

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

潘爽 魏建国 胡绍波*

摘要: 本文利用2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据探讨了互联网金融对家庭信贷约束的影响。研究发现,农村家庭较城镇家庭面临更严重的信贷约束问题,家庭互联网金融参与则有利于释放正规信贷需求、缓解信贷约束。然而,网络借贷与正规信贷之间存在替代作用,可刺激家庭非正规信贷需求、恶化信贷约束问题,且频繁参与网络借贷将降低参与者的征信评级而增大未来获得正规信贷的难度。引入风险偏好变量后,本文发现农村家庭风险厌恶程度较高,而风险厌恶会显著加剧家庭信贷约束并削弱互联网金融对信贷约束的积极影响。因此,在政策制定方面,应完善互联网金融监管长效机制、控制行业风险水平,推进传统金融机构互联网化转型并加强互联网金融在农村地区的推广与普及,增强互联网金融普惠性。

关键词: 互联网金融;风险偏好异质性;家庭信贷约束

一、引言

社会信息化的不断深入不可避免地导致经济虚拟化,带来我国金融服务需求的急剧膨胀。同时,得益于我国八亿互联网用户所代表的巨大人口红利,互联网金融行业于2013年实现了跨越式增长,金融服务开始向人民生活的方方面面渗透(见图1)。概括地说,互联网金融是基于互联网技术和信息通信技术来实现资金融通、支付、投资和信息中介服务的金融业务模式,但一般对其概念的理解存在狭义与广义之分。狭义的互联网金融主要有网络借贷、第三方支付、互联网理财、众筹等形态,不包括传统金融业务互联网化,即金融互联网部分,这也是本文所遵循的概念内涵;广义的互联网金融还包含传统金融服务在互联网端的延伸,比如互联网银行、保险、证券等。从2013年至今,互联网金融风险点不断显现,监管滞后与自律不严导致行业存量风险多次大规模集中爆发,不但使互联网金融业务的参与者蒙受巨大经济损失,更触碰了不发生系统性金融风险的监管底线。中国人民银行在2020年金融市场工作电视电话会议中提到,要多措并举彻底化解互联网金融风险,曾经盛极一时的P2P网贷面临清退离场的结局。第三方支付增速放缓、P2P网贷行业加速清退,加上众筹市场效率和规

*潘爽,武汉理工大学经济学院,邮政编码:430070,电子信箱:panshuang@whut.edu.cn;魏建国,武汉理工大学经济学院,邮政编码:430070,电子信箱:weijg@whut.edu.cn;胡绍波,武汉理工大学经济学院,邮政编码:430070,电子信箱:617656088@qq.com。

本文获国家社会科学基金项目“脆弱信用环境下村镇银行信用风险管理创新研究”(项目批准号:14BGL185)的资助。衷心感谢匿名审稿人提出的宝贵修改建议,作者文责自负。

模的持续走低,在行业发展的分岔路口,互联网金融的积极作用亟需得到实践数据的支持。

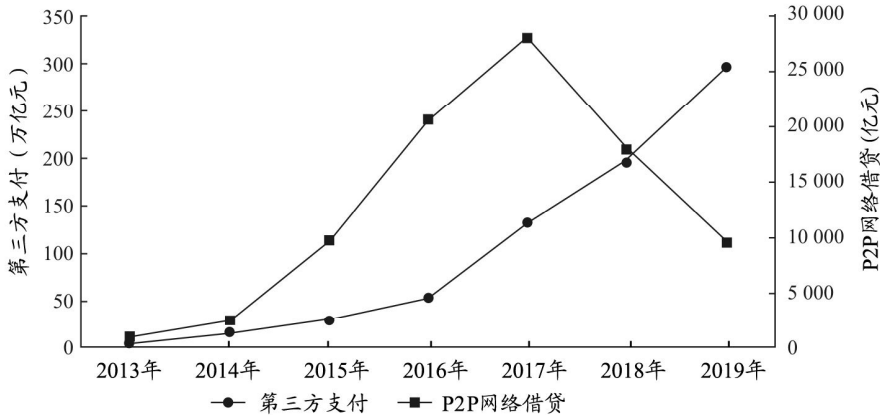


图1 第三方支付与网络借贷行业规模(2013—2019年)
(数据来源:易观智库、盈灿咨询。)

传统金融服务中,部分借款主体由于资产、抵押物、社会关系等条件无法达到金融机构的门槛,借款需求无法获得满足,从而产生了正规信贷约束现象,对借款主体的正常生产经营活动造成了制约与扰乱。已有研究普遍认为,互联网金融具有准入门槛低、覆盖范围广、服务成本低的普惠特征,可有效缓解面向长尾群体的资金供给缺口。根据2011年和2013年中国家庭金融调查结果,获得正规信贷的家庭占比分别为15.3%和19.4%,而非正规信贷家庭占比分别达到35.9%和34.7%,体现了非正规信贷在家庭融资决策中的广泛存在性。然而,互联网金融作为一种基于虚拟场景的新型金融业态,其风险性一直是人们所关注的热点。互联网金融坚持小额分散的发展原则,对于固定资产购置、扩大再生产等大额资金需求的满足能力有限,加之民间信贷的利率普遍偏高,因而正规信贷渠道依然是资金获取的最优选择。正所谓“授人以鱼不如授人以渔”,我们不禁要问,互联网金融在促进信贷资源向长尾群体倾斜的同时,是否起到缓解正规信贷约束、提升家庭正规信贷可得性的作用?互联网金融对正规信贷约束的影响是否因家庭风险偏好不同而不同?

