

# 官员任期、中央金融监管与地方银行信贷风险<sup>\*</sup>

刘 冲 郭 峰

**内容提要:**地方政府为促进经济增长而干预银行信贷,导致信贷风险的积累,而中央金融监管制度的创设旨在规制银行行为,防范银行风险,维护金融稳定。本文将代表中央金融监管的省级银监局局长,代表地方干预的地级市市委书记与城商行特征数据进行匹配,考察银监局局长对城商行信贷风险的影响,以及银监局局长、市委书记在影响城商行信贷风险上的相互作用。实证分析发现,银监局局长任期与城商行不良贷款率负相关,其作用主要体现为次级贷款率的下降,而市委书记任期则与次级贷款率正相关。通过建立银监局局长与市委书记任期的交互项,发现局长任期的延长还会约束书记任期对信贷风险的刺激作用。在经济增长下行期和货币政策宽松期,前述约束效应更强。

**关键词:**官员任期 金融监管 信贷风险

**作者简介:**刘 冲,上海财经大学金融学院博士后、上海市金融信息技术研究重点实验室研究人员,200433;

郭 峰,北京大学国家发展研究院博士后、上海新金融研究院研究员,100871。

**中图分类号:**F832.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)04-0086-15

## 一、引 言

在政治晋升激励下,地方政府官员围绕经济增长展开激烈竞争,加大辖区内的投资已成为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向银行大量贷款(纪志宏等,2014)。地方政府对银行信贷的干预,会导致不良贷款的累积(钱先航等,2011;谭劲松等,2012)。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

<sup>\*</sup> 基金项目: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);国家自然科学基金青年项目“央地关系视角下的新兴金融业态监管体制研究”(16CJY065);国家自然科学基金重大项目“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)。作者感谢匿名审稿人的建设性意见。当然,文责自负。

干预(巴曙松等,2005)。20世纪90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,以维持对地方金融资源配置为控制力,并促进辖区经济增长。

与此同时,中央政府在金融监管领域也推进了一系列监管体制改革,如2003年设立中国银行业监督管理委员会(以下简称“银监会”),<sup>①</sup>在31个省份与5个计划单列市成立了银监局,在地级市、县市层面设立银监分局和监管办事处,统一监管银行及其他存款类金融机构,并实现银监会系统的中央垂直管理,独立于地方政府,承担防范金融风险的重要责任。那么,作为地方银行主要监管负责人的省级银监局局长,其监管执行是否起到了抑制属地银行信贷风险的作用,进而能否制约地方政府干预造成的信贷风险积累?对金融管理体制上这一“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,具有重要的理论与现实意义。

本文以省级银监局局长作为中央金融监管的代表,以地级市市委书记作为地方干预的代表,将2003—2013年城商行面板数据与省级银监局局长、市委书记特征进行匹配,选取官员任期作为书记和局长行为的代理变量,实证考察官员任期与城商行信贷风险之间的关系。任期不仅是官员自身特征的体现,也是官员治理的重要手段(王贤彬、徐现祥,2008;钱先航,2012)。研究发现:银监局局长任期与城商行不良贷款负相关,进一步考察不良贷款的结构,发现其作用主要体现为次级贷款率的下降;市委书记任期则与次级贷款率正相关。通过建立银监局局长与市委书记任期的交互项,发现银监局局长的监管执行约束了市委书记的干预作用;并且前述发现还因经济周期、货币政策环境的不同而呈现异质性。

本文的贡献主要在于:通过实证研究发现,省级银监局局长的监管有效抑制了城商行信贷风险;考察了作为“块块”代表的市委书记和作为“条条”代表的银监局局长在影响辖区城商行信贷风险的相互作用,丰富了政府与银行关系的政治经济学文献;将基于监管指标的金融监管研究深入到了对监管官员行为的分析,拓展了金融监管文献,为进一步完善中国金融管理体制和监管官员治理机制提供了参考。

本文的结构安排如下: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,我们分析金融监管对信贷风险的影响在不同经济周期、货币政策环境下的异质性;最后一部分总结全文。

## 二、理论分析与研究假说

监管者行为很早就受到文献的关注,Stigler(1971)指出,被监管机构经常通过游说政客、监管部门,或是为监管部门雇员提供有利可图的工作机会,要求监管者修改监管内容或是按照符合被监管部门的利益执行监管,文献中称之为“监管俘获”(Regulatory Capture)。监管者到被监管部门任职在文献中称为“旋转门”(Revolving Door)(Shive和Forster,2013)。

