

数字信贷发展对区域金融风险的影响

——基于非金融企业部门的视角

宋 鹭 李佳林 方 意

党的二十届四中全会对“十五五”时期加快建设金融强国提出明确要求，强调“构建风险防范化解体系、保障金融稳健运行”。当前，我国区域间发展仍存在一定差异，局部金融风险的累积不仅影响本地区金融稳定，还可能对其他关联区域产生外溢效应。防范和化解区域金融风险，是系统性风险“早识别、早预警、早暴露、早处置”机制建设的重要环节。从内涵来看，狭义的区域金融风险主要指金融体系内部风险，涵盖银行、证券、保险等机构；广义的区域金融风险则进一步延伸至实体经济中的非金融企业、政府及住户等部门。实体经济作为金融风险的重要来源与承载主体，其资产负债状况与金融体系紧密关联，因而金融风险防控有必要前移至实体经济债务层面。而实体经济三部门中，非金融企业部门宏观杠杆率最高，与金融部门存在紧密的债权债务依赖关系和复杂的信贷网络联结，其财务健康状况不仅影响企业自身经营，也可能波及市场预期，是区域金融风险的重要来源。因此，基于非金融企业的视角进行区域金融风险测度，有助于基于微观机制揭示风险来源，为风险识别与管理提供依据。

为推动经济与金融良性互动、提升金融服务实体经济效能，“十五五”规划建议强调做好金融“五篇大文章”，其中数字金融已成为重要发展方向。数字信贷作为数字金融的关键业态，泛指运用数字技术实现的信贷服务，相比传统信贷，具有即时性、自动化与跨区域特征。近年来，数字信贷快速发展，在提升金融服务可得性和便利性、助力金融更好服务实体经济等方面发挥了积极作用。同时，数字技术的嵌入也改变了金融风险的传导路径，使得跨部

门、跨区域的风险溢出呈现新的特征。因此，探究数字信贷发展对区域金融风险的影响，能够为防范化解重大金融风险提供参考，具有一定的研究意义与政策价值。

本文基于2011—2022年中国5679家非金融上市企业的微观数据，构建了省级区域金融风险指数，并采用双向固定效应空间杜宾模型，对数字信贷发展与区域金融风险的关系进行实证检验，得到以下主要结论：第一，本文从微观企业层面出发构建的综合企业经营风险、流动性风险、破产风险与市场风险构建的区域金融风险指数，能较好反映实体经济波动带来的金融风险变化。区域金融风险指数在2015年各个省级行政区都显著提升；而随着供给侧结构性改革的推进，2016年各地区金融风险显著降低；2020年起，受疫情影响，各地区金融风险又出现一定程度的上升。第二，数字信贷发展不仅对本地区金融风险具有显著的缓解作用，还能通过空间溢出效应降低其他地区的风险，且这种效应随时间推移持续深化。进一步对区域金融风险的子维度进行分析发现，数字信贷主要通过缓解流动性风险和经营风险来降低整体风险。从空间尺度看，数字信贷的风险缓释效应在城市群之间存在溢出壁垒。第三，机制分析表明，数字信贷发展主要通过降低信息不对称程度和促进地区金融竞争的渠道降低本地区的金融风险；通过加强区域间资本流动与贸易联系，进一步扩大对其他地区金融风险的缓释作用。

基于以上研究结论，并结合当前我国金融风险防范和数字信贷发展的现实情况，提出以下政策建议。

第一，加强数字金融基础设施建设。一方面，推动公共信用信息平台的建设与互联互通，从而为数字信贷提供更高质量的数据支持，更好发挥其降低信息不对称程度的作用。另一方面，对金融基础设施相对薄弱的地区，加大互联网与通信设施投入，提升新技术应用水平，拓展数字信贷服务的覆盖面与效率。在此基础上，鼓励金融机构与科技企业合作，优化数字信贷平台功能，提供多元化、高效率的融资渠道与信贷服务，同时通过财税激励等方式，引导金

融机构扩大服务范围，深化数字信贷的普及与应用，更好满足实体经济融资需求。

第二，系统推进数字信贷发展，增强其对区域金融风险的可持续缓释作用。以数字信贷为抓手，进一步加强数字经济与实体经济融合发展，降低系统性风险的发生概率。同时，为提升数字信贷的风险缓释外溢效应，应充分利用大数据的便利性，破除区域壁垒，加强地区间的资本流动和贸易联系，通过完善物流、信息流和资金流的跨区域通道，促进资源要素的高效流动，降低融资约束与信息不对称水平，增强数字信贷正向溢出效应的传导效率和放大效果。