本文基于2017年中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)数据,系统分析了家庭风险偏好、互联网金融与信贷约束之间的关系,区分了不同互联网金融业态和不同风险偏好对正规信贷约束的影响。本文的主要贡献在于:第一,目前研究我国互联网金融与信贷约束的实证文献较少,已有文献对互联网金融的刻画存在一定的片面性,对主要互联网金融形态的概括与分析不够全面,本文从2017年CHFS问卷中抽取网络借贷、互联网理财与第三方支付三种主要业态,是研究对象设定上的一次创新。第二,本文首次发现,互联网金融参与整体上可刺激家庭正规信贷需求,缓解正规信贷约束,但网络借贷参与将增加家庭非正规信贷需求、恶化家庭信贷约束状况,主要原因是网络借贷与正规信贷间存在替代作用,且网络借贷行为对参与者的征信评级具有负面影响,从而增大未来获得正规信贷的难度。第三,本文发现,风险厌恶家庭面临更严重的信贷约束问题,且削弱了互联网金融在改善信贷约束问题上的积极效应。

本文后续部分安排如下:第二部分进行文献综述;第三部分介绍数据来源、变量定义与统计性描述,并建立计量分析模型;第四部分展示实证结果并进行分析;第五部分进行稳健

性与内生性检验;第六部分概括研究结论并提出相应的政策启示。

二、文献综述

我国信贷市场长期以来呈现正规与非正规共存的二元结构。其中,以国有银行为主导、存在政策性贷款供给及利率管制制度的正规信贷市场易产生信贷约束现象(孙永苑等,2016)。正规信贷约束是指人们无法从正规金融机构获得或无法足额获得所需资金的状态,这种状态是信贷供给配给与信贷需求压抑的合力结果(李岩等,2013)。从信贷供给角度来看,市场普遍存在的信息不对称问题使金融机构贷前无法准确评估借款人风险、贷后面临较大的监督成本,导致正规信贷供给长期低于最优信贷额度。部分借款人因无法达到金融机构放贷门槛而被配给出正规信贷市场,从而产生供给型信贷约束(Boucher et al.,2008)。从信贷需求角度来看,金融机构向借款人传递有偏信息,使他们认为自己无法获得正规信贷,从而主动压抑信贷需求、放弃申请,由此产生的信贷约束为需求型信贷约束,这在Kon和Storey(2003)研究中被称为“无信心的借款人(discouraged borrowers)”。刘西川和程恩江(2009)从数量配给、交易成本配给和风险配给三个角度考察了农户信贷约束机制,发现交易成本配给和风险配给是导致农户压抑信贷需求的重要原因。其中,交易成本配给不仅体现在农户为获取贷款所花费的请客送礼等租金类成本过高,还体现在正规金融机构对这类小额贷款审核成本昂贵,这会进一步导致农村地区正规信贷供给的减少。

已有研究证实了我国城镇和农村地区家庭均普遍存在信贷约束问题(王定祥等,2011;马文杰、徐晓萍,2018),其关键影响因素包含个人与家庭特征、外部环境特征两类。其中,个人与家庭特征包括个人金融知识水平、受教育水平、是否有土地抵押品以及家庭收入水平等(吴雨等,2016;牛荣等,2016;宋全云等,2017),这些特征是个人的财富水平与素质的反映,是金融机构评价个人信用资质的重要参考。外部环境特征包括地区银行发展水平、金融可及性等(吴雨等,2018;尹志超、张号栋,2018),这些特征体现出地区金融发展水平与金融服务的可获得性,对该地区居民的金融行为习惯具有深远影响。现有研究中,仅尹志超和张号栋(2018)涉及了互联网金融对家庭正规信贷约束的影响。他们研究发现,在传统金融不可及时,互联网金融家庭受到供给型信贷约束的概率显著降低,但不会显著提高家庭借贷意愿。然而,仅以“是否参与第三方支付”作为互联网金融家庭的评判标准而忽略了网络借贷、互联网理财等主流业态,无法全面地评估互联网金融对家庭信贷的影响。

本文认为,以网络借贷、互联网理财、第三方支付等为主要形式的家庭互联网金融参与将从以下两方面缓解家庭正规信贷约束。第一,互联网金融的信息粘合功能大大缓解了正规金融机构与借款人之间的信息不对称。中国人民银行数据显示,我国仍有近4亿人未纳入中国人民银行征信系统,约4.6亿人纳入系统却无任何信用记录,造成传统金融体系下“经济身份证”的缺失。互联网技术将被物理割裂的金融场景下的碎片化信息挖掘、整合成具有社会价值的信息流,信息来源变得多样,信息数量也成量级地膨胀。开放、共享、包容的互联网为信息获取与共享提供了天然的平台,以提供非标准化行为信息为主的网络征信将与传统征信进行深度融合,为重构正规金融信用评价体系、缓解金融机构与借款人之间的信息不对称提供广阔的数据来源。第二,互联网金融给正规金融机构带来的同业竞争压力与技术外溢效应起到了提升效率、降低成本的作用,从而实现家庭信贷需求的扩张与正规金融服务的下沉。传统金融体系是规模大、服务面广、利润丰厚的“臃肿的产业帝国”,其利润获

取具有较大垄断性,缺少来自外部的系统性压力与战略竞争者(吴晓求,2015)。互联网金融对正规金融机构所产生的市场份额威胁、利润空间挤压和盈利模式挑战,连同对风险管理、风险定价等技术创新方面的溢出,有效激发了正规金融机构的创新活力,带来交易成本的降低与经营效率的提升(刘忠璐,2016)。比如在互联网环境中,社交网络和搜索引擎组织可以极低的成本自动给出任何资金需求者的风险定价或动态违约概率(谢平、邹传伟,2012)。交易成本的降低不仅会刺激家庭信贷需求的产生,还会增强正规金融机构服务长尾群体的主动性,从而缓解家庭信贷约束。

本文将利用2017年中国家庭金融调查数据,实证分析网络借贷、第三方支付、互联网理财等互联网金融参与对家庭信贷约束的缓解作用,以及这一作用是否因家庭风险偏好不同而发生分化。

