

员工薪酬激励对商业银行风险承担的影响

李廷瑞, 李博阳

(西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

摘要: 基于当前中国银行业薪酬激励的制度特征,从理论和实证两个方面证明了普通员工薪酬激励会引起商业银行风险承担的增加。造成这种影响的直接原因是商业银行以规模为导向的薪酬激励机制,而根源在于监管当局“大而不倒”的监管取向。基本逻辑是:“大而不倒”的监管立场引起了商业银行对规模的过度偏好,促使银行通过薪酬机制设计来激励员工扩大贷款项目以创造存款规模,这势必弱化银行的风险控制动机,进而导致过度的风险承担。

关键词: 商业银行; 员工薪酬激励; 风险承担

中图分类号: F832.33

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2020)01-0070-12

2008年金融危机的爆发引起了全球对金融体系安全性的高度关注,金融市场不断上演的薪酬增长的神话触发了监管部门的质疑和反思,不少学者认为,商业银行不合理的薪酬激励制度是诱发危机的重要原因之一。中国银行业的薪酬激励强度自近年来有显著提升,员工薪酬绝对水平普遍较高,在引发社会关注的同时也产生了一个亟待澄清的学术命题:银行员工薪酬激励是否助长了商业银行过度的风险承担?其内在作用机理是什么?当前中国正处在系统性金融风险的缓释期,澄清以上问题对于维护银行体系的稳健运行、防范金融危机具有重要意义。

学术界围绕银行业薪酬与风险承担之间的关系已有很多研究成果,但相关文献主要集中在高管薪酬层面,尚未有研究将普通员工的薪酬纳入考察范围。本文认为,银行高管不合理的薪酬激励机制固然会增加其短期冒险动机,导致银行风险承担增加,但普通员工薪酬激励方式,将更加直接地影响银行的行为特征,从而对银行整体的风险承担水平产生更深远的影响。因此,若能将银行普通员工薪酬纳入整体的薪酬激励考察,必然能够为相关监管政策的制定与实施提供一个更为全面的参考视角。

基于最优契约理论,员工的薪酬激励机制以利润为导向,企业通过将员工薪酬与公司绩效相匹配,从而最大化股东利益。而商业银行由于其所处监管环境及自身经营模式的特殊性,对规模经济的追求意愿尤其强烈,因此现阶段中国商业银行的员工薪酬激励机制主要以资产规模为导向。基于银行业薪酬激励机制的现实特征,本文就商业银行薪酬激励对风险承担的影响进行了深入研究,具体贡献有以下两点:第一,从理论和实证两个方面证明了普通员工薪酬激励的确会助长银行风险承担的增加,造成这种影响的直接原因在于商业银行以规模为导向的薪酬激励机制。第二,在“大而不倒”的监管格局下,本文针对不同类型的银行子样本进行了细分,发现员工薪酬激励对银行风险承担的影响存在着规模的异质性,这意味着“大而不倒”的监管立场推动了商业银行依托员工薪酬激励进行规模竞赛,进而成为导致风险迅速集聚的根源。

一、文献综述

国内外针对银行薪酬激励的研究主要集中在高管薪酬激励机制的特征及其与风险承担的关系方面。从高管薪酬的构成来看,主要包括现金形式的工资、奖金等激励以及非现金形式的股权、期权等收益,在以往金融高杠杆经营模式及严格的监管约束下,银行高管获得的股票期权等非现金形式的激励为数不多,而随着监管约束的逐步放宽,商业银行为缓解股东及高管的委托—代理问题,不断增加非现金形式的薪酬激励比例,用以激发管理人的积极性,促进银行绩效的提升^[1]。

早期研究中,有学者基于公司治理相关理论,提出了两种不同的理论假说:“道德风险”假说^[2]和“公司

收稿日期: 2019-04-30

基金项目: 国家建设高水平大学公派留学生项目(201706280313); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(19YJA790063)

作者简介: 李廷瑞(1991—),女,博士研究生,E-mail:lilitingrui@163.com; 李博阳(1991—),女,博士研究生,E-mail:liyongyang2091@163.com

控制”^{[3]1377}假说。两种假说基于银行业的代理问题,从不同的视角分析了银行的风险承担问题。Gorton 和 Rosen^{[3]1378-1379}认为,在 20 世纪 80 年代美国银行业整体业绩低迷期间,“公司控制”假说占据更重要的位置。后续研究表明,银行高管薪酬不同的效用函数及模型假设使得薪酬的风险效应呈现出复杂的数理与实证关系^{[4]15},基于不同的薪酬结构,国外学者从理论与实证角度均进行了深入探究,但相关结论至今莫衷一是,大体可分为以下三种观点:(1)高管薪酬激励与银行风险承担呈显著的正相关,即高管薪酬激励造成了银行的过度冒险行为。(2)高管薪酬激励与银行风险承担之间无正向因果关系,甚至无相关性。(3)高管薪酬激励与银行风险承担呈非线性关系,即二者关系在不同的薪酬激励水平上表现不同。

一些学者从薪酬机制设计的角度对银行高管薪酬与风险的关系进行了研究。相对于其他行业而言,银行涉及的利益相关者众多,内部风险复杂且转移迅速,作为关联股东与管理层的重要契约工具——薪酬激励机制的设计与其风险特征息息相关^[6]。银行股东出于对利润的追逐,在投资策略的选择上更倾向于那些相对于帕累托最优水平而言风险更大收益更高的方案,因此为满足股东意愿而设计的 CEO 契约则会尽量诱使管理层承担更多风险从而最大化股东利益。股权等形式的薪酬激励能够更好地将高管财富与公司价值挂钩,对公司绩效产生正向影响,而与此同时,这种薪酬契约形式因提高了薪酬激励的凸性,导致银行管理层业务风格更加激进,从而造成商业银行过度的风险承担^[7]。Miller 等^[8]从系统性风险识别的角度出发,揭示了管理层股权激励对银行特定风险类别的显著影响,得到与上述学者基本一致的观点。Bebchuk 等^[9]认为,银行高管的过度冒险行为取决于其薪酬结构的激励效应,现行薪酬激励机制的潜在缺点和冲突极易诱发管理层的过度冒险。首先,将绩效奖金、分红等激励方式同银行当期利润挂钩会使得高管更看重短期绩效而忽视长期价值,引发管理层以牺牲股东长期利益为代价追求短期回报的短视行为,当资产存在严重信息不对称时,即使采用长期股权激励,掌握着更多内幕消息的经理人也有足够实力保证自己在风险暴露之前套利离开^[10]。其次,薪酬激励方式越来越多地注重与同业间的横向绩效比较,无形中诱导了经理人的逐利心理和过度冒险行为。大量的实证研究也验证了高管薪酬对商业银行风险承担的正向影响,风险敏感性高的薪酬激励方式会明显促使管理层扩大非信贷类业务规模,致使银行风险攀升^[11]。Hagendorff 和 Vallascas^[12]采用美国 172 家被兼并商业银行的面板数据进行回归发现,薪酬风险敏感性越高的经理人越倾向于选择风险承担意愿更强的银行作为目标银行,控制薪酬业绩敏感性指标,高管薪酬激励会显著推升被兼并银行的风险承担。与上述实证结论相反,部分学者研究认为,高管薪酬激励与银行风险承担之间无正向因果关系,甚至无相关性。Houston 和 James^[13]分析了银行高管薪酬结构与其风险行为的关系,认为以股权为基础的薪酬激励形式未造成银行过度的风险承担。实证研究结果的分歧很有可能受制于不同薪酬结构的影响,Fahlenbrach 和 Stulz^[14]重点着眼于现金形式的薪酬激励方式,利用 2008 年次贷危机期间银行高管薪酬与银行风险数据进行实证研究,发现激励强度较高的银行风险水平并未显著高于激励强度较低的银行,工资和奖金等现金类薪酬的负面风险效应同样未得到印证。更有学者采用美国市场大样本数据,通过回归分析发现,高管薪酬激励与公司风险之间呈现显著的负向关系^[15]。

