

数字普惠金融发展影响农村商业银行 涉农贷款的投放吗？

——基于278家农村商业银行的实证研究

张正平^{a,b}, 李冉^a

(北京工商大学 a. 经济学院; b. 数字金融研究中心, 北京 100048)

摘要:近些年来,以蚂蚁金服等为代表的数字普惠金融在农村市场迅猛发展,已经成为农村商业银行重要的竞争对手,进而可能影响其贷款行为,但学界对这种现象研究不多。为此,利用278家农村商业银行2014—2019年的财务数据与北京大学发布的“数字普惠金融指数”匹配,实证检验了数字普惠金融发展对农村商业银行涉农贷款投放的影响及其异质性。研究发现:第一,数字普惠金融发展显著降低了农村商业银行涉农贷款的投放水平;第二,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度对农村商业银行涉农贷款投放具有显著的抑制作用,但数字化程度的抑制作用不显著;第三,数字普惠金融发展对盈利水平较低、流动性水平较低、“胡焕庸线”西侧区域以及市场化程度较低地区的农村商业银行涉农贷款投放的抑制作用更强。上述实证结论对农村数字普惠金融的发展以及农村商业银行的创新发展均具有重要的启示。

关键词:数字普惠金融;农村商业银行;涉农贷款投放

中图分类号:F832.5 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-0098(2022)01-0003-12

一、引言

2003年6月27日,国务院颁布《深化农村信用社改革试点方案》,提出了农村信用社要更好地服务“三农”,并实现商业可持续的双重目标(周月书和彭媛媛,2017)^[1]。农村商业银行(简称“农商行”)是农村信用社股份制改革的产物,尽管改革后的农商行具备商业化性质,但其服务“三农”的使命并没有改变(肖斌卿等,2017)^[2]。作为服务“三农”的主力军,农商行一直深耕农村市场,致力于打通“农村金融服务最后一公里”。涉农贷款的增加不仅有利于“三农”问题的解决,还有利于乡村振兴战略的实施(周梅和赵德泉,2019)^[3]。然而,现实中农商行正面临着日益严峻的竞争压力:一方面,随着利率市场化的推进,农商行之间的价格竞争日趋激烈,加剧了其信贷风险(田雅群等,2019)^[4];另一方面,随着数字经济的发展,以蚂蚁金服为代表的数字普惠金融在农村市场迅速扩张,与农商行抢夺存款或客户,进而恶化其财务绩效和社会绩效(张正平和江千舟,2018;张正平和黄帆帆,2021)^[5-6]。由此可见,有必要研究数字普惠金融对农商行信贷行为的影响,从而为农商行的应对提供实证依据。

2016年9月,G20杭州峰会首次提出了“数字普惠金融”概念^①,指出数字普惠金融是将一系列新兴技术运用到金融领域的行动,强调运用数字技术切实解决普惠金融“最后一公里”问题(蒋庆正等,2019)^[7]。互联网和大数据技术能够为商业银行收集更多维度的客户信息,人工智能、云计算和区块链等技术则能够集中

^① 需要说明的是,在本文中,笔者将交叉使用互联网金融、数字普惠金融、金融科技等概念,不做严格区分;本文中的数字普惠金融侧重的是以蚂蚁金服等为代表新兴数字金融机构及其业务,从而考察来自农商行外部的数字普惠金融发展带来的影响。

收稿日期:2021-11-25

基金项目:国家自然科学基金项目“乡村振兴战略背景下我国农村数字普惠金融的形成机制及其风险治理研究”(71873011)

作者简介:张正平(1976—),男,湖北武汉人,博士,教授,博士生导师,研究方向为农村金融、数字金融。

化处理海量的数据,描绘出完整的客户画像,从而有效缓解最关键的信息不对称问题(Lapavitsas & Dos Santos, 2008)^[8]。面对金融科技发展所带来的挑战,传统商业银行开始主动运用数字技术开启转型之路,在这个过程中,金融科技主要起到了提升获取客户能力、降低运营成本、强化风险控制以及优化客户服务的作用(张德茂和蒋亮, 2018)^[9]。

在互联网背景下,数字技术的不断发展打破了商业银行在贷款市场上的垄断地位(董玉峰等, 2016)^[10],对商业银行的贷款业务来说,这是一种商业模式的变革与转型(杨明婉和张乐柱, 2019)^[11]。靳玉红(2018)^[12]研究发现,互联网金融的出现激发了互联网金融机构与传统金融机构、传统互联网企业之间的激烈竞争。互联网金融机构依托其优势,将成为农村金融机构强有力的竞争对手,而两者之间的竞争也将蚕食农村金融机构的市场份额,使得农村金融机构的财务绩效下降(刘荣茂和刘永, 2011)^[13]。一方面,互联网金融的服务范围逐渐渗透到商业银行的业务领域,这对银行的贷款业务等造成了强烈冲击;另一方面,商业银行也在积极运用金融科技,将银行的营销、信贷等传统业务与物联网、大数据等技术相结合,不断提升自身的综合竞争力(唐也然, 2021)^[14]。那么,面对数字普惠金融发展带来的竞争,农商行会降低涉农贷款投放力度吗?这种影响是否存在异质性?这正是本文所要研究的问题。

为此,利用 2014—2019 年 278 家农商行的非平衡面板数据,实证考察了数字普惠金融对农商行涉农贷款投放的影响及其异质性。本文的边际贡献为:(1)以农商行为研究对象,实证检验了数字普惠金融对农商行涉农贷款投放的影响,进一步丰富了相关文献,从数字普惠金融的角度拓宽了银行贷款投向问题的研究范围;(2)从异质性影响入手,揭示了不同的流动性水平、盈利性水平以及不同区域、不同市场化水平下数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的差异化影响,深化了对二者关系的理解,为农商行的应对提供了实证依据。

本文后续安排如下:第二部分为理论分析与假说提出;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果及其分析;第五部分为内生性及稳健性检验;第六部分为主要结论及其政策启示。

