

# CEO对董事会的影响力与 上市公司违规犯罪

陆瑶 李茶

(清华大学经济管理学院,北京 100084; 密歇根大学罗斯商学院,美国密歇根 48109)

**摘要:**本文通过分析1999年至2012年所有A股上市公司的数据,研究了CEO对董事会的影响力对公司违规犯罪行为的影响。回归结果显示,CEO对董事会的影响力增加时,公司违规的可能性增加。在解决了CEO对董事会的影响力变量可能存在的内生性问题之后,该结论仍旧稳健。此外,本文还发现,公司所在地人与人之间信任程度越高,CEO对董事会的影响力对公司违规倾向的影响越弱;而所在地的风险偏好越高,这一影响则越强。最后,本文研究了CEO对董事会的影响力影响公司违规行为的一个潜在渠道——阻碍和延长稽查时间。本文的研究表明,作为重要的软性公司治理机制,上市公司、监察机构和投资者需对CEO对董事会的影响力给予重视。

**关键词:**企业违规;犯罪稽查;CEO权力;董事会独立性

**JEL分类号:**G30, K20 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2016)01-0176-16

## 一、引言

董事会作为监督公司管理层行为的重要机构,其独立性和有效性近来一直受到质疑。而在“人情文化”盛行的中国,人们更是用“人情董事”、“花瓶董事”等词汇,来表达对董事会有效发挥职权的质疑。2012年初,南纺股份由于涉嫌违反证券法律法规被立案调查;同年5月,南纺股份因连续亏损预警退市,受到广泛的关注。引发舆论哗然的是,南纺股份被披露前董事长兼前总经理的单晓钟独揽决策大权,凌驾于董事会之上,一步步将企业推向险境(郝静,2012;刘冬和刘宝强,2012;钱卫清等,2013)。Fracassi and Tate (2012)研究发现,CEO权力强大时倾向于任命“人情董事”,这样的纽带关系会降低公司的价值,也会使公司有更多不良收购。那么,受到CEO影响甚至是控制的董事会的底线在哪里?CEO对于董事会的影响力是否会影响公司的违规行为?

收稿日期:2015-04-10

作者简介:陆瑶,经济学博士,清华大学经济管理学院金融系副教授,Email: luyao@sem.tsinghua.edu.cn.

李茶,美国密歇根大学罗斯商学院博士生,Email: lichalc@umich.edu.

\* 陆瑶感谢国家自然科学基金资助项目(71202020)的支持。感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

本文通过对1999年至2012年沪深两市所有A股上市公司的数据分析,探索CEO对董事会的影响力对公司违规行为的影响。借鉴Coles et al. (2014)的研究,本文定义“新增独立董事”(简称“新增独董”)为现任CEO上任后加入董事会的独立董事,通过董事会中新增独董的占比,以及董事会中非独立董事(包括内部董事和关联董事)和新增独董的总比例来衡量CEO对于董事会的影响力。本文有以下几个主要发现。

首先,公司新增独董比例越高,公司违规的可能性越大;公司非独立董事与新增独董的总比例越高,公司违规的可能性也越大。其次,本文利用外部政策冲击,采用倍差法(Difference-in-Differences, 或简称DID),解决新增独董比例和非独立董事与新增独董的总比例变量中可能存在的内生性问题,发现CEO对董事会的影响力对公司违规行为的影响依旧有显著影响。第三,我们发现,CEO对董事会的影响力对于公司违规行为的影响存在滞后效应,但是该滞后效应随时间逐渐减弱。第四,我们进一步探究地区文化差异与CEO对董事会的影响力之间的交叉效应,发现公司所在省份人与人之间的信任程度,会显著降低CEO对董事会的影响力对企业违规的影响,而所在省份对风险的偏好,则会增强这一影响。

此外,本文还进一步研究了CEO对董事会的影响力影响公司违规行为的一个潜在渠道——阻碍和延长稽查时间。结果显示,公司CEO对董事会的影响力越大,稽查所用时间显著增长,违规行为被稽查的风险显著降低。

本文的主要贡献有三个方面。首先,本文丰富了企业违规行为影响因素的相关文献。现有的研究主要集中于外部经济环境、内部公司治理结构、股权结构等方面对企业违规的影响,关于公司高管纽带关系影响的研究较少。

其次,本文丰富了CEO与董事会关系的相关文献。目前,公司管理层之间的社会裙带关系是国际上公司治理研究的重要前沿方向。基于美国上市公司的一些重要研究发现企业高管的社会裙带关系会对公司决策、内部控制、监督机制、高管薪酬以及公司绩效等方面产生重要影响。而针对我国上市公司高管裙带关系的研究,目前基本处于初期阶段。通过新增独董比例衡量CEO对董事会的影响力,考察其对公司违规影响的研究,目前尚属空白,本文希望在这方面提供一定的补充。

最后,本文研究的结果还为相关政府职能部门提供了重要的政策启示。为了积极监督上市公司治理,维护市场秩序,并保护投资者权益,作为公司治理中重要的软性因素,公司高管之间的裙带关系应该受到资本市场监管部门和投资者的充分重视。资本市场的监管部门应进一步完善相关法律法规,并加强上市公司治理软性因素的信息披露。

## 二、文献综述

### (一)公司违规行为的影响因素

对于公司违规行为的影响因素,现有文献主要分为两个方面,一方面着眼于外部经济环境的影响,另一方面着眼于公司的内部因素。关于外部经济环境,Povel et al. (2007)

