

# CEO 声誉与企业内部控制质量

张莹<sup>1</sup> 池国华<sup>2</sup>

(1.浙江理工大学 经济管理学院,浙江 杭州 310018;2.南京审计大学 内部审计学院,江苏 南京 211815)

**摘要:**CEO 维护声誉的不同方式会导致企业内部控制质量发生不同变化。在有效契约假说下,为保证决策的有效执行,CEO 会提高内部控制质量;在寻租假说下,为掩饰个人机会主义行为,CEO 会降低内部控制质量。文章以 2010—2021 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本,考察 CEO 声誉与企业内部控制质量之间的关系,以检验上述两个竞争性假说。研究发现,CEO 声誉与企业内部控制质量正相关,表明 CEO 倾向于做出有益于公司长期价值的决策以维护其声誉,支持了有效契约假说。异质性检验发现,当企业内外部风险较高、控股股东为国有股东或机构股东以及控股股东控制权较大时,CEO 声誉与企业内部控制质量之间的正向关系更为明显,表明在企业内外部风险较高以及内外部监督作用较强时,CEO 通过提升公司长期价值维护其声誉的可能性更高。文章结论丰富了 CEO 声誉理论研究,为经理人市场的治理作用提供了经验证据。

**关键词:**CEO 声誉;内部控制;不确定性;经理人市场

**中图分类号:**F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)03-0016-12

## 一、引言

CEO 声誉的重要性已经被实务界广泛认可。有研究通过采访 1400 名商业人士发现,CEO 声誉可以占到公司声誉的 45%;高声誉的 CEO 能够增加股东财富,而低声誉的 CEO 则导致股东财富受损;90%以上的金融或行业分析师表示他们会根据 CEO 的声誉去推荐或者购买该 CEO 所在公司的股票;80%以上的受访者认为 CEO 声誉会影响他们在媒体审查下对公司的看法,并将 CEO 声誉作为推荐员工去该公司工作的依据<sup>[1]</sup>。声誉对于 CEO 个人而言,更是一种重要的人力资本。一方面,声誉包含了 CEO 个人品质和能力的信息,高声誉能够帮助 CEO 在未来获得更高的薪酬和职业发展机会。另一方面,声誉具有资源效应,高声誉意味着较高的可信度,能够有效增加 CEO 在个人和公司社会关系网络中的价值和优势地位。因此,高声誉的 CEO 更加关注其个人声誉,也更加爱惜自己的“羽毛”。

**收稿日期:**2022-04-16

**基金项目:**国家自然科学基金资助项目“政府审计与内部控制整合视角下的腐败综合治理机制研究:基于政府和企业两种情景”(71772089);国家自然科学基金资助项目“银行内部控制与信贷风险的动态防控:基于银企信贷契约视角的研究”(72172061)

**作者简介:**张莹(1987—),女,内蒙古赤峰人,浙江理工大学经济管理学院讲师,博士;

池国华(1974—),男,福建龙岩人,南京审计大学内部审计学院教授,本文通讯作者。

然而,CEO 声誉关注给企业带来的治理效应却存在截然相反两种结果。有效契约假说认为,CEO 声誉是 CEO 与企业利益相关者通过长期反复博弈而形成的<sup>[2]</sup>,具有长期累积性和易损性的特征,因此 CEO 出于对自身声誉的关注而弱化了其与股东等利益相关者之间的利益冲突,降低了代理成本,倾向于做出有益于公司长期价值的决策以维护自己的声誉<sup>[3]</sup>。寻租假说认为,投资者或者分析师会随着 CEO 声誉的增加而提高预期,CEO 为了维护自己的高声誉和职业发展会尽可能迎合和满足利益相关者的预期,有可能倾向于追求短期收益而导致企业长期价值下降<sup>[4]</sup>。那么,能否通过制度设计以平衡 CEO 的短期利益和企业的长期发展呢?这对公司治理的实践具有重要的指导意义。

基于此,本文尝试从企业内部控制质量视角,对 CEO 声誉关注给企业带来的治理效应进行研究,其原因在于:第一,内部控制是保障决策有效执行的基础性制度安排。CEO 作为企业的最高管理者,其决策或者行为都可能通过企业内部控制质量的变化表现出来。第二,CEO 是组织和领导内部控制日常运行的第一责任人。CEO 有能力也有机会为实现个人目的伺机提高或放松内部控制质量。如果 CEO 维护声誉的方式符合有效契约假说,即 CEO 倾向做出有益于公司长期价值的决策以维护自己的声誉,那么 CEO 需要提高企业内部控制质量以保证自己的决策能够有效执行;如果 CEO 维护声誉的方式符合寻租假说,即 CEO 更多地追求短期收益或者通过盈余管理等机会主义行为满足利益相关者的预期,那么 CEO 就没有动机提高企业内部控制质量,甚至可能会降低企业内部控制质量以掩饰个人的机会主义行为。由于在两种不同假说下,CEO 维护声誉的不同方式会导致企业内部控制质量发生不同方向的变化,这为验证 CEO 声誉的有效契约假说或者寻租假说提供了有力的经验证据。此外,如果高声誉的 CEO 更加注重内部控制质量的提升,这也意味着通过内部控制制度设计实现了 CEO 短期利益与企业长期发展的平衡。

