

移动终端应用对中国家庭信贷可得性的影响

张 诚 尹志超

内容提要:近年来,中国移动终端快速普及,在增强居民日常支付便利性的同时,也可能拓宽家庭获取信贷资源的渠道。基于此,本文实证分析移动终端应用对家庭信贷可得性的影响。为克服内生性的偏误,本文选择拥有智能手机作为移动终端应用的工具变量。研究结果显示,移动终端应用显著提高家庭信贷可得性的概率,且主要显著提高家庭正规信贷和网络借贷的概率,说明移动终端有助于拓宽家庭的借贷方式,缓解家庭的信贷约束。进一步分析发现,移动终端增加信贷可得性的主要因素是家庭的消费性信贷需求。机制分析结果显示,移动终端应用通过降低信息不对称、提升个体的风险偏好、增强社会信任和社会互动等渠道,来促进家庭获得信贷资源。异质性分析结果表明,移动终端对金融知识水平较高的群体、受到流动性约束的群体、年轻群体、中西部地区及农村家庭的影响更为敏感。以上研究为理解家庭信贷可得性和移动终端的相关理论提供新的经验依据,为政府普及移动终端、提升数字普惠金融发展水平、拓展家庭融资渠道提供理论依据,同时对相关部门制定信贷政策提供新的参考。

关键词:移动终端 信贷可得 消费信贷 正规信贷 信息不对称 流动性约束

中图分类号:F832.4

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)02-0017-20

一、问题提出

在当今信息技术快速发展、金融与之深度融合的背景下,互联网金融逐步成为中国金融创新的重要组成部分。互联网金融在满足小微信贷群体需求、减少金融市场的信贷配给问题等方面发挥着越来越重要的作用^[1]。一方面,通过建立服务实体经济的多层次金融服务体系满足中小微企业和个人投融资需求,对拓展普惠金融的广度和深度具有深远的意义。移动终端所产生的海量数据有助于推动数字普惠金融的发展。对于资金的供给方面而言,由于借贷双方信息不对称引致较高的服务成本,传统的金融机构不

收稿日期:2022-06-16;修回日期:2022-11-01

基金项目:国家社会科学基金重点项目“移动支付对中国经济的影响”(20AJL016);广东省自然科学基金青年项目“共同富裕背景下家庭负债核算、风险测度及对经济不平等的影响研究”(2021A1515110956);汕头大学科研启动经费项目“负债对中国家庭经济的影响”(STF21003)

作者简介:张 诚 汕头大学商学院助理教授,汕头,515063;

尹志超 首都经济贸易大学教授、博士生导师,通讯作者,北京,100070。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

愿向中小微企业等群体提供金融服务。而移动终端所产生的大数据能够有效缓解信息不对称,实现降本增效,更好地为中小微企业等群体服务。对于资金的需求方而言,移动终端的数据优势有助于提高个体创业成功的概率,优化小微企业的经营决策。移动终端所产生的数据足迹,能够帮助个体或小微企业获得金融服务和信贷支持。另一方面,中国正处于国内国际双循环的转型阶段,各部门高度重视依靠消费内需拉动经济增长的作用。推广互联网金融,对于释放家庭信贷需求、缓解家庭信贷约束、提升家庭消费水平具有积极意义^[2]。

近些年,中国互联网消费金融信贷市场规模快速扩大。艾瑞咨询的调查数据显示,中国的互联网消费金融贷款规模已超过4万亿元。互联网消费信贷规模由2012年的0.018万亿元,增加到2020年的20.2万亿元。与此同时,移动终端业务量增速相对较快,普及率遥遥领先其他国家。根据中国支付清算协会发布的数据,截至2021年底,中国移动终端用户规模达9.04亿,占网民整体的87.6%。

蓬勃发展的移动终端如何影响家庭的信贷行为?一方面,考虑信贷资源的供给方。在互联网金融出现之前,银行等正规金融机构在判断是否发放贷款时,需要对借款方偿还债务的能力和抵押债务风险的能力进行信息收集,耗费大量的人力成本和物力成本^[3]。因此,银行等正规金融机构不愿给初始禀赋较低的群体提供信贷,导致低收入家庭、低财富家庭以及小微企业难以获取信贷资源^[4-5]。而数字普惠金融的迅猛发展,特别是移动终端的快速普及,大大缓解了金融机构和借款方之间的信息不对称。移动终端普及以后,互联网金融机构和第三方支付平台能够精准地获取个体的日常在线财务交易记录,比如个人的消费记录、信用记录及小微企业的交易记录。这些信息可以帮助金融机构和银行快速判断个人的还债能力和小微企业的经营状况,进而判定是否给信贷需求者发放贷款及相应的额度^[6]。另一方面,考虑信贷资源的需求方。随着第三方支付和互联网金融的普及,消费金融市场也同样得到迅猛的发展。支付平台通常和电子购物平台相结合。为了刺激大家的购买需求,第三方支付平台依托自身的平台优势不断推出互联网金融消费产品。同时,消费者在电商平台购物时,也可以进行分期付款。这些内生于支付平台的互联网金融消费产品,极大地满足了个人平滑消费性信贷的需求^[7]。在此背景下,本文重点探究以下几个问题:(1)移动终端是否显著提升了个体的信贷可得性以及背后的机制是什么?(2)个体通过移动终端增加互联网信贷是为满足消费性需求还是经营性需求?(3)移动终端主要提高哪部分群体的信贷可得性?

本文从微观层面探究移动终端对信贷可得性的影响。从现有文献来看,本文可能的边际贡献如下:第一,研究视角较为新颖。本文从移动终端角度来探究家庭信贷可得性的原因,进一步拓展了家庭金融领域的研究。关于家庭信贷可得性方面的已有研究,主要聚焦于人力资本、社会资本和家庭特征等方面。本文在移动互联网和数字普惠金融快速普及的背景下,从移动终端的视角分析家庭信贷可得性,有助于进一步丰富和完善微观层面个体信贷可得性的经验证据。第二,机制分析较为深入。现有文献在分析移动支付对家庭经济行为决策产生影响的机制时,大多从支付便利性、交易成本和信贷约束等方面寻找潜在的影响渠道。本文基于经典的信息经济学理论和交易成本理论,从信息不对称、风险偏好和社会资本视角方面,深入探究移动终端对家庭信贷可得性的影响。第三,异质性分析较为全面。对于不同的群体,移动终端对家庭信贷可得性的影响可能存在显著性的差异。本文进一步分析了移动终端对不同群体家庭信贷可得性的异质性影响。

二、文献回顾与研究假设

(一) 家庭信贷行为影响因素的文献综述

家庭信贷类型包括正规信贷和非正规信贷。正规信贷是以正规银行或金融机构为主导,利率被管制在较低水平上而进行的贷款行为^[8-10],通常用家庭是否有待偿还的正规金融机构贷款来进行衡量^[11-12]。非正规信贷指脱离国家金融监管体系的融资行为,主要来源于亲朋好友的民间借贷和非正规金融组织的借款行为^[13-14]。已有学者主要从人力资本、社会资本和家庭特征等方面进行研究。首先,人力资本对家庭信贷行为产生重要影响。金融知识的匮乏使得中国家庭信贷需求不足、信贷可得性较低以及信贷约束^[15],导致居民有限参与正规金融市场^[16]。而金融知识的提高有助于拓宽借款渠道、降低正规信贷约束的概率^[2,17]、降低贷款利率^[18]。其次,社会资本的视角,主要包括社会信任、社会互动和社会网络关系等方面。孙永苑等(2016)发现社会关系显著提高家庭获得正规信贷的概率,但关系对获得非正规信贷没有显著影响^[10]。高水平的社会资本有助于降低信息不对称、提高家庭获取正规借款的可能性^[19],而不同强度的社会资本对农户家庭信贷行为的影响存在显著差异^[20]。社会互动使得家庭获取借款的可能性增强^[21]。尹志超和潘北啸(2020)研究发现,社会信任提高家庭正规信贷可得性,降低家庭非正规信贷的概率^[22]。有一些学者认为社会网络关系通过降低信息不对称和分散风险来促进家庭获取正规信贷^[23-25]。然后,从家庭特征的视角进行分析。一些学者发现人口结构^[26]、户主年龄^[27]、借款信誉^[4]、家庭收入和劳动力数量^[5]等因素均会影响家庭借款成功的概率及借款额度。

