

金融分权与城商行合并重组*

刘岩[†] 丁堃[‡] 刘冲[§]

2024年7月

摘要:中国经济体制改革的重要特征是分权式改革。本文从城商行合并重组的视角切入,关注与财政分权并行的事实特征——金融分权的运行逻辑。首先,本文考察了市一级基本经济结构特征对当地城商行合并重组的影响,实证检验了城市财政实力、地方国有经济水平和地方金融竞争程度对当地城商行合并重组具有显著影响。其次,本文从政治经济学的视角探讨省一级领导人的基本特征对于省内金融分权的影响,并利用省级领导人晋升年龄设计断点回归模型,发现具有晋升潜力的省级官员有更大动机推动省内金融资源的整合。最后,尽管现有公开数据库中缺乏详细的城市层面长时段信贷风险数据,但本文通过系统整理城商行合并重组前后的新闻与政策文件,说明属地金融风险的防范化解问题通常成为城商行合并重组的关键契机,并进一步提供了若干经验事实作为佐证。本文的理论框架与实证发现深化了对于中国特色金融分权模式与机制的理解,有助于更全面地认识中国金融体系分权式发展的脉络,并为进一步优化中国金融体系设计和金融资源配置提供了政策参考。

关键词: 金融分权; 城商行; 合并重组; 金融体制

一、引言

分权是世界范围内广泛存在的经济现象。中国经济体制改革的重要特征是分权式改革(李庆云, 1989; Weingast, 2006; 王永钦等, 2007; 周业安, 2014)。在探讨中国经济转型与分权的主流文献中,多将财政分权作为中国经济增长的核心(林毅夫等, 2000; 张军, 2007; 范子英等, 2009)。中国的联邦财政主义制度是维持经济增长的主要因素,在地方政府竞争和政治锦标赛的激励下,中央政府推动地方政府完成向“增长型政府”的转型(周黎安, 2007; 傅勇等, 2007)。但是,金融分权作为与财政分权并行的关键现实特征,其理论研究相对缺乏。有学者指出,改革开放以来,在中央与地方反复博弈的过程中形成了财政分权与金融集权并行的制度框架。中央与地方在财政金融上的体制设计共同影响到地方政府行为和资源配置,并最终改善了宏观经济运行(丁骋骋等, 2012)。

金融分权作为中国经济体制改革的重要组成部分,其运行机制究竟是什么?渐进式改革的基本逻辑即通过分权确定行政、产权主体间的确权以实现特定社会目标,比如更高的资源配置效率或更稳固的经济体制基础(周业安, 2000)。因此,要回答以上问题,我们须知晓,就金融分权而言:金融分权是什么?利益主体是谁?金融资源相关权利如何划分?

* 本文研究受到国家自然科学基金面上项目(72173091)的资助。感谢喻洋对本文的点评意见,以及蔡晓慧、陆利平的讨论与建议。文责自负。

[†] 通讯作者,武汉大学经济与管理学院金融系副教授, Email: yanliu.ems@whu.edu.cn。

[‡] 北京大学经济学院金融系博士研究生, Email: dingkun@stu.pku.edu.cn。

[§] 上海财经大学金融学院教授, Email: liu.chong@mail.shufe.edu.cn。

首先，我们对金融分权相关领域的文献进行梳理。金融分权最早概念的提出是在 Qian 和 Weingast (1997)，伴随着专业银行逐渐地方化发展，地方政府利用行政手段介入银行系统以攫取金融资源，并提出金融分权 (financial decentralization) 的概念。国内对金融分权的早期研究主要集中在地方政府在金融管理中发挥的作用，尤其是地方政府的干预行为 (辛子波等, 2001; 巴曙松等, 2005; 黄建军, 2010)。崔兵 (2014) 基于制度边界视角，认为金融分权包括金融行政性分权和经济性分权，金融分权的本质在于划定政府内部以及政府与市场的制度边界。傅勇和李良松 (2015) 认为金融分权分为两个层次，一是政府和市场在金融资源配置和货币信用创造中的作用边界划分，如利率汇率决定权、信贷分配权等。二是政府不同部门、中央与地方政府在金融资源配置和货币信用创造的作用划分，如信贷分配权、货币发行权、基础货币管理权、货币政策决定权等。洪正和胡勇锋 (2017) 在基于以往文献的基础上，对金融分权提出一个正式的定义标准。即金融分权是指为推动一国经济长期增长，激励地方发展经济，在不同层级政府之间以及政府与市场之间就金融资源配置权和控制权进行划定与分配的一系列显性和隐性的制度安排。金融分权又可以分为两种类型，中央政府和地方政府的分权 (金融分权 I)，地方政府与民间的分权 (金融分权 II) 一即金融民营化或市场化。

金融资源控制权分配有强烈的历史路径依赖，先到先得符合自然权利原理与自然理性。金融分权格局的调整，能够突出反映金融资源权利配置的逻辑。整体来看，我国的金融分权可以分为三个阶段：第一阶段，改革开放至 90 年代初，伴随着股份制银行的成立和“放权让利”改革，金融开始分权；第二阶段，90 年代初至 20 世纪初，由于放权引起的银行银根宽松，经济过热，中央政府将金融资源的配置和管理权力上移。表现为撤销人民银行省级分行，杜绝地方政府对中央银行地方分行的人事干预，整顿城信社与农信社等；第三阶段是 20 世纪初至今，此时中央在前一阶段化解金融体制风险的基础上逐步开展金融改革，审慎下放金融权力。表现为推动国有银行的股份制改造和上市，剥离地方政府的干预，与此同时下放小额贷款公司、融资性担保公司等非存款类准金融机构的监管权给地方政府 (丁骋骋等, 2012; 谢宗藩等, 2016; 洪正等, 2017; 傅勇等, 2017)

不难看出，在上述发展过程中，金融分权呈现出以下特点。金融分权的演变既是中央在衡量经济与风险之后的做出的结果，也是中央和地方博弈的结果。与遵循中央主导的“自上而下”的强制性制度变迁逻辑的财政分权不同 (马万里, 2015)，中国式金融分权是“自上而下”的强制性制度变迁与“自下而上”的诱致性制度变迁融合作用的结果。除了中央“自上而下”的下放金融发展权与部分监管权，地方还通过“自下而上”的创新以倒逼或隐性方式，比如设立地方金融机构，干预银行信贷等从中央“攫取”部分金融权力 (洪正等, 2017)。

在对相关文献梳理之后，我们提出以下问题。我国金融分权的实现逻辑是什么？金融分权在现实中如何实现？金融分权格局受到哪些因素的影响？洪正和胡勇锋 (2017) 通过建立一个包含央地两级政府的理论框架，对金融分权的运行逻辑进行分析得出，金融分权主要是基于国企和民企生产率的差异与国企控制权收益的权衡。洪正等 (2023) 进一步构建了一个动态理论，论证实现经济赶超的最优金融分权安排。与关注规范性意义下的最优金融分权不同，本文从实证性视角切入，提出了一个理论框架来探讨金融分权的现实演变逻辑。本文进一步聚焦于城商行合并重组历程，并通过对城商行合并重组逻辑的考察，识别金融分权的关键逻辑。省级商业银行的成立，伴随着银行区位，资金，股权，人事的全方面调整。合并后，

城商行的实际控制权将由地方政府转移至省级政府手中，金融资源的控制权在不同层级的政府手中实现转化。城商行合并重组提供了一个识别场景，对金融分权动因进行系统的梳理与验证。

本文的边际贡献为：一、首次从城商行合并重组这一实例出发，探讨金融分权运行的关键逻辑，对金融分权领域的研究进行丰富；二、对城商行合并重组的背景、过程、原因进行全面的梳理与实证分析，对银行合并重组领域的研究进行丰富；三、在指标选取上，地方国有经济与地方金融竞争程度的指标选取或对今后的研究有所参考。

本文结构安排如下：第一部分是引言，第二部分是城市商业银行历史沿革及省级城商行合并重组梳理，第三部分是理论分析，第四部分是从城市的角度的实证分析，第五部分是从地方官员的角度进行分析，第六部分列举出城商行合并过程中风险驱动因素的实例，最后是结论与建议。

二、制度背景

在进行分析前，我们首先对城市商业银行的历史沿革和合并重组过程进行梳理。城市商业银行的前身为城市信用社。我国城市商业银行的发展历经三个阶段。（1）城市信用社阶段（1979年至1994年）：城市信用社主要资本来自于本地民企存款，其服务对象也限制在所在辖区内，其本质上属于一种合作制金融模式。（2）城市合作银行阶段（1995年至1997年）：城市合作银行主要资金来源于下级合作银行或信用合作社上缴存款及股金，部分资金来源于政府出资和财政拨款。（3）城市商业银行阶段（1998年至今）：1998年，中国人民银行和国家工商行政管理局联合发布《关于城市合作银行变更名称的通知》。20世纪90年代中期，中央以城市信用社为基础，组建城市商业银行。城市商业银行成立于整肃城市信用社、化解地方金融风险的特定背景下。在国家监管以及自身努力下，城市商业银行逐渐走上了健康发展的道路。截至2020年末，我国现有城商行133家，资产规模共计41.07万亿元，我国城商行从无到有，逐步壮大，再到现在成为我国金融系统中不可或缺的重要组成部分，为地方经济发展做出突出贡献。

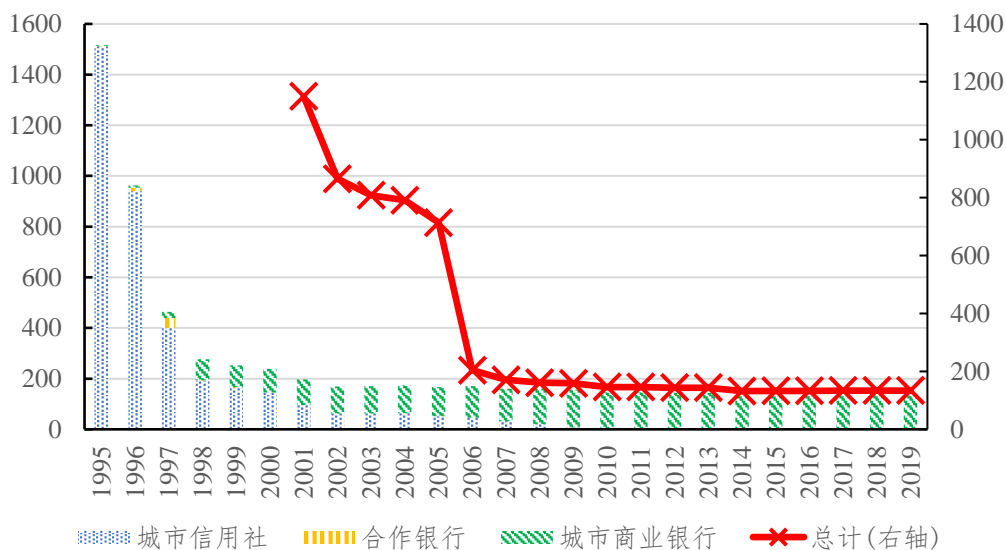


图 1 我国城市商业银行历史数量变迁

数据来源：历年《中国金融年鉴》

本文的核心关注点在于 128 家城市商业银行中的 27 家省级城商行。省级城商行的建立主要通过合并重组,发起设立和通过股权转让合并原城市信用合作社或原城市商业银行三种方式进行,如表 1 所示。

表 1 省级城商行设立方式一览

合并方式	省份
合并重组	安徽, 江苏, 吉林, 黑龙江, 陕西, 湖北, 湖南, 甘肃, 贵州, 河南, 江西, 四川, 辽宁, 山西, 北京, 上海, 天津, 重庆
股权转让	河北, 内蒙古, 广西, 青海, 宁夏, 云南
发起设立	海南, 新疆, 西藏
分散经营	山东, 福建, 广东, 浙江

数据来源：中国银保监会

合并重组模式是省级城商行主要成立途径,根据合并形式的不同又可以分为吸收合并和新设合并。目前我国 18 家通过合并重组筹建的省级城商行中有 3 家是通过吸收合并的方式建立,15 家是通过新设合并的方式建立,合并明细见表 2 所示。

表 2 省级城商行合并明细一览

年份	省份	省城商行	合并方式	合并银行
1996	北京	北京银行	新设合并	合并重组 90 家城市信用合作社
1996	天津	天津银行	新设合并	合并重组 65 家城市信用合作社
1996	上海	上海银行	新设合并	合并重组 99 家城市信用合作社
1996	重庆	重庆银行	新设合并	合并重组 37 家城市信用社及城市信用联社, 1998 年更名为重庆市商业银行股份有限公司, 2007 年更名为重庆银行
2005	安徽	徽商银行	吸收合并	合肥商行、芜湖商行、安庆商行、马鞍山商行、淮北商行、蚌埠商行、六安城信社、铜陵城信社、淮南城信社、阜阳科技城信社、阜阳鑫鹰城信社、阜阳银河城信社、阜阳金达城信社
2007	江苏	江苏银行	新设合并	无锡商行、苏州商行、南通商行、常州商行、淮安商行、徐州商行、镇江商行、扬州商行、盐城商行、连云港商行
2007-2008	吉林	吉林银行	吸收合并	长春市商业银行、吉林市商业银行、辽源市城市信用社、白山市城市信用社、通化市城市信用社、四平市城市信用社、松原市城市信用社 ^①
2009	黑龙江	龙江银行	新设合并	齐齐哈尔市商业银行、牡丹江市商业银行、大庆市商业银行、七台河市城市信用社

