

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

傅秋子 黄益平

(中国人民银行国际司 北京 100800;
北京大学国家发展研究院/北京大学数字金融研究中心 北京 100871)

摘 要: 本文基于中国家庭金融调查和北京大学数字普惠金融指数,采用加入工具变量的面板数据回归,研究了数字金融对不同类别农村正规金融需求的异质性影响。结果表明:数字金融整体水平的提升一方面减少了农村生产性正规信贷需求概率,其中拥有智能手机的群体受影响更明显,另一方面也增加了农村消费性正规信贷需求概率,其中教育水平较高、有网购习惯的群体需求被激发较多,反映出数字金融提升效率、促进消费的多维度效应。本文的研究发现,农村金融需求正受到数字金融发展的深刻影响,可为未来农村金融政策提供有益参考。

关键词: 农村金融; 数字普惠金融; 异质性影响

JEL 分类号: O12, R51, I86 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2018)11-0068-17

一、引言

农村金融一直以来都是世界性难题。相较于城市,农村地区的生产经营风险大、交易成本高,服务效率自然难与城市媲美。解决好农村金融问题的重要性与日俱增,构建健康、高效的农村金融体系,对促进农村金融市场的发展,形成农村经济自身造血机制,优化农村资源配置具有重要意义。

2003 年以来,国家出台了一系列农村金融改革举措,先后改革了农村信用社、农业银行等正规金融机构,又逐步开放了农村金融市场(谢平和徐忠,2013)。尽管多年的改革

收稿日期:2018-09-01

作者简介:傅秋子(通讯作者) 经济学硕士,中国人民银行国际司,Email: qiuzi_fu@163.com.

黄益平 经济学博士,教授,北京大学国家发展研究院,北京大学数字金融研究中心,Email: yhuang@nsd.pku.edu.cn.

* 本文受到 2018 年国家社会科学基金重大项目《数字普惠金融的创新、风险和监管研究》(课题号 18ZDA091) 的支持。作者感谢甘黎教授和徐舒教授的数据支持,感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。本文仅代表个人学术观点,与所供职机构无关。

取得了不少成效,但农村金融服务覆盖面低、融资成本高和资金利用效率低等矛盾并没有被彻底扭转。一方面是由于目前部分增加农村金融服务的行政性手段与市场规律存在矛盾(黄益平和傅秋子 2017),另一方面是农村金融需求长期未得到重视,导致目前针对改善金融供给的政策措施未能对症下药,收效甚微(张杰 2007)。研究表明,随着经济的发展,供给引导需求产生的供给领先型市场,将逐步让位于需求追随型市场(Patrick, 1966)。因此,有必要进一步加深对农村信贷需求的认识,才能更好地解决农村金融的供需矛盾。

值得注意的是,近年来兴起的数字金融似乎为解决此问题带来了转机。数据显示,截至 2018 年 6 月,我国农村网民规模为 2.11 亿,农村地区互联网普及率达到 36.5%,农村网民使用手机网络支付的比例为 57%(中国互联网络信息中心 2018),很多尚未接触过电脑的农村居民直接开始使用智能手机,以电子支付、手机银行、网络购物为主要媒介的数字金融也已在广大农村地区得到推广。但这一新现象是否开始影响农村金融需求,至今还没有可靠的定量结论。数字金融本身是多业态、多维度的,它对农户金融需求的影响也不是单一的,故本文希望探究这一新现象对传统农户正规金融需求的影响,及其背后的多维效应,通过“自下而上”的需求侧分析,为农村金融改革提供有益参考。

本文后续结构如下:第二部分回顾相关文献;第三部分介绍数据情况和农村金融需求测度;第四部分进行模型构建和实证分析,并尝试分析可能的机制;最后一章为结论及政策建议。

二、文献回顾

围绕上述研究目标,本文将首先从农村金融需求影响因素研究和近年来的数字金融研究入手,梳理已有文献的贡献和待改进空间,为后续分析提供参照。

(一) 农村金融需求相关研究

学术界对农村金融需求有相当多的研究,大体可以归为两类。第一类主要探讨农村金融需求的分类及识别:一种方式是按照资金来源把农村金融需求分为正规需求和非正规需求,前者是农户从银行、信用社等正规农村金融机构贷款的需求,而后者则指代民间金融或亲友之间借贷等;第二种方式是按照贷款用途分为生产性需求和消费性需求,前者指代农户因工商业生产产生的信贷,后者则是以教育、医疗等消费性需求为主要用途的信贷。农户可能因为不同的渠道而展现出不同的需求特征,因此具体研究时需要分类估计,才能保证结果的无偏性,并针对不同渠道进行更准确的分析(李锐和朱喜 2007;刘西川等 2014)。受到数据可得性的限制,同时考虑到本文研究目的,在后续的分析中本文主要关注正规信贷需求,即农户从正规金融机构融资的需求。

第二类研究主要探讨哪些因素会影响农村金融需求,主要为个体家庭和环境条件两方面:收入、固定资产、消费水平、农业经营规模、礼金支出、金融知识水平、保险覆盖情况等个体家庭因素对农户金融需求有直接影响(何广文和李莉莉 2005;李锐和朱喜 2007;杨汝岱等 2011;刘西川等 2014;吴雨等 2016),利率水平、融资环境、产品丰富程度等地

区域性环境条件因素也会间接影响农户需求(刘西川等 2009; 马晓青等 2012)。尽管目前此类文献已经非常丰富,但部分研究存在数据年份短、样本代表性弱、内生性控制不太完备等问题,且尚未有研究将数字金融这一新兴现象纳入需求影响的考量范围,故本文希望可以挖掘这一新因素的定量影响。

(二) 农村数字金融相关研究

近年来,也有文章开始关注数字金融对农村的影响,但大多以描述现状和定性分析为立。主要包括以下几类:

第一,数字技术给金融不甚发达的农村带来了更便捷的金融服务,将低收入人群连接到数字化信息超级高速公路,改进其市场、服务和信息的可得性,使得金融服务能够更精准地被送达到有需要的人群(余文建和焦瑾璞 2016; 马九杰和吴本健 2014; 谢绚丽等, 2018); 第二,数字金融通过移动互联网的方式触达农户,快速降低了金融服务的成本,可能会减少传统金融服务需求,具体表现为信贷业务、理财服务、支付结算手段和供应链金融服务上的创新,显著提高了传统金融机构的服务效率(王曙光和杨北京 2017); 第三,数字金融在电子商务的发展下刺激了农村新型需求的提升,拓展出更多的消费方式和服务方式,催生大量新型金融服务需求,数字金融发展也开始对农村居民消费结构升级产生显著影响(张李义和涂奔 2017)。

综上所述,无论是通过对传统金融存量的改变,还是增量水平的替代,数字金融发展都可能对农村金融需求产生了不同方向的影响。但由于数据限制等原因,目前的研究都是描述性的,且渠道分析不够清晰,使用调查数据对数字金融在农村的影响做实证分析的研究更十分缺乏,故本文希望进行这一方向的创新尝试。

三、数据与测度

(一) 数据来源

本文数据主要来源于两个数据库:农户基本数据来自“中国家庭金融调查”(甘犁和李运 2014; 甘犁等 2015)¹,考虑到数字金融主要从 2013 年后开始影响农村²,故选取了 2013、2015 这两年都被访问到的家庭,经过清理得到 11811 个农户样本的面板数据集。数字金融数据则来自“北京大学数字普惠金融指数”,该指数由蚂蚁金服提供的数字金融服务数据合成,共包括三级维度,涵盖 2011 - 2015 年的省、市、县三个层级(郭峰等, 2016)。本文将这两类数据合并,得到了一套包含 2013、2015 两年的面板数据,覆盖全国 148 个地级市。

1 本研究使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)、浙江大学“中国家庭大数据库”(Chinese Family Database, CFD)和暨南大学社会调查中心的“中国家庭就业调查”(China Household Employment Survey, CHES)。

2 按照 CHFS 定义,本文所用“农村”是依据国家统计局地区编码资料确定。

数字普惠金融指数可以反映数字技术助力金融的总体发展情况和变化趋势。初步观察数据可以发现,2011 年该指数平均值为 40,2015 年就迅速上升到 220,反映了数字金融空前的发展态势;观察跨年度的数据还可以发现,城市间的数字普惠程度差异在显著缩小,表明偏远地区数字金融的快速发展,缩小了城市间发展差距。另外值得说明的是,限于数据的可得性,本文使用的是“数字普惠金融指数”的“市级”数据,故回归时农村家户数据也相当于被平均到“市级”层面,将综合反映该市农村区域的金融发展情况与数字普惠金融的关系。

(二) 对农村金融需求的测度

农村金融需求的测度与识别问题一直是学术研究的难点和热点。在信贷配给存在的情况下,农户未进行贷款行为,不一定表示其没有需求,至少还存在以下两种可能:一种是农户的贷款申请可能被拒绝,另一种是即使农户获得了贷款,也无法判断其信贷需求是否得到完全满足(刘西川,2007)。过去的文献中,有学者通过在意愿调查中针对特定贷款机构设计相应的问题,把农户的理想需求进一步分为有效信贷需求、潜在需求和隐蔽信贷需求,从而把“认为贷款太麻烦、其他贷款成本高和与信贷员不熟”的农户都纳入存在信贷需求的范畴(刘西川等,2009);也有学者认为应该采取更严格的方式,不应该将“未申请贷款因为担心还不起”的农户作为有效的信贷需求者(程郁等,2009);还有学者根据贷款需求的申请及实际获得情况将样本分为自我信贷配给和银行信贷配给两类,可用于分析不同行为产生的背后机制(苟琴和黄益平,2014)。

由于本文主要研究数字金融对农村金融需求的影响是否存在,故关键需防止样本的选择性偏差问题。根据 CHFS 的调查问题,本文界定有正规信贷需求的群体既包括已有正规信贷行为的个体,还包括仅因为“不知如何申请贷款、贷款过程麻烦、还款期限或方式不符合需求、不认识银行/信用社工作人员”等非贷款意愿性因素而未能申请贷款的群体,和仅因为“不认识银行/信用社工作人员”而导致贷款申请被拒的群体。按照过去的文献,这种方法可以较全面地界定农村金融需求,尤其可以识别那些因无法改变的外在因素而未能获得贷款的有需求群体,故可以更有效地防止样本选择性偏差问题,增强估计系数的无偏性。

(三) 基本事实

根据上述测度方法,本文对问卷中提到的正规信贷需求进行了归类,将“农业生产经营”和“工商业生产经营”归并为“生产性信贷需求”,将“购买住房”、“购买汽车”、“子女教育”和“医疗”和“信用卡”归并为“消费性信贷需求”,并统计出 2013 年和 2015 年农村有各类正规信贷需求家户的占比:2013 年至 2015 年间,农村有生产性正规信贷的家户占比从 10.21% 下降为 7.37%,而有消费性正规信贷需求的家户占比从 9.43% 上升至 9.48%,呈现出相反趋势。

进一步比较 2013 年和 2015 年的数据又可发现,数字普惠金融指数越高的地区,农村有生产性正规信贷需求的家户占比明显降低,而有消费性正规信贷需求的家户占比小幅上升,显示出相反的变化趋势。基于这一观察,本文绘制了 2013 年和 2015 年这两种信贷

需求占比与数字普惠金融指数的散点图,如下所示:

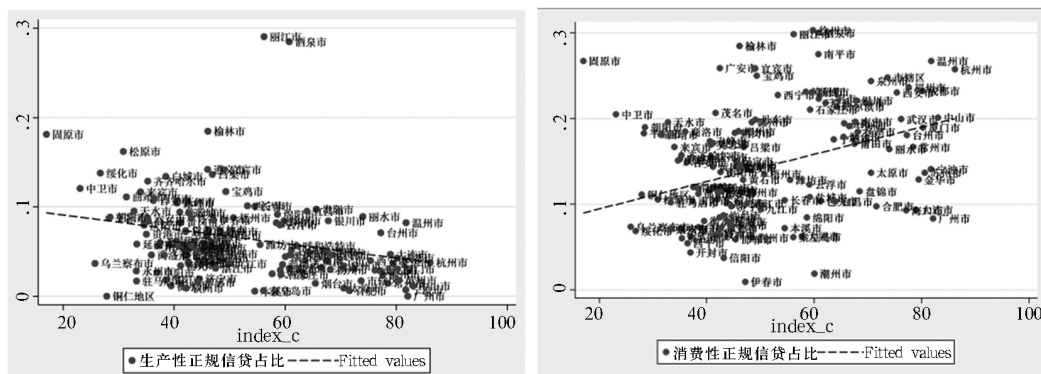


图 1 2013 年农村生产性、消费性(右)正规信贷占比与数字普惠金融指数

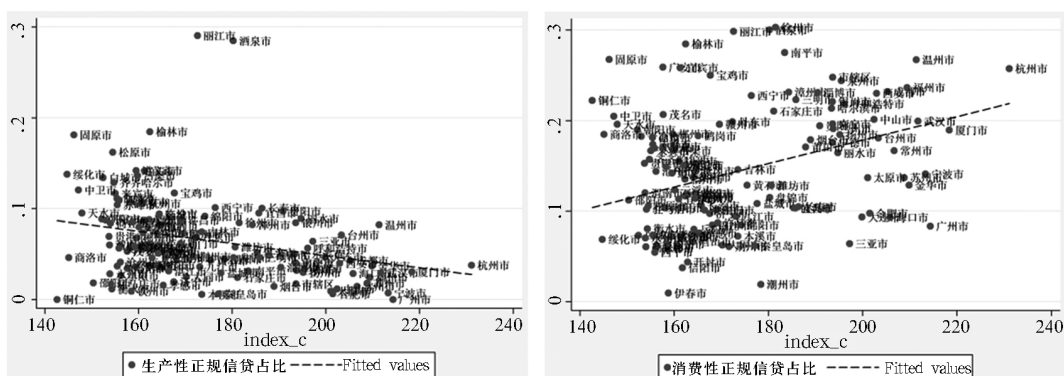


图 2 2015 年农村生产性、消费性(右)正规信贷占比与数字普惠金融指数

可以发现,按照城市均值计算后的农村正规信贷占比与数字普惠金融指数之间呈现差异性的关系:数字普惠金融指数越高的城市,有生产性正规金融需求的农户占比越低,但消费性正规金融需求反而更高。有趣的是,为何这两种不同的信贷需求类型呈现出不一样的变化特征?下面本文将通过严谨的数据模型和实证分析进一步说明,在数字金融这一新趋势的影响下,农村金融需求呈现出了某种异质性:传统的生产性正规金融需求有所降低,而消费性正规金融需求逐步被激发,数字金融正在更深刻地改变农村家庭信贷结构。

四、模型与实证分析

(一) 描述性统计

本文在过往研究的基础上选择了年龄、教育年限、性别等户主个人变量,和收入、农业劳动力占比、生产经营类别等家庭变量作为控制变量,同时匹配了《中国城市统计年鉴》

中的人口密度、人均 GDP、GDP 增长率、金融发展程度和城镇化率,以控制地区发展状况差异。为了方便分析,本文还对部分数值型指标进行了对数化处理,具体变量描述性统计如下表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
市级数字普惠金融指数(对数)	11881	4.51	0.68	2.83	5.44
家庭总收入(元,对数)	11881	7.39	3.25	-9.70	12.39
户主年龄(岁)	11881	54.94	12.43	0.00	113.00
户主教育年限(年)	11881	7.15	3.43	0.00	16.00
户主性别(男性=1,女性=0)	11881	0.89	0.32	0.00	1.00
户主婚姻状况(已婚=1,其他=0)	11881	0.89	0.31	0.00	1.00
户主医疗保险情况(参与保险=1,其他=0)	11881	0.72	0.45	0.00	1.00
户主工作与否(有工作=1,其他=0)	11881	0.80	0.40	0.00	1.00
户主是否为高风险偏好(是=1,否=0)	11881	0.08	0.26	0.00	1.00
户主是否关注经济金融信息(是=1,否=0)	11881	0.09	0.28	0.00	1.00
家庭成员个数(人)	11881	4.00	1.92	1.00	19.00
家庭农业劳动力占比	11881	0.67	0.31	0.00	1.00
家庭是否进行公司类经营(是=1,否=0)	11881	0.01	0.06	0.00	1.00
家庭拥有常见车辆数(辆)	11881	0.98	0.96	0.00	12.00
家庭是否自有住房(是=1,否=0)	11881	0.95	0.22	0.00	1.00
家庭成员是否患重疾(是=1,否=0)	11881	0.35	0.48	0.00	1.00
家庭食物支出(元,对数)	11881	6.33	1.03	3.40	8.61
家庭耐用品总价值(元,对数)	11881	8.00	1.60	-4.61	11.51
家庭成员是否使用信用卡	11881	0.03	0.18	0.00	1.00
家庭礼金支出总额(元,对数)	11881	6.01	3.75	-2.30	10.95
家庭是否有村干部(是=1,否=0)	11881	0.11	0.31	0.00	1.00
家庭是否获农业生产补贴(是=1,否=0)	11881	0.56	0.50	0.00	1.00
城市人口密度(人/平方公里)	11881	439	2785	5.71	1251
城市人均生产总值(元)	11881	44691	29169	10090	199017
地区金融发展程度,贷款量/GDP	11881	0.96	0.56	0.28	3.62
城市生产总值增长率(%)	11881	8.65	3.78	-10.67	22.65
城市化率(市辖区人口比重,%)	11881	0.41	0.27	0.05	1.00