此外,还有学者研究认为,高管薪酬激励与银行的风险承担之间呈非线性关系。在复杂的市场环境中,银行高管薪酬的风险效应在不同的薪酬激励水平上会表现出不同的相关性,Haq 等^{[4]31-32}基于美国 212 家商业银行 1997—2004 年的数据,通过大样本面板回归,发现高管薪酬与银行风险承担之间存在“U 形”关系,即在较低的薪酬水平上,商业银行的风险承担随着高管薪酬的增加不断降低,而超过某一水平后,高管薪酬的增加则会导致商业银行整体风险的攀升。

与国外研究相比,国内文献中关于高管薪酬激励对银行风险承担影响的研究相对较少,也无统一结论,一些学者重点探究了高管薪酬与银行绩效之间的关系^[16-18]。中国银行业高管薪酬激励主要以现金薪酬等短期激励方式为主,较少采用股权、期权等长期激励形式,当前国内普遍建立起的与经营业绩挂钩的短期激励方式在监管制度尚不完善的时期,很可能因为缺乏与银行风险承担相联系的约束机制,导致经理人为追求更好的业绩而放弃对风险控制的努力^[9]。洪正和郭培俊^[20]基于金融中介的基本职能和金融资产的泡沫性,构建了经理人努力和资产选择相互作用的双重道德风险模型,认为线性薪酬激励会造成经理人努力不足,而金融资产的泡沫特性放大了这种激励失效结果的影响,进而导致经理人的过度风险承担。在上述研究的基础上,一些国内学者采用中国商业银行数据对高管薪酬激励与风险承担的关系进行实证研究,已有的结论主要有三种,正向关系^[21]、负向关系^[22]和非线性关系^[23],这些数理与实证结论的复杂性及差异性均给本文的后续研究留下了探索的空间。

综上所述,现有文献关于银行薪酬激励与风险承担的关系研究主要集中在高管人群,且大多停留在验证

二者相关关系的实证分析角度,尚未有研究进一步深入探讨导致二者相关性的内在传导渠道。本文首次将普通员工薪酬纳入银行整体的薪酬激励机制研究之中,尝试从理论层面厘清员工薪酬与银行风险承担相关性的内在机理,并为此提供实证依据,希望在弥补相关研究空白的同时,能为政策制定者提供些许借鉴。

二、研究假设

(一) 商业银行员工薪酬激励中的规模导向

回溯商业银行监管历史,1984年全美第七大银行——大陆伊利诺伊国家银行濒临破产边缘时,美国联邦存款保险公司(FDIC)因其规模巨大且关联银行数目众多对其采取了大规模的公开救助政策,商业银行“大而不倒”的概念正式进入了监管当局的实质性操作框架。鉴于大银行倒闭可能引发系统性风险,监管当局与学术界达成了基本共识,应当及时救助所有类似于大陆伊利诺伊国际银行这样的大型银行,不能让这些大银行中的任何一家在法律意义上倒闭^[24]。随后的几年间,在尝试性地参与多起大银行破产救助事件后,各国监管当局(主要包括英国、美国等西方发达经济体)一方面逐步明确了“大而不倒”的重要性,另一方面也在不断修正“大而不倒”的政策含义,受政策保护的银行范围虽然缩小到规模较大且“政治意义”很强的商业银行,但政策救助的力度却有所加强^[25]。

“大而不倒”作为一种危机监管理念,从诞生之日起便存在诸多问题。第一,“大而不倒”政策实质上是监管机构向大银行提供的一种隐性担保,无论受保护的大银行从事何种程度的风险行为,最终均不会面临破产的“惩戒”,因而极易引发道德风险。第二,“大而不倒”政策赋予了被保护大银行一种特许权价值,使得大银行在市场上更易获得投资者的青睐,从而能以更低成本吸收公众存款。由此可见,“大而不倒”监管理念加剧了大银行在市场上的竞争优势,造成大小银行间不平等的竞争关系。这种不平等的关系极大地刺激了商业银行对资产规模的追求动机;在“大而不倒”监管政策的软预算约束下,与大银行相比,中小商业银行更需要不断扩大规模从而获得被政策救助的资格^[26]。在这样的政策背景下,商业银行尤其是中小商业银行在日常经营管理中需要通过多种途径实现自身规模的扩张,将员工薪酬激励机制同资产规模挂钩无疑是最简单有效的方式。通过将员工绩效工资同业务规模直接挂钩的激励形式,激发员工抢占市场和拓展客户资源的积极性,使得以客户经理为主要人群的银行员工有足够的动力不断扩张业务规模以获取更多的劳动报酬,从而实现员工自身利益与企业目标的“激励相容”。据此,本文提出如下假设:

假设1. 在“大而不倒”的监管政策背景下,商业银行员工薪酬激励中存在明显的规模导向;与大银行相比,小银行薪酬激励同规模扩张的正向关系更加显著。

(二) 规模扩张与商业银行的风险承担

在利率完全市场化条件下,基于风险和收益匹配的准则,银行为控制风险势必选择低利率的贷款项目,此时规模的扩张会伴随着银行风险承担的下降。但是,这一经营策略将造成谨慎投资过多而削弱盈利能力。反之,在激烈的市场竞争环境下,为提振资产报酬率,必然要求银行加大高风险资产的持有比重,这将会造成商业银行风险承担的增加^[27]。简而言之,当利率自由时,商业银行资产规模的扩张可根据项目的风险收益状况自由选择风险级别,规模扩张带来的风险变动情况存在不确定性,有可能因为选择了风险较小收益较低的项目而降低了总体风险,也有可能因为选择了风险较大收益较高的项目而造成总体风险的提升。

发展中国家普遍存在着以利率管制政策为核心的金融抑制,在中国的表现尤为鲜明。事实上,中国长期以来处在较为严重的利率管制背景下,实际利率持续低估,与其他国家相比,中国的官方利率平均较市场利率偏低50%~100%以上^[28]。长期的低利率环境会对商业银行的风险敏感性及其容忍度产生影响,诱使银行放松对借款者的融资价格条款,进而削弱了风险定价能力,最终对资产组合整体的风险产生显著影响^[29]。基本判断是,低利率环境下银行资产规模的扩张将伴随着风险承担的增加。依据“风险承担渠道”(risk-taking channel)理论,一方面,低利率环境造成以基准利率为基础定价的风险资产收益率偏低,商业银行存在追求高风险高回报资产扩张的行为动机;另一方面,低利率的经济环境会改善银行的收入、现金流和利润,从而改变银行对待风险的态度,一般来说,较低的名义利率会使收益率曲线的斜率变大,市场预期银行未来能够获得的净息差增加,使得银行远期的资本估值显著提升,银行的风险承担空间进一步扩大^[30]。在激烈的市场竞争和目标收益率的双重压力下,商业银行有足够的动机和能力通过降低信贷标准来实现资产规模扩张的目标,从而导致银行风险承担水平的攀升。据此,本文提出如下假设:

假设2.在长期低利率的经济环境中,商业银行资产规模的扩张将导致银行总体风险水平的攀升。

(三)员工薪酬激励对商业银行风险承担的影响

基于前文的理论分析,在“大而不倒”的监管政策背景下,大银行在市场上形成了天然的竞争优势,商业银行尤其是中小银行迫切希望通过不断扩大自身规模的方式获取同大银行平等的市场地位和优待政策。通过将员工绩效工资同业务规模直接挂钩的薪酬激励形式,能够激发员工拓展市场的积极性,使得以客户经理为主要人群的员工有足够的动力不断扩大业务规模以获取更多的劳动报酬,因此员工薪酬激励总体同资产规模正相关。与大银行相比,小银行追求“大而不倒”的意愿更加强烈,所以小银行薪酬激励同规模扩张的正向关系更加显著。与此同时,在中国长期利率管制的背景下,金融市场利率持续低估,低利率的经济环境使得商业银行资产规模的扩张很难获得足够高的风险补偿,于是商业银行会基于项目风险状况考虑由低向高依次选择,这使得资产规模的扩张必然导致风险承担水平的上升。根据以上分析,本文提出如下假设:

假设3.银行员工薪酬激励与风险承担总体存在正向关系。与大银行相比,小银行薪酬激励与风险承担的正向关系更加显著。

三、研究设计

(一)数据来源

为保证样本的全面性和异质性,本文选取样本囊括了中国大型国有商业银行、中小股份制商业银行、城商行、农商行及部分外资银行在内的所有商业银行类型,在剔除信息披露不完全及财务数据缺失的银行之后,最终的样本包括了70家不同类型的商业银行,时间跨度为2003—2017年。文中所使用的微观数据主要来自全球银行与金融机构分析数据库(Bank Focus)以及商业银行公开披露的年报,宏观数据主要来自国家统计局数据。

(二)模型构建

1.商业银行薪酬激励机制是否是规模导向的

假设1表明:银行员工薪酬激励与规模扩张正相关;同大银行相比,小银行薪酬激励与规模扩张的正向关系更加显著。设计模型如下

$$\Delta \text{Salary}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Salary}_{i,t-1} + \beta_2 \Delta \text{Asset}_{i,t} + \beta_3 \Delta \text{Pro}_{i,t} + \beta_4 L/A_{i,t} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t} + \beta_6 \text{GDP}_{i,t} + \beta_7 \text{Ade}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\Delta \text{Salary}_{i,t}$ 和 $\Delta \text{Salary}_{i,t-1}$ 分别为当期及滞后一期的员工薪酬增速代理变量,考虑到上期员工薪酬增速可能会对当期产生一定影响,本文将滞后一期的员工薪酬增速也纳入模型分析;控制变量尽可能多地包含了商业银行微观特征及宏观经济环境因素。 $\Delta \text{Asset}_{i,t}$ 为当期商业银行资产规模的代理变量; $\Delta \text{Pro}_{i,t}$ 为当期商业银行盈利水平的代理变量; L 为贷款总额; A 为总资产; $L/A_{i,t}$ 代表当期银行信贷规模; $\text{ROA}_{i,t}$ 代表当期商业银行资产收益率; $\text{GDP}_{i,t}$ 和 $\text{Ade}_{i,t}$ 分别为当期国内生产总值和资本充足率的代理变量; μ_i 表示银行个体特征; $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。

2.商业银行规模扩张是否导致风险承担增加

假设2表明:在长期低利率的经济环境下,银行资产规模的扩张将伴随着风险承担的增加。设计模型如下

$$\Delta \text{Risk}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Risk}_{i,t-1} + \beta_2 \Delta \text{Asset}_{i,t-1} + \beta_3 \Delta \text{Pro}_{i,t-1} + \beta_4 L/A_{i,t-1} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_6 \text{GDP}_{i,t} + \beta_7 \text{Ade}_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $\Delta \text{Risk}_{i,t}$ 和 $\Delta \text{Risk}_{i,t-1}$ 分别为当期及滞后一期商业银行风险增速的代理变量。由于商业银行风险承担的持续性,当前的风险水平可能与上期风险水平正相关,因此本文在计量模型中将风险承担变量的滞后一期纳入分析,其余控制变量与模型(1)相同。

3.商业银行薪酬激励是否导致了商业银行过度冒险

假设3表明:总体而言,银行员工薪酬激励与风险承担之间有正向关系;分样本来看,小银行薪酬激励与风险承担的正向关系较大银行而言更加显著。参考洪正等^{[3][11][59]}的实证设计,最终建立模型如下

$$\text{Risk}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Risk}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Salary}_{i,t-1} + \beta_3 \Delta \text{Pro}_{i,t-1} + \beta_4 L/A_{i,t-1} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_6 \text{EST}_{i,t} + \beta_7 \text{GDP}_{i,t} + \beta_8 \text{Ade}_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)为本文研究的核心问题, $\text{Risk}_{i,t}$ 和 $\text{Risk}_{i,t-1}$ 分别为当期及滞后一期商业银行风险承担的代理变量; $\text{Salary}_{i,t-1}$ 为*i*银行在*t-1*时期人均员工薪酬的代理变量;其余变量分别指代各时期不同层面的控制变量。一般而言,由于中国银行业发展存在很大差异,在面板数据中控制个体效应能够减轻遗漏变量以及个体特征与解释变量相关而产生的内生性影响,消除模型测量误差所产生的内生性则需依靠变量及模型的准确设定。由于商业银行风险水平与员工薪酬之间可能存在相互作用,为避免这种相互影响所造成的内生性问

题,本文选取滞后一期的员工薪酬对银行风险承担进行回归,基于同样的原因,针对银行经营绩效等微观控制变量,在回归模型中均采用了其滞后一期形式。然而,如许多研究所指出的,“路径依赖”的现象普遍存在于宏观经济变量中,要厘清其中的内在关系通常需要将解释变量的滞后项纳入解释变量,这在赋予模型动态特征的同时也产生了内生变量问题^[32]。为解决模型的内生性问题,本文采用 Blundell 和 Bond^[33]提出的动态面板广义矩估计(Generalized Method of Moments, GMM)进行实证。动态面板 GMM 估计方法不仅允许数据存在序列相关和异方差,还可以借助合适的工具变量有效解决因引入被解释变量滞后项而产生的内生性问题,使得估计系数的偏误性显著下降。对于工具变量的有效性,目前普遍使用 Sargen 检验和 Hansen 检验来考察,相比之下, Hansen 检验可能因工具变量过多而失效,而 Sargen 检验不受工具变量过多的影响,因此,在保证模型通过“扰动项差分自相关检验”的基础上,本文进行了 Sargen 检验以确保实证结果依据的动态模型具备合理性。文中三个模型的估计将主要依照差分广义矩(Difference Generalized Method of Moments, DIFFGMM)和系统广义矩(System Generalized Method of Moments, SYSGMM)对变量系数展开分析并进行稳健性检验,同时将列示混合效应模型、固定效应模型等静态模型回归结果作为参考和佐证。

(三)变量设计及定义

1. 商业银行风险承担的度量

商业银行风险承担是本文的核心被解释变量,现有文献中对其度量主要包括三种方法。一是基于银行破产风险的 Z 值法、银行利润的方差等指标;二是基于资产定价理论的贝塔系数、预期违约率及资产收益率波动率等指标;三是基于巴塞尔协议,从监管视角出发的不良贷款率、贷款损失准备率、资本充足率等指标。基于对风险测度的准确度及数据获取难易程度的综合考量,目前国外学者较多选取前两类指标进行风险测度,而由于前两类指标计算均需依托较为成熟可靠的股票市场交易数据,国内学者的研究往往较多选取第三类方法进行商业银行风险承担的测度。鉴于不良贷款率是一种事后的风险衡量,更多体现的是历史信息,本文综合考量现有文献,选取贷款损失准备率(贷款坏账准备金与贷款总额之比)作为商业银行风险承担的代表性指标。为保证分析结果的可靠性,本文还进一步选取了资产准备金率(坏账准备金与总资产之比)作为风险承担的替代变量进行稳健性检验。

2. 商业银行员工薪酬及规模指标

本文主要是研究商业银行风险承担与员工薪酬之间的关系,故文中的核心解释变量是员工薪酬。目前大多数银行在年报中披露了年度应付职工薪酬总额的数据,该数据包含当年给全行员工发放的工资、奖金、津贴及补贴等各项劳动报酬的总额,能够较为客观地体现员工薪酬的平均水平。本文采用的是剔除规模因素后的人均员工薪酬数据。在进一步探究商业银行员工薪酬对风险承担的内在传导机制时,本文立足于当前中国商业银行薪酬激励制度特征,选取规模因素作为薪酬与风险相关性的中介指标,并试图验证不同规模商业银行风险波动异质性的内在机理。本文选取的主要规模指标为商业银行人均总资产,同时采用人均贷款总额指标作为规模指标的替代解释变量确保实证结果的稳健性。