^① 2007 年 10 月 10 日,长春市商业银行与吉林市商业银行、辽源市城市信用社合并设立吉林银行; 2009 年 4 月,吉林银行通过吸收合并白山、通化、四平、松原四个地区的城信社成立了白山、通化、四平、松原分行。

2009	陕西	长安银行	新设合并	宝鸡市商业银行、咸阳市商业银行、渭南城市信用社、汉中城市信用社、榆林城市信用社
2010	湖北	湖北银行	新设合并	黄石银行、宜昌商行、襄樊商行、荆州商行、孝感商行
2010	湖南	华融湘江银行	新设合并	株洲商行、湘潭商行、岳阳商行、衡阳商行、邵阳市城市信用社
2011	甘肃	甘肃银行	新设合并	平凉市商业银行、白银市商业银行
2012	贵州	贵州银行	新设合并	遵义市商业银行、六盘水市商业银行、安顺市商业银行
2014	河南	中原银行	吸收合并	开封银行、安阳银行、鹤壁银行、新乡银行、濮阳银行、许昌银行、漯河银行、三门峡银行、南阳银行、商丘银行、信阳银行、周口银行、驻马店银行、洛阳银行、平顶山银行、焦作中旅银行 ^①
2015	江西	江西银行	新设合并	南昌银行、景德镇银行
2020	四川	四川银行	新设合并	攀枝花市商业银行、凉山州商业银行
2021	山西	山西银行	新设合并	大同银行、长治银行、晋城银行、晋中银行、阳泉市商业银行
2021	辽宁	辽沈银行	新设合并	营口沿海银行、辽阳银行

数据来源：中国银保监会

当前我国不同省区城商行的发展具有显著的地区差异性。主要存在以下四种模式：（1）一省一行：例如安徽，吉林，将市级城商行合并为统一的省级城商行。（2）省会以外城市合并为一行：例如黑龙江，湖南，甘肃，贵州，湖北，陕西，山西。（3）合并部分银行后省内仍有两家以上城商行：例如河南，江苏，江西，四川。（4）一省多行：例如山东、浙江，几乎省内城市都拥有自己的市级城商行。为什么不同省份城商行合并存在差异，有些地区市的城商行没有被纳入合并范畴？本文将据此问题进行深入探讨，致力于解释其中的关键决定因素。

三、理论分析

省级城商行的建立本质上是金融分权 I 的另一种形式，即在省内，省级政府相对地方政府为“中央”，省级政府与地方政府就金融资源配置权和控制权的一系列制度划分同样为更高一级领导单位与下属单位的最优分配问题。财政禀赋是博弈过程中的关键影响因素。伴随着分税制而来的财政体制变革，地方政府从“援助之手”向“攫取之手”转变（陈抗等，2002）。洪正和胡勇锋（2017）通过建立中央与地方两级效用函数并构建理论模型推导发现金融分权 I 的演变主要取决于由财政分权所决定的两级财政状况。苗文龙（2019）发现在财政分权模式下，地方政府具有投资扩张和金融竞争行为。何德旭等（2016）研究表明在财政分权不断深化的背景下，财政资源逐渐向中央集中，地方财政压力的增大与支出的提升相背离，由此导致地方政府干预辖区内城商行的动机愈发强烈。地方政府由直接干预区域内银行经营转化

^① 2022年5月，经原中国银保监会批准，中原银行正式吸收合并洛阳银行、平顶山银行及焦作中旅银行。

为协助、纵容、默许本辖区企业逃废银行贷款来争夺金融资源（巴曙松等，2005）。钱先航等（2011）和纪志宏等（2014）研究发现在“政治锦标赛”和官员晋升的政治激励下，地方经济增长成为官员考核的主体指标，地方政府积极参股或控股城市商业银行，利用城市商业银行资金作为国有银行资金的替代或补充，甚至将其变成地方政府潜在的“第二财政”。城商行是地方政府控制金融资源的重要手段，市级政府拥有尽最大努力保留城商行控制权的强烈动机。财政资源越匮乏，地方政府倾向于控制本地城商行和其他金融机构的意愿越强，无形中推动更高的金融隐性分权水平，积累巨大的风险隐患，进而推动上级政府金融的显性集权。由此提出假设 1。

H1: 省级城商行的建立受地区财政禀赋的影响，地级政府相对省级政府财政禀赋越低，越容易被省级政府收归城商行控制权。

政府通过控制国有企业可以获得控制权收益（洪正等，2017）。获取金融资源后，由地方政府控制且资本密集型的国企成为第一选择。地方政府通过行政干预等手段使得城商行信贷资源投放到经济效益相对较低的国有企业中。Huang et al. (2020) 利用中国 2006 年至 2013 年的数据，发现地方政府的控制加剧了不同性质企业间的信贷错配问题，伴随着地方政府公共债务在银行资产中份额的提高，银行信贷资源的投放更多的从私营部门转向公共部门，并在长期削弱中国的经济增长潜力。赵尚梅等（2012）研究发现，地方政府掌控城市商业银行时会优先将信贷资源流向由地方政府主导或绝对控制的融资平台，如各类城市投资、城市建设公司。

在洪正和胡勇锋（2017）对中国式金融分权的演变原因的探讨中，金融分权从根本上反映了国企、民企生产率差异与国企控制权收益的基本权衡。当考虑国企和民企之间的最优资本分配问题时，地方国有经济发展水平较高，国企控制权收益越高，而此时财政资源越充足，地方政府越有能力支持国企的发展，越倾向于控制金融资源为国企服务。洪正等（2017）利用银行层面数据检验二者与地方控股模式的影响，最终发现由于地方政府可以通过财政手段对国企的负面投资进行填补，其对国企资本过剩的容忍度随着财政禀赋的增加而提高。因此在国有经济比例较高时，财政禀赋越差，地方政府越倾向于退出。由此提出假设 2。

H2: 省级城商行的建立受到财政禀赋和地方国有经济水平的交叉影响，当地区国有经济发展水平越高，财政禀赋越差时，越容易被省级政府收归城商行所有权。

地区金融竞争水平同样会影响商业银行的信贷行为。钱诚（2018）研究表明银行竞争伴随着显著的信贷补贴增强的信号，有利于缓解所在区域内企业的投融资约束。姜付秀等（2019）发现在企业信息不对称程度更严重的情况下，银行竞争缓解企业融资约束的作用更大。张鹏和施美程（2016）对不同性质企业分别进行检验发现相比国有企业，由于民营企业本身存在融资难等信息不对称问题，银行竞争下其信贷补贴效果将更为明显。王秀丽等（2014）和洪正等（2017）发现金融发展程度对银行信贷行为有显著影响，地区金融发展程度越高，城市商业银行的贷款集中度流向国有经济的比例就会越低。当金融垄断程度高时，国企通过政治渠道更易获得融资，地方政府越倾向于退出，当金融竞争程度高时，金融机构为了在竞争中存活，就更加倾向于为高效的私企融资，地方政府越倾向于控制。由此提出假设 3。

H3: 省级城商行的建立受地方国有经济水平和地区金融竞争程度的交叉影响，当国有经济水平较高时，金融垄断程度越高，越容易被省级政府收归城商行控制权。

中国的政治体系分为中央政权、地方政权和基层政权，由五个层级组成，分别为中央、省、市、县、乡。省层级在我国政权系统中承上启下，协调各方，既是中央政府政策精神的践行者，也是地方发展的领导者和决策者。地方官员的晋升由上级组织任命（McGregor, 2010）。长期以来，经济增长是官员晋升考核的主要指标（Li & Zou, 2005；周黎安, 2007；陶然等, 2010）。伴随着地方经济的飞速发展，官员考核的指标也逐渐趋于多样化。基础设施建设水平，社会福利，环境治理等多重指标也逐渐纳入考核的范畴（王世磊等, 2008；陈钊等, 2011；孙伟增等, 2014）。

金融资源是经济发展不可或缺的增值要素（曾康霖, 2005），地方政府所在地具有主导金融资源配置的强烈动机。位于中国政治层级中第二级别的省级，在贯彻执行中央精神的同时，也有辖区内的相对独立权。省级政府介入金融资源配置的制度设计，对辖区内的金融格局进行调整，以服务于经济增长，风险管理等多重目的。据此提出假设 4。

H4: 省级城商行的建立受政府官员的影响，具有晋升潜力的官员更倾向于推动省级城商行的合并。

出于地方利益和官位升迁的动机，地方政府存在掏空地方城市商业银行的欲望和能力，通过行政干预等手段使得城商行将信贷资源投放到风险相对较高的项目中（赵尚梅等, 2013）。组建省级城市商业银行，其控制权将由省级政府独有，银行主要高层管理人员任命权将从市级政府转移到省级政府。不论省级政府是否是城商行最大股东，均可通过控制高管的行为取向来实现城商行为省内财政服务的目的。城商行控制权的转化将改变银行信贷资源的投放取向，地方政府无法通过行政手段施压为市级国企服务。近年来，省级城商行的设立多承担着化解地区金融风险的职责。一方面，被合并银行通常具有高不良贷款率，经营管理不善等特征，对地区金融稳定造成隐患。通过整合辖区内金融资源建立省级城商行，能够有效降低金融风险，是金融监管的重要举措。另一方面，市级城商行的风险问题也为省级政府对其进行合并重组提供了一个契机：若市一级财政实力不足，无法有效化解属地城商行风险，则只能放弃对其金融牌照的控制，交由省级政府进行合并重组。由此提出假设 5。

H5: 省级城商行的建立受风险驱动，化解区域经济风险是合并的重要目的。

四、金融分权运行逻辑：对市级经济特征的检验

1. 研究设计

本部分样本时间范围为 2007 至 2020 年，涵盖大多数省级城商行合并时间。财政禀赋数据来源于 Wind 数据库，地方国有经济数据来自于《中国国有资产监督管理年鉴》，地方金融竞争程度数据来自于 CBD 数据库，地区控制变量数据来自于中国城市统计年鉴。在进行地级市层面的检验时，北京、上海、天津、重庆作为直辖市属于省级，未列入数据中，香港特别行政区，澳门特别行政区，台湾省未纳入统计范围。

为了检验第三节提出的假设 1 至 3，我们构建了一个以合并与否的虚拟变量 Merge 作为被解释变量，财政禀赋、地方国有经济发展水平和地方金融竞争程度作为核心解释变量的模型。由于被解释变量为虚拟变量，因此本文主要采用二值选择模型 Probit 和 Logit，同时汇报线性回归模型的结果作为参照。模型设定如下所示。

$$Merge_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fiscal_{it} + \alpha_2 State_{it} + \alpha_3 HHIA_{it} + \alpha_4 X + \rho_i + \gamma_i + \varepsilon_{it}$$

其中, $Merge_{it}$ 为被解释变量, 若该城市在该年份城商行被合并, 则当年及其之后年份记为 1, 合并之前及未被合并地区记为 0。

核心解释变量如下。 $Fiscal_{it}$ 衡量地方财政水平。我们在对一般公共预算收入和政府性基金收入加总的基础上, 扣除上级政府的转移收入, 以此衡量本级政府的综合收入水平。在财政禀赋的基础上, 通过取市级综合财力占省级综合财力的比重, 构建相对财力指标。

$State_{it}$ 衡量地方国有经济发展水平。由于目前地方国有经济发展水平的测度有限, 本文尝试使用地方国有资产的情况对其进行一个简单的测度。数据摘抄于《中国国有资产监督管理年鉴》中各省份国有资产数量, 其衡量的是国资委监管下地方国有企业的国有资产数量, 不包含自然资源及行政事业单位的国有资产。在实证中, 对其取对数值进行处理。

$HHIA_{it}$ 衡量地方金融竞争程度。我们采用资产指标来计算某地区金融竞争程度, 即 $HHIA$ 为某地所有银行 (包括其分支机构) 资产规模在该地区银行业总资产规模占比的平方和。相比采用从业人员, 分支机构数量等指标, 资产指标能够更好的反映银行规模水平。

控制变量包括: (1) 人口水平 ($\ln pop$, 地方人口的对数); (2) GDP 发展水平 ($\ln GDP$, GDP 的对数); (3) GDP 增长率 ($GDPg$); (4) 工业发展水平 ($\ln Revene$, 工业收入的对数); (5) 消费水平 ($\ln Cos$, 社会消费品零售总额的对数); (6) 人民收入水平 ($\ln Income$, 人均工资水平的对数); (7) 存贷比 ($DLratio$, 年末金融机构各项存款/年末金融机构贷款)。在此基础上, 我们控制了年份固定效应 (γ_i) 与省份固定效应 (ρ_i), 并汇报稳健标准误的值。对各变量进行描述性统计, 其结果如下表所示。

