

控股股东会与高管合谋“洗大澡”吗？

——来自高管薪酬粘性的证据

吕子岸, 廖信林

(香港大学 经济及管理学院, 香港 999077)

摘要: 我国过去以“连续亏损”为核心的退市制度加剧了控股股东利用“洗大澡”保壳的现象。以2007—2023年A股上市公司的相关数据为研究样本, 实证检验了“洗大澡”对公司高管薪酬粘性的影响。研究发现: 与其他公司相比, 实施“洗大澡”的上市公司具有更强的高管薪酬粘性。异质性检验结果显示: 在管理层独立性较强、壳资源定价较高、高管持股比例较低以及在职消费水平较低的样本公司中, “洗大澡”对高管薪酬粘性的影响更为显著。研究结果为监管部门深化注册制改革、上市公司完善薪酬治理提供了理论支撑与经验证据。

关键词: “洗大澡”; 盈余管理; 薪酬粘性; 上市公司

中图分类号: F275

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2026)02-0099-12

Controlling shareholders' collusion with executives in “big bath” earnings management —Evidence from executive compensation stickiness

LYU Zi'an, LIAO Xinlin

(HKU Business School, The University of Hong Kong, Hong Kong 999077, China)

Abstract: In the past, China's profit-based delisting rules have driven controlling shareholders to use “big bath” accounting as a strategy to maintain listing status. Using data from A-share listed companies from 2007 to 2023, this paper empirically examines how “big bath” accounting affect executive compensation stickiness. Baseline regression results show that companies conducting “big bath” accounting show higher executive compensation stickiness than those that do not. Heterogeneity tests further reveal that this impact is more significant in firms with stronger managerial independence, higher shell resource valuation, lower executive shareholding ratios, and lower levels of perquisite consumption. These findings provide theoretical support and empirical evidence for regulatory authorities to deepen registration-based reforms and for listed companies to improve their compensation governance.

Keywords: “big bath”; earnings management; compensation stickiness; listed companies

一、问题的提出

“洗大澡”是一种极端的向下盈余管理行为。具体来说, “洗大澡”指的是在预计无法避免亏损的年份, 上市公司会选择计提超出正常范围的大额损失, 以进一步压低当期利润, 其目的是抵消以前年度虚增的利润, 或者为未来的利润增长预留更多的空间^[1]。在我国过去以“连续亏损”为核心的退市

制度下, 上市公司具有强烈的动机利用“洗大澡”进行跨期利润调节, 从而避免连续多年亏损触及退市红线。因此, 相较于西方发达市场, 这一现象曾在我国资本市场更为多见^[2]。为此, 中国证监会自2023年起开展上市公司财务“洗大澡”专项整治, 并对32家涉嫌“洗大澡”的公司立案调查。值得警惕的是, 在责任划分中, 控股股东被频繁认定为“直接负责的主管人员”。这部分控股股东不仅未履行监督职责, 甚至成为财务舞弊的策划者乃至实施者。“洗大澡”加剧了报告收益的波动性, 降低了会计信息质量, 进而挫伤了中小投资者的信心, 损害了上市公司的长期价值。因此, 明确上市公司实

收稿日期: 2025-12-10

基金项目: 安徽省社科规划重点项目(AHSKZ2021D14)

作者简介: 吕子岸(2002—), 男, 安徽蚌埠人, 硕士研究生, 主要研究方向为财务会计与资本市场。

施“洗大澡”的深层动因,无疑是一个兼具理论价值和现实意义的课题。

既有研究对此进行了较为深入的剖析。尽管有研究将“洗大澡”视为上市公司为缓解信息不对称所做出的努力^[3],但大部分研究还是将其视为管理层的机会主义行为。例如,Healy发现当管理层预计当期收益过低以至于难以达到奖金获得门槛时,他们就会将未来的一些费用转移到当期计提,以增加未来获得奖金的概率^[4]。然而,“洗大澡”并非时常发生,其多发生在特定的情境下。首先,如果预计亏损不大,管理层更倾向于进行正向盈余管理^[5]。其次,业绩大幅下滑会对管理层的货币薪酬和职业声誉产生冲击,因此只有在管理层能够推卸责任的时候,例如管理层换届^[6]或者外部环境恶化^[7]时,才能观察到“洗大澡”行为。新冠疫情期间,我国资本市场观察到更多的“洗大澡”现象,同时其年报中有关疫情的披露往往呈现更为消极的语调,意在归咎于宏观经济环境的恶化^[8]。由于权责发生制下管理层对会计选择具有较高的自由裁量权,外界往往无法判断管理层实施“洗大澡”的真实意图。所以“洗大澡”的性质究竟是管理层的合规会计操作还是机会主义行为,往往取决于其是否诚实^[9]。

然而,上述研究均基于所有权较为分散的西方发达市场,侧重于管理层与股东之间的冲突(第一类代理问题);而在所有权高度集中的新兴市场,核心冲突在于控股股东对中小股东权益的侵占(第二类代理问题)。因此,当以新兴市场为研究对象时,不能忽视控股股东对“洗大澡”的推动作用。具体来说,本文认为,控股股东为了维持上市资格以保留其控制权,是我国上市公司实施“洗大澡”的核心驱动力。然而,此时控股股东和管理层面临着严重的利益分歧:由于控股股东保留了控制权私利,而管理层反而要承受薪酬下降与声誉损失,因此他们缺乏配合“洗大澡”的内生动力。根据Burkart等的理论模型^[10],要想达成合谋,控股股东就必须通过某种方式将其在寻租过程中获得的部分私人收益转移给管理层。相关研究表明,相较于难以转移的掏空收益,货币薪酬是一种更为常用的利益输送渠道^[11,12]。为验证这种理论,本文拟以2007—2023年A股上市公司相关数据为研究样本,实证检验“洗大澡”对公司高管薪酬粘性的影响。

本文可能存在的边际贡献有:一是拓展了上市公司实施盈余管理的深层动因的研究。面对连续亏损带来的退市压力,控股股东会由盈余管理的监督者转变为主导者,这表明刚性制度约束会扭曲微观主体行为偏好,从而为监管部门深化注册制改革提供了支持。二是阐明了控股股东与高管合谋“洗大澡”的内在逻辑。面对两权分离造成的利益分歧,控股股东通过提升薪酬粘性满足了高管的参与约束。这表明第二类代理问题下薪酬契约会异化为掏空渠道,从而为上市公司加强薪酬治理以及投资者识别异常薪酬业绩贡献提供了启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 控股股东通过薪酬粘性与高管合谋“洗大澡”

