商誉减值、高管薪酬与债务期限结构

刘莉¹ 任广乾¹ 管文星²

(1.郑州大学商学院, 河南 郑州 450001; 2.中国财政科学研究院, 北京 100142)

摘要: 商誉减值已成为威胁我国资本市场健康发展的重要风险之一, 如何缓解商誉减值的负面影响成为监管部门与社会公众关注的焦点问题。本文以2007—2019年我国A股上市公司为研究对象, 分析了商誉减值与债务期限结构之间的关系以及高管薪酬对两者关系的影响。研究结果表明, 商誉减值信息会缩短企业债务期限; 较高的高管薪酬水平能缓解商誉减值信息导致的债务期限缩短, 延长企业债务期限。进一步研究发现, 商誉减值对债务期限结构的负面影响及高管薪酬的缓解作用在非国有企业和环境不确定性较强时更显著。本文结论丰富了商誉减值经济后果的研究, 拓展了会计信息对债务期限结构影响的相关研究, 对规范商誉减值披露、防范金融风险具有重要的现实意义。

关键词: 商誉减值; 债务期限结构; 高管薪酬; 产权性质; 会计信息; 公司治理

Abstract: Goodwill impairment has become an important risk threatening the healthy development of China's capital market. How to alleviate the negative impact of goodwill impairment has become the focus of regulators and the public. This paper takes China's A-share listed companies from 2007 to 2019 as the research object, analyzes the relationship between goodwill impairment and debt maturity structure, and explores the impact of executive compensation on this relationship. The results show that the information of goodwill impairment shortens the debt maturity of enterprises. Higher executive compensation level can alleviate the decrease of debt maturity caused by goodwill impairment information and prolong the debt maturity of enterprises. Further research shows that the negative impact of goodwill impairment on long-term loans and the moderating effect of executive compensation are more significant in non-state-owned enterprises and when environmental uncertainty is strong. The conclusion of this paper enriches the research on the economic consequences of goodwill impairment, expands the related research on the impact of accounting information on debt maturity structure, and has important practical significance for standardizing the disclosure of goodwill impairment and preventing financial risks.

Key words: goodwill impairment, debt maturity structure, executive compensation, nature of property rights, accounting information, corporate governance

作者简介: 刘莉, 女, 郑州大学商学院博士生, 研究方向: 公司治理。任广乾(通讯作者), 管理学博士, 郑州大学商学院教授, 研究方向: 公司治理。管文星, 女, 中国财政科学研究院硕士生, 研究方向: 公司治理。

中图分类号: F276 **文献标识码:** A

一、引言

近年来, 我国上市公司巨额商誉减值已成为影响资本市场稳定的潜在风险因素。据统计, 2019年我国上市公司商誉减值超过10亿元的高达54家, 累计计提商誉减值968亿元, 平均18亿元。其中, 天神娱乐计提商誉减

值41亿元, 净利润亏损71.51亿元, 成为A股亏损最多的企业。可见, 商誉减值会给企业带来巨额亏损, 严重损害了其营业利润。作为一种特殊的、难以辨认的项目, 商誉信息在企业财务报表中占据着重要地位, 财务报表又是企业债权人决策的基础, 因而债权人会关注商誉信息, 进而影响债务契约。商誉减值信息向市场传递并购

失败或合并后的集团并未实现预期业绩目标的事实，反映了管理层对企业未来盈利水平与现金流的悲观预测，债权人捕捉到这一负面信息后，会调整其债务以降低投资风险(Cheng et al., 2018)^[2]。因此，深入研究商誉减值信息对企业债务期限结构的影响具有重要的理论与现实意义。

企业的债务期限结构是其融资决策的重要组成部分，也是债务契约的重要内容。关于债务期限的研究，可追溯到Merton在1974年对债务期限结构和企业价值关系的分析。目前关于债务期限结构的研究主要以美国公司为对象，很少有涉及新兴市场经济体中会计信息与债务期限结构之间关系的研究(肖作平和廖理，2008)^[19]。我国正处于经济转轨时期，制度背景较为特殊，且上市公司具有股权结构集中、产权模糊、流动性差等特点，普遍存在“一大独大”现象，再加上我国企业债券市场投资者权益保护有待进一步完善，因此，债权人进行贷款决策时不仅要考虑债务金额与债务资本成本，还会重点关注债务期限(Allen et al., 2005)^[11]。为了降低债务契约中的代理成本，债权人通过选择长短不同的债务期限保障自己的利益，因而债务期限的治理功能能够对银行信贷决策产生重要影响。债务期限越短则企业与其债务人之间的信息不对称越大，导致债权人面临越严重的投资过度、资产代替等问题；而债务期限越长则两者之间的信息不对称越小，债权人评估企业投资项目未来风险的准确性也越高，因而短期债务能够缓解投资过度、资产代替等问题，实现对企业的有效监督(杜春明等，2019)^[9]。会计信息具有契约有用性，那么，商誉减值损益会计信息是否会对企业的债务契约产生影响呢？国内对这一问题的研究较为缺乏。对这一问题的研究能够拓展特定会计信息对企业债务期限结构影响的相关文献，也有助于明确商誉减值信息在企业资源配置过程中的重要作用。

此外，企业的债务期限结构不仅受到商誉减值这一特定会计信息的影响，还与高层管理人员薪酬这一公司治理要素密切相关。商誉减值测试具有极强的可操作性，资产组的划分、是否计提商誉减值等方面很大程度上取决于高管的判断。作为现代企业经营活动的决策者，高管行为已经成为企业经营活动的关键因素，而高管的各种行为在很大程度上受其薪酬水平的影响，尤

其在高管行为影响企业价值与持续盈利能力时，会进一步影响债权人对该企业的信用评估与信贷决策，进而实施不同的债务期限(刘井建等，2015)^[14]。就其自身价值看，高管薪酬具有公司治理效应，即缓解高管层与股东之间的矛盾，促使高管层与股东的目标一致，降低代理成本，影响企业的债务融资决策(吴育辉和吴世农，2010)^[18]。同时，债权人会通过观察高管行为来调整其贷款决策。可见，企业债务期限结构不仅是债权人与股东博弈的结果，在所有权与控制权分离的现代企业中，债权人还会将高管薪酬这一公司治理要素视为影响企业信用质量的决定性因素之一。因此，在研究商誉减值与企业债务期限结构时，应该考虑高管薪酬这一公司治理要素的影响。

