



北京大学数字金融研究中心

Institute of Digital Finance, Peking University

北京大学数字金融研究中心工作论文系列

IDF Working Paper Series

NO. IDFWP2017001(总第 18 期)

政治激励、资本监管与地方银行信贷投放*

刘冲 郭峰 傅家范 周强龙

2017.7.20

摘要：金融监管制度的有效执行依赖于针对监管者行为的激励设计。在中国，与地方官员类似，监管官员的职位升迁也往往由上级选拔决定，即面临政治激励，本文将代表中央金融监管的省级银监局局长与代表地方银行的城商行特征数据进行匹配，考察监管官员的政治激励是否通过影响其监管行为对城商行的信贷投放产生影响。实证分析发现：首先，在资本、资产质量、流动性等监管指标中，资本监管绩效显著影响银监局局长的升迁；其次，银监局局长在政治激励下的监管行为，促使城商行提高资本充足率，进而抑制了其信贷投放；最后，地方政府信贷干预、经济周期、货币政策以及资本市场融资程度等外部环境的不同，也使得银监局局长的监管产生差异化效应。

关键词：政治激励 金融监管 资本监管 信贷投放

一、引言

金融在经济发展和人们生活当中具有重要的地位和作用，金融监管则为金融市场的稳定运行和金融行业的健康发展提供了必要保障。在“去杠杆、防风险”的大背景下，金融监管的重要性进一步凸显。在 2017 年 7 月的全国金融工作会议上，习近平总书记强调要以强化金融监管为重点，以防范系统性金融风险为底线，加快相关法律法规建设，加强宏观审慎管理制度建设，加强功能监管和行为监管。本次会议上也宣布成立国务院金融稳定发展委员会，增强金融监管协调的权威性、有效性。由此，考察金融监管在中国的实际效应及其产生作用的微观机制，不仅具有一定的学术价值，也有相当的政策意义。

随着社会主义市场经济体制的发展，中国的金融监管框架和组织架构逐步建立，并在实

* 刘冲，上海财经大学金融学院、上海市金融信息技术研究重点实验室；郭峰（通讯作者），上海财经大学公共经济与管理学院、北京大学数字金融研究中心；傅家范，复旦大学经济学院；周强龙，中国金融期货交易所。本文获得中国博士后科学基金面上项目“中国金融监管官员的激励、治理与实际效应研究”（2016M601554）、国家社会科学基金青年项目“央地关系视角下的新兴金融业态监管体制研究”（16CJY065）、国家社会科学基金重大项目“全球经济新格局下最后贷款人制度的理论前沿和实践问题研究”（16ZDA035）的资助。本文曾在复旦大学、上海财经大学、华东师范大学、东北财经大学等处报告，感谢与会专家的宝贵意见，感谢匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

践中对防范和化解金融风险发挥了积极作用。虽然有研究显示，地方官员在晋升激励下，通过干预与刺激地方银行(以城市商业银行最具代表)加大信贷投放来维持和提高地方流动性，以促进辖区经济增长(钱先航等，2011；纪志宏等，2014)，但以贷款资产比度量的城商行信贷投放(钱先航等，2011)在2003年之后实际出现了明显的下降趋势，即使控制住银行特征、区域特征与时间效应后，该趋势仍然存在(见图1)。而中国银行业监督管理委员会(以下简称“银监会”)成立于2003年，负责银行的监管工作^①。特别是银监会于2004年发布《商业银行资本充足率管理办法》，对商业银行加强了资本等方面的监管。有经验研究表明，资本监管会迫使资本充足率较低的银行为了监管达标而减少信贷投放(黄宪等，2005；温信祥，2006；赵锡军、王胜邦，2007；戴金平等，2008；张琳、廉永辉，2015)。因此，本文想检验的问题是，中央的金融监管与地方银行资本充足水平以及信贷投放之间存在怎样的关系。金融监管制度的有效执行依赖于针对监管者行为的激励设计，在中国，与地方官员类似，监管官员的职位升迁也往往由上级选拔决定，即面临政治激励。作为地方银行主要监管负责人的省级银监局局长，是中央金融监管力量在地方上的代表，同时也是有行政级别的政府官员。由此，本文的研究可以具体化为：银监局局长在政治激励下是否会对属地银行施加更加严格的监管，促使城商行提高资本充足率，进而导致其信贷投放的下降。

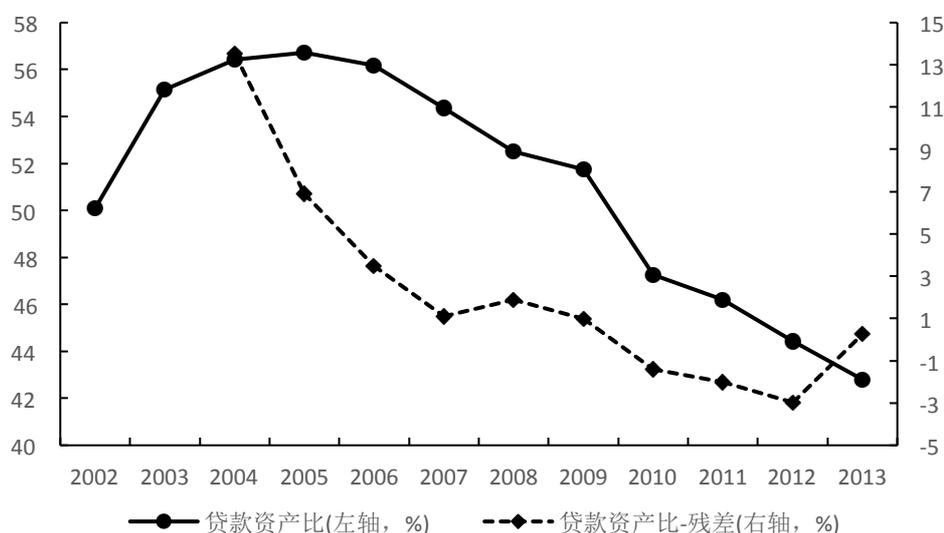


图1 城商行贷款资产比均值变动(2003-2013)

注：图中贷款资产比是样本城商行相应数值的平均数，对应纵坐标的左侧；贷款资产比-残差则取城商行贷款资产比对银行特征、区域特征与时间效应回归方程残差的平均值，对应纵坐标的右侧。

如果把监管官员在政治激励下对银行信贷投放的影响放在政治经济背景下，还可以得到更加丰富的结论。中央垂直管理的金融监管体制是与地方政府对金融的干预如影随形的。早期国有银行地方分行仿照行政区划实行“条块管理，以块为主”的管理体制，方便了地方政府进行信贷干预(巴曙松等，2005)。1990年代后期，中央政府对国有商业银行进行了垂直化管理体制改革，上收国有银行地方分行的信贷审批权，从而削弱了地方政府的干预能力。此后，地方政府纷纷通过建立自己所能控制的地方银行来维持和提高地方流动性，以促进辖区经济增长。因此，本文还将考察监管官员在政治激励下的监管行为如何与地方政府的金融干预力量互动。此外，在不同的经济周期阶段，不同的货币政策、金融市场环境下，金融监管对银行信贷的影响也不尽相同，因此监管官员的政治激励对银行信贷投放的影响，在上述

^① 银监会主要监管职责是：审批银行业金融机构及其分支机构的设立、变更、终止及其业务范围；对银行业金融机构实行现场和非现场监管，依法对违法违规行为进行查处；会同财政部、中国人民银行等部门提出存款类金融机构紧急风险处置的意见和建议。

不同外部环境下所存在的异质性也是本文要探讨的问题。

具体而言，本文以省级银监局局长作为中央金融监管的代表^②，以城商行作为地方银行的代表，将2003-2013年城商行面板数据与省级银监局局长特征进行匹配，研究发现银监局局长任期内的资本监管业绩越优良，其任期结束后越可能晋升，这为监管者面临政治激励提供了经验证据；同时，相关实证分析还发现银监局局长在政治激励下，会促使城商行提高资本充足率，进而抑制其信贷投放。我们进一步以地级市市委书记代表地方干预，发现市委书记对信贷投放的扩张效应受到了银监局局长监管的约束。并且，银监局局长对城商行信贷投放的抑制作用，具有明显得顺周期性，在经济低迷时期，政治激励放大了信贷投放的顺周期性，存在加剧经济波动的风险，因而施加逆周期资本监管要求显得更有必要；前述抑制作用在货币政策宽松时期、资本市场融资程度较低的城市更强，前者有助于缓解宽松货币政策带来的风险承担效应，后者则表明发展直接融资市场，降低企业对银行信贷的融资依赖，可以部分平滑银行监管对宏观经济造成的冲击。

本文的主要贡献在于：其一，通过实证研究发现，银行监管业绩影响监管官员的升迁，证实了政治激励在监管官员的治理中发挥了重要作用，为完善监管官员考核体系提供了参考；其二，将基于监管指标的金融监管研究深入到了对监管官员激励与行为的分析，拓展了金融监管方面的文献。其三，考察了作为“条条”代表的银监局局长与作为“块块”代表的市委书记在影响辖区城商行信贷投放中的相互作用，丰富了政府与银行关系的政治经济学文献^③，也为更深刻地理解中国金融体系运行提供了新视角。对金融管理体制上“央地关系”的考察，在十八届三中全会提出“完善监管协调机制，界定中央和地方金融监管职责和风险处置责任”之际显得更加重要。其四，分析了金融监管在不同的经济周期、货币政策、资本市场融资程度等外部环境下的异质性影响，对施加逆周期资本监管，金融监管与货币政策的相互关系，以及发展直接融资等进行了有益探讨。

本文按如下结构展开：第二部分是理论分析和研究假说，结合相关文献通过理论分析提出待检验的假说；第三部分是研究设计，阐述主要的模型设定、主要变量和数据来源；第四部分是实证分析；在第五部分的进一步讨论中，我们分析金融监管与地方干预在影响城商行信贷投放上的互动关系，以及金融监管在不同经济周期、货币政策以及资本市场融资程度下的异质性效应；最后一部分总结全文。

