

# 普惠金融数字化 对小额信贷的影响

## ——基于面板门槛模型的实证研究

■ 王婧

**摘要:**普惠金融的数字化转型能否有效促进其核心业务,是当前数字普惠金融发展中的重要课题。本文通过构建面板门槛模型,检验普惠金融的数字化进程对小额信贷业务的影响及相关机制。研究发现:普惠金融的数字化是把“双刃剑”,与小额信贷之间存在双重门槛导致的非线性关系。相对较低的数字化水平能有效促进小额信贷,并在发展到一定程度后出现消极影响,进一步提高普惠金融的数字化水平能够削弱这种不利影响。机制检验还发现,提高账户覆盖率能大幅缓解普惠金融的数字化对小额信贷的不利影响。因此,要促进小额信贷业务的发展,应稳妥推进普惠金融的数字化进程,借助提高账户覆盖率的正向中介机制跨越数字排斥门槛,寻求数字化创新。

**关键词:**普惠金融;数字化;小额信贷;金融科技

中图分类号:F832.4 文献标识码:A 文章编号:1009-3540(2022)09-0024-0007

**基金项目:**教育部人文社会科学研究项目“数字普惠金融风险的跨市场传染机理及防控对策研究”(20YJC790133);中国社会科学院博士后创新工程项目“数字普惠金融系统性风险研究”(ZBH20192025);湖北省教育厅哲学社会科学基金项目“金融科技背景下普惠金融风险传导机制及监管对策研究”(19Q147)。

### 一、引言

数字化在我国普惠金融发展历程中具有重要意义。普惠金融是联合国在推广“2005国际小额信贷年”时提出的金融发展理念。这一理念自2006年引入我国以来大体上经历了两个阶段的发展:第一阶段主要致力于将小额信贷、新型金融机构融入正规金融体系来实现普惠金融<sup>[1]</sup>,但这在我国的成效非常有限<sup>[2]</sup>;第二阶段主要依托金融科技等数字化手段,面向传统被排斥的“长尾市场”提供移动支付、小额信贷、货币市场基金等服务<sup>[3]</sup>,被称为“数字普惠金融”阶段。

数字普惠金融方案由普惠金融全球合作伙伴平台(GPFI)于2014年正式提出,我国在2016年G20杭州峰会进一步提出数字普惠金融高级原则,相对于概念的提出,移动支付、互联网小额信贷、互联网理财等相关金融实践起步较早并取得了一定成果。

2021年,我国发布“十四五”规划并提出“迎接数字时代”,以数字化转型整体驱动各方面变革。其中,金融供给侧改革的目标是“健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系”。总结前期发展经验,分析如何更好地利用金融科技的力量,使数字化转型成为进一步促进普惠性的有效动力,是十四五提出的数字时代中普惠金融发展的重要方向。

小额信贷作为普惠金融的萌芽和起源,是普惠金融直达实体经济的核心。但数字普惠金融早期的成功经验主要集中于移动支付领域,即通过将金融服务接口由物理网点转变为移动设备,来解决金融排斥的问题<sup>[4]</sup>。随着服务对象的不断拓展、业态的不断丰富,人们对数字普惠金融的需求已不再局限于移动支付等金融基础设施层面,小微企业贷款、个人消费金融等核心金融服务在大数据征信等金融科技的助力下开始迅速拓展,并成为数字普惠金融发展的重点领域。然而,借贷利息高、资金未充分流向

作者简介:王婧(1987—),女,中国社会科学院金融研究所博士后,湖北经济学院金融学院讲师,硕士生导师。

实体经济中的弱势领域等普惠金融核心问题却并未随数字化发展得到有效解决。部分小额信贷业务管理不规范,加剧了金融体系风险,扰乱了社会秩序。在此背景下,金融监管不断加码,在一定程度上限制了小额信贷增速<sup>[5]</sup>。基于此,研究普惠金融的数字化能否促进小额信贷发展,是检验金融包容性目标实现与否的重要标志。

普惠金融的数字化是数字普惠金融的子维度,现有相关研究多认可数字普惠金融的总积极影响,但普遍忽略了数字化子维度与数字普惠金融发展的差异。在数字化的影响方面,前期相关研究关注以支付账户电子化为代表的数字化,探讨其对普惠金融可及性方面的促进作用<sup>[6,7]</sup>,忽略了对信贷使用的影响<sup>[8]</sup>。后期研究大量使用“北京大学数字普惠金融指数”探讨其在缓解贫困、减小收入差距、提高技术创新等方面的效应。该指数涵盖了覆盖广度、使用深度和数字化层面<sup>[9]</sup>,解决了前期研究对信贷使用方面重视不足的问题,但也存在研究对象匹配不当、各层面异质效应考察不充分等问题。因此,郭峰等<sup>[10]</sup>进一步指出,分维度考察数字普惠金融对社会经济的影响更有利于厘清其中的因果关系。