3. 控制变量

已有研究表明,商业银行风险除了与薪酬激励相关外,还会受到银行自身特征、宏观经济、外部监管等多方面因素的影响。因此,为防止遗漏重要变量导致实证结果偏误,本文借鉴现有文献,选取的控制变量综合涵盖了银行自身特征、宏观经济环境和外部监管因素三个维度。具体而言,本文选取人均净利润、贷款总额/总资产、资产收益率、银行成立时间作为微观层面银行自身特征的控制变量,选取人均 GDP 作为宏观经济环境的控制变量,选取资本充足率控制外部监管因素的影响。本文实证模型所使用的各变量定义及描述性统计情况如表 1 和表 2 所示。

表 1 变量定义与变量设计

变量类型	变量名称	变量符号	变量设计
被解释变量	商业银行风险承担水平	Risk ₁	坏账准备金/贷款总额×100
		Risk ₂	坏账准备金/总资产×100
核心解释变量	员工薪酬水平	Salary	银行员工薪酬总额/员工人数
	商业银行规模	Asset	银行总资产/总人数
		Loan	银行贷款总额/总人数
控制变量	银行盈利水平	Pro	银行净利润/总人数
	信贷规模控制	L/A	贷款总额/总资产×100
	资产收益率	ROA	资产收益率×100
	银行成立时间	EST	银行成立时间
	宏观经济水平	GDP	GDP 增长率
	外部监管指标	Ade	资本充足率×100

四、实证结果与分析

(一) 商业银行员工薪酬激励与规模扩张的关系

1. 银行员工薪酬与规模扩张正相关关系的存在性检验

为检验银行员工薪酬与规模扩张的正相关关系,本文在实证研究中首先采用静态面板回归方法,分别进行了混合效应模型(Pooled Regression Model, POOL)、固定效应模型(Fixed Effects Model, FE)、双向固定效应模型(Fixed Effects_Time Fixed Effects Model, FE_TW)和随机效应模型

(Random Effects Model, RE)估计,随后引入被解释变量的一阶滞后项,分别通过差分 GMM(DiffGMM)及系统 GMM(SYSGMM)两种动态面板模型估计方法进行回归,结果如表 3 所示。

表 2 变量描述性统计

变量符号	均值	标准差	最小值	最大值	观测数量
Risk ₁	2.555	1.503	0.006	22.019	769
Risk ₂	1.229	0.952	0.003	14.419	769
Salary	0.300	0.120	0.052	1.528	661
Asset	57.871	28.162	10.365	175.426	658
Loan	25.794	11.292	3.846	73.372	677
Pro	0.463	0.303	-0.610	1.504	677
L/A	48.158	10.480	16.042	84.282	778
ROA	0.853	0.569	-6.533	2.635	773
EST	29	38	1	205	979
GDP	9.407	2.151	6.700	14.200	1 050
Ade	13.710	5.542	-1.470	72.620	712

表 3 模型(1)的总体回归结果

解释变量	被解释变量为 Δ Salary					
	(1)POOL	(2)FE	(3)FE_TW	(4)RE	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L. Δ Salary					-0.140 1*	-0.137 0**
					(0.080 6)	(0.066 8)
Δ Asset	0.2925***	0.267 6***	0.307 4***	0.2925***	0.282 2***	0.272 6***
	(0.060 7)	(0.065 7)	(0.071 7)	(0.046 6)	(0.081 9)	(0.063 9)
Δ Pro	0.000 8	0.000 1	-0.000 6	0.000 8	0.003 0	0.003 7
	(0.004 1)	(0.005 6)	(0.006 5)	(0.005 1)	(0.009 1)	(0.008 4)
L/A	-0.001 0*	-0.001 4	-0.000 2	-0.001 0	0.002 2	-0.000 7
	(0.000 6)	(0.001 0)	(0.001 0)	(0.000 8)	(0.002 6)	(0.000 7)
ROA	-0.010 4	-0.040 2	-0.038 9	-0.010 4	0.038 4	0.025 9
	(0.025 0)	(0.058 3)	(0.075 4)	(0.017 7)	(0.035 6)	(0.017 3)
GDP	0.031 6***	0.034 4***	0.044 6**	0.031 6***	0.030 2***	0.030 8***
	(0.003 9)	(0.004 4)	(0.021 6)	(0.004 6)	(0.005 8)	(0.003 7)
Ade	0.000 2	0.001 8	0.003 3	0.000 2	-0.004 7	-0.001 3
	(0.000 9)	(0.003 0)	(0.003 0)	(0.001 6)	(0.004 6)	(0.001 2)
CON_S	-0.146 2***	-0.143 8**	-0.252 2	-0.146 2***	-0.266 1**	-0.155 7***
	(0.047 6)	(0.059 6)	(0.181 5)	(0.050 9)	(0.129 7)	(0.041 4)
R ²	0.174 7	0.165 3	0.194 6	0.174 7		
时间效应	NO	NO	YES	NO	YES	YES
Hausman 检验			14.64**			
			[0.023]			
AR(1)					-3.15***	-3.51***
					[0.002]	[0.000]
AR(2)					-1.20	-1.25
					[0.229]	[0.211]
Sargan 检验					97.87	106.58
					[0.055]	[0.099]
观测值	567	567	567	567	430	503

注:L表示变量的滞后一期;***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应 P 值。

表 3 中,模型(1)的核心解释变量资产规模扩张(Δ Asset)的估计系数采用 6 种估计方法均为正,且在 1% 的水平下全部通过了显著性检验,这与假设 1 的预期相符,即银行员工薪酬激励与资产规模扩张显著正相关,随着银行整体资产规模扩张的加速,员工薪酬平均水平也普遍较快上涨。在“大而不倒”监管政策背景下,商业银行迫切希望扩张自身规模以获取大银行天然具备的竞争优势及监管保护,因此通过将员工薪酬同资产增速直接挂钩的激励形式,激发员工拓展市场的积极性,从而实现银行规模扩张的经营目标。

2. 银行员工薪酬与规模扩张正相关关系的异质性检验

本文通过分样本回归方法对银行员工薪酬与规模扩张的正相关关系进行异质性检验。参考洪正等^{[31]597},将国有和股份制银行归为子样本 1,代表大规模银行;将城市和农村商业银行归为子样本 2,代表小规模银

行。分别对两个子样本进行模型估计,回归结果如表4所示^①。

表4 模型(1)的分样本回归结果

解释变量	被解释变量为 ΔSalary					
	子样本 1			子样本 2		
	(1)FE_TW	(2)DiffGMM	(3)SYSGMM	(4)FE_TW	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L. ΔSalary		-0.282 0 (0.181 2)	-0.270 0 (0.171 2)		-0.084 5 (0.057 3)	-0.106 1* (0.055 7)
ΔAsset	0.521 6*** (0.163 6)	-0.082 3 (0.438 0)	0.268 0* (0.146 4)	0.379 7*** (0.076 1)	0.353 8*** (0.097 7)	0.334 1*** (0.078 9)
ΔPro	-0.003 0** (0.010 1)	0.036 4 (0.032 9)	0.010 9 (0.023 3)	-0.012 3** (0.004 8)	-0.006 3 (0.007 3)	-0.002 2 (0.006 3)
LA	-0.004 9 (0.003 9)	-0.001 9 (0.008 1)	-0.003 7 (0.003 5)	-0.004 9*** (0.001 5)	-0.002 2 (0.002 7)	-0.002 1*** (0.000 7)
ROA	-0.072 3 (0.083 2)	-0.108 0 (0.164 6)	-0.099 9 (0.118 1)	0.068 1* (0.032 7)	0.036 1 (0.050 5)	0.062 6*** (0.019 2)
GDP	1.228 5 (0.746 6)	0.035 0 (0.012 7)	0.036 0*** (0.008 0)	0.329 8* (0.182 7)	0.041 0*** (0.013 4)	0.038 2*** (0.008 1)
Ade	-0.008 8 (0.011 8)	-0.001 0 (0.018 1)	0.014 2 (0.012 2)	0.001 5 (0.009 4)	-0.010 5 (0.010 9)	-0.005 0 (0.006 5)
CON_S	-7.863 2 (4.868 1)	Null	-0.109 3 (0.255 2)	-2.103 1* (1.216 4)	Null	-0.161 1* (0.097 6)
R^2	0.331 6			0.294 3		
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman 检验	1.86 [0.967 1]			12.12* [0.059 4]		
AR(1)		-1.79* [0.073]	-1.72* [0.085]		-3.52*** [0.000]	-3.42*** (0.001)
AR(2)		0.25 [0.804]	0.15 [0.881]		-1.91* [0.056]	-2.08** [0.038]
Sargan 检验		10.65 [0.999]	10.18 [1.000]		41.85 [0.564]	51.20 [0.545]
观测值	170	143	158	290	205	249