二、理论分析与假说提出

(一)数字普惠金融发展与农商行涉农贷款投放

首先,相对于传统金融,数字金融具有低成本、宽覆盖等优势,能够将其业务扩展到偏远农村地区,有效缓解融资难问题(吕雁琴和赵斌, 2020)^[15],数字技术的发展虽然为银行获取、处理及应用信用数据提供了技术支持,但应运而生的互联网金融平台也进一步强化了贷款市场的竞争水平(孙旭然等, 2020)^[16]。正如 Beck(2001)^[17]所指出的,随着数字金融的快速发展,互联网金融平台进入市场,威胁着传统银行的发展,对银行经营方面产生的负向影响大于正向影响。其次,由于数字普惠金融的提出时间较晚、发展时间相对较短,现阶段农商行借助数字技术完善内部管理及操作流程的效果尚未达到最优,特别是对于中小银行来说,虽然有其固有的经营市场,但相比于互联网金融平台较为明显的竞争优势,部分客户的流失问题已毋庸置疑,从而不利于其涉农贷款的发放。最后,面对数字普惠金融快速发展带来的冲击,农商行出于对经营业绩的担心会产生“恐惧心理”,更易于向富裕客户提供服务,以提升经营绩效(张正平和江千舟, 2018)^[5],由此出现了明显的“目标偏移”现象。纪森和李宏瑾(2019)^[18]认为,部分中小银行过分追求做大做强,在跨区经营的同时更倾向于为大型优质客户服务,偏离了服务本地、小微和“三农”的业务本源,造成支农性不足。由此,本文提出了第一个假设:

H1:数字普惠金融发展降低了农商行涉农贷款的投放水平。

根据北京大学发布的“数字普惠金融指数”评价体系,该指数由覆盖广度、使用深度、数字化程度三个二级指标构成,为剖析数字普惠金融的结构效应提供了依据(汪亚楠等, 2020)^[19]。其中,覆盖广度降低了客户的准入门槛,在一定程度上满足了低收入群体的需求(冯永琦和蔡嘉慧, 2021)^[20],覆盖广度的增加体现为电子账户覆盖率的提升,直接展现了互联网金融平台对传统农商行的竞争作用;使用深度涵盖支付业务、货币基金业务和信贷业务等,内涵是数字金融服务的有效需求(钱海章等, 2020)^[21],使用深度的发展实现了商业模式的创新与融合,降低了低收入群体的准入门槛及服务成本(翟华云和刘易斯, 2021)^[22],同时进一步提高了金融服务的触达性,通过场景带入提供有针对性的金融服务,满足了低收入群体的金融需求(李牧辰等, 2020)^[23];数字化程度是互联网技术的集中体现,强调的是金融服务的便利性和低成本,这些优势使得数字

普惠金融能够以便利的方式和较低的成本惠及原本得不到正规金融服务的人(黄凯南和郝祥如,2021)^[24]。总之,数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度的提升均不利于农商行涉农贷款的投放。由此,本文提出第二个假设:

H2:数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度均降低了农商行涉农贷款的投放水平。

(二)数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的异质性影响

随着中国经济步入新常态,银行业呈现出多元化的发展趋势,银行间的经营差异也日趋明显,盈利能力、流动性和资本状况等方面的差异可能使其在面临环境变化时采取不同的信贷行为(孙焱林等,2017)^[25]。因此,有必要关注数字普惠金融的发展对农商行涉农贷款投放可能存在的异质性影响。

1. 微观特征的异质性影响。盈利性是商业银行经营活动的最终目标,这要求商业银行经营管理者合理配置资源,尽可能追求利润最大化,实现效率最优化(周月书和彭媛媛,2017)^[1]。首先,银行盈利的大小会直接影响到银行的信誉和实力,盈利能力较强的银行也更易于发放贷款(彭俞超和彭丹丹,2018)^[26]。其次,银行是经营风险的特殊企业,其实力越强,抵御风险的能力越强,管理体系、风险控制也更为成熟化(陈红和葛恒楠,2017)^[27]。因此,相较于盈利性较弱的银行,盈利性较强的银行更不容易受到数字普惠金融发展的冲击,使得其涉农贷款投放的幅度较小。由此,本文提出了第三个假设:

H3:数字普惠金融发展对盈利水平较低的农商行涉农贷款投放的抑制作用更强。

从银行的流动性来看,农商行的流动性紧张状况会对涉农贷款业务产生较大影响(彭江波等,2011)^[28]。首先,农商行主要服务于“三农”,发放的涉农贷款一般具有期限较短、流动性较高、借款人集中的特点,同时存贷比远低于其他商业银行,而独立核算的法人机构必须有充足的“头寸”来满足资金流动性的需求,所以当农商行面临资金流动性短缺的情况时只能压缩贷款规模(龚欣阳等,2021)^[29],从而使得涉农贷款的投放水平减少。其次,较高的流动性有助于银行化解破产风险,尤其在市场约束机制下,流动性充裕的银行能够更迅速更便捷地获得融资,顺利进行信贷调整(陈红和葛恒楠,2017)^[27]。最后,通过提升流动性水平,有助于优化金融机构的资产负债表,提升其放贷意愿和能力,促进更多金融资源流向经济发展的重点领域、薄弱环节及重大项目(张智富,2020)^[30]。由此,本文提出第四个假设:

H4:数字普惠金融发展对流动性水平较低的农商行涉农贷款投放的抑制作用更强。

2. 宏观因素的异质性影响。区域差异对数字普惠金融与农商行涉农贷款投放之间的影响也不容忽视。谢朝华等(2020)^[31]证实了我国银行的贷款业务存在区域性差异,在未来几年应实施差异化和结构化的政策来改善各地区银行贷款资源的配置。1935年胡焕庸教授提出了著名的“胡焕庸线”,是指以黑龙江瑷珲和云南腾冲为两点确定的一条直线,该直线将中国领土划分为东南和西北两侧区域,东南区域是人口密集区,西北区域的人口则相对稀少(贾康,2015)^[32]。“胡焕庸线”不仅是人口分布和中国地理的分界线,还是社会发展水平的分界线(程广帅和胡锦涛,2021)^[33],这也意味着人口和资源的不均衡分布塑造了农商行涉农贷款的投放水平具有区域差异性的基本事实,“胡焕庸线”东侧区域获得的传统金融资源远远多于西侧区域,也更易于抵御数字普惠金融所带来的冲击。正如刘春志和范尧熔(2015)^[34]所指出的,东部经济发达,银行实力较强,抵御风险的能力也普遍强于中西部地区。北京大学数字金融研究中心课题组(2019)^[35]以“胡焕庸线”为东西部地区的划分标准,发现数字普惠金融指数第一、第二梯队基本处于“胡焕庸线”以东,而西部区域仍然有较大的发展空间。尤其在一些贫困地区,互联网的覆盖率比较低,农业基础数据资源体系建设还不完善,数据获取能力也较弱,使得互联网金融平台的冲击体现得更为明显。由此,本文提出第五个假设:

H5:在“胡焕庸线”西侧地区,数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的抑制作用更强。

与中西部地区相比,东部地区市场化程度较高,监督机制较为完善(何婧和何广文,2015)^[36],较高的市场化程度表明政府对市场的干预较少,同时还意味着良好的信用和法治环境(乔海曙和黄荐轩,2019)^[37],这都有利于银行发展和运用金融科技,从而有利于涉农贷款的投放。而当市场化程度较低时,政府干预程度较强,政府官员出于晋升的目的(何杨和王蔚,2015)^[38],会干预银行的信贷资金配置,从而扭曲银行信贷行为导致信贷资金低效率(郭敏和段艺璇,2019)^[39]。马树才等(2020)^[40]研究发现,政府干预行为会挤出企业信贷融资,特别是市场化程度较低的西部地区,从而不利于涉农贷款的投放。同时,东部地区的银行具有更强的综合竞争力,更有实力抵御数字普惠金融的冲击。由此,本文提出第六个假设:

H6:在市场化程度较低的地区,数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的抑制作用更强。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选取 2014—2019 年我国 278 家农商行为研究样本,其财务数据来源于各农商行官网以及中国债券信息网披露的年报等,覆盖了全国除港澳台、云南、甘肃、广西、西藏以外的 27 个省份。数字普惠金融发展的数据来自北京大学数字金融研究中心发布的“数字普惠金融指数(2011—2020)”。最终,本文实现了县域层面数字普惠金融指数与农商行微观数据的匹配。此外,人均国内生产总值(GDP)和第一产业产值占比数据来自 EPS 全球统计数据/分析平台。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。文中被解释变量为涉农贷款投放水平。参考王凌飞等(2021)^[41]的做法,使用涉农贷款占比即年末涉农贷款余额与贷款总额之比作为代理变量。通常,涉农贷款占比越大,说明农商行对涉农贷款的投放越多,支农力度越大。

2. 解释变量。数字普惠金融发展水平是本文的核心解释变量。北京大学数字金融研究中心发布的“数字普惠金融指数”遵循了综合性、均衡性、可比性、连续性和可行性等编制原则,可用于衡量中国的数字普惠金融发展水平(李牧辰等,2020)^[23]。参考周利等(2020)^[42]的做法,将数字普惠金融指数作为代理变量,并考察不同维度的数字普惠金融发展的影响。

3. 控制变量。参考相关文献,从宏观和微观两个层面控制了其他影响农商行贷款投向的因素。微观控制变量包括农商行的规模、盈利能力、运营效率、年龄、负债水平、公司治理等(蒋海和占林生,2020;许坤和苏扬,2016)^[43-44]。宏观控制变量包括农商行所在地区的经济发展水平、产业结构等(孙旭然等,2020;张正平等,2020)^{[16][45]}。

综上,本文变量定义如表 1 所示:

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	代理变量(符号)	变量的计算方法
被解释变量	涉农贷款投放水平	涉农贷款占比(AL)	涉农贷款余额/贷款总额
解释变量	数字普惠金融发展水平	数字普惠金融发展总指数(DIFI)	农商行所在地的数字普惠金融指数
		数字普惠金融覆盖广度(CSF)	农信机构所在地的数字普惠金融二级维度子指数
		数字普惠金融使用深度(UD)	农信机构所在地的数字普惠金融二级维度子指数
		数字普惠金融数字化程度(DD)	农信机构所在地的数字普惠金融二级维度子指数
	盈利能力	资产利润率(ROA)	净利润/资产总额
	运营效率	总资产周转率(TOTC)	营业收入/总资产
	银行规模	资产规模(CAP)	资产总额的自然对数
	安全水平	资本充足率(CAR)	年末资本充足率水平
	负债水平	资产负债率(CS)	负债总额/资产总额
控制变量	信贷风险	不良贷款率(NNPL)	不良贷款/贷款总额
	流动性	流动比率(CR)	流动资产/流动负债
	银行年龄	成立年限(AGE)	信息披露年份 - 成立时间 + 1
	公司治理	独立董事(IB)	农商行独立董事人数/董事会人数
	地区经济发展水平	人均 GDP(GDP)	农商行所在地的人均 GDP
	产业结构	第一产业产值占比(PIR)	农商行所在地第一产业产值/农商行所在地 GDP 总额
其他变量	地区变量	地区虚拟变量(HHY)	将“胡焕庸线”西部地区赋值为 0,东部地区赋值为 1
	市场化水平	市场化程度(MAR)	《中国分省份市场化指数报告(2018)》中“政府与市场间关系”指数

(三) 模型构建

为验证数字普惠金融发展水平与农商行涉农贷款投放之间的影响关系,参考邱晗等(2018)^[46]的做法,构建如下多元回归模型:

$$AL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIFI_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $AL_{i,t}$ 表示涉农贷款投放水平, $DIFI_{i,t}$ 表示数字普惠金融发展水平, $X_{i,t}$ 表示其他微观控制变量和宏观控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差项。