现有直接考察普惠金融的数字化子维度与小额信贷关系的研究较少。间接考察数字化效应的研究也存在正反两种观点:多数研究认可数字化的积极影响,并将其描述为“数字包容”效应<sup>[11,12]</sup>;但也有学者发现“数字排斥”或无影响现象的存在<sup>[13,14]</sup>。数字化是数字普惠金融区别于传统普惠金融的重要特征,是普惠金融的发展动力和实现手段<sup>[15]</sup>,而小额信贷是数字化产生社会经济效应的重要中介<sup>[16,17]</sup>。厘清普惠金融数字化与小额信贷的关系,有助于探讨数字化手段能否促进普惠金融发展的问题。

综上,本文研究普惠金融数字化对小额信贷的影响,用以判断现有数字化发展方式是否有效。本文的边际贡献在于以下三个方面:第一,通过基准线性模型和面板门槛模型实证结果比较,为现有大量实证研究中数字化子维度影响为负或不显著的现象提供解释,认为数字化门槛效应的存在是导致现有分维度研究无法得出一致结论的重要原因。第二,研究发现在考虑门槛效应后,普惠金融数字化对小额信贷的积极影响主要体现在较低的数字化水平上,跨越一定门槛后,账户覆盖才是促进小额信贷发展的动力,并能大幅缓解数字化对小额信贷的不利

影响。因此,现有数字普惠金融的发展在较大程度上体现为账户驱动型,而非数字化驱动型。第三,面板门槛模型的双门槛实证结果为确定促进小额信贷的最优数字化区间提供了依据,中介机制检验为缓解普惠金融数字化对小额信贷的不利影响提供了可行方案,有助于各地参考制定稳妥推进数字化转型的相关政策。

## 二、文献综述与研究假设

### (一)数字普惠金融与信贷的关系

相关研究多支持数字普惠金融对信贷的积极影响<sup>[18]</sup>,认为其填补了传统信贷服务相对空白的领域<sup>[4]</sup>。尤其是在大量数字普惠金融影响效应的实证研究中,信贷被视作重要的中介机制<sup>[19,20]</sup>,中介效应检验间接验证了数字普惠金融对信贷的积极影响。其中,小额信贷也是数字普惠金融产生影响效应的中介渠道之一。刘锦怡等<sup>[19]</sup>研究发现数字普惠金融能够促进互联网小额信贷的发展,进而缓解农村贫困问题。Li等<sup>[17]</sup>研究中国数字金融对家庭消费的影响<sup>①</sup>,也发现互联网小额贷款的正向中介效应。

进一步地,研究指出了数字普惠金融对不同类型信贷的影响存在差异。傅秋子等<sup>[21]</sup>研究发现数字金融发展虽然降低了传统的农村生产性信贷需求,但对新兴的农村消费性信贷需求有正向促进作用。温博慧等<sup>[22]</sup>研究发现数字金融能够促进传统商业银行的小微贷款。罗煜等<sup>[23]</sup>研究发现商业银行的数字化能增加其信用类贷款,减少保证类贷款。本文关注的小额信贷业务属于新型信用类贷款,根据上述研究,数字普惠金融对小额信贷可能存在正向影响。我国数字普惠金融的综合评价指标通常包含小额信贷<sup>[9]</sup>,因此更适合从与之没有重合的数字化子维度来检验对小额信贷的影响。基于此,本文提出以下研究假设:

H1:普惠金融的数字化能促进小额信贷业务发展。

### (二)数字化维度影响的特殊性

数字普惠金融的衡量体系通常涵盖覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度<sup>[9]</sup>,大量相关异质性检验发现数字化维度的影响与覆盖广度、使用深度存在较大差异,也与前述数字普惠金融总体影响的结果不一致。李牧辰等<sup>[24]</sup>研究发现数字普惠金融综合指数以及覆盖广度、使用深度子维度的发展能缩小城乡收入差距,但数字化程度的提高扩大了

这种差距。周天芸等<sup>[14]</sup>研究发现数字普惠金融总体上能促进家庭财富的增加,覆盖广度和使用深度维度的影响与总指数一致,但数字化维度的影响为负。温博慧等<sup>[22]</sup>验证了数字金融总指数、覆盖广度和使用深度对传统商业银行的小微贷款具有正向促进作用,但数字化指标的影响不显著,进一步的空间溢出效应检验也得出类似结论。现有研究对数字化维度的负向或不显著影响缺乏进一步的分析,且相关结论均基于线性关系模型得出。