在以我国为代表的新兴市场中,股权结构高度集中,投资者保护有待完善,因而控股股东对中小股东利益的侵占构成了公司治理中的主要矛盾。这种内部治理失衡反映到财务报告领域,表现为控股股东直接干预盈余管理以配合其掏空企业,具体手法有二:其一为事后掩盖,即通过调增利润粉饰因资源占用导致的业绩下滑^[13];其二为事前操纵,即通过会计操纵诱导股价波动从而在股权交易中套利^[14-16]。具体到“洗大澡”问题来说,由于我国退市监管重“连续亏损”而轻“亏损幅度”,故面临退市风险的公司往往利用“洗大澡”集中释放潜在损失,将连续两年亏损转化为“当年巨亏,来年微盈”,以此维持上市资格^[17]。对此,有研究进一步指出,相较于最终退市的公司,成功保壳的公司往往伴随着更严重的“掏空”现象^[13]。这表明,控股股东实施“洗大澡”的根本动机,不在于如实反映上市公司的基本面信息,而在于保留掏空渠道以便在未来继续攫取控制权私利。

尽管“洗大澡”策略由控股股东主导,但在现代企业所有权和经营权分离的架构下,会计信息的生产高度依赖管理层的配合^[11]。然而,“洗大澡”产生的收益本质上归属于所有权而非经营权,因此管理层的参与约束难以被满足。具体来说,我国上市公司高管以货币薪酬为主,股权激励所占比重较小,有限的剩余求偿权使得他们很难从“洗大澡”行为中获得直接的经济利益^[18]。相反,作为会计操纵的直接责任人,高管还需承担相应的成本与风

险。从显性收益看，如果薪酬契约具有较高的业绩敏感性，则“洗大澡”带来的当期业绩大幅下滑将直接冲击高管的货币薪酬。从隐性风险看，异常的业绩波动会提升监管部门的关注度，增加审计问询和违规调查的风险^[1]。同时，这种“经营失败”的信号会向职业经理人市场传递负面信息，导致高管声誉受损及人力资本贬值^[6]。故在缺乏相应补偿的情况下，高管缺乏配合“洗大澡”的内生动力，甚至可能抵制控股股东的意志。

既然常规薪酬结构抑制了管理层参与合谋的意愿，控股股东就有动机利用其对公司治理的控制力，调低业绩下降时的薪酬敏感性。由此形成了一种业绩上升时的薪酬增幅显著高于业绩下降时薪酬减幅的非对称薪酬结构，即高管薪酬粘性^[19]。尽管早期研究多将其归咎于高管自利导致的契约摩擦^[20]，但后续研究发现，薪酬粘性也可能是股东权衡其多重利益诉求后的治理选择。例如，股东可能会通过这种“重奖轻罚”的薪酬结构激励高管承担合理风险^[21-23]。但当控股股东的利益诉求背离公司整体利益，特别是与高管的期望效用函数发生严重偏离时，这种在业绩恶化期间才得以凸显的“超额薪酬”，已然脱离了受托责任观下的常规薪酬激励范畴，其本质是控股股东以货币补偿的形式向高管让渡的部分控制权私利，以换取高管对其掏空行为的配合^[12,24,25]。当补偿足以覆盖其期望损失时，管理层的参与约束得以满足，控股股东与管理层遂就侵害中小股东利益的“洗大澡”行为达成了合谋均衡。

综上所述，为了补偿高管在配合“洗大澡”过程中的效用损失，控股股东会调低业绩下降时的薪酬业绩敏感性，进而满足高管的参与约束以达成合谋均衡。基于此，提出以下研究假设：

H₁：与其他公司相比，实施“洗大澡”的上市公司具有更强的高管薪酬粘性。

（二）控股股东与高管在合谋过程中的议价博弈

接下来，本文基于Burkart等的理论模型^[10]，进一步剖析上述合谋过程的内在逻辑。该模型指出，管理层参与合谋的前提是满足其“参与约束”，即其获得的货币薪酬与私下分成之和，不能低于其机会成本。然而，合谋行为本身往往损害公司业绩，致使管理层难以通过正式薪酬渠道获得足额补偿。因此，合谋能否达成，关键在于控股股东能否将“合

谋剩余”有效地转移给管理层。然而，本文研究情境的特殊性在于，控股股东通过“洗大澡”所保留的私人收益高度依附于其控制权地位，本质上并不具备直接的可转移性。因此，控股股东必须诉诸高管薪酬粘性，将部分不可转移的控制权私利转化为管理层可获得的货币薪酬，以此满足其“参与约束”进而达成合谋均衡。

Burkart等将上述“分赃”过程描述为一个基于纳什均衡的议价博弈。由此，控股股东向管理层输送利益（即高管薪酬粘性）的程度取决于两个关键变量：与控股股东的相对议价能力负相关，与合谋产生的总剩余正相关。就前者而言，Burkart等特别提到，为了提升自身的议价能力，控股股东参与公司治理会异化为一种寻租行为，即利用自身人事任免的权力向管理层施压，从而在议价博弈中占据有利地位。一种极端的表现是，为了占据绝大部分合谋剩余，相较于聘用外部职业经理人，控股股东倾向于任用“亲信高管”，例如直接向上市公司委派高管^[26]。就后者而言，本文重点考察壳资源价值。首先，壳的价值在合谋收益中占比较高。历史上长期实行核准制导致壳资源稀缺，加之IPO审查严格导致上市的时间成本与寻租成本高企，抬高了其市场定价^[27]。其次，壳的价值保全与合谋的达成直接相关，因此其完全可以归属于合谋行为的边际收益。如果公司被迫退市，控股股东持有的股权仍保留部分价值，但依附于上市资格的壳的价值将随之归零。综上所述，在控股股东与高管合谋“洗大澡”的过程中，薪酬粘性的本质是控股股东保留的部分控制权私利向高管变相输送，其大小受到议价能力（控股股东是否向企业委派高管）以及合谋剩余（壳的价值大小）的调节。基于此，提出以下研究假设：

