查的证据》,《经济研究》2014年第1期。
- ③ 吴卫星、邵旭方、陶利斌:《家庭财富不平等会自我放大吗? ——基于家庭财务杠杆的分析》,《管理世界》2016年第9期。
- ④ 费舒澜:《禀赋差异还是分配不公? ——基于财产及财产性收入城乡差距的分布分解》,《农业经济问题》2017年第5期。
- ⑤ Davies J B, Shorrocks A F. *The distribution of wealth*. In Atkinson A B, Bourguignon F. (Eds) *Handbook of income distribution*, Amsterdam: Elsevier, 2000.
- ⑥ Piketty T. *Capital in the Twenty-first Century*. Belknap Press: An Imprint of Harvard University Press. 2014.
- ⑦ Lee J. A provincial perspective on income inequality in urban China and the role of property and business income. *China Economic Review*, 2013(26).
- ⑧ 迟巍、蔡许许:《城市居民财产性收入与贫富差距的实证分析》,《数量经济技术经济研究》2012年第2期。
- ⑨ 刘江会、唐东波:《财产性收入差距、市场化程度与经济增长的关系——基于城乡间的比较分析》,《数量经济技术经济研究》2010年第4期。
- ⑩ 陈建东、晋盛武、侯文轩等:《我国城镇居民财产性收入的研究》,《财贸经济》2009年第1期。
- ⑪ 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11期。
- ⑫ 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。
- ⑬ 张斌昌、兰可雄、林丽琼:《数字金融发展对家庭储蓄的差异化影响——基于CFPS和数字普惠金融指数的实证分析》,《福建农林大学学报(哲学社会科学版)》2020年第4期。
- ⑭ 方观富、许嘉怡、蔡莉:《数字金融与家庭资产配置——来自中国家庭跟踪调查的证据》,《经济研究参考》2020年21期。
- ⑮ 吴桐桐、王仁曾:《数字普惠金融发展与投资者“炒新”》,《财贸研究》2020年第11期。
- ⑯ 谢绚丽、沈艳、张皓星等:《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。
- ⑰ 廖婧琳、周利:《数字普惠金融、受教育水平与家庭风险金融资产投资》,《现代经济探讨》2020年第1期。
- ⑱ 周雨晴、何广文:《数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响》,《当代经济科学》2020年第3期。

互联网平台为投资者提供更丰富的信息和投资工具帮助投资者参与股票市场；同时数字金融增强了家庭创业的意愿，降低创业门槛，助推小微企业成长。除此之外，数字化对家庭资产配置也起着重要的间接作用，提升了居民的受教育水平、提高了财产配置的积极性，从而进行多样化和含风险性较高的投资。大部分研究认为数字金融的发展能够促进家庭的金融市场参与、提高储蓄率。

但目前尚未见到直接讨论数字金融发展对于家庭财产性收入差距影响的研究。鉴于数字金融能够便利交易、降低金融服务成本以及提供新型金融服务工具，它的发展很可能对于家庭的投资行为以及财产性收入产生重要的影响。因此，本文将从理论和实证的分析角度，分别探讨并验证数字金融发展对家庭财产性收入及其分布差距的影响。尤其是考虑到金融知识被大量文献证明其在股市和保险参与以及其他金融行为中的重要影响作用^{①②}，本文将把金融知识作为一个重要的机制进行探讨。

区别于其他从共同富裕视角出发的相关文章，本文有以下边际贡献：一是学术界对于数字金融的影响大多数是从宏观层面出发，对家庭的影响乃至家庭财产性收入的影响研究较少，本文对数字金融影响家庭财产性收入进行了更加细致的讨论；二是本文提出数字金融对家庭财产性收入的促进作用至少是通过缓解金融抑制和增进金融知识这两种机制实现的，因此对这两种机制进行实证检验，提出了较为新颖的视角，弥补了相关研究的不足。

三、理论分析

狭义的数字金融一般指互联网企业开展的新型金融模式^③，而数字普惠金融则指借助上述定义的新型数字金融模式实现的普惠金融服务。根据上述文献中众多学者的研究，数字金融发展以及普惠的性质能够对家庭的金融行为产生重要的影响，那么它对家庭的财产性收入以及财产性收入差距在各家庭之间分布的差距会产生什么样的影响呢？