家庭规模小型化与商业保险需求： 影响效应、传导机制及演变趋势

翟光宇 薛严慨

党的二十大报告明确将“人口规模巨大的现代化”确立为中国式现代化的五大特色之一；二十届中央财经委员会第一次会议进一步作出“以人口高质量发展支撑中国式现代化”的战略部署，凸显了人口要素对国家发展全局的重要影响，以及全面认识、正确看待我国人口发展新形势的必要性。当前，我国人口发展呈现出“总人口增速明显放缓、生育水平持续走低、老龄化程度加深、家庭小型化、区域不平衡”的显著特征。其中，除广受关注的老龄化与少子化外，家庭规模小型化也正在深刻重塑我国社会经济运行的微观基础。2020年第七次全国人口普查数据显示，我国家庭平均户规模已由2010年的3.10人/户降至2.62人/户，跌破了传统的“三口之家”数量线。随着家庭规模的缩小，传统家庭内生的互助共济与风险分担功能出现弱化，居民对外部保障的诉求日益凸显。而作为兼具市场效率与社会互助属性的风险管理工具，商业保险在填补家庭保障缺口方面具有天然优势，高度契合“十五五”规划建议中关于

《数字信贷发展对区域金融风险的影响》附录

附录 1 变量定义与描述性统计

附表 1 企业变量的描述性统计

Variable	N	mean	sd	min	p50	max
总资产（亿元）	46002	122.1	313.3	1.950	33.00	2341
流动资产（亿元）	45990	59.73	145.9	1.030	18.30	1094
流动负债（亿元）	46002	48.32	131.9	0.290	10.08	973.5
总负债（亿元）	46002	70.39	207.4	0.350	12.52	1562
长期负债（亿元）	46002	20.00	71.11	0.000	1.330	558.0
总市值（亿元）	44592	112.5	186.2	9.690	53.65	1301
营业利润（亿元）	45927	3.910	12.24	-18.70	1.040	85.80
股价波动率	44523	0.505	0.300	0.192	0.440	2.491

附表 2 回归变量定义与描述性统计

变量名称	Variable	变量定义	N	mean	sd	min	p50	max
区域金融风险	<i>Risk</i>	区域金融风险指数	372	0.325	0.113	0.091	0.310	0.827
数字信贷	<i>Digital Credit</i>	北大数字普惠金融指数 数字信贷子指数	372	156.8	71.66	12.05	159.3	303.7
经济增速	<i>gGDP</i>	GDP 增长率	372	0.076	0.032	-0.050	0.078	0.164
失业率	<i>Unemployment</i>	城镇登记失业率 ¹	372	0.034	0.027	0.010	0.033	0.510
金融发展	<i>FinDevelop</i>	金融机构存贷款余额/GDP	372	3.389	1.198	1.530	3.145	7.900
金融监管	<i>FinRegulation</i>	金融监管支出额	372	16.62	23.31	0.070	8.515	161.1
产业结构	<i>Industry</i>	第三产业/第二产业*0.8 +第二产业/第一产业*0.2	372	2.880	3.572	1.110	1.820	25.94
对外开放	<i>Open</i>	货物进出口总额/GDP	372	0.261	0.277	0.010	0.140	1.470
信息不对称	<i>Opaque</i>	累积可操纵应计利润	372	0.148	0.050	0.012	0.139	0.418
金融竞争	<i>DISP</i>	分析师预测离散度	372	0.268	0.168	0.084	0.236	0.692
	<i>HHI</i>	赫芬达尔-赫希曼指数	372	0.101	0.095	0.038	0.078	0.671
	<i>FinTech</i>	金融科技公司数量对数值	372	4.379	1.842	0.000	4.412	7.698

附录 2 区域金融风险指数构建

（一）违约距离计算过程

Black-Scholes-Merton 基本模型如下：

$$A_m = D_m + J_m \quad (A1)$$

其中， A_m 为资产市场价值， D_m 为负债市场价值， J_m 为权益市场价值。权益市场价值 J_m 被视为资产市场价值的隐性看涨期权：

$$\begin{cases} J_m = N(d_1)A_m - \overline{DB}e^{-rT}N(d_2) \\ J_m\sigma_J = A_m\sigma_A N(d_1) \end{cases} \quad (A2)$$