H_{2a}：委派高管会削弱“洗大澡”对高管薪酬粘性的影响。

H_{2b}：壳的价值会增强“洗大澡”对高管薪酬粘性的影响。

最后，本文结合现实情境对理论模型进行修正。首先，关于“两权分离”假设的修正。上述模型假设所有权与经营权完全分离，但在现实中，高管可通过自行购买或股权激励持有有一定份额的股份。如果高管持有较多的公司股份，其个人财富的实现就有赖于公司上市资格的维持^[28]。就上述模型的分

析框架而言,如果高管持有较多公司股份,其在事前就预计将获得部分私利分成,由此拥有了实施“洗大澡”的强烈内生动力,从而放松了对事后货币补偿的要求。其次,关于利益输送形式的修正。上述模型未对补偿方式进行细分,但在实践中,在职消费是货币薪酬的重要补充^[29]。作为一种隐性契约,在职消费具备隐蔽性强、非货币化等特点。在企业实施“洗大澡”导致业绩大幅下滑的敏感时期,维持高额显性薪酬易招致监管问询与舆论谴责。若高管能通过超额在职消费获得充足的隐性收入,其参与约束已在很大程度上得到满足,因此控股股东就无需支付较高的货币补偿。基于此,提出以下研究假设:

H_{2c}: 高管持股会削弱“洗大澡”对高管薪酬粘性的影响。

H_{2d}: 在职消费会削弱“洗大澡”对高管薪酬粘性的影响。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

2006年会计准则的变更禁止上市公司转回长期资产减值准备,这限制了其利用该科目实施“洗大澡”的操作空间^[30]。为了进行样本公司的前后对比,本文以2007—2023年A股全体上市公司为研究对象,并做出如下处理:剔除金融业样本;剔除ST和*ST样本;剔除相关变量中存在缺失值的样本。最终,本文得到5 150家公司共42 794个年度观测值。其中,“商誉减值损失”的相关数据从Wind数据库收集,其余数据从CSMAR数据库收集。同时,为了减少极端值的影响,本文对连续变量在1%和99%分位数处进行了缩尾处理。

(二) 回归模型与变量测度

根据既有研究^[21,25,31],本文在实证部分采用分段式线性函数刻画薪酬粘性,共构建四个模型。模型(1)用来验证我国上市公司是否存在高管薪酬粘性现象,当公司当年业绩上升1%时,高管薪酬的变动幅度为 β_4 ;当公司当年业绩下降1%时,高管薪酬的变动幅度为 $\beta_4+\beta_2$ 。故当 $\beta_4+\beta_2<\beta_4$ (即 $\beta_2<0$)时,说明存在高管薪酬粘性。模型(2)用来验证“洗大澡”是否会影响高管薪酬粘性,如果“洗大澡”会影响高管薪酬粘性,则模型(2)成立。将模型(2)代

入模型(1)中,得到模型(3),在模型(3)的基础上进一步控制Bath,得到模型(4)。模型(4)用来验证研究假设,如果模型(4)中 β_1 显著为负,则说明“洗大澡”显著提升了高管薪酬粘性。其中,Pay代表高管薪酬,Perf代表公司业绩,D代表公司业绩较上一年是否下降(下降取1,上升取0)。

$$Pay = \beta_1 + \beta_2 D \times Perf + \beta_3 D + \beta_4 Perf + Control + \varepsilon \quad (1)$$

$$\beta_2 = \alpha_0 + \alpha_1 Bath + \varepsilon \quad (2)$$

$$Pay = \beta_0 + \beta_1 Bath \times D \times Perf + \beta_2 D \times Perf + \beta_3 D + \beta_4 Perf + Control + \varepsilon \quad (3)$$

$$Pay = \beta_0 + \beta_1 Bath \times D \times Perf + \beta_2 D \times Perf + \beta_3 D + \beta_4 Perf + \beta_5 Bath + Control + \varepsilon \quad (4)$$

核心变量方面。Pay采用前三名高管货币薪酬总额的自然对数进行衡量。之所以选择货币薪酬,是因为我国上市公司高管以货币薪酬为主,股权激励所占比重较小,并且难以区分其自购的那部分股份^[18,21,25]。Perf采用总资产收益率衡量。为了消除量纲,本文选择使用财务比率而非报告收益来衡量公司业绩。此外,就Bath而言,本文分别从两个角度衡量“洗大澡”:一是具体手段角度。计提各类大额减值损失是实施“洗大澡”的重要手段之一^[1,18]。根据上述文献,当(资产减值损失+信用减值损失)/年初总资产小于该变量所有负值的中位数,且当年减值前净利润小于0时,即可判定该公司实施了“洗大澡”(Bath1)。二是盈余管理角度。从定义来看,“洗大澡”是一种极端的向下盈余管理行为,因此可以用Jones模型及其衍生模型衡量“洗大澡”^[2,9]。根据上述文献,通过修正的Jones模型得到公司每年的操纵性应计项目(DA),当DA小于该变量20%分位数,且当年减值前净利润小于0时,即可判定该公司实施了“洗大澡”(Bath2)。

控制变量方面。借鉴相关文献^[1,21],主要控制了公司财务状况与治理结构的下述相关变量。公司规模(Size),采用期末总资产的自然对数衡量。公司规模会影响其代理成本与监管压力,从而影响薪酬契约的制定。负债率(Lev),采用期末总负债与总资产的比值衡量。债务水平反映了企业的资本结构与财务风险,同时债权人能够发挥外部监督作用。现金及现金等价物占比(Cash)采用期末现金及现

金等价物与总资产的比值衡量。充裕的现金储备是支付货币补偿的物质基础。公司成长性 (*Growth*)，采用营业收入增长率衡量。高成长性企业往往拥有更多的投资机会，其薪酬激励更趋向于长期导向。产权性质 (*SOE*)，当实际控制人为国企时取 1，否则取 0。不同所有制下的薪酬管制强度存在本质区别。董事会特征分别采用董事会人数 (*Board*) 与独立董事占比 (*Indratio*) 来衡量。董事会的规模与独立性是内部监督的核心机制，直接决定了其对管理层的监督效力。两职合一 (*Dual*)，当董事长与 CEO 由一人兼任时取 1，否则取 0。“两职合一”反映了管理层权力的大小，权力过度集中可能削弱薪酬契约的有效性。股权集中度 (*Top1*)，采用第一大股东持股比例衡量。股权集中度反映了控股股东的控制力。高管持股 (*Mashare*)，采用高管所持股数除以公司总股本数量衡量。高管持股改变了其激励结构，进而影响其对货币薪酬的诉求。公司年限 (*Firmage*)，采用观测年份与公司成立年份之差加 1 后取自然对数衡量。不同生命周期的企业在信息透明度与治理成熟度上存在显著差异。会计师事务所规模 (*Big4*)，当审计机构为“四大”时

