

DOI: 10.19361/j.er.2024.01.05

数字金融如何改善 中国城乡二元金融结构？

——基于家庭正规信贷配给视角

周月书 王君妍*

摘要：本文基于微观数据与北京大学数字普惠金融指数，从正规信贷配给视角实证分析数字金融发展对中国城乡二元金融结构的影响。研究发现：第一，数字金融发展显著缓解了城乡家庭正规信贷配给，且相较于城镇家庭，数字金融发展能够对农村家庭的供给型信贷配给与需求型信贷配给产生更大影响，改善城乡二元金融结构；第二，数字金融发展能够在更大程度上提高农村家庭贷款期限匹配度，提升农村金融市场服务效率；第三，数字金融发展促进了城乡家庭借贷渠道正规化，改善中国正规金融与非正规金融并存的二元金融结构；第四，现阶段，数字金融发展对降低农村家庭生产经营贷款的融资成本、促进其生产经营借贷渠道正规化的作用有限。本文为改善中国城乡二元金融结构提供了经验证据与政策启示。

关键词：数字金融；城乡家庭；二元金融结构；正规信贷配给

中图分类号：F832

一、引言

中国金融市场长期呈现城乡二元金融结构特征。城乡二元金融结构是指城乡之间金融发展不平衡，即城市地区金融市场发展相对成熟，而农村地区金融市场相对滞后的现象（王小华、温涛，2021），主要表现在城乡之间金融服务覆盖范围、存贷款规模、融资成本、交易成本与金融产品多样性等方面存在明显差异。改革开放以来，尽管中国金融资产总量不断扩张，但城镇地区金融发展的总体水平与服务效率远高于农村地区，大量农村家庭被排斥在正规金融服务之外，城乡金融发展失衡的结构性矛盾依然存在（王小华、温涛，2021）。城乡二元金融结构对地区创新、城乡收入差距缩小、城乡经济发展等方面均有负面影响，制约中国乡村振兴战略的全面推进。因此，研究如何改善城乡二元金融结构，推动城乡金融资源配置合理有序和城乡金融服务均等化，从而促进城乡统筹发展富有现实意义。

* 周月书（通讯作者），南京农业大学金融学院，邮政编码：210095，电子信箱：yszhou@njau.edu.cn；王君妍，南京农业大学金融学院，邮政编码：210095，电子信箱：1218762752@qq.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“数字化农业产业链金融运行机制与风险治理研究”（批准号：72173064）的资助。感谢匿名审稿专家及编辑部的宝贵意见，作者文责自负。

农村地区信贷排斥是城乡二元金融结构的重要诱因。相较于城市部门,由于金融供给长期不足、资源利用能力相对较弱等问题,农村部门在正规信贷获得方面存在诸多劣势,导致中国农村地区正规信贷配给问题长期存在。在农村金融市场发展不充分的背景下,农村家庭的投资、理财、保险等多样化资金配置决策均离不开信贷资金的支持。因此,提升农村金融市场竞争水平与服务水平,增加农村家庭信贷资源可得性,是改善城乡二元金融结构最为直接有效的手段。受到正规信贷配给的家庭只能通过非正规金融市场满足自身信贷需求,由此形成另一层面的二元金融结构,即正规金融与非正规金融并存的二元金融结构。非正规金融在缓解信息不对称、降低监督成本、灵活接受抵押担保等方面具有一定优势,在金融改革滞后于经济发展的背景下,对正规金融起到了补充作用。然而,由于缺乏正式合同、交易平台不透明、借贷过程中容易产生摩擦等问题,非正规金融在缓解中国家庭信贷约束方面仍有不足,因此农村地区借贷渠道正规化通常被认为是中国城乡二元转型与农村金融市场现代化发展的重要标志(许月丽等,2020)。

近些年,依托于信息技术的发展,中国数字金融快速发展,扰动了传统金融生态并产生重大影响。学者们围绕数字金融展开了一系列研究,包括数字金融发展对家庭金融需求、融资约束、资产配置等方面的影响(傅秋子、黄益平,2018;潘爽等,2020;吴雨等,2021;王永仓、王小华,2022),研究表明数字金融发展能够增加金融供给,但是数字金融发展如何影响中国城乡二元金融结构却鲜见探讨。因此,明晰数字金融发展能否改善城乡二元金融结构,在增加城乡家庭信贷供给“总量效应”的同时,能否发挥偏向于农村家庭的“结构效应”?以上问题亟待研究。

基于此,本文使用微观数据,从数字金融发展对城乡家庭参与正规信贷的广度、满足度、融资成本、匹配度与深度等角度出发,回答如下问题:数字金融发展能否通过在更大程度上缓解农村家庭面临的正规信贷配给与配给程度,改善中国城乡二元金融结构?如何改善?数字金融发展能否影响农村家庭正规信贷融资成本与融资期限匹配度,更好地契合农村家庭的信贷需求?以及数字金融发展能否促进城乡家庭借贷渠道正规化,从而改善中国正规金融与非正规金融并存的二元金融结构?本文在理论分析的基础上,使用2017年、2019年中国家庭金融调查(CHFS)、中国家庭大数据库(CFD)以及北京大学数字普惠金融指数对上述问题进行实证检验,探讨数字金融发展对中国城乡二元金融结构的影响。

二、文献综述

尽管结构主义发展理论认为城乡二元结构是发展中国家在发展初期普遍面临的问题,但由于中华人民共和国成立以来的工业化赶超目标,中国城乡分割的二元经济体制依然存在。当前,由中国发展阶段与体制因素导致的城乡二元金融结构问题仍然比较突出(王修华、赵亚雄,2022)。多年来,国家对“三农”问题高度重视,推行了一系列政策以增强农村金融服务能力。然而,农业生产天然具有弱质性、农村资产难以确权,导致无法抵押、金融服务成本过高等问题,金融的普惠性难以实现,中国城乡二元金融结构问题仍然存在,主要表现之一便是农村家庭普遍受到正规信贷配给。

正规信贷配给是资金供需双方共同决策的结果,家庭所受正规信贷配给可以分为供给型信贷配给与需求型信贷配给。供给型信贷配给是指借款人向金融机构提出贷款申请,但

遭到金融机构的拒绝或部分拒绝;需求型信贷配给是指资金需求方主动放弃申请正规信贷。需求型信贷配给又可分为四类:一是交易成本配给,即借款人由于信息搜寻成本、签约履约成本、沟通协商成本等过高而放弃申请贷款;二是未借贷型价格配给,即资金需求方由于贷款利率与非价格条款要求过高而主动放弃贷款;三是风险配给,即资金需求方由于贷款条约所蕴含的风险过大而主动放弃申请贷款,包括失去抵押品等原因;四是自我配给,即资金需求方基于对过去经验与贷款政策的认识,认为即使提交了贷款申请也无法获批,因而放弃申请(刘西川、程恩江,2009;Guirking and Boucher,2008)。目前有关正规信贷配给的研究已经较为丰富,学者们发现农村土地“三权分置”、社会资本、信用评级、银保互联、合作金融等对于缓解家庭正规信贷配给都具有积极意义(米运生等,2018;周月书等,2019;谭燕芝等,2017;彭澎等,2018;董晓林等,2016)。然而,以上改革与实践在现实中仍有局限之处。