四、实证结果及其分析

(一)描述性统计分析

表2报告了样本各变量的描述性统计结果。由表2可知,核心解释变量数字普惠金融发展水平的最小值为12.26,最大值为321.65,标准差为58.96,说明各样本农商行所在地区的数字普惠金融发展水平存在较大差异;被解释变量涉农贷款占比的最大值为100%,最小值为0.88%,标准差为29.35%,可见农商行间的涉农贷款投放水平差异不容忽视;流动比率、独立董事比率、资产利润率、总资产利润率、资本充足率、资产负债率、不良贷款率、人均GDP、第一产业产值占比等宏微观控制变量均有较大变动,符合计量回归的需要。

表2 变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	中值
涉农贷款占比(%)	795	65.9169	29.3501	0.8777	100	75.2563
数字普惠金融发展水平	1550	121.1534	58.9576	12.2600	321.6457	104.1916
数字普惠金融覆盖广度	1550	113.8267	56.4651	7.2700	310.4158	93.2721
数字普惠金融使用深度	1550	132.5605	59.0951	4.5400	331.9577	122.7630
数字普惠金融数字化程度	1550	124.6230	79.2605	1.0400	402.4998	107.0409
资产利润率(%)	1032	1.0392	0.5019	0.0100	3.5700	0.9814
总资产周转率(%)	926	4.3246	2.9125	0.2835	58.5190	4.1003
资产规模	1249	5.2176	1.3067	2.1211	9.2396	5.0488
资本充足率(%)	1150	13.9039	2.8518	0.0550	25.8410	13.6250
资产负债率(%)	1164	91.9113	3.5401	47.0597	123.1598	92.2117
不良贷款率(%)	1162	2.9084	2.5091	0.2900	27.7060	2.2900
流动比率(%)	1094	54.7845	25.8815	0	252.1200	51.0300
成立年限(年)	1642	6.4720	4.8938	0	31	6
独立董事比率(%)	843	17.4105	8.7440	6.6667	60	15.3846
人均GDP	1021	5.6728	3.9583	0.5922	32.9029	4.4714
第一产业产值占比(%)	1474	13.0690	8.1634	0.3003	51.9967	12.8153
地区虚拟变量	1668	0.9640	0.1863	0	1	1
市场化程度	1668	6.0735	1.2242	2.1514	8.7423	6.3100

(二)基准回归结果及分析

由于本文样本数据的年份数量小于个体数量,属于非平衡的短面板,因此单位根检验可省略。经过相关性检验,大部分变量之间的相关系数小于0.5,因此不存在严重的多重共线性问题。在估计方法的选择方面,GMM估计方法包括差分GMM和系统GMM两种形式,但差分GMM无法估计不随时间变化的变量的系数,而且还容易出现弱工具变量问题,而系统GMM可以克服这一局限,提高估计的效率(贺健和张红梅,2020)^[47]。因此,采用系统GMM方法进行估计。

1. 数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的影响。表3报告了数字普惠金融发展影响农商行涉农贷款投放的回归结果。在回归(1)中,数字普惠金融发展水平对涉农贷款投放水平的边际影响为-0.0327,在5%的水平上显著为负,说明数字普惠金融的发展降低了农商行对涉农贷款的投放。具体来说,数字普惠金融发展水平每上升一个单位,涉农贷款投放水平下降3.27%。其可能的原因是,随着数字普惠金融的快速发展,应运而生的互联网金融平台凭借低成本、方便快捷等优势必将会抢夺农商行的部分客户,从而不利于农商行涉农贷款的发放。上述结论与张正平和黄帆帆(2020)^[6]的研究一致。由此,假说1得到了支持。

其中,大部分控制变量的符号都符合预期,但值得注意的是,资产利润率对农商行涉农贷款的投放有着显著的负向影响,可能的原因是,为了实现更大的利润,农商行更易于向富裕客户提供服务,可能存在明显的

“目标偏移”现象,导致涉农贷款的投放减少(周月书和彭媛媛,2017)^[1]。另外,当银行面临较严重的流动性风险时,可能会陷入财务危机,从而对贷款增长产生抑制作用(杨柳等,2020)^[48]。虽然常数项在统计上不显著,但按照伍德里奇的观点,仍将其保留在模型中(孙建等,2009)^[49]。

具体来看,不同维度的数字普惠金融对农商行涉农贷款投放存在明显的差异,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度对农商行涉农贷款投放具有显著的抑制作用,但是数字化程度的抑制作用不显著。可能的原因是:第一,覆盖广度的拓展,体现为互联网支付账号及其绑定的银行账户数的增加,表明基于互联网的新金融模式打破了原有的限制,为更多的人提供了良好的金融环境,有利于贫困人群获得网络贷款,从而挤占了农商行的市场份额;第二,使用深度涵盖了信贷、保险、征信等服务,使用深度的增加对农商行的各类业务都产生了强大的竞争压力,从而不利于其涉农贷款的投放;第三,我国金融正处于向数字金融转型的过渡期,总体来看,当前的数字化程度仍有待提高,因此数字化程度的抑制作用尚不显著(汪亚楠等,2020)^[19]。由此,假说2得到了部分支持。