在微观层面,已有文献主要探究了移动终端对家庭经济行为决策的影响。在家庭金融市场参与方面,移动终端通过提升个体的金融素养、增加社会互动和增强保险可得性,能够有效提高家庭参与商业保险市场的概率^[28]。移动支付与储蓄账户相结合,便利个体的支付方式,降低交易成本。一方面,移动终端减少了家庭的货币需求,降低了家庭的现金持有水平^[29];另一方面,移动终端提高家庭配置无风险金融资产的比例,抑制家庭投资风险资产^[30]。与此相反,一些学者研究表明,移动支付通过缓解家庭流动性来增强家庭的金融可得性,进而提高家庭风险资产的配置比例^[31]。在家庭消费方面,移动终端突破空间和时间的限制,有效缓解个体消费时间的不足,提升家庭的消费水平^[32-34]。此外,移动终端通过缓解信贷约束和提升社会资本,能够进一步降低家庭消费不平等^[35]。在主观幸福感方面,移动终端工具能够激发农村家庭的消费潜力,优化家庭的消费结构,从而提升个体的幸福感^[36]。最后,还有一些研究表明移动支付有助于提升家庭创新创业的概率,改善家庭的经济绩效^[37];放大家庭的债务风险^[38]。通过以上的文献梳理不难发现,鲜有研究从移动支付的视角分析家庭的信贷行为。

(二) 研究假设

移动终端是否影响家庭的信贷行为?在直接影响方面,移动终端有助于拓宽家庭的外部融资渠道,缓解家庭的流动性约束^[38]。一方面,移动终端引致的客户信息积累,促进金融机构为家庭提供个性化的金融产品或服务,从而进一步提高居民获得信贷的概率^[6]。个体使用移动终端需要绑定银行卡,使得银行等金融机构能够精准获取个体的信息记录,基于大数据技术快速判断客户的信用风险状况以及偿还贷款的能力^[6],有助于金融机构向个体发放信贷资源。另一方面,移动终端具备为客户提供不同额度信贷服务的功能^[7,39]。移动终端通常与电子购物平台相结合,为刺激客户在购物平台进行消费,商家会不断推出自己的互

联网信贷产品。与此同时,移动终端平台基于用户在支付过程中积累起来的信用积分,会提供相应的信贷服务。移动支付平台所衍生的信贷服务具有无抵押、审核流程简单且放贷快的特点,显著降低金融服务门槛,提高移动终端使用者获取信贷资源的能力^[29]。在间接影响方面,移动终端通过信息不对称、风险偏好和社会资本渠道来影响家庭的信贷可得性。首先,金融中介机构促进金融资本提供者 and 使用者之间的互动和交易。基于经典的信息经济学理论,在传统的金融市场经济活动中,金融机构人员对有资金需求群体的信息了解存在差异。由于借款人与其融资人之间的信息不对称,贷款流动性不足。掌握信息比较充分的人员,往往处于比较有利的地位,易于获取信贷资源,而信息贫乏的人员,则处于比较不利的地位,难以申请到贷款资金。移动终端是金融机构和个体获取信息的主要来源之一,运用大数据和人工智能的技术,能够有效帮助他们降低相关的风险和不确定性。其次,与现金消费相比,人们使用移动终端支付进行消费的支出痛感明显下降,提高家庭过度消费和过度负债的概率,进而可能提升个体的风险感知水平。然后,移动终端在数字普惠金融发展中扮演着重要的角色,作为连接金融机构与个体之间的桥梁,能够突破地理和物理上的界限,促进彼此建立沟通和联系,增强个体和金融机构之间的社会信任和社会互动,改善个体获取信贷资源的能力。基于以上分析,本文提出研究假设 H1。

H1: 移动终端对家庭的信贷可得性具有显著的正向影响。

本文主要从信息不对称、风险偏好和社会资本三个方面分析移动终端影响家庭信贷可得性的机制。

首先,移动终端的普及能够显著降低用户与金融机构之间的信息不对称,提高家庭获取信贷资源的概率。与传统媒介相比,移动终端具备收集和传播信息的优势^[40],能够加强客户和投资者的沟通,并降低信息收集成本。此外,由于网络信息分布广泛,移动终端能够减少信息目标用户之间的信息不对称^[40]。因此,移动终端在提供有关新技术的信息方面发挥着重要作用。传统金融机构在判断是否给个体发放信贷资金时,需要了解家庭的收入和财产水平以判断其偿还贷款的能力和抵押风险的能力^[3]。由于信息不对称问题,金融机构需要花费大量的时间成本和物质成本去搜集信贷需求者的信息。信息不对称引致的逆向选择和道德风险是导致信贷需求者获取信贷的重要阻力^[41]。互联网金融在降低信息不对称、减少金融交易摩擦、拓宽交易边界等方面发挥重要作用^[42-43]。作为互联网金融参与的重要组成部分,移动支付平台作为中介和桥梁,能够有效降低信息不对称,缓解家庭的信贷约束^[44]。此外,依托移动支付平台所建立的数据优势,能够用来精准分析用户的财务信息和信用等级,降低与借款者的信息不对称,改善信贷需求者信贷可得的可能性^[7,45]。基于此,本文提出研究假设 H2。

H2: 移动终端通过降低信息不对称来提高家庭获得信贷资源的概率。

其次,移动终端通过提升个体的风险偏好水平,提高家庭信贷可得性的概率。一方面,移动终端平台附带的金融产品服务具有类似信用卡的功能和特征。人们在使用移动终端平台附带的金融产品服务时,感受到的支付痛苦与现金相比显著下降^[33],从而引起家庭过度消费,放大家庭的财务杠杆^[38]。因此,移动终端在一定程度上能够降低用户的风险感知水平,提高个体的风险偏好水平。另一方面,风险态度与人们的金融决策密切相关^[46]。风险偏好决定了风险成本和风险溢价,进而影响个体的信贷行为和信贷配给^[47]。一些学者从金融知识的视角进行分析,发现金融知识能够改变个体的风险态度,进而影响个体的信贷行为^[48]、股市参与^[49]和创业决策^[50]。移动终端作为普惠金融与数字金融的重要组成部分,可能会提高个体的金融知识水平,改变居民的风险偏好程度,从而影响家庭在金融市场中的融资行为。基于此,本文提出研究假设 H3。

H3: 移动终端通过提高个体的风险承担水平影响家庭获得信贷资源。

然后,移动终端通过提高社会资本,促进家庭获取信贷。基于交易成本理论,一方面,移动终端相比较

于传统的金融机构,天然独立于时间和空间,有助于降低银行的服务成本。移动终端通过克服物理距离和金融排斥等问题,能够有效降低金融机构与个体之间的交易成本,在发展中国家推进普惠金融方面日益发挥重要作用^[51]。另一方面,以社会信任和社会规范为代表的社会资本,能够减少整个社会的信息搜索,降低经济活动中的交易成本^[23-24]。与此同时,数字金融的推广能够加强个体之间的社会互动,提升整个社会的信任感^[7]。此外,移动互联网的普及进一步拓宽人们之间的社会网络,而频繁的社会网络互动有利于家庭参与金融市场并获得信贷资金^[52]。因此,社会资本能够降低交易成本,缓解家庭信贷约束,促进家庭获得金融市场的信贷资源^[10,23-25]。基于此,本文提出研究假设 H4。

