

数字金融会影响银行系统性风险吗？ ——基于中国上市银行的证据

顾海峰, 卞雨晨

(东华大学 旭日工商管理学院, 上海 200051)

摘 要:选取 2011—2020 年中国 16 家上市银行年度数据对数字金融对银行系统性风险的影响及其作用机制进行实证分析。研究表明:(1)数字金融对银行系统性风险具有促进作用。相对于国有银行部门,数字金融对非国有银行部门系统性风险的促进力度更大。(2)数字金融通过金融脱媒渠道促进了银行系统性风险,并通过银行业竞争、风险承担及贷款集聚渠道抑制了银行系统性风险。金融脱媒渠道的促进作用对冲了银行业竞争、风险承担及贷款集聚渠道的抑制作用,由此促进了银行系统性风险。“数字金融—金融脱媒/银行业竞争/风险承担/贷款集聚—银行系统性风险”的传导渠道均有效。(3)城镇化水平提高会加剧数字金融对银行系统性风险的促进作用,内需市场规模提升会减弱数字金融对银行系统性风险的促进作用。(4)数字金融在保险与投资功能渠道促进了银行系统性风险,在货币基金功能渠道抑制了银行系统性风险,但在支付、信贷、信用等功能渠道对银行系统性风险的影响无效。研究成果将为规范中国数字金融发展及防范银行业系统性风险提供理论指导与决策参考。

关键词:数字金融;银行系统性风险;金融脱媒;银行业竞争;风险承担;贷款集聚

中图分类号:F830.5

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)02-0032-12

Does Digital Finance Affect Banking Systemic Risk? ——Evidence from Chinese Listed Banks

GU Haifeng, BIAN Yuchen

(*Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China*)

Abstract: This paper selects the annual data of 16 Chinese listed banks from 2011 to 2020 to conduct an empirical analysis on the impact of digital finance on the banking systemic risk and its mechanism. The research shows that: (1) Digital finance has a promoting effect on banking systemic risks. Compared with the state-owned banking sector, digital finance promotes the systemic risk of the non-state-owned banking sector more vigorously. (2) Financial disintermediation, banking coexistence, bank risk-taking and loan agglomeration play multiple intermediary roles in the relationship between digital finance and banking systemic risk. Digital finance influences banking systemic risk by influencing financial disintermediation, banking coexistence, bank risk-taking and loan agglomeration. The transmission channels of “digital finance-financial disintermediation/banking coexistence/risk-taking/loan agglomeration-banking systemic risk” are all effective. (3) The improvement of urbanization level will intensify the promotion effect of digital finance on

收稿日期:2021-07-01 修回日期:2022-01-26

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金项目“跨境资本流动对商业银行信贷风险的影响机理及政策研究”(20YJA790014)。

作者简介:顾海峰(1972—),男,江苏苏州人,博士,东华大学旭日工商管理学院教授,博士生导师,研究方向为货币银行学、公司金融与风险管理。

banking systemic risk, while the increase of domestic demand market size will weaken the promotion effect of digital finance on banking systemic risk. (4) Digital finance promotes banking systemic risk in the insurance and investment functional channels, and restrains banking systemic risk in the monetary fund functional channels, but has no effect on banking systemic risk in the payment, loan and credit functional channels.

Key words: digital finance; banking systemic risk; financial disintermediation; banking coexistence; bank risk-taking; loan agglomeration

传统金融交易中的事前逆向选择与事后道德风险引发了金融错配现象,从而导致金融的“普惠性”下降。为有效发挥金融对实体经济的支撑,2015年国务院印发了《推进普惠金融发展规划》,从战略高度上推进了普惠金融发展。近年来,数字科技与普惠金融高度融合,催生数字普惠金融迅速发展。据北京大学数字金融研究中心统计,2011年以来中国数字普惠金融指数年均增长率达26.9%。大数据、云计算及机器学习等一大批新兴技术应用于金融领域使金融能够打破地域限制将客户粘连在移动终端,解决了传统金融“速度慢、覆盖面窄及成本高”的短板,进而有效调动消费者参与、实现企业价值变现与交付方式迭新^[1],并有效促进地区创新创业与企业科技创新^[2-5]。此外,数字金融在服务“三农”、精准扶贫以及小微企业贷款等方面也发挥了重要作用^[6-9]。可见,在科技创新引致与金融普惠诉求的共同推动下,数字金融高速发展已成为不可逆的趋势。

需要注意的是,数字金融发展可能会对传统金融市场产生重要影响^[10-13]。一方面,数字金融发展会对银行业务产生挤占效应,例如支付宝推出的“余额宝”“花呗”及“转账”服务一定程度上就取代了银行“存贷汇”三大传统业务。最直观的表现就是,数字金融元年(一般认为是2013年)之后,商业银行网点增速明显下降,《2017中国电子银行调查报告》也显示,在进行网络支付时,选择网上银行的用户也仅占20%。另一方面,数字技术在传统金融领域中的应用正在引领银行数字化转型。据统计,商业银行数字化程度指数已从2010年的14.83上升至2018年的73.78。数字化转型使银行传统业务由线下转到线上,从而降低了银行营运成本,而通过移动端为用户提供一体化的金融服务也提升了银行营运效率。那么,数

字金融与传统金融究竟是“合作”还是“竞争”?是“替代”还是“互补”?展开对于这方面的研究工作将具有非常重要的理论与现实意义。

防范系统性金融风险是“三大攻坚战”之首。金融危机后,监管部门对金融体系的监管由注重个体机构监管向注重系统性风险防控过度^[14]。银行是中国金融体系的根基,承担了融资期限转换与规模转换的职能。因此,银行系统性风险防控一直都是学术界、监管机构及政策制定者的关注焦点。有学者研究发现,贷款集中、杠杆率、金融衍生工具使用、影子银行、金融开放、货币政策与宏观审慎政策等均会影响银行系统性风险^[15-19]。当前,数字金融正在从多个方面颠覆中国银行业的发展,考虑到数字货币试点已全面展开,稳妥推进数字货币研发已纳入“十四五”规划,未来几年将成为数字金融发展的一个重要窗口期。因此,针对数字金融发展对银行系统性风险的影响展开研究已成为一项紧迫而重要的研究课题。正是在这一背景下,本文针对“数字金融发展与银行系统性风险”问题展开深入探讨。