第一，数字金融能够大幅地提升居民的金融可得性，缓解家庭的金融抑制并以此促进家庭投资理财活动以及财产性收入的获取。数字金融在中国得到快速发展的重要原因之一是传统金融服务的供给短缺^④，传统金融服务存在很多未辐射到的群体和空白的地区，在偏远的农村地区这种情况尤其^⑤。这种情况导致了家庭投资渠道的长期匮乏，抑制了家庭的投资行为，大部分家庭只能将闲置资金存入银行，获得较低的利息收入，这对于家庭获取财产性收入十分不利。而数字金融业务的发展以其便利的服务为家庭提供了众多投资渠道，各家庭可以十分便捷地在支付宝、微信等互联网金融平台购买基金、保险、黄金、理财产品甚至开设证券账户参与股市。因此，数字金融的发展为家庭提供众多金融服务，突破了传统金融的局限，拓宽了家庭的投资渠道，通过为家庭提供信息和投资分析工具，有利于帮助家庭依据自身财务状况和风险承受能力选择适合自身的金融产品。同时能够起到缓解金融抑制的作用，提高居民财产性收入，缩小财产性收入差距。基于金融发展理论，这种促进作用应该是建立在减轻或消除金融抑制这一前提下。因此那些在数字金融还未普及时金融抑制程度越深的家庭，从数字金融发展中的获益应该越多。

① 张号栋、尹志超：《金融知识和中国家庭的金融排斥——基于CHFS数据的实证研究》，《金融研究》2016年第7期。

② 宋全云、吴雨、尹志超：《金融知识视角下的家庭信贷行为研究》，《金融研究》2017年第6期。

③ 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》，《经济学（季刊）》2020年第4期。

④ 黄益平、陶坤玉：《中国的数字金融革命：发展、影响与监管启示》，《国际经济评论》2019年第6期。

⑤ 郭峰、王瑶佩：《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》，《财经研究》2020年第1期。

第二,数字金融发展能够显著降低金融服务和金融交易成本^①,并以此促进家庭财产性收入的提高。相对于传统经济,数字经济具有规模报酬递增、边际成本递减甚至为负等特点,由此可以大大地降低交易成本,数字金融服务同理。平台搭建完成之后,使用者越多,则交易成本就越低。因此,数字金融服务能够大大降低人们获取金融服务的成本,最终令使用者受益。基于信息不对称理论,过去家庭通过传统金融服务进行投资可能面临较高成本的问题,数字金融的发展缓解了信息不对称,降低了交易成本及风险评估成本,缓解了传统金融中家庭投资成本高的这一问题。此时,家庭亦可以从数字金融发展中获得财产性收入的增长。由于数字金融“长尾效应”的存在,那些原本通过传统金融投资成本过高的家庭也能够通过数字金融服务持有一定的金融资产,从而获得财产性收入的增长^②。

第三,数字金融发展能够通过促进居民金融知识的增长从而提高家庭财产性收入。首先,数字金融服务能够普及金融产品的相关信息,让居民获得更多对于金融产品风险收益特征的正确认知。其次,数字金融服务通过为居民提供新型投资渠道,能够增加居民的投资行为、丰富投资的品种,从而进一步提升居民投资经验,这也有利于金融知识的学习和积累。其次,数字技术下消费者之间能够进行广泛而低成本交流。消费者可以查看产品评价获取所需信息,并且通过熟人之间的交流学习更多相关知识,从而提升金融知识水平。最后,伴随着数字金融的发展,数字技术也为人们提供了多种多样的学习资料和途径,如视频平台可以提供相关的短视频课程、电子阅读平台可以提供文字资料,丰富了能够获取到的金融信息和金融知识,为居民提高金融知识水平提供了低成本的学习资料和便捷的学习途径。以上多个维度均能够证实数字金融的发展能够促进居民金融知识的增长。而金融知识被众多学者证明有积极作用,金融知识的增加会推动家庭参与金融市场、增加投资经验的积累和股市盈利的可能性^③、促进家庭财富积累^④、促进财产性收入增加^⑤。因此,数字金融的发展能够通过促进家庭金融知识的积累而实现财产性收入的增加。由于偏远地区和农村地区的家庭金融知识相对更加匮乏,在数字金融发展的过程中他们的金融知识相对于城镇地区的家庭增长可能更快,因而财产性收入的增加可能更多。

综合而言,本文认为,数字金融的发展能够通过缓解家庭的金融抑制、降低交易成本、促进金融知识的增长,从而增加家庭的财产性收入。而由于这些促收的作用在金融抑制程度越深的家庭和金融知识越匮乏的家庭发挥的效果越大,因此数字金融发展很可能缩小家庭之间的财产性收入差距。据此,本文提出以下研究假设:

研究假设一:数字金融发展能够促进家庭财产性收入的增长。

研究假设二:数字金融发展促进家庭财产性收入增长的机制之一是缓解金融抑制。金融抑制越严重,这种促进效果应当越显著。

研究假设三:数字金融发展促进家庭财产性收入增长的机制之二是提高家庭的金融知识水平。

研究假设四:数字金融发展能够缩小财产性收入差距。

① 钱海章、陶云清、曹松威等:《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》2020年第6期。

② 黄益平、陶坤玉:《中国的数字金融革命:发展、影响与监管启示》,《国际经济评论》2019年第6期。

③ 尹志超、宋全云、吴雨:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》2014年第4期。

④ 尹志超、张号栋:《金融知识和中国家庭财富差距——来自CHFS数据的证据》,《国际金融研究》2017年第10期。

⑤ 张兵、生哈:《金融知识对城镇家庭财产性收入的影响研究——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据》,《金融发展研究》2020年第6期。

四、研究设计

(一) 数据

本文使用的数据有两部分,一是来自西南财经大学的中国家庭金融调查(CHFS)数据。该数据是中国目前的微观经济数据中关于家庭金融方面信息最丰富、数据质量最权威的数据。本文利用了2011年、2013年、2015年、2017年四年的数据,在删除数据缺失的家庭之后剩下37214户家庭样本。二是来自北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融发展指数(以下简称数字金融指数DFI)。这一数据是通过利用支付宝公司的底层数据计算而得到关于各省份、市、县数字金融发展状况最权威的数据。本文将省级数字金融指数与家庭数据进行匹配,得到研究所需数据集。

(二) 变量

1. 被解释变量。本文要研究的问题主要是数据金融发展对家庭财产性收入的影响,因此主要的被解释变量为家庭的财产性收入。为了稳健性考虑,本文还引入了财产收益率作为次要的被解释变量。首先通过利用CHFS数据库计算得到家庭的财产性收入。财产性收入和家庭财产的具体计算方式沿用了西南财经大学《CHFS2017综合变量计算说明》中关于财产性收入的计算方法。财产性收入等于房屋出租收入、商铺出租收入、金融资产收入、知识产权收入之和(耕地转出收入和宅基地出租收入数据缺失)。而其中的金融资产收入等于存款利息、股票收入、基金收入、债券收入、互联网理财收入、金融理财收入、金融衍生品收入、非人民币资产收入、黄金收入、其他金融资产收入、借出款收入、商业人寿保险分红之和。根据CHFS2017核算方法,家庭财产包括金融资产与非金融资产,金融资产包括个人社保账户余额、存款、现金、股票、基金、理财、债券、衍生品、非人民币资产、黄金、其他金融资产、借出款;非金融资产包括工商业资产、房屋资产、商铺资产(农业资产、土地资产数据缺失)。财产收益率等于财产性收入除以家庭财产。此外,本文还对财产性收入、家庭财产进行了1%的缩尾处理,然后取对数(由于存在较多0值,为了保证能取对数,先在原值上加1),以保证实证结果不受极值影响的稳健性。财产性收入的均值为6136元,在缩尾后,均值下降到3192元,这说明极值的影响确实很大,应当缩尾处理。

2. 解释变量。本文的核心解释变量为数字金融指数。直接利用北京大学数字金融研究中心的各省数字普惠金融发展指数作为解释变量。

3. 控制变量。参考大部分学者的研究,本文选取了家庭收入的自然对数、家庭财产自然对数、风险偏好、户口类型、家庭人口数、户主性别、年龄、年龄平方、教育年限、中国共产党党员身份、婚姻状况作为控制变量。

此外,在内生性控制和机制研究中还引入了历史人均邮电业务量、历史固定电话普及率、数字金融指数的四个子指数、财产性收入的五个子成分收入、金融知识、金融抑制等变量。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量	含义	度量	观测值	均值	方差
lnpinc	财产性收入	具体见上文。缩尾1%后取对数。	37214	2.4873	3.7625
lnpincs	股票投资收入	缩尾1%后取对数。	1357	8.8478	1.8752
lnpincf	基金投资收入	缩尾1%后取对数。	767	8.1170	1.5723

数字金融发展如何影响家庭财产性收入及其分配?

