数字普惠金融提高了农户信贷获得吗?

樊文翔

(北京大学 马克思主义学院,北京 100871)

摘　要　数字普惠金融的迅猛发展为推动农村金融体制改革,改善农户信贷获得提供了有利契机。使用北京大学数字普惠金融指数和2014—2018年中国家庭追踪调查数据发现,数字普惠金融的发展显著提高了农户的正规信贷可得性和正规信贷规模,通过Biprobit模型和CMP模型进行稳健性检验,并运用工具变量和LPM模型克服潜在的内生性后,结果仍然稳健。研究同时发现,数字普惠金融对农户的非正规信贷获得具有负向影响但并不显著。机制分析发现,数字普惠金融主要通过降低交易成本、缓解信息不对称和降低抵押品要求提高了农户的正规信贷获得。异质性分析表明,数字普惠金融对较高收入农户和较低收入农户的正规信贷获得具有更大的促进作用,但是对中等收入农户的影响并不显著。由此提出,要大力支持数字普惠金融发展,提升农户互联网使用技能,注重农户个人信用积累和关注农村中等收入群体的利益诉求。

关键词　数字普惠金融;信贷获得;信息不对称;中等收入农户

中图分类号:F 304.4　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1008-3456(2021)01-0109-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.01.013

普惠金融最早由联合国提出,是指能有效和全方位为社会所有阶层和群体提供服务的金融体系[1]。在中国,普惠金融实践与数字金融发展紧密相关。2013年11月,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》正式提出发展普惠金融。依托于信息技术、大数据和云计算等创新技术的互联网金融迅速发展,使得金融服务可得性和便利性大大提高,有效满足了那些通常难以享受到金融服务的低收入和弱势群体的需求,推动了国内普惠金融的发展[2]。根据北京大学中国数字金融研究中心的报告,中国省级数字普惠金融指数的均值已经由2011年的40.00提高到2018年的300.21,增长了近8倍,数字普惠金融深刻影响着民众生产生活和社会经济变革[3]。

农村金融市场上的信贷行为与农户的生产生活密不可分。作为农业生产经营的重要主体,农户是我国农村金融市场中主要的资金需求者,满足农户对各种生产要素特别是资金的需求是党和政府推进乡村振兴战略、全面打赢脱贫攻坚战的重要保证。但由于信息不对称、缺乏抵押物等问题,银行、农村信用社等正规金融机构在提供信贷时往往发生“离农”倾向,农户贷款难、贷款贵的问题依然存在,阻碍了农村生产发展和生活改善。因此,如何提高农户信贷获得始终是农村金融关注的焦点。“三农”是普惠金融的主要服务对象,发展普惠金融的一个重要目标就是提高农户信贷获得,缓解农户面临的信贷约束,从而提升农户福利。2020年3月底,农村地区互联网普及率为46.2%,较2018年底提升7.8个百分点①。这为农村居民获得数字普惠金融服务提供了一定的基础条件。那么,农户从数字普惠金融的发展中受益几何?农户的信贷获得情况是否得到改善呢?基于以上背景,本文将中国数字普惠金融指数层面的宏观数据和中国家庭追踪调查(CFPS)的农户微观数据相结合,评估数字普惠金融发展对农户信贷获得的影响,并进一步分析影响机制和异质性特点。

收稿日期:2020-10-16

基金项目:北京市社会科学基金一般项目“普惠金融背景下京津冀农村移动金融的风险、监管与机制创新研究”(17YJB022)。

① 第45次《中国互联网络发展状况统计报告》,http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/。

一、文献回顾与理论分析

1.文献回顾

在影响农户信贷获得的因素方面,已有研究重点围绕信息不对称和抵押物缺失两个问题展开。信息不对称是农村信贷市场中最突出的问题。Stiglitz 等指出农村信贷市场中的农户与银行之间存在着严重的信息不对称,引发逆向选择和道德风险的问题[4]。逆向选择使得农村信贷市场的优质信贷需求者被劣质信贷需求者所驱逐,道德风险提高了金融机构难以收回贷款的概率,使得整个信贷申请、获得和使用过程中的问题更加突出,导致信贷市场的资源配置错位[5]。同时,信息不对称还使得农户在获取信贷信息,金融机构在评估农户信用和掌握信贷用途时都不得不付出较高的交易成本。这是由于农业生产方式和生活方式使得农业人口特别是小农阶级具有天生的分散性、闭塞性和隔绝性,且农户信贷通常属于小额信贷和非生产性信贷[6],因此与城市工商业借贷相比,金融机构在审核农户信贷的过程中需要付出更高的成本。此外,为了降低违约风险,保证一定的经营利润,金融机构放出信贷时往往要求更高的借款利率、更复杂的借贷程序,而越是正式的制度安排往往会导致更高的交易成本[7]。缺失合适的抵押物是农村金融市场的另一个典型难题[8]。一方面,农户的信息较为不透明、职业流动性较大,通常不具备信用贷款的条件。另一方面,与以房屋作为有形抵押或者以工作带来的预期收入流作为信用保证的城市居民不同,农户能够作为抵押的物品通常是农村土地、房屋、农业机具等资产专用性较强的资产,但是对于农村土地的使用和产权界定,相关法律有严格的规定和限制,金融机构由于执行成本过高并不会轻易接受这些抵押物[9]。

