

# 银行高管薪酬与风险承担<sup>\*</sup>

刘孟飞

(陕西师范大学国际商学院,陕西 西安 710119)



**内容提要:**金融机构高管薪酬激励不当被认为是爆发金融危机的微观根源。本文基于我国36家境内上市银行及其高管薪酬的非平衡面板数据,从高管薪酬水平、薪酬结构研究视角,采用不良贷款率、破产Z指数、骆驼评级指数作为银行风险承担测度指标,对我国商业银行高管人员薪酬机制与银行风险承担行为之间的关系进行实证分析,研究发现:高管短期薪酬与银行风险承担之间存在明显的负相关关系,即高管短期薪酬提高,有助于降低银行的风险承担水平;高管长期薪酬占比与银行风险承担之间的关联并不显著;高管总薪酬对银行风险承担的影响不确定,即高管总薪酬与银行风险承担之间不存在明确的正向或负向关系;异质性检验结果证实,高管短期薪酬对小型银行风险承担的影响要明显大于对大型银行风险承担的影响,即相对于大型银行,小型银行的风险承担倾向对高管短期薪酬激励更敏感。

**关键词:**银行高管 薪酬水平 薪酬结构 风险承担

**中图分类号:**F832.33   **文献标志码:**A   **文章编号:**1002—5766(2020)12—0132—19

## 一、引言

2008年金融危机过后,各国政府和学者对此次金融危机进行了深刻反思。有研究认为,宏观审慎金融监管缺失、货币政策过度扩张以及新自由主义泛滥等对这场世界金融风暴起到了推波助澜的作用(Avgouleas,2009<sup>[1]</sup>;Edgar,2009<sup>[2]</sup>;Levine,2012<sup>[3]</sup>;Admati和Hellwig,2014<sup>[4]</sup>;罗培新,2009<sup>[5]</sup>);也有研究表明,金融机构公司治理和风险管理失败是此次金融危机的关键性因素,尤其金融高管薪酬激励机制失衡是危机爆发的微观根源(Bebchuk等,2010<sup>[6]</sup>;Bhagat和Bolton,2014<sup>[7]</sup>)。优化金融机构高管薪酬机制设计,加强高管薪酬监管成为了政策制定者和学术界关注的焦点。

近年来,经过改革发展,我国商业银行内部治理机制、风险管理能力取得了长足进步,外部监管体系也不断完善。但我国银行业的商业化、市场化改革时间尚短,大多数银行在高管任命、高管薪酬制度、董事会规模结构、高管权力制衡机制等公司治理结构层面以及风险管控机制、能力等方面还存在不少缺陷。周小川(2020)<sup>[8]</sup>就曾指出,我国一些公司、银行及金融机构的公司治理形同虚设,制衡机制基本是零。因此,基于中国的市场制度和基础环境,研究高管薪酬与银行风险承担之间的关联机制及其影响效应,对银行机构本身以及相关监管部门进行高管薪酬激励与公司治理机制优化改革,防范化解系统性金融风险具有突出的理论与现实意义。

收稿日期:2020-08-07

\*基金项目:国家社科基金后期资助一般项目“金融科技对商业银行风险、绩效多维影响的理论与对策研究”(20FJYB052);国家社会科学基金一般项目“银行业高管人员薪酬激励、风险承担与监管改革研究”(15BJL024);教育部科技发展中心高校产学研创新基金项目“金融科技与商业银行融合发展的战略路径、风险防范与监管应对研究”(2019J01009)。

作者简介:刘孟飞,男,副教授,经济学博士,研究方向为金融机构公司治理、金融风险与监管、金融科技等,电子邮箱:mliu1@snnu.edu.cn。

## 二、文献回顾

国外相关研究起步较早。Ross (1973)<sup>[9]</sup>的研究就指出,薪资待遇显著作用于经理人市场。Guay (1999)<sup>[10]</sup>进一步研究发现,银行经理人报酬结构的刺激作用决定了其是否采取高风险行动。Aggarwal 和 Samwick (2002)<sup>[11]</sup>基于 1993—1996 年美国上市公司的信息,得出高管薪酬与公司所承担风险水平负相关的结论,这也支持了经典的委托代理理论。高管的薪酬计划创造了一个感知参照点并形成了一个预期框架,进而决定了其风险承担行为 (Devers 等, 2007)<sup>[12]</sup>。Devers 等 (2008)<sup>[13]</sup>的研究表明,不同高管薪酬激励方式对银行风险承担会有不一样的影响结果。当 CEO 薪酬业绩敏感性越高时,其所属机构的风险状况则越差 (Core 和 Guay, 2002)<sup>[14]</sup>。市场整体风险水平较高时,高级管理人员对报酬的敏感度越低 (Jin, 2002)<sup>[15]</sup>。从薪酬结构来看,高级管理人员的固定薪酬越多,则企业的风险承担更小 (Wright 等, 2007)<sup>[16]</sup>。强有力的内部控制措施可以有效抑制银行机构的冒险行为 (Ellul 和 Yerramilli, 2013)<sup>[17]</sup>。

还有一些文献探讨了股票、期权等长期薪酬对公司风险承担的影响,相关研究结论较为一致,认为高管股权薪酬增加会促进高管冒险行为 (Jensen 和 Meckling, 1976)<sup>[18]</sup>,高薪酬风险敏感度促使高管承担更多风险,从而导致银行整体稳定性下降 (Rajgopal 和 Shevlin, 2002)<sup>[19]</sup>。Hubbard 和 Palia (1995)<sup>[20]</sup>认为,自 20 世纪 80 年代不断放松银行业管制以来,美国银行业 CEO 股票股权薪酬逐渐增加,与之相关的风险也不断增大。放松管制之后,银行越来越多地采用基于股票期权的薪酬,促进高管采取增加风险的策略 (Chen 等, 2006)<sup>[21]</sup>。也有研究表明,高管薪酬与高风险的股票价格具有很强相关关系,而且当管理人员获得薪酬越多时,风险偏好程度则越强 (Becker, 2006)<sup>[22]</sup>;高管薪酬对股票价格变动的敏感度越高时,高级管理人员越偏向于冒险投资行为 (Coles 等, 2006)<sup>[23]</sup>;首席执行官 (CEO) 股票期权授予的风险激励效应会激励他们承担比其他人更大的风险 (Williams 和 Rao, 2006)<sup>[24]</sup>;基于股权的 CEO 薪酬具有风险递增效应 (Hagendorff 和 Vallascas, 2011)<sup>[25]</sup>。股票期权诱使管理者承担过多的风险,并在此过程中奉行次优的资本结构政策,以增加其股票股权投资组合的价值,与股东利益相背驰 (Dong 等, 2010)<sup>[26]</sup>。高管所持有股票价值往往被高估,从而导致高管过高风险承担 (Bhagat 和 Bolton, 2014)<sup>[7]</sup>。

国内较早对商业银行薪酬机制进行研究的包括陈学彬 (2005)<sup>[27]</sup>、李克文和郑录军 (2005)<sup>[28]</sup>、曹廷求和于建霞 (2008)<sup>[29]</sup>等。吴晓求等 (2009)<sup>[30]</sup>认为,应从实际情况出发选择合适的激励模式,既不能过度约束,这样不利于企业发展,也不能激励过度,这可能使得管理者采取冒险行为。位华 (2012)<sup>[31]</sup>基于 2001—2010 年我国 92 家城市商业银行的数据分析发现,城商行 CEO 的股权薪酬水平与风险承担正相关,但货币薪酬则相反。与此不同的是,张瑞君等 (2013)<sup>[32]</sup>认为,机构负责人的风险承担能力会随着短期激励水平提高而增强。李小荣和张瑞君 (2014)<sup>[33]</sup>基于 1999—2010 年沪深两市上市公司数据研究发现,股权激励与风险承担为倒 U 型关系;屠立鹤和孙世敏 (2017)<sup>[34]</sup>采用 2006—2014 年上市公司中已实施股票期权激励的公司数据,利用 VEGA 值衡量股票期权激励程度,也得到类似结论。何靖 (2016)<sup>[35]</sup>、朱波等 (2017)<sup>[36]</sup>发现,延付薪酬有利于降低银行风险,这种关系在东部地区的银行中表现得更为明显。

