

DOI: 10.19361/j.er.2022.01.04

数字金融发展会影响居民家庭货币需求吗?

刘 超 李国成*

摘要: 基于数字金融的消费信用和数字借贷功能,本文改进鲍莫尔模型和惠伦模型,运用中国家庭金融调查数据研究数字金融发展对居民家庭交易性和预防性货币需求的影响。研究发现:数字金融发展显著降低了居民家庭交易性和预防性货币需求。机制分析表明,数字金融发展通过增加家庭网购参与,利用数字支付、消费信用和数字货币收益三大机制,强化替代效应,降低交易性货币需求;通过缓解家庭流动性约束,加大转化效应,降低预防性货币需求。此外,脉冲响应结果显示数字金融发展改变了我国货币需求结构,但利率的调节作用减弱了数字金融发展对货币需求结构的冲击效应。这对理解我国货币需求新变化,有效发挥数字金融功能,运用新货币需求理论阐释我国金融发展具有一定借鉴意义。

关键词: 数字金融;货币需求;替代效应;转化效应

中图分类号: F822;F832

一、引言

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,以数字经济为代表的新动能正加速孕育形成。数字金融是金融领域的数字化,泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式(黄益平、黄卓,2018)。随着大数据、区块链、云计算等数字技术的进步,我国数字金融得到迅速发展。根据中国互联网络信息中心发布的第 47 次《中国互联网络发展状况统计报告》,2020 年 12 月,我国移动支付用户规模已达到 8.53 亿。同时,中国人民银行数字货币已在深圳、苏州等城市开展试点,并逐步扩大试点城市规模。数字金融正以低成本、广覆盖的优势,打破金融服务时空限制,提高金融运行效率,对经济社会系统产生积极影响。如数字金融在促进居民消费(Li et al., 2020),增加企业创新(唐松等,2020),支持创业活动(谢绚丽等,2018)等方面表现出推动作用。

数字金融的影响非常广泛,那么数字金融发展会影响居民家庭的货币需求吗? 20 世纪 30 年代资本主义经济危机打破充分就业均衡,造成有效需求萎靡不振,凯恩斯基于此背景从持币动机视角提出了流动性偏好理论,将人们的货币需求划分为交易性货币需求、预防性货

* 刘超,北京工业大学经济与管理学院,邮政编码:100124,电子信箱:liuchao@bjut.edu.cn;李国成(通讯作者),北京工业大学经济与管理学院,邮政编码:100124,电子信箱:liguocheng112808@163.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“高维多目标条件下金融结构系统动态优化与控制”(项目编号:62073007)、国家自然科学基金面上项目“多目标条件下中国金融监管系统优化与风险管理研究”(项目编号:61773029)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

币需求和投机性货币需求,并指出收入会影响交易性和预防性货币需求,利率会影响投机性需求。第二次世界大战之后,随着西方国家经济的恢复和发展,金融管制趋于放松,利率在金融市场的作用更加突出,凯恩斯货币需求理论中利率不会影响交易性和预防性货币需求的设定与现实不符。鲍莫尔模型和惠伦模型发展了凯恩斯货币需求理论,分别证明了利率对交易性和预防性货币需求的负向影响。但是,随着金融创新日益挑战传统的货币需求理论,原有理论基础已不适用于现实背景。数字金融作为当前金融创新的主要表现之一,具备以下三个时代特征,第一,运用大数据、云计算、区块链和人工智能等新技术,产生数字支付、数字融资、数字投资、数字货币、数字保险等新业务模式(Gomber et al.,2017)。第二,凭借边际成本递减和规模经济效应,增强金融服务的普惠性。第三,加大金融脱媒,资金供需双方借助数字金融平台直接进行匹配交易,传统金融中介机构仅负责交易过程的结算和清算功能。以上特征与凯恩斯、鲍莫尔、惠伦等时期的传统因素不同,如数字金融发展革新了金融交易方式,现金支付已发展为数字支付,持有金融资产的范畴早已超出现金和债券两种,还包括数字货币和股票、基金、信托等多种理财产品。同时,传统因素并不具备数字金融的消费信用和数字借贷功能,这都会深刻影响居民家庭的货币需求。上述分析表明,我国数字金融发展早已改变传统理论的现实基础,使得西方传统的货币需求理论无法有效指导我国货币需求政策实践。

因此,为探讨我国数字金融时代货币需求新变化,本文将数字金融因素引入凯恩斯货币需求分析框架,改进鲍莫尔模型和惠伦模型,研究数字金融发展对居民家庭交易性和预防性货币需求的影响。本文可能存在的创新之处如下:一是基于数字金融的消费信用和数字借贷功能,分别改进了鲍莫尔模型和惠伦模型。二是实证研究数字金融发展与货币需求的关系,发现数字金融发展降低了居民家庭的交易性货币需求和预防性货币需求,揭示数字金融发展强化了替代效应和转化效应。这对货币当局把握数字金融时代货币需求新变化,制定相关货币政策具有重要的现实意义。

二、文献综述

随着数字经济的快速发展,数字金融已成为学术界关注的热点问题,数字金融是技术进步推动的金融创新,研究数字金融与货币需求的关系,本质上是探讨金融创新与货币需求的关系。金融创新与货币需求的相关研究由来已久,最早是由 Ireland(1995)从理论分析角度论证了内生性金融创新对货币需求的影响。部分国内学者结合我国实际,指出改革开放后,我国金融市场不断深化改革,金融创新明显提高,成为影响货币需求不稳定的重要因素(范从来,2007)。在货币需求的长期协整关系中,金融创新的作用是高度显著且稳健的(杜浩然、黄桂田,2016)。从技术进步推动金融创新的角度分析,数字金融发展影响货币需求是金融创新的必然结果。一是 20 世纪 60—70 年代,计算机技术在金融领域的应用,催生了 ATM 机、借记卡、信用卡等金融产品,促进了金融电子化,降低了现金需求,产生现金替代效应(李哲、赵伟,2014; Von Kalckreuth et al.,2014)。二是 20 世纪 90 年代末互联网技术与金融结合,产生互联网金融,互联网金融发展主要影响货币支付体系,通过降低交易成本和现金转换成本、提高资金利率等方式,影响货币的交易需求(战明华等,2020)。三是 2009 年以后,移动通讯、大数据、云计算、区块链等数字技术的进步,助推数字金融发展,进而影响货币需求函数的全局稳定性和边际稳定性,尤其影响货币的交易性需求和家庭部门的投机性需求

(许月丽等,2020)。从金融电子化、互联网金融到数字金融的发展演变中可以发现,数字金融是技术进步与金融相结合的前沿创新,是影响货币需求长期且稳定的因素。

目前,数字金融对货币需求的影响研究多从改进传统货币需求理论展开,涉及的主题包括电子货币、第三方支付、移动支付、央行数字货币、加密货币等,反映出不同的数字支付方式对货币需求的影响。如周光友和施怡波(2015)将电子货币引入惠伦模型,发现电子货币发展降低了预防性货币需求。而段伟杰和陈文晖(2020)以 Romer 构造的简单一般均衡家庭货币需求模型为基础,验证了电子货币替代会降低家庭的交易性货币需求。随着第三方支付的兴起,史新鹭和周政宁(2018)基于凯恩斯货币需求理论,从电子货币替代视角出发,理论分析不同类型电子货币对货币需求的影响,发现银行卡支付对现金的替代并不完全,而第三方支付可完全替代。支付体系的创新发展,推动研究进一步细化到移动支付领域,尹志超等(2019)在鲍莫尔-托宾模型中加入移动支付因素,研究发现移动支付显著降低家庭的货币需求,对预防性货币需求的影响大于交易性货币需求。数字经济催生数字货币,相关研究涉及央行数字货币和加密货币。由于加密货币(如比特币)不是主权货币,发行量受限,作为交换媒介的使用十分有限(Bruhl,2017),而央行数字货币是一种主权数字货币,方显仓和胡思宇(2020)通过理论分析指出,央行数字货币一是通过降低现金与银行存款的转换成本而减少货币需求总量;二是通过降低购买理财产品的交易成本而改变货币需求结构,影响货币需求稳定性。