二、理论分析与研究假说

监管者的激励问题很早就受到文献的关注，Stigler（1971）就指出被监管部门经常通过游说政客、监管部门，或是为监管部门雇员提供工作机会等手段，进而要求监管者修改监管内容或是按照符合被监管部门利益的方式执行监管，这种现象被称为“监管俘获”（Regulatory Capture）。监管者基于私人利益到被监管部门任职在文献中则被称为“旋转门”（Revolving Door，如Shive and Forster（2013））。银行体系由于极具监管技术复杂度且存在严重的信息不对称问题，外部核查极其困难，因而很容易发生监管俘获（Laffont and Tirole，1991）。1980年代美国发生储蓄贷款协会危机，Kane（1990）研究发现，美国储蓄贷款协会由于成功游说了监管部门，而在随后的危机处理中谋求到了有利条件。银行特许权价值（Franchise Value）

^② 使用省级银监局局长代表中央金融监管力量主要基于以下几点考虑：一是相比地级市银监分局局长，省级银监局局长对辖区银行承担的监管责任更大；二是在我国公务员级别分类中，地级市银监分局局长的行政级别（正处级）比地级市市委书记（正厅级）要低，在后文研究局长监管对书记干预的约束效应时，使用地级市银监分局局长，则存在书记干扰其监管行为的担忧，因而影响对实证结果的解读。

^③ 大量政治经济学的文献研究发现了政府与银行的关系，但没有取得明确的结论：有文献认为政府的银行所有权不利于金融发展与经济增长（Beck and Levine，2002；La Porta et al.，2002），政府控股银行的绩效也更差（Mian，2003），但也有文献得到了相反的结论（Detragiache et al.，2005；Shen et al.，2014）。

方面的文献也为监管俘获假说提供了支持,在位的银行有强烈的激励去维护其拥有的特许权价值(Boyd and De Nicoló, 2003),进而支持甚至游说监管部门提高进入壁垒。Che(1995)的理论分析表明,由于监管者与被监管者存在共谋的可能,监管者的激励会受到扭曲。实证研究也为监管者激励扭曲造成严重后果提供了支持,Agarwal等(2014)研究发现在美国地方(州)监管者相比中央(联邦)监管者监管更加宽松,倾向于给银行更高评级,原因在于地方监管者除了监管目标外,还关心本地经济增长,担心调低银行评级造成信贷紧缩引起失业。然而地方监管者高估本地银行评级的行为造成了严重的后果,由于银行评级未能反映实际经营风险,导致对问题银行的纠正措施不及时,使得银行破产率更高。监管者的激励问题通过影响其对商业银行的监管实践,不仅对银行本身的绩效、风险产生影响,最终还会影响宏观经济运行和金融稳定,因而,合理设计监管者激励显得尤为重要。

在中国的金融监管实践上,对监管俘获的防范主要是通过监管官员的人事管理来实现的。省级银监局局长作为监管地方存款类金融机构的主要负责人,同时还是拥有政府职级的官员,其任命和职业去向通常由中央负责,不受地方干预。并且银监会系统在内部制度设计上尽量做到避免“监管俘获”与“旋转门”效应。银监会在2005年制订了领导干部定期交流轮岗的制度安排,规定银监局局长原则上由异地交流产生,银监分局局长在一地工作4年以上,原则上应进行异地任职交流^④。银监会系统的干部交流体系可以概括为“纵横结合、内外互动”:银监会机关与派出机构之间的纵向交流、派出机构之间的异地横向交流,以及银监会与被监管机构之间的内外互动交流^⑤。

从制度设计上规避“监管俘获”与“旋转门”效应带来激励扭曲,固然可以减弱监管者行为中的负向激励,然而仍然需要正向激励的机制设计来鼓励监管者认真履责。对于中国政府官员而言,政治晋升通常构成其努力工作的激励来源。自上世纪80年代初以来地方官员的选拔和提升的标准由过去的政治指标变成经济绩效指标,尤其是地方GDP增长的绩效。处于行政金字塔之中的政府官员关心其在官场上的升迁,地方官员围绕GDP增长而进行“晋升锦标赛”(周黎安,2007)。已有经验研究为此提供了证据:省级官员的升迁概率与其管辖省区GDP的增长率呈现显著的正相关性(Li and Zhou, 2005)。这种政治激励理论也可以应用到其他类似场景当中,有研究就发现政治晋升激励理论可以解释央企领导人这类“准官员”的升迁:央企营业收入增长率的增加会提高央企领导人升迁的概率(杨瑞龙等,2013)。1989年中央制订了《中央国家机关司处级领导干部年度考核方案》,考核官员的德、能、勤、绩,重点是履行岗位职责的工作情况和实绩。银监会系统对监管官员考核也执行类似的原则。2004年,银监会发布《银监会内部监管暂行办法》,规定银监会各级机构要健全对各部门及其工作人员的绩效评估制度,科学合理设立绩效评估标准。省级银监局局长作为金融监管的技术官员,其任期内的监管绩效对其未来职业去向也会产生重要影响。

省级银监局局长作为中央下派到地方进行金融监管的主要负责人,主要职责是按照监管法规对属地商业银行进行监管,其中资本监管是一项重要内容^⑥。2004年,银监会发布《商业银行资本充足率管理办法》,规定商业银行资本充足率不低于8%,核心资本充足率不低于4%。在该《办法》中还规定了对于资本不足的商业银行,银监会可以采取纠正措施,例如要求商业银行限制资产增长速度,降低风险资产的规模,这使得提高银行资本要求可能会降低银行信贷投放。该《办法》出台后,时任银监会主席刘明康撰文指出,监管机构要严格按照该《办法》规定,督促商业银行落实资本充足率达标规划;对于不能及时实现达标规划

^④ 参见和讯网:《任职4年,异地轮岗交流 银监会人事改革出新招》,2005年7月21日。

^⑤ 参见凤凰网:《银监会中高层大轮岗启动:业务大交叉区域大腾挪》,2011年2月21日。

^⑥ 省、自治区、直辖市银监局职责:根据中国银监会的授权,制定机关监管法规、制度方面的实施细则和规定;负责对有关银行业金融机构及其分支机构的设立、变更、终止和业务活动的监督管理;依法对金融违法、违规行为进行查处;审查和批准高级管理人员任职资格;统计有关数据和信息;负责局机关和系统党的建设、纪检和干部管理工作。

的商业银行，应根据该《办法》，加大监督检查力度，采取必要措施，控制其资产扩张，确保资本达标规划如期实现（刘明康，2004）。资本监管取得了显著成绩，根据银监会的数据统计，2003年中国商业银行资本充足率达到8%监管要求的只有8家，2006年上升到100家，2008年达到204家，到2010年281家商业银行全部达标。

商业银行资本水平的逐步提高，得益于各地监管者的努力工作。而且，在实践中，监管官员还享有监管裁量权，倾向于按照有利于自身职业发展的方式来执行监管（Laffont and Tirole, 1991; Beatty and Liao, 2014）。如在银行未触及监管限制时就可能要求其进一步提高资本充足率，根据《商业银行资本充足率监督检查指引》的规定，银监会有权对资本不能充分覆盖风险的商业银行采取干预或纠正措施，督促其提高资本充足水平。银监会于2004年颁布《股份制商业银行风险评级体系（暂行）》，2005年颁布《商业银行监管评级内部指引（试行）》，要求监管部门对商业银行定期进行监管评级，资本充足状况在监管评级的评定中占有重要的位置^⑦，更高的监管评级有利于商业银行获准开展更多的业务。因此基于前述分析，本文提出如下待检验假说：

假说 1A：银监局局长任期内的资本监管绩效越好，晋升的概率越大。

假说 1B：银监局局长政治激励越强，辖区内城商行资本充足率越高。

当面临更强的资本监管，银行通常有两种选择：一是追加资本金，这种方式的成本较高；另外就是减少风险资产规模，而降低信贷投放是有效的降低风险资产规模的方式。当银行资本不足时，监管部门的纠正措施中就包括强制性地要求银行降低风险资产规模。既有研究也发现资本监管会迫使资本充足率较低的银行为了监管达标而减少信贷投放（黄宪等，2005；温信祥，2006；赵锡军、王胜邦，2007；戴金平等，2008）。而且，根据张琳和廉永辉（2015）等文献的研究，在中国，国有及股份制银行资本补充能力强，城商行资本补充能力弱，当城商行由于资本补充渠道狭窄无法从外部筹集充足资金，其资本补充速度慢于资产扩张速度，提高城商行资本充足率要求，就会降低其信贷供给。基于此，我们提出以下假说：

假说 1C：提高城商行资本充足率会抑制其信贷投放。

假说1A-1C构成了本文关于银监局局长在政治激励下加强对银行的资本监管，进而抑制信贷投放的逻辑链条。监管辖区银行是监管官员的主要责任，如果上述假说成立，资本监管业绩越好，越有利于监管官员的晋升，因而监管官员在政治晋升激励下，就会加大对辖区银行资本充足率的要求，而城商行提高资本充足率，根据假说1C，就会降低信贷投放。从而监管官员在政治晋升激励下，会抑制城商行的信贷投放。基于此，我们提出以下假说，该假说也是下文进一步分析的基准：

假说 2：银监局局长在政治激励下的监管行为会抑制城商行的信贷投放。

三、研究设计

（一）模型设定

根据前文的分析，借鉴 Li 和 Zhou（2005）、杨瑞龙等（2013）等文献的做法，我们首先设定模型检验资本监管等金融监管绩效指标对银监局局长晋升的影响。模型设定如下：

$$Promote_{ipt} = \omega CAR_{pt} + \beta X + \eta_p + \delta_t + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

其中， i 代表银监局局长截面单元， p 代表省截面单元， t 表示时间。我们用本文样本中 p 省 t 年城商行资本充足率的平均值 CAR 来代表资本监管绩效。 X 是其他监管指标（如

^⑦ 2005年银监会颁布《商业银行监管评级内部指引（试行）》，借鉴国际通用的“骆驼（CAMEL）评级体系”，综合评级为六个单项评级结果的加权汇总，包括资本充足状况（C）、资产质量状况（A）、管理状况（M）、盈利状况（E）、流动性状况（L）、市场风险状况（S），其中资本充足状况权重占20%。