综上,现有文献已对高管薪酬与银行风险承担关系进行了广泛探讨,得到了很多有益的结论,但对于其中具体关联机制的研究还不够充分,特别是针对有关薪酬结构的研究仍较为缺乏,所得结论也不尽相同。不同于现有研究主要从高管短期薪酬分析银行的风险承担行为,本文将薪酬水平、薪酬结构同时纳入银行风险承担行为分析框架,对银行高管薪酬与银行风险承担之间关系进行多维度分析,并针对这种关系在不同类型银行所表现出的异质性进行探讨,以期为

改善银行高管薪酬制度,优化公司治理结构以及防范化解系统性金融风险提供理论支撑与经验证据。

### 三、理论分析与研究假设

根据委托代理理论以及激励理论,在银行的公司治理结构中,股东和高管间存在委托代理关系。薪酬是股东给予高管的业绩回报,也是高管为实现股东价值最大化而持续努力的根本动力。薪酬水平高低对高管投资行为具有重要影响。薪酬越高,高管工作积极性、责任心越强。如果股东给予高管的薪酬激励水平过低,高管会认为个人贡献未获得应有回报,可能采取相对冒险的投资行为。反之,高管会倾向于采取相对稳健的投资行为,以维持预期的薪酬回报。同时,银行风险承担水平将降低。现阶段,我国商业银行高管薪酬以年薪货币收入、在职消费等短期薪酬为主。根据行为理论,高管是损失厌恶者,他们追求个人损失最小化,宁愿采取保护当前财富的行动,也不愿意拿这些财富去冒险,追求新的收益(Wiseman 和 Gomez-Mejia,1998)<sup>[37]</sup>。因此,短期薪酬更容易对高管的冒险行为形成约束。Aggarwal 和 Samwick(1999)<sup>[38]</sup>的实证研究表明,高管薪酬与企业风险呈负相关关系。特别是延付薪酬、补充养老金等类似企业内部债务的薪酬有助于降低金融机构的风险承担(Bolton 等,2015)<sup>[39]</sup>。有国内学者研究也发现,高管货币薪酬与银行风险承担负相关(庄宇等,2013)<sup>[40]</sup>;高管薪酬越高,银行风险承担水平越低,经营越稳健(王倩等,2007)<sup>[41]</sup>;固定式的薪酬激励机制让经理层变得“懒惰”,短期薪酬与银行的流动性风险、信用风险、市场风险等风险指标全部呈显著负相关关系(王晓枫和吴从根,2011)<sup>[42]</sup>。因此,本文提出如下假设:

$H_1$ :高管短期薪酬对银行风险承担行为存在抑制作用,即高管短期薪酬水平越高,银行风险承担倾向越弱。

理论上,与相对固定的短期货币年薪收入不同,银行高管的长期薪酬回报主要与银行长期绩效相联系。大量研究(Chen 等,2006<sup>[21]</sup>;Jeffrey 等,2006<sup>[43]</sup>;Bebchuk 等,2010<sup>[6]</sup>;位华,2012<sup>[31]</sup>)也表明,高管股权薪酬、期权计划会激励管理者的冒险行为;高管薪酬对股票价格变动的敏感度越高时,高级管理人员越偏向于高风险投资行为,导致银行过度冒险;随着以期权为基础的财富的增长,高管们将采取增加银行风险的策略。因此,本文提出如下假设:

$H_2$ :高管薪酬结构对银行风险承担存在显著影响,高管长期薪酬占比越高,银行风险承担倾向越强。

综合以上分析,银行高管总薪酬与银行风险承担之间的关系并不确定,要取决于短期薪酬与长期薪酬对风险承担激励强度的相对大小。因此,本文提出如下假设:

$H_3$ :高管总薪酬对银行风险承担的影响不确定。

此外,我国的全国性大型商业银行与区域性小型商业银行往往在高管薪酬约束、风险控制等方面存在较多差异。前者行政色彩较浓,高管薪酬机制受到的监管约束较多,在风险管理等方面也更严格。而后者的高管薪酬机制更灵活,银行风险水平对高管薪酬的反应更灵敏。根据杨瑞龙等(2013)<sup>[44]</sup>的观点,央企领导比起职业经理人更像政府官员,国有银行的政治属性使银行不仅仅以追求银行价值最大化为目标,还要考虑政治目标、民生问题以及社会稳定等宏观问题,大型国有商业银行也更倾向于向国家经济政策看齐,更倾向于采取相对稳健的策略,因此,大型国有银行风险承担受薪酬激励的影响相对较小。而小型银行高管薪酬机制往往更为灵活性,对商业银行风险水平的影响也相对更大。陆岷峰和虞鹏飞(2016)<sup>[45]</sup>的研究也表明,薪酬激励对不同类型银行的影响的确存在差异。国有大型商业银行高管薪酬对银行风险承担的影响相对股份制商业银行较小,小银行的薪酬激励与风险承担之间的关系更加显著(李廷瑞和李博阳,2020)<sup>[46]</sup>。因此,本文提出如

下假设：

$H_4$ : 不同类型银行高管薪酬与风险承担之间关系存在差异, 相比全国性大型银行, 区域性小型银行的风险承担水平对高管薪酬激励更敏感。

## 四、实证研究设计

### 1. 变量选取与定义

(1) 解释变量: 高管薪酬  $Pay$ 。本文在定义银行高管薪酬激励时既考虑高管的总薪酬水平, 又考虑短期薪酬、长期薪酬等薪酬结构问题。

高管短期薪酬  $SPay$ 。短期薪酬包括货币年薪收入, 以及办公费、接待费、国外参访费、学习培训费等在职消费或隐性收入。鉴于中国银行高管薪酬信息披露并不充分, 难以获取银行高管在职消费与隐性收入的全面数据, 本文以货币薪酬衡量其短期薪酬, 采用银行年度报告中披露的薪酬排名前三位高管年度货币薪酬总额  $SPay3$  测度。本文在稳健性检验中, 以薪酬排名前五位高管年度货币薪酬总额  $SPay5$  代替  $SPay3$  进行检验。

高管薪酬结构  $PayStr$ 。从薪酬结构来看, 除短期薪酬外, 高管薪酬还包括股权、期权、收益权转让、跟投计划、合伙人计划、资产管理计划等长期薪酬。由于大多数银行只公布了高管持股数据, 因此, 本文以高管年末持股市值衡量其长期薪酬, 并进一步计算银行年度报告中披露的薪酬排名前三位高管所持股权市值与其薪酬总额之比  $PayStr3$  测度高管薪酬结构。稳健性检验中, 以  $PayStr5$ (薪酬排名前五位高管所持股权市值与其薪酬总额之比)代替  $PayStr3$  进行检验。

高管总薪酬 ( $TPay$ )。高管长期薪酬与短期薪酬之和为高管总薪酬, 本文以银行年度报告中披露的薪酬排名前三位高管总薪酬  $TPay3$  测度。稳健性检验中, 以  $TPay5$ (薪酬排名前五位高管的总薪酬)代替  $TPay3$  进行检验。

(2) 被解释变量: 银行风险承担  $Risk$ 。结合 Chan-Lau (2010)<sup>[47]</sup>、张光利等 (2019)<sup>[48]</sup>、Shim (2019)<sup>[49]</sup> 等文献的常见做法, 本文分别采用不良贷款率  $NPL$ 、破产 Z 指数  $Z\text{-score}$ <sup>①</sup> 和骆驼评级指数  $CAMELS$ <sup>②</sup> 衡量银行风险承担。

