

高管薪酬激励、银行关联与企业资本结构偏离

——来自A股上市公司的证据

顾海峰 刘子栋

(东华大学旭日工商管理学院, 上海 200051)

摘要: 本文选取A股上市公司数据研究高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响及其调节作用。研究表明, 高管薪酬激励水平的提高会降低企业资本结构与其目标资本结构的偏离度, 促使企业资本结构向目标资本结构的方向调整。与负债过度的企业相比, 高管薪酬激励对负债不足企业资本结构偏离的抑制力度更大。此外, 对调节作用的进一步检验表明, 银行关联程度的提高会加剧高管薪酬激励对资本结构偏离的抑制作用, 且呈现非对称性。当企业负债不足时, 高管利用银行关联带来的融资便利来加大企业债务杠杆, 促使资本结构向上调整而偏离度缩窄; 当企业负债过度时, 融资约束引发高管债务资本惜售倾向, 高管利用银行关联进行贷款展期, 从而导致企业资本结构无法向下调整而偏离度缩窄。

关键词: 高管薪酬激励; 资本结构偏离; 目标资本结构; 银行关联

Abstract: This paper empirically analyzes the influence of executive compensation incentives on the deviation of corporate capital structure and the associated adjustment effect by using a sample of A share listed companies. This research shows that the improvement of executive compensation incentives will reduce the deviation of corporate capital structure from its target, and promote the adjustment of corporate capital structure. Compared with overly indebted companies, executive compensation incentives have a stronger restraint on capital structure deviations of less indebted companies. Bank associations will exacerbate restraining effect of executive compensation incentives on capital structure deviations, and the regulatory role of bank associations is asymmetric. When corporate debt is insufficient, executives take advantage of financing convenience brought by bank associations to increase debt leverage, prompting capital structure to adjust upwards and narrowing the deviation. When corporate debt is excessive, motivation for financing constraints causes the psychology of debt capital reluctance, which urges executives to use bank associations to repay loans, which will lead to the inability of downward adjustments of capital structure and narrowing the deviation.

Key words: executive compensation incentives, capital structure deviation, target capital structure, bank associations

作者简介: 顾海峰, 管理学博士、经济学博士后, 东华大学旭日工商管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 公司金融与公司治理等。刘子栋, 东华大学旭日工商管理学院硕士生, 研究方向: 公司金融。

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A

一、引言

近年来, 上市公司债券违约事件频繁发生, 且有愈演愈烈之势。Wind资讯的数据显示, 2018年中国债券市场企业债券违约规模创近年来新高, 且首次出现AAA级高级别的发行人违约现象。因此, 企业需要选择合适的

资本结构, 以实现企业价值最大化。自含税的MM理论提出企业价值随着债务融资规模的增加而上升后, 对于企业资本结构的研究一直受到学术界关注。由于含税的MM理论假设过度偏离实际, 如不考虑交易成本和破产成本等, 因此, 选择最大额度的债务规模并不能够实现企业价值最大化。在此基础上, 静态权衡理论将破产成本、

代理成本、税收效应等引入MM理论,认为企业存在一个最优负债水平,即目标资本结构。动态权衡理论考虑了资本市场非完备性引发的调整成本对资本结构调整的影响。根据动态权衡理论,企业杠杆水平具有向其目标杠杆水平进行动态调整的倾向。

针对企业是否存在目标资本结构, Graham and Harvey (2001)^[10]在对392个首席财务官的调查中发现,大多数企业存在目标资本结构,仅有19%的企业不存在目标资本结构。目标资本结构通常包含一定程度的负债,当企业拥有负债时,管理层和股东之间就会发生冲突,由此增加了代理成本,从而导致企业实际资本结构与其目标资本结构发生偏离,进而降低了企业价值。高管薪酬激励作为股东实施激励相容的重要手段,对企业资本结构的调整具有重要影响。同时,在薪酬激励驱动下,高管通常会利用银行关联带来的信贷资源获取优势来加大企业债务融资,由此提升了企业债务资本水平,对企业实际资本结构产生影响,影响到企业实际资本结构与其目标资本结构的偏离度。对此,需要科学揭示高管薪酬激励与企业资本结构偏离的关系以及银行关联对上述两者关系的调节作用,通过建立科学高效的高管薪酬激励机制,科学设定高管薪酬激励水平,降低企业实际资本结构与其目标资本结构的偏离度,实现企业价值最大化目标。

二、文献回顾

银行关联的表现形式主要有三种:企业持有商业银行股份、商业银行持有企业股份及人事关联。针对银行关联的研究,现有文献主要集中在人事关联与股权关联方面。在人事关联方面, Booth and Deli(1999)^[3]将人事关联描述为商业银行家在上市公司董事会中担任外部董事,认为银行人事关联有助于提高企业短期、长期及总债务。 Agnieszka(2014)^[2]研究发现,具有银行背景的董事能够提供金融专业知识,帮助企业减少财务约束。国内学者将人事关联描述为董事、监事或高管现在或曾经任职于商业银行(王庆金和周雪, 2018; 翟胜宝, 2018)^{[33] [37]}。王庆金和周雪(2018)^[33]研究发现,在提高信贷融资方面,人事关联比高技术产业属性的影响更大。彭红枫等(2014)^[31]研究表明,人事关联不会导致企业过度投资,但政治关联会强化管理层过度投资动机。

在银行股权关联方面,祝继高(2012)^[40]研究认为,银行关联的本质是产业资本与金融资本的结合,即金融企业 and 非金融类企业通过交叉持股等一系列方式进行合作的行为。刘星和蒋水全(2015)^[30]研究发现,民营企业持股银行能够显著削弱企业融资约束。此外,银行关联对企业融资约束的影响主要体现在企业创新与投资效率两个层面。在企业创新层面,已有研究表明,金融市场发展及银行业竞争缓解了企业外部融资约束,支持了企业创新活动(Hsu et al., 2014; Cornaggia et al., 2015)^{[11] [6]}。蒋艳等(2017)^[26]研究认为,银行股权关联能促进企业创新,且高管权力显著弱化了银行关联的促进作用。翟胜宝等(2018)^[37]研究发现,无论企业持股银行或聘请有银行背景的高管,银行关联均能通过扩大贷款规模或延长期限等途径对企业创新产生显著影响。在投资效率层面,曲进和高升好(2015)^[32]研究表明,无论是持股关联或高管关联,银行关联在缓解投资不足的同时不会导致过度投资,能够提高投资效率。