H4:移动终端通过提高家庭的社会资本来影响家庭获取信贷资源的概率。

三、模型与变量

(一) 模型设定

由于家庭信贷可得性是二值选择行为,因此,本文运用二值选择模型来分析移动终端对家庭信贷可得性的影响。本文建立如下计量模型:

$$Credit_i^* = \alpha + \beta_1 Mobile_pay_i + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

$$Credit_i = 1(Credit_i^* > 0) \quad (2)$$

其中, $Credit_i$ 是二值变量,表示家庭 i 的信贷可得性,若家庭获得信贷,则赋值为 1,否则为 0。同时,也包括家庭的正规信贷、民间信贷和网络信贷。 $Mobile_pay_i$ 表示家庭使用移动终端的状况,若家庭拥有移动终端则为 1,否则为 0。 X_i 为控制变量, μ_i 为随机误差项。

(二) 数据与变量

本文所使用的数据来源于西南财经大学 2017 年在全国范围开展的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)项目,下面对一些主要的变量进行说明。

1. 信贷可得性

家庭是否获得信贷资源是本文的主要被解释变量,主要包含正规信贷、民间信贷和网络信贷,本文根据问卷对其严格进行界定。如果家庭拥有上面三种信贷的任何一种,本文将定义为信贷可得,赋值为 1;若家庭没有任何一种类型的信贷,则将信贷可得赋值为 0。关于正规信贷和民间信贷,本文参照尹志超和潘北啸(2020)^[22]的定义方式,根据问卷中家庭有正规银行信贷的定义为正规信贷,拥有亲朋好友等民间借贷的定义为民间信贷。关于网络信贷的问题主要包含工商业经营信贷、住房信贷以及消费信贷(指使用蚂蚁花呗、京东白条、分期乐、网络融资等互联网金融形式获取资金),若家庭通过一种及以上方式获取资金,则将家庭定义为网络信贷可得,赋值为 1;否则为 0。

2. 移动终端

家庭拥有移动终端是本文的主要解释变量,本文参照已有文献的定义^[29],对移动终端进行界定。2017 年 CHFS 的问卷详细询问了家庭使用移动终端的情况,本文将家庭日常生活使用移动终端的样本界定为使用移动终端。

3. 控制变量

本文选取了如下的控制变量。其中,个体层面包括:户主年龄、户主性别、户主婚姻、户主工作、户主农村、户主的教育水平及户主的风险偏好。家庭层面包括:家庭 3 岁及以下孩子的数目、4~6 岁孩子数目、7~

15岁孩子数目、家庭规模、家庭拥有自有住房、家庭收入水平、家庭净财富水平、家庭拥有工商业经营。地区层面包括:城市地区房价和省份人均生产总值(GDP)。

变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
信贷可得	39 954	0.275	0.447	0	1
正规信贷	39 954	0.136	0.343	0	1
民间信贷	39 954	0.142	0.349	0	1
网络信贷	39 954	0.053	0.223	0	1
移动终端	39 954	0.292	0.455	0	1
户主年龄	39 949	55.200	14.210	16	102
户主男性	39 953	0.793	0.405	0	1
户主已婚	39 918	0.851	0.356	0	1
户主工作	39 941	0.637	0.481	0	1
户主教育年限	39 954	9.274	4.163	0	22
家庭3岁及以下孩子数目	39 954	0.033	0.186	0	3
家庭4~6岁孩子数目	39 954	0.047	0.219	0	3
家庭7~15岁孩子数目	39 954	0.170	0.447	0	5
家庭拥有住房	39 954	0.905	0.293	0	1
工商业经营	39 953	0.143	0.350	0	1
家庭收入/万元	39 954	8.077	11.174	-595.1	65
家庭净财富/万元	39 954	98.084	183.7	-194	120 0
户主风险偏好	39 954	0.090	0.287	0	1
户主风险中性	39 954	0.305	0.460	0	1
户主风险厌恶	39 954	0.605	0.489	0	1
农村	39 954	0.318	0.466	0	1
家庭规模	39 954	3.173	1.551	1	15
城市房价/万元	39 954	1.751	1.628	0.235	5.094
省份人均GDP/万元	39 954	6.702	2.807	1.900	12.90

注:城市房价数据来源于住房大数据联合实验室数据库,省份人均GDP来源于省级统计年鉴。其他数据来源于2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据。

从表1可知,中国家庭拥有移动终端的比例为29.22%,近三分之一的家庭拥有移动终端,说明中国家庭拥有移动终端的比例较高。家庭信贷可得的平均水平为27.54%,其中家庭参与正规借贷的比例为13.64%,参与民间借贷的比例为14.15%,参与网络借贷的比例为5.26%。家庭的户主特征显示,平均年龄为55.2岁,男性户主占比为79.3%,已婚户主的比例为85.1%,户主的平均教育水平为9.27年。关于户主风险态度的统计显示,仅有9.03%的户主偏好风险,30.5%的户主为风险中性,60.5%的户主为风险厌恶型。家庭中3岁及以下孩子数目、4~6岁孩子数目、7~15岁孩子数目的平均拥有率分别为3.31%、4.65%、17%,家庭的平均

规模为 3.17 人。家庭拥有住房的比例为 90.5%，说明大多数家庭拥有自有住房，家庭从事工商业经营项目的比例为 14.3%。家庭平均年收入水平为 8.08 万元，净财富水平为 98.08 万元。其中，农村户籍家庭所占比例为 31.8%。地区特征显示，城市房价的平均水平为 1.75 万元，省份人均 GDP 为 6.70 万元。

表 2 报告了中国家庭信贷可得的基本概况。总的来看，使用移动终端的家庭信贷可得比例高于不使用移动终端的家庭。使用移动终端的家庭信贷可得的比例为 42.81%；未使用移动终端的家庭信贷可得的比例仅为 21.24%，二者在 1% 的统计水平上显著相差 21.57%。分类来看，使用移动终端的家庭获取正规信贷的比例比未使用移动终端的家庭高出 16.48%；民间信贷的平均统计结果显示，使用移动终端的家庭比例低于未使用移动终端家庭 2.73%；使用移动终端的家庭网络信贷的比例为 16.65%，未使用移动终端的家庭比例仅为 0.57%。从表 2 的基本描述统计来看，使用移动终端的家庭平均的信贷参与比例、正规信贷比例及网络信贷比例显著高于未使用移动终端的家庭；而使用移动终端的家庭的民间借贷比例低于未使用移动终端的家庭。

表 2 家庭信贷可得概况

变量	使用移动终端		未使用移动终端		相差
	样本量	参与率	样本量	参与率	
信贷可得	11 697	0.428	28 305	0.212	0.216*** (0.005)
正规信贷	11 697	0.253	28 305	0.088	0.165*** (0.004)
民间信贷	11 697	0.122	28 305	0.150	-0.027*** (0.004)
网络信贷	11 697	0.167	28 305	0.006	0.161*** (0.002)
网络消费信贷	11 697	0.163	28 305	0.005	0.158*** (0.002)
网络经营信贷	11 697	0.0017	28 305	0.0002	0.002*** (0.000)

注：***表示在 1% 的水平上显著。后表同。

(三) 内生性分析

模型(1)中，本文的解释变量可能是内生的。一方面，考虑反向因果关系。家庭借助网络平台进行信贷，特别是第三方支付平台，也会导致家庭使用移动终端。另一方面，存在遗漏变量的问题。个体的支付习惯、消费观念等不可观测的变量，可能既会影响家庭是否使用移动终端，也影响家庭的信贷可得，从而产生内生性。

为克服内生性，本文采用工具变量法进行两阶段估计。本文借鉴尹志超等(2019)^[37]的做法，采用家庭是否使用智能手机作为移动终端的工具变量。一方面，拥有智能手机的家庭，更可能使用移动终端；另一方面，使用智能手机与家庭是否进行信贷融资没有直接的联系。因此，本文使用智能手机作为移动终端的工具变量是合理的。