(3) 控制变量。基于对既有文献的分析, 本文选取的控制变量包括: 规模  $Size$ , 以银行总资产的自然对数表示; 成长性  $Growth$ , 以银行营业收入增长率表示; 经营效率  $CRra$ , 选取银行成本收入比衡量; 流动性水平  $LDR$ , 以存贷比衡量; 资本充足率  $CAP$ , 以期末资本净额/风险加权资产总额衡量; 第一大股东持股比例  $Shsr$ ; 收入多元化指数  $HHI$ , 采用 Herfindahl Index 衡量; 行业集中度  $CR4$ , 以中、农、工、建 4 大行资产占全行业总资产比重衡量; 宏观经济发展水平  $GDP$ , 以实际 GDP 增速衡量; 净利差  $NID$ , 以银行平均生息资产收益率与平均计息负债成本率之差衡量; 证券市场发展水平  $Stock$ , 以证券市场总市值与 GDP 比值衡量; 货币政策  $M2$ , 以货币供给量 M2 增速衡量。

上述相关变量定义如表 1 所示。

① 该指数由 Hannan 和 Hanweck (1988)<sup>[50]</sup> 提出, 计算公式  $Z_i = (ROA_{i,t} + CAP_{i,t}) / \sigma(ROA_{i,t})$ 。其中,  $ROA_{i,t}$ 、 $CAP_{i,t}$  分别为样本银行的总资产收益率、资本充足率,  $\sigma(ROA_{i,t})$  为总资产收益率滚动 (3 期) 的标准差。 $Z\text{-score}$  越大, 银行风险承担越低。为了便于解释和其他风险承担变量保持一致, 以其逆形式  $1/Z\text{-score}$  作为风险承担代理变量, 则  $1/Z\text{-score}$  越大, 银行风险承担越高。

② 该指标具体计算过程如下: 选用资本充足率、不良贷款率、非利息收入占比、总资产净利润率之间以及存贷款比率五个基础指标, 按照  $x_i^s = (x_{i,t} - min_x) / (max_x - min_x)$  分别对五个指标的原始数据进行标准化处理。其中,  $x_{i,t}$  表示银行  $i$  在  $t$  时期的相关指标,  $min_x$ 、 $max_x$  分别表示指标  $x$  的最小值和最大值。再将五个标准化处理后的基础指标加总得到风险承担变量  $CAMELS$ 。该指标越大, 银行综合风险承担水平越低。为了和其他两个风险承担指标的方向保持一致性, 在具体回归过程中对  $CAMELS$  取负值(相反数)处理。

表 1

变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量 Risk	不良贷款率	NPL	采用 Wind 数据库中的银行年末不良贷款率数据
	Z 评分指数	Z-score	采用 Z 评分计算所得
	骆驼评级指数	CAMEIS	采用骆驼评级法计算所得
解释变量 Pay	薪酬水平	SPay	排名前三位高管货币薪酬总额(单位:百万元)
		TPay	排名前三位高管的总薪酬总额(单位:百万元)
	薪酬结构	PayStr	排名前三位高管年末持股市值总额/三者总薪酬合计数
控制变量	规模	Size	年末银行总资产的自然对数
	成长性	Growth	营业收入同比增长率
	经营效率	CRra	营业收入/营业支出
	流动性水平	LDR	存款总额/贷款总额
	资本充足率	CAP	期末资本净额/风险加权资产总额
	第一大股东持股比例	Shsr	第一大股东持股数/银行股本总数
	收入多元化指数	HHI	采用 Herfindahl Index 衡量
	行业集中度	CR4	工农中建四大行资产占全行业总资产比值
	宏观经济发展水平	GDP	实际 GDP 增速
	净利差	NID	平均生息资产收益率与平均计息负债成本率之差
	证券市场发展水平	Stock	证券市场总市值/GDP 总额
	货币政策	M2	货币供应量(M2)增速(环比)

资料来源:本文整理

## 2. 研究样本与数据来源

本文选取截止 2019 年底,已在沪深 A 股上市的全部 36 家银行为研究样本,样本期间为 2005—2019 年。除风险承担(Z-score、CAMELS)、薪酬水平(SPay、TPay)、薪酬结构 PayStr、市场集中度 CR4、收入多元化指数 HHI 是由本文计算得到以外,其他数据分别来自 Wind、RESSET、CEIC 等经济金融数据库以及中国金融统计年鉴、各银行历年年报等。

## 3. 计量模型设计

本文建立回归方程模型(1)<sup>①</sup>,以 36 家银行非平衡面板数据分别检验相关假设。

$$Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Risk_{i,t-1} + \beta_2 \times Pay_{i,t} + \sum_{j=1}^{12} \gamma_j Control_{j,t} + u_{i,t} + v_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

以年度薪酬排名前三位高管年度货币薪酬 SPay3 测度变量 Pay 检验假设 H<sub>1</sub>,以年度薪酬排名前三位的银行高管薪酬结构 PayStr3 测度变量 Pay 检验假设 H<sub>2</sub>,以年度薪酬排名前三位高管总薪酬 TPay3 测度变量 Pay 检验假设 H<sub>3</sub>;逐一选取 NPL、Z-score、CAMELS 测度变量 Risk;式中,下标 i 表示样本银行,t 代表年份,u<sub>i,t</sub>、v<sub>i,t</sub> 分别代表个体、时间固定效应,ε<sub>i,t</sub> 为随机扰动项。Control 为控制变量,包括资产规模、成长性、经营效率、流动性、资本充足率、第一大股东持股比例、收入多元化指数、行业集中度、宏观经济发展水平、净利差、证券市场发展水平和货币政策 12 个变量。根据模型

<sup>①</sup> 考虑到银行风险承担影响的滞后作用,模型(1)加入 Risk 的一阶滞后项作为前定变量。

(1), 第  $i$  家银行第  $t$  期的风险承担水平被表示成为高管薪酬、控制变量、银行自身前一期的风险状况以及随机误差项的函数。

#### 4. 变量描述性统计

变量描述性统计结果如表 2 所示。由表 2 可以看出, 我国上市银行的风险承担水平存在较大差异, 高管薪酬也表现出明显差异。需要说明的是, 由于个别观测样本的非利息收入为负, 导致收入多元化指数  $HHI$  出现负值。

表 2

变量描述性统计

变量符号	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	观测数
$NPL$	1. 390	1. 330	9. 330	0. 360	0. 811	332
$Z-score$	-2. 069	-1. 912	0. 000	-24. 123	1. 668	319
$CAMEIS$	-0. 825	-0. 935	1. 380	-2. 306	0. 747	334
$SPay3$	0. 058	0. 044	0. 326	0. 000	0. 048	332
$TPay3$	0. 151	0. 079	3. 964	0. 010	0. 316	332
$PayStr3$	0. 281	0. 026	1. 434	0. 000	0. 354	332
$Size$	14. 169	14. 212	17. 220	11. 034	1. 595	334
$Growth$	0. 184	0. 166	0. 674	-0. 109	0. 144	334
$CRra$	32. 463	31. 505	66. 470	19. 980	6. 333	334
$LDR$	0. 700	0. 707	1. 100	0. 287	0. 119	334
$CAP$	12. 818	12. 665	30. 670	3. 700	2. 359	330
$Shsr$	0. 248	0. 189	0. 689	0. 024	0. 180	330
$HHI$	0. 292	0. 290	0. 500	-0. 032	0. 113	334
$CR4$	0. 413	0. 387	0. 549	0. 361	0. 056	334
$GDP$	8. 012	7. 000	14. 200	6. 100	1. 996	334
$NID$	2. 366	2. 345	3. 990	1. 320	0. 473	334
$STOCK$	0. 683	0. 666	1. 484	0. 186	0. 219	334
$M2$	1. 577	1. 478	3. 180	0. 993	0. 532	334

注: 高管薪酬、资产总额等涉及到价格的变量以 2005 年为基期进行相应 CPI 调整; 为了避免回归系数过小的问题, 对薪酬指标进行缩小 100 倍处理, 即实际回归用的薪酬数据单位为亿元