<sup>①</sup> 银监会主要职责是: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。

银行体系由于极具监管技术复杂度且存在信息不对称,外部核查极其困难,因而容易发生监管俘获(Laffont 和 Tirole,1991)。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。银行特许权价值(Franchise Value)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 和 De Nicoló, 2003),进而支持甚至游说监管部门提高进入壁垒。实证研究也为监管者激励扭曲造成严重后果提供了经验证据,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产生了严重的后果,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。

在我国,省级银监局局长作为监管地方存款类金融机构的负责人,同时还是拥有政府职级的官员,其职业去向通常由中央任命,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。例如,银监会在 2005 年制定了领导干部定期交流轮岗的制度,规定银监局局长由异地交流产生,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。<sup>①</sup> 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。<sup>②</sup>

从制度设计上规避了“监管俘获”与“旋转门”效应带来的激励扭曲,固然可以减弱监管者的负向激励影响,然而仍然需要有正向激励的机制设计来鼓励监管者认真履责。在我国,对政府官员而言,政治激励通常构成其努力工作的主要激励来源,中央政府容易依据经济绩效对地方官员进行奖励和惩罚,这促使地方政府努力发展地方经济(Blanchard 和 Shleifer,2001)。自 20 世纪 80 年代初以来,地方官员的选拔和提升标准由过去的纯政治指标变成经济绩效指标,尤其是地方 GDP 增长的绩效,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 和 Zhou,2005)。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)。晋升锦标赛是由上级政府直至中央政府推行和实施,行政和人事方面的集权是其实施的基本前提之一,给予追求仕途的地方政府官员发展经济的强激励。有研究发现,地方官员的政治激励理论,也可以用来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升迁的概率(杨瑞龙等,2013)。1989 年中央制定了《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。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,科学合理地设立绩效评估标准。

2003 年银监会设立之后,便将按照国际准则对商业银行进行监管作为主要工作展开。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制度对属地商业银行进行监管。2005 年,银监会发布《商业银行风险监管核心指标》,要求商业银行不良贷款率不高于 5%,不良资产率不高于 4%。根据本文城商行财务数据,2003 年不良贷款率平均值为

① 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》。

② 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》。

11.6%，直到2010年才达到全部样本不良贷款率低于5%的监管要求。商业银行不良贷款率的逐步降低，得益于各地监管者的监管工作。实践中监管官员还享有监管裁量权，如在银行未触及监管限制时，就可能要求其进一步降低不良贷款率。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，资产质量状况在监管评级的评定中占有重要的位置，<sup>①</sup>更高的监管评级有利于商业银行获准开展更多的业务。

在我国，任期制度是官员治理的重要制度安排。官员会为晋升而努力，任期不仅是官员自身特征的体现，也是官员治理的重要手段(王贤彬、徐现祥，2008；钱先航，2012)，任期会影响官员行为和策略。张军、高远(2007)通过对省长、省委书记与经济增长关系的研究发现，任期与经济增长之间呈现倒U型关系，分界点为任期第5年，即官员在地方任职一届以内，随着任期的增加发展经济的激励逐渐增强，而超过一届以后发展经济的激励出现下降。陈硕(2015)研究发现处于第二届任期的官员，发展城镇化的动力减弱。谭之博、周黎安(2015)研究发现官员任期与投资之间存在倒U型关系。省级银监局局长作为地方银行的主要监管负责人，同时又是具有行政级别的政府官员，其施政行为中所体现的激励特征，可能与地方官员类似。基于前述分析，本文提出如下待检验假说：

假说1：银监局局长任期与城商行信贷风险之间呈U型关系。

政府与银行的关系是学术界长期关注的焦点问题。早期的“发展观”认为，经济发展的前提条件是金融发展。Gerschenkron(1962)指出，在19世纪后半叶的一些工业国家，私有银行在将储蓄引导至工业部门转化为投资中起到重要作用；而在俄罗斯等经济制度转型的国家，政府拥有银行股权有利于金融发展。政府股东的“政治观”则认为，政治家会基于政治目的干预银行的信贷配置，从而不利于银行和金融体系的发展(Kornai, 1979；Shleifer 和 Vishny, 1994；La Porta 等，2002)。