表 3 主要变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Merge	4116	0.178	0.383	0.000	1.000
Fiscal	4013	0.0942	0.130	0.004	1.000
Soe	3816	4.811	1.926	-3.912	9.803
HHIA	3948	0.142	0.0574	0.0495	0.506
$\ln pop$	4019	5.828	0.752	-3.219	7.332
$\ln GDP$	4006	16.32	0.955	13.33	19.44
$GDPg(\%)$	4003	9.763	4.657	-20.63	32.90
$\ln Revene$	3890	13.61	1.430	7.654	17.76
$\ln Cos$	4020	15.26	1.111	5.472	18.37
$\ln Income$	4008	10.69	0.475	8.509	11.92
$DLratio$	4005	1.637	0.600	0.141	16.73

2. 实证分析

本文使用 Probit 和 Logit 模型进行回归, 借鉴周广肃等 (2018) 的做法, 控制省份固定效应和年份固定效应, 同时汇报线性概率模型的结果作为参考。

表 4 基准回归结果

	Probit		Logit		LP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
					(6)

Fiscal	-4.010*** (-9.24)	-7.856*** (-10.27)	-6.927*** (-9.41)	-13.802*** (-9.25)	-0.552*** (-10.12)	-0.927*** (-11.40)
Soe	0.254*** (7.51)	0.173*** (4.97)	0.441*** (7.24)	0.298*** (4.80)	0.041*** (9.34)	0.028*** (5.78)
HHIA	-6.376*** (-5.41)	-4.082*** (-3.31)	-10.925*** (-5.28)	-7.812*** (-3.54)	-0.551*** (-5.66)	-0.371*** (-3.69)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1890	1835	1890	1835	3693	3585
adj. R2					0.466	0.481

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

由表4结果所示，首先我们对三个主要变量进行整体的回归。财政指标呈现出显著的负向效应，验证假设1的猜想。接着，我们对财政与国有经济，国有经济和地方金融竞争水平的交互作用进行检验。

表5 交互作用检验结果

	(1) Probit	(3) Logit	(5) LP	(2) Probit	(4) Logit	(6) LP
Fiscal	-4.000** (-2.14)	-6.771** (-2.05)	0.025 (0.21)			
Soe	0.185*** (4.96)	0.321*** (4.76)	0.035*** (6.74)	-0.402*** (-4.36)	-0.780*** (-4.86)	-0.043*** (-4.55)
HHIA				-19.336*** (-5.74)	-37.583*** (-6.25)	-2.215*** (-7.95)
Fiscal*Soe	-0.459* (-1.78)	-0.847* (-1.76)	-0.119*** (-6.25)			
Soe*HHIA				3.581*** (5.57)	6.931*** (5.98)	0.432*** (7.87)
cons	-23.320*** (-6.18)	-42.112*** (-4.88)	-2.477*** (-5.43)	-11.443*** (-4.11)	-17.884*** (-3.87)	-0.996*** (-2.61)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1854	1854	3621	1835	1835	3585
adj. R ²			0.473			0.471

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

在加入财政与国有经济的交互项后，其符号呈现出显著的负相关。说明在地区国有经济发展水平越高，财政禀赋越差时，越容易被省级政府收归城商行所有权。财政禀赋对于地方政府对城商行的控制倾向具有正负两方面的影响。一方面，在考虑国有经济水平时，政府能够通过财政手段弥补国企的资本亏损，此时财政禀赋越高，地方政府的控制倾向越强。另一方面，当不考虑国有经济水平时，财政与金融资源之间呈现替代关系，财政相对实力越差，地方政府倾向于控制本地城商行和其他金融机构的意愿越强，无形中推动更高的金融隐性分权水平，积累巨大的风险隐患，进而推动上级政府金融的显性集权。

在加入国有经济水平与金融竞争程度的交互项时，此时的国有经济呈现出显著的负相关。此时国有经济的系数展示的是在剔除了金融竞争程度的影响后，国有经济对城商行合并的影响。政府控制国有企业可以获得控制权收益（洪正等，2017）。在剔除金融竞争程度的影响下，当国有经济比例上升时，国有企业提出更多资本需求，为了满足这种资本需求，政府倾向于控制更大比例的银行资源，越不利于城商行的合并。而在加入与地方金融竞争程度的交互项后，其交互项系数显著为正，说明省级城商行的建立受地方国有经济水平和地区金融竞争程度的交叉影响，当国有经济水平较高时，金融垄断程度越高，越容易被省级政府收归城商行控制权。

为了说明结果的稳健性，我们通过以下几种方法进行稳健性和安慰剂检验。（1）更换财政指标的度量，采用两种不同的构建方法；（2）使用中国工业企业数据库计算国有经济占比，并与国资年鉴的结果进行交叉验证；（3）更改数据结构，将其转化为队列数据，采用合并前后 2 至 3 年的数据结构进行验证。稳健性检验的结果见附录 A。

3. 从股权角度的再讨论

对省级城商行的界定有两种标准：一种是从行政设置上，即前文的划分标准；第二种是从股权结构上，当城商行第一大股东或实际控制人为省级政府时，该银行为省级城商行。

我们对 2004 年至 2020 年共计 132 家城商行前十大股东性质进行统计分析^①，并计算各年份不同性质股东占比情况。从表 6 不难看出，从 2005 年至 2020 年，第一大股东为财政的占比从 60.6% 降至 15.0%，国有企业和私营企业的占比从 24.2% 和 3.0% 上升至 56.5% 和 15%，国有企业正逐步取代地方财政成为城商行主要控制人。

城商行大股东结构的变化背后是控制权的逐步上移。以德州银行为例，省级政府通过省投资建设集团参股地级市城商行的方式逐步实现对辖区内城商行控制权的收交，2013-2016 年，德州银行第一大股东为德州市财政局，持股比例 20%，2017 年以来山东省国有资产投资控股有限公司取代市财政局成为第一大股东，并享有 44% 的绝对控股权。

表 6 城商行股权结构变化

		财政	国企	私营	外资	银行
第一大股东	2005	60.6%	24.2%	3.0%	6.1%	3.0%

^① 将银行股东按性质划分为财政 (Fiscal)、国资委 (sac)、国企 (Soe)、外资 (Foreign)、基金 (Instinv)、银行 (Bank)、职工持股 (Empl)、国际机构 (Intins)、香港中央结算 (代理人) 有限公司 (Prox)、个人 (Indiv)、私营 (Priv)、集体企业 (Collec)、准政府 (Qgov)、混合所有 (Mix)、自有持股 (Vaush) 共计 15 类，数据来源于中国银行业数据库。

	2010	27.7%	37.6%	16.8%	8.9%	4.0%
	2015	23.3%	40.3%	21.7%	7.8%	2.3%
	2020	15.0%	56.6%	15.0%	6.2%	1.8%
前十大股东	2005	10.7%	29.4%	48.5%	2.5%	2.8%
	2010	8.9%	29.3%	52.9%	2.3%	1.5%
	2015	6.9%	30.7%	54.5%	2.0%	2.0%
	2020	5.6%	39.5%	46.3%	2.8%	2.0%

数据来源：中国银行业数据库

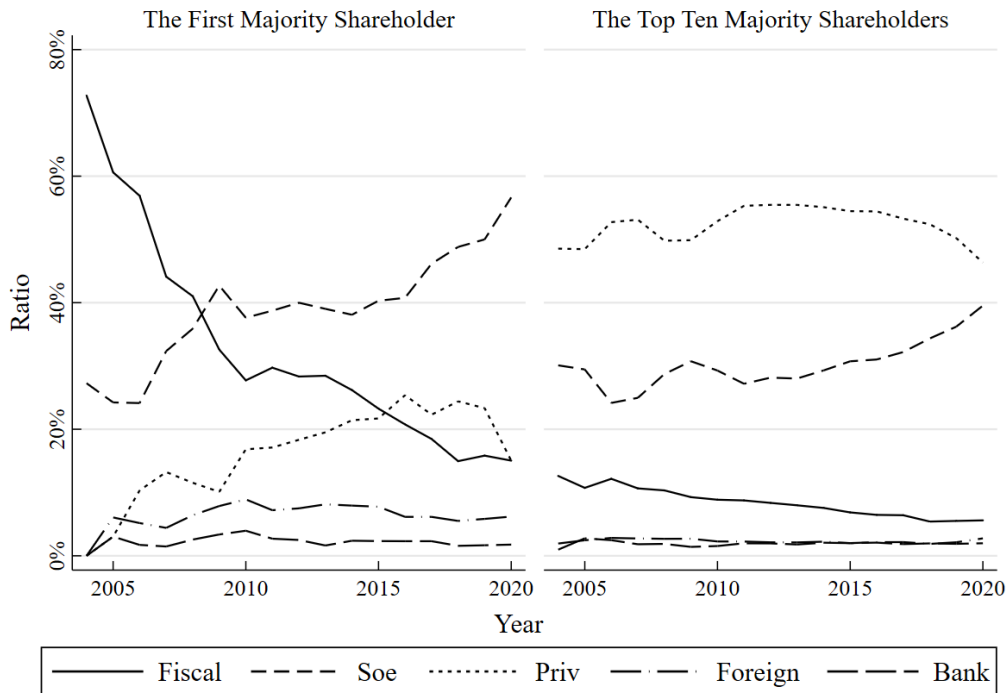


图 2 2004-2020 年城商行不同性质股东占比变化

事实上在中国城商行所有权体制下，财政股与国有股构成一致行为人，本质上都代表政府的控制权。现阶段政府对银行的控股逐渐从财政局转向由地方财政局（国资委）绝对控股的地方金融平台，如金控集团。因此，本文对大股东性质进行进一步细化，按照实际控制权对省级城商行进行划分并将省级政府掌握控制权的银行视为省级城商行，即在原有行政设置的基础上加入第一大股东实际上为省级政府的银行。如表 7 所示。

表 7 按照实际控制权划分省级城商行

地区	城商行总数	省级城商行	
		行政划分	股权划分
安徽	1	徽商银行	徽商银行
北京	1	北京银行	北京银行
重庆	2	重庆银行	重庆银行、三峡银行
福建	4		厦门国际银行
广东	5		
甘肃	2	甘肃银行	甘肃银行

广西	3	北部湾银行	北部湾银行
贵州	2	贵州银行	贵州银行
河南	2	中原银行	中原银行
湖北	2	湖北银行	湖北银行
河北	11	河北银行	河北银行
海南	1	海南银行	海南银行
黑龙江	2	龙江银行	龙江银行
湖南	2	华融湘江银行	华融湘江银行
吉林	1	吉林银行	吉林银行
江苏	4	江苏银行	江苏银行
江西	4	江西银行	江西银行
辽宁	14	辽沈银行	辽沈银行
内蒙古	4	内蒙古银行	内蒙古银行
宁夏	2	宁夏银行	宁夏银行、石嘴山银行
青海	1	青海银行	青海银行
四川	12	四川银行	四川银行、雅安商行
山东	14		德州银行，莱商银行，威海银行
上海	1	上海银行	上海银行
陕西	2	长安银行	长安银行
山西	2	山西银行	山西银行、晋商银行
天津	1	天津银行	天津银行
新疆	6	新疆银行	新疆银行、哈密商行、昆仑银行
西藏	1	西藏银行	西藏银行
云南	3	富滇银行	富滇银行、曲靖银行
浙江	13		

数据来源：作者手工整理

除去合并重组之外，部分省级城商的成立是通过股权转让的方式。在对原省会城市城商行基础上进行增资扩股，以省级财政局或者省属国有企业、金融控股集团作为第一大股东入股取代原地级市财政局进而掌握控制权，如表 8 所示。如富滇银行是在增资扩股和处置不良资产的基础上成立，2007 年云南省投资控股集团有限公司占据 33.33% 的股权，取代持股比例为 43.13% 的昆明市财政局。

表 8 在原省会城市基础上成立省级城商行情况一览

成立时间	更名时间	省份	省级城商行名称	更名前名称	第一大股东	原第一大股东
1998	2007	宁夏	宁夏银行	银川市商业银行	宁夏回族自治区财政厅	数据缺失
1996	2007	云南	富滇银行	昆明市商业银行	云南省投资控股集团有限公司	昆明市财政局

1997	2008	广西	广西北部 湾银行	南宁市商业 银行	广西投资集团金融控 股有限公司	南宁市 财政局
1997	2008	青海	青海银行	西宁市商业 银行	青海省国有资产投资 管理有限公司	数据缺 失
1999	2009	内蒙 古	内蒙古银 行	呼和浩特市 商业银行	内蒙古自治区财政厅	数据缺 失
1996	2009	河北	河北银行	石家庄市商 业银行	国电电力发展股份有 限公司	数据缺 失

数据来源：中国银保监会

表 9 列出的是除去股权转让的方式成立的省级城商行，剩下几所实际控制人为省级政府的地方城市商业银行。

表 9 银行股权变化明细

地区	银行	原股东	变化时 间	现股东
重 庆	三峡银行 ^①	重庆国际信托投资有限 公司	\	\
福 建	厦门国际银 行	中国工商银行股份有限 公司	2011	福建省投资开发集团有限责任 公司
宁 夏	石嘴山银行	宁夏恒产建设发展集团 有限责任公司	2011	国电财务有限公司
四 川	雅安商行	雅安市国有资产经营有 限责任公司	2016	四川金鼎产融控股有限公司
山 东	德州银行	德州市财政局	2017	山东省国有资产投资控股有限 公司
山 东	莱商银行	莱芜钢铁集团有限公司	2017	齐鲁交通发展集团有限公司
山 东	威海银行 ^②	山东省高速公路集团有 限公司	\	\
陕 西	晋商银行	太原市财政局	2008	山西金融投资控股集团有限公 司
新 疆	哈密商行	哈密市财政局	2014	新疆新业国有资产经营(集团) 有限责任公司
新 疆	昆仑银行	克拉玛依市财政局	2009	中国石油天然气集团公司