不良贷款率等)、地区特征以及局长特征,其中不良贷款率等监管指标取 p 省 t 年城商行平均值,地区、局长特征均取当期值。 η_p 表示省份固定效应,反映了省级层面不随时间变化的特征; δ_t 为时间固定效应,反映全国性共同的宏观、政策环境在时间上的变化。

Promote 为银监局局长任期结束后是否晋升的虚拟变量,晋升为 1,反之为 0。如果估计系数 ω 显著大于零,则表明局长任期内辖区城商行平均资本充足率越高,即资本监管绩效越好,局长任期结束后更可能晋升,假说 1A 得到证实。当然,监管者对银行的监管并不仅限于资本监管,资产质量、流动性、经营效率等也都是重要的监管指标。依据 1995 年《中华人民共和国商业银行法》和 2006 年银监会发布的《商业银行风险监管核心指标(试行)》,并且考虑到数据的可得性,除了本文所主要关注的资本充足率外,我们还考虑了反映资产质量的不良贷款率、反映流动性的存贷比和反映经营效率的资产利润率等监管指标^⑥,并检验这些监管业绩指标是否也和资本充足率一样影响监管官员的晋升。

在此基础上,我们还设定模型检验银监局局长在政治晋升激励下,对城商行资本充足率的影响。我们选取官员任期度量局长面临的政治激励,随着局长任期的延长,预期到任期结束后的去向问题,局长有激励加强对辖区银行的监管,以谋求更好的职业前景。因此,我们通过如下的模型设定检验局长任期与资本监管之间的关系:

$$CAR_{icpt} = \lambda CAR_{icpt-1} + \theta JZ_T_{cpt} + \beta X + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (2)$$

其中 CAR 表示 p 省 c 市 t 年城商行 i 的资本充足率, JZ_T 代表银监局局长任期,如果估计系数 θ 显著大于零,则表明随着银监局局长任期的延长,对城商行的资本监管加强,城商行资本充足率提高,假说 1B 得到证实。 X 为城商行特征、地区特征、局长特征,为减轻联立内生性,城商行特征、地区特征取一阶滞后值,局长特征取当期值。

接下来进一步考察城商行资本充足率的提高如何影响其信贷投放,银行资本水平的提高对信贷投放的影响存在正反两方面的效应(张琳、廉永辉,2015),一方面银行可以通过减少信贷投放来满足更高的资本要求;另一方面更高的资本水平提升其吸收风险的能力,促使银行未来投放更多信贷。因此,银行资本充足率提升对信贷的影响需要考虑时间动态上的加总效应,借鉴张琳和廉永辉(2015)的做法,我们设定如下回归模型进行考察:

$$LA_{icpt} = \lambda LA_{icpt-1} + \chi_1 CAR_{icpt} + \chi_2 CAR_{icpt-1} + \beta X + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (3)$$

其中, LA 为城商行信贷投放的度量,模型中同时控制资本充足率的当期值以及一阶滞后项。如果估计系数 χ_1 、 χ_2 的加总效应为负,则表明总体而言提高资本充足率会降低城商行信贷投放,假说 1C 得到验证。 X 为城商行特征、地区特征,为减轻联立内生性,城商行特征、地区特征取一阶滞后值。

通过模型(1)-(3)为银监局局长在政治激励下加强城商行资本监管进而降低信贷投放的逻辑链条寻求经验证据。接下来我们分析银监局局长在政治激励下的监管行为会如何影响城商行信贷投放,设定回归模型如下:

^⑥ 《中华人民共和国商业银行法》规定商业银行存贷比为贷款余额与存款余额之比,不得超过 75%;2003 年银监会设立后,存贷比作为监管指标,由银监会负责执行。2015 年国务院常务会议通过《中华人民共和国商业银行法修正案(草案)》,删除了贷款余额与存款余额比例不得超过 75%的规定,将存贷比由法定监管指标转为流动性监测指标。在本文研究样本期内,存贷比仍是法定监管指标。《商业银行风险监管核心指标(试行)》规定商业银行资本充足率为核心资本加附属资本与风险加权资产之比,不应低于 8%;资产利润率为税后净利润与平均资产总额之比,不得低于 0.6%;不良贷款率为不良贷款与贷款总额之比,不得高于 5%。

$$LA_{icpt} = \lambda LA_{icpt-1} + \alpha_1 JZ_{-T_{cpt}} + \beta X + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (4)$$

我们主要关注银监局局长的政治激励与城商行信贷投放是否负相关，如果估计系数 α_1 为负，则假说 2 成立。X 为城商行特征、地区特征、局长特征，为减轻联立内生性，城商行特征、地区特征取一阶滞后值，局长特征取当期值。

上述 (1) - (4) 式的回归是本文要验证的核心逻辑，在此基础上，我们还要分析金融监管官员在政治激励下的监管效应在不同环境下的异质性，或言金融监管与其他因素在影响银行信贷投放上的相互作用，具体而言，我们设置如下回归模型：

$$LA_{icpt} = \lambda LA_{icpt-1} + \alpha_1 \Pi_{cpt} + \alpha_2 JZ_{-T_{cpt}} + \alpha_3 \Pi_{cpt} * JZ_{-T_{cpt}} + \beta X + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (5)$$

其中， Π 代表不同的环境，具体而言，在本文我们主要考察金融监管与地方政府信贷干预、金融监管与经济周期、金融监管与货币政策，以及金融监管与资本市场融资程度等几个情形。通过设置交互项，我们可以考察监管官员政治激励对银行信贷投放在不同环境下的异质性效应。

关于回归方法的选择，由于银行特征本身具有一定的惯性，前一期结果往往对后一期产生影响，因此我们模型 (2) - (5) 中引入了被解释变量的一阶滞后项，形成了动态面板模型。模型估计采用动态面板系统 GMM 方法，一方面可以处理滞后因变量引起的内生性问题，另外考虑到局长任期可能存在的内生性问题，如辖区银行信贷投放可能影响局长任职时间，使用系统 GMM 估计，将局长任期视为内生变量可以处理此类内生性问题。系统 GMM 又分为一阶段估计与两阶段估计，本文采用两阶段估计，主要因为两阶段估计的标准误不容易受到异方差的干扰^⑨。

(二) 主要变量

信贷投放和资本充足率：借鉴钱先航等 (2011)、钱先航 (2012) 等文献的做法，我们以城商行贷款资产比 (贷款/资产) 来度量银行的信贷投放。并且将资本充足率作为银监局局长影响城商行信贷投放的中介渠道，同时也考虑不良贷款率、存贷比等其他监管指标的影响。

局长晋升：根据本文样本中省级银监局局长的特征信息，在某地任期结束后，局长的职业去向主要分为以下几类：调任银监会机关、调至其他省级银监局、调任金融机构、退休等。为了求得稳健性的结论，我们定义了两个局长晋升的变量：晋升 1 和晋升 2。晋升 1 按照是否调任银监会机关，以及从计划单列市局调任省级局 (副厅长升正厅) 来定义，主要基于以下考虑：根据政治晋升激励的相关文献 (陶然等, 2010)，行政级别并不能完全真实反映官员实际权力和掌控资源的多寡。即使是同一行政级别的不同职务，权力大小也往往存在着显著差异。省级银监局局长调任银监会机关后，虽然大多行政级别未变但实际权力通常更大。例如，银监会各机关负责制定相关的监管制度，而省级银监局则在银监会的授权下，制定监管制度的实施细则。晋升 2 则进一步考虑到不同省级银监局掌握的资源存在差异，在晋升 1 的度量基础上，把银监局局长从经济欠发达地区调入经济发达地区 (中西部调入东部)，以及调入大型国有金融机构担任高管也算作银监局局长的晋升。

政治激励：借鉴已有文献，我们采用官员任期作为银监局局长政治激励的主要度量。任期是官员治理的重要手段，官员的晋升激励与任期息息相关。具体到银监局局长，在刚上任时，晋升的可能性较低，但随着任期的延长，晋升的窗口逐渐增大，银监局局长提升监管业绩的激励增强。在现有文献中，任期常用于度量政治激励，例如官员任期与经济增长 (张军

^⑨ 在有限样本条件下，标准误会呈现下偏 (Arellano and Bond, 1991)，针对这种情况常见的做法是采用 Windmeijer (2005) 提出的纠偏标准误来进行修正。

和高远，2007；王贤彬、徐现祥，2008）、官员任期与企业投资（曹春方等，2014）、官员任期与地方信贷（谭之博、周黎安，2016）、官员任期与城商行信贷（钱先航等，2011；钱先航，2012）。耿曙等（2016）从理论与实证上对任期作为官员政治激励进行了较为详细的讨论，指出由于缺乏明确任期，官员随时可能被调整岗位，其职务类似“试用期”，因而会不断加码拼搏，即随着任期的延长，官员政治激励不断增强。考虑到银监局局长的任期非常短，如图 2 所示，92.3%的银监局局长任期年限在 5 年（一届）以内，即对大多数官员来说，任期越长代表的政治激励也越强，因此我们在本文仅考虑了其线性影响[®]。同时，本文也通过构造其他度量政治激励的指标，进行稳健性分析。