现有文献针对数字金融与银行风险的研究仅涉及银行风险承担层面^[11-12],个别文献涉及数字金融对系统性金融风险的影响^[13],但尚未聚焦到银行风险层面。此外,现有文献尚未涉及数字金融对银行系统性风险影响的异质性特征及作用机制的考察。本文的主要贡献在于:第一,构建面板回归基准模型对数字金融对银行系统性风险的影响进行实证检验。第二,针对银行产权性质差异进行分组检验,考察数字金融对银行系统性风险影响的异质性特征。第三,构建中介效应检验模型,考察数字金融对银行系统性风险影响的中介作用。第四,构建调节效应检验模型,考察数字金融对银行系统性风险影响的调节作用。第五,针

对数字金融使用深度的具体功能渠道,进一步考察数字金融具体功能渠道对银行系统性风险的影响。本文的研究成果将为规范中国数字金融发展及防范银行业系统性风险提供理论指导与决策参考。

一、理论分析与研究假设

数字金融是金融的特殊形态,是指科技公司用数字技术提供金融服务的技术解决方案,也是指金融公司用数字技术改善金融服务。本文将从数字金融的“去中介化功能”“业务融合功能”“风险甄别功能”“普惠功能”等视角来深入分析数字金融对银行系统性风险的影响机理,并提出相应的研究假设。

(一)去中介化功能:金融脱媒

传统银行的盈利模式是通过为借贷双方提供信用中介以赚取利差收入,而数字技术的应用极大降低了融资中的信息不对称。资金需求者通过互联网平台进行信息披露,科技公司则利用大数据技术建立用户信用体系,并利用数字平台的长尾效应以近乎零成本的方式对数以亿计的用户进行连接,从而大大降低了信息获取成本,由此解决了传统金融“获客难、风控难”的问题^[20],但也在一定程度上剥夺了传统银行金融中介的身份,即产生了金融脱媒效应^[21]。金融脱媒将对商业银行产生以下影响:第一,金融脱媒会推动利率市场化,利率市场化会导致银行利差缩窄^[12],从而降低银行表内业务收入。而科技企业通过数字平台进行理财产品销售挤占了传统银行代销渠道,从而进一步降低银行表外业务收入。银行盈利能力下降会降低银行经营稳定性^[22],具体体现在以下两方面:一是银行盈利能力下降会倒逼银行增加影子业务规模以提升贷款的期限价差。影子银行过长的融资链会造成金融机构间资产负债关系复杂化,从而提升银行流动性错配及杠杆率水平。一旦市场中个别金融机构发生流动性风险,则风险可能通过融资链条传播,从而引发系统性金融风险。二是银行盈利能力下降会倒逼银行增加风险资产配置(包括增加房地产贷款、同业资产、债权投资等),从而会增加银行与资本市场的关联性。

一旦资产价格产生较大波动,则可能会导致银行不良贷款率上升及非贷款性资产减值,从而提升银行系统性风险。第二,金融脱媒会降低货币政策的可控性,从而降低货币政策对银行系统性风险的调控能力。当前许多互联网货币基金采取 T+0 的交易模式,因此极大增加了货币流动性,使以货币乘数为基础的货币创造机制复杂化。货币创造机制复杂化会使货币政策的调控手段失效,从而不利于防控银行系统性风险。第三,传统银行在进行数字化转型时,不可避免地吸收了数字金融的自有风险^[23]。如通过经济行为对用户信用评估的准确性有待考证,而过度依赖数字技术的运营模式也更具脆弱性,网络安全漏洞或自然灾害造成的大规模停电都可能导致金融系统瘫痪。

(二)业务融合功能:银行业竞合

2007 年,银监会对银行业金融机构准入政策的放宽在一定程度上助推了银行业无序增长,甚至导致出现百米内设置多家银行网点的现象。不合理的营业网点设置大大提升了银行运营成本,降低了银行信贷资金配置效率,从而危及银行系统性安全^[24]。利率市场化为银行业竞价提供了更为灵活的操作空间,但不良存款竞争导致银行资产成本上升,由此降低了银行盈利能力。而银行表内业务受到信贷投向与资本充足率管制,因此银行倾向于使用存在于监管边缘的会计手段为其他部门提供金融服务。银行通过将贷款隐蔽于同业账户与投资账户从而规避监管,“资金池—资产池”的运作模式提升了银行资本运作能力,但同时也增加了资金来源与投向间的信息不对称,并加剧了银行流动性错配水平,因此导致银行系统性风险集聚。银行数字化转型会促使银行业务进行数字化共享及融合,Drasch 等(2018)^[25]认为,随着科技与金融的协同发展,银行会从竞争关系转向竞合发展,并通过建立信息共享平台提高市场占有率。银行数字化转型将银行部分业务从线下转到线上,线下到线上渠道的转移提升了银行服务精准化程度,缩短了贷款处理时间,网点与员工人数减少规范了银行竞争秩序,降低了银行运营成本,由此提升了再融资效率^[26]。而银行通过将