数字金融在降低金融机构运作成本、提高风控能力等方面具有得天独厚的优势,为改善信贷市场结构、缓解中国家庭正规信贷配给问题提供了新思路。现有学者主要从两个方面研究数字金融发展对信贷市场的影响,一是数字金融与传统金融之间的关系。有学者发现数字金融发展能够促进传统金融推陈出新(王诗卉、谢绚丽,2021),促进银行业竞争(潘爽等,2021),影响银行经营绩效(熊健等,2021)。部分学者发现数字金融发展在一定程度上依托于传统金融供给,农户是否使用数字金融依赖于其对传统金融的使用(郭峰、王瑶佩,2020)。在数字基础设施建设薄弱的地区,数字技术往往难以有效推广(Johnson and Arnold,2012)。其他学者则发现数字金融对传统金融起补充作用,许月丽等(2022)发现数字金融能够通过“总量效应”与“结构效应”对传统农村金融进行有效补充。二是数字金融发展对家庭信贷需求与信贷获得的影响。傅秋子和黄益平(2018)发现数字金融发展会抑制农村生产性信贷需求,提高消费性信贷需求;周月书和苗哲瑜(2023)发现数字普惠金融有助于扩大农户的融资规模。

综上所述,现有学者对数字金融产生的影响展开了丰富研究,但鲜有学者关注数字金融发展对中国城乡二元金融结构的影响。少量学者从信贷与金融资产能否获得与获得规模的角度研究数字金融发展对城乡家庭的异质性影响(王修华、赵亚雄,2022),但信贷获得是资金供需双方共同作用的结果,家庭所受正规信贷配给情况不尽相同。此外,数字金融发展能否满足城乡家庭日益多样化的信贷需求,缩小城乡之间金融服务水平的差距也尚待实证检验。因此,本文研究数字金融发展对城乡家庭正规信贷配给及配给程度的异质性影响,在此基础上进一步分析数字金融发展对城乡家庭正规信贷融资期限匹配度、融资成本、以及借贷渠道的影响,以期从正规信贷配给的多维视角探究数字金融发展对城乡二元金融结构的影响,并为促进中国农村金融发展提供政策建议。

三、理论分析

城乡家庭正规信贷可得性差异是中国城乡二元金融结构的主要表现之一,而供给型信贷配给与需求型信贷配给的缓解则是增加正规信贷可得性的关键机制。本部分主要厘清数字金融发展对城乡家庭供给型信贷配给与需求型信贷配给的异质性影响,探究数字金融发展如何改善城乡二元金融结构。

(一)数字金融发展对城乡家庭供给型信贷配给的影响

资金供需双方信息不对称是正规信贷配给存在的根本原因(Stiglitz and Weiss,1981)。

数字金融有助于降低信贷合约缔结中因信息不对称而导致的逆向选择与道德风险问题,减少无效率信贷配给^①,缓解城乡家庭供给型信贷配给。

首先,金融机构能够借助数字技术拓宽信息来源,降低信息搜寻成本与交易成本,有效识别城乡家庭的风险类型,缓解逆向选择问题。线上交易数据具有实时更新、不易篡改、便于搜集、验证成本低等优势,金融机构可以依据贷款申请人的线上交易数据,获取有关其行为偏好、身份特征、社会网络、履约能力等多维信息,并借助信贷评分模型对其进行风险评估,增强金融机构的风险甄别能力,改善因信息不对称而导致的逆向选择问题。

其次,数字金融有助于推动数字征信平台发展,通过信息共享机制降低道德风险,提高信贷质量。较为完善的征信体系是正规金融发展的基础。个体的线上交易行为会被数字征信平台采集、整理并加工成信用信息共享给金融机构,金融机构参考征信结果进行贷款发放决策。由于征信结果直接影响贷款申请人的信贷可得性、成本可负担性与使用效用性,因此数字征信平台的发展能够形成声誉约束机制,以失信惩戒的方式提升贷款申请人的违约成本,抑制其道德风险(刘音露等,2019),并通过减少贷后监督成本进一步降低信贷风险,提高信贷质量。

由于农村家庭居住分散、农业生产经营风险较高、农村地区信用环境较差等原因,农村家庭与金融机构间的信息不对称更为严重。相较于城镇家庭,金融机构在向农村家庭发放贷款时,需要承担更高的交易成本、信息搜寻成本和风险评估成本。因此,农村家庭更易受到供给型信贷配给。数字金融具有优良的“地理穿透性”,降低了金融机构对物理网点的依赖性,使得金融机构能够利用线上交易数据与数字征信结果等信息评估农村家庭的信用风险,在降低交易成本与信息搜寻成本的同时,弥补传统风险评估方法下信用记录不足的问题。因此,数字金融发展能够在更大程度上缓解金融机构与农村家庭间的信息不对称,并提高农村金融服务的规模经济效应,提升金融机构为农村家庭发放贷款的效率与效益,促使其调整自身信贷结构,增加对农村家庭的信贷供给,最终表现为对农村家庭的供给型信贷配给产生更大的缓解作用。综上,本文提出:

研究假说 1:相较于城镇家庭,数字金融发展对农村家庭供给型信贷配给的缓解作用更大,有助于改善中国城乡二元金融结构。

(二) 数字金融发展对城乡家庭需求型信贷配给的影响

需求型信贷配给是由信贷需求者对金融机构的甄别机制有认知偏差以及存在风险规避偏好,使得信贷需求者自主放弃申请贷款而导致的(程郁等,2009)。数字金融发展主要通过降低交易成本配给、未借贷型价格配给、风险配给与自我配给,缓解城乡家庭的需求型信贷配给。

首先,交易成本配给源于金融机构将执行信贷合约相关的交易成本传递给潜在贷款申请人,导致申请人认为获取正规信贷的交易成本过高而放弃申请贷款(刘西川、程恩江,2009)。数字金融发展在降低传统金融机构营运成本的同时,也显著降低了城乡家庭获取正

^①无效率信贷配给是指由于信息不对称问题,信用较好、风险较低的贷款申请人被排斥在正规金融之外,造成效率损失的情况;相对应的,有效率信贷配给是指风险本身较高的贷款申请人被排斥在正规金融之外的情况,这是信贷市场有效率的表现(刘祚祥、黄权国,2012)。

规金融服务的交易成本,从而缓解城乡家庭的交易成本配给。造成家庭获取正规信贷交易成本过高的原因主要包括金融机构分布不足、申请流程繁琐等。相比城镇家庭,农村家庭获取金融服务的交通成本与时间成本通常更高。数字金融则通过线上化贷款流程,打破时空限制,使得处于地理位置劣势地位的农村家庭能够享受与城镇家庭相同的金融服务,在更大程度上缓解农村家庭的交易成本配给。

其次,金融机构风险甄别能力的增强与信贷成本的下降,促使金融机构在一定程度上降低贷款利率与抵押担保要求,从而缓解城乡家庭的未借贷型价格配给与风险配给。在信息不对称问题较为严重时,金融机构倾向于通过抵押担保进行风险甄别。数字金融发展有助于提升金融机构贷前风险甄别与贷后监督管理能力,减少金融机构对抵押担保的依赖,降低其风险定价,缓解城乡家庭的未借贷型价格配给与风险配给。此外,从数字金融发展对贷款利率的影响看,一方面,根据市场势力假说,数字金融发展有助于通过提升金融机构间的竞争程度,削弱金融机构的垄断地位,提升资金配置效率,从而降低贷款利率;另一方面,数字金融发展使得家庭将银行储蓄存款更多地投资于存款之外的金融产品,储蓄性存款的流失冲击了传统银行系统,改变了银行的负债结构,使得银行更加依赖于易获得的同业拆借等批发性融资,促使银行降低贷款利率以应对更大程度的竞争(邱晗等,2018)。因此,城乡家庭的未借贷型价格配给得到进一步缓解。在数字金融普及前,由于更严重的信息不对称问题,金融机构对农村家庭设定的贷款条约更为苛刻,包括更高的贷款利率、抵押担保要求及其他非价格条款等。然而,农村家庭通常缺乏有效抵押物,且大部分农村家庭为风险厌恶者,会主动放弃自身风险承受能力范围之外的信贷合约。因此,数字金融发展对信息不对称的改善,有助于在更大程度上缓解农村家庭的未借贷型价格配给与风险配给。

