

CEO声誉对真实盈余管理的“双刃”效应研究：“逐利争名”还是“取义舍利”

徐宁, 张阳, 徐向艺

(山东大学管理学院, 山东 济南 250100)

摘要: 在中国特殊的制度与文化情境之下, CEO声誉究竟是提高盈余质量的有效治理工具, 还是强化真实盈余管理行为的驱动因素? 针对上述问题, 文章将委托代理理论与中国“面子”文化相结合, 运用2012-2017年上市公司数据, 实证检验了CEO声誉对真实盈余管理行为的“双刃”效应及作用路径。研究表明: CEO声誉与真实盈余管理行为之间具有显著的倒U形关系, 即CEO声誉存在一个阈值, 低于该阈值, 两者呈现正相关关系, 超过该阈值, 则演变为负相关关系; CEO声誉通过倒U形曲线效应影响了CEO风险承担水平, 进而促成了CEO声誉与真实盈余管理之间的倒U形关系, 即CEO风险承担水平在两者之间具有非线性中介效应。通过拓展性分析发现, 国有股权属性、CEO股权激励、CEO复合型职业背景均可以弱化CEO声誉与真实盈余管理行为的倒U形关系。研究结论揭示了CEO声誉在中国情境下的双重治理效应及作用机理, 为真实盈余管理行为动因研究提供了新的经验证据。

关键词: CEO声誉; 真实盈余管理; CEO风险承担水平; 双重治理效应

中图分类号: F272; F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)04-0107-16

一、引言

上市公司披露的盈余信息是度量其会计信息质量的重要指标之一。当管理层为了获取私有收益或者迫于资本市场的压力, 运用会计方法、真实交易等手段来控制或者调整财务报表信息时, 盈余管理便由此产生。过度的盈余管理不仅会损害上市公司的财务信息质量, 影响中小投资者、债权人等利益相关者的利益, 也会扰乱资本市场的秩序。在实践中, 獐子岛(002069)“扇贝多次逃跑”等闹剧不断上演, 引起了理论界与政策制定者的普遍关注。近年来, 随着资本市场的不断完善和监管力度的增强, 应计盈余管理带来的收益降低, 真实盈余管理成为管理层逃避外部监管以实现收益最大化的首要选择(鲍学欣等, 2017)。与应计盈余管理不同, 真实盈余管理改变了实际经营活动, 会对公司的现金流、未来经营业绩、长期价值等产生显著影响。因此, 有效监管与约束上市公司真实盈余管理行为是现阶段公司治理领域的重要论题。学者们

收稿日期: 2020-04-02

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“‘舍利取义’还是‘为名所累’? 中国情境下高管声誉双重治理效应及其优化路径研究”(71872103); 国家自然科学基金面上项目“金字塔结构下母子公司‘双向治理’形成机理与协同效应研究”(71872101); 山东省自然科学基金面上项目“上市公司高管声誉对技术创新战略决策的影响: 心理所有权的调节效应”(ZR2018MG007); 山东大学青年学者未来计划(2017WLJH44)。

作者简介: 徐宁(1982—), 女, 山东济南人, 山东大学管理学院副教授、博士生导师;
张阳(1993—), 女, 山东济南人, 山东大学管理学院硕士研究生;
徐向艺(1956—), 男, 山东鄄城人, 山东大学管理学院教授、博士生导师。

针对影响真实盈余管理的治理因素进行了诸多研究,包括外部监管层面的媒体监督、分析师关注等(马壮等,2018;张宗新和周嘉嘉,2019),以及内部治理层面的董事会特征、高管激励契约等(王晓亮等,2019;邵剑兵和陈永恒,2018)。但本文认为,深度挖掘导致上市公司真实盈余管理行为发生的潜在动机,并积极探寻公司治理层面的治本之策是从根本上约束上述行为发生的前提。鉴于CEO在战略执行以及企业价值增值方面拥有最终的权力,深入探究CEO对名利等个人利益的态度及其选择真实盈余管理行为的内在动机是解决上述问题的关键途径。

上市公司管理层进行盈余管理的原因主要有以下两点:一方面,根据契约理论,各个契约主体之间存在“契约摩擦”(contracting frictions)(魏明海,2000),掌握真实会计信息的管理者倾向于利用不完备契约,通过盈余管理行为实现核心利益相关者目标函数最大化;另一方面,根据委托代理理论,委托人和代理人之间存在信息不对称造成了“沟通摩擦”(communication frictions),管理者利用所掌握的信息和沟通障碍操纵会计信息获取私人收益,做出对自己有利或者对自己和委托人均有利的盈余管理行为(沈烈和张西萍,2007)。薪酬、股权、声誉等激励契约是解决上述两类摩擦的重要治理机制。其中,声誉作为一种隐性激励契约,在中国情境之下能否发挥对盈余管理的治理效用?该问题尚未得到学者们的关注。但在实践中,声誉不仅会对各个契约主体的利益分配产生作用,还会影响CEO与委托人之间的信息不对称程度,与盈余管理的动因密切相关,将直接影响CEO对真实盈余管理的认知及行为。

西方理论界对于CEO声誉的公司治理效应研究形成了截然不同的两类假说——有效契约假说(efficient contracting hypothesis)与寻租效应假说(rent extraction hypothesis)(徐宁等,2017)。前者认为高管声誉可以有效解决信息不对称与利益不一致问题,有助于企业长期价值的提升(Fama,1980),并影响利益相关者对组织的看法,为企业成长带来积极影响(Weng和Chen,2017)。后者则指出,高管有可能为了维护既有声誉,做出有损公司长期或整体利益的机会主义行为(Lovelace等,2018)。在中国情境之下,CEO声誉嵌入了独特的历史发展脉络和社会文化环境,比如历史传承形成的社会规范、价值评价尺度、“面子”文化等。在西方管理理论中,需要层次理论提出了一种较为高级的“尊重需要”,如渴望名誉与声望以及受人赏识、注意或欣赏。这对应于中国传统文化中对“名”的追求。尽管人们普遍存在对“名利双收”的期望,但往往事与愿违,在社会现实中名与利通常不能兼得,因而会迫使人们必须去面对名利博弈的两难抉择(谈晨皓等,2016)。而在这种名利博弈中,上市公司CEO也许会为了维持或追求良好声誉而选择“舍利取义”,也可能由于过度追求“面子”而“逐利争名”。因此,CEO声誉作为一种具有双重治理效用的隐性激励契约,究竟是提高中国上市公司盈余质量的有效治理工具,还是加剧真实盈余管理的驱动因素?CEO声誉通过何种路径影响上市公司真实盈余管理行为?鲜有文献基于CEO声誉的双重治理效应观点,从非线性视角出发对上述问题进行理论与实证研究。

鉴于此,本文对中国情境之下CEO声誉对真实盈余管理行为的影响及作用机制进行理论与实证研究。主要贡献在于:第一,以委托代理理论框架下的CEO声誉治理效应假说为基础,将西方理论与中国“面子文化”相结合,验证并诠释了上市公司CEO声誉与真实盈余管理行为之间的倒U形关系及其理论逻辑,对声誉效应的有效契约假说与寻租效应假说进行了中国情境下的修正与解读;第二,进一步探究了CEO声誉对真实盈余管理行为的作用机制,验证了CEO风险承担水平在两者之间的非线性中介效应,即CEO声誉通过倒U形关系影响了CEO风险承担水平,从而促成了CEO声誉与真实盈余管理行为的倒U形关系,诠释了CEO声誉对真实盈余管理行为的作用路径及内在机理;第三,在拓展性分析中探讨了股权性质、CEO股权激励、

