

人民币货币锚地位筑牢基础，避免高关税对人民币国际化产生持续负面冲击。

第二，深化贸易转移与对外投资，巩固亚洲产业链核心地位。依托 RCEP 等区域经贸合作机制，重点加强与东南亚等亚洲经济体的贸易投资往来，降低对美市场依赖。持续加大对“一带一路”沿线国家与亚洲周边地区的直接投资，强化中国在区域产业链、供应链中的中心地位，依托真实贸易投资需求提升人民币跨境计价、结算份额，形成人民币网络外部性，持续抬升人民币货币锚水平。

第三，强化区域货币合作，防范外部围堵风险。针对美国全球关税政策的外溢影响，加强与主要贸易伙伴的政策协调，凝聚维护多边贸易体系的共识。深化与亚洲及新兴经济体的双边本币互换、汇率协调等货币合作，主动拓展人民币结算和双边本币结算，降低美元波动与美国单边政策的冲击，稳步扩大人民币货币锚的覆盖范围与影响力。

金融分权、信贷错配与地方中小银行风险

肖 锐 艾思静 洪 正

我国中小金融机构改革化险已取得重要阶段性成效，但以城市商业银行和农村商业银行为代表的地方中小银行潜在危机仍然较为突出。2025 年《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》中特别强调要推进中小金融机构风险有序化解。于地方中小银行而言，首先要厘清其潜在危机的产生机理，才能针对性制定措施以更好实现在经济发展中有序化险。

针对我国地方中小银行潜在危机，现有研究认为其成因主要包括：外部层面，地方分权竞争背景下，地方财政压力与债务扩张促使地方中小银行将信贷集中于长周期、低收益项目；内部层面，核心问题在于内部人控制、大股东制衡缺失等公司治理缺陷。这些研

究普遍隐含两个有待商榷的假设：一是将地方产业结构视为静态不变，二是默认地方政府及其控股国企的投资行为缺乏效率。而在现实中，我国地方国企与民营企业按资本密集度形成的产业结构处于动态调整过程。作为发展型政府，地方政府通过国企在资本密集型产业升级中发挥了重要先导作用，这一积极功能应予以重视。这也意味着，地方政府需要借助相应的金融制度安排，对地方信贷资源进行配置，即确定国企与民营企业之间的信贷分配比例。金融分权正是这类在实践中隐性或显性存在的制度安排，其核心是发展型政府与市场之间对金融资源配置权与控制权的划分。若地方政府过度干预、地方债务等因素引发了地方中小银行的风险乃至潜在危机，那么，以金融资源配置权与控制权向市场转移为特征的金融分权，能否有效降低地方中小银行的潜在危机？

本文通过相关事实与数据梳理，初步得到肯定答案，且发现地方产业结构与信贷错配在金融分权影响地方中小银行潜在危机的过程中扮演着关键作用。因此，本文在地方产业结构升级框架下，构建了一个包含居民、企业（国企与民企）及银行在内的三期模型，采用全局博弈分析方法，尝试厘清金融分权影响地方中小银行危机的理论逻辑。从金融分权视角来看，地方中小银行危机是地方政府与市场之间在金融资源控制权分配上的不合理安排，进而诱发信贷在不同产业间错配的结果。地方政府通过金融分权制度来分配地方中小银行信贷，支持国企完成产业跃升，提升中间品产出，随后支持民企快速完成资本积累和产业跃升。若民企与国企处于各自具有比较优势的领域，且民企效率相对更高，深化金融分权有助于改善信贷配置效率，降低地方中小银行潜在危机。但以国企为主导的投资驱动型产业升级易出现失衡：例如国企过度超前布局、在缺乏优势的领域延迟退出，挤占本应流向民企的信贷资源，使民企被锁定在低附加值产业。在此情况下，金融分权反而会加剧信贷产业错配，催生不良资产，抬升地方中小银行潜在危机。因此，金融分权能否有效降低地方中小银行潜在危机，高度依赖于地方产业结构升

级是否合理，此外在表现为民企能否进入更高层级产业且效率相对国企是否具备足够优势。

随后，本文利用2008—2023年我国303家样本银行数据，结合银行危机事件和监管指标阈值构建了银行潜在危机变量，进行了实证检验。研究发现：首先，在地方国有与民营企业产业布局合理、民营企业效率较高的条件下，金融分权能够有效降低地方中小银行发生危机的概率。若民企效率偏低，金融分权的风险缓释作用不显著。其次，地方财政压力会在一定程度上削弱金融分权的风险抑制效应。最后，机制分析表明，金融分权主要通过减小信贷在产业间的错配这一渠道影响地方中小银行潜在危机。