综上，本文以2007—2019年我国A股上市公司作为研究对象，重点考察了商誉减值与债务期限结构之间的关系，以及高管薪酬对两者关系的调节作用，并检验了不同产权性质与环境不确定性程度下商誉减值、高管薪酬与债务期限结构之间的关系是否存在差异。本文可能的贡献和创新性在于：第一，从商誉资产角度研究了商誉减值对企业债务期限结构的影响，发现商誉减值信息会通过影响债权人的贷款决策行为来影响企业债务期限结构，证实了商誉减值信息能在企业信贷资源配置过程中发挥重要作用，丰富了商誉减值信息经济后果的相关研究；第二，进一步引入了高管薪酬这一公司治理要素，将商誉减值、高管薪酬与债务期限结构纳入一个分析框架，分析了高管薪酬对商誉减值与债务期限结构关系的影响；第三，从产权性质与环境不确定性两个角度，分析了商誉减值、高管薪酬与债务期限结构三者之间的关系在不同的产权性质以及环境不确定性下是否存在差异，拓展了会计信息对企业债务期限结构影响的相关研究。

二、理论分析与假设提出

(一)商誉减值与债务期限结构

《企业会计准则(2006)》要求企业在年终对商誉进行减值测试。商誉减值是指预计商誉给企业带来的经济利益低于原来入账时的预计(徐经长等，2017)^[22]，反映了管理层未能在过去收购决策中获得预期的价值，而减值测试依赖于对多种公允价值的评估，以及管理层在是

否进行商誉计提减值时拥有评估商誉公允价值的自由裁量权(Filip et al., 2015)^[3]。吴虹雁和刘强(2014)^[17]发现企业期末进行商誉测试之后,商誉减值与股价呈现显著的负相关,而采用分期摊销法时的商誉摊销和股价之间并未发现显著相关性。由此可见,商誉减值会向市场传递并购业绩不佳与未来盈利能力差(Li et al., 2011)^[5]、高管合谋动机之下不合理的商誉确认(张新民和祝继高, 2019)^[25]等负面信号,当债权人捕捉到这些负面信号后,不愿向企业提供长期贷款,更倾向发放短期贷款,以期弥补企业盈利下降所造成的债务难以偿还的风险。因此,商誉减值测试对债权人监控资本配置决策具有至关重要的作用。

Ramanna and Watts(2009)^[7]认为商誉减值测试是不可核实的估计,其客观复杂性与主观性的特点导致财务报告质量的下降,管理层会采取规避或是延后确认减值损失的盈余管理方式来影响商誉减值测试的有效性。较低的盈余质量会增加企业和债权人之间的信息不对称,导致债务资本成本与权益资本成本的不断增加,因而企业的商誉减值信息会促使债权人提升其债务报酬率(Francis et al., 2005)^[4]。同时,商誉减值还具有盈余管理动机,尤其在企业预期未来盈利能力不佳时,有可能出于“大洗澡”“盈余平滑”的目的,大幅计提商誉减值,使未来可能发生的损失集中于本期,给未来业绩提升创造机会。盈余管理进一步加剧了企业与债权人之间的信息不对称,增加代理成本,当债权人获知企业为了盈余管理而进行商誉减值后倾向于为企业提供短期贷款,以督促企业披露会计信息来缓解双方的信息不对称问题。因此,无论是因商誉减值信息所传递的预期经济利益减少,还是不合理的商誉确认,都被债权人视为负面信息,要求企业支付更高的债务资本来补偿其面临的风险、降低其代理成本,而不愿意为企业提供长期贷款,从而导致企业债务期限变短。据此,本文提出假设:

H1: 商誉减值对债务期限结构产生负向影响,即商誉减值信息会缩短企业债务期限。

(二) 高管薪酬的调节作用

高管是企业最重要的人力资源,对企业的发展至关重要(张兴亮和夏成才, 2016)^[26];而薪酬是影响高管行

为的重要因素之一,高管的各种行为在很大程度上依赖于薪酬激励措施的有效性(步丹璐和白晓丹, 2013)^[8]。合理的高管薪酬激励机制不仅能够有效缓解股东与高管之间的利益冲突,还能够使高管利益和偏好可能与债权人利益一致,高管会以股东利益最大化和保障债权人利益为目标进行决策,有助于降低企业代理成本。高管薪酬水平越高,越能激发其工作积极性,做出符合股东利益或债权人利益的决策,进而影响企业债务结构。因此,在分析商誉减值与债务期限结构之间的关系时,应考虑高管薪酬激励的影响。

一旦企业运营管理出现问题,债权人通过缩短借款期限、增加限制性条款、提升借款成本等方式加强对企业的监管与约束,进而导致企业债务融资成本的增加。此时,股东在制定高管薪酬激励契约时会考虑这一外部融资环境。当高管薪酬水平较高时,高管和股东之间的利益关系更紧密,两者的一致性更高,具有较高薪酬期望的高管为了防止其薪酬水平的下降而主动改善企业绩效,且会为避免企业出现债务资金链断裂或陷入融资难问题而更加关注和保障债权人利益。理性的债权人会关注企业高管薪酬激励与其行为之间潜在的关系,在进行信贷决策时,债权人会内化高管依据自身利益而做出的各项决策,且在定价过程中包含着他们对这些决策的理性预期,即债权人会关注高管薪酬激励中包含的信息,并根据这些高管薪酬信息,通过对薪酬激励所产生的信贷风险进行定价来调整相应的决策,如确定贷款期限、调整贷款额度和贷款利率等。当较高水平的高管薪酬所包含的信息被债权人获取后,债权人更愿意为企业提供长期贷款,且高管薪酬激励越强,债权人利用短期债来约束高管的可能性越小,而延长债务期限的概率越高。畅通的债务资金链保障了企业的运营,企业的顺利运营又促进高管薪酬水平的进一步提高,进而形成一种良性循环,即使企业出现商誉减值的负面消息,债权人也可能不会大幅缩短那些高管薪酬水平较高的企业的债务期限,而是维持或延长对企业的债务期限,弱化了商誉减值对债务期限结构的负面影响。因此,在发生商誉减值后,高管薪酬的作用会使债务期限结构所受的负面影响较小。据此,本文提出假设:

H2: 高管薪酬会对商誉减值与债务期限结构之间的

关系产生正向的调节作用,即高管薪酬越高,则越缓解商誉减值信息导致的债务期限缩短,延长企业债务期限。

三、研究设计

(一)样本与数据

本文选取2007—2019年我国A股上市公司为研究样本,为保证回归结果的可靠性,剔除了以下样本:(1)ST、*ST类上市公司;(2)银行、保险等金融机构上市公司;(3)商誉减值损失额为0的上市公司;(4)数据缺失或异常的上市公司。经过筛选,最后得到了12582个观测值。文中数据来源于Wind数据库与国泰安CSMAR数据库,并使用STATA 15.0软件分析数据。同时,为避免异常值的影响,本文对所有连续变量进行双侧1%的缩尾(winsorize)处理。