¹ 由于 2022 年起不再公布城镇登记失业率，2022 年数据使用城镇调查失业率变化水平估算。

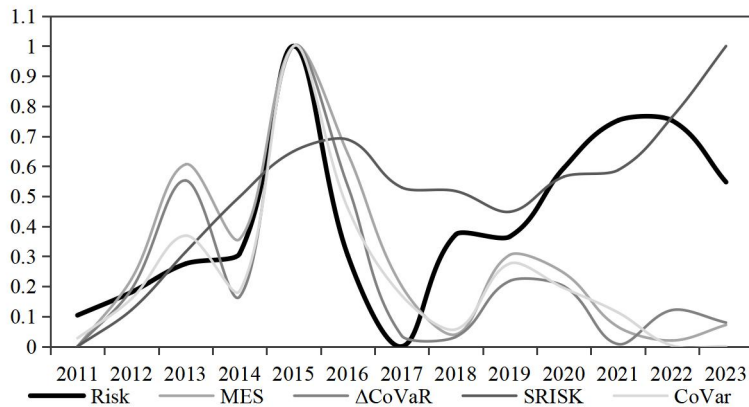
$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{A_m}{\overline{DB}}\right) + \left(r + \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{T} \quad (A3)$$

其中， \overline{DB} 代表债务违约点，选取短期负债与1/2长期负债之和计量； r 为无风险利率，选取一年期国债收益率计量； T 为1年；各省的 J_m 通过将各企业市值在省级层面上加总得到； σ_j 代表股权波动率，通过计算各企业年化日股权市值收益标准差得到各企业每年的股权波动率，进而计算市值加权平均得到各省股权波动率水平，数据来源为CSMAR数据库。基于以上模型，给定各省份权益市场价值（ J_m ）与股权波动率（ σ_j ），可以解出资产波动率（ σ_A ）与资产市场价值（ A_m ），违约距离为 $DD = (A_m - \overline{DB}) / A_m\sigma_A$ 。

（二）区域金融风险指数有效性论证

1. 一致性

为进一步验证本文构建的区域金融风险指数的合理性与有效性，本文首先将其与传统基于金融机构视角度量的风险指标进行对比分析。具体而言，基于上市金融机构的微观数据计算边际预期损失（MES）、条件在险价值（CoVaR）、 $\Delta CoVaR$ 以及系统性风险贡献（SRISK）作为衡量风险的代表性指标，由于这些指标是基于上市金融机构数据计算得出的，在省级层面存在样本稀疏性，难以得到区域金融风险水平，因此将传统金融机构风险指标的全国平均水平与本文构建的风险指数的全国平均水平标准化后进行时序对比，数据来源于CSMAR数据库。如附图1所示，在关键事件期间，指标反映出较为同步的风险上升或下降趋势。例如，在2015年资本市场剧烈波动以及2018年起的贸易摩擦期间，指标均显示出明显的风险上升态势；而在2016—2017年间，供给侧结构性改革叠加金融监管加强，有效缓释了金融风险，指标均在该阶段呈现出风险下降的趋势。这种同步性体现了本文指标能够有效识别系统性风险发生的关键时点，与金融市场层面的风险度量结果在方向上保持较强一致性。



附图1 2011年至2023年全国金融风险指数对比

此外，本文所构建指数与传统金融风险指标之间的皮尔逊相关系数显示，本文指数与各传统指标在整个样本区间（2011—2023年）多呈现出中等强度的正相关关系，在2011—2017年样本区间内则表现出高度相关性，在统计上再次验证了它们之间存在一定的联动性与一致性。

附表3 本文构建的区域金融风险指数与传统金融风险指标的相关系数

	2011-2023	2011-2017
MES	0.2662	0.8685
$\Delta CoVaR$	0.4107	0.8988
SRISK	0.5786	0.4902