本文的研究贡献主要在于：第一，在银行挤兑模型中引入包含国企与民企的产业升级机制，厘清了金融分权通过信贷错配影响地方中小银行潜在危机的理论逻辑，研究视角相比聚焦中小银行公司治理的文献更具宏观性；同时，相较于从地方债务视角探讨中小银行风险的研究，本文进一步凸显了发展型地方政府的经济动机。第二，与现有文献探讨的金融竞争机制不同，本文考虑了金融分权这种制度安排对地方中小银行信贷在产业间配置的影响，实证检验了“金融分权—信贷错配—地方中小银行危机”的机制。同时，本文基于估算的地区最优产业规模，构建了同时衡量地方产业规模偏离以及地方中小银行信贷配置的信贷错配指标。本文研究为在产业转型升级背景下寻找“积极稳妥处置中小金融机构风险”的关键抓手提供了一定理论依据。

本文的研究结论对于化解地方中小银行风险有以下启示：

一方面，长期来看，可考虑建立与地方产业效率挂钩的动态金融控制权分配机制，统筹地方经济发展与中小银行风险化解。例如，由地方政府与金融监管部门构建年度地方产业效率评估体系（包含国企与民企相对全要素生产率、产业升级指数等）并设定阈值：指数高于阈值时，适度深化金融分权，扩大中小银行对民企的信贷投放，并以监管沙盒鼓励产品创新；指数低于阈值即存在结构

扭曲时，阶段性强化省级金融统筹，引导信贷支持国企技术改造与产能整合，待产业基础改善后再提升金融分权，以此兼顾地方中小银行长期稳定与风险化解。

另一方面，加快建立财政与金融协同的产业支持及银行化险政策包，缓解地方财政压力对金融分权风险缓释效应的挤出。例如，围绕新质生产力培育，筛选高效优质民企，支持中小银行运用中期借贷便利资金提供低息贷款，并由财政按企业创新、就业、产出等贡献给予风险补偿；对财政困难、高风险中小银行集中的地区，以财政资金（含资本金补充专项债）为引导，鼓励地方国企、优质民企等战略入股，支持中小银行增资扩股、改革重组，多渠道市场化推进“减量提质”。

地方隐性担保破除对域内中小银行风险的影响

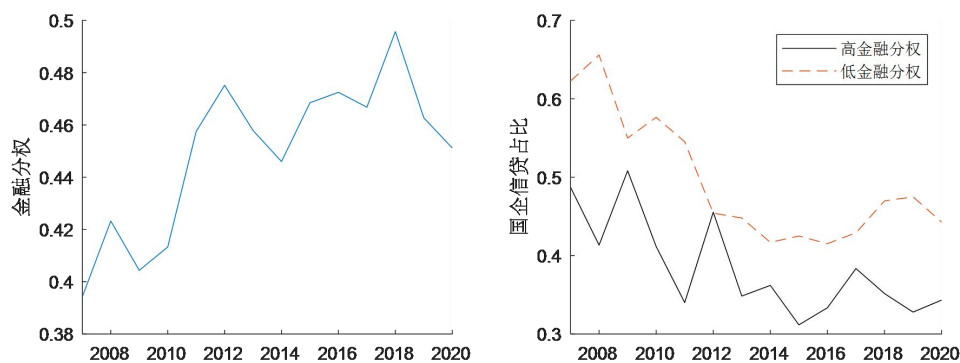
舒少文 蔡庆丰 陈 栋 邹静娴

长期以来，我国地方政府在维护地区社会治理和经济金融稳定方面承担着重要职责。这一制度背景导致了一个普遍现象：当本地金融市场遭遇重大冲击时，地方政府往往倾向于采取风险兜底措施。地方国有企业作为地方政府实施战略规划、落实产业政策、保障民生就业和增加财政收入的重要抓手，是维护地方金融稳定的关键因素，与地方政府保持着密切的联系。这种特殊的政企关联使得国有企业长期享有地方政府事实上的隐性担保，导致在债券市场上市场参与者普遍对国企债券抱有“刚兑”信仰，即市场普遍认为地方国企债券有政府信用背书，不会发生违约，这一市场信仰曾在实践中多次得以验证。

研究表明，地方政府为地方国企提供隐性担保会产生多重负面效应，表现在扭曲资源配置效率、诱发道德风险、弱化市场约束机制，累积系统性金融风险等方面。为实现金融高质量发展和金融服