综上所述,现有文献结合不同因素改进了传统货币需求理论,研究支付方式变化对货币需求的影响。但数字支付仅是数字金融的一部分,对数字金融的整体性作用还缺乏深入研究。本文将数字金融发展的时代特征引入凯恩斯货币需求分析框架,基于数字金融的消费信用和数字借贷功能,改进鲍莫尔模型和惠伦模型,从微观角度实证研究数字金融发展对居民家庭货币需求的影响。

三、理论框架

在凯恩斯货币需求理论分析框架下,鲍莫尔和惠伦分别拓展了利率对交易性和预防性货币需求的影响。而数字金融发展所具备的特殊性使其对交易性和预防性货币需求的影响与传统因素不同。理论框架部分将根据数字金融的时代特征,对鲍莫尔模型和惠伦模型进行修正,提出反映数字金融特征的货币需求函数,研究数字金融发展对居民家庭交易性和预防性货币需求的影响。

(一) 交易性货币需求

交易性货币需求是人们为了应付日常交易而愿意持有的一部分货币。鲍莫尔将存货管理理论应用到交易性货币需求的分析中,将货币等同于存货,如果持有过多货币,会减少利息收入,造成机会成本;但持有过少货币,则不能满足日常交易需求,增加额外成本。因此,鲍莫尔模型通过确定最优持币数量,实现持币成本最小化。

鲍莫尔认为,如果投资者以利益最大化为目的,在获得收入与支出之间存在一定的时间间隔。因此,有必要让闲置的现金转化为生息资产,等交易时再行变现。假定投资者每隔一段时间获得一定量的收入 Y ,并在该时间段内连续均匀支出,则期初时收入为 Y ,期末时全部支出完毕,故在这一时间段的平均交易余额为 $\frac{Y}{2}$ 。假定投资者要么全部持有现金,要么持有

债券,当投资者全部持有债券时,获得利息收入最大,但需要支付交易成本。若每次提现的固定手续费为 b ,利息收入大于变现成本,则有利可图,反之,则导致实际损失,所以必须确定一个平衡点,使收益最大。鲍莫尔最终得到如下平方根公式:

$$M_1 = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{2bY}{r}} \quad (1)$$

(1)式表明,交易性货币需求 M_1 与收入 Y 、手续费 b 正相关,与利率 r 负相关。

但是,鲍莫尔模型仅考虑了现金交易和债券投资,在数字金融时代,支付方式已发生巨大变革,产生移动支付、互联网支付等数字支付方式,降低了货币需求之间的交易成本和层次转换成本,加快货币流通速度,满足投资者的流动性需求。同时,数字金融在部分日常交易中提供数字消费信用,本期花费可在下一期固定时点偿还,免收利息和手续费。投资者可将此部分节省的货币兑换为数字货币,减少资金占用,增加数字货币收益。

根据以上数字金融发展的特征,为研究便利,对相关条件进行约束:

1.投资者以三种形式持有金融资产,分别为现金、数字货币和理财产品。现金不支付利息;数字货币指数字化的货币,包括央行数字货币、第三方支付账户货币等,对数字货币支付一定活期收益,利率为 r_d ;理财产品(数字金融理财产品、传统理财产品等)投资范围广泛,涵盖股票、基金、债券、信托、银行存款等领域,其平均市场收益率为 r_c ,且 $r_c > r_d$ 。

2.现金和数字货币可直接进行交易和自由转换,理财产品需到期兑换为现金或数字货币方可交易,兑换手续费为 b 。

3.投资者是利益最大化的追求者,期初选择将所有收入 Y 购买理财产品,在一定时刻出售数量为 K 的理财产品,以满足交易性货币需求。由于数字金融提供数字消费信用,投资者在日常交易中,有 α 比例的交易性货币需求通过出售理财产品满足, $1-\alpha$ 比例通过消费信用满足,理财产品的兑换手续费为 $b \times \frac{\alpha Y}{K}$,消费信用是在下一期固定时点自动偿付,只收取兑换手续费 $b \times \frac{(1-\alpha)Y}{K}$,不存在机会成本。

4.出售的理财产品中兑换成现金的比例为 β ,兑换成数字货币的比例为 $1-\beta$ 。现金持有额为 $\beta \times \frac{\alpha K}{2}$,持有的机会成本为 $\beta \times \frac{\alpha K}{2} \times r_c$,数字货币持有量为 $(1-\beta) \times \frac{\alpha K}{2}$,持有机会成本为 $(1-\beta) \times \frac{\alpha K}{2} \times (r_c - r_d)$ 。

则持有交易性货币需求的总融通成本 C_1 为:

$$C_1 = b \times \frac{Y}{K} + \beta \times \frac{\alpha K}{2} \times r_c + (1-\beta) \times \frac{\alpha K}{2} \times (r_c - r_d) \quad (2)$$

对 C_1 关于 K 求一阶导数并令其为零:

$$\frac{\partial C_1}{\partial K} = \frac{\alpha(r_c - r_d + \beta r_d)}{2} - \frac{bY}{K^2} = 0 \quad (3)$$

从而得到:

$$K^* = \sqrt{\frac{2bY}{\alpha[r_c - r_d(1-\beta)]}} \quad (4)$$

由此得出加入数字金融因素后,在一个支出期内最优货币持有量为 $\frac{1}{2}\sqrt{\frac{2bY}{\alpha[r_c-r_d(1-\beta)]}}$,若去掉数字金融因素,当不存在消费信用和数字货币时,即 $\alpha=1, \beta=1$,在形式上与鲍莫尔模型一致。数字金融发展通过提高支付效率,替代现金执行流通手段职能,为投资者日常交易提供便利,降低交易成本;而且数字货币本身存在一定收益,降低持币成本,减少交易性现金货币需求。同时,数字金融发展通过大数据技术有效识别投资者的信用状况,提供消费信用以满足投资者日常交易需求,减少资金占用,获得更多收益,强化数字金融的替代效应。因此,数字金融发展降低了交易性货币需求。

(二) 预防性货币需求

预防性货币需求来自事物的不确定性,指投资者为应对突发意外而持有的货币需求。惠伦在鲍莫尔模型的基础上引入非流动性成本进行创新。非流动性成本是指一定时期内投资者因为低估某一时期的货币需求而造成的后果,当投资者缺少货币无法完成付款义务时,必须承担非流动性成本,将债券转换为现金,以清偿债务。如果投资者为应对不确定性而持有较多货币,自然会减少非流动性成本,但会牺牲一部分利息收入;反之,如果持有较少的预防性货币,虽减少了机会成本,却增大了非流动性成本。投资者收益最大化取决于预防性成本和机会成本之和的最小值。因此,预防性货币需求的融通成本包含两种:非流动性成本和机会成本。