互联网、大数据和云计算等现代信息技术的发展则为克服农户信贷的困难提供了一种可能的解决方案[10]。已有学者从不同视角对现代信息技术在农村金融市场上的积极作用进行了研究。Diniz 等指出信息通信技术的发展为金融创新提供了便利条件,能够有效降低金融服务的交易成本[11]。基于信息经济学视角,周立等发现充分利用现代信息技术实现金融服务“村村通”有助于银行了解村级信息,减少信息不对称,由此提高农户的信贷获得[12]。徐光顺等利用交易成本理论的分析框架指出,信息技术的发展不仅能够降低农户金融产品和服务的信息搜寻成本,而且可以减低农村金融机构的运营成本,有利于提高农户金融服务的可得性和可及性[13]。柳松等的研究同样强调了可以通过互联网技术缓解金融机构和农户之间存在的信息不对称,提升金融机构对农户的放贷意愿[14]。黄益平等进一步指出通过现代信息技术可以对来自社交媒体和网购平台等的大数据进行分析以实现信用评估,有利于弥补单纯地依靠抵押资产做风控的不足[10]。而作为数字技术和普惠金融的有机结合,数字普惠金融对微观主体的影响也引起了学界的关注。易行健等认为数字普惠金融的发展通过提升支付便利性和缓解流动性约束促进了居民消费[15]。傅子秋等研究发现数字普惠金融在减少农户生产性正规信贷需求的同时,增加了农户消费性正规信贷需求[16]。杨波等围绕数字普惠金融与农户信贷获得的关系进行了研究,但没有考虑非正规信贷的影响,而且主要强调了数字支付渠道的便利性这一影响机制[17]。综上,一方面,提高农户信贷获得是理论界关注的重要话题,信息不对称和抵押物缺失等影响农户信贷获得的主要因素仍然存在。另一方面,数字普惠金融通过现代信息技术的运用在缓解信息不对称和抵押物缺失等问题上具有重要意义。但是,关于数字普惠金融发展对居民信贷特别是农户信贷的研究仍相对较少,解释力略显不足。

2.数字普惠金融影响农户信贷获得的内在逻辑

数字普惠金融的兴起和发展具有市场创新和改进、政府引导和支持的双重性质。一方面,数字金融是数字普惠金融的基础,依托于移动互联网、大数据和云计算等信息技术,数字金融一定程度上克服了传统金融的金融抑制,提高了金融资源的利用效率。另一方面,政府则从互联网基础设施建设、顶层设计和监管规范等方面着手,积极引导数字普惠金融的健康发展。具体而言,数字普惠金融可能从以下三个方面影响了农户的信贷获得,如图1所示:

图 1　数字普惠金融发展影响农户信贷获得的分析框架

第一,数字普惠金融降低了交易成本。在数字普惠金融发展之前,农户如果有借贷需求,通常需要到乡镇或者县城的实体银行网点办理相关手续,不仅面临着居住偏远、地形复杂和交通落后等因素带来的极大挑战,而且出于盈利性和安全性的考虑,金融机构到较偏远的地区发放贷款的主动性和积极性不足。数字普惠金融发展起来以后,金融机构依托互联网和移动通信工具能够发挥地理区域的渗透性、使用有效性和产品基础性等特点,实现信贷、理财和支付等金融服务上的创新,打破对营业网点、ATM 机等线下物理载体的依赖,通过数字普惠金融为这些地区提供现代金融体系的各类服务。这有利于提高银行、信用社等金融机构为偏远地区提供金融服务的效率,降低交易成本。

第二,数字普惠金融缓解了信息不对称问题。一般而言,小农经营具有分散性、地域性和缺乏稳定收入流的特点,获得正规信贷需要经过严格的审批程序,这增大了金融机构对单个农户信息搜寻的成本,导致金融机构通常不愿意对这类群体发放贷款,进一步恶化了金融机构与农户之间存在的信息不对称问题。在数字普惠金融发展之后,数字技术一定程度上可以解决借贷双方的信息不对称问题,将低收入人群连接到数字化信息高速公路,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有需要的人群[18-19]。一方面,在追求市场利润的驱动下,金融机构积极运用云计算、大数据技术,创新风控模式,评价农户的还款能力、违约风险等特征,显著提高风险识别能力和授信审批效率[20],同时,数字普惠金融的迅速发展也对社会信用体系的建设和完善提出了更高的要求。另一方面,互联网的普及有效削弱了农户有限参与机会限制[21],使得农户可以在网上进行支付、购物、社交和理财等市场活动,这些基于数据流和信息流形成的“软信息”在经过数字化、编码化之后成为检验经济主体信用的“硬信息”[22-23],有利于缓解信息不对称问题。

第三,数字普惠金融降低了抵押品要求。一方面,数字普惠金融与电子商务的结合刺激了消费需求的提升,拓展出更多的消费方式和服务方式,催生出大量新型金融服务需求。为此,传统金融机构和金融科技企业开发了多种类型的消费型信贷。这些消费型信贷通常额度较小,而且以农户过去的交易流为主要依据,因此放宽了对农户的抵押物的要求。另一方面,为了鼓励和引导金融机构不断加大对“三农”的信贷投入,引导资金流向更为急缺的农村地区,政府灵活运用再贷款、再贴现等货币政策以及财政补贴、税收优惠等财政政策,初步形成了正向激励的财税和货币政策相结合的扶持政策体系[1],而且在政府的大力推动和支持下,银行业金融机构大多成立普惠金融事业部,金融科技企业则推出针对农业农村的特色金融产品,以更专业、更聚焦的方式为农村地区提供金融服务,有利于提高面对农户的信贷供给,进而降低抵押品要求。