最后,数字金融的支付与投融资功能具有“信号传递”作用,家庭在使用数字金融产品时可以获得生产经营、经济金融等外部信息,缓解信息约束(彭澎、徐志刚,2021),从而改善金融认知,提高信贷知识水平。同时,金融机构会根据“数字足迹”精准细分客户类型,为潜在贷款人推送符合其需求与风险承担能力的信贷产品,激发其正规信贷需求,从而缓解自我配给。相较于城镇家庭,农村家庭的信息获取渠道与能力更为受限,数字金融能够作为普及金融知识的有效载体,缓解传统金融推广模式下的营销排斥,在拓宽农村家庭融资渠道的同时发挥更强的“信号传递”效应,从而对农村家庭的自我配给产生更大影响。综上,本文提出:

研究假说2:相较于城镇家庭,数字金融发展对农村家庭需求型信贷配给的缓解作用更大,有助于改善中国城乡二元金融结构。

四、研究设计

(一)数据来源

本文的数据主要来源于2017年及2019年CHFS数据、CFD数据、北京大学数字普惠金融指数以及《中国县域统计年鉴(县市卷)》。CHFS数据与CFD数据对中国城镇家庭与农村家庭的金融行为动态进行追踪调查,调查内容包括家庭资产、负债、收支、保险与保障以及人口统计学特征等信息,样本涵盖全国29个省、自治区、直辖市^①,采用三阶段分层抽样,具

^①样本数据不包括新疆、西藏及港澳台地区数据。

有较强的全国代表性。北京大学数字普惠金融指数根据蚂蚁金服提供的海量交易账户底层数据编制而成,由覆盖广度、使用深度与数字化程度三大维度构成,被广泛用于中国数字金融相关研究(郭峰等,2020)^①。本文对样本数据进行如下处理:(1)为缓解离群值带来的影响,本文对农业收入、非农收入等连续型变量进行首尾 1% 的缩尾处理;(2)使用调查年度上一年份的数字金融指数进行匹配;(3)删除存在异常值与缺失值的样本。经过上述处理,本文最终得到两期非平衡面板数据,共 67 270 条观测数据。

(二) 变量选取

1. 被解释变量:家庭所受各类正规信贷配给

参考彭澎等(2018)的做法,并结合问卷设计,本文认为若家庭当前有欠款余额或有资金需求尚未满足,则存在信贷需求。对于有信贷需求的家庭,本文认为若满足下列四项条件之一,则存在正规信贷需求^②:(1)有正规信贷欠款余额;(2)计划申请正规信贷;(3)有正规信贷需求但因为种种原因放弃申请;(4)申请正规信贷却失败。在此基础上,进一步识别有正规信贷需求的家庭是否受到供给型信贷配给或需求型信贷配给。若家庭当时申请的正规信贷金额大于实际获得的正规信贷金额,或者在回答“为何不从银行/信用社申请贷款获取所需资金?”时选择“申请过被拒”、“还款期限或方式不符合需求”、“有银行贷款未还清”以及“不符合银行贷款申请条件”等,则认为其受到供给型信贷配给;若家庭存在交易成本配给、未借贷型价格配给、风险配给与自我配给^③,则认为其受到需求型信贷配给。受到上述任何一种信贷配给,则认为该家庭受到正规信贷配给。此外,为衡量家庭所受正规信贷配给程度,本文同时将家庭尚未满足的资金缺口占家庭总资产比例作为被解释变量。

2. 解释变量:数字金融指数

本文选取滞后一期的县域级北京大学数字普惠金融指数(对数)衡量地区数字金融发展水平,并使用该指数的三个子维度——数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度,分析数字金融不同维度对城乡家庭正规信贷配给的影响。

3. 控制变量

参考王修华和赵亚雄(2022)的研究,本文选取以下三类控制变量:(1)户主特征变量,包括年龄、年龄平方除以 100、性别、婚姻状况、健康状况、受教育年限、经济金融关注度、风险态度与金融知识;(2)家庭特征变量,包括家庭规模、非农收入、农业收入;(3)地区特征变量,包括第一产业与第二产业比重、人均 GDP、传统金融发展水平。

①考虑到县域层面的指数从 2014 年才开始统计,该年县域指数仅涉及全国 1 754 个区县,仍有较多区县未被覆盖,可能存在样本选择偏差问题,而 2016 年与 2018 年则分别覆盖全国 2 791 个与 2 802 个区县,具有良好的全国代表性。因此,本文使用 2016 年与 2018 年的数字普惠金融指数作为核心解释变量。

②其中,正规信贷包括银行/信用社贷款、信用卡欠款、传统消费金融公司贷款、互联网贷款等,非正规信贷包括亲朋好友借款、民间金融组织等民间融资、生产经营中的赊欠款等。

③如果受访家庭在回答“为何不从银行/信用社申请贷款获取所需资金?”时选择“不知道如何申请/申请过程麻烦”、“不认识银行/信用社工作人员”,则认为其存在交易成本配给;如果选择“贷款利息太高”、“没有抵押或担保人”,则认为其存在未借贷型价格配给;如果回答“担心失去抵押”、“担心还不起”等,则认为其存在风险配给;如果选择“估计贷款不会被批准”、或者回答“不了解”、“没想过”等时,则认为其存在自我配给(刘西川、程恩江,2009)。

各变量描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	正规信贷配给	0.045	0.208	0	1
	正规信贷配给程度(%)	0.042	0.795	0	65.205
	供给型信贷配给	0.011	0.104	0	1
	需求型信贷配给	0.038	0.191	0	1
	交易成本配给	0.013	0.115	0	1
	风险配给	0.009	0.096	0	1
	未借贷型价格配给	0.017	0.130	0	1
	自我配给	0.011	0.105	0	1
解释变量	数字金融指数(对数)	4.620	0.120	4.297	4.960
	数字金融覆盖广度(对数)	4.568	0.096	4.053	4.777
	数字金融使用深度(对数)	4.740	0.207	4.166	5.277
	数字金融数字化程度(对数)	4.509	0.237	3.108	5.042
控制变量	户主年龄	56.994	13.915	25	87
	户主性别(男性=1,女性=0)	0.771	0.420	0	1
	户主婚姻状况(已婚=1,其他=0)	0.848	0.359	0	1
	户主健康状况(非常好=5,好=4,一般=3,不好=2,非常不好=1)	3.342	1.010	1	5
	户主受教育年限①	9.301	4.063	0	22
	经济金融关注度(非常关注=4,很关注=3,一般=2,很少关注=1,从不关注=0)	0.898	1.062	0	4
	偏好风险②(是=1,否=0)	0.073	0.259	0	1
	厌恶风险(是=1,否=0)	0.627	0.484	0	1
	金融知识③	0.385	0.628	0	2
	家庭规模(人)	3.155	1.550	1	15
	非农收入④(万元)	7.993	9.936	0	64.733
	农业收入(万元)	0.369	1.298	-1.026	11.100
	第一产业比重	0.085	0.073	0.000	0.442
	第二产业比重	0.404	0.089	0.157	0.635
	人均 GDP(对数)(原单位:元/人)	11.055	0.572	9.446	12.153
	传统金融发展水平⑤	11.280	0.906	9.558	12.807