针对企业资本结构调整的研究, Byoun(2008)^[5]从经营特征视角进行了考察,认为当企业面临赤字或者盈余时会向目标资本结构方向移动。Faulkender et al.(2012)^[7]研究发现,拥有大量经营现金流和高杠杆偏差的企业比拥有类似杠杆偏差和低现金流的企业能够进行更大程度的资本结构调整。李四海和李娜娜(2018)^[27]研究表明,提高盈余信息的透明度能够加快企业向其目标杠杆进行调整的速度。连玉君和钟经樊(2007)^[28]研究显示,规模越大企业杠杆的调整速度越慢,成长性越高企业杠杆的调整速度越快,企业的行业属性能够部分解释调整速度存在的差异。Öztekin and Flannery(2012)^[15]从制度环境视角进行了考察,认为法律和金融制度的差异与企业调整速度显著相关,较好的制度能够降低与调整企业杠杆相关的交易成本。Wanzenried(2006)^[18]研究发现,金融市场越发达、法律体系效率越高,越能够加快企业向目标杠杆的调整速度;同时,较高的经济增长率也会对资本结构调整速度产生积极影响。黄继承等(2014)^[24]研究表明,法律环境的改善能够通过影响债务融资方式加快企业杠杆调整速度。黄俊威和龚光明(2019)^[25]研究发现,融资融券制度中“卖空机制”的引入加快了企业资本结构的调整速度。巫岑等(2019)^[34]研究表明,受到产业政策支持企业的

杠杆调整速度更快,且债务融资为其主要调整路径。

针对高管激励与资本结构关系的研究,Florackis and Ozkan(2009)^[9]、Brailsford et al.(2002)^[4]采用不同样本数据考察了高管薪酬激励与资本结构之间的关系,认为高管薪酬激励与资本结构之间具有显著关联性。Agha(2012)^[1]选取美国上市公司数据进行实证研究发现,高管薪酬激励与资本结构之间呈现“U”型关系。赵宇恒等(2016)^[39]选取中国上市公司数据进行实证,发现高管现金薪酬与企业杠杆呈现倒“U”型关系。黄继承等(2016)^[23]实证分析了高管薪酬激励对资本结构调整速度的影响。

综上,现有文献主要集中于银行关联、资本结构调整等层面,针对高管薪酬激励与资本结构关系的文献主要局限于静态层面的探讨。针对高管激励对资本结构调整的动态层面的探讨也仅局限于资本结构调整速度方面(黄继承等,2016)^[23]。同时,现有文献尚未涉及银行关联对高管薪酬激励与企业资本结构偏离关系的调节作用层面的探讨。此外,现有文献尚未涉及不同负债状态下高管薪酬激励与企业资本结构偏离的关系及其调节作用机制层面的探讨。

本文的主要贡献在于:分析了高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响机理;在此基础上,选取2009—2018年中国上市公司年度数据,对高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响及银行关联的调节作用进行了实证分析,并进一步考察了不同负债状态下高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响及其调节作用机制;并以此为依据,给出了相关建议。本研究成果拓展与深化了高管薪酬激励与企业资本结构理论,对中国企业设定最优资本结构、实现中国企业价值最大化目标,具有重要的理论指导与决策参考价值。

三、理论分析与研究假设

(一)高管薪酬激励与企业资本结构偏离的关系

高管薪酬激励水平越高,则企业资本结构与其目标资本结构之间的偏离程度就越小。针对高管薪酬激励有助于缩小企业资本结构偏离的作用机理诠释如下:

首先,动态权衡理论认为企业存在目标负债率,调整成本和收益之间的比率水平决定了企业调整资本结构的意愿。在公司治理中,委托代理问题产生的代理成

本是调整成本的重要组成部分。高管作为企业资源的决策者和分配者,一定程度上影响企业资本结构的调整幅度。当经理人没有面临薪酬激励或监督压力时,企业表现出较低的杠杆(Wang, 2011)^[17]。此时高管更大限度地追求自身利益,没有动机调整资本结构。一方面,杠杆将财务困境或者破产风险强加给企业管理层(Kim et al., 2017)^[13],使用高杠杆增加了管理层职业风险;另一方面,企业负债过高削弱了高管对自由现金流的支配能力(Jensen, 1986)^[12],负债对高管具有很强的约束作用。因此,高管在拥有企业资源决策权和分配权的情况下,有动机将资本结构维持在较低水平。

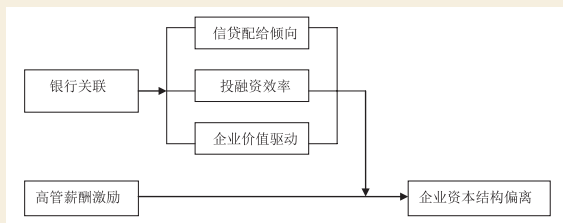
其次,基于委托代理理论,委托人应当建立有效的激励与约束机制,以此来抑制经理人的不良动机与行为,从而降低代理成本。增加高管报酬可以降低代理成本,高管薪酬水平越高,则代理成本就越低(徐向艺等,2007)^[35]。股东通常更偏好在企业资本结构中加入更多债务,其目的在于提高其股权投资回报(Maxwell and Stephens, 2003)^[14]。此时,利益趋同效应占据优势。由于管理者与股东的目标趋于一致,企业杠杆将向其目标杠杆水平的方向进行调整。此外,由于管理层薪酬激励通常与一些预先设定的业绩指标挂钩,而财务杠杆的提高能够显著增加上市公司价值,因此,薪酬激励能够有效诱使管理层承担风险,从而选择增加杠杆。此时,企业与其目标资本结构的偏离程度随薪酬激励水平的提高而降低。

最后,实际负债水平的高低导致企业资本结构存在不同的调整方向。当企业实际负债水平高于其目标杠杆率时,则企业倾向于降低负债水平;当企业实际负债水平低于其目标杠杆率时,则企业倾向于提高负债水平。已有研究表明,在不同负债状态下,企业资本结构的调整方向及调整成本是不同的(Byoun, 2008; Faulkender et al., 2012)^{[5] [7]}。由于薪酬激励降低了代理成本,不论调整方向是向上亦或向下,高管薪酬的提高均能降低企业资本结构与其目标资本结构之间的偏离程度。基于此,本文提出如下假设:

假设1: 高管薪酬激励与企业资本结构偏离之间具有负相关关系。

假设1a: 针对负债不足企业,高管薪酬激励与企业资本结构偏离之间存在负相关性。

图1 银行关联对高管薪酬激励与资本结构偏离关系的调节作用



假设1b: 针对负债过度企业, 高管薪酬激励与企业资本结构偏离之间存在负相关性。

(二) 银行关联对高管薪酬激励与资本结构偏离关系的调节作用

图1刻画了银行关联对高管薪酬激励与资本结构偏离关系的调节作用过程。相对于非银行关联企业而言, 银行关联企业中高管薪酬激励对资本结构偏离的作用力度更大。银行关联调节作用的理论诠释如下:

