

数字金融与家庭资产流动性——基于 CFPS 的实证研究

曹卓

(湖南师范大学商学院 湖南省长沙市 410012)

摘要: 数字金融的蓬勃发展为家庭经济行为注入了全新的活力。本文基于北京大学数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查(CFPS)的合并匹配数据,深入研究了数字金融对家庭资产流动性的影响。研究发现,数字金融提升了家庭资产流动性,且数字金融的分维度覆盖广度对家庭资产流动性的影响最为显著。同时,机制分析发现,数字金融主要通过提升金融资产投资便利性、缓解信息不对称和促进家庭创业活动三个渠道提升了家庭资产流动性。进一步研究还表明,数字金融对城镇、东部地区和高收入家庭的家庭资产流动性的提升作用显著大于乡村、中西部和中低收入家庭。数字金融的发展存在马太效应——发达地区的家庭资产流动性持续上升,而欠发达地区则相对滞后。本文研究数字金融与家庭资产流动性之间的关系,可为我国扩大内需以及缓解不平衡不充分发展的主要矛盾提供一定的政策制定参考。

关键词: 数字金融; 家庭资产流动性; 覆盖广度; 马太效应

中图分类号: F8 **文献标识码:** A

1 引言

随着中国经济快速增长,家庭财富显著积累,对科学配置资产和维持适当流动性的需求日益迫切。然而,当前家庭资产结构存在明显失衡:住房等非流动性资产占比过高,而金融资产比例偏低。中国人民银行 2019 年报告显示,城镇居民家庭总资产中房产占比高达约 70%,金融资产仅占 20.4%,且其中 88%为低收益存款。这种结构带来双重不利影响,高房产占比导致资产流动性严重不足。研究证实^{[1][2][3]},家庭流动性资产不足是制约消费平滑与跨期优化的关键因素。因此,提升家庭资产流动性对扩大内需至关重要。

数字金融的兴起为解决流动性困境提供了新路径。其通过降低服务成本、扩大覆盖范围,打破了地理壁垒,显著提升了金融服务的便捷性与普惠性。理论上,数字金融可通过便利金融信息获取、促进线上交易、拓展收入来源,以及缓解弱势家庭的信贷约束等方式,有效提升家庭资产流动性。然而,数字金融发展亦存在不平衡不充分问题。研究表明,其普惠性仍受地理空间限制,“数字鸿沟”持续存在^[4]。同时,数字金融发展呈现明显的“马太效应”,资源向优势群体集中^[5]。高度依赖互联网的特性,可能导致低收入群体、农村居民等因设备或条件限制难以充分享受其便利,甚至可能加剧经济差距。

鉴于此,本文核心探讨:数字金融能否显著提升家庭资产流动性?在此过程中是否存在不平衡问题?本文的贡献在于:第一,首次系统研究数字金融对家庭资产流动性的影响,填补了该领域的研究空白;第二,深入探究其影响路径,丰富了数字金融与家庭金融的理论体系,并拓展了对数字金融发展不平衡问题的认识;第三,为家庭优化资产配置和投资决策提供实践指导,也为国家扩大内需、缓解发展不平衡矛盾提供了有益的政策参考。

2 文献综述

家庭资产流动性的影响因素研究多聚焦于个体、家庭及宏观维度。个体特征方面,研究发现个人未来规划导向、风险承受能力、储蓄偏好、年龄及教育水平均与家庭资产流动性呈负相关,具体表现为:已婚者资产流动性高于单身者,求职期间流动性较低,在职期间流动性减弱^[6]。此外,健康恶化会提高流动性需求,促使流动性资产增加与非流动性资产减少,进而提升整体资产流动性^[7]。

家庭特征层面：户主年龄增长与受教育年限延长通常伴随家庭资产流动性提升。而家庭成员较多、缺乏养老保障或为农业户籍的家庭，其资产流动性普遍较低。此外，家庭净利润与净资产通常抑制金融资产中的现金配置比例，表明富裕家庭的资产流动性反而较低。研究表明，流动性约束促使家庭形成差异化资产组合，为保障未来消费，受约束家庭偏好持有高流动性资产。另有研究发现，家庭债务规模扩张会导致其资产流动性下降^[8]。同时，面临收入风险的家庭倾向于减少风险资产、增加非流动资产，从而降低资产流动性。

宏观环境因素也能显著塑造家庭资产流动性。资金价格和交易成本构成的流动性约束会激励家庭持有高流动性资产，从而提升流动性^{[9][10]}；相反，信贷成本上升则可能促使家庭转向可抵押资产以增强抵押能力，导致流动性下降。重大事件（如新冠疫情）可能加剧流动性紧张^[11]，而社会保障福利减少反而可能显著提升资产流动性^[12]。普惠金融发展有助于家庭优化配置、提高固定资产可变现性以增强流动性^[13]，房产价值升值同样能显著提升流动性水平^[14]。住房投资通常减少流动性资产配置，但房屋净值贷款市场的存在允许家庭通过抵押改善现金流，从而放松流动性约束^[15]。对于背负房贷的家庭，央行基准利率调整直接影响还款额和现金流，进而影响流动性^[3]；特别是利率下降时，由于房贷家庭非流动性资产占比高，可支配收入增加，其流动性往往得以改善^[16]。

尽管家庭资产流动性是家庭金融的核心领域之一，但现有研究多将其（尤其是流动性约束）作为视角来探讨其他细分问题，直接聚焦其本身影响的研究相对匮乏。例如，基于家庭资产构成将消费者划分为 HtM（Hand-to-Mouth，即几乎不持有或仅持有少量流动性资产）与非 HtM 群体的研究，深入揭示了流动性对消费异质性的影响^[17]。然而，明确以流动性约束作为核心被解释变量的研究极为有限。在数字金融与家庭资产流动性的交叉研究中，多数文献关注数字金融如何通过缓解流动性约束来影响消费、创业等行为，或探讨流动性视角下数字金融对这些行为的作用。多项研究表明，数字普惠金融、移动支付等通过减轻流动性约束促进了消费增长或降低了储蓄率，并改善了人力资本投资^{[18][19][20]}。然而，也有研究发现，尽管数字金融确实放松了流动性约束，但这并非其提升消费水平的主要机制^{[21][22]}。这表明，数字金融与家庭资产流动性的关系中可能存在更重要的影响因素和机制，亟待深入探索。