三、数据、变量与模型设定

(一) 数据选取

本文数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究 centers 于2017年开展的第四轮中国家庭金融调查(CHFS)。中国家庭金融调查关注家庭金融的微观层面信息,如资产与负债、收入与消费、保障与保险及家庭与个人的相关行为特征等,2015年第三轮调查样本覆盖全国29个省、363个县、1439个村(居)委会共4万户,2017年调查在采集有效样本量4万余户基础上,增加了数据的副省级城市代表性,以全面准确地反映中国家庭金融状况。本文重点关注互联网金融参与对家庭信贷约束的影响,以及这种影响是否因家庭风险偏好异质性而不同,2017年CHFS数据为本文研究提供了支撑。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:家庭信贷约束

现有研究在衡量家庭信贷约束时的通常做法是,通过在调查问卷中设计“需要但没有申请”、“申请被拒绝”选项来判断该家庭是否面临信贷约束,以及信贷约束的类型(Duong and Izumida, 2002; 吴雨等, 2018), 本文将通过以下两个步骤进行判定。首先,根据2017年CHFS问卷设计,本文认为满足下列四项条件之一的可认定该家庭存在信贷需求:(1)家庭目前有尚未还清的欠款^①;(2)家庭由于生产经营等原因需要资金^②;(3)家庭曾获得银行、信用社等正规金融机构贷款;(4)家庭曾向银行、信用社申请贷款被拒绝^③。家庭信贷需求既可由银行、信用社等正规金融渠道满足,也可由亲朋好友、民间组织等非正规渠道满足。在明确有信贷需求样本的基础上,进一步询问家庭未获得正规金融机构贷款的原因,“需要但没有申请”为需求型信贷约束,“申请被拒绝”为供给型信贷约束,受到信贷约束赋值为1,否则为0。

①问卷中分别询问了因工商业生产经营、教育、医疗、金融资产(股票和除股票外金融资产)、非金融资产(购房、商铺、机动车辆、其他车辆)、信用卡及其他未能穷举项目而存在尚未还清的负债情况,回答“是”即为目前存在欠款。

②问卷将资金需求分为工商业生产经营和除生产经营以外两类,回答“是”即表示家庭未来需要资金。

③对于目前无任何未还清欠款的受访者,问卷询问“是否曾获得来自银行、信用社的贷款”和“是否曾向银行、信用社申请贷款但被拒绝”。

表 1 和表 2 分别给出了全样本下信贷需求分布和有信贷需求样本下信贷约束分布的情况。由表 1 可知,58.55%的受访者所在家庭存在信贷需求,其中,存在正规信贷需求的家庭较存在非正规信贷需求的家庭高出 6.61 个百分点。具体而言,城镇与农村家庭在信贷需求比例上不存在较大差异,但两类家庭在提供信贷的渠道选择上出现分化,城镇家庭的正规信贷需求较非正规信贷需求高15.95个百分点,而农村家庭的正规信贷需求较非正规信贷需求低 10.35 个百分点、正规信贷市场参与度较低。这一结论与何广文等(2018)研究一致,其原因可能是抵押和担保的缺乏降低了农户获得正规信贷的可能性。此外,农户主要经济活动从家庭生产经营转向外出务工,工资收入水平提高也会使贷款需求降低(黄祖辉等,2009)。表 2 显示,以有信贷需求家庭为样本,面临信贷约束的农村家庭占比 38.11%,这一比例在城镇家庭中为 25.34%,较农村家庭低12.77个百分点。从信贷约束的类型来看,城镇和农村家庭中供给型信贷约束占比均远低于需求型信贷约束,说明家庭主要面临的是需求型信贷约束,“需要但未申请”是造成家庭无法获得正规信贷的主要直接原因。

表 1 全样本的信贷需求分布情况

类型	信贷需求	正规信贷需求	非正规信贷需求
总体	58.55%	33.43%	26.82%
城镇家庭	58.12%	38.83%	22.88%
农村家庭	59.34%	23.62%	33.97%

表 2 有需求样本的信贷约束分布情况

类型	信贷约束	供给型信贷约束	需求型信贷约束
总体	29.94%	9.05%	21.60%
城镇家庭	25.34%	6.40%	19.11%
农村家庭	38.11%	13.77%	26.03%

2.解释变量:家庭风险偏好

2017 年 CHFS 问卷针对新受访家庭风险偏好的提问是:“如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目? 1.高风险、高回报的项目。2.略高风险、略高回报的项目。3.平均风险、平均回报的项目。4.略低风险、略低回报的项目。5.不愿意承担任何风险。”从选项描述可以看出,编号 1 至 5 的风险偏好程度依次递减。本文将受访家庭的风险偏好分为三类,编号 4 或 5 记为风险厌恶,编号 3 记为风险中性、编号 1 或 2 记为风险追逐。表 3 报告了 2017 年 CHFS 新受访家庭的风险偏好分布情况,风险厌恶家庭比例达到 60.57%,整体呈现出风险偏好程度越高、家庭占比越少的特点。从城镇与农村家庭的分组统计情况来看,风险追逐的城镇家庭占比较农村家庭高 3.94 个百分点,农村家庭风险厌恶程度整体上比城镇家庭更高。

表 3 新受访家庭风险偏好分布情况

类型	风险厌恶	风险中性	风险追逐
总体	60.57%	25.99%	13.44%
城镇家庭	58.44%	27.31%	14.25%
农村家庭	68.82%	20.87%	10.31%

3.解释变量:互联网金融参与

2017 年 CHFS 问卷涉及到了中国人民银行等十部委联合发布的《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》中所列出的三种互联网金融业态,分别是互联网理财、网络借贷和第三方支付。从家庭及个人的微观行为层面来看,当家庭互联网理财产品余额不为 0 或受访时余额为 0 但过去一年互联网理财产品收入不为 0 时,本文认为该家庭参与了互联网理财活动^①;当家庭存在来自网络借贷平台的未清欠款、或计划通过网络借贷平台满足家庭资金需求时,本文认为该家庭参与了网络借贷活动^②;若家庭一般通过支付宝、微信等互联网或移动终端支付手段购物时,本文认为该家庭参与了第三方支付活动^③。若家庭至少参与了上述三种业态中的一种,互联网金融参与取值为 1,三种均未参与则取值为 0。