①受教育年限由问卷中受教育情况相关回答转化而来:没上过学=0,小学=6,初中=9,高中=12,中专/职高=12,大专/高职=15,大学本科=16,硕士研究生=18,博士研究生=22。

②CHFS 问卷中有“如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种项目?”。若受访户回答“高风险、高回报的项目”或“略高风险、略高回报的项目”,则认为其偏好风险;若受访户回答“不愿意承担任何风险”或“略低风险、略低回报的项目”,则认为其厌恶风险;本文将选择“平均风险、平均回报的项目”的受访户作为参照组。

③CHFS 问卷中有两个了解全体样本金融知识的相关问题,分别为:“假设银行的年利率是 4%,如果把 100 元钱存 1 年定期,1 年后获得的本金和利息为?”与“假设银行的年利率是 5%,通货膨胀率每年是 8%,把 100 元钱存银行一年之后能够买到的东西将?”。若受访户都答对,则认为其金融知识水平较好,取值为 2;若答对 1 题,则认为其金融知识水平一般,取值为 1;若两题都未答对,则认为其金融知识水平较差,取值为 0。

④家庭非农收入包含家庭工资性收入、工商业经营收入、转移性收入与投资性收入。

⑤传统金融发展水平的度量方式为样本所在地级市人均金融机构贷款余额(对数)(原单位:元/人)。

(三) 模型设定

本文参考柏培文和张云(2021)的做法,当被解释变量为城乡家庭是否受到正规信贷配给时,其为二值离散变量,采用线性概率模型(LPM)进行回归分析;当被解释变量为正规信贷配给程度等连续变量时,采用多元线性回归模型进行估计。模型具体形式如下:

$$Ration_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{jt-1} + \alpha_2 X_{ijt} + \delta_t + \varphi_p + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中: $Ration_{ijt}$ 表示地区 j 中第 i 个家庭在第 t 年的正规信贷配给情况,包括正规信贷配给、供给型信贷配给、需求型信贷配给与正规信贷配给程度。 DFI_{jt-1} 表示滞后一期的数字金融指数, X_{ijt} 表示控制变量, δ_t 为时间固定效应, φ_p 为省份固定效应, ε_{ijt} 为残差项。

为分析数字金融发展对城乡家庭正规信贷配给的异质性影响,本文在(1)式中加入交互项,形式如下:

$$Ration_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{jt-1} + \beta_2 rural_i + \beta_3 DFI_{jt-1} \times rural_i + \beta_4 X_{ijt} + \delta_t + \varphi_p + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(2)式中: $rural_i$ 表示样本是否为农村家庭。若第 i 个家庭为农村家庭, $rural_i$ 取值为1;若为城镇家庭,则 $rural_i$ 取值为0。其余变量定义与上文相同。交互项系数虽然能够直接显示数字金融发展对城乡家庭影响的组间异质性,但是数字金融发展对农村家庭的因果效应却无法直接从系数中得到。为了直观展示数字金融发展对城乡家庭产生的不同因果效应,本文参考江艇(2022),将(2)式等价变换为如下形式:

$$Ration_{ijt} = \theta_0 + \theta_1 rural_i + \theta_2 rural_i \times DFI_{jt-1} + \theta_3 (1 - rural_i) \times DFI_{jt-1} + \theta_4 X_{ijt} + \delta_t + \varphi_p + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

(3)式中:系数 θ_2 与 θ_3 分别代表农村家庭与城镇家庭的因果效应,仅需检验 $H_0: \theta_2 = \theta_3$ 即可得知因果效应在两组之间是否存在显著差异,从而明确数字金融发展对城乡家庭的异质性影响。

五、实证结果与分析

本部分首先实证检验数字金融发展对城乡家庭是否受到正规信贷配给、所受配给程度的整体影响与异质性影响,讨论数字金融发展对城乡二元金融结构的改善作用;其次,从供给型信贷配给与需求型信贷配给的角度,实证检验数字金融发展对城乡家庭产生异质性影响的原因。

(一) 基准回归结果分析

表2报告了数字金融发展对城乡家庭正规信贷配给影响的实证结果。为确保实证结果的稳健性,本文采取逐步回归法,第(1)列直接将数字金融指数对正规信贷配给进行回归,在第(2)一(5)列中逐步加入户主和家庭特征变量、地区特征变量、时间固定效应与省份固定效应。第(1)一(5)列的回归结果显示,数字金融发展有助于缓解城乡家庭正规信贷配给。考虑到数字金融不同维度对正规信贷配给的影响可能存在差异,本文同时对数字金融的三个子维度进行实证检验,结果如第(6)一(8)列所示,数字金融覆盖广度与使用深度的系数在1%的水平上显著为负,而数字化程度的系数并不显著。此外,本文将正规信贷配给程度作为被解释变量进行回归,可得与前文一致的结论,即数字金融覆盖广度与使用深度有助于降低城乡家庭正规信贷配给程度,而数字化程度发挥的作用不显著^①。

数字化程度主要度量地区数字金融服务的便利程度、实惠程度以及信用化程度,理应对家庭正规信贷配给起到缓解作用。然而,宋科等(2022)发现,数字化程度的提高依托于地区

①限于篇幅未报告回归结果,结果留存备索。

金融可得性的发展,即数字化程度较高的地区往往对应于经济较为发达、传统金融可得性较高的地区。因此,该地区家庭受到正规信贷配给的可能性本身较低,导致数字化程度对正规信贷配给问题的缓解作用并不显著。肖威(2021)也得到了类似结论,数字化程度仅能在经济发展水平较高的地区发挥对经济的促进作用,但在经济发展水平较低的地区作用不显著。

表 2 基准回归结果

	正规信贷配给							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字金融指数	-0.199*** (0.007)	-0.107*** (0.007)	-0.066*** (0.009)	-0.210*** (0.014)	-0.199*** (0.015)			
数字金融覆盖广度						-0.185*** (0.014)		
数字金融使用深度							-0.126*** (0.012)	
数字金融数字化程度								-0.007 (0.007)
户主年龄		0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
户主年龄平方/100		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
户主性别		0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.012*** (0.002)
户主婚姻状况		-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
户主健康状况		-0.013*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.012*** (0.001)
户主受教育年限		-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
经济金融关注度		0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
偏好风险		0.013*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.015*** (0.004)
厌恶风险		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
金融知识		0.002* (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.004*** (0.001)
家庭规模		0.011*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)
非农收入		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
农业收入		0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)
第一产业比重			-0.015 (0.025)	-0.045* (0.025)	0.023 (0.032)	0.012 (0.032)	0.028 (0.032)	0.039 (0.032)
第二产业比重			-0.012 (0.011)	-0.016 (0.011)	-0.003 (0.019)	0.005 (0.019)	-0.006 (0.019)	-0.001 (0.019)
人均 GDP			-0.024*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.000 (0.006)	-0.002 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.000 (0.006)
传统金融发展水平			0.003 (0.003)	0.005* (0.003)	-0.000 (0.004)	-0.000 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.011*** (0.004)
时间固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
N	67 270	67 270	67 270	67 270	67 270	67 270	67 270	67 270
R ²	0.013	0.039	0.040	0.045	0.048	0.048	0.048	0.046