发现企业的违规动机与经济环境呈倒 U 型关系。Wang et al. (2010) 发现,企业的违规倾向受行业投资信心的影响,随着投资者对行业的投资信心先上升后下降。

公司内部影响因素的文献,视角包括高管薪酬结构、董事会结构、股权结构等。Peng and Röell (2008) 和 Johnson et al. (2009) 考察了管理者的激励工资与企业违规之间的关系。Beasley (1996) 发现未出现违规行为的公司董事会中,外部董事比例更高。Agrawal and Chadha (2005) 发现公司盈余重述的可能性与董事会、监事会的独立性关联不大,但会受到公司独立董事和监事的专业背景的影响。国内文献所研究的影响因素,主要为公司内部因素,包括薪酬结构、董事会特征和股权结构等。薪酬结构方面,陈维政等 (2010) 发现,独立董事的奖金激励与中国上市公司的违规行为之间呈正相关关系。董事会特征方面,曹伦和陈维政 (2008) 发现,独立董事之间专业的合理构成,与上市公司的违规行为存在显著的负相关关系。在股权结构方面,梁杰等 (2004) 发现国有股比例与财务报告舞弊呈显著正相关,而股权集中度、高层持股比例等与财务报表舞弊显著负相关。薄仙慧和吴联生 (2009) 却发现,国有控股公司的正向盈余管理水平显著低于非国有公司。陆瑶等 (2012) 发现,机构投资者持股会抑制公司的违规倾向,增加公司违规行为被稽查的可能性。在少有的考察外部因素的研究中,陆瑶和沈小力 (2011) 发现,2007 年开始实施的新会计准则明显降低了上市公司的盈余管理水平。高雷和张杰 (2009) 发现,若公司所在行业受政府保护较高,面临的竞争较少,则盈余管理水平较低。

## (二)关于 CEO 与董事会关系的文献

关于 CEO 对董事会的影响力,现有文献存在多种不同的度量。Finkelstein (1992) 提出,CEO 的权力主要来自四个维度:组织权力(常见度量包括 CEO 的两职合一,董事会独立董事比例等),所有权权力(常见度量包括 CEO 持股比例,CEO 是否为公司创建人等),专家权力(常见度量包括 CEO 职能范围,行业经验等)和声誉权力(常见度量包括 CEO 受教育程度等)。国内文献对于上述四种 CEO 权力都有不同程度的覆盖。王克敏和王志超 (2007) 通过 CEO 两职合一及其社会资本衡量其控制力;卢锐等 (2008) 还包括了股权集中度,任期长短等度量;权小锋和吴世农 (2010) 则系统地度量了 Finkelstein (1992) 的模型。

近年来,公司高管之间的裙带关系成为公司治理领域的热点问题,而公司 CEO 基于裙带关系的控制力也成为对 Finkelstein (1992) 模型的重要补充。多数文献着眼于公司高管社会裙带关系对公司治理和公司业绩的影响。Hwang and Kim (2009) 发现,当公司高管与董事会之间存在社会纽带(如校友、曾经共事等)时,公司有更低的薪酬—业绩敏感度和解聘—业绩敏感度。

CEO 对于董事会成员的选择有重要影响。Mace (1971), Shivdasani and Yermack (1999) 及 Lipton and Lorsch (1992) 发现,在 CEO 上任后被任命的董事会成员更忠实于现任的 CEO。基于此,Coles et al. (2014) 提出一种 CEO 对董事会影响力的新度量(Co-opted Board),即公司董事会中,现任 CEO 上任之后加入董事会的董事比例。这一度量也可以理解为 CEO 参与过其提名、选拔过程的董事在董事会中的占比。他们的研究证明这

一度量较好地衡量了CEO对董事会的影响力,并发现,在现任CEO上任之后加入董事会的董事比例越高,公司付给CEO的薪酬越高,CEO也更不易被解聘。本文将借鉴这一度量来衡量CEO对董事会的影响力。

关于公司高管之间裙带关系对公司违规行为的影响,现有文献较少讨论。Chidambaram et al. (2011)着眼于CEO与董事之间基于过去经历而产生的纽带关系,发现不同种类的纽带关系对企业违规行为的影响不同。与本文类似,Khanna et al. (2015)通过CEO上任后新增高管和董事会成员的比例衡量CEO影响力,探究其对于公司违规行为的影响。但本文与该文章有四点不同。首先,Khanna et al. (2015)使用美国上市公司数据,而本文使用中国上市公司数据,探究在中国的制度环境下,CEO与董事会之间的裙带关系是否同样会影响公司的违规行为。其次,我们增加了CEO对董事会影响力的动态分析。第三,中国幅员辽阔,地区之间文化差异较大,我们基于这一特殊的国情,探究了公司所在地的社会文化环境是否会与CEO影响力对公司违规倾向产生交叉影响。第四,我们利用外生政策冲击和倍差法解决可能的内生性问题。

在我国,该领域的文献目前很少,相关的仅有陆瑶和胡江燕(2014)的研究。他们着眼于研究CEO与董事之间的老乡关系,发现这一关系会显著地增加企业的风险水平。关于公司高管之间的纽带关系对企业违规行为的影响,目前国内的文献尚为空白。

### 三、研究假设

本文借鉴Coles et al. (2014)的方法,通过公司现任CEO上任之后加入董事会的独立董事比例来捕捉CEO与独立董事之间可能存在的裙带关系,考察其对于公司违规行为的影响。