注:L表示变量的滞后一期;***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.1水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应P值。

对比子样本1和子样本2的动态面板回归结果可以发现,子样本1的核心解释变量银行资产规模增速的回归系数仅在系统GMM模型估计中在10%的水平上显著为正,而子样本2中,资产规模增速的回归系数通过两种动态面板估计均在1%的水平上显著为正。不难看出,银行员工薪酬与规模扩张的正相关关系存在异质性,小银行员工薪酬同规模扩张的正相关关系较大银行更加显著。与大银行相比,小银行追求“大而不倒”的意愿更加强烈,大银行由于具备一定的规模优势,员工薪酬同规模增长的挂钩不明显,这也验证了假设1的观点。

(二) 商业银行规模扩张对风险承担的影响

为检验银行规模扩张的正向风险效应,本文在实证研究中同样依次采用了静态和动态面板估计方法,估计结果如表5所示。

表5中,模型(2)的核心解释变量——滞后一期资产规模扩张(L. ΔAsset)的回归系数在所有估计方法中均显著为正,即商业银行资产规模的扩张会导致风险承担的增加,符合假设2的预期。

(三) 商业银行员工薪酬激励对银行风险承担的影响

1. 银行员工薪酬与风险承担正相关关系的存在性检验

为检验银行员工薪酬与风险承担的正相关关系,与模型(1)研究方法相同,首先针对总体样本先后采用了静态和动态面板估计方法,结果如表6所示。

表6中,除混合回归外,模型(3)的核心解释变量——滞后一期员工薪酬(L. Salary)的估计系数采用所有估计方法均显著为正,其中随机效应模型和差分GMM模型估计在1%的水平下通过了显著性检验,个体固定效应、双

^①本文对两个子样本的实证分析依旧分别采用静态及动态面板模型估计方法,在静态模型回归中,考虑时间效应的双向固定效应模型其年度虚拟变量高度显著,受限于篇幅,文中仅列出双向固定效应模型的回归结果,如需其余静态回归结果,可与作者联系。

表5 模型(2)的回归结果

解释变量	被解释变量为 $\Delta Risk_1$					
	(1)POOL	(2)FE	(3)FE_TW	(4)RE	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L $\Delta Risk_1$					0.042 1 (0.080 5)	0.039 1 (0.076 9)
L $\Delta Asset$	0.213 3*** (0.067 7)	0.199 6*** (0.064 8)	0.161 2** (0.062 0)	0.213 3*** (0.078 3)	0.303 7*** (0.096 4)	0.317 1*** (0.112 4)
L ΔPro	-0.042 8** (0.018 0)	-0.052 3*** (0.019 4)	-0.040 6** (0.017 6)	-0.042 8*** (0.010 3)	-0.106 4** (0.047 8)	-0.109 2*** (0.022 7)
L L/A	0.001 5 (0.001 5)	0.002 3 (0.002 5)	0.000 6 (0.002 3)	0.001 5 (0.001 6)	0.005 8 (0.004 0)	0.002 0 (0.003 3)
L ROA	-0.074 9** (0.031 3)	0.060 7 (0.058 9)	-0.040 1 (0.078 2)	-0.074 9** (0.036 2)	-0.193 9** (0.088 7)	-0.294 6*** (0.114 2)
GDP	-0.021 5*** (0.006 5)	-0.014 6** (0.007 2)	0.015 9 (0.012 0)	-0.021 5** (0.009 3)	-0.045 1** (0.019 5)	-0.041 2*** (0.014 3)
L Ade	-0.001 7 (0.002 0)	-0.020 7*** (0.006 9)	-0.013 9** (0.005 6)	-0.001 7 (0.003 0)	-0.038 2*** (0.014 1)	-0.032 1*** (0.014 1)
CON_S	0.246 0*** (0.085 0)	0.301 0** (0.124 8)	0.062 8 (0.165 3)	0.246 0** (0.102 7)	0.826 2*** (0.291 3)	0.991 1*** (0.316 1)
R ²	0.073 6	0.009 5	0.127 8	0.073 6		
时间效应	NO	NO	YES	NO	YES	YES
Hausman 检验			17.09*** [0.009]			
AR(1)					-2.07** [0.039]	-2.04** [0.041]
AR(2)					1.23 [0.220]	1.24 [0.216]
Sargan 检验					46.86 [0.356]	59.59 [0.757]
观测值	428	428	428	428	421	494

注:L表示变量的滞后一期;***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.1水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应P值。

表6 模型(3)的总体回归结果

解释变量	被解释变量为 $Risk_1$					
	(1)POOL	(2)FE	(3)FE_TW	(4)RE	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L $Risk_1$					0.815 2*** (0.063 7)	0.843 0*** (0.064 3)
L $Salary$	-0.000 7 (0.006 9)	0.031 5** (0.012 6)	0.032 1** (0.012 6)	0.021 7*** (0.005 8)	0.021 7*** (0.005 6)	0.015 5** (0.007 3)
L ΔPro	-0.000 7* (0.000 4)	-0.000 7 (0.000 4)	-0.000 7* (0.000 4)	-0.000 6*** (0.000 2)	-0.000 6*** (0.000 2)	-0.000 7** (0.000 3)
L L/A	-0.012 8 (0.008 0)	-0.010 9 (0.013 1)	-0.009 0 (0.011 6)	-0.012 9*** (0.004 6)	-0.002 3 (0.005 4)	-0.006 5 (0.006 2)
L ROA	-0.000 5 (0.001 8)	-0.004 0 (0.002 5)	-0.001 1 (0.002 3)	-0.003 7*** (0.001 0)	0.000 6 (0.001 5)	0.000 3 (0.001 6)
EST	-0.000 0* (0.000 0)	0.000 4 (0.000 4)	-0.001 1* (0.000 6)	-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 2 (0.000 2)	0.000 0 (0.000 0)
GDP	-0.001 2** (0.000 5)	0.000 4 (0.000 4)	-0.001 8 (0.001 4)	-0.000 6** (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 4)	0.000 1 (0.000 3)
L Ade	-0.000 3*** (0.000 1)	-0.000 3 (0.000 2)	-0.000 1 (0.000 2)	-0.000 4*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)
CON_S	0.047 7*** (0.006 4)	0.011 3 (0.014 0)	0.075 0** (0.032 3)	0.041 3*** (0.004 5)	0.014 1 (0.012 2)	0.008 1 (0.006 0)
R ²	0.156 1	0.020 0	0.059 1	0.106 1		
时间效应	NO	NO	YES	NO	YES	YES
Hausman 检验			25.78*** [0.001]			
AR(1)					-2.98*** [0.003]	-3.07*** [0.002]
AR(2)					-0.32 [0.746]	-0.22 [0.823]
Sargan 检验					60.88 [0.214]	65.04 [0.511]
观测值	502	502	502	502	428	501

注:L表示变量的滞后一期;***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.1水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应P值。

向固定效应模型和系统GMM模型估计均通过了5%水平下的显著性检验,说明员工薪酬激励对银行总体风险承担具有明显的正向激励作用,员工薪酬水平的提升会导致银行风险承担的增加,这与假设3的预期相符。