首先, 薪酬激励能够有效促使企业向目标资本结构方向调整。融资成本作为资本结构调整成本的重要组成部分, 影响着企业向目标资本结构进行调整。在融资约束状态下, 企业高管不得不减少净现值为正的投资活动, 由此引发的投资不足会损害企业价值, 从而表现出较低的杠杆水平。银行关联能够促使企业直接获得更高的贷款额度, 且在货币政策紧缩时期, 具有银行关联的企业更易获得贷款(宇文晶等, 2017)^[36]。这体现了具有银行关联的企业存在信贷配给倾向优势。

其次, 交易成本也是企业选择资本结构时非常重要的考量因素之一(Titman and Wessels, 1988)^[16]。银行关联改善了企业与银行之间的信息不对称, 因而能够降低交易成本。邓建平和曾勇(2011)^[22]研究认为, 聘请具有银行背景的董事可以成为企业和银行沟通的非正式渠道, 银行背景的董事所具有的声誉能够提升企业融资效率。此外, 从投资效率看, 无论是企业持有银行股权或企业与银行存在人事关联, 银行关联在缓解企业投资不足的同时不会导致企业过度投资, 从而能够提升企业投资效率(曲进和高升好, 2015)^[32]。这体现了具有银行关联的企业存在投融资效率改进优势。

最后, 聘请具有银行背景的高管是企业主动适应制度环境的重要方式之一。Agnieszka(2014)^[2]研究认为, 银行关联董事能够发挥其在企业资本运营中的专业性决策作用, 即通过提供资本运营方面的专业知识来提升企业

价值。刘浩等(2012)^[29]研究表明, 具有银行背景的董事能够利用其专业知识为企业资本运营活动提供高效的决策咨询服务, 以此来有效提升企业价值。这体现了具有银行关联的企业存在企业价值驱动优势。

此外, 在负债不足状态下, 银行关联通过改进信息不对称、缓解融资约束等渠道扩大企业贷款期限及规模。此时, 银行关联将具有直接的调节作用。但是, 在负债过度状态下, 债务悬置效应促使过度负债企业更关注流动性而不是资本结构调整(常亮, 2012)^[21]。此时, 银行关联仅仅用来满足企业对未来的投资需求(Yun, 2009)^[19]。对此, 在企业负债过度状态下, 融资约束引发的债务资本惜售倾向促使高管利用银行关联进行贷款展期, 即债务悬置效应促使过度负债企业更为关注资金流动性而非借助银行关联优势进一步融资, 银行关联无法发挥调节作用。基于此, 本文提出如下假设:

假设2: 银行关联会加剧高管薪酬激励与企业资本结构偏离之间的负相关关系。

假设2a: 针对负债不足企业, 银行关联会加剧高管薪酬激励与企业资本结构偏离的负相关关系。

假设2b: 针对负债过度企业, 银行关联不会加剧高管薪酬激励与企业资本结构偏离的负相关关系。

四、实证研究设计

(一) 样本数据选取

本文选取2009—2018年中国沪深A股上市公司年度数据, 并结合研究问题, 对原始数据进行了如下处理: 第一, 剔除了金融类上市公司数据。金融类上市公司的杠杆水平及关联性较高, 其资本结构和非金融类上市公司存在较大差异。第二, 剔除了ST、*ST类上市公司数据。这些上市公司可能连续亏损两年或者三年以上, 其生产经营活动不能正常进行, 存在财务异常, 随时存在被收购和清算风险。第三, 剔除了部分缺失值数据。第四, 剔除了负债率高于1的异常值。经过上述处理, 最终获得18794个“公司-年度”面板数据。同时, 为减小异常值对回归结果准确性的影响, 本文通过分析变量频率分布图, 对主要连续变量进行了1%或5%水平的异常值处理。需要说明的是, 从部分变量的直方图来看, 部分变量数据分布较紧凑, 进行1%水平的缩尾处理后还可能会存

在异常值,出于实证检验的严谨性,本文对部分变量进行了5%水平的缩尾处理,以完全排除异常值的存在。此外,本文主要使用Excel 2010与Stata12.0软件进行了数据预处理与实证检验。本文样本数据主要来源于万得数据库与国泰安数据库。企业财务特征数据来自于国泰安数据库,高管银行背景数据来源于万得数据库的“董事及管理者信息”子数据库,并通过手工整理最终获得。在稳健性检验中,本文采用企业与银行股权关联作为银行人事关联的替代变量,企业持有银行股权的数据来源于国泰安数据库的“财务报表附注”下的长期投资项目。此外,在样本选取过程中,本文主要采用2012年中国证监会颁布的行业分类标准。

(二)变量定义与构造

1.被解释变量

本文被解释变量为企业资本结构偏离,具体定义为企业目标资本结构与企业实际资本结构之差的绝对值。企业目标资本结构可通过“资本结构部分调整”模型(Flannery and Rangan, 2006)^[8]估计得到,本文重点在于确定企业资本结构测度指标。参照国内外相关文献(Graham and Harvey, 2001; 常亮, 2012)^{[10] [21]}给出的资本结构测度指标,本文采用资产负债率指标来衡量企业资本结构。

2.主要解释变量

本文主要解释变量为高管薪酬激励,具体为高管货币薪酬激励。对于高管货币薪酬激励的测度指标,已有文献并未取得一致。有学者采用前三名高管的货币薪酬来衡量高管货币薪酬激励,衡量方式包括对前三名高管的薪酬总额取自然对数(张洪辉和章琳一, 2017)^[38]或者对前三名高管的薪酬总额计算平均值(黄继承等, 2016)^[23]。Agha(2012)^[1]则采用支付给CEO的现金与当年企业营业收入的比值来衡量高管货币薪酬激励。柴才等(2017)^[20]采用全部高管薪酬总额的自然对数来衡量高管货币薪酬激励。考虑到企业资本结构的决策与实施需要董事、监事及高管的参与,本文采用董事、监事及高管薪酬总额的自然对数来测度高管薪酬激励变量。

3.调节变量

本文将银行关联设定为调节变量,从信息效应和管理效应的双重视角来检验银行关联对高管薪酬激励与企业资本结构偏离关系的调节作用。银行关联主要衡量方

式为人事关联(高管的银行从业经历)和持股关联(企业持有银行股权)。国内现有文献主要采用高管曾经在银行任职(高管的金融背景关联)来衡量银行关联(翟胜宝等, 2018; 王庆金和周雪, 2018)^{[37] [33]}。参考现有文献的做法,本文将银行关联界定为高管的银行人事关联。银行关联变量的具体测度方法如下:若高管(包括董事、监事及高管)有1人现在或者曾经有过银行从业经历,则变量取值为1;若有2人有此经历,则变量取值为2;以此类推。若高管均不具有银行从业背景,则变量取值为0。

4.控制变量

参考Bounie(2008)^[5]、黄继承等(2016)^[23]的做法,结合中国上市公司实际情况,本文选取企业盈利能力、资产有形性、企业成长性、企业规模、企业现金流量、非债务税盾、行业均值等影响目标资本结构的特征变量作为控制变量。