金融发展已被广泛证实是影响家庭金融行为的关键因素，而蓬勃发展的数字金融近年来显著重塑了相关行为。具体表现为，数字普惠金融通过降低参与成本、提升金融可得性和拓宽信息渠道，有效提高了家庭参与金融市场（包括股市）的概率及其风险资产（特别是股票）配置比例^[23]；同时，数字金融发展显著增强了家庭金融资产组合的有效性和多样性，降低了极端风险投资倾向^[24]，并提升了农户参与金融市场的积极性与风险资产配置^[25]；此外，数字金融的深化发展，尤其是使用深度的增加，有助于提升家庭相对收入水平、降低金融脆弱性^[4]，并促进了家庭对商业保险的参与度^[26]。

当前，数字金融主要通过降低参与成本、提升金融服务可得性及促进金融信息获取等机制深刻影响家庭金融各领域。具体表现为，通过增强投资便利性、优化信息获取与提升风险承担水平改善家庭金融资产组合有效性^[24]；通过降低参与门槛、拓宽金融服务覆盖面和信息渠道优化家庭资产配置^[23]；通过提高金融可得性与使用性，激发投资及创业行为，从而提升家庭收入水平并降低脆弱性^[4]；此外，还通过减少交易成本、增加保险服务可及性、提升金融知识与社会互动水平，显著促进家庭参与商业保险^[26]。

然而，当前直接探讨数字金融对家庭资产流动性影响的文献仍显匮乏。因此，深入研究其作用效应与潜在路径，不仅能显著充实现有数字金融与家庭金融领域的研究成果，更能为有力促进两者的交叉融合研究，探究可能存在的影响因素和机制。

3 理论分析与研究假说

随着数字金融的兴起与蓬勃发展，其影响力已经渗透到社会经济的各个层面，特别是在改善家庭资产流动性方面展现出了前所未有的潜力。首先，数字金融依托移动支付、在线借

贷等工具大幅降低了资金转移、资产变现及融资的交易成本，使家庭能够更灵活地调度资金应对流动性需求。其次，其 24 小时可及性与无物理网点限制的特性，打破了传统金融服务的时空壁垒，使家庭在突发支出或投资机会出现时能即时进行资产转换，显著缩短了流动性调整周期。最后，数字金融平台通过大数据风控和算法匹配，缓解了信息不对称问题，一方面提升信贷可得性，使家庭更易获得短期周转资金；另一方面提供丰富的标准化、低门槛理财产品，促进闲置资金高效转化为高流动性资产。这种“成本削减—效率提升—渠道拓宽”的协同作用，本质上增强了家庭在资产持有形式与现金流管理上的弹性，从而系统性改善了资产流动性结构，进而促进了家庭资产流动性的提升。因此，本文提出第一个研究假说。

研究假说 H1：数字金融能够促进家庭资产流动性的提升

3.1 提升金融资产投资便利性机制

数字金融通过重构金融服务范式，以操作便捷性、产品可及性和决策智能性三维度提升金融资产投资便利性，进而系统性增强家庭资产流动性。首先，操作便捷性根本性压缩交易成本。移动支付平台与手机银行 APP 将传统需线下办理的金融业务转化为指尖操作，突破时空限制。以货币基金为例，家庭可随时通过 APP 实现“T+0”快速赎回，将非生息现金转化为即时可用的高流动性资产。这种“无接触式服务”显著降低了时间成本与操作复杂度，使家庭更主动调整资产组合。2018 年 CHIP 数据显示，中国家庭风险金融资产参与率仅 8.5%，而数字金融普及后，手机端基金申购耗时从传统渠道的 3 天缩短至 3 分钟，直接提升家庭调整资产结构的频次与意愿。其次，产品可及性拓宽流动性资产选择范围。数字平台通过标准化、碎片化设计降低投资门槛。一方面，余额理财、1 元起购基金等产品使小额闲置资金可便捷转化为生息流动资产；另一方面，开放式 API 接口聚合股票、债券、黄金 ETF 等多元化标的，构建“一站式流动性资产池”。这种长尾覆盖能力破解了传统金融的精英化服务局限，使普通家庭能便捷构建包含货币基金（高流动性）、短债基金（中流动性）的阶梯型资产组合，在保障支付需求的同时提升整体收益。最后，决策智能性优化流动性管理效率。大数据风控与智能投顾技术通过双重路径提升便利性。其一，基于消费流水、信用记录的个人化分析，实时生成流动性预警及资产再平衡建议；其二，通过算法推荐匹配家庭风险偏好与期限需求的理财产品，降低自主决策成本。综上所述，本文据此提出第二个研究假说。

研究假说 H2：数字金融能通过提升金融资产投资便利性提高家庭资产流动性

3.2 缓解信息不对称机制

在传统金融体系中，家庭投资者往往面临信息不对称的困境。由于信息获取渠道有限、处理能力不足，他们难以全面了解市场动态、评估投资机会及潜在风险，这导致家庭资产往往集中在少数几个看似安全但流动性较低的投资品种上，如房产等固定资产。根据信息不对称理论，在市场经济活动中，各类人员对有关信息的了解是有差异的：掌握信息比较充分的人员，往往处于比较有利的地位，而信息贫乏的人员，则处于较不利的地位。信息不对称现象的存在使得交易中总有一方会因为获取信息的不完整而对交易缺乏信心，由于信息不对称问题的存在可能造成信息占有优势一方经常会作出“败德行为”和信息占有劣势一方面临交易中的“逆向选择”。对于进行金融产品或资产投资的家庭投资者而言，家庭投资者属于信息劣势一方，金融机构属于信息优势一方，由于信息不对称，家庭投资者对投资交易缺乏信心，担心金融机构的“败德行为”，因此会不进行或只进行少量的金融产品或资产投资。对于经营金融产品的金融机构而言，金融机构处于金融劣势，需要防范于借款人的“逆向选择”行为，金融机构由于无法有效获取借款人的信息，金融机构出于风险防范的目的，会设置投资者的投资入门槛。这两种的直接后果是扭曲了市场机制的作用，误导了市场信息，造成市场失灵，市场效率低下。然而，数字金融通过运用大数据、云计算、人工智能等先进技术，凭借其在数据收集、挖掘、分析及运用方面的独特能力，能够实时搜集、处理并传递海量市场信息，以一种迥异于传统金融的方式，成功地将软性信息转化为硬性信息，数字金融为家