注:括号内为聚类稳健标准误,*、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1%的水平上显著,这里的标准误在小数点后四位开始出现非 0 值,且具体数值各不相同。下表同。

为探究数字金融发展对城乡家庭所受正规信贷配给及配给程度的异质性影响,本文使用(3)式的交互项模型进行回归。如表 3 所示,在两个方程中,交互项系数 θ_2 与 θ_3 均显著为负,表明数字金融发展对城乡家庭正规信贷配给及配给程度均能起到显著的缓解作用。比较 θ_2 和 θ_3 系数大小并经 Wald 检验与双尾 t 检验可得,数字金融发展能够对农村家庭所受正规信贷配给及配给程度产生更大的缓解作用,且两者系数在 1% 的显著性水平上不同,表明数字金融发展有助于在更大程度上提升农村家庭的信贷可得性,弥补农村金融服务的不足,改善中国城乡二元金融结构。

那么,城乡家庭正规信贷配给的缓解是源自金融资源供给的增加,还是家庭自身申请意愿与行为的提升?下文将分别从供给型信贷配给和需求型信贷配给的视角探究其中原因。

表 3 考虑城乡家庭异质性的回归结果

	(1)	(2)
	正规信贷配给	正规信贷配给程度
农村家庭	0.620 *** (0.088)	1.085 *** (0.390)
农村家庭×数字金融指数(θ_2)	-0.235 *** (0.023)	-0.359 *** (0.105)
(1-农村家庭)×数字金融指数(θ_3)	-0.108 *** (0.015)	-0.133 *** (0.054)
Wald 检验 p 值	0.000	0.007
双尾 t 检验 p 值	0.000	0.007
N	67 270	67 270
R^2	0.055	0.005

注:控制变量选取与表 2 中第(5)——(8)列一致,为节省篇幅将不再报告,下表同。

(二) 数字金融发展对城乡家庭供给型信贷配给的影响

表 4 汇报了数字金融发展对城乡家庭供给型信贷配给的影响。

表 4 数字金融发展影响城乡家庭供给型信贷配给的回归结果

	(1)	(2)
	供给型信贷配给	供给型信贷配给(加入交互项)
数字金融指数	-0.031 *** (0.007)	
农村家庭		0.228 *** (0.047)
农村家庭×数字金融指数(θ_2)		-0.052 *** (0.012)
(1-农村家庭)×数字金融指数(θ_3)		-0.004 (0.007)
Wald 检验 p 值		0.000
双尾 t 检验 p 值		0.000
N	67 270	67 270
R^2	0.020	0.022

如表 4 第(1)列所示,数字金融发展显著缓解了城乡家庭的供给型信贷配给。第(2)列显示了交互项模型的回归结果,交互项系数 θ_2 显著为负,而系数 θ_3 并不显著,表明数字金融发展能够显著缓解农村家庭的供给型信贷配给,但对城镇家庭没有显著影响。尹志超和张号栋(2018)指出,传统金融可及性的增强能够通过促进银行间竞争缓解家庭信贷约束。城镇地区金融机构间竞争激烈,金融资源供给丰富,使得城镇家庭本身较少受到供给型信贷配

给,导致数字金融发展所发挥的竞争效应在城镇地区较弱,因此数字金融发展对城镇家庭供给型信贷配给没有显著影响。数字金融发展显著缓解了农村家庭的供给型信贷配给,该结论与郭丽虹和朱柯达(2021)的研究相印证,即金融科技发展提升了银行普惠贷款的发放意愿,在提升普惠贷款创收能力的同时降低信贷风险,尤其是对于距离总行较远的分支机构;崔恒瑜等(2021)发现数字金融发展能够激励传统金融机构提升支农力度,增加涉农贷款与农户贷款的发放规模;周月书和苗哲瑜(2023)也发现数字普惠金融扩大了农户的融资规模。因此,数字金融发展能够通过缓解农村家庭受到的供给型信贷配给,改善中国城乡二元金融结构。

(三) 数字金融发展对城乡家庭需求型信贷配给的影响

根据表5第(1)列系数可得,数字金融发展有助于缓解中国城乡家庭的需求型信贷配给。将该系数与表4中数字金融发展对供给型信贷配给影响的系数对比,并进行系数差异性检验发现,Wald检验 p 值与双尾 t 检验 p 值均为0.000,表明,相比供给型信贷配给,数字金融发展对城乡家庭需求型信贷配给的缓解作用更大。已有研究普遍发现需求型信贷配给是我国家庭面临信贷约束的主要原因(尹志超、张号栋,2018),数字金融覆盖广度与使用深度的提升,以及正规信贷可及性的增强,使数字金融得以释放城乡家庭对正规金融的有效需求,从而对需求型信贷配给产生更大影响。

根据假说2,数字金融发展能够通过降低城乡家庭的交易成本配给、风险配给、未借贷型价格配给与自我配给,缓解需求型信贷配给。本文分别将其作为被解释变量,探究数字金融发展缓解城乡家庭需求型信贷配给的具体机制。根据表5第(2)—(5)列系数可得,数字金融发展对城乡家庭交易成本配给、风险配给、未借贷型价格配给与自我配给均有显著的缓解作用,由此推动整体需求型信贷配给的缓解。

表 5 数字金融发展影响城乡家庭需求型信贷配给的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	需求型信贷配给	交易成本配给	风险配给	未借贷型价格配给	自我配给
数字金融指数	-0.177 *** (0.014)	-0.067 *** (0.009)	-0.058 *** (0.007)	-0.082 *** (0.010)	-0.047 *** (0.007)
N	67 270	67 270	67 270	67 270	67 270
R ²	0.039	0.014	0.013	0.019	0.013

表6汇报了交互项模型实证结果。

表 6 数字金融发展影响城乡家庭需求型信贷配给的异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	需求型信贷配给	交易成本配给	风险配给	未借贷型价格配给	自我配给
农村家庭	0.490 *** (0.081)	0.176 *** (0.049)	0.121 *** (0.043)	0.212 *** (0.056)	0.213 *** (0.047)
农村家庭×数字金融指数(θ_2)	-0.203 *** (0.021)	-0.077 *** (0.013)	-0.062 *** (0.011)	-0.089 *** (0.015)	-0.066 *** (0.012)
(1-农村家庭)×数字金融指数(θ_3)	-0.103 *** (0.014)	-0.041 *** (0.009)	-0.038 *** (0.007)	-0.046 *** (0.010)	-0.022 *** (0.008)
Wald 检验 p 值	0.000	0.001	0.010	0.001	0.000
双尾 t 检验 p 值	0.000	0.001	0.009	0.000	0.000
N	67 270	67 270	67 270	67 270	67 270
R ²	0.044	0.016	0.015	0.022	0.015

表6第(1)列显示,交互项系数 θ_2 与 θ_3 均显著为负,表明数字金融发展对城乡家庭需求

型信贷配给均能产生缓解作用。进一步观察第(2)—(5)列系数,并对 θ_2 与 θ_3 进行系数差异性检验可得,数字金融对农村家庭的交易成本配给、风险配给、未借贷型价格配给与自我配给均发挥更显著的缓解作用,能够在更大程度上缓解农村家庭的需求型信贷配给。因此,数字金融发展有助于通过缓解需求型信贷配给改善中国城乡二元金融结构。