惠伦模型假设一定时期内的净支出(即支出减去收入) N 大于预防性现金持有量 M_2 ,投资者要将其他资产变现,费用为非流动性成本 d ,一般净支出的概率分布以0为中心,设净支出大于预防性现金持有量($N>M_2$)的概率为 P 。那么持有预防性现金余额的机会成本为 $r\times M_2$,非流动性成本为 $d\times P(N>M_2)$ 。

因此,持有预防性货币需求的总融通成本为:

$$C_2=r\times M_2+d\times P(N>M_2) \tag{5}$$

对概率 $P(N>M_2)$ 作不同假设,可以得到不同的结论。惠伦假定投资者都是风险厌恶者,所以在计算概率时,作最保守的估计。根据切比雪夫不等式,投资者净支出 N 偏离其均值 u 的幅度超过 t 倍净支出标准差 tQ 的概率为 $P(|N|>tQ)\leq \frac{1}{t^2}$,得到:

$$P(|N|>M_2=\frac{M_2}{Q}\times Q)\leq \frac{1}{\left(\frac{M_2}{Q}\right)^2}=\frac{Q^2}{M_2^2} \tag{6}$$

将(6)式代入(5)式可得:

$$C_2=r\times M_2+d\times P(N>M_2)=r\times M_2+d\times \frac{Q^2}{M_2^2} \tag{7}$$

根据最小值取值条件,得到:

$$M_2=\sqrt[3]{\frac{2Q^2d}{r}} \tag{8}$$

(8)式表明,预防性货币需求 M_2 与净支出的方差 Q^2 、非流动性成本 d 正相关,与利率 r 负相关。

但在数字金融发展的情况下,货币需求的转换成本下降,转换速度加快,应对突发意外情况时,兑换为货币只需承担少量惩罚成本。另外,投资者面临流动性约束时,可以通过数

字金融借贷来满足预防性货币需求,但须承担一定的非流动性成本。

根据以上情况,为研究便利,对相关条件进行约束:

1.投资者依然以三种形式持有金融资产:现金、数字货币和理财产品。现金和数字货币可以自由流通,现金不付息,数字货币支付活期利率 r_d ,理财产品不自由流通,支付理财收益 r_c ,且 $r_c > r_d$ 。

2.投资者的预防性货币需求,一部分通过理财产品直接兑换来满足,占 α 比例,另一部分通过数字借贷满足,占 $1-\alpha$ 比例,此时持有预防性现金余额 M_2 的成本有三种:机会成本、兑换成本(手续费、惩罚成本)和非流动性成本。

3.投资者为满足预防性货币需求,将理财产品一部分兑换为现金,占比为 β ,另一部分兑换为数字货币,占比为 $1-\beta$,转换手续费为 b ,收取违约的惩罚成本为 b_f 。数字金融借贷的非流动性成本为 d ,且 $d > b_f$,则预防性货币需求的总融通成本为:

$$C_2 = [\alpha \times \beta \times M_2 \times r_c + \alpha \times (1-\beta) \times M_2 \times (r_c - r_d)] + [\alpha \times M_2 \times b + \alpha \times b_f \times P(|N| > M_2)] + [(1-\alpha) \times d \times P(|N| > M_2)] \quad (9)$$

将(6)式代入(9)式得:

$$C_2 = [\alpha \times \beta \times M_2 \times r_c + \alpha \times (1-\beta) \times M_2 \times (r_c - r_d)] + \left(\alpha \times M_2 \times b + \alpha \times b_f \times \frac{Q^2}{M_2^2} \right) + \left[(1-\alpha) \times d \times \frac{Q^2}{M_2^2} \right] \quad (10)$$

根据一阶条件, C_2 对 M_2 求导得:

$$\frac{\partial C_2}{\partial M_2} = \alpha \beta r_c + \alpha (1-\beta) (r_c - r_d) + \alpha b - \frac{2\alpha b_f Q^2}{M_2^3} - \frac{2(1-\alpha) d Q^2}{M_2^3} = 0 \quad (11)$$

得到:

$$M_2 = \sqrt[3]{\frac{2Q^2(\alpha b_f + (1-\alpha)d)}{\alpha[r_c - r_d(1-\beta)] + \alpha b}} \quad (12)$$

加入数字金融因素后,在一个支出期内最优预防性货币持有量 M_2 为 $\sqrt[3]{\frac{2Q^2(\alpha b_f + (1-\alpha)d)}{\alpha[r_c - r_d(1-\beta)] + \alpha b}}$,若去除数字金融因素,即不存在数字借贷和数字货币,此时 $\alpha = 1$, $\beta = 1$,假设理财产品转换为货币的手续费忽略不计,则 $b = 0$,此时与惠伦模型形式一致。

数字金融通过提供丰富的理财产品,满足投资者不同投资偏好,降低投资者的预防性货币需求。同时,数字金融发展为投资者提供数字借贷便利,使投资者不必持有过多预防性货币,如遇突发事件或面临流动性约束,投资者可以通过数字借贷及时满足预防性货币需求,加大数字金融的转化效应,促进投资者的预防性货币需求向更高层次转化。因此,数字金融发展降低了预防性货币需求。

综上,数字金融发展丰富了投资者金融应用场景,通过数字支付逐渐替代现金,借助数字金融平台丰富的渠道接口,开展投资理财、消费信用、数字借贷、数字保险等服务,为投资者节约货币需求空间,增加投资者的收益,促进货币需求向更高层次转化。特别是数字金融的替代效应和转化效应在消费信用和数字借贷功能中得到强化,进而减少交易性和预防性货币需求。

四、研究设计与基准回归结果

(一)数据来源

本文使用中国家庭金融调查(CHFS)数据,选取西南财经大学2015年、2017年在全国范围内开展的第三轮和第四轮调查,两次调查获得中国大陆除西藏和新疆外29个省(自治区、直辖市)、353个县区,共4万多户家庭的微观数据。CHFS详细调查了家庭人口统计特征、资产与负债、收入支出等内容,尤其在金融资产方面,详细询问现金持有量、活期存款、定期存款、股票、基金、理财产品等金融资产的配置情况(甘犁等,2013),为研究居民家庭的货币需求提供数据支持。数字金融发展与城市数字金融基础设施、经济发展水平、支持政策等密切相关,因此不同城市数字金融发展水平不一。张勋等(2021)使用地级市层面的数字金融指数解释居民家庭的微观行为,结果具有一定的解释力度。本文借鉴张勋等(2021)使用北京大学数字普惠金融指数的城市层面数据作为数字金融发展的代理变量,为了缓解反向因果引起的内生性问题,将数字普惠金融指数滞后一期,即将2014年和2016年城市层面的数字金融指数分别与2015年和2017年的CHFS数据相匹配。在数据处理中,选取2015年、2017年同时得到追踪调查的家庭,剔除缺失值,共获得28356个样本。

(二)变量说明

1.数字金融发展

本文核心解释变量是数字金融发展,参考吴雨等(2020),采用北京大学数字普惠金融指数来衡量,该指数反映了数字技术支持金融发展的总体情况和变化趋势(傅秋子、黄益平,2018),从数字金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度3个维度刻画中国数字金融发展,其中使用深度指标还细分为支付、信贷、投资、货币基金、保险和征信6个三级指标(郭峰等,2020)。为了方便估计结果的汇报,进一步借鉴吴雨等(2021)的做法,将数字金融指数除以10。