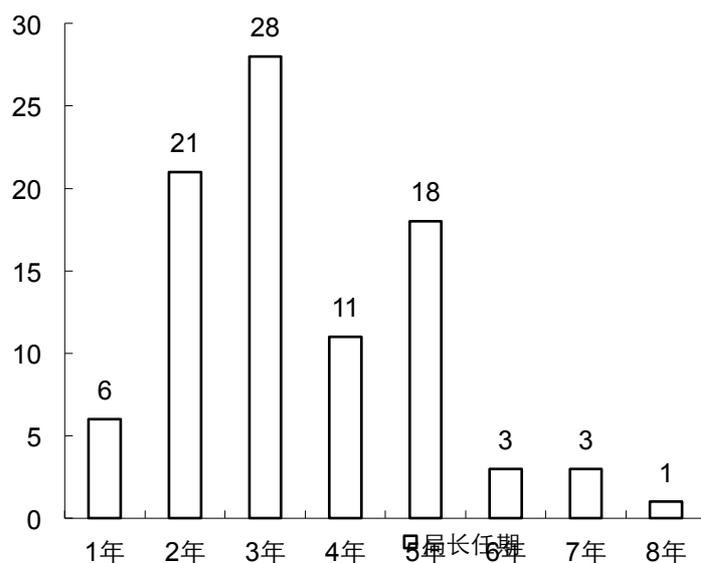


图 2 银监局局长的任期分布

注：这里任期是根据局长的任职起止时间计算，并精确到月，然后四舍五入到整数。

控制变量：我们选择的控制变量主要包括以下几个方面，（1）银监局局长个人特征，包括其年龄、性别和受教育程度等；（2）城商行特征，包括城商行规模（用总资产对数衡量）、不良贷款率、存贷比、资产利润率等；（3）银行高管个人特征，主要包括城商行董事长、行长的年龄，用来反映银行高管特征的影响，考虑到年龄可能存在非线性效应，我们还加入了年龄的平方项。（4）宏观经济特征，主要是城商行所处地级市的宏观经济变量，主要为实际 GDP 总量、实际 GDP 增长率。此外，考虑到在政治激励之外，官员的“关系”也对其晋升和行为有重要影响：在上级政府那里拥有更好网络关系的官员，可能被派到更容易出政绩的地方，遗漏关系变量可能会导致政绩与晋升关系的估计出现估计偏误（陶然等，2010；Jia et al., 2015）。因此在部分回归方程中，我们还控制局长的“关系”。参照既有文献，我们基于局长在任时与时任银监会主席是否校友、是否同乡构建关系变量，是校友或同乡则“关系”变量为 1，反之“关系”变量为 0。由于城商行特征与信贷投放存在联立内生性问题，而城商行信贷投放与地区经济增长也存在双向因果关系，因此在具体的回归中，城商行特征和宏观经济特征均滞后一期。

（三）数据来源与描述

本文使用的样本数据主要包括四个部分：省级银监局局长个人特征、城商行微观数据、城商行高管特征，以及地级市宏观经济特征等。各地银监局都是在 2003 年设立的，但由于

[®] 我们也考察了银监局局长任期的非线性影响，发现二次项不显著，没有识别出非线性效应，相关结果可向作者索取。

回归中滞后项的存在，其他数据时间覆盖范围为 2002-2013 年。我们搜集了城商行的年报或年报摘要，然后再手工整理相关数据。城商行年报或年报摘要主要来源包括各城商行的官方网站、中国货币网、《金融时报》等，部分城商行财务数据也来自上海财汇信息技术有限公司。为了更好地与地区经济特征数据匹配，与钱先航等（2011）数据处理相同，对于重组为省辖银行的样本，如江苏银行、徽商银行、吉林银行等，没有包括在样本中，被剔除的省辖银行共计 18 家。经过筛选最终样本包括 101 家城商行共计约 800 个观测值。城商行董事长、行长的年龄信息来源于城商行年报。从图 3 中我们可以看出，我们的样本量具有较好的代表性，以最近几年为例，样本城商行总资产占到了所有城商行总资产的 90% 以上。

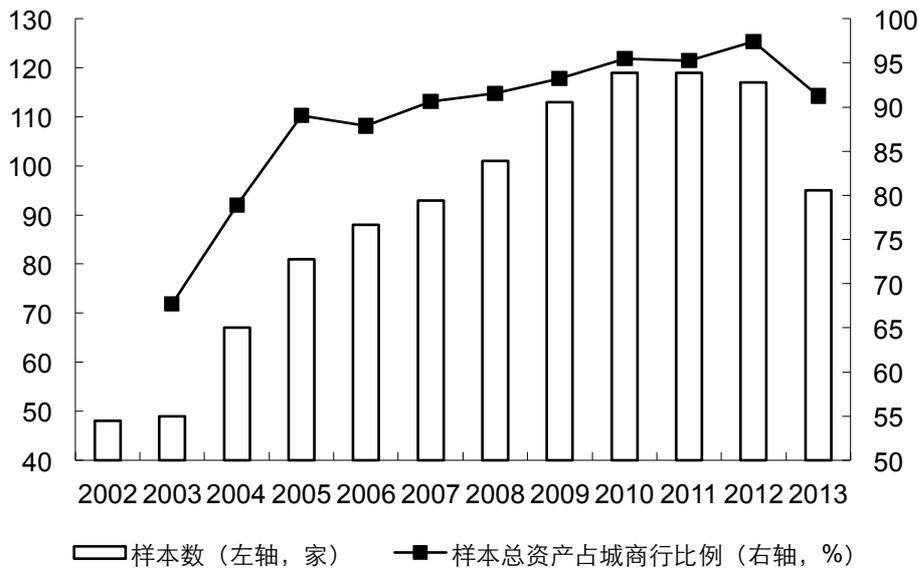


图 3 城商行样本个数及占全部城商行总资产比例

官员特征方面，我们通过人民网、新华网、银监会等网站，并借助百度等搜索引擎搜集局长的任职年限起止时间、出生日期以及任期结束后的去向等信息，并由此计算银监局局长的任期与年龄。政府官员在不同时间点上可能担任不同的职务。例如，局长在离职后被平调到其他地区继续任局长，这些官员一旦被平调，就被视作不同的个体。我们收集了 2003-2013 年全国 31 个省（自治区、直辖市）和 5 个计划单列市的省级银监局历任局长的信息。在任期的计算上，我们参照张军和高远（2007）的方法，任期按月份计算。如果官员是上半年就职，任期从当年计算，如果是下半年则从次年开始计算。这种方法的好处在于能够保证每一位官员的任期都是整数，同时也能保证官员与城商行数据一一对应。地级市宏观经济数据来自历年《中国城市统计年鉴》，并经所在省 CPI 调整为 2000 年基期的不变价格，CPI 数据来自历年《中国统计年鉴》。表 1 给出了主要变量的描述性统计。从中可以看出，银监局局长任期平均值 2.83 年，平均年龄 52 岁，约 20% 拥有博士学位，87.2% 为男性。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
局长晋升1	916	0.189	0.392	0	1
局长晋升2	920	0.242	0.429	0	1
银监局局长任期	1133	2.828	1.888	1	11
局长剩余政治生命	937	-.021	4.619	-10	15
局长年龄	948	51.96	4.434	38	60
局长博士学位	958	0.197	0.398	0	1
局长为男性	1075	0.872	0.335	0	1

关系	1224	0.041	0.198	0	1
市委书记任期	1224	2.775	1.695	1	10
书记年龄	1223	52.50	3.797	40	61
书记本科及以上学历	1224	0.868	0.339	0	1
书记为男性	1224	0.976	0.152	0	1
行长年龄	549	47.37	4.97	33	64
董事长年龄	547	50.66	5.11	35	64
贷款/资产	880	50.33	11.14	14.53	78.80
银行规模 (对数)	916	14.41	1.085	11.60	17.41
资本充足率	760	12.26	5.304	-29.56	59.61
不良贷款率	753	2.230	3.401	0	43.86
存贷比	672	59.89	10.57	20.62	86.36
资产利润率 (ROA)	840	0.951	0.571	-0.104	6.574
实际GDP增长率	1227	13.26	3.312	-1.200	37
产出缺口	1215	-1.561	6.811	-176.158	41.121
实际GDP (对数)	1227	16.03	0.932	13.14	19.01
资本市场融资程度高	1224	0.38	0.49	0	1

注：除任期、年龄、银行规模、GDP外，其他变量均为百分数。

四、实证分析

(一) 金融监管影响城商行信贷投放的政治逻辑

首先，本小节考察监管业绩指标对银监局局长升迁的影响，资本监管绩效是否对银监局局长晋升有显著的影响，这是下文进一步分析的立论基础。我们使用固定效应模型进行估计，而且为了得到更可靠的结论，采用了两种度量银监局局长晋升的方法，相关的实证结果见表2。其中，第(1)-(3)列晋升度量为银监局局长在一地任职结束后是否调入银监会机关或者从计划单列市局调任省局。第(1)列仅控制了四个监管业绩指标、省份固定效应与时间效应，结果表明银监局局长任期内城商行资本充足率越高，局长就越可能在任期结束后得到晋升；第(2)列进一步控制银监局局长的个人特征以及地区特征，此时资本充足率的估计系数依然显著为正；第(3)列则在第(2)列基础上控制了银监局局长的“关系”变量，发现“关系”与局长晋升正相关，符合既有文献的推断，资本充足率的估计系数仍然显著为正。表2第(4)列在前述局长晋升度量的基础上，将局长从经济欠发达地区调任经济发达地区（中西部调入东部省份）继续担任局长，以及局长调任大型国有金融机构也算作晋升，其他控制变量仍如第(3)列，此时资本充足率估计系数仍然显著为正。表2的回归验证了假说1A，表明资本监管业绩影响银监局局长的晋升，这为我们下文进一步分析银监局局长在政治激励下对银行经营造成的影响，提供了立论基础。

在表2的回归中，除了资本监管之外，我们还考察了代表资产质量监管的不良贷款率，代表流动性监管的存贷比，代表经营效率的资产利润率，结果表明不良贷款率在各列均不显著。一个可能的原因是，在银监会创立初期，商业银行不良贷款率存在较大的地区差异，例如河北省不良贷款率在2004年是14.4%，而同期浙江省不良贷款率仅为2.7%¹¹，较大地区差异使得不良贷款率变化在地区间的可比性较低。存贷比在控制更多因素后不显著，可能的原因是银监会实际执行该项监管措施的时间较晚：虽然1995年《中华人民共和国商业银行