表3 不同维度的数字普惠金融发展对农商行贷款投放的影响

变量	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)
数字普惠金融发展水平(DIFI)	-0.0327** (0.0160)			
数字普惠金融覆盖广度(CSF)		-0.0458*** (0.0144)		
数字普惠金融使用深度(UD)			-0.0262** (0.0110)	
数字普惠金融数字化程度(DD)				-0.0115 (0.0160)
资产利润率(ROA)	-7.7468*** (2.5143)	-7.0031*** (2.6923)	-6.2686*** (2.0424)	-6.6747** (2.9450)
总资产周转率(TOTC)	2.7735*** (0.4466)	2.1321*** (0.5571)	1.8565*** (0.5557)	1.9684*** (0.6472)
资产规模(CAP)	-3.7950** (1.8102)	-4.3950** (1.8552)	-4.3428** (2.0770)	-8.8312*** (1.5959)
资本充足率(CAR)	0.7314*** (0.2634)	0.9737*** (0.2693)	0.5436*** (0.1955)	0.9765*** (0.2775)
资产负债率(CS)	0.0401 (0.2013)	0.0435 (0.2122)	-0.1022 (0.2154)	-0.1747 (0.1798)
不良贷款率(NNPL)	-2.7564*** (0.4845)	-2.3846*** (0.4579)	-2.4959*** (0.4084)	-3.6171*** (0.4885)
流动比率(CR)	-0.0829*** (0.0225)	-0.0547*** (0.0203)	-0.0742*** (0.0187)	-0.0933*** (0.0193)
成立年限(AGE)	-0.4971* (0.2874)	-0.5830* (0.3264)	-0.2648 (0.2435)	-0.1618 (0.3697)
独立董事比例(IB)	0.0631 (0.0741)	0.1404** (0.0551)	0.0970 (0.0592)	0.1589** (0.0699)
人均GDP(GDP)	0.9581** (0.3824)	1.0814*** (0.3926)	1.0827*** (0.3300)	0.4634 (0.4299)
第一产业产值占比(PIR)	0.2524* (0.1479)	0.2097 (0.1453)	0.1850 (0.1387)	0.0836 (0.1846)
常数项(C)	28.2497 (22.5016)	29.3396 (23.2157)	41.4490 (25.8795)	81.2316*** (18.5804)
观测值	188	188	188	188
AR(2)	0.9396	0.8443	0.9452	0.8827
Sargan 检验	0.4246	0.5049	0.4301	0.3808

注: *、**、*** 分别表示在估计结果在 10%、5%、1% 的统计水平上显著,括号内数值为标准误。下同。

2. 数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的异质性影响。参考沈悦和马续涛(2017)^[50]的思路,引入数字普惠金融发展水平与相关因素的交乘项进行回归,以考察数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的异质性影响。

(1) 农商行微观特征的异质性影响。由交互项系数结果可知,数字普惠金融发展水平×资产利润率和

数字普惠金融发展水平 \times 流动比率的估计系数显著为正,这说明,数字普惠金融的发展对盈利水平高、流动性好的农商行的涉农贷款投放的负面影响要弱一些。

可能的原因是,一方面,虽然互联网金融企业的金融科技发展会在一定程度上加大信贷业务的竞争性,迫使银行提升自身的风险承担水平,但因实力较强的银行自身的金融科技发展带来的风控水平提高吸纳了这部分影响,因此受到来自互联网金融企业的冲击较小(唐也然,2021)^[14];另一方面,流动性强的银行“无损失变现”能力更突出,可以迅速将流动性资产变现以支持业务发展(索彦峰和陈继明,2008)^[51],提升其放贷意愿和能力,同时较高的流动性有助于银行化解破产风险,更易于应对互联网金融平台的竞争压力,使得涉农贷款投放的降低幅度减小。由此,假说3和假说4得到了支持。

(2)农商行宏观因素的异质性影响。由交互项系数结果可知,数字普惠金融发展水平 \times 地区虚拟变量和数字普惠金融发展水平 \times 市场化程度的估计系数显著为正,这说明,数字普惠金融发展对“胡焕庸线”东侧区域、市场化程度较高地区的农商行涉农贷款投放的负面影响要弱一些。可能的原因是,这类银行大多实力较强,拥有较为完备的基础设施和风控系统,更易于抵御互联网金融平台的冲击。由此,假说5和假说6得到了支持。

表4 数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的异质性影响

变量	回归(5)	回归(6)	回归(7)	回归(8)
数字普惠金融发展水平 (DIFI)	-0.1290*** (0.0418)	-0.0695*** (0.0212)	-0.1715** (0.0715)	-0.1222*** (0.0420)
数字普惠金融发展水平 \times 资产利润率 (DIFI \times ROA)	0.1033*** (0.0383)			
数字普惠金融发展水平 \times 流动比率 (DIFI \times CR)		0.0006** (0.0003)		
数字普惠金融发展水平 \times 地区虚拟变量 (DIFI \times HHY)			0.1499** (0.0693)	
数字普惠金融发展水平 \times 市场化程度 (DIFI \times MAR)				0.0155** (0.0071)
资产利润率 (ROA)	-24.1572*** (6.5862)	-8.0513*** (2.2285)	-2.6279 (2.0694)	-8.5431*** (1.8711)
总资产周转率 (TOTC)	2.7008*** (0.4361)	2.9218*** (0.4361)	2.6108*** (0.4171)	3.1775*** (0.3771)
资产规模 (CAP)	-2.4395 (2.2022)	-4.7556*** (1.8100)	-3.4254 (2.4156)	-3.6553** (1.5883)
资本充足率 (CAR)	0.4272 (0.2620)	0.7576*** (0.2000)	0.4131* (0.2184)	0.9117*** (0.1778)
资产负债率 (CS)	0.0379 (0.2102)	-0.0465 (0.1927)	-0.0344 (0.1476)	0.1140 (0.1844)
不良贷款率 (NNPL)	-3.3468*** (0.5727)	-2.7994*** (0.3612)	-3.5223*** (0.4831)	-3.3628*** (0.4007)
流动比率 (CR)	-0.0694** (0.0272)	-0.1816*** (0.0359)	-0.1035*** (0.0224)	-0.0716*** (0.0260)
成立年限 (AGE)	-0.5237 (0.3718)	-0.5677** (0.2239)	0.1325 (0.1959)	-0.9253*** (0.3483)
独立董事比例 (IB)	0.1111 (0.0821)	0.0633 (0.0658)	0.2026** (0.1026)	0.1585** (0.0803)
人均GDP (GDP)	0.5293 (0.4292)	0.8938*** (0.3117)	-0.0681 (0.4494)	0.1482 (0.3890)
第一产业产值占比 (PIR)	0.0776 (0.1631)	0.2115* (0.1244)	0.2640 (0.1776)	0.2108 (0.1480)
地区虚拟变量 (HHY)			-80.7494*** (22.0964)	
市场化程度 (MAR)				-5.9580*** (1.2983)