(二) 基础回归模型

本文采用面板数据的 Probit 模型作为基准(即基准二元选择模型,下文中记为模型 1)。因变量为生产性正规信贷需求和消费性正规信贷需求,核心的自变量为数字金融指数。具体模型如下:

$$\begin{aligned} & Prob(\text{production/consumption financial demand}_{it} = 1) \\ & = \beta_0 + \beta_1 \ln index_{it} + \beta_2 \text{head of household controls}_{it} \\ & + \beta_3 \text{household controls}_{it} + \beta_4 \text{city controls}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中, $Prob(\text{production/consumption financial demand}_{it} = 1)$ 是虚拟变量,取值为 1 表示农户有生产性(或消费性)正规信贷需求,取值为 0 则表示没有。 β_1 衡量了数字金融指数每增长 1%,相应农村金融需求变化的概率。 $\text{head of household controls}$ 、 $\text{household controls}$ 和 city controls 分别为户主、家庭和城市控制变量, ε 是残差项。

正如文献综述部分总结的,内生性问题在数字金融宏观影响类问题上难以避免的,因此,识别数字金融对农村金融需求影响的内生性问题、剥离出单向的影响是本文实证分析的关键所在。下面对可能存在的三类内生性问题逐一进行分析:

(1) 反向因果问题:由于农村居民使用数字金融可能减少或激发正规金融需求,反过来,对正规金融的需求也可能促进居民对数字金融的使用,故本回归存在一定的反向因果性。但由于因变量为农村居民微观数据,自变量为市级数字金融平均水平,数据本身来自两个不同数据库,反向因果性大大降低。

(2) 测量误差问题:中国家庭金融调查采取了分层、三阶段与规模度量成比例(PPS)的抽样设计,数字普惠金融指数也采用了主观赋权与客观赋权相结合的方法来确定权重,都具有较高的稳健性。同时由于本文采取了文献中用到的需求识别法,纳入了存在贷款意愿但由于客观条件不允许而未能产生贷款行为的有效需求,故测量误差问题可以认为非常微弱。

(3) 遗漏变量问题:由于残差项中可能存在既影响数字金融使用,又影响金融需求的因素,故可能导致系数估计有偏。具体在本文模型中,体现在两个方面:一是可能存在不随时间改变的家户特质,以及不随家户改变的年份因素,故需要进行更精准的控制;二是地区性的经济建设水平、融资条件、风俗习惯等变量可能被遗漏,尽管本文匹配了不少地区性控制变量,此问题依然可能存在。

对于第一类遗漏变量的问题,本文试图通过加入时间、家户的双向随机效应模型³,以控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量和不随家庭变化的年份特征,此为第二个模型(即加入双向随机效应的二元选择模型,记为模型 2)。

对于第二类遗漏变量的问题,本文试图综合过往文献寻找一个合适的工具变量来控制模型的内生性。研究表明,尽管数字金融的主要实现形式在线上,其发展程度仍受到地

³ 因 Probit 二值选择模型的固定效应有偏,故实际操作时经过豪斯曼检验可行后,采用双向随机效应模型,本文也通过 Logit 模型辅证,结果具有稳健性。

理空间因素影响,且呈现出与杭州相距越远则推广难度越大的特点(郭峰等 2017),故本文拟选取“该地级市到杭州的距离”为工具变量,主要考虑三个层面:首先,距离会通过经济行为发生影响,但不会随着经济发展而变化(陈云松 2012);其次,“被调查者所在地级市与杭州的距离”既与城市的数字金融发展水平直接相关,又不会通过数字金融发展而影响到居民的金融需求,满足工具变量的两个条件,可以减少遗漏变量内生性;最后,本文对比了其他类似文章的工具变量选取,有研究使用“智能手机拥有率”或“互联网普及率”,认为此类基础设施与金融行为之间没有直接的关联,但本文综合考虑数据可得性及农村金融特性后认为,数字金融的基础设施可能通过信息渠道间接影响农户信贷行为,距离类变量相对能更好地厘清仅因为数字金融而产生的影响。

综合上述分析,本文在模型 2 的基础上进一步加入工具变量,得到第三个模型(即使用工具变量、加入双向随机效应的二元选择模型,模型 3)。在接下来的回归后,本文也进行了 Wald 检验和弱工具变量检验,以保证工具变量的可靠性(Angrist and Pischke, 2008)。

下表 2 给出了用上述三个模型分析生产性正规信贷需求的回归结果。

表 2 生产性正规信贷需求的回归结果

因变量: 生产性正规信贷需求	模型 1	模型 2	模型 3
数字普惠金融指数(对数)	-0.198 [*] (-1.97)	-0.260 [*] (-2.01)	-4.873 ^{***} (-6.82)
边际效应	-0.028	-0.020	-0.387
家庭收入	0.00385 (0.6)	0.00253 (0.31)	0.00722 (0.87)
户主年龄	-0.0123 ^{***} (-7.45)	-0.012 ^{***} (-8.35)	-0.0119 ^{***} (-4.69)
户主教育年限	0.00464 (0.79)	0.0212 ^{**} (2.58)	0.0141 (1.63)
户主性别	0.130 [*] (1.96)	0.154 (1.64)	0.174 (1.82)
户主婚姻状况	-0.0141 (0.21)	0.00000559 (0)	-0.066 (0.70)
户主是否有医保	-0.0825 [*] (2.15)	-0.161 ^{**} (3.17)	-0.145 ^{**} (2.77)
户主是否有工作	0.206 ^{***} (3.53)	0.390 ^{***} (5.19)	0.273 ^{***} (3.48)
户主是否高风险偏好	0.346 ^{***} (6.23)	0.294 ^{***} (5.44)	0.457 ^{***} (6.2)
户主是否比较关注经济金融信息	0.197 ^{***} (3.64)	0.244 ^{***} (3.45)	0.127 (1.75)