¹¹ 相关数据来源于CEIC数据库。

法》规定商业银行存贷比不得超过 75%，但银监会在 2009 年之后才开始严格执行该项监管措施，由年末存贷比监管考核，升级为季末考核，2010 年变为月末考核，而到 2011 年进一步升级为日均考核（Hackem and Song, 2017）。作为银行经营效率指标的资产利润率，在控制更多因素后显著为负。从银行经营者和政策制定者的角度而言，经营安全（如资本充足率）和经营效率（如资产利润率）之间可能存在权衡。过度强调安全可能有损效率，过度追求效率也可能损害安全。但表 2 的回归结果显示，银行越安全越有利于监管官员晋升，经营利润越高（可能损害安全）越不利于晋升，表明在监管官员考核体系当中可能更看重银行安全。

表 2 监管业绩与银监局局长晋升

	(1)	(2)	(3)	(4)
	局长晋升1			局长晋升2
资本充足率	0.0268*** (0.0077)	0.0239*** (0.0066)	0.0220*** (0.0061)	0.0203** (0.0092)
不良贷款率	0.0005 (0.0169)	0.0299 (0.0236)	0.0277 (0.0230)	0.0251 (0.0160)
存贷比	0.0101* (0.0056)	0.0078 (0.0049)	0.0075 (0.0050)	0.0081 (0.0054)
资产利润率	-0.1535 (0.1701)	-0.3498** (0.1313)	-0.3320** (0.1288)	-0.4387*** (0.1356)
局长年龄		0.2247 (0.1428)	0.1927 (0.1384)	-0.0672 (0.1968)
局长年龄平方		-0.0025* (0.0014)	-0.0021 (0.0013)	0.0003 (0.0019)
局长博士学位		0.2373 (0.1714)	0.2410 (0.1705)	0.1254 (0.1950)
局长为男性		-0.2331* (0.1135)	-0.2212* (0.1117)	-0.1433 (0.1262)
局长任期		0.0296 (0.0238)	0.0261 (0.0227)	0.0338 (0.0309)
实际GDP增长率		0.0093 (0.0148)	0.0082 (0.0143)	0.0156 (0.0136)
实际GDP (对数)		0.0162 (0.0489)	0.0496 (0.0529)	0.0229 (0.0558)
关系			0.2271* (0.1216)	0.2183 (0.1537)
常数项	-0.5802 (0.3417)	-5.5049 (4.0268)	-5.3420 (3.8980)	2.1115 (5.1867)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	194	181	181	181
R ² -Within	0.1234	0.3479	0.3593	0.3342

注：①（）内数值为回归系数的异方差稳健标准误。②*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 2 是在整个辖区的层面讨论资本充足率等监管业绩对银监局局长晋升的影响,接下来在银行层面讨论银监局局长政治激励与银行资本充足率的关系。我们首先使用银监局局长的任期来度量其政治激励。回归结果见表 3,考虑到资本充足率滞后因素的影响,以下回归均使用 GMM 方法进行动态面板估计。表 3 第 (1) 列控制了银监局局长个人特征、银行特征、银行高管特征,以及地区经济特征,结果显示局长任期与城商行资本充足率显著正相关,表明假说 1B 成立,银监局局长在政治激励下,会加强对城商行的资本监管。根据《商业银行资本充足率管理办法》的规定,商业银行资本充足率不低于 8%,这就产生了一个疑问,即当银行资本充足率超过 8%以后,监管官员政治激励是否仍对银行资本充足率有系统影响,亦或只要银行的资本充足率达到此安全门槛,监管官员就不再对其施加额外的压力。因此,在表 3 第 (2) 列和第 (3) 列,我们分别选取了城商行资本充足率大于等于 8%和 10%的样本,进行子样本回归,此时的实证结果显示,银监局局长任期仍然对城商行资本充足率有显著正向影响。换言之,即便银行资本充足率达到了基本的安全门槛,监管官员在政治激励下,依然会对其施加额外的压力,进一步表明监管体系对银行安全的重视。

此外,银行资本充足率水平具有明显的周期性变动特征,当经济处于上行周期,银行的资本充足率可能相对更高。因此为了控制经济周期对资本充足率的影响¹²,表 3 第 (4) 列在第 (1) 列基础上,对实际 GDP 进行了 HP 滤波分析,分离出了经济增长趋势和经济波动部分,并以此计算出产出缺口,将地区经济增长率替换为产出缺口进行回归。结果显示产出缺口对资本充足率有显著的正向影响,表明资本充足率水平具有周期性变化的特征。此时,局长任期对资本充足率的影响仍然显著为正,说明在控制了经济周期对银行资本充足率的影响后,我们关于银监局局长在政治激励下会促使城商行提高资本充足率的结论依然是成立的。

表 3 银监局局长政治激励与资本充足率

	(1)	(2) 资本充足率 $\geq 8\%$	(3) 资本充足率 $\geq 10\%$	(4)
L.资本充足率	0.4096*** (0.0102)	0.3914*** (0.0092)	0.3987*** (0.0086)	0.4180*** (0.0098)
局长任期	0.1918*** (0.0483)	0.2850*** (0.0696)	0.2773*** (0.0722)	0.2113*** (0.0451)
局长年龄	-0.2912 (0.3870)	-0.0137 (0.2838)	-0.2163 (0.3188)	-0.1148 (0.3933)
局长年龄平方	0.0024 (0.0037)	-0.0003 (0.0028)	0.0012 (0.0031)	0.0006 (0.0038)
局长博士学历	0.2421 (0.2215)	0.5383** (0.2134)	-0.1850 (0.1986)	0.2064 (0.2052)
局长为男性	-0.3410 (0.2302)	-0.3215 (0.2128)	-0.3138 (0.2408)	-0.3532 (0.2287)
L.银行规模	-0.7788*** (0.1167)	-0.8790*** (0.1353)	-0.9979*** (0.1444)	-0.7924*** (0.1228)
L.不良贷款率	0.1748*** (0.0194)	0.1432*** (0.0316)	0.1020*** (0.0273)	0.1769*** (0.0184)
L.存贷比	-0.0027 (0.0061)	-0.0077 (0.0085)	-0.0030 (0.0059)	-0.0037 (0.0066)
L.资产利润率	0.5234***	0.4524***	0.3576***	0.5087***

¹² 此处感谢审稿人的建设性意见。

	(0.1209)	(0.1274)	(0.0530)	(0.1204)
L.实际GDP增长率	0.0479	-0.0154	0.0377	
	(0.0300)	(0.0384)	(0.0376)	
L.产出缺口				0.0264*
				(0.0158)
L.实际GDP (对数)	0.3193***	0.4251***	0.2756*	0.3514***
	(0.0995)	(0.1499)	(0.1584)	(0.0974)
董事长年龄	-0.6710*	-1.0637***	0.0000	-0.4670
	(0.3788)	(0.2488)	(0.0000)	(0.3794)
董事长年龄平方	0.0070*	0.0110***	0.0004**	0.0050
	(0.0037)	(0.0024)	(0.0002)	(0.0037)
行长年龄	0.0053	0.1226	0.0000	0.0960
	(0.2893)	(0.2474)	(0.0000)	(0.2665)
行长年龄平方	-0.0001	-0.0014	-0.0001	-0.0010
	(0.0030)	(0.0026)	(0.0002)	(0.0028)
常数项	0.0000	37.4841***	0.0000	10.8113
	(0.0000)	(10.2727)	(0.0000)	(21.6389)
N	387	378	350	387
银行个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
AR(1)-p值	0.0004	0.0007	0.0007	0.0004
AR(2)-p值	0.1386	0.2952	0.2723	0.1544
Hansen-p值	0.5045	0.2821	0.0021	0.4910

注：①（）内数值为回归系数的标准误。②*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。③Hansen 检验的零假设为工具变量过度识别是可行的，若不能拒绝零假设则说明工具变量使用合理。④Arellano-Bond AR(1)和 AR(2)检验的零假设分别是模型残差项的一阶差分不存在一阶和二阶自相关。L 代表滞后一期。下同。

前文分别验证了假说 1A 和假说 1B，即资本监管绩效越好越有利于银监局局长的晋升，而政治激励越强的局长，其辖区银行资本充足率提升的也更多。接下来进一步检验假说 1C，即资本充足率的提高抑制城商行的信贷投放。表 4 汇报了相关实证结果，第（1）列在资本充足率的当期值与滞后一期值之外，我们还控制了不良贷款率、存贷比、资产利润率，以考察这些监管指标对银行信贷投放的影响。研究发现当期资本充足率的提高会显著降低银行当期的信贷投放，但会增加下一期的信贷投放。而且，资本充足率当期值的系数绝对者显著大于滞后期系数，即资本充足率提高的加总效应降低了城商行的信贷投放，这与张琳和廉永辉（2015）的结果一致。

其他监管指标方面，不良贷款率、资产利润率对信贷投放的影响不显著，存贷比的估计系数显著为正。这表明在资本监管之外，监管官员对城商行进行流动性监管也会抑制信贷投放。根据前文的分析，存贷比作为主要的流动性监管指标，银监会在 2009 年之后开始严格执行该项监管措施。因此我们在表 4 的第（2）、（3）列以 2009 年为界将样本划分为前后两组，分别进行回归，发现在 2003-2009 年和 2010-2013 年两个时间段内，资本充足率对银行信贷投放都有显著的抑制作用，而存贷比仅在 2010-2013 年时间段内对信贷投放有显著正向影响，这与监管实践是一致的。由此表明，本文所关注的监管指标中，资本监管对城商行信贷投放变化具有较好的解释力。