表 4 报告了样本总体及各风险偏好群体中的互联网金融参与率,从中可得以下两个结论:(1)城镇家庭互联网金融参与度远高于农村家庭,且该结论在各风险偏好群体中保持稳定;(2)风险偏好程度越高,家庭参与互联网金融的比例越高。

表 4 总体及各风险偏好群体互联网金融参与情况

类型	互联网金融参与	互联网金融参与 风险厌恶	互联网金融参与 风险中性	互联网金融参与 风险追逐
总体	53.29%	39.20%	67.98%	72.82%
城镇家庭	61.11%	46.96%	73.44%	79.42%
农村家庭	20.96%	14.81%	16.55%	31.52%

4.控制变量

为分析互联网金融参与和信贷约束之间的作用关系,以及家庭风险偏好异质性是否影响二者间的作用机理,参照以往研究,本文选取了以下三类控制变量:家庭特征变量(家庭总人口、家庭总资产、家庭年收入)^④、个人特征变量(年龄^⑤、婚姻状况^⑥、受教育年限^⑦)、地区特征变量(城镇或农村家庭^⑧、2017 年各省区人均 GDP^⑨)。剔除控制变量存在缺失值的样本和问卷标记质量不高的样本后,最终剩余的有效样本量为 12 846,表 5 详细展示了各变量的描述性统计。

①互联网理财参与所对应的问题为:“目前您家购买的互联网理财产品余额是多少?”、“过去一年,您家从这类互联网理财产品上实际得到多少收入?”两项回答中至少有一项非 0 即确认为互联网理财参与。

②问卷询问家庭工商业生产经营、房屋两项尚未还清的民间借贷来源,回答“网络借贷平台”即为家庭参与网络借贷。若家庭生产经营、购房、购车、教育、医疗、投资等资金需求计划通过网络借贷平台来满足,同样视为参与网络借贷。

③第三方支付参与所对应的问题为:“您和您家人在购物时(包括网购),一般会使用下列哪些支付方式?”回答包含“3.通过电脑支付(包括网银、支付宝等等)”或“4.通过手机、pad 等移动终端支付(包括支付宝 APP、微信支付、手机银行、Apple pay 等)”即为第三方支付参与。

④家庭总资产、家庭年收入变量均扣除了互联网金融相关金额。

⑤本文选取受访者年龄在 16 至 80 岁之间的样本。

⑥受访者已婚取值为 1,未婚为 0。

⑦受教育年限由问卷中受教育水平相关回答转化而来,没上过学为 0 年、小学为 6 年、初中为 9 年、高中为 12 年、中专为 13 年、大专为 15 年、大学本科为 16 年、硕士研究生为 19 年、博士研究生为 22 年。

⑧受访者所在家庭为城镇家庭取值为 1,农村家庭为 0。

⑨家庭总资产(元)、家庭总收入(元)与家庭所在省区人均 GDP(元)三个变量均取对数进行回归。

表 5 样本描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
信贷约束	12 846	0.234	0.424	0	1
供给型约束	12 846	0.089	0.284	0	1
需求型约束	12 846	0.177	0.382	0	1
风险厌恶	12 846	0.538	0.499	0	1
风险中性	12 846	0.294	0.456	0	1
风险追逐	12 846	0.168	0.373	0	1
互联网金融参与	12 846	0.533	0.499	0	1
家庭总人口	12 846	3.579	1.485	1	12
ln 家庭总资产	12 846	13.309	1.749	4.025	17.217
ln 家庭年收入	12 846	11.173	1.445	-1.050	15.425
年龄	12 846	47.06	14.009	21	80
婚姻状况	12 846	0.808	0.393	0	1
受教育年限	12 846	9.131	4.485	0	22
城镇家庭	12 846	0.805	0.396	0	1
ln 地区人均 GDP	12 846	11.064	0.396	10.258	11.768

(三) 模型设定

本文首先分析互联网金融参与行为对家庭信贷约束的影响,将构建 Probit 模型如下:

$$L_constraint_i = \alpha \times Itfin_i + \beta \times X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

模型(1)中: $L_constraint_i$ 为体现家庭信贷约束状态的哑变量,受到信贷约束时取值为 1,否则为 0。本文定义了家庭信贷约束、家庭需求型信贷约束与家庭供给型信贷约束三种类型,在衡量不同类型的信贷约束时, $L_constraint_i$ 为对应的信贷约束指标。 $Itfin_i$ 为代表家庭互联网金融参与的哑变量,参与时取值为 1,否则为 0。本文还将互联网金融参与分为网络借贷参与、互联网理财参与和第三方支付参与三类,具体分析时, $Itfin_i$ 代表相应的互联网金融参与类型。 X_i 为控制变量,包括家庭特征变量、个人特征变量和地区特征变量。

为进一步研究家庭参与互联网金融对其信贷需求的影响,本文构建 Probit 模型如下:

$$L_demand_i = \alpha \times Itfin_i + \beta \times X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

模型(2)中: L_demand_i 代表家庭正规信贷需求和家庭非正规信贷需求,家庭存在信贷需求时取值为 1,否则为 0。 $Itfin_i$ 为家庭互联网金融参与变量, X_i 定义同模型(1)。本文将在模型(2)中分析,网络借贷参与、互联网理财参与和第三方支付参与分别如何影响家庭正规信贷需求和非正规信贷需求。

为分析家庭风险偏好异质性是否会使互联网金融对信贷约束的影响出现分化,本文构建交叉回归模型,具体如下:

$$L_constraint_i = \alpha \times Itfin_i + \mu \times Riskpref_i + \gamma \times Itfin_i \times Riskpref_i + \delta \times X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

模型(3)中: $L_constraint_i$ 代表家庭信贷约束, $Itfin_i$ 代表家庭互联网金融参与, $Riskpref_i$ 代表家庭风险偏好, X_i 定义同模型(1)。 γ 为互联网金融参与和风险偏好的交叉项估计系数,用以解释两个变量是否对信贷约束具有显著的共同影响。风险偏好的具体表示方法将在后文实证检验时详细说明。