(二)变量说明

1.被解释变量:债务期限结构

目前,国内外对债务期限结构的度量包括资产负债表法和增量法。增量法更适合分析债务期限结构选择是否会将其未来前景信号传递给市场,而不适用于检查资产期限与债务期限匹配原则(肖作平,2009)^[20]。考虑到数据可得性,本文借鉴肖作平和廖理(2008)^[19]、肖作平(2011)^[21]的研究,采取资产负债表法对债务期限结构进行度量,具体包括长期借款占总负债的比重(DM1)以及长期借款与应付债券之和占总负债的比重(DM2)两个指标。

2.核心解释变量:商誉减值

借鉴杜春明等(2019)^[9]、张东旭和曹瑾(2020)^[23]的研究,采用商誉减值损失与资产总额的比值来衡量商誉减值(GW),比值越大,说明商誉减值损失越大,反之越小。

3.调节变量:高管薪酬

借鉴刘慧龙(2017)^[13]、郝颖等(2020)^[12]的研究,采用薪酬最高的前三名高管薪酬的总额来衡量高管薪酬(PAY)。这一方法很好地反映不同公司高管薪酬差异状况,既能避免所有高管薪酬总额难以对比的问题,又能解决CEO、CFO等某一特定高管薪酬对实证结果的影响,提高实证结果的可靠性。

4.控制变量

借鉴肖作平(2009)^[20]、肖作平(2011)^[21]、杜春明等

(2019)^[9]、田新民和陆亚晨(2019)^[16]、张新民等(2020)^[24]的研究,本文对影响债务期限结构的其他因素进行了控制,具体包括:成长性、企业估值、企业规模、财务杠杆、流动性、经营活动现金流、股权集中度、机构持股比例、总资产周转率、资产期限结构。此外,设置了年份与行业两个虚拟变量。

变量定义具体如表1所示。

(三)模型构建

为验证假设1,构建了模型(1)与模型(2):

$$DM1 = \alpha_0 + \alpha_1 GW + \alpha_2 Control + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (1)$$

$$DM2 = \alpha_0 + \alpha_1 GW + \alpha_2 Control + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (2)$$

为验证假设2,构建了模型(3)与模型(4):

$$DM1 = \alpha_0 + \alpha_1 GW + \alpha_2 PAY + \alpha_3 GW \times PAY + \alpha_4 Control + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (3)$$

$$DM2 = \alpha_0 + \alpha_1 GW + \alpha_2 PAY + \alpha_3 GW \times PAY + \alpha_4 Control + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (4)$$

其中, α_0 是截距, ε 是残差项,若模型(1)与模型(2)中GW的系数 α_1 为负,则验证了假设1;若模型(3)与模型(4)中交互项的回归系数 α_3 为负,则验证了假设2。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。长期借款

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
债务期限结构	DM1	长期借款 / 总负债
	DM2	(长期借款 + 应付债券) / 总负债
商誉减值	GW	商誉减值损失 / 总资产
高管薪酬	PAY	金额前三的高管薪酬的合计,取对数
成长性	GROW	营业收入增长率
公司估值	PB	每股市价 / 每股净资产
企业规模	SIZE	企业总资产,取对数
财务杠杆	LEV	息税前利润率 / (息税前利润率 - 负债比率 × 利息率)
流动性	CR	流动资产 / 流动负债
经营活动现金流	NCFO	经营活动产生的现金流 / 总资产
股权集中度	H10	前十大股东持股比例
机构持股比例	INPER	机构持股比例
总资产周转率	TAT	营业收入 / 总资产
资产期限结构	TANG	固定资产 / 总资产
年份	YEAR	年份虚拟变量
行业	IND	行业虚拟变量

表2 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	方差膨胀因子
DM1	0.133	0.151	0.000	0.914	12582	1.301
DM2	0.109	0.132	0.000	0.883	12582	1.239
GW	0.002	0.015	0.000	0.078	12582	1.415
PAY	6.396	6.387	5.730	6.670	12582	1.092
GROW	1.392	1.914	1.918	3.618	12582	1.110
PB	0.744	1.452	2.083	3.322	12582	1.134
SIZE	1.345	0.224	1.287	1.452	12582	1.226
LEV	0.416	0.2085	0.008	1.050	12582	1.085
CR	2.636	3.733	0.030	14.000	12582	1.059
NCFO	0.043	0.075	-0.887	0.876	12582	1.120
H10	1.770	1.181	0.121	2.005	12582	1.131
INPER	1.577	1.381	0.000	2.272	12582	1.429
TAT	0.645	0.538	0.000	12.372	12582	1.305
TANG	0.216	0.165	0.000	0.948	12582	1.337

占总负债的比重(DM1)均值为0.133,标准差为0.151,平均来看,DM1的均值为13.3%,最高时达到91.4%,最小时为0,说明样本公司的债务期限结构分布不均匀。长期借款与应付债券之和占总负债的比重(DM2)的均值为0.109,标准差为0.132,平均来看,DM2的均值为10.9%,最高时达到88.3%,最小时为0。商誉减值(GW)的均值为0.002,说明商誉减值金额对资产总额的影响较小。高管薪酬(PAY)的标准差为6.387,数据离散程度较大,说明我国上市公司金额前三的高管薪酬之间存在较大差距。限于篇幅,控制变量的描述性统计结果不再一一叙述。

同时,方差膨胀因子检验发现所有变量的方差膨胀因子值均小于5,说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

(二)相关性分析

表3报告了变量的Pearson相关系数结果。各变量间相关系数均在0.5以下,说明各变量间相互影响不大,变量的选择较为合理。

(三)回归结果分析

1.商誉减值对债务期限结构的影响

当商誉减值信息被债权人获知后,债权人调整其债务期限,因而本文在实证分析时,使用被解释变量债务期限结构滞后一期的数据进行估计,结果表4所示。其中,列(1)(2)的解释变量为DM1(滞后一期),列(1)为未控制其他变量的结果,商誉减值(GW)的回归系数为

