

数字金融对商业银行信贷收益的影响研究

伍 雄, 刘永文

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年7月10日; 录用日期: 2024年10月17日; 发布日期: 2024年10月24日

摘 要

数字金融的发展有助于商业银行有效配置信贷资源、优化信贷结构以增加收益, 同时也推动了银行对实体经济的高质量发展的支持。本文基于2011年至2021年期间41家上市商业银行的财务数据, 并结合北京大学发布的数字普惠金融指数, 运用双向固定效应模型, 探究了数字金融对商业银行信贷收益的影响及其作用机制。研究结果表明: (1) 数字金融的发展显著提升了商业银行的信贷收益水平; (2) 数字金融通过增强银行的信息甄别能力, 对银行信贷收益产生了正向促进作用; (3) 与非国有及中部地区的商业银行相比, 国有和非中部地区的商业银行在信贷收益方面更受益于数字金融的发展。

关键词

数字金融, 商业银行, 信贷收益

A Study of the Impact of Digital Finance on Commercial Banks' Credit Earnings

Xiong Wu, Yongwen Liu

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jul. 10th, 2024; accepted: Oct. 17th, 2024; published: Oct. 24th, 2024

Abstract

The development of digital finance helps commercial banks effectively allocate credit resources and optimize credit structure to increase earnings, and also promotes banks' support for the high-quality development of the real economy. Based on the financial data of 41 listed commercial banks during the period from 2011 to 2021, and combined with the digital financial inclusion index released by Peking University, this paper explores the impact of digital finance on commercial banks' credit returns and its mechanism of action by using a two-way fixed effect model. The results of the study show that: (1) the development of digital finance significantly enhances the level of commercial

banks' credit returns; (2) digital finance positively promotes banks' credit returns by enhancing their information screening ability; and (3) state-owned and non-central region commercial banks benefit more from the development of digital finance in terms of credit returns compared with non-state-owned and central region commercial banks.

Keywords

Digital Finance, Commercial Banking, Credit Earnings

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2023 年 10 月, 中央金融工作会议明确提出“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”, 首次将数字金融写进政府工作报告。数字金融, 作为技术驱动的金融创新, 已成为数字经济的重要支撑和驱动力, 对促进数字经济与实体经济的融合、推动中国现代化建设具有日益增长的作用。在中国的金融体系中, 商业银行占据核心地位, 对实体经济的服务至关重要。鉴于商业银行信贷在社会总融资规模中占据主导地位, 其在推动数字经济与实体经济融合、助力国家现代化建设中扮演着至关重要的角色。因此, 深入剖析数字金融对商业银行信贷收益的影响及其内在作用机制, 对于商业银行实现信贷资源的高效配置、信贷结构的优化以增加收益至关重要, 也将推动银行发展数字金融以支持实体经济的高质量发展。本文的边际贡献在于: (1) 提供了商业银行发展数字金融对信贷收益提升作用的进一步证据; (2) 将银行信息甄别能力纳入研究框架, 实证分析了数字金融通过增强银行信息甄别能力, 从而提高商业银行信贷收益的机制, 丰富了现有文献对数字金融影响银行信贷收益作用机制的理解。

2. 文献综述

2.1. 数字金融对商业银行的影响

在传统银行业务领域, 吴晓求[1]提出数字金融在支付、小额信贷、标准化金融产品销售、非个性化资产管理等业务领域与商业银行形成竞争, 推动金融行业的专业化分工, 展现出一种并存与竞争的格局。郑志来[2]则认为, 数字金融在资产、负债和中间业务等多个层面引发金融脱媒现象, 对商业银行的业务运营和商业模式构成挑战, 促使银行业务转型并寻求与数字金融的融合创新。关于商业银行在数字金融领域的竞争潜力, 李振新和陈享光[3]强调, 数字金融的发展有助于商业银行通过提升资产回报率、降低账面杠杆和增强资本流动性等途径来降低风险。熊健等[4]的研究发现, 尽管金融科技在初期对银行业绩产生了一定的挤出效应, 但随着时间的推移, 技术溢出效应逐渐增强, 对银行绩效的正面影响日益显著。