四、实证结果与分析

(一) 互联网金融对家庭信贷约束的影响

表 6 报告了互联网金融参与及具体参与类型对家庭信贷约束影响的 Probit 回归结果。

表 6 互联网金融参与影响家庭信贷约束的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	Biprobit	Biprobit
	信贷约束	信贷约束	需求型信贷约束	供给型信贷约束
互联网金融参与	-0.154*** (0.052)	-	-	-
网络借贷参与	-	0.583*** (0.265)	0.445*** (0.222)	0.579*** (0.393)
互联网理财参与	-	-0.097** (0.074)	-0.044 (0.048)	-0.145* (0.101)
第三方支付参与	-	-0.139*** (0.052)	-0.135** (0.054)	-0.035 (0.067)
家庭总人口	0.055*** (0.019)	0.054*** (0.018)	0.061*** (0.009)	0.050** (0.021)
ln 家庭总资产	-0.124*** (0.012)	-0.122*** (0.012)	-0.135*** (0.009)	-0.027** (0.013)
ln 家庭年收入	-0.065*** (0.015)	-0.065*** (0.015)	-0.059*** (0.010)	-0.058*** (0.019)
年龄	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)
婚姻状况	-0.111*** (0.037)	-0.110*** (0.036)	-0.122*** (0.037)	-0.069 (0.057)
受教育年限	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)
城镇家庭	-0.261*** (0.058)	-0.260*** (0.058)	-0.098*** (0.035)	-0.319*** (0.078)
ln 地区人均 GDP	-0.151*** (0.082)	-0.151*** (0.082)	-0.052 (0.038)	-0.372*** (0.093)
Wald chi ²	443.88***	451.05***	1564.37***	
Pseudo R ²	0.077	0.080	62.388***	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著；表中系数为估计结果的边际影响；括号内为按省区聚类的异方差稳健标准误。下文同。

表 6 第(1)列中,互联网金融参与变量对家庭信贷约束的边际效应为-0.154,且在 1%水平上显著。这表明,参与互联网金融会使家庭受到正规信贷约束的概率降低 15.4%。控制变量中,家庭资产、家庭收入、家庭人口、个人婚姻状况、是否为城镇家庭和地区人均 GDP 均会显著影响家庭受到信贷约束的可能性。家庭人口增加将导致家庭支出上升,经济状况相对恶化,家庭面临信贷约束的几率变大。家庭资产、家庭收入增加均代表家庭经济实力的增强,城镇家庭普遍比农村家庭条件更优渥,已婚家庭的经济基础通常也会更坚实。家庭经济实力增强会降低信贷资金需求产生的概率,进而降低需求型信贷约束概率。此外,资产与收入是正规信贷体系中衡量信用资质的重要标准,因此,经济实力增强还可降低供给型信贷约束概率。

表 6 第(2)列将互联网金融参与细化为了网络借贷参与、互联网理财参与和第三方支付参与,旨在分析这些代表性的互联网金融业态对家庭信贷约束是否分别存在显著影响。回归结果显示,互联网理财和第三方支付参与的估计系数分别在 5%和在 1%水平上显著为负,表明其对信贷约束有明显缓解作用。网络借贷参与的估计系数为 0.583、在 1%水平上显著为正。这表明,虽然互联网金融参与总体上降低家庭受到信贷约束的可能性,但网络借贷却恶化了家庭信贷约束状况,其原因可能是网络借贷与正规金融机构信贷之间存在替代作用。

表 6 第(3)、(4)列将信贷约束分为需求型与供给型两类进行双变量 Probit 回归,得到网

络借贷参与变量的回归系数均显著为正,表明网络借贷同时加剧了供给型和需求型信贷约束。控制变量中,家庭资产、家庭收入、城镇家庭属性、地区人均 GDP 显著改善了两类信贷约束。

已有研究对正规信贷与网络借贷、网络小贷等非正规信贷之间的关系进行了探讨,发现二者的相互作用主要有互补性和替代性两类。互补性是指正规与非正规信贷部门相互促进,主要体现为家庭同时参与两个信贷部门。正如 Anderson 和 Malchow-Møller(2006)发现,非发达信贷市场的银行机构利用非正规信贷机构的信息优势对同一借款人开展共同融资。由于正规信贷具有资金优势,非正规信贷具有信息优势,二者通过策略性合作可以实现优势互补(刘西川等,2014)。

然而,从本文实证结果来看,网络借贷与家庭正规信贷约束之间为正相关关系,说明二者间存在此消彼长的替代性作用。替代性主要体现为当无法获得或无法足额获得正规信贷时,大部分家庭将选择非正规信贷以满足资金需求(Turvey et al.,2010)。正规信贷机构本就无法克服长尾群体的逆向选择和贷后激励问题,非正规信贷对借款人的风险甄别与监督主要依靠社群关系而并非正规信贷中的抵押品(Kochar,1997),在向长尾群体提供贷款服务上具有比较优势(Jain,1999),因此可在一定程度上替代正规信贷。此外,正规信贷机构申请审批流程复杂、耗时较长、对信用资质要求较高,当网络借贷、网络小贷等高效、低门槛的非正规融资渠道出现时,信贷需求者可能会放弃申请正规信贷而转向非正规信贷,这种自愿性约束选择同样是由二者的替代性所致。

再从行业实践经验来看,网络借贷参与可能通过征信影响家庭正规信贷的获得。2017年 CHFS 数据采集时,网络借贷行为尚未纳入征信系统,但目前 P2P 网贷以及支付宝借呗、京东白条、腾讯微粒贷等消费金融记录均已按借款人申请次数体现在中国人民银行个人征信报告中。虽然尚无使用网络贷款产品就不予发放正规信贷的硬性规定,但借款人征信记录在短时期内被多次查询,将降低正规金融机构的征信评级结果。小贷机构、消费金融机构和互联网贷款平台产品的共同特点是,借款人每提出一次申请,哪怕本金只有几十元、几百元,非正规信贷机构都会进行一次征信抓取。如果在中国人民银行征信系统内留下频繁查询的痕迹,正规金融机构会合理地怀疑借款人消费理念过于超前、资金持续性短缺,无法按时还本付息的可能性较高,进而降低征信评价、增大获得正规信贷的难度。