(续表)

变量	含义	度量	观测值	均值	方差
lnpincbf	金融理财产品收入	缩尾1%后取对数。	1234	8.6309	1.2589
lnpincif	互联网理财产品收入	缩尾1%后取对数。	1764	5.9143	1.9350
lnpincli	人寿保险分红	缩尾1%后取对数。	973	6.1616	1.8695
lnprop	家庭总财产	具体见上文。缩尾1%后取对数。	37214	12.7796	2.1768
pinc_rate	财产收益率*10000	财产性收入除以家庭总财产再乘以10000。	37214	25.8050	86.7410
DFI	数字金融指数	直接使用北大数字金融中心数据。	37214	238.1382	63.1024
DFI_Cover	覆盖广度指数	直接使用北大数字金融中心数据。	37214	211.8329	63.1374
DFI_Usage	使用深度指数	直接使用北大数字金融中心数据。	37214	241.4175	81.2858
DFI_Digit	数字化程度指数	直接使用北大数字金融中心数据。	37214	319.0447	78.1378
DFI_Invest	投资使用深度指数	直接使用北大数字金融中心数据。	30158	246.1334	78.1377
Post	历史人均邮电业务量	见下文。	35394	32.2272	50.5197
Phone	历史固定电话普及率	见下文。	34145	0.0834	0.0657
lnhhinc	家庭收入	对家庭收入缩尾1%后取对数。	37214	10.8174	1.4119
risk_prefer	风险偏好	取值范围为1-5, 越高越偏好风险。	37214	2.0715	1.2145
rural	农村户口	家庭所处地区为农村=1, 否则为0。	37214	0.1898	0.3922
hhsiz	家庭人口数	家庭人口数量。	37214	3.0117	1.4420
gender	性别	男性为1, 女性为0。	37214	0.7535	0.4310
age	年龄	户主年龄。	37214	51.5866	15.3354
age_sq	年龄平方	户主年龄平方。	37214	2896.3430	1604.9960
eduy	教育年限	户主教育年限。	37214	10.7471	4.1161
ccp	中共党员	中共党员为1, 否则为0。	37214	0.2029	0.4022
marri	婚姻状况	已婚、同居为1, 否则为0。	37214	0.8511	0.3560
finance_know	金融知识	见下文。	17988	0.1464	0.7037
finance_rep	金融抑制	不满银行服务为1, 否则为0。	11130	0.2734	0.4457

(三) 模型

本文构建了如下的线性回归模型来分析数字金融发展对家庭财产性收入和财产收益率的影响:

$$\ln pinc_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{it} + \alpha_2 X_{ijt} + \phi_j + \theta_t + \phi_j \cdot \theta_t + \zeta_{ijt}$$

$$pinc_rate_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \beta_2 X_{ijt} + \delta_j + \gamma_t + \delta_j \cdot \gamma_t + \varepsilon_{ijt}$$

其中, $\ln pinc_{ijt}$ 是位于 i 省份的第 j 个家庭在第 t 期财产性收入的自然对数, $pinc_rate_{ijt}$ 为财产收益率, 是本文研究的被解释变量。 DFI_{it} 表示 i 省份在第 t 期的数字金融指数, 是本文的主要解释变量。 α_1 和 β_1 表示数字金融指数对财产性收入和财产收益率的边际影响, 根据理论分析的结论, 预期显著为正。 X_{ijt} 代表了该家庭的一系列控制变量, ϕ_j 和 δ_j 代表省份固定效应, θ_t 和 γ_t 代表时间固定效应, 此外, 本文还加入了省份和年份交互固定效应 $\phi_j \cdot \theta_t$ 和 $\delta_j \cdot \gamma_t$ 。 ζ_{ijt} 和 ε_{ijt} 代表残差项, 将标准误差聚类到省级层面。

五、实证研究结果

(一) 基准模型与工具变量法回归结果

本文首先通过建立基准回归模型,对数字金融发展影响财产性收入和财产收益率进行了实证研究,结果如表2中第(1)和第(4)列所示。数字金融的发展对家庭的财产性收入和财产收益率产生了显著的正向影响。数字金融指数每提高1个百分点,将导致财产性收入增加3.6%,财产收益率提高0.007%。考虑到财产收益率的均值只有0.26%,数字金融对财产性收入和财产收益率的提高还是十分显著的。

控制变量的回归结果显示,家庭收入对财产性收入和收益率的提高有显著的促进作用。家庭风险偏好程度越高,则财产性收入和收益率越高。这符合风险收益匹配的金融原理。农村地区的财产性收入和收益率显著低于城镇地区。家庭人口数量对财产性收入和收益率有显著的负向作用。这可能是家庭人口数量越多,负担越重,越难以积累家庭财产获得财产性收入。此外,户主的性别、年龄、中共党员身份和婚姻状况影响不显著,但户主受教育程度显著地提高了家庭的财产性收入和收益率。这表明人力资本的提升对财产性收入和收益率有显著的促进作用。以上回归结果与其他学者的研究基本一致。