2.2. 数字金融对商业银行信贷收益的影响

陈永良和凌爱凡[5]通过将北京大学的数字普惠金融指数与国内 1326 家商业银行地级市分行的贷款数据相结合进行实证分析, 揭示了数字金融对商业银行信贷的双重影响, 既有积极的促进效果, 也存在一定的抑制作用。张少军等[6]的研究指出, 金融科技的应用对提升商业银行的信贷收益具有积极作用。而江世银和何雨芹[7]通过对 58 家上市银行 2011 至 2021 年的财务数据进行分析, 提出了不同的观点, 认为数字金融的发展虽然促进了贷款增长, 但总体上降低了商业银行的信贷收益水平。

2.3. 文献评述

在探讨数字金融对商业银行及其信贷收益的影响方面,国内学者已经进行了广泛的研究。文献回顾显示,商业银行在数字金融浪潮中面临重大挑战,而积极转型并融入数字金融已成为商业银行发展的重要路径。尽管已有研究关注数字金融对商业银行的影响,但关于数字金融如何具体作用于商业银行信贷收益水平的探讨仍然不足,且所得结论存在分歧。本文通过分析 41 家上市商业银行的财务数据,并与北京大学的数字普惠金融指数相对接,深入研究了数字金融对商业银行信贷收益的影响。本文着重考察了数字金融的技术溢出效应,并探讨了银行信息甄别能力在数字金融发展与银行信贷收益之间的机制作用,以期全面理解数字金融在商业银行信贷收益中的作用机制提供新的视角。这些分析不仅为现有文献增添了新的维度,也为商业银行在数字化转型过程中的策略制定提供了指导和参考。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 数字金融与银行信贷收益

数字金融对银行信贷收益的正面影响主要通过两个路径实现:首先,数字普惠金融的推广使银行能够触及以往未充分服务的“长尾客户”群体,根据长尾理论,这有助于扩大银行的信贷规模,进而提高信贷收益[7]。其次,数字金融的进步通过技术溢出和知识溢出的效应促进了商业银行信贷收益的增长。技术溢出效应促使银行采用大数据等现代技术,加强了信息整合和信用评估,减少了信息不对称,提高了服务效率和风险控制能力。同时,知识溢出效应通过普及金融知识,降低了金融排斥,激发了金融需求,增强了居民获取银行贷款的意愿和能力,进一步推动了信贷收益的增长[5]。为此,提出本文的第一个研究假设:

H1: 数字金融发展有助于提高商业银行信贷收益水平。

3.2. 数字金融、银行信息甄别能力、银行信贷收益

互联网企业进入金融领域对传统银行业务产生了深远影响。数字金融的兴起,特别是通过技术溢出效应,已成为推动银行信贷增长的关键因素[5]。商业银行运用区块链、云计算、机器学习等技术,拓宽信息来源,提高信用风险评估的准确性,并优化数据处理,有效降低了信息不对称,提升了服务效率[8][9]。随着商业银行在数字金融领域的深入发展,其通过整合第三方数据如企业税收、征信、能耗等信息,增强了对企业信用的了解,加速了风险评估和贷款审批流程。这不仅提高了银行对实体经济的信贷供给,也实现了银行收益的提升,促进了银行与实体经济的共赢发展[10]。据此,提出本文的第二个研究假设:

H2: 数字金融发展通过增强银行信息甄别能力提高了银行信贷收益水平。

4. 研究设计

4.1. 样本选择和数据来源

本文选取的样本为 2011 年~2021 年 41 家上市商业银行的非平衡面板数据,其中包括 6 家国有商业银行、9 家股份制商业银行、26 家农村商业银行。数字金融指数数据取自北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数。银行的财务数据基于中国证监会信息及各银行的历年年报。至于银行对实体企业的授信和贷款数据,则来源于 CNRDS 数据库,该数据库收录了商业银行对上市公司的授信和贷款记录。宏观层面的经济数据则来源于《中国统计年鉴》。为确保数据质量,本文对初始样本中的连续变量进行了 1%的缩尾处理,以消除极端值的影响。

4.2. 模型设定

本文共设置了三个回归模型,第一个是双向固定效应模型,用于检验信贷收益、数字金融发展关系

的基准回归模型:

$$c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j control_{it}^j + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 和 t 分别表示银行和年份。 c 为银行信贷收益, $index$ 为数字金融水平, $control$ 表示银行微观和宏观经济层面控制变量。 μ_i 表示银行固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。