2.货币需求

借鉴尹志超等(2019)定义的家庭货币需求结构,将 M_0 定义为家庭持有的现金, M_1 定义为现金和活期存款之和, M_2 指家庭拥有的现金、活期存款、定期存款、股票账户投资金额、基金账户投资金额、理财产品投资金额之和,为减少内生性, M_2 不包括互联网理财产品投资金额,所用数据均来自CHFS。根据凯恩斯货币需求理论定义,交易性货币需求是居民为了应对日常交易而愿意持有的一部分货币。因此,将家庭所拥有的现金作为交易性货币需求的代理变量。预防性货币需求指居民为了应对意外情况而持有的货币需求,使用概率远低于交易性货币需求,仅作为储备预防之用,借鉴周光友和施怡波(2015)选取的指标,使用家庭定期存款作为预防性货币需求的代理变量。由于本文侧重于考察数字金融发展影响居民家庭货币需求量的直接效果,而非结构效果,借鉴彭方平等(2013)采用微观主体货币需求的绝对量来衡量货币需求,并对两种货币需求量进行对数化平滑处理。

3.控制变量

参照以往文献,本文选取的控制变量包括:家庭特征变量(包括除金融资产外的家庭资产、收入、负债、消费、家庭规模)、户主特征变量(年龄、受教育年限、身体健康状况、婚姻状况、风险态度)和地区特征变量(所在城市人均GDP、地区存款水平、地区消费水平),同时控制了省级层面的固定效应,并对部分家庭特征变量和地区特征变量进行对数化平滑处理。

表1给出变量说明和描述性统计。

表 1 变量说明和描述性统计

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差
交易性货币需求	家庭持有的现金余额(元)取对数	28 356	6.76	2.49
预防性货币需求	家庭持有的定期存款(元)取对数	28 356	1.98	4.21
数字金融发展	北京大学数字普惠金融指数/10	28 356	18.06	3.42
家庭资产	家庭除金融资产外总资产(元)取对数	28 356	12.54	1.74
家庭收入	家庭年收入(元)取对数	28 356	10.21	2.11
家庭负债	家庭年负债余额(元)取对数	28 356	5.19	5.43
家庭消费	家庭年消费额(元)取对数	28 356	10.51	0.86
家庭规模	家庭人口规模(人)	28 356	3.52	1.64
户主年龄	年龄大小(岁)	28 356	55.38	13.43
户主受教育年限	受教育年限(年)	28 356	8.85	4.07
户主身体健康状况	虚拟变量,1 为健康,0 为不健康	28 356	0.82	0.38
户主婚姻状况	虚拟变量,1 为已婚,0 为未婚	28 356	0.90	0.30
户主风险偏好程度	虚拟变量,1 为偏好,0 为其他	28 356	0.08	0.27
户主风险中性程度	虚拟变量,1 为中性,0 为其他	28 356	0.26	0.44
户主风险厌恶程度	虚拟变量,1 为厌恶,0 为其他	28 356	0.65	0.47
人均 GDP	家庭所在市当年人均 GDP(元)取对数	28 356	10.92	0.85
地区存款水平	家庭所在市金融机构存款总额(亿元)取对数	28 356	8.75	1.37
地区消费水平	家庭所在市社会消费品零售总额(亿元)取对数	28 356	7.35	1.16

(三) 模型设定

本文根据微观调查数据,采用下述模型检验数字金融发展对居民家庭交易性货币需求和预防性货币需求的影响。由于研究中涉及的连续变量存在大量为 0 的情况,因而采用面板 Tobit 模型进行估计,具体模型设定如下:

$$y_{it}^* = \gamma_0 + \gamma_1 \times DFinance_{it} + \gamma_2 \times Household_{it} + \gamma_3 \times City_{it} + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

$$Y_{it} = \max(0, y_{it}^*) \tag{14}$$

(13)、(14)式中: Y_{it} 为被解释变量,代表交易性货币需求和预防性货币需求, y_{it}^* 表示交易性货币需求和预防性货币需求大于 0 时的观测值, i 表示家庭, t 表示年份,核心解释变量数字金融发展 $DFinance_{it}$ 表示家庭所在城市的数字金融发展水平。控制变量 $Household_{it}$ 表示户主和家庭不同年份的特征变量, $City_{it}$ 表示家庭所在城市的特征变量, ε_{it} 为随机扰动项。

(四) 数字金融发展与居民家庭货币需求的基准回归结果

本文采用面板 Tobit 模型实证检验了数字金融发展对居民家庭交易性和预防性货币需求的影响。表 2 显示,数字金融发展对交易性和预防性货币需求的影响显著为负,这表明数字金融发展降低了居民家庭交易性货币需求和预防性货币需求,验证了理论模型。同时,家庭资产和家庭收入与两种货币需求正相关,说明资产越多,收入越高的家庭,需要的交易性货币需求和预防性货币需求越多,这与凯恩斯、弗里德曼的经典货币需求理论一致;家庭负债与收入和资产相对立,显然与货币需求负相关;家庭消费与交易性货币需求显著正相关,说明消费越高的家庭需要的交易性货币需求越多;家庭规模对预防性货币需求的影响显著为负,表明家庭规模越大,越不利于预防性货币需求的增加。户主年龄与交易性货币需求负相关,与预防性货币需求正相关,根据生命周期理论,随着户主年龄增大,收入会先增加后减少。因此,户主年龄越大,预防性货币需求相应增加,以应对未来的意外情况;而对于日常性交易需求,老年人生活节俭,娱乐消费需求远少于年轻人。户主受教育年限与货币需求正相关,可能是因为教育水平越高的人,收入水平较高,货币需求较大。户主身体健康对货币需求

的影响显著为正,可能是由于户主身体越健康,工作时间更长,收入更高,货币需求增加。户主风险态度对货币需求影响表现出差异性,户主风险偏好程度与预防性货币需求负相关,户主风险厌恶程度与预防性货币需求正相关,这表明偏好风险的家庭喜欢追求更高收益,储蓄意愿较低;而厌恶风险的家庭对预防意外非常积极,主动增加预防性货币需求,以应对未来家庭所遇到的不确定事件。人均 GDP 越高的城市,交易性货币需求越大,预防性货币需求越小,可能是因为人均 GDP 越高的城市,收入水平越高,生活开支更多,交易性货币需求越大;同时家庭的投资理念更先进,为追求更高收益,主动降低预防性货币需求,转化为更高层次的货币需求。地区消费水平与交易性货币需求正相关,与预防性货币需求负相关,但不显著。

表 2 数字金融发展与货币需求基准回归

	(1)	(2)
	交易性货币需求	预防性货币需求
数字金融发展	-0.0608 *** (0.0082)	-0.2914 *** (0.0786)
家庭资产	0.2970 *** (0.0112)	2.8275 *** (0.1195)
家庭收入	0.1192 *** (0.0096)	1.5032 *** (0.1258)
家庭负债	-0.0634 *** (0.0036)	-0.7068 *** (0.0338)
家庭消费	0.3653 *** (0.0228)	0.0066 (0.2095)
家庭规模	-0.0122 (0.0105)	-0.4561 *** (0.0988)
户主年龄	-0.0373 *** (0.0074)	0.1598 ** (0.0639)
户主年龄的平方	0.8092 *** (0.1939)	-1.7929 (1.6839)
户主受教育年限	0.0405 *** (0.0047)	0.4050 *** (0.0419)
户主身体健康状况	0.3512 *** (0.0401)	0.8904 ** (0.3795)
户主婚姻状况	0.0599 (0.0467)	0.3140 (0.4030)
户主风险偏好程度	0.1499 ** (0.0619)	-1.3526 ** (0.5525)
户主风险厌恶程度	0.0740 ** (0.0364)	1.1958 *** (0.3264)
人均 GDP	0.0367 * (0.0216)	-0.4340 ** (0.2016)
地区存款水平	0.0004 (0.0658)	1.2800 ** (0.6109)
地区消费水平	0.0480 (0.0751)	-0.7121 (0.7005)
省份效应	控制	控制
常数项	-6.6004 *** (1.1921)	-59.0928 *** (10.4334)
sigma_u	0.8992 *** (0.0455)	9.3653 *** (0.3249)
sigma_e	2.3611 *** (0.0196)	11.1323 *** (0.2667)
观测值	28 356	28 356

