



北京大学互联网金融研究中心
Institute of Internet Finance, Peking University

北京大学互联网金融研究中心工作论文系列

IIF Working Paper Series

NO. IIFWP2015002 (总第 2 期)

风动还是帆动：银监局局长更替与 城商行策略性信息披露¹

郭峰 刘冲²

摘要： 准确获取银行经营信息对监管者维护金融稳定和投资者增进市场效率具有重要意义，但银行可能会利用会计自由裁量权进行策略性信息披露。银监局局长变更导致的“责任空档期”，为识别银行策略性信息披露行为创造了条件。本文利用 2004-2013 年 110 余家城市商业银行与省级银监局局长更替的匹配数据，实证发现银监局局长变更时，城商行不良贷款率显著高于其他时期，而关注类贷款比例则反方向变动。进一步回归并没有发现局长变更伴随着银行风险资产配置的增加或银行破产风险状况的恶化。银行利用银监局局长变更导致的责任空档期，将之前通过会计自由裁量权隐藏的不良贷款集中释放出来，策略性信息披露行为得到验证。多个稳健性分析表明本文的结论具有较好的稳健性。

说明： 北京大学互联网金融研究中心是由北京大学中国社会科学调查中心、上海新金融研究院、蚂蚁金服集团共同发起成立的研究平台，专注于互联网金融领域的学术和政策研究。本工作论文是未曾公开发表的论文。文中观点仅代表作者本人，不代表本中心。未经许可，谢绝任何形式的转载和复制。

¹ 本研究得到了国家社会科学基金青年项目(项目编号：16CJY065)、国家社会科学基金重大项目(项目编号：12&ZD074)、中国博士后科学基金面上项目(项目编号：2015M580901)的资助。本文发表于《金融学季刊》2016 年第 3 期。

² 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，Email: guofengsfi@163.com。刘冲，上海金融学院国际经贸学院讲师，Email: chongliu2013@163.com。

风动还是帆动：银监局局长更替与城商行策略性信息披露¹

郭峰 刘冲²

摘要： 准确获取银行经营信息对监管者维护金融稳定和投资者增进市场效率具有重要意义，但银行可能会利用会计自由裁量权进行策略性信息披露。银监局局长变更导致的“责任空档期”，为识别银行策略性信息披露行为创造了条件。本文利用 2004–2013 年 110 余家城市商业银行与省级银监局局长更替的匹配数据，实证发现银监局局长变更时，城商行不良贷款率显著高于其他时期，而关注类贷款比例则反方向变动。进一步回归并没有发现局长变更伴随着银行风险资产配置的增加或银行破产风险状况的恶化。银行利用银监局局长变更导致的责任空档期，将之前通过会计自由裁量权隐藏的不良贷款集中释放出来，策略性信息披露行为得到验证。多个稳健性分析表明本文的结论具有较好的稳健性。

关键词 金融监管；官员变更；城市商业银行；会计自由裁量；策略性信息披露

一、引言

防范系统性、区域性金融风险是我国金融监管者的重要使命，也是中共十八届三中全会金融改革部署得以切实贯彻的重要前提。特别是在经济增速中轴下移，影子银行过度膨胀的当前经济形势下，防范金融风险显得更加紧要。有效的金融监管和恰当的宏观政策依赖于监管者获取金融机构经营的准确信息 (Peeker *et al.*, 1999)。此外，投资者也需要信息来评估和定价风险资产，2008 年金融危机期间，由于投资者缺乏准确信息而导致金融市场资金成本大幅上升，加剧了危机的深化 (Gorton, 2008)。因此，金融机构准确的信息披露对于监管者维持金融稳定和投资者增进市场效率均具有重要的推动作用 (Gorton, 2008; 陈雨露等, 2010)。尽管监管当局对商业银行信息披露有着严格的要求³，但由于会计自由裁量权 (Accounting Discretion) 的存在，银行可能有策略性信息披露的动机和能力，如通过会计科目调整利润，隐藏不良资产等，使其可以通过会计科目调整来满足监管要求或是向投资者释放业绩信号，以获得有利的监管评级和市场形象 (Huizinga and Laeven, 2012; Beatty and Liao, 2014)。总之，商业银行策略性信息披露行为将降低监管效率甚至危及金融稳定。那么在我国，商业银行存在上述策略性信息披露行为吗，既有文献对此关注较少，并缺乏系统性的计量分析。

事实上，实证识别银行策略性信息披露行为存在一定的困难，商业银行所披露的信息内生于其个体经营状况和宏观经济环境，即使发现某些指标发生异常变动，也可能是银行个体冲击或系统冲击下的结果。理想情形是寻找到对银行信息披露激励产生影响的外部环境变动，来考察银行信息指标是否会发生系统性变动。作为地方银行主要监管者的省级银监局局长的变更，为我们识别策略性信息披露提供了机会。在金融集权为特征的中国银行监管体制下 (丁骋骋和傅勇, 2012; 刘冲等, 2014)，作为中央下派到地方的监管力量的代表，省级

¹ 本研究得到了国家社会科学基金青年项目(项目编号: 16CJY065)、国家社会科学基金重大项目(项目编号: 12&ZD074)、中国博士后科学基金面上项目(项目编号: 2015M580901)的资助。本文发表于《金融学季刊》2016年第3期。

² 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, Email: guofengsfi@163.com。刘冲, 上海金融学院国际经贸学院讲师, Email: chongliu2013@163.com。

³ 2007年银监会正式颁布了《商业银行信息披露办法》，除了要求银行对相关业务指标进行披露外，还细化了银行风险披露的内容，包括信用风险、流动性风险、市场风险、操作风险与其他风险。

银监局局长对属地银行的经营风险负有监管职责。银监局局长在任期内，有激励控制辖区内商业银行的经营风险。并且，银监局局长的任期越长，其晋升激励就越大，对银行经营风险的监管态度就可能越严格（刘冲等，2014）。因此在监管压力下，银行不得不降低经营风险，但是银行既可以通过自有资金冲销不良贷款（度量银行经营风险的指标）或是提高信贷配置效率以降低不良贷款的发生概率，也可以通过将不良贷款隐藏在其他科目中的方式，在真实经营风险没有下降的同时，降低账面上的不良贷款率。如果这种策略性信息披露行为确实存在，那么银监局局长的更替，就给银行释放之前隐藏的不良贷款提供了机会。因为银监局局长变更时期是一个“责任空档期”，在局长更替期间的风险释放，既不会作为前任局长升迁的“绊脚石”，责任也不会算到新任局长头上。上任初期的高风险变成之后的低风险，甚至会成为新任局长的政绩。

不良贷款率是银行经营风险最主要的度量指标之一，也是监管者监察和控制银行风险的重要依据。根据《贷款风险分类指导原则》，商业银行依据借款人的实际还款能力，将贷款划分为正常、关注、次级、可疑、损失等五类，后三种为不良贷款。虽然五类贷款之间有一定的界限划分，但银行仍可以利用其对贷款会计科目的自由裁量权，根据外部环境的变化或自身商业利益需要，将某一类别的贷款计入另一类，从而实现不良贷款的策略性披露。例如，根据相关规则，本金或利息逾期 90 天以内的贷款或垫付款项可以划为关注类贷款，因此关注类贷款往往被银行看做“缓冲区”，银行可能会将逾期贷款先归入关注类贷款，拖延 90 天后再计入不良贷款。2013 年浦发银行年报显示，该银行 2012 年前三个季度关注类贷款只增加了 34 亿元，但第四季度单季大增 36 亿元，超过前三季之和。一些分析师就质疑浦发银行在操作不良贷款，将不良贷款粉饰成关注类贷款，从而关注类贷款大幅增长，而不良贷款则可以延迟到下一年度再披露¹。