(1)企业盈利能力

优序融资理论表明,企业融资方式的选择存在偏好。首先是通过留存收益进行内部融资,其次是发行债券融资,最后是股权融资。中国企业对融资方式的选择顺序与优序融资理论并非完全一致,中国企业更倾向于股权融资,从而具有更低的资产负债率。连玉君和钟经樊(2007)^[28]研究表明,盈利能力与资本结构表现出负相关关系。

(2)资产有形性

资产类型能在某种程度上影响企业对资本结构的选择。高管对所发行债券信息的掌握比股东更为全面,发行以有形资产为抵押的债券可以降低债券发行成本。Florackis and Ozkan(2009)^[9]研究发现,有形性资产能够显著提高企业杠杆水平。

(3)企业成长性

现有研究表明,企业的高成长性意味着企业的高风险性,为缓解风险性债券融资造成的企业投资不足,企业更倾向于股权融资。因此,企业成长性与企业资产负债率之间应存在一定的关联性。

(4)企业规模

企业规模与资本结构具有相关性。Titman and Wessels(1988)^[16]研究认为,交易成本是决定资本结构的重要因素,企业规模与资产负债率呈现负相关。赵宇

恒等(2016)^[39]研究发现,企业规模与资本结构呈正相关性,大企业具有更高的资产负债率。

(5)企业现金流量

自由现金流量假说认为,企业拥有的自由现金流量较多会加剧管理者和股东的冲突,从而提高代理成本。自由现金流量较多的企业更倾向于实施错误的并购策略,负债可以削弱高管对自由现金的支配能力。赵宇恒等(2016)^[39]研究表明,现金流量与资产负债率有正相关性。

(6)非债务税盾

企业资产折旧和债务利息支出在税盾层面发挥了替代效应,拥有大量非债务税盾的企业比非债务税盾小的企业的负债规模更低。对此,非债务税盾可能会影响企业债务杠杆水平。

(7)行业均值

针对行业特征对资本结构的影响, Titman and Wessels(1988)^[16]对制造业企业设定哑变量后的研究发现,制造业企业具有更低的债务融资水平。连玉君和钟经樊(2007)^[28]研究表明,行业因素能够显著影响企业最优杠杆的调整速度和调整程度。

本文各个变量的定义与构造方法见表1。

(三)实证模型构建

本文借鉴Flannery and Rangan(2006)^[8]的方法,构建如下模型来测度目标资本结构:

表1 变量定义与构造

变量	变量名	构造方法
Lev	企业实际资本结构	企业的资产负债率(总负债/总资产)
Lev*	企业目标资本结构	根据 Flannery and Rangan(2006) ^[8] 方法,即公式(1)
U_lev	负债不足企业的资本结构	企业本期的目标资本结构大于上年同期的实际资本结构
O_lev	负债过度企业的资本结构	企业本期的目标资本结构小于上年同期的实际资本结构
Delta	企业资本结构偏离	企业目标资本结构与企业实际资本结构之差的绝对值
Pay	高管薪酬激励	取董事、监事及高管薪酬总额的自然对数
Bank	银行关联	若企业的董事、监事及高管有1人现在或者曾经任职于银行,则取值为1;若有2人,则取值为2;以此类推。若没有银行从业背景,则取值为0
Cf	企业现金流量	经营活动产生的现金流量净额/资产总额
Tang	资产有形性	(固定资产净额+存货净额)/资产总额
Roa	企业盈利能力	净利润/资产总额
Dep	非债务税盾	固定资产折旧/资产总额
Asset	企业规模	取企业期末资产总额的自然对数
Growth	企业成长性	(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额)/营业收入上年同期金额
Mean	行业均值	企业所在行业及年度的资本结构均值

$$Lev_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_i \times X_{i,t-1} \quad (1)$$

其中: $Lev_{i,t}^*$ 为企业当年的目标资本结构,以企业当年的资产负债率来表示, $X_{i,t-1}$ 为一系列影响目标资本结构的控制变量。 α_i 为解释变量的回归系数。参考 Byoun(2008)^[5]、黄继承等(2016)^[23]的方法,选取滞后一期的解释变量拟合企业当期的目标资本结构,可以减弱资本结构和解释变量之间可能存在的反向因果关系。同时考虑了企业与年度固定效应的影响。

本文采用“资本结构部分调整模型”,计算出企业各期资本结构的动态调整程度,即:

$$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1} = \mu \times (Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}) \quad (2)$$

其中: $Lev_{i,t}$ 与 $Lev_{i,t-1}$ 分别为企业当期与上一期的实际资本结构, $Lev_{i,t}^*$ 为企业当期的目标资本结构。 μ 为企业当年资本结构的实际调整幅度占目标调整幅度的比例,即所谓的资本结构调整速度。若 μ 取值为1,则属于理想状态,表明企业当年达到其目标资本结构;若取值为0,表明企业资本结构同去年相比没有进行任何调整。对(2)式进行变换,得到(3)式:

$$Lev_{i,t} = (1 - \mu) \times Lev_{i,t-1} + \mu \times Lev_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

将(1)式带入(3)式,整理得到(4)式。通过对(4)式进行回归,可以得到 α_i 和 μ 值,将结果带入公式(1)中,即可计算得到企业当年的目标资本结构。

$$Lev_{i,t} = \alpha_0 \times \mu + (1 - \mu) \times Lev_{i,t-1} + \mu \times \alpha_i \times X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

为验证高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响,以高管薪酬激励 $Pay_{i,t-1}$ 作为解释变量,构建回归模型(5):

$$Delta_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \times Pay_{i,t-1} + \theta_i \times X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中: $Delta_{i,t}$ 为企业当期的实际资本结构与目标资本结构之差的绝对值,以此来反映企业当年的资本结构偏离程度。 $\theta_i (i=1,2,\dots,7)$ 是回归系数向量, $X_{i,t-1}$ 是决定资本结构的公司特征变量,包括盈利能力、资产有形性、公司成长机会、公司规模、资本结构行业与年度均值、现金流量、非债务税盾。采用 $Pay_{i,t-1}$ 的回归系数 θ_1 来衡量高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响。若 θ_1 显著为负,则说明高管薪酬激励水平越高,企业资本结构偏离就越小。根据假设1,总样本中预计 θ_1 显著为负,根据假设1a与假设1b,预计负债不足的样本与过度负债样本中 θ_1 显著为负。