变量	回归(5)	回归(6)	回归(7)	回归(8)
常数项 (C)	42.0886 * (24.6636)	50.6336 * * (21.5773)	120.6858 * * * (29.2526)	66.1771 * * * (18.0743)
观测值	188	188	188	188
AR(2)	0.9777	0.9035	0.5607	0.5729
Sargan 检验	0.7946	0.6778	0.1292	0.6896

五、内生性及稳健性检验

(一) 内生性检验

参考肖远飞和张柯扬(2020)^[52]的做法,笔者在回归模型中引入数字普惠金融发展水平(DIFI)的一阶滞后项作为工具变量,并运用广义矩估计方法进行估计,以缓解可能存在的内生性问题。如表5所示,AR(2)检验的P值大于0.1,表明设定的回归模型中扰动项的差分不存在二阶序列相关,同时Sargan检验的P值大于0.1,这表明本文将滞后一阶的数字普惠金融发展水平作为工具变量是有效的。

表5 内生性检验

变量	回归(9)
数字普惠金融发展水平一阶滞后项 (L. DIFI)	-0.0454 * * * (0.0160)
资产利润率 (ROA)	-6.5309 * * (3.1537)
总资产周转率 (TOTC)	1.3348 * * (0.5319)
资产规模 (CAP)	-11.6950 * * * (2.4099)
资本充足率 (CAR)	0.8624 * * * (0.3026)
资产负债率 (CS)	0.0139 (0.1899)
不良贷款率 (NNPL)	-3.2034 * * * (0.5210)
流动比率 (CR)	-0.1027 * * * (0.0233)
成立年限 (AGE)	0.4758 (0.3499)
独立董事比例 (IB)	0.0788 (0.0558)
人均GDP (GDP)	0.6205 (0.4843)
第一产业产值占比 (PIR)	0.1775 (0.1914)
常数项 (C)	83.4422 * * * (24.4624)
观测值	187
AR(2)	0.6912
Sargan 检验	0.3276

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。为检验数字普惠金融的发展对农商行涉农贷款投放影响的稳健性,参考张正平等(2020)^[45]的做法,使用涉农贷款增速和涉农贷款对数值作为涉农贷款占比的代理变量,表6中回归(10)和回归(11)的估计结果显示,数字普惠金融发展水平的系数均在1%的水平上显著为负,与基准回归的结果一致,即数字普惠金融的发展显著降低了农商行对涉农贷款的投放。

2. 改变样本量。为保证结果的稳健性,参考杨竹清和张超林(2021)^[53]的做法,剔除北京、天津、上海和重庆等直辖市的银行样本重新进行回归,如表6中回归(12)所示,数字普惠金融发展水平显著为负,与前文的结论一致,说明基准回归结果具有稳健性。

表6 稳健性检验:替换被解释变量和改变样本量

变量	回归(10)	回归(11)	回归(12)
数字普惠金融发展水平 (DIFI)	-0.1209*** (0.0089)	-0.0874*** (0.0170)	-0.0288* (0.0168)
资产利润率 (ROA)	-5.9850** (2.8200)	-5.5597* (3.0193)	-7.3305*** (2.5787)
总资产周转率 (TOTC)	3.1200*** (0.9439)	3.0356*** (0.6957)	2.6101*** (0.4577)
资产规模 (CAP)	12.6001*** (2.5530)	5.8238 (3.7577)	-5.3165*** (1.8770)
资本充足率 (CAR)	2.2620*** (0.4395)	0.4581 (0.3027)	0.7741*** (0.2708)
资产负债率 (CS)	0.0325 (0.0486)	0.0567 (0.0933)	0.0484 (0.1945)
不良贷款率 (NNPL)	-2.3126*** (0.7467)	0.1171 (0.6375)	-3.0082*** (0.4899)
流动比率 (CR)	-0.2313*** (0.0398)	-0.0421 (0.0367)	-0.0874*** (0.0233)
成立年限 (AGE)	-0.3755 (0.3910)	-0.0117 (0.4184)	-0.4534 (0.3000)
独立董事比例 (IB)	0.2825*** (0.0808)	0.7841*** (0.1559)	0.0812 (0.0708)
人均GDP (GDP)	0.2897 (0.2801)	4.7634*** (0.4147)	0.8460** (0.3993)
第一产业产值占比 (PIR)	0.0639 (0.2819)	0.9422*** (0.3212)	0.2009 (0.1564)
常数项 (C)	-66.4084*** (21.2407)	-84.8036*** (23.8133)	38.1264* (22.3738)
观测值	118	189	186
AR(2)	0.4365	0.2890	0.9122
Sargan 检验	0.5039	0.4344	0.3908

六、主要结论及其政策启示

基于2014—2019年我国278家农商行的非平衡面板数据,本文实证检验了数字普惠金融发展对农商行涉农贷款投放的影响,并从农商行的微观特征(盈利水平及流动性水平)和宏观因素(不同市场化水平和“胡焕庸线”下的不同区域)两个层面进行了异质性影响分析,主要的研究结论有:(1)数字普惠金融发展显著降低了农商业行涉农贷款的投放水平。具体地,数字普惠金融发展水平每上升1个单位,农商行涉农贷款投放水平下降3.27%。(2)数字普惠金融覆盖广度和使用深度对农商行涉农贷款投放具有显著的抑制作用。具体地,数字普惠金融覆盖广度发展水平每上升1个单位,农商行涉农贷款投放水平下降4.56%,而服务深度发展水平每上升1个单位,农商行涉农贷款投放水平下降2.62%,但数字化程度的抑制作用并不显著。(3)数字普惠金融发展对盈利水平较低、流动性水平较低、“胡焕庸线”西侧区域以及市场化程度较低地区的农商行涉农贷款投放的抑制作用更强。具体地,数字普惠金融发展水平与农商行资产利润率、流动比率交互项系数分别为显著的正值0.1033和0.0006,数字普惠金融发展水平与地区虚拟变量、市场化程度交互项系数分别为显著的正值0.1499和0.0155。