资料来源: 本文整理

#### 5. 面板数据单位根(平稳性)检验

由于本文所用样本数据为非平衡面板, 为防止“虚假回归”问题, 分别采用 Fisher-ADF、Phillips-Perron Test、KPSS Test 进行面板单位根检验。这三种检验方法原假设均为“ $H_0$ : 所有个体都是非平稳的”, 检验结果如表 3 所示。从表 3 可以看出, 除了  $PayStr3$ 、 $LDR$ 、 $Shsr$  只在两种检验方法下拒绝原假设以外, 其他变量在三种检验方法下都拒绝原假设, 说明变量均为平稳序列, 回归分析不会出现虚假回归。

表 3 面板数据平稳性检验

变量	ADF Test		Phillips-Perron Test		KPSS Test	
	检验值	P 值	检验值	P 值	检验值	P 值
NPL	-13.7461	0.0000	-13.5182	0.0000	31.2257	0.0000
Z-score	-5.0931	0.0000	-34.1867	0.0001	22.2019	0.0000
CAMEIS	-6.4917	0.0000	-6.8056	0.0000	20.1744	0.0000
SPay3	-5.0045	0.0000	-4.6504	0.0000	21.9861	0.0000
PayStr3	-3.2573	0.0178	-2.4701	0.1239	14.4642	0.0000
TPay3	-14.9655	0.0000	-14.2089	0.0000	8.7296	0.0000
Size	-28.5607	0.0001	-16.0794	0.0000	162.3005	0.0000
Growth	-8.5935	0.0000	-12.3274	0.0000	23.2906	0.0000
CRra	-4.7449	0.0000	-4.5767	0.0002	93.6804	0.0000
LDR	-1.8884	0.3355	-14.6184	0.0000	107.6501	0.0000
CAP	-11.0799	0.0000	-11.0040	0.0000	98.6867	0.0000
Shsr	-2.6795	0.0788	-18.9731	0.0000	24.9748	0.0000
HHI	-6.4510	0.0000	-6.4285	0.0000	47.2228	0.0000
NID	-6.8963	0.0000	-7.1826	0.0000	91.3867	0.0000

资料来源:本文计算整理

## 五、回归结果分析

### 1. 变量相关性分析

由于控制变量之间可能会存在强相关关系,进而导致回归分析时出现序列相关问题,本文对控制变量进行了相关性分析。结果显示,Spay3 与各个控制变量的相关性关系较弱,各控制变量之间也不存在强相关关系,变量的选取恰当,无需剔除多余变量。PayStr3、TPay3 与此类似。

### 2. 高管短期薪酬与银行风险承担回归结果分析

针对高管短期薪酬 Spay3 与银行风险承担 Risk 的关系,基于 Hausman 检验的固定效应(FE)估计结果如表 4 所示。

表 4 高管短期薪酬 Spay3 与银行风险承担回归结果

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL(-1)	0.67 *** (27.42)	0.65 *** (22.13)				
Z-score(-1)			0.02 * (1.81)	0.00 (0.24)		

续表 4

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CAMEIS( - 1)					0.60 *** (13.09)	0.35 *** (9.16)
SPay3	-2.23 *** (-2.85)	-1.65 ** (-2.05)	-3.55 *** (-3.68)	-2.83 *** (-3.35)	-2.29 ** (-2.37)	-1.53 ** (-2.16)
Cr4	-0.81 (-0.52)	-3.19 (-1.56)	-1.58 (-0.82)	1.84 (0.85)	-1.53 (-0.81)	3.49 * (1.93)
GDP	-0.01 (-0.16)	0.00 (0.04)	-0.00 (-0.07)	-0.02 (-0.42)	-0.00 (-0.07)	-0.01 (-0.23)
Stock	0.26 * (1.80)	0.22 (1.50)	0.39 ** (2.18)	0.51 *** (3.27)	0.22 (1.29)	0.38 *** (2.96)
M2	-0.13 (-1.60)	-0.20 ** (-2.12)	-0.15 (-1.62)	-0.20 ** (-2.08)	0.15 (1.52)	-0.21 ** (-2.59)
Size		-0.36 *** (-2.98)		-0.05 (-0.38)		-0.26 ** (-2.51)
Growth		-0.38 * (-1.68)		-0.03 (-0.11)		-0.64 *** (-3.37)
CRra		-0.00 (-0.47)		0.01 (1.48)		-0.02 *** (-3.30)
LDR		-0.37 (-1.25)		0.59 * (1.90)		3.35 *** (12.14)
CAP		-0.02 (-1.58)		0.10 *** (6.52)		-0.14 *** (-10.54)
NID		0.07 (0.81)		-0.48 *** (-4.89)		-0.36 *** (-4.39)
Shsr		0.87 ** (2.21)		0.62 (1.48)		0.70 ** (2.03)
HHI		0.82 ** (2.29)		-0.13 (-0.35)		-1.65 *** (-5.29)
常数项	0.92 ** (2.41)	7.21 *** (3.16)	-1.08 ** (-2.25)	-2.95 (-1.23)	0.04 (0.09)	3.37 * (1.70)
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup> (within)	0.79	0.81	0.28	0.51	0.49	0.76

续表 4

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
调整后 R <sup>2</sup>	0.76	0.77	0.16	0.41	0.41	0.71
F	161.23	73.02	15.97	17.57	41.33	54.94
N	296	293	283	283	298	294

注:括号内为 t 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文计算整理

表 4 中的列(1)、列(3)和列(5)是未包括任何银行微观层面控制变量的回归结果,列(2)、列(4)和列(6)加入了所有控制变量。表 4 结果显示,无论是采用哪一风险衡量指标,SPay3 的估计系数均为负,且至少在 5% 的水平上显著,系数绝对值变动不大,回归结果较稳定。这表明,高管短期薪酬与银行风险承担之间明显负相关,支持假设 H<sub>1</sub>。这一结论说明,在我国银行业深化改革发展以及金融风险不断累积的现实背景下,银行应制定合理的高管货币薪酬标准,并完善其他短期薪酬激励措施,以促进高管的稳健投资行为。

其他控制变量方面,较为一致性的结论有:证券市场发展水平(Stock)估计系数为正且显著,表明证券发展程度与银行风险承担显著正相关;货币政策 M2 估计系数为负且显著,表明宽松的货币政策有助于银行降低风险;银行资产规模 Size、营业收入增长率 Growth 估计系数为负且显著,说明规模越大、营收增长越快的银行,风险承担越低;第一大股东持股比例 Shsr 回归系数为正且显著,说明股权比例越集中于少数股东,银行风险承担倾向越强,与 Laeven 和 Levine(2009)<sup>[51]</sup>、庄宇等(2013)<sup>[40]</sup>等研究结论一致。

### 3. 高管薪酬结构与银行风险承担的回归结果分析

高管薪酬结构 PayStr3 与银行风险承担 Risk 的回归结果如表 5 所示。

表 5 高管薪酬结构 PayStr3 与银行风险承担回归结果

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL(-1)	0.68 *** (26.99)	0.66 *** (21.91)				
Z-score(-1)			0.03 * (1.88)	0.00 (0.32)		
CAMEIS(-1)					0.61 *** (13.12)	0.36 *** (9.32)
PayStr3	-0.11 (-0.76)	-0.11 (-0.78)	0.08 (0.40)	-0.07 (-0.41)	0.06 (0.35)	0.11 (0.88)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup> (within)	0.79	0.81	0.24	0.49	0.48	0.76
调整后 R <sup>2</sup>	0.75	0.77	0.12	0.38	0.40	0.71

续表 5

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
F	155.37	71.71	13.02	16.02	39.56	53.81
N	296	293	283	283	298	294