续表

因变量: 生产性正规信贷需求	模型 1	模型 2	模型 3
家庭成员是否患有重大疾病	0.139 *** (3.4)	0.168 ** (3.16)	0.117 * (2.14)
家庭是否拥有住房	0.207 * (2.06)	0.21 (1.6)	0.23 (1.71)
家庭拥有车辆数	0.0362 (0.68)	0.0478 (0.8)	0.186 ** (2.86)
家庭是否进行公司类生产经营	0.815 *** (4.06)	1.139 *** (4.24)	1.139 *** (4.18)
家庭食品支出(对数)	0.0317 (1.63)	0.0555 * (2.19)	0.101 *** (3.63)
家庭耐用品总价值	0.0355 * (2.44)	0.0480 * (2.57)	0.0667 *** (3.4)
家庭农业劳动力占比	-0.309 *** (4.79)	-0.485 *** (5.53)	-0.439 *** (4.89)
家庭是否有信用卡	0.380 *** (4.64)	0.484 *** (4.55)	0.528 *** (4.89)
家庭礼金支出(对数)	0 (1.62)	0.0114 (1.7)	0 (0.55)
家庭中是否有村干部	0.0752 (1.41)	0.0516 (0.75)	0.04 (0.57)
是否获得农业补贴	0.174 *** (3.95)	0.211 *** (3.8)	0.057 (0.91)
城市人口密度	-0.000796 *** (-9.97)	-0.00104 *** (-9.63)	-0.000482 *** (-3.62)
城市人均生产总值	0.000000471 (0.5)	0.00000159 (1.39)	0.0000208 *** (6.37)
城市金融发展程度	0.124 ** (3.1)	0.221 *** (4.42)	0.804 *** (7.02)
城市生产总值增长率	-0.00167 (-0.36)	0.000288 (0.05)	-0.00546 (-0.87)
城镇化率	0.249 (1.88)	0.344 (-1.8)	-0.368 (-1.67)
时间固定效应	是	是	是
家户固定效应		是	是
样本量	11881	11881	11881

注: 1. 每个指标的第二行数值为回归系数的异方差稳健 t 值,下同。2. *、**和 ***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,下同。3. 由于是离散选择模型 故在回归后计算得出解释变量在样本均值处的边际效应。

从模型 1 可以看出,数字普惠金融对农村生产性正规信贷需求有显著负向影响,即该地区家庭平均使用数字金融程度越高,有生产性正规信贷需求的概率就越小,数字金融服务可能在某种程度上减少了生产性正规信贷需求。与过往的很多研究类似,部分控制变量也呈现出显著性,符合事实逻辑。

在模型 2 中,数字普惠金融指数的负向边际效应系数值变小,表明模型 1 确实存在农户习惯、年份特征等因素所导致的内生性。在模型 3 中,数字普惠金融指数的负向边际效应系数值更大,表明工具变量法对缓解基准模型的内生性也是有作用的,Wald 检验和弱工具变量 AR 检验都获得了通过,故认为“城市到杭州的距离”(取对数)这一工具变量符合要求,是一个合适的工具变量。这种情形下的结果表明,控制其他变量后,数字金融指数每增加 1%,生产性正规信贷减小的平均概率为 0.39%。

工具变量模型的系数绝对值显著大于前两个模型,需要更深入的解读。研究表明,工具变量对实证结果的系数往往产生“放大作用”,一般会将系数放大为不使用工具变量法的 9 倍左右,可能在数量级上存在一定的差异(Jiang 2017)。在本文的环境下,这种放大效应的意义更多体现在对干扰变量的消除上,而不是一个完全无偏的估计,因为用工具变量处理问题时会出现“局部平均干预效应”。可以理解为,融资环境较差的村庄,该地距离杭州越近,则数字金融发展越快,生产性金融需求下降更明显,会受到更多数字金融的实惠,比较符合经济直觉。

与研究生产性正规信贷需求的方法类似,下表 3 给出了用三个模型分析消费性正规信贷需求的回归结果。

表 3 消费性正规信贷需求的回归结果

因变量: 消费性正规信贷需求	模型 1	模型 2	模型 3
数字普惠金融指数(对数)	0.223* (2.08)	0.285* (2.22)	1.128* (2.15)
边际效应	0.03555	0.0244	0.0963354
时间虚拟变量	是	是	是
家户虚拟变量		是	是
样本量	11881	11881	11881

注:1. 相较于生产性需求模型的控制变量,消费性模型依照相关文献去掉了“家庭农业劳动力占比”、“是否获得农业补贴”等和农业相关的变量,此处受篇幅所限未列出。2. 后文均摘取回归结果中的核心变量部分,生产性正规信贷的相关回归控制变量均与表 2 一致,消费性控制变量均与表 3 一致。

从模型 1 可以看出,数字普惠金融对农村消费性正规信贷需求有显著正向影响,即该地区家庭使用数字金融越多,产生消费性正规信贷需求的概率越大,数字金融服务可能在某种程度上激发了消费性正规信贷需求的产生。

在模型 2 中,数字普惠金融指数的边际效应有所降低,表明原有的基准模型确实存在农户习惯、年份特征等因素所导致的内生性。与生产性信贷结果类似,模型 3 中,数

字普惠金融指数对消费性金融需求影响的系数显著增大,表明工具变量法对消费性信贷问题的内生性也是有作用的,但增大程度没有生产性信贷模型大。Wald 检验和弱工具变量 AR 检验同样获得了通过,故认为“城市到杭州的距离”(取对数)这一工具变量在消费性正规信贷回归模型中也适用,因此本文后续分析中,将继续采取这一方法。解读引入工具变量的模型可以发现,控制其他变量后,数字金融指数每增加 1%,消费性正规信贷增加的平均概率为 0.1%,虽不及生产性正规信贷增长概率的一半,但从上文的分析可知,加入工具变量的模型系数可能有一定的加权平均放大效应,故应该主要关注其系数变化方向及显著性。

综合上述分析可以发现,数字金融作为一种更便捷、更高效的金融服务,很大程度上降低了农村生产性正规金融需求的概率,还有效增加了农村的消费性正规信贷需求概率,对改善农户福利有积极作用。

(三) 数字金融不同业态的影响

数字金融是一个综合性的概念,既有包括覆盖面、触达面等指标在内的“覆盖广度”,又有包括使用频率、便捷性等指标在内的“使用深度”和“支持服务程度”,还涵盖了不同的业务形态,故单看数字金融总体状况对农村金融需求的影响是不全面的,需要进行细致的多维度分析。“北京大学数字普惠金融指数”既包括上文用到的一级“总指数”,也涵盖二级指数“使用深度”和其中包含的“支付”、“货基”、“保险”、“信贷”、“投资”和“征信”六类具体的三级指数。因此,本文将数字普惠金融三级指数作为自变量,进一步探究数字金融不同业态对农村金融需求的影响,结果如下:

表 4 数字金融不同业态对农村金融需求的影响

因变量: 生产性正规信贷需求	支付	货基	保险	信贷	投资(2015)	征信(2015)
数字普惠金融 指数(对数)	-1.60*** (-6.82)	-2.50*** (-6.82)	-2.47*** (-6.82)	-1.87*** (-6.82)	-2.72*** (-6.81)	-1.25*** (-6.81)
边际效应	-0.127	-0.198	-0.197	-0.149	-0.216	-0.099
因变量: 消费性正规信贷需求	支付	货基	保险	信贷	投资(2015)	征信(2015)
数字普惠金融 指数(对数)	0.386* (2.15)	0.623* (2.15)	0.572* (2.15)	0.455* (2.15)	0.690* (2.15)	0.297* (2.15)
边际效应	0.033	0.053	0.049	0.039	0.059	0.025

注:以上回归结果均来自于模型 3;由于“投资”和“征信”的指数均从 2015 年开始编制,故采用截面状态下的模型 3。

上表结果显示,互联网投资、货币基金等业态对生产性正规信贷需求的减少效果较明显,对消费性信贷增长的促进作用也最强烈;征信、支付等业态也存在同方向的作用,但幅度较小。由此可见,互联网投资理财较普遍的地区,农户生产性需求较低、消费性需求较

高。值得注意的是,数字普惠金融指数及其三级指数仅反映了蚂蚁金服该类业务在当地的平均发展程度,用于横向刻画不同业务条线的发展速度差异,并不能直接用于分析数字金融对农村金融需求影响的原因及机制。故本文将更深入地分析,数字金融为何对不同类别信贷需求产生不同影响。

(四) 数字金融对不同类别需求的影响

从上文可以看出,数字金融不同业态对农村金融均产生影响,但对不同类别需求的影响方向是相反的,数字金融越发达的地区,生产性正规信贷需求降低,而消费性正规信贷需求提升,那么产生这种差异背后的机理是怎样的?存在怎样的影响渠道?本文试图通过对不同群体进行分类回归,探究其中的异质性影响。

1. 生产性正规信贷需求

随着数字金融的发展,农村正规生产性信贷需求降低,对此可能有两种解释:一种是需求水平没有降低,但转移到了其他渠道,例如非正规信贷渠道;另一种是需求水平降低,是由于某种原因导致农户本身需求相对减少。

首先来验证第一种可能性。CHFS 问卷中关于生产性信贷的提问既涉及正规信贷需求(即询问农户“是否有银行/信用社贷款”),又包括非正规信贷需求(询问农户“是否还有未还清的民间借贷”),因此可以观察非正规信贷的变化情况。总体来看,2013 年有非正规生产性信贷需求的农户占比为 16.03%,2015 年为 9.17%,同样呈现明显下降趋势。更仔细观察其与数字金融的关系也可以发现,数字金融发展越成熟的地区,生产性非正规信贷发生的概率也有所降低,如下表:

表 5 农村生产性非正规信贷需求与数字金融关系

因变量: 生产性非正规信贷需求	模型 1	模型 2	模型 3
数字普惠金融指数(对数)	-0.297** (-3.26)	-0.319** (-2.97)	-3.409*** (-6.34)
边际效应	-0.057	-0.048	-0.519
样本量	11811	11811	11811

因此可以认为,农村生产性正规信贷水平的降低,并不是因为需求转移到了非正规金融,而是数字金融的发展同时降低了这两类需求,也就是总体需求水平。

进一步分析可能的原因有很多,渠道也比较复杂,由于数字金融目前在农村的影响方式主要是通过移动端,故本文尝试观察使用智能手机的农户是否受影响更大,以侧面印证相关猜想。遗憾的是,由于 CHFS2013 年的问卷还未涉及智能手机的问题,本文只能运用 2015 年的数据做模型 1 和 3 的截面回归,结果如下:

表 6 不同类型手机用户的生产性正规信贷需求

因变量: 生产性正规信贷需求		模型 1	模型 3
使用智能手机的群体	数字普惠金融指数(对数)	-1.286*** (-4.44)	-7.338*** (-13.33)
	边际效应	-0.208	-7.339
	样本量	1573	1573
因变量: 生产性正规信贷需求		模型 1	模型 3
未使用智能手机的群体	数字普惠金融指数(对数)	-1.196** (-2.91)	-4.961*** (-5.27)
	边际效应	-0.236	-4.961
	样本量	4385	4385

可以看出,使用智能手机的群体,生产性正规信贷需求随着数字金融普及显示出更明显的下降。背后的原因可能很多,例如农户通过数字金融的支付、投资等功能得到了更大的生产回报或加快了资金周转的效率,或者通过数字金融的征信、保险功能降低了信贷风险从而减少了需要贷款的频率。由于调查数据所限,很难进一步识别背后更深层次的原因,但可以肯定的是,以智能手机为代表的移动工具提升了农村金融的效率,使得同等条件下的生产性正规信贷概率降低。

需要说明的是,数字金融降低农村生产性信贷需求的结论与“农村金融抑制论”并不矛盾,因为这两类现象背后的机制不尽相同。根据过往的研究,农村生产性正规金融需求受到抑制主要是由于市场机制未理顺、农村金融机构承载一定的政策性功能,再加上农村金融天然困难较大、风险定价难,使得农户的需求难被满足。但通过上文的分析及文献梳理可以发现,尽管数字金融的作用渠道很难被完全清晰地识别,但其主要贡献是解决信息不对称、提高资金流动效率,从而降低生产性金融的成本,使得原有的需求得到一定程度的满足。这并不意味着农村金融受到抑制的问题得到了解决,而是数字金融的发展减缓了这种抑制,在控制其他变量后的数据上表现出农村生产性需求比例降低。