^① 三峡银行 2008 年由万州商业银行合并重组而来，本质上为省级城商行

^② 威海市商业银行成立于 1997 年 8 月 1 日，1998 年 10 月 8 日，山东省高速公路集团有限公司投资 2 亿元控股

云南	曲靖银行	曲靖市开发投资有限责任公司	2020	云南省水务产业投资有限公司
----	------	---------------	------	---------------

数据来源：中国银行业数据库

我们按照新的划分标准替换原有的 $MERGE_{it}$ ，并就财政禀赋，地方国有经济水平和金融竞争程度进行检验。由于西藏银行、海南银行、新疆银行是通过新设成立的方式进行，而不是股权的变更，因此不在此章节的讨论范围。结果如下所示，从表 10 不难看出，主要变量的结果与主模型相似，为主模型提供佐证，在此不多做解释。

表 10 以股权角度划定省级城商行回归结果

	Probit		Logit		LP	
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Fiscal	-1.366*** (-3.86)	-3.351*** (-6.48)	-2.715*** (-4.08)	-6.316*** (-6.41)	-0.285*** (-3.28)	-0.584*** (-4.89)
Soe	0.233*** (8.29)	0.139*** (4.77)	0.408*** (7.99)	0.231*** (4.37)	0.044*** (9.24)	0.028*** (5.35)
HHIA	-4.363*** (-5.11)	-2.577*** (-2.98)	-7.411*** (-4.78)	-4.570*** (-2.84)	-0.587*** (-4.82)	-0.342*** (-2.81)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2866	2776	2866	2776	3693	3585
adj. R^2					0.380	0.394

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

表 11 以股权角度划定省级城商行交互作用回归结果

	(1)	(3)	(5)	(2)	(4)	(6)
	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
Fiscal	0.199 (0.15)	-0.510 (-0.20)	0.118 (0.55)			
Soe	0.164*** (5.12)	0.273*** (4.71)	0.033*** (5.98)	-0.238*** (-3.12)	-0.499*** (-3.44)	-0.028** (-2.46)
HHIA				-13.595*** (-4.55)	-27.269*** (-4.73)	-1.841*** (-5.44)
Fiscal*Soe	-0.465*** (-2.62)	-0.751** (-2.22)	-0.089*** (-2.79)			
Soe*HHIA				2.481*** (4.65)	4.936*** (4.79)	0.346*** (5.30)
cons	-11.583*** (-4.87)	-21.901*** (-5.00)	-1.850*** (-3.88)	-7.821*** (-3.28)	-13.153*** (-2.93)	-1.018** (-2.47)

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2804	2804	3621	2776	2776	3585
adj. <i>R</i> ²			0.386			0.392

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为*t/z*值

五、金融分权运行逻辑：对省级领导特征的检验

1. 研究设计

一个省采用什么样的金融格局，核心决定者为省委常委，省银监会起一定的辅助作用。以中原银行为例，河南组建中原银行的历史可以追溯到2005年，时任省长李成玉在一次会议上提出可以考虑组建一家大型银行，但当时并没有提出具体的时间表。此后几任省领导也均提出或有过组建省级银行的设想，但是真正让中原银行组建提上日程是在2012年，时任省长郭庚茂特别重视，河南将组建中原银行计划申报到国务院。2013年3月起，郭庚茂担任河南省委书记，2013年8月，河南省政府常务会议通过决定，中原银行在郭庚茂担任省委政府时期成立。

如下图所示，我国省委书记的任职年龄多数在60至65岁之间。其中60岁以上的占比为56.43%。

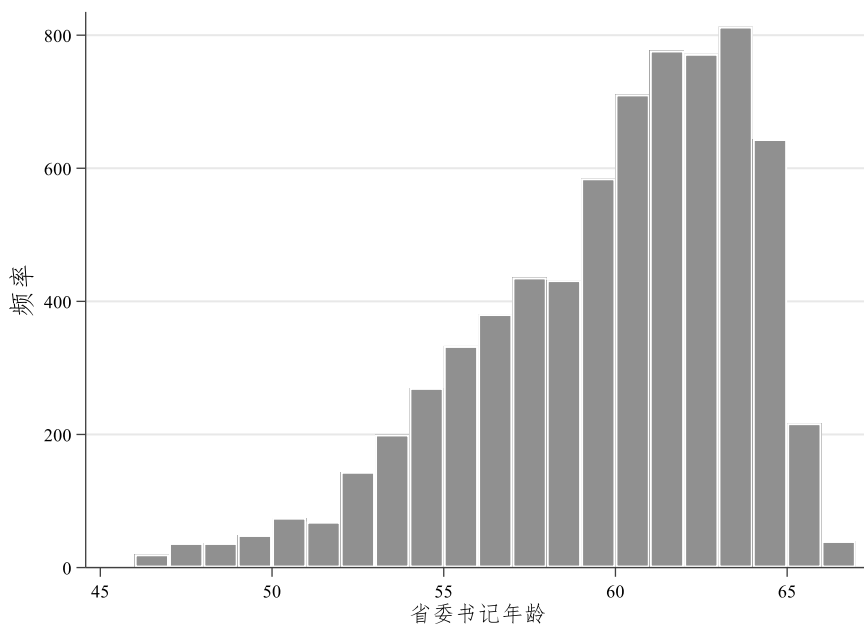


图3 省委书记年龄分布

1982年，中共中央颁发决定规定干部退休制度^①，正式标志着废除实际存在着的领导干部职务终身制，除中央政治局外，所有干部都面临着严格的晋升年龄约束。2006年，中共中

^① 《中共中央关于建立老干部退休制度的决定（中发[1982]13号）》，详细内容见附录B

央办公厅印发《党政领导干部职务任期暂行规定》。第三条、第六条规定，党政领导职务每个任期为 5 年，对于党政领导干部在同一职位上连续任职达到两个任期，不再推荐、提名或者任命担任同一职务。根据规定，省部级党政正职领导退休年龄是 65 岁，但通常而言，任期满可延期 3 年，即最长可以担任至 68 岁。68 岁之后，将无法进入中央政治局常委，68 岁之前可以。若一个领导干部年龄达到 68 岁，就必须退休，或退居人大、政协等二线，担任礼仪职位。而如果是 67 岁或更小，则可以继续担任政治局常委。退休制度的硬性规定也限制了官员晋升年龄。为了避免混乱，当地方官员达到 63 岁之后，他就不太可能获得晋升，此时晋升将无法完成五年的任期。因此对于在 63 岁年龄之前的官员，这将是他们政治生涯的最后一跃。

在上述制度背景下，我们首先通过一个直观的图形，为第三节假设 4 提供一个直观的证据支持。图 4 描述了合并的平均概率与省委书记年龄之间的关系。这里同样汇报了预测结果和置信区间。

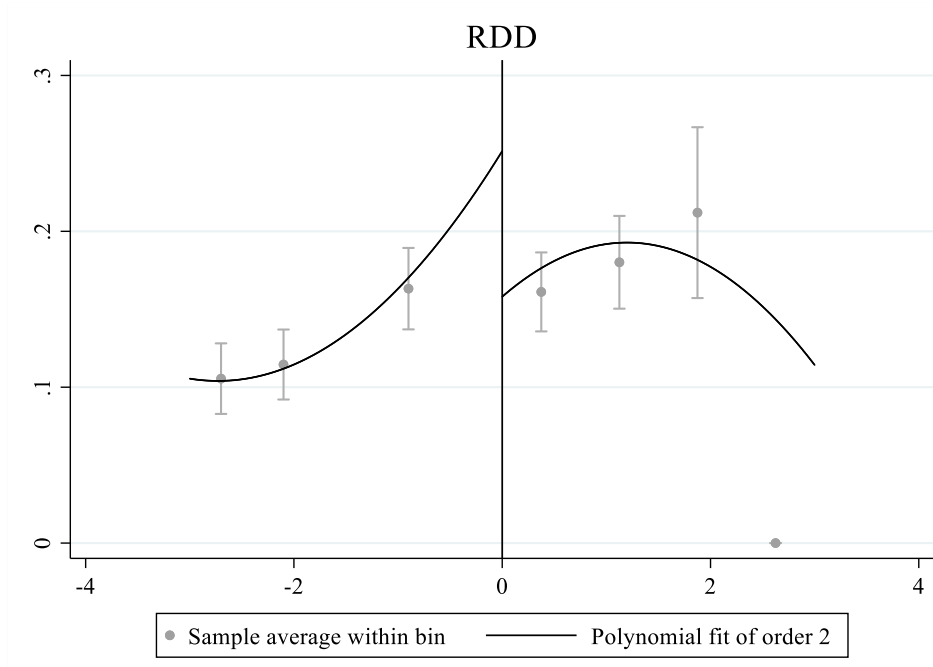


图 4 RDD 图形

地方金融体制的变革与省委书记的年龄密切相关。利用 RDD 模型检查一旦超过年龄阈值，保持不变的连续函数，变革趋势是否会下降。假设未观察到的其他决定因素随年龄平稳变化，则金融体制变革概率在这一阈值附近的任何不连续性都应反映年龄提升带来的因果效应。本文借鉴 Huang et al. (2024) 的做法，以 63 岁为断点，构建如下的 RDD 模型。

$$Merge_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum(Age \geq 63)_{it} + f(Age_{it} - 63) + \delta_1 \mathbf{X} + \epsilon_i + \gamma_i + \epsilon_{it}$$

$Merge_{it}$ 的定义，与上节叙述同。 $Dum(Age \geq 63)_{it}$ 是一个虚拟变量，当该地级市所在省份省委书记的年龄超过或等于 63 岁时，记为 1，否则记为 0。 $Age_{it} - 63$ 是驱动变量， $f(Age_{it} - 63)$ 是代表官员年龄的一个灵活函数。 \mathbf{X} 是一系列控制变量的集合，包括人口增长率 (pog)、GDP 增长率 (GDPg)、地区工业收入的对数 (lnRevene)，地区人民消费量的对数 (lnCos)，地区人民收入的对数 (lnIncome) 和地区存贷款比值 (DLratio)，对所有控制变量进行一阶滞后处理。 ϵ_i 和 γ_i 分别代表城市固定效应和时间固定效应，并在在城市层

面求聚类稳健标准误。由于样本的年龄范围有限，因此参考 Huang et al. (2024) 的做法，将样本的带宽选择为 3。在该模型中， β_1 捕捉到了年龄提升带来的效应。

在具体的实证过程中，我们参考 Huang et al. (2024) 的做法，采用了两种检验方法。第一种是参数全局多项式方法 (parametric global polynomial approach)，第二种是非参数局部线性方法 (nonparametric local linear approach)。对各变量进行描述性统计，其结果如下表所示。

表 12 变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
age	6,735	59.41	3.943	46	67
popg	6,440	-0.00888	0.0377	-0.568	0.543
GDPg(%)	6,747	10.18	5.007	-48.80	37.69
lnRevene	6,538	13.00	1.677	4.977	17.76
lnCos	6,746	14.73	1.312	5.472	18.43
lnIncome	6,736	10.19	0.862	2.283	11.95
DLratio	5,406	1.611	0.575	0.141	16.73

2. 实证分析

在进行正式回归之前，我们首先对所选的控制变量进行平稳性检验 (Imbens & Lemieux, 2008)。第一种方法是观察驱动变量的分布情况，倘若年龄在断点处存在数据堆积，则会影响断点回归结果 (Shigeoka, 2014)，如上图 2 所示。样本年龄在断点处没有出现不连续情况，因此排除被操纵的可能。第二种采用回归模型，检验各前定变量在断点处是否连续。回归设定与前文相同，只是将因变量换做前定变量，结果见附录所示。各变量结果均不显著，说明控制变量并不在 63 岁断点附近存在显著的变化趋势，不对文章的结果产生影响。

表 12 汇报了 RDD 模型的主要回归结果。我们关注的核心变量是 Dum(Age>=63) 的系数。从结果不难看出，不论是否使用高阶项，其结果都呈现出显著的负相关。即在到达一定的年龄阈值之后，省级官员推动地方金融体制变动的动机将大幅下降。

表 13 两种估计方法下的 RDD 回归结果

Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quadratic Parametric RDD		Local Linear RDD	
Merge				
Dum(Age>=63)	-0.033*** (-2.80)	-0.064*** (-3.97)	-0.027*** (-3.48)	-0.031*** (-3.21)
Age-63	0.013 (1.13)	0.054*** (3.10)	0.007 (1.55)	0.007 (1.51)
Dum(Age>=63)*(Age-63)	-0.014 (-0.85)	-0.083** (-2.47)	-0.013 (-1.36)	0.039*** (4.01)
(Age-63) ²	0.002 (0.61)	0.012*** (3.01)		
(Age-63) ² *Dum(Age>=63)	-0.004 (-1.06)	0.042** (2.23)		

cons	-0.085***	-1.952**	-0.090***	-1.902**
	(-3.25)	(-2.45)	(-3.34)	(-2.41)
控制变量	No	Yes	No	Yes
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3956	2805	3956	2805
adj. <i>R</i> ²	0.695	0.744	0.695	0.743