注:括号内为  $t$  值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

表 5 的回归结果显示,高管薪酬结构  $PayStr3$  系数的所有 3 组估计结果均不显著,其中,部分估计系数的符号方向甚至相反。这意味着,我国银行高管的长期薪酬机制没有起到理论预期的风险承担促进作用,假设  $H_2$  没有得到支持。这一结论与 Kini 和 Williams (2012)<sup>[52]</sup>、DeYoung 等 (2013)<sup>[53]</sup> 以及 Gande 和 Kalpathy(2017)<sup>[54]</sup> 等文献针对欧美国家的研究发现不同,其中可能的原因在于,我国银行的股权薪酬机制尚不完善。从监管实践来看,2008 年以来,受国际金融危机影响,监管机构纷纷加强对金融机构高管人员的薪酬监管,我国监管部门也针对银行高管薪酬制定了一系列限制性的规定。2008 年 7 月,财政部下发 65 号文《关于清理国有控股上市金融企业股权激励有关问题的通知》,要求准备进行或已进行股权激励的国有控股上市金融机构暂停进行,未进行的不得擅自进行。2009 年 1 月,财政部进一步下发《关于金融类国有和国有控股企业负责人薪酬管理有关问题的通知》,要求国有控股金融企业的员工持股计划和股权激励计划暂停。目前,我国仅有少数银行对核心高管实施了股权激励。大部分银行高管持股数都较少,甚至有部分银行高管团队没有任何持有股权。这说明,薪酬结构上,我国银行高管薪酬收入还是以短期薪酬为主,长期薪酬对高管人员的激励作用十分有限。本文回归结果与理论预期不符,但契合我国主要银行高管薪酬结构实际情况。

#### 4. 高管总薪酬与银行风险承担的回归结果与分析

高管总薪酬  $TPay3$  与银行风险承担  $Risk$  的回归结果如表 6 所示。

表 6 高管总薪酬  $TPay3$  与银行风险承担回归结果

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$NPL(-1)$	0.68 *** (27.06)	0.65 *** (21.94)				
$Z-score(-1)$			0.03 * (1.86)	0.00 (0.31)		
$CAMEIS(-1)$					0.61 *** (13.30)	0.36 *** (9.39)
$TPay3$	0.07 (0.48)	0.05 (0.32)	-0.03 (-0.16)	-0.09 (-0.58)	0.30 * (1.75)	0.10 (0.82)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$ (within)	0.79	0.80	0.24	0.49	0.49	0.76
调整后 $R^2$	0.75	0.77	0.12	0.38	0.40	0.71

续表 6

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
F	155.10	71.53	12.99	16.05	40.50	53.78
N	296	293	283	283	298	294

注:括号内为  $t$  值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

表 6 的回归结果表明,除列(5)以外,回归结果中解释变量高管总薪酬  $TPay3$  的估计系数均不显著且符号方向也并不一致。这意味着我国银行高管总薪酬与风险承担之间的关系并不明确,假设  $H_3$  得到证实。

### 5. 高管薪酬对银行风险承担影响异质性分析

检验假设  $H_4$  时,本文并没有引入代表银行类型的虚拟变量,而是采用分组回归的识别思路,分析高管薪酬对不同类型银行风险承担的异质性影响。具体回归时,借鉴沈悦和郭品(2015)<sup>[55]</sup>、刘忠璐(2016)<sup>[56]</sup>等,设计两个子样本:子样本 1,从全部样本中剔除资产规模较小,且股份制改革时间较短、公司治理机制尚不完善的农村商业银行;子样本 2,在子样本 1 中进一步剔除城市商业银行。如果子样本回归结果中,高管薪酬变量的系数大小(绝对值)或者其显著性明显下降,则说明高管薪酬对所剔除银行的风险承担影响程度高于全行业整体水平。

根据前述模型(1)的估计结果,高管薪酬结构(长期薪酬)以及高管总薪酬与银行风险承担之间的关系并不显著,因此,针对假设  $H_4$ ,仅分析高管短期薪酬对不同类型银行风险承担影响的异质性。两个子样本固定效应(FE)估计结果分别如表 7 所示。

表 7 高管短期薪酬  $Spay3$  对不同类型银行风险承担影响异质性回归结果

变量	子样本 1(剔除农商行)			子样本 2(剔除农商行和城商行)		
	NPL	Z-score	CAMEIS	NPL	Z-score	CAMEIS
$NPL(-1)$	0.66 *** (20.73)			0.67 *** (16.38)		
$Z-score(-1)$		0.31 *** (6.19)			0.36 *** (6.46)	
$CAMEIS(-1)$			0.34 *** (8.59)			0.41 *** (8.19)
$Spay3$	-1.64 * (-1.94)	-1.84 ** (-2.23)	-1.51 ** (-2.18)	-1.78 (-1.62)	-1.65 * (-1.97)	-1.45 ** (-2.25)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$ (within)	0.81	0.60	0.78	0.83	0.72	0.82
调整后 $R^2$	0.78	0.52	0.74	0.79	0.67	0.78

续表 7

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
F	66.60	21.87	54.71	49.75	27.03	45.86
N	256	250	256	174	174	174

注:括号内为  $t$  值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

表 7 显示,从估计系数的大小来看,剔除农村商业银行(子样本 1)以后, $SPay3$  的估计系数(绝对值)分别为 1.64、1.84 和 1.51,与表 4 中全样本回归系数(绝对值)1.65、2.83 和 1.53 相比,三者分别下降了 0.5%、35.0% 和 1.5%;进一步剔除城市商业银行(子样本 2)以后,以 NPL 衡量银行风险承担,则  $SPay3$  的估计结果不再显著,而其他两种风险衡量指标下的  $SPay3$  估计系数(绝对值)进一步下降为 1.65 和 1.45,与全样本回归结果相比,下降幅度分别达到了 41.6% 和 5.5%。这说明,高管短期薪酬对小型银行风险承担的影响要明显大于大中型银行,即小型银行的风险承担倾向对高管短期薪酬激励更为敏感。假设  $H_4$  得到部分证实。导致这一结果的可能原因在于,大型银行受到监管机构的约束相对较多,如财政部先后颁布的《金融类国有及国有控股企业负责人薪酬管理办法(征求意见稿)》《中央金融企业负责人薪酬审核管理办法》,主要是针对国有大型商业银行或国有控股商业银行。而小型银行薪酬机制相对更灵活,银行风险水平对其高管薪酬的反应相对也更加灵敏。这一结果与陆岷峰和虞鹏飞(2016)<sup>[45]</sup>、李廷瑞和李博阳(2020)<sup>[46]</sup>的研究结论相一致。

## 六、稳健性检验

### 1. 内生性讨论

针对高管薪酬与银行风险承担之间可能存在的内生性问题,本文通过以下两个方法进行验证。

(1) 采用系统广义矩估计。为了缓解模型可能存在的内生性,本文采用 Blundell 和 Bond (1998)<sup>[57]</sup> 提出的动态面板系统广义矩(GMM)估计方法重新进行回归分析,结果如表 8 所示。

表 8 系统广义矩(GMM)估计结果

变量	模型 1( $SPay3$ )			模型 2( $PayStr3$ )			模型 3( $TPay3$ )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	NPL	Z-score	CAMEIS	NPL	Z-score	CAMEIS	NPL	Z-score	CAMEIS
L. NPL	0.62 *** (10.88)			0.59 *** (7.51)			0.61 *** (8.19)		
L. Z-score		0.00 (0.11)			0.01 (0.28)			0.01 (0.40)	
L. CAMEIS			0.62 *** (6.43)			0.66 *** (6.97)			0.71 *** (5.70)
SPay3	-2.26 ** (-2.15)	-2.95 *** (-3.74)	-2.27 (-1.62)						
PayStr3				-0.28 (-0.99)	-0.08 (-0.29)	-0.00 (-0.02)			