CEO职业背景等因素的调节效应,继而揭示了CEO个人及公司层面等多层次情境因素对CEO声誉与真实盈余管理关系的影响。综上所述,本文证实了中国情境下CEO声誉对真实盈余管理行为的非线性影响,拓展了高管隐性激励契约的研究视域,在深入挖掘不同声誉水平下CEO认知与动机的基础上,为治理上市公司真实盈余管理行为以及高管激励制度改革提供了新的思路与理论借鉴。

二、文献述评与假设提出

(一)文献述评

截至目前,针对CEO声誉与上市公司盈余质量关系的实证研究得出了两种相悖的结论。有研究表明,知名CEO会提供准确的盈余报告,并选择正净现值项目来体现自己的能力,即知名的CEO提高了公司整体财务报表的质量(Jian和Lee, 2011),CEO声誉对于盈余质量具有显著的积极影响,验证了有效契约假说的观点。但也有研究发现,声誉是一种典型的隐性激励契约,CEO会着力于维护现有声誉以及短期职业生涯,从而忽略公司长期利益。隐性激励契约也会使管理层产生盈余管理的动机(李辽宁, 2012)。隐性契约不是像管理者报酬合同那样的正式契约,而是建立在与利益相关者过去交易方式基础上的对未来行为的预期(Brown和Serra-Garcia, 2017)。为了达到市场参与者对公司的业绩期望,避免业绩不佳带来的声誉损失、终止任职等负面影响,声誉高的CEO会进行盈余操纵行为(Malmendier和Tate, 2009),导致较低的盈余质量。Francis等(2008)用新闻媒体中的报道频次来衡量CEO声誉,通过实证检验揭示了CEO声誉对盈余质量的负向影响。Malmendier和Tate(2009)的研究同样表明,获得高知名度奖项之后的CEO会更加倾向于选择盈余管理行为。杨俊杰和曹国华(2016)对我国上市公司的研究也发现,CEO声誉越高,其进行真实盈余管理的概率也越高。这契合了寻租效应假说提出的观点,即声誉成为管理层的负担,非但不能有效解决委托代理问题,反而成为了加剧代理问题的因素。

已有学者对CEO声誉与盈余管理的关系进行了初步研究,但仍存在如下问题:一是大多数学者局限于应计盈余管理视角,较少关注CEO声誉对真实盈余管理行为的影响。尽管杨俊杰和曹国华(2016)等学者已经对中国上市公司CEO声誉与真实盈余管理的关系进行了研究,但文中对CEO声誉的测量仍然采用西方学者普遍采用的方式,包括运用谷歌新闻搜索频次测量媒体曝光度等,这种方式在中国情境下可能存在偏差。二是以杨俊杰和曹国华(2016)为代表的研究集中于CEO声誉与盈余管理行为的线性关系,得出了两种截然不同的研究结论。鉴于CEO声誉的属性及其具有的双重治理效应,CEO声誉与真实盈余管理行为之间是否存在非线性关系?尤其在中国特殊的制度背景与文化情境下是否表现出新的规律?三是尚未有研究对CEO声誉与真实盈余管理关系的内在逻辑、作用机制及情境因素进行系统分析。深入探究上述问题,打开两者关系的“黑箱”才是构建适用于中国情境的公司治理机制,解决中国特殊治理问题的前提。

(二)CEO声誉对真实盈余管理的双重治理效应

真实盈余管理是管理者通过构造公司实际发生的交易活动或控制相关活动发生时间来操纵盈余,如增减研发费用、扩大或削减产量、放宽信用政策等。管理者为了满足利益相关者的期望和获取私利,倾向于隐藏公司的负面财务信息,通过真实盈余管理行为掩盖真实业绩。由于管理者仅仅关注真实经营活动改变所带来的当期收益,忽视了公司未来业绩,因此真实盈余管理会减损公司的长期价值(Ferentinou和Anagnostopoulou, 2016)。鉴于真实盈余管理的上述特

征,CEO可以选择采取或放弃该行为来影响其任期内的短期收益从而塑造或维护其声誉,因此CEO声誉也将是影响真实盈余管理的关键因素之一。

如前文所述,西方理论界形成了针对CEO声誉治理效应的两类假说。有效契约假说认为CEO声誉对于公司长期价值具有正向影响。声誉是高管与资本市场中的利益相关者反复博弈而形成的,与高管的长期职业生涯相关(Fama, 1980)。高管倾向于通过有利于公司长期价值的决策来维系自己的声誉,实现了高管个人利益与公司长期价值的趋同。然而,寻租效应假说认为,高管出于对职业生涯的担忧和满足利益相关者期望的动机,可能会为了短期业绩表现以满足个人私利(Jian和Lee, 2011),即高管倾向于追逐短期收益而做出不利于股东和公司整体利益的行为。根据上述两种假说的观点,CEO声誉对于盈余管理的影响取决于CEO个人收益(包括物质收益与名誉收益)与公司整体利益之间的博弈。这种博弈过程会受到中西方制度情境因素差异的影响。在西方制度环境下,一方面,通过真实盈余管理获得的短期绩效提升会使CEO获得更高的薪酬与股票增值收益;另一方面,也会使CEO获得更好的名誉与社会地位,从而提高其在经理人市场上的价值。然而,在中国情境下,由于上市公司CEO缺少流动性以及经理人市场的不完善,盈余管理行为带来的名誉收益难以在经理人市场上体现出来,从而影响了CEO在个人物质收益、名誉收益和公司利益之间的取舍。陶厚永等(2019)指出,爱面子是中国人最典型的心理特征,并且社会层次越高,面子需求越强烈。有高面子需要的高管在面对外部监督时会表现出更强的承诺升级倾向。声誉是群体给予个体的尊敬和信心,反映的是面子的一个侧面(何友晖, 2006)。因此,虽然中国缺少完善的经理人市场,声誉对于经理人的激励与约束效应同样会发挥作用。面子理论可以用来揭示CEO声誉在中国情境下的独特作用。

根据面子的社会功能理论,面子除了能够带来压力等负面效应之外,也能够发挥积极的引导作用(赵卓嘉, 2012)。或者说,面子是一把“双刃剑”,既有正向激励作用,又有过度追求面子导致形式主义的“面子功夫”(陶厚永等, 2019)。由此推断,作为“面子”的主要形式,声誉与真实盈余管理之间的关系并不是线性的,比较CEO在不同声誉水平下的认知与动机,可以更好地解释中国情境下CEO对名利博弈的态度以及对真实盈余管理行为的权衡。在中国文化背景下,面子是一个可以计量的有大小、有损益的概念,是由成就、财富、权威、社会关系等非个人因素以及象征道德品质的个人因素等决定的函数(黄光国和胡先缙, 2004)。当CEO声誉较低时,CEO更加关注如何提高任期内业绩从而增加成就、财富或权威等非个人因素,以获得更多的“面子”,满足甚至超出利益相关者对财务业绩的期望是提升其声誉的重要途径。并且,此时“名”带来的收益小于“利”,由于信息不对称程度较高,真实盈余管理被发现的可能性较小,而操纵盈余带来的声誉和私有收益却比较可观,即CEO真实盈余管理的边际收益大于边际成本。为了获得持续收益,CEO会选择加大真实盈余管理行为的强度。