庭投资者提供了前所未有的信息透明度,这不仅使得家庭投资者能够轻松获取市场动态、追踪投资标的的实时价格与交易情况,有效缓解了信息不对称的问题。随着互联网信息资源的日益丰富,家庭得以轻松通过互联网获取金融机构的业务数据、政策导向、运营状况、牌照资质等关键信息,这显著提升了家庭在金融领域的信息获取能力,有效降低了投资风险。同时,数字金融能借助大数据技术进行信息数据的收集、挖掘与分析,从更多的角度和业务记录中获取家庭的数据和信用记录,缓解难以获取弱势群体家庭信息的现状。基于家庭客户的征信记录等数据信息,金融机构识别优质家庭客户,为更多的家庭提供金融服务,促进家庭进行金融产品或资产投资,提高家庭资产中金融资产的份额,提升家庭资产流动性。此外,网络技术的飞速发展不仅重塑了信息传递的模式与路径,更以海量资讯与创新内容对公众产生了深刻的心理影响。社交网络的兴起更是带来了信息的扩散效应,使得家庭能够以前所未有的便捷性接收到多元化的金融信息。随着家庭对金融信息了解的深入,他们对家庭投资理财的金融产品有了更全面的认识,加之数字金融带来的交易成本降低与交易便捷性提升,家庭对金融产品的需求也随之高涨。数字金融还利用数字技术,在精准了解家庭风险偏好的基础上,为投资理财知识相对不足的家庭量身定制投资组合,帮助他们实现预期收益。这种个性化的服务极大地激发了家庭购买金融产品的意愿,进而促进了家庭资产流动性的提升。在数字金融蓬勃发展的背景下,其在家庭资产配置方面的作用日益凸显,通过互联网与大数据技术,数字金融能够精准地向家庭推送金融信息,同时,家庭通过互联网进行在线信息交流,也提升了其社会互动水平。这种社会互动水平的提升,反过来又有助于家庭获取更多金融信息。数字金融凭借其降低信息不对称的能力,有效激发了家庭进行投资交易的热情。它不仅促进了家庭更加主动地参与到金融投资活动中,如购买多样化的金融产品,还显著提高了金融资产在家庭总资产中的比例,从而提升了家庭资产流动性。基于上述分析,本文提出第三个研究假说。

研究假说 H3: 数字金融能通过缓解信息不对称来提高家庭资产流动性

3.3 促进家庭创业活动机制

已有研究明确揭示,数字金融对创业活动有显著推动作用^[27]。数字金融的兴起为家庭创业提供了强大助力,尽管家庭的创业之路常受信贷约束和信息不对称的制约。值得注意的是,张勋等的研究进一步发现,数字金融的发展促进了创业机会的均等分配,尤其为那些物质资本或社会资本较低的家庭打开了创业的新篇章^[28]。数字金融凭借其独特优势,能够有效缓解交易过程中的信息不对称问题,进而显著缓解由此引发的道德风险和逆向选择问题。商业银行的贷款业务,由于部分农村家庭的信用记录难以获取,所以即便这部分家庭的信用良好,银行也会为了降低违约风险而拒绝为这部分家庭提供贷款业务,金融的可得性因此受到影响。数字金融充分利用数字技术,可以从更多的角度和业务记录中获取家庭的数据和信用记录,通过大数据进行统计和分析,对更多的家庭进行资质审查,识别优质家庭,扩大金融服务范围。对于融资者而言,数字金融拓宽了他们的融资渠道,能有效解决融资难、融资贵的问题。数字金融的发展能省去许多传统银行繁琐的审核流程,让更多的家庭能更容易更快地从商业银行获得贷款,作为家庭创业的启动资金。金融发展可以通过促进家庭创业进而提高家庭人均收入水平^[29]。流动性资产能够为创业者提供必要的资金支持。在创业初期,企业通常需要大量的资金来支持日常运营、产品研发、市场推广等活动。流动性资产,如现金、活期存款等,可以随时变现,为创业者提供必要的资金支持,确保企业能够顺利运营。数字金融以其独特的优势,为家庭创业提供了强有力的支持,显著促进了家庭收入的增加。随着家庭收入的增加,家庭可用于投资与消费的资金也随之增多,增强了家庭的经济实力,家庭可以更加积极地参与到金融市场,通过购买金融产品、进行股票投资等方式,进一步优化了家庭资产结构,提升家庭资产流动性。基于上述分析,本文据此提出第四个研究假说。

研究假说 H4: 数字金融能通过促进家庭创业活动来提升家庭资产流动性

4 变量选取与模型设定

4.1 数据来源

本文所采用的数据主要包括两大组成部分：

被解释变量数据：源自中国家庭追踪调查（CFPS）的数据集。本文选取了 2014 年、2016 年、2018 年及 2020 年这四个年度中的家庭库与个人库数据，并将两者在省级层面进行了精确匹配与整合。

核心解释变量数据：采用了北京大学编制的数字普惠金融指数。为规避家庭资产流动性可能对数字金融产生的反向因果问题，本文参照谢绚丽等^[27]的方法，将该指数进行了滞后一期处理。进一步地，为了减小数字普惠金融指数数据间的离散度，本文还对其进行了取对数转换处理。最终，将经过滞后一期处理及取对数转换后的数字普惠金融指数，与相应省级层面的 CFPS 整合数据进行匹配与合并。

针对家庭特征变量家庭人均收入、地区特征变量人均 GDP、每月邮电通讯费、交通通讯支出，本文同样采取了取对数转换的处理方式，以更好地适应数据特性。此外，为了减少极端值对分析结果的影响，我们还进行了 1% 的双侧缩尾处理。在严格筛选并剔除了数据缺失的观测值后，最终构建了一个包含 51,050 个样本的非平衡面板数据集。