综上可知,数字普惠金融的发展主要提高了农户的正规信贷获得。但从信贷市场内部来看,一方面,金融服务可得性的提高可以丰富家庭利用闲余资金的方式,促进家庭在正规金融市场进行资产配置,但会导致民间供给减少,进而可能使得家庭民间借贷比例下降[24]。另一方面,正规信贷与非正规信贷之间既有互补效应也有替代效应[25-26]。因此,数字普惠金融发展可能降低了农户非正规信贷获得,但是互补效应的存在使得这种影响可能并不稳定或者并不显著。

由此,本文提出以下假说:

假说 1:数字普惠金融发展可以提高农户的正规信贷可得性和正规信贷规模。

假说 2:数字普惠金融发展在提高农户正规信贷可得性和正规信贷规模的同时,可能会降低农户非正规信贷可得性和非正规信贷规模。

假说 3:数字普惠金融发展通过降低交易成本、缓解信息不对称和降低抵押品要求提高了农户的正规信贷可得性和正规信贷规模。

二、数据、变量与模型

1.数据来源及说明

本文所使用的数据主要来源于两个数据库:中国家庭追踪调查(CFPS)数据和北京大学数字普惠

金融指数。农户基本数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的具有全国代表性的大型微观入户调查,目标样本范围为16 000家户及样本家户中的全部家庭成员,包括个体(成人和儿童)、家庭和社区共三个层面的数据,反映中国的社会变迁和经济发展,为学术研究提供数据支持。考虑到2013年被称为"互联网金融元年",故本文选取了2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)的全国微观数据。根据研究需要,本文将样本限定到农村居民,主要使用到成人问卷中的户主特征、家庭问卷中的家庭特征和社区问卷中的村庄特征①,经过筛选和清理共得到包含4998个农户家庭样本的平衡面板数据集。另外,中国数字普惠金融数据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—2018年的省、市、县三个层级,可以在较大程度上刻画中国数字金融的发展及其普惠性[3]。与微观农户家庭数据相对应,本文主要使用2013年、2015年和2017年三年的数据②。本文将两类数据合并,得到了一套包含2013、2015和2017的三年的面板数据,涵盖全国27个省③,4998个农户,14994个观测值的面板数据库。

2.**变量定义**

(1)农户信贷获得。农户信贷获得是本文的核心被解释变量。按"有无"和"多少"两个角度,农户信贷获得可以分为信贷可得性和信贷规模。按照信贷来源,可以进一步分为正规信贷和非正规信贷。正规信贷包括银行和信用社等金融机构贷款,非正规信贷包括亲友借贷、民间金融机构贷款等。信贷可得性用二元虚拟变量表示,若受访农户当年从银行、信用社等金融机构获得贷款,则正规信贷可得性取值为1,否则为0;正规信贷规模用当年贷款余额识别。非正规信贷可得性和信贷规模的定义与此一致。

(2)数字普惠金融指数。数字普惠金融发展水平是核心解释变量。本文直接采用各省在2013、2015和2017三年的数字普惠金融指数衡量中国数字普惠金融的发展。这一指数在已有的传统普惠金融指标基础上,根据数字金融服务的新形势和新特点,结合数据的可得性和可靠性,从覆盖广度、使用深度和数字支持服务三个维度来构建。在本文研究范围内,中国省级数字普惠金融发展指数均值从2013年的155.35增加到2017年的271.98。

比较从2013年到2017年间,数字普惠金融指数和农户信贷获得的状况,结果显示,农户获得正规信贷的比例提高了约5%,而获得非正规信贷的比例则降低了约3.6%,同期,数字普惠金融指数增加了近1倍,见表1。从表1的数据中可初步看出数字普惠金融发展与农户正规信贷获得呈正相关关系,而与非正规信贷获得呈反相关关系。

表1 数字普惠金融指数与农户信贷获得

年份	指数	正规信贷获得		非正规信贷获得	
		是	否	是	否
2013	155	12.685%	87.315%	30.952%	69.048%
2015	220	14.266%	85.734%	30.212%	69.788%
2017	272	17.407%	82.593%	27.351%	72.649%

(3)控制变量。根据已有研究,本文综合考虑了户主④、农户所在的家庭和村庄状况的差异对其信贷获得的影响,通过增加家庭特征、户主特征和村庄特征等三类控制变量以增强模型的解释力,同时控制了时间和省份固定效应。其中,家庭特征控制变量包括家庭年纯收入、家庭年消费支出、家庭金融资产、家庭物质资产、家庭劳动力数量、家庭党员数量以及家庭上网人数。户主是农村家庭各种行为的主要决策者,农户的信贷行为主要表现为户主的信贷行为。户主特征变量包括年龄及其平方

① CFPS2016和CFPS2018缺失村庄层面的调查数据,用CFPS2014村(居)调查的数据进行匹配。本研究所用村庄特征变量主要是不随时间轻易变化的地理特征变量,因此具有一定的合理性。

② CFPS在调查年份调查的信息主要是农户在过去12个月的经济状况,因此2014、2016和2018年的CFPS调查数据主要反映的是农户在2013、2015和2017年的状况。