当CEO声誉超过一定水平,CEO声誉对真实盈余管理的影响会发生变化。首先,根据前景理论,此时CEO行为的参照点是其既有的“面子”,损失规避属性凸显,大多数人对“失去”更为敏感,认为“失去”带来的痛苦远多于“得到”带来的快乐(Kahneman和Tversky, 1979; Baillon等, 2020)。因此,真实盈余管理被发现从而引起的声誉损失,要远大于真实盈余管理带来的短期利益。其次,鉴于声誉的属性与形成过程,拥有较高声誉的CEO,在成就、财富、权威等非个人因素方面已经获得了一定程度的满足,通过真实盈余管理所获得的提升空间有限,反而面临真实盈余管理行为被发现后道德品质等个人因素所带来的“面子”的严重损失。比如,东芝总裁田中久雄,2015年被曝出在过去7年里虚报利润高达12亿美元,顷刻间名誉尽毁。再者,由于声誉具有信号效应,随着CEO声誉水平的提高,信息不对称程度逐渐降低,内外部监督主体更有可能发

现CEO的真实盈余管理行为。CEO面临声誉损失的风险,边际成本大于边际收益,会倾向于减少真实盈余管理行为,即CEO声誉水平与真实盈余管理呈负向关系。综上所述,CEO声誉对真实盈余管理的影响呈先上升再下降趋势,在中国“面子文化”情境下CEO声誉对真实盈余管理存在双重治理效应,由此提出以下假设:

H1: CEO声誉与真实盈余管理行为之间存在显著的倒U形关系,即CEO声誉存在一个阈值,CEO声誉低于该阈值,其与真实盈余管理行为呈现正相关关系;CEO声誉超过该阈值,两者则演变为负相关关系。

(三) CEO声誉对真实盈余管理的影响机制

CEO声誉与真实盈余管理呈倒U形关系,其中的作用路径是什么?值得进一步探讨。CEO声誉作为一种隐性契约,必然会对CEO个人的心理特征产生影响,继而作用于真实盈余管理行为,考虑到CEO风险承担水平会影响公司财务决策(Graham等,2013),而有效契约假说与寻租效应假说都把CEO对待风险的态度作为CEO战略决策的主要动机,因此推测CEO声誉可能通过CEO风险承担水平影响真实盈余管理。

CEO风险承担水平是指CEO代表公司承担风险行为的程度(Gomez-Mejia等,2019)。由传统委托代理理论可知,高管往往具有风险规避属性,股权、声誉等激励契约是影响高管风险偏好、促进股东与高管利益趋同的重要治理机制。也就是说,声誉会改变高管的风险倾向,提高其风险承担水平。另外,根据行为委托代理理论的观点,高管同样具有损失规避倾向,当声誉超过某一阈值的时候,这种倾向会影响高管的风险偏好,使其风险承担水平下降。因此,整合两类委托代理理论的观点可知,CEO声誉与CEO风险承担水平之间亦存在倒U形的非线性关系。也有学者以公司绩效偏离与并购溢价为研究对象验证了上述观点(Cho等,2016)。

根据资源依赖理论,战略风险承担是资源消耗性活动,需要的资源包括投资项目、资金、产品销售渠道等(张敏等,2015)。随着CEO风险承担水平的提高,他们进行战略投资决策所需要的公司资源逐渐增加,可能造成公司财务表现的损失和波动(Grant等,2009)。而当CEO声誉水平较低时,更加关注任期内的业绩表现以获得更多“面子”,因此CEO会通过真实盈余管理行为掩盖风险承担带来的财务波动。Grant等(2009)的研究也表明,管理者倾向于通过平滑收益行为来降低风险承担的后果。由此可知,随着CEO声誉水平的提高,CEO风险承担水平逐渐提高,其粉饰财务数据的动机也会增强,进而从事更多的真实盈余管理行为。当CEO声誉超过一定水平,由于损失规避效应的作用,他们的风险承担水平下降。与此同时,CEO凭借声誉累积了大量物质与非物质收益,如较高水平的薪酬、融洽的供应商关系以及董事会地位等(吕文栋等,2020),进一步强化了其损失规避属性,使其更多地考虑到真实盈余管理被发现所带来的损失,从而减少了进行真实盈余管理的动机。由此提出以下假设:

H2: CEO声誉通过倒U形曲线效应影响了CEO风险承担水平,进而影响了真实盈余管理,促成了CEO声誉与真实盈余管理之间的倒U形关系,即CEO风险承担水平在CEO声誉与真实盈余管理的关系中间起到了中介传导作用。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选择2012-2017年期间深市和沪市的A股上市公司作为研究样本,剔除以下公司:(1)金融、保险行业公司;(2)ST或*ST公司;(3)数据缺失的公司。最后得到831家公司,共计4649个样本。CEO声誉数据来自中国重要报纸数据库,其余主要变量及控制变量数据均来自国泰安

(CSMAR)数据库。采用stata16.0对样本数据进行实证分析,SPSS24进行因子分析。为了排除极端值对统计结果的影响,本文对所有连续变量进行了前后1%数据的Winsorize处理。

(二) 变量定义与计算方式

1. 解释变量: CEO声誉。现有文献大多用两种方法作为高管声誉的代理变量——新闻媒体报道次数(media counts)(Milbourn, 2003)与高知名度奖项(high-profile awards)(Malmendier和Tate, 2009)。高知名度奖项难以避免信息不对称问题,也缺少对利益相关者评价这一维度的考量。而新闻媒体覆盖面广,与媒体曝光率较低的CEO相比,媒体曝光率高的CEO往往被视为成功的领导者(Hayward等, 2004),因此,本文使用新闻媒体曝光度来衡量CEO声誉。关于CEO声誉的现有文献,大多数采用CEO名字在百度新闻、谷歌新闻搜索的频次作为CEO声誉的代理变量,但是网络媒体含有广告、公告等噪音,还有同一内容新闻重复等情况,不能真实反映CEO的曝光度。因此,本文采用纸媒报道频次来衡量CEO的曝光度,所用数据库为中国重要报纸数据库,该数据库包含《人民日报》《经济日报》《中国经济时报》《21世纪经济报道》等权威报刊,因而具有较强的可信度。在数据库中手动搜索CEO姓名,人工判别是否为目标CEO,并对新闻报道进行文本分析,筛选出CEO的积极性新闻报道,最终每年度含有CEO姓名的积极性报道数量为CEO声誉的代理变量。

2. 被解释变量: 真实盈余管理。真实盈余管理的计量借鉴Cohen和Zarowin(2010)、Roychowdhury(2006)的方法,计算出操控性经营现金流量、操控性酌量费用和操控性生产成本,以上三个指标分别衡量公司的销售操控、酌量性费用操控和生产操控三种常见的真实盈余管理行为。计算模型如下:

$$\frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{SALES_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta SALES_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\frac{DISEXP_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{SALES_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\frac{PROD_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{SALES_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta SALES_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta SALES_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

以上模型中, CFO 为公司经营活动现金流量, A 是公司年末总资产, $SALES$ 是营业收入, $DISEXP$ 为企业操纵性费用, $PROD$ 为企业生产成本。对模型(1)至模型(3)分行业分年度回归得到的残差分别定义为 $ACFO_{i,t}$ 、 $ADISEXP_{i,t}$ 和 $APROD_{i,t}$,代表异常经营活动现金流、异常操纵性费用和异常生产成本。采用以下综合指标来衡量真实盈余管理:

$$REM_{i,t} = APROD_{i,t} - ACFO_{i,t} - ADISEXP_{i,t} \quad (4)$$

为了衡量真实盈余管理的程度,本文对 REM 取绝对值,即 $AbsREM$ 。

3. 中介变量: CEO风险承担水平。CEO代表公司承担的风险行为可以反映CEO的风险承担水平。与Gomez-Mejia等(2019)、Benischke等(2019)的方法一致,本文选取与公司风险承担正相关的三个变量: R&D支出、长期负债和资本支出,将三个变量通过因子分析降维为单一变量。因子分析结果表明,最后提取的单一变量解释了总方差的67.8%,长期负债的因子载荷值为0.903,资本支出为0.862, R&D支出为0.689。本文采用提取的单一变量作为CEO风险承担水平的代理变量(Martin等, 2013)。