也有研究发现数字普惠金融存在非线性影响效应。张贺等<sup>[12]</sup>研究数字普惠金融对城乡收入差距的影响,发现存在城镇化率的双重门槛。尹应凯等<sup>[25]</sup>研究发现数字普惠金融指数对经济增长的影响存在双门限,对城乡收入差距的影响存在单门限,对全要素生产增长率的影响存在双门限。聂秀华等<sup>[26]</sup>研究数字金融对技术创新的影响,发现存在数字金融发展阶段的单重门槛。周利等<sup>[19]</sup>验证了数字普惠金融与贫困之间为倒U型关系,认为减贫效应只在相对较高的数字普惠金融水平下显现。这些研究主要从数字普惠金融总指数角度进行分析,本文认为普惠金融数字化维度实证结果的特殊性可能来源于这些非线性关系,结合数字普惠金融以信贷为中介渠道产生影响的分析,进一步提出以下研究假设:

H2:普惠金融的数字化在促进小额信贷发展时存在一定门槛。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

本文普惠金融的数字化程度和小额信贷业务等主要指标来源于北京大学数字普惠金融指数(PKU-DFIIC)2021年4月发布的第三期数据,其他数据来源于国家统计局、中国人民银行、国泰安数据库和中经网数据库。PKU-DFIIC由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁研究院相关团队基于蚂蚁集团的数据共同编制,涵盖省、市和县三个级别。由于我国城乡在数字化程度和小额信贷业务方面尚存在较大差异,相对于省级数据,地市和县级数据侧重于反映部分区间的情况,可能得出不一致的结果,在门槛回归分析中不具有一般性参考价值,因此本文选用其中数据区间涵盖相对更广的省级数据,对31个省(自治区、直辖市)2011—2020年的平衡面板数据进行实证分析。

#### (二)变量选取

被解释变量为小额信贷业务(mcredit),选用PKU-DFIIC使用深度子维度下的信贷业务指标来表示。该指标由个人消费贷和小微经营贷两类组成,分别从信贷用户数、人均贷款笔数、人均贷款金额的角度进行衡量<sup>[9]</sup>,能较为全面地体现小额信贷业务的发展状况。

核心解释变量为普惠金融的数字化程度(digit),选用PKU-DFIIC数字化程度子维度来表示。该指标由移动化、实惠化、信用化、便利化四个层面共10个具体指标来衡量<sup>[9]</sup>,是数字普惠金融总指数下的子维度,主要考察移动收付款技术、大数据信用评估技术等金融科技的综合应用状况,其成本低、覆盖广、效率高的特点符合普惠金融要求。核心解释变量和被解释变量为同一来源,匹配度较高,有利于针对性地分析数字化对小额信贷的影响,同时又分属不同维度、无信息的交叉重合。

中介变量为账户覆盖(coverage),选用PKU-DFIIC覆盖广度子维度来表示。该指标反映账户覆盖率,由每万人拥有的支付宝账户数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账户绑定银行卡数量三个具体指标来综合衡量<sup>[9]</sup>。Allen等<sup>[6]</sup>研究指出持有账户是使用其他各类普惠金融服务的基础。因此,本文考察存在账户覆盖的中介机制。中介变量与被解释变量、核心解释变量虽为同一来源,但分属不同的子维度、无信息交叉重合。

控制变量参照相关研究,本文选取人均GDP(gdppc)、城镇化率(urban)、移动电话用户数(mobileuser)、常住人口数(population)、城镇居民人均消费性支出(consumption)、教育水平(education)、金融深度(m2\_gdp)。变量的描述性统计结果见表1。

表1 变量的描述性统计<sup>②</sup>

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
mcredit	310	138.216	63.204	1.160	296.030
digit	310	290.142	117.252	7.580	462.230
coverage	310	196.670	96.556	1.960	397.000
gdppc	310	532.274	268.753	160.238	1641.580
urban	310	57.917	13.231	22.786	93.768
mobileuser	310	43.179	30.620	1.964	168.233
population	310	44.623	28.917	3.090	126.236
consumption	310	213.317	67.663	103.989	482.716
education	310	86.273	62.134	9.510	340.760
m2_gdp	310	196.165	12.082	174.528	215.753

### (三)模型设定

基准模型参照现有研究常见做法,基于普惠金融数字化与小额信贷的线性关系,设定为如下固定效应模型,用以检验假设H1:

$$mcredit_{it} = \alpha_1 digit_{it} + \alpha_2 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $mcredit_{it}$  为被解释变量小额信贷业务,  $digit_{it}$  为核心解释变量普惠金融的数字化程度,  $x_{it}$  为其他控制变量,  $i$  代表省份,  $t$  为年度,  $\mu_i$  为个体固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为误差扰动项。