借鉴陆瑶等(2012)和Correia (2009)的“公司违规成本与收益分析”方法,我们将公司违规带给CEO的收益记为 $b$ ,成本记为 $c$ ,当 $b - c > 0$ 时,CEO有动机领导公司进行一些违规行为,或者包庇公司下属的违规行为。违规收益 $b$ 包括违规行为的直接收入以及虚报公司业绩带来的薪酬增收。违规成本 $c$ 则由公司违规稽查率 $p$ ,以及公司违规被揭发后可能的罚款、刑事处分、薪酬损失、名誉损失及解聘等损失( $l$ )决定,即 $c = p \times l$ 。

给定相同的违规收益 $b$ ,CEO与独立董事之间的裙带关系可能降低违规稽查率 $p$ ,或降低违规被稽查后的相关损失 $l$ ,从而降低违规成本 $c$ ,增加CEO的违规倾向。一方面,那些CEO参加过其提名、选择过程的独立董事会更倾向于支持现任CEO(Lipton and Lorsch, 1992; Mace, 1971; Shivdasanim and Yermack, 1999),与CEO形成配合,使得他们在行使监督职责时可能未尽勤勉,也可能在发现公司有违规行为后协助包庇,因而降低了违规行为被稽查的可能性 $p$ 。另一方面,如果公司的违规行为被揭露,由于新任独立董事与CEO之间的裙带关系,CEO被离职解聘的可能性减小,降低了CEO领导或纵容公司违规

的潜在损失  $l$  (Coles et al. , 2014)。综上,CEO 对董事会影响力越大,违规成本  $c = p \times l$  越小,公司违规的倾向越大。因此,本文提出以下假设:

假设:CEO 对董事会的影响力越大,公司违规的可能性越高。

四、数据来源与样本描述

本文选取 1999 年至 2012 年中国沪深两市所有 A 股上市公司共 2699 家构建样本。本文使用的企业违规数据来源于锐思金融数据库“重大事项违规处罚”统计表。文中将公司违规行为定义为:公司在信息披露、公司经营及高管行为等方面存在违法违规,受到中国证监会、司法部门、公安机关以及财务部门等机构公开谴责、批评和处罚的行为。具体而言,公司的信息披露违规行为主要包括虚假信息披露、重要信息披露遗漏等;公司经营违规行为主要包括非法生产或销售、偷税漏税、违反环境相关法律法规、走私等;高管行为违规行为主要包括行贿受贿、挪用公款、违规买卖公司股票等。基于这一定义,我们在样本中剔除了那些虽然被披露与某公司相关,但最终被认定为个人过失,且过失个人并非公司高管的违规观测。此外,本文的高管信息和公司治理数据来源于 CSMAR 中国上市公司治理结构研究数据库,公司的财务数据来源于锐思金融数据库。

表 1 所示为违规公司的年度统计。1999 年至 2012 年违规公司观测共 1669 个(同一公司同一年份不重复记违规行为),占全部上市公司观测值的 5.85%。其中,1999 年至 2004 年,违规公司观测数逐年上升,2005 至 2006 年数量有所下降,2007 至 2012 年数量迅速上升。

表 1 犯罪公司年度统计

年份	违规公司 合计	上市公司 合计	违规公司 比例%	年份	违规公司 合计	上市公司 合计	违规公司 比例%
1999	47	1225	3.84	2006	72	2066	3.48
2000	66	1404	4.70	2007	92	2405	3.83
2001	90	1489	6.04	2008	108	2610	4.14
2002	92	1512	6.08	2009	152	2680	5.67
2003	89	1600	5.56	2010	153	2699	5.67
2004	116	1715	6.76	2011	215	2699	7.97
2005	93	1806	5.15	2012	284	2637	10.77
				总计	1669	28547	5.85

五、变量定义与描述性统计

(一)被解释变量

借鉴 Khanna et al. (2015) 的研究,本文使用虚拟变量 *Fraud* 来表征公司违规行为,作为被解释变量。若公司在当年被稽查出有违规行为,则赋值为 1,反之赋值为 0。

(二)公司 CEO 对董事会影响力的变量

本文中的“CEO”指企业中负责日常经营管理的最高级管理人员。由于在中国 CEO 体制引入较晚,并非所有上市公司都设有 CEO 职位,因此参照定义,本文将未设 CEO 职位,而设有“总裁”、“总经理”、“行长”等同职责级别的职位统称为 CEO。文中的“董事”为上市公司每年披露的所有董事。文中的“非独立董事”,指董事会中除独立董事之外的其他董事,包括内部董事,即作为公司职员参与公司管理的董事以及关联董事,即不参与公司行政管理但不满足《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》所要求的独立性的董事。

借鉴 Coles et al. (2014) 的研究,本文通过新增独董的比例以及非独立董事和新增独董的总比例来衡量公司 CEO 对董事会的影响力。“新增独董”为现任 CEO 上任第二年及第二年之后加入董事会的独立董事<sup>1</sup>。“非独立董事”包括内部董事和关联董事,其总和通过董事会总人数减独立董事人数度量。本文中采用两种变量来表征 CEO 对于董事会的影响力:*CptInd* 为连续变量,等于当年新增独董人数除以当年董事会总人数所得百分比;*CptSum* 为连续变量,等于当年非独立董事和新增独董总人数除以当年董事会总人数所得百分比,即内部董事、关联董事和新增独董的总人数除以当年董事会总人数所得百分比。