四、估计结果

接下来分析移动终端与家庭信贷可得之间的关系。在基准结果分析之后,进一步讨论移动终端对家庭不同类型信贷可得的影响。

(一) 移动终端与家庭信贷可得

本文运用线性概率模型(LPM)、概率单位(Probit)模型和考虑内生性以后的工具变量估计(IVProbit)模型分析了移动终端对信贷可得的影响,结果汇报在表3中。

表3 移动终端与家庭信贷可得

变量	LPM	Probit	IVProbit
移动终端	0.098*** (0.006)	0.092*** (0.005)	0.150*** (0.038)
户主男性	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.020)	0.001 (0.020)
户主已婚	-0.013*** (0.006)	-0.061** (0.025)	-0.052** (0.025)
家庭规模	0.030*** (0.002)	0.106*** (0.006)	0.102*** (0.006)
风险偏好	0.058*** (0.009)	0.169*** (0.026)	0.153*** (0.027)
风险厌恶	-0.017*** (0.005)	-0.062*** (0.016)	-0.051*** (0.018)
户主年龄	-0.014*** (0.001)	-0.011*** (0.004)	-0.009 (0.005)
户主年龄平方	0.006** (0.001)	-0.015*** (0.004)	-0.019*** (0.004)
3岁及以下孩子数目	0.041*** (0.014)	0.084** (0.037)	0.062 (0.040)
4~6岁孩子数目	0.012 (0.012)	0.003 (0.032)	-0.007 (0.033)
7~15岁孩子数目	-0.003 (0.006)	-0.040** (0.016)	-0.043*** (0.017)
家庭教育年限	0.001** (0.001)	0.005** (0.002)	0.003*** (0.003)
拥有自有住房	0.096*** (0.006)	0.396*** (0.029)	0.391*** (0.028)
拥有工商业	0.065*** (0.007)	0.191*** (0.020)	0.165*** (0.026)
户主农村	0.067*** (0.005)	0.235*** (0.018)	0.246*** (0.022)
家庭收入对数	0.003 (0.002)	0.005 (0.007)	-0.004 (0.011)

表 3(续)

变量	LPM	Probit	IVProbit
省份人均 GDP	-0.054 *** (0.007)	-0.190 *** (0.024)	-0.195 *** (0.025)
城市房价	-0.008 ** (0.004)	-0.036 *** (0.013)	-0.035 *** (0.013)
样本数	39 514	39 514	39 500
一阶段 Z 值			29.74
Wald 检验			1.280 (0.257)
$R^2/Pseudo R^2$	0.151	0.142	0.136

注：*、** 分别表示在 10%、5%水平上显著,括号里报告的是异方差稳健标准误。系数为边际效应。后表同。

由表 3 的 LPM 和 Probit 模型估计结果可知,移动终端的估计系数分别为 0.098、0.092,均在 1%的统计水平上显著,初步表明移动终端显著提高家庭信贷可得概率。IVProbit 模型的估计结果显示,移动终端在 1%的统计水平上显著为正,且系数为 0.150。以上的估计结果表明,移动终端显著促进家庭信贷可得,提高了家庭融资成功的概率。基准结果反映了移动终端具备为客户提供信贷服务的功能^[7,39],降低金融服务门槛,提高个体获取信贷资源的能力^[37]。以上的结果验证了本文的研究假设 1。

接下来,本文简要分析控制变量的系数,发现估计结果基本符合预期。基于户主的特征,估计结果表明户主已婚和户主风险厌恶显著抑制家庭的信贷可得性;户主年龄越大获得信贷的概率也越小。户主是农村、户主的受教育程度以及户主风险偏好会显著提高家庭信贷可得;户主的性别对家庭信贷可得无显著性影响。从家庭特征的估计结果来看,家庭规模显著提升个体参与信贷市场的概率。经营工商业和拥有住房显著促进家庭参与信贷行为。子女的数目及家庭收入对家庭信贷行为无显著性影响。从地区特征结果来看,省份人均 GDP 和城市房价降低家庭信贷可得性。

(二) 移动终端对不同类型信贷的影响

基准的估计结果表明,移动终端显著提高家庭参与信贷市场的概率。接下来本文主要从正规信贷、民间信贷和网络信贷视角,分析移动终端对不同类型信贷的影响,结果汇报在表 4 中。表 4 中的 Panel A 部分是移动终端对正规信贷可得的影响,其中 LPM、Probit 模型和 IVProbit 模型的估计结果均在 1%的统计水平上显著为正,说明移动终端显著提高家庭参与正规信贷市场的概率。这验证了杨波等(2020)^[6]的研究结论,即移动终端应用显著促进了家庭正规信贷获得,并且该促进作用主要是通过数字支付渠道来实现的。

表 4 移动终端对不同类型信贷的影响

变量	Panel A: 移动终端与正规信贷		
	LPM	Probit	IVProbit
移动终端	0.059 *** (0.005)	0.042 *** (0.004)	0.228 *** (0.032)
户主特征控制	控制	控制	控制

表 4(续)

变量	Panel A: 移动终端与正规信贷		
	LPM	Probit	IVProbit
家庭特征控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制
样本数	39 514	39 514	39 500
一阶段 Z 值			29.74
Wald 检验			32.17 (0.000)
$R^2/Pseudo R^2$	0.328	0.155	0.153

变量	Panel B: 移动终端与民间借贷		
	LPM	Probit	IVProbit
移动终端	-0.027*** (0.005)	-0.013*** (0.004)	-0.080*** (0.030)
户主特征控制	控制	控制	控制
家庭特征控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制
样本数	39 514	39 514	39 500
一阶段 Z 值			29.74
Wald 检验			5.18 (0.023)
$R^2/Pseudo R^2$	0.094	0.129	0.235

变量	Panel C: 移动终端与网络信贷		
	LPM	Probit	IVProbit
移动终端	0.105*** (0.003)	0.085*** (0.003)	0.469*** (0.038)
户主特征控制	控制	控制	控制
家庭特征控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制
样本数	39 514	39 514	39 500
一阶段 Z 值			54.32
Wald 检验			107.38 (0.000)
$R^2/Pseudo R^2$	0.154	0.314	0.258

表4的Panel B部分报告了移动终端对民间信贷的影响。其中,移动终端的估计系数均在1%的统计水平上显著为负,表明移动终端抑制家庭参与民间信贷。以LPM的估计结果为例,结果显示使用移动终端使得家庭参与正规信贷的概率显著提升5.86%,参与民间信贷的概率下降2.86%,说明移动终端对二者之间的影响存在互相替代的作用。从边际系数的估计结果来看,移动终端促进家庭参与正规信贷的概率大于抑制家庭参与民间信贷的概率,说明移动终端对二者的影响并非完全互相替代的作用。移动终端可能通过以下渠道来抑制家庭的民间借贷:第一,普惠效应。移动终端作为数字普惠金融发展的重要推动因素,促进家庭创业、提高家庭收入,以此来降低家庭对民间借贷的需求。第二,成本效应。移动终端依托于大数据和信息搜集的优势,有效缓解个体与金融机构之间的信息不对称。相比较于民间借贷成本,移动终端能够有效降低正规金融机构的借贷成本,进一步抑制家庭对民间信贷的参与。实证结果验证了移动终端所引致的客户信息积累,能够促进金融机构为家庭提供个性化的金融产品或服务,提高居民获得信贷的概率^[6]。此外,个体在使用移动终端开展经济活动时,需要将其与银行卡相互绑定,使得银行等正规金融机构能够精准获取个体的信息记录,进而基于大数据技术快速判断客户的信用风险状况以及偿还贷款的能力,有助于金融机构向个体发放信贷资源,提高家庭获取正规信贷的概率。Panel C部分报告了移动终端对网络信贷的影响。其中,移动终端的估计系数分别为0.105、0.085、0.469,均在1%的统计水平上显著,表明移动终端显著提高家庭网络融资的概率。以上的分析进一步验证了移动终端促进家庭参与网络融资,提高家庭获取信贷资源的概率,拓宽家庭的融资渠道^[38],一定程度缓解家庭的流动性约束。