表3 变量的 Pearson 相关系数

	DM1	DM2	GW	PAY	GROW	PB
DM2	0.005	1.000				
GW	-0.006**	-0.010***	1.000			
PAY	0.003**	0.006**	0.491***	1.000		
GROW	0.002	0.003	-0.006	-0.011	1.000	
PB	-0.031***	-0.025**	-0.004	-0.010	0.011	1.000
CR	-0.125***	-0.210***	-0.012	-0.018**	0.037***	0.022**
	TAT	LEV	NCFO	TANG	H10	SIZE
LEV	0.124***	1.000				
NCFO	0.078***	-0.175***	1.000			
TANG	-0.024***	0.081***	0.235***	1.000		
H10	0.058***	-0.103***	0.119***	-0.002	1.000	
SIZE	0.043***	0.541***	0.030***	0.089***	0.112***	1.000
INPER	-0.008	0.067***	-0.029***	-0.131***	-0.034***	0.234***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

-7.285,在1%水平下显著,说明商誉减值与债务期限结构显著负相关,商誉减值每降低1%,债务期限结构会下降约7.285个百分点,即商誉减值信息缩短了企业债务期限;列(2)为加入了控制变量的结果,商誉减值(GW)的回归系数为-8.031,在5%水平下显著,说明在加入了影响债务期限结构的其他控制变量后,商誉减值仍然会对债务期限结构产生负面影响,即债权人将商誉减值信息视为负面信号,会根据商誉减值信息减少对企业的长期贷款,进而缩短了债务期限,验证了假设1。列(5)(6)的解释变量为DM2(滞后一期),列(5)为未控制其他变量的结果,商誉减值(GW)的回归系数为-6.334,在1%水平下显著,说明商誉减值与债务期限结构显著负相关;列(6)为加入了控制变量的结果,商誉减值(GW)的回归系数为-7.946,在1%水平下显著,说明在加入了影响债务期限结构的其他控制变量后,商誉减值仍然会对债务期限结构产生负面影响,因为商誉减值会改变债权人贷款期限的决策,减少对企业债务融资中的长期贷款,导致企业债务期限缩短,验证了假设1。

从控制变量的结果看,成长性(GROW)、企业规模(SIZE)、财务杠杆(LEV)、流动性(CR)、资产期限结构(TANG)的回归系数均显著为正,说明这些变量与债务期限结构之间为显著的正相关关系;总资产周转率(TAT)的回归系数显著为负,说明总资产周转率与债务期限结构之间为显著的负相关关系;公司估值(PB)、经营活动现金流(NCFO)、股权集中度(H10)、机构持股比例(INPER)

的回归系数均不显著,说明这些变量不会对债务期限结构产生显著影响。

2. 高管薪酬的调节作用

表4列(3)(4)的解释变量为DM1(滞后一期),列(3)引入了商誉减值与高管薪酬的交乘项,商誉减值(GW)的回归系数为-8.367,在1%水平下显著,商誉减值与高管薪酬的交乘项(GW×PAY)的回归系数为1.722,在1%水平下显著,说明说明高管薪酬对商誉减值与债务期限结构之间的关系产生正的调节作用,即高管薪酬越高,越能缓解因商誉减值信息而造成的债务期限缩短,延长企业债务期限。列(4)加入了其他控制变量,商誉减值(GW)的回归系数为-8.796,在1%水平下显著,商誉减值与高管薪酬的交乘项(GW×PAY)的回归系数为1.536,在5%水平下显著,说明在加入了影响债务期限结构的其他控制变量之

后,高管薪酬仍会抑制商誉减值对债务期限结构的负面影响,验证了假设2。列(7)(8)的解释变量为DM2(滞后一期),列(7)引入了商誉减值与高管薪酬的交乘项,商誉减值(GW)的回归系数为-6.229,在1%水平下显著,商誉减值与高管薪酬的交乘项(GW×PAY)的回归系数为2.012,在1%水平下显著,说明高管薪酬抑制了商誉减值与债务期限结构之间的负相关关系;列(8)加入了其他控制变量,商誉减值(GW)的回归系数为-6.789,在1%水平下显著,商誉减值与高管薪酬的交乘项(GW×PAY)的回归系数为2.535,在1%水平下显著,说明在加入了影响债务期限结构的其他控制变量之后,高管薪酬仍会抑制商誉减值对债务期限结构的负面影响,延长企业债务期限,验证了假设2。

(四)稳健性检验

1. 替换解释变量

商誉减值是核心解释变量,为了验证实证结果不会因商誉减值测量方式不同而受到影响,本文采用其他方式来测量商誉减值。借鉴张新民等(2020)^[24]、Li et al.(2011)^[5]的研究,以是否发生未预期商誉减值的哑变量(GW1)来度量商誉减值,结果如表5列(1)(3)所示。无论解释变量是DM1(滞后一期)还是DM2(滞后一期),商誉减值(GW1)的回归系数均显著为负,说明商誉减值与债务期限结构为负相关关系,验证了假设1;商誉减值与高管薪酬交乘项的回归系数(GW1×PAY)显著为正,说明高管薪酬抑制了商誉减值对债务期限结构的负面影响,验证了假设2,说明原结论稳健。

2. 添加可能遗漏的变量

已有研究证实了实际利率(RIA)、股利支付率(DIV)、资产回报率(ROA)等因素会对债务期限结构产生影响(肖作平和廖理,2008;Allen et al.,2005)^{[19][1]}。为避免因遗漏这些因素而对回归结果造成影响,本文在模型中引入了这三个可能遗漏的变量,结果如表5列(2)(4)

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	DM1				DM2			
GW	-7.285*** (-2.869)	-8.031** (-2.245)	-8.367*** (-2.780)	-8.796*** (-2.732)	-6.334*** (-2.776)	-7.946*** (-2.805)	-6.229*** (-2.714)	-6.789*** (-2.845)
GW×PAY			1.722*** (2.796)	1.536*** (2.672)			2.012*** (2.706)	2.535*** (2.604)
PAY			0.012* (1.723)	0.015 (1.327)			0.115 (1.402)	0.129 (1.314)
GROW		0.010** (2.426)		0.006*** (2.781)		0.015** (2.396)		0.011*** (2.756)
PB		-0.007 (-1.101)		-0.004 (-1.225)		-0.002 (-1.431)		-0.004 (-1.542)
SIZE		0.030*** (3.612)		0.029*** (3.236)		0.044*** (3.580)		0.025*** (3.704)
LEV		1.758*** (11.223)		1.828*** (12.367)		2.394*** (10.441)		2.478*** (11.334)
CR		0.032*** (4.212)		0.035*** (4.727)		0.052** (2.301)		0.046*** (3.687)
NCFO		-0.034 (-1.538)		-0.028 (-1.276)		-0.037 (-1.435)		-0.049 (-1.241)
H10		0.006 (1.253)		0.007 (1.324)		0.011 (1.429)		0.007 (1.242)
INPER		-0.006 (-1.003)		-0.006 (-1.209)		-0.007 (-1.436)		-0.003 (-1.329)
TAT		-0.678*** (-18.345)		-0.438*** (-18.001)		-0.587*** (-17.381)		-0.511*** (-16.382)
TANG		1.406*** (10.129)		1.342*** (10.128)		1.435*** (8.338)		1.326*** (9.174)
截距项	-6.398*** (-13.229)	-6.051*** (-15.052)	-6.575*** (-14.739)	-6.124*** (-15.802)	-7.442*** (-16.052)	-7.052*** (-16.754)	-7.528*** (-16.312)	-8.005*** (-17.892)
YEAR	控制							
IND	控制							
样本量	12582	12582	12582	12582	12582	12582	12582	12582
调整R ²	0.280	0.317	0.315	0.375	0.297	0.225	0.301	0.328
White 检验	3.829 (0.236)	2.228 (0.223)	3.130 (0.228)	2.324 (0.203)	2.128 (0.301)	2.577 (0.352)	3.374 (0.139)	4.475 (0.359)