(三)控制变量

本文的控制变量包括公司经营状况变量、公司治理变量以及诉讼风险变量。在公司经营状况方面,首先控制了公司规模(*Ln\_Totass*)。更大的公司更容易吸引大众的眼球,增加了其违规被稽查的可能性(Wang et al., 2010)。本文还控制了表征公司业绩的变量 *Ebitda/TA*、托宾 *Q* 值 *QVal* 以及资产负债率 *LEV*。业绩不佳和存在负债危机的公司更可能铤而走险,发生违规行为。之前的研究发现,公司违规的发生与投资者对于行业的信心密切相关,并揭示违规的可能性与行业托宾 *Q* 值成倒 U 型关系(Povel et al., 2007)。因此本文控制了公司所属行业的托宾 *Q* 中位数 *IndQ* 及其平方项 *IndQ*<sup>2</sup>。其次,在公司治理方面,本文控制了当年董事会规模 *Ln\_BdSize*,但不对其影响的方向做出预期<sup>2</sup>。股权集中度有助于增加股东的控制力,改善公司治理(梁杰等,2004),因此本文控制了股权集中

1 “新增独董”并未包含现任 CEO 上任同年加入董事会的独立董事,因为这部分样本中,现任 CEO 很大可能与独立董事同步换届,因而并未参与新增独董的选择过程。

2 Lipton and Lorsch(1992)等研究显示,更大的董事会会降低监督的有效性,而 Xie et al. (2003)发现,更大的董事会更可能出现有经验的董事,因而监督更加有效。

度 *OwnCon5*。本文还控制了公司 CEO 是否兼任董事长的虚拟变量 *ChairCEO*。CEO 兼任董事长会增强 CEO 对于董事会的控制,削弱董事会的监督作用 (Dechow et al., 1996)。此外,国有控股会影响公司治理和违规倾向 (薄仙慧和吴联生, 2009; 梁杰等, 2004), 因此本文控制了国有控股 *StateShrPct*。在诉讼风险变量方面, 更高的股票换手率意味着市场对于公司更大的关注度, 提高了公司的诉讼风险, 因此控制股票年换手率 *YrTrdTurnR*。

表 2 列出了变量的定义和描述性统计。由描述性统计发现, 我国 A 股上市公司中, 新增独董的平均占比为 12%, 内部董事、关联董事和新增独立董事的总占比平均为 77%。相比较非违规公司样本, 违规公司的样本有着较高的新增独董占比, 而非独董和新增独董的总占比也是显著更高, 与预期大致一致。

六、回归结果

(一) 基本回归结果

本文借鉴 Khanna et al. (2015), 采用在公司水平的 Conditional Logit 回归模型, 检验公司 CEO 对董事会的影响力对公司违规行为的影响。Conditional Logit 回归 (又称 Fixed - Effects Logit 回归) 允许我们将数据依公司分组, 并在各组的基础上计算似然函数, 从而实现了控制公司固定效应的目的。此外, 我们添加年度虚拟变量以控制年份效应。

表 3 为回归结果, 其中第二、三列分别为模型 [1] [2] 的估计结果, 即解释变量分别为 *CptInd* 和 *CptSum* 的模型估计结果。模型 [1] 的结果显示, 公司新增独董比重增加时, 公司违规的可能性显著增加。模型 [2] 的结果显示, 公司非独董和新增独董总比例与公司违规可能性亦呈显著的正相关关系, 与预期相符<sup>3</sup>。

控制变量中, *Ebitda/TA* 和 *QVal* 对公司的违规倾向有显著的负作用, 说明良好的公司业绩会显著降低公司违规的可能性。*Ln\_Totass* 显著增加公司违规的可能性, 即大公司因更易吸引大众眼球, 增加其违规被稽查的可能性。股权集中度 *OwnCon5* 显著降低公司违规的可能性, 与梁杰等 (2004) 的发现相一致。*ChairCEO* 有显著的负影响, 与 Dechow et al. (1996) 的发现相反。

值得注意的是, 不同于 Khanna et al. (2015) 所探究的美国上市公司, 中国的上市公司股权相对集中, 且独立董事的选举制度使中国 CEO 对于任命独立董事的干预可能相对较弱<sup>4</sup>。一方面, 我们尝试在模型中加入股权集中度与新增独董比例的交叉变量, 但未发

3 为了避免 CEO 与独立董事同步换届的情况削弱 CEO 影响力指标的准确性, 本文对新增独董的定义始自 CEO 上任的第二年。为进一步排除 CEO 换届年份对于总体样本的影响, 本文剔除所有公司 CEO 换届年份的观测值后, 再次对模型进行了回归。为了节省篇幅, 论文中没有汇报回归结果。回归结果显示, 在排除了 CEO 换届年份的潜在影响后, 变量 *CptInd* 与 *CptSum* 仍旧对公司违规行为存在正向影响, 且显著性均有所增强。

4 证监会在《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》中规定, 上市公司董事会、监事会、单独或者合并持有上市公司已发行股份 1% 以上的股东可以提出独立董事候选人。

现显著效应。另一方面,如果中国的制度环境削弱了 CEO 对任命独立董事的干预,则本文的 *CptInd* 与 *CptSum* 变量倾向于低估 CEO 对董事会的影响力,从而低估 CEO 影响力对公司违规行为的影响。在这种情况下,CEO 影响力对于公司违规行为的实际影响,可能高于本文所得估计。