虽然银行对不良贷款的策略性披露并非难事（施其武和许珊珊，2014），也有文献提到银行利用五级贷款分类进行利润操作的可能性（孙天琦和杨岚，2005），但是通过实证分析进行系统性考察仍是必要的，也能对该行为究竟是银行的普遍行为还是仅极少数银行的个体行为进行推断。本文依据 2004-2013 年 110 余家城商行与省级银监局局长更替信息的匹配数据，研究了银监局局长更替对城商行策略性风险披露行为的影响。具体而言，我们主要考察了银监局局长更替对城商行不良贷款率的影响。我们发现银监局局长变更时，城商行不良贷款率上升，而关注类贷款率则下降，进一步的回归也没有发现银监局局长的变更伴随着银行风险资产配置的增加或银行破产风险状况（Z-Score）的恶化。换言之，银监局局长变更虽然没有导致银行经营风险增大，但给银行释放之前隐藏的经营风险提供了时间窗口，策略性信息披露行为是存在的。

本文的贡献在于：第一，证实了在我国，商业银行会利用会计自由裁量权进行策略性信息披露，为监管者和投资者关注信息披露的质量提供了参考意见；第二，丰富了官员变更的相关文献，指出了关注官员更替造成的“责任空档期”的重要性，为完善我国官员治理机制提供了依据；第三，丰富了国内尚属起步阶段的银行会计自由裁量权的研究，特别是将其与我国金融监管体制相结合，更为符合中国实际。第四，丰富了银行监管的相关研究，为杜绝形式主义，提高金融监管效率提供了政策建议。

本文余下部分安排为：第二部分是文献综述；第三部分是研究设计，阐述主要的回归方程、主要变量和数据来源；第四部分是基本的实证结果和稳健性分析；第五部分对银监局局长对不良贷款的影响进行了深入分析；第六部分是结语。

¹参见新闻报道：<http://bank.hexun.com/2013/pfbbuliangdai/>。

二、文献综述和制度背景

（一）商业银行的策略性信息披露

大量事件，特别是最近的全球金融危机，揭示了银行信息披露的重要性。英格兰银行在其2009年《金融稳定报告》中指出：“更好地信息披露将会约束银行的过度风险承担行为”（Bank of England, 2009）。有学者认为银行信息披露的缺失是金融危机的主要诱因之一（Gorton, 2008；陈雨露等，2010）。Spargoli（2012）则发现在金融危机期间，好银行也不可能通过更准确地披露其财务状况而幸免于难，因此导致好银行和坏银行一样在金融危机期间均披露更少的信息，从而导致一种恶性循环。考虑到信息披露问题的重要性，很多文献研究了银行的信息披露问题，如股票市场对于银行债券发行披露的反应（Landsman *et al.*, 2008）等等。

在研究银行信息披露的文献中，考察银行是否会利用会计自由裁量权来进行策略性信息披露，已经成为重要一支。实际上，根据 Beatty and Liao (2014)的综述，会计自由裁量权的研究已经是银行会计研究文献中的三大主流之一。由于信息披露对银行市场定价、形象营销有至关重要的影响，因此银行可能会利用自由裁量权对会计科目进行调整，以符合其利益。例如，Beatty *et al.* (2002)通过对比美国上市与非上市银行，发现上市银行更少报告收益下降，更可能利用贷款损失准备与证券实现增益来冲销收益下降，而报告连续正收益的时间更长久。作者认为这些发现要归因于银行的盈余管理（Earnings Management）行为，而非真实的收益变动。这种盈余管理行为在其他文献中也得到了证实（如 Leuz *et al.*, 2003）。另一种也很常见的会计自由裁量是银行对贷款损失准备的策略性调整（Gietzmann and Ireland, 2005；Vyas, 2011；Bushman and Williams, 2012；Huizinga and Laeven, 2012）。例如，Vyas (2011)发现银行会利用会计自由裁量权，策略性地选择资产减记的时机。Huizinga and Laeven (2012)则发现美国次贷危机期间，银行会利用会计自由裁量权，高估其资本的账面价值。而 Gunther and Moore (2003)则发现金融环境越恶化，就有越多的银行倾向于低估他们的损失。此外，也有文献考察了诸如银行通过会计手段调整递延税负的行为（Skinner, 2008）。

在中国这样的新兴市场国家中，企业利用会计自由裁量权进行策略性信息披露，较发达国家恐有过之而无不及。已有众多文献证实了中国上市公司为了取得 IPO 资格（蔡春等，2013）、增发配股资格（章卫东，2009；王克敏和刘博，2012）、避免亏损（张昕，2008）、规避税收（王跃堂等，2009）等目的而通过会计自由裁量进行盈余管理。在国内文献中虽然尚没有研究银行利用会计自由裁量权进行策略性信息披露的文献，但关于上市银行信息披露的规范性（李明辉和王学军，2004；杨肃昌和万湘媛，2012）、银行治理对银行信息披露质量的影响（翟光宇等，2014）等文献也对本文的研究给予了有益启示。

（二）不良贷款五级分类制度

不良贷款是银行经营风险的最重要衡量指标之一，也是监管者要求银行信息披露的重要内容。巨额的不良贷款，一方面严重影响到银行业运营的安全性，另一方面也降低了银行资产的盈利性和流动性，从而极大制约中国商业银行向现代化银行转化的进程，同时也降低了中国银行业的国际竞争力。总之，不良贷款对中国银行业发展的负面影响非常严重（张健华和王鹏，2011），且不良贷款的产生又极具中国特色（谭劲松等，2012）。基于此，本文以不良贷款为例来考察银行是否存在利用会计自由裁量权进行策略性信息披露的行为，具有重要的政策与现实意义。

不良贷款是指借款人未能按原定的贷款协议按时偿还商业银行的贷款本息，或者已有迹象表明借款人不可能按原定的贷款协议按时偿还商业银行的贷款本息而形成的贷款。其本质是银行经营中的一种潜在损失或者成本。我国的贷款风险分类方法经历了一些发展变化。在1988年出台的《金融保险企业财务制度》中，财政部按照是否超过贷款期限，把贷款划分为四类：正常、逾期、呆滞、呆账，其中后三类合称不良贷款，即所谓的“一逾两呆”。1998

年，中国人民银行制定《贷款风险分类指导原则（试初）》，开始试点采用国际通行标准下的五级贷款分类制度，2001年12月，中国人民银行决定从2002年1月1日起，我国各类银行全面施行贷款质量五级分类管理¹。2007年8月，中国银行业监督管理委员会印发了《贷款风险分类指引》，对贷款分类进一步规范。

所谓贷款的五级分类，是指银行按风险程度的不同将贷款划分为五类：正常、关注、次级、可疑、损失，其中后三类为不良贷款²。自从施行新的不良贷款管理办法之后，我国商业银行运行越来越稳健，不良贷款率逐渐降低。但由于不良贷款既影响市场形象与监管评级，又影响利润考核和绩效兑现，因此为数不少的商业银行存在“粉饰”信贷资产质量的行为。例如，孙天琦和杨岚（2005）基于五家上市银行的案例调查，发现银行逻辑上存在利用贷款五级分类和贷款损失准备制度进行利润操纵的可能性。而刘澜飏和王博（2006）则发现我国商业银行存在延缓处置不良贷款的现象。