(三) 移动终端对不同类型网络借贷的影响

表4中Panel C部分的结果表明,移动终端显著提高了家庭参与网络借贷的概率。基于前文的分析可知,移动终端使得家庭获得网络融资。那么,家庭网络融资是为了满足消费性信贷需求还是经营性信贷需求?本文接下来按照网络融资的类型,将其分为网络消费性信贷和网络经营性信贷,分别考察移动终端对不同类型网络融资的影响。

表5汇报了移动终端对家庭不同网络融资类型的影响的回归结果^①。其中,Panel A部分报告了移动终端对家庭网络消费信贷的影响,结果显示,移动终端的系数均在1%的统计水平上显著为正。进一步,Panel B的估计结果显示,移动终端的估计系数均在10%的统计水平上不显著,说明家庭使用移动终端并未显著提升家庭的网络经营性信贷需求。以上的估计结果表明,家庭使用移动终端主要是显著提高家庭网络消费信贷的概率,而对家庭网络经营性信贷无显著性的影响。

表5 移动终端与不同类型网络借贷

变量	Panel A: 移动终端与网络消费信贷		
	LPM	Probit	IVProbit
移动终端	0.105*** (0.003)	0.087*** (0.003)	0.519*** (0.042)

① 关于网络消费性信贷与网络经营性信贷的衡量。首先,关于家庭网络经营性信贷的度量方式。本文基于问卷中“家庭工商业借款是从哪里借的?”以及“家庭工商业生产经营计划从哪个渠道借入资金?”两个问题进行衡量,将受访者回答为“网络借贷平台”的赋值为1,认为家庭有网络经营性信贷;否则为0,家庭不参与网络经营性信贷。其次,关于家庭网络消费性信贷的衡量。本文根据问卷中“是否通过互联网金融形式获取资金进行消费?”将拥有的受访者赋值为1,否则为0。

表5(续)

变量	Panel A:移动终端与网络消费信贷		
	LPM	Probit	IVProbit
户主特征控制	控制	控制	控制
家庭特征控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制
样本数	39 514	39 514	39 500
一阶段 Z 值			99.96
Wald 检验			148.94 (0.000)
$R^2/Pseudo R^2$	0.152	0.321	0.262
变量	Panel B:移动终端与网络经营信贷		
	LPM	Probit	IVProbit
移动终端	0.000 2 (0.000 4)	0.000 3 (0.000 3)	-0.002 (0.002)
户主特征控制	控制	控制	控制
家庭特征控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制
样本数	39 514	39 514	39 500
一阶段 Z 值			-1.68
Wald 检验			0.091 (2.86)
$R^2/Pseudo R^2$	0.004	0.236	0.235

五、进一步分析

(一) 异质性分析:移动终端对不同群体的影响

中国地域广大,人口众多,家庭类型各异,移动终端对不同群体的信贷行为影响可能存在显著差异。在异质性分析部分,本文分别按照家庭特征和地区特征,考察移动终端对不同群体信贷行为的影响。家庭特征方面,本文主要从个体的金融知识水平、家庭面临的流动性约束和户主的年龄来进行异质性分析。首先,移动终端对不同金融知识水平群体的信贷可得性可能存在差异。已有研究表明,个体金融知识水平的提高有助于拓宽融资渠道,降低家庭受到正规信贷约束的概率^[2]、贷款利率^[18]等。移动终端平台能够为个体提供小额转账、汇款、取现、各项补贴发放等基础性的、必需的金融服务^[53],在此过程中也可能会提高个体的金

融知识水平。因此,移动终端对不同金融知识^①水平群体的信贷可得性的影响可能存在显著差异。其次,流动性约束的异质性分析。家庭受到的流动性约束越大,为满足当前的消费需求,个体需要借贷的概率越大。移动终端借助互联网金融消费产品,可以满足个人平滑消费性信贷的需求^[7],增加个体获取信贷资源的概率。然后,移动终端对不同年龄段个体的影响可能也存在差异。

在表6中,本文考察了移动终端对不同家庭特征信贷行为的影响。一是金融知识水平异质性影响。结果表明,移动终端与户主高金融知识交叉项的估计系数显著为正,估计结果说明移动终端显著提升人力资本较高水平家庭获取信贷资源的概率。二是流动性约束的异质性影响。关于流动性约束的定义,本文参照甘犁等(2018)^[54]的做法,根据问卷中的题项(家庭是否使用信用卡,选项为:“1. 是;2. 否”)将回答选项1的定义为家庭受到流动性约束,赋值为1,否则为0。流动性约束与移动终端的交叉项的估计系数在1%的统计水平上显著为正,表明移动终端对受到流动性约束家庭的信贷有显著的提升作用,在一定程度上能够缓解家庭的流动性约束。三是移动终端对不同年龄段户主的影响。本文将户主的年龄分为五组,分别为30岁及以下、31~40岁、41~50岁、51~60岁、60岁以上。在回归分析当中,为避免完全共线性,本文以户主60岁以上的组为参照组。结果发现,移动终端与户主年龄30岁及以下以及移动终端与户主年龄31~40岁的交叉项的估计系数显著为正。交叉项的结果表明,相比较而言,移动终端对年轻群体的借贷行为影响更大,对中老年群体的影响较小。

表6 不同家庭特征的估计结果

变量	金融知识水平	流动性约束	户主年龄
移动终端	0.102*** (0.041)	0.102*** (0.040)	0.115*** (0.046)
移动终端×高金融知识	0.062*** (0.023)		
高金融知识	-0.015** (0.008)		
移动终端×流动性约束		0.234*** (0.042)	
流动性约束		-0.047 (0.029)	
移动终端×年龄30岁及以下			0.156* (0.081)
移动终端×年龄31~40岁			0.188*** (0.055)

① 2017年中国家庭金融调查仅仅询问了新增个体关于金融知识问题的回答,本文利用2015年的数据进行匹配以补齐老受访者的数据。2017年中国家庭金融调查设计了有关利率计算、通货膨胀理解、风险水平认知以考察个体的金融知识水平。本文利用因子分析的方法构建金融知识指标,针对每个问题分别设定两个哑变量,分别为是否回答正确和是否直接回答,然后进行迭代因子分析。最后,根据因子载荷,计算金融知识,然后再将取值乘以100,最终得出受访者的金融知识水平。

表 6(续)

变量	金融知识水平	流动性约束	户主年龄
移动终端×年龄 41~50 岁			-0.007 (0.045)
移动终端×年龄 51~60 岁			-0.030 (0.015)
户主年龄 30 岁及以下			-0.184 *** (0.029)
户主年龄 31~40 岁			-0.070 (0.069)
户主年龄 41~50 岁			-0.068 * (0.036)
户主年龄 51~60 岁			0.043 ** (0.019)
户主特征控制	控制	控制	控制
家庭特征控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制
样本数	39 500	39 500	39 500
R^2	0.151	0.151	0.151

注:本文按照金融知识的均值进行划分,将金融知识高于均值的定义为高金融知识家庭,赋值为 1,否则为 0。

在表 7 中,本文进一步考察了地区特征的异质性结果。首先,按照家庭所在的地理位置进行划分,将样本分为东部地区、中部地区和西部地区。在控制户主特征、家庭特征和地区特征以后,结果显示移动终端对中西部地区家庭获取信贷的影响作用最大,东部地区的影响最小。其次,按照城乡划分。估计结果表明,相比较于城市地区,移动终端对农村家庭获取信贷的影响作用更大。地区特征的结果说明,移动终端对中西部地区和农村地区获取信贷的作用敏感。这也侧面反映了,移动终端具有金融普惠的功能,能够突破地理和物理上的界限,有效降低金融服务的门槛和服务成本,惠及偏远地区的群体,使其享受到更多的信贷资源^[37]。