表 4 资本充足率与信贷投放

	(1)	(2)	(3)
	2003-2013	2003-2009	2010-2013
	贷款/资产		
L.贷款/资产	0.6489***	0.8201***	0.3630***
	(0.0342)	(0.0761)	(0.0556)
资本充足率	-0.3733***	-0.1442***	-0.4466***
	(0.0381)	(0.0531)	(0.0490)
L.资本充足率	0.1324***	0.0309	0.1521***
	(0.0355)	(0.0411)	(0.0447)
L.不良贷款率	-0.0462	-0.1414**	1.0279***
	(0.0442)	(0.0618)	(0.1298)
L.存贷比	0.1660***	0.0064	0.3918***
	(0.0267)	(0.0581)	(0.0464)
L.银行规模	-1.5910***	-0.1854	-3.1792***
	(0.2055)	(0.2521)	(0.2460)
L.资产利润率	0.1521	0.7320***	0.7086
	(0.1712)	(0.2335)	(0.4832)
L.实际GDP增长率	-0.0056	-0.3951***	0.1642***
	(0.0352)	(0.0787)	(0.0427)
L实际.GDP (对数)	1.2744***	0.2185	2.3023***
	(0.3584)	(0.4192)	(0.3047)
常数项	0.0000	14.7106**	0.0000
	(0.0000)	(6.4459)	(0.0000)
N	550	229	321
银行个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
AR(1)-p值	0.0001	0.0004	0.0002
AR(2)-p值	0.1951	0.1809	0.1923
Hansen-p值	0.9989	0.6902	0.4693

(二) 银监局局长政治激励与城商行信贷投放

在前文基础上,本小节分析监管官员政治激励与银行信贷投放的关系。表 5 给出了相关回归结果,第(1)列仅控制了银监局局长特征以及银行个体效应与时间效应,第(2)列进一步控制了银行特征和地区特征,第(3)列在第(2)列基础上控制银行高管的特征。表 5 第(1)-(3)的回归结果均显示随着银监局局长任期的延长,城商行的信贷投放会下降。根据前文的分析,银监局局长在位时间越长,政治晋升的激励越强,从而会加强对辖区银行的资本监管,促使城商行提高资本充足率,而城商行资本充足率的增加又会降低其信贷投放,从而得到监管官员的政治激励约束了银行信贷投放的结论。

表 5 银监局局长政治激励与信贷投放

	(1)	(2)	(3)
	贷款/资产		
L.贷款/资产	0.8013***	0.4904***	0.5658***

	(0.0256)	(0.0706)	(0.0486)
局长任期	-0.4301***	-0.4660***	-0.5323***
	(0.0865)	(0.1190)	(0.1806)
局长年龄	-0.9619**	-1.5714***	-1.5857*
	(0.4409)	(0.4783)	(0.9072)
局长年龄平方	0.0114***	0.0178***	0.0179**
	(0.0044)	(0.0048)	(0.0086)
局长博士学位	-0.0595	0.5660	-0.2227
	(0.3501)	(0.4418)	(0.4904)
局长为男性	1.1891***	0.7100**	0.6570
	(0.4564)	(0.3380)	(0.4028)
L.银行规模		-1.1478***	-1.2102***
		(0.3273)	(0.2566)
L.资本充足率		0.0160	-0.0771*
		(0.0468)	(0.0397)
L.不良贷款率		-0.0907	-0.3312***
		(0.0715)	(0.0522)
L.存贷比		0.2609***	0.1774***
		(0.0526)	(0.0343)
L.资产利润率		0.1933	-0.1400
		(0.2777)	(0.2459)
L.实际GDP增长率		-0.1897***	-0.1458**
		(0.0631)	(0.0732)
L.实际GDP (对数)		0.4064	0.3151
		(0.2917)	(0.2609)
董事长年龄			1.6719**
			(0.7156)
董事长年龄平方			-0.0150**
			(0.0071)
行长年龄			1.8833***
			(0.7185)
行长年龄平方			-0.0192**
			(0.0076)
常数项	0.0000	57.9815***	-21.1387
	(0.0000)	(14.1377)	(54.2486)
N	678	510	389
银行个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
AR(1)-p值	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)-p值	0.2244	0.4722	0.7838
Hansen-p值	0.2081	0.3994	0.1165

(三) 剩余政治生命作为政治激励的替代性度量

在前文的实证分析中，我们使用任期作为官员政治激励的度量，在本小节我们构造一个替代性指标进行稳健性分析。在中国的官员选拔制度下，存在年龄门槛现象，如果官员在其年龄到达某个年龄门槛之前未得到升迁，那么其后升迁的可能性会大大降低。对于厅局级官员而言，这一年龄门槛约为 54 岁（纪志宏等，2014）。本文参考 Li（2011）的做法，构造银监局局长的剩余政治生命（Remaining Political Life），来度量局长的政治激励。具体而言，剩余政治生命等于 54 减去该局长在下一次党代会召开时的年龄。如果在下一次党代会召开时官员年龄仍小于 54 岁，则仍有升迁的机会，反之，如果下一次党代会召开时，局长已经超过 54 岁，升迁的机会大幅降低，政绩激励也随之减弱。使用局长剩余政治生命作为政治激励的回归结果见表 6，第（1）-（3）列被解释变量为资本充足率，回归结果显示，局长剩余政治生命对资本充足率有显著的正向影响，第（4）列的被解释变量为贷款/资产，结果表明局长剩余政治生命越长，城商行信贷投放越低。稳健性分析与基准回归结果一致。

表 6 政治激励度量的稳健性检验

	(1) 资本充足率	(2) 资本充足率 ≥8%	(3) 资本充足率 ≥10%	(4) 贷款/资产
L.贷款/资产				0.7549*** (0.0470)
L.资本充足率	0.3915*** (0.0105)	0.3964*** (0.0095)	0.3855*** (0.0089)	0.0303 (0.0363)
局长剩余政治生命	0.0576*** (0.0161)	0.0896*** (0.0258)	0.1334*** (0.0203)	-0.3458*** (0.0613)
局长博士学历	-0.0683 (0.2230)	-0.2272 (0.1654)	-0.6883*** (0.1594)	0.3789 (0.4952)
局长为男性	-0.3776*** (0.1384)	-0.3656 (0.2308)	-0.5504** (0.2186)	0.6957 (0.4283)
L.银行规模	-0.8411*** (0.0584)	-0.8007*** (0.1156)	-0.8878*** (0.1230)	-0.6900** (0.3082)
L.不良贷款率	0.1840*** (0.0260)	0.1132*** (0.0330)	0.1291*** (0.0315)	-0.0944 (0.0853)
L.存贷比	-0.0152*** (0.0049)	-0.0139** (0.0067)	-0.0018 (0.0059)	0.0811** (0.0347)
L.资产利润率	0.3888*** (0.0743)	0.3886*** (0.1094)	0.4112*** (0.0550)	-0.3043 (0.2781)
L.实际GDP增长率	0.1438*** (0.0306)	0.0571* (0.0303)	0.1430*** (0.0360)	-0.2696*** (0.0828)
L.实际GDP (对数)	0.2344*** (0.0734)	0.1306 (0.1123)	0.1624 (0.1253)	0.5720* (0.2940)
董事长年龄	-0.9101*** (0.3488)	-0.7978*** (0.1938)	-0.6839** (0.2689)	1.5813*** (0.5858)
董事长年龄平方	0.0095*** (0.0034)	0.0084*** (0.0019)	0.0073*** (0.0027)	-0.0147** (0.0058)
行长年龄	0.2065 (0.3428)	0.1050 (0.2066)	0.0000 (0.0000)	1.7973*** (0.5428)

行长年龄平方	-0.0023 (0.0036)	-0.0012 (0.0022)	0.0000 (0.0002)	-0.0185*** (0.0057)
常数项	0.0000 (0.0000)	19.9251*** (6.6039)	0.0000 (0.0000)	-70.4127*** (20.8432)
N	387	378	350	389
银行个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
AR(1)-p值	0.0004	0.0007	0.0008	0.0000
AR(2)-p值	0.1400	0.3091	0.2563	0.8591
Hansen-p值	0.9991	0.3096	0.3088	0.3600

五、进一步讨论

前文的实证结果发现，银监局局长在政治激励下的金融监管行为会抑制辖区域商行的信贷投放，资本监管是其中的一个中介渠道。在本部分，我们进一步考察在不同外部环境下，银监局局长在政治激励下的金融监管行为对城商行信贷投放的异质性影响。

（一）金融监管与地方干预

基于中国背景的研究发现在政治激励下，地方官员会围绕经济增长展开激烈竞争（周黎安，2007；Li and Zhou，2005；Xu，2011），加大辖区内的投资是推动经济增长的有效手段，在财政资源不足的背景下，银行往往是重要的投融资资金来源。地方政府或是要求银行向辖区内的企业放贷，或是通过地方融资平台从银行大量借款（纪志宏等，2014），地方官员对城商行的信贷干预，随着政治激励的增强而加大（钱先航等，2011；纪志宏等，2014）。当银行不存在监管约束时，其发放贷款的能力受到吸收存款和利润最大化的制约，地方官员的干预行为可能促使城商行在发放信贷时，放弃利润追求，因而仅受到存款的约束。当存在资本监管的约束，即使地方官员进行强力干预，城商行信贷投放的扩张最多使得资本充足率下降到监管底线。一旦低于监管底线，银监局就会采取纠正措施，因而地方官员信贷干预能力受到监管约束。同是面临政治激励，监管官员和地方官员对城商行信贷的影响背道而驰，那么银监局局长对城商行的监管是否约束了地方官员对信贷的干预呢？

本小节考察中央垂直金融监管与地方政府信贷干预之间的互动关系。通过在回归方程中引入书记任期和局长任期的交互项，我们可以得到他们在影响城商行信贷投放上的相互作用。表7中汇报了相关实证结果，第（1）列首先将市委书记与银监局局长的特征同时控制在一个回归中，发现书记任期对银行信贷的扩张效应与局长任期对银行信贷的抑制效应均存在。这表明城商行会受到两股相反力量的影响，最终的信贷投放取决于两股力量的相对强弱。我们在表7第（2）列中进一步增加了书记任期与局长任期的交互项。回归结果显示书记任期和局长任期的交互项系数显著为负，这表明银监局局长任期的延长抑制了市委书记任期对信贷投放的正向影响，即银监局局长的监管对市委书记的干预有约束效应¹³。

近年来，地方政府非常热衷于设立各类地方性金融机构，包括地方银行。地方政府积极建立地方银行的动力来源于地方政府迫切希望通过地方银行获取信贷资源，促进辖区经济增长。地方政府对地方银行的信贷干预是一种流动性创造方式，突破财政分权的约束，进一步造成分权体制弊端的延续。地方官员对城商行的信贷干预随着政治激励的增强而加大。而上述研究结论则表明，银监局局长在政治激励下对城商行监管的加强，构成了对地方政府信贷干预的约束。