对于不良贷款的策略性调整和“粉饰”，中国银监会的一篇工作论文（施其武和许珊珊，2014）将其概括为以下几种形式：第一，无动于衷法。例如，一些银行贷款已经出现多期逾期或欠息，但在考核压力等因素影响下，银行对该信贷客户的贷款仍不做任何分类调整。证据就是银行报表反映的逾期贷款增量明显大于不良贷款增量，关注类贷款异常增长。第二，掩人耳目法。一些银行明知贷款已经出现不良，仍然毫无条件地进行展期、转贷，甚至合谋帮助企业借助小贷公司等民间资金进行搭桥，掩盖真实的风险状况。第三，移花接木法。一些银行利用信托、证券、资产管理公司的通道便利，在附加回购条款的抽屉协议基础上实行所谓的不良资产转让，将不良贷款阶段性的从表内转移至表外，从银行转移至其他金融机构，从而扮靓银行特定时点的资产负债表。

虽然对不良贷款的策略性信息披露，有一些初步的分析或推测，但在文献中尚缺乏对银行不良贷款策略性调整的严格计量分析。为了对此进行检验，本文主要关注银行贷款五级分类法中的“关注类”贷款比例和“不良类”贷款比例的变动方向。如果有理由相信当银行外部环境变化时，银行的经营风险没有发生大的变动，而此时银行披露的不良贷款率明显上升，而关注类贷款比例明显下降，那么我们就可以认为银行在此之前可能将一些“不良类”贷款包装成“关注类”贷款，没有及时披露，而当银行的这一外部环境变化时，银行就将这些贷款从“关注类”贷款中重新移出到不良类贷款，从而导致披露出的不良贷款率发生突变。

（三）官员更替的经济影响

逻辑上推断公司可能会利用会计自由裁量权进行策略性信息披露和盈余管理是一回事，然而利用实证证据严格识别这种行为则是另一回事。一些文献利用公司高管变更作为识别类似行为的契机，给了我们方法上的启示。例如，新上任的CEO有强烈的动机在上任初期进行负向盈利操作，降低利润，增加损失，并把公司糟糕的业绩表现归咎于前任CEO，也凸显未来自己治下公司业绩的提升（Moore, 1973; Pourciau, 1993; Murphy and Zimmerman, 1993; 朱星文等, 2010; 林永坚, 2013）。这组文献为我们识别银行不良贷款的策略性披露

¹中国人民银行，《关于全面推行贷款质量五级分类管理的通知》，2001年12月19日。

²正常贷款是指借款人能够履行合同，一直能正常还本付息，不存在任何影响贷款本息及时全额偿还的消极因素，银行对借款人按时足额偿还贷款本息有充分把握。贷款损失的概率为0。关注贷款是指尽管借款人目前有能力偿还贷款本息，但存在一些可能对偿还产生不利影响的因素，如这些因素继续下去，借款人的偿还能力受到影响，贷款损失的概率不会超过5%。次级贷款是指借款人的还款能力出现明显问题，完全依靠其正常营业收入无法足额偿还贷款本息，需要通过处分资产或对外融资乃至执行抵押担保来还款付息。贷款损失的概率在30%-50%。可疑贷款是指借款人无法足额偿还贷款本息，即使执行抵押或担保，也肯定要造成一部分损失，只是因为存在借款人重组、兼并、合并、抵押物处理和未决诉讼等特定因素，损失金额的多少还不能确定，贷款损失的概率在50%-75%之间。损失贷款是指指借款人已无偿还本息的可能，无论采取什么措施和履行什么程序，贷款都注定要损失了，或者虽然能收回极少部分，但其价值也是微乎其微，从银行的角度看，也没有意义和必要再将其作为银行资产在账目上保留下来，对于这类贷款在履行了必要的法律程序之后应立即予以注销，其贷款损失的概率在75%-100%。

提供了很好启示,但如果能从银行外部环境的变化,而不是包括银行高管变更的内部环境变化进行识别,会具有更好的外生性¹,识别的结果也更可靠。省级银监局局长更替就构成了这种银行外部环境的重大变化。中国银监会是银行业的主要监管者,而对于城商行等地方金融机构,省级银监局就在日常监管中发挥主要作用(刘冲等,2014)。因此省级银监局局长变更就为银行释放风险创造了时机,也为我们识别银行策略性信息披露创造了条件。

而现有关于官员更替产生的经济影响的研究,则为我们提供了方法和思路上的参考。现有关于官员更替的文献,主要强调官员更替带来的政治不确定性和政策不确定性(Alesina and Perotti, 1996)。例如, Li and Born (2006)发现美国的股票波动性在选举年度显著提高。Julio and Yook (2012)利用跨国样本,研究发现公司在政治选举年份会大幅削减投资,其他学者的跨国研究也证实了这一点(Durnev, 2010; Liu, 2010)。

但与其他西方发达国家和发展中国家不同的是,中国的政治制度有其自身的特殊性, Xu (2011)将之描述为“分权威权制”(Regionally Decentralized Authoritarian System),地方政府在经济发展中扮演重要角色。因此很多文献就讨论了省级主要官员或地级市主要官员变更的经济影响。例如,地方主要官员的变更会对辖区经济增长产生短期负面影响(王贤彬等, 2009)、导致辖区企业投资下降(贾倩等, 2013; 徐业坤等, 2013, 曹春方, 2013)²、提高城投债发债风险,增加发债成本(罗党论和余国满, 2014)、加剧当地企业面临的市场风险(罗党论等, 2014),等等。也有文献考察了地方官员更替对城商行信贷投放的影响,但发现总体而言,官员更替不会对贷款增长有显著影响(钱先航, 2012c)。此外,Wallace (2016)一文基于GDP和用电量之间差异的动态变化的考察,发现由于存在刷政绩的冲动,省委书记、省长换届的时候,GDP数据更可能失真。这些文献虽然仅仅关注地方政府官员变更的影响,但也为我们考察监管官员变更的影响,提供了很好的参考。

三、研究设计

(一) 回归模型

根据前文的分析,我们首先设定模型检验银监局局长变更对城商行不良贷款率的影响,回归方程如下:

$$NPL_{it} = \lambda NPL_{it-1} + \alpha_1 JZ_Change_{it} + \beta X_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 分别代表城商行(或地市、省)的截面单元, t 表示时间; NPL_{it} 为城商行不良贷款率; JZ_Change_{it} 在银监局局长发生变更时取值为1,否则取值为0。 X_{it} 是其它控制变量,包括城商行特征、宏观经济特征等。 η_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; δ_t 为时期固定效应,反映全国性共同的宏观、政策环境在时间上的变化。

在上述方程的基础上,我们还要分析银监局局长更替对城商行“关注类”贷款比例的影响。如果不良贷款率和关注类贷款比例出现反方向变动,我们就有初步证据表明这是银行在策略性地进行风险信息披露。银监局局长更替对关注类贷款比例影响的回归方程如下:

¹2010年齐鲁银行发生骗贷案,引致巨额损失,齐鲁银行董事长等三名高管被罢免。为了加强对齐鲁银行的管理,由原山东银监局副局长王晓春出任齐鲁银行董事长、党委副书记。

²陈艳艳和罗党论(2012)则发现官员变更的下一年企业投资会增加,但投资效率下降。

$$GZL_{it} = \lambda GZL_{it-1} + \alpha_1 JZ_Change_{it} + \beta X_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述几个方程中，被解释变量滞后项均进入方程左边，这是因为任何真实的银行经营风险本身具有一定的惯性，前一期的风险往往对后一期有一定滞后影响。因此，城商行不良贷款率、关注类贷款比例反映的城商行真实经营风险也会存在时间上的持续性，即某银行在 $t-1$ 时期不良贷款率较高（低），那么该银行在 t 期的不良贷款率通常也更高（低）。因此在回归方程中，我们引入了城商行不良贷款率的一阶滞后项，形成了动态面板模型。动态面板模型能够较好地识别这种持续性，但为了无偏地估计动态面板模型，要求有效处理滞后因变量引起的内生性问题，并解决面板数据中不随时间变化的个体效应问题。

Arellano and Bond (1991) 提出的差分 GMM 估计 (Difference GMM estimator)，其原理是假设残差项的一阶差分 $\Delta\varepsilon_{it}$ 与解释变量的水平项（滞后 2 期及以上）都不相关，从而通过一阶差分以消除个体效应，再利用一阶差分方程中相应变量的滞后项作为工具变量解决内生性问题。动态差分模型的好处在于在模型回归方程中可能遗漏的变量大多和所在省区的资源禀赋、金融习惯等有关，这些因素一般不随时间的变化而变化。因此，取差分后就能够消除或大大削减这些不随时间变化的变量和个体非观测效应，从而能够部分地解决遗漏变量问题。对于时变而且对各地区都造成类似影响的事件，如金融政策的变迁和金融创新等因素，则可以通过加入时间虚拟变量等进行控制。

不过，Blundell and Bond (1998) 发现，当滞后项系数趋近于 1，或者当个体非观测效应的方差比残差项的方差增加得更快时，一阶差分 GMM 的有限样本特性较差，需要对水平方程施加额外的约束而采用系统 GMM 来进行有效估计。额外的约束表明，用原序列的一阶差分滞后项作为水平方程的工具变量。系统 GMM 估计的好处有：第一，对于存在非时变的遗漏变量问题，该估计将不再是有偏的。第二，在估计模型的右边存在内生变量时，工具变量的使用会使得系数的估计是一致的。因此，本文将使用动态面板中的系统 GMM 进行估计，该方法能够有效解决测量误差、非时变的遗漏变量和解释变量的内生性问题。

(二) 主要变量

1、被解释变量：本文主要的被解释变量为五级贷款分类法中的不良贷款率和关注类贷款率。其中，不良贷款率为不良贷款（次级类、可疑类、损失类）占贷款余额的比例，关注类贷款率为关注类贷款占贷款余额的比例。

2、关键解释变量：银监局局长更替。考虑到地方官员从上任到对辖区经济产生影响，需要一定时间 (Li and Zhou, 2005)，因此我们参考现有文献 (曹春方, 2013; 罗党论和余国满, 2014; 罗党论等, 2014)，按如下方法定义银监局局长变更年：若新任局长在当年 1-6 月份履职，则定义当年为银监局局长变更年；若新任局长在 7-12 月上任，则定义下一年为变更年。

3、控制变量：我们主要包括城商行特征、宏观经济特征与货币政策代理变量。城商行特征主要包括城商行规模（用总资产对数衡量）、贷款资产比、资本充足率、资产收益率。宏观经济特征主要是银行所在地的宏观经济变量，主要为实际 GDP 总量、GDP 增长率、地方政府财政支出占 GDP 比重。关于城商行对应的区域，对于地级市政府管辖的城商行，我们将其对应的区域设置为地级市宏观经济特征，对于省级政府管辖的城商行，我们将其对应的区域设置为省级宏观经济特征。此外，由于货币政策也是影响银行风险的重要外部因素 (方意等, 2012; 徐明东和陈学彬, 2012)，因此在回归中我们也控制了一年期贷款基准利率与通胀之差表征的货币政策¹。由于城商行特征与信贷扩张存在联立性内生性问题，而城

¹本文所使用的货币政策代理变量与既有文献不同，如方意等 (2012)、徐明东和陈学彬 (2012) 使用较多的是只有时间维度上有变化的贷款基准利率、存款准备金率或是银行间市场利率。本文模型中单独控制

商行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

本文使用的样本数据主要包括三个部分：城商行微观数据、省银监局局长变更信息以及地级市或省级宏观经济特征。使用城商行样本的原因是，国有银行与股份制银行都属于全国性银行，其不同分支行面临多位省级监管官员，因此以城商行¹为研究对象可以与监管官员更好的一一对应，从而更好地识别监管官员更替的影响。

1、城商行。关于城商行数据，我们通过各种手段来搜集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。经过筛选最终样本包括 118 家城商行共计约 660 个观测值²。为了说明我们搜集的城商行样本量的代表性，图 1 给出了我们搜集到的城商行的逐年样本量，以及样本城商行总资产在全部城商行总资产中的比重³。从图 1 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⁴。

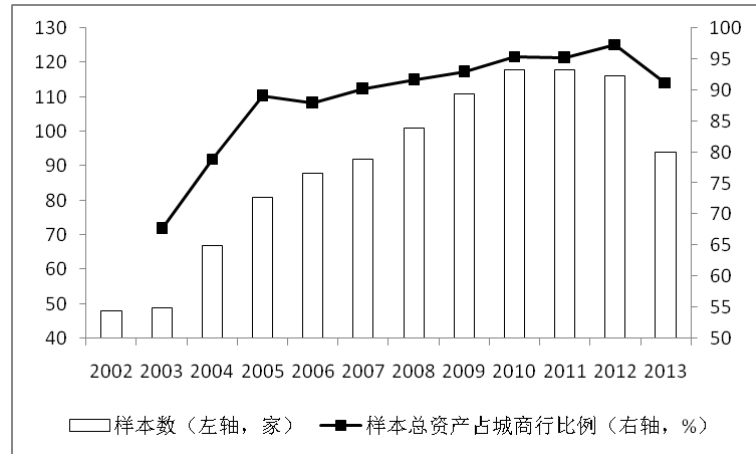


图 1 城商行样本个数及占全部城商行总资产比例

2、官员特征。我们整理了 2003-2013 年全国 31 个省（自治区、直辖市）和 5 个计划单列市的 36 个省级银监局的 118 个局长的信息。局长的任职年限起止时间等通过百度、Google 等途径收集其完整简历并手工整理。需要说明的是，部分地方官员在不同时间点上可能担任不同的领导职务，例如，银监局局长在离职后可能被平调到其他地区继续担任局长，这些局长一旦被平调，就被视作不同的个体。如图 2 所示，自 2004 年开始，每一年均有局长变更的发生，平均每年变更 8 人次。变更人次最多的 2008 年，有 20 个省级银监局局长实现了更替。不过由于城商行布局、数据缺失等原因，在银监局局长和城商行数据匹配时，会损失一定的样本。最终有 32 个省级银监局进入回归分析⁵。