4. 控制变量。借鉴以往有关CEO声誉、真实盈余管理的相关文献,控制了以下变量: 在公司层面,公司规模($Size$)可能会影响公司与利益相关者的信息不对称程度和操纵真实盈余管理行为的难易程度;资产收益率(ROA)、公司成长性($Growth$)与真实盈余管理的动机及结果息息

相关;股权集中度(*CO*),股权制衡度(*Z*)、董事会人数(*Board*)、董事会独立性(*Independent*)关系到公司内部治理主体——大股东和董事会对真实盈余管理行为的监督;资产负债率(*LEV*)、董事长与CEO二职合一(*Dual*)也会对因变量产生影响。个人层面,CEO年龄(*Age*)、CEO任期(*Tenure*)等CEO个人特征均会对CEO声誉和真实盈余管理产生影响。除此之外,本文还控制了年度(*Year*)和行业(*Industry*)的固定效应,采用虚拟变量形式加入回归模型,并在公司层面聚类,以增加回归的稳健性。具体变量定义与计算方式如表1所示。

表1 变量定义与计算方式

变量类型	变量名称	符号	变量定义与计算方式
被解释变量	真实盈余管理	<i>AbsREM</i>	真实盈余管理综合指标,通过模型(4)计算得到,计算后取绝对值
解释变量	CEO声誉	<i>Reputation</i>	中国重要报纸报道的含有CEO姓名的积极性新闻报道数量,通过查询中国重要报纸数据库获得
中介变量	CEO风险承担水平	<i>Risk</i>	R&D支出、长期负债、资本支出经过因子分析降维后的单一变量
	公司规模	<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
	资产回报率	<i>ROA</i>	公司年末披露的净利润与总资产之比
	资产负债率	<i>LEV</i>	负债总额与总资产的比值
	公司成长性	<i>Growth</i>	公司期末总资产增长率,等于期末总资产与期初总资产之差除以期初总资产
控制变量	股权集中度	<i>CO</i>	公司年末第一大股东所持股权数量占股权总数的比例
	股权制衡度	<i>Z</i>	公司第一大股东与第二大股东持股比例的比值
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数
	董事会独立性	<i>Independent</i>	独立董事在董事会所占的比例
	董事长与CEO两职合一	<i>Dual</i>	虚拟变量,CEO与董事长为1人,记为1,否则为0
	CEO年龄	<i>Age</i>	CEO年龄
	CEO任期	<i>Tenure</i>	CEO任期年数

(三) 研究方法与模型构建

本文运用2012–2017中国上市公司的数据,采用多元回归进行实证分析,为了验证前文提出的假设,构建模型如下:

$$AbsREM = \alpha + b_1Reputation^2 + b_2Reputation + b_3CVs + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (5)$$

$$Risk = \alpha + b_1Reputation^2 + b_2Reputation + b_3CVs + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (6)$$

$$AbsREM = \alpha + b_1Reputation^2 + b_2Reputation + b_3Reputation \times Risk + b_4Risk + b_5CVs + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (7)$$

其中,模型(5)检验了CEO声誉(*Reputation*)对真实盈余管理(*AbsREM*)的影响,模型(5)、(6)、(7)检验了CEO风险承担水平(*Risk*)的中介作用。

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性统计

表2为文中主要变量的描述性统计。如表2中所示,CEO声誉(*Reputation*)最小值为0,最大值为276,且标准差为9.4375,说明不同CEO声誉水平差距较大。真实盈余管理(*AbsREM*)平均值为0.1597,最小值为0.0023,最大值为0.9346,说明上市公司采用真实盈余管理行为操纵会计盈余的现象普遍存在,亟需深入研究其动机及影响因素缓解真实盈余管理行为。CEO风险承担水平(*Risk*)最小值为-0.2248,最大值为3.2911,说明CEO风险承担水平差异较为明显。

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
<i>Reputation</i>	4649	1.4199	9.4375	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	276.0000
<i>AbsREM</i>	4649	0.1597	0.1725	0.0023	0.0471	0.1035	0.2051	0.9346
<i>Risk</i>	4649	-0.0284	0.4981	-0.2248	-0.2095	-0.1772	-0.0855	3.2911

(二) 相关性分析

表3为文中主要变量的相关系数表。如表3中所示, CEO声誉与真实盈余管理显著正相关, 与CEO风险承担水平显著正相关。真实盈余管理与CEO风险承担水平显著负相关。各个变量之间的相关系数较小(均小于0.5), 说明变量之间不存在多重共线性问题。

表3 主要变量相关系数表

	<i>AbsREM</i>	<i>Reputation</i>	<i>Risk</i>
<i>AbsREM</i>	1.0000		
<i>Reputation</i>	0.0773***	1.0000	
<i>Risk</i>	-0.0511***	0.1866***	1.0000

注: 左下为Pearson相关系数; **、*、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

(三) 回归分析结果

表4列示了CEO声誉对真实盈余管理影响的回归分析结果。列(1)为因变量对控制变量的回归。列(2)加入CEO声誉的一次项(*Reputation*)进行回归, 列(3)加入了CEO声誉的二次项(*Reputation*²)进行回归。此外, 由于自变量CEO声誉(*Reputation*)标准差较大, 可能存在少数极端值影响回归结果的情况, 本文分别对自变量进行十分位排序后标准化以及标准化处理至[0, 1]区间内, 采用两种方法对数据处理后加入模型回归, 回归结果如表4列(4)、(5)所示。参考Haans等(2016)对倒U形关系检验的条件, 自变量与因变量之间满足倒U形关系需要满足三个条件: (1)自变量二次项的系数显著为负; (2)当自变量取最小值时曲线斜率为正且显著, 当自变量取最大值时曲线斜率为负且显著; (3)曲线拐点在自变量取值范围之内。根据表4第(3)、(4)、(5)列可以验证CEO声誉与真实盈余管理是否满足倒U形关系。

表4 CEO声誉与真实盈余管理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>
<i>Reputation</i> ²			-0.00002***(-2.8109)	-1.1331**(-2.4945)	-1.4023***(-2.8109)
<i>Reputation</i>		0.0012**(2.3354)	0.0046*** (2.9129)	1.1531** (2.5324)	1.2772*** (2.9129)
<i>Size</i>	-0.0129***(-3.6273)	-0.0152***(-4.2124)	-0.0177***(-4.7401)	-0.0173***(-4.7030)	-0.0177***(-4.7401)
<i>ROA</i>	0.8667*** (7.7260)	0.8529*** (7.6860)	0.8426*** (7.7229)	0.8420*** (7.6954)	0.8426*** (7.7229)
<i>LEV</i>	0.0877*** (3.5096)	0.0878*** (3.5219)	0.0898*** (3.6086)	0.0883*** (3.5502)	0.0898*** (3.6086)
<i>Growth</i>	0.0593*** (6.6421)	0.0597*** (6.6882)	0.0598*** (6.7027)	0.0600*** (6.7133)	0.0598*** (6.7027)
<i>CO</i>	0.0513*(1.8010)	0.0591** (2.0881)	0.0602** (2.1578)	0.0628** (2.2497)	0.0602** (2.1578)
<i>Z</i>	-0.0001(-0.7094)	-0.0001(-0.8135)	-0.0001(-0.7587)	-0.0001(-0.8333)	-0.0001(-0.7587)
<i>Board</i>	0.0006(0.3380)	0.0006(0.3282)	0.0003(0.1610)	0.0004(0.1897)	0.0003(0.1610)
<i>Independent</i>	0.0536(0.7430)	0.0519(0.7274)	0.0399(0.5714)	0.0406(0.5783)	0.0399(0.5714)
<i>Dual</i>	0.0282*** (2.6328)	0.0241** (2.3058)	0.0179* (1.7479)	0.0192* (1.8514)	0.0179* (1.7479)
<i>Age</i>	0.0001(0.1923)	0.00004(0.0731)	0.00005(0.0825)	0.00005(0.0856)	0.00005(0.0825)