电商、社交等纳入生态服务体系还可以增加客户黏性,从而进一步增强银行运营稳定性。

(三) 风险甄别功能: 风险承担

金融的核心功能是资金融通,资金融通使劳动分工成为可能,但信息不对称降低了传统金融运行效率。银行传统的信用评估模式是根据上一期财务报表或征信水平对客户信用进行甄别,一些信用记录较短的客户可能无法满足传统信用评估的要求。而数字金融“大数据+云计算”的风险评估模式具有时效性优势,数字金融通过用户在大科技平台上留下的数字足迹对客户信用进行评估,并通过机器学习对风险进行预测,从而实现对客户信用风险的动态评估,由此降低传统金融中的信息不对称。一方面,信息不对称的降低减少了逆向选择与道德风险,使无抵押贷款成为可能^[27],从而提高银行运营效率。另一方面,信息不对称的降低可以减少贷款中的信息摩擦,从而降低银行不良贷款率^[10]。因此,银行数字化转型可以提升银行风险甄别能力,从而降低银行被动风险承担,而由于数字金融具有普惠属性,第三方数字平台贷款分流也实现了银行的信用风险转移^[28],降低银行主动风险承担,由此可以抑制银行系统性风险。

(四) 普惠功能: 贷款集聚

金融的普惠性是指金融解决金融排斥、提高金融包容性,以可负担的成本为有金融服务需求的小微企业和低收入人群提供适当、有效的金融服务的属性。传统金融存在“目标偏移”悖论^[29],即资金需求者(中小企业或个人)需要以较低的成本获得贷款,而资金提供者(银行)希望以较高的价格提供贷款从而赚取更高利差,这种“目标偏移”导致金融普惠性丧失。“指令性贷款”干预在一定程度上可以缓解“目标偏移”问题,但由于偏远地区产业结构单一、物资匮乏、基础设施落后、贷款人偿债能力差,无差别的普惠服务会增加传统金融机构经营风险,过度政治干预则会增加银行道德风险。利润最大化经营目标与政治性普惠目标使银行产生了特有的信贷风险生成机制。金融包容性增长将导致系统性风险上升^[30],而数字

金融有助于缓解推动金融包容性发展而引起的银行资产质量下降趋势,从而降低银行系统性风险。原因在于,数字金融发展摆脱了金融对实体网点的依赖,大大降低了金融运营成本,使金融服务可以触及偏远地区及低收入人群,由此分担了传统银行精准扶贫、专项贷款等普惠金融的“社会责任”与“政治任务”,进而使传统银行可以将贷款更为集中地配给于高增长或熟悉的行业及企业,“理性”的信贷配给可以降低银行不良贷款率,从而抑制银行系统性风险。

根据上述分析,数字金融对银行系统性风险的影响取决于数字金融去中介化功能、业务融合功能、风险甄别功能、普惠功能的共同作用,因此,本文提出如下假设。

假设 1a: 数字金融促进了银行系统性风险。

假设 1b: 数字金融抑制了银行系统性风险。

假设 2: 金融脱媒承担了数字金融对银行系统性风险影响的中介渠道。

假设 3: 银行业竞争承担了数字金融对银行系统性风险影响的中介渠道。

假设 4: 风险承担承担了数字金融对银行系统性风险影响的中介渠道。

假设 5: 贷款集聚承担了数字金融对银行系统性风险影响的中介渠道。

二、实证研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2011—2020 年中国 16 家上市银行的年度数据进行实证分析,所使用的银行微观数据主要来自于 Wind 数据库,部分缺失数据由作者根据银行年报手工整理得到。其他变量数据来自于 Wind 数据库、CSMAR 数据库、《中国统计年鉴》及《中国金融统计年鉴》,数字金融相关数据来自于北京大学数字金融研究中心提供的中国数字普惠金融指数。为了剔除异常值对实证结果的影响,对数据进行上下 1% 的缩尾处理。

(二) 变量定义与构造

1. 被解释变量

Adrian 等(2016)^[31]提出的“条件风险价值模型(CoVaR)”能够较好反映银行间的风险溢出效应。

因此,本文采用分位数 CoVaR 模型计算 ΔCoVaR 值作为银行系统性风险的代理变量,并使用 Acharya (2017)^[32] 提出的边际期望损失模型(MES)进行稳健性检验。 ΔCoVaR 和 MES 一般为负数,且绝对值越大代表系统性风险越高。

2. 解释变量

本文使用北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融指数^①的对数形式测度数字金融^[33]。根据中国数字普惠金融指数编制方法,将数字金融分为数字金融综合指数(lndf)、覆盖广度(lnwidth)、使用深度(lndepth)以及数字化程度(lndigital)4个纬度进行研究。此外,我们对数字金融使用深度的支付(lnpayment)、保险(lninsurance)、货币基金(lnfund)、投资(lninvestment)、信贷(lnloan)以及信用(lncredit)6个子指标展开进一步研究,以揭示数字金融具体功能对银行系统性风险的影响。需要说明的是,由于国有银行网点分布较广,因此,使用国有银行地区分支机构数占总分支机构数的比重为权重,加权得到国有银行所在地区的数字普惠金融指数。

3. 中介变量

(1)金融脱媒(fdl)。本文使用地区直接融资占总融资规模的比重测度金融脱媒,该比重越大代表金融脱媒程度越高。

(2)银行业竞争(hhi)。本文采用修正的赫芬达尔—赫希曼指数测度银行业竞争,该指数越大代表银行业竞争越小,即竞争度越大。具体构造方法见公式(1),其中 $l_{i,t}$ 表示银行 i 第 t 年的贷款余额, l_t 表示 N 家样本银行第 t 年贷款余额总和。

(3)银行风险承担(nplr)。本文使用不良贷款率作为银行风险承担的代理变量,银行不良贷款率越高代表风险承担水平越高。

(4)贷款集聚(ihi)。本文使用行业贷款集中度测度银行贷款集聚。计算方法见公式(2),其中 $x_{j,i}$ 表示银行 i 投放于行业 j 的贷款余额, x_i 表示银行 i 各行业贷款总余额。该指标数值越大代表银