了时间效应，因此我们在一年期贷款基准利率的基础上减去所在省份的通胀率，得出一年期的实际贷款利率作为货币政策的代理变量。

¹城商行以区域经营为主，尽管已有城商行开展跨区经营，但是仍以省内开设分支机构为主，跨省经营较少且占银行业务份额较低。

²由于城商行部分指标都存在一定的数据缺失，因此在下文正式的回归中，使用的样本量会少于 660 个，回归中具体使用的观测值数量见下文的回归表格。

³全部城商行总资产数据来自中国银监会历年年报。

⁴从城商行样本个数来讲，2012 年我们的城商行样本为 118 个，占全部城商行的约 80%。

⁵实际上，由于部分数据仍有缺失，在实际的回归中，仍可能进一步损失掉一两个城商行。

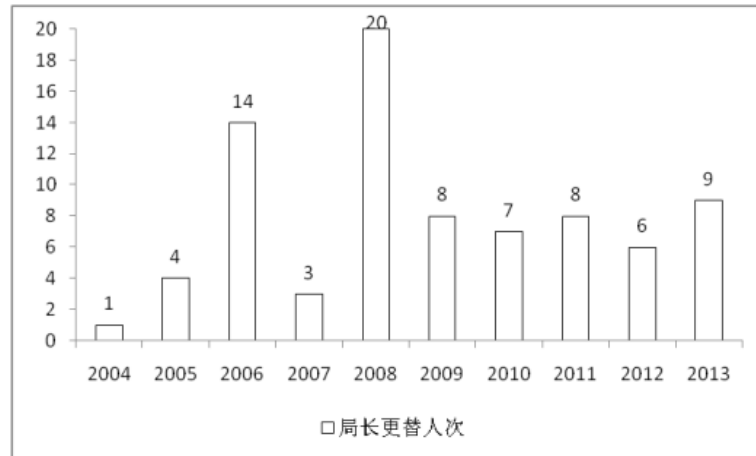


图 2 2004-2013 年历年银监局局长变更人次

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
不良贷款率	657	1.759	2.575	0	31.22
关注类贷款率	657	5.422	7.380	0	59.39
次级贷款率	657	0.971	1.287	0	13.34
可疑贷款率	657	0.550	0.885	0	8.870
损失贷款率	657	0.238	1.186	0	18.83
银监局局长变更当期	1331	0.195	0.397	0	1
银行规模	1042	14.79	1.218	11.61	18.71
贷款资产比	1016	49.85	11.06	14.53	78.80
资本充足率	897	12.51	7.128	-29.56	150.3
资产收益率	977	0.948	0.579	-0.104	6.574
GDP 增长率	1322	13.29	3.239	-1.200	37
实际 GDP (对数)	1322	16.36	1.106	13.40	19.91
财政支出/GDP	1210	12.43	5.878	4.125	61.21
实际贷款利率	1210	2.971	1.633	-1.722	7.710

注：除银行规模、银监局局长变更、实际 GDP 外，其他变量均为百分数。

关于样本期限的选择，由于银监会系统 2003 年与央行分设，专责银行业监管，而省级银监局一般成立于 2003 年 7 月份或 9 月份，其局长既有来自中央下派，也有来自本省人民银行中心支行领导的转任，或其他省市平调。因此为了排除 2003 年银监会设立带来的银监局局长集体更替的情形，我们的样本期限从 2004 年开始。但由于回归中滞后项的存在，我们的银行特征、宏观经济特征等数据时间覆盖范围会更早。表 1 给出了主要变量的描述性统计。从中可以看出，城商行不良贷款率均值为 1.759%，且样本差异较大，有利于实证分析。其他指标也显示了类似的特征。

四、实证结果

(一) 银监局局长变更对不良贷款率和关注类贷款率的影响

我们首先分析银监局局长变更是否影响商业银行风险披露行为，模型估计均采用两步系统 GMM，表 2 给出了回归结果。第 (1) 列仅控制了银监局局长变更以及银行个体效应与时间效应；第 (2) 列为进一步控制银行特征变量的回归结果；第 (3) 列则进一步加入了城商行所对应区域实际 GDP (对数)、GDP 增长率、地方政府财政支出占 GDP 的比重，

以及反应货币政策的实际贷款利率。从表 2 第 (1) - (3) 列的回归结果中可以看出, 银监局局长变更当期城商行不良贷款率显著高于其他时期, 平均约高出 0.05%-0.07%。

银监局局长变更导致城商行不良贷款率上升, 即可能是银行的真实经营风险在银监局局长变更时期发生恶化, 也可能是因为银行在监管官员更替时, 将之前通过会计科目调整隐藏的经营风险策略性地释放出来。因此仅仅观测到监管官员变更时期不良贷款率的上升对我们识别银行的策略性信息披露是不够的。如果银行的确对不良贷款进行策略性信息披露, 那么应该在银行贷款的五级分类科目中发现端倪。银监局局长对城商行施加监管压力, 通常会要求银行提高资本水平与资产质量。如果城商行通过会计自由裁量调整贷款五级分类科目来隐藏不良贷款, 应对监管, 那么银监局局长变更带来的“责任空档期”无疑给银行提供了暴露不良贷款的机会。银行贷款五级分类中, 次级类、可疑类与损失类都算作不良贷款, 其他两类是正常类与关注类。银行如果通过会计自由裁量来策略性隐藏与暴露不良贷款, 最大的可能性就是在关注类与不良贷款之间进行。为检验这一猜想, 我们分析银监局局长变更对关注类贷款率的影响。表 2 第 (4) - (6) 列给出了此时的回归结果。从中我们可以看到, 银监局局长变更当期, 城商行不良贷款率显著上升的同时, 关注类贷款率却显著下降。城商行有在不良贷款科目与关注类贷款科目之间进行自由裁量调整的行为, 这符合我们对银行利用会计自由裁量进行策略性信息披露的推断。

表 2 银监局局长变更与不良贷款率和关注类贷款类

	不良贷款 (1)	不良贷款 (2)	不良贷款 (3)	关注类 (4)	关注类 (5)	关注类 (6)
L.被解释变量	0.1764*** (0.0021)	0.3289*** (0.0027)	0.3245*** (0.0027)	0.6002*** (0.0022)	0.5928*** (0.0022)	0.5907*** (0.0025)
局长变更当期	0.0493*** (0.0099)	0.0731*** (0.0084)	0.0613*** (0.0130)	- 0.3286*** (0.0462)	- 0.4707*** (0.0596)	- 0.4288*** (0.0565)
L.规模		-0.0196* (0.0100)	-0.0221 (0.0143)		0.0358 (0.0340)	0.0790 (0.0498)
L.贷款资产比		0.0087*** (0.0009)	0.0092*** (0.0010)		-0.0030 (0.0031)	-0.0029 (0.0031)
L.资本充足率		- 0.0076*** (0.0010)	- 0.0080*** (0.0007)		- 0.0446*** (0.0030)	- 0.0462*** (0.0026)
L.资产收益率		- 0.1718*** (0.0248)	- 0.1486*** (0.0156)		0.1930*** (0.0686)	0.1511*** (0.0577)
L.GDP增长率			- 0.0147*** (0.0027)			0.0764*** (0.0120)
L.实际GDP对数			-0.0045 (0.0137)			-0.0934* (0.0565)
L.财政支出 /GDP			-0.0013 (0.0015)			0.0151*** (0.0037)
L.实际贷款利率			- 0.1235***			0.3802***