续表4 CEO声誉与真实盈余管理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>
<i>Tenure</i>	-0.0009(-0.8957)	-0.0010(-1.0198)	-0.0011(-1.1252)	-0.0011(-1.0872)	-0.0011(-1.1252)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.3024*** (4.2376)	0.3543*** (4.9268)	0.4118*** (5.4830)	0.4035*** (5.4474)	0.4118*** (5.4830)
<i>Adj-R²</i>	0.2055	0.2096	0.2154	0.2146	0.2154
<i>N</i>	4649	4649	4649	4649	4649

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内为T值。下同。

由列(2)可知，自变量*Reputation*的系数在5%的水平上显著为正，说明CEO声誉的系数在统计学上具有显著性。CEO声誉每增加一个单位，真实盈余管理平均上升0.12%，CEO声誉每提高一个标准差(9.4375)，真实盈余管理平均提高1.13%，约为真实盈余管理均值的7.09%(0.0012×9.4375/0.1597)，因此CEO声誉对真实盈余管理的影响具有经济显著性。由列(3)可知，CEO声誉二次项的系数为-0.00002，在1%的水平上显著为负，满足条件(1)；假设CEO声誉与真实盈余管理的回归方程为 $AbsREM = \beta_0 + \beta_1 Reputation^2 + \beta_2 Reputation$ ， $\beta_1 = -0.00002$ ， $\beta_2 = 0.0046$ ，则曲线斜率 $K = 2\beta_1 Reputation + \beta_2 = -0.00004 Reputation + 0.0046$ 。本研究中CEO声誉最小值为0，最大值为276，当CEO声誉取最小值时，K值为正且显著，当CEO声誉取最大值时，K值为负且显著，满足条件(2)；曲线拐点为 $-\beta_2/2\beta_1 = 115$ ，在自变量取值范围之内，满足条件(3)。因此，CEO声誉与真实盈余管理之间呈倒U形关系，自变量的二次项与真实盈余管理的关系符合统计学上的显著性。在经济显著性方面，CEO声誉的二次项(*Reputation*²)每提高一个标准差(1830.174)，真实盈余管理(*AbsREM*)平均降低3.66%，约为真实盈余管理均值的22.92%(1830.174×0.00002/0.1597)，CEO声誉每提高一个标准差(9.4375)，真实盈余管理平均提高4.34%，约为真实盈余管理均值的27.18%(0.0046×9.4375/0.1597)，因此CEO声誉的一次项和二次项对真实盈余管理的影响均具有经济显著性。同理可知，列(4)、(5)的回归结果具有统计学显著性与经济学显著性。综上所述，CEO声誉与真实盈余管理呈倒U形关系，假设1成立。

由回归结果可知，CEO声誉与真实盈余管理之间呈现非线性关系，即CEO声誉存在一个阈值，当CEO声誉低于阈值时，随着CEO声誉水平的提高，真实盈余管理程度会随之升高；超过这个阈值，随着CEO声誉水平提高，真实盈余管理程度反而下降。回归结果证明了CEO声誉的双重治理效应和中国情境下的“面子文化”。CEO为了“想挣面子”而进行盈余操纵，在声誉积累到一定程度时，又会为了“怕丢面子”减少真实盈余管理行为。此结论揭示了中国情境下CEO进行真实盈余管理的动机，为缓解上市公司真实盈余管理行为提供了参考。

(四) 内生性与稳健性检验

1. 滞后变量法。考虑到CEO声誉对真实盈余管理的作用可能存在反向因果问题，本文采用滞后一期的CEO声誉(*L_Reputation*)作为自变量进行回归，结果如表5第(1)列所示。滞后一期CEO声誉平方项的系数在1%的水平上显著为负，滞后一期的CEO声誉系数在1%的水平上显著为正，且二者系数满足上文所述倒U形检验的条件，证明了结论的稳健性。

2. Heckman两阶段法。为了防止存在样本自选择问题，本文采用Heckman两阶段法进行检验。第一阶段检验中，选用CEO学历作为外生工具变量。CEO学历采用等级变量衡量，具体而言，如果CEO学历为中专及中专以下，赋值为1，大专、本科、硕士、博士分别赋值为2、3、4、5。利

用第一阶段回归结果计算出逆米尔斯比 (*IMR*) 并加入第二阶段回归。回归结果如表5第(2)列所示。逆米尔斯比 (*IMR*) 的系数不显著, 说明本文的研究样本不存在明显的自选择问题。自变量平方项的系数在5%的水平上显著为负, 自变量的系数在5%的水平上显著为正, 且二者系数满足倒U形检验条件, 证实了结论的稳健性。

表5 内生性与稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREMI</i>	<i>AbsREM2</i>	<i>AbsREM</i>
<i>Reputation</i> ²		-0.00002** (-2.0491)	-0.00002* (-1.8264)	-0.0136** (-2.4949)	-0.00002*** (-3.0633)	-0.00001*** (-3.0368)	-0.00002*** (-2.8274)
<i>Reputation</i>		0.0039** (1.9956)	0.0037** (2.0722)	0.1209** (2.3038)	0.0040*** (3.2251)	0.0020*** (2.9856)	0.0046*** (2.9299)
<i>L_Reputation</i> ²	-0.00001*** (-2.7589)						
<i>L_Reputation</i>	0.0036*** (2.8014)						
<i>IMR</i>		0.0429 (0.9674)					
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.3807*** (4.8601)	0.0472 (0.1289)	0.3441*** (2.6697)	0.3414*** (4.7271)	0.3125*** (5.0177)	0.1774*** (4.7207)	0.4118*** (5.5152)
<i>Adj-R</i> ²	0.2104	0.2257	0.3043	0.2086	0.2549	0.1764	
<i>N</i>	3802	3127	1400	4649	4649	4649	4649

3. 倾向得分匹配法 (PSM)。以CEO声誉分年度分行业的均值为标准, 分为高声誉组 (处理组) 和低声誉组 (控制组), 采用一对一匹配法进行匹配。匹配后所有协变量的标准化偏差均小于10%, 且大部分协变量在配对之后不存在显著差异。回归结果如表5第(3)列所示。自变量CEO声誉平方项的系数在10%的水平上显著为负, CEO声誉的系数在5%的水平上显著为正, 二者系数满足倒U形检验条件, 结论仍然成立。

4. 替代变量法。对于自变量CEO声誉, 采用中国研究数据服务平台 (CNRDS) 上市公司高管报刊新闻数据库中公布的CEO新闻报道数量作为替代变量, 考虑到数值过大, 对报道数量除以1000进行回归, 回归结果如表5第(4)列所示。满足倒U形检验条件, 原结论成立。对于因变量真实盈余管理, 参考Cohen和Zarowin (2010) 构建另外两个真实盈余管理的指标 *AbsREMI* 和 *AbsREM2* ($AbsREMI = |APROD - ADISEXP|$; $AbsREM2 = |ACFO - ADISEXP|$), 回归结果如表5列(5)、(6)所示, 结论依旧成立。