六、稳健性检验与进一步分析

(一) 稳健性检验

1. 工具变量法

本文的核心解释变量为宏观层面的数字金融指数,而被解释变量是微观层面城乡家庭所受正规信贷配给情况。个体层面的数据通常不会对县域层面的数据产生影响,因此本文存在反向因果问题的可能性较低。为克服潜在的遗漏变量问题,本文借鉴黄群慧等(2019),选取1984年各城市每百万人邮局数量作为数字金融指数的工具变量。从相关性看,数字金融发展与地区通讯水平息息相关,邮局作为铺设固话线路的主要执行部门,其分布情况会深刻影响地区通讯水平发展,从而影响数字金融发展;从排他性看,历史邮局密度对当前城乡家庭所受正规信贷配给情况几乎没有直接影响。为将其应用于面板数据,本文将所选工具变量与除样本自身所在县外当期全省其他县域的数字金融指数平均值进行交互,以构建具有时间变异性的工具变量。为解决交互项中包含内生变量的问题,本文依据 Ebbes 等(2016),将该工具变量分别与“农村家庭”与“(1-农村家庭)”交乘,作为原交互项的工具变量。表7汇报了工具变量的回归结果。

表 7 工具变量回归结果

	未加交互项		加入交互项		
	第一阶段	第二阶段	第一阶段		第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	数字金融指数	正规信贷配给	农村家庭× 数字金融指数 (θ_2)	(1-农村家庭)× 数字金融指数 (θ_3)	正规信贷配给
IV	-0.002 *** (0.000)	-1.481 *** (0.298)			
数字金融指数					
农村家庭×IV			0.012 *** (0.000)	-0.013 *** (0.000)	
(1-农村家庭)×IV			-0.009 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	
农村家庭			4.198 *** (0.004)	-4.262 *** (0.005)	0.699 *** (0.265)
农村家庭×数字金融 指数(θ_2)					-1.543 *** (0.307)
(1-农村家庭)×数字 金融指数(θ_3)					-1.391 *** (0.336)
Wald 检验 p 值			0.007		
双尾 t 检验 p 值			0.007		
最小特征统计值	157.913		66.958		
DWH 检验 F 值	20.867		13.973		
DWH 检验 p 值	0.000		0.000		
N	60 263		60 263		

由表 7 可知,两个方程第一阶段最小特征值统计量远大于 10% 偏误水平下的临界值 (16.38和7.03),表明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示,在使用工具变量处理内生性问题后,数字金融发展仍能显著缓解城乡家庭的正规信贷配给,且经系数差异性检验可得,数字金融发展对农村家庭正规信贷配给的缓解作用更大,前文结论稳健。

2. 替换回归模型^①

为保证前文结果的稳健性,本文使用 Probit 模型实证检验数字金融发展对城乡家庭正规信贷配给、供给型信贷配给与需求型信贷配给的影响,回归结果仍然符合预期。本文进一步使用 Heckprobit 模型以纠正可能存在的样本选择性偏误。参考彭澎等(2018),本文使用家庭 2014 年以来是否发生重大事件作为识别变量^②。一般而言,重大事件会影响城乡家庭的信贷需求,但却不会直接影响城乡家庭所受正规信贷配给情况,满足相关性与排他性的要求。实证结果表明,在考虑样本选择性偏误的情况下,数字金融发展仍能显著缓解城乡家庭的正规信贷配给,Heckprobit 模型逆米尔斯比率的 p 值为 0.230,表明样本选择性偏误问题可能不存在,基准回归结果稳健。

3. 剔除部分样本

为避免数字金融发展引致的信贷需求变化产生的影响,本文将样本限定在有信贷需求的城乡家庭中重新回归,实证结果依然支持前文结论。此外,由于直辖市存在一定的经济特殊性,本文将北京市、天津市、上海市与重庆市的样本剔除,重新进行回归,结果依然稳健。

4. 调整控制变量

传统金融发展水平与数字金融发展水平虽具有不同的内涵与衡量方式,但在现实运行中两者却相互影响。鉴于此,本文更换传统金融发展水平的度量指标,对基准回归结果进行稳健性检验。具体做法如下:首先,使用样本所在地级市金融机构贷款余额占 GDP 比重替代人均金融机构贷款余额,对基准模型重新回归,实证结果与基准回归结果基本一致。其次,由于数字金融发展对传统金融机构产生的影响很可能已经被包含在金融机构年末贷款余额内,本文参考许月丽等(2022),以样本所在城市金融机构年末贷款余额占 GDP 比重为被解释变量,以数字金融指数(对数)为解释变量进行回归,将回归所得的残差项作为剔除地区数字金融发展水平后的传统金融发展水平,替代原有变量重新进行回归,结果依然稳健。

(二) 异质性分析

地区金融机构网点数量既反映了传统金融机构提供金融服务的交易成本,也与家庭获得正规信贷的交易成本密切相关。通常而言,农村地区金融机构网点数量较少,若数字金融在金融机构存量网点数较少的地方发挥了更显著的作用,则可以在一定程度上验证数字金融发展对城乡二元金融结构的改善作用。本部分根据样本所在区县金融机构存量网点数的中位数,将样本分为高低两组并构建虚拟变量,低金融机构存量网点数地区组取值为 1,高金融机构存量网点数地区组取值为 0,将其与数字金融指数进行交互。实证结果如表 8 所示,数字金融发展对正规信贷配给的缓解作用在金融机构存量网点数较低的区县更为显著,与前文结论相互印证。

①限于篇幅,稳健性检验中替换回归模型、剔除部分样本、调整控制变量未报告回归结果,结果留存备索。

②由于 CHFS 问卷仅在 2019 年设置了该问题,本部分使用 2019 年的样本进行回归。

表 8 金融机构存量网点数异质性回归结果

	正规信贷配给
数字金融指数	-0.204 *** (0.023)
低金融机构存量网点数地区	0.205 ** (0.082)
数字金融指数×低金融机构存量网点数地区	-0.045 ** (0.018)
N	44 647
R ²	0.049

(三) 进一步分析

数字金融发展对于扩大正规金融覆盖面、提升家庭正规信贷满足度具有积极意义,尤其是在农村地区,但上述变化仅能体现农村金融改善的一方面,数字金融发展对城乡金融市场服务效率的影响同样值得关注。本部分首先从贷款期限匹配度与正规信贷相对融资成本两个角度,考察数字金融发展在提高农村金融市场服务效率方面发挥的“结构效应”;其次,分析数字金融发展对城乡家庭借贷渠道正规化的影响,以讨论数字金融发展对中国正规金融与非正规金融并存的二元结构的改善作用。

1. 贷款期限匹配度

传统金融产品具有标准化、同质化程度高的特征,而农业生产具有季节性与周期性,农村家庭通常难以获得符合自身需求的正规信贷产品。由于缺乏外部竞争者,传统金融业享受高额垄断利润,缺乏创新与变革的动力。数字金融发展可以促进银行业竞争,并通过“社会压力”与“经济压力”推动银行在管理流程与产品服务上进行创新(王诗卉、谢绚丽,2021),并结合用户需求与反馈等信息动态更迭金融产品,为贷款申请人提供差异化服务,改善金融产品同质化现象。本文从贷款期限匹配度的角度切入,选取城乡家庭最大一笔生产经营贷款的期限与理想借贷期限之差的绝对值(单位:月)作为被解释变量,讨论数字金融发展对正规信贷产品供需匹配度的影响。实证结果如表 9 第(1)―(2)列所示,数字金融发展在更大程度上提高了农村家庭正规信贷的供需匹配度,表明数字金融发展有助于提高正规信贷的灵活性,提升农村金融市场服务效率。