注:*表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$ 。

五、数字金融发展影响居民家庭货币需求的机制分析

本文使用中介效应模型研究数字金融发展影响居民家庭货币需求的机制渠道,在交易性货币需求方面,数字金融发展通过增加家庭网购参与,从而发挥数字支付、消费信用和数字货币收益三大影响机制降低交易性货币需求;在预防性货币需求方面,数字金融发展通过缓解家庭流动性约束,加大数字金融转化效应,降低居民家庭预防性货币需求。中介效应模型设定如下:

$$y_{it}^* = \gamma_0 + \gamma_1 \times DFinance_{it} + \gamma_2 \times Household_{it} + \gamma_3 \times City_{it} + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

$$Z_{it} = \delta_0 + \delta_1 \times DFinance_{it} + \delta_2 \times Household_{it} + \delta_3 \times City_{it} + \varepsilon_{it} \tag{15}$$

$$y_{it}^* = \phi_0 + \phi_1 \times DFinance_{it} + \theta \times Z_{it} + \phi_2 \times Household_{it} + \phi_3 \times City_{it} + \varepsilon_{it} \tag{16}$$

(15)、(16)式中: Z_{it} 代表中介变量,其他控制变量与(13)式一致,表3、表4汇报使用(15)式和(16)的回归结果。

(一)数字金融发展对交易性货币需求的影响机制

在验证数字金融发展降低居民家庭交易性货币需求的前提下,从家庭网购参与视角研究数字金融发展对交易性货币需求的影响机制。家庭成员网购时需要使用数字支付向商家付款,或选择数字金融平台提供的消费信用进行免息支付,在免息期内,家庭可以将资金放入货币基金中获取收益,到下一期约定的时点自动扣除偿还,如支付宝的花呗和余额宝服务。因此,本文使用网购参与反映家庭数字金融使用程度,研究数字金融发展对交易性货币需求的影响机制。其中,家庭网购参与为虚拟变量,参与过网购的家庭取值为1,未参与过网购的家庭取值为0。

表 3 交易性货币需求与家庭网购参与

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	网购参与	交易性货币需求			
数字金融发展	0.1295 *** (0.0053)	-0.0699 *** (0.0083)			
网购参与		0.2482 *** (0.0393)			
数字支付			-0.0369 *** (0.0050)		
消费信用				-0.0268 *** (0.0042)	
数字货币收益					-0.0386 *** (0.0055)
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
户主特征	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-7.4183 *** (0.7580)	-6.5737 *** (1.1921)	-6.6196 *** (1.1922)	-6.1750 *** (1.1927)	-6.4575 *** (1.1920)
sigma_u		0.8935 *** (0.0460)	0.8987 *** (0.0455)	0.8949 *** (0.0457)	0.8983 *** (0.0455)
sigma_e		2.3594 *** (0.0197)	2.3613 *** (0.0196)	2.3633 *** (0.0196)	2.3617 *** (0.0196)
观测值	28 228	28 228	28 356	28 356	28 356

注:*表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$,限于篇幅,控制变量的回归结果未予展示,留存备索,后表同。

首先,表3第(1)列显示数字金融发展增加了家庭网购参与,这得益于数字金融发展为家庭参与网购活动提供支付便利和优惠服务,进而降低家庭交易性货币需求。其次,为研究数字金融发展影响交易性货币需求的机制,对网购参与所使用的数字金融服务进行分解,验证是否存在数字支付、消费信用、数字货币收益三大影响机制。显然,数字支付不需要使用现金,可以降低交易性现金需求,尹志超等(2019)也验证了移动支付降低现金货币需求。本文使用数字金融的子指数来验证,分别使用支付、数字化程度和货币基金业务指数代表数字支付、消费信用、数字货币收益,数字化程度中包含花呗支付笔数和支付金额占比,可以反映消费信用的使用情况,货币基金业务则反映数字货币收益情况。表3第(3)、(4)、(5)列回归结果表明,数字支付、消费信用和数字货币收益与交易性货币需求显著负相关,表明数字金融发展通过数字支付、消费信用和数字货币收益三大影响机制降低交易性货币需求,这与理论分析结果一致。数字金融改变支付方式,直接替代现金执行流通手段,降低交易成本,为居民家庭提供交易便利,同时提供消费信用额度,减少资金占用,获得数字货币收益,强化数字金融替代效应,促进居民家庭交易性货币需求降低。

(二)数字金融发展影响预防性货币需求的中介传导渠道

家庭流动性约束是影响居民家庭预防性货币需求的重要因素,本文借鉴张勋等(2020),采用家庭负债比(总负债/总资产)作为家庭流动性约束的代理变量,若居民家庭的负债比越高,则面临的流动性约束越强。表4第(1)列结果显示,数字金融发展与家庭流动性约束的回归结果显著为负,表明数字金融发展有助于缓解家庭流动性约束。表4第(2)列结果显示,数字金融发展可以通过缓解家庭融资约束,降低居民家庭预防性货币需求。这可能是因为数字金融发展为家庭提供优惠的数字借贷服务,使用成本更低,有效缓解家庭流动性约束,为数字金融的转化效应增加保障,从而降低居民家庭预防性货币需求。同时,为了侧面验证数字金融发展缓解家庭流动性约束这一中介传导渠道,本文使用数字金融的子指数信贷业务进行检验,正如表4第(3)列所示,数字借贷显著降低居民家庭预防性货币需求,表明家庭若临时遇到流动性约束,可以使用数字借贷进行缓解,而无需储备过多的预防性货币需求,这与理论分析结果一致。

表 4 预防性货币需求与家庭流动性约束

	(1)	(2)	(3)
	家庭流动性约束	预防性货币需求	
数字金融发展	-0.0024 *** (0.0002)	-0.3152 *** (0.0795)	
家庭流动性约束		-8.3296 *** (2.9537)	
数字借贷			-0.1911 *** (0.0512)
家庭特征	控制	控制	控制
户主特征	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制
常数项	0.2102 *** (0.0345)	-58.2790 *** (10.4447)	-58.3978 *** (10.4273)
sigma_u	0.0291 *** (0.0010)	9.3531 *** (0.3252)	9.3748 *** (0.3250)
sigma_e	0.0441 *** (0.0006)	11.1461 *** (0.2668)	11.1248 *** (0.2670)
观测值	28 356	28 356	28 356

六、数字金融发展影响居民家庭货币需求的异质性分析

使用数字金融的家庭需要具备一定的基础条件,如家庭成员的知识水平,家庭有无能力承担数字金融使用的相关费用等。同时,城市地区的数字金融基础设施比农村地区更加完善,使得城市地区的家庭在使用数字金融时具备优势条件。因此,不同特征的家庭在数字金融发展影响家庭货币需求中可能存在异质性,尤其对于数字金融使用条件不足的家庭,在数字金融发展影响家庭货币需求中可能存在一定的数字鸿沟,不能有效发挥数字金融的功能。为研究以上因素在数字金融发展影响居民家庭货币需求中的异质性,本文根据户主不同受教育程度、家庭不同收入水平、不同资产水平以及不同户籍类型等特征进行分组回归,结果见表 5。