为进一步检验银行关联是否对二者关系存在调节作用,本文在(5)式给出的基准模型基础上加入银行关联

$Bank_{i,t-1}$ 以及银行关联 $Bank_{i,t-1}$ 与高管薪酬激励 $Pay_{i,t-1}$ 的交互项 $Bank_{i,t-1} \times Pay_{i,t-1}$ ，得到扩展后的面板回归模型(6)：

$$\Delta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Pay_{i,t-1} + \beta_2 \times Bank_{i,t-1} + \beta_3 \times Bank_{i,t-1} \times Pay_{i,t-1} + \beta_4 \times X_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中： $Bank_{i,t-1}$ 为公司的银行关联。 $\beta_i(i=1,2...7)$ 是回归系数向量， $X_{i,t-1}$ 同回归模型(5)中的公司特征变量一致。根据假设2，若薪酬激励与银行关联的交互项 $Bank_{i,t-1} \times Pay_{i,t-1}$ 对应的系数 β_3 显著为负，说明银行关联能够加剧高管薪酬激励与资本结构偏离度的负相关关系。根据假设2，预计 β_3 显著为负。根据假设2a，在负债不足的样本中预计显著为负。根据假设2b，负债过度的样本中预计 β_3 不具有显著性。

(四)变量描述性统计

表2列示了变量描述性统计结果。资本结构(Lev)的均值为0.46，最大值为0.89。过度负债样本量为10551个，资本结构均值为0.57；负债不足的样本量为8243个，资本结构均值为0.32，说明中国上市公司的负债比例偏高。本文估计的目标资本结构理论区间为0.26~0.60之间。资本结构偏离度的最小值为0，最大值为0.55，标准差为0.11，说明中国上市公司经营状况存在较大差异。薪酬激励(Pay)的均值为14.35，中位数为14.33，说明我国高管薪酬激励体现出一定的规范性和规律性。银行关联(Bank)的最小值为0，最大值为11.00，标准差为0.74，说明中国上市公司的银行关联情况存在较大差异。现金流(Cf)的最小值为-0.15，最大值为0.25，标准差为0.07。资本结构行业均值(Mean)的最大值为0.74，最小值为

表 2 变量描述性统计结果								
变量	样本	标准差	均值	最小值	p25	中位数	p75	最大值
Lev	18794	0.20	0.46	0.06	0.30	0.46	0.62	0.89
O_lev	10551	0.18	0.57	0.09	0.48	0.59	0.70	0.89
U_lev	8243	0.13	0.32	0.05	0.21	0.32	0.41	0.62
Lev*	18794	0.03	0.47	0.26	0.45	0.47	0.49	0.60
Delta	18794	0.11	0.16	0.00	0.07	0.15	0.24	0.55
Pay	18794	0.73	14.35	12.61	13.89	14.33	14.77	18.34
Bank	18794	0.74	0.39	0.00	0.00	0.00	1.00	11.00
Cf	18794	0.07	0.04	-0.15	0.00	0.04	0.09	0.25
Tang	18794	0.18	0.39	0.04	0.25	0.38	0.52	0.82
Roa	18794	0.05	0.03	-0.16	0.01	0.03	0.06	0.19
Dep	18794	0.02	0.02	0.00	0.01	0.02	0.03	0.07
Asset	18794	1.29	22.25	19.82	21.36	22.10	23.00	26.06
Growth	18794	0.76	0.23	-0.50	-0.02	0.11	0.28	7.78
Mean	18794	0.08	0.46	0.11	0.41	0.43	0.49	0.74

0.11，标准差为0.08，说明不同行业的资本结构差异较大。此外，企业规模(Asset)、资产有形性(Tang)及成长性(Growth)等财务指标在不同行业之间的差异较大。

(五)变量相关性分析

表3列示了各个主要连续型变量的Pearson相关系数。高管薪酬激励(Pay)与资本结构(Lev)的相关系数(0.059)为正且显著，说明高管薪酬激励和企业资本结构偏离具有相关性。盈利能力(Roa)与资本结构(Lev)的相关系数(-0.340)为负且显著，说明企业的净利润率越高，其负债比例就越低。现金流量(Cf)与资本结构(Lev)的相关系

表 3 各连续变量的 Pearson 相关系数								
	Lev	Dep	Asset	Cf	Growth	Roa	Tang	Pay
Dep	-0.016**							
Asset	0.449***	-0.028***						
Cf	-0.163***	0.301***	0.040***					
Growth	0.040***	-0.097***	0.042***	-0.010				
Roa	-0.340***	-0.085***	0.053***	0.392***	0.136***			
Tang	0.314***	0.487***	0.131***	0.058***	-0.054***	-0.151***		
Pay	0.059***	-0.133***	0.466***	0.096***	0.010	0.227***	-0.098***	
Mean	0.401***	-0.157***	0.204***	-0.090***	0.016**	-0.064***	0.254***	0.016**

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

表 4 企业目标资本结构的估计结果			
	企业当前的资本结构 Lev		
	(1)	(2)	(3)
	OLS 回归	随机效应	固定效应
常数项	-0.095*** (-6.262)	-0.099*** (-7.741)	-0.125*** (-3.181)
Mean	-0.073*** (-2.731)	0.023*** (2.594)	-0.020 (0.390)
Roa	-0.055*** (-3.411)	-0.042*** (-2.672)	-0.109*** (-5.742)
Tang	0.001 (0.154)	0.003 (0.623)	0.024*** (2.815)
Growth	0.004** (2.510)	0.003*** (2.646)	0.002 (1.437)
Cf	-0.133*** (-12.303)	-0.135*** (-12.549)	-0.094*** (-8.001)
Asset	0.009*** (13.791)	0.009*** (13.403)	0.017*** (9.140)
Dep	-0.149** (-2.434)	-0.215*** (-3.906)	-0.414*** (-3.433)
Lev _{t-1}	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
调整 R ²	0.835	0.346	0.351
F 值			1.950
Prob>F			0.000
Husman 检验			0.000
样本量	18794	18794	18794

注：括号内为 t 值，***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。下表同。

数(-0.163)为负且显著,说明经营现金流量与负债率具有负相关性。资产有形性(*Tang*)与资本结构(*Lev*)的相关系数(0.314)为正且显著,说明有形资产比例较高有助于企业提高其负债比率,可能因为同无形资产相比,有形资产在担保债务方面承担的风险更小,因而更容易获得贷款。

五、实证结果与分析

(一)企业目标资本结构的估计

本文运用公式(4)估计企业目标资本结构,分别采用最小二乘回归、随机效应以及固定效应三种估计方法。表4给出了目标资本结构的估计结果,*F*检验值为1.950,即放弃最小二乘回归估计。Hausman检验显示 $chi2(16)=3208.060$ 且 $Prob>chi2=0.000$,拒绝了随机效应,认为应当选用固定效应模型。基于上述分析,本文选用固定效应模型估计方法。