(二) 互联网金融对家庭信贷需求的影响

表7报告了互联网金融参与对家庭信贷需求影响的双变量 Probit 模型回归结果。从第(1)、(2)列对比来看,互联网金融参与具有促进正规信贷需求和抑制非正规信贷需求的作用。互联网金融的技术与信息优势对正规金融产生了溢出效应,极大拓展了正规信贷的交易可能性边界(谢平等,2015)。沈悦和郭品(2015)发现,互联网金融的技术溢出效应显著提升了我国商业银行的全要素生产率,其中以股份制商业银行的吸收能力最强。比如,商业银行大力推进无纸化与数字化转型,降低交易成本、简化业务办理与审批手续,有效增加了家庭对信贷可得性的预期,进而产生了原本不存在的正规信贷需求。商业银行长期遵循的“二八定律”也被打破,由服务机构客户、高端客户、中心城市客户转向高附加值与普惠金融并行的经营战略,转型所依赖的仍是信息技术的发展与应用。商业银行目标群体下沉使得正规信贷门槛降低,信贷可得性增强。总体而言,互联网金融带来信贷可得性增强与需求扩张的叠加效应,使家庭正规信贷约束得以缓解。

表 7 第(3)、(4)列报告了网络借贷参与、互联网理财参与与第三方支付参与对信贷需求的影响。其中,互联网理财参与、第三方支付参与对正规信贷需求的回归系数显著为正,对非正规信贷需求的回归系数显著为负,表明二者均可促进正规信贷需求和抑制非正规信贷需求。网络借贷参与对正规信贷需求的回归系数为 0.517、在 5%水平上显著,对非正规信贷需求的回归系数为2.519、在 1%水平上显著,表明参与网络借贷能同时促进正规与非正规信贷需求,但对非正规信贷的作用较大。前文对表 6 的分析结果说明,正规与非正规信贷之间存在替代性,因此当家庭信贷需求保持不变时,网络借贷参与使得家庭主动排斥正规信贷,进而增加了需求型信贷约束概率。

表 7 互联网金融参与影响家庭信贷需求的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	正规信贷需求	非正规信贷需求	正规信贷需求	非正规信贷需求
互联网金融参与	0.583 *** (0.044)	-0.152 *** (0.047)	-	-
网络借贷参与	-	-	0.517 ** (0.560)	2.519 *** (0.496)
互联网理财参与	-	-	0.285 *** (0.087)	-0.117 * (0.068)
第三方支付参与	-	-	0.533 *** (0.028)	-0.132 ** (0.053)
Wald chi ²	3637.47 ***		3597.28 ***	
Wald 内生性值	172.746 ***		166.776 ***	

注:控制变量选取与表 6 一致,为节省篇幅将不再报告,下文同。

(三) 风险偏好异质性对互联网金融缓解信贷约束的调节效应

已有研究认为,风险厌恶会导致需求型信贷约束。刘西川和程恩江(2009)曾提出,风险配给导致我国贫困地区农户的信贷需求压抑现象,即农户担心失去抵押品而主动放弃申请。任劼等(2015)进一步证实,农户对土地使用权抵押存在抵触情绪,风险规避程度和谨慎程度越强,农户越可能面临风险配给型信贷约束,拥有抵押品并不必然导致正规信贷约束的缓解。对风险的感知源于信贷合约条款和对自身还款能力预期的综合考量,风险厌恶的家庭会主动放弃超出自身风险承受能力的信贷合约,从而导致家庭信贷约束。依照此逻辑,本文将进一步分析家庭风险厌恶是否对互联网金融缓解信贷约束产生调节效应。定义代表家庭风险偏好的虚拟变量 *riskpref*,当家庭偏好为风险厌恶时取值为 1,风险中性与风险偏好取值为 0。

表 8 报告了含有风险偏好与互联网金融参与交互项的 Probit 模型检验结果,互联网金融参与的估计系数显著为负,风险偏好的估计系数、交互项的估计系数显著为正。这说明,风险厌恶程度越高,家庭不但面临更严重的信贷约束问题,而且互联网金融对信贷约束的缓解作用越弱。从机理上来说,风险厌恶的调节效应与互联网金融的高风险性密切相关。互联网技术与业务创新本就异常活跃,互联网金融平台又兼具媒体属性,对风险的传播方式具有自组织、无中心、多方向等特点(李继尊,2015),使传统金融风险传导更加迅速、风险结构更加复杂。部分从业机构法律意识淡薄,相关子行业监管滞后于市场发展和业态创新,互联网金融庞氏骗局屡见不鲜。因此,家庭风险厌恶估计系数越高,对互联网金融市场参与的积极性越低,互联网金融的技术、交易成本和信息优势越难以发挥效用。由于城镇家庭风险偏好程度与互联网金融参与普遍高于农村家庭,互联网金融在农村地区的普及与推广对于改

善农村家庭信贷约束问题更具有重要意义。

表 8 互联网金融参与在不同风险偏好家庭中的差异化影响

被解释变量:家庭信贷约束	Probit
互联网金融参与	-0.200 *** (0.061)
风险偏好	0.020 * (0.064)
互联网金融参与×风险偏好	0.112 ** (0.083)
Wald chi ²	657.11 ***
Pseudo R ²	0.078

五、稳健性检验与内生性

(一) 稳健性检验

在度量家庭信贷需求与信贷约束时,本文将目前无任何未还清欠款但曾获得银行、信用社等正规金融机构贷款的家庭从存在信贷需求的样本子集中剔除,将曾向银行、信用社申请贷款被拒绝的家庭从存在信贷需求和面临供给型信贷约束的样本子集中剔除。这样做的依据是,由于问卷中并未进一步询问家庭曾获得贷款或曾申请贷款但被拒绝的具体时间,删去上述两类家庭将使得回归结果更贴近样本信息采集时的真实情况,有助于检验本文研究结论的稳健性。