③ 不含港澳台地区、西藏、内蒙古、海南、宁夏。

④ 根据CFPS官方工作人员给出的建议,并结合本文的研究主题,2012年后的数据库可使用"最熟悉家庭财务的成员",即"财务回答人"作为家庭户主。

项、户主性别、婚姻、受教育年限以及健康状况。此外,本文还在家庭特征中加入了影响信贷需求的两个变量:是否从事个体经营[27]和是否有大事发生[28]。在村庄特征方面,村庄所处的地理位置和气候条件将对农户进行生产性投资或做生意产生影响,因此控制了本村到乡镇政府以及县城的距离、本村是否属于自然灾害频发区等变量。以上变量的主要描述性统计特征见表 2。

表 2　变量设定与描述性统计①

变量名称	2014			2016			2018		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
正规信贷可得性	4998	0.127	0.333	4998	0.143	0.350	4998	0.174	0.379
非正规信贷可得性	4998	0.310	0.462	4998	0.302	0.459	4998	0.274	0.446
正规信贷规模	4986	1.290	3.457	4981	1.481	3.722	4963	1.848	4.143
非正规信贷规模	4923	3.072	4.681	4992	3.045	4.719	4973	2.759	4.621
数字普惠金融指数	4998	5.003	0.118	4998	5.364	0.071	4998	5.584	0.062
户主年龄	4998	50.809	12.456	4998	51.709	13.268	4998	52.674	13.871
户主年龄平方	4998	27.367	12.791	4998	28.498	13.701	4998	29.670	14.467
户主性别	4998	0.573	0.495	4998	0.561	0.496	4998	0.558	0.497
户主婚姻状况	4998	0.953	0.211	4998	0.942	0.234	4994	0.931	0.253
户主受教育年限	4998	3.852	5.717	4936	2.600	3.550	4221	6.154	4.132
户主健康程度	4997	2.856	1.296	4997	2.784	1.264	4998	2.806	1.289
家庭劳动力人数	4998	0.714	0.452	4998	0.675	0.469	4998	0.643	0.479
家庭党员数量	4998	0.135	0.376	4998	0.188	0.452	4998	0.018	0.136
家庭上网人数	4998	0.565	0.190	4998	0.915	0.251	4998	1.151	0.313
家庭金融资产	4798	3.758	4.835	4868	5.733	4.739	4813	6.360	4.563
家庭物质资产	4908	10.893	1.662	4927	10.881	2.275	4834	11.294	1.812
家庭纯收入	4713	9.977	1.303	4902	9.985	1.309	4857	9.513	2.461
家庭消费支出	4643	10.113	0.883	4998	10.209	0.944	4654	10.337	0.918
是否个体经营	4998	0.073	0.260	4998	0.080	0.272	4998	0.076	0.265
是否大事发生	4998	0.155	0.362	4998	0.150	0.357	4998	0.153	0.360
离乡镇的距离	4889	10.477	21.265	4889	10.477	21.265	4889	10.477	21.265
离县城的距离	4886	54.037	42.247	4886	54.037	42.247	4886	54.037	42.247
自然灾害频发区	4889	0.825	0.380	4889	0.825	0.380	4889	0.825	0.380

3.模型设定

由于农户的信贷可得性是一个二元虚拟变量,因此当实证检验数字普惠金融对农户信贷获得的影响时,本文主要采用如下模型:

$$Pr[Access_{ijt}=1|x]=\Phi(\beta_0+\beta_1 Index_{ijt}+\beta_2 X_{ijt}+\beta_3 Pro_j+\delta_t) \tag{1}$$

式(1)中,$Access_{ijt}$表示第 j 省份第 i 个农户在第 t 年是否获得信贷,$Index_{ijt}$是此模型的核心解释变量,用来衡量数字普惠金融发展情况,X_{ijt}表示户主、家庭和村庄层面的控制变量,Pro_j表示省份虚拟变量,用来控制省份层面的经济特征,δ_t为控制时间趋势的虚拟变量。$\Phi(\cdot)$是正态分布函数的累计分布函数。

更进一步,考虑到样本中大量农户的信贷规模为 0,使用 Tobit 左侧截断模型来估计数字普惠金融对信贷规模的影响,将没有获得信贷的农户也纳入计量模型中以减少偏差。本文对信贷规模的估计模型设定如下:

$$\log[Amount^*_{ijt}+1]=\varphi_0+\varphi_1 Index_{ijt}+\varphi_2 X_{ijt}+\varphi_3 Pro_j+\delta_t+\mu_{ijt}$$
$$Amount_{ijt}=\begin{cases}Amount^*_{ijt} & if\ Amount^*_{ijt}>0\\ 0 & if\ Amount^*_{ijt}\leqslant 0\end{cases} \tag{2}$$

模型(2)中,$Amount^*_{ijt}$是真实贷款数量,取对数是为了使得变量的分布更加接近正态分布。$Amount_{ijt}$是观测到的贷款数量,μ_{ijt}为满足正态分布的随机扰动项,其余解释变量与式(1)一致。

三、结果与分析

1.基准回归:数字普惠金融发展对农户正规信贷获得的影响

表 3 报告了数字普惠金融对农户正规信贷获得的影响。其中(1)~(3)列使用的是面板 Probit

① 家庭资产、收入、消费支出等均取对数。

模型,被解释变量是正规信贷可得性,解释变量是各省的数字普惠金融指数,此外还控制了户主特征、家庭特征和地区特征等三类控制变量,以及省份和年份固定效应。第(1)列没有添加任何控制变量,第(2)列在第(1)列基础上,加入了户主特征和家庭特征两类控制变量,第(3)列进一步加入了地区特征控制变量。(4)~(6)列使用的是 Tobit 模型,被解释变量为正规信贷规模,解释变量和控制变量的设定与前三列相同。