表 2 变量定义及描述统计

变量	变量定义	总体样本 均值	总体样本 标准差	违规样本 均值	非违规样本 均值	违规样本－ 非违规样本	P 值
公司违规犯罪变量							
Fraud	虚拟变量,当年被稽查出存在重大事项违规时赋值 1,反之为 0。	0.06	0.23				
Duration	从违规事件发生至违规被稽查之间的月份数。	29.99	26.56				
CEO 对董事会影响力变量							
CptInd	当年新增独董人数除以董事会总人数所得百分比。	0.12	0.14	0.13	0.12	0.01	(0.028)
CptSum	当年非独立董事和新增独立董事总人数除以当年董事会总人数所得百分比。	0.77	0.15	0.78	0.77	0.01	(0.016)
控制变量							
Ebitda/TA	年末公司息税折旧摊销前利润除以总资产;息税折旧摊销前利润 = 税前利润 EBIT + 固定资产折旧 + 无形资产摊销 + 长期待摊费用摊销。	0.45	189.57	0.00	0.48	-0.48	(0.928)
QVal	托宾 Q 值,即(股票市值 + 净债务)/有形资产现行价值,在 99% 分位处截尾。	2.19	2.98	2.64	2.17	0.48	(0.000)
IndQ	年末同行业所有公司托宾 Q 的中位数。行业划分依据中国证监会。	1.75	0.25	1.78	1.74	0.03	(0.000)
StateShrPct	年末国有持股数量合计/总股本。	21.23	25.85	17.03	21.53	-4.50	(0.000)
Ln_Totass	年末总资产对数,总资产以 1978 年为基价进行通货膨胀调整,单位为元人民币。	20.99	1.59	21.15	20.98	0.17	(0.000)
Ln_BdSize	年末董事会人数加 1 的对数值。	2.33	0.21	2.33	2.33	0.00	(0.460)
LEV	年末总负债/年末总资产。	0.46	0.21	0.51	0.46	0.05	(0.000)
ChairCEO	虚拟变量,当年 CEO 兼任董事长时赋值 1,反之为 0。	0.17	0.37	0.19	0.16	0.03	(0.018)
YrTrdTurnR	流通股年换手率。	521.60	396.96	540.68	520.03	20.65	(0.044)
OwnCon5	当年公司前 5 大股东持股数量占总股本比重。	0.58	0.18	0.51	0.59	-0.07	(0.000)
StkVolat	当年股票周波动率的年均值。	0.46	0.32	0.47	0.46	0.01	(0.190)
地区文化变量							
Trust_high	虚拟变量,公司所在省份人与人之间的信任程度,来自 World Value Survey 在中国的调研。大于或等于样本中位数则赋值为 1,反之为 0。	0.51	0.50	0.44	0.51	-0.07	(0.000)
Risk_high	虚拟变量,公司所在省份居民的风险偏好,来自 World Value Survey 在中国的调研。大于或等于样本中位数则赋值为 1,反之为 0。	0.50	0.50	0.47	0.51	-0.04	(0.001)
DID 变量							
PostPol	虚拟变量,若年份为 2003 年或之后赋值为 1,反之为 0。	0.80	0.40	0.82	0.80	0.02	(0.030)
Noncompliant	虚拟变量,若公司独立董事比例在 2002 年及之前未达到《指导意见》所要求的 1/3,赋值为 1,反之为 0。	0.48	0.50	0.56	0.47	0.08	(0.000)

注:第 1 列为变量名;第 2 列为变量定义;第 3-4 列为总体样本的描述性统计;第 5-6 列分别为违规样本和非违规样本中各变量均值;第 7 列为违规样本与非违规样本的各变量均值差;第 8 列为两样本中各变量均值差的 P 值。



表 3 主要回归模型

	[ 1 ]	[ 2 ]
变量	Fraud	Fraud
CptInd	0. 674 * (0. 382)	
CptSum		0. 850 ** (0. 383)
Ebitda/TA	-2. 794 *** (0. 537)	-2. 790 *** (0. 538)
QVal	-0. 076 * (0. 042)	-0. 076 * (0. 042)
IndQ	7. 220 (5. 469)	7. 375 (5. 461)
IndQ <sup>2</sup>	-1. 701 (1. 465)	-1. 740 (1. 463)
StateShrPct	-0. 004 (0. 003)	-0. 004 (0. 003)
Ln_Totass	0. 556 *** (0. 114)	0. 554 *** (0. 114)
Ln_BdSize	0. 369 (0. 347)	0. 318 (0. 348)
OwnCon5	-3. 165 *** (0. 642)	-3. 113 *** (0. 643)
LEV	0. 086 (0. 423)	0. 0825 (0. 423)
ChairCEO	-0. 375 ** (0. 165)	-0. 381 ** (0. 165)
YrTrdTurnR	0. 000 (0. 000)	0. 000 (0. 000)
年份虚拟变量	Y	Y
Observations	3,688	3,688
Pesudo R - squared	0. 070	0. 071

注:第 1 列为自变量;模型[1]采用新增独董比重 CptInd 为被解释变量;模型[2]采用新增独董和非独董总比 CptSum 为关键解释变量。两模型均控制年份虚拟变量。各变量定义见表 2。每个自变量对应两行结果,第一行为参数估计值,第二行为标准差。\*, \*\*, \*\*\* 分别在 10% ,5% ,1% 的显著性水平下显著。

(二)内生性检验

公司新增独董的比例以及非独董和新增独董的总比例不可避免地具有内生性的问题,存在可能的公司治理因素同时影响董事会中新增独董比例,非独立董事和新增独董总比例以及公司的违规行为。对此,本文借鉴 Coles et al. (2014),利用外部政策冲击,使用倍差法(DID)解决内生性问题。

本文以证监会出台的《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《指导意见》)作为自然实验。《指导意见》要求,在2003年6月30日前,上市公司董事会成员中应当至少包括1/3的独立董事。因此,那些在2003年之前独立董事比例小于1/3的公司为满足要求,增加独董人数,使其新增独董比例、非独立董事和新增独董总比例因外部原因而变化。本文利用这一外生变化,检验CEO对董事会的影响力在剔除掉内生偏误后对公司违规行为的影响(下面我们称“纯效应”)。

