

# 延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应

## ——基于银行盈余管理动机视角的 PSM-DID 分析

何 靖

**[摘要]** 2008 年国际金融危机后,延付银行高管薪酬已成为中国监管部门降低金融风险的重要举措。理论上,这一政策实施很可能降低银行的收益波动性,进而降低其通过 LLP 进行盈余管理的动机。本文利用 2010 年银监会发布《商业银行稳健薪酬监管指引》这一政策冲击和中国银行业 2009—2013 年的数据,通过“准自然实验”的 PSM-DID 分析却发现,延付高管薪酬在降低银行收益波动性的同时反而增强了其通过 LLP 进行盈余管理的动机。进一步对其动态边际效应进行检验后发现,银行通过 LLP 进行盈余管理的动机在薪酬延付后的第 3 年尤为显著。出现这种情况的主要原因在于,当前中国银行业高管延付薪酬的考核期限仅为 3 年,出于稳健性薪酬的目的,高管在延付薪酬后的第 3 年(考核期满时)有更强的动力和能力进行盈余管理,从而可能令延付高管薪酬政策对银行风险承担的约束作用大打折扣。因此,进一步优化高管薪酬的延付时间、改革高管薪酬考核的绩效指标、引入激励性的养老金制度,是改革和完善当前银行高管薪酬延付制度、实现银行稳健经营和持续发展的重要举措。

**[关键词]** 延付高管薪酬; 银行风险承担; 盈余管理; 双重差分倾向得分匹配法  
**[中图分类号]**F272.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)11-0126-18

### 一、问题提出

2008 年国际金融危机后,高管薪酬激励不当是引发商业银行过度风险承担的重要原因,已然成为社会共识。为此,各国纷纷提出了加强金融高管薪酬制度改革的原则和具体建议,其中一项重要内容就是对高管薪酬实施延期支付、薪金追回措施<sup>[1,2]</sup>。中国银行业监督管理委员会(简称银监会)于 2010 年发布《商业银行稳健薪酬监管指引》(以下简称《监管指引》),对银行高管薪酬作了必须延期支付和追索、扣回的规定,其目的是将风险成本、风险抵扣与薪酬挂钩,以发挥薪酬机制对风险防控的约束作用。那么,中国银行业高管薪酬延期支付的实施情况如何?是否有效减轻了银行风险承担?这种影响是短暂的还是持久的?这些都是极为重要且亟待回答的问题。

**[收稿日期]** 2016-07-19

**[基金项目]** 浙江省哲学社会科学规划课题“延付高管薪酬政策降低了银行风险偏好吗——基于银行资产配置行为视角的研究”(批准号 17NDJC214YB);教育部人文社会科学研究青年基金项目“当前我国收入分配格局及改革研究:基于公司治理模式演化的微观视角”(批准号 13YJCZH049);国家自然科学基金青年项目“高管薪酬支付与银行风险管理”(批准号 71603236)。

**[作者简介]** 何靖(1979—),女,湖南郴州人,浙江工商大学金融学院讲师,经济学博士。电子邮箱: gillian3708@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

现有关于高管延付薪酬(内部债务)的实证研究主要利用欧美发达国家的数据库,从多个角度研究发现高管延付薪酬水平与银行风险承担之间显著负相关<sup>[3-10]</sup>。然而,值得注意的是,延付高管薪酬在发达国家作为一种市场行为,与银行风险偏好可能存在天然的内生性,即银行风险偏好可能反过来决定高管延付薪酬水平。尽管它们利用本轮金融危机这一外生冲击作为一个特有的理解高管延付薪酬与银行风险承担之间关联的背景,但由于金融危机加大了系统风险,如果延付薪酬水平高的银行本来就是风险规避的,那么风险加大时它还是相对风险规避,因此,仍然很难说清楚高管延付薪酬水平越高的银行在此次金融危机中的下行风险越低究竟是由于银行本身的风险偏好,还是延付薪酬的作用。换言之,国外已有实证文献只能证明延付高管薪酬与银行风险承担之间的相关性,而无法形成二者的因果推断。《监管指引》明确要求中国银行业的高管薪酬实施延期支付,这一事件相当于一种“准自然实验”(Quasi-natural Experiment),为本文提供了一个完全不同于发达国家的检验内部债务理论的实验样本。

盈余管理是指银行高管为降低来自当局的监管约束或市场参与者的市场约束,有目的地控制对外盈余信息披露的行为:当银行实际损失超过预期损失时,可有意计提较少的贷款损失准备(Loan Loss Provision, LLP),以避免报告盈余的迅速降低,反之则相反,最终达到平滑盈余的目的。因此,盈余管理动机在某种程度上可视为银行风险承担水平的事后表现:银行风险承担水平越高,在财务上可能表现为更大的收益波动性<sup>[11,12]</sup>,进而银行进行盈余管理的动机越强;而如果延付高管薪酬能有效约束银行风险承担,则将导致银行进行盈余管理的动机减弱。

鉴于以上分析,本文试图利用2010年《监管指引》这一外部政策冲击,通过最新发展的依托于“准自然实验”的双重差分倾向得分匹配法(Propensity Scoring Matching-Difference in Difference, PSM-DID)和中国银行业2009—2013年的数据,检验延付高管薪酬能否有效降低银行收益波动性并进而缓解其通过LLP进行盈余管理的动机,以估计延付高管薪酬对银行风险承担所产生的因果效应大小及动态边际效应。本文的贡献在于:①首次就中国银行业延付高管薪酬的政策效果及动态边际效应进行了实证检验,填补了相关文献空白,为未来改进薪酬治理、提高银行经营审慎性提供了直接经验支持;②运用“准自然实验”的PSM-DID法解决了延付高管薪酬与银行风险承担可能存在的内生性问题,进一步检验了内部债务理论;③从盈余管理动机这一新的视角研究延付高管薪酬对银行风险承担的影响,从而拓展银行风险承担的研究框架,丰富这一领域的文献。

## 二、理论分析及研究假设

### 1. 高管延付薪酬(内部债务)对银行风险承担的重要性:股东—债权人利益冲突视角

股东—债权人之间的利益冲突源于双方不同的支付结构。债权人获得企业现金流的固定收益,股东承担有限责任,却获得企业现金流的剩余收益。因此,债权人希望企业的违约风险更低,而股东谋求其价值最大化,甚至以债权人利益为代价。Jensen and Meckling<sup>[13]</sup>和Galai and Masulis<sup>[14]</sup>提出,有限责任的股东能够通过选择风险项目从债权人身上攫取价值,这种股东和债权人之间的利益冲突被称为资产替代。Myers<sup>[15]</sup>则提出,由于投资收益的一部分归于债权人,杠杆企业的股东有放弃净现值为正的项目的激励,这种冲突被称为投资不足。因此,企业资本结构中的债务被认为是无效率的源泉,通常被称为债务的代理成本。

由于高杠杆率以及政府存款保险的存在,股东—债权人利益冲突在银行业中尤为严重:①与非银行企业相比,银行有较高的债务—权益比,因此,银行股东有更强的风险转移激励<sup>[2,16,17]</sup>。②为防止银行破产引发系统性风险,各国均建立了诸如存款保险制度、以中央银行作为贷款人的“最后贷款

人”制度和不对资不抵债银行的救助制度等金融安全网,这更会诱导股东对风险项目的偏好<sup>[18-21]</sup>。

正如 Tirole<sup>[22]</sup>在其经典的《公司金融》教科书中提到“经济学家常常断言……管理层应当着眼于股东财富最大化”,银行股东受利益驱使,倾向于选择相对于社会合意水平或帕累托最优水平而言风险更高的投资,并通过高额奖金(现金)或股权激励等增大薪酬凸性的高管薪酬激励方案设计诱使高管更激进且易于冒险<sup>[23,24]</sup>。因此,John and John<sup>[25]</sup>提出,高管薪酬契约的设计不应只考虑股东—高管之间的代理问题,还应考虑股东—债权人之间的代理问题。特别地,他们提出高管薪酬基于股东财富的敏感性应随着企业杠杆比例的提升而下降,目的是为了减轻高管的风险转移激励——进一步减轻债务的代理成本。John et al.<sup>[26]</sup>提出,对银行而言,高管与股东利益的一致性越强,薪酬—绩效敏感度越高,高管的风险转移激励就越强。他们建议在制定存款保险费率时将高管基于股权激励的薪酬因素考虑进去,并指出对高管基于股权激励的薪酬进行监管比仅仅通过资本监管来阻止银行风险承担更加有效。