2. 消费性正规信贷需求

农村消费性正规信贷需求的上升是一个令人关注的现象,背后是农村消费水平的提升和消费潜力的释放。为了探究可能的渠道,本文尝试从两个角度进行观察:一方面,以教育状况反映的农户人力资本水平显著影响消费性正规信贷获取,另一方面,近年来新兴的网络电商浪潮也在深刻地改变农村群体消费信贷习惯。本文首先采用户主的受教育年限作为分类标准,再按照是否网购进行划分,分别进行估计,观察消费性正规信贷增加的动因。

表 7 不同教育程度群体的消费性正规信贷需求

因变量: 消费性正规信贷需求		模型 1	模型 2	模型 3
教育程度小学及以下的群体	数字普惠金融指数(对数)	0.333 [*] (2.33)	0.394 [*] (2.06)	0.613 (0.92)
	边际效应	0.0427	0.0220	0.0339
	样本量	6076	6076	6076
因变量: 消费性正规信贷需求		模型 1	模型 2	模型 3
教育程度初中及以上的群体	数字普惠金融指数(对数)	0.192 (1.43)	0.199 (1.12)	1.967 ^{**} (2.83)
	边际效应	0.0366	0.0224	0.1127
	样本量	5805	5805	5805

通过将样本家庭分为低教育组(小学及以下)和高教育组(初中及以上),可以观察两类群体受到数字金融影响的差异性。在模型 1 和 2 中,数字普惠金融对教育程度较低群体的影响更明显,但模型 3 表明,受过更高等教育的人群,被激发出消费信贷需求的概率越大。本文认为模型 3 结果更可靠,因为模型中导致内生性的主要原因是遗漏变量,包括当地环境条件等潜在影响数字金融效果的因素,因此前两个回归显示出的显著结果并不是准确的估计。通过工具变量去除内生性后,数字金融对低教育水平群体影响并不显著;而高教育水平群体,更可能受到数字金融影响。这一结果表明人力资本水平与正规信贷需求正相关,也与过往的研究结论相符(程恩江 2008,吴雨等 2016),因为教育程度高的农村群体对数字金融认知度更高,从而增加了消费性正规信贷产生的可能性。

另有研究表明,网络购物会促进家庭总消费,主要通过降低信息搜寻成本和扩大市场供给来促进消费升级,这一现象预示着电子商务的发展将有力促进我国内需扩大(秦芳等 2017)。因此,可以猜测,数字金融对农村消费性信贷的影响会在有不同网购行为的群体间产生差异。经过分类别回归,结果如下表所示。

表 8 不同网购习惯群体的消费性正规信贷需求

因变量: 消费性正规信贷需求		模型 1	模型 2	模型 3
网购的群体	数字普惠金融指数(对数)	0.884 [*] (2.48)	1.084 [*] (2.08)	2.879 [*] (2.03)
	边际效应	0.2707	0.2562	0.6673
	样本量	810	810	810
因变量: 消费性正规信贷需求		模型 1	模型 2	模型 3
不网购的群体	数字普惠金融指数(对数)	0.155 (1.51)	0.21 (1.55)	0.49 (0.94)
	边际效应	0.0226	0.0156	0.0363
	样本量	11071	11071	11071

有网购习惯的农村居民,消费性正规信贷需求显著增加,且这一现象在模型 3 中更明显,而无网购行为的群体没有受到影响。这既反映了这一影响某种程度上确实与网购的兴起息息相关,因为农村居民的消费性正规信贷需求随此增长,也预示了一种更长远的趋势:随着网购潮流从城市蔓延到农村,越来越多的农村居民可以享受和城里一样的丰富商品服务,他们的消费需求会被进一步激发,信贷需求结构逐步转变,更容易通过消费信贷需求的提升来改善生活质量。

五、结论与政策建议

本文运用中国家庭金融调查和北京大学数字金融研究中心的两套数据,探讨了数字金融对农村金融需求的影响。区别于已有文献,本文不仅试图填补国内数字金融对农村金融需求影响的实证研究空白,还提出了数字金融对农村金融需求影响的异质性。具体而言,本文启示如下:

(一) 数字金融影响的异质性

数字普惠金融越发达,农村生产性正规金融需求减少的概率越大,数字普惠金融指数每增加 1%,生产性信贷需求减少的概率大约为 0.2%~4%。同时,数字普惠金融越发达,农村消费性金融需求被激发的概率越大,同等条件下数字普惠金融指数每增加 1%,消费性正规信贷需求的概率增加 0.02%~1%。同时,从数字金融的类型来看,互联网投资、货币基金等业态对生产性正规信贷需求的减少效果较明显,对消费性信贷增长的促进作用也更强烈,展现了数字金融对农村的多维度影响。

(二) 数字金融产生影响的方式

基于初步结论,本文进一步探索了数字金融异质性影响产生的原因。对于生产性正规信贷需求的下降,在排除了需求从正规渠道转移到非正规渠道的可能性后,本文重点观察了使用智能手机的人群,发现数字金融对他们影响更明显,推测数字金融通过移动端在信息传递、效率提升上发挥了作用;对于消费性正规信贷需求的上升,我们从人力资本和消费行为两方面进行分类回归,发现受教育程度较高、有机会接触网购的农户被数字金融激发出更多的消费性正规信贷需求。

数字金融的快速发展,深刻地影响了农户的生产和生活,为他们带来便利的同时,也改变了正规信贷需求结构。过去的改革方式主要注重提升金融机构的效率,同时通过政策性金融来补充难以被市场化机构满足的农村金融需求。但在当前农村金融需求被数字金融重塑的背景下,也同时应该考虑建立分层、竞争、有序的农村金融监管体制,注重农村金融需求的变化,推动农村金融改革往自上而下和自下而上相结合的方向发展(陈雨露, 2010; 谢平和徐忠, 2013)。

农村金融改革还在继续,未来挑战与机遇并存。随着数字技术的发展,智能手机还将在农村得到进一步普及,电子商务也将更广泛地惠及农村群体,移动支付、手机银行、互联网理财、网络借贷等领域的发展也会进一步提升农村金融服务效率。我国的数字金融已