表 7 不同地区特征的估计结果

变量	按地理位置划分			按照城乡划分	
	东部	中部	西部	城市	农村
移动终端	0.149 *** (0.051)	0.219 *** (0.081)	0.183 *** (0.087)	0.167 *** (0.043)	0.218 *** (0.074)
户主特征控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区特征控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	20 673	9 745	9 082	26 988	12 512
Pseudo R^2	0.158	0.115	0.120	0.162	0.102

综合以上的异质性分析结果可以发现,移动终端主要对人力资本水平较高、受到流动性约束及年轻群体的作用更为敏感。此外,移动终端有效发挥了互联网金融的优势,实现了普惠金融的功能,促进中西部地区和农村地区的家庭享受到信贷服务,缓解家庭的流动性约束。上述结论体现了数字普惠金融的“长尾”特性,提高了农村地区、中西部地区人群获得信贷的可能性^[6]。

(二) 机制分析

基准分析的结果表明,移动终端显著提高家庭获取信贷资源的概率,那么,其背后的原因是什么?在进一步分析当中,本文主要从以下三个方面来进行探讨:信息不对称、风险偏好和社会资本。其一,移动终端通过降低信息不对称影响个体的借贷行为。移动终端依托互联网技术,能够提高信息传递的速度和深度,缓解信息不对称^[55]。此外,随着网络技术的发展,移动终端作为互联网金融的重要组成部分,与各个平台的融合和交流也在不断加强,缓解信息不对称的作用也日益凸显^[56]。因此,移动终端可通过降低信息不对称,增加个体获取信贷资源的概率。其二,移动终端通过改变个体的风险偏好来影响个体的借贷行为。移动终端的使用改变人们的风险态度,使得个体更易于接受更高的风险项目^[55]。借贷和融资项目风险水平相对较高,而风险偏好决定了风险成本和风险溢价,影响个体的信贷行为和信贷配给^[47],风险偏好越高的群体,正规借款和民间借款的金额越高。其三,移动终端通过提高社会资本影响个体的借贷行为。移动终端依托于第三方互联网金融平台,具备一定的社交功能。以微信为例,基本功能是提供即时通讯服务,能够促进人与人之间的沟通和交流,增强社会互动和社会信任。此外,它还提供支付功能以及红包转账等服务,这些社交功能有利于拉近亲朋好友之间的距离,维系良好的人际关系。

第一,移动终端通过降低信息不对称,提高家庭信贷可得的概率。问卷没有直接关于信息不对称的问题设计,本文根据2017年CHFS问卷中的问题“平时对信息的关注程度”来进行衡量。表8中Panel A部分,列(1)是不加控制变量移动终端对信息搜寻的回归结果,Probit的估计结果在1%的统计水平上显著为正。列(2)是控制其他因素后的估计结果,表明移动终端显著提高了家庭信息搜寻的概率,降低了信息不对称。以上的估计结果证实,移动终端降低了家庭与贷款机构的信息不对称,提高了家庭信贷可得的概率^[7,45],验证了本文的研究假设H2。

第二,分析家庭通过提升个体的风险偏好水平,提高家庭信贷可得的概率。金融市场中的借贷行为呈现出风险不确定性的特点,需要借贷双方拥有较高的风险承担能力。表8中Panel B部分,列(3)不加控制变量的估计结果显示,移动终端的估计系数均在1%的统计水平上显著为正。列(4)的估计系数为0.046,说明移动终端显著提升个体的风险偏好。实证结果证实,移动终端改变个体的风险偏好水平,进而提高家庭获取信贷资源的能力,实证结果验证了本文的研究假设H3。

表8 机制分析:移动终端对家庭信贷可得性的影响

变量	Panel A: 移动终端与信息不对称	
	(1)	(2)
移动终端	0.187 *** (0.004)	0.087 *** (0.007)
控制变量	未控制	控制
样本数	39 916	39 514
Pseudo R ²	0.032	0.083

表 8(续)

变量	Panel B: 移动终端与风险偏好			
	(3)		(4)	
移动终端	0.093 *** (0.003)		0.046 *** (0.041)	
控制变量	未控制		控制	
样本数	40 002		39 514	
Pseudo R ²	0.044		0.068	

变量	Panel C: 移动终端、社会资本与社会互动			
	社会互动		社会信任	
	(5)	(6)	(7)	(8)
移动终端	1.254 *** (0.035)	0.698 *** (0.044)	0.196 *** (0.004)	0.105 *** (0.006)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
样本数	40 002	39 514	39 750	39 514
Pseudo R ² /R ²	0.028	0.086	0.034	0.137

注:列(1)为未加入控制变量移动终端对信息搜寻的回归结果,列(2)为控制其他因素后的估计结果;列(3)为未加入控制变量移动终端对风险偏好的回归结果,列(4)为控制其他因素后的估计结果;列(5)为未加入控制变量移动终端对社会互动的回归结果,列(6)为控制其他因素后的估计结果;列(7)为未加入控制变量移动终端对社会信任的回归结果,列(8)为控制其他因素后的估计结果。

第三,分析移动终端通过提高社会资本,促进家庭获取信贷资源。本文主要从社会互动和社会信任两个视角,分析社会资本机制的作用。本文借鉴马光荣和杨恩艳(2011)^[25]的做法用礼金的往来衡量个体的社会互动水平;参照尹志超和潘北啸(2020)^[22]的做法用户主对不认识人的信任度来衡量社会信任。本文表8中Panel C部分,列(5)和列(6)检验移动终端通过社会互动作用家庭信贷可得。估计结果显示移动终端显著提升家庭的社会互动水平,表明移动终端通过增强社会互动,提高家庭获取信贷资源的概率。列(7)和列(8)检验了移动终端通过社会信任影响家庭的信贷行为,结果表明移动终端显著提高个体的社会信任水平。移动终端作为数字普惠金融的重要组成部分,对于增进社会信任和加强社会互动起到了积极的促进作用^[7],进一步促使家庭参与金融市场获取信贷资源^[25]。综上以上的结果可知,移动终端通过增强和提高个体的社会互动和社会信任水平,从而提高家庭信贷可得的概率,验证了本文的研究假设H4。

六、稳健性检验

通过以上的分析可知,移动终端显著提高家庭获得信贷的概率。为保证前文基准估计结果的可靠性,本文接下来从工具变量、样本选择、估计方法和极端值的处理等方面进行稳健性分析^①。

(一) 工具变量检验

在前文的分析中,工具变量在一定程度上通过了外生性的检验。但在实际应用中,依然很难排除移动终端通过其他渠道来影响家庭的信贷可得性。本文借鉴康利等(Conley et al.,2012)^[57]的方法,估计移动终

① ①限于篇幅所限,未列示所有的具体结果,备案。

端对家庭信贷的估计系数置信区间为(0.056 6,0.197 6)。表9报告了两阶段最小二乘(2SLS)法和近似于零(LTZ)方法的估计结果作为参照。估计结果表明,在放松工具变量外生性约束的条件下,移动终端显著提升家庭信贷可得的概率。

表9 稳健性检验(工具变量)

变量	2SLS	LTZ
移动终端	0.127*** (0.037)	0.127*** (0.043)
控制变量	控制	控制
样本量	39 500	39 500
一阶段t值	32.43	
Wald检验	0.676 (0.411)	

(二) 克服样本选择:倾向得分匹配

个体是否使用移动终端具有较强的自我选择的特征,这两类群体之间本身可能存在其他方面的差异。为避免可观测的变量对样本造成的选择性偏差,本文利用倾向得分匹配(PSM)的方法对模型进行重新估计,分别使用1:1、1:2和1:4的近邻匹配方式进行检验。在进行匹配估计之前,需要检验控制变量在匹配后是否变得平衡,以及在实验组和控制组是否仍然有显著性差异。三种匹配方式均能通过协变量的平衡性检验,说明本文的模型适合使用PSM的方法进行估计。近邻匹配的估计结果均显示,使用移动终端使得家庭信贷可得性的概率在1%的统计水平上显著提升10%左右。进一步证实,本文的基准结果是稳健的。