表3 数字普惠金融对农户正规信贷获得的影响

	正规信贷可得性(Probit)			正规信贷规模(Tobit)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融指数	0.269***	0.280**	0.282**	21.943***	22.162**	22.159**
	(0.098)	(0.111)	(0.114)	(7.160)	(8.714)	(8.822)
户主年龄		0.004*	0.004*		0.338*	0.324*
		(0.002)	(0.002)		(0.176)	(0.173)
户主年龄平方/100		−0.006**	−0.006**		−0.460**	−0.432**
		(0.002)	(0.002)		(0.188)	(0.186)
户主已婚		0.006	0.006		0.638	0.526
		(0.015)	(0.015)		(1.168)	(1.140)
户主男性		0.017**	0.015**		1.352***	1.223**
		(0.007)	(0.007)		(0.516)	(0.523)
户主受教育年限		0.001	0.001		0.062	0.055
		(0.001)	(0.001)		(0.052)	(0.052)
户主健康程度		−0.004	−0.003		−0.242	−0.220
		(0.003)	(0.003)		(0.196)	(0.197)
家庭劳动力		0.024**	0.026**		2.130**	2.264**
		(0.011)	(0.011)		(0.866)	(0.881)
家庭党员数		0.030***	0.030***		2.315***	2.305***
		(0.008)	(0.008)		(0.591)	(0.586)
家庭上网人数		0.015***	0.015***		1.097***	1.118***
		(0.004)	(0.004)		(0.290)	(0.295)
家庭金融资产		−0.011***	−0.011***		−0.805***	−0.790***
		(0.001)	(0.001)		(0.061)	(0.061)
家庭物质资产		0.005**	0.005**		0.438**	0.464***
		(0.002)	(0.002)		(0.179)	(0.178)
家庭纯收入		0.007***	0.007***		0.502***	0.514***
		(0.003)	(0.003)		(0.180)	(0.183)
家庭年消费		0.045***	0.046***		3.413***	3.460***
		(0.005)	(0.005)		(0.385)	(0.393)
个体经营		0.071***	0.072***		4.875***	4.970***
		(0.010)	(0.011)		(0.779)	(0.796)
重大事件		0.014*	0.015*		0.837	0.872
		(0.008)	(0.008)		(0.581)	(0.577)
离乡镇距离			−0.000			−0.001
			(0.000)			(0.014)
离县城距离			0.000			0.019
			(0.000)			(0.011)
自然灾害频发区			0.007		0.318(1.335)	
			(0.018)			
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	14992	12690	12396	14930	12657	12364

注:报告结果为边际效应;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为 cluster 在县(区)层面的稳健标准误;下同。

通过表3中第(1)~(3)列的回归结果可以看出,无论采用哪种模型设定形式,数字普惠金融对农户获得正规信贷的概率均具有显著的正向影响且这一影响相对稳健,与我们的理论预期是一致的,验证了假说1。平均而言,在控制其他变量不变的情况下,数字普惠金融指数每增加1%,农户获得正规信贷的概率将提高0.269%~0.282%,具有十分显著的统计和经济学含义。第(4)~(6)列的 Tobit 回归结果显示,数字普惠金融发展对农户正规信贷规模同样呈现显著的正向影响,与第(1)~(3)列的结论保持一致。

第(3)列结果显示,大部分控制变量的估计结果与预期基本相符。就户主特征而言,户主年龄与信贷获得在 1%水平上显著正相关,年龄平方与农户信贷获得在 1%水平上显著负相关,这说明户主年龄与农户信贷获得呈现出先升后降的“倒 U 型”关系,即中年户主更有可能获得信贷。在控制其他变量的情况下,与女性相比,男性户主获得信贷的可能性显著高出 1.5%。这是因为女性更加规避风险[29]且男性户主在家庭经济活动中的话语权更强。与吴雨等的研究一致,户主的受教育年限越长,农户正规信贷可得性越高[30],但金烨等提出户主受教育年限与农户获得信贷的可能性呈反向关系[25],只是本文结果并不显著,说明受教育年限的作用还要做更深入的分析。此外,户主有配偶的家庭信贷可得性更高,户主健康状况则与家庭正规信贷获得的影响负相关,两者的影响都不显著,考虑到这些控制变量可能存在潜在内生性的问题,故在此不做过多的解释和延伸。就家庭特征而言,在控制其他变量时,家庭劳动力人数在 5%的显著性水平为正,反映农户的农业或非农经营规模越大,正规信贷可得性越高。家庭党员数量和家庭上网人数始终在 1%的水平上对农户信贷获得产生正向影响,体现了社会网络在农户信贷获得中的重要角色。已有研究指出家庭规模、家庭劳动力数量和家庭社会网络对农户获得信贷的可能性具有显著的正向影响[31]。这也与我国农村地区“人多力量大”和“乡土中国”的传统文化影响密不可分,符合我国农村地区“差序格局”的实际情况。家庭金融资产与农户正规信贷可得性负相关且在 1%的水平上显著,这符合“啄序融资”理论的预测[5]。因为金融资产越多的家庭自由资产越充足,会优先选择内部融资,通过外部途径融资的需求较小,因而信贷获得较少。同时,家庭物质资产和家庭纯收入系数显著为正,表明家庭的偿债能力越高,获得信贷的可能性越高,信贷规模越大。从家庭支出的类型来看,家庭消费支出越多,农户获得信贷的可能性越高,获得的信贷规模越大,一定程度上反映了由消费引致的信贷需求效应。从村庄特征来看,到乡镇政府及到县城的距离两个反映地理条件和交通状况的变量的系数并不显著,在一定程度上说明,随着农村道路交通条件的不断改善,距离不再是影响农村信贷决策的关键因素[27]。是否属于自然灾害频发区这一变量的影响虽然为正,但同样不显著,这可能是因为不同类型自然灾害对信贷获得产生了综合影响。