4.2 变量选取

4.2.1 被解释变量

家庭资产流动性。家庭资产流动性指的是家庭拥有的各种资产能够在短时间内转变为现金或其他易于变现的资产的能力。宁磊和王敬博学者的研究在构造家庭流动性资产时包括了家庭持有的现金与储蓄账户（包含活期存款与定期存款）、家庭持有的金融类资产，包括政府债券、股票、基金、金融衍生品以及其他金融产品五大类、家庭借给亲戚朋友的借出款等容易变现的资产，同时减去了除房贷之外的家庭其他短期债务^[3]。因此，本文采用家庭的总金融资产减去非房贷的金融负债作为家庭的流动性资产总额，家庭资产流动性的衡量则为（家庭的总金融资产-非房贷的金融负债）/家庭净资产。

4.2.2 核心解释变量

数字金融水平。本文采用北京大学数字普惠金融指数衡量。为了深入探究数字金融的具体哪个维度对家庭资产流动性具有更为显著的影响，本文还纳入了数字金融的三个关键子维度作为分析指标：覆盖广度、使用深度以及数字化程度。其中，覆盖广度反映了数字金融服务所触及的人群范围；使用深度则衡量了某一地区内居民利用数字金融服务的频繁程度；而数字化程度则揭示了传统金融业务通过数字化技术转型为在线、移动或电子化服务的程度。此外，为了有效缓解由反向因果问题引发的内生性问题，在实证分析过程中，我们采用了滞后一期的数字普惠金融指数作为解释变量。

4.2.3 控制变量

家庭资产流动性与户主特征、家庭特征以及家庭所在区域特征之间存在着紧密的关联。为了准确分析并剥离这些潜在因素的影响，本文挑选了一系列控制变量，涵盖户主特征、家庭特征及区域特征三个方面。在户主特征方面，本文考虑了性别、年龄、婚姻状况、受教育年限以及户口类型等变量；家庭特征则包括家庭成员总数和家庭人均收入；至于区域特征，本文纳入了地区经济发展水平（以人均 GDP 的对数形式表示）和地区城镇失业率等指标。所有关于户主和家庭特征的数据均源自中国家庭追踪调查（CFPS）数据库，而区域特征的相关数据则取自《中国统计年鉴》。表 1 详细列出了主要变量的描述性统计信息。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	(1) 观测值	(2) 均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
家庭资产流动性	48,175	0.122	0.397	-1.702	1.896
数字金融取对数	51,050	5.438	0.289	4.798	6.017
覆盖广度取对数	51,050	5.299	0.368	4.495	5.952
使用深度取对数	51,050	5.409	0.334	4.676	6.087
数字化程度取对数	51,050	5.785	0.211	5.384	6.136
年龄	50,825	49.48	14.90	16	95
性别	51,049	0.529	0.499	0	1
学历	50,459	2.853	1.545	1	9
教育年限	49,040	7.946	4.694	0	24
婚姻状态	50,165	0.831	0.375	0	1
健康状况	50,847	0.671	0.470	0	1
当前工作状态	50,353	0.753	0.431	0	1
家庭人口规模	51,050	3.616	1.893	1	21
户口性质	48,588	0.732	0.443	0	1
家庭人均收入取对数	49,762	9.553	1.094	6.267	12.12
地区人均 GDP	51,050	10.85	0.418	10.16	11.96
地区城镇失业率	51,050	3.252	0.602	1.300	4.600

4.3 模型设定

为研究数字金融与家庭资产流动性的关系,本文构建了如下面板双向固定效应模型进行回归分析,具体模型设定如下:

$$\text{Liquidity}_{ict} = \beta_0 + \beta_1 DF_{ic(t-1)} + \beta_2 X_{ict} + \theta_c + \delta_t + \varepsilon_{ict}$$

其中, β_0 表示常数项, ε_{ict} 表示随机误差项, θ_c 为省份固定效应, δ_t 为年份固定效应, 下标 i, c 表示省份 c 中第 i 个家庭, t 表示时间; Liquidity_{ict} 为被解释变量家庭资产流动性; $DF_{ic(t-1)}$ 核心解释变量数字金融指数取对数; X_{ict} 为控制变量, 其中控制变量又为户主特征变量、家庭特征变量和地区特征变量。户主特征变量控制了户主年龄、性别、学历、受教育年限、婚姻状况、健康状况和当前工作状态, 家庭特征变量控制了家庭人口规模、户口性质和家庭人均收入取对数, 地区特征变量控制了地区人均 GDP 和地区城镇失业率。

5 实证分析

5.1 基准回归

本文采用了 OLS 双向固定效应回归模型, 将户主特征变量、家庭特征变量和地区特征变量三种控制变量逐一加入进行回归, 分析了数字金融对家庭资产流动性的影响, 得到基准回归结果如表 2 所示。由表 2 结果可知, 第 (1) (2) (3) 列和第 (4) 列中数字金融对家庭资产流动性的回归系数分别为 0.171、0.172、0.188、0.195, 分别在 10%、10%、5% 和 5% 的水平上显著, 表明数字金融显著地提高了家庭资产流动性。从显著性上看, 数字金融对家庭资产流动性的边际效应为 0.174。这意味着数字金融指数每增加一个标准差, 家庭资产流动性提高的概率将会提升 12.45—14.20 个百分点, 提升幅度比较稳定, 影响相当可观。

在控制变量方面, 由第 (4) 列结果可知, 户主特征变量中的年龄、性别、受教育年限、

婚姻状况、当前工作状态和健康状况的回归系数分别为-0.001、0.014、0.002、-0.020、-0.014、0.009，分别在5%、1%、5%、1%、5%、10%的水平上显著，说明户主的年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、当前工作状态和健康状况能显著影响家庭资产流动性，也就是说年龄小、男性、受教育年限高、有配偶、退出劳动市场和健康的户主的家庭资产流动性更高；家庭特征变量中的家庭人口规模和家庭人均收入的回归系数分别为-0.018、0.019，分别在1%、1%的水平上显著，说明家庭人口规模能显著负向影响家庭资产流动性，家庭人均收入能显著正向影响家庭资产流动性，也就是说家庭人口规模小、家庭人均收入高的家庭资产流动性更高；地区特征变量中的人均GDP的回归系数为-0.131，在5%的水平上显著，说明地区人均GDP能够显著负向影响家庭资产流动性，即人均GDP高的地区，家庭资产流动性偏低。