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,截距项与系数下方括号内为t值,White检验下方括号内为p值。下表同。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	DM1		DM2		第一阶段: GW	第二阶段: DM1 DM2	
GW		-7.334*** (-2.758)		-6.334*** (-2.826)		-8.796*** (-2.732)	-6.789*** (-2.845)
GW1	-6.428** (-2.327)		-6.714*** (-2.826)				
GW×PAY		1.537** (2.338)		1.425*** (2.638)		1.536*** (2.672)	2.535*** (2.604)
GW1×PAY	1.667*** (2.631)		1.638* (1.772)				
GW _{iv}					1.378** (2.103)		
PAY	0.124 (1.330)	0.139 (1.305)	0.201 (1.463)	0.018 (1.345)	0.738* (1.739)	0.015 (1.327)	0.129 (1.314)
GROW	0.006*** (4.042)	0.008*** (3.121)	0.009*** (2.672)	0.004*** (3.24)	0.286* (1.859)	0.006*** (2.781)	0.011*** (2.756)
PB	-0.016 (-1.622)	-0.007 (-1.468)	-0.013 (-1.578)	-0.011 (-1.105)	0.395* (1.803)	-0.004 (-1.225)	-0.004 (-1.542)
SIZE	0.025*** (3.634)	0.052*** (3.875)	0.034*** (3.529)	0.067*** (3.755)	0.005** (2.312)	0.029*** (3.236)	0.025*** (3.704)
LEV	1.355*** (10.786)	2.233*** (12.112)	1.937*** (14.442)	2.342*** (13.636)	1.009* (1.735)	1.828*** (12.367)	2.478*** (11.334)
CR	0.038** (2.115)	0.134*** (3.728)	0.055*** (3.853)	0.175*** (3.626)	0.389** (2.347)	0.035*** (4.727)	0.046*** (3.687)
NCFO	-0.049 (-1.445)	-0.112 (-1.597)	-0.015 (-1.364)	-0.134 (-1.517)	0.028 (1.010)	-0.028 (-1.276)	-0.049 (-1.241)
H10	0.007 (1.327)	0.006 (1.405)	0.005 (1.342)	0.009 (1.235)	0.002 (1.034)	0.007 (1.324)	0.007 (1.242)
INPER	-0.008 (-1.437)	-0.007 (-1.616)	-0.004 (-1.327)	-0.003 (-1.528)	-0.011* (-1.769)	-0.006 (-1.209)	-0.003 (-1.329)
TAT	-0.674*** (-14.257)	-0.527*** (-16.334)	-0.638*** (-16.521)	-0.236*** (-16.754)	0.258* (1.867)	-0.438*** (-18.001)	-0.511*** (-16.382)
TANG	1.620*** (10.123)	1.454*** (10.247)	1.568*** (11.057)	1.552*** (11.238)	0.028** (2.361)	1.342*** (10.128)	1.326*** (9.174)
RIA		0.038** (1.997)		0.016 (1.575)			
DIV		-0.011 (-1.215)		-0.037 (-1.342)			
ROA		0.328** (2.375)		0.238** (2.352)			
截距项	-5.552*** (-16.121)	-5.456*** (-16.442)	-5.337*** (-16.395)	-6.126*** (-17.258)	3.352*** (5.296)	-6.124*** (-15.802)	-8.005*** (-17.892)
YEAR	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
IND	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12582	12582	12582	12582		12582	12582
调整 R ²	0.301	0.324	0.287	0.339	0.312	0.375	0.328
White 检验	2.324 (0.286)	2.310 (0.355)	3.226 (0.334)	2.102 (0.210)	4.085 (0.310)	2.324 (0.203)	4.475 (0.359)

所示。无论解释变量是DM1(滞后一期)还是DM2(滞后一期), 商誉减值(GW1)的回归系数均显著为负, 说明商誉减值与债务期限结构为负相关关系, 验证了假设1; 商誉减值与高管薪酬交乘项的回归系数(GW1×PAY)显著为正, 说明高管薪酬会抑制商誉减值对债务期限结构的负向影响, 验证了假设2, 与前文的结果基本一致, 说明

原结论较为稳健。

3. 内生性问题

商誉减值与债务期限借结构之间可能会存在双向因果关系, 借鉴傅超等(2015)^[11]、徐经长等(2017)^[22]的研究, 选择同行业内商誉减值的均值(GW_{iv})作为商誉减值的工具变量, 采用两阶段最小二乘法进行估计, 回归结果如表5列(5)~(7)所示。第一阶段回归模型中, 商誉减值的工具变量(GW_{iv})回归系数为1.378, 在5%水平下显著, 说明工具变量与商誉减值显著相关; 第二阶段回归模型中, 商誉减值(GW)的回归系数显著为负, 商誉减值与高管薪酬的交乘项(GW×PAY)的回归系数显著为正, 与基准回归结果一致, 说明原结论的稳健性较好。