(三) 考虑逆向因果的影响:联立方程组

在移动终端对家庭信贷产生作用的同时,信贷需求也可能导致家庭使用移动支付,从而会造成双向因果的关系。为进一步保证因果关系的稳健性,特别是排除双向因果的干扰,本文基于联立方程的三阶段最小二乘(3SLS)法来进行分析。具体而言,联立方程模型同时考虑移动终端和家庭信贷可得决定因素,进入的影响家庭信贷的变量是移动终端、拥有住房、收入对数、社会信任、社会互动、省份人均GDP和城市房价;进入的影响家庭是否使用移动终端的变量是家庭信贷、教育水平、金融知识、工商业经营、农村、户主年龄和年龄平方。综合相关的估计结果可知,本文的基准结果是可靠的。

(四) 考虑极端值的影响:缩尾处理

为避免家庭收入、家庭规模、城市房价等连续变量极端值的干扰,本文对模型的连续型变量进行缩尾处理。本文分别对上述指标进行上下1%和5%的缩尾处理。估计结果显示,无论是Probit模型还是IVProbit模型,移动终端对家庭信贷可得的影响的显著性与基准结果一致。

综合以上的稳健性分析,说明本文的估计结果是稳健的,即移动终端显著提高家庭信贷可得的概率水平。

七、研究结论与政策建议

融资行为对家庭福利提升和经济增长具有重要的意义。本文基于微观视角,探究了移动终端对家庭信贷可得的影响。同时,本文利用相关的工具变量进行估计。在控制户主的特征、家庭特征以及地区特征之后,移动终端显著提高家庭获取信贷资源的概率,缓解了家庭的流动性约束。按照个体信贷可得的类型分析发现,移动终端显著提高家庭的正规信贷可得和网络信贷可得的概率,抑制家庭参与民间信贷。并且家庭提高信贷可得性主要是为满足消费性信贷需求,对经营性信贷需求无显著性影响。进一步分析发现,移

动终端通过降低信息不对称、提高个体的风险偏好水平、提高社会信任和社会互动渠道,来促进家庭获取信贷资源。异质性结果表明,移动终端主要对金融知识水平较高群体、受到流动性约束群体、年轻群体、中西部地区及农村家庭的影响更为明显。

当前阶段,各部门高度重视依靠内循环带动内需,激发经济增长的活力。本文的研究结果表明,移动终端显著提高家庭参与网络融资的概率,并且家庭参与网络融资主要是为满足消费性信贷需求。因此,移动终端的推广和使用有助于拓宽居民的融资渠道,缓解家庭的流动性约束,刺激家庭消费,扩大内需。基于以上的研究发现,本文提出如下的政策建议:

第一,加强移动互联网金融的基础设施建设,扩大移动终端的覆盖群体。一方面,针对互联网金融基础比较薄弱的地区,各级部门应积极加强移动互联网的基础设施建设,特别是提前布局以人工智能、5G网络和区块链为代表的数字化基础设施服务,为移动终端的普及和发展提供保障。另一方面,针对老年群体和偏远地区的群体,尽可能提供精细化的金融科技指导服务,特别是以智能手机为代表的移动终端的使用说明。相关部门和社区机构应针对该群体,定期开展智能手机等产品的普及性教育和宣讲活动,扩大移动支付使用的覆盖群体,消除数字鸿沟对这些群体带来的负面冲击。

第二,提高居民的人力资本水平,引导家庭合理利用互联网融资平台。户主的文化水平和金融技能的提升能够有效提高家庭获得信贷的概率,从而缓解家庭的流动性约束。整体而言,与西方发达国家相比,中国居民的金融知识比较匮乏。相关部门应进一步普及金融知识,加强居民的金融知识教育,提升全民的金融技能。具体而言,政府机构人员可以根据各地居民的金融知识水平,定期指派相关的技术人员实施金融知识教育,对各地居民进行针对性的金融技能培训。另一方面,相关部门对于金融知识也可以通过新闻媒体进行普及性宣传,扩大接触金融知识群体的覆盖广度,进而从需求侧推动移动支付的普及和发展。

第三,增强居民的风险防控意识,防范移动互联网所带来的支付风险。移动终端在给居民带来便捷的同时,也蕴含着巨大的网络风险问题。一方面,用户在使用移动终端平台进行交易时,应仔细甄别潜在的风险,保护自己的个人隐私,防止信息泄露。另一方面,相关的金融监管部门也应加强移动终端平台的风险管理,为金融机构和居民搭建一个安全有序、健康和谐的支付环境。

参考文献:

- [1] 中国人民银行征信中心与金融研究所联合课题组. 互联网信贷、信用风险管理与征信[J]. 金融研究, 2014(10): 133-147.
- [2] 尹志超, 张号栋. 金融知识、自信心和家庭信贷约束[J]. 社会科学辑刊, 2020(1): 172-181, 209.
- [3] 谢绵陞. 家庭抵押与非抵押债务的决定因素研究[J]. 投资研究, 2017, 36(10): 143-156.
- [4] TURVEY C G, KONG R. Informal lending amongst friends and relatives; can microcredit compete in rural China? [J]. China Economic Review, 2010, 21(4): 544-556.
- [5] 胡枫, 陈玉宇. 社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的证据[J]. 金融研究, 2012(12): 178-192.
- [6] 杨波, 王向楠, 邓伟华. 数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得? ——来自 CHFS 的证据[J]. 当代经济科学, 2020, 42(6): 74-87.
- [7] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1): 112-126.
- [8] 林毅夫, 孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资[J]. 经济研究, 2005(7): 35-44.
- [9] 朱信凯, 刘刚. 二元金融体制与农户消费信贷选择——对合会的解释与分析[J]. 经济研究, 2009, 44(2): 43-55.
- [10] 孙永苑, 杜在超, 张林, 等. 关系、正规与非正规信贷[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(2): 597-626.
- [11] 张全红, 周强. 精准扶贫政策效果评估——收入、消费、生活改善和外出务工[J]. 统计研究, 2019, 36(10): 17-29.
- [12] 蒲艳萍, 王皓. 借贷约束与家庭消费——来自 CFPS2018 的证据[J]. 消费经济, 2021, 37(2): 35-46.
- [13] 刘西川, 杨奇明, 陈立辉. 农户信贷市场的正规部门与非正规部门: 替代还是互补? [J]. 经济研究, 2014, 49(11): 145-158, 188.
- [14] 彭积春, 谭燕芝, 张子豪. 外出务工经历对农户正规与非正规信贷的影响——基于中国家庭追踪调查 2014 农户微观数据的实证分析[J]. 经济经纬, 2018, 35(2): 27-34.
- [15] 宋全云, 吴雨, 尹志超. 金融知识视角下的家庭信贷行为研究[J]. 金融研究, 2017(6): 95-110.