表 2 数字金融对家庭资产流动性的影响：基准回归

变量名	(1) 家庭资产流动性	(2) 家庭资产流动性	(3) 家庭资产流动性	(4) 家庭资产流动性
数字金融	0.171* (0.086)	0.172* (0.091)	0.188** (0.088)	0.195** (0.077)
年龄		-0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)
性别		0.012** (0.006)	0.014*** (0.005)	0.014*** (0.005)
学历		0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
受教育年限		0.004*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
婚姻状况		-0.052*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.020*** (0.005)
当前工作状态		-0.021*** (0.007)	-0.014** (0.006)	-0.014** (0.006)
健康状况		0.011** (0.004)	0.009* (0.005)	0.009* (0.005)
家庭人口规模			-0.018*** (0.001)	-0.018*** (0.001)
户口性质			-0.016 (0.011)	-0.016 (0.011)
家庭人均收入			0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)
人均GDP				-0.131** (0.061)
地区城镇失业率				0.001 (0.011)
常数项	-0.807* (0.470)	-0.790 (0.494)	-0.975* (0.480)	0.398 (0.811)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	48,175	44,984	43,017	43,017
adj.R-squared	0.023	0.028	0.036	0.036

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

为进一步研究数字金融哪一维度更能显著影响家庭资产流动性，也为了更精确地刻画数字金融对家庭资产流动性的影响效应，本文进一步将数字金融指数分为三个维度：数字金融

覆盖广度、数字金融使用深度和数字金融数字化程度。基于此，分析数字金融哪些维度在影响家庭资产流动性上有着更显著的效果。本文分别将三个维度作为解释变量，将户主特征变量、家庭特征变量和地区特征变量三种控制变量逐一加入回归模型进行回归，得到回归结果如表 3 所示。

由表 3 回归结果可知，无论是否引入控制变量，数字金融的覆盖广度对家庭资产流动性均展现出显著的影响。相比之下，数字金融的使用深度和数字化程度则仅在未引入控制变量的情况下，对家庭资产流动性具有显著影响；一旦加入控制变量，这两者的影响便不再显著。这表明，在数字金融的三个维度中，覆盖广度对家庭资产流动性的推动作用更为显著。可能的解释是，云计算、大数据、移动互联网等先进技术的涌现及其在金融领域的广泛应用，有效地缓解了传统金融服务覆盖面不足的问题。具体而言，这一影响体现在以下几个方面：首先，传统金融机构积极运用互联网手段，不断提升服务质量和效率，从而显著扩大了其服务范围；其次，大型互联网企业凭借其强大的互联网平台优势，积极开展金融业务，不仅降低了金融服务的门槛，还极大地扩展了受益人群，并显著提升了用户体验；最后，网络借贷、众筹、互联网理财等新型互联网金融创新模式的蓬勃发展，更是极大地推动了普惠金融的深度和广度，使得更多家庭能够享受到便捷、高效的金融服务。

表 3 数字金融对家庭资产流动性的影响：分维度回归

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭资产流动性	家庭资产流动性	家庭资产流动性	家庭资产流动性
覆盖广度	0.061*** (0.009)	0.114* (0.066)	0.130** (0.060)	0.143** (0.054)
使用深度	0.055*** (0.009)	0.103 (0.081)	0.100 (0.079)	0.098 (0.080)
数字化程度	0.069*** (0.011)	0.003 (0.068)	0.019 (0.064)	0.038 (0.069)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	47,612	44,441	42,503	42,503
adj.R-squared	0.003	0.028	0.037	0.037

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

5.2 稳健性检验

5.2.1 内生性处理

由于可能存在反向因果和遗漏变量导致的内生性问题。首先，就反向因果问题而言，一个显著的情况就是：在数字金融高度发达的地区，家庭资产流动性往往更为优越，这是因为数字金融的发展能够有效提升家庭资产流动性。然而，这一过程也可能存在反向影响，即家庭资产流动性较高的区域，其金融机构往往能实现更高的收益率，从而加速金融系统的成熟与数字金融的进一步拓展。因此，本文不能排除家庭资产流动性增强可能反过来推动数字金融的反向因果问题。其次，遗漏变量问题同样不容忽视。鉴于影响家庭资产流动性的因素错综复杂，本文难以全面覆盖所有相关变量，这可能导致模型中的遗漏变量偏差，进而影响估计结果的准确性。为解决上述问题，本文使用了工具变量法，参考借鉴谢绚丽等的研究，选择省级互联网普及率作为工具变量进行内生性检验^[27]。这一选择基于以下考量：一方面，省级互联网普及率与本文的核心解释变量——数字金融之间存在着高度

的相关性，满足了工具变量应具备的相关性条件；另一方面，它与被解释变量——家庭资产流动性的直接相关性较低，符合工具变量的外生性要求。因此，从初步分析来看，省级互联网普及率作为工具变量是有效的。

表 4 第 (1) 列报告了工具变量第一阶段的结果，由表 4 第 (1) 列的回归结果可知，工具变量省级互联网普及率与数字金融在 5% 的水平上显著正相关，也就是地方的互联网普及率越高，该省的数字金融水平越高。另外，通过弱工具变量检验，得出其 F 值为 10723.5，大于 10，说明了该工具变量通过了弱工具变量检验。由第 (2) 列所示的第二阶段估计结果中数字金融对家庭资产流动性的回归系数可知，其回归系数为 0.383，数字金融在 5% 的水平上显著促进了家庭资产流动性的提升。此外，通过内生变量检验，检验得出其 P 值为 0.552，大于 0.1，无法拒绝原假设 H0：变量是外生的，说明该工具变量满足外生性假设，该工具变量是有效的。