2. 相对融资成本

根据前文分析,数字金融发展能够通过提升金融机构风险管理能力、加剧金融机构间竞争、改变银行负债结构等途径降低贷款利率。考虑到贷款利率受个体特征、贷款特征、经济环境等多种因素影响,而上述因素在城乡家庭间存在较大差异,直接比较数字金融发展对城乡家庭正规贷款利率的影响可能存在遗漏变量问题。因此,本文选取城乡家庭最大一笔生产经营用途的正规贷款利率与非正规贷款利率之差衡量正规信贷的相对融资成本,研究数字金融发展对正规信贷相对融资成本的影响,以减少遗漏变量偏差。实证结果如表 9 第(3)―(4)列所示,总体而言,数字金融发展有助于降低城乡家庭正规信贷相对融资成本。然而,交互项系数 θ_2 与 θ_3 表明,数字金融发展仅能降低城镇家庭的相对融资成本,而对农村家庭没有显著影响。可能的原因为:由于 CHFS 问卷中并未涉及城乡家庭消费投资用途的正规信贷与非正规信贷的利率,本部分所使用的数据仅包含生产经营用途的正规信贷与非正规信贷。但消费投资是城乡家庭更为常见的融资需求,由于该类资金需求小而分散,且线上沉淀的交易记录等较为丰富,金融机构得以利用数字技术提高风险评估的精度与效率,降低

城乡家庭的消费投资贷款利率。相比之下,农村生产经营的数字化转型面临更多障碍,数字信息匮乏,导致金融机构难以准确评估贷款申请人的经营状况与风险水平,双方信息不对称程度仍然较高,因此,数字金融发展难以降低农村家庭生产经营贷款的相对融资成本。

表 9 数字金融发展影响城乡金融市场服务效率的回归结果

	期限匹配度		正规信贷相对融资成本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融指数	-3.112 ** (1.343)		-2.626 ** (1.323)	
农村家庭		10.618 * (5.552)		-18.269 *** (6.073)
农村家庭×数字金融指数(θ_2)		-5.051 *** (1.439)		-0.609 (1.497)
(1-农村家庭)×数字金融指数(θ_3)		-2.604 * (1.493)		-4.614 *** (1.518)
Wald 检验 p 值		0.045		0.003
双尾 t 检验 p 值		0.045		0.003
N	613	613	511	511
R^2	0.089	0.111	0.069	0.086

注:表中被解释变量均为对数形式。

3. 借贷渠道正规化

正规信贷可得性低、获取成本高是城乡家庭选择非正规信贷的主要原因,数字金融发展对正规信贷配给的缓解作用将最终表现为城乡家庭借贷渠道的正规化。一方面,正规信贷可得性的增加会逐步挤出非正规信贷,数字金融发展能够通过缓解正规信贷配给,提升城乡家庭正规金融市场参与行为。另一方面,数字金融发展削弱了非正规金融的信息优势与成本优势,并通过多元化资金投资渠道,提高资金借出的机会成本(吴雨等,2020),增加非正规金融市场的资金获取难度,减少城乡家庭非正规金融市场的参与行为。

本文以尚未还清的正规信贷余额占家庭总欠款余额的比重衡量城乡家庭借贷渠道正规化的程度。如表 10 第(1)列所示,数字金融发展显著增加了城乡家庭的正规信贷占比,表明数字金融发展有助于推动城乡家庭借贷渠道正规化,从而改善中国正规金融与非正规金融并存的二元金融结构。如第(2)列所示,数字金融发展对城镇家庭与农村家庭的借贷渠道正规化均有显著作用。本文进一步讨论数字金融发展对不同用途贷款借贷渠道的异质性影响。如第(3)—(4)列所示,就生产经营贷款而言,数字金融发展仅能促进城镇家庭借贷渠道正规化,但对农村家庭没有显著影响;就消费投资贷款而言,数字金融发展对城镇家庭与农村家庭均有显著促进作用,且经系数差异性检验可得,两者之间不存在显著差异^①。结合前文分析,尽管数字金融发展能够在更大程度上缓解农村家庭的正规信贷配给,提升农村家

①CHFS2017 年问卷与 CHFS2019 年问卷中对不同用途信贷的贷款来源区分情况不完全一致,例如,2019 年问卷询问了医疗及其他用途负债的贷款来源,但 2017 年问卷并未询问。因此,本文采用两种方法计算家庭正规信贷占比:第一,仅使用连续两期问卷中均区分贷款来源的各类贷款计算正规信贷占比;第二,将每期问卷中凡是区分贷款来源的各类贷款都用于计算当年正规信贷占比。两种计算方法下的实证结果基本一致,考虑到前者能够在一定程度上规避统计口径不一致导致的偏误问题,本文仅汇报了第一种计算方法下的实证结果,第二种计算方法的实证结果留存备索。

庭正规信贷的供需匹配度,但由于生产经营信息不完善,数字金融发展无法显著降低农村家庭生产经营贷款的相对融资成本,这也是数字金融发展未能有效推动农村家庭生产经营贷款借贷渠道正规化的原因之一。

表 10 数字金融发展影响城乡家庭借贷渠道正规化的回归结果

	正规信贷余额/家庭总欠款		生产经营正规信贷余额/生产经营总欠款	消费投资正规信贷余额/消费投资总欠款
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融指数	0.649*** (0.061)			
农村家庭		0.599** (0.284)	0.977* (0.523)	-0.160 (0.338)
农村家庭×数字金融指数(θ_2)		0.374*** (0.077)	0.171 (0.125)	0.388*** (0.092)
(1-农村家庭)×数字金融指数(θ_3)		0.533*** (0.063)	0.403*** (0.135)	0.380*** (0.070)
Wald 检验 p 值		0.011	0.043	0.914
双尾 t 检验 p 值		0.011	0.043	0.914
N	16 736	16 736	4 983	13 565
R^2	0.312	0.323	0.226	0.319

七、结论与启示

尽管数字金融受到了学界的广泛关注,但有关数字金融发展能否改善中国城乡二元金融结构,从而促进城乡统筹发展的研究较少。本文基于中国家庭金融调查、中国家庭数据库与北京大学数字普惠金融指数,从正规信贷配给视角实证分析了数字金融发展对中国城乡二元金融结构的改善作用。主要结论如下:第一,数字金融发展对城乡家庭正规信贷配给均有显著的缓解作用,且相较于城镇家庭,数字金融发展能够在更大程度上降低农村家庭受到正规信贷配给的可能性与配给程度,改善中国城乡二元金融结构。从数字金融子维度看,数字金融覆盖广度与使用深度有助于缓解城乡家庭正规信贷配给,但是数字化程度发挥的作用并不显著。第二,数字金融发展能够对农村家庭的供给型信贷配给与需求型信贷配给产生更大的边际作用,改善中国城乡二元金融结构。其中,数字金融发展主要通过降低交易成本配给、风险配给、未借贷型价格配给与自我配给缓解城乡家庭受到的需求型信贷配给。第三,数字金融发展能够在更大程度上提高农村家庭贷款期限匹配度,提升农村金融市场服务效率,但现阶段,数字金融发展仅能降低城镇家庭生产经营贷款的融资成本,而对农村家庭生产经营贷款的融资降本作用有限。第四,总体而言,数字金融发展能够通过提升城乡家庭正规信贷占比,尤其是消费投资贷款的正规信贷占比,促进城乡家庭借贷渠道正规化,改善中国正规金融与非正规金融并存的二元金融结构;但就生产经营贷款而言,数字金融发展仅能促进城镇家庭借贷渠道正规化,而对农村家庭没有显著影响。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:第一,进一步激活农村金融市场竞争,在拓宽正规金融服务边界的同时,推动金融产品与服务的改善与创新,满足农村家庭多样化的资金需求,促进农村经济社会发展。第二,加快农村地区数字基础设施建设,利用数字科技赋能农村生产经营。囿于匮乏的农村生产经营相关数字信息,金融机构与农村家庭间信息不对称程度仍然较高。对此,应当加强政策激励,加大数字农业农村发展投入力度,并以财政资金