¹³由于省级银监局独立于地方政府，市委书记通常不能直接影响省级银监局局长的监管行为，因而我们对交互项的理解是局长监管对书记干预行为的约束作用。

表 7 金融监管对地方干预的约束效应

	(1)	(2)
	贷款/资产	
L. 贷款/资产	0.6268***	0.4238***
	(0.0548)	(0.0694)
局长任期	-0.5047***	-0.4119**
	(0.1614)	(0.1782)
书记任期	0.2388***	0.7510***
	(0.0876)	(0.1834)
书记任期*局长任期		-0.1063**
		(0.0489)
N	389	389
局长、书记和高管特征	控制	控制
银行、地区特征	控制	控制
银行个体效应、时间效应	控制	控制
AR(1)-p值	0.0000	0.0000
AR(2)-p值	0.7363	0.7984
Hansen-p值	0.1341	0.5629

（二）金融监管与经济周期

传统的微观审慎监管理念认为单家机构越稳健，金融体系越安全，然而这种理念在 2007 年至 2009 年的全球金融危机中被证明存在不足，仅仅保证单家机构资本充足，可能导致对其他机构产生负外部性。例如单家机构为满足资本监管要求，降低金融杠杆，可能会降价抛售金融资产，由此产生对其他机构的负外部性，加剧金融体系的不稳定性（方意，2016）。针对单家金融机构监管存在的不足在资本监管引起信贷投放顺周期效应上，体现的尤为突出，而本文的基本逻辑是银监局局长通过资本监管影响信贷投放，因此可以对此问题进行检验。具体而言，资本监管对信贷投放的影响存在顺周期性，当经济处于上升期，贷款风险与损失降低，资本监管对商业银行信贷投放的约束较弱；在经济下行时，贷款违约增加，银行信贷投放意愿降低，资本监管约束进一步抑制银行信贷投放，加剧经济衰退（罗平，2009）。金融危机过后，资本监管的顺周期性再度受到广泛关注，巴塞尔委员会颁布了《巴塞尔协议 III》，规定商业银行建立 2.5% 的资本留存缓冲和 0-2.5% 的“逆周期资本缓冲”，以缓解资本监管引致的顺周期效应。对于本文所研究的城商行这类地方银行而言，其从外部获得资本补充的能力更加不足（张琳、廉永辉，2015），如果监管官员对城商行施加较大的资本监管压力，其就可能更多地依赖收缩信贷投放来提高资本充足率。因此，银监局局长在政治激励下加强资本监管，可能进一步加剧前述顺周期性。

通过构建交互项，我们研究不同经济周期时期，金融监管对信贷投放的影响，表 8 报告了相关的实证分析结果。第（1）列控制了局长任期与城商行所在地区实际 GDP 增长率滞后一期的交互项，局长任期的一次项显著为负，交互项则显著为正。第（2）列在第（1）列基础上进一步控制了银行高管、银行和地区特征，结果仍然稳健。这表明经济增长低迷时，银监局局长政治激励越强对信贷投放的抑制作用越大。银监局局长抑制城商行信贷投放是通过资本监管实现的，而资本监管存在顺周期性，银监局局长的政治激励起到放大顺周期性的作用，从而可能导致经济波动的加剧。银监会 2012 年颁布，并于 2013 年 1 月 1 日起正式施行的《商业银行资本管理办法（试行）》，借鉴《巴塞尔协议 III》，要求商业银行应当在最低资

本要求和储备资本要求之上计提逆周期资本，逆周期资本要求为风险加权资产的 0-2.5%。该办法的出台旨在缓解资本监管的顺周期效应。本文的研究则表明，在该办法施行之前的阶段，由于监管官员面临的政治激励，存在资本监管顺周期性自我强化的内在机制，因而施加逆周期资本要求的必要性更为迫切。

表 8 金融监管与经济周期

	(1)	(2)
	贷款/资产	
L.贷款/资产	0.7766*** (0.0147)	0.6481*** (0.0592)
局长任期	-1.9013*** (0.3965)	-1.3564*** (0.4668)
局长任期*L.实际GDP增长率	0.1080*** (0.0251)	0.0816** (0.0340)
N	678	389
局长特征	控制	控制
银行高管特征	未控制	控制
银行、地区特征	未控制	控制
银行个体效应、时间效应	控制	控制
AR(1)-p值	0.0000	0.0000
AR(1)-p值	0.2392	0.6607
Hansen-p值	0.5774	0.8380

（三）金融监管与货币政策环境

当经济过热，投资冲动强烈时，中央银行会通过紧缩性货币政策来调控经济以抑制投资过热。而当经济低迷时，中央银行可能采取扩张性货币政策来刺激经济。货币政策通过影响资产价值，融资成本和风险定价，而左右金融机构对风险的感知和容忍，以及金融机构的信贷和投资决策，因而影响银行的风险承担激励，宽松的货币政策会鼓励银行承担更多风险（张雪兰、何德旭，2012；方意等，2012；徐明东、陈学彬，2012；金鹏辉等，2014）。宽松货币政策环境下，商业银行有更强的信贷投放冲动和风险承担意愿，此时银监局局长在政治激励下加强资本监管，可能会促使商业银行降低风险偏好约束信贷冲动，进而减弱货币政策风险承担效应；而在紧缩的货币环境下，商业银行信贷供给减少，资本缓冲相应提高，银监局局长在政治激励下的资本监管对商业银行的约束效力降低，进而对信贷投放的抑制效应也可能减弱。

在回归方程中，通过加入货币政策与局长任期的交互项可以考察这一问题。本文参考 Shu 和 Ng（2010）的研究，将 2004、2007、2008、2010 年设定为货币政策紧缩期，通过构建交互项来研究银监局局长对银行信贷的约束效应在不同货币政策下的异质性反应。表 9 报告了相关的实证结果，第（1）列控制了局长任期与货币政策紧缩期的交互项，局长任期的一次项仍然显著为负，交互项显著为正。这表明银监局局长对城商行信贷投放的抑制作用在货币政策宽松时期更强，有助于缓解宽松货币政策带来的风险承担效应。第（2）列在第（1）列基础上进一步控制了高管、银行和地区特征，结果仍然稳健。

表 9 金融监管与货币政策环境

(1)	(2)
-----	-----

	贷款/资产	
	L.贷款/资产	0.7844*** (0.0266)
局长任期	-0.5040*** (0.0525)	-0.5036*** (0.0684)
局长任期*货币政策紧缩期	0.3420* (0.1890)	0.7217*** (0.1860)
N	678	389
局长特征	控制	控制
高管特征	未控制	控制
银行、地区特征	未控制	控制
银行个体效应、时间效应	控制	控制
AR(1) -p值	0.0000	0.0000
AR(2) -p值	0.1711	0.6384
Hansen-p值	0.2842	0.1915

（四）金融监管与资本市场融资程度

如果城商行所在城市的企业更多地通过资本市场，如股票、债券等来为投资融资，而对银行融资的依赖相对较低，那么城商行的信贷投放可能更少，资本监管对其造成的约束可能更松，因而局长监管对城商行信贷投放的抑制作用可能更轻。受限于数据的可得性，我们根据城市社会固定资产投资总额与城市银行业金融机构贷款年度增量的比值，来粗略度量城市层面的资本市场融资程度，该变量反映一个城市企业的融资更依赖于间接融资还是直接融资，取值越大表明相比而言，越依赖资本市场。

按该变量在不同城市的取值高于还是低于均值，把城市划分为资本市场融资程度高与低两组，通过建立银监局局长任期与虚拟变量资本市场融资程度高的交互项来对前述分析进行实证研究。相关的实证结果见表 10，第（1）列控制了局长任期与资本市场融资程度高的交互项，局长任期的一次项仍然显著为负，交互项显著为正，虚拟变量资本市场融资程度高的系数显著为负。银监局局长对城商行信贷投放的抑制作用在资本市场融资程度低的城市更强；在资本市场融资程度高的城市运营的城商行，信贷投放显著更低，与前文分析一致。第（2）列在第（1）列基础上进一步控制了高管、银行和地区特征，结果仍然稳健。本小节的研究表明，银监局局长在政治激励下，加强监管引起城商行信贷投放收缩，在城市之间存在异质性效应，对资本市场融资程度高的城市造成的影响更小。银行监管的目标在于维护金融安全，与此同时也可能引起信贷波动，对宏观经济的平稳运行造成冲击，发展直接融资市场，降低企业对银行信贷的融资依赖，可以部分平滑银行监管对宏观经济造成的冲击。

表 10 金融监管与资本市场融资程度

	(1)	(2)
	贷款/资产	
L.贷款/资产	0.7947*** (0.0187)	0.6300*** (0.0426)
局长任期	-0.5871*** (0.1043)	-0.7629*** (0.1656)
局长任期*资本市场融资程度高	0.5524**	0.8493***

	(0.2318)	(0.2456)
资本市场融资程度高	-1.6733**	-3.9671***
	(0.8222)	(0.9027)
N	666	389
局长特征	控制	控制
高管特征	未控制	控制
银行、地区特征	未控制	控制
银行个体效应、时间效应	控制	控制
AR(1)-p值	0.0000	0.0000
AR(1)-p值	0.3680	0.9031
Hansen-p值	0.3789	0.3673