面板门槛模型以普惠金融的数字化程度作为门槛变量,对其发展程度的不同阶段进行区分。本文设定如下非线性关系模型,用以检验假设H2:

$$mcredit_{it} = \beta_1 digit_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 digit_{it} + \beta_3 digit_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \beta_4 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)在固定效应模型式(1)的基础上纳入示性函数  $I(\cdot)$  用以判断是否存在数字化门槛,其中  $q_{it}$  为门槛变量,  $\gamma_n$  为第  $n$  个门槛值<sup>③</sup>。

此外,为了判断普惠金融数字化对小额信贷业务的影响在多大程度上依赖于账户覆盖(coverage)的中介效应,本文在式(1)和式(2)的基础上进一步构建中介机制模型:

$$coverage_{it} = \delta_1 digit_{it} + \delta_2 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$mcredit_{it} = \varphi_1 digit_{it} + \varphi_2 coverage_{it} + \varphi_3 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$coverage_{it} = \rho_1 digit_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \rho_2 digit_{it} + \rho_3 digit_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \rho_4 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$mcredit_{it} = \theta_1 digit_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \theta_2 digit_{it} + \theta_3 digit_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \theta_4 coverage_{it} + \theta_5 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,式(3)和式(4)为式(1)的中介机制模型,相较于式(1)中系数  $\alpha_1$  所代表的总效应,系数  $\varphi_1$  为数字化对小额信贷的直接效应。式(5)和式(6)为式(2)的中介机制模型,数字化三个区间的总效应系数分别为  $(\beta_1 + \beta_2)$ 、 $\beta_2$ 、 $(\beta_2 + \beta_3)$ ,而直接效应系数分别为  $(\theta_1 + \theta_2)$ 、 $\theta_2$ 、 $(\theta_2 + \theta_3)$ 。

## 四、实证分析

### (一)线性关系及影响机制分析

本文首先基于式(1)分析是否存在数字化促进小额信贷的线性作用,具体结果如表2所示。其中,(1)列为基准线性关系回归结果,数字化程度(digit)的系数为-0.084且在1%水平上显著,表明普惠金融

数字化对小额信贷业务影响的总效应为负。(2)列为中介变量账户覆盖与解释变量数字化程度的线性回归结果,数字化程度(digit)的回归系数为0.108且在1%水平上显著,表明普惠金融的数字化能促进账户覆盖率的提升。(3)列为将中介变量账户覆盖与解释变量数字化程度纳入同一线性模型的回归结果,可知账户覆盖率(coverage)的提高能显著促进小额信贷业务发展,影响系数为0.231,但数字化(digit)对小额信贷业务的直接影响为负,系数为-0.109,且均在1%水平上显著。

上述结果表明,普惠金融数字化程度的提升不利于小额信贷业务的发展,但可以通过账户覆盖的正向中介效应,在一定程度上缓解数字化的直接不利影响。线性基准模型的分析无法充分支持研究假设H1,这与多数研究认可的数字化积极影响不相符。因此,本文进一步考察非线性关系的存在,进行面板门槛模型的回归分析。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	mcredit	coverage	mcredit
digit	-0.084*** (0.016)	0.108*** (0.014)	-0.109*** (0.016)
coverage			0.231*** (0.069)
gdppc	0.116*** (0.017)	0.119*** (0.025)	0.088*** (0.015)
urban	3.856*** (0.805)	6.487*** (1.082)	2.360** (0.916)
mobileuser	-0.080** (0.038)	0.095 (0.063)	-0.102*** (0.032)
population	-2.028* (1.033)	-1.620 (1.399)	-1.654** (0.720)
consumption	0.470*** (0.071)	0.739*** (0.084)	0.300*** (0.074)
education	-0.315*** (0.097)	-0.575*** (0.155)	-0.182** (0.076)
m2_gdp	1.334*** (0.158)	0.620*** (0.174)	1.191*** (0.121)
N	310	310	310
R <sup>2</sup>	0.213	0.405	0.293

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号中为稳健标准误。

### (二)门槛特征及影响机制分析

以普惠金融的数字化程度本身作为门槛变量,依次在单一门槛、双重门槛、三重门槛的假设下对式(2)进行估计,采用自举抽样法(Bootstrap)得到表3。

可知仅双重门槛模型在1%显著性水平通过检验,因此,普惠金融数字化对小额信贷业务的影响存在双重门槛,支持了研究假设H2。

进一步地利用似然比估计法对门槛效应的真实性进行检验,得到表4。数字化的两个门槛值分别为217.930和300.840,且处在95%置信区间内。因此,本文的研究样本可依据普惠金融的数字化程度,划分为 $digit \leq 217.930$ 、 $217.930 < digit \leq 300.840$ 、 $digit > 300.840$ 三个区间。