由于可能存在遗漏变量和双向因果等影响,基准模型有可能存在内生性问题。为了得到更加可靠的实证结果,本文设计了工具变量法的计量回归检验。借鉴黄群慧等的研究结论^①,互联网的普及与历史上固定电话的普及率有着密切的关系,因为二者之间存在着技术上的关联。另外,邮局业务量也在一定程度上体现了人们在信息技术上的使用程度。这二者可能与数字金融的发展存在着一定的相关关系。同时,历史人均邮电业务量和历史固定电话普及率对当前经济的影响已经随着三十多年的时间推移逐渐消失,所以这两个变量在相关性和排他性方面都能符合要求。因此,本文利用1982年各省份每人邮电业务量(元)(Post)和固定电话普及率(Phone)作为数字金融指数的工具变量。但由于本文所需的数据为面板数据,而这两个变量为截面数据。因此为了获取年份上的变异性,本文借鉴Nunn和Qian^②、黄群慧等人的方法,通过用各省1982年的数据乘同期中国互联网上网人数增长率(获得时间上的变异),构造了两个面板型数据的工具变量。以财产性收入为被解释变量的工具变量实证结果在表2的第(2)、第(3)列。以收益率为被解释变量的工具变量实证结果在第(5)、第(6)列。

表2 基准模型和工具变量法回归结果

	财产性收入			收益率×10000		
	基准模型	工具变量法 (邮电业务)	工具变量法 (固话普及率)	基准模型	工具变量法 (邮电业务)	工具变量法 (固话普及率)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DFI	0.0364*** (0.00197)	0.0448*** (0.00218)	0.0449*** (0.00226)	0.722*** (0.0603)	1.289*** (0.0613)	1.288*** (0.0635)
lnhhincome	0.424*** (0.0263)	0.417*** (0.0268)	0.414*** (0.0269)	7.460*** (0.562)	8.358*** (0.742)	8.383*** (0.757)

① 黄群慧、余泳泽、张松林:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》2019年第8期。

② Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict. *American Economic Review*, 2014, 104(6).

数字金融发展如何影响家庭财产性收入及其分配?

(续表)

	财产性收入			收益率 × 10000		
	基准模型 (1)	工具变量法 (邮电业务) (2)	工具变量法 (固话普及率) (3)	基准模型 (4)	工具变量法 (邮电业务) (5)	工具变量法 (固话普及率) (6)
lnW_prop_asset	0.437*** (0.0156)	0.421*** (0.0190)	0.420*** (0.0198)	-1.520 (0.919)	-1.887* (1.024)	-1.917* (1.058)
risk_prefer	0.229*** (0.0321)	0.253*** (0.0330)	0.251*** (0.0339)	4.260*** (0.695)	5.828*** (1.130)	5.923*** (1.154)
rural	-0.209*** (0.0692)	-0.141** (0.0667)	-0.143** (0.0669)	-6.110*** (1.500)	-5.978*** (1.944)	-5.927*** (1.952)
hhsiz	-0.158*** (0.0183)	-0.162*** (0.0206)	-0.162*** (0.0210)	-1.970*** (0.423)	-2.028*** (0.741)	-2.003*** (0.753)
gender	-0.0750 (0.0631)	-0.0750 (0.0702)	-0.0847 (0.0724)	1.380 (1.040)	0.0852 (1.457)	0.0950 (1.506)
age	-0.00788 (0.0115)	-0.00306 (0.0108)	-0.00515 (0.0113)	-0.474 (0.323)	-0.391 (0.395)	-0.395 (0.407)
age_sq	0.000156 (0.000107)	0.000113 (0.000105)	0.000132 (0.000109)	0.00367 (0.00274)	0.00245 (0.00340)	0.00249 (0.00352)
eduy	0.116*** (0.00785)	0.111*** (0.00710)	0.110*** (0.00725)	0.992*** (0.231)	0.948*** (0.312)	0.978*** (0.317)
ccp	-0.0102 (0.0521)	0.0723 (0.0502)	0.0700 (0.0520)	-2.540* (1.320)	-3.014 (2.189)	-3.375 (2.219)
marry	0.0203 (0.0690)	-0.0223 (0.0723)	-0.0325 (0.0738)	-5.250*** (1.410)	-6.063*** (2.188)	-6.087*** (2.260)
常数	-10.53*** (0.474)	-11.02*** (0.493)	-10.92*** (0.501)	-2.040 (9.380)	-10.11 (12.55)	-10.59 (12.82)
年份、省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份 X 省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	37,214	21,264	20,629	37,214	21,264	20,629
拟合优度	0.211	0.211	0.211	0.088	0.111	0.112

注：括号内为标准差；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

工具变量法的回归结果表明，在控制了内生性之后，数字金融发展对家庭的财产性收入和财产收益率的影响仍然是显著为正的，在1%的水平下显著，这表明基准模型的回归结果是比较可信的。