注：①上表汇报的是城市层面的聚类稳健标准误；②*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为 *t/z* 值。

表 14 是对表 13 结果的补充。在原有回归的基础上，在控制变量中加入了政治家的个体因素，包括工作年限、性别、学历，是否在户籍地工作，并且控制了政治家的个体固定效应。结果如下所示。核心解释变量 $Dum(Age \geq 63)$ 依然呈现显著的负向影响，断点的负向作用仍在。

表 14 加入政治家个体因素的 RDD 回归结果

Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quadratic Parametric RDD		Local Linear RDD	
Dum(Age \geq 63)	-0.026***	-0.014*	-0.013***	-0.014***
	(-2.83)	(-1.66)	(-2.79)	(-3.41)
Age-63	0.018**	0.003	0.003	-0.002
	(1.99)	(0.21)	(0.96)	(-0.11)
Dum(Age \geq 63)*(Age-63)	0.004	-0.020*	0.013	0.047***
	(0.35)	(-1.66)	(1.52)	(3.83)
(Age-63) ²	0.004**	0.002		
	(2.27)	(0.77)		
(Age-63) ² *Dum(Age \geq 63)	-0.007**	0.044***		
	(-2.10)	(3.67)		
cons	0.021	-0.437	0.009	-0.349
	(0.90)	(-0.59)	(0.47)	(-0.48)
城市控制变量	No	Yes	No	Yes
个体控制变量	No	Yes	No	Yes
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3956	2805	3956	2805
adj. <i>R</i> ²	0.827	0.856	0.827	0.856

注：①上表汇报的是城市层面的聚类稳健标准误；②*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为 *t/z* 值。

考虑到已合并样本可能会对结果产生影响，参考 Huang et al. (2024) 的做法，剔除已经被合并的城市商业银行所在地的样本。重复进行主回归模型中设定的 RDD 检验，其结果如附录 B 所示。不仅如此，我们还使用按照股权划分的省级城商行进行回归，结果见附录 B 所示。

六、金融分权运行逻辑：对风险化解目标与效果的讨论

1. 省级城商行合并的因素梳理

通过查阅合并银行当年的政策文件和新闻报道，我们对跨市合并的省级城商行合并原因进行梳理。整体上来看，城商行被合并的原因主要是由于不良贷款率过高，化解金融风险的需要抑或是希望通过合并进行“强强联合”从而实现规模效应。但实际上不同地区的城商行合并原因有所侧重，例如徽商银行主要是为了实现规模化发展而设立，江苏银行规模化和化解风险两种目的兼有，四川、山西、辽宁三省银行则是为化解风险而生。省级城商行跨市合并的关键因素如表 15 所概括。详细梳理见附录 C。

表 15 省级城商行跨市合并关键因素

时间	银行	背景
2005	徽商银行	实现规模化发展，构建省内金融体系
2007	江苏银行	服务省内经济，化解银行风险
2007	吉林银行	提振老工业基地，实现规模效益
2009	龙江银行	助力农业产业金融，实现规模化发展
2009	长安银行	搭建省内金融体系的需要，实现规模效益
2010	湖北银行	实现城商行规模化发展，发挥对地方经济扶持作用
2010	华融湘江银行	化解银行金融风险，顺应合并潮流
2011	甘肃银行	立足本土化经营，服务西部大开发
2012	贵州银行	建设西南地区区域金融中心的需要，实现规模效益
2014	中原银行	发挥资金“蓄水池”功能，助力本省经济，实现规模效益
2015	江西银行	实现规模化发展，顺应合并潮流
2020	四川银行	化解银行风险的需要
2021	山西银行	化解银行风险的需要
2021	辽沈银行	化解银行风险的需要

以四川银行为例，四川银行的成立更多是化解银行风险的需要。四川银行脱胎于两家问题银行—攀枝花市商行和凉山州商行，组建前两家银行账面不良贷款率均超 3%，实际不良贷款高达 300 亿元。为实现“轻装上阵”，四川省政府督促攀枝花商行、凉山州商行大力清收盘活不良超百亿元。山西银行同样是为化解风险而生。山西银行组建前，晋商银行已实现 H 股上市，且由山西省财政厅实权掌控的山西金控是其第一大股东，即晋商银行为实质上的

省级城市商业银行，因此不可能列入合并范畴。鉴于此，山西省针对省内其他 5 家城市商业银行进行合并重组。

2. 省级城商行合并中风险驱动因素的检验

利用中国银行业数据库，我们按照资产规模做权重，计算出各地级市的加权不良贷款率，以此衡量地级市的信贷风险。研究设计与本章中第四部分的内容相同，控制省份和年份固定效应，并汇报稳健标准误。结果不难看出，风险越高的地区，城商行越倾向于被合并。

表 16 省级城商行合并中的风险驱动因素

	Probit		Logit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
NPL	0.031*	0.038*	0.053*	0.067*
	(1.79)	(1.77)	(1.68)	(1.77)
cons	-0.060	-8.649***	-0.205	-15.665**
	(-0.22)	(-2.66)	(-0.41)	(-2.40)
控制变量	No	Yes	No	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1546	1502	1546	1502

注：*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为 z 值。

七、结论与建议

分权是世界范围内广泛存在的经济现象。中国经济体制改革的重要特征是分权式改革。当前，学者的主要研究将视角集中在财政分权及其相应的影响，形成以政治锦标赛为代表的一系列研究成果。然而对与财政分权并行的事实特征—金融分权领域的研究则相对较少。本文首先梳理了金融分权的相关文献，提出问题—金融分权的实现逻辑是什么？并在之后的篇幅中，从城商行合并的视角对金融分权的逻辑进行探讨。

首先，我们从金融体制变革的底层因素分析。最终发现，财政禀赋、地方国有经济水平和地方金融竞争程度及其之间的交互作用会对城商行的合并产生影响。地级政府相对省级政府财政禀赋越低，越容易被省级政府收归城商行控制权；当地区国有经济发展水平越高，财政禀赋越差时，越容易被省级政府收归城商行所有权；当国有经济水平较高时，金融垄断程度越高，越容易被省级政府收归城商行控制权。我们还探讨了城商行的股权结构特征，并从股权结构的视角切入研究，验证上述的推论。

其次，我们从政治经济学的视角探讨领导人的基本特征对于金融体制变革的影响。金融体制变革的目的是服务于地方经济的发展，实现经济增长的目标。而经济增长是地方领导人被考核的核心指标，地方官员具有获取辖区内金融资源，推动金融体制改革的强烈动机。然而，什么样的官员更有激励实施这项变革？中国的退休制度和公务员任期制度下所有干部都面临着严格的晋升年龄约束，这为我们提供的良好的研究背景。我们选取省委书记的数据进

行研究，发现由于晋升年龄约束的限制，在 63 岁之后的领导人将会面临更低的升职机会。我们以 63 岁为断点使用 RDD 模型，最终发现，到达一定的年龄阈值之后，省级官员推动地方金融体制变动的动机将大幅下降。

接着，尽管现有公开数据库中缺乏详细的城市层面长时段信贷风险数据，但本文通过系统整理城商行合并重组前后的新闻与政策文件，说明属地金融风险的防范化解问题通常成为城商行合并重组的关键契机，并进一步提供了若干经验事实作为佐证

最后，针对未来中国金融体制的变革和城商行的发展，我们提出以下政策建议：（1）从省级政府的角度，政府应履行区域金融风险的监管职能，及时防范金融风险，推进城商行的转型升级；（2）从市级政府方面，政府在城商行发展的过程中应扮演“援助之手”而非“攫取之手”，为地区金融发展提供良好的政策空间；（3）从银行方面，因地制宜，合理定位，选择适合自身的发展道路。城商行应结合自身特点，通过引入战略投资者、设立分支机构、改善治理水平等多种途径提升经营能力，基于本地化推进特色化发展。

参考文献

- [1] 巴曙松, 刘孝红, 牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J]. 金融研究, 2005, (05): 25-37.
- [2] 曾康霖. 试论我国金融资源的配置[J]. 金融研究, 2005, (04): 12-15.
- [3] 陈抗, Arye L. Hillman, 顾清扬. 财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手[J]. 经济学(季刊), 2002, (04): 111-130.
- [4] 陈钊, 徐彤. 走向“为和谐而竞争”: 晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁[J]. 世界经济, 2011, 34 (09): 3-18.
- [5] 崔兵. 制度边界视域下金融分权的本质、模式与绩效[J]. 上海金融, 2014, (09): 42-45.
- [6] 丁骋骋, 傅勇. 地方政府行为、财政—金融关联与中国宏观经济波动——基于中国式分权背景的分析[J]. 经济社会体制比较, 2012, (06): 87-97.
- [7] 范子英, 张军. 财政分权与中国经济增长的效率——基于非期望产出模型的分析[J]. 管理世界, 2009, (07): 15-25+187.
- [8] 傅勇, 李良松. 金融分权的逻辑: 地方干预与中央集中的视角[J]. 上海金融, 2015, (10): 47-53.
- [9] 傅勇, 李良松. 金融分权影响经济增长和通胀吗——对中国式分权的一个补充讨论[J]. 财贸经济, 2017, 38(03): 5-20.
- [10] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007, (03): 4-12+22.
- [11] 何德旭, 苗文龙. 财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J]. 经济研究, 2016, 51 (02): 42-55.
- [12] 洪正, 胡勇锋. 中国式金融分权[J]. 经济学(季刊), 2017, 16 (02): 545-576.
- [13] 洪正, 张硕楠, 张琳. 经济结构、财政禀赋与地方政府控股城商行模式选择[J]. 金融研究, 2017, (10): 83-98.

- [14] 洪正, 张琳, 肖锐. 中国经济赶超发展中的最优金融分权[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(05): 1810-1827.
- [15] 黄建军. 我国城市商业银行与地方政府关系[J]. 财经科学, 2010, (05): 24-30.
- [16] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 等. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J]. 金融研究, 2014, (01): 1-15.
- [17] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(06): 72-88.
- [18] 李庆云. 分权式改革模式与非市场的通货膨胀[J]. 经济科学, 1989, (04):9-13.
- [19] 林毅夫, 刘志强. 中国的财政分权与经济增长[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2000, (04): 5-17.
- [20] 马万里. 中国式财政分权: 一个扩展的分析框架[J]. 当代财经, 2015, (03): 24-33.
- [21] 苗文龙. 国家救助、地方金融分权与金融波动[J]. 当代财经, 2019, (05): 47-60.
- [22] 钱诚. 银行竞争、信贷补贴与僵尸企业诱发——基于事件冲击与中介回归的金融抑制效应[J]. 金融经济研究, 2018, 33 (03): 15-31.
- [23] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011, 46 (12): 72-85.
- [24] 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 环保考核、地方官员晋升与环境治理——基于 2004—2009 年中国 86 个重点城市的经验证据[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2014, 29 (04): 49-62+171.
- [25] 陶然, 苏福兵, 陆曦, 等. 经济增长能够带来晋升吗?——对晋升锦标竞赛理论的逻辑挑战与省级实证重估[J].管理世界, 2010, (12): 13-26.
- [26] 王世磊, 张军. 中国地方官员为什么要改善基础设施?——一个关于官员激励机制的模型[J]. 经济学(季刊), 2008, (02): 383-398.
- [27] 王秀丽, 鲍明明, 张龙天. 金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究[J]. 金融研究, 2014, (07): 94-108.
- [28] 王永钦, 张晏, 章元, 等. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. 经济研究, 2007, (01): 4-16.
- [29] 谢宗藩, 姜军松. 金融分权、银行制度变迁与经济增长——基于 1993~2012 年省际面板数据的实证研究[J]. 当代经济科学, 2016, 38 (05): 12-20+124.
- [30] 辛子波, 张日新. 地方政府干预地方银行行为分析[J]. 财经问题研究, 2001, (12): 29-31.
- [31] 张军. 分权与增长: 中国的故事[J]. 经济学(季刊), 2008, (01): 21-52.
- [32] 张鹏, 施美程. 金融市场化,所有制差异与融资渠道——基于世界银行中国企业投资环境调查的实证分析[J]. 经济学家, 2016, (11): 54-62.
- [33] 赵尚梅, 杜华东, 车亚斌. 城市商业银行股权结构与绩效关系及作用机制研究[J]. 财贸经济, 2012, (07): 39-48.
- [34] 赵尚梅, 史宏梅, 杜华东. 地方政府在城市商业银行的大股东掏空行为——从地方政府融资平台贷款视角的研究[J]. 管理评论, 2013, 25 (12): 32-41.
- [35] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, 2014, (07): 12-21+51+187.