表3 门槛效应检验

门槛变量	假设检验类型	F统计量	P值	临界值		
				1%	5%	10%
digit	单一门槛	259.082	0.276	303.763	287.601	280.402
	双重门槛	67.465***	0.004	59.116	47.981	44.673
	三重门槛	35.297	0.993	94.082	86.569	80.076

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表4 门槛值估计结果

双重门槛模型	门槛估计值	95%置信区间
$\gamma_1$	217.930	[181.650, 224.300]
$\gamma_2$	300.840	[295.070, 301.420]

表5报告了面板门槛模型及其中介机制的回归结果。其中,(1)列结果显示,普惠金融不同的数字化程度对小额信贷业务的影响不同:当普惠金融的数字化程度低于217.930时,能促进小额信贷业务的发展,计算可得数字化程度(digit)影响系数为0.238且在1%水平上显著<sup>④</sup>;当普惠金融的数字化程度处于217.930到300.840之间时,数字化不利于小额信贷业务的发展,数字化程度(digit)的影响系数为-0.056且在1%水平上显著;当普惠金融的数字化程度高于300.840时,数字化对小额信贷业务的不利影响被大幅缓解,计算可得数字化程度(digit)的影响系数仅为-0.007,联合检验结果不显著。由此可见,现有实证研究中普惠金融数字化子维度结果争议较大的原因可能在于其分析对象的数字化程度处于不同区间,因此有必要采用面板门槛模型进行非线性关系的回归分析。

在此基础上,本文还验证了面板门槛模型中是否存在账户覆盖的中介机制,回归结果如表5所示。其中,(1)列为普惠金融的数字化对小额信贷业务影响的总效应。(2)列结果显示:当普惠金融的数

表5 面板门槛模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	mcredit	coverage	mcredit
digit I( $q \leq \gamma_1$ )	0.294*** (0.020)	-0.002 (0.013)	0.295*** (0.020)
digit	-0.056*** (0.019)	0.139*** (0.016)	-0.111*** (0.018)
digit I( $q > \gamma_2$ )	0.049*** (0.006)	-0.053*** (0.007)	0.070*** (0.007)
coverage			0.401*** (0.055)
gdppc	0.087*** (0.016)	0.120*** (0.025)	0.039*** (0.012)
urban	3.817*** (0.791)	6.728*** (1.126)	1.119* (0.619)
mobileuser	-0.217** (0.081)	0.078 (0.064)	-0.248** (0.095)
population	-1.524 (1.137)	-1.680 (1.431)	-0.850 (0.646)
consumption	0.482*** (0.063)	0.789*** (0.089)	0.166*** (0.052)
education	-0.404*** (0.103)	-0.594*** (0.155)	-0.166** (0.076)
m2_gdp	1.250*** (0.152)	0.807*** (0.185)	0.927*** (0.111)
N	310	310	310
R <sup>2</sup>	0.244	0.391	0.479

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号中为稳健标准误。

字化程度低于217.930时,数字化对账户覆盖的影响不显著,说明在数字化促进小额信贷的积极影响区间,不存在账户覆盖的中介效应;当普惠金融的数字化程度高于217.930时,数字化对账户覆盖的影响在1%水平上显著为正,其中,在 $217.930 < digit \leq 300.840$ 区间数字化程度(digit)的影响系数为0.139,在 $digit > 300.840$ 区间其系数计算为0.086,说明在普惠金融的数字化不利于小额信贷发展的区间,存在账户覆盖的中介效应。(3)列为同时加入中介变量账户覆盖和解释变量普惠金融的数字化程度所得的回归结果:(3)列数字化对小额信贷业务影响的直接效应与(1)列总效应在各区间保持了一致的方向,计算可得三个区间数字化程度(digit)的影响系数分别为0.184、-0.111、-0.041,且均在1%水平上显著;中介变量账户覆盖(coverage)的系数为0.401且在1%水平上显著。结合(1)和(2)列结果可知,在普惠金融数字化对小额信贷存在不利影响的区间,数字化的负向总效应远低于其负向直接效应,这主要依赖于

账户覆盖的正向中介机制,账户覆盖缓解了普惠金融数字化对小额信贷的不利影响。

### (三)原因分析

本文实证结果表明,普惠金融的数字化对于小额信贷业务而言是把“双刃剑”。从样本年度均值的数据上看(图1),2011—2020年期间尽管数字普惠金融发展总指数始终呈上升趋势,但其子维度指标数字化程度(digit)和小额信贷业务(mcredit)发展的同步性却较差,在部分区间存在反向变动情况。普惠金融的数字化程度在2011—2015年增长迅速,此后经历了两年的回调,截至2020年数字化指标进一步拓展的空间已比较有限。小额信贷业务属于数字普惠金融使用深度维度下的二级指标,在普惠金融数字化发展最为迅速的2012—2014年期间,小额信贷业务下降,反而在2015—2017年数字化程度的回调期上升,截至2020年仍保持了一定的增长趋势。