五、进一步分析

(一) 产权性质的影响

国有企业、混合所有制企业的存在是我国资本市场的一大特色。但无论是国有企业还是非国有企业, 其债务来源中占比最大的都是银行, 而银行大多受政府直接或间接的影响, 在有关国有企业的债务决策上会有不同于非国有企业的表现, 政治关系良好的国有企业更容易以更低的利率获取贷款。在我国, 国有企业中会计信息的契约有用性明显低于非国有企业, 根本原因是政府对国有企业的各种优惠政策为国有企业贷款提供了隐性担保, 政府对某些资源的垄断使得企业与政府关系的强弱成为获取资源的有效影响因素, 降低会计信息的契约有用性。因此, 国有企业获取债务资金时, 因其国有产权性质导致商誉减值会计信息对债务期限结构影响不明显。同时, 由于国有企业性质特殊, 存在“所有人缺位”“内部人控制”现象, 高管薪酬的公司治理效果有所减弱, 导致薪酬难以发挥强有力的激励效果。研究表明, 国有企业会根据当地的市场化程度、财政赤字程度、贫富差距等非业绩因素制定其高管薪酬(冯瑞和马胜, 2018)^[10], 对于债权人而言, 在国

有企业中难以依据高管薪酬判断高管声誉从而进行借贷决策。

因此,为了检验不同产权性质下商誉减值、高管薪酬与债务期限结构三者之间的关系是否存在差异,本文以终极控制人为标准,将样本分为国有企业组和非国有企业组两类,分别运行模型,结果如表6所示。其中,列(1)~(4)为国有企业组的结果,无论解释变量是DM1(滞后一期)还是DM2(滞后一期),商誉减值(GW)的回归系数均为负,但均不显著,说明商誉减值对债务期限结构的负面影响在国有企业组不明显;商誉减值与高管薪酬交乘项的回归系数(GW1×PAY)为正,但均不显著,说明高管薪酬对商誉减值与债务期限结构之间关系的正向调节作用在国有企业组中不显著。列(5)~(8)为非国有企业组的结果,无论解释变量是DM1(滞后一期)还是DM2(滞后

一期),商誉减值(GW)的回归系数均显著为负,说明非国有企业的商誉减值会对债务期限结构产生负面影响;商誉减值与高管薪酬交乘项的回归系数(GW×PAY)均显著为正,说明非国有企业的高管薪酬正向调节了商誉减值与债务期限结构之间关系。

以上结论表明,企业商誉减值这一信息可以传递给债权人消极信号,影响其债务期限结构。然而,与非国有企业相比,国有企业商誉减值对债务期限结构的影响并不显著,可能的原因是国有企业的债权人主要为银行,而银行与国有企业均受到政府影响,此时国有企业的借贷决策很大程度上会受到政府行为的影响。在国有企业需要长期借款时,无论该企业是否有发生商誉减值,银行这一债权人因受到政府影响而向国有企业提供长期贷款,因此,商誉减值对国有企业的债务期限结构

的负面影响不显著。对非国有企业来讲,商誉减值对债务期限结构的负面影响更显著,因为债权人将非国有企业的商誉减值信息视为一种负面信号,对其商誉减值信息也更敏感,一旦非国有企业发生大规模的商誉减值,债权人会减少对企业的长期贷款,缩短债务期限。

(二)环境不确定性的影响

作为政府宏观调控的重要手段之一,经济政策能够为企业运营活动创造外部环境(Luboš and Veronesi, 2012)^[6],引导经济发展方向,对经济整体运行产生影响。然而,在经济政策出台之前,企业难以准确预测未来政策内容,在政策出台之后,由于政策的执行强度与效果存在多种可能性,企业在决策时面临着环境的不确定性。环境不确定性对宏观调控的频率以及可能引发的经济效应进行了量化,如政策预期的不确定性、政策执行的不确定性等,因而环境不确定性会对一国的经济活动产生重要影响。环境不确定性越大,企业所面临的经营风险越高,对企业债务期限结构的影响越大。

为了检验在环境不确定性程度不同

表6 产权性质的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(5)	(6)
	国有企业				非国有企业			
	DM1		DM2		DM1		DM2	
GW	-5.024 (-1.356)	-6.552 (-1.405)	-5.221 (-1.534)	-5.027 (-1.369)	-8.253*** (-2.778)	-9.183*** (-2.882)	-8.128*** (-2.745)	-8.252*** (-2.714)
GW×PAY		0.939 (1.315)		0.501 (1.473)		1.405** (2.138)		1.425** (2.011)
PAY		0.037 (1.512)		0.022 (1.470)		0.059 (1.472)		0.046 (1.427)
GROW	0.005** (2.243)	0.002*** (3.462)	0.009*** (3.376)	0.008*** (3.124)	0.009 (1.305)	0.007 (1.328)	0.006 (1.412)	0.005 (1.359)
PB	-0.024 (-1.437)	-0.024 (-1.369)	-0.008 (-1.252)	-0.008 (-1.585)	-0.008 (-1.437)	-0.009 (-1.310)	-0.010 (-1.203)	-0.008 (-1.125)
SIZE	0.087*** (3.772)	0.134*** (3.728)	0.057*** (3.685)	0.037*** (3.783)	0.052*** (3.524)	0.078*** (3.687)	0.074*** (3.628)	0.097*** (3.534)
LEV	1.424*** (8.376)	1.595*** (7.337)	1.286*** (7.824)	1.667*** (7.259)	1.336*** (9.893)	1.445*** (10.102)	1.414*** (9.928)	1.505*** (9.616)
CR	0.069*** (3.985)	0.013*** (3.687)	0.029*** (3.229)	0.027*** (3.736)	0.035*** (3.429)	0.055*** (3.212)	0.042*** (3.221)	0.047*** (2.928)
NCFO	0.236 (1.123)	0.119 (1.020)	0.238 (1.257)	0.297 (1.313)	-0.317 (-1.434)	-0.327 (-1.343)	-0.272 (-1.235)	-0.245 (-1.038)
H10	0.005 (1.476)	0.004 (1.514)	0.008 (1.576)	0.007 (1.530)	0.008 (1.601)	0.007 (1.428)	0.005 (1.414)	0.004 (1.135)
INPER	-0.006 (-1.472)	-0.002 (-1.134)	-0.002 (-1.333)	-0.004 (-1.342)	-0.008 (-1.412)	-0.007 (-1.338)	-0.005 (-1.527)	-0.007 (-1.436)
TAT	-0.683*** (-15.359)	-0.625*** (-10.220)	-0.512*** (-13.254)	-0.582*** (-14.223)	-0.576*** (-11.389)	-0.656*** (-12.174)	-0.624*** (-11.839)	-0.611*** (-12.762)
TANG	1.734*** (8.525)	2.153*** (8.257)	1.601*** (8.147)	1.776*** (8.124)	1.342*** (11.456)	1.453*** (12.285)	1.116*** (11.017)	1.375*** (12.001)
截距项	-5.334*** (-10.115)	-5.339*** (-9.587)	-5.024*** (-9.372)	-5.201*** (-9.059)	-6.671*** (-16.392)	-6.897*** (-17.297)	-6.526*** (-16.722)	-6.524*** (-17.103)
YEAR	控制							
IND	控制							
样本量	5973	5973	5973	5973	6609	6609	6609	6609
调整 R ²	0.210	0.322	0.212	0.239	0.277	0.326	0.316	0.378
White 检验	2.512 (0.234)	2.346 (0.302)	3.539 (0.311)	2.117 (0.213)	3.645 (0.113)	3.289 (0.246)	2.942 (0.383)	3.006 (0.357)