本文可能的边际贡献有:(1)本文从 CEO 维护声誉的角度丰富了企业内部控制影响因素的相关研究。虽然已有研究从企业管理层维护声誉的视角探究了其对内部控制质量的影响,但是不够直接,比如杨小娟等在探讨治理结构中的连锁董事对内部控制的溢出效应时,将董事声誉作为一种机制进行分析<sup>[5]</sup>。与此类研究不同,本文探讨的是企业 CEO 声誉关注对内部控制质量的直接影响,且从 CEO 声誉关注视角而不是企业其他管理者声誉关注视角出发,更具有现实意义。作为企业内部的管理活动,内部控制紧密地融入企业各项日常经营管理中。与其他管理者相比,CEO 作为组织和领导内部控制日常运行的第一责任人,既对企业的资源以及各项业务活动的运营和协调有更为深入的了解,同时也在内部控制体系设计和制度执行方面发挥重要作用,因此从 CEO 声誉关注视角对企业内部控制质量进行研究更为直接且重要。此外,CEO 声誉本质上是由经理人市场的声誉评价体系所形成,本文的研究也间接表明,作为企业重要的外部治理机制之一的经理人市场,在约束高管行为的同时,对企业内部控制质量也有着重要的影响。(2)本文从企业内部控制的视角实证检验了 CEO 声誉关注对企业的治理效应,是对现有声誉理论研究的有益补充。现有文献在检验个人声誉关注对企业的影响时,多以模型推导和实验的方法进行验证,仅有少数文献利用经验数据进行检验<sup>[4]</sup>,可见现有证据非常有限,声誉理论的研究还存在很大的空间。本文与现有研究的不同之处在于:一方面,本文证实了 CEO 维护声誉的有效手段是做出有益于企业长期价值的决策;另一方面,本文分别基于能力观和印象观对 CEO 声誉进行了综合度量,为 CEO 声誉的实证研究提供了有益补充。(3)本文系统考察了企业内外部风险变化以及控股股东异质性的 CEO 声誉与内部控制质量之间关系的调节效应,使 CEO 声誉对企业内部控制质量影响的研究更加细化和深入。

## 二、文献综述

### (一)声誉激励经济后果的文献回顾

声誉理论强调了“声誉”这一隐性激励机制在解决委托代理冲突中的重要作用。Fama 认为,即使没有薪酬激励经理人也会努力工作,目的是建立和维护个人声誉以提高在经理人市场的竞争力<sup>[2]</sup>。声誉的激励作用主要体现在盈余管理和经营绩效等方面。比如 CEO 声誉可以抑制企业的盈余管

理,并且相比应计盈余管理,对真实活动盈余管理的抑制程度更高<sup>[6]</sup>;CEO 声誉增加了资本市场投资的财富效应,“年度最佳 CEO”评选与公司绩效正相关<sup>[7]</sup>。由于声誉的建立具有长期性和易损性的特点,声誉机制通过强调个人对声誉的关注来发挥激励作用,使其形成长期的自我约束。声誉是利益相关者根据个人的历史表现对其未来行为的一种预期,由此在声誉的形成过程中,利益相关者根据 CEO 所在公司的业绩不断修正对 CEO 的评价<sup>[3]</sup>。可见,声誉的建立具有长期性。同时,声誉是个人向外界传递其能力、信誉、诚实和远见等多维度的一种信号<sup>[8]</sup>,一旦陷入道德或法律困境,个人通过声誉与外界建立起来的信任就会受损且难以修复。由此可见,声誉还具有易损性。经理人市场上的高声誉可以为 CEO 带来良好的职业发展和社会关系,并且声誉建立的长期性和易损性使 CEO 更加关注自己的声誉,避免发生使声誉受损的行为。

然而,CEO 的声誉关注导致声誉激励出现了截然相反的两种效果。一类研究认为,高声誉的 CEO 由于担心声誉受损会表现出风险规避或风险偏好,造成企业的非效率投资。Hirshleifer 认为经理人有动机通过投资决策建立个人声誉,声誉的建立会影响经理人对待风险的态度,使其在投资决策中更保守或更激进<sup>[9]</sup>。高声誉的 CEO 会表现出短视行为,比如减少不确定性较高的研发支出,这样可以避免投资失败而被解雇的风险,因为被迫离职会严重损害其个人声誉<sup>[4]</sup>。另一类研究认为,为了避免声誉受损,CEO 会利用关系网络尽可能搜寻更多与投资有关的信息以期提高投资效率和企业价值<sup>[7]</sup>。

## (二)内部控制影响因素的文献回顾

提高企业内部控制质量,增强企业风险防范的能力是“防范化解重大风险”政策下微观企业层面最直接的应对措施,现有文献也从多个维度对如何提高企业内部控制质量进行了探讨。从企业外部来看,文化差异、产品市场以及财务分析师、审计师等外部监督对企业内部控制质量有重要影响。审计师任期越长、地理距离越近,对企业了解越深入,企业内部控制缺陷越少<sup>[10]</sup>;媒体关注和政府审计等企业外部治理机制能够降低代理成本从而完善内部控制制度<sup>[11]</sup>。从企业内部来看,所有权结构、董事会特征、内部审计质量等内部治理对企业内部控制质量有重要影响。企业股权集中度越高、董事会规模越大,越不愿意披露内部控制缺陷,相反,审计委员会专业性越高,企业自愿披露内部控制缺陷的可能性越大<sup>[12]</sup>。

内部控制由董事会负责建立健全并有效实施,由监事会对建立与实施的过程进行监督,由经理层负责组织和领导内部控制的日常运行,董事会是内部控制制度的责任主体,而管理层则是执行主体。内部控制质量的高低取决于执行效果,这与管理层特别是 CEO 动机和 CEO 个人特征有关。李晓慧等发现,管理层出于自利动机,遵守最低要求,“从众模仿”其他企业进行内控缺陷的披露,这种模仿行为可能是一种不规范行为且不容易被资本市场和监管机构识别,管理层变更后,新任管理层有卸责动机,会放松内控缺陷认定的标准<sup>[13]</sup>。CEO 权力过大引发“堑壕效应”,会干预审计委员会,削弱其对内部控制的监督作用<sup>[14]</sup>。鉴于 CEO 对内部控制质量影响的重要性,董事会通过设置不同的激励与约束机制引导 CEO 提高企业内部控制质量。对高管实施薪酬激励和股权激励可以在一定程度上抑制高管的自利动机,提高内部控制有效性<sup>[15]</sup>。

## (三)文献述评

现有关于 CEO 声誉激励效果的研究存在相反的两种假说,即有效契约假说与寻租假说,到底哪一种假说在 CEO 声誉的治理作用中占主导尚未形成一致结论,CEO 声誉能否有效发挥治理作用亟待验证。同时,已有关于内部控制影响因素的文献中,无论是企业外部监督机制还是企业内部治理机制都忽略了经理人市场对内部控制的影响,而经理人市场可以通过声誉机制形成 CEO 的自我约束从而抑制其自利动机。基于此,本文将外部经理人市场的声誉机制引入到内部控制的研究中,通过实证分析的方法检验 CEO 声誉对企业内部控制质量的影响,为 CEO 声誉的有效契约假说或寻租假说提供经验证据。