5. 改变计量方法。因变量真实盈余管理取值在0-1之间, 因此适用Tobit回归, 将模型采用Tobit回归, 回归结果如表5列(7)所示。由表5可知, 改变计量方法之后原结论依旧成立, 证明了结论的稳健性。

(五) 影响机制的回归分析结果

为了验证CEO风险承担水平 (*Risk*) 在倒U形关系中的中介作用, 本文参考Edwards和Lambert (2007)、董保宝 (2014) 等文献, 采用调节路径分析的方法来验证本文的假设。第一步, 验证自变量与因变量的非线性关系, 即CEO声誉 (*Reputation*) 与真实盈余管理 (*AbsREM*) 的非线性关系; 第二步, 验证自变量与中介变量之间的非线性关系, 即CEO声誉 (*Reputation*) 与CEO风险承担水平 (*Risk*) 的非线性关系; 第三步, 在自变量与因变量的模型中加入中介变量及自变量

与中介变量的交互项,即在CEO声誉 (*Reputation*) 与真实盈余管理 (*AbsREM*) 的回归模型中,分别加入CEO风险承担水平 (*Risk*)、CEO声誉与CEO风险承担水平的交互项 (*Reputation*×*Risk*)。此方法是一种全效应调节模型,因而能够更加全面地分析CEO声誉对真实盈余管理行为的影响机制。

以CEO声誉为自变量,真实盈余管理为因变量,CEO风险承担水平为中介变量,回归结果如表6所示。模型(1)如前文一致,验证了CEO声誉与真实盈余管理的倒U形关系;模型(2)验证了CEO声誉与CEO风险承担水平的倒U形关系;模型(3)中,CEO声誉平方项的系数在1%的水平上显著为负,CEO声誉的系数在1%的水平上显著为正,二者系数满足倒U形检验条件,因此CEO声誉对真实盈余管理的倒U形关系依旧成立。CEO风险承担的系数在10%的水平上显著为正,CEO声誉与CEO风险承担的系数在1%的水平上显著为负,证明了CEO风险承担的中介作用。与此同时,经过计算,该结论具有经济显著性。综上所述,CEO声誉通过倒U形关系影响了CEO风险承担水平,进而促成了CEO声誉与真实盈余管理的倒U形关系,假设2成立。

表6 CEO风险承担水平的中介作用检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>AbsREM</i>	<i>Risk</i>	<i>AbsREM</i>
<i>Reputation</i> ²	-0.00002***(-2.8109)	-0.0001***(-2.7878)	-0.00002***(-3.2349)
<i>Reputation</i>	0.0046***(2.9129)	0.0168***(2.8152)	0.0057***(3.8489)
<i>Risk</i>			0.0134*(1.7798)
<i>Reputation</i> × <i>Risk</i>			-0.0013***(-2.8054)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.4118***(5.4830)	-5.3979***(-11.0729)	0.4750***(5.1046)
<i>Adj-R</i> ²	0.2154	0.4597	0.2187
<i>N</i>	4649	4649	4649

五、拓展性分析

为了进一步探究CEO声誉对真实盈余管理行为的影响因素,本文从企业特征、公司治理内部因素及CEO个人特征三个角度,分别探讨了公司股权性质、CEO股权激励与CEO职业背景三个因素对CEO声誉与真实盈余管理关系的影响。根据Haans等(2016)提出的倒U形关系调节作用检验方法,U形关系的调节可分为两种:第一,曲线拐点向左或向右偏移;第二,曲线变平缓或者陡峭。假设回归方程为 $Y=\beta_0+\beta_1X^2+\beta_2X+\beta_3X^2Z+\beta_4XZ+\beta_5Z$,其中X为自变量,Y为因变量,Z为调节变量。对于第一种调节效应,只需判断 $\beta_3\beta_5-\beta_1\beta_4$ 的符号,若为正,则拐点向右移动,否则为向左移动;对于第二种调节效应,需验证 β_3 是否显著,如果显著为正,则倒U形曲线变缓,否则变陡。

(一) 股权性质、CEO声誉与真实盈余管理

国有企业在我国资本市场上占据了重要地位,与非国有企业相比,国有企业CEO的职业发展大多不以薪酬为主要目的,而更多的是追求个人政治晋升(张婷婷等,2018),个人仕途升迁与声誉、业绩等多种因素息息相关。那么在中国情境下,公司股权性质是否会影响CEO声誉与真实盈余管理之间的关系?本文构造虚拟变量股权性质(*OW*)加入回归,如果上市公司为民营企业,则虚拟变量赋值为0,否则为1,以此来探究股权性质对主效应的影响,回归结果如表7第

(1)列所示。由表7中系数可知,CEO声誉对真实盈余管理的倒U形关系依旧成立,按照上文提到的倒U形调节效应检验方法计算各个变量的系数可以得出,与民营企业相比,国有股权性质使倒U形曲线拐点右移,曲线整体变缓,即国有股权性质弱化了CEO声誉与真实盈余管理之间的倒U形关系。

国有企业中CEO声誉对真实盈余管理的影响之所以会被弱化,主要原因如下:第一,国有企业承担了多重目标,因此国有企业CEO的评价标准与民营企业不同。从评价维度来看,国有企业作为政府的代表,承担着宏观调控、社会责任等任务。在对国有企业CEO进行考核时,不仅要考虑财务绩效,还要综合考察其他因素。从评价的时间跨度来看,国有企业CEO的政治晋升与其长期业绩表现挂钩,而采取真实盈余管理行为会对公司长期价值产生负面效应进而影响国有企业CEO的长期声誉。第二,国有企业除了公司治理机制外,还有一套平行的党务考核与检查机制(陈宋生和童晓晓,2017),这种严格的监管机制会对管理层有较强的约束,降低其从事真实盈余管理行为的可能性。国有企业CEO为了追求声誉而进行真实盈余管理所获得收益的不确定性更大,故而国有股权对CEO声誉与真实盈余管理的倒U形关系有削弱作用。

(二)CEO股权激励、CEO声誉与真实盈余管理

作为一种重要的中长期显性激励机制,授予CEO股权的初衷是通过CEO拥有股权及其所赋予的经济权利,使其与公司共享利益、共担风险,促进CEO利益与公司整体利益相结合,减少高管谋取私利的行为(邵剑兵和陈永恒,2018)。这种中长期激励周期,使得高声誉CEO更在意公司的长期价值,而不是较短时间内的财务表现,因此推测授予CEO股权可能会削弱CEO声誉与真实盈余管理之间的倒U形关系。构建CEO股权激励变量(*Share*),以CEO持股比例衡量,探讨CEO股权激励对主效应的影响,回归结果如表7列(2)所示。CEO声誉与真实盈余管理的倒U形关系成立,计算各变量系数后可知,随着CEO股权激励强度增加,倒U形曲线的拐点会向右移动,且曲线整体变缓,即授予CEO股权激励弱化了CEO声誉与真实盈余管理之间的倒U形关系。

股权激励作为一种将CEO个人利益与公司中长期价值相结合的治理机制,可以有效抑制CEO短视行为,降低委托代理成本。CEO拥有较多的股权,在战略决策中会更加考虑公司的长远发展,CEO操纵盈余的成本不仅仅是声誉损失的风险,还有股票价值降低所带来的损失。因此CEO股权激励会使倒U形曲线变缓。授予股权强化了CEO的风险规避动机,弱化了CEO声誉与真实盈余管理的倒U形关系。