表 5 居民家庭货币需求的异质性分析

回归样本	交易性货币需求	观测值	预防性货币需求	观测值
(1)按户主受教育程度分组				
专科及以上	-0.0533 ^{***} (0.0195)	3 747	-0.3564 ^{**} (0.1479)	3 747
专科及以下	-0.0633 ^{***} (0.0091)	24 609	-0.2726 ^{***} (0.0928)	24 609
(2)按户籍类型分组				
城市家庭	-0.0559 ^{***} (0.0104)	17 843	-0.3093 ^{***} (0.0917)	17 843
农村家庭	-0.0746 ^{***} (0.0137)	10 513	-0.2417 (0.1605)	10 513
(3)按家庭收入分组				
高收入	-0.0581 ^{***} (0.0135)	10 184	-0.1869 [*] (0.1069)	10 184
中收入	-0.0589 ^{***} (0.0142)	9 236	-0.2882 [*] (0.1547)	9 236
低收入	-0.0740 ^{***} (0.0160)	8 936	-0.5290 ^{**} (0.2153)	8 936
(4)按家庭资产分组				
高资产	-0.0681 ^{***} (0.0137)	9 895	-0.2966 ^{***} (0.1059)	9 895
中资产	-0.0549 ^{***} (0.0136)	9 022	-0.4008 ^{***} (0.1501)	9 022
低资产	-0.0632 ^{***} (0.0162)	9 439	-0.0359 (0.2238)	9 439

表 5 第(1)部分是按照户主受教育程度进行分组,考察户主受教育程度在数字金融发展对居民家庭货币需求的影响中是否存在异质性。结果表明,户主受教育程度在数字金融发展影响家庭交易性货币需求中不存在明显的差异。在预防性货币需求方面,对于户主是专科及以上学历的家庭,数字金融发展对预防性货币需求的影响在 5%的统计水平上显著;对于户主是专科以下学历的家庭,数字金融发展对预防性货币需求的影响更为敏感,在 1%的

统计水平上显著减少。与户主是专科及以上学历的家庭相比,户主是专科以下学历的家庭受知识水平所限,可能所使用的金融产品种类和享有的金融服务更少,持有的金融资产多以储蓄存款为主。而数字金融的优势在于操作程序简单,金融服务范围广泛,更有助于加快户主学历低的家庭预防性货币需求向更高层次转化。

表5第(2)部分使用家庭不同户籍类型进行分组,回归结果表明,数字金融发展对交易性货币需求的影响不存在明显的城乡差异;但是在预防性货币需求方面,数字金融发展更有助于降低城市家庭的预防性货币需求,而对农村家庭的影响不显著,表明农村地区的数字金融发展应进一步加强。可能因为农村地区数字金融的使用条件落后于城市地区,而且农村地区居民思想更为保守,使得数字金融的功能尚未有效发挥,农村地区家庭持有的金融资产仍然以储蓄存款为主。

表5第(3)部分根据家庭收入由高到低划分成三组样本,进行分组回归。结果表明,在交易性货币需求方面,数字金融发展对不同收入家庭的交易性货币需求影响不存在明显差异;在预防性货币需求方面,数字金融发展对高收入和中收入家庭预防性货币需求的影响在10%的统计水平上显著,而对低收入家庭预防性货币需求的影响在5%的统计水平上显著,表明数字金融发展对低收入家庭的预防性货币需求影响更显著。数字金融具有普惠性,开发了针对低收入人群的金融普惠产品,更加关注低收入人群的金融需求。即使部分家庭的收入水平较低,也可以享有数字金融的部分投融资服务,促进低收入家庭预防性货币需求向高层次转化。

表5第(4)部分按照家庭资产由高到低划分成三组样本,进行分组回归。结果发现,交易性货币需求方面与家庭收入分组的结果相同,不同资产的家庭没有显著差异;在预防性货币需求方面,数字金融发展对低资产家庭的预防性货币需求影响不显著。因此,与低资产家庭相比,数字金融发展对高资产和中资产家庭预防性货币需求的影响更大,且在1%的统计水平上显著降低。

此外,使用 Chow Test 对以上四组分样本回归进行组间系数差异检验, P 值均在1%的统计水平上显著,通过检验。

七、内生性处理与稳健性检验

(一) 内生性处理

本文的内生性问题体现在以下方面,一是遗漏变量,影响居民家庭货币需求的因素复杂,比如因遗漏地区特征产生内生性问题。二是反向因果,居民家庭货币需求可能会影响地区数字金融发展水平,已通过采用滞后一期的数字金融指数缓解由反向因果引起的内生性问题。三是统计误差,问卷调查可能存在统计误差,加大内生性问题。鉴于可能存在的内生性问题,本文使用“所在省除本市外的其他地级市的数字金融指数均值”作为数字金融发展的工具变量。由于本市的数字金融发展水平可能与省内其他城市的数字金融发展水平存在关联,但其他城市的数字金融发展水平难以影响本市居民的家庭货币需求。因此,选择“所在省除本市外的其他地级市的数字金融指数均值”作为数字金融发展的工具变量满足设置工具变量的相关条件。表6第(1)列显示,工具变量与数字金融发展在统计上存在明显的相关性,第(2)和第(3)列结果显示数字金融发展显著减少了交易性和预防性货币需求,且一阶段 F 值明显大于经验值 16.38,因而不存在弱工具变量问题。

表 6 工具变量检验

	(1)	(2)	(3)
	数字金融发展	交易性货币需求	预防性货币需求
数字金融发展		-0.0784 *** (0.0094)	-0.2604 *** (0.0924)
工具变量	0.8978 *** (0.0026)		
家庭特征	控制	控制	控制
户主特征	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制
常数项	-15.4089 *** (0.3589)	-6.9429 *** (1.1759)	-60.3508 *** (10.2389)
观测值	28 356	28 356	28 356
一阶段 F 值		11317.6	11317.6

(二) 稳健性检验

本文对基准回归结果进行三方面的稳健性检验,一是四个直辖市与其他城市存在差异,为避免极端值影响,删除直辖市样本后进行回归,表 7 第(1)、(2)列结果显示数字金融发展依然降低了居民家庭交易性和预防性货币需求。二是使用滞后二期的数字金融指数,即采用 2013 年和 2015 年地市级数字金融指数替换原来 2014 年和 2016 年数据作为解释变量,重新进行回归,表 7 第(3)、(4)列结果显示数字金融发展的影响与基本回归结果一致,也进一步缓解由反向因果引起的内生性问题。三是数字金融发展可能模糊交易性和预防性货币需求的界限(周光友、施怡波等,2015),尤其是 M_1 包含现金和活期存款,而活期存款可能混合了交易性和预防性货币需求,会对结果产生一定影响,因此,本文使用家庭货币需求 M_1 来替换被解释变量,验证包含活期存款时结果的稳健性。表 7 第(5)列结果显示,数字金融发展与家庭货币需求 M_1 的回归结果显著为负,表明即使存在活期存款的混合情形,数字金融发展仍会降低交易性和预防性货币需求。通过以上检验,本文认为实证结果稳健。