引导与撬动社会资本参与数字农业与数字乡村建设,促进现代化信息技术与数字技术嵌入农村生产经营,提高农村生产经营各环节的数字化水平。此外,应当指导农村家庭完善生产经营相关信息,以缓解资金供需双方的信息不对称,降低农村家庭的正规信贷融资成本。第三,在数字金融当前发展阶段,应当遵循先扩大覆盖面、提升使用深度,后增强数字化程度的策略。数字化程度的提升依赖于传统金融可得性,相比之下,数字金融覆盖广度的提升与使用深度的增加能够在短期内发挥更显著的效果,且更具成本有效性。

参考文献:

1. 柏培文、张云,2021:《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》,《经济研究》第5期。
2. 程郁、韩俊、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。
3. 崔恒瑜、王雪、马九杰,2021:《数字金融发展能否在农村金融市场发挥“鲶鱼效应”——来自中国农信机构的证据》,《经济理论与经济管理》第12期。
4. 董晓林、朱敏杰、张晓艳,2016:《农民资金互助社对农户正规信贷配给的影响机制分析——基于合作金融“共路监督”的视角》,《中国农村观察》第1期。
5. 傅秋子、黄益平,2018:《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》,《金融研究》第11期。
6. 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
7. 郭峰、王瑶佩,2020:《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》,《财经研究》第1期。
8. 郭丽虹、朱柯达,2021:《金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角》,《国际金融研究》第7期。
9. 黄群慧、余泳泽、张松林,2019:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期。
10. 江艇,2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
11. 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。
12. 刘音露、张平、徐晓萍,2019:《征信活动、信息技术进步与信贷表现》,《国际金融研究》第11期。
13. 刘祚祥、黄权国,2012:《信息生产能力、农业保险与农村金融市场的信贷配给——基于修正的S-W模型的实证分析》,《中国农村经济》第5期。
14. 米运生、石晓敏、廖祥乐,2018:《农地确权、信贷配给释缓与农村金融的深度发展》,《经济理论与经济管理》第7期。
15. 潘爽、魏建国、胡绍波,2020:《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》,《经济评论》第3期。
16. 潘爽、叶德珠、叶显,2021:《数字金融普惠了吗——来自城市创新的经验证据》,《经济学家》第3期。
17. 彭澎、吴承尧、肖斌卿,2018:《银保互联对中国农村正规信贷配给的影响——基于4省1014户农户调查数据的分析》,《中国农村经济》第8期。
18. 彭澎、徐志刚,2021:《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》,《经济评论》第1期。
19. 邱晗、黄益平、纪洋,2018:《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》,《金融研究》第11期。
20. 宋科、刘家琳、李宙甲,2022:《县域金融可得性与数字普惠金融——基于新型金融机构视角》,《财贸经济》第4期。
21. 谭燕芝、胡万俊、罗午阳,2017:《获得贷款证缓解了农户信贷约束吗——基于倾向得分匹配法的实证分析》,《经济理论与经济管理》第3期。
22. 王诗卉、谢绚丽,2021:《经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新》,《经济学家》第1期。
23. 王小华、温涛,2021:《金融资本集聚与城乡收入差距:新中国成立70周年的逻辑验证》,《农业技术经济》第8期。
24. 王修华、赵亚雄,2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期。
25. 王永仓、王小华,2022:《数字普惠金融的农民增收效应及作用机制研究》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第3期。

26. 吴雨、李成顺、李晓、弋代春, 2020:《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》,《管理世界》第 10 期。
27. 吴雨、李晓、李洁、周利, 2021:《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》,《管理世界》第 7 期。
28. 肖威, 2021:《数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面?》,《经济评论》第 5 期。
29. 熊健、张晔、董晓林, 2021:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:挤出效应还是技术溢出效应?》,《经济评论》第 3 期。
30. 许月丽、李帅、刘志媛、周杭、Zhan Shurui, 2020:《利率市场化改革如何影响了农村正规金融对非正规金融的替代性?》,《中国农村经济》第 3 期。
31. 许月丽、孙昭君、李帅, 2022:《数字普惠金融与传统农村金融:替代抑或互补?——基于农户融资约束放松视角》,《财经研究》第 6 期。
32. 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。
33. 周月书、苗哲瑜, 2023:《数字普惠金融对农户生产经营投资的影响》,《中国农村观察》第 1 期。
34. 周月书、孙冰辰、彭媛媛, 2019:《规模农户加入合作社对正规信贷约束的影响——基于社会资本的视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 4 期。
35. Ebbes, P., D. Papies, and H.J. Van Heerde. 2016. "Dealing with Endogeneity: A Nontechnical Guide for Marketing Researchers." In *Handbook of Market Research*. Edited by Christian Homburg, Martin Klarmann and Arnd Vomberg, 1–37. Cham: Springer International Publishing.
36. Guirkinger, C., and S. R. Boucher. 2008. "Credit Constraints and Productivity in Peruvian Agriculture." *Agricultural Economics* 39(3): 295–308.
37. Johnson, S., and S. Arnold. 2012. "Inclusive Financial Markets: Is Transformation under Way in Kenya?" *Development Policy Review* 30(6): 719–748.
38. Stiglitz, J. E., and A. Weiss. 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *The American Economic Review* 71(3): 393–410.

How Digital Finance Improves the Urban–Rural Financial Dual Structure in China: From the Perspective of Formal Credit Rationing for Households

Zhou Yueshu and Wang Junyan

(School of Finance, Nanjing Agricultural University)

Abstract: Based on micro-level data and the Peking University Digital Inclusive Finance Index, we empirically analyze the impact of digital finance on China's urban–rural dual structure of traditional finance from the perspective of formal credit rationing. The findings are as follows: First, digital finance development significantly alleviates formal credit rationing for urban and rural households. Compared with urban households, digital finance development has a greater impact on both supply-side credit rationing and demand-side credit rationing for rural households, thus improving the urban–rural dual structure of traditional finance. Second, digital finance development can improve the matching of loan maturity for rural households to a greater extent, thereby improving the efficiency of financial service in rural markets. Third, digital finance development can improve the dual structure of formal finance and informal finance by promoting the formalization of borrowing channels for urban and rural households. Fourth, at the current stage, digital finance development plays a limited role in reducing the financing cost of production and operation loans and facilitating the formalization of production and operation loans' borrowing channels for rural households. This paper provides empirical evidence and policy inspiration for improving China's urban–rural dual structure of traditional finance.

Keywords: Digital Finance, Urban and Rural Households, Dual Financial Structure, Formal Credit Rationing

JEL Classification: O17, O18

(责任编辑:陈永清)