### 三、理论分析与假设提出

在有效契约假说下,CEO对个人声誉的关注会促使CEO提高企业内部控制质量。第一,CEO出于对个人声誉的维护会做出有益于公司长期价值的决策,而决策能够有效执行的前提是平衡企业不同利益主体的利益。企业的运营涉及大股东、中小股东、高管团队、债权人以及客户、供应商等,不同利益主体的利益冲突均会阻碍决策的有效实施。面对上述潜在的利益冲突,CEO出于对声誉的维护,就需要建立一套基本的制度来帮助CEO实现不同利益主体之间的制衡与约束。《企业内部控制基本规范》强调,企业应建立规范的公司治理结构和议事规则,明确决策的职责权限,形成科学有效的职责分工和制衡机制。CEO负责领导和组织企业内部控制的日常运行,有效的内部控制可以发挥制衡机制,约束不同利益主体的行为<sup>[13]</sup>。

第二,CEO要具备决策的动态调整能力,以确保决策在实施过程中的实际结果与决策预期不发生偏离。高质量的内部控制能够实现企业经营全过程的监督与控制<sup>[16]</sup>,能够提高企业信息收集、处理和传递的效率<sup>[17]</sup>,CEO进而可以根据有效信息进行风险评估,及时做出应对策略并实现对原本决策的动态调整。高声誉的CEO为了确保决策有效执行,避免企业经营失败,会更加注重企业内部控制质量的提高。基于以上分析,本文提出以下假设:

H1a:在其他条件不变的情况下,高声誉CEO会提高内部控制质量。

在寻租假说下,CEO对个人声誉的关注可能促使CEO降低内部控制质量以掩盖自己为迎合利益相关者预期而从事的机会主义行为。一方面,当CEO面临威胁或者压力时,会产生防御动机,这种防御动机体现在CEO所在公司的内部控制制度制定和执行过程中<sup>[18]</sup>。高声誉CEO如果通过追求短期收益或者盈余管理等方式迎合利益相关者的高预期,就可能倾向于降低企业内部控制质量。企业内部控制制度越完善,意味着CEO进行盈余管理等机会主义行为的难度越高,容易在内控体系中留下痕迹。另一方面,宽松的内部控制环境有利于CEO隐藏自己的机会主义行为。王俊等研究发现,当企业高管变更时,在新任管理层的首个完整任职年份,内部控制缺陷标准向更宽松的方向调整,这意味着同样的内控缺陷,在宽松的认定标准下不需要披露为重大或重要缺陷<sup>[19]</sup>,同时也意味着高管的某些机会主义行为不容易被发现。基于以上分析,本文提出以下假设:

H1b:在其他条件不变的情况下,高声誉CEO会降低内部控制质量。

### 四、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

由于2006年上交所、2007年深交所分别发布内部控制指引后,我国上市公司才开始广泛地关注内部控制制度建设,并且当期的CEO声誉计算要用到前三年的企业绩效,因此本文选取2010—2021年全部沪深两市A股上市公司作为初始研究样本,并按照以下条件进行筛选:(1)剔除金融类行业的公司;(2)剔除被标记为特殊处理的公司;(3)剔除同时发行B股或H股的公司,这是因为同时发行B股或H股的公司面临双重监管,内部控制制度建设可能与其他上市公司不同;(4)剔除相关变量数据缺失的公司。经过上述筛选,本文最终得到27892个观测值。考虑到异常值对文章结论的影响,本文对所有连续变量按照上下1%进行Winsorize处理。内部控制质量数据来自迪博内控数据库,内部控制是否有缺陷以及缺陷数量等数据均来自国泰安数据库,经济政策不确定性指数来自网站<http://www.policyuncertainty.com>,媒体对CEO个人报道数据来自CNRDS“中国上市公司高管舆情数据库”。

#### (二)实证模型与变量定义

为了验证本文假设,我们参考池国华等的研究构建以下模型<sup>[11]</sup>:

$$IC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Rep_{i,t} + \sum Control + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,IC为企业内部控制质量,采用迪博数据库中内部控制指数加1取自然对数进行度量。该指数围绕上市公司合法合规、报告、资产安全、经营和战略五大目标的实现程度进行设计,形成

由基础层级、经营层级、战略层级和修正指数构成的量化体系,对 2000 年以来上市公司历年的内部控制水平进行有效衡量。

Rep 为 CEO 声誉,CEO 声誉可以看作是利益相关者对 CEO 的能力以及品德、诚信等印象的综合评价。现有文献中对 CEO 声誉的度量存在两种观点:能力观和印象观。其中,能力观将声誉看作 CEO 个人能力的表现。能力观认为 CEO 的本职工作是提高其所在企业的绩效,绩效越高代表 CEO 能力越强,其个人声誉也越高<sup>[8]</sup>。印象观将 CEO 声誉看作利益相关者对 CEO 的一种心理感知。CEO 声誉是利益相关者接收到的代表企业优势的信息,声誉本身并不会改善企业业绩<sup>[20]</sup>。媒体作为一种信息中介,其报道的信息能够引起利益相关者的广泛关注,作用于利益相关者对 CEO 的评价,从而影响 CEO 的个人声誉<sup>[6]</sup>。本文认为仅考虑能力观或者仅考虑印象观均不能很好地刻画 CEO 声誉。因此,本文尝试将二者结合起来对 CEO 声誉进行度量,即在 CEO 能力的基础上再考虑利益相关者对 CEO 的印象。具体步骤如下:

第一,借鉴 Malmendier 等<sup>[8]</sup>、Rajgopal 等<sup>[21]</sup>以及 Jian 等的研究<sup>[7]</sup>,采用前三年经行业调整后的 Roa(IARoa)来度量 CEO 能力,然后将经行业调整后的 Roa 序数化并从小到大进行排序,序数越大代表 CEO 能力越强。IARoa 的具体计算如下:

$$IARoa_{i,t} = \frac{1}{3} \sum_{k=1}^3 \left[ Roa_{i,t-k} - \left( \frac{\sum_{j=1}^N Roa_{j,t-k} - Roa_{i,t-k}}{N-1} \right) \right] \quad (2)$$

式(2)中,IARoa<sub>i,t</sub>为 i 公司在 t 年经行业调整的 Roa,Roa<sub>i,t-k</sub>为 i 公司第 t-k 年的 Roa,小括号中为除了 i 公司外的行业平均 Roa,N 为行业内公司总数。

第二,借鉴 Francis 等的研究<sup>[6]</sup>,采用 CEO 获得正面商业报道的次数(Particles)来度量基于印象观的 CEO 声誉,同样将其序数化并从小到大进行排序,序数越大代表利益相关者对 CEO 的印象越好。这里的商业报道包括《证券日报》《上海证券报》《中国财经报》等权威商业报刊。最后,将两者序数化后的排序进行平均后再排序,最终获得基于能力观和印象观的综合 CEO 声誉等级水平(Rep)。

控制变量方面,本文参考池国华等的研究<sup>[11]</sup>,控制了资产规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产报酬率(Roa)、两职合一(Dual)、营业收入增长率(Growth)、董事会规模(Board)、股权集中度(Balance)、独立董事比例(Indep)、是否被出具非标意见(Opinion)、公司成立年限(Age)、分析师跟踪(Analyst)以及是否被四大会计师事务所审计(Big4)等。考虑到媒体关注与分析师跟踪对企业内部控制影响的滞后性,本文对这两个控制变量进行了滞后一期处理。此外,本文还设置了行业与年度虚拟变量以控制行业固定效应与时间固定效应。各变量具体定义及计算方式见表 1。

表 1 变量定义表

变量名称	符号	变量定义说明
内部控制指数	IC	迪博数据库中内部控制指数加 1 取自然对数
CEO 声誉	Rep	IARoa 和 Particles 分别序数化后的排序进行平均后再排序,其中 IARoa 为前三年经行业调整后的 Roa,Particles 为 CEO 获得正面报道的次数。
资产规模	Size	年末总资产的自然对数
资产负债率	Lev	期末负债总额 / 期末资产总额
总资产报酬率	Roa	净利润 / (资产合计期末余额 + 资产合计期初余额) / 2
营业收入增长率	Growth	公司当年营业收入除以上年营业收入后减 1
公司成立年限	Age	公司成立年限的自然对数
审计意见	Opinion	上市公司年度报告被出具非标准审计意见时取 1,否则为 0
股权集中度	Balance	上市公司第二至第十大股东持股比例之和除以第一大股东持股比例
独立董事比例	Indep	独立董事人数 / 董事会总人数
董事会规模	Board	董事会总人数取自然对数
两职合一	Dual	若公司董事长兼任总经理取值为 1,否则为 0
分析师跟踪	Analyst	上市公司年度被跟踪的分析师数量
是否被四大审计	Big4	上市公司被四大会计师事务所审计时取值为 1,否则为 0

## 五、实证研究

### (一)描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果,结果显示内部控制指数(IC)的均值为 6.088,中位数为 6.495,两者较为接近,最大值为 6.745,最小值为 0,表明我国 A 股上市公司内部控制质量差异较大。经行业调整后的 Roa(IARoa)均值为-0.005,中位数为 0.000,基本服从正态分布。CEO 个人的媒体正面报道次数(Particles)最小值为 0,最大值为 8,均值为 0.318,说明样本中获得媒体正面报道的 CEO 占比较小。资产规模(Size)的均值为 22.32,中位数为 22.16,基本服从正态分布。分析师跟踪(Analyst)的标准差为 9.567,说明样本中上市公司被分析师跟踪的差异较大。是否被四大审计(Big4)的均值是 0.060,说明样本中 6.0%的公司被四大审计师事务所审计。另外,本文计算了主要控制变量的方差膨胀因子,VIF 均值远小于 5,由此可以说明,本文的实证模型不存在严重的多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量名称	样本量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
IC	27892	6.088	6.495	0	6.745	1.537
IARoa	27892	-0.005	0.000	-0.517	0.173	0.081
Particles	27892	0.318	0	0	8	1.140
Size	27892	22.32	22.16	19.48	26.30	1.321
Lev	27892	0.461	0.455	0.064	0.975	0.211
Roa	27892	0.028	0.031	-0.359	0.204	0.074
Growth	27892	0.193	0.104	-0.623	3.909	0.545
Age	27892	2.936	2.996	1.946	3.526	0.304
Opinion	27892	0.051	0	0	1	0.219
Balance	27892	0.907	0.691	0.042	3.868	0.781
Indep	27892	0.376	0.364	0.333	0.571	0.054
Board	27892	2.132	2.197	1.609	2.708	0.201
Dual	27892	0.245	0	0	1	0.430
Analyst	27892	6.737	2	0	43	9.567
Big4	27892	0.060	0	0	1	0.237

### (二)基准回归结果与分析

表 3 报告了本文基准回归的结果。第(1)列的回归分析中只包含解释变量 CEO 声誉(Rep)并控制了行业和年份,CEO 声誉(Rep)的系数为 0.057,且在 1%的水平上显著,这说明在不考虑其他控制变量的情况下本文的假设 H1a 是成立的。第(2)列加入了其他控制变量,CEO 声誉(Rep)的系数为 0.026,仍在 1%的水平上显著为正。该结果的经济含义是 CEO 声誉(Rep)每增加 1 个单位,其所在公司内部控制质量平均而言会上升 0.026 个单位,验证了假设 H1a。第(3)列在模型(1)中控制了固定效应,结果显示,CEO 声誉(Rep)的回归系数依然在 1%的水平上显著为正,且 CEO 声誉(Rep)每增加 1 个单位,其所在公司内部控制质量平均而言会提高 0.021 个单位。为了结果的稳健,第(4)列剔除了 CEO 任期不满 3 年的样本后重新进行回归,CEO 声誉(Rep)的系数为 0.022,且在 1%的水平上显著为正,假设 H1a 再次得到验证,从而支持了有效契约假说。