的情况下商誉减值、高管薪酬与债务期限结构三者之间的关系是否存在差异,本文借鉴申慧慧等(2012)^[15]的研究,采用企业业绩波动测量环境不确定性,并以企业业绩波动的中位数为标准,大于中位数的样本划分为环境不确定较强组;反之,则为环境不确定性较弱组。回归结果如表7所示。其中,列(1)~(4)为环境不确定性较弱组的结果,无论解释变量是DM1(滞后一期)还是DM2(滞后一期),商誉减值(GW)的回归系数均为负,均不显著,说明商誉减值对债务期限结构的负面影响在环境不确定性较弱组不明显;商誉减值与高管薪酬交乘项的回归系数(GW1×PAY)为正,均不显著,说明高管薪酬对商誉减值与债务期限结构之间关系的正向调节作用在环境不确定性较弱组中不显著。列(5)~(8)为环境不确定性较强组的结果,无论解释变量是DM1(滞后一期)还是DM2(滞后

一期),商誉减值(GW)的回归系数均显著为负,说明当环境不确定性较强时,商誉减值对债务期限结构的负面影响更显著;商誉减值与高管薪酬交乘项的回归系数(GW×PAY)均显著为正,说明高管薪酬对商誉减值与债务期限结构之间关系的正向调节作用在环境不确定性较强时更显著。

以上结论表明,与较弱的环境不确定性相比,较强的环境不确定性会降低企业资产价值与债务融资能力,而企业的商誉减值会加剧企业融资能力的降低,导致长期贷款的减少。对银行等债权人而言,在环境不确定性较强时采用紧缩信贷政策,放贷意愿的减弱导致企业长期负债的减少,尤其在银行接收到商誉减值这一负面信息后,对企业的贷款更加保守并加强对企业违约行为的监督,导致企业长期贷款规模缩小,对债务期限结构产

生负面影响。因此,当环境不确定性较强时,银行等债权人对商誉减值信息更加敏感,商誉减值对债务期限架构的影响也更加显著。在高薪酬的激励之下,高管会为了改善企业经营状况而尽可能的扩大企业贷款规模,以降低因环境不确定性较强造成的企业长期贷款规模的缩减。因此,当环境不确定性较强时,高管薪酬缓解了商誉减值对债务期限结构的负面影响。

表7 环境不确定性的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(5)	(6)
	环境不确定较弱				环境不确定较强			
	DM1		DM2		DM1		DM2	
GW	-5.010 (-1.424)	-5.357 (-1.416)	-6.387 (-1.428)	-6.838 (-1.493)	-8.337*** (-2.705)	-9.855*** (-2.868)	-9.456*** (-2.997)	-9.524*** (-2.783)
GW×PAY		0.678 (1.305)		0.624 (1.401)		1.429** (2.156)		1.525*** (2.601)
PAY		0.037 (1.613)		0.027 (1.438)		0.078 (1.516)		0.029 (1.411)
GROW	0.003*** (3.537)	0.006*** (3.675)	0.007*** (3.225)	0.008*** (3.589)	0.006 (1.415)	0.007 (1.438)	0.009 (1.468)	0.002 (1.314)
PB	-0.012 (-1.428)	-0.008 (-1.322)	-0.004 (-1.237)	-0.007 (-1.382)	-0.007 (-1.436)	-0.008 (-1.429)	-0.017 (-1.536)	-0.011 (-1.402)
SIZE	0.045*** (3.769)	0.106*** (3.785)	0.028*** (3.883)	0.053*** (3.729)	0.072*** (3.728)	0.086*** (3.829)	0.058*** (3.689)	0.076*** (3.434)
LEV	1.425*** (8.523)	1.433*** (8.637)	1.552*** (7.297)	1.512*** (7.326)	1.468*** (10.342)	1.608*** (10.659)	1.579*** (10.158)	1.528*** (10.315)
CR	0.067*** (3.742)	0.042*** (3.645)	0.058*** (3.463)	0.073*** (3.034)	0.028*** (3.354)	0.047*** (3.468)	0.037*** (3.692)	0.078*** (3.235)
NCFO	0.233 (1.376)	0.238 (1.302)	0.237 (1.485)	0.398 (1.327)	-0.426 (-1.603)	-0.392 (-1.576)	-0.459 (-1.431)	-0.447 (-1.308)
H10	0.004 (1.427)	0.005 (1.542)	0.006 (1.569)	0.004 (1.532)	0.008 (1.538)	0.009 (1.438)	0.007 (1.416)	0.008 (1.425)
INPER	-0.006 (-1.429)	-0.005 (-1.412)	-0.008 (-1.424)	-0.005 (-1.482)	-0.007 (-1.528)	-0.008 (-1.415)	-0.004 (-1.508)	-0.008 (-1.434)
TAT	-0.502*** (-15.115)	-0.617*** (-13.128)	-0.531*** (-13.752)	-0.618*** (-14.550)	-0.511*** (-13.057)	-0.676*** (-12.867)	-0.629*** (-12.097)	-0.697*** (-12.125)
TANG	1.728*** (7.226)	2.358*** (7.337)	1.529*** (8.685)	1.755*** (8.634)	2.019*** (11.152)	1.928*** (11.546)	1.731*** (11.297)	1.497*** (12.312)
截距项	-5.134*** (-9.425)	-5.241*** (-9.524)	-6.371*** (-12.728)	-6.387*** (-11.229)	-6.668*** (-17.301)	-7.528*** (-16.397)	-7.442*** (-17.304)	-7.978*** (-16.357)
YEAR	控制							
IND	控制							
样本量	5278	5278	5278	5278	7304	7304	7304	7304
调整 R ²	0.269	0.311	0.361	0.356	0.253	0.356	0.275	0.337
White 检验	2.305 (0.257)	2.726 (0.417)	3.525 (0.216)	2.425 (0.187)	3.575 (0.279)	3.489 (0.353)	2.817 (0.227)	3.266 (0.421)

