

延付高管薪酬降低了银行风险偏好吗

——信贷资产配置行为视角的研究*

何 靖

内容提要:美国金融危机后,延付银行高管薪酬成为我国监管部门降低金融风险的重要举措。本文旨在从银行信贷资产配置行为视角深入研究这一政策是否能有效降低银行风险偏好。为此,我们进行了如下检验:(1)利用非观测效应面板数据模型(固定效应估计和广义矩估计法)直接比较延付高管薪酬实施前后我国银行高风险贷款投放的变化;(2)为控制延付高管薪酬可能存在的内生性问题,利用 2010 年银监会发布的《商业银行稳健薪酬监管指引》这一政策冲击,通过“准自然实验”的 PSM-DID 法识别延付高管薪酬对银行高风险贷款投放影响的净效应。二者结果均显示:实施延付高管薪酬的确降低了银行风险偏好,体现为银行配置更低的贷款规模、企业贷款占比和信用贷款占比。进一步的,我们还构建了高管薪酬延付水平指标并检验其对银行风险偏好的影响。最后,本文基于银行稳健经营目标提出了高管薪酬改革的政策建议。

关键词:延付高管薪酬 银行风险偏好 PSM-DID 准自然实验

作者简介:何 靖,浙江工商大学金融学院讲师,310018。

中图分类号:F832.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2016)11-0077-20

一、引 言

近年来,银行高管的薪酬问题备受社会和监管机构的关注,尤其是在 2008 年美国金融危机期间,这一问题更是被推到“风口浪尖”,包括我国在内的许多国家都出台相关高管薪酬管理政策,其中一项重要举措就是对高管薪酬实行延期支付。2010 年 3 月,银监会发布《商业银行稳健薪酬监管指引》(以下简称《监管指引》),明确要求“商业银行高级管理人员以及对风险有重要影响岗位上的员工,绩效薪酬的 40% 以上应采取递延支付的方式,且递延支付期限一般不少于 3 年,其中主要高级管理人员绩效薪酬的递延支付比例应高于 50%,有条件的应争取达到 60%……”,其核心就是

* 基金项目:国家自然科学基金青年基金“高管薪酬支付与银行风险管理”(71603236);教育部人文社科青年基金“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”(13YJCZH049);教育部人文社科规划基金“资本管制、高管内部债务对商业银行风险承担行为的交互效应研究”(15YJA790041)。本文初稿曾在“财经笔会 2016(南昌)”报告过,作者特别感谢与会专家和匿名评审专家提出的宝贵意见。文责自负。

通过延长绩效薪酬的支付期限,将风险成本、风险抵扣与薪酬挂钩,从而真正发挥薪酬机制对风险防控的约束作用。事实上,早在 2005 年,杭州银行就率先建立延付高管薪酬制度,随后相继有银行跟进,2010 年《监管指引》颁布之后,更是越来越多的银行开始实施高管薪酬延付方案(表 1)。因此,如果从 2005 年算起,我国银行实施高管薪酬延付制度已经有 11 年时间,从 2010 年算起也已经实施了 6 年。那么,延付高管薪酬是否有效约束了我国银行的风险偏好? 这是一个极为重要而又亟待回答的问题。

表 1 我国历年来实施延付高管薪酬的银行	
2005 年	杭州银行
2006 年	平安银行(原深圳发展银行)、日照银行
2008 年	招商银行、兴业银行、浙商银行、南京银行
2009 年	中国民生银行、富滇银行
2010 年	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 年	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 年	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 年	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:作者根据各银行年报信息披露整理。

本文旨在对我国延付高管薪酬的政策效果进行客观评价,结果证实了延付高管薪酬在约束我国银行风险偏好上的有效性。本文的贡献可能在于:(1)首次对我国银行延付高管薪酬的政策效应进行实证检验,填补了相关研究空白,为我国基于银行稳健经营目标的高管薪酬制度改革提供了直接经验支持和政策依据。(2)除了非观测效应面板数据模型以外,还采用了依托“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)有效解决了延付高管薪酬可能存在的内生性问题,得到了更为全面、稳健的实证结果,进一步检验了内部债务理论。(3)从银行主动风险承担——信贷资产配置行为视角(包含信贷规模和信贷结构两个维度)衡量了银行风险偏好,从而更好地识别了延付高管薪酬对银行风险偏好的影响机理。

二、文献回顾及研究假设

(一)文献回顾

代理理论证明了债务和外部股东的存在导致双方权力人的利益冲突,并带来相应代理成本

(Jensen 和 Meckling, 1976),其根源是股东和债权人不对称的支付结构:债权人获得企业现金流的固定收益,而股东承担有限责任,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,而股东则谋求其价值最大化。由于高杠杆率以及政府存款保险的存在,股东一债权人利益冲突在银行业尤为严重:(1)银行的杠杆水平非常高,持有远低于其他行业的权益水平,在综合考虑杠杆倍数和时间跨度因素的情况下,银行股东的道德风险和过度冒险倾向远高于其他非金融企业股东;(2)在有限责任制和金融安全网(存款保险制度)下,股东对风险的容忍程度可能高到损害其他利益相关者(银行债权人和存款保险人)的程度,而政府出于“大而不倒”的考虑对经营不善的银行给予政治救助(即预算软约束问题)的可能性,进一步加重了股东的风险偏好。

正如 Tirole(2006)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,并因而通过高额奖金(现金)或股权激励等方案设计诱使高管更激进且易于冒险。因此,高管薪酬契约的设计不应该只考虑股东一高管的代理问题,还应该考虑股东/高管一债权人之间的代理问题。

基于股东/高管一债权人代理冲突视角,Jensen 和 Meckling(1976)、Edmans 和 Liu(2011)提出,以部分债务的形式补偿高管是减轻股东一债权人利益冲突及其引发的高管过度冒险的有效方法,如养老金和延期支付薪酬,并称之为“内部债务(inside debt)”。^①最近的实证研究支持了他们的论断,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其风险偏好。在最早开始进行类似研究的文献中,Sundaram 和 Yermack(2007)发现随着高管内部债务水平的提升,企业的违约风险水平会下降;Gerakos(2007)发现养老金的债务特性降低了高管投资决策的风险。Van Bakkum(2011)、Tung 和 Wang(2012)发现银行高管的内部债务水平越高,在2008年金融危机中的下行风险越低。Kiridaran 等(2012)研究发现,金融危机前,高管内部债务与银行盈利的波动性以及银行通过贷款损失准备进行盈余平滑的概率负相关;金融危机后,高管内部债务水平越高的银行陷入财务困境的可能性越低。Belkhir 和 Boubaker(2013)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。Srivastav 等(2014a)发现高管内部债务水平越高,银行的股利分配及回购政策越保守。Srivastav 等(2014b)通过杠杆风险及资产风险两个渠道研究发现,高管内部债务与银行追求并购的概率、银行并购后的风险变化以及金融安全网的预期价值变化负相关。Van Bakkum(2014)基于美国银行的数据发现,高管持有大量内部债务的银行表现出以下特征:更优质的资产、更保守的资产负债管理、转向传统银行业务的趋势更强等。Bennett 等(2015)研究发现,高管持有的内部债务水平越高,银行的违约风险越低。高管薪酬激励的不同形式对股东一债权人代理冲突进而对银行风险偏好的影响机理如图1所示。

综上,现有关于银行高管延付薪酬(内部债务)的实证研究主要利用欧美发达国家的数据样本,它们从多个角度研究发现内部债务与银行风险水平负相关。从研究方法来看,它们主要通过设定“内部债务”代理变量进行面板数据模型回归。然而,值得注意的是,内部债务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内部

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都次于债权人。

债务水平。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内部债务与银行风险偏好之间关联的背景,但由于金融危机加大了系统风险,如果内部债务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内部债务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出于银行本身的风险偏好,还是内部债务的作用。换句话说,国外已有实证文献只能证明高管内部债务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。

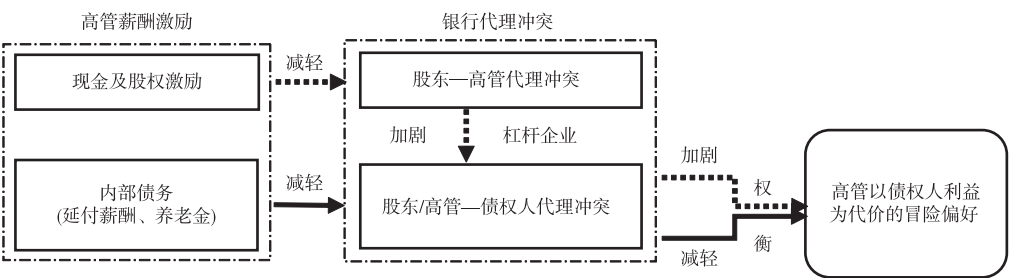


图 1 高管薪酬激励影响银行风险偏好的理论机理

(二)研究假设

现有关于银行风险承担的研究文献颇丰,根据研究目的的不同,银行风险承担的度量方法亦有所不同,目前主要有:银行风险调整的利润(即 Sharpe 指数)(Stiroh 和 Rumble, 2006)、Z-score (Laeven 和 Levine, 2009)、风险加权资产比例(De Nicolò 和 Lucchetta, 2011)、不良贷款率(Delise 和 Kouretas, 2011)、银行预期违约频率(Altunbas 等, 2014)等。方意(2015)指出,银行风险承担有主动和被动之分:主动风险承担是指银行受经济利益的驱使降低了风险感知能力而主动放松信贷标准,最终导致银行风险承担的增大;被动风险承担则是指银行风险容忍度未发生改变的情况下,受宏观经济等不利因素影响而导致借款企业的违约风险加大,从而带来银行被动风险承担的增大。具体而言,银行发放贷款时的行为体现为银行主动风险承担,而已经发放出去的贷款受不利宏观经济因素影响出现违约则体现为银行被动风险承担,发放贷款与贷款在经营过程中出现违约而存在的时滞,是银行主动和被动风险承担的区别所在。

本文重点研究延付高管薪酬是否降低银行风险偏好,这里的“银行风险偏好”是指商业银行承担风险的偏好,反映银行主动从事风险业务的动机、决策和执行,即银行的主动风险承担。因此,从银行信贷资产配置行为视角研究银行的主动风险承担(即风险偏好)是合适的。方意(2015)认为,由于风险加权资产比例主要指银行高风险等级资产的比重,这种比重在银行发放贷款时即能确定,且比重越高意味着银行购买高风险资产的意愿越强,因此风险加权资产比例主要衡量银行的主动风险承担。顺应此逻辑,本文对“风险加权资产比例”指标作进一步细化和拓展,从信贷资产配置行为——高风险贷款投放视角来考量“银行风险偏好”(主动风险承担)。具体而言,包含贷款规模和贷款结构两个维度。

首先来看贷款规模。在我国,贷款是银行最重要的资产业务,贷款占总资产的比例远超过其他资产。此外,根据我国 2004 年《商业银行资本充足率管理办法》的规定,银行贷款的风险加权系数在所有资产中是最高的(吴玮, 2011)。因此,如果银行将更多的资产配置在贷款上,则意味着银行有更强的投资高风险等级资产的意愿,也即有更强的风险偏好。Heuvel(2008)也发现,当银行

意图减少风险资产的持有时,首选缩减贷款规模。本文认为,如果延付高管薪酬能有效降低银行风险偏好,则可能体现为减少风险权重更高的信贷资产投放,据此提出假设 1。

H1:控制其他因素时,延付高管薪酬将导致银行配置更少的信贷资产。

其次来看贷款结构。根据对象的不同,贷款可以分为个人贷款和企业贷款;根据担保方式的不同,贷款可以分为信用贷款、保证贷款和附担保物贷款(主要包括抵押贷款和质押贷款)三类,其中后两类(保证贷款与附担保物贷款)统称为担保贷款。由于不同类型贷款的风险存在一定的差异,监管当局对各类贷款资产的风险加权系数规定亦有所不同。例如,我国 2004 年《商业银行资本充足率管理办法》中规定,个人住房抵押贷款的风险加权系数为 50%,而企业贷款和其他个人贷款的风险加权系数为 100%;信用贷款由于不能提供风险缓释,其风险加权系数为 100%,而担保贷款由于有合格的抵质押品、保证和信用衍生工具等方式转移或降低信用风险,其风险加权系数更低。因此,如果银行将更多的资产配置在企业贷款和信用贷款上,则意味着银行有更强的投资高风险等级贷款的意愿,也即更强的风险偏好。而如果延付高管薪酬能有效降低银行风险偏好,则可能体现为银行减少风险等级更高的企业贷款和信用贷款投放。据此进一步提出假设 2 和 3。

H2:控制其他因素时,延付高管薪酬将导致银行配置更少的企业贷款资产。

H3:控制其他因素时,延付高管薪酬将导致银行配置更少的信用贷款资产。

三、研究设计

对于项目评估和政策分析,目前比较常用的方法有面板数据模型和双重差分法(DID)。这两种方法各有千秋,其中面板数据要求对观测对象在不同时期跟踪调查以收集跨时资料,但对观测点的分布没有严格的独立同分布要求,而 DID 要求数据来自对所研究总体不同时间点的随机抽样,并且假设随机观测点独立同分布。本文首先通过中国银监会网站获得相关银行名录,然后手工查阅各商业银行网站的公开披露信息,统计了截至 2013 年底已经实施延付高管薪酬的银行(见表 1),结合 Bankscope 数据库后可得到一个包含 54 家银行 2003—2013 年共 314 个观测值的非平衡面板数据,其中包括 4 家大型商业银行、8 家股份制银行、35 家城市商业银行和 7 家农商行。

因此,与国外已有实证文献的做法一致,我们首先采用能在很大程度上控制遗漏变量问题的非观测效应面板数据模型,比较高管薪酬延付前、延付后的银行风险偏好情况。

(一)面板数据模型

本文的非观测效应面板数据模型设定如下:

$$Risk\ Taking_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot IDEBT_{it} + \beta X_{it} + c_i + c_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Risk\ Taking_{it}$ 衡量银行 i 在 t 时的风险偏好,根据研究假设,分别用贷款规模($LOAN$)、企业贷款占比($CorpL$)和信用贷款占比($Credit$)来衡量。 $IDEBT_{it}$ 是一个二值虚拟变量,银行 i 在 t 时实施了延付高管薪酬则 $IDEBT_{it}=1$,否则 $IDEBT_{it}=0$ (本文的高管是指银行 CEO 或行长)。 X_{it} 是一组随时间变化的可观测的影响 $Risk\ Taking_{it}$ 的控制变量,借鉴已有文献的做法, X_{it} 包括银行特征变量、公司治理特征变量和经济周期变量,其中银行特征变量包括贷款增速、贷款损失准备、银行规模、杠杆率、贷存比、资本充足率、权益收益率、是否上市等,公司治理特征变量包括高管现

金薪酬水平、高管年龄^①、股权集中度、股权制衡度、两职分离、董事会独立性、董事会规模等。 c_i 是非观测效应, c_t 是年份固定效应。 ϵ_{it} 是随机误差项, 代表因银行因时而变且影响被解释变量的非观测扰动因素。 α_0 和 α_1 是待估计参数, 其中 α_1 是研究最为关注的系数, 衡量了延付高管薪酬对银行风险偏好的影响, 根据研究假设, 我们预期 α_1 为负。 β 是待估计参数矩阵, 衡量了控制变量对 $Risk\ Taking_{it}$ 的作用。各变量定义见表 2。

表 2		变量定义表
名称	符号	定义
贷款规模	LOAN	贷款净值/总资产
贷款结构	CorpL	企业贷款/总贷款
	Credit	信用贷款/总贷款
延付高管薪酬	IDEBT	二值虚拟变量, CEO 存在延期支付薪酬时取 1, 否则取 0
	IDEBT_L	$CEO\ deferred\ comp/CEO\ incentive$, 其中 $CEO\ deferred\ comp$ 为财务年度末 CEO 延期支付薪酬结余之和, $CEO\ incentive$ 为财务年度末 CEO 已支付现金薪酬加上持有的股份总数 * 当年股票收盘价 (非上市银行则乘以当年每股净资产)
贷款增速	LOANG	(贷款期末余额 - 贷款期初余额)/贷款期初余额
贷款损失准备	LPR	贷款损失准备/总贷款
银行规模	SIZE	总资产的自然对数
杠杆率	LEV	净资产/总资产
贷存比	LDR	贷款/存款
资本充足率	CAP	监管资本/风险加权资产
权益收益率	ROE	净收益/平均净资产
是否上市	LIST	虚拟变量, 银行上市后取 1, 否则取 0
高管现金薪酬	COMP	高管现金薪酬的自然对数
高管年龄	AGE	CEO 年龄
股权集中度	TOP1	第一大股东持股比例
股权制衡度	TOP5	第二到第五大股东持股比例之和
两职分离	DUAL	董事长和总经理 (行长或 CEO) 两职设立情况。兼任, 取 1; 副董事长兼任行长或 CEO, 取 2; 完全分离, 取 3
董事会独立性	IDR	独董占全部董事的比例
董事会规模	BDS	董事会人数的自然对数
经济周期	GDPG	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

① 控制高管年龄主要出于两个考虑: 第一, 高管年龄可能会影响内部债务的水平, 因为任职期限更长会带来更多的养老金和延期支付薪酬; 第二, 高管年龄也解释了风险厌恶激励, 因为高管年龄越大越谨慎。

估计式(1)的方法主要有固定效应估计、随机效应估计和一阶差分估计等。随机效应估计对于非观测效应 c_i 与 $IDEBT_{it}$ 、 X_{it} 之间的关系给出了很强的假设,即它们之间没有任何关系;而在固定效应假设下,非观测效应 c_i 与 $IDEBT_{it}$ 和 X_{it} 之间可以有任意的相关关系。基于一阶差分数据的混合 OLS 估计也能用于式(1)的估计,与固定效应估计取每期观测与组内均值的差(组内差分)不同,一阶差分估计取相邻两期的差分。固定效应估计与一阶差分估计在处理非观测效应 c_i 上是相似的,而且两者都是无偏的,至少是一致的(Wooldridge,2002)。因此,考虑到本文样本的数据特点(多期面板数据),在研究中我们运用固定效应模型估计式(1)。

固定效应模型要获得一致且无偏的估计量,需要式(1)的随机误差项 ε_{it} 不存在异方差和自相关问题。然而,银行风险偏好可能存在动态连续性,即当期的信贷资产配置行为可能与上期的信贷资产配置行为高度相关,从而使得 ε_{it} 不存在异方差和自相关问题的假设无法满足。此时,运用“广义矩估计法(Generalized Method of Moments,GMM)”更加有效(Wooldridge,2002)。因此,我们也引入滞后被解释变量构建部分调整模型(2)并运用 Arellano 和 Bond(1991)提出的 GMM 来估计:

$$Risk\ Taking_{it} = \alpha_0 + \lambda Risk\ Taking_{it-1} + \alpha_1 \cdot IDEBT_{it} + \beta X_{it} + c_i + c_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $Risk\ Taking_{it-1}$ 是被解释变量滞后一期项, λ 是调整速度,其他变量定义与式(1)相同。^①

(二)PSM-DID 政策实验设计——依托“准自然实验”控制延付高管薪酬政策的内生性

上述非观测效应面板数据模型获得一致估计的一个重要假设是所有可观测的解释变量(包括 $IDEBT_{it}$)必须严格外生。然而,在许多关于项目评估的实证研究中,上述严格外生性假设经常因为参与项目的内生性(即自选择)问题而不能成立。具体到本文的研究,从表 1 我们不难看出,2010 年《监管指引》出台以后,实施延付薪酬的银行数量显著增加,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。然而,我们也看到,《监管指引》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)开始实施延期高管薪酬支付。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。也即是说,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”。此外,面板数据回归模型的另一个困难在于我们很难将延付高管薪酬与其他影响银行风险偏好的因素相区分。如果我们发现延付高管薪酬实施之后银行风险偏好显著下降,我们难以断定这一结果究竟是来自高管的延付薪酬,还是受到了宏观经济或银行其他行为的影响,也即无法识别延付高管薪酬对银行风险偏好影响的净效应。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(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;此外,为识别延付高管薪酬对银行风险偏好影响的净效应,我们采用双重差分检验(DID)以剔除其他因素对银行风险偏好的影响。因此,我们以 2010 年《监管指引》的出台作为延付高管薪酬政策的起始点,采用依托

① Angrist 和 Pischke (2008)指出,固定效应模型和部分调整模型都不具有嵌套结构,无法在估计其中一个的同时将另一个当作特例。如果部分调整模型是正确的,但错误的使用了固定效应模型,那么估计出的因果效应 α_1 的绝对值会偏大;而如果固定效应回归模型是正确的,但错误的使用了部分调整模型,则估计出的因果效应 α_1 的绝对值会偏小。因此,Angrist 和 Pischke (2008)建议在做应用计量经济学研究时,可以将固定效应模型和部分调整模型估计值看作是我们感兴趣的因果效应 α_1 (给定对选择偏误特性的一些假设)的极大值和极小值,真实的因果效应会落在这两个值决定的区间里。

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,考察期间为 2009—2013 年。^①

PSM 处理时,选择两类银行作为分析对象:其一为“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;其二为“2009—2013 年始终未实施延付高管薪酬的银行”,称为对照组。本文采用 Rosenbaum 和 Donald(1983)提出的 PSM 法,从资本充足率(CAP)、贷款损失准备(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)等 7 个配对指标(配对变量的数值时期均为滞后一期即 2009 年)对延付高管薪酬的自选择效应进行控制。PSM 思想源于匹配估计量,其基本思路是在对照组中找到某个银行 j ,使得 j 与处理组中银行 i 的可观测变量尽可能相似(匹配),即 $x_i = x_j$ 。基于可忽略性假设,则银行 i 和银行 j 实施延付高管薪酬的概率接近。不过,直接配对的方法有局限性:配对变量数目太多意味着要在高纬度空间进行匹配,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;配对变量数目太少又可能产生不合适的对照组银行。PSM 法根据多维配对指标进行概率 p 的计算并将处理组和对照组银行间 p 值的相近度对二者进行配对,概率 p 是一维变量,且取值介于 $[0, 1]$ 之间,从而可以较好地解决上述问题。因此,经 PSM 配对后,我们为每个处理组银行都找到了与其配对的对照组银行,它们具有基本一致的特征,便可以相互比较。

然后是 DID 检验。设置“处理组”虚拟变量 $treated$,对于经 PSM 处理后获得的处理组银行,令 $treated = 1$,对于经 PSM 处理后获得的对照组银行,令 $treated = 0$ 。同时,设置“事件年”虚拟变量 t ,令延付高管薪酬后的年份 $t = 1$,其他年份 $t = 0$ 。因此,可以构建基于 DID 法的回归模型:

$$Risk\ Taking_{it} = \delta_0 + \delta_1 treated_{it} + \delta_2 t_{it} + \delta_3 treated_{it} \cdot t_{it} + \beta X_{it} + c_i + c_t + \epsilon_{it} \tag{3}$$

其中, $Risk\ Taking_{it}$ 、 X_{it} 、 c_i 、 c_t 与 ϵ_{it} 的定义与式(1)相同。表 3 列示了 DID 模型中各参数的含义。可见,延付高管薪酬政策对银行风险偏好影响的净效应为 $\Delta\Delta Risk\ Taking = \Delta Risk\ Taking_1 - \Delta Risk\ Taking_0 = \delta_2 + \delta_3 - \delta_2 = \delta_3$ 。从原始方程看, δ_3 即 DID 估计量,是本文关心的系数。如果延付高管薪酬降低了银行风险偏好,则 δ_3 应显著为负。注意,如果我们利用混合截面数据进行 OLS 估计,而如果非观测效应 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 ,从而得到一致的估计。因此,本文将采用面板双重差分模型来估计式(3)。

表 3 DID 模型中各个参数的含义

	延付高管薪酬前($t=0$)	延付高管薪酬后($t=1$)	Difference
处理组($treated=1$)	$(\delta_0 + \delta_1)$	$(\delta_0 + \delta_1 + \delta_2 + \delta_3)$	$\Delta Risk\ Taking_1 = \delta_2 + \delta_3$
对照组($treated=0$)	δ_0	$(\delta_0 + \delta_2)$	$\Delta Risk\ Taking_0 = \delta_2$
DID			$\Delta\Delta Risk\ Taking = \delta_3$

^① 此时,2010 年延付高管薪酬的实施对银行风险偏好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。

四、实证结果及分析

(一) 面板数据模型

1. 描述性统计

表4报告了面板数据模型所需变量的描述性统计结果。从贷款规模来看, *LOAN* 的均值为49.12%, 中位数为49.617%, 说明样本银行资产中平均将近一半为贷款, 贷款是我国银行最重要的资产业务。从贷款结构来看, *CorpL* 的均值为80.804%, 最小值也达到了63.577%, 说明样本银行在选择贷款对象时更注重企业客户, 这是由于现阶段我国经济增长主要由投资拉动, 消费对经济增长的贡献程度偏低, 企业作为投资的主体自然成了银行贷款的主体(彭继增、吴玮, 2014); *Credit* 的均值为12.214%, 最小值仅1.116%, 最大值也仅为26.408%, 说明样本银行在贷款方式的选择上更偏好担保贷款。

表 4 描述性统计表

变量	均值	中位数	标准差	最小值	25 分位	75 分位	最大值	观测数
<i>LOAN</i>	49.120	49.617	9.068	14.375	44.358	55.565	68.434	314
<i>CorpL</i>	80.804	81.125	10.496	63.577	73.479	88.675	96.925	252
<i>Credit</i>	12.214	12.583	8.842	1.116	3.109	19.827	26.408	239
<i>IDEBT</i>	0.618	1	0.487	0	0	1	1	314
<i>LOANG</i>	24.109	21.027	13.071	-3.884	16.132	27.676	97.014	305
<i>LPR</i>	2.542	2.475	1.010	0.714	1.952	2.880	9.137	314
<i>SIZE</i>	11.995	11.326	1.970	8.712	10.511	13.444	16.756	314
<i>LEV</i>	6.381	6.125	2.124	2.241	5.186	7.129	16.529	314
<i>LDR</i>	64.951	67.420	9.543	21.030	60.190	71.830	84.450	314
<i>CAP</i>	12.711	12.321	3.303	2.550	11.140	13.719	33.520	309
<i>ROE</i>	19.579	19.180	7.542	4.320	15.470	22.330	103.663	314
<i>LIST</i>	0.299	0	0.459	0	0	1	1	314
<i>GDPG</i>	11.04	10.60	2.32	7.70	9.50	12.70	17.80	314
<i>COMP</i>	4.957	4.875	0.755	2.398	4.477	5.315	6.913	275
<i>AGE</i>	50.234	50	5.484	36	46	54	64	295
<i>TOP1</i>	20.111	17.820	14.498	4.230	10.000	22.510	87.000	304
<i>TOP5</i>	27.235	26.420	10.719	4.790	20.580	34.480	60.060	302
<i>DUAL</i>	2.569	3	0.599	1	2	3	3	304
<i>IDR</i>	27.384	33.330	10.860	0	18.182	35.294	46.154	298
<i>BDS</i>	2.601	2.639	0.249	1.792	2.485	2.773	3.045	298

注: *COMP* 的初始变量单位为“万元”, *SIZE* 的初始变量单位为“百万元”, 其余涉及比率的变量单位均为“%”。

从各变量的相关系数来看, *IDEBT* 与 *LOAN*、*CorpL* 和 *Credit* 显著负相关, 这初步证实了研究假设 H1、H2 和 H3。此外, *LOANG*、*LPR*、*SIZE*、*LEV*、*LDR*、*CAP*、*ROE*、*LIST* 和 *GDPG* 与被解释变量的相关系数大多非常显著, 说明贷款增速、贷款损失准备、银行资产规模、杠杆率、贷存比、资本充足率、权益收益率、是否上市和经济周期等银行个体特征变量会对银行贷款规模和贷款结构产生影响。 *COMP*、*AGE*、*TOP1*、*TOP5*、*DUAL*、*IDR* 和 *BDS* 与被解释变量的相关系数也大多非常显著, 说明高管现金薪酬、高管年龄、股权集中度、股权制衡度、两职分离、董事会独立性和董事会规模等公司治理特征变量也会对银行资产配置行为产生影响。限于篇幅, 不再列表报告相关结果。

2. 回归结果

在进行回归估计之前, 我们首先对主要解释变量及控制变量进行 VIF 检验, 结果表明可以忽略模型设定中的多重共线性问题。表 5 中 Panel A 和 Panel B 分别报告了式(1)和式(2)的估计结果。从 Panel B 可以看到, 各列中滞后项的回归系数都在 1% 的水平上显著, 这验证了银行的贷款行为具有动态连续性, 从而说明我们用部分调整模型是必要且合理的。此外, 动态模型中滞后项的回归系数应介于混合 OLS 和固定效应估计量之间 (Roodman, 2009), 以列 (4) 为例, $LOAN_{it-1}$ 的系数为 0.4, 而混合 OLS 回归中该系数为 0.708, 固定效应回归中为 0.198, 这说明 GMM 估计的调整系数介于合理的范围内。最后, AR(2) 的 P 值和 Sargan P 值说明我们在采用 GMM 估计式(2)时, 不存在二阶序列相关, 同时工具变量的选择是合理的, 不存在过度识别问题。因此, 表 5 的结果从计量角度来看是合理的。从经济意义来看, 关键变量 *IDEBT* 的系数均为负, 说明在控制其他因素的情况下, 实施延付高管薪酬后银行将配置更少的贷款资产、企业贷款和信用贷款, 从而初步证实了假设 H1、H2 和 H3。此外, Panel A 中 *IDEBT* 的系数绝对值较 Panel B 中相应系数更大, 这符合 Angrist 和 Pischke(2008) 的论断, 真正的因果效应会落在这两个值决定的区间里。

表 5 面板数据模型检验结果

	Panel A: 式(1)的估计结果			Panel B: 式(2)的估计结果		
	<i>LOAN</i>	<i>CorpL</i>	<i>Credit</i>	<i>LOAN</i>	<i>CorpL</i>	<i>Credit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>LOAN</i> (-1)				0.400*** (14.228)		
<i>CorpL</i> (-1)					0.500*** (6.364)	
<i>Credit</i> (-1)						0.607*** (12.181)
<i>IDEBT</i>	-2.210*** (-3.270)	-0.729 (-0.837)	-1.587** (-2.131)	-1.002** (-2.558)	-0.131** (-2.212)	-1.174** (-2.277)
<i>COMP</i>	-1.900*** (-3.566)	2.238*** (4.108)	0.784* (1.669)	-1.332*** (-3.817)	1.697*** (6.604)	0.113 (0.259)
<i>LOANG</i>	0.113*** (5.002)	0.017 (0.659)	0.059** (2.414)	0.072*** (11.127)	0.042*** (4.655)	0.025** (2.132)

续表 5

	Panel A:式(1)的估计结果			Panel B:式(2)的估计结果		
	<i>LOAN</i>	<i>CorpL</i>	<i>Credit</i>	<i>LOAN</i>	<i>CorpL</i>	<i>Credit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SIZE</i>	−3.321*** (−6.873)	−6.492*** (−6.805)	1.540* (1.880)	−2.650*** (−6.143)	−3.502*** (−5.819)	0.007 (0.013)
<i>LPR</i>	−0.416 (−0.791)	0.829 (1.430)	0.683 (1.313)	0.336 (1.054)	0.770*** (2.604)	−0.158 (−0.610)
<i>LEV</i>	0.319 (0.844)	1.351*** (3.055)	−0.400 (−1.087)	0.295 (1.301)	−0.331** (−2.224)	−0.451** (−2.315)
<i>LDR</i>	0.442*** (7.930)	−0.032 (−0.505)	0.088 (1.579)	0.479*** (19.540)	0.057* (1.681)	0.056 (1.316)
<i>CAP</i>	−0.458** (−2.433)	−0.817*** (−3.607)	0.443** (2.390)	−0.426*** (−2.924)	0.307*** (2.955)	−0.035 (−0.339)
<i>ROE</i>	−0.036 (−1.067)	−0.052 (−1.445)	−0.061** (−2.054)	0.025*** (3.048)	−0.003 (−0.301)	0.005 (0.536)
<i>LIST</i>	−1.697 (−0.781)	−4.602** (−2.127)	0.299 (0.162)	6.505*** (4.829)	0.630 (0.443)	0.181 (0.103)
<i>GDPG</i>	0.622*** (3.962)	−0.482*** (−2.618)	0.067 (0.414)	−0.057 (−0.969)	−0.499*** (−13.871)	−0.137** (−2.076)
<i>AGE</i>	0.071 (0.804)	0.100 (1.097)	−0.046 (−0.595)	0.109*** (2.623)	−0.005 (−0.168)	0.023 (1.370)
<i>TOP1</i>	−0.186*** (−2.735)	0.038 (0.542)	0.114* (1.924)	0.153** (2.529)	0.070*** (3.840)	−0.032 (−0.899)
<i>TOP5</i>	−0.117* (−1.705)	0.138* (1.938)	−0.029 (−0.472)	0.022 (0.720)	0.134*** (3.924)	0.062* (1.761)
<i>DUAL</i>	−1.094 (−1.565)	1.865** (2.332)	0.045 (0.074)	−0.949*** (−3.653)	−0.528 (−0.748)	−0.586* (−1.869)
<i>BDS</i>	−0.021 (−0.009)	−7.629*** (−2.639)	2.212 (0.907)	4.158*** (3.017)	1.472 (0.582)	9.253** (2.326)
<i>IDR</i>	−0.089** (−2.330)	0.187*** (4.183)	−0.075* (−1.929)	−0.038** (−2.328)	0.044*** (2.578)	−0.019 (−1.382)
<i>_CONS</i>	36.467*** (3.745)	161.663*** (10.083)	−24.173 (−1.640)	19.244*** (3.391)	63.974*** (5.147)	−19.191*** (−4.845)
样本量	266	234	225	222	192	186
AR(2) P 值	—	—	—	0.354	0.899	0.981
Sargan P	—	—	—	0.999	0.999	1.000
R ²	0.602	0.462	0.201	—	—	—
银行数	49	46	42	49	45	40

注:Panel A 和 Panel B 中括号内分别为双尾检验的 t 值和 z 值。*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平下显著。我们也对式(1)中的控制变量进行了滞后项处理,结果发现模型整体拟合优度和变量系数显著性有所下降,但基本结论仍然成立。

(二)PSM-DID 检验

根据研究设计,为了控制延付高管薪酬政策可能存在的内生性,同时为了识别延付高管薪酬对银行风险偏好影响的净效应,我们进一步进行 PSM-DID 检验。

1. PSM 处理

我们选择“2010 年开始实施延付高管薪酬的 15 家银行”为处理组,对照组为“2010—2013 年始终未实施延付高管薪酬的银行”共 87 家,通过 Probit 模型来估计倾向得分,采用 Kernel 匹配的方法来确定权重,施加了“共同支持”条件。表 6 报告了匹配平衡性检验的结果。不难看出,相比配对前,配对后的处理组和对照组在各匹配变量的标准偏差的绝对值均显著小于 10。^① 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配对变量上不存在显著差异。因此,可认为本文匹配变量的选取合适且匹配方法得当,Kernel 配对估计可靠。此时,处理组和对照组在 2009 年(事件发生前)具有基本一致的特征。

表 6 2010 年实施延付高管薪酬银行的匹配平衡检验结果

		均值		标准偏差	标准偏差减少幅度(%)	T 值检验相伴概率
		处理组	对照组			
CAP	配对后	14. 017	13. 876	3. 2	86. 7	0. 932
LPR	配对后	2. 415	2. 418	—0. 2	99. 4	0. 994
LEV	配对后	7. 011	6. 977	1. 5	91. 9	0. 968
LDR	配对后	63. 711	63. 537	0. 2	98. 7	0. 956
LOAN	配对后	52. 262	52. 759	—6. 4	55. 4	0. 858
NPL	配对后	1. 175	1. 177	—0. 1	99. 9	0. 996
ROA	配对后	1. 077	1. 049	8. 4	83. 9	0. 827

2. DID 检验

在 PSM 处理的基础上,进一步利用固定效应法对式(3)进行面板双重差分检验。固定效应是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(Angrist 和 Pischke,2008)。表 7 列示了式(3)的检验结果,可以看到,当因变量为 LOAN 和 *Credit* 时,交互项 *t * treated* 系数均显著为负,而因变量为 *CorpL* 时,*t * treated* 系数为负但并不显著。

表 7 式(3)的面板 DID 检验结果——平均处理效应

	LOAN		CorpL		Credit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>t * treated</i>	—4. 547** (—2. 512)	—4. 970** (—2. 563)	—1. 984 (—1. 445)	—1. 964 (—1. 248)	—3. 653** (—2. 224)	—5. 341** (—2. 350)
<i>t</i>	—1. 283 (—1. 061)	8. 441** (2. 605)	—1. 628* (—1. 728)	—6. 150** (—2. 254)	—2. 574** (—2. 132)	1. 44 (0. 313)

① 根据 Rosenbaum 和 Rubin(1985)的观点,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。

续表 7

	LOAN		CorpL		Credit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LOANG		0.196*** (3.869)		-0.021 (-0.537)		-0.063 (-1.066)
SIZE		-11.551*** (-3.425)		3.016 (1.146)		4.919 (0.910)
LPR		0.367 (0.404)		0.404 (0.556)		0.605 (0.356)
LEV		-0.351 (-0.421)		2.431*** (3.617)		1.434 (1.356)
LDR		0.402*** (3.371)		0.012 (0.115)		-0.436*** (-3.177)
CAP		0.346 (-3.252)		-1.184*** (-1.838)		-0.918* (0.753)
ROE		0.04 (0.214)		0.286* (1.737)		-0.532** (-2.219)
GDPG		0.809 (1.243)		-0.771 (-1.459)		1.258 (1.640)
AGE		0.028 (0.156)		-0.023 (-0.162)		-0.03 (-0.179)
TOP1		0.332 (1.376)		0.412* (1.910)		0.049 (0.134)
TOP5		-0.037 (-0.189)		0.252 (1.505)		-0.03 (-0.133)
DUAL		0.307 (0.249)		-1.583 (-1.592)		-1.578 (-1.29)
BDS		-14.698** (-2.223)		1.155 (0.226)		-5.682 (-0.776)
IDR		-0.174* (-1.711)		-0.01 (-0.132)		-0.137 (-1.364)
_CONS	49.489*** (68.131)	185.161*** (3.930)	87.690*** (152.727)	51.428 (1.418)	15.248*** (21.449)	3.997 (0.055)
样本量	185	138	159	123	120	92
R ²	0.101	0.555	0.088	0.323	0.234	0.575
银行数	48	38	43	35	33	26

注:括号中的值为双尾检验的 t 值。*、**、***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平下显著。*treated* 和 *LIST* 变量由于具有时间不变性,回归时被自动删除。由于对照组银行的高管现金薪酬(*COMP*)变量缺损太多,因此在 DID 检验中我们没有放入 *COMP* 变量。

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偏好影响的净效应就是:延付高管薪酬降低了银行贷款规模和信用贷款占比,但对企业贷款占比的影响并不显著。显然,这与我们的预期不完全相符。而且,平均处理效应不能回答关于延付高管薪酬影响银行风险偏好的时间变动趋势的疑问。为此,我们进一步估计延付高管薪酬对银行风险偏好的动态边际影响,以弥补上述缺陷。在式(3)中引入时间虚拟变量 $t2011$ 、 $t2012$ 和 $t2013$,如式(4)所示。

$$Risk\ Taking_{it} = \vartheta_0 + \vartheta_1 treated_{it} + \vartheta_2 t2011_{it} + \vartheta_3 t2012_{it} + \vartheta_4 t2013_{it} + \vartheta_5 treated_{it} \cdot t2011_{it} \\ + \vartheta_6 treated_{it} \cdot t2012_{it} + \vartheta_7 treated_{it} \cdot t2013_{it} + \beta X_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

可以看到,2011 年时处理组($treated=1$)和对照组($treated=0$)的风险偏好分别为 $\vartheta_0 + \vartheta_1 + \vartheta_2 + \vartheta_5$ 和 $\vartheta_0 + \vartheta_2$,因此处理组和对照组在 2011 年的风险偏好差异为 $\vartheta_1 + \vartheta_5$;同理,处理组和对照组在 2012 年的风险偏好差异为 $\vartheta_1 + \vartheta_6$,在 2013 年的风险偏好差异为 $\vartheta_1 + \vartheta_7$ 。很明显,三者有一个共同系数 ϑ_1 。因此,我们在考察延付高管薪酬对银行风险偏好的动态边际影响效应时,重点关注交互项 $t2011 * treated$ 、 $t2012 * treated$ 和 $t2013 * treated$ 系数 ϑ_5 、 ϑ_6 和 ϑ_7 。

表 8 列示了式(4)的回归结果。可以看到,当因变量为 $LOAN$ 时, $t2011 * treated$ 、 $t2012 * treated$ 和 $t2013 * treated$ 的系数均显著为负,说明 2010 年延付高管薪酬后银行贷款规模在 2011、2012 和 2013 年均显著下降。当因变量为 $CorpL$ 时,交互项均为负,但只有 $t2013 * treated$ 显著,说明延付高管薪酬政策对企业贷款占比的影响具有滞后性,效果在政策实施后的第 3 年(2013 年)才开始显现。最后,当因变量为 $Credit$ 时,交互项系数均为负,且系数的大小和显著性说明,延付高管薪酬政策实施后信用贷款占比的下降速度逐年递增,第 3 年(2013 年)最大。因此,动态边际影响效应的检验结果表明,延付高管薪酬对银行贷款规模和贷款结构均有显著影响,且对贷款规模的影响具有即时性,而对贷款结构尤其是企业贷款占比的影响具有滞后性,我们认为这可能与我国银行的风险管理水平和能力有关。表 8 中控制变量的系数与表 7 基本相同,考虑到篇幅,不再一一报告。

表 8 式(4)的面板 DID 检验结果——动态边际影响效应

	LOAN		CorpL		Credit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t2011 * treated$	-5.477** (-2.474)	-4.627** (-2.053)	-1.958 (-1.182)	-2.351 (-1.299)	-1.753 (-0.885)	-4.641* (-1.817)
$t2012 * treated$	-2.936 (-1.321)	-5.086** (-2.155)	-0.651 (-0.392)	-1.005 (-0.533)	-3.769* (-1.898)	-5.806** (-2.145)
$t2013 * treated$	-5.228** (-2.335)	-5.529** (-2.164)	-3.370** (-2.014)	-2.836** (-2.198)	-5.443*** (-2.762)	-6.839** (-2.185)
$t2011$	-0.597 (-0.478)	2.049 (1.002)	-0.288 (-0.298)	-1.555 (-0.912)	-0.604 (-0.468)	3.405 (1.223)
$t2012$	-1.297 (-1.024)	5.987** (1.994)	-1.046 (-1.070)	-2.969 (-1.202)	-1.347 (-1.038)	4.46 (1.056)

续表 8

	LOAN		CorpL		Credit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
t_{2013}	-1.051 (-0.812)	8.807** (2.566)	-1.161 (-1.167)	-5.804** (-2.060)	-1.855 (-1.457)	2.597 (0.527)
控制变量	否	是	否	是	否	是
_CONS	49.490*** (68.025)	186.038*** (3.888)	87.697*** (153.239)	56.145 (1.526)	15.238*** (21.634)	12.151 (0.164)
样本量	185	138	159	123	120	92
R ²	0.112	0.556	0.110	0.335	0.266	0.580
银行数	48	38	43	35	33	26

注：同表 7。

上述 PSM-DID 检验以 2010 年《监管指引》的出作为延付高管薪酬政策的起始点,考察期间为 2009—2013 年,为了检验该结果的稳健性,我们进一步考虑处理组和对照组考察期间的变化:(1)将考察期间缩短为 2009—2011 年,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(其中江苏高淳银行、广东华兴银行、葫芦岛银行、晋城银行、安徽石台农商行 2009 年的数据缺失,实际为 20 家银行),因此对照组共 107 家银行。重新进行 PSM-DID 检验后我们发现,LOAN 的政策交互项通过了显著性检验,而 CorpL、Credit 并不显著。这与我们前面的结论并不矛盾——延付高管薪酬对贷款规模的影响具有即时性,而对贷款结构的影响具有滞后性——这里我们仅考察了延付薪酬后的第 1 年,因此该结论不但不能推翻前文的结论,反而增强了延付高管薪酬对银行贷款结构有滞后影响的结论。(2)将考察期间缩短为 2009—2012 年,此时,2013 年实施延付薪酬的 8 家银行划入对照组(晋城银行、安徽石台农商行 2009 年的数据缺失,实际仅 6 家银行),因此对照组共 93 家银行。结果表明,这一微小的样本组变化对原有的研究结论基本没有影响。最后,我们还利用风险加权资产比例来衡量银行风险偏好并重复式(1)~式(4)的相关检验,发现结果并没有本质改变。限于篇幅,我们不再报告有关结果。

综上,无论是否考虑延付高管薪酬政策的内生性,面板数据模型和 PSM-DID 检验的结果都支持了本文的研究假设 H1、H2 和 H3,即延付高管薪酬的实施显著降低了银行风险偏好。

五、进一步研究

上述研究中,我们检验了延付高管薪酬政策的实施是否降低了银行风险偏好,从而验证了图 1 中实线部分所示的理论逻辑。下面我们进一步检验图 1 中虚线和实线部分所示的权衡作用。为衡量高管薪酬激励中债权代理成本和股权代理成本的权衡作用,Sundaram 和 Yermack(2007)、Wei 和 Yermack(2011)、Cassell 等(2012)与 Tung 和 Wang(2012)等文献均在 Edmans 和 Liu(2011)的理论框架下,用 CEO inside debt/CEO inside equity 来衡量 CEO 薪酬中受债权激励和受股权激励部分的相对强度,其中 CEO inside debt 等于 CEO 养老金的精算现值加上其他延付薪酬,CEO inside equity 等于 CEO 拥有的股权和期权的现值。我国由于历史积淀的种种原因,商业银

行并未普遍施行股权激励,^①现金才是我国银行高管薪酬最主要(甚至唯一)的形式。在现行股份制企业的治理模式下,现金薪酬作为股东(董事会)激励高管的最主要手段,直接影响高管与股东利益的一致性——为了激励高管为股东利益最大化的目标而努力工作,我国银行普遍建立起了“基本薪酬+绩效薪酬”的薪酬机制(陈学彬,2005;杨大光等,2009等),其中绩效薪酬与经营业绩完全挂钩。根据高管薪酬的最优契约论,高管薪酬与公司业绩敏感度愈高,高管与股东的利益愈一致,从而愈能减轻股权的代理成本。^②因此,基于我国银行当前薪酬制度特征的考虑,我们对 Sundaram 和 Yermack(2007)等已有文献的做法进行修订,构建延付高管薪酬水平指标 $IDEBT_L = CEO\ deferred\ comp / CEO\ incentive$,其中 $CEO\ deferred\ comp$ 为财务年度末 CEO 延付薪酬结余之和,^③ $CEO\ incentive$ 为财务年度末 CEO 已支付现金薪酬加上 CEO 持有的股份总数 * 当年股票收盘价(非上市银行则乘以当年每股净资产)。因此,与 $IDEBT$ 相比, $IDEBT_L$ 指标进一步衡量了高管薪酬中受债权激励和受股权激励大小的权衡,该指标值越大,表明高管与债权人利益的一致性越强,反之则意味着高管与股东利益一致性越强。

关于 $CEO\ deferred\ comp$ 的衡量和计算,有两点需要说明:(1)根据《监管指引》的要求,高管薪酬中延期支付的部分是“绩效薪酬”,但有些银行并未详细披露高管薪酬中基本年薪和绩效年薪的构成和比例。根据 2004 年国资委制定的央企高管薪酬体系以及 2009 年人力资源和社会保障部会同中央组织部、监察部、财政部、审计署、国资委等单位联合下发的《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》,高管薪酬由“基本年薪+绩效年薪+中长期激励”三部分构成,其中,绩效年薪与年度经营业绩完全挂钩,以业绩为起算点,绩效年薪平均为基薪的 1.5 倍,最低为 0,最高 3 倍封顶,而对股权激励等中长期激励的配套改革政策还在试行中,仅做了可审慎探索的原则性规定。因此,本文采用折中的方法,对于公布了高管现金薪酬但没有详细公布基本薪酬和绩效薪酬比例的银行,统一按照 1:2 的比例计算基薪和绩效薪酬的比例。^④(2)关于高管绩效薪酬延付的比例和期限,有些银行做了详细披露,其中大部分银行都在《监管指引》的框架下,对董事长、CEO(行长)和监事长等主要高管的绩效薪酬实行“50%当期兑现,50%延期在 3 年等分兑现”的延期支付方案,少数银行虽然做了些许不同的规定,但与上述方案并无本质区别。还有部分银行则只在年报中笼统的提及高管薪酬“实行延期支付”,并未具体说明延付的比例和期限。为了尽可能不损失有效样本,本文采用折中的办法,对于没有明确说明延付比例和期限的银行,根据《监管指引》的规定统一按照“高管绩效薪酬 50%延期在 3 年等分兑现”对各财务年度末 CEO 的“延付薪酬结余”进行测算。^⑤

根据上述方案进行计算后,我们发现,在已经实施延付高管薪酬的银行($IDEBT=1$ 时)中,

① 我国仅部分城商行和农商行有高管持股现象,主要来自银行股份制改造过程中的内部认购。从本文的研究样本来看,仅 19 家银行 CEO 持有本行股份,且 CEO 持股占比普遍偏低,均值仅为 0.068%,最大值也仅为 0.3%(杭州银行)。目前,我国尚未有银行实施股票期权激励。

② 虽然高管权力论认为代表股东利益的董事会和股东之间本身也存在代理问题,即存在“监督监督者”问题。不过本文的目的是从债权代理成本视角探讨延付高管薪酬制度,因此我们不考虑董事会与股东内部可能存在的代理问题。

③ 根据 Jensen 和 Meckling(1976)的定义,内部债务包括养老金和延期支付的薪酬,然而,目前我国并未普遍实施激励性的养老金制度,并且也没有详细披露其相关信息,因此我们仅计算延付薪酬。

④ 我们也按 1:1.5 的比例重新计算基本薪酬和绩效薪酬的比例并进行稳健性检验,发现结果并无实质差异。

⑤ 有些银行虽然没有详细披露高管薪酬的延付比例和期限,但披露了高管“扣除延期支付的薪酬”,与按照我们的测算方案计算的结果相比,差距在可接受的范围之内。比如南京银行 2009 年年报公布扣除延付薪酬后的 CEO(夏平)薪酬为 132 万元,而按照我们的测算方案算出来的值为 131 万元。

IDEBT_L 的均值为 0.496,最小值为 0.02,最大值为 2。考虑到银行贷款行为存在明显的动态连续性,我们仅报告了利用上述样本对式(2)进行检验的结果,如表 9 所示。可以看到,列(1)和列(3)中 *IDEBT_L* 的系数为负,说明高管延付薪酬水平与银行贷款规模、信用贷款占比负相关,这符合图 1 的理论预期。然而,列(2)中 *IDEBT_L* 的系数显著为正,与图 1 的预期相反。对此我们的解释如下:由于我国银行贷款中企业贷款占很大比重(见表 4),为了保证其薪酬考核不受影响,高管可能对原有企业贷款进行展期、追加担保等(这可能是成本更低的做法,毕竟,与企业议价的成本要比与众多个人议价的成本更低),其结果就可能表现为银行账面上企业贷款占比的提升,信用贷款占比下降。这可能也是延付薪酬对企业贷款占比的影响表现出一定滞后性的原因之一(见表 8)。当然,这一解释是否站得住脚,还需要相应数据进一步检验。同时,我们也承认 *IDEBT_L* 指标本身还存在以下不足:(1)如前所述,部分银行对其高管人员的具体薪酬结构和延付方案等信息均无详细披露,导致我们在计算 *IDEBT_L* 指标时的可靠性大打折扣;(2)我国银行并未普遍实施股权激励,本文使用“已支付现金薪酬+高管持股”近似地度量高管受股权激励的大小,这也会降低 *IDEBT_L* 指标的有效性。(3)《监管指引》只对延付比例和期限做了最低要求,高管延付薪酬水平本身可能也存在内生性问题,即风险偏好可能反过来影响银行选择最低的高管薪酬延付比例和期限。所有这些问题都可能导致我们无法准确衡量高管薪酬中债权代理成本和股权代理成本的权衡作用及其对银行风险偏好的影响效应,但它无疑具有一定的描述意义。关于这一影响效应的检验,还有待于更高质量数据样本的进一步检验。表 9 中其他控制变量与表 5 相同,考虑到篇幅,不再一一报告。

	式(2)的估计结果		
	<i>LOAN</i>	<i>CorpL</i>	<i>Credit</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>LOAN</i> (-1)	0.194*** (3.486)		
<i>CorpL</i> (-1)		0.699*** (19.442)	
<i>Credit</i> (-1)			0.526*** (7.553)
<i>IDEBT_L</i>	-0.488 (-1.006)	1.161*** (4.209)	-2.001*** (-5.188)
其他控制变量	是	是	是
_CONS	56.411*** (7.297)	9.234*** (12.235)	-33.632*** (-3.980)
样本量	155	136	128
AR(2) P	0.818	0.502	0.687

续表 9

	式(2)的估计结果		
	<i>LOAN</i>	<i>CorpL</i>	<i>Credit</i>
	(1)	(2)	(3)
Sargan P	0.991	0.824	0.995
R ²	—	—	—
银行数	48	44	39

注:括号内为双尾检验 z 值。其他同表 5。

六、结论及政策含义

本文首次对我国银行延付高管薪酬的政策效果进行量化评估,结果发现,延付高管薪酬的实施确实导致银行更低的贷款规模、企业贷款占比和信用贷款占比,从而证实了延付高管薪酬在约束银行风险偏好上的有效性。这为我国监管当局和银行自身日益关注的旨在提高银行经营稳健性的高管薪酬制度改革和探索提供了直接的经验证据,具有较强的政策含义。