### (三)稳健性检验

1. 替换内部控制变量。通常而言,内部控制质量高的公司内控缺陷较少,为了证明本文结果的稳健性,我们用是否有内部控制缺陷以及缺陷数量来度量内部控制质量<sup>[22]</sup>。内部控制缺陷数据来自上市公司内部控制自我评价报告和内部控制审计报告,本文用 ICW 表示内部控制缺陷,如果企业存在内部控制缺陷,那么 ICW 取值为 1,否则为 0,并利用 Logit 回归进行实证检验。同时,用 NumICW 表示内部控制缺陷数量,在模型中将 NumICW 除以 100 去除量纲,并利用 Tobit 回归进行实证检验,以上回归结果如表 4 第(1)列和第(2)列所示。在控制了其他变量后,第(1)列和第(2)列中 CEO 声

表 3

基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	IC	IC	IC	IC
常数项	5.560*** (54.826)	3.352*** (12.790)	-3.503*** (-3.344)	3.672*** (13.519)
Rep	0.057*** (36.804)	0.026*** (16.026)	0.021*** (9.694)	0.022*** (12.942)
Size		0.176*** (15.137)	0.441*** (10.964)	0.144*** (11.922)
Lev		-0.721*** (-9.981)	-0.914*** (-5.563)	-0.624*** (-8.405)
Roa		1.831*** (8.019)	1.518*** (6.480)	1.784*** (7.168)
Growth		-0.096*** (-3.729)	-0.082*** (-3.284)	-0.069** (-2.550)
Age		-0.156*** (-5.662)	0.292(1.228)	-0.120*** (-4.503)
Opinion		-2.680*** (-31.533)	-2.113*** (-19.349)	-2.734*** (-27.820)
Balance		-0.039*** (-3.566)	-0.165*** (-5.242)	-0.027** (-2.544)
Indep		-0.167(-0.932)	0.085(0.240)	-0.051(-0.285)
Board		-0.040(-0.750)	0.097(0.724)	0.002(0.041)
Dual		0.019(1.039)	0.015(0.413)	0.007(0.399)
Analyst		-0.004*** (-4.804)	-0.001(-1.098)	-0.003*** (-3.423)
Big4		-0.057** (-2.195)	0.180* (1.658)	-0.038(-1.480)
控制行业	是	否	是	是
控制年份	是	否	是	是
N	27892	27892	27892	24154
Adj_R <sup>2</sup>	0.093	0.296	0.202	0.283

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的水平上显著，括号内为t值，下表同。

誉(Rep)的回归系数分别是-0.009和-0.012，分别在1%和5%的水平上显著，说明CEO声誉每增加1个单位，发生内部控制缺陷的概率降低0.009个单位，内部控制缺陷数量减少0.012个单位。

2.使用DID的稳健性检验。考虑到基准回归中解释变量与被解释变量的度量均来自企业微观层面的数据，本文的结论可能会存在反向因果的内生性问题，为了保证结果的稳健，本文以权威榜单评选作为CEO声誉的度量方式，权威榜单一般来自业界公认的具有专业性和权威性的第三方独立机构<sup>[23]</sup>。榜单评选的本质是一种认证竞赛，在这个竞赛中，权威媒体会根据让人信服的、合法的绩效标准对CEO进行排名<sup>[23]</sup>。考虑到评选口径的一致性，本文以上市公司CEO是否首次入选《哈佛商业评论》评选出的“中国百佳CEO榜单”作为外生事件，同时选择配对样本，采用双重差分模型(DID)对本文假设进行重新检验。首先，首次上榜在事件前难以预见，这会导致上榜前后CEO声誉发生明显变化，上榜会增加CEO知名度，提高个人声誉。其次，该榜单的评选并非以企业内部控制质量为评选标准，而是以股东回报、市值变化以及ESG等客观指标选出上榜CEO，因此该事件不会直接影响企业内部控制质量，满足外生事件的要求。最后，该榜单的评选对象是所有A股上市公司的CEO，评选的期间范围是CEO的整个任期。

具体过程如下：首先，以上榜CEO所在公司为基准，在未上榜CEO所在公司样本中按照同行业(2012年行业代码)、同年度、总资产相近的标准获取配对样本。本文要求实验组公司规模与其对照组公司规模差异不能超过对照组公司规模的50%。其次，在配对样本中采用DID方法进行回归，检验CEO上榜前后其所在公司内部控制质量的变化。本文采用如下模型进行检验：

$$IC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Test_{i,t} + \alpha_2 Post_{i,t} + \alpha_3 Test_{i,t} * Post_{i,t} + \sum Control + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中，Test为上榜CEO哑变量，上榜CEO所在的公司取1，否则为0；Post为榜单公布前后时间段的虚拟变量，榜单公布前(上榜当年及上榜前一年)取值为0，榜单公布后(上榜后两年)取值为1；Test\*Post为Test与Post的交乘项，其系数表示榜单公布后实验组与对照组内部控制质量差异，若交乘项系数为正，则有效契约假说成立。从表4第(3)列可以看出，交乘项系数(Test\*Post)为0.031，且在5%的水平上显著。这说明上榜后的CEO所在公司的内部控制质量在榜单公布后有了显著的提升，即高声誉的CEO能够提高企业的内部控制质量，与假设H1a相符。

3.使用 Heckman 两阶段的稳健性检验。本文结论存在“高声誉的 CEO 本就有可能会选择高内部控制质量的公司任职”这一可能的内生性问题。为了检验这一问题,本文参考潘爱玲等的研究<sup>[24]</sup>,采用 Heckman 两阶段模型对样本进行检验。第一阶段以 CEO 声誉(Rep)为被解释变量,选取对 CEO 声誉产生影响的公司层面变量以及个人层面变量作为解释变量进行 Probit 回归,得到逆米尔斯比率(IMR)。第二阶段将逆米尔斯比率(IMR)作为控制变量代入模型(1)中进行回归。本文选取的影响 CEO 声誉的公司层面变量来自基准回归中公司层面的控制变量,个人层面变量包括 CEO 任期(Tenure)、现金薪酬(Salary)、学历(Degree),并控制了年份和行业固定效应。从表 4 第(4)列的回归结果可以看出,逆米尔斯比率(IMR)的回归系数为-0.047,但并不显著,CEO 声誉(Rep)的回归系数为0.005,在 10%的水平上显著,这表明基准回归模型中不存在自选择的内生性问题。