2. 银行员工薪酬与风险承担正相关关系的异质性检验

通过分样本回归方法对银行员工薪酬与风险承担的正相关关系进行异质性检验。将国有和股份制银行

归为子样本 1,代表大规模银行;将城市和农村商业银行归为子样本 2,代表小规模银行。分别对两个子样本进行回归分析,结果如表 7 所示^①。

表 7 模型(3)的分样本回归结果

解释变量	被解释变量为 Risk ₁					
	子样本 1			子样本 2		
	(1)FE_TW	(2)DiffGMM	(3)SYSGMM	(4)FE_TW	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L.Risk ₁		0.329 4 (0.670 4)	0.211 8 (0.540 2)		0.865 8*** (0.133 4)	0.818 0*** (0.095 9)
L.Salary	0.028 6* (0.015 6)	0.008 6 (0.011 3)	0.004 2 (0.007 9)	0.040 3** (0.019 5)	0.019 1*** (0.006 3)	0.029 8*** (0.007 1)
L.ΔPro	-0.002 2*** (0.000 7)	-0.000 1 (0.001 7)	-0.000 4 (0.001 3)	0.000 3 (0.000 3)	0.000 3 (0.000 6)	0.000 1 (0.000 5)
L.L/A	-0.043 0** (0.016 9)	-0.019 3 (0.025 4)	-0.030 5 (0.018 8)	0.019 4** (0.008 2)	-0.001 9 (0.008 3)	-0.011 2 (0.009 8)
L.ROA	-0.000 0 (0.004 0)	-0.005 2 (0.005 1)	-0.004 9 (0.003 1)	-0.009 8*** (0.003 0)	0.002 2 (0.003 1)	0.002 7 (0.003 1)
EST	0.000 3 (0.000 5)	0.000 2 (0.000 4)	0.000 1 (0.000 3)	-0.000 7 (0.000 9)	-0.000 3 (0.000 4)	-0.000 2 (0.000 2)
GDP	0.000 9 (0.002 3)	-0.000 2 (0.000 4)	-0.000 3 (0.000 3)	-0.001 9 (0.004 0)	-0.000 4 (0.000 7)	0.000 4 (0.000 6)
L.Ade	-0.000 2 (0.000 6)	0.000 1 (0.000 4)	0.000 3 (0.000 3)	-0.000 7*** (0.000 2)	-0.000 6*** (0.000 2)	-0.000 7** (0.000 3)
CON_S	0.018 8 (0.032 7)	0.025 1 (0.027 2)	0.035 2 (0.022 9)	0.052 4 (0.034 1)	0.013 9 (0.012 4)	0.008 1 (0.011 8)
R ²	0.055 3			0.128 8		
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman 检验	9.21 [0.325]			16.80* [0.052]		
AR(1)		-0.11 [0.914]	0.03 [0.978]		-1.89* [0.059]	-2.02** [0.044]
AR(2)		-0.34 [0.737]	-0.27 [0.786]		-1.52 [0.129]	-1.53 [0.126]
Sargan 检验		8.91 [0.996]	8.38 [1.000]		21.68 [0.197]	31.80 [0.240]
观测值	158	143	158	250	205	249

注:L表示变量的滞后一期;***、**、*分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应 P 值。

对比子样本 1 和子样本 2 的回归结果可以发现,子样本 1 的核心解释变量 L.Salary 的回归系数通过两种动态回归分析方法均不显著,而子样本 2 中,L.Salary 的回归系数在三种估计方法中均显著为正,其中差分 GMM 模型和系统 GMM 模型估计结果均通过了 1%水平下的显著性检验。由此可见,银行员工薪酬与风险承担的正相关关系存在异质性,小银行薪酬激励与风险承担的正向关系显著而大银行不显著,这基本符合假设 3 的预期。相比于大银行而言,小银行更愿意将员工薪酬激励机制与资产规模扩张挂钩,而资产规模的扩张伴随着风险承担的增加,使得小银行薪酬激励与风险承担的正向关系显著。

(四) 稳健性检验

为保证回归结果的可信度,需要对以上三个模型的实证结论进行稳健性检验。上文的实证分析中已经采用包括动态和静态面板估计方法在内的 6 种不同的回归方法,在一定程度上能够保证结果的可靠性,后续的稳健性检验主要通过替换核心变量的方式进行。

针对银行员工薪酬与规模扩张正相关关系的存在性及异质性进行稳健性检验,结果如表 8 所示。

针对假设 1 的结论,本文选取人均贷款总额(ΔLoan)作为商业银行规模的替代变量,分别采用两种动态面板估计方法进行总体和分样本回归。总体回归结果显示,核心解释变量资产规模扩张(ΔLoan)的估计系数均在 1%的水平上高度显著;分样本回归中,小银行 ΔLoan 的估计系数同样在 1%的水平下高度显著,而大银行均不显著,由此证实了假设 1 的稳健性。

针对银行规模扩张对风险承担具有正向影响的稳健性检验,结果如表 9 所示。

本文选取 Risk₂ 作为商业银行风险承担的替代变量进行辅助回归,回归结果显示,核心解释变量——滞后一期资产规模扩张的显著性水平未发生明显改变,进一步证实了模型(2)结论的稳健性和可信度。

^①限于篇幅,文中仅列示了双向固定效应模型的回归结果,如需其他静态面板回归结果,可与作者联系。

表 8 模型(1)的稳健性检验

解释变量	被解释变量为 ΔSalary					
	总体		子样本 1		子样本 2	
	(1)DiffGMM	(2)SYSGMM	(3)DiffGMM	(4)SYSGMM	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L ΔSalary	-0.155 8** (0.078 0)	-0.157 8** (0.068 5)	-0.025 6 (0.213 0)	-0.3270 0*** (0.074 3)	-0.147 7*** (0.053 9)	-0.106 0* (0.054 1)
ΔLoan	0.416 0*** (0.127 8)	0.402 1*** (0.101 3)	0.411 1 (0.261 0)	0.319 3 (0.222 7)	0.641 7*** (0.122 3)	0.599 5*** (0.146 7)
ΔPro	0.001 8 (0.010 8)	0.003 9 (0.005 7)	0.027 3 (0.022 3)	0.026 0 (0.029 7)	-0.001 3 (0.006 8)	-0.000 6 (0.006 4)
L/A	-0.005 1 (0.003 1)	-0.002 9*** (0.000 9)	-0.001 9 (0.005 3)	-0.012 1 (0.008 5)	-0.008 2* (0.004 1)	-0.004 5 (0.003 0)
ROA	0.044 7 (0.043 0)	0.023 6 (0.015 3)	0.058 0 (0.194 1)	-0.170 8 (0.179 9)	0.019 2 (0.062 7)	0.030 5 (0.070 7)
GDP	0.046 0*** (0.007 9)	0.037 3*** (0.004 4)	0.052 7*** (0.015 4)	0.036 6** (0.014 4)	0.059 2*** (0.010 8)	0.040 7*** (0.013 7)
Ade	-0.003 7 (0.004 4)	0.000 1 (0.001 3)	-0.000 8 (0.023 7)	0.015 6 (0.015 6)	-0.009 6 (0.012 7)	0.000 3 (0.011 0)
CON_S	-0.068 3 (0.138 0)	-0.126 8*** (0.045 8)	-0.372 9 (0.466 4)	0.370 0 (0.560 8)	0.045 6 (0.194 6)	-0.109 3 (0.139 1)
AR(1)	-3.48*** [0.001]	-3.59*** [0.000]	-2.26** [0.024]	-2.03** [0.042]	-3.65*** [0.000]	-3.68*** [0.000]
AR(2)	-1.264 [0.206]	-1.16 [0.246]	1.27 [0.204]	-0.65 [0.513]	-1.79* [0.073]	-1.64 [0.102]
Sargan 检验	31.00 [0.517]	44.42 [0.454]	6.53 [1.000]	9.24 [1.000]	27.47 [0.237]	31.87 [0.473]
观测值	430	503	143	158	205	249