表 7 稳健性检验结果

	删除直辖市样本		滞后解释变量		替换被解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	交易性货币需求	预防性货币需求	交易性货币需求	预防性货币需求	家庭货币需求 M_1
数字金融发展	-0.0577 *** (0.0086)	-0.2839 *** (0.0862)	-0.0723 *** (0.0094)	-0.3532 *** (0.0906)	-0.0280 *** (0.0093)
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
户主特征	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-7.2914 *** (1.3052)	-57.1614 *** (11.9432)	-6.7040 *** (1.1924)	-59.5792 *** (10.4384)	-3.0287 *** (1.1704)
sigma_u	0.9059 *** (0.0488)	9.5426 *** (0.3735)	0.9007 *** (0.0454)	9.3810 *** (0.3246)	1.0579 *** (0.0344)
sigma_e	2.3791 *** (0.0210)	11.5072 *** (0.3050)	2.3604 *** (0.0196)	11.1189 *** (0.2668)	2.3265 *** (0.0174)
观测值	24 645	24 645	28 356	28 356	28 356

八、进一步分析

上文发现数字金融发展降低居民家庭的交易性和预防性货币需求,那么微观个体货币需求行为的变化是否会对我国宏观货币需求结构产生影响?为进一步考察数字金融发展对我国货币需求结构的影响,探讨利率在数字金融发展影响货币需求中的作用,本文运用 VAR 模型建立脉冲响应函数,基于宏观角度研究数字金融发展对交易性和预防性货币需求的结构性冲击效应。由于国家层面数据不同于居民层面,本文借鉴已有研究分别使用 M_0/M_2 、储蓄存款/ M_2 来反映交易性货币需求和预防性货币需求的宏观结构变化。数字金融发展使用第三方支付规模来反映,利率采用 SHIBOR 一年期平均利率,并设置数字金融发展与利率的交乘项。为保证数据的统一性和完整性,选取 2007—2019 年的季度数据,数据来源于 WIND 数据库。

为了防止 VAR 模型出现伪回归,先对变量进行平稳性检验,通过 ADF 检验发现各变量的一阶差分序列为平稳序列(见表 8)。

表 8 变量说明和平稳性检验

VAR 模型变量	变量定义	观测值	ADF 检验
交易性货币需求占比	M_0/M_2	52	一阶差分平稳
预防性货币需求占比	储蓄存款/ M_2	52	一阶差分平稳
数字金融发展	第三方支付规模	52	一阶差分平稳
利率	SHIBOR 一年期平均利率	52	一阶差分平稳
数字金融发展×利率	数字金融发展与利率的交乘项	52	一阶差分平稳

本文分别构建交易性货币需求多元 VAR 模型和预防性货币需求多元 VAR 模型,通过 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 等检验方法,确定两个 VAR 模型的滞后阶数为二阶滞后。VAR 模型的运行结果见图 1—图 6^①,下面具体分析数字金融发展冲击货币需求结构的脉冲响应结果。

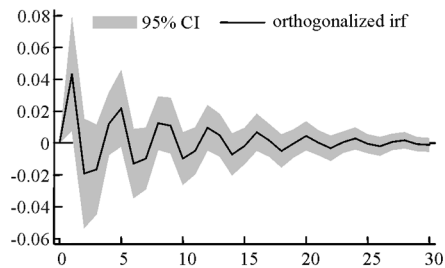


图 1 数字金融发展冲击交易性货币需求

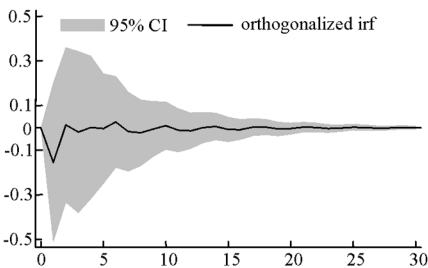


图 2 利率冲击数字金融发展
(交易性货币需求 VAR 模型)

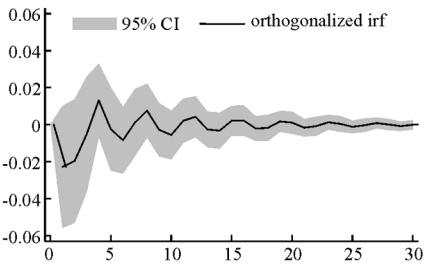


图 3 交乘项冲击交易性货币需求

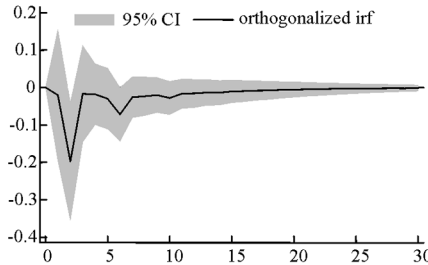


图 4 数字金融发展冲击预防性货币需求

^①限于篇幅,VAR 模型的自相关检验、平稳性检验未展示,留存备索。

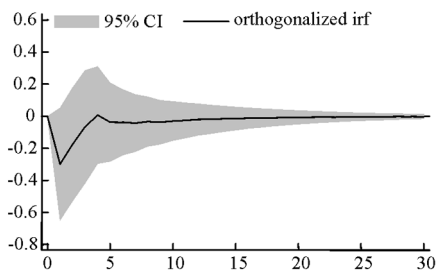


图 5 利率冲击数字金融发展
(预防性货币需求 VAR 模型)

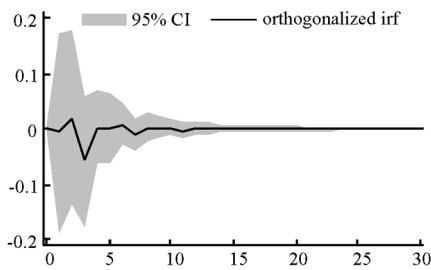


图 6 交乘项冲击预防性货币需求

(一) 数字金融发展对交易性货币需求的脉冲响应分析

数字金融发展对交易性货币需求的冲击呈现明显的波动特征,数字金融发展一单位的正向冲击使得交易性货币需求出现反复波动效应,直到 20 期后逐渐趋于 0,表明数字金融发展对交易性货币需求不存在一致的冲击效应,交易性货币需求可能受到其他因素的冲击更明显。数字金融发展的过程,伴随着利率市场化改革,研究利率在数字金融发展冲击交易性货币需求中发挥的作用具有重要意义。图 2 显示利率对数字金融发展带来短期的负向冲击效应,表明利率上升可能会减弱数字金融发展的作用效果。与图 1 的冲击效应数值相比较,图 3 中数字金融发展与利率的交乘项对交易性货币需求的冲击效应有所降低,说明利率正向冲击减弱了数字金融发展对交易性货币需求的冲击效应,在两者之间发挥一定的调节作用。利率市场化改革,为利率自由波动提供更大的空间,对交易性货币需求的影响更加突出,当利率上升,居民持有现金的机会成本提高,将减少现金持有。因此,图 3 中交乘项对交易性货币需求的冲击以负向效应为主,说明数字金融发展与利率市场化改革的双重冲击,降低了交易性货币需求占比,改变了我国货币需求结构。

(二) 数字金融发展对预防性货币需求的脉冲响应分析

图 4 显示,数字金融发展对预防性货币需求的脉冲响应呈现明显的负向效应,反映我国数字金融发展会造成预防性货币需求占总货币需求的比重下降,使得货币需求结构发生变化。图 4 中负向效应延续多期,呈现先增加后逐渐下降的趋势,直至第 10 期冲击效应趋近于 0,说明数字金融发展对预防性货币需求的负向效应在短期内更为明显。图 5 显示利率冲击对数字金融发展产生负向效应,表明利率上升可能会减弱数字金融发展的作用效果。图 6 得出利率与数字金融发展交乘项的正向冲击对预防性货币需求产生负向效应,但数值上明显小于数字金融自身的冲击效应,表明利率增加调节了数字金融发展对预防性货币需求的部分负向效应。因为利率增加推动储蓄存款收益率提高,部分居民家庭综合考虑资金的安全性与收益性,可能选择继续持有储蓄存款,放弃将预防性货币需求转化为更高层次的货币需求。