4.使用处理效应模型的稳健性检验。CEO 具有通过提升企业长期价值以维护良好声誉的动机,提高内部控制质量可能是其提高 CEO 声誉的措施,本文的结论可能存在互为因果的内生性问题。因此,本文参考吕文栋等的研究<sup>[23]</sup>,采用处理效应模型控制上述内生性问题。具体模型如下:

$$IC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Rep_{i,t} + \sum Control + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

$$Rep_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fee_{i,t} + \sum Control + u_{i,t} \tag{4}$$

模型(4)中,Fee 表示企业的广告支出,用年度销售费用除以营业收入衡量;Control 包括资产规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产报酬率(Roa)和营业收入增长率(Growth)。吕文栋等认为,企业的广告支出能够增加媒体对 CEO 的关注与青睐,增加其知名度,提升 CEO 声誉<sup>[23]</sup>,而广告支出与内部控制质量的关系并不明确<sup>[25]</sup>。如果模型(1)中的  $\varepsilon_{i,t}$  和模型(4)中的  $u_{i,t}$  相关,说明模型(1)和模型(4)并不独立,即基准回归中 CEO 声誉对企业内部控制质量的影响是有偏的。基于此,本文采用两阶段一致估计方法对模型(1)和(4)进行同步估计,并报告 Lambda 值以检验模型的独立性。从表 4 第(6)列可以看出,Lambda 的回归系数为 0.997,但并不显著,说明模型(1)和(4)是独立的,不存在上述内生性问题;CEO 声誉(Rep)的回归系数为 1.422,在 1%的水平上显著,表明本文的主要结论是稳健的。

表 4 稳健性检验结果

变量名称	替换内部控制		使用 DID 的检验	Heckman 两阶段模型	处理效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ICW	NumICW	IC	IC	Rep	IC
常数项	-12.001*** (-26.806)	-8.024** (-2.086)	-0.303 (-1.202)	5.662*** (22.289)	-5.175*** (-27.985)	1.814*** (6.199)
Rep	-0.009*** (-4.217)	-0.012** (-2.293)		0.005* (1.771)		1.422*** (10.019)
Test			-0.008 (-0.474)			
Post			-0.029 (-1.638)			
Test * Post			0.031** (2.271)			
IMR				-0.047 (-1.292)		
Fee					0.144*** (4.045)	
Lambda						0.997 (0.713)
控制变量	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是	是
N	27892	27892	604	27892	27892	27892
Adj_R <sup>2</sup>	0.100	0.086	0.029	0.056	0.033	0.039

## 六、进一步研究

### (一)不确定性的调节效应

前已述及,CEO 为了维护声誉倾向于做出有益于企业长期价值的决策。不确定性增加时,企业面临的系统风险和特质风险随之增加。宏观经济政策的变动增加了系统风险,而公司内部不确定性增加了公司特质风险<sup>[26]</sup>。为了确保 CEO 长期决策的有效执行,在不确定性程度增加或者风险相对较高的情境下,高声誉的 CEO 更可能会提高企业内部控制质量。虽然有效的内部控制能够降低不确定性增加导致的风险,但是完善内部控制制度、增加控制活动会产生较高的执行成本<sup>[27]</sup>。如果不确定性增加,高声誉的 CEO 仍然愿意承担执行成本并提高内部控制质量,那么就能够说明 CEO 为了维护声誉会提高内部控制质量。

本文参考饶品贵等的研究<sup>[28]</sup>,分别用经济政策不确定性(EPU)和公司股票收益的波动程度(UC)来衡量企业外部和内部的不确定性。其中,EPU 用斯坦福大学和芝加哥大学联合发布的中国经济政策不确定性指数度量,EPU 值越大,表明宏观经济政策不确定性越高。UC 为公司股票收益的波动程度,采用个股周收益率与市场周收益率回归后的残差的标准差来衡量,UC 越大,表明公司内部的不确定性越高。如表 5 第(1)列和第(2)列所示,CEO 声誉与不确定性的交乘项系数(Rep \* EPU 和 Rep \* UC)分别为 0.004 和 0.345,且均在 1%的水平上显著。这说明在不确定性增加的情况下,CEO 声誉与企业内部控制质量的正相关关系增强,即当企业内外部不确定性较高时,高声誉的 CEO 更加注重内部控制质量的提升。第(3)列和第(4)列是剔除 CEO 任期不满 3 年的样本后的回归结果,剔除后本文的结论仍然是稳健的。

表 5 不确定性的调节效应

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	IC	IC	IC	IC
常数项	3.647*** (12.626)	3.522*** (10.302)	3.884*** (13.278)	4.004*** (11.870)
Rep	0.013*** (3.862)	0.009* (1.701)	0.013*** (3.797)	0.000(0.130)
EPU	-0.286*** (-9.900)		-0.241*** (-8.027)	
Rep * EPU	0.004*** (2.644)		0.003* (1.806)	
UC		-6.290*** (-3.533)		-8.204*** (-6.596)
Rep * UC		0.345*** (3.359)		0.456*** (6.047)
控制变量	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是
N	27892	27892	24154	24154
Adj_R <sup>2</sup>	0.287	0.303	0.274	0.285

### (二)控股股东异质性的调节效应

企业的内部控制制度由董事会建立健全并有效实施,由经理层负责日常运行。控股股东利用其在董事会的控股地位,会约束经理层的行为,从而影响内部控制制度的执行。因此,本文认为在不同性质的控股股东控制下,CEO 声誉与内部控制质量之间的正相关关系可能会存在差异。本文从是否为国有控股、是否为机构控股以及控股股东控制权三个方面,进一步考察控股股东异质性的调节效应。