<i>CoVar</i>	0.3959	0.9381
<i>Mean</i>	0.5024	0.8765

注：*Mean* 为对标准化后的 *MES*、*SRISK*、 $\Delta CoVaR$ 和 *CoVaR* 取平均得到的平均传统金融风险指数。

2. 前瞻性

本文所构建的指标也存在一定程度的前置效应。从附图 1 中可以看出，贸易摩擦所带来的风险提升在 $\Delta CoVaR$ 和 *MES* 等指标中存在一定滞后效应，表明源于实体经济的冲击会首先并更剧烈地体现在企业端的财务健康状况上。因此，本文从微观企业层面出发构建的区域金融风险指数能够更灵敏、更及时地捕捉到金融风险的早期信号，具有一定的前瞻性与有效性。此外，附表 4 汇报了 2011—2023 年全样本期与 2015—2023 年子样本期的格兰杰因果检验结果（ χ^2 统计量）。全样本期内，本文构建的区域金融风险指数对多数传统风险指标表现出显著预测效力，但反向的格兰杰因果关系在全样本期也普遍存在；而在 2015—2023 年子样本期，本文构建的区域金融风险指数的预测能力呈现系统性强化，其对传统指标的格兰杰因果效应基本达到 1% 显著水平，且传统指标对本文构建的区域金融风险指数的预测关系不再显著，证实了本文构建的区域金融风险指数具备一定的前瞻性。

附表 4 本文构建区域金融风险指数与传统金融风险指标格兰杰因果关系检验

<i>x:Risk</i>	2011-2023		2015-2023	
	<i>x</i> → <i>y</i>	<i>y</i> → <i>x</i>	<i>x</i> → <i>y</i>	<i>y</i> → <i>x</i>
<i>MES</i>	301.3***	13.32***	43.09***	3.552
$\Delta CoVaR$	8.085**	7.541*	8.271***	0.504
<i>SRISK</i>	21.11***	1130***	0.295	1.441
<i>CoVar</i>	2.431	2.020	9.680***	1.255
<i>Mean</i>	21.17***	10.56**	9.236***	0.130

注：表格中汇报的是 χ^2 （卡方值），***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

附录 3 空间相关性分析

本文选择地理经济嵌套矩阵作为空间权重矩阵，即 $W_{ij}^{de} = 0.5 \times W_{ij}^d + 0.5 \times W_{ij}^e$ ，其中 W_{ij}^d 为地理距离矩阵，通过两地之间的距离平方倒数来度量； W_{ij}^e 为经济距离矩阵，通过两地之间 GDP 差值绝对值的倒数来计算。2011—2022 年数字信贷与区域金融风险的 Moran's I 计算结果如附表 5 所示，Moran's I 指数在绝大多数年份显著大于 0，说明 31 个省级行政区的金融风险及数字信贷存在较为显著的空间正向自相关，具有正向空间溢出效应。

附表 5 空间自相关检验

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
数字信贷	0.125***	0.119***	0.168***	0.151***	0.211***	0.216***	0.206***	0.217***	0.232***	0.242***	0.252***	0.230***
<i>Risk</i>	0.131***	0.042	0.104***	0.125***	0.096***	0.105***	0.085**	0.042	0.050*	-0.064	0.003	0.066**

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

附录 4 稳健性检验

（一）内生性处理

为解决内生性问题，首先采用广义空间两阶段最小二乘（GS2SLS）模型进行处理。广义空间两阶段最小二乘（GS2SLS）使用空间滞后项作为工具变量进行回归，可以有效控制内生性问题（Drukker et al., 2013）。附表 6 第（1）列为选择一阶空间滞后项的回归结果，第（2）列为选择二阶空间滞后项的回归结果，数字信贷系数均显著为负，支持基准回归的

稳健性，进一步验证本地区与其他地区数字信贷发展对金融风险的缓解作用。其次，进行核心解释变量滞后一期回归。考虑到数字信贷发展对区域金融风险的影响可能具有一定的滞后性，同时为缓解模型的内生性，采用数字信贷变量的一阶时间滞后项作为核心解释变量重新进行回归分析，回归结果如附表 6 第（3）列所示，与基准回归结果保持一致。

附表 6 内生性处理结果

	(1)	(2)	(3)
	GS2SLS		滞后 1 期
<i>Digital Credit</i>	-0.0178*	-0.0170*	-0.0536***
	(-1.9578)	(-1.9288)	(-4.2379)
<i>WDigital Credit</i>			-0.1259***
			(-3.1211)
直接效应			-0.0499***
			(-3.7451)
间接效应			-0.0668**
			(-2.3947)
总效应			-0.1167***
			(-4.1634)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	372	372	372
<i>Adj. R</i> ²	0.2872	0.2911	0.0001