上述结论对我国农村数字普惠金融的发展和农商行进一步的改革创新具有重要的启示:

首先,强化“三农”定位,加大数字金融的发展力度。一方面,农商行应从强化服务“三农”意识入手,加强培训和学习,全面深入贯彻落实中共十九大精神和习近平总书记关于服务支持“三农”发展的系列讲话精

神,真正从思想上提升对“三农”服务的重视程度。另一方面,农商行应深刻理解数字技术的特点优势,加大数字金融发展力度,利用数字技术促进经营结构优化和业务流程简化,加快推进业务线上化、产品数字化,有效降低运营成本,提高经营效率。此外,农商行应加强与金融科技公司的合作,引入先进的管理理念和数字技术,推动场景建设,打造线上线下整合的全渠道发展模式,促进农村数字普惠金融的发展。

其次,加强盈利性和流动性管理,增强抗风险能力。第一,农商行应稳步推进多元化经营,在实现服务“三农”目标的同时,密切关注风险的来源结构,积极探索风险控制下的盈利性和流动性管理能力,提升风险控制力。第二,农商行应加强产品创新,加强对客户的挖掘和拓展,推出更有针对性的产品,深度挖掘产品的盈利增长点,以客户体验为基础进行经营,积极巩固现有客户。第三,农商行应强化资产负债综合管理,实现盈利性和流动性的平衡,完善相关内控制度,切实提升农商行的风控水平。

最后,因地制宜实施差异化发展战略,提升机构综合竞争力。一方面,农商行应合理利用当地数字金融资源,尤其是对“胡焕庸线”西侧区域的农商行来说,要结合自身实际情况和地域特点实施差异化发展战略,满足不同类型客户的金融需求,提高自身的综合竞争力。另一方面,农商行应立足地方经济发展情况尤其是市场化程度的不同,推出有针对性的金融服务和信贷产品,坚决落实差异化发展战略,借助数字技术推进业务、流程、产品的转型与重塑,积极应对来自外部的市场竞争。

参考文献:

- [1]周月书,彭媛媛.双重目标如何影响了农村商业银行的风险?[J].中国农村观察,2017(4):102-115.
- [2]肖斌卿,李心丹,颜建晔.商业效率与社会效率:替代还是互补?——基于农村商业银行的面板数据检验[J].复旦学报(社会科学版),2017(5):117-129.
- [3]周梅,赵德泉.乡村振兴视角下的涉农贷款投放效率分析[J].金融发展研究,2019(5):82-86.
- [4]田雅群,何广文,张正平.价格竞争对农村商业银行风险承担的影响研究——基于贷款利率市场化视角[J].农村经济,2019(9):75-84.
- [5]张正平,江千舟.互联网金融发展、市场竞争与农村金融机构绩效[J].农业经济问题,2018(2):50-59.
- [6]张正平,黄帆帆.数字普惠金融的发展影响农信机构的社会绩效吗?——基于2014—2018年非平衡面板数据的实证检验[J].江南大学学报(人文社会科学版),2021(3):5-17.
- [7]蒋庆正,李红,刘香甜.农村数字普惠金融发展水平测度及影响因素研究[J].金融经济研究,2019(4):123-133.
- [8]Lapavistas C., Dos Santos P L. Globalization and Contemporary Banking: On the Impact of New Technology [J]. Contributions to Political Economy, 2008(1):31-56.
- [9]张德茂,蒋亮.金融科技在传统商业银行转型中的赋能作用与路径[J].西南金融,2018(11):13-19.
- [10]董玉峰,刘婷婷,路振家.农村互联网金融的现实需求、困境与建议[J].新金融,2016(11):32-36.
- [11]杨明婉,张乐柱.互联网金融参与如何影响农户正规借贷行为?——基于CHFS数据实证研究[J].云南财经大学学报,2021(2):42-53.
- [12]靳玉红.大数据环境下互联网金融信息安全防范与保障体系研究[J].情报科学,2018(12):134-138.
- [13]刘荣茂,刘永.市场竞争、支农行为与农村信用社经营绩效——基于扬州市域金融的实证研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2011(2):57-62.
- [14]唐也然.商业银行发展金融科技如何影响信贷业务?——基于上市银行年报文本挖掘的证据[J].金融与经济,2021(2):38-44.
- [15]吕雁琴,赵斌.数字金融与农村经济发展研究[J].武汉金融,2020(3):79-84.
- [16]孙旭然,王康仕,王凤荣.金融科技、竞争与银行信贷结构——基于中小企业融资视角[J].山西财经大学学报,2020(6):59-72.
- [17]Beck H. Banking is Essential, Banks Are Not. The Future of Financial Inter-mediation in the Age of the Internet[J]. Netnomics, 2001(1):7-22.