六、结论与启示

本文以2007—2019年我国A股上市公司为研究对象,分析了商誉减值与债务期限结构之间的关系,并探索了高管薪酬对两者关系的影响。结果发现:(1)商誉减值对债务期限结构产生负向影响,即商誉减值信息会缩短企业债务期限。(2)高管薪酬正向调节了商誉减值与债务期限结构之间的关系,即高管薪酬越高则越会缓解因商誉减值而导致的债务期限缩短,延长企业债务期限。(3)商誉减值、高管薪酬与债务期限结构之间的关系在不同产权性质与环境不确定性

程度下存在差异,商誉减值对债务期限结构的负面影响及高管薪酬对两者关系的调节作用在非国有企业和环境不确定性较强时更显著。

基于上述研究结论,可得到以下启示:(1)债权人要具备充分的风险防范意识。尽管商誉具有潜在的经济价值,在未来能够给企业带来超额利润,但巨额商誉同样有可能来源于高管层过度自信、业绩补偿承诺制定中所产生的高溢价,进而产生减值风险。因此,债权人要构建商誉过高企业的贷款决策风险防控体系,重视商誉减值给企业价值所造成的负面影响,尤其要关注是否存在大量商誉价值状况,根据实际情况对债务期限进行及时调整,以降低因信息不对称所增加的代理成本,保障贷款本息的安全。(2)监管部门要加强对企业商誉减值信息披露的监管与问责力度,从制度上规范上市公司必须披露的并购信息,包括并购前的标的、并购溢价、对赌协

议、并购后企业经营状况、整合状况等关键信息,降低市场上的信息不对称。同时,鼓励投资者参与对上市公司重大信息披露的监督,促进市场良性发展。(3)尽管商誉减值信息会向债权人传递消极信号,使债权人难以有足够信心为企业提供长期贷款,然而在评价企业未来偿债能力时,可将高管薪酬纳入债务期限决策的考虑范围内,更全面地估计债务人未来盈利与偿债能力。同时,国有企业应加强市场化力度,让会计信息充分发挥其契约有用性,优化高管薪酬的制定制度,促进企业健康发展。 ■

[基金项目:国家自然科学基金青年项目“混合所有制企业的股东合行为及其治理机制研究”(71702171)、河南省哲学社会科学规划项目“混合所有制改革对河南省国有企业创新行为的影响研究”(2020BJJ056)、郑州大学人文社会科学优秀青年科研团队培育计划“国有企业混合所有制改革的微观治理机制及其优化研究”(2020-QNTD-01)、河南省高校人文社会科学一般项目“国企高管超额薪酬的内生路径与约束机制研究”(2021-ZZJH-366)]

参考文献:

- [1] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1): 57-116.
- [2] Cheng Q, Cho Y J, Yang H. Financial reporting changes and the internal information environment: evidence from SFAS 142[J]. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(1): 347-383.
- [3] Filip A, Jeanjean T, Paugam L. Using real activities to avoid goodwill impairment losses: evidence and effect on future performance[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2015, 42(3-4): 515-554.
- [4] Francis J, Lafond R, Olsson P. The market pricing of accruals quality[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2005, 39(2): 295-327.
- [5] Li Z, Shroff P K, Venkataraman R. Causes and consequences of goodwill impairment losses[J]. *Review of Accounting Studies*, 2011, 16(4): 745-778.
- [6] Luboš P, Veronesi P. Uncertainty about government policy and stock prices[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(4): 1219-1264.
- [7] Ramanna K, Watts R L. Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment[J]. *Review of Accounting Studies*, 2009, 17(9): 749-780.
- [8] 步丹璐, 白晓丹. 员工薪酬、薪酬差距和员工离职[J]. *中国经济问题*, 2013, (1): 100-108.
- [9] 杜春明, 张先治, 常利民. 商誉信息会影响企业债务期限结构吗?——基于债权人的视角[J]. *证券市场导报*, 2019, (2): 45-54.
- [10] 冯瑞, 马胜. 国有企业高管激励的政府干预动因研究——基于中国上市公司的实证分析[J]. *西南民族大学学报(人文社科版)*, 2018, 39(8): 114-121.
- [11] 傅超, 杨曾, 傅代国. “同伴效应”影响了企业的并购商誉吗?——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J]. *中国软科学*, 2015, (11): 94-108.
- [12] 郝颖, 黄雨秀, 宁冲, 葛国庆. 公司社会声望与高管薪酬: 公共服务抑或职业声誉[J]. *金融研究*, 2020, (10): 189-206.
- [13] 刘慧龙. 控制链长度与公司高管薪酬契约[J]. *管理世界*, 2017, (3): 95-112.
- [14] 刘井建, 焦怀东, 南晓莉. 高管薪酬激励对公司债务期限的影响机理研究[J]. *科研管理*, 2015, 36(8): 96-103.
- [15] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. *经济研究*, 2012, 47(7): 113-126.
- [16] 田新民, 陆亚晨. 中国上市公司商誉减值风险影响因素的实证研究[J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(12): 114-127.
- [17] 吴虹雁, 刘强. 商誉减值会计经济后果分析[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2014, (9): 53-65.
- [18] 吴育辉, 吴世农. 高管薪酬: 激励还是自利?——来自中国上市公司的证据[J]. *会计研究*, 2010, (11): 40-48+96-97.
- [19] 肖作平, 廖理. 公司治理影响债务期限水平吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. *管理世界*, 2008, (11): 143-156+188.
- [20] 肖作平. 行业类别和公司债务期限结构选择——来自中国上市公司的经验证据[J]. *证券市场导报*, 2009, (9): 50-56.
- [21] 肖作平. 终极控制股东对债务期限结构选择的影响: 来自中国上市公司的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2011, 14(6): 25-35.
- [22] 徐经长, 张东旭, 刘欢欢. 并购商誉信息会影响债务资本成本吗?[J]. *中央财经大学学报*, 2017, (3): 109-118.
- [23] 张东旭, 曹瑾. 高管变更与商誉减值[J]. *中南财经政法大学学报*, 2020, (3): 25-34.
- [24] 张新民, 卿琛, 杨道广. 商誉减值披露、内部控制与市场反应——来自我国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2020, (5): 3-16.
- [25] 张新民, 祝继高. 经营资产结构影响高商誉企业的市场价值吗?——基于A股上市公司的实证研究[J]. *南开管理评论*, 2019, 22(2): 114-127.
- [26] 张兴亮, 夏成才. 非CEO高管患寡还是患不均[J]. *中国工业经济*, 2016, (9): 144-160.

(责任编辑: 胡卓群)