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号中为 *t* 值，下表同。

（二）其他稳健性检验

替换金融风险指数。(1) 替换省级指标计算方法，通过计算企业指标在各省份的市值加权平均得出各省指数 (*Risk_Co*)；(2) 更换权重计算方式，计算简单算术平均构建指数 *Risk_AVG*、基于主成分分析法构建指数 *Risk_PCA*，以及以各子指标的波动性倒数占所有子指标波动性倒数之和的比例作为权重计算指数 *Risk_IVW*。回归结果如附表 7 Panel A 所示，与基准回归保持一致。

替换数字信贷指数。本部分使用北京大学中国商业银行数字化转型指数作为数字信贷的替代变量进行稳健性检验。一方面，商业银行数字化转型指数可以作为商业银行在各省份数字信贷服务深度的测度。另一方面，考虑到商业银行除总行外会在其他地区开设分支机构，银行物理网点的空间分布在一定程度上反映了各省份信贷服务的广度。银行物理网点的扩张能够提高金融可及性，从而方便企业信贷，商业银行在各地区分支机构的数量也能够反映不同地区对于信贷的需求差异，且分支机构不仅承担数字产品的推广和客户教育功能，更是银行在本地开展风控与服务的重要基础，影响商业银行数字信贷业务在各地区的渗透与服务效率。具体地：(1) 本文使用金融机构许可证数据，通过计算各银行数字化转型指数与其在每个省份分支机构数量的乘积得到各银行在每个省份的综合数字化转型指数，进而在省份上总计计算出各省份的商业银行数字化转型总指数，将其命名为 *DCI*。(2) 考虑到近几年存在网点撤并的现象，为防止低估实体网点数量反映出的信贷需求，针对出现分支机构总数下降情况的银行，用下降前一年的分支机构数量作为后续年份的替代，剔除网点撤并现象的干扰，

得到数字信贷指数 $DC2$ 。(3) 考虑到基准回归中的数字信贷指数主要是基于一家代表性金融科技公司的地区数字信贷水平, 而 $DC1$ 则是基于商业银行数据得到的地区数字信贷水平, 二者在数据来源与测度视角上具有较强的互补性, 本文进一步计算二者平均值得到 DC_mean 。(4) 为更精准地捕捉数字化转型指数中数字信贷相关部分, 使用数字化转型指数中的业务数字化子指数替代数字化转型总指数进行计算, 命名为 DC_YW 。回归结果如附表 7 Panel B 所示, 直接效应与间接效应均显著为负, 与基准回归保持一致。

附表 7 稳健性检验结果

Panel A: 替换风险指数				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Risk_Co</i>	<i>Risk_PCA</i>	<i>Risk_mean</i>	<i>Risk_IVW</i>
直接效应	-0.0593*** (-3.2017)	-0.1344*** (-5.9917)	-0.0458*** (-3.2211)	-0.0263* (-1.9029)
间接效应	-0.0935* (-1.9224)	-0.1675** (-2.1933)	-0.0967** (-2.2798)	-0.0928** (-2.2443)
总效应	-0.1528*** (-3.3265)	-0.3019*** (-3.9980)	-0.1425*** (-3.4845)	-0.1191*** (-2.9858)
样本量	372	372	372	372
<i>Adj. R</i> ²	0.0842	0.0184	0.0733	0.0781
Panel B: 替换数字信贷指数				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DC1</i>	<i>DC2</i>	<i>DC_mean</i>	<i>DC_YW</i>
直接效应	-0.1364** (-2.2039)	-0.1221** (-1.9631)	-0.1295*** (-4.0044)	-0.1516** (-2.4449)
间接效应	-0.5481*** (-2.6798)	-0.4699** (-2.2854)	-0.2883*** (-2.8756)	-0.4156** (-2.0693)
总效应	-0.6846*** (-3.2204)	-0.5919*** (-2.7512)	-0.4178*** (-4.2706)	-0.5673*** (-2.6922)
样本量	341	341	341	341
<i>Adj. R</i> ²	0.0883	0.0892	0.0888	0.0821
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes