

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.08.002

自恋的董事长更可能违规吗?^①

——来自中国上市企业的经验证据

宁博,戴亦一,蒋敏*

(厦门大学管理学院,厦门361005)

摘要: 基于2007年—2017年中国A股上市公司的数据,以董事长签名大小测度其自恋程度,实证检验董事长的自恋程度对公司违规的影响并揭示其内在影响机理。结果显示,自恋的董事长显著提高了公司违规的可能性和违规严重程度;并且发现,自恋的董事长精力更加分散,更倾向于构建易于控制的年轻管理团队以及偏好以通讯形式召开董事会会议是形成前述影响的三条潜在机制。进一步的研究还发现,当董事长面临较大的业绩压力,或者公司较少被分析师关注时,董事长自恋对公司违规的正向影响更为明显。本文打开了高管自恋影响公司治理的内在机制“黑箱”,丰富了高阶梯队理论相关的学术认知,为新时代进一步优化我国证券市场监管机制提供了有益的政策参考。

关键词: 董事长; 自恋; 公司违规

中图分类号: F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)08-0016-19

0 引言

最近几年,中国市场中诸如“康得新”财务造假、“康美药业”业绩爆雷等重大违规事件频见报端,在损害投资者利益的同时,也极大地打击了中国经济转轨阶段的市场信心。在中国特色社会主义建设的新时代,探寻中国企业的违规动因进而形成有效的规制机制,已然成为学术界和实务界共同关注的重要话题之一。从既有的成果来看,影响企业违规的因素众多,既包括经济环境、分析师、媒体等外部因素^[1],也包括股权结构、董事会特征、高管联结等内部因素^[2]。此外,还有部分文献从“高阶梯队理论”出发,强调违规活动中决策主体的治理作用^[3-5],认为年龄、性别、军队经历、党员身份等不同特征会对公司的违规活动产生影响。这些前期的研究成果不仅丰富了市场对于企业违规决策的认知,与此同时,也为相关的政策制

定提供了一些证据支持。

随着心理学与财务学交叉融合研究的兴起,越来越多的学者试图探讨企业高管决策活动中的心理学动因。不过,囿于心理学因素难以量化,相关的实证分析还不多见,高管的心理学特质与企业违规是否具有关联亦未可知。心理学研究指出,自恋是一种极其普遍的心理特征,任何希望跃升到组织顶端的人均有一定程度的自恋倾向^[6]。国外学者率先从多个维度构建指数测度高管的自恋程度,并证实高管自恋会对企业的战略、并购和经营业绩等产生影响^[7]。随后,国内学者借鉴国外文献的思路和度量方法同样取得了一些研究成果^[8,9]。综合来看,既有研究中采用的自恋测度集中于采用如下几种方法:高管照片在公司年报中所占篇幅,采访稿中使用第一人称代词单复数比例,姓名在公司新闻发布中相对于其他高管的出现频率等。不过遗憾的是,由于缺乏心理学家的直

① 收稿日期: 2021-02-01; 修订日期: 2022-02-10。

基金项目: 教育部人文社会科学研究基金资助项目(21YJC630102); 国家自然科学基金资助重大项目(71790601); 国家自然科学基金资助项目(71972160)。

通讯作者: 蒋敏(1992-),女,广西桂林人,博士生。Email: min_jiang2012@126.com

接评估,前述指标的有效性并未形成共识^[10,11]。为此,Ham等^[12,13]基于心理学早期成果,提出使用签名大小衡量高管自恋程度,他们通过文献、实验等分析方法系统论证了以签名测度自恋倾向的心理学基础,这为从自恋视角考察高管的违规决策提供了宝贵的借鉴。

本研究参考Ham等的研究思路,同样以签名大小测度个体自恋倾向,据此考察董事长自恋对企业违规活动的影响。需要指出的是,虽然高管自恋带来的经济后果近年来愈发受到学术界关注,然而Chatterjee等^[14]认为,学者们大多倾向于研究高管自恋影响公司决策和经营绩效的直接关系,对于高管自恋具体通过何种渠道形成影响,依然缺乏必要的讨论。在我国的公司治理实践中,董事长往往是企业经营管理过程中具有绝对权威的核心人物,而极大的话语权为其自恋倾向进入企业的经营决策提供了便利。心理学家认为,自恋倾向中的特权意识(authoritativeness)、低共情(low empathy)和剥削性(exploitativeness)会促使个体做出非道德行为^[15-17]。那么,具体到企业经营活动之中,越是自恋(签名越大)的企业高管是否越可能做出扰乱市场秩序、损害投资者和其他利益相关方利益的违规经营决策?进一步地,高管的自恋人格主要通过何种途径发挥影响?为了回答上述问题,本研究手工整理了2007年—2017年期间A股上市公司董事长签名数据,深入考察董事长自恋对于公司违规行为的影响及内在作用机理。在此基础上,本研究还分别从所面临的业绩压力、分析师关注度等方面做了更加深入细致的探讨。

与前人的研究相比,本研究的贡献主要体现在以下方面:第一,打开了高管自恋特质影响公司财务行为的机制“黑箱”。以往文献大多考察高管自恋对各类财务行为的直接影响,对于自恋特质发挥作用的潜在渠道关注甚少。本研究率先从董事会运作的视角,剖析并证实高管自恋形成经济影响的内在机制,为学术界更加全面地洞悉高管的自恋特质如何影响公司治理提供了有益的证据支撑。第二,将汉字签名笔迹纳入高梯队理论本土化研究的指标体系,并使用工具变量解决高管自恋相关研究普遍存在的内生性问题。自恋是一类抽象的人格特质,其构建效度目前尚未形成共识^[10,11]。本研究在Ham等^[12,13]的基础之上,采

用国际学术前沿方法,对我国上市企业董事长的签名笔迹进行量化处理进而测度其自恋倾向,并证实高管自恋会影响企业违规活动,丰富了国内高梯队理论相关的学术认知。不仅如此,既有自恋相关的管理学文献对于潜在的内生性问题明显关注不足,本研究创新性地以董事长籍贯地的文化特征作为工具变量,极大地增强了研究结论的稳健性,同时为后续高管特质相关研究的开展提供了思路借鉴。第三,本研究对于优化和创新我国资本市场监管机制具有良好的政策参考价值。最近十年,诸如康得新虚构利润、獐子岛造假等违法违规活动屡禁不止,成为影响我国资本市场健康发展的顽疾,同时也对我国市场监管机制的优化建设提出更高要求。传统的市场监管主要围绕公司的治理和经营活动展开,较少关注高管个人特质的潜在影响。本研究显示,通过签名识别的高管自恋特征与企业的违规活动存在内在关联,这为监管部门在大数据时代思考如何将高管个人特质纳入监管模型,进而优化和创新监管机制提供了政策参考。

1 理论构建与研究假设

1.1 高管自恋与公司财务决策

在心理学构念中,自恋是一种稳定的人格特征,也是存在于正常人群之中的普遍心理现象^[6]。自恋者具有表现欲、权欲、优越感、自我满足感等特征^[16],表现出对权力、地位、成就感和控制感的极度渴望,这些特质恰好与成为领导者所需具备的品质不谋而合,因而在市场中,人们不难观察到,企业高管往往具有一定的自恋倾向^[18]。

公司财务领域的学者们同样关注到了企业高管的自恋倾向,并尝试构建起高管自恋和财务决策之间的内在逻辑。他们基于高梯队理论,围绕高管自恋与公司财务行为这一主题展开了一些探索性的研究。为解决自恋的测度难题,Chatterjee等^[7]开创了多维度的自恋指数,并首次实证研究了CEO自恋对公司治理的影响,发现自恋的CEO会正向影响企业的战略动态性(行业变化)、战略宏伟性(并购数目和规模)以及业绩波动性;后续研究借鉴Chatterjee等的成果,发现自恋的CEO

倾向于采用激进的策略、实施冒险性创新、开展研发投入活动等吸引外部公众注意,进而强化自我满足感^[19]。此外,Chatterjee等^[14]在一篇综述文章中还指出,强烈的权力控制欲使具有自恋倾向的CEO甚至会为了满足个人的主导意愿而操纵和剥削下属。沿袭国外的研究思路和度量方法,国内学者也作了一些探索性研究,发现高管自恋对企业战略变革和业绩表现等具有影响^[8,9]。

遗憾的是,由于缺乏心理学研究的直接支持,高管自恋指标的效度并未形成共识^[10,11]。心理学学者指出,签名笔迹与心理特质高度相关,是“强有力的自我代表(powerful symbolic representation of the self)”,尤其是签名大小被认为是个体的自尊(self-esteem)、自我(ego)、影响力(potency)和支配欲(dominance)等性格特质的潜意识投射^[20,21]。考虑到自恋与自尊等自我概念密切相关,甚至可以看作是高自尊的一种极端情形,因而签名大小可能暗含了自恋人格。既有研究显示,自恋者会通过独具个性的签名来捍卫和提升自我形象^[22,23]。基于心理学研究的早期成果,Ham等^[12,13]将签名大小中内含的诸多人格特质与心理学的自恋倾向相关联,首次将高管签名引入财务学的研究范畴。他们通过实验证实,签名大小可以作为自恋的有效测度,即签名越大,高管越自恋。并据此发现,自恋的CEO倾向做出更多高风险决策,对公司价值产生负面影响;此外,自恋的CFO更可能参与不道德行为,导致财务报告的质量欠佳。

总体而言,关于高管自恋对公司财务决策的影响,学术界已经取得了一些有价值的研究成果^[24]。不过研究内容主要集中在公司战略、业绩表现和投资并购等方面,且大多是来自欧美发达国家的证据。相比之下,国内的相关研究方才起步,从自恋的心理学视角探讨高管行为决策的文献还较为稀少。此外,正如Chatterjee等^[14]指出的,既有高管自恋的相关研究对于其内在影响机制缺乏充分分析,高管自恋如何发挥作用仍需进一步探讨。在中国正式制度欠缺完善的大背景下,面对屡屡曝出的公司侵害投资者利益的违法违规案件,在公司的外部治理环境和内部治理结构之外,高管自恋或可以为理解公司的违规行为提供新的证据支持。

1.2 董事长自恋倾向与公司违规

高管的不同特质反映了其在价值观念、认知水平等方面的差异,进而对其违规决策产生异质性的影响。既有研究已经证实,高管的从军经历、党员身份等特征是探讨企业违规活动时不可忽视的重要因素^[3]。不过相比于军人、党员等源自个人价值追求的自我约束,自恋等心理因素进入高管的财务决策往往是潜意识的,其对公司违规活动的影响也更容易被学术研究所忽视。

心理学家指出,自恋倾向中的特权意识(entitlement)、低共情(low empathy)和剥削性(exploitativeness)会促使个体做出非道德行为。循此思路,一些研究发现,自恋有助于预测个体以欺诈手段谋取经济利益的可能性,与活跃在市场上(即没有犯罪经历)的职业经理人相比,因违法行为被关进监狱的经理人往往更为自恋^[25]。Hepper等^[26,27]也认为,自恋人格中的反社会成分是造成人们违法的直接诱因,特权意识、剥削性以及过分的表现欲使自恋者很少替他人考虑,这一方面增强了他们获取资源和权力的动机,与此同时,也减少了他们关注由此带来的社会经济成本的激励。具体到企业的经营过程中,违规行为不仅违背了监管部门制定的法律法规,而且往往以损害相关者的利益为代价,这暗示企业的违规行为或与高管的自恋倾向存在潜在关联。考虑到董事长是企业的决策核心,极大的话语权为其自恋倾向进入企业经营决策提供了有效途径,本研究主要关注董事长的自恋倾向对企业违规的可能影响,具体分析如下。

首先,在心理层面,自恋的董事长热衷于自我意识的满足,更可能做出违规的经营决策。自恋要素中的特权感(优越性)会促使自恋者自认为高人一等、值得最好的事物或理应得到优待,表现为浮夸、自爱和膨胀的自我,这一观念将促使自恋者不惜以较高代价去获取成功或物质财富^[6]。例如,为了成为事件主角、吸引他人注意,自恋的CEO倾向选择大型并购、重大创新等关注度高的投资项目,并且更加在意市场对其个人的主观评价,而非客观的绩效指标,以获得或维系强于他人的优越感^[28]。尤其是在注重面子的中国市场中,自恋的董事长需要持续不断地通过突出的业绩或事迹来实现自我肯定和维持声誉,因而更可能做出某些不利于公司发展甚至违反市场规则的经营

决策. Ham 等^[12]的研究也发现,自恋的 CFO 所在公司更可能进行盈余管理、财务报告质量更差.

其次,从经济利益的角度看,自恋的董事长在决策过程中往往缺乏同理心(即低共情性),会进一步提高其开展违规经营活动的可能性. 董事长作为股东的主要代表,董事长的利他意识会促使其自发形成对其他股东负责的价值取向,从而更少做出有损股东价值的违规决策^[3]. 然而对于自恋者来说,较低的共情性会削弱其做出利他行为的倾向^[25],在决策过程中更少顾及他人的利益^[29]. Rosenthal^[30]研究发现,由于缺乏同理心,自恋的领导者容易以自我为中心,其行为被利己需求和信仰所驱动,较少关注其下属及组织的利益. 因此,与不自恋的董事长相比,自恋的董事长在追求自我满足感的同时,由于利他意识的缺乏,可能为了追求私利而肆意妄为,并不以全体股东的利益最大化为管理目标,而是选择某些损害公司价值但可以满足私利的违规经营策略.

最后,自恋要素中剥削性成分使得自恋者习惯于操纵或利用他人并从中获得好处^[17],而董事长在经营管理过程中的绝对权威有利于其控制欲的施展,并为违规决策的顺利通过提供了便利. 自恋型领导的相关研究表明,受自恋人格影响的领导者容易为维护自身利益与权威而侵占他人权益,甚至不择手段,通过辱虐、批评他人等消极行为来增强自己的控制感^[31]. Chatterjee 等^[14]认为,自恋的 CEO 可以通过控制并操纵高管团队,使得过度冒险行为以及故意的财务错报被合理化、常规化,致使公司高管出现集体腐败. Zhu 等^[32]也发现,为了根据自身意愿主导企业经营决策,自恋的 CEO 青睐于选择具有共同自恋倾向的董事组建团队,进而排除各方阻力以推行高资本性支出的风险决策. 类似地,自恋的董事长也可能将自己的意志施加给整个管理团队,同时迁怒于决策过程中持不同意见的管理者,甚至通过操控管理者的聘用来排除异己,最终形成曲意迎合的企业文化,以保证其违规决策得以顺利推行. 据此,本研究提出第一个假设:

H1 董事长越自恋,其所在公司越可能发生违规.

1.3 董事长自恋影响公司违规的作用机制

以下将基于自恋倾向的心理学基础,分别从

个人层面和董事会层面两个维度,深入剖析董事长自恋影响公司违规的三条潜在机制. 首先,从个人层面来看,自恋的董事长有更强的表现欲,并且希望自己成为名人,他们会抓住任何机会展现自我,例如兼任更多职务从而可以频繁地出现在各种公众场合,通过吸引关注、获得赞美以维护其膨胀的自我,印证其在能力、智力等方面“优于他人”^[6]. 然而,一个人的时间和精力是有限的,个人能力的发挥需要充足的时间和充沛的精力,将宝贵的人力资本在不同职务间进行分配可能使自恋的董事长难以处处兼顾. 现有研究显示,当管理者兼任多重职务时,将不得不一心多用,致使其无法有效履职,进而弱化公司治理水平、损害公司价值^[33]. 对于自恋的董事长而言,其可能为了追逐“名人效应”而兼任数职,精力的分散致使其无法专注于公司治理进而降低公司内部效率,在决策过程中可能出现审慎性不足,做出更多的违规决策. 据此,提出假设:

H2 自恋的董事长往往更为繁忙,而其分散的精力将导致公司更可能违规.

其次,从董事会层面来看,董事长的管理理念要落实到公司的具体经营活动,需要得到董事会的支持和配合,因而对于自恋的董事长而言,他需要在董事会中占据主导的有利地位,方能自由发挥个性从而使其决策理念得以顺利推行. 社会心理学的相关研究也显示,在自恋领导者管理的团队中,其他团队成员的专长对于集体决策的影响明显减弱^[34]. 考虑到较为年轻的管理团队往往经验不足,更加易于控制,因此,一个可能的途径是,自恋的董事长为了便于对公司未来决策施加影响,倾向选择更为年轻的成员来组建管理团队^[14],以减少来自其他管理者的阻碍. 基于以上分析,提出假设:

H3 自恋的董事长倾向构建年轻的董事会团队,导致公司更可能违规.

最后,除了选取易于控制的成员组建董事会,自恋董事长对于董事会会议形式的选择偏好可能是董事长自恋影响违规的另一条潜在渠道. 董事会会议根据召开形式可以分为通讯会议和现场会议,相比于现场会议,以通讯方式组织董事会会议不利于董事之间的交流与讨论,会降低其他董事参与决策的质量^[35]. 因此,在经营决策中,为减少

其他董事对决策过程的影响,自恋的董事长可能会偏好采用通讯方式召开董事会会议.此外,自恋的董事长自我优越感极强,认为其他董事的观点并没有太大价值^[36],这也会促使其更青睐以通讯形式组织会议.而在更多地采用通讯方式召开董事会会议后,自恋的董事长的违规经营决策将更可能通过.据此,提出假设:

H4 自恋董事长倾向采用通讯形式召开董事会会议,导致公司更可能违规.

1.4 内部业绩压力的调节效应

个性的发挥会受到公司内外部环境的影响,通过关注自恋型董事长在公司不同的内部经营环境和外部监督环境中可能发挥的差异性影响,并详细阐述其个性在这个过程中发挥作用的理论逻辑,有助于更加全面地理解董事长自恋与公司财务决策之间的关系.从内部的经营环境来看,企业如果经营不善可能导致董事长的自我意识遭受打击,从而被迫采取某些策略来维护其形象.社会认同对自恋者而言十分重要,当目标没有实现时可能会感觉到社会地位或身份在下降,更容易实施不道德行为^[6].心理学的研究指出,向上比较往往会降低决策者的自尊感,因而对于自恋的董事长而言,较差的经营业绩可能致使其感觉到“颜面尽失”,为了证实自身能力和维护个人尊严,其更可能采取冲动和冒险的行为,例如使用违规的经营策略以达到粉饰业绩的目的.据此,提出假设:

H5 较大的业绩压力对董事长自恋与公司违规之间的关系起正向调节作用.

1.5 外部分析师关注的调节效应

业绩压力使自恋的董事长不惜冒险违规来维护形象,而较为薄弱的外部监督营造的宽松环境可能为其实施提供了便利.通常而言,分析师关注作为一种外部监督机制能发挥公司治理作用^[11],较多的分析师关注会降低公司信息不对称程度,增大违规被发现的可能性.由于违规行为被发现会致使自恋的董事长形象受损,其违规决策将因较多的分析师关注而被有效约束.反之,较少的分析师关注则使得自恋型董事长在宽松的监督环境里展现个性.据此,提出假设:

H6 较少的分析师关注对董事长自恋与公司违规之间的关系起正向调节作用.

综上所述,本研究的逻辑框架见图1.

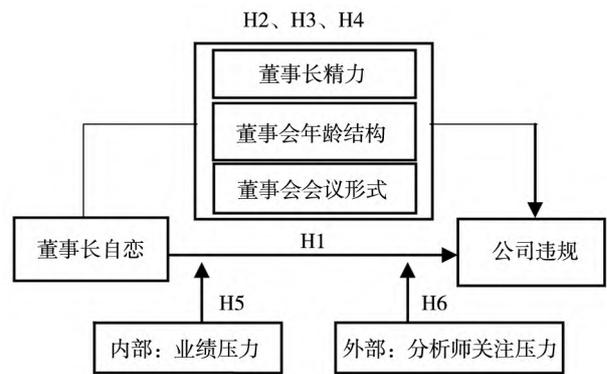


图1 研究框架

Fig. 1 Research framework

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选取2007年—2017年间上海和深圳证券交易所全部A股上市公司为研究样本,并按如下标准进行筛选:1)剔除董事长签名数据缺失的公司样本;2)剔除资不抵债的样本;3)剔除银行、保险、多元金融等金融机构的公司样本;4)剔除变量数据缺失的样本.经筛选后共获得7 654个公司-年样本.主要的财务数据来源于CSMAR和WIND数据库.

2.2 变量说明与模型设计

2.2.1 自变量

自恋作为一类抽象的人格特质,如何有效测度一直是制约相关财务学研究开展的极大阻碍.为此,Chatterjee等^[7]开创了多维度的自恋指数,认为高管照片在公司年报中所占篇幅、采访稿中使用第一人称代词单复数比例、姓名在公司新闻发布中相对于其他高管的出现频率等五个方面构建的综合指数值可以作为高管自恋的测度指标.后续研究借鉴Chatterjee等的成果,多选用其中的一个或几个维度代理高管的自恋人格^[8,9].Ham等^[12,13]首次使用签名测度高管的自恋倾向,Church等^[37]借鉴Ham的研究使用签名大小作为审计师自恋人格的代理变量发现,审计师自恋会增加审计延迟从而影响审计效率.这说明使用签名大小测度自恋人格已得到一定共识.与前述的其他指标相比,签名笔迹具备自然表达、长期稳定和容易测度的天然优势,更为重要的是,以签名测度自恋兼具心理学研

关注度(分析师人数取对数)位于行业后四分位数的企业界定为分析师关注度较少的企业 $L_Attention$ 取值为1,其他为0.

2.2.5 控制变量

除了董事长性别、年龄等人口特征外,现有文献对于其违规行为影响因素的探究主要包括以下两方面:一是公司内部的因素,如完善的薪酬激励机制有利于约束公司违法违规行为,第一大股东集中持股、机构投资者更多持股提供了较强的监督因而能有效抑制违规行为发生,相比之下,更大的董事会规模、较低的独立董事占比会提高违规发生的可能性.二是公司外部环境因素,例如媒体

监督、法治环境的改善能够降低企业的违规倾向,此外,由于管理层具有向上比较的动力,同行竞争所带来的赶超压力对于其违规行为也会产生显著的正向影响.因此,为控制管理者特征、公司内外部因素等对研究结论的可能影响,本研究在个人特征方面选取董事长的性别、年龄、学历、任期、是否两职合一、是否实际控制人等作为控制变量;在企业的经营和公司治理方面控制了公司规模、财务杠杆、公司成长性等经营层面和董事会规模、独立董事占比、第一大股东持股等公司治理层面的变量;在公司外部环境方面控制公司所在地的法治环境,以及行业、年份固定效应.具体定义详见表1.

表1 变量名称及定义

Table 1 Variable names and definitions

| 变量 | 变量名 | 变量描述 | 变量说明 |
|------|-------------|----------------|---|
| 主要变量 | Vio | 违规概率(Vio1) | 公司是否违规的哑变量,违规赋值为1,否则为0 |
| | | 违规的严重程度(Vio2) | 公司违规严重程度的类别变量,分无(0),低(1),中(2),高(3)四种,对应未被监管部门处罚、公开批评、公开谴责(含谴责和警告)和公开处罚(含罚款、没收违法所得和市场禁入) |
| | Sig_sz | 自恋程度 | 签名大小:单位空白所占面积=单个汉字签名面积/单个汉字预留面积 |
| 中介变量 | Busy | 董事长繁忙程度 | 董事长的兼职数目 |
| | Age_drect | 董事会平均年龄 | 董事长以外董事会成员的平均年龄 |
| | Temtra | 董事会会议形式 | 董事会会议中以通讯形式组织会议的次数占董事会会议总次数的比例 |
| 调节变量 | H_Pressure | 业绩压力 | 上一年度 Roa 位于同行业后 25% 则赋值为 1, 否则为 0 |
| | L_Attention | 分析师关注 | 上一年度分析师关注度位于同行业后 25% 取值为 1, 其他为 0 |
| 控制变量 | Age | 年龄 | 样本年度减去董事长出生年份 |
| | Sex | 性别 | 董事长为男性赋值为 1, 否则为 0 |
| | Edu | 学历 | 1 = 中专及以下 2 = 大专 3 = 本科 4 = 硕士研究生 5 = 博士研究生 |
| | Tenure | 任期 | 董事长在职年限 |
| | Dual | 两职合一 | 董事长兼任总经理为 1, 否则为 0 |
| | Ctroller | 实际控制人 | 董事长是实际控制人为 1, 否则为 0 |
| | Founder | 是否创始人 | 董事长是公司创始人为 1, 否则为 0 |
| | Size | 公司规模 | 总资产的自然对数 |
| | Age_estb | 公司年龄 | 样本年度减去公司成立年份 |
| | Lev | 公司杠杆 | 总负债/总资产 |
| | Growth | 公司成长性 | 营业收入增长率 |
| | Roa | 盈利水平 | 净利润/总资产 |
| | ln_board | 董事会规模 | 公司董事会人数取对数 |
| | Indep | 独董占比 | 独立董事人数/公司董事会人数 |
| | Shr1 | 第一大股东 | 第一大股东持股数量/总股本 |
| | Mshr | 管理层持股 | 管理层持股比例 |
| | Institution | 机构持股 | 机构投资者持股比例 |
| | Soe | 产权性质 | 实际控制人为国有为 1, 否则为 0 |
| | Legal | 法治环境 | 公司所在地法治环境 |
| | IC_index | 内控指数 | 迪博内控指数/100 |
| | Ind | 行业哑变量 | 采用 2012 年证监会分类标准,属于该行业为 1, 否则为 0 |
| Year | 年度哑变量 | 该年度为 1, 否则为 0 | |

2.2.6 研究模型

构建模型 (1) 检验假设 H1 ,以董事长自恋 (Sig_sz) 为解释变量 , $Controls$ 为相关控制变量 ,公司违规 (Vio) 为被解释变量 ,从违规概率 ($Vio1$) 和违规程度 ($Vio2$) 两方面度量 ,模型中分别采用 logit 和 ologit 进行回归. 为避免极值效应 ,对所有连续变量在上下 1% 的水平上做了缩尾处理 (Winsorize) ,同时使用公司层面的稳健聚类标准误消除异方差的影响 (下同) ,具体形式如下

$$Vio_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sig_sz_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为了探究董事长自恋影响公司违规的可能渠道 ,使用中效应模型检验假设 H2 ~ 假设 H4 ,在模型 (1) 基础上 ,构建模型 (2) ~ 模型 (3)

$$Busy_{i,t} / Age_drct_{i,t} / Temtra_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Sig_sz_{i,t} + \gamma_2 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Vio_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Sig_sz_{i,t} + \alpha_2 Busy_{i,t} / Age_drct_{i,t} / Temtra_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

为了检验内部业绩压力、外部分析师关注的调节作用 (假设 H5、假设 H6) 构建模型 (4)

$$Vio_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Sig_sz_{i,t} + \alpha_2 Sig_sz_{i,t} \times H_Pressure_{i,t-1} / L_Attention_{i,t-1} + \alpha_3 H_Pressure_{i,t-1} / L_Attention_{i,t-1} + \alpha_4 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

3 实证结果

3.1 描述性统计

3.1.1 签名特征与自恋指标

表 2 报告了董事长签名及自恋指标的基本情况. 其中 ,Panel A 显示 ,董事长姓名通常包含 2 个 ~ 3 个汉字 ,以 3 字居多 ,姓名笔画数目平均为 22.433 画 ,搜集的董事长签名 (长 × 宽) 初始面积均值为 5.219 (单位: 平方厘米; 下同) ,最大面积为 17.355 ,为签名所预留出的空白区域面积平均为 5.066 ,平均来看小于董事长签名初始面积 ,说明大部分董事长都有使用更大签名彰显自我的倾向. Panel B 显示了本研究构建衡量董事长自恋水平的相关指标 ,可以看出 ,董事长单个汉字签名面积为 1.867 ,其最大值 (5.687) 甚至超过董事长签名初始大小 (5.219) ,而单个汉字的预留面积 (均值为 1.689) 则通常小于单个汉字签名面

积 ,意味着预留空白不够大 ,难以满足董事长签名要占用的区域 ,这从标准化指标 Sig_sz (即单个汉字签名面积 / 单个汉字预留面积) 的均值 (1.225) 及中位数 (1.044) 可以体现出来 ,董事长签名在单位空白所占面积大于 1 ,这说明整体来看 ,董事长普遍存在自恋倾向 ,符合心理学的基本认知 , Sig_sz 的最小值为 0.268 ,最大值为 4.330 ,标准差为 0.718 ,表明不同董事长的自恋程度存在较大差异.

表 2 董事长签名基本情况描述

Table 2 General description of the chairman's signature

| Panel A: 签名特征 | | | | | |
|-------------------|--------|-------|-------|--------|-------|
| 变量 | Mean | Sd | Min | Max | N |
| 字数 | 2.828 | 0.378 | 2 | 3 | 7 654 |
| 笔画 | 22.433 | 5.640 | 7 | 47 | 7 654 |
| 签名面积 | 5.219 | 2.867 | 1.384 | 17.355 | 7 654 |
| 预留面积 | 5.066 | 2.105 | 1.808 | 11.979 | 7 654 |
| Panel B: 自恋指标 | | | | | |
| 变量 | Mean | Sd | Min | Max | N |
| 单个汉字签名面积 | 1.867 | 1.021 | 0.510 | 5.687 | 7 654 |
| 单个汉字预留面积 | 1.689 | 0.702 | 0.603 | 3.993 | 7 654 |
| Sig_sz (标准化指标) | 1.225 | 0.718 | 0.268 | 4.330 | 7 654 |

3.1.2 董事长个人特征与自恋

表 3 报告了董事长签名大小 (自恋) 与其个人特征的基本情况. 将董事长自恋水平按均值分为两组 , Sig_sz 值高于均值 ,为高自恋组 ,否则为低自恋组. 可以发现 ,年长的董事长更自恋 ,性别分组结果显示 ,男性董事长的自恋水平通常高于女性 ,说明年长的男性董事长可能更有威望 ,其自恋水平更高; 此外 ,为实际控制人或创始人的董事长会比其他人更为自恋 ,而学历、任期及两职合一在高低自恋水平组无显著差异.

表 3 董事长个人特征与自恋

Table 3 Chairman's characteristics and narcissism

| 变量 | 低自恋组 | 高自恋组 | 高 - 低 |
|------------|--------|--------|-----------|
| Age | 52.807 | 53.620 | 0.813 *** |
| Sex | 0.948 | 0.972 | 0.024 *** |
| Edu | 3.351 | 3.320 | -0.031 |
| Tenure | 6.748 | 6.750 | 0.001 |
| Dual | 0.325 | 0.330 | 0.006 |
| Controller | 0.651 | 0.703 | 0.052 *** |
| Founder | 0.380 | 0.412 | 0.031 *** |

3.1.3 董事长自恋与公司特征

表4的Panel A报告了部分控制变量的均值比较结果,结果显示:第一,自恋董事长随机分布在不同规模或成立时间的公司中,公司规模与公司年龄的分组结果不具有显著性;第二,董事长越自恋,所在公司的经营更具风险,这反映在公司更高的财务杠杆上,自恋的董事长更青睐于举债经营.第三,自恋的董事长更可能出现在董事会规模较大、而独立董事比例却较低的公司中,说明自恋的董事长倾向于聘请更少的外部董事以削弱来自董事会的内部监督.此外,相比于国有企业,民营企业董事长自恋水平显著更高. Panel B列出了因变量的均值t检验,可以看到,自恋水平高的董事长其所在公司违规概率更大,且违规的程度显著更严重.这初步证实了研究假设H1,即董事长越自恋,其所在公司越可能发生违规.

表4 董事长自恋与公司特征

Table 4 Chairman's narcissism and firm's characteristics

| Panel A | | | |
|-------------|--------|--------|------------|
| 变量 | 低自恋组 | 高自恋组 | 高-低 |
| Size | 21.974 | 21.986 | 0.012 |
| Age_estb | 13.611 | 13.408 | -0.203 |
| Lev | 0.385 | 0.398 | 0.013 *** |
| Growth | 0.224 | 0.225 | 0.002 |
| Roa | 0.049 | 0.048 | -0.001 |
| ln_board | 2.241 | 2.251 | 0.010 ** |
| Indep | 0.375 | 0.371 | -0.004 *** |
| Shr1 | 0.348 | 0.362 | 0.015 *** |
| Mshr | 0.214 | 0.200 | -0.013 ** |
| Institution | 0.349 | 0.348 | -0.001 |
| Soe | 0.286 | 0.255 | -0.031 *** |
| Legal | 9.519 | 9.595 | 0.075 |
| IC_index | 6.733 | 6.708 | -0.025 |
| Panel B | | | |
| 变量 | 低自恋组 | 高自恋组 | 高-低 |
| Vio1 | 0.087 | 0.111 | 0.024 *** |
| Vio2 | 0.098 | 0.123 | 0.025 *** |

3.2 基本回归结果

表5报告了基本回归结果.表5列(1)的因变量是公司违规概率Vio1,Sig_sz的估计系数为0.260,在1%的置信水平上显著为正,说明相对于较不自恋的董事长,自恋水平高的董事长所在公司违规概率更高.表5列(2)的因变量为公司违规的严重程度Vio2,Sig_sz的估计系数为0.255,同样显著为正,说明董事长的自恋程度越

高,公司出现的违规行为越严重.基本回归结果证实了研究假设H1,即董事长越自恋,其所在公司越可能发生违规,且违规程度更严重.

表5 基本回归结果

Table 5 Basic regression results

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------|------------------------|------------------------|
| | Vio1 | Vio2 |
| Sig_sz | 0.260 *** (3.764) | 0.255 *** (3.711) |
| Age | 0.001 (0.140) | 0.003 (0.310) |
| Sex | 0.210 (0.752) | 0.207 (0.741) |
| Edu | -0.059 (-0.968) | -0.062 (-1.043) |
| Tenure | -0.023 (-1.177) | -0.025 (-1.271) |
| Dual | 0.045 (0.372) | 0.046 (0.390) |
| Controller | 0.346 (1.387) | 0.359 (1.415) |
| Founder | 0.150 (1.106) | 0.137 (0.994) |
| Size | -0.050 (-0.654) | -0.032 (-0.416) |
| Age_estb | 0.016 (1.206) | 0.016 (1.180) |
| Lev | 0.820 ** (2.098) | 0.822 ** (2.099) |
| Growth | 0.297 ** (2.472) | 0.287 ** (2.416) |
| Roa | -6.940 *** (-4.524) | -6.577 *** (-4.296) |
| ln_board | 0.665 * (1.800) | 0.645 * (1.736) |
| Indep | 1.413 (1.250) | 1.294 (1.149) |
| Shr1 | -0.729 * (-1.839) | -0.743 (-1.890) |
| Mshr | -0.267 (-0.879) | -0.223 (-0.730) |
| Institution | -0.337 (-1.344) | -0.358 (-1.409) |
| Soe | -0.063 (0.266) | -0.050 (0.207) |
| Legal | -0.060 *** (4.545) | -0.060 *** (4.559) |
| IC_index | -0.392 *** (8.531) | -0.409 *** (8.990) |
| 常数项 | -0.176 (0.095) | |
| Ind/Year | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 654 | 7 654 |
| R ² | 0.110 | 0.100 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平上显著,下同.

3.3 作用机制的回归结果

董事长自恋影响公司违规的中介效应结果见表 6。首先,从个人层面,表 6 中的 Panel A 报告了董事长的繁忙程度对董事长自恋和公司违规是否具有中介作用的回归结果,表 6 列(1)显示自变量 *Sig_sz* 的估计系数为 0.451,且在 1% 的水平上显著为正,说明自恋水平较高的董事长会兼任更

多职务,表 6 列(2)、表 6 列(3)中变量 *Busy* 的估计系数显著为正,证实自恋的董事长过于繁忙带来了负面的经济后果。表 6 列(1)~表 6 列(3)的结果共同表明,自恋的董事长往往更为繁忙,而其分散的时间和精力将导致公司违规增多,假设 H2 得到证实,即身兼数职是董事长自恋作用于公司违规的一条渠道。

表 6 三条渠道的中介效应检验结果
Table 6 Test results of three mediating effects

| Panel A | | | |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量 | (1) | (2) | (3) |
| | <i>Busy</i> | <i>Vio1</i> | <i>Vio2</i> |
| <i>Sig_sz</i> | 0.451 ** (2.529) | 0.250 *** (3.566) | 0.244 *** (3.486) |
| <i>Busy</i> | | 0.026 ** (2.353) | 0.027 ** (2.449) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -2.714 (-0.801) | 0.006 (0.003) | |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 654 | 7 654 | 7 654 |
| <i>R</i> ² | 0.104 | 0.112 | 0.101 |
| Panel B | | | |
| 变量 | (1) | (2) | (3) |
| | <i>Age_drct</i> | <i>Vio1</i> | <i>Vio2</i> |
| <i>Sig_sz</i> | -0.236 ** (-2.041) | 0.253 *** (3.682) | 0.248 *** (3.626) |
| <i>Age_drct</i> | | -0.037 ** (-2.382) | -0.036 ** (-2.308) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 28.240 *** (10.550) | 0.801 (0.412) | |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 654 | 7 654 | 7 654 |
| <i>R</i> ² | 0.212 | 0.112 | 0.101 |
| Panel C | | | |
| 变量 | (1) | (2) | (3) |
| | <i>Temtra</i> | <i>Vio1</i> | <i>Vio2</i> |
| <i>Sig_sz</i> | 0.020 ** (2.353) | 0.254 *** (3.696) | 0.248 *** (3.635) |
| <i>Temtra</i> | | 0.260 * (1.663) | 0.279 * (1.778) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -0.556 *** (-2.817) | -0.040 (-0.021) | |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 651 | 7 651 | 7 651 |
| <i>R</i> ² | 0.146 | 0.111 | 0.100 |

其次,从董事会层面,表 6 中的 Panel B、Panel C 报告了构建、管理董事会团队是否是自恋的董事长发挥影响的两条潜在渠道的结果。其中,表 6

中的 Panel B 列示了自恋的董事长是否通过构建年轻的董事会团队影响公司违规的回归结果,表 6 列(1)显示 *Sig_sz* 的估计系数在 5% 的水平上

显著为负(-0.236),即董事长越自恋,董事会团队的平均年龄越低,自恋的董事长确实构建了一个更为年轻的董事会;表6列(2)、表6列(3)的结果表明,董事会团队的平均年龄会降低公司违规概率,说明年轻的董事会更可能违规,且违规程度更为严重.以上结果说明选择与控制年轻而缺乏经验的董事会团队,是董事长自恋影响公司违规的潜在渠道,假设H3得到验证. Panel C 报告了偏好通讯形式召开董事会会议是否是自恋的董事长影响公司违规的另一条渠道的结果.表6列(1)的结果表明,董事长越自恋,董事会越可能以通讯形式召开董事会会议,表6列(2)、表6列(3)中 *Temtra* 的估计系数均显著为正,即过多采用通讯形式召开会议降低了董事会监督有效性、对公司有负面影响.以上结果共同表明,自恋的董事长倾向于采用通讯会议形式实现其主导决策过程的意愿,证实以通讯形式召开董事会会议是董事长自恋影响公司违规的又一条作用渠道,假设H4得到验证.

综上,本部分采用中介效应模型,从董事长个人层面和董事会层面两个维度验证了董事长自恋作用于公司违规的三条渠道:自恋的董事长往往较为繁忙、精力分散,自恋的董事长倾向选择易于控制的年轻管理团队,以及偏好采取通讯会议形

式召开董事会会议,这些情况都导致董事长的自恋倾向最终作用于公司的违规行为.

3.4 调节效应的回归结果

表7报告了业绩压力、分析师关注对董事长自恋与公司违规关系的调节效应的回归结果.其中,表7列(1)、表7列(2)为业绩压力调节效应的结果,可以看出,自变量 *Sig_sz* 的系数均显著为正,再次验证了假设H1,此外,交互项(*Sig_sz* × *H_Pressure*)系数均在5%的水平上显著为正,说明当面临较大业绩压力时,董事长自恋对公司违规的影响更明显且程度更严重,即业绩压力致使其更可能铤而走险做出违规的经营决策,假设H5成立.

表7列(3)、表7列(4)为分析师关注的调节效应的回归结果,*Sig_sz* 的估计系数仍然显著为正,与此同时,交互项(*Sig_sz* × *L_Attention*)系数也显著为正.本研究在设置分析师关注变量时将关注度较少的情形赋值为1,因此这部分结果说明,较少的分析师关注为自恋的董事长提供了相对宽松的外部环境,自恋的董事长不仅违规的可能性更高且程度也更严重,假设H6成立.

以上结果说明,良好的经营业绩、更多的外部监督对于公司的合法合规经营至关重要,它们能够有效降低董事长自恋对公司违规活动的影响,证实了假设H5和假设H6的猜想.

表7 调节效应的检验结果

Table 7 Test results of moderating effects

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>Vio1</i> | <i>Vio2</i> | <i>Vio1</i> | <i>Vio2</i> |
| <i>Sig_sz</i> | 0.174** (2.366) | 0.167** (2.281) | 0.189*** (2.743) | 0.186*** (2.714) |
| <i>Sig_sz</i> × <i>H_Pressure</i> | 0.256** (1.988) | 0.262** (2.056) | | |
| <i>H_Pressure</i> | -0.067 (-0.320) | -0.096 (-0.461) | | |
| <i>Sig_sz</i> × <i>L_Attention</i> | | | 0.274** (1.964) | 0.266* (1.920) |
| <i>L_Attention</i> | | | -0.195 (-0.862) | -0.164 (-0.730) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -0.148 (-0.090) | | -0.414 (-0.247) | |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 091 | 6 091 | 6 091 | 6 091 |
| <i>R</i> ² | 0.118 | 0.106 | 0.117 | 0.106 |

4 稳健性测试

4.1 替换回归模型

以上分析均假设观测到的违规即为公司实际发生的违规,而事实上,现实中可能公司违规既成事实但未被稽查出,为此,本部分将模型替换为部分可观测模型,引入违规倾向(*Fraud*)和违规稽查(*Detect*)两个潜变量,违规的概率(*Vio1*)即为二者的联合概率分布($Vio1 = Fraud \times Detect$),同时参考 Khanna 等^[2]的研究重新选取控制变量并进行回归。如前文所述,自恋董事长需要不断获得他人赞美,其所在公司更可能形成迎合的董事会文化、出现集体腐败,而膨胀的自我观念也使其不惜以股东利益为代价来实现自我满足,因此会增强公司违规的倾向性。与此同时,自恋的董事长具有

较强的权力控制欲,这体现在构建和管理董事会团队成员上,其倾向组建易于控制的年轻团队以及偏好通讯形式的董事会会议,导致内部治理水平更差因而更难被稽查到;此外,所有高管沆瀣一气还会提高监管部门的信息搜寻成本,在监管力量有限的约束下,公司被稽查出既有违规的可能性更低。表8报告了部分可观测模型的回归结果,表8列(1)的结果显示,对于因变量 *Fraud*,董事长自恋 *Sig_sz* 的估计系数显著为正,说明自恋董事长所在公司具有更高的违规倾向,而因变量 *Detect* 中 *Sig_sz* 的回归系数显著为负,意味着董事长自恋降低了公司被稽查出违规事实的可能性。表8列(2)结果表明,在控制年份固定效应后, *Sig_sz* 的系数保持不变,证实了前述猜想。本部分通过替换回归模型,再一次论证了文章结论的可靠性。

表8 董事长自恋与违规倾向和违规稽查

Table 8 Chairman's narcissism and violation tendency and violation inspection

| 变量 | (1) | | (2) | |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | <i>Vio1</i> | | <i>Vio1</i> | |
| | <i>Fraud</i> | <i>Detect</i> | <i>Fraud</i> | <i>Detect</i> |
| <i>Sig_sz</i> | 0.282 *** (3.157) | -0.222 ** (-2.147) | 0.322 *** (2.769) | -0.273 ** (-2.092) |
| <i>StateShrPet</i> | -0.253 (-1.582) | | -0.244 (-1.499) | |
| <i>Size</i> | -0.013 (-0.627) | | -0.008 (-0.345) | |
| <i>ln_board</i> | 0.202 (1.617) | | 0.196 (1.575) | |
| <i>Indep</i> | 0.412 (1.106) | | 0.416 (1.121) | |
| <i>Shrhfd3</i> | -0.315* (-1.908) | | -0.320* (-1.920) | |
| <i>Dual</i> | 0.032 (0.875) | | 0.031 (0.856) | |
| <i>Institution</i> | -0.173 ** (-1.965) | | -0.172* (-1.942) | |
| <i>Legal</i> | -0.022 *** (-4.351) | | -0.021 *** (-4.214) | |
| <i>IC_index</i> | -0.193 *** (-5.860) | | -0.196 *** (-6.158) | |
| <i>Yretnd</i> | -0.004 (-0.148) | | 0.008 (0.194) | |
| <i>Lev</i> | | 0.490 ** (2.376) | | 0.448 ** (2.002) |
| <i>Growth</i> | | 0.116* (1.671) | | 0.132* (1.662) |
| <i>Roa</i> | | -2.780 *** (-2.893) | | -2.778 *** (-2.898) |

续表 8
Table 8 Continues

| 变量 | (1) | | (2) | |
|-----------------------|------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | Vio1 | | Vio1 | |
| | Fraud | Detect | Fraud | Detect |
| TobinQ | | 0.010 (0.692) | | 0.004 (0.264) |
| StkVolt | | -1.730 (-0.581) | | 2.454 (0.474) |
| StkTurn | | 0.016 (1.085) | | 0.009 (0.629) |
| IndLitig | | 7.207*** (3.922) | | 7.078*** (3.534) |
| 常数项 | 0.458 (0.791) | 0.057 (0.176) | -0.171 (-0.222) | 0.793 (0.952) |
| Year | 不控制 | | 控制 | |
| 观测值 | 7 423 | | 7 423 | |
| Wald chi ² | 52.970 | | 77.810 | |
| L-likelihood | -2 045.883 | | -2 041.661 | |

4.2 排他性检验: 自恋与自信

既有研究主要关注管理者的过度自信如何影响公司财务行为,虽然自恋与过度自信在心理学意义上存在明显差别,但仍有必要进一步排除管理者过度自信对本研究结论的影响.从心理学视角来看,自恋的个体尤其缺乏同理心,其特权意识严重、习惯利用和剥削他人,会不惜牺牲他人利益来满足自身意愿,而对权力的崇拜和追求还使其表现出强烈的控制欲,过度自信却并非如此^[39].此外,自恋的人在情绪上更不稳定,他们处事易怒、易冲动,这一特征在财务学研究中也已得到验证,即高管自恋会影响其

决策风格、提高业绩波动性^[7],而过度自信则是指个体始终存在一种过度乐观的倾向,譬如对自身能力评价更高、对未来预期更为乐观等^[13].具体到本研究,由于签名大小可能部分反映了董事长过度自信,本研究采用薪酬相对比例(Over_Conf1)及资本支出水平(Over_Conf2)度量董事长的过度自信,并加入模型进行控制.表9报告了回归结果,可以看出,董事长自恋Sig_sz的系数仍在1%的水平上显著为正,说明签名大小这一代理指标确实测度了自恋本身所特有的人格内涵,董事长自恋对所在公司违规的影响在考虑董事长过度自信后依然成立.

表9 自恋、过度自信与公司违规

Table 9 Narcissism, overconfidence and corporate violations

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Vio1 | Vio2 | Vio1 | Vio2 |
| Sig_sz | 0.256*** (3.739) | 0.251*** (3.686) | 0.261*** (3.795) | 0.256*** (3.739) |
| Over_Conf1 | 0.052*** (2.637) | 0.053*** (2.705) | | |
| Over_Conf2 | | | 0.200 (1.629) | 0.214* (1.762) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.857 (0.464) | | 0.863 (0.441) | |
| Ind/Year | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 645 | 7 645 | 7 654 | 7 654 |
| R ² | 0.112 | 0.102 | 0.111 | 0.100 |

4.3 对签名特征的细化讨论

4.3.1 学习效应

由于手写签名相比于个体先天特征(如面相)更能发挥能动性,大小这一签名特征也更容易受到主观心理和客观(书写)环境的影响。一般而言,多个人在同一张纸上签名时,后签者会观察纸上已存在的签名,并以此作为自己签名大小的参照,即存在后来者的“学习效应。”由于高管声明页是数名高管在同一张 A4 纸上签署名字,样本中可能存在董事长参考他人签名大小书写自己名字的情况,其他高管签名越大,董事长书写时也会刻意放大自己签名,反之董事长签名则可能越小。为了检验是否因学习效应的存在而导致本研究结果,本研究重新搜集整理签名文件,保证每张声明页上有且仅有董事长一人签名(如图 3)。最终,搜集到 160 家公司的 162 个董事长签名,参照前文方法构建指标,采用 Sig_sz_single (单个汉字签名面积/三分之一下划

线长的平方)来测度并回归。表 10 列(1)、表 10 列(2)汇报了回归结果,尽管搜集的单个签名样本数量较少,以此测度董事长自恋水平的指标 Sig_sz_single 仍在 10% 的水平上显著为正,即自恋的董事长所在公司的违规概率更高、程度也更严重,这说明在控制可能存在的其他高管签名所带来的学习效应后,本研究结果依然稳健。

本公司全体董事、监事及高级管理人员承诺本募集说明书及其概览不存在虚假记载、误导性陈述或重大遗漏,并对其真实性、准确性、完整性承担个别和连带的法律责任。

董事签字:



陈洪国

图 3 董事长一人签名

Fig. 3 Individual signature of the chairman

表 10 学习效应、高度自恋的回归结果

Table 10 Regression results of learning effect and high narcissism

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | $Vio1$ | $Vio2$ | $Vio1$ | $Vio2$ |
| Sig_sz_single | 0.183* (1.675) | 0.184* (1.747) | | |
| Sig_sz_dum | | | 0.530*** (3.436) | 0.524*** (3.434) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.311 (0.059) | | 0.000 (0.000) | |
| $Ind/Year$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 953 | 953 | 7 654 | 7 654 |
| R^2 | 0.232 | 0.211 | 0.110 | 0.099 |

4.3.2 鸠占鹊巢: 高度自恋与公司违规

描述性统计显示,大部分董事长在签名时都会超出给定的空白范围,本研究在搜集样本时发现,部分董事长在签名时甚至会占用他人的签名空间,即出现“鸠占鹊巢”的现象(如图 3)。这类签名尤为豪放的董事长相比其他董事长,其自恋的倾向可能更为明显。因此,构建自恋哑变量 Sig_sz_dum ,由于“鸠占鹊巢”现象的样本的 Sig_sz 值通常大于 2(例如图 4 中,“梁富友”的 Sig_sz 值为 2.106),因此本文将原始指标 Sig_sz 值大于 2 的董事长认定为过度自恋并赋值为 1,否则为 0,使用模型(1)重新回归。结果如表 10 列(3)、表 10 列(4)所示,在以违规

概率 $Vio1$ 和以违规严重程度 $Vio2$ 为因变量的回归中, Sig_sz_dum 的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,且系数大小与基本回归结果相比有了明显提高,说明过度自恋的董事长更可能做出违规决策,再次验证了本研究结论的稳健性。

本公司全体董事承诺本招股说明书不存在虚假记载、误导性陈述或重大遗漏,并对其真实性、准确性、完整性承担个别和连带的法律责任。

全体董事签名:



梁富友

孙 晓

梁福东

图 4 “鸠占鹊巢”现象

Fig. 4 Phenomenon of “A turtledove taking over the nest of a magpie”

4.3.3 签名可识别程度与公司违规

除了签名大小能反映出董事长个性特征之外,签名的可识别程度也可能暗含董事长个人特质信息.书写的工整或潦草程度(即可识别度)受到社会文化的影响,潦草的书写更可能出自社会规范约束较少的个体,对于自恋者而言,这可能是彰显自我的一种外在表现形式(独特或浮夸的签名更能吸引人的注意),本研究认为如果个体的签名潦草而难以识别,则其追求个性自我表达的愿望更为强烈.因此将签名分配给两个独立的研究者分别进行识别,当二者一致认为某签名难以识别,认定其为不可识别,否则为可识别.表 11 列

(1) 显示了签名不可识别样本组($Unrecg = 1$)和其它样本组($Unrecg = 0$)中董事长自恋影响公司违规概率的回归结果.可以发现,不可识别样本组中 Sig_sz 的估计系数为 0.464,在 1% 的水平上显著为正,高于其他样本组中的 0.227,并且组间差异在 5% 的水平上显著.表 11 列(2)的因变量为公司违规的严重程度,在签名不可识别组中($Unrecg = 1$), Sig_sz 的估计系数为 0.459,同样显著高于其他样本组中的 0.225,并通过组间差异检验.以上结果表明,如果董事长的签名较大且难以识别,其自恋倾向更明显,公司更可能出现违规.

表 11 签名可识别程度、过度自恋与公司违规

Table 11 Recognizable degree of signature, excessive narcissism and corporate violations

| 变量 | (1) | | (2) | |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Vio1 | | Vio2 | |
| | $Unrecg = 1$ | $Unrecg = 0$ | $Unrecg = 1$ | $Unrecg = 0$ |
| Sig_sz | 0.464 *** (3.646) | 0.227 *** (2.612) | 0.459 *** (3.676) | 0.225 *** (2.575) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -5.644 (-1.470) | 1.915 (0.901) | | |
| $Ind/Year$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 1 352 | 6 105 | 1 549 | 6 105 |
| R^2 | 0.182 | 0.108 | 0.206 | 0.097 |
| diff: 1 vs. 0 | 0.237 ** | | 0.234 * | |
| p-value of diff. | 0.040 | | 0.080 | |

4.4 对内生性问题的讨论:工具变量法

本研究可能存在因遗漏变量而导致的内生性问题,这里采用宋朝以来董事长家乡地的农民起义数量作为自恋水平的工具变量作进一步的分析检验.地方起义是当地民众为了争取自身权利而发起的反抗斗争,体现了其维护自我地位、彰显自我个性的程度,当地起义数越多,人们自我意识越强,个人主义倾向显而易见,例如,太平天国起义领导人洪秀全在政权建立后特权意识严重,为排除异己任人唯亲,甚至于不择手段^[40].心理学家指出,自恋受到“文化气候(cultural climate)”的影响,在以高自尊为价值核心的、自我膨胀的个人主义文化中长大的个体通常更为自恋^[41],而地区内的历史文化氛围对于个体价值观念的形成有着深远影响^[42-44],一般来说,董事长家乡地的起义数量越多,其自我意识越强,可能有更高的自恋倾

向.此外,近年来一些以个人籍贯地的文化为自变量的研究也为本研究选取的工具变量提供了参考和佐证,与此同时,家乡地历史上的起义数量并不能直接影响企业的经营活动,是一个相对外生的指标.

从 CNRDS 数据库和《中国历代战争年表》分别获取了董事长的籍贯地信息(手工搜集补充缺省值)以及宋朝以来(公元 972 年—公元 1911 年)的农民起义数量,由此得到董事长家乡所在省份的起义次数 $Revolt$.表 12 列(1)~表 12 列(3)报告了工具变量回归结果,表 12 列(1)的结果表明,董事长家乡地起义数量 $Revolt$ 对董事长自恋 Sig_sz 的影响显著为正,符合本研究预期,即家乡地历史上起义数量越多,董事长越能展现自我,自恋水平更高.表 12 列(2)、表 12 列(3)为第二阶段的回归结果,可以看出,不论是违规概率 $Vio1$ 还是

违规严重程度 $Vio2$, 工具变量的估计结果均显著为正, 且在 1% 的置信水平上为正, 与基本回归结果一致, 符合预期. 弱工具变量的检验结果大于 10, 拒绝了存在弱工具变量的原假设, 符合经验法

则, 而且第二阶段回归中自变量的回归系数仅放大了 1.5 倍左右, 说明本研究的工具变量选取是较为合理的^[45]. 这一结果表明, 在解决了可能存在的内生性问题之后, 本研究结论仍然成立.

表 12 工具变量回归结果

Table 12 Regression results of instrumental variables

| 变量 | 全样本 | | | 异地经营样本 | | |
|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Sig_sz | $Vio1$ | $Vio2$ | Sig_sz | $Vio1$ | $Vio2$ |
| $Revolt$ | 0.005*** (6.991) | | | 0.007*** (5.229) | | |
| Sig_sz | | 0.398** (2.328) | 0.433** (2.266) | | 0.286* (1.856) | 0.348* (1.857) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.581* (1.879) | 0.047 (0.126) | -0.014 (-0.033) | 1.248*** (2.776) | 0.054 (0.127) | 0.027 (0.053) |
| $Ind/Year$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 508 | 6 508 | 6 508 | 1 935 | 1 935 | 1 935 |
| R^2 | 0.044 | | | 0.099 | | |
| Weak IVF Statistics | 46.729*** | | | 23.270*** | | |

需要指出的是, 由于大部分董事长都是在家乡地经营企业, 这可能导致一个问题: 董事长家乡地的起义数量所彰显的地区特征或人民个性, 不仅通过董事长这一个体来展现, 也可能作为一种宏观文化环境影响企业的内部文化氛围, 进而影响企业的治理活动. 将样本限定在董事长异地经营(公司所在地不在董事长家乡地)的样本中重新进行回归, 表 12 列(4)~表 12 列(6)显示了异地经营样本下的工具变量回归结果, 董事长家乡地农民起义数量 $Revolt$ 的估计系数仍然显著为正, 第二阶段的回归结果也符合预期, 且通过弱工具变量检验. 这表明, 在剔除董事长在家乡地经营的样本后, 结果保持不变, 即董事长家乡地起义数量确实通过董事长个性(自恋)影响了公司违规行为, 再次验证了本研究结论的稳健性.

4.5 其他稳健性测试

本研究还进行如下稳健性测试: 1) 将初始签名面积签名(取对数) $Square$ 进行回归, 结果依然显著; 2) 签名是一个整体, 董事长在签名时可能潜意识里认定预留的空白是全部用于放置签名, 本研究重新构建指标 $Sig_sz_2 = \text{签名面积} / \text{预留面积}$, 回归结果保持不变; 3) 签名大小受到笔画数目的影响, 采用 $Sig_sz_ave = Sig_sz / \text{单个汉字平}$

均笔画数, 即每一笔画所占面积, 结果显示董事长自恋对公司违规的影响仍然显著为正; 4) 剔除了姓名的最后一笔为“竖”、“竖勾”和“捺”这三种与自恋无关却可能对签名面积影响较大的样本, 本研究结论依然成立; 5) 对姓名仅含 2 个字的董事长样本进行检验, 结果显示董事长自恋程度与企业违规依然呈现正向关系; 6) 由于自恋倾向是一种稳定的性格特质, 为避免董事长遭受某些意外导致签名大小发生改变进而影响其作为自恋测度有效性的极端情况, 因此保留签名近三年的数据重新进行回归, 发现 Sig_sz 的估计系数仍显著为正, 再次验证自恋的(签名更大)董事长所在公司违规可能性更高; 7) 将被解释变量更换为违规次数(取对数) $Vio3$, 结果表明自恋的(签名更大)董事长所在公司违规次数会更多. 通过以上稳健性测试所得到的回归结果并未改变此前的实证结论(囿于篇幅, 留存备案).

5 结束语

本研究参照 Ham 等人的研究, 通过汉字签名笔迹识别董事长的自恋程度, 进而考察董事长自恋倾向对公司违规行为的影响. 结果显示, 自恋的

董事长所在公司发生违规的可能性更高且程度更为严重,同时本研究还打开了前述影响的潜在渠道:自恋的董事长精力更加分散、更倾向选择易于控制的年轻管理团队以及更喜欢召开通讯形式的董事会会议。在扩展性讨论中,进一步考察了公司内外部环境因素的可能影响,发现当面临业绩压力时,自恋的董事长出于维护自尊心的目的,更可能采取冒进的违规经营策略;此外还发现,较少的分析师关注为董事长的自恋特质发挥影响提供了便利,公司可能出现更多的违规行为。

本研究结论揭示了董事长自恋对违规行为的影响及其内在机理,为从心理学视角理解高管人格特质在公司治理中所起的作用提供了新证据,有助于形成规范高管行为的有效机制,进而提高

公司治理水平,助力企业发展。然而,本研究也存在一定的局限,尚需进一步探索。一个可能的问题是,虽然心理学文献假定自恋是相对稳定的人格,但不可否认的是,在人生的不同阶段,人的自恋程度也会因阅历、年龄等变化而呈现出特定的发展趋势,但无论是国外文献还是本研究,目前都不能获取同一个董事长在不同人生阶段的签名信息,因此难以识别出董事长自恋心理的变化对公司违规的动态影响。其次,除了本研究关注的公司违规之外,还有很多公司治理行为和财务决策同样可能受到董事长自恋心理的影响,例如高管薪酬制度、股权激励、过度投资、并购溢价等等,这些都是有价值的研究问题,有待后续研究展开深入细致的分析探讨。

参考文献:

- [1]Chen J , Cumming D , Hou W , et al. Does the external monitoring effect of financial analysts deter corporate fraud in China? [J]. *Journal of Business Ethics* , 2016 , 134(4) : 727 - 742.
- [2]Khanna V , Kim E H , Lu Y. CEO connectedness and corporate fraud [J]. *The Journal of Finance* , 2015 , 70(3) : 1203 - 1252.
- [3]戴亦一,余威,宁博,等. 民营企业董事长的党员身份与公司财务违规 [J]. *会计研究* , 2017 , (6) : 75 - 81.
Dai Yiyi , Yu Wei , Ning Bo , et al. The party membership of the chairman of private enterprises and corporate financial violations [J]. *Accounting Research* , 2017 , (6) : 75 - 81. (in Chinese)
- [4]程新生,赵旻. 权威董事专业性、高管激励与创新活跃度研究 [J]. *管理科学学报* , 2019 , 22(3) : 40 - 52.
Cheng Xinsheng , Zhao Yang. Authoritative professional directors , executive incentives and innovation activity [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2019 , 22(3) : 40 - 52. (in Chinese)
- [5]于李胜,蓝一阳,王艳艳. 盛名难副: 明星 CEO 与负面信息隐藏 [J]. *管理科学学报* , 2021 , 24(5) : 70 - 86.
Yu Lisheng , Lan Yiyang , Wang Yanyan. The curse of reputation: Superstar CEOs and bad news hoarding [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2021 , 24(5) : 70 - 86. (in Chinese)
- [6]Campbell W K. Narcissism and romantic attraction [J]. *Journal of Personality and Social Psychology* , 1999 , 77(6) : 1254.
- [7]Chatterjee A , Hambrick D C. It' s all about me: Narcissistic chief executive officers and their effects on company strategy and performance [J]. *Administrative Science Quarterly* , 2007 , 52(3) : 351 - 386.
- [8]文东华,董卫华,彭希. CEO 自恋、所有权性质和组织后果——来自中国上市公司的证据 [J]. *经济管理* , 2015 , 37(8) : 65 - 75.
Wen Donghua , Tong Weihua , Peng Xi. CEO narcissism , ownership nature and organizational outcomes: Evidence from Chinese stock market [J]. *Economic Management* , 2015 , 37(8) : 65 - 75. (in Chinese)
- [9]吴建祖,龚敏. 基于注意力基础观的 CEO 自恋对企业战略变革影响机制研究 [J]. *管理学报* , 2018 , 15(11) : 1638 - 1646.
Wu Jianzu , Gong Min. Study on the impact mechanism of CEO narcissism on corporate strategic changes based on the basic view of attention [J]. *Chinese Journal of Management* , 2018 , 15(11) : 1638 - 1646. (in Chinese)
- [10]Koch I , Biemann T. Signs of narcissism of CEOs: Validating a widely used measure [J]. *Academy of Management Annual Meeting Proceedings* , 2014 , 2014(1) : 16134.
- [11]Carey A L , Brucks M S , Küfner A C , et al. Narcissism and the use of personal pronouns revisited [J]. *Journal of Personality and Social Psychology* , 2015 , 109(3) : e1 - e15.
- [12]Ham C , Lang M , Seybert N , et al. CFO narcissism and financial reporting quality [J]. *Journal of Accounting Research* ,

- 2017, 55(5): 1089 – 1135.
- [13] Ham C, Seybert N, Wang S. Narcissism is a bad sign: CEO signature size, investment, and performance [J]. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(1): 234 – 264.
- [14] Chatterjee A, Pollock T G. Master of puppets: How narcissistic CEOs construct their professional worlds [J]. *Academy of Management Review*, 2017, 42(4): 703 – 725.
- [15] Emmons R A. Narcissism: Theory and measurement [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1987, 52(1): 11.
- [16] Raskin R, Terry H. A principal-components analysis of the Narcissistic Personality Inventory and further evidence of its construct validity [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1988, 54(5): 890.
- [17] Menon M K, Sharland A. Narcissism, exploitative attitudes, and academic dishonesty: An exploratory investigation of reality versus myth [J]. *Journal of Education for Business*, 2011, 86(1): 50 – 55.
- [18] Campbell W K, Hoffman B J, Campbell S M, et al. Narcissism in organizational contexts [J]. *Human Resource Management Review*, 2011, 21(4): 268 – 284.
- [19] Marquez-Allescas G, Zebedee A A, Zhou L. Hear me write: Does CEO narcissism affect disclosure? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 159(2): 401 – 417.
- [20] Zweigenhaft R L, Hayes K N, Haagen C H. The psychological impact of names [J]. *The Journal of Social Psychology*, 1980, 110(2): 203 – 210.
- [21] Mailhos A, Buunk A P, Cabana Á. Signature size signals sociable dominance and narcissism [J]. *Journal of Research in Personality*, 2016, 65: 43 – 51.
- [22] Vazire S, Naumann L P, Rentfrow P J, et al. Portrait of a narcissist: Manifestations of narcissism in physical appearance [J]. *Journal of Research in Personality*, 2008, 42(6): 1439 – 1447.
- [23] Morf C C, Horvath S, Torchetti L. *Handbook of Self-enhancement and Self-protection* [M]. New York: Guilford Press, 2011.
- [24] Cragun O R, Olsen K J, Wright P M. Making CEO narcissism research great: A review and meta-analysis of CEO narcissism [J]. *Journal of Management*, 2020, 46(6): 908 – 936.
- [25] Blickle G, Schlegel A, Fassbender P, et al. Some personality correlates of business white-collar crime [J]. *Applied Psychology*, 2006, 55(2): 220 – 233.
- [26] Hepper E G, Hart C M, Meek R, et al. Narcissism and empathy in young offenders and non-offenders [J]. *European Journal of Personality*, 2014, 28(2): 201 – 210.
- [27] Hepper E G, Hart C M, Sedikides C. Moving narcissus: Can narcissists be empathic? [J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2014, 40(9): 1079 – 1091.
- [28] Chatterjee A, Hambrick D C. Executive personality, capability cues, and risk taking: How narcissistic CEOs react to their successes and stumbles [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2011, 56(2): 202 – 237.
- [29] 何 宁, 朱云莉. 自爱与他爱: 自恋、共情与内隐利他的关系 [J]. *心理学报*, 2016, 48(2): 199 – 210.
He Ning, Zhu Yunli. Self-love and other-love: The relationship between narcissism, empathy, and implicit altruism [J]. *Acta Psychologica Sinica*, 2016, 48(2): 199 – 210. (in Chinese)
- [30] Rosenthal S A, Pittinsky T L. Narcissistic leadership [J]. *The Leadership Quarterly*, 2006, 17(6): 617 – 633.
- [31] Nevicka B, Van Vianen A E, De Hoogh A H, et al. Narcissistic leaders: An asset or a liability? Leader visibility, follower responses, and group-level absenteeism [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2018, 103(7): 703.
- [32] Zhu D H, Chen G. Narcissism, director selection, and risk-taking spending [J]. *Strategic Management Journal*, 2015, 36(13): 2075 – 2098.
- [33] Hauser R. Busy directors and firm performance: Evidence from mergers [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(1): 16 – 37.
- [34] Nevicka B, Ten Velden F S, De Hoogh A H, et al. Reality at odds with perceptions: Narcissistic leaders and group performance [J]. *Psychological Science*, 2011, 22(10): 1259 – 1264.
- [35] 马连福, 石晓飞. 董事会会议“形”与“实”的权衡——来自中国上市公司的证据 [J]. *中国工业经济*, 2014, (1): 88 – 100.
Ma Lianfu, Shi Xiaofei. The trade-off between “form” and “practice” in board meetings: Evidence from Chinese listed companies [J]. *China Industrial Economics*, 2014, (1): 88 – 100. (in Chinese)

- [36] Zhu D H , Chen G. CEO narcissism and the impact of prior board experience on corporate strategy [J]. *Administrative Science Quarterly* , 2015 , 60(1) : 31 – 65.
- [37] Church B K , Dai N T , Kuang X , et al. The role of auditor narcissism in auditor-client negotiations: Evidence from China [J]. *Contemporary Accounting Research* , 2020 , 37(3) : 1756 – 1787.
- [38] 王建琼, 陆贤伟. 董事声誉、繁忙董事会与信息披露质量 [J]. *审计与经济研究* , 2013 , 28(4) : 67 – 74.
Wang Jianqiong , Lu Xianwei. Director reputation , busy board and quality of information disclosure [J]. *Journal of Audit and Economics* , 2013 , 28(4) : 67 – 74. (in Chinese)
- [39] 王宗润, 陈曦, 邓松海. 结构性产品投资者感知风险与过度自信影响研究 [J]. *管理科学学报* , 2018 , 21(3) : 82 – 93.
Wang Zongrun , Chen Xi , Deng Songhai. Perceived risk and overconfidence of structured financial products investors [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2018 , 21(3) : 82 – 93. (in Chinese)
- [40] 李桂海. 谈评价农民战争领袖的几个问题 [J]. *求是学刊* , 1982 , (4) : 44 – 52.
Li Guihai. Several issues on evaluating peasant war leaders [J]. *Seeking Truth* , 1982 , (4) : 44 – 52. (in Chinese)
- [41] Twenge J M , Campbell W K. *The Narcissism Epidemic: Living in the Age of Entitlement* [M]. New York: Simon and Schuster , 2009.
- [42] Parsons C A , Sulaeman J , Titman S. The geography of financial misconduct [J]. *The Journal of Finance* , 2018 , 73(5) : 2087 – 2137.
- [43] Guiso L , Sapienza P , Zingales L. Does culture affect economic outcomes? [J]. *Journal of Economic Perspectives* , 2006 , 20(2) : 23 – 48.
- [44] 张川川, 马光荣. 宗族文化、男孩偏好与女性发展 [J]. *世界经济* , 2017 , 40(3) : 122 – 143.
Zhang Chuanchuan , Ma Guangrong. Clan culture , boy preference and female development [J]. *The Journal of World Economy* , 2017 , 40(3) : 122 – 143. (in Chinese)
- [45] Jiang W. Have instrumental variables brought us closer to the truth [J]. *The Review of Corporate Finance Studies* , 2017 , 6(2) : 127 – 140.

Is narcissistic chairman more likely to commit corporate fraud? Evidence from Chinese listed firms

NING Bo , DAI Yi-yi , JIANG Min*

School of Management , Xiamen University , Xiamen 361005 , China

Abstract: Based on data from Chinese A-share listed firms from 2007 to 2017 , this paper empirically examines the influence of the chairman's narcissism , measured by the size of the chairman's signature , on corporate fraud and the internal impact mechanism. The results show that narcissistic chairman increases the likelihood as well as the severity of committing frauds in the company. There are three channels through which the chairman's narcissism increases corporate fraud: A more distracted character , more inclination to build a young management team that is easy to control , and more preference for teleconference over on-the-spot board meetings. Further , the effect is more pronounced for firms with greater performance pressure and less analyst attention. The paper opens the black box of executive narcissism by showing how narcissistic chairman is more likely to commit fraud. The paper also contributes to the academic understanding related to the Upper Echelons Theory. These findings have implications for the improvement and optimization of the regulation system in Chinese securities market in the new era.

Key words: chairman; narcissism; corporate fraud