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，2004；Li 和 Zhou, 2005；Xu, 2011)，加大辖区内的投资成为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，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)。政治晋升激励、地方分权和财政分权改革，构成了政府干预的动机和能力，政府干预是银行不良贷款产生的主要原因(谭劲松等，2012)。

地方银行的信贷决策受到政府干预，而政府对经济的干预主要是通过指导和干预国有企业。为了实现其政治和社会目标，对晋升要求的贡献度更高的国有企业会得到更多的银行信贷支持，银行对国有企业的贷款更加宽松，产生不良贷款的可能性更大，不良贷款的严重程度将更高(谭劲松等，2012)。在银行给予国有企业更多信贷支持的同时，银行对非国有企业要求具有更严格的担保方式，而对国有企业则放松条款限制，可能是导致不良贷款积累的一个原因(谭劲松等，2012)。银监会成立后，发布《商业银行风险监管核心指标》，要求商业银行控制不良贷款率。当面临监管

<sup>①</sup> 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)，其中资产质量状况权重占20%。

压力时,如果银行信贷投放受到地方官员干预,那么理性的选择是对借款企业的担保要求更有经济效率,促使担保发挥约束企业违约风险的作用,从而降低不良贷款。基于前述分析,本文提出如下待检验假说:

假说 2:银监局局长对城商行的监管,抑制了地方官员干预造成的信贷风险。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

根据前文的分析,我们设定如下模型检验银监局局长任期对城商行信贷风险的影响:

$$Risk_{icpt} = \lambda Risk_{icpt-1} + \alpha_1 JZ\_T_{cpt} + \alpha_2 JZ\_T_{cpt}^2 + \beta X_{icpt} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (1)$$

其中, $i$ 、 $c$ 、 $p$ 分别代表城商行、地级市、省的截面单元, $t$ 表示时间; $Risk$ 为城商行信贷风险的度量; $JZ\_T$ 表示银监局局长任期;作为控制变量, $X$ 包含城商行特征、地区特征、局长特征; $\eta_i$ 表示城商行非观测效应,反映了各城商行持续存在的差异; $\delta_t$ 为时期固定效应,反映全国性共同的宏观经济、政策环境在时间上的变化。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。模型(1)考察银监局局长任期与城商行信贷风险之间是否存在U型关系。如果估计系数 $\alpha_2$ 显著为负,则假说1成立。

我们进一步分析代表中央金融监管的省级银监局局长,以及代表地方干预的市委书记,在影响城商行信贷风险上的相互作用。设定回归模型如下:

$$Risk_{icpt} = \lambda Risk_{icpt-1} + \alpha_1 SJ\_T_{cpt} + \alpha_2 JZ\_T_{cpt} + \alpha_3 SJ\_T_{cpt} \times JZ\_T_{cpt} + \beta X_{icpt} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (2)$$

其中, $SJ\_T$ 表示市委书记任期。模型(2)考察银监局局长监管是否对市委书记干预行为产生约束效应。如果估计系数 $\alpha_3$ 显著为负,则假说2成立。 $X$ 为城商行特征、地区特征、局长特征和书记特征,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、书记特征取当期值。

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行为产生影响,因此我们在模型(1)~(2)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,另一方面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,因而使用系统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,而本文选择采用两阶段估计,主要是因为两阶段估计的标准误不容易受到异方差的干扰。<sup>①</sup>

#### (二)主要变量

信贷风险:依据现有文献的做法(徐明东、陈学彬,2012),以不良贷款率度量信贷风险,并进一步根据贷款五级分类,以次级贷款率、可疑贷款率和损失贷款率考察不良贷款的结构。

官员任期:在任期的计算上,我们参照张军、高远(2007)的方法,任期时长按月份计算。如

<sup>①</sup> 在有限样本条件下,标准误会呈现下偏(Arellano和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。

果官员是上半年就职,任期从当年计算;如果是下半年就职,则任期从次年开始计算。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的一一对应。