- [36] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (07): 36-50.
- [37] 周业安. 地方政府治理: 分权、竞争与转型[J]. 人民论坛·学术前沿, 2014, (04): 14-23.
- [38] 周业安. 中国制度变迁的演进论解释[J]. 经济研究, 2000, (05): 3-11+79.
- [39] Huang, Y. I., M. Pagano, and U. Panizza. Local Crowding-Out in China[J]. Journal of Finance, 2020, 75(6): 2855-2898.
- [40] Huang, Z., J. Liu, G. Ma, and L. C. Xu. Political determinants of privatizations in China: A natural experiment based on politician career concerns[J]. Journal of Corporate Finance, 2024, 87: 102620.
- [41] Imbens, G. W., and L. Thomas. Regression discontinuity designs: a guide to practice[J]. Journal of Econometrics, 2008, 142(2): 615-635.
- [42] Li, H., and L. Zhou. Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9-10): 1743-1762.
- [43] McGregor, R. The party: the secret world of China's communist rulers[M]. 2010, New York: Harper Collins Press.
- [44] Qian, Y. Y., and B. R. Weingast. Federalism as a commitment to preserving market incentives[J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11(4): 83-92.
- [45] Shigeoka, H. The Effect of Patient Cost-Sharing on Utilization, Health and Risk Protection[J]. American Economic Review, 2014, 104(7): 2152-2184.
- [46] Weingast, B. R., and D. A. Wittman. The Reach of Political Economy[B]. In The Oxford Handbook of Political Economy, edited by Barry R. Weingast and Donald A. Wittman, 2006, Oxford: Oxford University Press.

附录 A

1. 更换财政禀赋指标

在正文部分的回归中，我们基于地方财政禀赋构建了相对财力指标 **Fiscal**。在此，我们利用另外两种不同的方法去度量相对财力，记为 **Fiscal_R2** 和 **Fiscal_R3**，分别代表市级综合财力与省内综合财力中位数的差和市级综合财力与全省市级综合财力标准差的比值。如下表所示，核心解释变量财政均呈现显著的负相关，与主模型结果无异，说明我们这一相对财力指标的构建并不影响模型的回归结果。

表 A1 更换财政指标后的结果

	Fiscal_R2			Fiscal_R3		
	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
Fiscal_R2	-0.001*** (-6.80)	-0.002*** (-6.03)	-0.000*** (-8.71)			
Fiscal_R3				-0.827*** (-9.99)	-1.483*** (-9.93)	-0.008* (-1.71)

Soe	0.092*** (2.86)	0.155*** (2.73)	0.021*** (4.23)	0.151*** (4.55)	0.262*** (4.53)	0.021*** (4.33)
HHIA	-2.595** (-2.16)	-5.115** (-2.42)	-0.196** (-1.99)	-3.761*** (-3.12)	-7.207*** (-3.37)	-0.276*** (-2.77)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1835	1835	3585	1835	1835	3580
adj. R2			0.474			0.463

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

表 A2 更换财政指标后交叉检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
Fiscal_R2	-0.003** (-2.19)	-0.005** (-2.38)	-0.000*** (-4.73)			
Soe	0.091*** (2.83)	0.156*** (2.73)	0.021*** (4.29)	0.174*** (4.82)	0.306*** (4.83)	0.035*** (6.16)
Fiscal_R2*Soe	0.000 (1.31)	0.000 (1.48)	0.000*** (3.26)			
Fiscal_R3				-0.375* (-1.79)	-0.659* (-1.82)	0.063*** (5.11)
Fiscal_R3*Soe				-0.058** (-2.17)	-0.104** (-2.28)	-0.016*** (-5.38)
cons	-20.522*** (-5.92)	-34.865*** (-5.55)	-2.512*** (-5.76)	-25.511*** (-7.46)	-44.216*** (-7.02)	-1.896*** (-3.92)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1854	1854	3621	1854	1854	3616
adj. R ²			0.468			0.467

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

2. 使用工企数据库

为了排除国有经济数据选择误差的影响，我们使用中国工业企业数据库计算国有经济发展水平对本文的主回归结果进行交叉验证。其中，地方国有经济发展水平为剔除隶属关系为中央和省级的企业后地方国有企业资产规模除以地方所有企业资产规模计算而来。从表 5 不难看出，主体回归结果并未发生较大的改变，能够为国资年鉴的结果辅以佐证。

表 A3 工企数据库回归结果

	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Fiscal	-1.950*** (-3.89)	-8.757*** (-8.33)	-3.565*** (-4.07)	-15.886*** (-7.94)	-0.094*** (-2.64)	-0.642*** (-8.02)
Soe	1.639*** (5.86)	1.315*** (3.90)	2.918*** (5.86)	2.573*** (4.03)	0.096*** (4.30)	0.119*** (4.50)
HHIA	-5.443*** (-3.32)	-1.464 (-0.86)	-10.705*** (-3.47)	-3.800 (-1.14)	-0.334*** (-6.30)	-0.332*** (-4.10)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1025	993	1025	993	3899	2993
adj. R2					0.328	0.408

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

表 A4 工企数据库下交互项回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
Fiscal	-1.287 (-0.49)	-3.964 (-0.85)	-0.379*** (-3.01)			
Soe	2.085*** (5.10)	3.765*** (5.02)	0.147*** (4.91)	-0.184 (-0.23)	-0.330 (-0.24)	0.116* (1.77)
Fiscal*Soe	-10.269*** (-3.16)	-16.027*** (-2.82)	-0.344** (-2.15)			
HHIA				-5.401* (-1.87)	-10.194** (-1.97)	-0.232 (-1.49)
Soe*HHIA				9.021** (2.10)	16.097** (2.16)	-0.049 (-0.16)
cons	-27.191*** (-5.13)	-49.931*** (-4.90)	-2.012*** (-8.52)	-9.023** (-2.22)	-13.775* (-1.93)	-0.967*** (-5.51)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	993	993	2993	993	993	2993
adj. R ²			0.406			0.395

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

3. 转换为队列数据

为了更为精确的度量影响合并的因素，我们将数据转化为队列数据，选择被合并城市合并前后 2 至 3 年的数据。对于未发生合并的省份，我们选择将其与相似地理位置和地区生产总值的合并省份进行匹配。结果如下所示。核心解释变量均与前文保持一致，印证前文回归结果的稳健性，在此不多做解释。

表 A5 使用合并前后三年的结果

	Probit		Logit		LP	
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Fiscal	-4.307*** (-5.74)	-8.279*** (-6.20)	-7.577*** (-5.66)	-14.891*** (-5.82)	-0.606*** (-6.02)	-0.928*** (-6.18)
Soe	0.217*** (4.50)	0.174*** (3.33)	0.377*** (4.28)	0.317*** (3.41)	0.036*** (4.65)	0.028*** (3.43)
HHIA	-6.065*** (-2.85)	-3.684* (-1.68)	-11.475*** (-2.95)	-8.016* (-1.92)	-0.597*** (-3.32)	-0.463** (-2.50)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	720	712	720	712	1379	1362
adj. R2					0.438	0.456

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为t/z值

表 A6 使用合并前后三年结果的交互项检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
Fiscal	0.944 (0.32)	2.539 (0.48)	0.453*** (3.05)			
Soe	0.229*** (4.03)	0.414*** (4.00)	0.035*** (4.31)	-0.659*** (-3.71)	-1.354*** (-3.62)	-0.062*** (-4.09)
Fiscal*Soe	-1.371*** (-3.12)	-2.561*** (-3.24)	-0.145*** (-5.99)			
HHIA				-26.419*** (-4.48)	-52.773*** (-4.15)	-2.816*** (-6.25)
Soe* HHIA				5.313*** (4.50)	10.797*** (4.17)	0.550*** (6.35)
cons	-23.624*** (-3.94)	-41.266*** (-3.67)	-1.934*** (-3.63)	-10.861** (-2.27)	-15.120* (-1.74)	-1.508** (-2.43)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	809	809	1503	712	712	1428
adj. <i>R</i> ²			0.425			0.454

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为*t/z*值

表 A7 使用合并前后两年的结果

	Probit		Logit		LP	
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
fiscal1	-4.119*** (-4.70)	-7.903*** (-5.20)	-7.387*** (-4.65)	-14.243*** (-4.91)	-0.583*** (-4.74)	-0.899*** (-4.99)
soe2	0.203*** (3.75)	0.172*** (2.92)	0.357*** (3.64)	0.314*** (3.01)	0.032*** (3.53)	0.024** (2.46)
HHIA	-6.421*** (-2.58)	-3.680 (-1.43)	-12.442*** (-2.70)	-8.052 (-1.59)	-0.647*** (-3.10)	-0.489** (-2.26)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	509	505	509	505	1009	997
adj. <i>R</i> ²					0.434	0.451

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为*t/z*值

表 A8 使用合并前后两年结果的交互项检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Logit	LP	Probit	Logit	LP
Fiscal	1.627 (0.50)	3.575 (0.61)	0.363** (2.03)			
Soe	0.230*** (3.54)	0.421*** (3.55)	0.031*** (3.23)	-0.609*** (-3.00)	-1.246*** (-2.86)	-0.058*** (-3.42)
Fiscal*Soe	-1.477*** (-2.90)	-2.760*** (-2.98)	-0.128*** (-4.64)			
HHIA				-24.668*** (-3.74)	-48.474*** (-3.39)	-2.550*** (-5.17)
Soe*HHIA				4.927*** (3.74)	9.945*** (3.42)	0.497*** (5.29)
cons	-22.166*** (-3.35)	-38.912*** (-3.12)	-1.877*** (-3.20)	-9.407* (-1.76)	-13.012 (-1.34)	-1.464** (-2.03)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	576	576	1136	505	505	1063
adj. <i>R</i> ²			0.413			0.445

注：①括号中汇报的是稳健标准误的值；②*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为*t/z*值

附录 B

1. 平稳性检验 (Smoothness Test)

在进行正式回归之前，我们首先对所选的控制变量（以下期变量为因变量）进行平稳性检验，检验采用的方法是 **Local Linear RDD**，带宽与主模型保持一致，同样选择为 3。由下表可知，各变量结果均不显著，说明控制变量并不在 63 岁断点附近存在显著的变化趋势，不对文章的结果产生影响。

表 B1 控制变量平稳性检验

Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Merge	popg	GDPg	lnRevene	lnCos	lnIncome	DLratio
Dum(Age>=63)	-0.002 (-1.01)	0.095 (0.55)	-0.023 (-0.55)	0.006 (0.64)	-0.002 (-0.23)	0.041 (1.13)
Age-63	-0.000 (-0.03)	0.091 (0.96)	-0.018 (-1.03)	-0.004 (-0.73)	0.001 (0.19)	0.005 (0.73)
Dum(Age>=63)*(Age-63)	-0.004*	-0.145	0.059	-0.003	-0.006	0.015
Dum(Age>=63)	(-1.72)	(-0.93)	(1.64)	(-0.12)	(-0.53)	(0.51)
F.GDPg	0.000 (0.14)		0.044*** (5.58)	0.002 (0.91)	0.001 (0.51)	0.001 (0.19)
F.lnRevene	-0.001 (-0.58)	0.879*** (6.17)		0.047*** (5.39)	0.025*** (5.14)	0.023 (0.74)
F.lnCos	-0.003 (-0.50)	0.382 (0.90)	0.573*** (5.84)		0.019 (1.02)	-0.161*** (-2.78)
F.lnIncome	0.002 (0.29)	0.393 (0.50)	0.757*** (2.79)	0.048 (0.92)		0.143 (1.17)
F.DLratio	0.004 (0.96)	0.021 (0.18)	0.040 (0.62)	-0.023 (-1.47)	0.008 (1.52)	
F.popg		0.501 (0.14)	-0.377 (-0.57)	-0.100 (-0.50)	0.027 (0.29)	1.107 (0.69)
cons	0.021 (0.34)	-10.685 (-1.05)	-2.204 (-0.80)	14.178*** (29.67)	8.720*** (29.54)	2.212* (1.73)
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

N	2805	2805	2805	2805	2805	2805
adj. R^2	0.075	0.696	0.872	0.982	0.975	0.466

注：①上表汇报的是城市层面的聚类稳健标准误；②*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为 t/z 值。

2. 剔除合并后城市的样本

考虑到已合并样本可能会对结果产生影响，参考 Huang (2024) 的做法，剔除已经被合并的城市商业银行所在地的样本。重复进行主回归模型中设定的 RDD 检验，其结果如下所示。核心解释变量 $\text{Dum}(\text{Age} \geq 63)$ 与正文中保持一致。

表 B2 剔除合并后城市样本的 RDD 模型检验

Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quadratic Parametric RDD		Local Linear RDD	
Merge				
$\text{Dum}(\text{Age} \geq 63)$	-0.063*** (-3.83)	-0.065*** (-3.88)	-0.015** (-2.45)	-0.015** (-2.51)
Age-63	0.063*** (4.08)	0.065*** (4.12)	0.009*** (3.93)	0.009*** (3.98)
$\text{Dum}(\text{Age} \geq 63) * (\text{Age} - 63)$	-0.045** (-2.36)	-0.046** (-2.30)	-0.017** (-2.48)	-0.017** (-2.42)
$(\text{Age} - 63)^2$	0.014*** (4.02)	0.014*** (4.05)		
$(\text{Age} - 63)^2 * \text{Dum}(\text{Age} \geq 63)$	-0.027*** (-4.75)	-0.028*** (-4.72)		
cons	0.026** (2.42)	0.165 (0.95)	-0.015* (-1.94)	0.149 (0.88)
控制变量	No	Yes	No	Yes
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3403	3272	3403	3272
adj. R^2	0.154	0.154	0.149	0.149