表 4 数字金融影响家庭资产流动性的内生性处理：工具变量法

被解释变量	(1)	(2)
	数字金融	家庭资产流动性
数字金融		0.248** (0.102)
省级互联网普及率	0.007*** (0.001)	
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测数	43017	43017
adj. R-squared	0.991	0.038

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

5.2.2 更换解释变量

此外，为了进一步增强研究结果的稳健性，本文进行了一系列的稳健性检验，其中包括替换被解释变量和解释变量。

本文首先采用了金融科技指数作为数字普惠金融指数的替代指标。该金融科技指数的构建参考了盛天翔和范从来学者的研究^[30]，汇总了 2011 至 2017 年间各省份关于金融科技相关关键词的百度搜索指数，进而形成了金融科技指数。选择金融科技指数作为替代变量的理由在于其两大显著优势：一方面，金融科技相关关键词的搜索指数能够在一定程度上映射出金融科技的实际发展状况；另一方面，这些关键词的百度搜索指数数据详细到了各省份及具体年份，完美契合了本文对于省级面板数据的需求。

由表 5 的第(1)列估计结果可知，金融科技指数对家庭资产流动性的回归系数为 0.187，在 10%的水平上显著，说明金融科技指数能显著正向的影响家庭资产流动性，结论依然稳健。

5.2.3 更换被解释变量

本文使用西南财经大学家庭金融调查数据库 (CHFS) 数据重新进行回归估计，由表 5 结果可知，数字金融对家庭资产流动性的影响依然显著为正，表明结论稳健。

5.2.4 加入交互固定效应

鉴于本文所应用的回归模型为时间与省份双向固定效应模型，可能存在随时间变化的省

层面不可观测因素，以及同时随省份、个体及时间变化的不可观测因素，这些因素可能导致内生性控制不够充分。为此，本文采用了 Moser 和 Voena 提出的高阶联合固定效应方法^[31]，并进一步引入了年份与省份的交互固定效应。如表 5 第(3)列所示，在纳入年份与省份交互固定效应后，数字金融对家庭资产流动性的影响均保持正向显著，与前文结论一致。此外，高阶联合固定效应方法设计在某种程度上模拟了配对随机试验的逻辑，即在高度相似的个体对中随机选择一个进行干预以评估效果，每次估计结果可能因配对差异而有所变化。经过多次检验与估计，本文一致得出数字金融对家庭资产流动性具有显著正向影响的结论，验证了结果的稳健性。

表 5 稳健性检验

变量名	(1) 更换解释变量	(2) 更换被解释变量	(3) 交互固定效应
数字金融		0.053** (0.048)	0.383*** (0.087)
金融科技指数	0.187* (0.098)		
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
交互固定效应	No	No	Yes
观测值	43,212	17,443	43,017
Adj. R-squared	0.034	0.010	0.030

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

5.3 机制分析

5.3.1 提升金融资产投资便利性

数字金融是否能通过提升金融资产投资便利性，提升家庭资产流动性？本文以家庭中是否持有金融产品资产衡量金融资产投资便利性，即 CFPS 家庭调查问卷中的“是否持有金融产品”问题回答为是，则定义为虚拟变量 1；若家庭对“是否持有金融产品”问题的回答为否，则定义为虚拟变量 0。

由表 6 的第(1)列估计结果可知，数字金融对金融资产投资便利性的回归系数为 2.088，在 1%的水平上显著为正，说明数字金融能通过提升家庭的金融资产投资便利性，提升家庭的资产流动性，提升金融资产投资便利性这一路径机制是有效的。

5.3.2 缓解信息不对称

社会互动是影响家庭参与金融市场的一个重要渠道。数字金融弥补了一些家庭金融信息渠道狭隘的弱势，通过为家庭提供众多金融市场产品信息，促进家庭参与金融市场。由于社会互动的频率与其费用高度相关，即社会互动频率越高，在社会互动上的支出就越高，因此本文采用每月邮电通讯费作为社会互动的代理变量进行回归估计。

由表 6 的第(2)列估计结果可知，数字金融对每月邮电通讯费的回归系数为 0.761，在 1%的水平上显著为正，说明数字金融能通过减少信息不对称，提升家庭资产流动性这一路径机制是有效的。

5.3.3 促进家庭创业活动

CFPS 数据调查问卷中设置了“是否有人从事个体私营”这一问题，本文将回答“是”的赋值为 1，判定该家庭有进行创业；反之，赋值为 0，判定该家庭没有进行创业。因此，

本文以家庭中是否有人从事个体私营衡量家庭创业。

由表 6 的第 (3) 列估计结果可知, 数字金融对家庭创业的回归系数为 0.054, 且在 10% 的水平上显著, 说明数字金融能显著正向影响家庭创业, 促进家庭进行创业, 也说明数字金融能通过促进家庭创业活动, 提升家庭的资产流动性, 证明了促进家庭创业活动这一路径机制是有效的。

表 6 数字金融影响家庭资产流动性的机制检验

变量名	(1) 持有金融产品	(2) 每月邮电通讯费	(3) 家庭创业
数字金融	2.088*** (0.550)	0.761*** (0.114)	0.054* (0.028)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测数	44,812	43,219	44,851
adj. R-squared	0.034	0.345	0.053

注: 括号中为企业层面的聚类稳健标准误, ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

5.4 异质性分析

为了深入探究数字金融与家庭资产流动性之间的联系, 本文进一步分析数字金融对不同家庭群体的差异化影响, 本文分别基于国家统计局资料的城乡分类、家庭全部纯收入、是否从事个体私营和户主学历, 将家庭分为不同组别进行异质性分析。