			(0.0099)			(0.0456)
_cons	0.7188***	0.8463***	1.5403***	0.7588***	0.8034	-0.7222
	(0.0098)	(0.1501)	(0.2385)	(0.0361)	(0.5136)	(0.7867)
N	544	531	531	544	531	531
银行个体效应	有	有	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有	有	有
AR(1)-p值	0.0699	0.0836	0.0773	0.0118	0.0113	0.0117
AR(2)-p值	0.3371	0.3008	0.3074	0.6225	0.8836	0.8103
Hansen-p值	0.6748	0.8398	0.9332	0.7843	0.6254	0.6678

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，若接受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。⑤由于对银行的监管效果可能会影响银监局局长变更，因而我们将局长变更视为内生变量，放入 GMM 项内，其他变量放在 IV 项内；银行特征变量的一阶差分与残差项的一阶差分存在相关性，因此银行特征变量只适宜在水平方程中用作工具变量，放入 IV 项内，并附加 level 选项。下同。

其他控制变量中，银行规模与不良贷款率显著负相关，表明大银行风险更低，但银行规模对关注类贷款率没有显著影响。贷款资产比正向影响城商行不良贷款，显示出信贷投放越多，越可能积累更多的坏账，但贷款资产比对关注类贷款率也没有显著影响。资本充足率与不良贷款率和关注类贷款率均显著负相关，资本越充足的银行，会承担更少的风险，这表明对银行实施较严格的资本监管，可以有效抑制银行的风险承担行为。资产收益率与不良贷款率显著负相关，一种可能的原因是盈利能力越强的银行，有较充足的资金冲销不良贷款，继而有较低的不良贷款率；或是盈利能力强的银行，有更好的风险控制能力，不良贷款也较少。但资产收益率对关注类贷款则有显著正向影响。所在地区 GDP 增长越快，政府财政支出占 GDP 比重越高，城商行不良贷款率越低，但关注类贷款率越高。此外，有关商业银行风险承担的文献（方意等，2012；徐明东和陈学彬，2012），发现银行倾向于在货币政策宽松的时期承担更多风险，我们的研究得出了类似结论，实际贷款利率越低，城商行不良贷款率越高，但关注类贷款率越低。

此外，关于系统 GMM 的回归性质，一般而言，动态面板估计需要进行工具变量过度识别检验（Hansen 检验）以及残差项序列相关性检验（Arellano-Bond AR（1）和 AR（2）检验），其中 Hansen 检验的零假设为工具变量过度识别是可行的，若接受零假设则说明工具变量使用合理，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。在我们的回归中，Hansen 检验的结果表明不能拒绝工具变量过度识别的原假设，即工具变量的选择是有效的。而残差序列相关性检验表明，差分后的残差只存在一阶序列相关性，没有二阶序列相关性，由此可以推断原模型的误差项没有序列相关性。

（二）银监局局长变更与城商行风险资产配置

根据前文，银监局局长变更对不良贷款率和关注类贷款率产生反方向的影响，我们初步认定城商行会进行策略性信息披露：在监管官员更替造成的“责任空档期”，城商行会将之前通过会计自由裁量隐藏的经营风险集中释放出来。为了更进一步佐证我们的这一结论，我们这里分析银监局局长变更对城商行风险资产配置的影响。因为如果由于某种原因，城商行确实在监管官员更替时期承担了更多的风险，也可能会导致城商行关注类贷款率下降，而不良贷款率上升，却并非是因为策略性信息披露。因此，如果我们能够证实银监局局长变更时，并没有伴随着银行风险资产配置的明显上升，会更有利于我们关于策略性信息披露结论的成立。表 3 报告了相关的实证结果，第（1）列以风险加权资产增长率为被解释变量，发现局长变更当期，城商行风险加权资产增速显著下降。第（2）列则以衡量

银行破产风险的 Z-score（对数）为被解释变量，发现局长变更当期，城商行破产风险并没有显著上升，反而显著下降¹。上述发现表明，银监局局长变更并未伴随着城商行更多的风险承担，因此局长变更导致的城商行不良贷款和关注类贷款的反方向变动更大的可能性是城商行在利用会计自由裁量权进行策略性信息披露。

表 3 银监局局长变更与城商行风险资产配置

	风险加权资产增长率 Zscore（对数）	
	(1)	(2)
L.被解释变量	-0.2901*** (0.0033)	0.4652*** (0.0109)
局长变更当期	-1.1386** (0.4839)	0.0963*** (0.0148)
N	612	582
其他控制变量	有	有
银行个体效应	有	有
时间效应	有	有
AR(1)-p值	0.0554	0.0000
AR(2)-p值	0.0471	0.4027
Hansen-p值	0.3869	0.6879

（三）银监局局长变更时期的进一步考察

最后，我们人为地改变银监局局长更替的年份，比如前置一期或后置一期，然后考察在这些前置或后置年份是否也出现了不良贷款率的上升。如果这些年份没有出现不良贷款率的上升，则说明了不良贷款率的系统性上升仅发生在有银监局局长更替的年份，从而佐证了上文的基本结论是稳健的。

表 4 银监局局长变更时期的前置和后置

	不良贷款		关注类	
	(1)	(2)	(3)	(4)
L.被解释变量	0.3311*** (0.0030)	0.3349*** (0.0029)	0.5856*** (0.0015)	0.5916*** (0.0031)
后置一期	-0.0721*** (0.0092)		0.1939*** (0.0513)	
前置一期		-0.1308*** (0.0111)		0.3929*** (0.0760)
N	531	531	531	531
其他控制变量	有	有	有	有
银行个体效应	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有
AR(1)-p值	0.0739	0.0724	0.0119	0.0119
AR(2)-p值	0.3048	0.3043	0.8418	0.8025
Hansen-p值	0.8473	0.8798	0.9880	0.7781

具体而言，我们将虚拟变量后置或前置一年，同样采用式（1）做回归分析。后置一年的具体做法是，在真实存在银监局局长更替的年份，虚拟变量取值不再为 1，而是为 0，其上一年则改为 1。前置一年的方法同此。表 4 报告了此时的回归结果。结果显示，银监

¹Z-score 是一个反向指标，数值越大，风险越小。参见方意等（2012）、徐明东和陈学彬（2012）。

局局长变更的前置一年和后置一年，城商行不良贷款率均显著低于其他时期。同时，局长变更的前置一年和后置一年，关注类贷款率则均显著高于其他时期，这符合我们的结论。在局长变更之前，局长有较强的动力压低属地金融机构的不良贷款率，而在局长变更后的第二期，新任局长也有很强的动力降低属地金融机构的不良贷款率¹。

五、进一步讨论

（一）银监局局长变更对贷款损失科目的影响

上文分析发现，银行会在银监局局长变更时，释放其通过会计自由裁量隐藏的经营风险，具体而言，就是在局长更替造成的“责任空档期”，将关注类贷款重新调整为不良贷款。而在贷款五级分类中，次级类、可疑类、损失类贷款统称为不良贷款，因此我们可以进一步分析银监局局长变更对不良贷款各子类的影响。表5给出了此时的回归结果。回归结果显示，银监局局长变更时，城商行次级贷款率上升了0.18%，而可疑类贷款率与损失类贷款率均出现显著下降。这实际上表明城商行在银监局局长变更时的策略性披露，主要是将关注类贷款调整为性质比较相近的次级类贷款，这在会计科目调整时也更容易操作，符合我们的分析逻辑。