Jensen and Meckling<sup>[13]</sup>和 Edmans and Liu<sup>[27]</sup>则直接提出,在高管薪酬契约中设置类似债务的薪酬能有效减轻股东—债权人的利益冲突,如养老金和延期支付的薪酬,并称之为“内部债务”(Inside Debt)<sup>①</sup>。相关的实证研究文献支持了他们的论断,发现相对于其获得的来自股权激励的薪酬,高管持有相当数量的内部债务更能够抑制股东的道德风险行为,从而保护债权人利益。最早开始进行类似研究的文献中,Sundaram and Yermack<sup>[28]</sup>发现 CEO 持有越多的内部债务,越会以降低违约风险的方式经营企业。Gerakos<sup>[29]</sup>证明了 CEO 养老金与企业信用评级之间的正相关关系,意味着信用评级机构相信 CEO 获得越多养老金企业的违约风险水平更低。Chava et al.<sup>[30]</sup>、Chen et al.<sup>[31]</sup>和 Anantharaman et al.<sup>[32]</sup>检验了 CEO 内部债务对企业债务契约的影响,发现内部债务比率与更低的债务融资成本以及更少的限制性条款相关,这意味着债权人将内部债务视为薪酬中能够减轻高管风险承担激励的部分。Wei and Yermack<sup>[33]</sup>发现 2007 年高管延付薪酬信息披露之后,债券价格存在正向反应,而股票价格存在负向反应。Tung and Wang<sup>[5]</sup>利用 82 家银行 CEO 的样本数据研究发现,CEO 的内部债务水平越高,在此次金融危机中的下行风险越低。Belkhir and Boubaker<sup>[7]</sup>发现高管内部债务水平与银行利用利率衍生品进行风险对冲的程度正相关。Bennett et al.<sup>[10]</sup>发现 CEO 激励与债权人利益越一致,银行的违约风险越低。综上,高管薪酬激励的不同形式对对银行风险承担的影响机理可用图 1 表示。

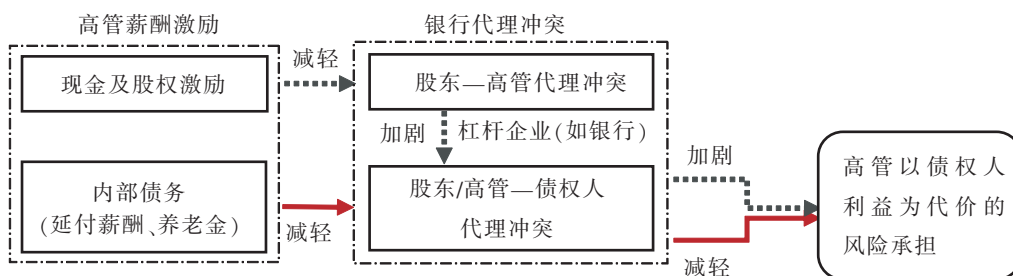


图 1 高管薪酬激励对银行风险承担的影响机理

资料来源：作者绘制。

## 2. 银行风险承担的度量：收益波动性与盈余管理动机视角

银行风险承担可从多个方面进行度量。纵观现有研究,衡量银行风险的方法主要分为三类：

① 其重要特征是,它在高管职业生涯中延期支付且具有未受保护的属性——如果企业宣布破产,则所有金额的求偿权均次于债权人。

①破产风险法。此法侧重于衡量银行可能存在的破产风险,主要指标有Z分值、收益波动性、预期违约概率等,参见Gebhardt et al.<sup>[12]</sup>、Laeven and Levine<sup>[34]</sup>、Houston et al.<sup>[35]</sup>、Altunbas et al.<sup>[36]</sup>等。②市场法。此法侧重于投资者关注的收益—风险角度,沿用资本资产定价模型并考虑银行特有的利率风险,将市场中的总风险、系统性风险和非系统性风险作为银行风险的代理变量,参见Anderson and Fraser<sup>[37]</sup>、Chen et al.<sup>[38]</sup>、Pathan<sup>[39]</sup>等。③资本充足法。此法从资本充足率公式出发,将该公式的分子或分母部分单独列出作为银行风险的代理变量,主要指标有资本资产比率、加权风险资产比率及不良贷款率等,参见Shrieves and Dahl<sup>[40]</sup>、Jacques and Nigro<sup>[41]</sup>、De Nicolò and Lucchetta<sup>[42]</sup>、Delis and Kouretas<sup>[43]</sup>等。

从高管延付薪酬(内部债务)对银行风险承担的影响机理看,内部债务主要是通过增强高管—债权人利益的一致性来抑制或降低高管以债权人利益为代价的过度冒险行为(见图1),而其中的关键在于内部债务具有的“未受保护”的重要特性——如果企业宣布破产,高管对其内部债务的求偿权次于企业债权人。因此,现有关于高管内部债务的实证研究主要基于破产风险法来衡量银行风险承担,并发现内部债务水平与银行破产风险负相关,如Sundaram and Yermack<sup>[28]</sup>、Gerakos<sup>[29]</sup>、Tung and Wang<sup>[5]</sup>、Belkhir and Boubaker<sup>[7]</sup>和Bennett et al.<sup>[10]</sup>等。也有一些文献基于市场法,从债权人的收益—风险视角衡量银行风险承担,发现高管内部债务水平越高,债权人要求的风险溢价更低,如Chava et al.<sup>[30]</sup>、Chen et al.<sup>[31]</sup>、Anantharaman et al.<sup>[32]</sup>和Wei and Yermack<sup>[33]</sup>等。

然而,鲜有文献进一步将收益波动性拓展到盈余管理动机来衡量银行风险承担。如前所述,收益波动性可以衡量银行风险承担,即银行的风险承担水平越高,在财务上可能表现为更大的收益波动性<sup>[11,12]</sup>。本文认为,在以会计盈余为基础的薪酬激励机制下,收益波动性更大的银行高管将有更强的动机来平滑收益。其基本逻辑是:有效的高管薪酬激励应建立在业绩基础之上,以激励高管无论外部环境好坏都为提高银行业绩作出努力;然而正由于高管薪酬激励以会计盈余为基础,从而可能产生高管操纵盈余的动机。如Cornett et al.<sup>[44]</sup>发现CEO的薪酬—绩效敏感度与银行盈余管理行为之间正相关,Cheng et al.<sup>[45]</sup>发现银行业中高管股权激励与盈余管理之间呈正相关关系。因此,从某种程度上说,盈余管理动机可视为银行风险承担水平的事后表现:银行风险承担水平越高,在财务上可能表现为更大的收益波动性,进而高管进行盈余管理的动机越强。

银行LLP非常适合于研究银行财务报告行为中的操控行为,因为银行在LLP上有相当的自由裁量权,从而使得银行在利用LLP进行盈余平滑上存在较大的弹性<sup>①</sup>。Laeven and Majnoni<sup>[46]</sup>、Bikker and Metzmakers<sup>[47]</sup>、Bouvatier and Lepetit<sup>[48]</sup>、段军山等<sup>[49]</sup>、廖冠民和张广婷<sup>[50]</sup>、陈雯靓和吴溪<sup>[51]</sup>等均发现,银行LLP与报告盈余之间显著正相关,即银行存在明显的利用LLP进行盈余管理的动机<sup>②</sup>;当银行实际盈余水平较低时,有意低估信贷组合预期损失以计提较少的LLP,从而提高报告盈余的水平;相反,当银行的实际盈余水平较高时,有意高估信贷组合预期损失以计提较多的LLP,从而降低报告盈余的水平,最终达到平滑盈余的目的。

### 3. 研究假设

综合前面的理论分析,本文推断,延付高管薪酬能够减轻股东—债权人的利益冲突,诱使高管选择更低的风险投资或经营策略,这一更低的风险承担水平将导致更低的收益波动性。据此提出:  
假设1:当控制其他因素时,延付高管薪酬将导致银行更低的收益波动性。

① 银行高管对LLP进行自由裁量管理的动机除了盈余管理动机以外,还有信号传递动机和资本管理动机等。

② LLP中的专项准备和特种准备作为一项成本支出在税前抵扣,可以影响银行的当期报告盈余,其会计处理为:借记“营业费用——贷款损失准备”,贷记“贷款损失准备——专项(特种)准备”。

在假设 1 的基础上,本文进一步推断,银行的收益波动性越低,则高管进行盈余平滑的动机越弱。换言之,延付高管薪酬可能减轻银行通过 LLP 的计提进行盈余管理的动机。据此提出:

假设 2:当控制其他因素时,延付高管薪酬能降低银行通过 LLP 计提进行盈余管理的动机。

### 三、一项准自然实验:2010 年《监管指引》实施

为统计中国银行业延付高管薪酬的实施情况,本文通过银监会网站获得相关银行名录,并手工查阅各银行网站的公开信息披露,经统计发现,截至 2013 年底,共有 70 家银行实施了延付高管薪酬政策(表 1),其中包括了 4 家大型商业银行、9 家股份制银行、47 家城商行和 10 家农商行。

**表 1** 2005—2013 年中国实施延付高管薪酬的银行

年份	银行
2005	杭州银行
2006	平安银行(原深圳发展银行)、日照银行
2008	招商银行、兴业银行、浙商银行、南京银行
2009	中国民生银行、富滇银行
2010	中国工商银行、中国建设银行、上海浦发银行、徽商银行、锦州银行、洛阳银行、柳州银行、江苏张家港农商行、浙江泰隆银行、齐商银行、德阳银行、莱商银行、嘉兴银行、常熟农商行、长安银行
2011	中信银行、广发银行、上海银行、哈尔滨银行、苏州银行、温州银行、湖北银行、贵阳银行、郑州银行、攀枝花银行、桂林银行、东营银行、唐山银行、泸州银行、凉山州商行、晋商银行、丹东商行、江苏吴江农商行、江苏昆山农商行、江苏紫金农商行、江苏太仓农商行
2012	中国农业银行、华夏银行、江苏银行、盛京银行、昆仑银行、浙江稠州银行、福建海峡银行、内蒙古银行、绵阳城商行、泰安银行、大连银行、东莞银行、济宁银行、广东华兴银行、葫芦岛银行、江苏高淳农商行、无锡农商行
2013	中国交通银行、金华银行、河北银行、威海城商行、宁夏银行、晋城银行、广东揭阳农商行、安徽石台农商行