5.4.1 城乡异质性分析

本文根据家庭的基于国家统计局资料的城乡分类, 将家庭分为城镇家庭和乡村家庭两组, 进行回归估计探究城乡家庭的资产流动性差异。

由表 7 的估计结果可知, 在 1% 的显著性水平下, 城镇家庭组的数字金融对家庭资产流动性具有显著的正向影响, 相比之下, 乡村家庭组的数字金融对其家庭资产流动性的影响则未表现出显著性。这一结果表明, 数字金融在促进家庭资产流动性方面, 对城镇家庭的作用更为突出。可能的原因在于, 城镇地区的互联网普及程度较高, 金融机构的网点分布也更为密集。因此, 城镇家庭相较于乡村家庭, 拥有更多的金融资源和禀赋, 能够接触并享受到更为丰富和便捷的金融服务。此外, 城镇家庭的金融素养相较于乡村家庭也较好, 能够进行一定程度的金融资产投资, 也能够更好地利用数字金融的优势, 因此, 数字金融对城镇家庭的资产流动性的提升作用显著; 然而对于乡村家庭, 由于数字鸿沟的存在, 金融机构出于规避风险的考量, 金融机构不愿为低资产、低收入、无固定抵押品的农业户口家庭提供金融服务, 如为此类家庭提供贷款, 这在一定程度上限制了乡村家庭利用数字金融来提升家庭资产流动性; 此外, 数字金融降低了交易成本, 让人们可以足不出户, 在手机上就能接收到各种金融信息和了解到各式的金融产品, 也能直接在手机上购买金融产品和进行交易, 这个特点对于城镇家庭尤为显著, 因为他们更有可能具备使用这些技术和资源的能力和资源。因此, 数字金融对城镇家庭资产流动性的提升作用更加显著。

表 7 异质性分析: 城乡

变量名	(1) 城镇	(2) 乡村
数字金融	0.265*** (0.093)	-0.014 (0.089)

控制变量	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测数	21,104	21,219
adj.R-squared	0.046	0.020

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

5.4.2 地区异质性分析

本文根据家庭的所处省份，将家庭分为东部地区家庭、中部地区家庭和西部地区家庭三组，进行回归估计探究不同地区家庭的家庭资产流动性差异。

由表 8 的估计结果可知，数字金融在 1%的水平上显著正向影响东部家庭资产流动性，在 10%的水平上正向显著中部家庭资产流动性，而数字金融对西部家庭资产流动性的影响不显著。另外，本文还进行了组间系数差异性检验，基于似无相关的检验方法，得到结果在 10%的水平上显著，表明东部地区家庭与西部地区家庭两组的系数差异显著。因此，这表明，数字金融对东部地区家庭资产流动性的促进作用相较于中部地区和西部地区家庭更加显著，其次数字金融对中部地区家庭资产流动性促进作用又比西部地区家庭更加显著。可能的解释是东部地区拥有更为完善和健全的金融基础设施，以及更高的互联网普及率，相较于中部和西部地区具有明显优势。中部地区虽然在这两个方面不及东部，但仍优于西部，从而在一定程度上也享受到了数字金融的红利。此外，数字鸿沟的存在加剧了地区间的不平等。对于中西部地区家庭而言，数字金融的发展可能不仅未能充分提升他们的资产流动性，反而可能因为资源向东部地区的倾斜，导致这些家庭在获取资源和机会上处于更加不利的地位，特别是对于尚未接入互联网的家庭而言，其家庭资产流动性的提升更是面临挑战。

表 8 异质性分析：地区

变量名	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
数字金融	0.544*** (0.141)	0.219* (0.114)	0.153 (0.087)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测数	20,945	13,954	13,276
adj. R-squared	0.031	0.009	0.011

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

5.4.3 家庭收入异质性分析

本文参考周广肃和李力行学者的研究^[32]，根据家庭全部纯收入，按照家庭全部纯收入的三分位数将家庭分为高收入家庭、中收入家庭和低收入家庭，分别用三组样本进行回归估计，以探究数字金融对不同家庭全部纯收入的家庭资产流动性的异质性影响。

由表 9 估计结果可知，数字金融在 1%的水平上显著正向影响高收入家庭资产流动性，而对中等收入家庭和低收入家庭的家庭资产流动性的影响并不显著。这表明，与中等收入家庭和低收入家庭相比，数字金融对高收入家庭资产流动性的提升作用更大。探究其背后的原因，可能的解释是高收入家庭在金融资源和知识积累上本就具备显著优势，即所谓的金融禀赋和资源禀赋更为丰厚。数字金融的兴起，恰好为这些已经拥有良好金融基础的家庭提供了

更为便捷的投资渠道、更丰富的金融信息以及更充裕的创业资金,从而进一步激发了其家庭资产的流动性。相比之下,低收入家庭和中等收入家庭在金融禀赋上相对较弱,可能由于金融知识的匮乏、金融资源的有限或是风险承受能力的不足,导致数字金融的诸多优势难以在这些家庭中充分发挥。因此,尽管数字金融在全球范围内如火如荼地发展,但对于这两类家庭而言,其对家庭资产流动性的提升作用却显得相对有限。

表 9 异质性分析: 家庭全部纯收入

变量	(1)	(2)	(3)
	低收入	中等收入	高收入
数字金融	-0.073 (0.096)	0.187 (0.123)	0.313*** (0.093)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测数	14,609	14,224	14,180
adj.R-squared	0.029	0.050	0.037

注: 括号中为企业层面的聚类稳健标准误, ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

6 结论与政策建议

数字金融促进了家庭资产流动性的提升,并且数字金融的覆盖广度对家庭资产流动性的提升最为显著。本文通过异质性分析得出,虽然数字金融促进了整体家庭资产流动性的提升,但是数字金融对于部分家庭如乡村家庭、西部地区家庭和中低收入家庭的家庭资产流动性作用并不显著,甚至导致家庭资产流动性的降低。数字金融虽然具有普惠性,但是数字金融也存在发展结构问题,导致了数字鸿沟的产生,不利于部分家庭资产流动性的提升。

政策建议如下:一是要稳步推进数字金融的发展,扩大数字金融的影响,给更多的群体带来数字金融的福祉与便利。二是数字金融要着重扩大数字金融的覆盖广度,提高家庭的金融可得性,以提高家庭资产流动性。三是数字金融要注重发展结构问题,要加大对乡村、西部地区等欠发达地区数字金融建设投入,以及加大对低收入、无互联网设备的家庭的金融帮扶,防止数字金融因数字“鸿沟”而产生新的金融排斥。由于互联网是数字金融发挥作用的载体,因此要完善欠发达地区互联网基础设施的建设,提高其互联网普及率,推进数字金融在欠发达地区的发展。四是政府应出台相关政策鼓励和支持家庭创业活动,提高家庭的收入,提高家庭资产流动性,以此达到促进扩大内需的目的。