2.**数字普惠金融对农户非正规信贷获得的影响**

表 4 反映了数字普惠金融对农户非正规信贷获得的影响。结果显示,当不加入控制变量时,数字普惠金融虽然提高了农户的非正规信贷可得性,但是这一影响并不显著;当加入各类控制变量时,第(3)列的结果显示,数字普惠金融使农户非正规信贷可得性下降了 0.141%,但是在统计水平上同样不显著。数字普惠金融发展对农户非正规信贷规模的影响表现出同样的特点。这表明,随着数字普惠金融的发展,正规信贷对非正规信贷的替代作用逐渐增强,互补效应在逐渐减弱。在农村金融市场,较高的违约风险、畸高的借款利率以及高利贷、地下钱庄等民间组织的存在,不利于中国农村金融市场的稳定和农村经济的健康发展[32]。数字普惠金融的发展可以改善这种供需困境,促进农村金融的健康发展。

表 4　数字普惠金融对农户非正规信贷获得的影响

	非正规信贷可得性			非正规信贷规模		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融指数	0.064(0.119)	−0.161(0.155)	−0.141(0.158)	2.872(4.291)	−5.754(5.576)	−5.330(5.695)
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	否	是	是	否	是	是
需求特征变量	否	是	是	否	是	是
村庄特征变量	否	否	是	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	14992	12690	12404	14888	12671	12378

3.**稳健性讨论**

由于农户可能同时从正规和非正规两种渠道借贷,两个模型的误差项之间存在相关性,因此简单

利用两个独立的二元模型来分析数字普惠金融对农户信贷获得的影响可能存在偏误。本文采用两种方法对此进行稳健性检验:一是Biprobit模型;二是条件混合处理模型(conditional recursive mixed-process,CMP)。

如表5所示,Biprobit模型的athrho和CMP模型的atanhrho_12都代表两个独立模型残差的相关性,两者均在1%的水平上显著,说明进行联合检验是必要的。第(1)和(3)列的结果显示,在控制了相关变量并考虑到可能存在的偏误后,数字普惠金融发展对农户正规信贷可得性具有正向作用,且至少在5%的水平上显著,进一步验证了基准回归的准确性。同时,通过第(2)和(4)列的结果可以看出,数字普惠金融发展对农户非正规信贷可得性的影响不仅为负,而且在统计上也不显著,与表4的分析一致。总体来看,数字普惠金融对农户正规信贷可得性具有显著的促进作用,但是对非正规信贷可得性的影响并不显著。

表5 数字普惠金融对农户信贷获得的影响:Biprobit模型和CMP模型

	Biprobit模型		CMP模型	
	正规信贷可得性 (1)	非正规信贷可得性 (2)	正规信贷可得性 (3)	非正规信贷可得性 (4)
数字普惠金融指数	1.474**(0.596)	−0.473(0.530)	1.474***(0.518)	−0.473(0.451)
athrho	0.238***(0.025)			
*atanhrho*_12			0.238***(0.020)	
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
N	12397	12397	12396	12396

注:此表报告的是回归系数而非边际效应。其他设定与表3一致。

4.内生性讨论

(1)内生性问题与IV Probit模型、IV Tobit模型。本文的基准回归很可能因为遗漏变量、互为因果和测量误差而造成内生性问题。由于因变量为农户微观数据,自变量为省级数字普惠金融发展水平,数据本身来自两个数据库,反向因果性大大降低。另一方面,由于任何测量都不可能穷尽所有影响因素,从而可能产生遗漏变量问题。这些遗漏变量可能同时对数字普惠金融和农户信贷获得造成影响。而且由于受访者有时无法精确地记录和反映自己的相关状况,会导致测量误差的出现,因此遗漏变量和测量误差的问题仍不容忽视。

工具变量通常需要满足相关性和外生性两个条件。为了较好地避免计量识别中的内生性问题,借鉴Bartik[33]和易行健等[15]的做法,构建一个"Bartik instrument"(滞后一期的普惠金融指数与普惠金融指数在时间上的一阶差分的乘积),然后进行工具变量估计。一方面,本期的数字金融发展建立在上期数字金融发展的基础上,满足相关性条件。另一方面,该变量与本期农户信贷获得之间没有直接关系,可以较好地满足外生性条件。表6报告了工具变量回归的估计结果。在第一阶段的回归中,IV Probit和IV Tobit模型都显示出工具变量在1%水平上与数字普惠金融指数正相关,满足工具变量的相关性条件。进一步来看,依据Stock等的研究,F值大于10%偏误水平下的临界值为16.38,而如果F值小于10就可以认为工具变量出现弱工具变量的问题[34]。表6中两个模型一阶段F值远远大于10,表明不存在弱工具变量问题。第二阶段的回归结果显示,在纠正可能的内生偏误后,数字普惠金融仍然在1%的水平上显著提高了农户的正规信贷获得。同时,第(2)和(4)列的结果也表明,数字普惠金融对农户非正规信贷获得的影响在统计上并不显著。