行贷款集聚度越高。

$$hhi = \sum_{i=1}^n \left(\frac{l_{i,t}}{l_t} \right)^2 \quad (1)$$

$$ihi = \sum_{j=1}^n \left(\frac{x_{j,i}}{x_i} \right)^2 \quad (2)$$

4. 调节变量

本文以城镇化水平(urban)和内需市场规模(dm)作为调节变量,研究城镇化水平与内需市场规模对数字金融对银行系统性风险影响的调节作用。使用城镇化率作为城镇化水平的代理变量,使用 GDP 与对外贸易总额的差值占 GDP 的比重作为内需市场规模的代理变量。

5. 控制变量

本文从银行微观特征、宏观经济环境两个层面选取控制变量。银行微观特征层面的控制变量包括:成本收入比(ctir)、非利息收入占比(poni)、贷存比(lidr)、净利差(nis)、杠杆率(lev)、资产规模(lnsize)以及净资产收益率(roe)。宏观经济环境层面的控制变量包括:国内生产总值(lngdp)、货币供应量(lnm2)、存款准备金率(rd)以及国际恐慌指数(vix)。

(三)描述性统计

描述性统计显示 ΔCoVaR 的均值为 -2.984,最大值为 -0.494,最小值为 -8.181,标准差为 1.582,可以看出样本银行对系统性风险贡献差异较大。lndf 的均值为 5.409,最大值为 6.035,最小值为 3.814,中位数为 5.523,可以看出地区间数字金融发展差距较大^②。

三、实证检验与结果分析

(一)基准模型检验:数字金融对银行系统性风险的影响及其异质性特征

为考察数字金融对银行系统性风险的影响及其异质性特征,本文构建基准模型是:

$$SR_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{j,t} + \beta_2 X_{i,j,t} + \beta_3 Z_t + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

① 指数编制说明见: <https://idf.pku.edu.cn/docs/20210421101507614920.pdf>。

② 描述性统计结果留存备索。

表 1 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	银行系统性风险	ΔCoVaR	基于分位数 CoVaR 模型计算的系统性风险条件风险价值
		MES	基于 MES 模型计算的系统性风险边际期望损失
解释变量	数字金融	lnif	数字普惠金融综合指数取对数
		lnwidth	数字普惠金融覆盖广度指数取对数
		lndepth	数字普惠金融使用深度指数取对数
		Indigital	数字普惠金融数字化程度指数取对数
		lnpayment	数字普惠金融支付功能指数取对数
		lninsurance	数字普惠金融保险功能指数取对数
		lnfund	数字普惠金融货币基金功能指数取对数
		lninvestment	数字普惠金融投资功能指数取对数
		lnloan	数字普惠金融信贷功能指数取对数
		lncredit	数字普惠金融信用功能指数取对数
中介变量	金融脱媒	fd	地区直接融资规模/地区社会融资总规模
	银行业竞合	hhi	修正的赫芬达尔—赫希曼指数,计算方法见式(1)
	风险承担	nplr	不良贷款余额/各项贷款余额 $\times 100\%$
	贷款集聚	ihi	银行行业贷款集中度,计算方法见式(2)
调节变量	城镇化水平	urban	地区城镇化率
	内需市场规模	dm	$(\text{GDP} - \text{对外贸易总额})/\text{GDP} \times 100\%$
微观控制变量	成本收入比	ctir	营业费用/营业净收入 $\times 100\%$
	非利息收入占比	poni	非利息收入/营业净收入 $\times 100\%$
	贷存比	ldr	各项贷款余额/各项存款余额 $\times 100\%$
	净利差	nis	利息净收入/总资产 $\times 100\%$
	杠杆率	lev	负债总额/资产总额 $\times 100\%$
	资产规模	lnsize	总资产取对数
	净资产收益率	roe	税后利润/所有者权益 $\times 100\%$
宏观控制变量	地区生产总值	lngdp	地区生产总值取对数
	货币供应量	lnm2	广义货币供应量(M2)取对数
	存款准备金率	rd	大型金融机构存款准备金率
	国际恐慌指数	vix	标准普尔 500 指数预期波动率

其中, i 、 j 和 t 分别代表银行、省份和年份; $SR_{i,j,t}$ 为银行系统性风险; $DF_{j,t}$ 为数字金融,包括 $\ln df$ 、 $\ln width$ 、 $\ln depth$ 和 $\ln digital$; $X_{i,j,t}$ 为银行微观特征控制变量, Z_t 为宏观经济环境控制变量; μ_i 为个体固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为残差项。

表 2 的第(1)列回归中, $\ln df$ 的系数为 -7.377 ,且在 1% 显著水平上显著。该结果表明,数字金融与银行系统性风险存在正相关关系,数字金融发展促进了银行系统性风险。表 2 的第(2)列—第(4)列回归中, $\ln width$ 、 $\ln depth$ 、 $\ln digital$ 的系数分别为 -4.581 、 -1.937 、 -3.270 ,且分别在 1%、5%、1% 显著性水平上显著。该结果表明,数字金融覆盖广度、使用深度及数字化程度均显著提升了银行系统性风险。对比各组系数发现, $\ln width$ 系数的绝对值最大, $\ln digital$ 次之, $\ln depth$ 最小,说明数字金融 3 个子指标对银行系统性风险促进作用的强度由大到小依次为:覆盖广度、数字化程度、使用深度。