续表 8

变量	模型 1 ( <i>SPay3</i> )			模型 2 ( <i>PayStr3</i> )			模型 3 ( <i>TPay3</i> )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>NPL</i>	<i>Z-score</i>	<i>CAMEIS</i>	<i>NPL</i>	<i>Z-score</i>	<i>CAMEIS</i>	<i>NPL</i>	<i>Z-score</i>	<i>CAMEIS</i>
<i>TPay3</i>							- 0. 31 ( - 1. 46)	- 0. 17 ( - 1. 08)	0. 11 (0. 47)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>chi</i> <sup>2</sup>	6197. 53	143. 61	488. 07	6548. 11	62. 65	821. 55	7282. 68	219. 62	339. 02
<i>AR</i> (2)	- 1. 58	- 1. 36	- 2. 69	- 1. 65	- 1. 39	- 2. 76	- 1. 72	- 1. 51	- 2. 51
<i>Sargan</i>	25. 87	24. 36	25. 36	26. 63	26. 19	25. 22	29. 04	28. 97	23. 03
N	293	283	294	293	283	294	293	283	294

注:括号内为 *Z* 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

从表 8 可以看出,采用系统广义矩(GMM)估计方法,克服模型可能存在的内生性问题后,模型 1 中高管短期薪酬 *SPay3* 估计系数同样均为负,且除了列(3)不显著以外,都至少在 5% 的水平上通过了显著性检验,而模型 2 和模型 3 的回归系数均不显著。*AR*(2) 检验和 *Sargan* 检验也均显示计量分析依据的动态面板系统 GMM 估计具有合理性。这意味着,在研究期间内,高管短期薪酬与银行风险承担显著负相关,而高管薪酬结构(长期薪酬)、高管总薪酬则与银行风险承担不存在明确的负向或正向关系。以上结果与前文双向固定效应(FE)估计相一致,假设 H<sub>1</sub>、假设 H<sub>3</sub> 得到进一步证实。

(2) 工具变量法。Lin 等(2011)<sup>[58]</sup>认为,企业为管理层提供薪酬激励时需要参考同行业、同年度、同地区竞争对手情况。为了进一步排除模型可能存在的内生性问题,本文参考 Epifani 和 Gancia(2011)<sup>[59]</sup>、Faccio 等(2016)<sup>[60]</sup>、马草原和朱玉飞(2020)<sup>[61]</sup>,将高管货币薪酬 *SPay3* 的行业均值作为内生变量的工具变量,运用两阶段最小二方法(2SLS)重新检验回归模型(1),结果如表 9 所示。选择的工具变量通过了识别不足检验和弱工具变量检验,且 *SPay3* 在三个模型中均在 1% 的水平上显著,假设 H<sub>1</sub> 仍然成立。考虑了工具变量的内生性处理后,本文结论并无实质改变<sup>①</sup>。

表 9 工具变量 2SLS 估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
<i>L. NPL</i>	0. 655 *** (5. 71)	0. 651 *** (6. 01)	0. 637 *** (6. 44)
<i>SPay3</i>	2. 240 ** (2. 15)		
<i>PayStr3</i>		- 0. 338 ( - 1. 22)	

① 限于篇幅,仅报告了 *NPL* 分别在模型 1、模型 2 和模型 3 下的估计结果,*Z-score*、*CAMEIS* 的估计结果类似,备索。

续表 9

变量	模型 1	模型 2	模型 3
<i>TPay3</i>			- 0. 824 ( - 1. 12)
<i>Instrument-v</i>	- 0. 009 *** ( - 6. 07)	0. 566 *** ( 5. 07)	0. 023 ** ( 2. 01)
控制变量	YES	YES	YES
个体/时间固定效应	YES	YES	YES
R <sup>2</sup> (within)	0. 786	0. 806	0. 738
调整后 R <sup>2</sup>	0. 776	0. 797	0. 726
F	12. 99	30. 45	2. 80
chi <sup>2</sup>	1131. 871	1545. 950	1034. 942
Cragg-Donald Wald F	8. 011	9. 076	9. 661
Kleibergen-Paap rk LM	17. 967	21. 802	24. 456
N	293	293	293

注:第一阶段括号内为 T 值;第二阶段括号内为 Z 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

资料来源:本文整理

## 2. 其他稳健性检验

为尽可能保证实证研究结果的稳健性,本文借鉴郭晔等(2018)<sup>[62]</sup>、张昭等(2020)<sup>[63]</sup>等,从以下两个方面对回归结果进行进一步稳健性检验。

(1) 替换高管薪酬测度指标。由于不同银行高管团队规模差异较大,基于年度薪酬排名前 3 位高管的薪酬指标测度高管薪酬可能存在偏误。因此,本文进一步采用年度薪酬排名前 5 位高管的薪酬数据,重新计算了相关的高管薪酬水平与薪酬结构指标,针对模型(1)以 *SPay5* 为解释变量重复上述实证检验步骤的结果如表 10 所示<sup>①</sup>。从表 10 的结果可以看出,模型(1)中高管薪酬变量回归系数的符号方向及显著性水平与原检验结果保持一致,其他参数也变动不大,本文的实证研究结论较稳健可靠。

表 10 稳健性检验(采用年度薪酬排名前五位高管短期薪酬总额 *SPay5*)

变量	<i>NPL</i>		<i>Z-score</i>		<i>CAMEIS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>NPL</i> ( - 1)	0. 67 *** (26. 75)	0. 65 *** (21. 96)				
<i>Z-score</i> ( - 1)			0. 02 * (1. 76)	0. 00 (0. 17)		

① 限于篇幅,仅报告了 *SPay5* 的稳健性检验结果, *PayStr5*、*TPay5* 的检验结果备索,下同。

续表 10

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CAMEIS(-1)					0.59 *** (12.67)	0.35 *** (8.97)
Spay5	-1.62 *** (-2.74)	-1.15 * (-1.88)	-2.57 *** (-3.56)	-2.21 *** (-3.42)	-2.21 *** (-3.06)	-1.18 ** (-2.17)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup> (within)	0.79	0.81	0.28	0.51	0.50	0.76
调整后 R <sup>2</sup>	0.76	0.77	0.16	0.41	0.42	0.71
F	160.75	72.78	15.78	17.64	42.52	54.96
N	296	293	283	283	298	294

注:括号内为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

(2) 考虑“限薪令”的冲击作用。2010 年 3 月,中国银监会颁布了《商业银行稳健薪酬监管指引》,即“限薪令”。根据该指引,商业银行应设计统一的薪酬管理体系,将风险控制指标纳入绩效考核,建立薪酬与风险有效挂钩的机制。显然,2010 年的银行“限薪令”不可避免地对商业银行高管薪酬产生影响,这在一定程度上可能干扰本文的分析结果。为剔除“限薪令”的影响,在模型(1)的基础上引入代表银行高管“限薪令”的政策哑变量  $PLimit$ ,在 2010 年以前,该变量赋值为 0,2010 年及以后赋值为 1,再进行回归,结果如表 11 所示。从表 11 可以看出,考虑“限薪令”的冲击作用后,本文的实证结论依然稳健。

表 11 稳健性检验(考虑“限薪令”的冲击作用)

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL(-1)	0.67 *** (23.31)	0.66 *** (20.47)				
Z-score(-1)			0.02 (1.38)	-0.00 (-0.05)		
CAMEIS(-1)					0.53 *** (11.11)	0.28 *** (7.55)
Spay3	-2.23 *** (-2.85)	-1.61 ** (-1.99)	-3.38 *** (-3.67)	-3.06 *** (-3.70)	-2.34 ** (-2.52)	-2.00 *** (-2.99)
PLimit	-0.04 (-0.45)	0.06 (0.56)	-0.48 *** (-4.93)	-0.40 *** (-3.81)	-0.46 *** (-4.49)	-0.52 *** (-5.98)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup> (within)	0.79	0.81	0.35	0.54	0.53	0.79

续表 11

变量	NPL		Z-score		CAMEIS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
调整后 R <sup>2</sup>	0.76	0.77	0.24	0.44	0.45	0.75
F	137.79	67.98	18.48	18.31	40.97	60.97
N	296	293	283	283	298	294