取 1，否则取 0。高质量的外部审计能够加大监督力度，抑制管理层的机会主义行为。

最后，本文进一步控制了年份 (*Year*) 与行业 (*Industry*) 效应，以消除不随时间或行业变化的遗漏变量影响，并在回归分析中使用公司层面的聚类稳健标准误进行统计推断。

四、回归结果与分析

(一) 描述性统计结果分析

描述性统计分析的结果如表1所示。首先，核心解释变量方面，*Bath1*和*Bath2*的均值分别为4.54%和4.50%，即在这两种测度下实施“洗大澡”样本公司的比例分别为4.54%和4.50%，说明“洗大澡”并非普遍现象，这与最新的经验证据相符^[1]。其次，从薪酬分布看，*Pay*的标准差与极差均较大，说明不同样本公司间的高管薪酬水平存在较大差异。再次，从股权结构看，*Top1*的均值为0.343，中位数为0.320，说明我国相当一部分上市公司仍存在“一股独大”现象。最后，从激励结构来看，*Mashare*的均值仅为0.090，且中位数为0，说明目前我国上市公司高管激励仍以货币薪酬为主。

表1 变量的描述性统计结果

	Mean	SD	Min	Median	Max
<i>Pay</i>	5.211	0.768	3.190	5.226	7.215
<i>D</i>	0.585	0.493	0	1	1
<i>Perf</i>	0.039	0.068	-0.241	0.038	0.232
<i>Size</i>	22.134	1.307	19.540	21.954	26.158
<i>Lev</i>	0.435	0.212	0.055	0.426	0.967
<i>Cash</i>	0.182	0.128	0.013	0.148	0.636
<i>Growth</i>	0.164	0.431	-0.606	0.098	2.791
<i>SOE</i>	0.377	0.485	0	0	1
<i>Board</i>	8.549	1.693	5	9	15
<i>Indratio</i>	0.374	0.053	0.300	0.333	0.571
<i>Dual</i>	0.278	0.448	0	0	1
<i>Top1</i>	0.343	0.147	0.090	0.320	0.738
<i>Mashare</i>	0.090	0.161	0.000	0.000	0.644
<i>Firmage</i>	18.703	6.501	1	18	69
<i>Big4</i>	0.059	0.236	0	0	1

(二) 基准回归结果分析

基准回归的结果如表2所示。其中，列(1)展示了模型(1)的回归结果， $D \times Perf$ 的系数在1%的水平上显著为负，当业绩上升时，公司的薪酬业绩敏感性为2.108，当业绩下降时，该敏感性降至

1.581。在业绩下降时，高管薪酬对公司业绩更不敏感，说明当前我国上市公司依然存在高管薪酬粘性^[20]。学界对此的经典解释是管理层权力理论：在内外信息不对称环境下，管理层利用自身权力扭曲了薪酬契约，他们往往会将业绩上升的原因归结

表2 “洗大澡”影响高管薪酬粘性的检验结果

变量	Pay	Pay	Pay
	(1)	Bath1 (2)	Bath2 (3)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>		-1.487*** (-7.919)	-1.268*** (-6.314)
<i>Bath</i>		0.028 (1.272)	-0.121*** (-6.398)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	-0.527*** (-5.048)	-0.175 (-1.581)	-0.410*** (-3.913)
<i>D</i>	0.059*** (7.359)	0.040*** (4.963)	0.053*** (6.724)
<i>Perf</i>	2.108*** (15.857)	2.144*** (15.827)	2.052*** (15.393)
<i>Size</i>	0.255*** (34.192)	0.255*** (34.230)	0.254*** (34.202)
<i>Lev</i>	-0.146*** (-3.562)	-0.145*** (-3.532)	-0.143*** (-3.497)
<i>Cash</i>	0.345*** (6.709)	0.338*** (6.581)	0.341*** (6.618)
<i>Growth</i>	-0.024*** (-2.906)	-0.025*** (-2.973)	-0.026*** (-3.086)
<i>SOE</i>	-0.111*** (-5.803)	-0.108*** (-5.644)	-0.110*** (-5.759)
<i>Board</i>	0.018*** (3.544)	0.018*** (3.553)	0.018*** (3.563)
<i>Indratio</i>	-0.113 (-0.856)	-0.114 (-0.862)	-0.111 (-0.836)
<i>Dual</i>	0.075*** (5.623)	0.074*** (5.626)	0.074*** (5.582)
<i>Top1</i>	-0.263*** (-5.230)	-0.263*** (-5.234)	-0.264*** (-5.245)
<i>Mashare</i>	-0.140*** (-3.390)	-0.141*** (-3.422)	-0.143*** (-3.453)
<i>Firmage</i>	0.002 (1.270)	0.002 (1.309)	0.002 (1.269)
<i>Big4</i>	0.270*** (7.773)	0.268*** (7.744)	0.269*** (7.778)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	42 794	42 794	42 794
<i>adj R²</i>	0.496	0.498	0.497

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为基于聚类稳健标准误的*t*值。下同。

于自身的努力从而获得奖励，而将业绩下降的原因归咎于外部冲击从而免于受罚^[32]。列(2)和列(3)展示了模型(4)的回归结果，*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在1%的水平上显著为负。当业绩下降时，基于*Bath1*和*Bath2*衡量的实施“洗大澡”样本公司薪酬的业绩敏感性远低于全样本的业绩敏感性。如果将其归因于高管自利，就难以解释面对剧烈的业绩波动，管理层为何仅凭个人权力就能使得薪酬保持相对稳定。因此，这更可能反映了就“洗大澡”而言，控股股东“有求于”管理层：控股股东通过调低业绩下降时的薪酬敏感性，对冲了管理层配合“洗大澡”的效用损失，从而满足了其参与约束并达成合谋均衡。*H₁*得到验证。