表 3 的第(1)列、第(5)列回归中,非国有银行组 $\ln df$ 的系数绝对值更大,说明数字金融对非国有银行系统性风险的促进力度更大。第(2)列、第(6)列回归中,国有银行组 $\ln width$ 的系数绝对值更大,说明数字金融覆盖广度对国有银行系统性风险的促进力度更大。第(3)列回归中, $\ln wdepth$ 的系数不显著,但第(7)列回归中, $\ln wdepth$ 的系数在 10% 显著水平上小于 0,说明数字金融使用深度对非国有银行系统性风险的促进力度更大。第(4)列、第(8)列回归中,国有银行组中 $\ln digital$ 的系数绝对值更大,说明数字金融数字化程度对国有银行系统性风险的促进力度更大。

(二)稳健性与内生性检验

本文采用 MES 替代被解释变量以及使用 OLS 模型替代固定效应进行稳健性检验,检验结果与前文结论一致,说明本文结论具有接好的稳健性和可靠性^①。

① 稳健性检验结果留存备索。

表 2 数字金融对银行系统性风险影响的检验结果

变量	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR
Indf	-7.377 *** (-9.789)			
lnwidth		-4.581 *** (-6.501)		
lndepth			-1.937 ** (-2.874)	
Indigital				-3.270 *** (-7.420)
ctir	0.118 * (2.039)	0.088 (1.302)	0.104 (1.440)	0.089 ** (2.452)
poni	-0.106 *** (-3.775)	-0.077 ** (-2.590)	-0.084 ** (-2.138)	-0.083 *** (-3.624)
ltdr	0.015 (0.871)	-0.006 (-0.318)	0.031 * (1.830)	0.047 *** (3.281)
nis	-0.523 (-0.608)	-0.374 (-0.458)	-0.703 (-0.931)	-0.682 (-1.307)
lev	-0.317 (-1.086)	-0.220 (-0.694)	-0.067 (-0.248)	-0.208 (-0.891)
lnsize	0.116 (0.132)	0.637 (0.689)	2.097 ** (2.316)	2.650 ** (2.333)
roe	0.178 (1.621)	0.017 (0.159)	-0.032 (-0.283)	0.241 *** (2.957)
lngdp	11.756 (1.526)	21.402 *** (3.149)	25.512 *** (4.220)	1.411 (0.219)
lnm2	4.770 (0.754)	-8.371 (-1.416)	-20.072 *** (-4.564)	3.401 (0.853)
rd	0.138 (1.017)	0.231 * (1.923)	0.075 (0.571)	0.000 (0.002)
vix	-0.212 *** (-12.372)	-0.127 *** (-8.227)	-0.118 *** (-5.834)	-0.173 *** (-8.371)
常数项	-158.042 *** (-3.107)	-135.167 ** (-2.748)	-92.547 * (-1.880)	-112.660 ** (-2.798)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	160	160	160	160
R ²	0.437	0.336	0.285	0.497

注：*、**、*** 分别表示估计值在 10%、5%、1% 显著性水平上显著，括号内值为回归系数的 t 值。下同。

数字金融主要由技术进步、传统金融供给不足以及监管部门相对容忍推动，从逻辑上与银行系统性风险不存在互为因果关系。本文控制了银行微观特征及宏观经济环境变量，并使用固定效应对不随时间改变的个体特征进行控制，因此在一定程度上解决了遗漏重要变量造成的内生性问题。为进一步排除内生性问题所造成的估值偏误，本文参照方观富等(2020)^[8]、谢雪燕等(2021)^[5]等研究的做法，使用互联网普及率及移动电话普及率作为工具变量进行内生性检验。检验结果表明，在使用工具变量法进行回归后，数字金融对银行系统性风险的促进作用依然显著^①。

四、进一步研究

(一) 中介渠道检验

为考察数字金融对银行系统性风险影响的中介渠道，本文构建如下拓展模型：

$$SR_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{j,t} + \beta_2 X_{i,j,t} + \beta_3 Z_t + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (7)$$

$$M = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{j,t} + \alpha_2 X_{i,j,t} + \alpha_3 Z_t + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (8)$$

$$SR_{i,j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{j,t} + \gamma_2 M + \gamma_3 X_{i,j,t} + \gamma_4 Z_t + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (9)$$

表 3 异质性检验结果

	国有银行				非国有银行			
	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR	(6) △CoVaR	(7) △CoVaR	(8) △CoVaR
Indf	-6.820 *** (-4.918)				-8.839 *** (-9.881)			
lnwidth		-7.713 ** (-4.063)				-7.239 *** (-7.982)		
lndepth			-1.883 (-1.819)				-2.077 * (-2.178)	
Indigital				-4.659 *** (-5.969)				-3.206 *** (-6.155)
常数项	-120.060 (-0.761)	-178.017 (-1.098)	-88.202 (-0.480)	-8.057 (-0.060)	-247.020 *** (-3.516)	-252.692 *** (-3.382)	-142.069 * (-1.935)	-152.619 ** (-2.464)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	50	50	50	50	110	110	110	110
R ²	0.512	0.477	0.332	0.640	0.486	0.395	0.325	0.518

① 内生性检验结果留存备索。

表4的第(1)列回归中, $ln df$ 的系数为 0.381, 且在 10% 显著性水平上显著, 说明数字金融发展加剧了金融脱媒程度。在第(2)列回归中, $ln df$ 、 fd 的系数分别为 -22.899、-1.722, 且分别在 1%、10% 显著性水平上显著, 说明数字金融通过提升金融脱媒促进了银行系统性风险, “数字金融—金融脱媒—银行系统性风险”的传导渠道有效。

表4的第(3)列回归中, $ln df$ 的系数为 0.005, 且在 1% 显著性水平上显著, 说明数字金融促进了银行业竞争发展。第(4)列回归中, $ln df$ 、 hhi 的系数分别为 -12.086、792.980, 且均在 1% 显著性水平上显著, 说明数字金融通过促进银行业竞争抑制了银行系统性风险, “数字金融—银行业竞争—银行系统性风险”的传导渠道有效。