(二) 异质性讨论

1. 数字金融的子指数回归

为了探究数字金融的不同组成部分对于家庭财产性收入的影响差异，本文利用了数字金融指数

的三个子指数（覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数），以及使用深度的子指数投资业务使用深度指数，替代数字金融指数作为解释变量，进行了实证研究。结果如表3和表4所示。实证结果表明，覆盖广度指数对家庭的财产性收入的影响不显著，可能当地的覆盖广度对某一家庭财产性收入的增加并不明显，但是对财产收益率却产生了负向的影响。而其他三个指数都有正向的影响，尤其是使用深度和投资业务使用深度两个指数的回归系数较大。这表明，一地区的数字金融使用程度越深，则该地区的家庭财产性收入增加的可能性越大，增加的幅度也越大。

表3 数字金融子指数对财产性收入的影响实证结果

财产性收入				
DFI_Cover	-0.000720 (0.000473)			
DFI_Usage		0.0806*** (0.00436)		
DFI_Digit			0.00567*** (0.000307)	
DFI_Invest				0.0214*** (0.00118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份、省份	控制	控制	控制	控制
年份X省份	控制	控制	控制	控制
观测值	37,214	37,214	37,214	30,158
拟合优度	0.211	0.211	0.211	0.213

表4 数字金融子指数对财产收益率的影响实证结果

收益率 × 10000				
DFI_Cover	-0.162*** (0.0171)			
DFI_Usage		1.600*** (0.133)		
DFI_Digit			0.112*** (0.00937)	
DFI_Invest				0.473*** (0.0381)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份、省份	控制	控制	控制	控制
年份X省份	控制	控制	控制	控制
观测值	37,214	37,214	37,214	30,158
拟合优度	0.088	0.088	0.088	0.060

2. 数字金融对财产性收入子成分影响的异质性讨论

财产性收入的组成较为复杂,但每一种子成分受到数字金融的影响可能存在明显的差异。因此本文研究了5种观测值相对较多的财产性收入子成分,分别是股票、基金、金融理财产品、互联网理财产品和人寿保险的收入。研究结果如表5所示,数字金融发展能够明显地促进股票、互联网理财产品和人寿保险的财产性收入,同时会减少基金和金融理财产品的收入。这一结果与我们的分析基本一致:数字金融发展促进了人们投资股票等风险资产,同时有利于金融知识的增加,这些都可能促进股票收益和人寿保险分红的增加,而互联网理财受数字金融的影响更加明确直接。同时由于数字金融的发展,家庭很可能会减少其他投资,来增加对互联网理财、股票等的投资,即存在挤出效应。实证结果表明这种挤出效应发生在基金和金融理财产品上最明显。这也符合本文的预期:有了数字金融的渠道后,人们将原本投资于金融理财产品上的资金挪到了互联网理财产品上,总体上增加了其财产性收入。

表5 数字金融对财产性收入子成分影响的实证结果

	股票	基金	金融理财	互联网理财	人保分红
DFI	0.212*** (0.0136)	-0.124*** (0.0207)	-0.632*** (0.0384)	0.0111*** (0.00167)	0.351*** (0.0346)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份、省份	控制	控制	控制	控制	控制
年份X省份	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,357	767	1,234	1,764	973
拟合优度	0.372	0.390	0.272	0.191	0.233

(三) 数字金融影响财产性收入的机制探讨

根据前文理论分析的部分,数字金融对家庭财产性收入的促进作用至少是通过缓解金融抑制和增进金融知识这两种机制实现的,因此本部分对这两种机制进行实证检验。

1. 缓解金融抑制机制

在我国,金融抑制普遍存在,农村地区更加严重。数字金融的发展很有可能缓解金融抑制从而促进投资和财产性收入的增长。因此本文利用CHFS调查中的一个问题“您对目前所获得的银行服务的总体评价是”对金融抑制程度进行度量,选项为“非常满意”“比较满意”“一般”“不满意”“非常不满意”。本文将后三者设定为存在金融抑制,即该家庭不满金融体系的服务,感受到了比较明显的金融抑制;将选择结果为选项前两项定义为不存在金融抑制。数据显示,感受到金融抑制的家庭占比约为27%。根据上述设定将全样本分为存在金融抑制的样本和无金融抑制的样本,分别进行实证分析,以研究数字金融对它们的不同影响。结果如表6所示,表明数字金融对两种样本产生了明显的差异性影响:对于感受到金融抑制的样本,数字金融对于财产性收入和收益率的回归系数分别为0.502和12.3,而对于没有感受到金融抑制的样本,回归系数分别为0.022和0.155。也就是说,两种样本的数字金融影响财产性收入和收益率的边际效应之比分别为23倍和79倍。这验证了本文的研究假设二:金融抑制越严重,数字金融促进财产性收入增长和收益率