控制变量:我们控制了市委书记和银监局局长的年龄、性别和受教育程度等个人特征,以及城商行董事长、行长的年龄来反映高管行为。考虑到年龄可能存在非线性效应,加入了年龄的平方项。其他控制变量,包括城商行特征和地级市宏观经济特征。城商行特征主要包括城商行规模(用总资产对数衡量)、不良贷款率、资产利润率。城市特征主要是地级市的宏观经济变量,主要为实际GDP总量、实际GDP增长率。由于城商行特征与信贷风险存在联立内生性问题,而城商行信贷风险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,城商行特征和地级市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:城商行微观数据、地级市市委书记特征、省银监局局长特征以及地级市宏观经济特征。银监局2003年设立,但由于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。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。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,没有包括在样本中。以某一家城商行为主体重组,但管理权限由地级市变为省的银行,也未包括在内。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。

我们通过人民网、新华网、银监会网站,并借助百度等搜索引擎搜集市委书记和局长的任职年限起止时间、出生日期和其相关简历并手工整理。政府官员在不同时间点上可能担任不同的职务。我们收集了2002—2013年各地级市(自治州、盟)市委书记的信息;以及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。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。从表1中可以看出:市委书记任期的平均值是2.78年,平均年龄为52.5岁,86.8%拥有本科及以上学历,97.6%为男性;银监局局长任期的平均值是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
市委书记任期	1224	2.775	1.695	1	10
书记年龄	1223	52.50	3.797	40	61
书记为本科及以上学历	1224	0.868	0.339	0	1
书记为男性	1224	0.976	0.152	0	1
银监局局长任期	1133	2.828	1.888	1	11

续表 1

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
局长年龄	948	51.96	4.434	38	60
局长为博士学位	958	0.197	0.398	0	1
局长为男性	1075	0.872	0.335	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
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
次级贷款率	538	0.953	1.138	0	6.67
可疑贷款率	538	0.536	0.748	0	4.38
损失贷款率	538	0.158	0.396	0	2.82
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
实际 GDP(对数)	1227	16.03	0.932	13.14	19.01

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)官员任期与城商行信贷风险

省级银监局局长主要职责是按照监管规则对属地银行进行监管。银监会设立后,着力推动对商业银行的风险防控。通过实证分析检验银监局局长任期与城商行信贷风险之间是否存在 U 型关系,相关的实证结果见表 2,第(1)和(2)列仅控制了局长个人特征、银行固定效应与时间效应,第(3)和(4)列进一步控制银行特征、地区特征,第(5)和(6)列进一步控制了银行高管特征。实证结果表明局长任期的一次项估计系数显著为负,二次项则统计不显著;并且在不同控制变量下,二次项估计系数的符号也不稳定,仅在控制银行特征时,符号为正;在控制地区特征后,符号转为负。由此表明银监局局长任期与城商行信贷风险之间没有显著的 U 型关系,假说 1 不成立。在控制变量中,局长年龄与城商行不良贷款率之间呈现 U 型关系,董事长年龄与城商行不良贷款率之间呈现倒 U 型关系,行长年龄的影响不显著,而银行利润、地区经济增长均与不良贷款率负相关。由表 2 的实证结果来看,随着银监局局长任期的延长,城商行不良贷款率逐渐下降,即局长的监管起到了控制银行信贷风险的作用。

表 2 银监局局长任期与城商行信贷风险

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. 不良贷款率	0.5065*** (0.0028)	0.5054*** (0.0029)	0.5034*** (0.0042)	0.5036*** (0.0043)	0.2917*** (0.0051)	0.2912*** (0.0048)
局长任期	-0.0328*** (0.0045)	-0.0301** (0.0126)	-0.0153** (0.0065)	-0.0237** (0.0107)	-0.0561*** (0.0082)	-0.0365*** (0.0113)
局长任期平方		0.0052 (0.0138)		0.0084 (0.0099)		-0.0140 (0.0103)
局长年龄	-0.0907** (0.0455)	-0.0908* (0.0471)	-0.0723 (0.0577)	-0.0962* (0.0581)	-0.3786*** (0.0643)	-0.3779*** (0.0506)
局长年龄平方	0.0009** (0.0004)	0.0009** (0.0005)	0.0007 (0.0006)	0.0010* (0.0006)	0.0037*** (0.0006)	0.0036*** (0.0005)
局长为博士学历	0.0194 (0.0254)	0.0142 (0.0263)	0.0089 (0.0309)	-0.0041 (0.0298)	-0.0310 (0.0286)	-0.0181 (0.0295)
局长为男性	0.1187*** (0.0323)	0.1199*** (0.0324)	0.0766*** (0.0297)	0.0677** (0.0297)	0.2183*** (0.0368)	0.2193*** (0.0348)
L. 银行规模			0.0442** (0.0189)	0.0414** (0.0183)	-0.0239 (0.0228)	-0.0342 (0.0229)
L. 资本充足率			0.0067* (0.0035)	0.0071** (0.0034)	-0.0146*** (0.0028)	-0.0159*** (0.0025)
L. 资产利润率			-0.1992*** (0.0244)	-0.2009*** (0.0240)	-0.3610*** (0.0296)	-0.3625*** (0.0281)
L. 实际 GDP 增长率			-0.0251*** (0.0032)	-0.0232*** (0.0030)	-0.0089* (0.0046)	-0.0108** (0.0048)
L. 实际 GDP(对数)			-0.0951*** (0.0238)	-0.0966*** (0.0249)	-0.0638** (0.0321)	-0.0518* (0.0307)
董事长年龄					0.1785*** (0.0495)	0.1700*** (0.0502)
董事长年龄平方					-0.0014*** (0.0005)	-0.0013*** (0.0005)
行长年龄					-0.0191 (0.0545)	-0.0259 (0.0512)
行长年龄平方					0.0001 (0.0005)	0.0002 (0.0005)
常数项	1.7925 (1.1916)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	4.3667** (1.7857)	0.0000 (0.0000)	8.1171*** (1.5183)