(三) 调节效应研究结果分析

上述分析结果已经证明了“洗大澡”与高管薪酬粘性之间呈现正相关关系。接下来，本文采用调节效应模型挖掘因果关系中更丰富、可验证的内容。具体而言，此部分主要考察委派高管、高管持股、壳的价值和在职消费对“洗大澡”和高管薪酬粘性之间关系的影响。鉴于基准回归模型中已包含较多交互项，为缓解共线性问题，本文参考朱佳立等的实证研究，采用分组回归来刻画调节效应^[32]。

为检验*H_{2a}*，本文按照实际控制人是否向上市公司委派高管进行分组回归，结果如表3所示。列(1)和列(3)展示了未委派高管的样本公司的回归结果，交乘项系数均在1%的水平上显著为负；列(2)和列(4)展示了委派高管的样本公司的回归结果，交乘项系数虽然依旧显著为负，但其绝对值明显减小。经Fisher置换检验，该组间系数差异具有统计显著性。其内在逻辑在于：相较于市场化选聘的高管，委派高管的职业生涯与控股股东的绑定程度较高，这削弱了其在合谋过程中的议价能力，使之无权要求过高的货币补偿。这进一步印证了“洗大澡”情境下的薪酬粘性并非单纯的契约摩擦，而是合谋双方基于各自议价能力进行博弈并最终达成均衡的结果。*H_{2a}*得到验证。

表3 委派高管对“洗大澡”与薪酬粘性之间关系的影响

变量	Bath1		Bath2	
	未委派高管 (1)	委派高管 (2)	未委派高管 (3)	委派高管 (4)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>	-1.648*** (-6.926)	-1.156*** (-3.968)	-1.379*** (-5.877)	-0.929** (-2.504)
<i>Bath</i>	0.027 (0.935)	0.020 (0.605)	-0.142*** (-6.834)	-0.021 (-0.558)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	-0.160 (-1.217)	-0.125 (-0.676)	-0.400*** (-3.170)	-0.333* (-1.928)
<i>D</i>	0.045*** (4.844)	0.026* (1.778)	0.058*** (6.269)	0.040*** (2.769)
<i>Perf</i>	2.272*** (14.038)	1.668*** (7.557)	2.173*** (13.609)	1.630*** (7.548)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	29 496	13 298	29 496	13 298
<i>adj R</i> ²	0.510	0.473	0.509	0.472
经验 <i>P</i> 值	0.094		0.010	

注：经验 *P* 值为 Fisher 置换检验的 *P* 值，用于检验 *Bath*×*D*×*Perf* 的系数在各组之间是否存在显著差异，通过 Bootstrap 抽样 500 次后得到。下同。

为检验H_{2b}，本文参考屈源育等的实证研究，采用市值、市值的二次项以及产权性质拟合上市公司的壳价值，各变量系数直接参照该研究提供的经验值^[27]，并按其中位数进行分组回归，结果如表4所示。列（1）和列（3）展示了壳价值较高的样本公司的回归结果，交乘项的系数均在1%的水平上显著为负；列（2）和列（4）展示了壳价值较低的样本公司的回归结果，交乘项系数虽然依旧显著为负，

但其绝对值明显减小。经Fisher置换检验，该组间系数差异具有统计显著性。其内在逻辑在于：在我国特有的制度背景下，壳价值构成了合谋剩余的重要组成部分，壳价值越高，控股股东就越有动力向管理层输送更多的货币补偿以达成合谋。这进一步印证了“洗大澡”情境下的薪酬粘性并非单纯的契约摩擦，而是合谋双方就合谋产生的总剩余进行进一步分配的结果。H_{2b}得到验证。

表4 壳的价值对“洗大澡”与薪酬粘性之间关系的影响

变量	Bath1		Bath2	
	壳价值高 (1)	壳价值低 (2)	壳价值高 (3)	壳价值低 (4)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>	-1.830*** (-5.791)	-1.274*** (-5.641)	-1.494*** (-4.217)	-0.919*** (-3.746)
<i>Bath</i>	0.040 (1.086)	-0.018 (-0.680)	-0.135*** (-4.811)	-0.105*** (-4.230)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	-0.118 (-0.798)	0.111 (0.736)	-0.424*** (-2.930)	-0.090 (-0.653)
<i>D</i>	0.038*** (3.266)	0.028*** (2.795)	0.057*** (4.875)	0.038*** (4.005)
<i>Perf</i>	2.574*** (13.428)	1.330*** (8.365)	2.485*** (13.073)	1.279*** (8.240)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21 396	21 398	21 396	21 398
<i>adj R</i> ²	0.446	0.460	0.445	0.459
经验 <i>P</i> 值	0.066		0.060	

为检验H_{2c}，本文以各年度高管持股比例的中位数为基准进行分组回归，结果如表5所示。列（1）

和列（3）展示了高管持股比例较低的样本公司的回归结果，交乘项的系数均在1%的水平上显著为负；

列(2)和列(4)展示了高管持股比例较高的样本公司的回归结果,交乘项系数虽然依旧显著为负,但其绝对值明显减小。经Fisher置换检验,该组间系数差异具有统计显著性。其内在逻辑在于:持有公司股票的高管需要维持公司的上市资格,进而放松

了对货币补偿的要求。另一种可能的解释是,股票分红作为另一种利益输送渠道部分替代了货币补偿^[33]。这进一步印证了本文立论的前提,即在“洗大澡”情境下控股股东和管理层的利益分歧在于所有权与经营权的分离。 H_{2c} 得到验证。

表5 高管持股对“洗大澡”与薪酬粘性之间关系的影响

变量	Bath1		Bath2	
	持股比例低 (1)	持股比例高 (2)	持股比例低 (3)	持股比例高 (4)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>	-1.816*** (-6.920)	-1.197*** (-4.499)	-1.496*** (-6.126)	-1.020*** (-3.187)
<i>Bath</i>	0.022 (0.695)	0.023 (0.754)	-0.137*** (-6.299)	-0.087** (-2.533)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	0.031 (0.219)	-0.286* (-1.772)	-0.207 (-1.528)	-0.507*** (-3.318)
<i>D</i>	0.047*** (4.524)	0.026** (2.130)	0.058*** (5.801)	0.040*** (3.316)
<i>Perf</i>	2.297*** (13.281)	1.824*** (9.873)	2.192*** (12.810)	1.768*** (9.762)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 681	20 113	22 681	20 113
<i>adj R</i> ²	0.538	0.468	0.537	0.467
经验 <i>P</i> 值	0.052		0.098	