资料来源:作者整理。

不难看出,2010 年银监会《监管指引》的颁布,标志着作为一种新的薪酬治理方式,延付高管薪酬制度开始进入政策层面,绝大多数银行都是在 2010 年及以后开始实施高管薪酬延期支付。不过,本文也看到,《监管指引》实施以前就有银行主动选择延付高管薪酬,而 2010 年以后也并非所有银行都(同时)开始延期高管薪酬支付。因此,中国银行业的延付高管薪酬行为可能是一个自我选择的过程,即对于中国银行业而言,2010 年《监管指引》规定的延付高管薪酬政策并非完全外生的,是一个“准自然实验”。正是为了处理延付高管薪酬政策的内生性问题,本文采用倾向评分匹配方法(Propensity Score Matching,PSM),从资本充足率、贷款拨备率等多个配对指标对延付高管薪酬政策的自选择效应进行控制。通过 PSM 处理,本文为每一家实施延付高管薪酬的银行挑选可供比较的配对银行,即配对银行是那些在考察期内未实施延付高管薪酬的银行。本文将前者称为处理组(Treated Group),后者称为对照组(Comparison Group)。于是,可以通过对比配对后处理组和对照组银行的收益波动性和盈余管理动机,来判别延付高管薪酬政策的效果。但是,在对比时还必须考虑到所有银行在 2010 年前后会由于其他因素(如外部经济环境或银行其他行为)发生变化,这些因素在对比时必须剔除。这样,本文不仅要将对处理组和对照组银行进行对比,还要将 2010 年之前的所有银行和 2010 年之后的所有银行进行对比,综合考虑这两种差异的方法,就是计量经济学中的双重差分模型(Difference in Difference,DID)。

因此,本文以2010年《监管指引》的出台作为政策的起始点,考察期为2009—2013年<sup>①</sup>,使用依托于“准自然实验”的PSM-DID法对延付高管薪酬的政策效应进行评估。相对于国外已有内部债务实证研究主要采用的代理变量法,这一方法的优点在于较好的避免了延付高管薪酬政策作为解释变量所存在的内生性问题,或者确切的说是控制了因变量和解释变量之间的相互影响效应,同时剔除了其他因素的干扰而有效识别了延付高管薪酬对银行风险承担的净影响效应。

#### 四、研究设计

PSM-DID分析分为两步:一是倾向得分匹配(PSM),二是双重差分估计(DID)。

##### 1. 倾向得分匹配(PSM)

进行PSM时,从样本银行中选择两类银行作为分析对象:①“2009年未实施延付高管薪酬,但从2010年开始实施延付高管薪酬的银行”,称为处理组;②“2009—2013年均未实施延付高管薪酬的银行”,称为对照组。在考虑当前中国银行业高管薪酬激励考核相关内容的基础上<sup>②</sup>,本文采用Rosenbaum and Donald<sup>[52]</sup>提出的PSM法,从资本充足率(CAP)、贷款拨备率(LPR)、杠杆率(LEV)、不良贷款率(NPL)、贷存比(LDR)、贷款规模(LOAN)和资产收益率(ROA)等7个可观测变量<sup>③</sup>对处理组和对照组银行进行匹配,可观测变量的数值时期为2009年。

PSM思想源于匹配估计量,其基本思路是在未实施延付高管薪酬的对照组中找到某个银行 $j$ ,使其与实施了延付高管薪酬的处理组中的银行 $i$ 的可观测变量尽可能相似(匹配),即 $x_i=x_j$ ,当银行的个体特征对是否实施延付高管薪酬的作用完全取决于可观测的控制变量,银行 $j$ 和银行 $i$ 实施延付高管薪酬政策的概率相近。不过,直接匹配的方法有局限性:匹配变量数目太多意味着要在高维度空间进行匹配,可能遇到数据稀疏的问题,即很难找到与 $x_i$ 相近的 $x_j$ 与之匹配;匹配变量数目太少又可能产生不合适的对照组银行。PSM法根据多维匹配指标进行倾向得分 $p$ 的计算并根据处理组和对照组之间 $p$ 值的相近度对二者进行匹配,倾向得分 $p$ 不仅是一维变量,而且取值介于 $[0, 1]$ 之间,从而可以较好地解决上述问题。

##### 2. 双重差分法(DID)

对经PSM处理后获得的处理组银行,令虚拟变量 $treated=1$ ,对于经PSM处理后获得的对照组银行,令 $treated=0$ 。同时,设置时间虚拟变量 $t$ ,令延付高管薪酬后的年份 $t=1$ ,其他年份 $t=0$ 。

根据上述界定,为了检验假设1,本文将基于DID法的回归模型设定如下:

① 此时,2010年延付高管薪酬的实施对银行收益波动性及盈余管理动机的影响可以追溯至延付薪酬后第3年,这更有利于判断延付薪酬政策的时间延续性。后文将对此进行稳健性分析。

② 《监管指引》中第十九条规定:“商业银行应建立科学的绩效考核指标体系……作为绩效薪酬发放的依据。商业银行绩效考核指标应包括经济效益指标、风险成本控制指标和社会责任指标”。“(一)经济效益指标按国家有关规定选取”。“(二)风险成本控制指标至少应包括资本充足率、不良贷款率、拨备覆盖率、案件风险率、杠杆率等……”。“(三)社会责任指标一般应包括风险管理政策的遵守情况、合法性、监管评价……”。因此,本文主要从经济效益和风险控制两个方面来选择高管薪酬激励考核指标。其中,风险成本控制方面主要有资本充足率、不良贷款率、贷款拨备率和杠杆率等4个指标;经济效益方面,除了常规的资产收益率指标以外,考虑到中国银行业的主要盈利来源集中于贷款,贷款是银行绩效考核的一个重要方面,还选择了贷存比和贷款规模等2个指标。

③ 各变量定义为:CAP=监管资本余额/风险加权资产余额;LPR=贷款损失准备余额/总贷款余额;LEV=净资产余额/总资产余额;NPL=不良贷款余额/总贷款余额;LDR=贷款余额/存款余额;LOAN=贷款净值/总资产余额;ROA=净利润/平均总资产。

$$EarningsVolatility_{it} = \delta_0 + \delta_1 treated_{it} + \delta_2 t_{it} + \delta_3 treated_{it} \times t_{it} + \beta X_{it} + c_i + c_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $EarningsVolatility_{it}$  衡量银行  $i$  在第  $t$  期的收益波动性, 包含以下三个维度: ① 信贷业务是银行的核心业务, 净息差 (Net Interest Margin, NIM) 是衡量银行信贷业务收入的关键指标<sup>①</sup>。中国自 1998 年启动人民币贷款利率市场化改革, 2002—2004 年贷款利率上浮幅度历经 30%、50%、70% 直至完全放开, 意味着商业银行可根据贷款对象和具体业务的风险状况自主定价。银行对风险的偏好越强, 则可能选择更多更高风险的信贷项目, 从而导致其净息差波动率更大。因此, 本文首先用  $VNIM$  (净息差波动率) 衡量银行在核心业务上的收益波动性。② 除了信贷业务以外, 银行在其他业务上也可能是有风险的, 比如它们可能在投资方面非常进取, 从而导致总体经营收益的波动性更大。因此, 本文用税和贷款损失准备前利润 (Earnings Before Tax and Provision, EBTP) 的波动率  $VEBTP$  来衡量银行总体经营收入的波动性。③ 借鉴 Laeven and Levine<sup>[34]</sup>、Houston et al.<sup>[35]</sup> 等已有文献的做法, 本文用  $ZSCORE$  衡量银行的总体财务稳健性,  $ZSCORE$  值越高, 意味着银行离破产的距离越远、经营越稳定。  $X$  是一组随时间变化的可观测的影响银行收益波动性的控制变量, 遵循先前学者的一般做法,  $X$  包括贷款增速 ( $LOANG$ )、贷款拨备率 ( $LPR$ )、银行规模 ( $SIZE$ )、杠杆率 ( $LEV$ )、贷存比 ( $LDR$ )、资本充足率 ( $CAP$ )<sup>②</sup>、权益收益率 ( $ROE$ )<sup>③</sup>、是否上市 ( $LIST$ )、经济周期 ( $GDPG$ ) 等变量。  $c_i$  是年度固定效应。  $c_i$  是非观测效应, 控制随时间不变的不可观测因素。  $\varepsilon_{it}$  是随机误差项, 代表因银行因时而变且影响因变量的非观测扰动因素。相关变量定义详见表 2。

从式 (1) 不难看出, 对于对照组银行 ( $treated=0$ ), 延付高管薪酬实施年份前后的收益波动性分别是  $\delta_0$  和  $\delta_0 + \delta_2$ , 因此, 不受延付高管薪酬政策影响的银行在延付薪酬实施年份前后的收益波动性差异为  $diff_0 = \delta_2$ , 这一差异可视为排除了延付高管薪酬政策影响时银行收益波动性存在的时间趋势差异。对于处理组银行 ( $treated=1$ ), 延付高管薪酬前后的收益波动性分别是  $\delta_0 + \delta_1$  和  $\delta_0 + \delta_1 + \delta_2 + \delta_3$ , 差异为  $diff_1 = \delta_2 + \delta_3$ , 这一差异不仅包含了延付高管薪酬政策的影响  $\delta_3$ , 还包含了上述时间趋势差异  $\delta_2$ 。因此, 延付高管薪酬对收益波动性的净影响效应为  $diff = diff_1 - diff_0 = \delta_2 + \delta_3 - \delta_2 = \delta_3$ 。如果从原始方程看,  $\delta_3$  即 DID 估计量, 为延付高管薪酬的政策效应, 是本文关心的系数。如果延付高管薪酬降低了银行的收益波动性, 则  $\delta_3$  的系数应该显著为负 (因变量为  $ZSCORE$  时  $\delta_3$  的系数则应为正)。需要注意的是, 当利用混合截面数据进行 OLS 时, 如果非观测效应  $c_i$  与解释变量是相关的, 那么回归结果将是有偏且不一致的。使用面板数据通过组内差分可以消掉非观测效应  $c_i$ , 从而得到一致估计。因此, 本文采用面板双重差分模型来估计式 (1)。

为进一步检验假设 2, 本文在 Kanagaretnam et al.<sup>[53]</sup>、许友传和杨继光<sup>[54]</sup> 等已有研究的基础上引入  $EBTP$  及其与虚拟变量  $treated$ 、 $t$  的交互项, 构建基于 DID 法的回归模型:

$$LLP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EBTP_{it} + \gamma_2 t_{it} + \gamma_3 treated_{it} + \gamma_4 t_{it} \times EBTP_{it} + \gamma_5 treated_{it} \times EBTP_{it} + \gamma_6 treated_{it} \times t_{it} + \gamma_7 treated_{it} \times t_{it} \times EBTP_{it} + \lambda Z_{it} + v_t + v_i + \xi_{it} \quad (2)$$

其中,  $LLP_{it}$  衡量银行  $i$  在  $t$  时计提的贷款损失准备, 这是一个预提概念, 即银行根据上一期的贷

① 净息差等于“利息净收入/平均生息资产”, 该指标值越高, 反映银行获利能力越强。需要说明的是, 中国部分银行并未详细披露生息资产相关数据, 故本文用“利息净收入/平均总资产”来衡量  $NIM$ 。

② 由于监管当局对于银行资本有着最低的监管要求, 因而银行风险资产的扩张能力往往受到资本充足率水平的制约, 资本充足率实际上反映了存量资本对银行风险扩张的支撑能力。

③ 权益收益率衡量了资本的内生增长对风险资产扩张的支撑能力。

款情况预测未来的损失程度,并计提相应的损失准备。因此,借鉴许友传和杨继光<sup>[54]</sup>的做法,本文用银行  $i$  在  $t$  期计提的贷款损失准备除以第  $t-1$  期的贷款余额计算  $LLP_{it}$ ,以反映这一预提概念,同时降低可能引致的潜在“内生性”问题。与已有文献的普遍做法一致,本文用  $EBTP$  测度银行的盈余状况,如果银行存在通过  $LLP$  进行盈余管理的行为,则系数  $\gamma_1$  预期为正。 $Z$  是除了盈余管理动机外,影响  $LLP$  的资本管理动机、信号传递动机以及其他因素的一组随时间变化的可观测变量,借鉴已有文献的一般做法, $Z$  包括资本监管压力变量 ( $RP1$  和  $RP2$ )、信号传递变量 ( $SIGN$ )、贷款冲销净额 ( $LCO$ )、不良贷款率 ( $NPL$ )、不良贷款增速 ( $NPLG$ )、贷款规模 ( $LOAN$ )、贷款增速 ( $LOANG$ ) 和经济周期 ( $GDPG$ ) 等变量。相关变量定义详见表 2。

表 2 变量定义

名称	符号	定义
净息差波动率	$VNIM_{it}$	等于 $NIM_{it}$ 、 $NIM_{it-1}$ 和 $NIM_{it-2}$ 的标准差
收入波动率	$VEBTP_{it}$	等于 $EBTP_{it}$ 、 $EBTP_{it-1}$ 和 $EBTP_{it-2}$ 的标准差
Z 分值	$ZSCORE_{it}$	等于 $\ln[(ROA_{it}+CAP_{it})/VROA_{it}]$ ,其中 $ROA_{it}$ 是银行资产收益率, $CAP_{it}$ 是银行资本充足率, $VROA_{it}$ 是 $ROA_{it}$ 、 $ROA_{it-1}$ 和 $ROA_{it-2}$ 的标准差
贷款增速	$LOANG_{it}$	$(LOAN_{it}-LOAN_{it-1})/LOAN_{it-1}$
贷款拨备率	$LPR_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的贷款损失准备余额/总贷款余额
银行规模	$SIZE_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期总资产余额的自然对数
杠杆率	$LEV_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的净资产/总资产余额
贷存比	$LDR_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的贷款余额/存款余额
资本充足率	$CAP_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的贷款损失准备余额/总贷款余额
权益收益率	$ROE_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的净利润/平均净资产
是否上市	$LIST_{it}$	虚拟变量,银行上市后取 1,否则取 0
经济周期	$GDPG_{it}$	国有及股份制银行使用全国 GDP 增长率,城市及农村商业银行使用其所经营地区的 GDP 增长率
贷款损失准备	$LLP_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期计提的贷款损失准备/第 $t-1$ 期的总贷款余额
税和贷款损失准备前利润	$EBTP_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的税和贷款损失准备前利润/第 $t$ 期的总资产余额
资本管理动机	$RP1_{it}$	资本充足率低于(或等于)8%时, $RP1=1$ ,否则为 0;
	$RP2_{it}$	资本充足率高于 8%低于(或等于)10%时, $RP2=1$ ,否则为 0
信号管理动机	$SIGN_{it}$	$(EBTP_{it+1}-EBTP_{it})/0.5(TA_{it+1}+TA_{it})$ , $TA$ 为银行总资产规模
贷款冲销净额	$LCO_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的贷款净冲销额/第 $t-1$ 期的总贷款余额
不良贷款率	$NPL_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的不良贷款余额/总贷款余额
不良贷款增速	$NPLG_{it}$	(银行 $i$ 在第 $t$ 期的不良贷款余额-第 $t-1$ 期的不良贷款余额)/第 $t-1$ 期的不良贷款余额
贷款规模	$LOAN_{it}$	银行 $i$ 在第 $t$ 期的贷款净值/总资产余额

注:本文中所有涉及比例计算的变量单位均为“%”。

资料来源:作者整理。

从式(2)可以看到,对于对照组银行( $treated=0$ ),延付高管薪酬实施年份前后银行通过  $LLP$  进行盈余管理的动机分别是  $\gamma_1$  和  $\gamma_1+\gamma_4$ ,可见,不受延付高管薪酬政策影响的银行在延付高管薪酬实施年份前后的盈余管理动机差异为  $diff_0=\gamma_4$ ,这一差异可视为排除了延付高管薪酬政策时银行盈余管理动机存在的时间趋势差异。对于处理组银行( $treated=1$ ),延付高管薪酬实施前后银行通过  $LLP$  进行的盈余管理的动机分别是  $\gamma_1+\gamma_5$  和  $\gamma_1+\gamma_4+\gamma_5+\gamma_7$ ,差异为  $diff_1=\gamma_4+\gamma_7$ ,这一差异不仅包含了延



付高管薪酬政策的影响,还包含了上述时间趋势差异 $\gamma_4$ 。因此,延付高管薪酬政策对银行盈余管理动机的净影响效应为 $diff=diff_1-diff_0=\gamma_4+\gamma_7-\gamma_4=\gamma_7$ 。本文关心的是系数 $\gamma_7$ ,如果延付高管薪酬降低了银行通过LLP进行盈余管理的动机,则 $\gamma_7$ 应该显著为负。与式(1)相同,本文使用面板数据差分模型估计式(2),通过组内差分消掉非观测效应 $v_i$ 以得到一致估计。

## 五、实证分析

### 1. 倾向得分匹配处理

根据研究设计,本文进行PSM的处理组为2010年开始实施延付高管薪酬的15家银行,对照组为2009—2013年始终未实施延付高管薪酬的银行,共计87家,通过Probit模型来估计倾向得分,采用核匹配法(Kernel Matching)确定权重,施加了“共同支持”(Common Support)条件。

PSM的可靠性取决于“条件独立性条件”是否被满足,即要求匹配后处理组和对照组银行在可观测变量(实施延付高管薪酬前)上不存在显著差异。如果二者存在显著差异,则表示可观测变量的选取或匹配方法的选择不恰当,核匹配估计无效。因此,在报告核匹配倾向得分估计结果之前,本文需要进行匹配平衡性检验,限于篇幅,这里略去检验结果的列示。相比匹配前,匹配后的处理组和对照组在资本充足率(CAP)、贷款拨备率(LPR)、杠杆率(LEV)、贷存比(LDR)、贷款规模(LOAN)、不良贷款率(NPL)和资产收益率(ROA)水平等方面的差异大幅下降,各匹配变量标准偏差的绝对值均显著小于10<sup>①</sup>。从均值T检验的相伴概率值可知,匹配后处理组和对照组在2009年的可观测变量上不存在显著差异。因此,可认为本文选取的可观测变量合适且匹配方法得当,核匹配估计可靠。此时,处理组和对照组银行在2009年具有基本一致的特征,它们在2010年实施延付高管薪酬政策的概率接近,从而可以相互比较。

本文分别绘制了经PSM处理后的处理组和对照组的VNIM、VEBTP和ZSCORE均值变动趋势,如图2—4所示。不难看到,无论是处理组还是对照组的VNIM、VEBTP和ZSCORE均值,均持续处于递减(递增)趋势,这说明2010—2013年样本银行的收益波动性稳步下降。如果直接估算2010年(延付高管薪酬政策实施)以后VNIM、VEBTP和ZSCORE的变化,则会简单地认为延付高管薪酬降低了银行收益波动性,产生这一错误认识的原因是忽视了样本期内对照组的收益波动性也呈现下降趋势这一客观事实,因此,本文进一步用DID策略识别延付高管薪酬的净影响效应是必要且合理的。进一步对处理组和对照组的VNIM、VEBTP和ZSCORE进行组间作差(处理组均值-对照组均值),观察其差值变化趋势(见图5),可以看到,VNIM组间均值差的绝对值在2011年显著增大,但2012年和2013年逐渐缩小,而VEBTP和ZSCORE组间均值差的绝对值则呈现先收窄后增大的特征,间接反映了延付高管薪酬政策对银行VNIM的影响可能具有即时性,而对银行VEBTP和ZSCORE的影响可能具有滞后性。此外,仔细观察图5,本文还发现,ZSCORE的组间均值差在2013年与2010年的差距,远高于VNIM和VEBTP的组间均值差在2013年与2010年的差距。为何会出现这种情形呢?下文将进一步分析其原因。

### 2. 双重差分检验

(1)平均处理效应。在PSM处理的基础上,本文对式(1)进行DID检验。采用固定效应法估计面板双重差分模型<sup>②</sup>,即通过一阶差分法消除变量的时间变化因素,由于政策虚拟变量*treated*具有时

① Rosenbaum and Donald<sup>[52]</sup>指出,当匹配变量的标准偏差值的绝对值大于20时可认为匹配效果不好。

② 所有面板固定效应回归结果F检验的P值均为0.0000,拒绝了个体间无差异的假设。

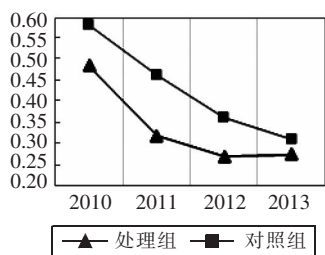


图2 VNIM均值变动趋势

资料来源:作者绘制。

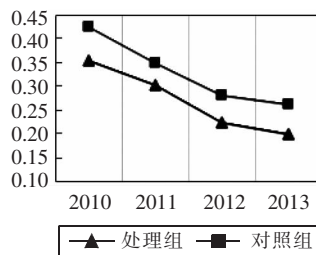


图3 VEBTP均值变动趋势

资料来源:作者绘制。

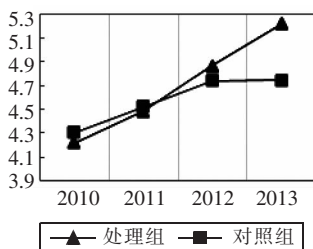


图4 ZSCORE均值变动趋势

资料来源:作者绘制。

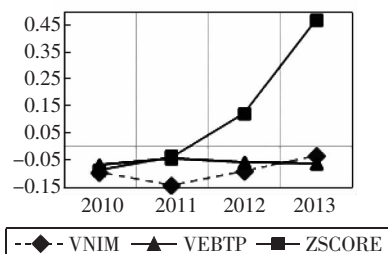


图5 盈余波动性变量组间均值差变动趋势

资料来源:作者绘制。

间不变性,因此,在做 DID 固定效应分析时, *treated* 会被自动删除,但这并不影响估计的结果及其有效性。表 3 列示了式(1)的面板 DID 检验结果,其中列(1)、列(3)、列(5)是没有加入其他控制变量的估计结果,列(2)、列(4)、列(6)是加入了其他控制变量的结果。不难看到,无论是否加入其他控制变量,交互项  $t \times treated$  的系数均显著为负(因变量为 *ZSCORE* 时则显著为正),这说明延付高管薪酬政策显著降低了银行的收益波动性,从而证实了假设 1。

本文进一步利用式(2)对假设 2 进行检验,结果如表 4 中第(1)、(2)列所示。其中列(1)为没有加入其他控制变量的估计结果,可以看到, *EBTP* 的系数显著为正,这说明样本银行存在显著的、通过 LLP 进行盈余管理的动机。交互项  $t \times treated \times EBTP$  的系数显著为正,说明延付高管薪酬加剧了银行通过 LLP 进行盈余管理的动机。列(2)为加入了其他控制变量的回归结果,可以看到,交互项  $t \times treated \times EBTP$  的系数依然显著为正。因此,列(1)、列(2)的结果与假设 2 的预期相反,即延付高管薪酬后银行通过 LLP 进行盈余管理的动机反而明显增强。

以上结果表明,如果仅比较平均处理效应而不考虑动态边际影响,延付高管薪酬政策对银行风险承担影响的净效应为:延付高管薪酬降低了银行的收益波动性,但同时反而提高了银行通过 LLP 进行盈余管理的动机。这显然与本文的研究假设存在一定的矛盾。而且,平均处理效应不能回答关于延付高管薪酬影响银行收益波动性和盈余管理动机时间变动趋势的疑问。此外,图 5 为何出现“*ZSCORE* 的组间均值差在 2013 年与 2010 年的差距,远远高于 *VNIM* 和 *VEBTP* 的组间均值差在 2013 年与 2010 年的差距”的现象?由于不能识别延付高管薪酬对银行收益波动性和盈余管理动机影响效应的动态变化,以上种种疑问并不能通过式(1)和式(2)的一系列估计得到答案,后面将通过估计动态边际影响,弥补上述缺陷。

(2)动态边际影响效应。为了进一步检验延付高管薪酬对银行收益波动性的动态边际影响,本文在式(1)中引入时间虚拟变量,如式(3)所示:

表3 延付高管薪酬影响银行收益波动性的平均处理效应

变量	VNIM		VEBTP		ZSCORE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>txtreated</i>	-0.3249*** (-4.1082)	-0.2873*** (-3.4964)	-0.1717*** (-3.1487)	-0.1204** (-2.1270)	1.3989** (2.5975)	1.5714*** (2.7140)
<i>t</i>	-0.0855 (-1.5942)	0.0241 (0.1734)	-0.0707* (-1.9109)	-0.0396 (-0.4131)	0.5463 (1.4670)	1.0663 (1.0823)
<i>LOANG</i>		0.0033* (1.7868)		0.0007 (0.5640)		0.0020 (0.1572)
<i>CAP</i>		0.0652*** (3.3872)		0.0371*** (2.8023)		0.1142 (0.8383)
<i>SIZE</i>		-0.0679 (-0.4931)		-0.1003 (-1.0584)		-0.3771 (-0.3873)
<i>LPR</i>		0.0709** (2.2757)		0.0631*** (2.9405)		-0.0050 (-0.0228)
<i>LDR</i>		0.0057 (1.1852)		-0.0036 (-1.0871)		0.0173 (0.5104)
<i>GDPG</i>		0.0265 (0.9601)		-0.0081 (-0.4236)		0.0766 (0.3927)
<i>LEV</i>		-0.0625* (-1.8062)		-0.0287 (-1.2027)		0.0716 (0.2919)
<i>ROE</i>		0.0117 (1.5442)		0.0128** (2.4455)		0.0807 (1.5035)
<i>_CONS</i>	0.5088*** (15.9165)	-0.1849 (-0.1048)	0.3743*** (16.9861)	1.1492 (0.9454)	4.4636*** (20.5733)	3.3923 (0.2717)
样本量	182	174	182	174	177	175
R <sup>2</sup>	0.2360	0.3517	0.1863	0.3129	0.1237	0.1636
F 值	10.0431***	5.2016***	7.4423***	4.3635***	4.4534***	3.5833***
银行数	48	47	48	47	47	47

注:①括号中的值为双尾检验 t 值;②\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;③*treated* 和 *LIST* 变量由于具有时间不变性,回归时被自动删除。

资料来源:作者利用 Stata14.0 软件计算。

$$EarningsVolatility_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treated_{it} + \alpha_2 t2011_{it} + \alpha_3 t2012_{it} + \alpha_4 t2013_{it} + \alpha_5 treated_{it} \times t2011_{it} + \alpha_6 treated_{it} \times t2012_{it} + \alpha_7 treated_{it} \times t2013_{it} + \beta X_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,*t2011*、*t2012* 和 *t2013* 分别为对应于 2011 年、2012 年和 2013 年的时间虚拟变量。可以看到,2011 年时处理组 (*treated*=1) 和对照组 (*treated*=0) 的收益波动性分别为  $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_5$  和  $\alpha_0 + \alpha_2$ , 因此,处理组和对照组在 2011 年的收益波动性差异为  $\alpha_1 + \alpha_5$ ; 同理,处理组和对照组在 2012 年的收益波动性差异为  $\alpha_1 + \alpha_6$ , 在 2013 年的差异为  $\alpha_1 + \alpha_7$ 。显然,三者都有一个共同系数  $\alpha_1$ 。因此,本文在考察延付高管薪酬对银行收益波动性的动态边际影响效应时,关心的是交互项 *treated*×*t2011*、*treated*×*t2012* 和 *treated*×*t2013* 的系数  $\alpha_5$ 、 $\alpha_6$  和  $\alpha_7$ 。

表 5 列示了式(3)的回归结果,当因变量为 *VNIM* 时,*treated*×*t2011*、*treated*×*t2012* 和 *treated*×*t2013* 系数均显著为负,说明 2010 年延付高管薪酬后银行的净息差波动率在 2011 年、2012 年和 2013 年均显著下降,且其边际效应表现为先增后减。当因变量为 *VEBTP* 时,交互项均为负,但只有

表 4 延付高管薪酬对银行盈余管理动机影响的 DID 检验

变量	LLP			
	平均处理效应		动态边际影响效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EBTP</i>	0.1391** (2.0826)	-0.1033 (-0.9357)	0.1376** (2.1228)	-0.0868 (-0.7939)
<i>t</i>	-0.1017 (-0.9962)	-0.1750 (1.0521)		
<i>t</i> × <i>EBTP</i>	0.0496 (1.0083)	0.1501** (2.1514)		
<i>treated</i> × <i>EBTP</i>	-0.1577 (-1.2450)	-0.0102 (-0.0744)	-0.1381 (-1.1129)	-0.0042 (-0.0309)
<i>t</i> × <i>treated</i>	-0.6013** (-2.4467)	-0.3757 (-1.3585)		
<i>t</i> × <i>treated</i> × <i>EBTP</i>	0.3761*** (3.2795)	0.2496* (1.9265)		
<i>t</i> 2011			-0.1112 (-0.9837)	-0.2338 (-1.4498)
<i>t</i> 2012			-0.1280 (-0.9677)	-0.2200 (-1.1835)
<i>t</i> 2013			-0.2509 (-1.6018)	-0.2828 (-1.1555)
<i>t</i> 2011× <i>EBTP</i>			0.0343 (0.6538)	0.1318* (1.6997)
<i>t</i> 2012× <i>EBTP</i>			0.0440 (0.7094)	0.1367* (1.7021)
<i>t</i> 2013× <i>EBTP</i>			0.1193 (1.5707)	0.1812* (1.7602)
<i>t</i> 2011× <i>treated</i>			-0.5774** (-2.0794)	-0.3644 (-1.1495)
<i>t</i> 2012× <i>treated</i>			-0.1649 (-0.4838)	-0.0780 (-0.2119)
<i>t</i> 2013× <i>treated</i>			-1.1898*** (-3.3295)	-0.9797** (-2.4408)
<i>t</i> 2011× <i>treated</i> × <i>EBTP</i>			0.3576*** (2.8335)	0.2408 (1.6510)
<i>t</i> 2012× <i>treated</i> × <i>EBTP</i>			0.1770 (1.1513)	0.1101 (0.6622)
<i>t</i> 2013× <i>treated</i> × <i>EBTP</i>			0.6670*** (3.9142)	0.5570*** (2.9300)
控制变量	否	是	否	是
样本量	183	163	183	163
R <sup>2</sup>	0.2889	0.3965	0.3631	0.4504
F 值	6.4511***	4.2326***	4.9332***	3.6118***
银行数	48	44	48	44

注:①括号中的值为双尾检验 t 值;②\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;③常数项估计值未列示。

资料来源:作者利用 Stata14.0 软件计算。

*treated*×*t*2012 和 *treated*×*t*2013 显著,说明延付高管薪酬政策对银行总体经营收入波动性的影响表现出滞后性,效果在政策实施后的第 2 年(2012 年)开始显现,其边际效应呈递增态势。当因变量为

ZSCORE 时,交互项系数均为正,其系数的显著性说明延付高管薪酬对 ZSCORE 的影响也具有滞后性,系数的大小则表明 ZSCORE 在 2013 年有明显更高的提升幅度。因此,表 5 的结果印证了图 5 所示的情形,即延付高管薪酬对 VNIM 的影响具有即时性,而对 VEBTP 和 ZSCORE 的影响具有滞后性。本文认为上述动态边际效应产生分化的原因可能是,由于当前中国银行业的主要盈利来源仍集中于贷款投放(中国银行业的资产中有一半左右为贷款),当银行意图减少风险承担时,首选调整信贷资产。因此,延付高管薪酬的实施首先影响到银行的净息差波动率(VNIM),而对包含了其他收入要素经营性收益的波动性 VEBTP 以及 ZSCORE 的影响则表现出一定的滞后性。

为进一步检验延付高管薪酬对银行盈余管理动机的动态边际效应,本文进一步在式(2)中引入时间虚拟变量,如式(4)所示:

$$\begin{aligned}
 LLP_{it} = & \mu_0 + \mu_1 EBTP_{it} + \mu_2 t2011_{it} + \mu_3 t2012_{it} + \mu_4 t2013_{it} + \mu_5 t2011_{it} \times EBTP_{it} + \mu_6 t2012_{it} \times EBTP_{it} \\
 & + \mu_7 t2013_{it} \times EBTP_{it} + \mu_8 treated_{it} + \mu_9 treated_{it} \times EBTP_{it} + \mu_{10} t2011_{it} \times treated_{it} \\
 & + \mu_{11} t2012_{it} \times treated_{it} + \mu_{12} t2013_{it} \times treated_{it} + \mu_{13} t2011_{it} \times treated_{it} \times EBTP_{it} \\
 & + \mu_{14} t2012_{it} \times treated_{it} \times EBTP_{it} + \mu_{15} t2013_{it} \times treated_{it} \times EBTP_{it} + \lambda Z_{it} + v_i + \xi_{it} \quad (4)
 \end{aligned}$$

可以看到,2011 年时处理组( $treated=1$ )和对照组( $treated=0$ )通过 LLP 进行盈余管理的动机分别为  $\mu_1 + \mu_5 + \mu_9 + \mu_{13}$  和  $\mu_1 + \mu_5$ ,因此处理组和对照组在 2011 年盈余管理动机的大小差异为  $\mu_9 + \mu_{13}$ ;同理,处理组和对照组在 2012 年通过 LLP 进行盈余管理动机的大小差异为  $\mu_9 + \mu_{14}$ ,在 2013 年的差异为  $\mu_9 + \mu_{15}$ 。三者都有一个共同系数  $\mu_9$ 。因此,本文在考察延付高管薪酬对银行盈余管理动机的动态影响效应时,关心的是  $t2011 \times treated \times EBTP$ 、 $t2012 \times treated \times EBTP$  和  $t2013 \times treated \times EBTP$  的系数  $\mu_{13}$ 、 $\mu_{14}$  和  $\mu_{15}$ 。

表 5 延付高管薪酬对银行收益波动性的动态边际影响效应

变量	VNIM		VEBTP		ZSCORE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t2011 \times treated$	-0.3190*** (-3.2919)	-0.2790*** (-2.8528)	-0.0934 (-1.4221)	-0.0613 (-0.9203)	0.6845 (1.0620)	0.9270 (1.3752)
$t2012 \times treated$	-0.3470*** (-3.5519)	-0.3141*** (-3.1374)	-0.1975*** (-2.9829)	-0.1460** (-2.1418)	1.2815* (1.9718)	1.5440** (2.2348)
$t2013 \times treated$	-0.3085*** (-3.1328)	-0.2655** (-2.5311)	-0.2294*** (-3.4371)	-0.1743** (-2.4414)	2.3251*** (3.5138)	2.5600*** (3.5301)
$t2011$	-0.0395 (-0.7166)	-0.0599 (-0.7354)	-0.0201 (-0.5374)	-0.0380 (-0.6847)	0.0678 (0.1843)	-0.1410 (-0.2514)
$t2012$	-0.0710 (-1.2558)	-0.0777 (-0.6378)	-0.0413 (-1.0778)	-0.0608 (-0.7332)	0.1588 (0.4208)	0.0194 (0.0231)
$t2013$	-0.0913 (-1.5777)	0.0143 (0.0978)	-0.0497 (-1.2667)	-0.0004 (-0.0042)	0.1842 (0.4635)	0.4174 (0.4134)
控制变量	否	是	否	是	否	是
_CONS	0.5088*** (15.8033)	-0.1605 (-0.0902)	0.3739*** (17.1388)	1.0925 (0.9020)	4.4682*** (20.9391)	4.3968 (0.3573)
样本量	182	174	182	174	177	175
R <sup>2</sup>	0.2370	0.3531	0.2146	0.3107	0.1658	0.2023
F 值	6.6316***	4.4132***	5.8345***	3.9953***	4.1123***	3.8718***
银行数	48	47	48	47	47	47

注:①括号中的值为双尾检验 t 值;②\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源:作者利用 Stata14.0 软件计算。

表4中列(3)和列(4)报告了式(4)的回归结果,可以看到,三项交互项的系数均为正,从各系数的显著性和大小看, $t2013 \times treated \times EBTP$ 的系数明显更大且在1%的水平上显著,这说明银行在延付高管薪酬后的第3年有明显更强的盈余管理动机。那么,为什么会出现这种情况呢?本文经过仔细分析后发现,《监管指引》中规定“银行高管薪酬的递延支付期限一般不少于3年”,“如在规定期限内高管及相关人员职责内的风险损失超常暴露,商业银行有权将相应期限内已发放的绩效薪酬全部追回,并支付所有未支付部分”。在此规定下,中国大部分银行都在《监管指引》的框架下,对高管绩效薪酬实行“50%当期兑现,50%延期在3年等分兑现”的延期支付方案<sup>①</sup>,少数银行虽然做了些许不同的规定<sup>②</sup>,但并无本质区别。因此,在延付薪酬考核期限仅为3年的情况下,高管出于自身薪酬的稳健性目的,在延付高管薪酬后的第3年(即考核期满时)有很强的动力和能力进行盈余管理:在EBTP较高时过度计提LLP,为以后年度的业绩增长留出空间,而在EBTP较低时减少LLP的计提,以确保自己在当前考核期内的延付薪酬不受影响。因此,延付高管薪酬为何在降低银行收益波动性的同时反而提高了其通过LLP进行盈余管理的动机便得到了合理解释。另一方面,从会计核算的角度看,NIM和EBTP是银行计提LLP前核算的变量,而ZSCORE是LLP计提后核算的变量,因此,VNIM和VEBTP不会受LLP计提的影响,而ZSCORE则会受LLP计提的影响。结合式(4)的回归结果,本文认为图5中所示“ZSCORE的组间均值差在2013年大幅提升”的现象可能是由于高管在延付薪酬考核期满时通过LLP进行盈余管理的行为所致。

### 3. 稳健性检验

本文以2010年《监管指引》的出台作为延付高管薪酬政策的起始点,考察期为2009—2013年。为了检验本文实证结果的可靠性,本文考虑处理组和对照组考察期的变化:①将原来的2009—2013年考察期缩短为2009—2011年,即处理组为“2010年开始延付高管薪酬的银行”,共计15家,对照组为“2009—2011年始终未实施延付高管薪酬的银行”,此时,2012年和2013年实施延付薪酬的银行共25家银行划入对照组。②将原来的2009—2013年考察期缩短为2009—2012年,即处理组为“2010年开始延付高管薪酬的银行”,共计15家,对照组为“2009—2012年均未实施延付高管薪酬的银行”,此时,2013年实施延付薪酬的8家银行划入对照组。对上述样本重新进行PSM-DID检验后本文发现,无论是考察期为2009—2011年还是2009—2012年,延付高管薪酬对银行收益波动性都有显著的影响,这与本文基本回归的结果一致;而延付高管薪酬对银行盈余管理动机的影响则并不完全显著。本文认为,上述稳健性检验结果与本文基本回归的结论并不矛盾,由于中国银行业延付高管薪酬的考核期为3年,因此银行在延付薪酬后的第3年有更强的盈余管理动机,稳健性检验仅考察了延付薪酬后的第1年和第2年,因此该结论不但不能推翻前文的结论,反而增强了银行出于薪酬稳健性目的,在延付薪酬后的第3年(即考核期满时)进行盈余管理的判断。最后,本文还利

① 如中国农业银行、中国建设银行、郑州银行、柳州银行、张家港农商行、泰隆银行、攀枝花银行、桂林银行、洛阳银行等。

② 如中信银行对高管薪酬的绩效奖金实行“5113”延期支付方案,即当年支付高管绩效奖金的50%,第二年和第三年分别再支付10%,剩余的30%在第四年支付。浦发银行规定“本公司应付职工薪酬中递延支付部分将在三年后发放”。徽商银行规定“对有关中高级管理人员以及对风险有重要影响岗位上的员工,其当年应发绩效薪酬的40%延期支付,自绩效考核结束后次年,分三年,每年分别支付10%、15%、15%”。上海银行规定“应付职工薪酬中属于递延支付部分于计提后递延至第四年起支付,其余工资、奖金、津贴和补贴一般将在下一年度全部发放和使用完毕”。唐山银行规定“对高级管理人员的绩效薪酬按照当期发放49%、延期一年发放17%、延期两年发放17%、延期三年发放17%”。东营银行规定“高管绩效薪酬采取延期支付方式,延期支付期限为4年,延期支付比例为40%、20%、20%、20%”,等等。

用风险加权资产比例衡量银行风险承担并进行相关检验,发现结果并没有本质改变。限于篇幅,这里不再报告有关结果。综合以上检验,本文有充分理由认为包括政策实验起始点、样本分组等在内的研究设计是合理的,所得结论稳健可靠。

## 六、结论及政策含义

本文基于银行盈余管理动机视角,利用依托于“准自然实验”的PSM-DID方法,检验延付高管薪酬是否能有效降低银行的收益波动性并进而降低其通过LLP进行盈余管理的动机。结果却发现,延付高管薪酬在降低银行收益波动性的同时反而增强了其通过LLP进行盈余管理的动机。进一步对其动态边际效应进行检验后发现,银行通过LLP进行盈余管理的动机在延付薪酬后的第3年尤为显著。这种情况出现的主要原因在于,当前中国银行业高管延付薪酬的考核期限仅为3年,为了获得更加稳健的薪酬,高管在薪酬延付后的第3年(即考核期满时)有更强的动力和能力进行盈余管理。这说明虽然中国当前实施的延付高管薪酬政策能有效约束银行的收益波动性,但仅为3年的延付考核期限给予了高管盈余管理的动力和空间,从而可能令延付高管薪酬对银行风险承担的约束作用大打折扣。因此,进一步改革和完善当前中国银行业高管薪酬延付制度是发挥其对银行风险偏好约束作用的重要措施,进而实现银行业的稳健经营和持续发展。

(1)加强银行实施延付高管薪酬的监管力度。银监会2010年颁布的《监管指引》明确要求银行高管薪酬实施延期支付,然而根据本文统计的实施情况发现,截至目前已实施延付高管薪酬的银行仍不足半数(如表1所示),显然这不利于发挥延付高管薪酬制度对银行风险偏好的约束作用,也不利于监管部门、投资者和公众进行有效的监督。因此,监管当局应对还未实施薪酬延付方案或实施不到位的银行加以监督,同时增强对银行高管人员薪酬信息披露内容的要求。

(2)优化高管薪酬的延期支付时间。《监管指引》的出台旨在完善对高管风险控制的激励和考核,为提高监管的可操作性,《监管指引》对高管薪酬的延付比例、期限等都制定了最低标准。然而,目前大多数银行仅按《监管指引》对延付比例和期限的最低要求即“高管绩效薪酬的50%延期在3年兑现”来执行。显然,这种机械的延期3年兑现高管相应薪酬,并没有真正地将中长期激励的锁定期与各类风险相对应。因此,从银行自身看,应根据不同业务活动的业绩实现和风险变化情况合理确定高管薪酬的支付时间并不断加以完善性调整。

(3)引入激励性的养老金制度。根据Jensen and Meckling<sup>[13]</sup>,内部债务包含养老金和延期支付薪酬;二者的最大区别在于延付期限,养老金一般要到高管退休(离职)后才能领取,这就能有效规制高管的盈余操纵行为,弥补延付薪酬难以与其风险持续时期保持一致的缺陷。从欧美等西方发达国家的实践看,高管薪酬中的养老金部分远远超过了其延付薪酬<sup>[29]</sup>。然而,中国现阶段的养老金制度主要以保障性为主,虽然也有少数厚利企业为员工制定了年金计划(补充养老保险),但更多是作为一种员工福利,其激励程度与西方国家不可同日而语<sup>[55]</sup>。更重要的是,中国的养老金(含企业年金)实行专户,即使企业破产,养老金也不会被列入清算范围,高管努力与否和他退休(离职)后获得的养老金多少并无直接关联。当然,这与现阶段中国养老金制度的保障性目标有关。因此,在满足基本养老保障需求的基础上,可以考虑设立激励性的养老金制度并设计追索与扣回等条款,与延付薪酬相互补充,进一步发挥内部债务对银行高管的激励和约束作用。

(4)改革高管薪酬考核的绩效指标。目前中国银行业高管薪酬考核的绩效指标主要包括资产利润率、净资产利润率、每股收益以及资产规模和增速等,从会计核算的角度看,这些绩效考核的利润指标都是银行计提LLP后核算的变量。本文的实证结果表明,为了保证其薪酬考核不受影响,高管

有很强的盈余操纵动力,而仅3年的延付(考核)期限则赋予了高管很强的盈余操纵能力。因此,可以尝试改革高管薪酬考核的绩效指标以有效规制高管的盈余操纵行为,从而进一步有效发挥延付薪酬对银行风险的约束作用,实现银行的稳健经营和持续发展。

[参考文献]

- [1]Bernanke, B. S. Lessons of the Financial Crisis for Banking Supervision: A Speech at the Federal Reserve Bank of Chicago Conference on Bank Structure and Competition, Chicago, Illinois (via satellite)[J]. *Hospitals*, 2009,20(6):137-155.
- [2]Bebchuk, L. A., and H. Spamann. Regulating Bankers' Pay[J]. *Georgetown Law Journal*, 2010,98(2):247-287.
- [3]Van Bakkum, S. Bank Executives' Inside Debt, Tail Risk and Returns during the Financial Crisis[R]. Erasmus University Working Paper, 2011.
- [4]Van Bakkum, S. Inside Debt and Bank Risk [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016,51(2):359-385.
- [5]Tung, F., and X. Wang. Bank CEOs, Inside Debt Compensation, and the Global Financial Crisis [R]. Boston Univ. School of Law Working Paper, 2012.
- [6]Kanagaretnam, K., G. Lobo, and Z. Yang. CEO Inside Debt, Risk Taking, Earnings Management, and Financial Trouble: Pre-Crisis and Crisis Period Evidence from the Banking Industry [R]. the European Accounting Association Annual Conference Working Paper, 2012.
- [7]Belkhir, M., and S. Boubaker. CEO Inside Debt and Hedging Decisions: Lessons from the U.S. Banking Industry[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2013,24(1):223-246.
- [8]Srivastav, A., S. Armitage, and J. Hagendorff. CEO Inside Debt Holdings and Risk-Shifting: Evidence from Bank Payout Policies[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014,47(10):41-53.
- [9]Srivastav, A., S. Armitage, and J. Hagendorff. Better Safe than Sorry? CEO Inside Debt and Risk-Taking in Bank Acquisitions[R]. SSRN working paper, 2014.
- [10]Bennett, R. L., L. Guntay, and H. Unal. Inside Debt, Bank Default Risk, and Performance during the Crisis [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2015,24(4):487-513.
- [11]Beaver, W., P. Kettler, and M. Scholes. The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures[J]. *The Accounting Review*, 1970,45(4):654-682.
- [12]Gebhardt, W. R., C. Lee, and B. Swaminathan. Toward an Implied Cost of Capital [J]. *Journal of Accounting Research*, 2001,39(1):135-176.
- [13]Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976,3(4):305-360.
- [14]Galai, D., and R. W. Masulis. The Option Pricing Model and the Risk Factor of Stock [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976,3(1):53-81.
- [15]Myers, S. C. Determinants of Corporate Borrowing[J]. *Journal of Financial Economics*, 1977,5(2):147-175.
- [16]Keeley, M. C., and F. T. Furlong. A Reexamination of Mean-Variance Analysis of Bank Capital Regulation[J]. *Journal of Banking and Finance*, 1990,14(1):69-84.
- [17]John, K., H. Mehran, and Y. Qian. Outside Monitoring and CEO Compensation in the Banking Industry [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2010,16(4):383-399.
- [18]Dewatripont, M., and J. Tirole. A Theory of Debt and Equity: Diversity of Securities and Manager-Shareholder Congruence[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994,109(4):1027-1054.
- [19]Hovakimian, A., and E. J. Kane. Effectiveness of Capital Regulation at U.S. Commercial Banks, 1985 to 1994[J]. *The Journal of Finance*, 2000,55(1):451-468.



- [20]Freixas, X., and J. C. Rochet. *Microeconomics of Banking*[M]. Cambridge: The MIT Press, 2008.
- [21]Dam, L., and M. Koetter. Bank Bailouts and Moral Hazard: Evidence from Germany [J]. *Review of Financial Studies*, 2012,25(8):2343–2380.
- [22]Tirole, J. *Theory of Corporate Finance*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2006.
- [23]Ross, S.A. Compensation, Incentives, and the Duality of Risk Aversion and Riskiness [J]. *Journal of Finance*, 2004,59(1):207–225.
- [24]Cheng, I. H., H. Hong, and J. A. Scheinkman. *Yesterday’s Heroes: Compensation and Creative Risk-Taking* [R]. NBER Working Paper, 2010.
- [25]John, T., and K. John. Top-Management Compensation and Capital Structure [J]. *Journal of Finance*, 1993,48(3):949–974.
- [26]John, K., A. Saunders, and L. Senbet. A Theory of Bank Regulation and Management Compensation [J]. *Review of Financial Studies*, 2000,13(1):95–125.
- [27]Edmans, A., and Q. Liu. Inside Debt[J]. *Review of Finance*, 2011,15(1):75–102.
- [28]Sundaram, R. K., and D. L. Yermack. Pay Me Later: Inside Debt and Its Role in Managerial Compensation [J]. *The Journal of Finance*, 2007,62(4):1551–1588.
- [29]Gerakos, J. J. *Essays on CEO Pensions*[R]. Dissertations Available from ProQuest Paper, 2007.
- [30]Chava, S., P. Kumar, and A. Warga. Managerial Agency and Bond Covenants[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(3):1120–1148.
- [31]Chen, F., Y. Dou, and X. Wang. Executive Inside Debt Holdings and Creditors’ Demand for Pricing and Non-Pricing Protections[R]. CAAA Annual Conference Working Paper, 2011.
- [32]Anantharaman, D., V. W. Fang, and G. Gong. Inside Debt and the Design of Corporate Debt Contracts[J]. *Management Science*, 2013,60(5):1260–1280.
- [33]Wei, C., and D. Yermack. Investor Reactions to CEOs’ Inside Debt Incentives [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011,24(11):3813–3840.
- [34]Laeven, L., and R. Levine. Bank Governance, Regulation and Risk Taking[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009,93(2):259–275.
- [35]Houston, J. F., C. Lin, P. Lin, and Y. Ma. Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010,96(3):485–512.
- [36]Altunbas, Y., L.Gambacorta, and D. Marques. Does Monetary Policy Affect Bank Risk[J]. *International Journal of Central Banking*, 2014,10(1):95–136.
- [37]Anderson, C., and G. Fraser. Corporate Control, Bank Risk Taking, and the Health of the Banking Industry [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2000,24(8):1383–1398.
- [38]Chen, C. R., T. L. Steiner, and A. M. Whyte. Does Stock Option-based Executive Compensation Induce Risk-taking? An Analysis of the Banking Industry[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2006,30(3):915–945.
- [39]Pathan, S. Strong Boards, CEO Power and Bank Risk-taking [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009,33(7):1340–1350.
- [40]Shrieves, R. E., and D. Dahl. The Relationship between Risk and Capital in Commercial Banks [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1992,16(2):439–457.
- [41]Jacques, K., and P. Nigro. Risk-based Capital, Portfolio Risk, and Bank Capital: A Simultaneous Equations [J]. *Approach Journal of Economics and Business*, 1997,49(6):533–547.
- [42]De Nicoló, G., and M. Lucchetta. Systemic Real and Financial Risks: Measurement, Forecasting, and Stress Testing[R]. IMF Working Papers, 12(58),2011.
- [43]Delis, D.M., and G.Kouretas. Interest Rates and Bank Risk-Taking [J]. *Journal of Banking and Finance*,

- 2011,35(4):840-855.
- [44]Cornett, M.M., J.J. McNutt, and H. Tehranian. Corporate Governance and Earnings Management at Large US Bank Holding Companies[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2009,15(4):412-430.
- [45]Cheng, Q., T. Warfield, and M. Ye. Equity Incentives and Earnings Management Evidence from the Banking Industry[J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2011,26(2):317-349.
- [46]Laeven, L., and G. Majnoni. Loan Loss Provisioning and Economic Slowdowns: Too Much, Too Late [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2003,12(2):178-197.
- [47]Bikker, J.A., and P.A. Metzmakers. Bank Provisioning Behaviour and Procyclicality[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2005,15(2):141-157.
- [48]Bouvatier, V., and L. Lepetit. Banks' Procyclical Behavior: Does Provisioning Matter [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2008,18(5):513-526.
- [49]段军山,邹新月,周伟卫. 贷款行为、盈余管理与贷款损失准备的动态调整[J]. *金融论坛*, 2011,(5):31-36.
- [50]廖冠民,张广婷. 盈余管理与国有公司高管晋升效率[J]. *中国工业经济*, 2012,(4):115-127.
- [51]陈雯靓,吴溪. 中国商业银行的贷款损失准备计提与利润平滑:新会计准则的影响[J]. *审计研究*, 2014,(1):105-112.
- [52]Rosenbaum, P.R., and B.R. Donald. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983,70(1):41-55.
- [53]Kanagaretnam, K., G.J. Lobo, and D.H. Yang. Joint Tests of Signaling and Income Smoothing through Bank Loan Loss Provisions[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2004,21(4):843-884.
- [54]许友传,杨继光. 商业银行贷款损失准备与盈余管理动机[J]. *经济科学*, 2012,(2):94-103.
- [55]刘学良. 中国养老保险的收支缺口和可持续性研究[J]. *中国工业经济*, 2014,(9):25-37.

## The Policy Effect of CEO Deferred Compensation on Bank Risk Taking —A PSM-DID Analysis Based on Bank Earnings Management

HE Jing

(College of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** Deferred bank executive compensation has become an important measure of Chinese regulators' reducing financial risk after the 2008 international financial crisis. Theoretically, this policy will reduce banks' earnings volatility and their incentive of earnings management via LLP (loan loss provision) furtherly. However, taking the "Commercial Banks Robust Compensation Regulatory Guidelines" issued by CBRC in 2010 as an experiment shock and using the propensity score matching-difference in difference (PSM-DID) approach, this paper found that CEO deferred compensation reduce banks' earnings volatility but simultaneously strengthen their earnings management incentive. Ulteriorly testing the dynamic marginal effect, this paper found that banks' earnings management via LLP is especially significant in the 3rd year after CEO compensation deferred paid. This is because that the deferred period of CEO compensation is only 3 years, in order to get more robust compensation, CEO has stronger incentive and ability to manipulate banks' earnings. These findings have several policy implications on the reform of banks' deferred executive compensation.

**Key Words:** deferred executive compensation; bank risk taking; earnings management; PSM-DID

**JEL Classification:** G21 G28 J33

[责任编辑:马丽梅]