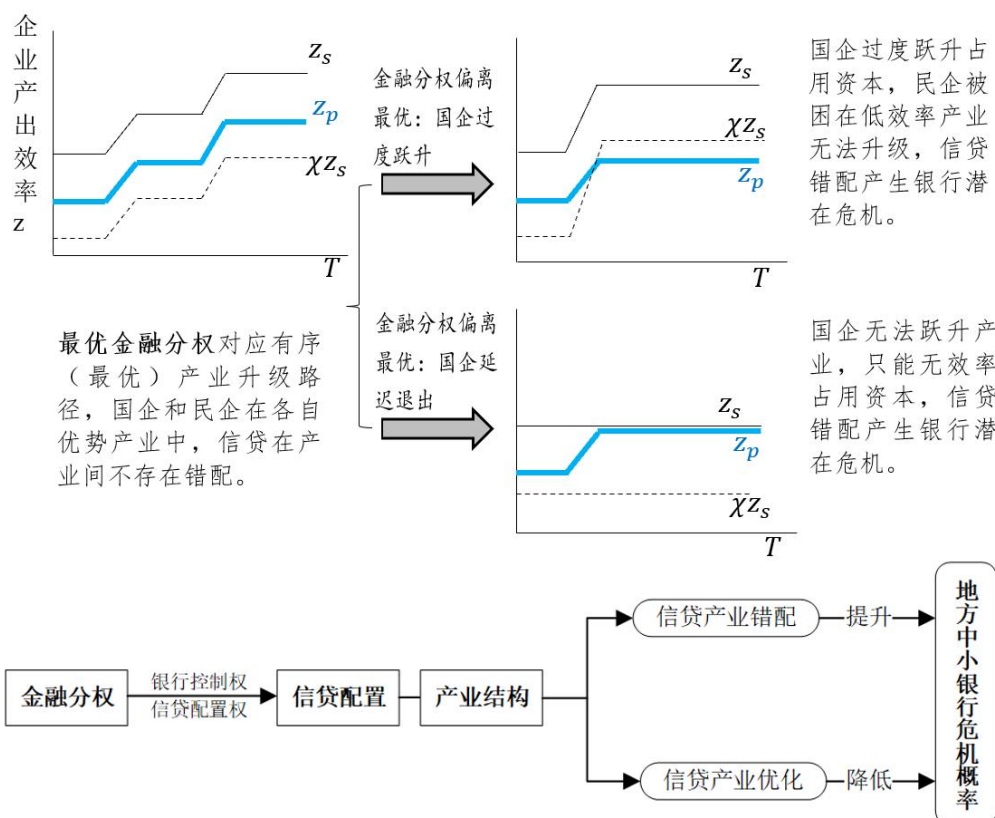
《金融分权、信贷错配与地方中小银行风险》附录

附录 1 相关事实证据和思路图



附图 1 金融分权演变及其与地方中小银行国企信贷占比的关系

注：每年按照金融分权中位数将地区分为高金融分权和低金融分权两组，然后分别计算两组样本中地方中小银行公布的国企贷款占总贷款的比例。



附图 2 逻辑思路图

附录 2 相关假说证明

假说 1: 民企相对国企效率足够大时 ($\delta > \eta/\theta^*$), 金融分权有助于降低地方中小银行潜在危机, 即 $\partial\theta^*/\partial\beta < 0$ 。

证明: 令 $G(\theta^*, r, \beta, \eta) = \int_{\lambda}^{\bar{n}} \left\{ \frac{[\theta^*R + (1-\theta^*)R](1-nr)}{1-n} - r \right\} dn - \int_{\bar{n}}^1 \frac{1}{n} dn = \int_{\lambda}^{\bar{n}} \left\{ \frac{[\theta^*R + (1-\theta^*)R](1-nr)}{1-n} \right\} dn - \int_{\lambda}^{\bar{n}} r dn - \int_{\bar{n}}^1 \frac{1}{n} dn = 0$, 分别求导有: $\frac{\partial G}{\partial\theta^*} = \int_{\lambda}^{\bar{n}} \frac{(R-R)(1-nr)}{1-n} dn > 0$, $\frac{\partial G}{\partial\beta} = \int_{\lambda}^{\bar{n}} \left\{ \frac{[\theta^* \frac{\partial R}{\partial\beta} + (1-\theta^*) \frac{\partial R}{\partial\beta}](1-nr)}{1-n} \right\} dn = \int_{\lambda}^{\bar{n}} \frac{1-nr}{1-n} [\theta^*(z_p - (\chi z_s - \eta)) - \eta] dn$ 。因为 $\frac{1-nr}{1-n} > 0$, 所以: 若 $\theta^*(z_p - (\chi z_s - \eta)) - \eta > 0$, 即 $\delta = z_p - (\chi z_s - \eta) > \frac{\eta}{\theta^*}$, 则 $\frac{\partial G}{\partial\beta} > 0$, $\frac{\partial\theta^*}{\partial\beta} = -\frac{\partial G}{\partial\beta} / \frac{\partial G}{\partial\theta^*} < 0$; 反之则反。证毕。