经走在了世界前列,如果能够抓住上述新兴趋势,使之更好地服务于逐步转型的农村金融需求,无疑将为推动我国的农村金融服务更上一个台阶发挥积极作用。

参考文献

- [1]陈雨露 2010,《中国农村金融发展的五个核心问题》,《中国金融》第 19 期,第 87 ~ 89 页。
- [2]陈云松 2012,《逻辑、想象和诠释: 工具变量在社会科学因果推断中的应用》,《社会学研究》第 6 期,第 192 ~ 216 页。
- [3]程郁、韩俊和罗丹 2009,《供给配给与需求压抑交互影响下的正规信贷约束: 来自 1874 户农户金融需求行为考察》,《世界经济》第 5 期,第 73 ~ 82 页。
- [4]甘犁和李运 2014,《中国农村家庭金融发展报告 2014》,西南财经大学出版社。
- [5]甘犁、尹志超和谭继军 2015,《中国家庭金融调查报告 2014》,西南财经大学出版社。
- [6]高帆 2002,《我国农村中的需求型金融抑制及其解除》,《中国农村经济》第 12 期,第 68 ~ 72 页。
- [7]苟琴和黄益平 2014,《我国信贷配给决定因素分析——来自企业层面的证据》,《金融研究》第 8 期,第 1 ~ 17 页。
- [8]郭峰、孔涛和王靖一 2017,《互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据》,《国际金融研究》第 364(8) 期,第 75 ~ 85 页。
- [9]郭峰等 2016,《数字普惠金融指标体系与指数编制》,北京大学互联网金融研究中心工作论文。
- [10]何广文和李莉莉 2005,《正规金融机构小额信贷运行机制及其绩效评价: mechanism and efficiency》,中国财经出版社。
- [11]黄益平和傅秋子 2017,《农村金融供给侧改革的方向》,《清华金融评论》第 7 期,第 41 ~ 43 页。
- [12]李锐和朱喜 2007,《农户金融抑制及其福利损失的计量分析》,《经济研究》第 2 期,第 130 ~ 138 页。
- [13]刘西川、陈立辉和杨奇明 2014,《农户正规信贷需求与利率: 基于 Tobit III 模型的经验考察》,《管理世界》第 3 期,第 75 ~ 91 页。
- [14]刘西川、黄祖辉和程恩江 2009,《贫困地区农户的正规信贷需求: 直接识别与经验分析》,《金融研究》第 4 期,第 36 ~ 51 页。
- [15]刘西川、杨奇明和陈立辉 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,第 145 ~ 158 页。
- [16]马九杰和吴本健 2014,《移动金融与普惠金融研究——互联网金融创新对农村金融普惠的作用: 经验、前景与挑战》,《农村金融研究》第 8 期,第 4 ~ 11 页。
- [17]马晓青等 2012,《信贷需求与融资渠道偏好影响因素的实证分析》,《中国农村经济》第 5 期,第 65 ~ 76 页。
- [18]秦芳、吴雨和魏昭 2017,《网络购物促进了我国家庭的消费吗——来自中国家庭金融调查(CHFS) 数据的经验证据》,《当代经济科学》第 39(6) 期,第 104 ~ 114 页。
- [19]王定祥等 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,第 124 ~ 138 页。
- [20]王曙光和杨北京 2017,《农村金融与互联网金融的“联姻”: 影响、创新、挑战与趋势》,《农村金融研究》第 8 期,第 19 ~ 24 页。
- [21]吴雨、宋全云和尹志超 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,第 43 ~ 55 页。
- [22]谢平和徐忠 2013,《新世纪以来农村金融改革研究》,中国金融出版社。
- [23]谢绚丽、沈艳、张皓星和郭峰 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 1557 ~ 1580 页。
- [24]杨汝岱、陈斌开和朱诗娥 2011,《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》第 11 期,第 116 ~ 129 页。

- [25] 易纲 2008,《推动农村金融改革再上新台阶》,《中国金融》第 1 期,第 12~14 页。
- [26] 余文建和焦瑾璞 2016,《利用数字技术促进普惠金融发展》,《清华金融评论》第 12 期,第 2 页。
- [27] 张李义和涂奔 2017,《互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发》,《财贸研究》第 8 期,第 70~83 页。
- [28] 中国互联网络信息中心 2018,第 42 次《中国互联网络发展状况统计报告》。
- [29] 周小川 2012,《健全支持实体经济发展的现代金融体系》,《中小企业管理与科技》第 35 期,第 19~22 页。
- [30] Angrist, Joshua D., and Jörn - Steffen Pischke. 2008. "Mostly harmless econometrics: An Empiricist's Companion" Princeton University Press.
- [31] Jiang, W. 2017. "Have Instrumental Variables Brought Us Closer to the Truth" *Social Science Electronic Publishing*.
- [32] Patrick, H. T. 1966. "Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries." *Economic Development and Cultural Change* 14(2): 174~189.

Digital Finance's Heterogeneous Effects On Rural Financial Demand: Evidence From China Household Finance Survey and Inclusive Digital Finance Index

FU Qiuzi HUANG Yiping

(International Department , the People's Bank of China;
the National School of Development & Institute of Digital Finance , Peking University)

Abstract: Based on the Chinese Household Financial Survey and Digital Inclusive Financial Index of Peking University, this paper adopts a model with instrumental variables on panel data to study the heterogeneity of digital finance on different types of rural formal financial needs. The results show that different formats of digital finance have different effects on rural financial demand. On the one hand, development of digital finance reduces the level of productive rural formal credit demand. The effects with people using smartphones are more obvious. On the other hand, the demand for rural consumptive formal credit has increased with development of digital finance, especially for groups with higher education levels and online shopping habits, reflecting the multidimensional effects of digital finance such as improving transaction efficiency, and boosting consumption. For the first time, this paper conducts empirical research on the relationship between digital finance and rural financial needs, and also provides references for future rural financial policies.

Key words: Rural Finance, Inclusion Digital Finance, Heterogeneity Impact

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)