表4的第(5)列回归中, $ln df$ 的系数为 -0.335, 且在 1% 显著性水平上显著, 说明数字金融降低了银行风险承担水平。第(6)列回归中, $ln df$ 、 $nplr$ 的系数分别为 -8.068、-2.063, 且分别在 1%、10% 显著性水平上显著, 说明数字金融通过降低银行风险承担抑制了银行系统性风险, “数字金融—风险承担—银行系统性风险”的传导渠道有效。

表4第(7)列回归中, $ln df$ 的系数为 0.038, 且在 10% 显著性水平上显著, 说明数字金融发展提升了银行贷款集聚度。第(8)列回归中, $ln df$ 、 ihi 的系数分别为 -7.892、13.477, 且均在 1% 显著性水平上显著, 说明数字金融通过提升银行贷款集聚抑制了银行系统性风险, “数字金融—贷款集聚—银行系统性风险”的传导渠道有效。

表4 中介渠道检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	fd	$\Delta CoVaR$	hhi	$\Delta CoVaR$	$nplr$	$\Delta CoVaR$	ihi	$\Delta CoVaR$
$ln df$	0.381 * (1.916)	-22.899 *** (-5.423)	0.005 *** (22.165)	-12.086 *** (-10.140)	-0.335 *** (-3.056)	-8.068 *** (-10.480)	0.038 * (1.855)	-7.892 *** (-8.779)
fd		-1.722 * (-2.068)						
hhi				792.980 *** (2.956)				
$nplr$						-2.063 * (-1.963)		
ihi								13.477 *** (3.735)
常数项	13.448 * (1.920)	-382.168 *** (-6.633)	0.408 *** (50.456)	-513.384 *** (-5.001)	-5.184 (-1.317)	-168.739 *** (-3.495)	3.006 * (2.048)	-198.560 *** (-3.519)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	128	128	160	160	160	160	160	160
R^2	0.335	0.573	0.998	0.468	0.869	0.469	0.552	0.488

(二)调节作用检验

1. 城镇化水平的调节作用

中国正处于城镇化快速发展的阶段, 城镇化发展促进了互联网及移动设备的普及, 由此会提升科技平台对用户信息的捕捉能力, 并且城镇化发展缩小了地区经济增长及收入水平的差距, 因此城镇化水平可能会对数字金融与银行系统性风险的关系产生影响。因此, 我们在基准模型中引入城镇化水平与数字金融的交互项, 构建如下拓展模型:

$$SR_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{j,t} + \beta_2 urban_{j,t} + \beta_3 urban_{j,t} \times DF_{j,t} + \beta_4 X_{i,j,t} + \beta_5 Z_t + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (10)$$

表5的第(1)、第(4)列报告了城镇化水平调节作用的检验结果。第(1)列回归中, $urban \times ln df$ 系数为 -0.061, 且在 5% 显著性水平上显著, 说明城镇化水平对数字金融对银行系统性风险的影响具有正向调节作用, 城镇化水平提高加剧了数字金融对银行系统性风险的促进作用。第(2)列回归中, $urban \times ln wide$ 的系数为 -0.121, 且在 1% 显著性水平上显著。说明城镇化水平提高加剧了数字金融覆盖广度对银行系统性风险的促进作用。第(3)列回归中, $urban \times ln depth$ 的系数为 0.043, 且在 1% 显著性水平上显著。说明城镇化水平提高减弱了数字金融使用深度对银行系统性风险的

促进作用。第(4)列回归中, $urban \times Indigital$ 的系数不显著,说明城镇化水平对数字金融数字化程度对银行系统性风险的影响不存在调节作用。

2. 内需市场规模的调节作用

国际贸易与内需市场是拉动中国经济增长的两大支柱,改革开放以来中国一直保持着较高的贸易依存度,但近几年来由于内需市场规模扩大及国际政治动荡,中国贸易依存度逐年下降。截至 2020 年,中国对外贸易占 GDP 的比重已下降至 30% 左右。构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局已成为中国经济高质量增长的必由之路。内需市场规模提高会提升信贷需求,由此加大信贷缺口,从而可能对数字金

融与银行系统性风险的关系产生影响。因此,本文在基准模型中引入内需市场规模与数字金融的交互项,构建如下拓展模型:

$$SR_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{j,t} + \beta_2 dm_t + \beta_3 dm_t \times DF_{j,t} + \beta_4 X_{i,j,t} + \beta_5 Z_t + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (11)$$

表 5 的第(5)列、第(8)列报告了内需市场规模调节作用的检验结果。第(5)列回归中, $dm \times lndf$ 系数为 0.800,且在 1% 显著性水平上显著,说明内需市场规模对数字金融对银行系统性风险的影响具有负向调节作用,内需市场规模提高减弱了数字金融对银行系统性风险的促进作用。第(6)列回归中, $dm \times lnwide$ 的系数不显著,因此,内需市场规模对数字金融覆盖广度对银行系统性风

表 5 调节作用检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$lndf$	-10.573 *** (-11.014)				-23.283 *** (-5.526)			
$lnwidth$		-10.475 *** (-8.856)				-3.876 (-0.993)		
$lndepth$			-9.112 *** (-7.804)				1.145 (0.892)	
$Indigital$				-3.533 *** (-7.570)				-8.257 *** (-7.849)
$urban$	0.083 (0.505)	0.117 (0.552)	0.386 *** (3.173)	-0.005 (-0.029)				
$urban \times lndf$	-0.061 ** (-2.258)							
$urban \times lnwide$		-0.121 *** (-2.993)						
$urban \times lndepth$			0.043 *** (3.574)					
$urban \times Indigital$				0.009 (0.459)				
dm					0.741 *** (5.515)	0.236 * (1.754)	0.702 *** (3.972)	-0.001 (-0.006)
$dm \times lndf$					0.800 *** (3.101)			
$dm \times lnwidth$						-0.088 (-0.346)		
$dm \times lndepth$							-0.753 *** (-10.677)	
$dm \times Indigital$								0.537 *** (3.485)
常数项	-176.201 *** (-3.430)	-215.110 *** (-3.375)	-93.064 ** (-2.197)	-78.467 * (-1.795)	-547.857 *** (-5.479)	-173.262 * (-2.063)	-52.057 (-0.780)	-116.487 ** (-2.888)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	144	144	144	144	160	160	160	160
R^2	0.712	0.591	0.650	0.660	0.586	0.348	0.511	0.627