提高越显著。

表6 缓解金融抑制机制的实证结果之一

	财产性收入	财产性收入	收益率 × 10000	收益率 × 10000
	抑制样本	无抑制样本	抑制样本	无抑制样本
DFI	0.502*** (0.0375)	0.0220*** (0.00452)	12.30*** (0.734)	0.155* (0.0841)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份、省份	控制	控制	控制	控制
年份 X 省份	控制	控制	控制	控制
Observations	3,043	8,087	3,043	8,087
R-squared	0.193	0.190	0.073	0.054

为了结果更加稳健，本文还将样本分为了城镇样本和农村样本分别考量。由于农村地区的金融供给明显不如城市，金融抑制更加严重，因此根据研究假设二，数字金融促进财产性收入增加和收益率提升的效应在农村应该高于城镇。回归结果如表7所示。对于城镇和农村两种样本，数字金融发展均能促进财产性收入的增加，但是对农村样本的促进作用是城镇样本的4.3倍。而数字金融对城镇家庭的财产收益率无显著影响，但对农村家庭的财产收益率有显著的促进作用。这就验证了我们关于数字金融缓解金融抑制、促进财产性收入增加的理论假设。

表7 缓解金融抑制机制的实证结果二：城乡差异

	财产性收入	财产性收入	收益率 × 10000	收益率 × 10000
	城镇样本	农村样本	城镇样本	农村样本
DFI	0.0253*** (0.00214)	0.110*** (0.00741)	0.0589 (0.0757)	4.060*** (0.213)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份、省份	控制	控制	控制	控制
年份 X 省份	控制	控制	控制	控制
Observations	30,150	7,064	30,150	7,064
R-squared	0.196	0.131	0.084	0.129

2. 增进金融知识机制

为了验证金融知识机制，本文首先参考Rooij等人和尹志超等人关于金融知识的计算方法，采用问卷中是否作答利率计算问题、通货膨胀理解问题、投资风险识别问题，以及是否回答正确该三道问题六个指标，通过因子分析法最终计算得到金融知识指标。金融知识的均值为0.16，和其他学者的计算基本一致。回归结果如表8所示。第（1）列实证研究数字金融对家庭金融知识的影响，

数字金融发展如何影响家庭财产性收入及其分配?

第(2)、(3)、(4)列分别对财产性收入进行实证回归。实证结果表明,数字金融的发展确实对家庭金融知识产生了显著的正向影响,促进了家庭金融知识的积累。而金融知识对于财产性收入的影响也是显著为正的。把金融知识引入基准模型之后,数字金融对财产性收入的边际影响从0.0364下降到0.0306,下降了16%,这进一步地表明,的确存在金融知识的部分中介效应。表9展示了以收益率为被解释变量的实证结果,与财产性收入的结果基本一致,不再赘述。

表8 金融知识机制对财产性收入的实证研究结果

	金融知识	财产性收入	财产性收入
DFI	0.000808*** (0.000205)		0.0306*** (0.00121)
finance_know		0.526*** (0.0514)	0.526*** (0.0514)
控制变量	控制	控制	控制
年份、省份	否	控制	控制
年份X省份	否	控制	控制
Observations	17,988	17,988	17,988
R-squared	0.345	0.215	0.215

表9 金融知识机制对财产收益率的实证研究结果

	金融知识	财产收益率 × 10000	财产收益率 × 10000
DFI	0.000808*** (0.000205)		-0.0205 (0.0265)
finance_know		4.020*** (0.804)	4.020*** (0.804)
控制变量	控制	控制	控制
年份、省份	否	控制	控制
年份X省份	否	控制	控制
Observations	17,988	17,988	17,988
R-squared	0.345	0.051	0.051

六、数字金融如何影响财产性收入差距?

上文对数字金融如何影响财产性收入和财产收益率进行了实证研究。结果表明,数字金融发展的确促进了家庭财产性收入的增长和财产收益率的提升。这种促进效应至少是通过缓解金融抑制和增进金融知识两种机制实现的。但本文感兴趣的另一个问题还没有解决,也就是数字金融发展是否会影响到财产性收入在家庭之间的分布,能否缩小财产性收入的差距?