注：①由于剔除合并后样本的 Merge 值较少，此处需要对控制变量进行部分调整以满足 Smoothness Test，选择的是人口对数 (lnpop)、GDP 增长率 (GDPg)、第二产业占比 (sec)、消费的对数 (lnCos)，人民收入的对数 (lnIncome) 和经过调整的财政禀赋 (Fiscal)；②上表汇报的是城市层面的聚类稳健标准误；③*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为 t/z 值。

3. 按照股权结构划分省级城商行的结果

表 B3 按照股权结构划分的 RDD 模型检验

Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quadratic Parametric RDD		Local Linear RDD	
$\text{Dum}(\text{Age} \geq 63)$	-0.038***	-0.070***	-0.035***	-0.039***

	(-2.70)	(-4.00)	(-3.98)	(-3.61)
Age-63	0.013	0.055***	0.009*	0.010*
	(0.89)	(2.78)	(1.91)	(1.82)
Dum(Age>=63)* (Age-63)	-0.019	-0.095***	-0.011	0.033***
	(-1.08)	(-2.67)	(-1.13)	(3.10)
(Age-63) ²	0.001	0.011**		
	(0.30)	(2.45)		
(Age-63) ² * Dum(Age>=63)	0.001	0.049**		
	(0.16)	(2.43)		
cons	-0.104***	-1.037	-0.108***	-0.977
	(-3.83)	(-1.14)	(-3.87)	(-1.08)
控制变量	No	Yes	No	Yes
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3956	2805	3956	2805
adj. <i>R</i> ²	0.693	0.736	0.693	0.735

注：①上表汇报的是城市层面的聚类稳健标准误；②*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著性水平，括号内报告值为 *t/z* 值。

4. 相关政策文件

《中共中央关于建立老干部退休制度的决定》(1982年2月20日)

“老干部离休退休年龄的界限，考虑到当前干部的实际状况和接替条件，应当规定：担任中央、国家机关部长、副部长，省、市、自治区党委第一书记、书记、省政府省长、副省长，以及省、市、自治区纪律检查委员会和法院、检察院主要负责干部的，正职一般不超过 65 岁，副职一般不超过 60 岁。担任司局长一级的干部，一般不超过 60 岁。当然，个别未到离休退休年龄，但因身体不好，难以坚持正常工作的，经过组织批准，可以提前离休退休。另一方面，个别虽已达到离休退休年龄，但因工作确实需要，身体又可坚持正常工作的，经过组织批准，也可以在一定时间内暂不离休退休，继续担任领导职务。”

《党政领导干部职务任期暂行规定》(2006年8月7日中共中央办公厅印发)

“……

第三条 党政领导职务每个任期为 5 年。

第四条 党政领导干部在任期内应当保持稳定。除有下列情形之一的，应当任满一个任期：

- (一) 达到退休年龄的；
- (二) 由于健康原因不能或者不宜继续担任现职务的；
- (三) 不称职需要调整职务的；
- (四) 自愿辞职或者引咎辞职、责令辞职的；
- (五) 因受处分或处罚需要变动职务或者被罢免职务的；

(六) 因工作特殊需要调整职务的。

党政领导干部在一个任期内因工作特殊需要调整职务，一般不得超过一次。

第五条 党政领导干部任期内和任期届满应当按照有关规定进行考核，考核结果作为干部使用的重要依据。

第六条 党政领导干部在同一职位上连续任职达到两个任期，不再推荐、提名或者任命担任同一职务。

第七条 党政领导干部担任同一层次领导职务累计达到 15 年的，不再推荐、提名或者任命担任第二条所列范围内的同一层次领导职务。根据干部个人情况和工作需要对其工作予以适当安排。

第八条 民族自治地方的少数民族党政领导干部执行本规定第六条和第七条，经批准可以适当放宽。

第九条 党政领导干部任期内调整职务，任职 3 年以上的，计算为一个任期；任职不足 3 年的，只计算任职年限，不计算任期届数。

……”

附录 C

在附录 C 中，根据相关政策和新闻报道，我们对省级城商行的合并原因进行详细梳理，列举如下。

1. 徽商银行

2004 年，安徽省内共有 6 家城商行，尽管经营能力较优，但面临着以下三点发展难题：一是资本金匮乏，在资本充足率的监管限制下，不足以支撑其大规模发展，有时因支持几笔业务大户，而造成全年信贷资源收紧，无法覆盖其他企业的金融服务。二是风险集中，城商行网点局限于所在辖区，倘若面临周期性下行环境将会受到严重打击。三是金融资源外流。安徽省内国有大行和股份制商业银行将安徽省内所吸收存款资金拆借给其他省市地区，本省资金无法为省内中小企业服务。

安徽省酝酿从三个立体层次重新塑造省内金融体系：其一是依靠农村信用社构建农村金融体系，统一以县级联社为法人，成立省级联社；其二是依靠城市商业银行构建城市金融体系，解决市属中小企业、市民生活、市政建设的“三市”问题，合并重组打造“徽商银行”计划隶属其中；其三是依靠国有商业银行和股份制银行构建省会金融体系，以解决安徽省大企业、大项目、大集团“三大”融资问题。

徽商银行实行“5+7”模式。在全国城商行不良资产率却高达 11.7% 的大背景下，徽商银行的重组是一次“强强联合”。早在合并前，德国投资与开发有限公司（DEG）、蒙特利尔银行等外资机构就与合肥市城市商业银行有所接触。2004 年，合肥城商行的综合经济效益在全国城商行中位列前 10 位，不良贷款率 3.35%，资本充足率 8.44%。芜湖、安庆、马鞍山 3 家城商行被评为“规模、质量、效益”综合指标最好的一类行，淮北、蚌埠 2 家城商行被评为二类行，都比全国平均水平要优秀。7 家城市信用社中，均处于盈利状态，过半已经满足或接近满足翻牌为城商行的要求。

据当时安徽省银监局局长杨家才介绍，2004年4月，银监会主席刘明康到安徽调研，首次提出城商行联合重组的构想。在银监会支持下，2005年初，安徽省政府工作报告将城商行联合重组工作列入议题，并作为2005年金融改革的三项重点工作之一。安徽银监局既是银行业的监管者又是本次合并的主要推动者。2005年8月，安徽省制定《安徽省城市商业银行联合重组工作实施方案》，并报银监会后得到批复准可。2005年11月18日，银监会办公厅以银监（2005）341号文批复同意合肥市商业银行更名为徽商银行。11月30日，6家城商行董事长共同签署了徽商银行合并合同书。吸收合并完成后的徽商银行是在安徽注册的股份有限公司形式的区域性商业银行，是中国第13家股份制商业银行。

2. 江苏银行

与安徽省合并省内所有城商行/城信社不同，江苏银行合并前，省内共有11家城市商业银行，其中南京银行作为“头雁”银行，已进入上市辅导期，且与境外机构投资者有所接触，参照徽商模式由其充当吸收合并的主体角色反会拖累其自身发展。不同于“强强联合”，江苏城商行的合并是一次“以强带弱”的组合。

除南京银行外，其他10家城商行经营质量两极分化，苏南地区如苏州、无锡、南通等地城商行等质量均相对较好，其他银行则不容乐观。10家行中，规模最大与最小行资产总额相差10倍以上，资产质量最好与最差行不良贷款比例相差10倍以上，资本充足率好的高于10%，差的10%以下。这就导致了不少苏南地区的城商行股东都担心为苏北城商行“背包袱”。基于省内特殊环境，江苏省设计了“新设+吸收+综合处置不良+增资扩股”的合并重组模式。

首先在南京新设一家股份制商业银行作为壳公司，然后将南京银行外的10家城商行吸收合并进入新公司；按照净资产金额，确定1:1的折股系数，净资产低于实收资本的，由省市政府共同弥补资产损失后再行兑现。对合并重组持保留态度的股东，同意其在增资扩股时行使退股权利。为保证清产核资公平公正，选择省外的专业事务所以从严、慎重原则开展。最终，10家城商行清产核资后不良贷款高于同期监管数据11.42亿元，增幅32%，预期资产损失准备缺口合计达25.43亿元，由政府进行补亏。其中2亿元由江苏省财政资金进行支持，剩余23.43亿元不良资产打包转让给江苏国际信托投资公司，由其发行五年期信托产品，由江苏省农村信用联社购买。对于这23.43亿元信托计划，8亿元由江苏省财政按年支付，剩下的15.43亿元最终将由江苏银行成立后通过其清收处置、经营收益、地方政府财政补助款等全额回购，信托产品的利息由盐城等5家净资产为负数的城商行所在地市级财政负责支付。

此外，江苏省政府专程向原中国银监会做出书面承诺，确保省市政府补亏资金筹措到位，并表示部分预期资产损失将由省政府通过支持江苏银行业务发展获得的收益偿还。换言之，为补亏而设立的信托产品最终的偿付风险，将由政府兜底。经过坏账剥离和补亏，10家城商行不良贷款余额减少近15亿元至20.76亿元；不良率下降了2.3个百分点至2.44%；资本充足率提高了近8个百分点至约13%，为今后新设银行的轻装上阵奠定坚实基础。所有补亏资金全部到位后，按照预先确定的折股规则，10家银行最终可折股43.11亿股。与此同时，以每股1.2元的价格启动推进增资扩股工作，主要针对省市财政和省内重要民营企业，最终募得新股35.37亿股，注册资本达到78.5亿元，资本充足率达到13%。

重组后江苏银行凭借良好的区域经济环境，实现了多年来业绩的快速发展，为江苏省经济社会发展做出突出贡献。

3. 吉林银行

按银监会要求，2005年起吉林省加大对城市商业银行综合治理和城市信用社分类处置工作力度，但受规模、地域等条件限制，地方银行业发展的能力依旧较弱，不能满足老工业基地振兴的需要。为加快省内金融业改革与发展，促进吉林省老工业基地振兴，2006年8月吉林省委、省政府提出对全省城商行、城信社实施联合重组，2007年10月，中国银监会批准长春市商业银行更名为吉林银行，吸收合并吉林市商业银行和辽源市城市信用社。2008年10月，中国银监会批准吉林银行吸收合并四平、通化、白山、松原四家城市信用社。

参与吉林银行组建的3家机构中，长春市商业银行和吉林市商业银行的规模比较接近。截至2006年底，长春市商业银行注册资本16.2912亿元，各项存款余额190.55亿元，贷款余额137.72亿元，不良贷款率1.04%，实现利润2.14亿元；吉林市商业银行各项存款余额152.3亿元，贷款余额93.9亿元，实现利润1.58亿元。辽源市城市信用社规模则相对较小，截至2006年底各项存款余额40亿元，贷款余额31亿元，不良贷款率为4.3%。在合并之前，韩亚银行作为境外战略投资者与长春商行已有密切接触，以长春商行为主体吸收合并其他商行可行性较强。按照银监会确定的“政府主导、坚持自愿、依法合规和达标”的联合重组原则，在合并过程中吉林省将工作中心落在解决各合并对象的历史遗留问题，确保其不“带病上阵”。在组建过程中，吉林省政府拿出数亿优良资产支持，最终使吉林银行的资本金达到了34.2亿元，大于合并前长春商行、吉林商行和辽源城信社三家机构原有的资本金。

4. 龙江银行

2009年，龙江银行由齐齐哈尔市商业银行、牡丹江市商业银行、大庆市商业银行和七台河市城市信用社合并重组而来。不同于其他城商行以为中小企业提供服务为核心，龙江银行在成立之初就以农业产业金融为重点，将重点放在“三农”业务上。按照“面向农业产业、面向中小企业、面向地方经济”的市场定位，依托地方经济特色和股东产业链优势，打造“国内一流现代农业产业银行”。

除自身地理环境影响外，龙江银行独具特色的定位也在一定程度上受大股东的干扰。一般而言，农村商业银行在服务“三农”问题上具有独特的优势，龙江银行的定位会面临其他农村金融机构的竞争，最后可能反而不利于自身发展。在成立之初，龙江银行引进由黑龙江省财政厅100%控股的黑龙省大正投资集团有限责任公司，中粮集团有限公司，黑龙江北大荒农垦集团公司等战略投资者。作为省级城市商业银行，龙江银行之所以成立村镇银行，一定程度上是尾随其股东投资的表现。

不同于徽商银行、江苏银行等省级城商行合并后实现地区资源的整合，龙江银行成立后，首任董事长杨进先、副行长杨宝仁、副行长王贵彬三位高管先后落马，高管受贿严重拖累其自身发展且龙江银行多次受到银监会监管处罚。2017年龙江银行实现净利润15.96亿元，同比仅增长2.38%，较2016年36.33%的增速大幅下滑，不良贷款率增至3.56%。2018年，针对龙江银行内部管理不善，股权高度集中，国资效率低下等问题，黑龙江省积极推动龙江银行实现混改。四家国资背景的股东在北交所、黑交所集中挂牌转让共计近38%的股权，其中近24%的股权受让条件明确要求受让方为非国资。但实际混改效果并不如意，截至2021年最新年报披露，龙江银行前十大股东中有8家为国资企业，合计控股达69.5%。