从资本结构的影响因素来看,盈利能力(*Roa*)系数(-0.109)为显著负,说明盈利能力强的企业更趋于采取股权融资策略,因而表现出更低的资产负债率。资产有形性(*Tang*)系数(0.024)显著为正,说明比例较高的有形资产为企业提供担保,提高了企业抵押能力,使企业有能力发行更多债券。现金流(*Cf*)系数(-0.094)显著为负,说明企业经营活动产生的现金净流量越多,对债务融资的依赖程度就越低。非债务税盾(*Dep*)系数(-0.414)显著为负,说明非债务税盾起到了替代作用,弱化了企业的债务税盾动机,因而表现出更低的负债率。

(二)高管薪酬激励与资本结构偏离的回归分析

本文将样本划分为负债不足组和负债过度组,考察不同样本组下高管薪酬激励与资本结构偏离的关系;在此基础上,再进一步考察不同样本组下银行关联对高管薪酬激励与资本结构偏离关系的调节作用。

表5报告了高管薪酬激励与资本结构偏离关系的回归结果。列(1)报告了全样本回归结果,高管薪酬激励(*Pay*)的系数(-0.007)显著为负,与假设1一致,说明提升高管薪酬激励水平可以缩小企业实际资本结构与其目标资本结构之间的差距,即高管薪酬激励的有效性能减小代理成本,促使企业向其目标资本结构进行调整。

对于控制变量,盈利能力(*Roa*)的系数(-0.096)显著为正,说明盈利能力强的企业融资成本更低,因而与其

表5 高管薪酬激励与资本结构偏离的回归结果

	企业当前的资本结构偏离 <i>Delta</i>		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	负债不足组	负债过度组
常数项	0.252*** (6.598)	0.615*** (7.714)	-0.208*** (3.393)
<i>Pay</i>	-0.007*** (-3.442)	-0.011*** (-2.981)	-0.009*** (-3.464)
<i>Mean</i>	-0.013 (-0.681)	-0.175*** (-3.849)	0.108*** (3.746)
<i>Roa</i>	-0.096*** (-5.947)	0.079*** (2.875)	-0.214*** (-8.541)
<i>Tang</i>	-0.036*** (-4.922)	-0.064*** (4.425)	-0.007 (-0.711)
<i>Growth</i>	-0.001 (-0.646)	-0.007*** (3.501)	0.001 (1.427)
<i>Cf</i>	-0.003 (-0.261)	-0.165*** (8.883)	0.105*** (7.319)
<i>Asset</i>	0.001 (0.611)	-0.013*** (-4.020)	0.021*** (8.125)
<i>Dep</i>	-0.091 (-0.846)	0.241 (1.124)	0.007 (0.050)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
调整 <i>R</i> ²	0.011	0.045	0.049
<i>F</i> 值	9.85	14.07	19.54
样本量	18794	8243	10551

目标资本结构的偏离就越小。资产有形性(*Tang*)的系数(-0.036)显著为负,说明具有更多有形性资产作为担保的企业更易缓解融资约束,从而有助于提升企业价值。

列(2)和列(3)进一步考察了负债不足和负债过度状态下高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响。在负债不足和负债过度组,高管薪酬激励(*Pay*)的系数均显著未负,说明两种状态下提升高管薪酬激励水平均会减小企业与其目标资本结构之间的差距。假设1a与假设1b得到验证。此外,通过两组回归系数的对比发现:高管薪酬激励对负债不足组企业资本结构偏离的抑制力度更大,对负债过度组企业资本结构偏离的抑制力度相对偏小。

(三)银行关联的调节作用检验

表6报告了银行关联的检验结果。列(1)是全样本的回归结果,高管薪酬激励与银行关联交互项(*Pay*×*Bank*)的系数(-0.001)显著为负,说明受到激励的高管会借助银行关联这一优势,以减小企业与其目标资本结构之间的偏离程度。假设2得到验证。

列(2)和列(3)分别报告了负债不足和负债过度状态下银行关联调节作用的回归结果。负债不足组中,高管薪酬激励与银行关联的交互项(*Pay*×*Bank*)的系数(-0.001)显著

表6 银行关联调节作用的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	全样本	负债不足组	负债过度组
常数项	0.342*** (9.361)	0.662*** (8.402)	-0.154*** (-2.565)
Pay	-0.007*** (-3.805)	-0.010*** (-2.891)	-0.009*** (-3.536)
Bank	0.008*** (3.261)	0.005 (0.976)	-0.004 (-0.862)
Pay×Bank	-0.001*** (2.914)	-0.001* (-1.679)	0.001 (0.731)
Mean	-0.079*** (-4.002)	-0.171*** (-3.857)	0.015 (0.543)
Roa	0.001 (0.411)	0.062** (2.611)	-0.217*** (-8.254)
Tang	-0.106*** (-6.786)	-0.065*** (-4.543)	-0.004 (-0.372)
Growth	0.001 (0.413)	-0.001 (-0.075)	0.001 (1.431)
Cf	-0.001 (-0.011)	-0.168*** (-8.990)	0.103*** (7.234)
Asset	-0.003* (-1.752)	-0.014*** (-4.471)	0.021 (8.401)
Dep	-1.26 (1.231)	0.267 (1.284)	-0.041 (0.268)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
调整 R ²	0.013	0.048	0.051
F 值	9.743	13.201	16.622
样本量	18794	8243	10551

为负；负债过度组中，Pay×Bank系数(0.001)为正但不显著，说明当企业负债不足时，薪酬激励将诱导高管加大债务杠杆而向上调整资本结构，此时，银行关联可以通过提高企业贷款规模和延长贷款期限等手段起到直接调节作用。当企业负债过度时，出于融资约束动机及债务资本惜售心理，高管不会通过银行关联来偿还信贷资金，从而导致企业资本结构难以出现向下调整，银行关联的调节作用不能有效发挥。假设2a和假设2b得到验证。

(四)稳健性检验

1.变量替换

为验证结论的可靠性，本文从变量替换视角进行如下的稳健性检验：第一，重新定义高管薪酬激励变量，以高管前三名薪酬总额的自然对数来重新测度高管薪酬激励；第二，重新定义银行关联，前文从人事关联(高管的银行从业经历)视角来定义银行关联，但是，在稳健性检验中，从持股关联(企业持有银行股权)视角来重新定义银行关联，以企业持有银行股权的比例来衡量银行关联变量，若企业当年持有银行股权达到2%及以上，则取值为1，否则取值为0。

表7 重新定义高管薪酬激励的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	全样本	负债不足组	负债过度组
常数项	0.248*** (6.641)	0.247*** (6.600)	0.658*** (8.332)
Pay	-0.006*** (-3.276)	-0.006*** (-3.212)	-0.009*** (-2.711)
Bank		0.006** (2.313)	0.006 (0.991)
Pay×Bank		-0.001** (-2.128)	-0.001* (-1.673)
Mean	-0.042** (-2.071)	-0.041** (-2.040)	-0.167*** (-3.679)
Roa	-0.097*** (-6.062)	-0.096*** (-6.039)	0.059** (2.611)
Tang	-0.035*** (-4.930)	-0.035*** (-4.905)	-0.065*** (-4.581)
Growth	0.001 (0.101)	0.001 (0.132)	-0.001 (-0.832)
Cf	-0.003 (-0.306)	-0.003 (-0.313)	-0.168*** (-9.011)
Asset	0.001 (0.579)	0.001 (0.555)	-0.015*** (-4.581)
Dep	-0.065 (-0.615)	-0.071 (-0.668)	0.267 (1.276)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
调整 R ²	0.011	0.020	0.041
F 值	8.724	8.601	13.132
样本量	18794	18794	8243