续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
N	588	588	565	565	432	432
银行个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)-p 值	0.0536	0.0557	0.0547	0.0553	0.0849	0.0873
AR(2)-p 值	0.4666	0.4709	0.3478	0.3515	0.3220	0.3179
Hansen-p 值	0.0849	0.1523	0.1624	0.1691	0.2433	0.2843

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。(3)Hansen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。(4)Arellano-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。

### (二)银监局局长、市委书记与城商行不良贷款结构

我们接下来分析,官员任期与城商行不良贷款结构之间的关系。根据中国人民银行于1998年制定的《贷款分类指导原则》,商业银行依据借款人的实际还款能力,按风险程度将贷款划分为五类:正常、关注、次级、可疑、损失,后三者为不良贷款。在本部分,我们进一步分析银监局局长、市委书记任期与次级贷款率、可疑贷款率和损失贷款率之间的关系。表3汇总了相关的实证结果,第(1)~(3)列为局长任期的回归结果,第(4)~(6)列为书记任期的回归结果。第(1)和(4)列,被解释变量为次级贷款率,第(2)和(5)列,被解释变量为可疑贷款率,第(3)和(6)列,被解释变量为损失贷款率。回归结果显示:随着银监局局长任期的延长,城商行的次级贷款率显著降低,对可疑

表 3 官员任期与城商行不良贷款结构

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	银监局局长			市委书记		
	次级	可疑	损失	次级	可疑	损失
L. 被解释变量	0.4031*** (0.0106)	0.2748*** (0.0099)	0.2527*** (0.0157)	0.3616*** (0.0119)	0.2810*** (0.0257)	0.2265*** (0.0255)
任期	-0.0578*** (0.0106)	0.0001 (0.0067)	0.0071*** (0.0019)	0.0154* (0.0089)	-0.0095 (0.0072)	-0.0005 (0.0030)
N	351	351	351	377	377	377
局长、书记和高管特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行、地区特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行个体、时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)-p 值	0.0510	0.0119	0.0552	0.0245	0.0100	0.0288
AR(2)-p 值	0.2321	0.5704	0.2854	0.2297	0.3930	0.2301
Hansen-p 值	0.5333	0.5497	0.3344	0.5690	0.2850	0.1133

贷款率的影响不显著;损失贷款率显著上升,但是估计系数相对较小。由此推断,表2中所发现的局长监管降低城商行不良贷款,主要体现为次级贷款率的下降。书记任期则仅与次级贷款率正相关,而对可疑、损失的影响不显著。

(三)银监局局长与市委书记交互作用

银监局局长对城商行的监管是否形成了对市委书记干预的约束?通过在回归方程中引入书记任期和局长任期的交互项,我们得到了他们在影响城商行信贷风险上的相互作用。根据表3的结果可知,局长与书记对城商行信贷风险的影响主要体现在次级贷款上,因而,我们在考察二者交互效应时,应该以城商行次级贷款率为被解释变量。表4汇总了相关的实证结果,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,发现书记刺激信贷风险与局长抑制银行风险的效应均存在。这表明城商行会受到两股相反力量的影响,最终的信贷风险取决于两股力量的相对强弱。从两者任期的边际效应来看,同样增加一年任期,局长抑制信贷风险的效应超过了书记的刺激作用。进一步,我们在表4第(2)列中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风险的正向影响,即银监局局长的监管对市委书记的干预有约束效应。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有约束作用。