表 5 银监局局长变更与不良贷款结构

	次级类 (1)	可疑类 (2)	损失类 (3)
L.被解释变量	0.3935*** (0.0021)	0.2191*** (0.0079)	0.3774*** (0.0019)
局长变更当期	0.1839*** (0.0100)	-0.0904*** (0.0062)	-0.0030*** (0.0009)
N	531	531	531
其他控制变量	有	有	有
银行个体效应	有	有	有
时间效应	有	有	有
AR(1)-p值	0.1025	0.0055	0.0018
AR(2)-p值	0.2890	0.4510	0.8464
Hansen-p值	0.7318	0.9018	0.5994

（二）银监局局长任期与城商行风险披露

根据上文的分析，银监局局长变更时，不良贷款率的上升，和关注类贷款率的下降，是因为银行在释放之前隐藏的经营风险。为了进一步验证这一假说，本部分我们探讨不良贷款率在银监局局长整个任期上如何演变。为此，我们以局长任期第一年为基准组，分别构建任期第二年、任期第三年、任期四年及以上三个虚拟变量，进行回归分析。表6汇报了相关的估计结果。实证结果发现在银监局局长任期越长，城商行不良贷款率逐渐降低，同时关注类贷款率则逐渐上升。即随着银监局局长任期的延长，局长晋升激励越大，城商行面临的控制经营风险的压力就越大。为了满足监管要求，城商行就开始通过会计自由裁量将不良贷款包装成关注类贷款²。而对次级类、可疑类、损失类贷款的回归分析则表明，

¹当然，单从回归结果来看，出现上述结果也可能是城商行在银监局局长变更当年发生了不良贷款率的异常上升，从而使得临近时期的数值与包含变更当年的其他时期数值相比要低。为此，我们将变更当年样本剔除，此时变更前一年、变更后一年，仍均较其他年份有更低的不良贷款率。

²当然，在监管压力下，城商行的真实不良贷款率也会下降。

不良贷款在局长任期内的逐渐下降，主要发生在次级类贷款和损失类贷款，特别是次级类贷款上，这也符合上文的逻辑。

表 6 局长任期与城商行风险披露

	不良贷款	关注类	次级类	可疑类	损失类
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.被解释变量	0.3454*** (0.0020)	0.5841*** (0.0056)	0.3922*** (0.0043)	0.2037*** (0.0136)	0.3960*** (0.0063)
局长任期第二年	-0.0500*** (0.0069)	0.3533*** (0.1315)	-0.1166*** (0.0254)	0.0407** (0.0165)	-0.0158*** (0.0044)
局长任期第三年	-0.0189** (0.0089)	0.5007*** (0.1737)	-0.0851*** (0.0325)	0.0269 (0.0239)	-0.0249*** (0.0068)
局长任期第四年及以上	-0.1588*** (0.0088)	-0.1433 (0.1538)	-0.0663** (0.0332)	-0.0112 (0.0182)	-0.0113** (0.0048)
N	531	531	531	531	531
其他控制变量	有	有	有	有	有
银行个体效应	有	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有	有
AR(1)-p值	0.0706	0.0139	0.1058	0.0054	0.0016
AR(2)-p值	0.3048	0.8624	0.2944	0.2327	0.6485
Hansen-p值	0.9997	0.8421	0.6647	0.8060	0.7919

六、结语

中国银行业曾经面临严重的不良贷款的困扰，不良贷款率之高，以至于很多学者和媒体都认为中国银行业已经技术上破产。经过不良资产剥离等一系列改革，中国银行业已经重新焕发了生机。当前，不仅大型商业银行在全球具有重要影响力，也形成了不同规模、不同层次的立体式银行体系。银行业在中国金融业当中依然保持着主导地位。

然而，另一方面中国银行业的运行也仍然深受各级政府的深度干预，银行被视为当地建设资金和企业投融资的提款机。特别是在 2008 年爆发金融危机之后，中国政府推出“四万亿”刺激计划，其中相当部分融资来自银行业。大量资金主动或被动流入房地产、基础设施建设项目当中。有迹象显示近年来，银行业的不良贷款率有所抬头。然而，比银行年报等材料中披露不良贷款情况的更严重的问题是，银行可能低估真实不良贷款率。基于利益需要，商业银行可能会利用会计自由裁量进行策略性信息披露，比如将不良贷款包装成关注类贷款。在本文，我们利用银监局局长变更导致的“责任空档期”，识别了银行对不良贷款的策略性信息披露。我们利用 2004-2013 年 110 余家城市商业银行会计信息与省级银监局局长更替信息的匹配数据，实证发现银监局局长变更时，城商行不良贷款率显著高于其他时期，而关注类贷款比例则呈现反方向变动。同时证据表明，银监局局长变更时，银行没有显著增加风险资产配置。

本文的研究具有重要的政策含义，银监会作为我国存款类金融机构的监管部门，负有防范系统性、区域性金融风险的责任。由于商业银行在经营上具有非透明性的特点，监管部门能否获取关于商业银行经营风险状况的准确信息，关乎其针对问题银行出台纠正措施（Corrective Action）的及时性（Agarwal *et al.*, 2014）。商业银行策略性信息披露行为的存在表明监管部门获取的监管信息可能存在偏差，这必将影响监管效率。采取合理措施防范商业银行策略性信息披露行为应当纳入监管部门的考虑，通过加大稽查力度，打击虚假信

息披露等约束银行策略性信息披露行为。同时对监管官员治理机制（任期制、交流制）在更替监管官员时因“监管空档期”而产生的负面影响也应该予以重视，加大离任责任审计，完善考核机制等来弥补该机制的潜在缺陷。