表8 重新定义银行关联的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	全样本	负债不足组	负债过度组
常数项	0.252*** (6.604)	0.264*** (6.903)	0.615*** (8.411)
Pay	-0.007*** (-3.435)	-0.007*** (-3.812)	-0.011*** (-2.984)
Bank		0.003*** (2.813)	0.015 (1.539)
Pay×Bank		-0.001** (-1.980)	-0.002* (-1.785)
Mean	-0.013 (-0.680)	-0.043** (-2.127)	-0.175*** (-3.851)
Roa	-0.096*** (-5.947)	-0.095*** (-5.946)	0.079*** (2.881)
Tang	-0.036*** (-4.922)	-0.036*** (-4.911)	-0.064*** (-4.432)
Growth	-0.001 (-0.646)	0.001 (-0.161)	-0.007*** (3.501)
Cf	-0.003 (-0.260)	-0.003 (-0.322)	-0.165*** (8.876)
Asset	0.001 (0.611)	0.001 (0.750)	-0.013*** (-4.021)
Dep	-0.091 (-0.846)	-0.061 (-0.575)	0.241 (1.117)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
调整 R ²	0.011	0.013	0.045
F 值	9.854	8.491	14.068
样本量	18794	18794	8243

表7和表8分别列示了上述两种稳健性验证方法的回归结果。表7中薪酬激励 Pay 对应系数均显著为负,列(1)和列(2)中薪酬激励与银行关联交互项($Pay \times Bank$)的系数均显著为负,说明重新定义薪酬激励后,结论依然成立。表8结果类似,说明重新定义银行关联后,结论依然成立。综上,本文结论具有较好的稳健性及可靠性。

2. 内生性检验

资本结构可能会对薪酬激励产生影响,从而产生反向因果关系,因此,这一内生性问题也应纳入考量。高破产风险的公司给员工带来更大的人力资本损失,高管会要求更高的薪酬回报以弥补这一损失,因而资本结构与薪酬激励可能存在正向关系。处理这种内生性问题必须寻找合适的工具变量。本文认为,企业投资收益水平符合工具变量的条件,投资收益水平的计算方式为投资收益除以净利润,用 Inv 表示。企业投资收益水平是企业非主营利润的主要来源,同时也是高管薪酬激励的重要影响因素,但又不是影响企业资本结构的主要因素,因此该变量满足了工具变量的基本条件,能够用于内生性检验。表9结果显示,第一阶段的回归中,投资收益水平系数为负,说明工具变量与薪酬激励存在负相关关系;第二阶段回归中,高管薪酬激励对应系数显著为负,表

明控制内生性问题后的结论依然是稳健的。

六、结论与建议

本文选取2009—2018年中国上市公司年度数据,采用面板回归模型研究高管薪酬激励对企业资本结构偏离的影响及其调节作用。研究发现:(1)高管薪酬激励对企业资本结构偏离具有显著的抑制作用。高管薪酬激励水平的提高会降低企业资本结构与其目标资本结构的偏离度,促使企业资本结构向其目标资本结构方向调整。(2)无论企业处于负债不足还是负债过度状态,高管薪酬激励水平的提高均会降低企业资本结构与其目标资本结构的偏离度。但是,相对于负债过度企业而言,高管薪酬激励对负债不足企业资本结构偏离的抑制力度更大。(3)银行关联对高管薪酬激励与企业资本结构偏离的关系具有正向调节作用。银行关联程度的提高会促进高管薪酬激励对企业资本结构偏离的抑制作用。(4)针对不同负债状态企业,银行关联的调节作用呈现非对称性特征:当企业负债不足时,高管利用银行关联带来的融资便利而加大企业债务杠杆,促使企业资本结构向上调整,偏离度缩窄;当企业负债过度时,融资约束引发的债务资本惜售倾向促使高管利用银行关联进行贷款展期,从而难以引致企业资本结构向下调整而偏离度缩窄。

基于上述结论,本文建议:(1)基于高管薪酬激励与企业资本结构偏离的关系,企业需要建立科学高效的高管薪酬激励机制,激励机制设计应注重货币激励与股权激励两种方式的融合性。企业需要充分提升货币激励与股权激励相融合的激励功能,诱导高管降低企业实际资本结构与其目标资本结构的偏离度,引导企业资本结构向其目标资本结构方向调整,有助于实现企业价值最大化目标。(2)基于高管薪酬激励对不同负债状态企业的影响差异,考虑到高管薪酬激励对负债不足企业的影响力度更大,企业需要建立高管薪酬激励的分类修正与调整机制——在负债不足状态下,修正高管薪酬激励条款来更大程度地提升高管薪酬激励水平,引导高管降低企业实际资本结构与其目标资本结构的偏离度。(3)基于银行关联对高管薪酬激励与企业资本结构偏离的关系的正向调节作用,企业需要从人事关联与持股关联双重渠道来提升企业与银行的关联程度。一方面,企业需要建立及

表9 基于2SLS的内生性检验结果

	第一阶段	第二阶段
	被解释变量: Pay	被解释变量: Lev
常数项	8.697*** (101.571)	0.534*** (2.911)
Inv	-0.001*** (-5.364)	
Pay		-0.196*** (-9.435)
$Mean$	-0.337*** (-5.461)	0.564*** (27.869)
Roa	2.211*** (20.212)	-0.257*** (-4.681)
$Tang$	-0.365*** (-10.780)	0.064*** (4.974)
$Growth$	0.001*** (7.247)	0.001*** (7.522)
Cf	0.448*** (5.601)	-0.021 (-0.901)
$Asset$	0.262*** (66.154)	0.105*** (19.147)
Dep	-3.752*** (-9.541)	-0.847*** (-6.007)
行业效应	控制	控制
年度效应	控制	控制
调整 R^2	0.290	0.052
样本量	18794	18794

强化高管的银行人事关联性机制, 优先聘用具有银行从业经历的高管, 以此来提升企业的银行关联水平; 另一方面, 企业需要建立银行股权优先配置机制, 通过提高企业对银行股权的持有比例, 提升企业对银行信贷决策的影响力, 以此来提升企业的银行关联水平, 从而有助于发挥银行关联的正向调节作用, 进而有助于实现企业价值最大化目标。(4) 针对银行关联在不同负债状态企业中的非对称性调节作用, 企业需要建立银行关联在企业投融资中的双重调节机制。在企业负债不足状态下,