险的影响不存在调节作用。第(7)列回归中, $dm \times \ln depth$ 的系数为 -0.753 ,且在 1% 显著性水平上显著,说明内需市场规模提高加剧了数字金融使用深度对银行系统性风险的促进作用。第(8)列回归中, $urban \times \ln digital$ 的系数为 0.537 ,且在 1% 显著性水平上显著,说明内需市场规模提高减弱了数字金融数字化程度对银行系统性风险的促进作用。

(三)数字金融具体功能渠道的影响

本文将利用数字金融使用深度指数的 6 个三级指标(维度),进一步考察数字金融具体功能渠道对银行系统性风险的影响。

表 6 报告的检验结果中 $\ln payment$ 、 $\ln loan$ 及

$\ln credit$ 的回归系数不显著, $\ln insurance$ 、 $\ln investment$ 的系数分别为 -1.674 、 -3.554 ,且均在 1% 的显著性水平上显著, $\ln fund$ 的系数为 2.415 ,且在 5% 的显著性水平上显著。以上回归结果表明,数字金融通过保险、投资两大功能促进了银行系统性风险,通过货币基金功能抑制了银行系统性风险。投资功能系数绝对值相较于保险功能系数绝对值更大,原因可能在于,相对于传统银行,第三方数字金融平台理财在收益水平、风险程度与变现能力层面均具有优势,通过数字金融进行投资理财挤占了传统银行的资金来源,由此对银行盈利能力形成负面冲击,从而促进了银行系统性风险。

表 6 数字金融具体功能渠道对银行系统性风险影响的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln payment$	-2.808					
	(-1.726)					
$\ln insurance$		-1.674 ***				
		(-7.643)				
$\ln fund$			2.415 **			
			(2.342)			
$\ln investment$				-3.554 ***		
				(-5.203)		
$\ln loan$					-0.288	
					(-0.222)	
$\ln credit$						-0.452
						(-0.280)
常数项	-117.956 **	-128.539 **	159.523	-457.734 ***	-63.658	-616.846 **
	(-2.369)	(-2.595)	(1.266)	(-6.127)	(-1.417)	(-2.494)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	160	160	96	112	160	64
R^2	0.284	0.327	0.704	0.601	0.269	0.819

五、结论与政策建议

本文选取 2011—2020 年中国 16 家上市银行年度数据,实证检验了数字金融对银行系统性风险的影响及其作用机制。本文主要结论归纳为:①数字金融发展促进了银行系统性风险。相对于数字金融使用深度与数字化程度,数字金融覆盖广度对银行系统性风险的促进力度更大。②数字金融对银行系统性风险的影响存在异质性特征。相对于国有银行部门,数字金融对非国有银行部门系统性风险的促进力度更大。③金融脱媒、银行业竞合、风险承担及贷款集聚在数字金融与银行系统性风险的关系中承担着多重中介作用。数字金融通过金融脱媒渠道促进了银行系统性风险,但通过银行

业竞合、风险承担及贷款集聚渠道抑制了银行系统性风险。金融脱媒渠道的促进作用对冲了银行业竞合、风险承担及贷款集聚渠道的抑制作用,由此促进了银行系统性风险。“数字金融—金融脱媒/银行业竞合/风险承担/贷款集聚—银行系统性风险”的传导渠道均有效。④城镇化水平对两者关系具有正向调节作用,城镇化水平提高会加剧数字金融对银行系统性风险的促进作用。⑤内需市场规模对两者关系具有负向调节作用,内需市场规模提升会减弱数字金融对银行系统性风险的促进作用。⑥针对数字金融具体功能渠道影响的进一步分析表明,数字金融在保险与投资功能渠道促进了银行系统性风险,在货币基金功能渠

道抑制了银行系统性风险,但在支付、信贷、信用等功能渠道对银行系统性风险的影响无效。

针对上述结论,本文给出如下政策建议:①金融监管部门需要构建针对第三方数字金融平台的投资理财业务监测机制,并科学设定第三方数字金融平台投资理财业务的规模上限,一旦监测到第三方数字金融平台的投资理财业务超越阈值水平,则责令其暂停数字金融业务,以此来降低第三方数字金融平台高企的投资理财收益率引发银行业存款资金分流的金融脱媒效应,从而有助于抑制银行业系统性风险。②金融监管部门需要构建银行业内部数字化金融业务共享网络平台,责令银行业在数字化金融业务共享网络平台上逐步开展存贷业务及理财业务,以此来引导银行业传统业务的数字化转型。此外,金融监管部门还需要在数字化金融业务共享网络平台上引导银行业有序竞争,并鼓励不同银行部门之间开展数字化业务合作,以此来推进银行业由竞争向竞合关系的转变,从而有助于提升银行业竞合效应,进而有助于抑制银行业系统性风险。③金融监管部门需要联合相关政府部门共同构建及完善个人或企业信用数据库、行业发展数据库、地区金融生态数据库、地区市场化进程数据库等专业数据库,并将相关数据库统一纳入银行业内部数字化金融业务共享网络平台,以此来提升银行业在开展数字化信贷业务过程中的风险甄别能力,从而有助于抑制银行业系统性风险。④针对城镇化水平的调节作用,金融监管部门需要联合地方政府加大低城镇化水平地区网络基础设施建设,并引导第三方数字金融平台在低城镇化水平地区加大数字金融业务规模,以此来缓解低城镇化水平地区企业融资约束,从而有助于降低银行业实施普惠金融带来的指令性贷款风险。与此同时,金融监管部门需要引导银行业利用高城镇化水平地区网络基础设施优势加大开展数字金融业务,并严格约束第三方数字金融平台的业务规模及收益率水平,以此来防范第三方数字金融平台在高城镇化水平地区引发过大的金融脱媒效应而加大银行业系统性风险。⑤针对内需市场规模的调节作用,金融监管部门需要构建