为检验 H_{2d} ,本文参考权小锋等的实证研究,采用营业收入变动、固定资产规模、存货以及雇员人数拟合正常在职消费,残差大于0则表明样本公司存在超额在职消费^[34],并按照样本公司是否存在超额在职消费进行分组回归,结果如表6所示。列(1)和列(3)展示了不存在超额在职消费的样本公司的回归结果,交乘项的系数均在1%的水平上显著为负;列(2)和列(4)展示了存在超额在职消费的样本公司

的回归结果,交乘项系数虽然依旧显著为负,但其绝对值明显减小。经Fisher置换检验,该组间系数差异具有统计显著性。其内在逻辑在于:在职消费作为一种非货币化利益输送渠道,在“洗大澡”导致业绩下滑的敏感时期,与显性薪酬相比具有隐蔽性较强的比较优势,并能够在一定程度上代替货币补偿。这进一步印证了“洗大澡”的合谋本质,即不同形式的补偿本质上均是利益输送手段。 H_{2d} 得到验证。

表6 在职消费对“洗大澡”与薪酬粘性之间关系的影响

变量	Bath1		Bath2	
	正常在职消费 (1)	超额在职消费 (2)	正常在职消费 (3)	超额在职消费 (4)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>	-1.794*** (-6.397)	-1.213*** (-5.017)	-1.384*** (-5.008)	-0.957*** (-3.492)
<i>Bath</i>	-0.022 (-0.715)	0.016 (0.541)	-0.119*** (-4.853)	-0.128*** (-4.761)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	-0.262 (-1.667)	0.052 (0.354)	-0.449*** (-2.972)	-0.203 (-1.485)
<i>D</i>	0.055*** (5.157)	0.025** (2.206)	0.065*** (6.194)	0.040*** (3.701)
<i>Perf</i>	2.250*** (12.047)	1.756*** (10.774)	2.201*** (11.988)	1.668*** (10.457)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24 619	18 175	24 619	18 175
<i>adj R</i> ²	0.534	0.474	0.533	0.473
经验 <i>P</i> 值	0.054		0.092	

五、内生性与稳健性分析

(一) 内生性问题分析

首先，本文通过工具变量法来缓解内生性问题，回归结果如表7所示。参考查研和李明辉的实证研究，本文选取的工具变量为“CEO是否异常变更”(*IV*)^[1]，当CEO发生变更，且该变更是由于任期届满以及退休以外的其他原因时，赋值为1；否则赋值为0。相关性方面，已有研究表明，CEO变更会提升企业实施“洗大澡”的可能性^[6,18]。外生性方面，在CEO正常变更的前夕，为确保在失去长期激励的过

渡期仍能维持短期绩效，高管薪酬粘性通常会降低；而在CEO非正常更替时，由于薪酬制定者无法预见这一情况，因此无法及时调整薪酬契约，所以这一机制并不显著^[35]。故该工具变量同时满足相关性与外生性要求。第一阶段的回归结果显示，*F*检验统计量分别为104.35和66.45，说明不存在弱工具变量问题，且*IV*的系数均在1%的水平上显著为正，符合预期。第二阶段的回归结果显示，*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在5%的水平上显著为负，研究结果保持稳健。

表7 工具变量法的检验结果

变量	第一阶段 因变量 <i>Bath</i>		第二阶段 因变量 <i>Pay</i>	
	<i>Bath1</i> (1)	<i>Bath2</i> (2)	<i>Bath1</i> (3)	<i>Bath2</i> (4)
<i>IV</i>	0.269*** (5.173)	0.211*** (5.298)		
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>			-0.278** (-1.978)	-0.714** (-2.197)
<i>Bath</i>			0.281*** (9.492)	0.056 (0.863)
<i>D</i> × <i>Perf</i>			-0.232** (-2.122)	-0.326*** (-3.054)
<i>D</i>			0.049*** (6.266)	0.050*** (6.274)
<i>Perf</i>			2.331*** (17.376)	2.125*** (15.827)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	42 794	42 794	42 794	42 794
<i>adj R</i> ²	0.632	0.348	0.500	0.497

注：其中第一阶段采用 Probit 回归，括号内为 Z 值。

本文还通过倾向得分匹配的方法缓解内生性问题，以基准回归中的控制变量作为协变量，进行1对1无放回的近邻匹配。回归结果如表8中列(1)和列(2)所示，*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在10%的水平上显著为负，研究结果保持稳

健。接下来，为了进一步控制个体层面不随时间变化的不可观测因素，本文控制了个体固定效应。回归结果如表8中列(3)和列(4)所示，*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在1%的水平上显著为负，研究结果保持稳健。

表8 倾向得分匹配和个体固定效应的检验结果

变量	倾向得分匹配		个体固定效应	
	Bath1 (1)	Bath2 (2)	Bath1 (3)	Bath2 (4)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>	-0.463* (-1.870)	-0.462* (-1.899)	-1.306*** (-8.882)	-0.600*** (-4.013)
<i>Bath</i>	-0.050 (-1.597)	-0.102*** (-4.307)	0.011 (0.597)	-0.088*** (-6.353)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	0.735** (2.209)	0.778** (2.547)	-0.003 (-0.040)	-0.255*** (-3.587)
<i>D</i>	0.010 (0.295)	0.013 (0.504)	0.022*** (3.741)	0.036*** (6.297)
<i>Perf</i>	-0.718** (-2.219)	-0.298 (-1.045)	1.342*** (14.394)	1.268*** (13.664)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 560	3 826	42 794	42 794
<i>adj R</i> ²	0.544	0.564	0.572	0.571

最后,本文讨论了两个具体的遗漏变量和反向因果问题,回归结果如表9所示。遗漏变量方面,当外部环境不利时,管理层更容易推卸责任,其实施“洗大澡”的倾向更强^[7,8]。然而,这一机制同样可能提升高管薪酬黏性^[32]。基于此,本文对所属行业“不景气”的样本公司(计算目标公司所在行业其他公司的平均ROA,如果较上一年下降,则定义为“不景气”)进行单独检验。列(1)和列(2)展示了所属行业“不景气”的样本公司的回归结果,*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在1%的水平上显著为负,研究结果保持稳健。反向因果方面,