表 9 报告了稳健性检验结果,主要解释变量估计系数均显著,所得结论与前文一致:互联网金融参与可降低家庭面临信贷约束的概率,风险厌恶程度越高,互联网金融缓解信贷约束的作用越弱;互联网金融参与可刺激家庭正规信贷需求,但网络借贷参与作为正规信贷渠道的替代,易导致家庭非正规信贷需求的增长。

表 9 稳健性检验结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	Probit	Biprobit	Biprobit
	家庭信贷约束	正规信贷需求	非正规信贷需求
互联网金融参与	-0.0184 *** (0.046)		
网络借贷参与	-	0.391 * (0.224)	0.563 ** (0.220)
互联网理财参与	-	0.279 *** (0.053)	-0.177 *** (0.048)
第三方支付参与	-	0.548 *** (0.030)	-0.170 *** (0.031)
风险偏好	0.073 * (0.042)		
互联网金融参与×风险偏好	0.073 * (0.058)		
Wald chi2	917.18 ***	3356.24 ***	
Pseudo R ²	0.083	3676.33 ***	

(二)内生性讨论

模型中可能存在因遗漏变量或反向因果关系而产生的内生性问题,从而导致估计结果偏误。首先,互联网金融是信息技术与金融服务的有机结合,与传统金融存在一定的替代性。信贷约束促使缺乏资质的个人和小微企业等长尾群体诉诸互联网金融,以有效缓解金融排斥所造成的信贷供给不足,因而互联网金融与信贷约束可能存在反向因果关系。此外,家庭信贷行为受到许多个人非理性因素的影响,比如自我认知偏差和从众心理等,这将导致本文评估模型遗漏变量。

本文尝试采用工具变量 Probit 模型进行内生性检验。对互联网金融参与的工具变量选取步骤如下:第一,按个人所处省、市(区)以及城镇或乡村为标准,将样本分为 58 组;第二,选取个人所在组除本人以外其余样本点的平均互联网金融参与概率作为工具变量。依据 Fisman 和 Svensson(2007)、李春涛和宋敏(2010)的做法,家庭互联网金融参与与其所在地区的国民经济发展、互联网金融行业的活力与水平密切相关,同一区域的家庭对互联网金融的接受度和参与模式具有相似性,但其他家庭互联网金融参与不应对本家庭是否面临正规信贷约束产生直接影响。同理,本文还将选取网络借贷参与、互联网理财参与、第三方支付参与、风险偏好的省区一城镇均值作为相应的工具变量。

表 10 报告了两阶段 IVProbit 检验结果。第(1)、(2)列分别报告了互联网金融参与作为工具变量和网络借贷参与、互联网理财参与及第三方支付参与作为工具变量的估计结果,第(3)列报告了互联网金融参与和风险偏好,以及二者交互项作为工具变量的估计结果。所有工具变量均通过了弱工具变量检验,工具变量回归系数在符号与原始回归结果保持一致的基础上,估计系数绝对值均不同程度增大,这可能是个体处理效应异质性所导致的局部平均处理效应。

表 10 两阶段 IVProbit 检验结果

被解释变量:家庭信贷约束	(1)	(2)	(3)
互联网金融参与	-1.132 ^{***} (0.083)	-	-1.041 ^{***} (0.378)
网络借贷参与	-	1.202 ^{***} (0.228)	-
互联网理财参与	-	-0.855 [*] (0.485)	-
第三方支付参与	-	-0.634 ^{**} (0.310)	-
风险偏好	-	-	0.151 [*] (0.342)
互联网金融参与×风险偏好	-	-	0.511 ^{***} (0.822)
一阶段 F 值	520.74	92.10/132.52/404.09	426.24/111.81/47.78
工具变量 t 值	14.13	8.57/9.18/10.82	7.55/8.38/4.15
Wald 内生性值	17.51 ^{***}	29.20 ^{***}	17.26 ^{***}

六、结论与政策建议

本文基于 2017 年中国家庭金融调查数据,从家庭微观行为视角对互联网金融参与、家庭风险偏好对家庭信贷需求和信贷约束的影响进行了探讨。区别于已有研究,本文在识别家庭信贷需求与信贷约束的基础上,以互联网金融为主要关注的解释变量,通过网络借贷、

互联网理财和第三方支付三个方面考察了家庭互联网金融参与行为,并探讨了风险偏好对互联网金融缓解信贷约束问题的调节效应,结果均通过稳健性与内生性检验。

本文研究发现,家庭参与互联网金融会使家庭受到正规信贷约束的概率降低 15.4%。其中,互联网理财与第三方支付均对家庭信贷约束有显著的缓解作用,网络借贷因其与正规信贷之间存在替代性而加剧了家庭正规信贷约束问题。本文进一步探讨了互联网金融对家庭信贷需求的影响,发现互联网金融参与激发正规信贷需求而抑制非正规信贷需求,但其中的网络借贷参与则体现出对非正规信贷需求的促进作用,再次验证了其对正规信贷的替代效应。然而,网络借贷为家庭与个人满足其正常生产生活需求提供了有益的选择,本文并不因此否定网络借贷的正面作用。最后,本文通过构建含有互联网金融参与和风险偏好交互项的模型,分析了风险偏好对互联网金融缓解家庭正规信贷约束的调节作用,得出风险厌恶将弱化互联网金融积极作用的结论,换言之,对风险的偏好可以放大互联网金融的积极作用。