第二个回归模型是检验数字金融发展对商业银行信贷收益的银行所有权性质异质性影响, 在基准回归模型(1)的基础上加入数字金融($index$)与银行所有权性质($state$)虚拟变量的交乘项 $index_{it} \times state$, 设定回归模型(2):

$$c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} + \alpha_2 index_{it} \times state + \sum_{j=3}^n \alpha_j control_{it}^j + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

第三个回归模型是检验数字金融发展对商业银行信贷收益的地区异质性影响, 在基准回归模型(1)的基础上加入数字金融($index$)与地区($region$)虚拟变量的交乘项 $index_{it} \times region_i$, 设定回归模型(3):

$$c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} + \alpha_2 index_{it} \times region_i + \sum_{j=3}^n \alpha_j control_{it}^j + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

4.3. 变量说明

4.3.1. 被解释变量: 信贷收益

借鉴张少军等[6]、江世银和何雨芹[7]的做法, 本文采用净利息收入占总贷款的比例衡量银行信贷收益水平。

4.3.2. 核心解释变量: 数字普惠金融

参考李振新和陈享光[3], 本文使用郭峰等[11]测度的北京大学数字普惠金融总指数代表银行的数字金融发展程度。

4.3.3. 机制变量: 银行信息甄别能力

借鉴丁鑫和周晔[10], 本文使用银行信息甄别能力作为机制变量。该变量通过考量银行对实体企业授信及贷款所覆盖的企业数量来评估银行的信息甄别能力。银行覆盖的企业范围越广, 表明其对企业信息的识别和筛选能力越为出色, 相应地, 银行与企业间的信息不对称程度也越低。

4.3.4. 控制变量

商业银行微观层面的控制变量, 包括总资产收益率(roa)、存贷比(ldr)、不良贷款率(npl)、权益比率(equity)、资产负债率(lev)、净资产收益率(roe)。宏观层面的控制变量选择的是 GDP 增速(gdp)、广义货币供应量(m2)、消费者价格指数(cpi)。同时, 本文还控制了时间和个体固定效应。主要变量的具体定义见表 1。

5. 实证结果分析

5.1. 描述性统计分析

表 2 展示了主要变量的描述性统计分析。其中, 信贷收益水平(c)的最大值为 8.193, 最小值为 2.521, 平均值为 4.614, 这表明不同商业银行的信贷收益存在显著差异。数字金融指数($index$)的最大值为 359.700, 最小值为 59.700, 平均值为 228.500, 反映出商业银行在数字金融发展上的差异性。

5.2. 基准回归结果分析

本文采用双向固定效应模型对数字金融与银行信贷收益之间的关系进行了检验。检验结果如表 2 所示。在表 2 的列(1)中, 基准检验结果表明, $index$ 的系数为 0.0130, 并且在 5% 的显著性水平上为正。

Table 1. Variable definition table
表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	信贷收益	<i>c</i>	(净利息收入/总贷款) × 100%
解释变量	数字金融	<i>index</i>	北大数字普惠金融指数
机制变量	银行信息甄别能力	Ncredit	银行授信上市公司数量/总资产对数
		NLoan	银行贷款上市公司数量/总资产对数
控制变量	GDP 增速	<i>gdp</i>	名义国内生产总值的增速
	广义货币供应量	<i>m2</i>	狭义货币 + 准货币(定期存款 + 居民储蓄存款 + 其他存款)
	消费者价格指数	<i>cpi</i>	一定时期内居民消费商品和服务价格水平变动的相对数
	总资产收益率	<i>roa</i>	净利润/总资产
	存贷比	<i>ldr</i>	贷款总额/存款总额
	不良贷款率	<i>npl</i>	不良贷款/贷款总额
	权益比率	<i>equity</i>	权益资产/资产总额
	资产负债率	<i>lev</i>	负债总额/资产总额
	净资产收益率	<i>roe</i>	净利润/平均净资产

Table 2. Descriptive statistical analysis
表 2. 描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>c</i>	435	4.614	1.246	2.521	8.193
<i>index</i>	435	228.500	76.300	59.700	359.700
Ncredit	388	8.436	10.000	0.078	36.300
NLoan	380	4.386	6.149	0.080	28.230
<i>gdp</i>	435	6.939	1.770	2.200	9.551
<i>m2</i>	435	10.990	2.238	8.100	13.800
<i>cpi</i>	435	2.339	1.081	0.900	5.400
<i>roa</i>	435	0.980	0.238	0.490	1.640
<i>ldr</i>	435	71.930	13.510	38.970	110.000
<i>npl</i>	435	1.280	0.420	0.390	2.470
<i>equity</i>	435	6.938	1.139	4.590	9.720
<i>lev</i>	435	92.940	1.165	90.280	95.310
<i>roe</i>	435	14.620	4.453	6.545	26.320