银行业数字化业务与第三方数字金融平台业务的协同监管机制。一方面,应强化对银行业数字化信贷及理财业务的风险监管,以此来约束银行业数字金融业务的风险承担,从而有助于抑制银行业系统性风险;另一方面,为满足新发展格局下不断扩大的内需市场规模,应合理配置银行业数字化业务与第三方数字金融平台业务的规模占比,以此来引导银行业与第三方数字金融平台的有序竞争,从而有助于抑制银行业系统性风险。

参考文献:

- [1] BADEN-FULLER C, HAEFLIGER S. Business models and technological innovation[J]. Long range planning, 2013, 46(6):419-426.
- [2] 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),2018,17(4):1557-1580.
- [3] 徐子尧,张莉沙,刘益志. 数字普惠金融提升了区域创新能力吗[J]. 财经科学,2020(11):17-28.
- [4] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. 科研管理,2021,42(4):158-169.
- [5] 谢雪燕,朱晓阳. 数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J]. 国际金融研究,2021(1):87-96.
- [6] OLIVER W. Accelerating financial inclusion in south-east asia with digital finance[R]. Asian Development Bank,2017.
- [7] ZHANG X, TAN Y, HU Z H, et al. The trickle-down effect of fintech development: from the perspective of urbanization[J]. China & world economy,2020(1):23-40.
- [8] 方观富,许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗?——来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济学研究,2020,35(2):75-86.
- [9] 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.
- [10] MORSE A. Peer-to-Peercrowdfunding: information and the potential for disruption in consumer lending[R]. NBER Working Paper,2015.
- [11] 顾海峰,杨立翔. 互联网金融与银行风险承担:基于中国银行业的证据[J]. 世界经济,2018,41(10):75-100.
- [12] 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.
- [13] 李优树,张敏. 数字普惠金融发展对系统性金融风险

- 的影响研究[J]. 中国特色社会主义研究,2020(21): 26-34.
- [14] 杨子晖,周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击[J]. 中国社会科学,2018(12):69-90,200-201.
- [15] MESLIER C, TACNENG R, TARAZI A. Is bank income diversification beneficial? evidence from an emerging economy [J]. Journal of international financial markets, institutions and money,2014(31):97-126.
- [16] DELLARICCIA G, LAEVEN L, SUAREZ G. Bank leverage and monetary policy's risk-taking channel: evidence from the united states[J]. Journal of finance,2017,72(2): 613-654.
- [17] 陈国进,蒋晓宇,赵向琴. 货币政策、宏观审慎监管与银行系统性风险承担[J]. 系统工程理论与实践,2020,40(6):1419-1438.
- [18] 张肖飞,徐龙炳. 金融衍生工具与银行系统性风险[J]. 国际金融研究,2020(1):76-85.
- [19] 顾海峰,卞雨晨. 跨境资本流动、贷款集中与银行系统性风险:如何理解宏观审慎政策和国际金融环境的作用? [J]. 世界经济研究,2021(10):39-54,86,135.
- [20] 黄益平,邱晗. 大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界,2021,37(2):12-21,50.
- [21] 刘晓星,姚登宝. 金融脱媒、资产价格与经济波动:基于 DNK-DSGE 模型分析[J]. 世界经济,2016,39(6): 29-53.
- [22] 顾海峰,卞雨晨. 跨境资本流动、流动性错配与银行稳定性——基于银行盈利能力与风险承担能力双重视角[J]. 经济学家,2021(6):32-41.
- [23] GABOR D, BROOKS S. The digital revolution in financial inclusion: international development in the fintech era [J]. New political economy,2017,22(4):423-436.
- [24] 郭晔,赵静. 存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究[J]. 金融研究,2017(6):81-94.
- [25] DRASCH J, SCHWEIZER A. Integrating the “troublemakers”: a taxonomy for cooperation between banks and fintechs [J]. Journal of economics and business,2018,100(4):26-42.
- [26] ANDREAS F, MATTHEW P, PHILIPP S, et al. The role of technology in mortgage lending[J]. The review of financial studies,2019,32(5):1854-1899.
- [27] JAGTIANI J, LEMIEUX C. Theroles of alternative data and machine learning in fintech lending: evidence from the lending club consumer platform[J]. Financial management, 2019,48(4):977-1097.
- [28] 吴桐桐,王仁曾. 数字金融、银行竞争与银行风险承担——基于 149 家中小商业银行的研究[J]. 财经论丛, 2021(3):38-48.
- [29] 龚晓叶,李颖. 金融科技对普惠金融“悖论”的影响——基于中国银行业风险承担水平的证据[J]. 证券市场导报,2020(9):33-43.
- [30] MEHROTRA A, YETMAN J. Financial inclusion-issues for central bank[J]. Bis quarterly review,2015(3):83-96.
- [31] ADRIAN T, BRUNNERMEIER M K. CoVaR [J]. American economic review, 2016,106(7):1705-1741.
- [32] ACHARYA V V, PEDERSEN LH, PHILIPPON T, et al. Measuring systemic risk[J]. Review of financial studies, 2017,30(1):2-47.
- [33] 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.

(本文责编:王延芳)