表4 银监局局长、市委书记任期的交互效应与城商行次级贷款率

	(1)	(2)
L. 次级贷款率	0.4096*** (0.0120)	0.4893*** (0.0339)
局长任期	-0.0597*** (0.0114)	-0.0302** (0.0139)
书记任期	0.0224*** (0.0036)	0.0498*** (0.0164)
局长任期 * 书记任期		-0.0121** (0.0049)
N	351	351
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	0.0463	0.0395
AR(2)-p 值	0.2461	0.2564
Hansen-p 值	0.4942	0.9849

#### (四) 稳健性检验

我们进行了以下几种稳健性检验：<sup>①</sup>

信贷风险度量指标：前文分析采用不良贷款率，以及不良贷款的结构与贷款规模的比率度量城商行的信贷风险，我们进一步以不良资产率、不良贷款的结构与资产规模的比率度量信贷风险，前文发现仍然存在。

剔除计划单列市样本：由于大连、青岛、宁波、厦门四个计划单列市的银监局属于副厅级部门，<sup>②</sup>计划单列市的市委书记则是副部级，因而计划单列市的银监局局长比市委书记行政级别低。为了考察计划单列市的这种特征是否干扰了我们的结论，我们将这四个计划单列市在回归样本中去掉。回归结果显示，剔除计划单列市后，前文发现仍然存在。

### 五、进一步讨论

#### (一) 金融监管与经济周期

银监局局长的监管对城商行信贷风险的影响，在不同的经济周期可能是不相同的。经济增速低迷时，企业经济绩效不佳，银行信贷风险升高，相比经济高速增长时期，加强监管防控风险的效果可能减弱。通过构建交互项，我们研究不同经济周期时期，金融监管对信贷风险的影响。表 5 汇总了相关的实证分析结果。

表 5 金融监管与经济周期

	(1)	(2)
L. 次级贷款率	0.4161*** (0.0290)	0.4664*** (0.0428)
局长任期	-0.0282** (0.0130)	-0.0161 (0.0223)
局长任期 * L. GDP 增长率	-0.0167*** (0.0036)	-0.0270** (0.0135)
书记任期		0.0513** (0.0226)
书记任期 * L. GDP 增长率		-0.0559*** (0.0179)
书记任期 * 局长任期		-0.0147** (0.0063)
书记任期 * 局长任期 * L. GDP 增长率		0.0171*** (0.0049)

<sup>①</sup> 限于篇幅，未列出相关的实证结果，可向作者索取。

<sup>②</sup> 除这四个城市外，深圳市也是计划单列市，但由于没有可匹配的城商行，因此其始终不在我们的回归样本中。四个计划单列市共涉及大连银行、青岛银行、宁波银行、厦门银行等四家城商行。

续表 5

	(1)	(2)
N	351	351
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	0.0389	0.0280
AR(1)-p 值	0.2511	0.2558
Hansen-p 值	1.0000	1.0000

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,交互项也显著为负。这表明银监局局长对城商行信贷风险的抑制作用受到经济周期的影响。在经济高速增长时期,银监局局长对信贷风险的抑制作用更强;在经济低迷时,银监局局长对信贷风险的抑制作用减弱。第(2)列控制了书记任期、局长任期与 GDP 增长率三者的交互项,由此来检验银监局局长对市委书记的约束效应是否受到经济周期的影响。回归结果显示,书记任期的一次项显著为正,与地区实际 GDP 增长率滞后一期的交互项显著为负,这表明书记对银行信贷的干预,在经济低迷时期,更容易产生坏账。书记任期与局长任期的交互项为负,而同时三变量交互项显著为正,说明经济低迷时,局长对书记的约束效应更强。因此,当经济处于下行期,银行信贷风险积累,地方政府干预会加剧信贷风险,银行监管则可以起到抑制信贷风险的作用。