借鉴 Coles et al. (2014),我们估计以下模型:

Logit(Fraud) = β<sub>0</sub> + β<sub>1</sub>CptInd + β<sub>2</sub>PostPol × CptInd + β<sub>3</sub>Noncompliant × CptInd  
+ β<sub>4</sub>PostPol × Noncompliant × CptInd + β<sub>5</sub>PostPol  
+ β<sub>6</sub>Noncompliant + k(Other Controls) + ε<sub>1</sub>(1)

Logit(Fraud) = β<sub>0</sub> + β<sub>1</sub>CptSum + β<sub>2</sub>PostPol × CptSum + β<sub>3</sub>Noncompliant × CptSum  
+ β<sub>4</sub>PostPol × Noncompliant × CptSum + β<sub>5</sub>PostPol  
+ β<sub>6</sub>Noncompliant + k(Other Controls) + ε<sub>2</sub>(2)

其中,PostPol为虚拟变量,若年份为2003年或之后赋值为1,反之为0;Noncompliant为虚拟变量,若公司独董比例在2002年及之前未达到《指导意见》要求的1/3,赋值为1,反之为0。

表4组合A中列出了以下四个子样本中公司CEO影响力对其违规行为的影响估计:达标公司在2002年及之前阶段,未达标公司在2002年及之前阶段,达标公司在2003年及之后阶段以及未达标公司在2003年及之后阶段。我们感兴趣的是受到外生冲击的子样本,即未达标公司在2003年及之后阶段<sup>5</sup>。表4组合A可见,β<sub>1</sub> + β<sub>2</sub> + β<sub>3</sub> + β<sub>4</sub>为这一子样本中CEO影响力对其违规可能性的影响估计,其中包括纯效应以及政策效应,而我们希望探究的CEO对董事会的影响力对公司违规行为的纯效应,实际由(β<sub>1</sub> + β<sub>2</sub> + β<sub>3</sub> + β<sub>4</sub>) - [(β<sub>1</sub> + β<sub>2</sub>) - β<sub>1</sub>]度量,即β<sub>1</sub> + β<sub>3</sub> + β<sub>4</sub>。

表4组合B为CEO影响力影响公司违规行为的纯效应估计结果。结果显示,在通过外生冲击剔除掉可能的内生偏误后,公司新增独董比例仍旧对公司违规的可能性有着显著的正影响,而公司非独董和新增独董总比例对公司违规可能性同样存在正影响,并边际显著(p值=0.133)。回归结果和我们的假设一致。对于其较弱的显著性,部分原因为《指导意见》所要求的独立董事比例为1/3,低于美国“萨班斯法案”所要求的多数原则,因而引起的外生变动较小,较难检测到显著效应。

5 考虑到那些最初未达标的公司在达标之后便不再受到《指导意见》的政策影响,我们在分析中排除了未达标公司在达标之后的观测点。譬如,如果一家公司独立董事比例在2002年之前未达到《指导意见》所要求的1/3,但于2007年达标,则2008年及之后的观测点被我们排除在样本之外。

表 4 解决内生性

组合 A:倍差法模型估计系数说明			
估计系数(= $\Delta\text{logit}(\text{Fraud})/\Delta\text{CptInd}$ , $\Delta\text{logit}(\text{Fraud})/\Delta\text{CptSum}$ )			
	2002 年及之前	2003 年及之后	作差
达标公司	$\beta_1$ (纯效应 + $\text{Bias}^C$ )	$\beta_1 + \beta_2$ (纯效应 + $\text{Bias}^C$ + 政策影响)	$\beta_2$ (政策影响)
未达标公司	$\beta_1 + \beta_3$ (纯效应 + $\text{Bias}^{NC}$ )	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ (纯效应 + 政策影响)	$\beta_2 + \beta_4$ (政策影响 - $\text{Bias}^{NC}$ )
作差	$\beta_3$ ( $\text{Bias}^{NC} - \text{Bias}^C$ )	$\beta_3 + \beta_4$ (- $\text{Bias}^C$ )	$\beta_4$ (- $\text{Bias}^{NC}$ )
组合 B:CEO 对董事会影响力影响公司违规倾向的纯效应估计( $\beta_1 + \beta_3 + \beta_4$ )			
	[3]		[4]
变量	CptInd		CptSum
参数估计	0.997 **		0.623 +
标准差	(0.439)		(0.415)

注:组合 A 对上文所述公式(1)(2)的系数作出说明。其中,由于达标公司和未达标公司的异质性,我们将两者的内生偏差区分标记为  $\text{Bias}^C$  和  $\text{Bias}^{NC}$ 。组合 B 为估计所得纯效应。模型[3][4]以 Fraud 为被解释变量,分别以新增独董占比 CptInd、新增独董和非独董总占比 CptSum 为关键解释变量,控制变量设置与模型[1][2]一致。各变量定义见表 2。第 2,3 列分别汇报 CptInd 及 CptSum 的纯效应估计,其标准差以公司聚类。\*, \*\*, \*\*\*分别在 10%,5%,1% 的显著性水平下显著。+ p 值为 0.133。

(三)滞后期 CEO 对董事会的影响力对公司违规倾向的影响

由于 CEO 与新增独董之间形成配合需要时间,且 CEO 的影响力影响到企业的违规行为也需要时间,因此 CEO 对董事会的影响力对企业违规行为的影响效应很可能存在时滞。此外,我们感兴趣的是,这一影响是否会在长期中持续。为了研究潜在的动态效应,本文对每一任 CEO 设置了其影响力变量 *CptInd* 和 *CptSum* 的一期、二期、三期滞后项,对公司违规变量进行回归。