注:L表示变量的滞后一期;***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.1水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应P值。

表 9 模型(2)的稳健性检验

解释变量	被解释变量为 ΔRisk_2					
	(1)POOL	(2)FE	(3)FE_TW	(4)RE	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L ΔRisk_2					0.059 5 (0.100 4)	0.131 6* (0.073 4)
L ΔAsset	0.252 2** (0.118 6)	0.233 5** (0.096 1)	0.211 0** (0.097 6)	0.252 2*** (0.082 1)	0.326 7*** (0.092 3)	0.218 1** (0.089 2)
L ΔPro	-0.025 9** (0.010 8)	-0.044 8*** (0.009 8)	-0.033 2*** (0.008 3)	-0.025 9** (0.010 8)	-0.031 6 (0.027 0)	-0.029 6* (0.016 0)
L/L/A	-0.003 4** (0.001 7)	-0.010 7*** (0.002 6)	-0.011 9*** (0.002 6)	-0.003 4** (0.001 6)	-0.020 2*** (0.004 8)	-0.006 9*** (0.002 3)
LROA	-0.041 6 (0.039 2)	0.148 5** (0.068 0)	0.039 5 (0.096 5)	-0.041 6 (0.038 0)	0.028 0 (0.062 1)	-0.049 2 (0.039 1)
GDP	-0.022 7*** (0.007 2)	-0.006 7 (0.007 4)	0.012 0 (0.012 1)	-0.022 7** (0.009 7)	-0.041 4*** (0.013 8)	-0.012 2 (0.008 7)
L Ade	-0.003 5 (0.002 4)	-0.018 7* (0.009 8)	-0.012 1 (0.008 4)	-0.003 5 (0.003 1)	-0.031 4*** (0.010 7)	-0.008 3* (0.004 6)
CON_S	0.461 5*** (0.105 7)	0.719 2*** (0.160 3)	0.590 4*** (0.187 4)	0.461 5*** (0.107 7)	-0.160 0 (0.214 0)	0.608 4*** (0.142 0)
R ²	0.076 5	0.032 1	0.117 2	0.0765		
时间效应	NO	NO	YES	NO	YES	YES
Hausman 检验	25.81*** [0.000]					
AR(1)					-1.98** [0.047]	-2.31** [0.021]
AR(2)					1.08 [0.282]	1.39 [0.166]
Sargan 检验					41.03 [0.514]	65.69 [0.624]
观测值	428	428	428	428	420	494

注:L表示变量的滞后一期;***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.1水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应P值。

针对银行员工薪酬与风险承担正相关关系的存在性及异质性进行稳健性检验,结果如表 10 所示。

与假设 2 的稳健性检验方式相同,本文进一步选取 Risk₂ 作为商业银行风险承担的替代变量,分别对全

表 10 模型(3)的稳健性检验

解释变量	被解释变量为 Risk ₂					
	总体		子样本 1		子样本 2	
	(1)DiffGMM	(2)SYSGMM	(3)DiffGMM	(4)SYSGMM	(5)DiffGMM	(6)SYSGMM
L.Risk ₂	0.216 7** (0.086 3)	0.370 80*** (0.095 2)	0.2108 0 (0.196 5)	0.313 5 (0.275 3)	0.521 6*** (0.000 0)	0.501 3*** (0.079 3)
L.Salary	0.014 9*** (0.004 9)	0.011 5*** (0.003 6)	0.000 6 (0.002 1)	0.000 5 (0.020 1)	0.017 5*** (0.005 1)	0.018 6*** (0.003 5)
L.ΔPro	-0.001 7** (0.000 7)	-0.002 0*** (0.000 7)	-0.000 7 (0.011 1)	0.001 0 (0.002 8)	-0.002 0 (0.001 4)	-0.002 7*** (0.000 4)
L.L/A	0.002 4 (0.003 0)	-0.006 2 (0.004 1)	-0.007 3 (0.016 7)	-0.023 5 (0.015 9)	-0.013 4*** (0.004 6)	-0.007 4*** (0.002 5)
L.ROA	0.000 5 (0.000 7)	0.000 7 (0.000 8)	-0.003 8** (0.001 5)	-0.005 4 (0.005 4)	0.002 7** (0.001 2)	0.001 2** (0.000 6)
EST	0.000 1 (0.000 1)	-0.000 1** (0.000 1)	0.000 1 (0.000 2)	-0.000 1 (0.000 2)	-0.000 1 (0.000 1)	-0.000 2** (0.000 1)
GDP	0.000 1 (0.000 2)	0.000 1 (0.000 2)	-0.000 1 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 5)	0.000 2 (0.000 3)	-0.000 1 (0.000 2)
L.Ade	-0.000 1 (0.000 1)	-0.000 3*** (0.000 1)	0.000 2* (0.000 1)	0.000 2 (0.000 2)	-0.000 2*** (0.000 1)	-0.000 2*** (0.000 1)
CON_S	0.006 6 [0.006 7]	0.009 0*** (0.003 0)	0.014 5 (0.014 6)	0.031 9 (0.024 2)	0.004 3 (0.006 3)	0.006 2** (0.002 9)
AR(1)	-1.68* [0.093]	-1.89* [0.059]	-0.51 [0.611]	-0.50 [0.619]	-1.71* [0.087]	-1.81* [0.070]
AR(2)	-0.09 [0.931]	-0.11 [0.912]	-0.28 [0.778]	-1.24 [0.214]	-0.23 [0.814]	-0.34 [0.730]
Sargan 检验	59.60 [0.279]	64.27 [0.572]	10.74 [1.000]	10.88 [1.000]	31.96 [0.912]	30.33 [0.972]
观测值	473	552	154	170	237	282

注:L表示变量的滞后一期;***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关;圆括号()中为标准误差;方括号[]中为相应 P 值。

样本及两个子样本进行辅助回归。总体回归结果显示,核心解释变量 L.Salary 的估计系数均在 1%的水平上高度显著;分样本回归中,小银行 L.Salary 的估计系数全部在 1%的水平下高度显著,而大银行均不显著,由此证实了假设 3 的稳健性。

五、结论及启示

本文立足于当前中国商业银行薪酬激励的制度特征,从理论与实证层面揭示了商业银行员工薪酬与风险承担之间的内在关系,并展示了不同规模银行薪酬风险效应的异质性现象。研究发现,在“大而不倒”的监管政策背景下,商业银行通过将员工薪酬同资产增速直接挂钩的激励形式以期实现自身规模的不断扩张,而在中国长期金融管制的低利率环境中,银行资产规模的扩张会伴随着风险承担的增加,因此,银行员工总体的薪酬激励风险效应为正。相比于大银行,小银行规模扩张的意愿更加强烈,从而导致了小银行薪酬激励与风险承担之间更加显著的正向关系。

以上结论可带来如下政策启示:(1)机构层面,应加快当前银行员工薪酬体系的改革进程,建立起完善的与规模、绩效、风险及期限等相匹配的激励制度,尽量弱化将薪酬与资产规模扩张速度过度挂钩的绩效考核形式,加大贷后管理的考核力度,注重资产质量的提升。(2)监管层面,在对银行资本充足率、不良贷款率等传统风险指标进行监管的同时,还应加强对银行员工薪酬水平及规模增速的关注,以减弱“大而不倒”监管取向对商业银行规模偏好的激励程度,避免由于银行资产无序扩张引起的系统性风险累积。

参考文献:

- [1] ANG J, LAUTERBACK B, SCHREIBER B Z. Pay at the executive suite: how do US banks compensate their top management teams? [J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 26(6): 1143-1163.
- [2] MARCUS A J, SHAKED I. The valuation of FDIC deposit insurance using option-pricing estimates [J]. Journal of Money Credit and Banking, 1984, 16(4): 446-460.
- [3] GORTON G B, ROSEN R J. Corporate control, portfolio choice, and the decline of banking [J]. Journal of Finance, 1995, 50(5): 1377-1420.