综上,数字金融发展改变了我国货币需求结构,其中交易性货币需求占比在数字金融发展和利率的双重冲击下,整体呈现负向效应。预防性货币需求占比在数字金融发展的冲击下,出现明显的下降趋势,表明数字金融发展降低了预防性货币需求的比重。利率在数字金融发展冲击货币需求结构的过程中发挥一定调节作用,减弱了数字金融发展对货币需求结构的冲击效应。

九、结论与启示

长期以来,我国居民受传统观念的影响,居民家庭的货币需求以预防性货币需求为主,加之金融服务体系不健全,货币需求层次不能及时向更高层次转化,造成我国居民储蓄率过高。数字金融发展缩小了我国地区经济发展不平衡所造成的金融服务差距,金融服务的可得性和便利性大幅改善,即使在偏远落后地区也可以快速完成数字支付、投资交易、生活缴费等各种金融活动,改变了居民生活方式和交易习惯。同时,数字金融发展拓宽了居民家庭的投资理财渠道,促进货币需求由低层次向高层次转化。

本文将中国家庭金融调查数据与北京大学数字普惠金融指数相结合,从理论和实证两个方面研究数字金融发展对我国居民家庭交易性和预防性货币需求的影响。主要结论如下:第一,数字金融发展显著降低了居民家庭的交易性和预防性货币需求。第二,数字金融发展通过增加家庭网购参与,从而发挥数字支付、消费信用和数字货币收益三大影响机制的作用,强化数字金融的替代效应,降低居民家庭交易性货币需求。第三,数字金融发展通过缓解家庭流动性约束,加大数字金融的转化效应,降低居民家庭预防性货币需求,同时检验了数字借贷对预防性货币需求的负向影响,侧面印证中介渠道的有效性。第四,异质性分析发现,与农村家庭相比,数字金融发展更有助于降低城市家庭的预防性货币需求;与低资产家庭相比,数字金融发展对高资产和中资产家庭预防性货币需求负向影响更显著。第五,数字金融发展改变了我国货币需求结构,尤其降低了预防性货币需求在总需求中的比重,而利率在其中发挥一定的调节作用,减弱了数字金融发展对货币需求结构的冲击效应。

本文的政策启示如下:第一,发挥数字金融功能,推广数字支付方式,增强数字金融的替代效应,降低交易性现金需求,便利居民生产生活,提高经济金融运行效率。第二,鼓励创新数字金融产品与服务,拓宽居民家庭投融资渠道,提高数字理财和数字货币收益,降低数字借贷成本,加大数字金融转化效应,促进居民家庭预防性货币需求向更高层次转化,降低我国居民储蓄率,推动消费升级。第三,加强农村地区数字金融基础设施建设,支持农村地区数字金融发展,扩大数字金融服务范围,降低数字金融使用成本,保障低资产家庭的数字金融需求。

参考文献:

- 1.杜浩然、黄桂田,2016:《金融创新、资本市场与中国的货币需求——基于1993—2013年季度数据与Divisia货币总量的经验分析》,《经济学动态》第2期。
- 2.段伟杰、陈文晖,2020:《第三方支付、电子货币替代影响交易性货币需求的机理解析》,《浙江社会科学》第5期。
- 3.范从来,2007:《中国货币需求的稳定性》,《经济理论与经济管理》第6期。
- 4.方显仓、黄思宇,2020:《数字货币与中国货币政策转型》,《学术论坛》第2期。
- 5.傅秋子、黄益平,2018:《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》第11期。
- 6.甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双,2013:《中国家庭资产状况及住房需求分析》,《金融研究》第4期。
- 7.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《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19卷第4期。
- 8.黄益平、黄卓,2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- 9.李哲、赵伟,2014:《信用交易与通货膨胀的福利损失——基于货币搜寻理论的视角》,《经济研究》第10期。
- 10.彭方平、连玉君、胡新明、赵慧敏,2013:《规模经济、卡甘效应与微观货币需求——兼论我国高货币化之谜》,《经济研究》第4期。

11. 史新鹭、周政宁, 2018:《电子支付发展、电子货币替代对货币需求的影响研究》,《中央财经大学学报》第12期。
12. 唐松、伍旭川、祝佳, 2020:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期。
13. 吴雨、李成顺、李晓、弋代春, 2020:《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》,《管理世界》第10期。
14. 吴雨、李晓、李洁、周利, 2021:《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》,《管理世界》第7期。
15. 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
16. 许月丽、李帅、刘志媛, 2020:《数字金融影响了货币需求函数的稳定性吗?》,《南开经济研究》第5期。
17. 尹志超、公雪、潘北啸, 2019:《移动支付对家庭货币需求的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据》,《金融研究》第10期。
18. 战明华、王泽涛、汤颜菲、许月丽, 2020:《金融创新如何影响了中国货币需求的流动性陷阱效应——来自金融理财产品的证据》,《财贸经济》第1期。
19. 张勋、万广华、吴海涛, 2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期。
20. 张勋、杨桐、汪晨、万广华, 2020:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》第11期。
21. 周光友、施怡波, 2015:《互联网金融发展、电子货币替代与预防性货币需求》,《金融研究》第5期。
22. Bruhl, V. 2017. "Virtual Currencies, Distributed Ledgers and the Future of Financial Services." *Intereconomics: Review of European Economic Policy* 52(6): 370-378.
23. Gomber, P., J. A. Koch, and M. Siering. 2017. "Digital Finance and Fintech: Current Research and Future Research Directions." *Journal of Business Economics* 87(5): 537-580.
24. Ireland, P. N. 1995. "Endogenous Financial Innovation and the Demand for Money." *Journal of Money Credit and Banking* 27(9): 107-123.
25. Li, J., Y. Wu, and J. J. Xiao. 2020. "The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China." *Economic Modelling* 86(3): 317-326.
26. Von Kalckreuth, U., T. Schmidt, and H. Stix. 2014. "Choosing and Using Payment Instruments: Evidence from German Microdata." *Empirical Economics* 46(3): 1019-1055.

Does Digital Finance Affect Household Money Demand?

Liu Chao and Li Guocheng

(School of Economics and Management, Beijing University of Technology)

Abstract: Based on the consumer credit and digital lending functions of digital finance, this article improved the Baumol model and the Whalen model, using China Household Finance Survey data to study the impact of digital finance development on the transactional and preventive money demand of households. This paper found that the development of digital finance has significantly reduced household transactional and preventive money demand. Mechanism analysis shows that the development of digital finance uses the three major mechanisms of digital payment, consumer credit, and digital currency benefits to increase household participation in online shopping to strengthen the substitution effect and reduce transactional currency demand. The development of digital finance can also alleviate household liquidity constraints, increase the conversion effect and reduce the preventive currency demand. In addition, the impulse response results show that the development of digital finance has changed the structure of currency demand in China, but the adjustment effect of interest rates has weakened the impact of digital finance development on the structure of currency demand. This paper has certain reference significance for understanding the new changes in Chinese currency demand, effectively exerting the function of digital finance, and studying the theory of new currency demand to explain Chinese financial development.

Keywords: Digital Finance, Money Demand, Substitution Effect, Conversion Effect

JEL Classification: E41

(责任编辑:彭爽)