回归结果如表 5 所示,两个关键变量的一期滞后项均对公司违规的可能性有显著的正向影响,且与原变量相比,显著性增强。两个关键变量的二期滞后项仍对公司的违规倾向有显著影响,但显著性下降。三期滞后项则对公司的违规行为没有显著影响。滞后项的回归结果显示,CEO 对董事会的影响力对公司违规的影响确实存在时滞效应,然而在长期中这一效应逐渐减弱。

表 5 CEO 对董事会的影响力效应的动态分析

	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
	CptInd <sub>t-1</sub>	CptSum <sub>t-1</sub>	CptInd <sub>t-2</sub>	CptSum <sub>t-2</sub>	CptInd <sub>t-3</sub>	CptSum <sub>t-3</sub>
参数估计	1.275 **	1.343 **	1.351 *	1.404 *	0.275	-0.009
标准差	(0.546)	(0.552)	(0.797)	(0.809)	(1.311)	(1.446)

注:本表汇报以 Fraud 为被解释变量,以 CEO 影响力变量的滞后项为关键解释变量。模型[5][7][9]分别以新增独董占比 CptInd 的一期、二期、三期滞后项为解释变量;模型[6][8][10]估计结果分别以新增独董和非独董总占比 CptSum 的一期、二期、三期滞后项为解释变量。控制变量设置与模型[1][2]一致,且均控制年份虚拟变量。\*, \*\*, \*\*\*分别在 10%,5%,1% 的显著性水平下显著。

(四)地区文化价值与CEO对董事会影响力的交叉效应分析

鉴于中国幅员辽阔,地区之间存在较大的文化价值差异,而CEO通过新增独董而实现的影响力又是软性的公司治理因素,因而地区的文化价值环境很有可能影响CEO对董事会的影响力所发挥的实际效应。我们在本部分中对此进行探究。

我们着重关注的文化价值因素为人与人之间的信任程度和风险偏好。一方面,公司所在地人与人之间的信任程度越低,公司CEO将更加依赖裙带关系,更愿意与倾向于支持他的新增独董而非他人形成配合,因而他通过新增独董而实现的影响力作用将更加明显。另一方面,公司所在地的人们越偏好风险,CEO更可能利用其对公司的影响力进行高风险的违规行为;当违规行为被关注或揭露后,与CEO配合的新增独董也更可能冒险包庇违规行为,而非配合调查。因而,我们预期,公司所在地人与人之间信任程度越高,CEO通过新增独董实现的影响力对于企业违规影响越小,反之越大;公司所在地人们风险偏好越高,CEO通过新增独董实现的影响力对于企业违规影响越大,反之越小。

我们借鉴Ahern et al. (2015)以及陆瑶和胡江燕(2015)的文章,使用World Value Survey(以下简称WVS)对中国居民信任程度和风险偏好的度量数据<sup>6</sup>。在本文的样本期间,WVS涉及中国的调研共三次(2001、2007和2012年),我们计算每次调研结果的省份平均值,再对各省份计算调研的平均值<sup>7</sup>。基于此,我们构建虚拟变量*Trust\_high*和*Risk\_high*。当某省份信任程度平均值高于或等于各省份平均值的中位数时,*Trust\_high*赋值为1,反之赋值为0。当某省份风险偏好平均值高于或等于各省份平均值的中位数时,*Risk\_high*赋值为1,反之赋值为0。

为了检验地区文化价值与CEO影响力的交叉效应,我们在模型[1][2]的基础上加入地区文化价值变量以及CEO影响力变量与地区文化价值变量之间的交叉项。表6的估计结果与我们的预期基本相符。结果说明,地区文化价值的确会影响CEO影响力影响公司违规倾向的强弱:公司所在省份人与人之间的信任程度越高,CEO通过新增独董实现的影响力对企业违规行为的影响越弱;而公司所在省份对风险越偏好,CEO影响力对企业违规行为的影响越强。

6 在WVS问卷中,衡量人与人之间信任程度的问题为:“您认为大多数人只要有就会利用您,还是会尽量公正地对待您? A、会利用我 B、会尽量公正地对待我 C、不知道”。其中,选A时信任度量赋值为0,选B时赋值为1,选C时赋值为0.5。信任度量取值越高,表示人与人之间信任程度越高。衡量人们风险偏好的问题为:“请看如下描述,您觉得自己和这类人相像吗? 是很像(1)、像(2)、有些像(3)、只有一点像(4)、不像(5),还是完全不像(6)? 请打分。——追求冒险、新奇和刺激的生活”。其中,风险偏好度量为(6 - 打分)/5,度量取值越高,代表越偏好风险。

7 三次调研分别抽取了不完全相同的24个省份,因此,若某一省份仅一次或两次出现在调研中,则取这次调研的省份平均值或这两次的平均值。

表 6 地区文化价值与 CEO 对董事会影响力的交叉效应分析

	[ 11 ]	[ 12 ]
变量	Fraud	Fraud
CptInd * Trust_high	- 1. 065 ** ( 0. 489 )	
CptSum * Trust_high		- 0. 400 + ( 0. 467 )
CptInd * Risk_high	0. 893 * ( 0. 482 )	
CptSum * Risk_high		0. 641 ( 0. 464 )
CptInd	0. 631 * ( 0. 370 )	
CptSum		0. 543 ( 0. 363 )
Trust_high	- 0. 162 * ( 0. 095 )	0. 015 ( 0. 376 )
Risk_high	- 0. 217 ** ( 0. 095 )	- 0. 605 ( 0. 374 )
控制变量	Y	Y
年份虚拟变量	Y	Y
Observations	13 , 949	13 , 950
Pseudo R - squared	0. 049	0. 048