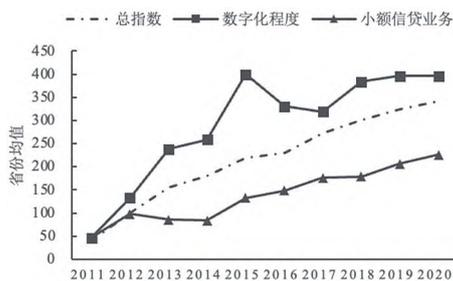


图1 数字化程度与小额信贷业务指数  
数据来源:北京大学数字普惠金融指数(PKU\_DFIC)。

现有关于普惠金融数字化积极效应的理论解释主要围绕金融科技降低交易成本、缓解信息不对称和提高交易效率等展开<sup>[4]</sup>。本文数字化程度变量下的二级维度指标,比如移动化、实惠化、信用化、便利化等就是基于此构建的。金融科技发展初期存在“赢者通吃”的网络效应,通常能快速占领小额信贷等长尾市场,表现出明显的促进作用,但金融科技更新迅速且存在外溢效应,如不及时创新就会被迅速模仿和赶超。

基于此现象,普惠金融数字化消极影响的理论解释主要围绕竞争替代效应、数字鸿沟、数字化风险等展开。随着数字化技术的发展,融资工具不断丰富、市场竞争加剧并出现大量替代性普惠金融产品,例如传统金融机构的信贷服务等也开始参与长尾市场竞争,形成对新型金融机构小额信贷业务的竞争

替代效应<sup>[22,23]</sup>。而且普惠金融的数字化发展过程中还出现一定的“异化”现象,体现为过度依赖互联网设备连接导致的数字鸿沟,以及技术风险、数据安全风险、法律合规风险、长尾信用风险等一系列风险问题<sup>[13,14]</sup>。在不改变技术、制度等条件化解这些风险的前提下,需求者会主动减少对小额信贷等普惠金融服务的使用。本文的机制检验也显示,提高账户覆盖可以缓解普惠金融数字化的不利影响,间接说明由于既有市场竞争激烈,在出现不利影响时,积极开拓新市场才具有正向效应,而不应单纯提高基于既有技术的数字化程度。

## 五、稳健性检验

### (一)处理内生性问题

在考察普惠金融数字化对小额信贷业务的影响分析中可能存在反向因果、遗漏变量等导致的内生性问题,相关研究常用互联网普及率等作为工具变量进行回归<sup>[27]</sup>,但本文的因变量数据为互联网小额信贷,无法排除其与这些工具变量的相关性。因此,本文主要参考Caner等<sup>[28]</sup>、滕磊等<sup>[29]</sup>处理类似内生性问题的方法,进行差分GMM和系统GMM估计,并与原有结果进行比较。表6(1)列为差分GMM的估计结果,(2)列为系统GMM的估计结果。与主回归结果表5(3)列进行比较,核心变量的符号和显著性都没有变化且系数值变化不大,说明不存在严重的内生性问题,主回归结果稳健。

### (二)剔除直辖市样本

考虑到样本中北京、上海、天津、重庆4个直辖市与其他省份之间,在普惠金融的数字化和小额信贷发展等方面可能存在较大差异。本文剔除样本中的4个直辖市进行稳健性检验,结果如表6(3)列所示,与主回归结果表5(3)列的一致性较高,说明主回归结果稳健。

### (三)增加控制变量

为避免遗漏变量导致的估计偏差,本文参照部分研究中关于特殊时间节点效应的分析<sup>[30]</sup>,考察余额宝产品上线、《推行普惠金融发展规划(2016—2020年)》出台以及新冠肺炎疫情暴发后的外生冲击,设置2013年、2015年、2019年三个年度虚拟变量,得到表6(4)列的结果。与主回归结果表5(3)列进行比较,核心变量的符号和显著性没有变化且系数值变化不大,说明主回归结果稳健。

表6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	mcredit	mcredit	mcredit	mcredit
digit I(q ≤ $\gamma_1$ )	0.231*** (0.048)	0.196*** (0.041)	0.287*** (0.020)	0.231*** (0.017)
digit	-0.157*** (0.039)	-0.185*** (0.039)	-0.120*** (0.017)	-0.184*** (0.029)
digit I(q > $\gamma_2$ )	0.115*** (0.019)	0.141*** (0.011)	0.071*** (0.007)	0.087*** (0.008)
coverage	0.225** (0.108)	0.292*** (0.045)	0.343*** (0.058)	0.651*** (0.066)
L.mcredit	0.216*** (0.067)	0.378*** (0.054)		
yr2013a				-40.050*** (2.507)
yr2015a				-10.928*** (3.698)
yr2019a				-19.243*** (4.196)
其他控制变量	是	是	是	是