当前互联网金融行业处于深度调整期,本研究为互联网金融发展的积极意义提供了新的支持证据。在未来相关政策制定中,应继续推行普惠金融理念,推进互联网金融行业的改革与发展。相关建议如下:第一,继续深化互联网金融行业改革,完善互联网金融监管长效机制,控制行业风险水平,从而提高家庭参与互联网金融的主动性、拓宽互联网金融覆盖面。第二,正规金融机构应加快推进信息技术与金融业务的深度融合,以降低交易成本、缓解信息不对称,全面提升正规金融服务效率。第三,加大农村地区互联网金融知识普及与政策倾斜,鼓励和支持各类互联网金融服务主体到农村地区开展业务,增强农村家庭互联网金融的认可度与参与度,从而进一步增加农村金融资源供给、刺激农村家庭信贷需求。

参考文献:

- 1.何广文、何婧、郭沛,2018:《再议农户信贷需求及其信贷可得性》,《农业经济问题》第2期。
- 2.黄祖辉、刘西川、程恩江,2009:《贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释》,《经济研究》第4期。
- 3.李春涛、宋敏,2010:《中国制造业企业的创新活动:所有制和CEO激励的作用》,《经济研究》第5期。
- 4.李继尊,2015:《关于互联网金融的思考》,《管理世界》第7期。
- 5.李岩、赵翠霞、兰庆高,2013:《农户正规供给型信贷约束现状及影响因素——基于农村信用社实证数据分析》,《农业经济问题》第10期。
- 6.刘西川、程恩江,2009:《贫困地区农户的正规信贷约束:基于配给机制的经验考察》,《中国农村经济》第6期。
- 7.刘西川、杨奇明、陈立辉,2014:《农户信贷市场的正规部门与非正规部门:替代还是互补?》,《经济研究》第11期。
- 8.刘忠璐,2016:《互联网金融对商业银行风险承担的影响研究》,《财贸经济》第4期。
- 9.马文杰、徐晓萍,2018:《信贷抑制类型识别及政策影响:千村调查证据》,《金融研究》第9期。
- 10.牛荣、张珩、罗剑朝,2016:《产权抵押贷款下的农户信贷约束分析》,《农业经济问题》第1期。
- 11.任劼、孔荣、Calum Turvey,2015:《农户信贷风险配给识别及其影响因素——来自陕西730户农户调查数据分析》,《中国农村经济》第3期。
- 12.沈悦、郭品,2015:《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》,《金融研究》第3期。
- 13.宋全云、吴雨、尹志超,2017:《金融知识视角下的家庭信贷行为研究》,《金融研究》第6期。
- 14.孙永苑、杜在超、张林、何金财,2016:《关系、正规与非正规信贷》,《经济学(季刊)》第15卷第2期。
- 15.王定祥、田庆刚、李伶俐、王小华,2011:《贫困型农户信贷需求与信贷行为实证研究》,《金融研究》第5期。

16. 吴晓求, 2015:《互联网金融:成长的逻辑》,《财贸经济》第2期。
17. 吴雨、宋全云、尹志超, 2016:《农户正规信贷获得和信贷渠道偏好分析——基于金融知识水平和受教育水平视角的解释》,《中国农村经济》第5期。
18. 吴雨、彭嫦燕、秦芳, 2018:《地区银行发展对家庭正规信贷约束缓解的不均衡影响——基于中国家庭金融调查数据的实证研究》,《经济评论》第2期。
19. 谢平、邹传伟, 2012:《互联网金融模式研究》,《金融研究》第12期。
20. 谢平、邹传伟、刘海二, 2015:《互联网金融的理论基础》,《金融研究》第8期。
21. 尹志超、张号栋, 2018:《金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于 CHFS 数据的实证研究》,《金融研究》第11期。
22. Anderson, T., and N. Malchow-Møller. 2006. "Strategic Interaction in Undeveloped Credit Markets." *Journal of Development Economics* 80(2): 275-298.
23. Boucher, S., M. Carer, and C. Guirkinger. 2008. "Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development." *American Journal of Agricultural Economics* 90(2): 409-423.
24. Duong, P., and Y. Izumida. 2002. "Rural Development Finance in Vietnam: A Microeconometric Analysis of Household Surveys." *World Development* 30(2): 319-335.
25. Fisman, R., and J. Svensson. 2007. "Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence" *Journal of Development Economics* 83(1): 63-75.
26. Kochar, A. 1997. "An Empirical Investigation of Rationing Constraint in Rural Credit Markets in India." *Journal of Development Economics* 53(2): 339-371.
27. Jain, S. 1999. "Symbiosis vs. Crowding-out: The Interaction of Formal and Informal Credit Markets in Developing Countries." *Journal of Development Economics* 59(2): 419-444.
28. Kon, Y., and D. Storey. 2003. "A Theory of Discouraged Borrowers." *Small Business Economics* 21(1): 37-49.
29. Turvey, C., R. Kong, and X. Huo. 2010. "Borrowing amongst Friends: The Economics of Informal Credit in Rural China." *China Agricultural Economic Review* 2(2): 133-147.

Internet Finance and Household Credit Constraint Mitigation: Evidence Based on the Heterogeneity of Risk Preference

Pan Shuang, Wei Jianguo and Hu Shaobo

(School of Economics of Wuhan University of Technology)

Abstract: This paper studies the impact of internet finance on household credit constraints using the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2017. We find that rural households encounter more serious credit constraints than urban ones, and internet finance participation is conducive to releasing formal credit demand and easing constraints. However, online lending would stimulate the demand of informal credit and worsen the problem of credit constraints. Frequent participation in online lending would produce negative influences on credit rating and increase the difficulty of obtaining formal credit in the future. After introducing the variable of risk preference, this paper finds that rural families are more risk averse and risk aversion will aggravate household credit constraint while weaken the positive impact of internet finance. Therefore, in terms of policy-making, we should improve the long-term mechanism of Internet financial supervision and control the risk level of the industry, and promote internet transformation of traditional financial institutions, strengthening the popularization of Internet Finance in rural areas to enhance the inclusiveness of Internet finance.

Keywords: Internet Finance, Heterogeneity of Risk Preference, Household Credit Constraint

JEL Classification: D13, O17, L84

(责任编辑:惠利、陈永清)