5. 长安银行

类似于安徽省从三个层次搭建全省金融体系，长安银行的成立也是陕西省推进地方金融资源整合工作的一部分。2007年，陕西省人民政府发布关于加快省金融业发展的若干意见：“大力推进地方金融资源整合，适时组建金融控股公司，发挥其规模经济和协同优势，提升陕西省地方金融机构的综合实力和整体竞争力。”2007年前后，陕投集团先后以57.78%控股西部信托有限责任公司，31.24%控股西部证券股份有限公司，31.93%控股永安财险，横跨证券、保险、信托三个子行业，只差银行牌照。因此2009年，在整合除西安商行外全省所有城商行、城信社的基础上成立长安银行。作为省内资产质量和综合效益最优的城商行，西安银行反而缺席本次合并。2008年前后，西安银行已与中国信达资产管理公司，加拿大丰业银行等战略投资者达成合作协议，力争实现上市，强行合并对其发展反是拖累。长安银行引入延长集团、陕西煤业、陕西有色等战略投资者，延长集团和陕煤化工两家陕西省属国企各以20%的持股比例并列长安银行第一大股东。至此，陕西省地方金融机构的实际控制权大都掌握在省级政府手中。

生于三秦沃土，长安银行同样肩负为国家发展战略保驾护航的使命。在西部五省中，陕西省发展水平相对较高，金融资源也更为丰富，推动陕西省内金融资源的整合有利于发挥其对整个西部地区的辐射带动作用。

6. 湖北银行

湖北银行的整合更多是出于实现城商行规模化发展的目的。据湖北银行筹备组人员所述，整合前银监会综合评级中湖北省6家城商行2家评级为3A级，4家评为3C级，没有进入全国前50名的城商行。六家城商行资产总额共计858亿元，其中汉口银行562亿元，占据65.5%，而其他5家合计仅296亿元，在全国城商行平均资产规模为349亿元的背景下，湖北省其他5家城商行平均资产规模仅59亿元，最小的襄阳商行甚至不到30亿元。

受限于股本水平和发展规模，城商行对地方经济的支持力度受到限制，湖北省迫切需要一家实力较强的地方性法人银行。最终，湖北省选择采用新设合并的方式整合除汉口银行外其余五家城商行。据湖北省金融办人士介绍，之所以选择该种合并模式主要是因为剩余5家银行差异相对较小，合并难度低，且在省内存在两家银行牌照有利于形成良性竞争的局面。

7. 华融湘江银行

合并前夕，湖南省银行体系呈现“五行一社”的发展局面。除长沙商行外，其余四家城商行，即湘潭、株洲、岳阳和衡阳商行均存在诸多问题，即不良贷款率居高不下，治理机构混乱等等，潜在金融风险大。与当时的同行相比，四家城商行的盈利、资产经营及成本控制能力有较大差距。

在合并初期，湖南省委省政府有意推动省内“五行一社”的合并工作。但在2008年11月，长沙商行更名为长沙银行，制定跨区发展、实现上市的发展战略，最终实现“单飞”。“五行一社”的重组方案中涉及长沙市和湖南省政府之间的利益博弈，一旦成立省级城商行，即意味着长沙市政府失去税收权，贷款权限亦会大幅削弱。这场博弈最终以“五行一社”的方案失败告终。

针对“四行一社”的合并重组，湖南省政府最初有意邀请信达资产参与重组工作，并取名为“湘信银行”，但由于信达资产先行参与西安商行的重组工作，受监管限制最终未成功。

此后，湖南省政府进一步邀请东方资产参与重组，但也未能成功。在历经两次失败后，最终由华融资产注资 20.8 亿元，控股 51% 组建成省级城商行。

华融湘江银行是目前唯一名称中包含大股东的省级城市商业银行，且第一大股东持股比例高达 51%，华融集团也成为我国第一家控股城市商业银行的资管公司。“华融系”在湖南省城商行的发展过程中施行诸多干预，其高管在担任华融湘江银行董事期间，多次利用职务便利实施受贿行为，对华融湘江银行的发展造成不利影响。2022 年 4 月，在监管要求下，中国华融拟转让华融湘江银行全部股权持续“瘦身”，剥离其银行牌照。

8. 甘肃银行

扎根黄土地，做甘肃人民自己的银行，这是甘肃银行成立的初心。甘肃银行的成立更多是为了服务本省经济发展。2011 年，甘肃省委省政府决定整合平凉市商业银行、白银市商业银行，并引入战略投资者共同建立省级城商行。省委领导王三运在甘肃银行调研时曾指出：“甘肃银行打出的牌子就是甘肃人民自己的银行，这个思路是对的，要有信心把这个牌子打造好。经营理念既要有开放的思想，也要有草根的情怀，把这两者要结合起来。开放的思想就是要能够接受先进的理念，草根情怀就是发展要立足于陇原大地。”

9. 贵州银行

为助力贵州经济腾飞进程，2008 年贵州实施“引银入黔”战略，即大力引进银行业金融机构，将贵阳建设成为西南地区金融中心城市。2011 年，为配合“引银入黔”战略的实施，贵州省“十二五”发展规划提出“引金入黔”战略，鼓励和支持银行、证券、保险、信托、期货、基金等金融机构入驻贵州。与此同时，为改变当地金融发展“小而散”的局面，贵州对辖区内银行业进行大规模整合，合并辖区内农村商业银行成立贵阳农村商业银行。

城商行的合并工作也紧随其后。2012 年，由遵义市商业银行、安顺市商业银行和六盘水市商业银行合并重组设立贵州银行。合并前，贵州共有 4 家城商行，其中贵阳银行资产规模显著优于其他 3 家，且拥有上市计划。截至 2011 年末，三家商业银行中，遵义市商业银行资产规模位列第一，为 283.16 亿元，安顺市商业银行总资产为 68.64 亿，六盘水市商业银行为 74.96 亿。

不同于其他城商行，贵州银行在做好传统金融业务同时，将更侧重于以产业金融助推贵州茶叶、白酒、烟草、中药材、旅游等特色产业发展、升级。合并初期贵州茅台集团位列其第三大股东并在 2015 年跃居第二，仅次于贵州省财政厅，2018 年一度控股达 14.13%。

10. 中原银行

截至 2012 年底，金融领域短板与河南经济体量逐渐增大的矛盾日益突出。河南省没有自己的资金“蓄水池”，导致本省存贷比失衡，在中部六省中掉至第五，省内存款无法通过贷款渠道支援河南省企业发展。2012 年河南省共有 17 家城市商业银行，郑州银行已于 2011 年底完成一轮增资扩股，融资额达 68 亿元，总股本扩至 30 多亿股，在 2012 年监管评级中郑州银行成为河南省首家二类行。且郑州银行在 2015 年赴港交所上市，Lightning Triumph Limited Orient 等 6 家基石投资者认购合计 4.358 亿美元股份，相当于 IPO 总额的 63%。因此 2014 年 8 月，河南省采用新设合并的方式合并省内 13 家城商行组建成中原银行。2021 年 12 月中原银行再次合并，审议批准吸收合并洛阳银行、平顶山银行及焦作中旅银行相关议案。至此，河南省仅拥有两家银行牌照，实现银行资源的整合工作。

11. 江西银行

江西省省级城商行的建立工作持续 8 年之久。在徽商银行、江苏银行等邻近省份纷纷成立省级城商行的背景下，早在 2007 年，江西省便提出“江西发展银行”的建设构想。按照“3+2”模式，吸收南昌、九江、赣州三家城商行和上饶、景德镇两家城市信用社组建成立，但因南昌银行与九江银行的互不相让而最终失败，加上各主体间不良贷款率差异较大，江西省一级财政也无法为其兜底，因此未能实现。2012 年，江西政府再次重提省级城商行的建设计划，希望通过景德镇商业银行更名重组实现，最终因监管未获批失败。直至 2015 年，江西政府再次提出通过以南昌银行为主体吸收合并景德镇银行组建省级城商行并最终实现。

12. 四川银行

不同于发挥合并后银行的规模优势，四川银行的成立更多是化解银行风险的需要。四川银行脱胎于两家问题银行—攀枝花市商行和凉山州商行，组建前两家银行账面不良贷款率均超 3%，实际不良贷款高达 300 亿元。为实现“轻装上阵”，四川省政府督促攀枝花商行、凉山州商行大力清收盘活不良超百亿元。

四川银行注册资本金达 300 亿元，在我国城商行注册规模中位居第一，充足的资本金体现四川省政府的合并态度。当前，四川省内仍有 12 家城市商业银行，其中 2 家上市银行，7 家银行达千亿规模。在充足的资本金做支撑下，不排除四川银行在未来继续合并省内其他较弱城商行的可能。

13. 山西银行

山西银行同样是为化解风险而生。山西银行组建前，晋商银行已实现 H 股上市，且由山西省财政厅实权掌控的山西金控是其第一大股东，即晋商银行为实质上的省级城市商业银行，因此不可能列入合并范畴。鉴于此，山西省针对省内其他 5 家城市商业银行进行合并重组。

山西银行采用新设合并的方式，由山西省政府发行 153 亿元“支持城商行改革发展专项债券”，通过山西金融投资控股集团以间接入股方式注入山西银行，以帮助其消化风险、增强资本实力，再通过吸收合并的形式合并五家银行。

14. 辽沈银行

与山西银行、四川银行合并原因相似，辽沈银行在化解区域金融风险的大背景下“破茧而出”。2021 年，辽宁省政府研究推进省内城商行改革工作，申请合并辽宁省内 12 家城市商业银行组建辽沈银行。辽沈银行由辽宁省财政厅 100%控股的辽宁省金融控股集团发起设立，通过发行专项债券募集资金将资金实现从辽宁金控到辽沈银行的转移。合并采取分阶段的方式，通过逐步合并避免初期大量资本的消耗，首先吸收合并两家城商行，即辽阳银行和营口沿海银行。

附录 D

附录 D 的部分是对正文内容的补充。城商行是否被合并，除了所在城市和官员因素的影响，同样与银行的自身因素有关。被合并银行的信贷风险，自身规模及股权结构都会对其产生影响。总体来看，省级城商行的成立有两大导向，一类是“风险驱动型”，即通过合并化解区域银行系统性风险；一类是“规模导向型”，通过合并实现规模效应，以更好的服务

于区域经济建设。以中原银行为例，截至 2012 年底，金融领域短板与河南经济体量逐渐增大的矛盾日益突出。河南省没有自己的资金“蓄水池”，导致本省存贷比失衡，在中部六省中掉至第五，省内存款无法通过贷款渠道支援河南省企业发展。在此背景下，河南省急需一个自己的银行来服务于中部地区经济的发展。

但是，受到数据条件的限制，很多被合并银行已经注销，在早年间信息披露工作几近于 0，我们无法获得完整的规模和风险指标数据。我们试图通过有限的股权披露数据来进行部分分析。在中原银行成立前，2012 年河南省共有 17 家城市商业银行，郑州银行已于 2011 年年底完成一轮增资扩股，融资额达 68 亿元，总股本扩至 30 多亿股，在 2012 年监管评级中郑州银行成为河南省首家二类行。且郑州银行在 2015 年赴港交所上市，Lightning Triumph Limited Orient 等 6 家基石投资者认购合计 4.358 亿美元股份，相当于 IPO 总额的 63%。以下列出我国城商行中存在境外战略机构投资者的情况。

表 C1 引入中国大陆境外战略投资者情况

银行	战略投资者
北京银行	ING BANK N.V、国际金融公司
上海银行	国际金融公司、香港上海汇丰银行有限公司
天津银行	澳大利亚和新西兰银行集团有限公司
杭州银行	澳洲联邦银行、亚洲开发银行
华兴银行	侨鑫集团有限公司
吉林银行	韩国韩亚银行股份有限公司
南京银行	法国巴黎银行、国际金融公司
宁波银行	新加坡华侨银行有限公司
齐鲁银行	澳洲联邦银行
青岛银行	意大利联合圣保罗银行、洛希尔金融集团控股公司、 RothschildsContinuationHoldingsAG
郑州银行	Lightning Triumph Limited、Orient Best Investments Limited
中原银行	DBS Group Holdings Ltd、Piramid Park Co.,Ltd
天府银行	德国投资与开发有限公司、德国储蓄银行国际发展基金(SIDT)
成都银行	丰隆银行有限公司
西安银行	加拿大丰业银行
烟台银行	恒生银行有限公司
营口银行	马来西亚联昌银行
重庆银行	大新银行有限公司
厦门银行	富邦金融控股股份有限公司
哈尔滨银行	富邦金融控股股份有限公司

数据来源：中国银行业数据库

境外机构投资者的存在不利于省级城商行的合并。当城商行前十大股东中存在境外机构投资者时，一方面代表城商行自身规模较大，实力较强，此类城商行越不易被合并；另一方面，城商行合并过程中涉及股权转让等一系列的流程，境外投资者存在沟通不便，手续繁杂

的问题。事实上，山东省未合并地级市城商行的一大缘由就是该省城商行多引入境外机构投资者，如营口银行，青岛银行，烟台银行，齐鲁银行。境外机构投资者的存在既为我国城商行提供资本补充，又有利于其做大做强，保持自身的独立性。