假说 2 前面结论的简要证明:反之, 民企的产业已十分接近国企所在产业, 更有效的信贷配置应助力国企进一步跃升产业, 为后续民企产业跃升让渡空间。国企产业跃升需要更多的资本, 对应于短暂的“金融集权”过程。经济进入下一循环后 (也可能多次循环), 民企亦可跃升, 使得条件 $\delta > \eta/\theta^*$ 满足, 相应金融分权上升, 将有助于缓解地方中小银行危机概率。

证明: 假设金融分权暂时降低 $\beta_1 < \beta$, 更多资本流向国企帮助其进行了一次产业跃升, 效率从 χz_s 变为 $\chi z_s'$, 这有两方面作用: 一是当期提升国企效率但要支付成本 $f(s')$, 有 $\delta_1 = z_p - (\chi z_s' - f(s') - \eta) = \delta - [\chi(z_s' - z_s) - f(s')]$ 。因为只有当新产业的利润比在当前产业利润更高时企业才会跃升, 所以 $\chi(z_s' - z_s) - f(s') \geq 0$, 从而有 $\delta_1 \leq \delta < \eta/\theta^*$ 。此时, 地方中小银行风险也相应减小 (假说 1)。二是经济进入下一循环后, 民企亦可跃升, 有 $\delta_2 = z_p' - (\chi z_s' - \eta) = \delta + [(z_p' - z_p) - \chi(z_s' - z_s)]$ 。民企没有效率损失, 所以通常有 $z_p' - z_p > \chi(z_s' - z_s)$, 所以 $\delta_2 > \delta$ 。产业进行多次调整后, 使得条件 $\delta_2 > \eta/\theta^*$ 满足, 金融分权加深将有助于降低地方中小银行危机概率。即, 金融分权通过信贷在产业间的配置来影响地方中小银行危机。证毕。

附录 3 部分指标说明及变量描述性统计

附表 1 银行监管指标赋值

指标	判断标准	指标	判断标准
成本收入比	高于 0.65 得分 1, 否则 0。	净息差	低于 1.8% 得分 1, 否则 0。
不良贷款率	高于 5% 得分 1, 否则 0。	资本充足率	低于 8% 得分 1, 否则 0。
拨备覆盖率	低于 120% 得分 1, 否则 0。	一级资本充足率	低于 6% 得分 1, 否则 0。
资产收益率	低于 0.5% 得分 1, 否则 0。	核心一级资本充足率	低于 5% 得分 1, 否则 0。

注: (1) 根据《金融机构合格审慎评估实施办法 (2023 年修订版)》中对成本收入比的评分标准: 不高于 35% 为 100 分; 65%-35% 为 60-100 分, 因此以 65% 作为阈值。(2) 中国银行业监督管理委员会 2023 年 5 月 16 日宣布, 国有商业银行重组后不良贷款率应该持续控制在 5% 以下。这一规定首次明确了对国有商业银行的不良贷款率标准, 本文选择国有商业银行重组后的不良资产比例下限作为银行不良贷款率阈值。

附表 2 信贷错配指数 CM 不同取值的含义

Dev 取值	含义	LCM 取值	含义	CM 取值	含义
+	产业发展偏多	+	对该产业的信贷增加	+	信贷在产业间错配
+	产业发展偏多	-	对该产业的信贷减少	-	信贷能优化产业结构
-	产业发展偏少	+	对该产业的信贷增加	-	信贷能优化产业结构
-	产业发展偏少	-	对该产业的信贷减少	+	信贷在产业间错配

注：“+”表示取值为正数，“-”表示取值为负数。后文中，我们将样本期内 Dev 落入 0 上下一个标准差范围内的观测值，界定为“发展适度”，并将此区间的 Dev 值重新赋值为 0，同样验证了本文核心实证结论。