企业应通过银行关联的融资优势功能来增大企业债务资本, 助推企业投资扩张倾向, 提升企业价值; 在企业负债过度状态下, 考虑到企业负债过度所引发的边际收益下降及信用风险上升后果, 企业应通过银行关联渠道来降低贷款展期规模, 以此来降低企业债务杠杆, 从而使企业资本结构向下调整而缩窄偏离度。■

[基金项目: 国家社会科学基金一般项目“银保协作模式下商业银行信用风险的生成、监测与防控研究”(批准号: 13BGL041)、教育部人文社会科学研究规划基金项目“跨境资本流动对商业银行信贷风险的影响机理及政策研究”(批准号: 20JYA790014)]

参考文献:

- [1] Agha M. Leverage, executive pays and corporate governance[J]. *Accounting and Finance*, 2012, 53: 1-30.
- [2] Agnieszka S G. Bankers on boards as corporate governance mechanism: evidence from Poland[J]. *Journal of Management and Governance*, 2014, 18(4): 1019-1040.
- [3] Booth J R, Deli D N. On executives of financial institutions as outside director[J]. *Journal of Corporate Finance*, 1999, 5: 227-250.
- [4] Brailsford T, Barry O, Pua S. On the relationship between ownership structure and capital structure[J]. *Accounting and Finance*, 2002, 42: 1-26.
- [5] Byoun S. How and when do firms adjust their capital structures toward targets? [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63: 3069-3096.
- [6] Cornaggia J, Mao Y F, Tian X, Wolfe B. Does banking competition affect innovation?[J]. *Journal of financial economics*, 2015, 115(1): 189-209.
- [7] Faulkender M, Flannery M J, Hankins K W, Smith J M. Cash flows and leverage adjustments[J]. *Journal of Financial Economics*. 2012, 103(3): 632-646.
- [8] Flannery M, Rangan K. Partial adjustment toward target capital structures[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(3): 469-506.
- [9] Florackis C, Ozkan A. Managerial pays and corporate leverage: evidence from the United Kingdom[J]. *Accounting and Finance*, 2009, 49: 531-553.
- [10] Graham J, Harvey C. The theory and practice of corporate finance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 60: 187-243.
- [11] Hsu P H, Tian X, Yu Y. Financial development and innovation: cross-country evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 112(1): 116-136.
- [12] Jensen M. Agency cost of free cash flow, corporate finance and takeovers[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(2): 323-329.
- [13] Kim K, Patro S, Pereira R. Option incentives, leverage, and risk-taking[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 43: 1-18.
- [14] Maxwell W F, Stephens C P. The wealth effects of repurchases on bondholders[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58: 895-919.
- [15] Öztekin Ö, Flannery M. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103: 88-112.
- [16] Titman S, Wessels R. The determinants of capital structure choice[J]. *Journal of Finance*, 1988, 43(1): 1-19.
- [17] Wang H. Managerial entrenchment, equity payout and capital structure[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35: 36-50.
- [18] Wanzenried G. Capital structure dynamics in the UK and continental Europe[J]. *European Journal of Finance*, 2006, 12(8): 693-716.
- [19] Yun H. The choice of corporate liquidity and corporate governance[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(4): 1447-1475.
- [20] 柴才, 黄世忠, 叶钦华. 竞争战略、高管薪酬激励与公司业绩——基于三种薪酬激励视角下的经验研究[J]. *会计研究*, 2017, (6): 45-52+96.
- [21] 常亮. 银行授信与资本结构动态调整——来自中国上市公司的经验证据[J]. *南方经济*, 2012, (9): 156-168.
- [22] 邓建平, 曾勇. 金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J]. *会计研究*, 2011, (12): 33-40+96-97.
- [23] 黄继承, 阙钰, 朱冰, 郑志刚. 经理薪酬激励与资本结构动态调整[J]. *管理世界*, 2016, (11): 156-171.
- [24] 黄继承, 朱冰, 向东. 法律环境与资本结构动态调整[J]. *管理世界*, 2014, (5): 142-156.
- [25] 黄俊威, 龚光明. 融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据[J]. *管理世界*, 2019, 35(10): 64-81.
- [26] 蒋艳, 夏云峰, 醋卫华, 雷丽彩. 银行股权关联、高管权力与企业创新[J]. *财经科学*, 2017, (2): 25-37.
- [27] 李四海, 李娜娜. 盈余信息透明度与资本结构动态调整[J]. *数理统计与管理*, 2018, 37(5): 927-939.
- [28] 连玉君, 钟经樊. 中国上市公司资本结构动态调整机制研究[J]. *南方经济*, 2007, (1): 23-38.
- [29] 刘浩, 唐松, 楼俊. 独立董事: 监督还是咨询?——银行背景独立董事对企业信贷融资影响研究[J]. *管理世界*, 2012, (1): 141-156+169.
- [30] 刘星, 蒋水全. 银行股权关联、银行业竞争与民营企业融资约束[J]. *中国管理科学*, 2015, 23, (12): 1-10.
- [31] 彭红枫, 张伟华, 张晓. 银行关系、政治关联与信贷资源配置效率——基于我国上市公司的实证分析[J]. *当代经济科学*, 2014, 36(5): 52-60+126.
- [32] 曲进, 高升好. 银行与企业关联提升抑或降低了企业投资效率?[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(1): 36-51.
- [33] 王庆金, 周雪. 高技术属性、银行关联与民营企业信贷融资[J]. *财经问题研究*, 2018, (12): 76-81.
- [34] 巫岑, 黎文飞, 唐清泉. 产业政策与企业资本结构调整速度[J]. *金融研究*, 2019, (4): 92-110.
- [35] 徐向艺, 王俊翰, 巩震. 高管人员报酬激励与公司治理绩效研究——一项基于深、沪A股上市公司的实证分析[J]. *中国工业经济*, 2007, (2): 94-100.
- [36] 宇文晶, 王振山, 崔文芳. 银行关联、融资约束与企业现金-现金流敏感[J]. *山西财经大学学报*, 2017, 39(7): 29-43.
- [37] 翟胜宝, 许浩然, 唐伟, 高康, 曹蕾. 银行关联与企业创新——基于我国制造业上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2018, (7): 50-56.
- [38] 张洪辉, 章琳一. 薪酬契约有效性、风险承担与公司治理[J]. *山西财经大学学报*, 2017, 39(9): 104-114.
- [39] 赵宇恒, 邢丽慧, 孙悦. 政治关联、高管激励与资本结构[J]. *管理评论*, 2016, 28(11): 150-161.
- [40] 祝继高. 银行与企业交叉持股的理论依据——基于国际比较的研究[J]. *国际金融研究*, 2012, (2): 58-68.