六、结论

中国式分权是实现快速经济增长的重要经验。同时，中国经济发展的另一个成功经验是在具有外部性或涉及宏观经济稳定、公正公平等问题的领域，中央政府设置垂直管理的“条条”来约束地方政府“块块”各自为政、恶性竞争产生的负面影响。从国土资源管理、医疗食品安全，再到银行、证券、保险等金融监管的垂直化管理，均遵循了这一逻辑。本文以省级银监局局长作为中央金融监管的代表，将城商行作为地方银行代表，将2003-2013年省级银监局局长特征与城商行面板数据进行匹配，研究发现银监局局长任内的资本监管业绩越优良，其任期结束后晋升的概率越高，这为监管者面临政治激励提供了经验证据；而银监局局长在政治激励下，会促使城商行提高资本充足率，进而抑制其信贷投放。我们进一步以地级市市委书记代表地方干预，发现市委书记对信贷投放的扩张效应受到了银监局局长监管的约束。王永钦等（2007）提出中国分权式改革下一步改革的成功，很大程度上要取决于对地方政府的流动性创造功能的约束和限制。我们的研究发现中央的一些制度设计与安排已经在这条道路上迈进，中央金融监管有效约束了地方政府的流动性创造，弱化了由财政分权和相对绩效评估的体制带来的扭曲。同时，我们的实证分析还发现，监管官员的政治激励对地方银行信贷投放的影响具有顺周期性；银监局局长对城商行信贷投放的抑制作用在货币政策宽松时期更强；银监局局长对城商行信贷投放的抑制作用在资本市场融资程度较低的城市更强。

近年来，中小型地方金融机构和准金融机构的快速发展，为地方经济的发展和金融创新，提供了金融支持，但它们往往游离于金融监管的边缘，风险频发，侵害金融消费者权益，也对地方金融经济乃至社会稳定带来挑战。十八届三中全会提出要“界定中央和地方金融监管职责和风险处置责任”，地方政府在这类机构监管上要承担更多的责任。然而，发展与监管地方金融之间存在权衡取舍，在晋升激励的驱使下，地方政府可能更有意愿促进地方金融发展，以促进经济增长，而忽视对金融风险的监管。并且地方官员通常任期较短，可能存在将任内的风险隐藏，留给继任者处理的不利后果。结合本文的研究，在缺乏合适的机制设计解决地方政府在发展和监管地方金融上的激励不相容时，中央金融监管有利于金融体系的健康发展。此外，最近一段时间商业银行通过同业业务、委托贷款以及理财产品等，从事一些表外的类信贷的“影子银行”业务，表明现行金融监管体制也存在不适应金融发展新形势的问题，需要进一步改革完善金融监管框架，以及对监管官员的考评体系，实现金融风险监管全覆盖。

当然，本文的研究也表明，当纳入监管官员的政治激励后，基于资本监管的微观审慎监管措施会进一步加剧信贷投放的顺周期性。类似的，2007年至2009年的全球金融危机中，单家机构为满足资本监管要求，降低金融杠杆，而降价抛售金融资产，由此产生了对其他机构的负外部性（方意，2016），此类顺周期性行为会加剧金融体系的不稳定性，从而更有实

施逆周期资本监管的必要性。同时,本文也发现,中央金融监管的实际效应与货币政策和多层次资本市场发展等诸多因素存在密切关系,单兵突进的监管手段并不必然达到目标的最优化。在进一步加强金融监管力度的过程中,应特别注意宏观审慎监管框架和跨部门政策协调的重要性,从而使有限的监管资源发挥更高效能。

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》,《金融研究》,2005年第5期。
- (2) 曹春方、马连福、沈小秀:《财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资》,《经济学》(季刊),2014年第13卷第4期。
- (3) 戴金平、金永军、刘斌:《资本监管、银行信贷与货币政策非对称效应》,《经济学》(季刊),2008年第7卷第2期。
- (4) 方意:《系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施》,《管理世界》,2016年第8期。
- (5) 方意、赵胜民、谢晓闻:《货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎协调问题》,《管理世界》,2012年第11期。
- (6) 耿曙、庞保庆、钟灵娜:《中国地方领导任期与政府行为模式:官员任期的政治经济学》,《经济学》(季刊),2016年第15卷第3期。
- (7) 黄宪、马理、代军勋:《资本充足率监管下银行信贷风险偏好与选择分析》,《金融研究》,2005年第7期。
- (8) 纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍:《地方官员晋升激励与银行信贷》,《金融研究》,2014年第1期。
- (9) 金鹏辉、张翔、高峰:《货币政策对银行风险承担的影响——基于银行业整体的研究》,《金融研究》,2014年第2期。
- (10) 刘明康:《强化资本监管提高银行体系稳健性》,《中国金融》,2004年第10期。
- (11) 罗平:《资本监管制度的顺周期性及其补救方法》,《国际金融研究》,2009年第6期。
- (12) 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》,《经济研究》,2011年第12期。
- (13) 钱先航:《官员任期、政治关联与城市商业银行的贷款投放》,《经济科学》,2012年第2期。
- (14) 谭之博、周黎安:《官员任期与信贷和投资周期》,《金融研究》,2015年第6期。
- (15) 陶然、苏福兵、陆曦、朱昱铭:《经济增长能够带来晋升吗?——对晋升锦标赛理论的逻辑挑战与省级实证重估》,《管理世界》,2010年第12期。
- (16) 王贤彬、徐现祥:《地方官员来源、去向、任期与经济增长》,《管理世界》,2008年第3期。
- (17) 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《中国的大国发展道路——论分权改革的得失》,《经济研究》,2007年第1期。
- (18) 温信祥:《银行资本监管对信贷供给的影响研究》,《金融研究》,2006年第4期。
- (19) 徐明东、陈学彬:《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》,《金融研究》,2012年第7期。
- (20) 杨瑞龙、王元、聂辉华:《“准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据》,《管理世界》,2013年第3期。
- (21) 张琳、廉永辉:《我国商业银行资本缓冲周期性研究》,《管理世界》,2015年第7期。
- (22) 张军、高远:《官员任期、异地交流与经济增长:来自省级经验的证据》,《经济研究》,2007年第11期。
- (23) 张雪兰、何德旭:《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000-2010)》,《经济研究》,2012年第5期。

- (24) 赵锡军、王胜邦：《资本约束对商业银行信贷投放的影响：中国实证分析》，《财贸经济》，2007年第7期。
- (25) 周黎安：《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》，《经济研究》，2007年第7期。
- (26) Agarwal, S., D. Lucca, A. Seru and F. Trebbi, 2014, “Inconsistent Regulators: Evidence from Banking”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.129(2), pp.889~938.
- (27) Arellano, M. and S. Bond, 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, Vol.58(2), pp.277~297.
- (28) Beck, T. and R. Levine, 2002, “Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market- or bank-based System Matter?”, *Journal of Financial Economics*, Vol.64(2), pp.147~180.
- (29) Beatty, A. and S. Liao, 2014, “Financial Accounting in the Banking Industry: A Review of the Empirical Literature”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.58(2-3), pp.339~383.
- (30) Boyd, J. H. and G. De Nicoló, 2003, “Bank Risk Taking and Competition Revised”, IMF Working Paper 03/114.
- (31) Che, Yeon-Koo, 1995, “Revolving Doors and the Optimal Tolerance for Agency Collusion”, *RAND Journal of Economics*, Vol. 26(3), pp.378~397.
- (32) Detragiache, E., P. Gupta and T. Tresse, 2005, “Finance in Lower-Income Countries: An Empirical Exploration”, IMF Working Papers.
- (33) Hachem, K. and Z. Song, 2017, “Liquidity Regulation and Credit Booms: Theory and Evidence from China”, Working Paper.
- (34) Jia, R. X., M. Kudamatsu and D. Seim, 2015, “Political Selection in China: the Complementary Roles of Connections and Performance”, *Journal of the European Economic Association*, Vol.13(4), pp.631~668.
- (35) Kane, E. J., 1990, *The S&L Insurance Mess: How Did It Happen?*, Washington: Urban Institute Press.
- (36) Laffont, Jean-Jacques and J. Tirole, 1991, “The Politics of Government Decision-Making: A Theory of Regulatory Capture,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106(4), pp.1089~1127.
- (37) La Porta, R. F., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer, 2002, “Government Ownership of Banks”, *Journal of Finance*, Vol.57(1), pp.265~301.
- (38) Li, Y., 2011, “China's Political Business Cycle”, Working Paper.
- (39) Li, H. and L. Zhou, 2005, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, Vol.89(9-10), pp.1743~1762.
- (40) Mian, A., 2003, “Foreign, Private Domestic and Government Banks: New Evidence from Emerging Markets”, SSRN Working Papers.
- (41) Shen, C., I. Hasan and C. Lin, 2014, “The Government's Role in Government-owned Banks”, *Journal of Financial Services Research*, Vol.45(3), pp.307~340.
- (42) Shive, S. and M. Forster, 2013, “The Revolving Door for Financial Regulators”, *Ssrn Electronic Journal*.
- (43) Shu, C. and B. Ng, 2010, “Monetary Stance and Policy Objectives in China: a Narrative Approach”, *HKMA China Economic Issues*, NO.1/10.
- (44) Stigler, G., 1971, “The Economic Theory of Regulation”, *Bell Journal of Economics*, Vol.2(1), pp.3~21.
- (45) Windmeijer, F., 2005, “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators”, *Journal of Econometrics*, Vol.126(1), pp.25~51
- (46) Xu, C., 2011, “The Fundamental Institutions of China's Reform and Development”, *Journal of Economic Literature*, Vol.49(4), pp.1076~1151.

Political Incentive, Capital Regulation and Local Banks' Credit

Expansion

Abstract: The effective implementation of the financial regulatory system relies on incentive design affecting the behavior of regulators. In China, similar to local officials, regulators are often promoted through selection processes conducted by their superior, which means regulators facing political incentives. This paper combines Provincial Bureau Chiefs of China Banking Regulatory Committee (BC), representing central financial regulation, and City Commercial Banks (CCB), representing local banks, to examine empirically whether the political incentive of regulators influences the credit generation of local banks. The empirical analysis finds that: firstly, for the capital, asset quality, liquidity and other regulatory indicators, capital regulation performance significantly affects the promotion of BCs; secondly, regulator behavior under the political incentives prompts the CCBs to improve capital adequacy ratio, thereby lowering their credit expansion; finally, under different external environment the political incentives of BCs also generates differential effects on local banks' credit expansion, such as local government's credit intervention, business cycle, monetary policy and capital market financing.

Key Words: Political Incentive; Financial Regulation; Capital Regulation; Credit Expansion

JEL Classification: O16, E42, G28