从经济意义上分析,这意味着数字金融每增加 1 个单位,商业银行的信贷收益将相应提高 0.0130 个单位。综合来看,数字金融的发展与商业银行信贷收益之间存在正相关性。具体来说,商业银行在数字金融方面的发展程度越高,其信贷收益水平也越高,H1 得到验证。

Table 3. Benchmark regression and robustness test
表 3. 基准回归及稳健性检验

变量	(1) c	(2) c	(3) c	(4) c
<i>index</i>	0.0130** (1.9669)		0.0147** (2.1823)	0.0133* (1.8458)
L. <i>index</i>		0.0143** (2.0368)		
<i>ggdp</i> <i>guo</i>	0.1308** (2.3957)	0.2555** (2.5254)	0.1461*** (2.6218)	0.1323** (2.2084)
<i>m2</i>	0.4382*** (2.8830)	0.7651*** (2.9244)	0.4814*** (3.1021)	0.4542*** (2.7390)
<i>cpi</i>	0.5426** (2.4361)	0.6710** (2.5546)	0.6035*** (2.6561)	0.5569** (2.2869)
<i>roa</i>	-0.3775 (-0.9633)	-1.1068** (-2.2659)	-0.3423 (-0.8396)	-0.3416 (-0.8145)
<i>ldr</i>	-0.0410*** (-9.1924)	-0.0383*** (-8.0984)	-0.0404*** (-8.7711)	-0.0393*** (-8.0498)
<i>npl</i>	0.1907* (1.6874)	0.2854** (2.1424)	0.2143* (1.8010)	0.1801 (1.4453)
<i>equity</i>	-0.6588*** (-2.8060)	-0.4598* (-1.8838)	-0.6998*** (-2.9050)	-0.6090** (-2.4232)
<i>lev</i>	-0.8855*** (-3.8227)	-0.7063*** (-2.9175)	-0.9322*** (-3.9011)	-0.8399*** (-3.3800)
<i>roe</i>	0.0505* (1.9620)	0.0941*** (2.9044)	0.0480* (1.8109)	0.0495* (1.8000)
样本量	435	392	396	374
R ² 值	0.7662	0.7697	0.7697	0.7653
时间固定效应	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是

括号内为估计系数的标准误；***、**、*分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。以下各表相同。

5.3. 稳健性检验

5.3.1. 加入滞后变量

引入滞后变量是检验基准回归结果稳健性的有效手段。本文将 *index* 的滞后一阶作为自变量纳入回归模型。如表 3 第(2)列所示，*index* 的系数为 0.0143，且在 5%的显著性水平上显著，这表明即使加入滞后变量，基准回归结果依然稳健。这一发现支持了数字金融发展能够提升商业银行信贷收益的观点。

5.3.2. 剔除 2015 年数据

考虑到 2015 年国内“股灾”事件可能对研究结果产生影响，本文参考马文婷等[12]的研究方法，排除了该年份的所有数据进行回归分析，以减少该事件对结果的潜在干扰。表 3 第(3)列的结果显示，index 的系数为 0.0147，同样在 5%的显著性水平上显著，进一步证实了基准回归结果的稳健性。

5.3.3. 剔除特殊样本值

为了排除极端样本值对研究结果的影响，本文去除了 6 大国有商业银行的样本，并重新进行了回归分析。表 3 第(4)列的检验结果与前述结果保持一致，这证明了研究结论具有较高的稳健性。