附表 3 变量不分年度的描述性统计

变量名称	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>crisis</i>	2399	0.3677	0.0000	0.6623	0.0000	4.0000
<i>FD</i>	2399	0.4952	0.4904	0.1585	0.0000	0.9716
<i>Size</i>	2399	15.9461	15.8880	1.2600	12.0044	18.4579
<i>Ifgov</i>	2399	0.5944	1.0000	0.4911	0.0000	1.0000
<i>oHH1b</i>	2399	0.0549	0.0404	0.0572	0.0000	0.4764
<i>lnPGDPc</i>	2399	11.1942	11.2328	0.4828	9.1842	11.9822
<i>mHH1c</i>	2399	0.1119	0.1011	0.0452	0.0593	0.3230
<i>FD1p</i>	2399	0.8673	0.9430	0.1559	0.2993	1.0000
<i>impldp</i>	2399	0.9093	0.7787	0.6652	0.0169	2.5147
<i>impgp</i>	2399	0.1020	0.1001	0.0196	0.0587	0.1576
<i>Mindexp</i>	2399	7.5930	7.3540	1.3740	2.9230	10.4820
<i>Ind32p</i>	2399	1.1704	1.1688	0.2479	0.5606	1.8816
<i>CM</i>	1910	24.9665	18.1692	21.7746	1.0128	99.8458
<i>CM2</i>	1910	17.9465	12.5785	26.9493	-40.3513	97.7257

注：（1）*oHH1b*为银行前十大股东持股比例平方和，该值越大代表银行股权越集中，反之越分散。（2）*Iftopb*为银行第一大股东是否为政府类，如果是赋值为 1，否则为 0。（3）对连续变量进行上下 1%缩尾处理。（4）构建 CM 变量部分基础数据（如各省固定资产投资和固定资产投资价格指数）2020 年之后公布较少，因此 CM 和 $CM2$ 变量主要截至 2020 年。

附录 4 考虑产业发展适度区间

将样本期内 Dev 落入 0 上下一个标准差范围内的观测值，界定为发展适度^①并赋值为 0，重新构建总体信贷错配指标 $CMappr$ 和第二产业信贷错配变量 $CM2appr$ 。进一步验证金融分权对信贷错配的影响，结果见下表。

^① 感谢审稿人的意见和建议。

附表4 金融分权对信贷错配的影响

变量	民企效率较高		民企效率较低	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>CMappr</i>	<i>CM2appr</i>	<i>CMappr</i>	<i>CM2appr</i>
<i>FD</i>	-22.0581*	-40.6871***	1.6937	24.7878
	(-1.8124)	(-3.5586)	(0.1362)	(1.5778)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1173	1173	736	736
<i>Adj. R</i> ²	0.1754	0.1886	0.1574	0.1285

注：“*、**、***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内为聚类标准误对应的t值。下表同。

附录5 替换效率分组标准

附表5 替换效率分组阈值的稳健性检验

民企效率	低		高		高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>CM</i>	<i>crisis</i>
<i>FD</i>	-0.3245	-0.9685***	0.4982	-0.8820***	-33.6474***	-0.8329***
	(-0.9884)	(-2.8221)	(1.1805)	(-2.9361)	(-2.9617)	(-2.7374)
<i>CM</i>						0.0015*
						(1.7218)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1349	1050	1076	834	834	834
<i>Adj. R</i> ²	0.2062	0.4104	0.2376	0.5098	0.3032	0.5112

注：将每年*TFPdiff*的上三分位数作为民企效率高低的分组阈值。

附录6 解释变量与机制变量的内生性检验

附表6 解释变量与机制变量的内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>FD</i>	<i>CM</i>	<i>CM2</i>
<i>IV1</i>	0.3754***		
	(4.0830)		
<i>FD</i>		-161.1931***	-127.6418**
		(-3.5013)	(-2.0836)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes

年份固定	Yes	Yes	Yes
样本量	1174	1126	1126
F 值	22.0890		
不可识别检验 P 值		0.0000	0.0000
弱工具变量检验统计量		26.4250	26.4250

注：第一阶段回归的 F 统计量（为 22.0890）远高于 10 的经验法则临界值，满足工具变量的相关性要求；弱工具变量检验统计量（Cragg-Donald F-stat）为 26.4250，也通过了基于 Stock-Yogo10%临界值的检验；不可识别检验的 p 值为 0.000，拒绝了模型不可识别的原假设。