注:括号内为 t 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

## 七、结论与讨论

本文基于我国 36 家境内上市银行 2005—2019 年间的非平衡面板数据,利用样本银行的高管薪酬数据,选取不良贷款率、破产 Z 指数、骆驼评级指数作为银行风险承担变量,从薪酬水平、薪酬结构等方面对高管薪酬与银行风险承担之间的关系进行了实证分析,研究发现:高管短期薪酬与我国银行风险承担之间存在显著的负相关关系,即短期薪酬提高,有助于降低银行风险承担水平。高管长期薪酬占比与银行风险承担之间的关联并不显著。高管总薪酬与银行风险承担之间的关系并不确定,即银行高管整体的薪酬机制对银行风险承担的影响不明确。异质性检验结果证实,高管短期薪酬对小型银行风险承担的影响要明显大于大中型银行,即小型银行的风险承担倾向对高管薪酬激励更敏感。

基于以上研究结论,本文得到如下启示:我国银行薪酬体系还有待完善,特别是股票、期权、延付薪酬、跟投计划等长期薪酬激励方式亟待建立。银行高管薪酬激励的关键不在于总薪酬的高低,更重要的是薪酬结构的合理性。应当借鉴国外经验,同时,结合中国银行业改革发展实践,尽快建立、健全与风险挂钩的银行高管薪酬制度。应坚持短期货币薪酬与中长期激励措施相结合,适当增加银行机构高管薪酬结构中的长期激励部分,可采用股票期权和限制性股票授予的形式,形成多元化的薪酬激励机制,促使高管与股东目标相一致,减少代理冲突。针对高管薪酬的异质性影响,国有大型商业银行应加强薪酬激励机制的灵活性,制定有竞争力的市场化薪酬标准。

需要说明的是,尽管本文初步回答了高管薪酬水平、薪酬结构对银行风险承担的影响,但依然存在需要进一步深入研究的地方。例如,可以对高管团队内部薪酬差距与银行风险承担的关联进行研究,可以构建银行高管薪酬、风险承担与系统性风险的综合分析框架模型,进而探讨银行高管薪酬与系统性风险的关联机制。

## 参考文献

- [1] Avgouleas E. The Global Financial Crisis, Behavioural Finance and Financial Regulation: In Search of a New Orthodoxy [J]. Journal of Corporate Law Studies, 2009, 9, (1): 23–59.
- [2] Edgar RJ. The Future of Financial Regulation: Lessons from the Global Financial Crisis [J]. Australian Economic Review, 2009, 42, (4): 470–476.
- [3] Levine R. The Governance of Financial Regulation: Reform Lessons from the Recent Crisis [J]. International Review of Finance, 2012, 12, (1): 39–56.
- [4] Admati A, Hellwig M. The Bankers' New Clothes: What's Wrong with Banking and What to Do about It [M]. Princeton University Press, 2014.
- [5] 罗培新. 美国金融监管的法律与政策困局之反思——兼及对我国金融监管之启示 [J]. 北京:中国法学, 2009, (3): 91–105.

- [6] Bebchuk LA, Cohen A, Spaman H. The Wages of Failure: Executive Compensation at Bear Stearns and Lehman 2000 – 2008 [J]. Yale Journal on Regulation, 2010, 27, (2) : 257 – 282.
- [7] Bhagat S, Bolton B. Financial Crisis and Bank Executive Incentive Compensation [J]. Journal of Corporate Finance, 2014, (25) : 313 – 341.
- [8] 周小川. 公司治理与金融稳定 [J]. 北京:中国金融, 2020, (15) : 9 – 11.
- [9] Ross SA. The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem [J]. The American Economic Review, 1973, 63, (2) : 134 – 139.
- [10] Guay WR. The Sensitivity of CEO Wealth to Equity Risk: an Analysis of the Magnitude and Determinants [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 53, (1) : 43 – 71.
- [11] Aggarwal RK, Samwick AA. The Other Side of the Tradeoff: The Impact of Risk on Executive Compensation-A Reply [R/OL]. Tuck School of Business Working Paper, 2002.
- [12] Devers CE, Wiseman RM, R. Michael Holmes J. The Effects of Endowment and Loss Aversion in Managerial Stock Option Valuation [J]. Academy of Management Journal, 2007, 50 (1) : 191 – 208.
- [13] Devers CE, McNamara G, Wiseman RM, et al. Moving Closer to the Action: Examining Compensation Design Effects on Firm Risk [J]. Organization Science, 2008, 19, (4) : 548 – 566.
- [14] Core JE, Guay WR. The Other Side of the Trade-Off: The Impact of Risk on Executive Compensation: A Revised Comment [J]. Social Science Electronic Publishing, 2002, 2, (4) : 395 – 402.
- [15] Jin L. CEO Compensation, Diversification, and Incentives [J]. Journal of Financial Economics, 2002, 66, (1) : 29 – 63.
- [16] Wright P, Kroll M, Krug JA, et al. Influences of Top Management Team Incentives on Firm Risk Taking [J]. Strategic Management Journal, 2007, 28, (1) : 81 – 89.
- [17] Ellul A, Yerramilli V. Stronger Risk Controls, Lower Risk: Evidence from U. S. Bank Holding Companies [J]. Journal of Finance, 2012, 68, (5) : 1757 – 1803.
- [18] Jensen MC, Meckling WH. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Ssrn Electronic Journal, 1976, 3, (4) : 305 – 360.
- [19] Rajgopal S, Shevlin TJ. Empirical Evidence on the Relation between Stock Option Compensation and Risk Taking [J]. Journal of Accounting & Economics, 2002, 33, (2) : 145 – 171.
- [20] Hubbard RG, Palia D. Executive Pay and Performance Evidence from the U. S. Banking Industry [J]. Journal of Financial Economics, 1995, 39, (1) : 105 – 130.
- [21] Chen CR, Steiner TL, Whyte AM. Does Stock Option-based Executive Compensation Induce Risk-taking? An Analysis of the Banking Industry [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30, (3) : 915 – 945.
- [22] Becker BO. Wealth and Executive Compensation [J]. Journal of Finance, 2006, 61, (1) : 379 – 397.
- [23] Coles JL, Daniel ND, Naveen L. Managerial Incentives and Risk-taking [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (2) : 431 – 468.
- [24] Williams MA, Rao RP. CEO Stock Options and Equity Risk Incentives [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2006, 33, (1) : 26 – 44.
- [25] Hagendorff J, Vallascas F. CEO Pay Incentives and Risk-taking: Evidence From Bank Acquisitions [J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17, (4) : 1078 – 1095.
- [26] Dong Z, Wang C, Xie F. Do Executive Stock Options Induce Excessive Risk Taking [J]. Journal of Banking and Finance, 2010, 34, (10) : 2518 – 2529.
- [27] 陈学彬. 中国商业银行薪酬激励机制分析 [J]. 北京:金融研究, 2005, (7) : 76 – 94.
- [28] 李克文, 郑录军. 高管人员激励机制与商业银行经营绩效 [J]. 天津:南开学报, 2005, (1) : 71 – 76.
- [29] 曹廷求, 于建霞. 银行治理、代理成本与银行机构风险控制——以山东省为例的实证分析 [A]. 济南:经济理论与政策研究 [M]. 北京:经济科学出版社, 2008.
- [30] 吴晓求, 许荣, 郑志刚. 激励机制与风险约束的均衡:制度如何设计 [R]. 北京:国际金融危机及其应对系列研究报告, 2009.
- [31] 位华. CEO 权力、薪酬激励和城市商业银行风险承担 [J]. 北京:金融论坛, 2012, (9) : 61 – 67.
- [32] 张瑞君, 李小荣, 许年行. 货币薪酬能激励高管承担风险吗 [J]. 北京:经济理论与经济管理, 2013, (8) : 84 – 100.
- [33] 李小荣, 张瑞君. 股权激励影响风险承担:代理成本还是风险规避? [J]. 北京:会计研究, 2014, (1) : 57 – 63, 95.
- [34] 屠立鹤, 孙世敏. 高管股票期权激励、市场竞争与风险承担 [J]. 深圳:证券市场导报, 2017, (4) : 44 – 54, 65.