5.4. 作用机制分析

为进一步探讨“数字金融－银行信息甄别能力－银行信贷收益”的作用机制是否成立，本文将银行信息甄别能力设定为机制变量，并从银行授信和贷款给实体企业家数两个维度来衡量，以反映银行与实体企业间的信息不对称状况。检验结果展示在表 4 中：在表 4 第(1)列，index 的回归系数为 0.0880，在 5%的显著性水平上显著为正；而在表 4 第(5)列，index 的回归系数为 0.1311，在 1%的显著性水平上显著为正。这些结果表明，商业银行通过发展数字金融可以增强其信息甄别能力，从而提升信贷收益。商业银行通过整合数字技术获取的第三方数据，如企业税收和信用记录，不仅降低了与企业之间的信息不对称，而且提高了对企业风险的评估效率。这种效率的提升直接加快了贷款审批流程，使得银行能够更加迅速地响应企业的融资需求[10]。随着银行信贷意愿的增强，银行更倾向于向实体企业提供贷款，这不仅满足了企业的融资需求，也扩大了银行的信贷规模。信贷规模的扩大直接提高了银行的利息收入和其他相关收益，从而最终提升了银行的信贷收益。

Table 4. Mechanism testing
表 4. 机制检验

变量	(1) Ncredit	(2) NLoan
index	0.0880** (1.9719)	0.1311*** (3.0821)
ggdpguo	0.3150 (0.8520)	0.5984* (1.6957)
m2	0.5066 (0.4886)	2.3354** (2.3746)
cpi	4.1866*** (2.7751)	4.7054*** (3.2733)
roa	5.8282** (2.1413)	-3.1075 (-1.0115)
ldr	0.1084*** (3.6207)	0.0025 (0.0876)
npl	1.2860 (1.5689)	0.4447 (0.5911)
equity	0.2826 (0.1786)	0.1464 (0.0949)

续表

lev	0.1794	-0.9197
	(0.1158)	(-0.6155)
roe	-0.5159***	-0.0265
	(-2.8753)	(-0.1339)
样本量	388	380
R ² 值	0.6082	0.5331
时间固定效应	是	是
银行固定效应	是	是

5.5. 异质性分析

5.5.1. 所有权性质异质性

本文采用回归模型(2)来实证检验数字金融发展对商业银行信贷收益的影响是否因所有权性质而异。如表 5 第(1)列所示，数字金融与银行所有权性质的虚拟变量交乘项(*index* × *state*)的回归系数为 0.0115，这在 10%的显著性水平上显著，意味着与非国有商业银行相比，数字金融对国有商业银行信贷收益的正面影响更为显著。

5.5.2. 区域异质性

此外，本文还通过回归模型(3)来考察数字金融发展对商业银行信贷收益的地区差异性。表 5 第(2)至(4)列分别展示了以东部地区(*db*)、中部地区(*zb*)和西部地区(*xb*)为地区虚拟变量(*region*)的回归结果。进一步地，表 5 第(5)列展示了同时纳入东部(*db*)和西部(*xb*)地区虚拟变量与数字金融的交乘项后的回归结果。结果显示，数字金融与中部地区虚拟变量的交乘项(*index* × *region_zb*)的回归系数为-0.0036，这在 10%的显著性水平上显著，指出中部地区的商业银行在数字金融发展对信贷收益的正面影响上，相比其他地区商业银行要弱。

Table 5. Heterogeneity analysis

表 5. 异质性分析

变量	(1) c	(2) c	(3) c	(4) c	(5) c
<i>index</i>	0.0115*	0.0045	0.0115*	0.0099	0.0029
	(1.7316)	(0.5456)	(1.7320)	(1.3065)	(0.3405)
<i>index</i> × <i>state</i>	0.0015*				
	(1.6823)				
<i>index</i> × <i>region_db</i>		0.0017*			0.0041*
		(1.6573)			(1.9365)
<i>index</i> × <i>region_zb</i>			-0.0036*		
			(-1.7578)		
<i>index</i> × <i>region_xb</i>				-0.0009	0.0028
				(-0.8021)	(1.2832)