参考文献

- [1] 臧旭恒,张欣.中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析[J].经济研究,2018,53(03):21-34.
- [2] 张欣,臧旭恒.家庭资产结构、流动性约束与异质性消费者行为[J].消费经济,2020,36(01):13-25.
- [3] 宁磊,王敬博.收入效应还是房奴效应?——基于中国家庭流动性约束现状分析[J].系统工程理论与实践,2022,42(06):1544-1559.
- [4] 赵亚雄,王修华.数字金融、家庭相对收入及脆弱性——兼论多维“鸿沟”的影响[J].金融研究,2022,(10):77-

- 97.
- [5] 王修华,赵亚雄.数字金融是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J].金融研究,2020,(07):114-133.
- [6] Allen D A ,Maurice M .Future Orientation and Household Financial Asset Liquidity[J].Journal of Financial Counseling and Planning,2018,29(1):121-131.
- [7] 周慧琨,沈吉,龚六堂.中老年人健康状况与家庭资产配置——基于资产流动性的视角[J].经济研究,2020,55(10):193-208.
- [8] 姚玲珍,乔贝.我国家庭债务风险的测度——基于流动性与偿还能力视角[J].中国房地产金融,2023,(01):57-67+76.
- [9] 陈华,杨铖.商业保险、流动性约束与家庭风险金融资产选择[J].投资研究,2021,40(07):4-20.
- [10] 王波.流动性约束、收入不确定性与家庭资产配置[D].西南财经大学,2016.
- [11] 彭艳玲.我国农户创业选择研究[D].西北农林科技大学,2016.
- [12] Catherine S ,Miller M ,Sarin N .Relaxing household liquidity constraints through social security[J].Journal of Public Economics,2020,189104243-104243.
- [13] 姚健,臧旭恒.普惠金融、流动性约束与家庭消费[J].财经理论与实践,2021,42(04):2-9.DOI:10.16339/j.cnki.hdxbcjb.2021.04.001.
- [14] 蔡栋梁,邱黎源,孟晓雨,等.流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于CHFS数据的实证研究[J].管理世界,2018,34(09):79-94.DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2018.09.008.
- [15] 吴卫星,易尽然,郑建明.中国居民家庭投资结构:基于生命周期、财富和住房的实证分析[J].经济研究,2010,45(S1):72-82.
- [16] James C ,Clodomiro F ,Paolo S .Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism[J].The Review of Economic Studies,2020,87(1):102-129.
- [17] A MODEL OF THE CONSUMPTION RESPONSE TO FISCAL STIMULUS PAYMENTS[J].Econometrica,2014,82(4):1199-1239.
- [18] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018,(11):47-67.
- [19] 尹志超,吴子硕,蒋佳伶.移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J].金融研究,2022,(09):57-74.
- [20] 周广肃,丁相元.数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(04):160-179.DOI:10.13653/j.cnki.jqte.20230310.011.
- [21] 张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020,36(11):48-63.DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0168.
- [22] 何宗樾,宋旭光.数字金融如何影响居民消费[J].财贸经济,2020,41(08):65-79.DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.2020.08.005.
- [23] 段军山,邵骄阳.数字普惠金融发展影响家庭资产配置结构了吗[J].南方经济,2022,(04):32-49.DOI:10.19592/j.cnki.scje.390886.
- [24] 吴雨,李晓,李洁,等.数字金融与家庭金融资产组合有效性[J].管理世界,2021,37(07):92-104+7.DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0094.
- [25] 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[J].当代经济科学,2020,42(03):92-105.
- [26] 李晓,吴雨,李洁.数字金融与家庭商业保险参与[J].统计研究,2021,38(05):29-41.DOI:10.19343/j.cnki.11-1302/c.2021.05.003.
- [27] 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[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-

1580.DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2018.03.12.

- [28] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [29] 张龙耀,杨军,张海宁.金融发展、家庭创业与城乡居民收入——基于微观视角的经验分析[J].中国农村经济,2013,(07):47-57+84.
- [30] 盛天翔,范从来.金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J].金融研究,2020,(06):114-132.
- [31] Moser P ,Voena A .Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act[J].The American Economic Review,2012,102(1):396-427.
- [32] 周广肃,李力行.养老保险是否促进了农村创业[J].世界经济,2016,39(11):172-192.DOI:10.19985/j.cnki.cassjwe.2016.11.009.

Digital Finance and Household Asset Liquidity—An Empirical Study Based on CFPS

Cao Zhuo

(School of Business, Hunan Normal University, Changsha, 410012)

Abstract: The burgeoning development of digital finance has infused new vitality into household economic behavior. Based on merged data from the Peking University Digital Inclusive Finance Index and the China Family Panel Studies (CFPS), this paper conducts an in-depth investigation into the impact of digital finance on household asset liquidity. Findings reveal that digital finance enhances household asset liquidity, with the coverage breadth dimension of digital finance exerting the most significant influence. Mechanism analysis further demonstrates that digital finance primarily improves liquidity through three channels: enhancing the convenience of financial asset investment, mitigating information asymmetry, and promoting household entrepreneurial activities. Further research indicates that the liquidity-enhancing effect of digital finance is significantly greater for urban households, those in eastern regions, and high-income families compared to rural households, those in central/western regions, and middle/low-income families. The development of digital finance exhibits a Matthew effect—household asset liquidity continues to rise in developed regions while lagging relatively in less developed areas. This study on the relationship between digital finance and household asset liquidity can provide valuable insights for policymakers seeking to expand domestic demand and address China's principal contradiction of unbalanced and inadequate development.

Keywords: Digital Finance; Household Asset Liquidity; Coverage Breadth; Matthew Effect

作者简介:曹卓(2001—),男,湖南衡阳人,湖南师范大学商学院,应用经济学专业2023级硕士研究生