(2)内生性问题与面板数据固定效应模型。遗漏变量可能是导致内生性问题的一个主要原因。当研究所使用的数据为面板数据时,通常可以利用面板数据的固定效应模型来控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量的影响。同时,考虑到Probit模型和Tobit模型无法有效控制个体层面的固定效应,因此本文在这里采用线性概率模型(linear prability model,LPM)进行回归,结果如表7所

示。表 7 的模型设定与表 3 基本一致,但是在此并不包括个别不随时间变化的家庭层面的特征变量。回归结果显示,即使控制了个体层面的固定效应,数字普惠金融的发展依然可以显著提高农户的正规信贷获得,但是对农户非正规信贷获得的影响并不显著。

表 6　数字普惠金融与农户信贷获得:工具变量回归

	IV Probit 模型		IV Tobit 模型	
	正规信贷可得性	非正规信贷可得性	正规信贷规模	非正规信贷规模
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	1.339**(0.598)	−0.818(0.517)	20.301**(8.544)	−8.819(5.368)
工具变量	0.332***(0.002)	0.332***(0.002)	0.332***(0.002)	0.332***(0.002)
一阶段 F 值	90642.15	90642.15	88458.12	88644.58
控制变量	是	是	是	是
N	12396	12396	12364	12378

注:此表报告的是回归系数而非边际效应。其他设定与表 3 一致。

表 7　数字普惠金融与农户信贷获得:双向固定效应模型

	信贷可得性		信贷规模	
	正规信贷可得性	非正规信贷可得性	正规信贷规模	非正规信贷规模
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	0.427***(0.124)	−0.106(0.140)	4.871***(1.398)	−0.593(1.435)
控制变量	是	是	是	是
N	12691	12691	12657	12671

5.**机制探讨**

上述回归结果显示,数字普惠金融整体上显著提高了农户的正规信贷可得性和正规信贷规模。根据理论分析,数字普惠金融可以通过降低交易成本、缓解信息不对称和降低抵押品要求等途径提高农户的正规信贷获得。由于三种途径往往相互融合,共同发挥作用,降低了信贷双方对实体金融机构的依赖性,提高了农户的信贷可得性。因此,如果农户所在地区越偏远,数字普惠金融对提高农户信贷获得的影响越大,则可在一定程度上验证此机制的存在。

由于信用社、银行等的基层机构通常设置在乡镇政府所在地,本文根据“所在村庄离乡镇距离”这一变量的中位数,将全部农户分为“较远”组和“较近”组,并使用两种方法进行了检验。第一种是直接进行分组回归,如表 8 第(1)列和第(2)列所示,其中第(1)列为“较远”组,第(2)列为“较近”组;第二种方法是在回归中引入相应的交互项,如表 8 第(3)列所示。结果表明,数字普惠金融发展显著提高了距离“较远”组的信贷获得,而且边际效应相比基准回归更大,但是对“较近”组的影响并不显著。总体而言,数字普惠金融的发展提高了农户特别是偏远地区农户的信贷获得,从一定程度上反映了数字普惠金融降低交易成本、缓解信息不对称和降低抵押品要求等途径的综合效应。

表 8　数字普惠金融与农户信贷获得:影响机制

	正规信贷可得性		
	(1)	(2)	(3)
数字普惠金融指数	0.433**	0.179	0.238*
	(0.189)	(0.133)	(0.122)
所在村庄离乡镇较远			−0.294*
			(0.150)
所在村庄离乡镇较远×数字普惠金融指数			0.056**
			(0.028)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
N	5152	7200	12396

6.**不同收入农户的异质性分析**

收入是影响农户信贷获得的重要因素。一方面,低收入农户是普惠金融的主要服务对象[35]。另一方面,数字普惠金融兼具普惠性和商业性双重特点,需要考虑盈利和政策双重目标。因此,本文从家庭年纯收入的角度进行异质性分析。首先,本文根据家庭年纯收入中位数,将农户家庭年纯收入大于或等于中位数的家庭划分为“高收入”组,反之归类为“低收入”组。表 9 中的第(1)和(2)列的结果显示,数字普惠金融显著提高了高收入农户和低收入农户的正规信贷获得。进一步地,本文根据家庭年纯收入的 20 分位数和 80 分位数,将农户分为“较低收入”“中等收入”和“较高收入”三类群体进行异质性分析。表 9 的第(3)~(5)列报告了这一结果。回归结果表明,数字普惠金融显著提高了较高

收入农户和较低收入农户的信贷获得,值得注意的是,对中等收入群体的正向影响并不显著。温涛等发现在农贷市场中,部分“精英农户”利用自身优势可以获取更多信贷资源[36]。这种“精英俘获”机制使得农贷市场结构扭曲,功能错位。因此,这表明数字普惠金融不仅发挥普惠性功能,有效提高了低收入农户的信贷获得,而且同时追逐商业性目标,出现“精英俘获”现象。

表9 基于家庭纯收入异质性的数字普惠金融与农户信贷获得

	正规信贷可得性				
	低收入(1)	高收入(2)	较低收入(3)	中等收入(4)	较高收入(5)
数字普惠金融指数	0.361**	0.274*	0.608***	0.114	0.619***
	(0.156)	(0.159)	(0.203)	(0.144)	(0.204)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
N	6245	6109	2457	7513	2401