续表

gdp _{pguo}	0.1209** (2.2064)	0.0776 (1.2267)	0.1200** (2.1898)	0.1065* (1.7046)	0.0836 (1.3195)
m2	0.4094*** (2.6826)	0.2867 (1.6192)	0.4043*** (2.6459)	0.3698** (2.1205)	0.3014* (1.7003)
cpi	0.5019** (2.2455)	0.3127 (1.1936)	0.4970** (2.2224)	0.4373* (1.6910)	0.3396 (1.2932)
roa	-0.3881 (-0.9925)	-0.2948 (-0.7479)	-0.3346 (-0.8545)	-0.3460 (-0.8781)	-0.2840 (-0.7210)
ldr	-0.0401*** (-8.9541)	-0.0421*** (-9.3567)	-0.0406*** (-9.1092)	-0.0417*** (-9.1835)	-0.0415*** (-9.1737)
npl	0.1960* (1.7375)	0.2131* (1.8766)	0.1744 (1.5422)	0.2060* (1.7963)	0.1944* (1.6998)
equity	-0.6508*** (-2.7784)	-0.6810*** (-2.9027)	-0.6598*** (-2.8180)	-0.6698*** (-2.8467)	-0.6758*** (-2.8824)
lev	-0.8665*** (-3.7450)	-0.9000*** (-3.8912)	-0.8777*** (-3.7987)	-0.8947*** (-3.8558)	-0.8900*** (-3.8493)
roe	0.0516** (2.0105)	0.0442* (1.7032)	0.0441* (1.6992)	0.0489* (1.8918)	0.0409 (1.5705)
样本量	435	435	435	435	435
R ² 值	0.7679	0.7679	0.7681	0.7666	0.7689
时间固定效应	是	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是	是

6. 结论与建议

利用 2011~2021 年我国 41 家上市商业银行的非平衡面板数据，本文实证分析了数字金融对商业银行信贷收益的影响。研究结论如下：(1) 数字金融的发展显著提升了商业银行的信贷收益水平；(2) 数字金融通过增强银行的信息甄别能力，对银行信贷收益产生了正向促进作用；(3) 与非国有及中部地区的商业银行相比，国有和非中部地区的商业银行在信贷收益方面更受益于数字金融的发展。

基于上述研究结论，结合中国商业银行的具体情况，本文提出以下建议：

第一，加速数字金融的发展，以促进银行信贷业务更好地服务于实体经济。数字金融应深植于实体经济之中，银行需利用数字技术进一步丰富金融产品和服务，拓展服务渠道，以实现在服务实体经济的同时提升信贷收益。

第二，建立并完善线上金融风险的常态化预警与检测机制。作为金融与科技深度融合的产物，数字金融具有双重性质。虽然其增强了银行的信息甄别能力并降低了信贷风险，但同时也使得金融风险更加隐蔽和复杂。若新的信贷业务缺乏有效监管，可能会对实体经济造成新的潜在冲击，进而影响银行信贷收益。

第三，各类商业银行应根据自身特点，制定差异化的数字金融发展战略。具体而言，商业银行应依

据自身的业务特色、客户基础、技术实力和区域经济状况,制定符合自身条件的数字金融发展策略。通过在数字金融领域形成独特的竞争优势,商业银行不仅能更好地满足客户需求,还能实现可持续发展,确保信贷业务的稳健经营和信贷资金收益的稳定获取。

基金项目

贵州省高校人文社会科学研究项目资助《加强贵州金融风险处置机制和应急能力建设研究》(2023GZGXRW156)。

参考文献

- [1] 吴晓求. 中国金融的深度变革与互联网金融[J]. 财贸经济, 2014(1): 14-23.
- [2] 郑志来. 互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J]. 财经科学, 2015(5): 34-43.
- [3] 李振新, 陈享光. 数字金融能降低地方商业银行风险吗?——基于中国数字普惠金融和地方商业银行的证据[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2023, 51(3): 62-76.
- [4] 熊健, 张晔, 董晓林. 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? [J]. 经济评论, 2021(3): 89-104.
- [5] 陈永良, 凌爱凡. 数字金融对银行信贷的影响——来自我国 1326 家商业银行地级市分行数据的经验证据[J]. 管理评论, 2023, 35(2): 52-69.
- [6] 张少军, 张月, 计嘉仪. 金融科技助力商业银行信贷收益与风险识别研究——兼析金融科技助推信贷资金下沉中小企业[J]. 价格理论与实践, 2022(2): 160-163+202.
- [7] 江世银, 何雨芹. 数字普惠金融对上市商业银行信贷收益的影响研究[J]. 重庆社会科学, 2023(11): 113-128.
- [8] 谢平, 邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究, 2012(12): 11-22.
- [9] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家, 2018(4): 80-85.
- [10] 丁鑫, 周晔. 数字化转型与银行信贷配置——基于银行贷款投向实体经济的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(3): 193-216.
- [11] 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.
- [12] 马文婷, 蒋先玲, 俞毛毛. 数字金融发展能够降低企业杠杆率吗? [J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021, 42(11): 101-110.