- [18] 纪森,李宏瑾.当前我国中小银行风险成因及政策建议[J].金融理论与实践,2019(12):48-54.
- [19] 汪亚楠,叶欣,许林.数字金融能提振实体经济吗[J].财经科学,2020(3):1-13.
- [20] 冯永琦,蔡嘉慧.数字普惠金融能促进创业水平吗?——基于省际数据和产业结构异质性的分析[J].当代经济科学,2021(1):79-90.
- [21] 钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2020(6):26-46.
- [22] 翟华云,刘易斯.数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J].科技进步与对策,2021(17):116-124.
- [23] 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.
- [24] 黄凯南,郝祥如.数字金融发展对我国城乡居民家庭消费的影响分析——来自中国家庭的微观证据[J].社会科学辑刊,2021(4):110-121+215.
- [25] 孙焱林,王珮琚,黄星.异质性、信贷行为与货币政策——基于引入银行微观特征变量的面板向量自回归模型[J].广西社会科学,2017(6):84-89.
- [26] 彭俞超,彭丹丹.金融业相对盈利性与经济增长——来自121个国家的国际经验[J].国际金融研究,2018(8):23-32.
- [27] 陈红,葛恒楠.银行异质性对货币政策信贷传导效果的影响[J].当代经济研究,2017(1):72-79+97.
- [28] 彭江波,孙军,唐功爽.对当前农信社差别化准备金政策的探讨——以山东省为例[J].金融研究,2011(11):125-138.
- [29] 龚欣阳,朱振,闫妍.农商行资产证券化前景[J].中国金融,2018(8):66-67.
- [30] 张智富.结构性货币政策工具运用效果研究[J].金融与经济,2020(1):4-9.
- [31] 谢朝华,邓亚波,刘玲杉,等.银行信贷影响实体经济增长的区域性差异研究[J].财经理论与实践,2020(3):31-38.
- [32] 贾康.“十三五”时期的供给侧改革[J].国家行政学院学报,2015(6):12-21.
- [33] 程广帅,胡锦涛.信息化、就业增长与人口流动——基于“胡焕庸线”的分析[J].新疆大学学报(哲学·人文社会科学版),2021(5):11-18.
- [34] 刘春志,范尧熔.银行贷款集中与系统性风险——基于中国上市商业银行(2007—2013)的实证研究[J].宏观经济研究,2015(2):94-108.
- [35] 北京大学数字金融研究中心课题组.北京大学数字普惠金融指数(2011—2018年)[R].北京:北京大学数字金融研究中心,2019:35.
- [36] 何婧,何广文.农村商业银行股权结构与其经营风险、经营绩效关系研究[J].农业经济问题,2015(12):65-74+111.
- [37] 乔海曙,黄荐轩.金融科技发展动力指数研究[J].金融论坛,2019(3):64-80.
- [38] 何杨,王蔚.土地财政、官员特征与地方债务膨胀——来自中国省级市政投资的经验证据[J].中央财经大学学报,2015(6):10-19.
- [39] 郭敏,段艺璇.银行信贷行为对政府隐性或有负债的影响[J].山西财经大学学报,2019(10):28-41.
- [40] 马树才,华夏,韩云虹.地方政府债务如何挤出实体企业信贷融资?——来自中国工业企业的微观证据[J].国际金融研究,2020(5):3-13.
- [41] 王凌飞,陈小辉,卢孔标,等.工业废气排放对涉农贷款有溢出效应吗?[J].技术经济,2021(3):64-77.
- [42] 周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020(5):99-108.
- [43] 蒋海,占林生.资本监管、市场竞争与银行贷款结构[J].金融经济研究,2020(1):67-80.

- [44] 许坤, 苏扬. 逆周期资本监管、监管压力与银行信贷研究[J]. 统计研究, 2016(3): 97-105.
- [45] 张正平, 夏海, 毛学峰. 省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响——基于省联社官网信息的文本分析与实证检验[J]. 中国农村经济, 2020(9): 21-40.
- [46] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018(11): 17-29.
- [47] 贺健, 张红梅. 数字普惠金融对经济高质量发展的地区差异影响研究——基于系统 GMM 及门槛效应的检验[J]. 金融理论与实践, 2020(7): 26-32.
- [48] 杨柳, 魏可, 冯源, 等. 银行异质性、金融监管强度与银行信贷扩张——基于 PSTR 模型的实证研究[J]. 上海金融, 2020(6): 19-28.
- [49] 孙建, 吴利萍, 齐建国. 技术引进与自主创新: 替代或互补[J]. 科学学研究, 2009(1): 133-138.
- [50] 沈悦, 马续涛. 政策不确定性、银行异质性与信贷供给[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2017(3): 1-6.
- [51] 索彦峰, 陈继明. 资产规模、资本状况与商业银行资产组合行为——基于中国银行业面板数据的实证分析[J]. 金融研究, 2008(6): 21-36.
- [52] 肖远飞, 张柯扬. 数字普惠金融对城乡居民消费水平的影响——基于省级面板数据[J]. 武汉金融, 2020(11): 61-68.
- [53] 杨竹清, 张超林. 数字普惠金融与银行信用贷款关系研究——基于中国城市数据的实证研究[J]. 当代经济管理, 2021(6): 79-89.

Does the Development of Digital Inclusive Finance Affect the Lending of Agriculture Related Loans by Rural Commercial Banks?

——An Empirical Study Based on 278 Rural Commercial Banks in China

ZHANG Zhengping, LI Ran

(School of Economics/Digital Finance Research Center, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China)

Abstract: In recent years, the digital inclusive finance (DIF) represented by Ant Financial has developed rapidly in the rural market and has become an important competitor of rural commercial banks (RCBs), which may affect their loans behavior, but there is little research on this phenomenon. Therefore, using the financial data of 278 RCBs from 2014 to 2019 to match the “Digital Inclusive Financial Index” issued by Peking University, this paper empirically tests the impact and its heterogeneity of the development of DIF on the agriculture related loans (ARLs) lending of RCBs. It is found that: (1) the development of DIF significantly reduces the level of ARLs of RCBs; (2) the coverage and usage depth of DIF have a significantly restraining effect on the ARLs of RCBs, but the restraining effect of digitization of DIF is not significant; (3) the development of DIF has a stronger restraining effect on the ARLs of RCBs in the areas with lower profit level, lower liquidity level, the western side of “Heihe-Tengchong Line” and the areas with lower marketization degree. These empirical conclusions have important enlightenment for the development of rural DIF and the innovative development of RCBs in the future.

Key words: Digital inclusive finance; Rural commercial banks; Agriculture related loans

(责任编辑: 黎芳)