- [35] 何婧. 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 [J]. 北京: 财贸经济, 2016, (11): 77–96.
- [36] 朱波, 杨文华, 刘聪瑞. 中国高管债权激励对银行风险的影响机制 [J]. 成都: 财经科学, 2017, (2): 1–11.
- [37] Wiseman RM, Gomez-Mejia LR. A Behavioral Agency Model of Managerial Risk Taking [J]. Academy of management Review, 1998, 23, (1): 133–153.
- [38] Aggarwal RK, Samwick AA. Executive Compensation, Strategic Competition, and Relative Performance Evaluation: Theory and Evidence [J]. The Journal of Finance, 1999, 54, (6): 1999–2043.
- [39] Bolton P, Mehran H, Shapiro J. Executive Compensation and Risk Taking [J]. Review of Finance, 2015, 19, (6): 2139–2181.
- [40] 庄宇, 朱静, 孙亚南. 公司治理与银行风险承担行为——基于我国上市商业银行的研究 [J]. 石家庄: 经济与管理, 2013, (10): 34–38.
- [41] 王倩, 黄艳艳, 曹廷求. 治理机制、政府监管与商业银行风险承担——基于山东省的实证分析 [J]. 济南: 山东社会科学, 2007, (10): 96–101.
- [42] 王晓枫, 吴丛根. 公司治理对我国商业银行风险影响的实证研究 [J]. 长沙理工大学学报(社会科学版), 2011, (6): 73–79.
- [43] Jeffrey, L., Coles, et al. Managerial Incentives and Risk-taking [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (2): 431–468.
- [44] 杨瑞龙, 王元, 聂辉华.“准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据 [J]. 北京: 管理世界, 2013, (3): 23–33.
- [45] 陆岷峰, 虞鹏飞. 从风险管理视角论商业银行高管薪酬改革 [J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2016, (2): 52–60.
- [46] 李廷瑞, 李博阳. 员工薪酬激励对商业银行风险承担的影响 [J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2020, (1): 70–81, 108.
- [47] Chan-Lau JA. Regulatory Capital Charges for too-Connected-to-Fail Institutions: A Practical Proposal [J]. Financial Markets, Institutions & Instruments, 2010, 19, (5): 355–379.
- [48] 张光利, 闫丽新, 周利国. 城市商业银行董事长政治经历与银行风险承担 [J]. 北京: 经济管理, 2019, (7): 71–87.
- [49] Shim J. Loan Portfolio Diversification, Market Structure and Bank Stability [J]. Journal of Banking & Finance, 2019, 104, (7): 103–115.
- [50] Hannan TH, Hanweck GA. Bank Insolvency Risk and the Market for Large Certificates of Deposit [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1988, 20, (2): 203–211.
- [51] Laeven L, Levine R. Bank Governance, Regulation and Risk Taking [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93, (2): 259–275.
- [52] Kini O, Williams R. Tournament Incentives, Firm Risk, and Corporate Policies [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103, (2): 350–376.
- [53] DeYoung R, Peng EY, Yan M. Executive Compensation and Business Policy Choices at US Commercial Banks [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2013, 48, (1): 165–196.
- [54] Gande A, Kalpathy S. CEO Compensation and Risk-taking at Financial Firms: Evidence from US Federal Loan Assistance [J]. Journal of Corporate Finance, 2017, (47): 131–150.
- [55] 沈锐, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率 [J]. 北京: 金融研究, 2015, (3): 160–175.
- [56] 刘忠璐. 互联网金融对商业银行风险承担的影响研究 [J]. 北京: 财贸经济, 2016, (4): 71–85, 115.
- [57] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87, (1): 115–143.
- [58] Lin C, Lin P, Song FM, et al. Managerial Incentives, CEO Characteristics and Corporate Innovation in China's Private Sector [J]. Journal of Comparative Economics, 2011, 39, (2): 176–190.
- [59] Epifani P, Gancia G. Trade, Markup Heterogeneity and Misallocations [J]. Journal of International Economics, 2011, 83, (1): 1–13.
- [60] Faccio M, Marchica MT, Mura R. CEO Gender, Corporate Risk-Taking, and the Efficiency of Capital Allocation [J]. Journal of Corporate Finance, 2016, (39): 193–209.
- [61] 马草原, 朱玉飞. 去杠杆, 最优资本结构与实体企业生产率 [J]. 北京: 财贸经济, 2020, (7): 99–113.
- [62] 郭晔, 程玉伟, 黄振. 货币政策, 同业业务与银行流动性创造 [J]. 北京: 金融研究, 2018, (5): 65–81.
- [63] 张昭, 马草原, 王爱萍. 资本市场开放对企业内部薪酬差距的影响——基于“沪港通”的准自然实验 [J]. 北京: 经济管理, 2020, (6): 172–191.

# An Study on the Bank Executives' Compensation and Risk-taking

LIU Meng-fei

( International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an, Shaanxi, 710119, China)

**Abstract:** More and more researches show that the failure of corporate governance and risk management of financial institutions is the key factor of the financial crisis, especially the imbalance of financial executive compensation incentive mechanism is the micro root cause. After the reform and development in recent years, the operation and management of China's commercial banks have made great progress. However, we must objectively realize that the history of China's modern banking system is still short, there are still many defects in executive compensation system, corporate governance structure, risk management capabilities and so on. It is of great theoretical and practical significance to study the correlation mechanism between executive compensation and bank risk taking, to optimize and reform the executive compensation incentive and corporate governance mechanism for banking institutions and relevant regulatory departments.

Based on the unbalanced panel data of 36 listed banks in China, from the perspective of research on bank executives' total salary and salary structure, adopting non-performing loan ratio, Z-score, and Camel rating index as indicators for measuring banks' risk-taking, establishing multiple panel regression models, this paper conducts multi-dimensional analysis of the relationship between the senior management compensation mechanism and bank's risk-taking of Chinese commercial banks. We also discuss the heterogeneous impact of executive compensation on different types of commercial banks' risk-taking. It is expected to provide experience and reference for relevant departments to improve the bank's senior management compensation system, optimize the corporate governance structure, and prevent and resolve systemic financial risks.

The study found that there is an obvious negative correlation between the short-term compensation of executives and the risk-taking of commercial banks, that is, the increase of short-term compensation can help reduce the level of risk-taking of commercial banks. However, the relationship between the proportion of long-term executive compensation and bank risk-taking is not significant. Similarly, the impact of total executive compensation on bank risk-taking is uncertain, that is, there is no clear positive or negative relationship between total executive compensation and bank risk-taking. The heterogeneity test results confirm that the impact of short-term executive compensation on small banks' risk-taking is significantly greater than that of large and medium-sized banks. That is, the risk-taking tendency of small banks is more sensitive to executive compensation incentives. In the process of empirical analysis, by replacing key explanatory variables, considering the endogeneity of econometric model and the impact of the "executive pay limit order", the robustness of the research conclusions is ensured.

The enlightenment of the above conclusions is that the diversified compensation system of Chinese commercial banks needs to be improved, especially long-term compensation incentives such as stocks, options, deferred compensation, and follow-up investment plans. We should learn from foreign experience to establish and improve a risk-linked executive compensation system for commercial banks as soon as possible. The key to bank executive compensation incentives is not the level of total compensation, but more importantly, the reasonableness of the compensation structure. We should adhere to the combination of short-term monetary compensation and medium- and long-term incentive measures, appropriately increase the long-term incentive part of the senior management compensation structure of banking institutions, and form a diversified compensation incentive mechanism. In response to the heterogeneous impact of executive compensation, large state-owned commercial banks should strengthen the flexibility of the salary incentive mechanism and formulate competitive market-based salary standards.

**Key Words:** bank executives; compensation level; compensation structure; risk-taking

**JEL Classification:** G20, G21

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2020.12.008

(责任编辑:弘毅)