- [4] HAQ M, WILLIAMS B, PATHAN S. Managerial incentives, market power and bank risk-taking[J]. Social Science Electronic Publishing, 2010, 30: 1-31.
- [5] 宋清华, 曲良波. 高管薪酬、风险承担与银行绩效:中国的经验证据[J]. 国际金融研究, 2011(12): 69-79.
- [6] HAMID M, MORRISON A D, SHAPIRO J D. Corporate governance and banks: what have we learned from the financial crisis? [R]. New York: Federal Reserve Bank of New York, 2011.
- [7] MURPHY K J. Executive compensation: where we are, and how we got there [J]. Handbook of the Economics of Finance, 2013, 2: 211-356.
- [8] MILLER J S, WISEMAN R M, GOMEZ-MEJIA L R. The fit between CEO compensation design and firm risk[J]. Academy of Management Journal, 2002, 45(8): 745-756.
- [9] BEBCHUK L A, COHEN A, SPAMANN H. The wages of failure: executive compensation at bear stearns and lehman 2000—2008[J]. Social Science Electronic Publishing, 2010, 27(2): 145-151.
- [10] CHEN C R, STEINER T L, WHYTE A M. 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.
- [11] DEYOUNG R, PENG E Y, YAN M. Executive compensation and business policy choices at U.S. commercial banks[C]. Finance Department Seminar. Oxford, America: Finance Department Seminar, 2010.
- [12] HAGENDORFF J, VALLASCAS F. CEO pay incentives and risk-taking: evidence from bank acquisitions[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(4): 1078-1095.
- [13] HOUSTON J F, JAMES C. CEO compensation and bank risk: is compensation in banking structured to promote risk taking? [J]. Journal of Monetary Economics, 1995, 36(10): 405-431.
- [14] FAHLENBRACH R, STULZ R M. Bank CEO incentives and the credit crisis[J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 99(1): 11-26.
- [15] AGGARWAL R K, SAMWICK A A. The other side of the tradeoff: the impact of risk on executive compensation[J]. SSRN Electronic Journal, 1998, 107(1): 65-105.
- [16] 邵平, 刘林, 孔爱国. 高管薪酬与公司业绩的敏感性因素分析——金融业的证据(2000—2005年)[J]. 财经研究, 2008, 34(1): 94-105.
- [17] 宋增基, 夏铭, 陈开. 中国上市银行薪酬激励与银行绩效[J]. 金融论坛, 2011(6): 18-24.
- [18] 曹廷求, 王莹, 位华. 商业银行治理机制和风险承担行为: 一个文献回顾[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2011(5): 1-7.
- [19] 蒋海, 朱滔, 李东辉. 监管、多重代理与商业银行治理的最优激励契约设计[J]. 经济研究, 2010(4): 40-53.
- [20] 洪正, 郭培俊. 努力不足、过度冒险与金融高管薪酬激励[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(4): 1427-1454.
- [21] 张雪兰, 卢齐阳, 鲁臻. 银行高管薪酬与系统性风险——基于中国上市银行(2007—2013)的实证研究[J]. 财贸经济, 2014, 35(11): 42-54.
- [22] 郝项超. 高管薪酬、政治晋升激励与银行风险[J]. 财经研究, 2015, 41(6): 94-106.
- [23] 温博慧, 唐熙. 银行风险承担、高管薪酬与货币政策的信贷传导效率——基于动态非线性效应面板的实证[J]. 中央财经大学学报, 2016(5): 41-52.
- [24] Committee on Banking, Finance and Urban Affairs, House of Representatives. Inquiry into continental illinois corp. and continental illinois national bank[R]. Washington, D.C.: Committee on Banking, Financial and Urban Affairs, 1984.
- [25] 徐超. “太大而不能倒”理论: 起源、发展及争论[J]. 国际金融研究, 2013(8): 89-96.
- [26] 巴曙松, 孙兴亮, 朱元倩. 如何应对“大而不倒”问题? ——基于软预算约束理论的视角[J]. 国际经济评论, 2012(4): 81-92.
- [27] 吴恒宇, 吴俊, 张宗益. 零售存款竞争、批发金融融资与风险行为——基于存款利率市场化前期的经验研究[J]. 金融论坛, 2013(9): 17-23.
- [28] 陈斌开, 陆铭. 迈向平衡的增长: 利率管制、多重失衡与改革战略[J]. 世界经济, 2016, 39(5): 29-53.
- [29] BORIO C E V, ZHU H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2008, 8(4): 236-251.
- [30] ADRIAN T, SHIN H S. Financial intermediaries and monetary economics[J]. Handbook of Monetary Economics, 2010, 3(398): 601-650.
- [31] 洪正, 申宇, 吴玮. 高管薪酬激励会导致银行过度冒险吗? ——来自中国房地产信贷市场的证据[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(4): 1585-1614.
- [32] 马草原, 王美花, 李成. 中国经济“刺激依赖”的形成机制: 理论与经验研究[J]. 世界经济, 2015(8): 3-28.
- [33] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-43.

- [15] 夏杰长,倪红福. 中国经济增长的主导产业:服务业还是工业? [J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2016(3):43-52.
- [16] FRANCOIS J,HOEKMAN B. Services trade and policy[J]. Journal of Economic Literature,2010,48(3):642-692.
- [17] 王直,魏尚进,祝坤福. 总贸易核算法:官方贸易统计与全球价值链的度量[J]. 中国社会科学,2015(9):108-127,205-206.
- [18] XU B,LU J Y. Foreign direct investment,processing trade,and the sophistication of China's exports[J]. China Economic Review,2009,20(3):425-439.
- [19] 林玲,王炎. 贸易引力模型对中国双边贸易的实证检验和政策含义[J]. 世界经济研究,2004(7):54-58.
- [20] 曲如晓,韩丽丽. 中国文化商品贸易影响因素的实证研究[J]. 中国软科学,2010(11):19-31.
- [21] 戴卓. 国际贸易网络结构的决定因素及特征研究——以中国东盟自由贸易区为例[J]. 国际贸易问题,2012(12):72-83.

Is Service Export Undervalued in the International Production System?

—Discussion on Service Export Adhesive Function

ZHANG Xia¹, WANG Li², ZHENG Lekai³

- (1. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;
2. Faculty of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200241, China;
3. Shanghai Gold Exchange, Shanghai 200433, China)

Abstract: Intra-mediate trade plays an important role in the international production system. Service is often inserted into the manufactured goods, service's value always is calculated into the manufactured goods, which leads to the undervaluation of service trade. Firstly, we use forward decomposition method and backward decomposition method to recalculate 40 countries' service trade ratio, we deduce that the global service export is seriously undervalued. Secondly, we recalculate the main economies' export sophistication index, we find that the global export sophistication is generally promoted, but china's export sophistication is less than the average value. Finally, the empirical estimation supports service trade's adhesive function on economic growth, especially service trade's positive effect is better than manufacturing trade.

Key words: service trade; international production system; export sophistication; forward decomposition method; adhesive function
[责任编辑:宋宏]

(上接第81页)

The Impact of Employee Compensation Incentives on Risk-taking of Commercial Banks

LI Tingrui, LI Boyang

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an Shaanxi 710061, China)

Abstract: Based on the current institutional characteristics of China's banking industry's salary incentives, this paper proves that the salary incentives of ordinary employees will indeed increase the risk exposure of commercial banks from both theoretical and empirical aspects. The direct cause of this impact is the scale-oriented compensation incentive mechanism of commercial banks, and the root cause lies in the regulatory orientation of "too big to fail" by the regulatory authorities. The basic logic is that the overwhelming regulatory stance has caused commercial banks to over-type their size, prompting banks to use incentives to design incentives for employees to expand their loan projects to create deposit scales, which will weaken the bank's risk control motives and lead to excessive risk taking.

Key words: commercial banks; employee compensation incentive; risk taking

[责任编辑:宋宏]