1. 加强银行实施延付高管薪酬的监管力度。2010 年颁布的《监管指引》明确要求银行对高管薪酬实施延期支付,然而在对我国银行延付高管薪酬代理变量进行整理和计算的过程中我们发现,截至目前已经实施延付高管薪酬的银行仍不足半数,且大多数银行仅按《监管指引》中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,还有部分银行对其高管人员的具体薪酬水平、结构和延付方案等信息均无详细披露,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. 考虑引入激励性的养老金制度。如前所述,内部债务包含养老金和延付薪酬。从欧美等西方发达国家的实践来看,高管薪酬中的养老金部分远远超过了其延付薪酬。并且,内部债务应具有一个重要特性——未受保护——如果企业宣布破产,则所有金额的求偿权都次于债权人,从而限制高管以债权人利益为代价的过度冒险行为。然而,我国现阶段的养老金制度主要以保障性为主,并未普遍实施激励性的养老金制度,虽然也有少数厚利企业为员工计提了年金(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。更重要的是,我国养老金实行专户,没有追索和扣回机制,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。因此,在满足基本养老保障需求的基础上,可考虑设立激励性的养老金制度并设计追索和扣回机制,进一步发挥内部债务对银行风险偏好的约束作用。

3. 设计内部债务和股权激励相互制衡的高管薪酬制度,加强中长期激励。目前我国银行业的短期激励(现金薪酬)比较充分,比如资产(资本)回报率等考核指标上来了,收入就能跟着上来,但中长期激励普遍不足,这导致高管的经营行为短期化。股权激励作为一种中长期激励制度,能够切实将高管个人利益与股东中长期发展目标有机统一起来,然而,这种在其他行业较为常见的激励机制,在我国银行业却止步不前,其中一个重要原因就是股权激励所带来的过度激励效应在高杠杆企业(如银行)中尤为严重。根据图 1 的理论逻辑以及本文的实证结果,高管延付薪酬(内部

债务)能有效减轻债权代理冲突及其引发的高管过度冒险行为。因此,内部债务能够为我国停滞已久的银行股权激励制度再度开闸保驾护航,通过设计出内部债务和股权激励相互制衡的高管薪酬制度,我们可以更好地发挥薪酬机制对银行高管的激励和约束作用,实现银行的稳健经营和持续发展。

参考文献:

1. 陈学彬:《中国商业银行薪酬激励机制分析》,《金融研究》2005 年第 7 期。
2. 方意:《货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析》,《世界经济》2015 年第 7 期。
3. 彭继增、吴玮:《资本监管与银行贷款结构——基于我国商业银行的经验研究》,《金融研究》2014 年第 3 期。
4. 吴玮:《资本约束对商业银行资产配置行为的影响——基于 175 家商业银行数据的经验研究》,《金融研究》2011 年第 4 期。
5. 杨大光、朱贵云、武治国:《我国上市银行高管薪酬和经营绩效相关性研究》,《金融论坛》2009 年第 8 期。
6. Altunbas, Y., Gambacorta, L., & Marques, D., Does Monetary Policy Affect Bank Risk. *International Journal of Central Banking*, Vol. 10, No. 1, 2014, pp. 95—136.
7. Angrist, J. D., & Pischke, J. S., *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2008.
8. Arellano, M., & Bond, S., Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp. 277—297.
9. Belkhir, M., & Boubaker, S., CEO Inside Debt and Hedging Decisions: Lessons from the U.S. Banking Industry. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 24, 2013, pp. 223—246.
10. Bennett, R. L., Güntay, L., & Unal, H., Inside Debt, Bank Default Risk, and Performance during the Crisis. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 24, No. 4, 2015, pp. 487—513.
11. Cassell, C. A., Huang, S. X., Sanchez, J. M., & Stuart, M. D., Seeking Safety: The Relation between CEO Inside Debt Holdings and the Riskiness of Firm Investment and Financial Policies. *Journal of Financial Economics*, Vol. 103, No. 3, 2012, pp. 588—610.
12. Delis, M. D., & Kouretas, G. P., Interest Rates and Bank Risk-Taking. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 4, 2011, pp. 840—855.
13. De Nicoló, G., & Lucchetta, M., Systemic Real and Financial Risks: Measurement, Forecasting, and Stress Testing. IMF Working Papers 12(58), 2011.
14. Edmans, A., & Liu, Q., Inside Debt. *Review of Finance*, Vol. 15, 2011, pp. 75—102.
15. Gerakos, J. J., Essays on CEO Pensions. University of Pennsylvania, 2007.
16. Jensen, M. C., & Meckling, W. H., Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, No. 3, 1976, pp. 305—360.
17. Kiridaran, K., Lobo G., & Yang, Z., CEO Inside Debt, Risk Taking, Earnings Management, and Financial Trouble: Pre-crisis and Crisis Period Evidence from the Banking Industry. European Accounting Association annual conference, 2012.
18. Laeven, L., & Levine, R., Bank Governance, Regulation and Risk-taking. *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, 2009, pp. 259—275.
19. Roodman D., How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *Stata Journal*, Vol. 9, No. 1, 2009, pp. 86—136.
20. Rosenbaum, P. R., & Donald, B. R., The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, 1983, pp. 41—55.
21. Sundaram, R. K., & Yermack, D. L., Pay Me Later: Inside Debt and Its Role in Managerial Compensation. *The Journal of Finance*, Vol. 62, 2007, pp. 1551—1588.
22. Srivastav, A., Armitage, S., & Hagendorff, J., CEO Inside Debt Holdings and Risk-Shifting: Evidence from Bank Payout Policies. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 47, 2014a, pp. 41—53.
23. Srivastav, A., Armitage, S., & Hagendorff, J., Better Safe than Sorry? CEO Inside Debt and Risk-Taking in Bank

Acquisitions. SSRN Working Paper, No. 2339654, 2014b.

24. Stiroh, K. J. , & Rumble, A. , The Dark Side of Diversification: The Case of US Financial Holding Companies. *Journal of Banking and Finance* , Vol. 30, No. 8, 2006, pp. 2131—2161.

25. Tirole, J. , *Theory of Corporate Finance*. Princeton University Press, 2006.

26. Tung, F. & Wang, X. , Bank CEOs, Inside Debt Compensation, and the Global Financial Crisis. Boston Univ. School of Law Working Paper No. 11—49, 2012.

27. Van Bakkum, S. , Bank Executives' Inside Debt, Tail Risk and Returns During the Financial Crisis. Erasmus University, 2011.

28. Van Bakkum, S. , Inside Debt and Bank Risk. SSRN Working Paper, No. 1682139, 2014.

29. Van den Heuvel, S. J. , The Welfare Cost of Bank Capital Requirements. *Journal of Monetary Economics* , Vol. 55, 2008, pp. 298—320.

30. Wei, C. , & Yermack, D. , Investor Reactions to CEOs' Inside Debt Incentives. *The Review of Financial Studies* , Vol. 24, 2011, pp. 3813—3840.

31. Wooldridge, J. M. , *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, 2002.

Does CEO Deferred Compensation Moderate Bank Risk Taking ——Evidence from the Loan Asset Allocation of Chinese Commercial Banks

HE Jing (Zhejiang Gongshang University, 310018)

Abstract: Deferred bank executive compensation has become Chinese regulators' important measures to reduce financial risk after the financial crisis. This paper focuses on evaluating the effect of CEO deferred compensation on bank risk taking based on the loan asset allocation of Chinese commercial banks. Taking the “Commercial Banks Robust Compensation Regulatory Guidelines” issued by CBRC in 2010 as an experiment shock, this paper uses the difference in difference-propensity score matching (PSM-DID) approach, the non-observed-effect panel data model (both fixed effect model and GMM) and finds a negative relation between CEO deferred compensation and bank risk taking, as reflected in the more risky asset allocation, such as the higher loan ratio, the higher corporate loan ratio and credit loan ratio. Furthermore, this paper also investigates how the level of CEO deferred compensation influence bank risk taking. This findings have several policy implications on the reform of banks' executive compensation.

Keywords: CEO Deferred Compensation, Bank Risk Taking, PSM-DID, Quasi-Natural Experiment

JEL:G21, G28, J33

责任编辑:康 邑