- [16] VAN ROOIJ M, LUSARDI A, ALESSIE R. Financial literacy and stock market participation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 449-472.
- [17] 马双, 赵朋飞. 金融知识、家庭创业与信贷约束[J]. *投资研究*, 2015, 34(1): 25-38.
- [18] 吴卫星, 张旭阳, 吴锟. 金融素养对家庭负债行为的影响——基于家庭贷款异质性的分析[J]. *财经问题研究*, 2019(5): 57-65.
- [19] GUISSO L, SAPIENZA P, ZINGALES L. The role of social capital in financial development[J]. *The American Economic Review*, 2004, 94(3): 526-556.
- [20] 杨明婉, 张乐柱. 社会资本强度对农户家庭借贷行为影响研究——基于2016年CFPS的数据[J]. *经济与管理评论*, 2019, 35(5): 71-83.
- [21] GEORGARAKOS D, HALIASSOS M, PASINI G. Household debt and social interactions[J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(5): 1404-1433.
- [22] 尹志超, 潘北啸. 信任视角下的家庭借贷行为研究[J]. *金融论坛*, 2020, 25(4): 15-26, 80.
- [23] FAFCHAMPS M. Development and social capital[J]. *The Journal of Development Studies*, 2006, 42(7): 1180-1198.
- [24] FAFCHAMPS M, GUBERT F. The formation of risk sharing networks[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83(2): 326-350.
- [25] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. *经济研究*, 2011, 46(3): 83-94.
- [26] 周利, 王聪. 人口结构与家庭债务: 中国国家追踪调查(CFPS)的微观证据[J]. *经济与管理*, 2017, 31(3): 31-37.
- [27] 童馨乐, 褚保金, 杨向阳. 社会资本对农户借贷行为影响的实证研究——基于八省1003个农户的调查数据[J]. *金融研究*, 2011(12): 177-191.
- [28] 尹志超, 田文涛, 王晓全. 移动支付对家庭商业保险参与的影响——基于中国家庭金融调查数据的实证分析[J]. *财经问题研究*, 2022(11): 57-66.
- [29] 尹志超, 公雪, 潘北啸. 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[J]. *金融研究*, 2019(10): 40-58.
- [30] 高玉强, 刘劭英, 张宇. 移动支付对家庭金融资产配置的影响——来自CHFS的微观证据[J]. *重庆社会科学*, 2022(4): 100-117.
- [31] 饶育蕾, 张梦莉, 陈地强. 移动支付带来了更多家庭金融风险资产投资行为吗? ——基于CHFS数据的实证研究[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2021, 27(5): 92-105.
- [32] 王晓彦, 胡德宝. 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[J]. *消费经济*, 2017, 33(5): 77-82, 97.
- [33] 裴辉儒, 胡月. 移动支付对我国居民消费影响的实证研究[J]. *西安财经大学学报*, 2020, 33(1): 37-44.
- [34] 尹志超, 仇化, 路慧洋. 突破消费时空限制: 通勤时间、移动支付与家庭消费[J]. *财经科学*, 2022(4): 92-105.
- [35] 陈铭聪, 程振源. 移动支付普及对居民消费不平等的影响——来自CHFS的微观证据[J]. *消费经济*, 2021, 37(6): 50-59.
- [36] 冷晨昕, 陈淑龙, 祝仲坤. 移动支付会如何影响农村居民主观幸福感? ——来自中国综合社会调查的证据[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2022, 42(3): 100-109.
- [37] 尹志超, 公雪, 郭沛瑶. 移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. *中国工业经济*, 2019(3): 119-137.
- [38] 柴时军. 移动支付是否放大了家庭债务风险? ——基于家庭财务杠杆视角的微观证据[J]. *西南民族大学学报(人文社会科学版)*, 2020, 41(10): 122-133.
- [39] 谢平, 刘海二. ICT、移动支付与电子货币[J]. *金融研究*, 2013(10): 1-14.
- [40] GAJEWSKI J F, LI L. Can internet-based disclosure reduce information asymmetry? [J]. *Advances in Accounting*, 2015, 31(1): 115-124.
- [41] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *The American Economic Review*, 1981, 71(3): 393-410.
- [42] 谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. *金融研究*, 2015(8): 1-12.
- [43] BECK T, PAMUK H, RAMATTAN R, et al. Payment instruments, finance and development[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133: 162-186.
- [44] 潘爽, 魏建国, 胡绍波. 互联网金融与家庭正规信贷约束缓解——基于风险偏好异质性的检验[J]. *经济评论*, 2020(3): 149-162.
- [45] 安宝洋. 互联网金融下科技型小微企业的融资创新[J]. *财经科学*, 2014(10): 1-8.
- [46] DOHMEN T, FALK A, HUFFMAN D, et al. Are risk aversion and impatience related to cognitive ability? [J]. *The American Economic Review*, 2010, 100(3): 1238-1260.
- [47] 庞新军, 冉光和. 风险态度、农户信贷与信贷配给——基于张家港市问卷调查的分析[J]. *经济经纬*, 2014, 31(1): 149-154.
- [48] 赵青. 金融知识、风险态度对借贷行为的影响——基于CHFS的经验证据[J]. *金融发展研究*, 2018(4): 55-60.
- [49] 周弘. 风险态度、消费者金融教育与家庭金融市场参与[J]. *经济科学*, 2015(1): 79-88.
- [50] 尹志超, 宋全云, 吴雨, 等. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. *管理世界*, 2015(1): 87-98.
- [51] BAPTISTA G, OLIVEIRA T. Understanding mobile banking: the unified theory of acceptance and use of technology combined with cultural moderators[J]. *Computers in Human Behavior*, 2015, 50: 418-430.
- [52] 林建浩, 吴冰燕, 李仲达. 家庭融资中的有效社会网络: 朋友圈还是宗族? [J]. *金融研究*, 2016(1): 130-144.
- [53] 任碧云, 张彤进. 移动支付能够有效促进农村普惠金融发展吗? ——基于肯尼亚M-PESA的探讨[J]. *农村经济*, 2015(5): 123-129.
- [54] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. *经济研究*, 2018, 53(12): 34-50.
- [55] YIN Z C, GONG X, GUO P Y, et al. What drives entrepreneurship in digital economy? Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2019, 82: 66-73.
- [56] 李继尊. 互联网金融: 缓解信息不对称的一把钥匙[J]. *银行家*, 2015(5): 40-43, 6.
- [57] CONLEY T G, HANSEN C B, ROSSI P E. Plausibly exogenous [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1): 260-272.

The Impact of Mobile Terminal Applications on Household Credit Availability in China

ZHANG Cheng¹, YIN Zhichao²

(1. Shantou University, Shantou 515063;

2. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070)

Abstract: The rapid spread of mobile terminals in China can enhance the convenience of residents' daily payments and broaden households' access to credit resources. This paper empirically analyzes the impact of mobile terminals on household credit availability by selecting smartphone ownership as the instrumental variable of mobile terminals to overcome the endogeneity, using the 2017 China Household Finance Survey data.

Based on the linear probability model and the binary choices model, the results show that the mobile terminal significantly improves household credit availability probability, especially the probability of formal household credit and online lending, while inhibiting their participation in private lending. The estimated results of the benchmark indicate that the mobile terminal can broaden household lending options and alleviate credit constraints. Further analysis shows that mobile terminals increase credit availability due to consumer credit demand rather than operational lending. The mechanism analysis reveals that mobile terminals can facilitate households' access to credit resources by reducing information asymmetry, increasing individual risk preferences, and enhancing social trust and interaction. Heterogeneity results show that mobile terminals have a more pronounced impact on groups with higher levels of financial literacy, mobility-constrained groups, younger groups, central and western regions, and rural households. In addition, mobile terminals effectively leverage the advantages of internet finance to achieve inclusive finance, facilitate access to credit services for households in the central and western regions and rural areas, and alleviate their liquidity constraints. The above conclusions reflect the long tail characteristics of digital inclusive finance, providing references for improving access to credit for households in rural areas and central and western regions.

The findings show that mobile terminals significantly increase the probability of households participating in online financing, mainly meeting their consumer credit needs. Promoting and using mobile terminals help broaden residents' financing channels, alleviate their liquidity constraints, stimulate household consumption, and expand domestic demand. Therefore, relevant departments should strengthen the infrastructure construction of mobile internet finance and expand the coverage of mobile terminals. Furthermore, it should improve the human capital level of residents, and guide households to use internet financing platforms rationally. In addition, residents' awareness of risk prevention and control should be strengthened to prevent payment risks brought by mobile internet.

Keywords: mobile terminal; credit availability; consumer credit; formal credit; information asymmetry; liquidity constraint

责任编辑:姚望春