参考文献：

- 蔡春，李明，和辉. 2013. 约束条件、IPO盈余管理方式与公司业绩[J]. 会计研究，（10）： 35-42.
- 曹春方. 2013. 政治权力转移与公司投资：中国的逻辑[J]. 管理世界，（1）： 143-157.
- 陈艳艳，罗党论. 2012. 地方官员更替与企业投资[J]. 经济研究，（增2）： 18-30.
- 陈雨露，马勇，李滢. 2010. 金融危机中的信息机制：一个新的视角[J]. 金融研究，（3）： 1-15.
- 丁骋骋，傅勇. 2012. 地方政府行为、财政-金融关联中国宏观经济波动[J]. 经济社会体制比较，（6）： 87-97.
- 方意，赵胜民，谢晓闻. 2012. 货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题[H]. 管理世界，（11）： 9-20.
- 贾倩，孔祥，孙铮. 2013. 政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验[H]. 财经研究，（2）： 81-91.
- 李明辉，王学军. 2004. 上市商业银行内部控制信息披露研究[J]. 金融研究，（5）： 53-63.
- 林永坚，王志强，李茂泉. 2013. 高管变更与盈余管理——基于应计项目操控与真实活动操控的实证研究[J]. 南开管理评论，（1）： 4-14.
- 刘冲，郭峰，乔坤元. 2014. 地方干预、中央监管与城商行信贷扩张[J]. 上海金融学院工作论文.
- 刘澜飏，王博. 2006. 国有商业银行不良贷款处置迟缓现象分析[J]. 金融研究，（3）： 23-30.
- 罗党论，余满国. 2014. 地方官员变更与地方债[J]. 中国经济学学术资源网工作论文，WP744.
- 罗党论，廖俊平，王珏. 2014. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国经济学学术资源网工作论文，WP773.
- 施其武，许珊珊. 2014. 基于信贷管理视角下的不良贷款反思：成因与出路[J]. 中国银监会工作论文.
- 孙天琦，杨岚. 2005. 有关银行贷款损失准备制度的调查报告[J]. 金融研究，（6）： 116-130.
- 谭劲松，简宇寅，陈颖. 2012. 政府干预与不良贷款[J]. 管理世界，（7）： 29-43.
- 钱先航. 2012. 官员任期、政治关联与城市商业银行的贷款投放[J]. 经济科学，（2）： 89-101.
- 王克敏，刘博. 2012. 公开增发业绩门槛与盈余管理[J]. 管理世界，（8）： 30-42.
- 王贤彬，徐现祥，李郇. 2009. 地方官员更替与经济增长[J]. 经济学（季刊），8（4）： 301-1328.
- 王跃堂，王亮亮，贡彩萍. 2009. 所得税改革、盈余管理及其经济后果[J]. 经济研究，（3）： 86-98.
- 徐业坤，钱先航，李维安. 2013. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资[J]. 管理世界，（5）： 116-130.
- 徐明东，陈学彬. 2012. 货币环境、资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究，（7）： 48-62.
- 杨肃昌，万湘媛. 2012. 中国银行业环境信息披露水平及其影响因素[J]. 金融论坛，（3）： 33-42.
- 伊志宏，姜付秀，秦义虎. 2010. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界，（1）： 133-142.
- 张昕. 2008. 中国亏损上市公司第四季度盈余管理的实证研究[J]. 会计研究，（4）： 25-32.

- 张健华, 王鹏. 2011. 银行效率及其影响因素研究——基于中、外银行业的跨国比较[J]. 金融研究, (5): 13-28.
- 章卫东. 2010. 定向增发新股与盈余管理——来自中国证券市场的经验证据[J], 管理世界, (1): 54-64.
- 翟光宇, 武力超, 唐大鹏. 2014. 中国上市银行董事会秘书持股持股降低了信息披露质量吗[J]. 经济评论, (2): 127-138.
- 朱星文, 廖义刚, 谢盛纹. 2010. 高级管理人员变更、股权特征与盈余管理[J]. 南开管理评论, (2): 23-29.
- AGARWAL S, Lucca D, Seru A, Trebbi F. 2014. Inconsistent regulators: evidence from banking[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 129 (2): 889-938.
- Alesina A, Perotti R. 1996. Income distribution, political instability and investment[J]. *European Economic Review*, 40 (6): 1203-1228.
- Amel-Zadeh A, Barth M, Landsman W. 2014. Does fair value accounting contribute to Procyclical Leverage[J]. Working Paper.
- Arellano M, Bond S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.
- Bank of England. 2009. Financial stability report[R], Issue No.26, December.
- Beatty A, Ke L, Petroni K R. 2002. Earnings management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks[J]. *The Accounting Review*, 77 (3) : 547-570.
- Beatty A, Liao S. 2014. Financial accounting in the banking industry A review of the empirical literature[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 58 (2-3): 339-383.
- Blundell R, Bond S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 87 (1): 115-143.
- Bushman R M, Williams C D. 2012. Accounting discretion, loan loss provisioning, and discipline of banks' risk-taking[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 54 (1): 1-18.
- Durnev A, Enikolopov R, Petrova M, Santarosa V. 2012. Politics, instability and international investment flows[J]. Available at SSRN 1342169.
- Gietzmann M, Ireland J. 2005. Cost of capital, strategic disclosures and accounting choice[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 32 (3-4): 599-634.
- Gorton G. 2008. The panic of 2007[J]. NBER Working Paper, No.14358.
- Gunther J W, Robert M R. 2003. Loss underreporting and the auditing role of bank exams[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 12 (2): 153-177.
- Huizinga H, Laeven L. 2012. Bank valuation and accounting discretion during a financial crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 106 (3): 614-634.
- Julio B, Yook Y. 2012. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 67 (1): 45-83.
- Landsman W, Peasnell K, Shakespeare C. 2008. Are asset securitizations sales or loans[J]. *The Accounting Review*, 83 (5): 1251-1272.
- Leuz C, Nanda D, Wysocki P. 2003. Investor protection and earnings management: an international comparison[J]. *Journal of Financial Economics*, 69: 505-527.
- Li J, Born J A. 2006. Presidential election uncertainty and common stock returns in the United States[J]. *Journal of Financial Research*, 29 (4): 609-622.
- Li H, Zhou L. 2005. Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 89 (9-10): 1743-1762.

- Liu T. 2010. Institutional investor protection and political uncertainty: evident from cycles of investment and elections[J], a thesis in the John Molson School of Business, Concordia University.
- Moore M. 1973. Management turnovers and discretionary accounting decisions[J]. *Journal of Accounting Research*, 11 (2): 100-109.
- Murphy K J, Zimmerman J L. 1993. Financial performance surrounding CEO turnover[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 16 (1-3): 273-316.
- Skinner D. 2008. The rise of deferred tax assets in Japan: the case of the major Japanese banks[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 46 (2-3): 218-239.
- Spargoli F. 2012. Bank recapitalization and the information value of a stress test in a crisis[J]. *Job Market Paper*.
- Peek J, Rosengren E S, Tootell G M B. 1999. Is bank supervision central to central banking?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (2): 629-653.
- Pourciau S. 1993. Earnings management and nonroutine manager turnovers[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 16 (1-3) : 317-336.
- Vyas D. 2011. The timeliness of accounting write-downs by U.S. financial institutions during the financial crises of 2007-2008[J]. *Journal of Accounting Research*, 49 (3): 823-860.
- Wallace J L. 2016. Juking the stats? authoritarian information problems in China[J]. *British Journal of Political Science*, 46 (1): 11-29.
- Xu C. 2011. The fundamental institutions of China's reform and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 49 (4): 1076-1151.

Go with the Wind?

Bureau Chief (CBRC) Turnover and Strategic Disclosure of City Commercial Banks

GUO Feng^{1,2} LIU Chong³

(¹ *National School of Development, Peking University*; ² *Shanghai Finance Institute* ;
³ *School of Securities and Futures, Southwestern University of Finance and Economics*.)

Abstract: Accurate information on operation of banks is important for regulators to maintain financial stability and investors to improve market efficiency. But banks may strategically disclose information due to the existence of accounting discretion. Turnover of chief of CBRC causes a "responsibility free period", which can be used to identify the strategic disclosure behavior. Using the accounting information of more than 110 city commercial banks and the provincial banking bureau chief turnover information between the year 2004-2013, we find that the non-performing loan ratio of city commercial banks is significantly higher during the turnover periods than that in other periods, while special mention loan ratio change in the opposite direction. Further regressions also found no increase of bank risk assets, raise of loan growth or deterioration of bank bankruptcy risk status (Z-Score) during the turnover periods. Using the bureau chief turnover as a responsibility free period, banks release the hidden non-performing loans. Strategic Disclosure behavior of banks is verified. Our finding passes several robustness tests.

Key Words: Financial Supervision, Official Turnover, City Commercial Banks, Accounting Discretion, Strategic Disclosures

JEL Classification: G21, G28, R51