本文基于Firpo等人和Fernando等人的RIF（再中心化影响函数回归）无条件分位数回归方法，对这一问题进行了实证研究^{①②}。在这里，本文主要关心的是数字金融发展如何影响财产性收入差距，因此采用基尼系数来表示收入差距。为了实证结果的稳健性，本文还用金融财产性收入替换了财产性收入变量进行实证研究。

实证结果如表10所示。数字金融的回归系数显著为负，意味着数字金融的发展可以显著地降低财产性收入的基尼系数和金融财产性收入基尼系数，促进财产性收入差距的缩小。根据上文的理论分析部分，数字金融的特征是长尾效应和普惠特性。它促进金融知识的增长和缓解金融抑制的效果，在发展程度越低的地方越显著，所以最后能够缩小财产性收入差距。实证结果证实了本文的研究假设四。

表10 数字金融对财产性收入差距影响的实证结果

	财产性收入	金融财产性收入
DFI	-0.00250*** (0.000155)	-0.0060221*** (0.0003287)
控制变量	控制	控制
年份、省份	控制	控制
年份 X 省份	控制	控制
Observations	28195	10570
R-squared	0.173	0.0833

七、结论与政策建议

本文对数字金融发展如何影响家庭的财产性收入及其差距进行了较为细致的研究。基于理论分析提出了数字金融影响财产性收入的缓解金融抑制机制和增进金融知识机制，并利用CHFS2011-2017四年的数据进行实证研究。研究表明：第一，数字金融发展促进了家庭财产性收入的增加和收益率的提高；第二，数字金融的子指数中，使用深度、投资业务使用深度对促进家庭财产性收入增长的作用是最显著的；第三，数字金融对不同财产性收入的影响有差异。它能促进家庭股票投资收入、人寿保险分红和网络理财收入的增加，但会减少金融理财产品收入和基金收入，这可能是一种挤出效应；第四，数字金融确实是通过缓解金融抑制和增进金融知识两种机制促进家庭财产性收入增加的，它对农村地区家庭和感受到金融抑制的家庭的促收效应更大。

基于以上研究结论，本文提出如下的政策建议。第一，应当着力发展数字金融业务。数字金融发展既能促进家庭财产性收入的增加，也可以促进收益率的提高，显著提高了家庭的投资效用，进而有利于促进金融资源配置效率的进一步提升，促进家庭增收。同时它还可以改善我国金融抑制现象以及缩小财产性收入差距。因此，政府应当从推动数字基础设施建设、推动数字技术下乡、完善

① Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 2009, 77(3).

② Fernando R A . Recentered influence functions (RIFS) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *The Stata Journal*, 2020, 20(1).

数字经济和数字金融制度建设等方面出发,推动各省市城乡数字金融发展。

第二,应当深度发展数字技术,重视数字金融的使用。对于家庭财产性收入的增长而言,使用深度的影响是最为重要的,而使用深度同时也是未来数字金融深入发展的主要方面。因此,在覆盖广度发展接近“天花板”时,应当着力于促进数字金融向使用深度发展。

第三,进一步促进家庭金融知识的增长。金融知识被证实对家庭投资理财具有重要的正向影响,本文研究发现,拥有较多金融知识的家庭财产性收入也更多。而当前我国家庭金融知识还比较匮乏,政府和金融行业应当大力开展金融知识普及活动,也可以在广播电视或网络媒体上投放正确的理财知识,以促进家庭金融知识的学习。

第四,考虑到互联网金融对于传统金融的挤出效应,传统金融产品也应当借助互联网平台或互联网技术,开展网络推介和营销活动,以降低销售成本、适应时代发展。

How Does the Development of Digital Finance Affect Family Property Income and Its Distribution?

XIAO Wei SHU Xin

[Abstract] The rapid development of digital finance has had a significant impact on Chinese households' financial decisions. This study empirically examines the effects of digital finance development on household property income and its distribution and yields the following conclusions: First, the development of digital finance can promote an increase in household property income and improve its yield rate, and the results remain significant after controlling for endogeneity using the instrumental variable method. This promotional effect is more pronounced in rural areas, indicating the inclusiveness and universality of the digital finance development. In terms of sub-indices, the use depth and digitalization degree indices, along with the investment index under the use depth index, had a greater promotional effect on household property income. Second, the impact of digital finance development on various types of household property income was inconsistent. It promoted returns from stock investments, Internet finance, and life insurance while crowding out returns from fund investments and financial products. Mechanism analysis indicates that the development of digital finance promotes the growth of household property income through two mechanisms: alleviating financial repression and enhancing household financial knowledge. Finally, using an unconditional quantile regression, we find that the development of digital finance can narrow the disparities in property income and return rates.

[Key words] Digital Finance; Property Income; Financial Knowledge

(责任编辑:戴瑶 责任校对:柴云超)