## (二)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抑制投资过热;而当经济低迷时,中央银行又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,可以左右金融机构对风险的感知和容忍度,促使金融机构作出相应的信贷和投资决策,进而影响银行的风险承担做法,宽松的货币政策会鼓励银行承担更多风险(徐明东、陈学彬,2012)。那么,银监局局长对城商行信贷风险的抑制以及对市委书记的约束是否在宽松货币政策下的效应更强,同时通过约束城商行的风险承担行为,是否可以减弱货币政策的风险承担效应?对此,在回归方程中,进一步加入货币政策与局长、书记任期的交互项来考察这一问题。

本文参考 Shu 和 Ng(2010)的研究,将 2004 年、2007 年、2008 年、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约束效应在不同货币政策下的反应。表 6 汇总了相关的实证结果。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风险的抑制作用在货币政策宽松时期更强。第(2)列控制书记任期、局长任期与货币政策紧缩期三者的交互项,来检验银监局局长对市委书记的约束效应是否随着货币政策环境的变化而变化。回归结果显示,书记任期与局长任期的交互项显著为负,表明局长对书记的约束此时仍存在,而同时三变量交互项显著为正,这说明在货币政策宽松的时期,局长对书记的约束效应更强,有助于缓解宽松货币政策带来的风险承担效应。

表 6 金融监管与货币政策环境

	(1)	(2)
L. 次级贷款率	0.4075*** (0.0087)	0.4417*** (0.0391)
局长任期	-0.0276*** (0.0064)	-0.0520 (0.1330)
局长任期 * 货币政策紧缩期	0.0134* (0.0069)	0.0090** (0.00423)
书记任期		0.0503** (0.0196)
书记任期 * 局长任期		-0.0112** (0.0049)
书记任期 * 局长任期 * 贷款政策紧缩期		0.0352*** (0.0133)
N	351	351
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	0.0528	0.0554
AR(2)-p 值	0.2303	0.2544
Hansen-p 值	0.5705	0.9996

## 六、结 论

本文以省级银监局局长作为中央金融监管的代表,以地级市市委书记作为地方干预的代表,将 2003—2013 年城商行面板数据与省级银监局局长、市委书记特征进行匹配,研究发现银监局局长任期与城商行不良贷款率负相关,并且其作用主要体现为次级贷款率的下降,市委书记任期的延长则与次级贷款率正相关。通过建立银监局局长与市委书记任期的交互项,发现银监局局长的监管执行约束了市委书记的干预作用。进一步的研究表明,市委书记对银行信贷的干预,在经济下行时期,更容易产生坏账,而此时局长对书记干预表现出更强的约束效应,有利于抑制信贷风险在经济下行时期的快速积累。此外,在货币政策宽松的时期,银监局局长对信贷风险的抑制作用增强,同时也提高了对市委书记干预的约束效应,这有助于缓解宽松货币政策带来的商业银行风险承担效应。针对中国的金融监管体制改革而言,本文的研究结论有如下几点政策启示:

第一,维护中央金融监管的权威性,制约地方政府对金融业的过度干预。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 innovation 提供了金融支持,但往往游离于金

融监管的边缘,风险频发,侵害金融消费者权益。本文的研究结论显示,为了促进地区经济增长,地方政府对银行的干预刺激了金融风险,而中央垂直管理的金融监管部门的监管,显著地抑制了地方政府对银行的干预所产生的金融风险。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。

第二,继续推动金融监管体制改革,实现金融风险防范的全覆盖。本文的研究结论显示,随着中国金融监管体制逐渐完善,银行信贷风险得到了遏制。然而,一些银行通过同业业务、委托贷款以及理财产品等,从事表外类信贷业务。这类“影子银行”业务集聚了大量风险隐患,表明现行金融监管体制存在不适应金融发展新形势下出现的新问题,需要进一步改革完善金融监管框架对金融机构的全口径检测和监管,实现金融风险监管全覆盖。并且“影子银行”业务呈现跨部门、跨产品等特征,客观上要求“一行三会”等金融监管部门完善信息共享和协同监管体制,避免相似业务接受不同监管标准,出现监管套利。继续推进金融监管改革,还应考虑监管官员政绩评价体系的改革,适时纳入对“影子银行”等金融创新领域风险防控的考核,有效防范系统性和区域性金融风险。

第三,继续推动金融监管体制改革,需要加强政策沟通与协调。本文的研究结论显示,监管官员防控风险的作用随着经济周期和货币政策的不同而变化。货币政策与金融监管之间存在紧密联系,也给金融监管带来挑战,金融监管在防控风险的同时,可能会影响货币政策意图的实现。推动金融监管体制改革,需要加强金融监管当局和货币政策当局的沟通与协调,以更好地完善货币政策宏观调控的有效性。