四、结论与启示

本文基于中国数字普惠金融指数和CFPS 2014—2018年的面板数据,系统考察了数字普惠金融对农户信贷获得的影响。研究表明:第一,数字普惠金融发展显著提高了农户正规信贷获得,但是对农户非正规信贷获得的影响并不显著;第二,数字普惠金融通过降低交易成本、缓解信息不对称和降低抵押品要求等途径提高了农户正规信贷获得;第三,数字普惠金融发展有效提高了较高收入农户和较低收入农户的正规信贷获得,但是对中等收入农户的影响并不显著,体现出普惠性和商业性并存的特点。

基于以上研究结论,本文得出如下启示:首先,从政府角度来看,应继续大力支持数字普惠金融的发展,充分发挥数字普惠金融在提高农户信贷获得、推动乡村振兴特别是帮助偏远地区脱贫脱困中的积极作用。如加强农村网络基础设施建设、降低农村地区上网费用、及时推动农户上网设备的更新换代、积极在农村地区开展网络安全教育活动和健全农村征信体系等。其次,从农户角度看,农户应注重互联网技能的学习和个人良好信用的积累,注意防范各类操作风险,充分利用现代信息技术获得信贷资金,提高资金使用效率和增收能力,摆脱贫困。最后,社会各界都要加强对农村中等收入阶层的关注。普惠性和“精英俘获”效应的并存,表明低收入群体和较高收入群体都从普惠金融中获益,一定程度上使得中等收入群体成为“局外人”。而中等收入群体占据着社会的绝大部分,是推动国内大循环的重要力量,在关注两端人口的同时,应适度重视中等收入群体的利益诉求。

参 考 文 献

[1] 焦瑾璞,黄婷婷,汪天都,等.中国普惠金融发展进程及实证研究[J].上海金融,2015(4):12-22.

[2] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.

[3] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.

[4] STIGLIZE J,WEISS A.Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American economic review,1981,71(3):393-410.

[5] MYERS S C,MAJLUF N S.Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J].Journal of financial economics,1984,13(2):187-221.

[6] 张杰.农户、国家与中国农贷制度:一个长期视角[J].金融研究,2005(2):1-12.

[7] 林毅夫.金融改革与农村经济发展[J].上海改革,2003(10):27-31.

[8] 黄益平.数字金融12讲[M].北京:中国人民大学出版社,2016.

[9] 周立.农村金融市场四大问题及其演化逻辑[J].财贸经济,2007(2):56-63,128-129.

[10] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.

[11] DINIZ E,BIROCHI R,POZZEBONM.Triggers and barriers to financial inclusion:the use of ict-based branchless banking in an Amazon county[J].Electronic commerce research and application,2012,11(1):484-494.

[12] 周立,潘素梅.金融服务“村村通”有助于实现农村金融普惠——三省农户调查与信息经济学分析[J].金融教学与研究,2015(4):3-10.
[13] 徐光顺,蒋远胜,王玉峰.技术与农户普惠金融[J].农业技术经济,2018(4):98-110.
[14] 柳松,魏滨辉,苏柯雨.互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于 CFPS 面板数据的经验研究[J].经济理论与经济管理,2020(7):58-72.
[15] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(11):47-67.
[16] 傅子秋,黄益平.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[J].金融研究,2018(11):68-84.
[17] 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/OL].当代经济科学:1-27.http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1400.F.20201023.1005.002.html.
[18] 余文建,焦瑾璞.利用数字技术促进普惠金融发展[J].清华金融评论,2016(12):2.
[19] 马九杰,吴本健.互联网金融创新对农村金融普惠的作用:经验、前景与挑战[J].农村金融研究,2014(8):5-11.
[20] 吕家进.发展数字普惠金融的实践与思考[J].清华金融评论,2016(12):22-25.
[21] 周广肃,梁琪.互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J].金融研究,2018(1):84-101.
[22] 谢平,邹传伟.互联网金融模式研究[J].金融研究,2012(12):11-22.
[23] 吴晓求.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,2015(2):5-15.
[24] 尹志超,吴雨,甘犁.金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J].经济研究,2015,50(3):87-99.
[25] 金烨,李宏彬.非正规金融与农户借贷行为[J].金融研究,2009(4):63-79.
[26] 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.
[27] 张龙耀,徐曼曼,刘俊杰.自然灾害冲击与农户信贷获得水平——基于 CFPS 数据的实证研究[J].中国农村经济,2019(3):36-52.
[28] 黄祖辉,刘西川,程恩江.贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释[J].经济研究,2009,44(4):116-128.
[29] JIANAKOPLOS N A,BERNASEK A.Are women more risk averse? [J].Economic inquiry,1998,36(4):620-630.
[30] 吴雨,宋全云,尹志超.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[J].中国农村经济,2016(5):43-55.
[31] 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.
[32] 甘犁,尹志超,谭继军.中国家庭金融报告 2014[M].成都:西南财经大学出版社,2015.
[33] BARTIKT.How do the effects of local growth on employment rates vary with initial labor market conditions? [R].Policy Paper,Upjohn Institute for Economic Research,2009.
[34] STOCK J H,YOGO M. Identification and inference for econometric models:essay in honor of thomas rothenberg [M]. Cambridge:Cambridge University Press,2005.
[35] 星焱.普惠金融:一个基本理论框架[J].国际金融研究,2016(9):21-37.
[36] 温涛,朱炯,王小华.中国农贷的“精英俘获”机制:贫困县与非贫困县的分层比较[J].经济研究,2016,51(2):111-125.

(责任编辑:金会平)