国有控股的企业面临更多的社会关注与外部监督<sup>[29]</sup>,CEO 任何不当行为都容易被放大从而导致声誉受损;同时,国有控股的企业具有更严格的等级制度,沟通成本和执行成本较低,内部控制的执行效率较高<sup>[11]</sup>。相比于个人投资者,控股股东为机构投资者时,其专业性和投资的规模增加了其对 CEO 的监督<sup>[30]</sup>;同时,控股股东的控制权能够有效降低 CEO 的代理成本,约束 CEO 的行为<sup>[31]</sup>。基于此,本文预期当控股股东为国有股东或机构股东以及控股股东控制权较大时,CEO 出于维护声誉的动机,会更重视企业内部控制质量的提升。

本文参考杜兴强等<sup>[31]</sup>、杨侠和马忠的研究<sup>[32]</sup>,用 Soe 衡量控股股东性质,当第一大股东为国有时 Soe 取值为 1,否则取 0;用 Inshold 衡量是否为机构控股,当控股股东为机构投资者时 Inshold 取值为 1,否则为 0;用 Block 衡量第一大股东控制权,Block 是第一大股东的持股比例,为连续型变量。回归结果如表 6 第(1)~(3)列所示,CEO 声誉与控股股东异质性的交乘项系数(Rep \* Soe、Rep \* Inshold 和 Rep \* Block)分别为 0.003、0.013 和 0.051,分别在 10%、1%和 1%的水平上显著。这说明在国有控股、机构控股以及控股股东控制权较大的企业中,高声誉 CEO 更注重企业内部控制质量的提升。第(4)~(6)列为剔除 CEO 任期不满 3 年的样本后的回归结果,结论仍然稳健。

表 6 控股股东异质性的调节效应

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IC	IC	IC	IC	IC	IC
常数项	3.363*** (12.147)	3.329*** (12.453)	3.144*** (11.542)	3.705*** (12.917)	3.664*** (13.271)	3.507*** (12.394)
Rep	0.024*** (13.238)	0.016*** (7.141)	0.043*** (13.008)	0.020*** (10.508)	0.012*** (5.549)	0.035*** (10.280)
Soe	-0.055 (-1.306)			-0.077* (-1.775)		
Rep * Soe	0.003* (1.739)			0.005* (1.934)		
Inshold		-0.361*** (-7.726)			-0.331*** (-7.076)	
Rep * Inshold		0.013*** (5.362)			0.012*** (5.253)	
Block			0.781*** (5.729)			0.651*** (4.634)
Rep * Block			0.051*** (6.872)			0.041*** (5.260)
控制变量	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是	是
N	27892	27892	27892	24154	24154	24154
Adj_R <sup>2</sup>	0.292	0.298	0.293	0.281	0.285	0.282

## 七、结论与启示

CEO 维护声誉的不同方式会导致企业内部控制质量发生不同变化。在有效契约假说下,为保证决策的有效执行,CEO 会提高内部控制质量;在寻租假说下,为掩饰个人机会主义行为,CEO 会降低内部控制质量。基于此,本文以 CEO 声誉对企业内部控制质量的影响为研究情境,以 2010—2021 年我国沪深两市 A 股上市公司为研究样本,考察 CEO 声誉与企业内部控制质量之间的关系,以检验上述两个竞争性假说。研究发现,CEO 声誉与企业内部控制质量正相关,表明 CEO 倾向于做出有益于公司长期价值的决策以维护其声誉,支持了有效契约假说。异质性检验发现,当企业内外部风险较高、控股股东为国有股东或机构股东以及控股股东控制权较大时,CEO 声誉与企业内部控制质量之间的正向关系更为明显,表明在企业内外部风险较高以及内外部监督作用较强时,CEO 通过提升公司长期价值维护其声誉的可能性更高。

通过本文的研究,我们得到以下两点启示:(1)长期来看,高声誉的 CEO 通过加强内部控制的建设与执行以确保有益于企业长期价值决策的有效实施,特别是在内外部风险较高的情况下,高声誉 CEO 更注重内部控制质量的提高,这样企业可以抓住机遇选择高收益的投资项目以提高企业价值。(2)CEO 声誉能够发挥有效的激励作用,监管部门应完善经理人市场,加强 CEO 声誉评价体系的构建。经理人市场通过声誉机制对企业发挥外部治理作用,但无论是在实践中还是现有的研究中 CEO

声誉的激励作用都没有引起足够的重视,相关部门应尽快建立一套科学完善的 CEO 声誉评价体系,鼓励 CEO 加强对个人声誉的关注,引导企业重视声誉机制发挥的外部治理作用。

本文的局限性在于:由于数据可得性问题,我们难以追踪样本内所有 CEO 的职业生涯。非经营性外部原因导致的 CEO 变更是一个很理想的外生事件,因为这会直接引起发生变更的企业 CEO 声誉的变化,比如高声誉的 CEO 由于健康原因离职,该企业雇佣了声誉较低的 CEO 后企业内部控制质量会发生怎样的变化。然而,并非所有的继任 CEO 均来自上市公司,我们很难追踪该 CEO 在之前公司的表现,致使我们放弃了一个较为理想的外生事件。在今后的研究中,我们将进一步寻找更为理想的外生事件来检验 CEO 声誉的治理效应。与此同时,高声誉的 CEO 容易产生过度自信等心理特质,我们可以将 CEO 心理特质嵌入到研究中,拓展和丰富 CEO 声誉对公司治理的作用机制研究。