尽管基准回归显示“洗大澡”与高管薪酬粘性之间呈现显著的正相关关系,但这也可能是因为较高的高管薪酬粘性削弱了薪酬契约对高管的激励和约束作用,因此他们能够更加毫无顾忌地实施“洗大澡”。如果上述因果关系成立,那么“洗大澡”就依然是高管层面的行为,而非股东与高管合谋的结果。基于此,借鉴步丹璐和文彩虹的研究^[22],本文对高管薪酬粘性较高的样本进行单独检验。列(3)和列(4)展示了高管薪酬粘性较高样本的回归结果,*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在1%的水平上显著为负,研究结果保持稳健。

表9 遗漏变量和反向因果的检验结果

变量	遗漏变量		反向因果	
	Bath1 (1)	Bath2 (2)	Bath1 (3)	Bath2 (4)
<i>Bath</i> × <i>D</i> × <i>Perf</i>	-1.403*** (-6.302)	-1.207*** (-5.180)	-1.759*** (-5.091)	-1.322*** (-3.977)
<i>Bath</i>	0.006 (0.248)	-0.127*** (-5.710)	-0.101** (-2.431)	-0.120*** (-3.476)
<i>D</i> × <i>Perf</i>	0.066 (0.461)	-0.131 (-0.960)	0.287 (0.282)	0.015 (0.014)
<i>D</i>	0.014 (1.330)	0.026** (2.450)	-0.202*** (-2.845)	-0.192*** (-2.633)
<i>Perf</i>	1.731*** (10.909)	1.659*** (10.736)	0.980 (0.959)	1.055 (0.990)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24 475	24 475	7 047	7 047
<i>adj R</i> ²	0.503	0.502	0.491	0.490

(二) 稳健性问题分析

本文通过替换因变量和替换自变量的方式进行稳健性检验,回归结果如表10所示。在替换因变量方面,CEO是在合谋中起决定性作用的高管^[24],

故将*Pay*替换为CEO薪酬的自然对数。列(1)和列(2)展示了替换因变量后的回归结果,*Bath1*×*D*×*Perf*与*Bath2*×*D*×*Perf*的系数均在1%的水平上显著为负,研究结果保持稳健。替换自变量方

面，本部分讨论了另外两个实施“洗大澡”的重要手段——商誉减值损失与非经常性损益，与资产减值损失和信用减值损失类似，计提这两个项目的自由裁量空间较大，因此便于操控。由此，当“商誉减值损失/年初总资产”小于该变量所有负值的中位数，且当年减值前净利润小于0时，即可判定该公司

实施了“洗大澡”行为^[36,37]。此外，当“非经常性损益的绝对值/年初总资产”大于1%，且“非经常性损益”为负时，即可判定该公司实施了“洗大澡”^[1,8]。列（3）和列（4）展示了替换自变量后的回归结果， $Bath3 \times D \times Perf$ 与 $Bath4 \times D \times Perf$ 的系数分别在10%和5%的水平上显著为负，研究结果保持稳健。

表10 替换因变量和替换自变量的检验结果

变量	替换因变量		替换自变量	
	Bath1 (1)	Bath2 (2)	Bath3 (3)	Bath4 (4)
$Bath \times D \times Perf$	-1.669*** (-7.812)	-1.250*** (-5.610)	-0.397* (-1.964)	-0.456** (-2.280)
Bath	0.031 (1.246)	-0.121*** (-5.689)	0.050* (1.945)	0.059** (2.140)
$D \times Perf$	-0.189 (-1.561)	-0.470*** (-4.129)	-0.463*** (-4.387)	-0.445*** (-4.215)
D	0.041*** (4.698)	0.057*** (6.615)	0.056*** (7.033)	0.055*** (6.912)
Perf	2.231*** (15.116)	2.134*** (14.705)	2.127*** (16.011)	2.124*** (15.965)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	42 794	42 794	42 794	42 794
adj R ²	0.468	0.467	0.497	0.496

六、结论与启示

本文以我国 2007—2023 年 A 股上市公司为研究样本，采用多元线性回归方法考察了退市压力下控股股东以薪酬黏性为利益输送渠道，与高管合谋“洗大澡”的行为。研究发现：与其他公司相比，实施“洗大澡”的上市公司具有更高的高管薪酬粘性，该结论在经过一系列内生性与稳健性检验后依然成立。基于 Burkart 等的理论模型，本文进一步研究发现，上述关系受到委派高管、壳的价值、高管持股以及在职消费的调节作用。

基于以上检验结果，本文提出如下政策建议：

（1）完善监管体系，消除制度诱因。第一，深化常态化退市机制改革。严格执行“应退尽退”机制，构建涵盖财务状况、交易表现及合规记录等维度的多元退市指标体系，抑制依靠操纵单一指标规避退市的投机行为。第二，多措并举削减壳价值。一方面支持优质公司吸收合并，引导绩差公司有序退出；另一方面强化重组上市的穿透式监管，严厉打击“假重组、真炒壳”的违规行为。第三，健全投资者保护与救济机制。推动行政处罚与民事赔偿高效联动，通过集体诉讼、先行赔付等机制，提高合谋行为的违规成本。

（2）优化治理结构，加强权力制衡。第一，完善

高管选任机制。深化职业经理人市场化改革，降低高管职业生涯对控股股东的依附性，保障其在日常经营中独立行使决策权^[38]。第二，构建多方参与的股权制衡体系。引入具备监督能力的外部战略投资者，缓解“一股独大”带来的治理失灵^[39]；完善中小股东分类表决机制，支持其在重大决策中的监督职能^[33]。第三，提升关键信息的披露质量。针对巨额减值等财务风险点建立专项问询机制，并要求上市公司披露高管薪酬变动与业绩表现背离的内在逻辑。

（3）革新激励机制，严防利益输送。第一，提升薪酬契约治理效能。加强薪酬委员会独立性，严格执行薪酬追索扣回制度，构建激励水平与履职程度相匹配的考核体系。第二，规范非薪酬激励与隐性福利。完善高管任职周期内的股票限售制度，引导其关注市值长期稳定；建立在职消费的明细披露标准与限额管理体系，严厉追究以公务开支为名行私人福利之实的违规行为。第三，健全岗位晋升标准。将管理层的职业操守纳入晋升评价体系，引导其切实履行受托责任，回归职业经理人本位。