(三)CEO职业背景、CEO声誉与真实盈余管理

除了公司特征与内部治理因素外,CEO个人特征是否会影响CEO声誉与真实盈余管理的关系?根据烙印理论,CEO的职业背景会影响他的认知结构、决策模式和行为方式(Schoar和Zuo,2017)。因此,本文从CEO职业背景丰富度出发,探究CEO声誉与真实盈余管理行为的影响因素。构建虚拟变量CEO职业背景(*Back*),如果CEO为单一职业背景,赋值为0,否则为1,回归结果如表7列(3)所示。根据前文中提到的倒U形检验方法可知,与单一职业背景相比,拥有复杂职业背景的CEO使得倒U形曲线拐点向右移动,且曲线整体变缓,即CEO职业背景弱化了CEO声誉与真实盈余管理行为之间的倒U形关系。

丰富的职业经历使得CEO拥有更多专业知识,提升了CEO的资源配置能力与效率,最终提升了公司的价值创造能力和业绩表现(何瑛等,2019),拥有复杂职业背景的CEO会面临较小的业绩压力和较多的收益。随着CEO声誉水平提高,真实盈余管理带来的边际收益降低,继而使倒U形曲线变缓。即CEO复合职业背景弱化了CEO声誉与真实盈余管理行为之间的倒U形关系。

通过拓展性分析,本文验证了股权性质、CEO股权激励与CEO职业背景等因素对CEO声誉

与真实盈余管理关系的调节作用,即在国有股权属性、授予CEO较高水平的股权激励以及CEO拥有丰富职业背景的公司中,CEO声誉与真实盈余管理的倒U形关系将会得到削弱。上述结论为完善上市公司内部治理机制,缓解真实盈余管理行为提供了更有针对性的建议。

表7 股权性质、CEO股权激励、CEO职业背景的调节作用检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>	<i>AbsREM</i>
<i>Reputation</i> ²	-0.00005***(-2.9873)	-0.00003***(-2.8109)	-0.0001***(-4.1368)
<i>Reputation</i>	0.0085*** (3.1272)	0.0050*** (2.8451)	0.0094*** (3.8950)
<i>Reputation</i> ² × <i>OW</i>	0.00004** (2.5057)		
<i>Reputation</i> × <i>OW</i>	-0.0055**(-2.1885)		
<i>OW</i>	-0.0113(-1.2637)		
<i>Reputation</i> ² × <i>Share</i>		0.0011*** (3.2481)	
<i>Reputation</i> × <i>Share</i>		-0.0356(-0.8251)	
<i>Share</i>		-0.0192(-0.0759)	
<i>Reputation</i> ² × <i>Back</i>			0.0001*** (3.3049)
<i>Reputation</i> × <i>Back</i>			-0.0056**(-2.2076)
<i>Back</i>			0.0095(1.3617)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.4058*** (5.4297)	0.4169*** (5.5078)	0.4180*** (5.6691)
<i>Adj-R</i> ²	0.2206	0.2160	0.2180
<i>N</i>	4649	4649	4649

六、研究结论与启示

本文基于中国情境下CEO声誉双重治理效应的视角,探究了CEO声誉对真实盈余管理行为的影响及作用机制,并以2012-2017年中国上市公司数据为样本进行实证检验,得出以下结论:第一,CEO声誉与真实盈余管理行为之间具有显著的倒U形关系,即CEO声誉存在阈值,未达到该值时CEO声誉对真实盈余管理行为呈正向影响,超过该值则会演变为负向影响,该结论证明了中国情境下CEO声誉存在双重治理效应;第二,CEO风险承担水平在CEO声誉与真实盈余管理行为之间具有显著的非线性中介效应,即CEO声誉通过倒U形曲线效应影响了CEO风险承担水平,进而影响了真实盈余管理,揭示了CEO声誉对真实盈余管理行为影响的内在机制;第三,国有股权性质、CEO股权激励、CEO复合职业背景均可以弱化CEO声誉与真实盈余管理行为之间的倒U形关系。综上所述,本文不仅拓展了中国情境下CEO声誉在公司治理领域的研究,也进一步揭示了CEO声誉对真实盈余管理行为的作用机制及影响因素。

依据以上结论,本文对优化上市公司治理机制设计提出以下建议。

第一,在抑制管理者机会主义行为的内部公司治理系统中充分运用“面子机制”,同时通过构建外部经理人市场等平台充分发挥CEO声誉的有效契约效应。研究表明,CEO声誉达到一定水平之后,才能发挥积极的治理效应。因此,在内部应充分利用CEO“想挣面子”与“怕丢面子”两种倾向的积极作用,激励契约要将声誉纳入考虑因素。对于较低声誉的CEO,应尽量避免“唯业绩论”,在评价时应注重长期价值指标及非财务指标,减少CEO为追求良好声誉而进行短期

盈余管理行为的动机。在外部应进一步完善经理人市场,由权威第三方机构对CEO声誉进行客观评价并构建多渠道声誉传播机制,为CEO声誉积极效用的实现提供机制与平台。

第二,构建完善的CEO选聘制度,并运用股权激励等契约进一步优化CEO声誉对真实盈余管理的作用。鉴于CEO声誉在较低水平时“寻租效应”起主导作用,在选聘CEO时应充分考虑声誉因素,并将其赋予更多的权重,同时也应该适当注重CEO的职业背景丰富程度。在高管激励契约配置方面,应充分发挥股权激励等中长期激励契约的激励作用,使CEO个人利益与公司的长期价值挂钩,从而凸显CEO声誉的积极效用。

第三,在国有企业高管薪酬制度改革中充分重视声誉机制的激励效应,并通过机制设计强化声誉的有效契约效应。现阶段以国企高管限薪制度为代表的国企高管薪酬制度改革引起了理论界与实践界的共同关注,当现金薪酬有效性受到质疑的情况下,应充分发挥声誉机制在国企高管激励契约系统中的作用,构建国企高管声誉评价机制、传播机制、激励机制等。

不可否认,本研究也存在一定的不足,同时也为未来研究指明了方向。首先,虽然使用媒体报道频次来衡量CEO声誉是学术界最为常用的方法,但是CEO声誉在中国情境下具有更为复杂的特征,因此仍需考虑构建符合中国情境的声誉衡量指标。其次,未来研究需要从更多角度探寻可能影响CEO声誉与真实盈余管理“双刃”效应的情境因素。

主要参考文献:

- [1] 鲍学欣,曹国华,邢相春,等. 真实盈余管理的原因:一个前景理论的解释[J]. 管理工程学报,2017,(3).
- [2] 陈永生,童晓晓. 双重监管、XBRL实施与公司治理效应[J]. 南开管理评论,2017,(6).
- [3] 董保宝. 风险需要平衡吗:新企业风险承担与绩效倒U形关系及创业能力的中介作用[J]. 管理世界,2014,(1).
- [4] 何瑛,于文蕾,杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济,2019,(9).
- [5] 何友晖. 面子的动力:从概念化到测量[A]. 翟学伟. 中国社会心理学评论(第2辑)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2006.
- [6] 黄光国,胡先缙. 面子:中国人的权力游戏[M]. 北京:中国人民大学出版社,2004.
- [7] 李辽宁. 国外企业盈余管理动机研究:一个基于契约观的整合框架[J]. 宏观经济研究,2012,(10).
- [8] 吕文栋,林琳,赵杨. 名人CEO与企业战略风险承担[J]. 中国软科学,2020,(1).
- [9] 马壮,李延喜,王云,等. 媒体监督、异常审计费用与企业盈余管理[J]. 管理评论,2018,(4).
- [10] 邵剑兵,陈永恒. 高管股权激励、盈余管理与审计定价——基于盈余管理异质性的视角[J]. 审计与经济研究,2018,(1).
- [11] 沈烈,张西萍. 新会计准则与盈余管理[J]. 会计研究,2007,(2).
- [12] 谈晨皓,王逸博,崔诣晨,等. 名利博弈中的舍利取义行为[J]. 心理科学进展,2016,(12).
- [13] 陶厚永,章娟,刘艺婷. 外部监督、面子需要与企业高管的承诺升级[J]. 南开管理评论,2019,(4).
- [14] 王晓亮,蒋勇,刘振杰. 董事会断裂带、会计稳健性与真实盈余管理[J]. 审计研究,2019,(5).
- [15] 魏明海. 盈余管理基本理论及其研究述评[J]. 会计研究,2000,(9).
- [16] 徐宁,吴崑玉,王帅. 动力抑或负担? ——高管声誉双重治理效用研究述评与展望[J]. 外国经济与管理,2017,(10).
- [17] 杨俊杰,曹国华. CEO声誉、盈余管理与投资效率[J]. 软科学,2016,(11).
- [18] 张敏,童丽静,许浩然. 社会网络与企业风险承担——基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界,2015,(11).
- [19] 张婷婷,李延喜,曾伟强. 媒体关注下上市公司盈余管理行为的差异研究——一种治理盈余管理的新途径[J]. 管理评论,2018,(2).
- [20] 张宗新,周嘉嘉. 分析师关注能否提高上市公司信息透明度? ——基于盈余管理的视角[J]. 财经问题研究,2019,(12).
- [21] 赵卓嘉. 面子理论研究述评[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2012,(5).

- [22] Baillon A, Bleichrodt H, Spinu V. Searching for the reference point[J]. *Management Science*, 2020, 66(1): 93–112.
- [23] Benischke M H, Martin G P, Glaser L. CEO equity risk bearing and strategic risk taking: The moderating effect of CEO personality[J]. *Strategic Management Journal*, 2019, 40(1): 153–177.
- [24] Brown M, Serra-Garcia M. The threat of exclusion and implicit contracting[J]. *Management Science*, 2017, 63(12): 4081–4100.
- [25] Cho S Y, Arthurs J D, Townsend D M, et al. Performance deviations and acquisition premiums: The impact of CEO celebrity on managerial risk - taking[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(13): 2677–2694.
- [26] Cohen D A, Zarowin P. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(1): 2–19.
- [27] Edwards J R, Lambert L S. Methods for integrating moderation and mediation: A general analytical framework using moderated path analysis[J]. *Psychological Methods*, 2007, 12(1): 1–22.
- [28] Fama E F. Agency problems and the theory of the firm[J]. *Journal of Political Economy*, 1980, 88(2): 288–307.
- [29] Ferentinou A C, Anagnostopoulou S C. Accrual-based and real earnings management before and after IFRS adoption: The case of Greece[J]. *Journal of Applied Accounting Research*, 2016, 17(1): 2–23.
- [30] Francis J, Huang A H, Rajgopal S, et al. CEO reputation and earnings quality[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2008, 25(1): 109–147.
- [31] Gomez-Mejia L R, Neacsu I, Martin G. CEO risk-taking and socioemotional wealth: The behavioral agency model, family control, and CEO option wealth[J]. *Journal of Management*, 2019, 45(4): 1713–1738.
- [32] Graham J R, Harvey C R, Puri M. Managerial attitudes and corporate actions[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(1): 103–121.
- [33] Grant J, Markarian G, Parbonetti A. CEO risk-related incentives and income smoothing[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2009, 26(4): 1029–1065.
- [34] Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U - and inverted U - shaped relationships in strategy research[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7): 1177–1195.
- [35] Hayward M L A, Rindova V P, Pollock T G. Believing one's own press: The causes and consequences of CEO celebrity[J]. *Strategic Management Journal*, 2004, 25(7): 637–653.
- [36] Jian M, Lee K W. Does CEO reputation matter for capital investments? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(4): 929–946.
- [37] Kahneman D, Tversky A. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. *Econometrica*, 1979, 47(2): 263–291.
- [38] Lovelace J B, Bundy J, Hambrick D C, et al. The shackles of CEO celebrity: Sociocognitive and behavioral role constraints on “star” leaders[J]. *Academy of Management Review*, 2018, 43(3): 419–444.
- [39] Malmendier U, Tate G. Superstar CEOs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1593–1638.
- [40] Martin G P, Gomez-Mejia L R, Wiseman R M. Executive stock options as mixed gambles: Revisiting the behavioral agency model[J]. *Academy of Management Journal*, 2013, 56(2): 451–472.
- [41] Milbourn T T. CEO Reputation and stock-based compensation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(2): 233–262.
- [42] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335–370.
- [43] Schoar A, Zuo L. Shaped by booms and busts: How the economy impacts CEO careers and management styles[J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(5): 1425–1456.
- [44] Weng P S, Chen W Y. Doing good or choosing well? Corporate reputation, CEO reputation, and corporate financial performance[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2017, 39: 223–240.

Research on the Double-Edge Effect of CEO Reputation on Real Earnings Management: “Strive for Fame by Profit” or “Sacrifice Profit to Duty”

Xu Ning, Zhang Yang, Xu Xiangyi

(School of Management, Shandong University, Shandong Jinan 250100, China)

Summary: Real earnings management has become an important method for listed companies' executives to manipulate accounting earnings for its high flexibility and concealment. Under the Chinese special institutional and cultural context, exploring the CEO's attitude towards personal interests such as fame and wealth, and the intrinsic motivation of choosing real earnings management behavior at the corporate governance level is the permanent cures of these problems. As a contract with dual governance effects, is CEO reputation an effective governance tool to improve earnings quality or a driving factor to strengthen real earnings management behavior? How to affect real earnings management?

In order to solve these problems, based on the efficient contracting hypothesis and the rent extraction hypothesis under the framework of principal-agent theory, using Chinese listed company data from 2012 to 2017, this paper combines the Western theory with China's "face culture", and empirically tests the double-edge effect and mechanism of CEO reputation on real earnings management behavior. The results show that: (1) There is a significant inverted U-shaped relationship between CEO reputation and real earnings management behavior, that is, there is a threshold for CEO reputation, below which CEO reputation has a positive correlation with real earnings management, and beyond which it becomes into a negative correlation. (2) CEO reputation influences CEO risk-taking through the inverted U-shaped curve effect, thus promoting the inverted U-shaped relationship between CEO reputation and real earnings management, which means that CEO risk-taking has a nonlinear mediating effect between CEO reputation and real earnings management behavior. (3) In the expanded analysis, the results show that state-owned equity, higher level of CEO equity incentive and CEO with rich career background can weaken the inverted U-shaped effect of CEO reputation on real earnings management behavior, revealing the influence of multi-level situational factors such as CEO personal characteristics and corporate factors on the relationship between CEO reputation and real earnings management. To sum up, this paper proves the dual governance effect of CEO reputation on real earnings management behavior in the Chinese context, expands the research horizon of executive implicit incentive contract, and provides theoretical reference for solving real earnings management problems and the reform of executive incentive system.

Key words: CEO reputation; real earnings management; CEO risk-taking; dual governance effects

(责任编辑: 倪建文)