#### 参考文献:

- [1] Gaines-Ross, L. CEO Reputation: A Key Factor in Shareholder Value[J]. *Corporate Reputation Review*, 2000, 3(4): 366—370.
- [2] Fama, E. F. Agency Problems and the Theory of the Firm[J]. *Journal of Political Economy*, 1980, 88(2): 288—307.
- [3] Milbourn, T. T. CEO Reputation and Stock-based Compensation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(2): 233—262.
- [4] 曹国华, 杨俊杰, 林川. CEO 声誉与投资短视行为[J]. *管理工程学报*, 2017(4): 45—51.
- [5] 杨小娟, 李方晗, 赵艺. 连锁董事的内部控制溢出效应研究——基于内部控制缺陷的视角[J]. *审计研究*, 2022(3): 117—128.
- [6] Francis, J., Huang, A. H., Rajgopal, S. CEO Reputation and Earnings Quality[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2008, 25(1): 109—147.
- [7] Jian, M., Lee, K. W. Does CEO Reputation Matter for Capital Investments? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(4): 929—946.
- [8] Malmendier, U., Tate, G. A. Superstar CEOs [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1593—1638.
- [9] Hirshleifer, D. Managerial Reputation and Corporate Investment Decisions[J]. *Financial Management*, 1993, 22(2): 145—160.
- [10] Chen, Y., Gul, F. A., Truong, C. Auditor Client Specific Knowledge and Internal Control Weakness: Some Evidence on the Role of Auditor Tenure and Geographic Distance[J]. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2016, 12(2): 121—140.
- [11] 池国华, 郭芮佳, 王会金. 政府审计能促进内部控制制度的完善吗——基于中央企业控股上市公司的实证分析[J]. *南开管理评论*, 2019(1): 31—41.
- [12] Ji, X., Lu, W., Qu, W. Determinants and Economic Consequences of Voluntary Disclosure of Internal Control Weaknesses in China[J]. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2015, 11(1): 1—17.
- [13] 李晓慧, 张明祥, 李哲. 管理层自利与企业内部控制缺陷模仿披露关系研究——基于制度理论分析[J]. *审计研究*, 2019(2): 64—72.
- [14] 刘焱, 姚海鑫. 高管权力、审计委员会专业性与内部控制缺陷[J]. *南开管理评论*, 2014(2): 4—12.
- [15] 逯东, 王运陈, 付鹏. CEO 激励提高了内部控制有效性吗? ——来自国有上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2014(6): 66—72.
- [16] 池国华, 朱俊卿, 王蕾. 高管隐性腐败联防联控综合治理研究——基于内部控制与业绩考核制度关系的实证检验[J]. *管理学报*, 2022(3): 122—143.
- [17] 杨旭东. 内部控制对企业运营效率的影响研究——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. *审计研究*, 2019(6): 61—69.
- [18] 施贇, 胡为民, 陈颖, 舒伟. CEO 防御与内控缺陷认定标准[J]. *审计研究*, 2021(4): 98—108.
- [19] 王俊, 吴溪. 管理层变更伴随着更严格的内部控制缺陷认定标准吗? [J]. *会计研究*, 2017(4): 81—87.
- [20] Rosen, S., Cochran, W., Musser, L. M. Reactions to a Match versus Mismatch between an Applicant's Self-presentational Style and Work Reputation[J]. *Basic and Applied Social Psychology*, 1990, 11(2): 117—129.

- [21] Rajgopal, S., Shevlin, T., Zamora, V. CEOs' Outside Employment Opportunities and the Lack of Relative Performance Evaluation in Compensation Contracts[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(40): 1813—1844.
- [22] 官义飞. 内部控制缺陷及整改对股价崩盘风险的影响[J]. *中南财经政法大学学报*, 2020(1): 37—45.
- [23] 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): 112—127.
- [24] 潘爱玲, 刘文楷, 王雪. 管理者过度自信、债务容量与并购溢价[J]. *南开管理评论*, 2018(3): 35—45.
- [25] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗? ——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. *会计研究*, 2011(8): 53—60.
- [26] 罗宏, 贾秀彦, 吴君凤. 董事会稳定性会影响审计师的风险决策吗? ——来自民营上市公司的经验证据[J]. *中南财经政法大学学报*, 2021(3): 3—14.
- [27] Iliev, P. The Effect of SOX Section 404: Costs, Earnings Quality, and Stock Price[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(3): 1163—1196.
- [28] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. *世界经济*, 2017(2): 27—51.
- [29] 林钟高, 丁茂桓. 内部控制缺陷及其修复对企业债务融资成本的影响——基于内部控制监管制度变迁视角的实证研究[J]. *会计研究*, 2017(4): 73—80.
- [30] 李越冬, 严青. 机构持股、终极产权与内部控制缺陷[J]. *会计研究*, 2017(5): 83—89.
- [31] 杜兴强, 蹇薇, 曾泉, 常莹莹. 宗教影响、控股股东与过度投资: 基于中国佛教的经验证据[J]. *会计研究*, 2016(8): 50—57.
- [32] 杨侠, 马忠. 机构投资者调研与上市公司内部控制有效性[J]. *中南财经政法大学学报*, 2020(1): 13—25.

## CEO Reputation and the Quality of Corporate Internal Control

ZHANG Ying<sup>1</sup> CHI Guohua<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, Zhejiang Sci-tech University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Internal Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

**Abstract:** Different ways for CEO to maintain reputation make variations of the quality of corporate internal control. The efficient contracting hypothesis predicts that CEO will improve the quality of internal control to ensure the effective implementation of decisions. In contrast, the rent extraction hypothesis predicts that CEO will reduce the quality of internal control to cover up their opportunistic behaviors. Taking A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2021 as research samples, this paper examines the relationship between CEO's reputation and enterprise internal control quality, so as to test the above two competitive hypotheses. It is found that CEO's reputation is positively correlated with the quality of internal control, indicating that CEO tends to make decisions conducive to the long-term value of the company to maintain their reputation. The conclusion ultimately supports the efficient contracting hypothesis. The heterogeneity test finds that when the internal and external risk of the enterprise is high, the controlling shareholder is state-owned or institutional shareholder and the control right is large, the positive relationship between the CEO's reputation and the internal control quality of the enterprise is more pronounced, indicating that when the internal and external risk of the enterprise is high and the internal and external supervision function is strong, CEO is more likely to defend his reputations by enhancing the long-term value of the companies. The conclusion of this paper enriches the theoretical research on CEO reputation and provides empirical evidences for the governance role of manager market.

**Key words:** CEO's Reputation; Internal Control; Uncertainty; Manager Market

(责任编辑: 胡浩志)