参考文献：

- [1] 查研, 李明辉. “洗大澡”对审计定价的影响[J]. 审计与经济研究, 2025, 40(1): 46-58.
- [2] Li Y, Niu J, Zhang R, et al. Earnings management and the accrual anomaly: Evidence from China[J]. Journal of

- international financial management & accounting, 2011, 22(3): 205-245.
- [3] Haggard K S, Howe J S, Lynch A A. Do baths muddy the waters or clear the air?[J]. Journal of accounting and economics, 2015, 59(1): 105-117.
- [4] Healy P M. The effect of bonus schemes on accounting decisions[J]. Journal of accounting and economics, 1985, 7(1-3): 85-107.
- [5] Burgstahler D, Dichev I. Earnings management to avoid earnings decreases and losses[J]. Journal of accounting and economics, 1997, 24(1): 99-126.
- [6] Nieken P, Sliwka D. Management changes, reputation, and “Big Bath”—earnings management[J]. Journal of economics & management strategy, 2015, 24(3): 501-522.
- [7] Yang Q, Bai G. The effect of natural disasters on big bath earnings management of banks: Evidence from the 2005 US hurricane season[J]. Accounting and business research, 2024, 54(6): 673-699.
- [8] Guo M, Luo D, Liu C. Opportunism in crisis: Big baths and COVID-19 disclosure[J]. International review of financial analysis, 2025, 102: 104134.
- [9] Hope O K, Wang J. Management deception, big-bath accounting, and information asymmetry: Evidence from linguistic analysis[J]. Accounting, organizations and society, 2018, 70: 33-51.
- [10] Burkart M, Panunzi F, Shleifer A. Family firms[J]. The Journal of finance, 2003, 58(5): 2167-2201.
- [11] 李文洲, 冉茂盛, 黄俊. 大股东掏空视角下的薪酬激励与盈余管理[J]. 管理科学, 2014, 27(6): 27-39.
- [12] Zhang M, Gao S, Guan X, et al. Controlling shareholder-manager collusion and tunneling: Evidence from China[J]. Corporate governance: An international review, 2014, 22(6): 440-459.
- [13] Liu Q, Lu Z J. Corporate governance and earnings management in the Chinese listed companies: A tunneling perspective[J]. Journal of corporate finance, 2007, 13(5): 881-906.
- [14] Aharony J, Wang J, Yuan H. Tunneling as an incentive for earnings management during the IPO process in China[J]. Journal of accounting and public policy, 2010, 29(1): 1-26.
- [15] 章卫东. 定向增发新股与盈余管理——来自中国证券市场的经验证据[J]. 管理世界, 2010(1): 54-63, 73.
- [16] 吴育辉, 吴世农. 股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J]. 中国工业经济, 2010(5): 121-130.
- [17] 张昕, 姜艳. 亏损上市公司盈余管理手段分析——基于第四季度报表数据[J]. 财经科学, 2010(6): 33-40.
- [18] 唐清泉, 夏芸, 张迪. “大清洗”盈余操作的行为动机研究——来自我国大亏公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2008(3): 113-119.
- [19] Garvey G T, Milbourn T T. Asymmetric benchmarking in compensation: Executives are rewarded for good luck but not penalized for bad[J]. Journal of financial economics, 2006, 82(1): 197-225.
- [20] 方军雄. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗?[J]. 经济研究, 2009, 44(3): 110-124.
- [21] 刘运国, 郑明晖, 徐悦. 客户集中度与高管薪酬粘性——基于风险承担视角[J]. 会计与经济研究, 2024, 38(1): 3-22.
- [22] 步丹璐, 文彩虹. 高管薪酬粘性增加了企业投资吗?[J]. 财经研究, 2013, 39(6): 63-72.
- [23] 徐悦, 刘运国, 蔡贵龙. 高管薪酬粘性与企业创新[J]. 会计研究, 2018(7): 43-49.
- [24] 赵国宇. 大股东控股、报酬契约与合谋掏空——来自民营上市公司的经验证据[J]. 外国经济与管理, 2017, 39(7): 105-117.
- [25] 张汉南, 孙世敏, 马智颖. 高管薪酬粘性形成机理研究: 基于掏空视角[J]. 会计研究, 2019(4): 65-73.
- [26] 马超. 经理人异质性、大股东掏空抑制与盈余管理[J]. 广东财经大学学报, 2021, 36(3): 93-112.
- [27] 屈源育, 沈涛, 吴卫星. 上市公司壳价值与资源配置效率[J]. 会计研究, 2018(3): 50-56.
- [28] 苏冬蔚, 林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 88-100.
- [29] 沈弋, 吕明晗, 朱佳立, 等. 浓雾下的薪酬: 空气质量与企业高管薪酬黏性[J]. 管理工程学报, 2021, 35(5): 41-51.
- [30] 洪金明. 资产减值准则变更对长期资产减值计提影响的研究[J]. 中国注册会计师, 2019(3): 59-63.
- [31] Anderson M C, Banker R D, Janakiraman S N. Are selling, general, and administrative costs “sticky”?[J]. Journal of accounting research, 2003, 41(1): 47-63.
- [32] 朱佳立, 沈弋, 吕明晗, 等. 中小股东参与治理会提升薪酬契约有效性吗——来自高管薪酬粘性的证据[J]. 南开管理评论, 2023, 26(4): 180-192.
- [33] Bian H, Kuo J M, Pan H, et al. The role of managerial ownership in dividend tunneling: Evidence from China[J]. Corporate governance: An international review, 2023, 31(2): 307-333.
- [34] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 73-87.
- [35] Chulkov D V, Barron J M. Incentive pay sensitivity to firm performance prior to anticipated CEO turnover[J]. Heliyon, 2023, 9(11): e22163.
- [36] Jordan C E, Clark S J. Big bath earnings management: The case of goodwill impairment under SFAS No.142[J]. Journal of applied business research, 2004, 20(2): 63-70.
- [37] 苏洋, 张俊瑞, 余思佳, 等. 商誉减值的决策有用性困境——基于净空高度和盈余操纵视角[J]. 南开管理评论, 2023, 26(4): 111-123.
- [38] 张博, 韩亚东, 李广众. 高管团队内部治理与企业资本结构调整——基于非CEO高管独立性的视角[J]. 金融研究, 2021(2): 153-170.
- [39] Liu X, Gao S, Tong L, et al. Multiple large shareholders and pay-performance sensitivity: Evidence from China[J]. Research in international business and finance, 2025, 73: 102597.