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. 陈硕:《实现“以人为本”城市化目标的政治经济学分析》,经济研究学位论文,2015年。
3. 纪志宏、周黎安、王鹏、赵虞妍:《地方官员晋升激励与银行信贷》,《金融研究》2014年第1期。
4. 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。
5. 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。
6. 谭劲松、简宇寅、陈颖:《政府干预与不良贷款——以某国有商业银行1988~2005年的数据为例》,《管理世界》2012年第7期。
7. 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。
8. 王贤彬、徐现祥:《地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据》,《管理世界》2008年第3期。
9. 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。
10. 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。
11. 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。
12. 周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作》,《经济研究》2004年第6期。
13. 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。
14. Agarwal, S., Lucca, D., Seru, A., & Trebbi, F., Inconsistent Regulators: Evidence from Banking. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 2, 2014, pp. 889-938.
15. Arellano, M. & Bond, S. R., Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp. 277-297.
16. Blanchard, O., & Shleifer, A., Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia. IMF Staff Papers, Vol. 48, No. 1, 2001, pp. 171-179.
17. Boyd, J. H., & De Nicolò, G., Bank Risk Taking and Competition Revisited. IMF Working Paper 03/114 (Washington: International Monetary Fund), 2003.

18. Che, Yeon-Koo. , Revolving Doors and the Optimal Tolerance for Agency Collusion. *The RAND Journal of Economics*, Vol. 26, No. 2, 1995, pp. 378—397.
19. Gerschenkron, A. , Economic Backwardness in Historical Perspective; A Book of Essays. Harvard University Press, Cambridge, MA, 1962.
20. Kornai, J. , Resource-constrained versus Demand-Constrained Systems. *Econometrica*, Vol. 47, No. 4, 1979, pp. 801—819.
21. Laffont, J. J. , & Tirole, J. , The Politics of Government Decision-Making; A Theory of Regulatory Capture. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 4, 1991, pp. 1089—1127.
22. La Porta, R. F. , Lopez-de-Silanes, F. , & Shleifer, A. , Government Ownership of Banks. *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, 2002, pp. 265—301.
23. Li, H. , & Zhou, L. A. , Political Turnover and Economic Performance; The Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 9—10, 2005, pp. 1743—1762.
24. Shleifer, A. , & Vishny, R. W. , Politicians and Firms. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, 1994, pp. 995—1025.
25. Shive, S. , & Forster, M. , The Revolving Door for Financial Regulators. *Ssrn Electronic Journal*, 2013.
26. Shu, C. , & Ng, B. , Monetary Stance and Policy Objectives in China; A Narrative Approach. *HKMA China Economic Issues*, 2010.
27. Stigler, G. J. , The Theory of Economic Regulation. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 2, No. 1, 1971, pp. 3—21.
28. Windmeijer, F. , A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, Vol. 126, No. 1, 2005, pp. 25—51
29. Xu, C. , The Fundamental Institutions of China's Reform and Development. *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 4, 2011, pp. 1076—1151.

## **Officials' Tenure, Central Financial Regulation and Local Banks' Credit Risk**

LIU Chong (Shanghai University of Finance and Economics,

Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology, 200433)

GUO Feng (Peking University, Shanghai Finance Institute, 100871)

**Abstract:** China's local government intervenes banks' credit allocation in order to foster economic growth. Central financial regulation system is established to regulate banks' behavior, control banks' risk and contain financial stability. We combine Provincial Bureau Chiefs of China Banking Regulatory Committee (BC) representing central financial regulation, Party Chiefs of City (PC), the agents of local governments and City Commercial Banks (CCB) contributing to the source of local credit risk, by using a matched panel data to empirically examine whether the regulators influence local banks' credit risk and hence local governments' credit intervention. We find that with the increase of BC's tenure, CCB's NPL (Non-performing Loan) ratio decreases, which mainly play a role on subprime lending ratio. We find evidence to the view that the regulation of BC constrains the intervention of PC. Further analysis also finds that the above effect is more pronounced when economic growth goes down, and loose monetary policy is conducted.

**Keywords:** Officials' Tenure, Financial Regulation, Credit Risk

**JEL:** G21, G28