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号中为稳健标准误; L.mcredit为因变量的一阶滞后项,年度虚拟变量yr2013a、yr2015a、yr2019a代表将相应年度及以前的时间设为0,之后的年度设为1,其他未列示的控制变量与上文保持一致。

## 六、结论与政策建议

本文在现有线性关系模型的研究基础上构建面板门槛模型,分析普惠金融数字化对小额信贷的非线性影响,得到以下主要结论:第一,线性关系模型仅能体现普惠金融数字化对小额信贷的不利影响,缺乏对现实的解释力,因此,在数字化维度的考察中有必要使用面板门槛回归等非线性关系模型。第二,数字化是把“双刃剑”,普惠金融在较低的数字化水平下能有效促进小额信贷,而当数字化水平发展到一定程度后则会出现消极影响,进一步提高普惠金融的数字化水平能够削弱这种不利影响。第三,在普惠金融数字化对小额信贷产生消极影响的区间,存在账户覆盖的正向中介机制,能够大幅缓解数字化的不利影响。

在此基础上,本文提出以下政策建议:第一,“十四五”规划指出要“稳妥发展金融科技”,普惠金融的数字化进程也应因时因地施策,要精准评估当地普惠金融的数字化水平和发展阶段,不能盲目提高数字化程度,应在数字包容的最优区间稳妥推进普惠金融的数字化进程。第二,出现普惠金融的数字化抑制小额信贷现象时,可以利用账户覆盖的中介

道跨越数字化门槛,例如,通过数字化金融平台与传统银行等领域的连通提高账户覆盖广度,进而促进普惠金融发展。第三,普惠金融数字化程度饱和问题的核心在于创新不足,过于依赖现有的移动终端、二维码支付、消费信用免押等相对成熟的领域,缺乏进一步地拓展和开发,因此,从长期来看,突破现有普惠金融数字化的瓶颈需要进一步创新。■

## 注释

① 数字金融、金融科技的研究常用北京大学研究团队编制的数字普惠金融指数<sup>[9]</sup>作为代理变量,因此相关结论对本文数字普惠金融主题同样有参考价值,文中引用的我国数字金融、金融科技相关研究均属此类。

② 选用学校数作为教育水平(education)的代理变量。学校数为各省2011—2020年普通高等学校数、普通高中国家数、中等职业学校数、初中学校数、普通小学学校数的总和。金融深度(m2\_gdp)为仅随时间变动的年度变量。为避免数量级差别过于悬殊,对控制变量的原始数据进行单位调整。表1为调整后的结果。

③ 为表述简便,设定式(2)为双重门槛模型,其他单一或多门槛模型可在此基础上推导,具体估计过程将根据门槛个数相应调整模型。

④ 计算公式为 $(\beta_1 + \beta_2)$ ,详见模型设定式(2)、式(5)、式(6);显著性水平根据约束条件的联合检验得到,即在表5(1)列基础上进行 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ 的联合假设检验。篇幅所限,具体结果略(后同)。

## [参考文献]

- [1] CGAP. Building Inclusive Financial Systems: Donor Guidelines on Good Practice in Microfinance[R]. Washington D.C.: Consultative Group to Assist the Poor, 2004.
- [2] 王曙光,王东宾.双重二元金融结构、农户信贷需求与农村金融改革:基于11省14县市的田野调查[J].财贸经济,2011(5):38-44+136.
- [3] HUANG Y, WANG X. Building an Efficient Financial System in China: A Need for Stronger Market Discipline[J]. Asian Economic Policy Review, 2017(12):188-205.
- [4] 黄益平.数字普惠金融的机会与风险[J].新金融,2017(8):4-7.
- [5] 胡滨.数字普惠金融的价值[J].中国金融,2016(22):58-59.
- [6] ALLEN F, DEMIRGUC-KUNT A, KLAPPER L, et al. The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 2016, 27: 1-30.
- [7] BECK T, PAMUK H, RAMRATTAN R, et al. Payment Instruments, Finance and Development[J]. Journal of Development Economics, 2018, 133: 162-186.
- [8] 邱泽奇,张树沁,刘世定,等.从数字鸿沟到红利差异:互联网资本的视角[J].中国社会科学,2016(10):93-115+203-204.
- [9] 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(4):1401-1418.
- [10] 郭峰,熊云军.中国数字普惠金融的测度及其影响研究:一个文献综述[J].金融评论,2021(6):12-23+117-118.

(下转第49页)

- [11] 何宗樾,宋旭光.数字金融发展如何影响居民消费[J].财贸经济,2020(8):65-79.
- [12] 梁榜,张建华.中国普惠金融创新能否缓解中小企业的融资约束[J].中国科技论坛,2018(11):94-105.
- [13] 陈春华,曹伟,曹雅楠,等.数字金融发展与企业“脱虚向实”[J].财经研究,2021(9):78-92.
- [14] 万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1):71-83.
- [15] 董小红,周雅茹,戴德明.或有事项信息披露影响企业违约风险吗?[J].现代财经(天津财经大学学报),2020(11):37-52.
- [16] YANG L, ZHANG Y. Digital Financial Inclusion and Sustainable Growth of Small and Micro Enterprises—Evidence Based on China's New Third Board Market Listed Companies [J]. Sustainability, 2020, 12(9): 1-21.
- [17] 吴庆田,王倩.普惠金融发展质量与中小企业融资效率[J].金融与经济,2020(9):37-43+67.
- [18] 杜善重.数字金融的公司治理效应:基于非家族股东治理视角[J].财贸经济,2022(2):68-82.
- [19] LUO S, ZHANG Y, ZHOU G. Financial Structure and Financing Constraints: Evidence on Small- and Medium- Sized Enterprises in China[J]. Sustainability, 2018, 10(6):1774.
- [20] 郎香香,张朦朦,王佳宁.数字普惠金融、融资约束与中小企业创新:基于新三板企业数据的研究[J].南方金融,2021(11):13-25.
- [21] 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(8):71-86.
- [22] FUSTER A, PLOSSER M, SCHNABLI P, et al. The Role of Technology in Mortgage Lending[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1854-1899.
- [23] ZHANG L, ALTMAN E I, YEN J. Corporate Financial Distress Diagnosis Model and Application in Credit Rating for Listing Firms in China[J]. Frontiers of Computer Science in China, 2010, 4(2): 220-236.
- [24] 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(4):1401-1418.
- [25] 任晓怡.数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J].现代经济探讨,2020(10):65-75.
- [26] 唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66+9.
- [27] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [28] 杨君,肖明月,吕品.数字普惠金融促进了小微企业技术创新吗?基于中国小微企业调查(CMES)数据的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2021(4):119-131+160.
- [29] 张靖,肖翔,李晓月.环境不确定性、企业社会责任与债务违约风险:基于中国A股上市公司的经验研究[J].经济经纬,2018(5):136-142.

(责任编辑:GW / 校对:XY)

(上接第30页)

- [11] 粟勤,魏星.金融科技金融包容效应与创新驱动路径[J].理论探索,2017(5):91-97+103.
- [12] 张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J].经济问题探索,2018(10):122-129.
- [13] 董玉峰,赵晓明.负责任的数字普惠金融:缘起、内涵与构建[J].南方金融,2018(1):50-56.
- [14] 周天芸,陈铭翔.数字渗透、金融普惠与家庭财富增长[J].财经研究,2021(7):33-47.
- [15] 邱兆祥,向晓建.数字普惠金融发展中所面临的问题及对策研究[J].金融理论与实践,2018(1):5-9.
- [16] 刘锦怡,刘纯阳.数字普惠金融的农村减贫效应:效果与机制[J].财经论丛,2020(1):43-53.
- [17] LI J, WU Y, XIAO J J. The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2020, 86: 317-326.
- [18] 盛天翔,朱政廷,李玮雯.金融科技与银行小微企业信贷供给:基于贷款技术视角[J].管理科学,2020(6):30-40.
- [19] 周利,廖婧琳,张浩.数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓:来自中国家庭调查的微观证据[J].经济科学,2021(1):145-157.
- [20] 何剑,魏涛,倪超军.数字金融何以纾解中小企业融资之困?[J].武汉金融,2021(3):29-36+45.
- [21] 傅秋子,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.
- [22] 温博慧,刘雨菲,程朋媛.数字金融对传统银行小微贷款影响的空间效应:基于非平衡空间计量模型的实证检验[J].国际金融研究,2022(3):45-55.
- [23] 罗煜,崔书言,旷纯.数字化与商业银行经营转型:基于传统业务结构变迁视角[J].国际金融研究,2022(5):34-44.
- [24] 李牧辰,封思贤,谢星.数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020(3):132-145.
- [25] 尹应凯,彭兴越.数字化基础、金融科技与经济发展[J].学术论坛,2020(2):109-119.
- [26] 聂秀华,江萍,郑晓佳,等.数字金融与区域技术创新水平研究[J].金融研究,2021(3):132-150.
- [27] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018(4):1557-1580.
- [28] CANER M, HANSEN B E. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model[J]. Econometric Theory, 2004, 20: 813-843.
- [29] 滕磊,马德功.数字金融能够促进高质量发展吗?[J].统计研究,2020(11):80-92.
- [30] 段永琴,何伦志.数字金融与银行贷款利率定价市场化[J].金融经济研究,2021(2):18-33.

(责任编辑:GW / 校对:XY)