注:模型[11]加入新增独董占比 CptInd 与信任程度 Trust、风险偏好 Risk 的交叉项;模型[12]加入新增独董和非独董总占比 CptSum 与信任程度 Trust、风险偏好 Risk 的交叉项。由于添加交叉项,为使模型收敛,本表采用 Logit 模型替代 Conditional Logit 模型,控制变量设置与模型[1][2]一致,且控制年份虚拟变量。每个自变量对应两行结果,第一行为参数估计值,第二行为稳健标准差。\*, \*\*, \*\*\*分别在 10% ,5% ,1% 的显著性水平下显著。+ p 值为 0. 167。

(五)违规稽查时间

前文的结果显示,公司 CEO 对董事会的影响力会显著增加公司违规的可能性。本节检验这一影响的一个可能渠道,即违规事件被稽查所用的时间是否会受到 CEO 对董事会影响力的影响。董事会的职责之一是监督、制止公司的违规行为,以维护股东的权益。然而如果新增独董倾向于支持和配合 CEO,他们很可能在行使监督职能时不尽勤勉,甚至包庇纵容违规行为,阻碍稽查。综上,本文假设 CEO 对董事会影响力更高,违规被稽查的可能性越低,稽查所用的时间越长。

为了检验这一假设,本文建立横截面数据,样本为所有违规事件。被解释变量为 *Duration*,即从违规行为开始至违规被稽查之间的月份数。解释变量为 *CptInd* 和 *CptSum*,分别为违规起始年份至违规被稽查年份期间,新增独董比例以及非独董与新增独董总比例的平均值。控制变量中,除了之前模型用到的控制变量,还加入了 *StkVolat*,即股票周波动率的年均值,因为股票周波动率可以影响公司的受关注度,从而影响公司的诉讼风险,违规被稽查的可能性以及稽查所用时间。控制变量全部使用违规起始年份至违规被稽查年份期间的平均值。

表 7 显示了估计结果。模型[13][14]采用最小二乘法估计,被解释变量为稽查所用

月数。模型[15][16]采用Cox比例风险回归估计,被解释变量为风险比例。此处的风险比例为下一期违规被稽查的可能性。最小二乘法回归结果显示,公司新增独董比例越高,稽查所用时间增加,但未在统计上显著;而公司非独董和新增独董总比例越高,稽查所用时间增加,并在1%的水平下显著。Cox模型的回归结果与模型[13][14]的结果一致,即公司新增独董比例越高,违规被稽查的风险降低但并不显著;而公司非独董和新增独董总比重越高,违规被稽查的风险则显著降低。这些结果基本符合本文的预期。

表7 违规稽查时间与稽查风险

	[13]	[14]	[15]	[16]
变量	Duration	Duration	_t	_t
CptInd	6.735 (5.226)		-0.164 (0.235)	
CptSum		18.467*** (5.306)		-0.768*** (0.222)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份虚拟变量	Y	Y	Y	Y
Observations	877	877	873	873
R-squared(wald)	0.064	0.082	2845.14	3495.77

注:模型[13][14]为最小二乘估计,被解释变量为稽查所用月数,解释变量分别为CptInd和CptSum;模型[15][16]为Cox比例风险回归估计,被解释变量为风险比例,解释变量分别为CptInd和CptSum。控制变量设置在模型[1][2]基础上加入股票周波动率的年均值StkVolat,且控制违规起始年份变量。各变量定义见表2。每个自变量对应两行结果,第一行为参数估计值,第二行为依行业聚类标准差。\*,\*\*,\*\*\*分别在10%,5%,1%的显著性水平下显著。

七、结 论

本文通过对1999年至2012年所有A股上市公司的数据进行分析,检验CEO对董事会的影响力对公司违规行为的影响。Conditional Logit模型的回归结果显示:公司新增独董比例增加,公司违规的可能性显著性增加;非独董与新增独董总比例增加,公司违规的可能性也会显著增加。本文通过使用外生冲击和倍差法,剔除CEO影响力对公司违规倾向影响中潜在的内生偏误,发现CEO对董事会的影响力依旧显著增加公司违规的可能性。本文还发现,CEO对董事会的影响力对公司违规行为的影响效应,在短期内存在时滞,然而该影响在长期内逐渐减弱。地区文化差异与CEO对董事会的影响力之间存在交叉效应,公司所在省份人与人之间的信任程度会显著降低CEO对董事会的影响力对企业违规的影响,而所在省份人们对风险的偏好则会增强这一影响。本文还检验了CEO对董事会的影响力影响公司违规行为的潜在渠道,发现CEO影响力会显著增加稽查所用时间,降低违规被稽查的风险。

本文的结论,一方面丰富了关于公司违规行为影响因素、公司CEO与董事会关系的相关文献,另一方面,对展现当前中国上市公司内部治理状况,帮助相关机构更好履行监督职能,投资者更好地维护自身权益,提供了一点借鉴。

## 参考文献

- [1] 薄仙慧和吴联生, 2009, 《国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角》, 《经济研究》第 2 期, 第 81 ~ 91 页。
- [2] 曹伦和陈维政, 2008, 《独立董事履职影响因素与上市公司违规行为的关系实证研究》, 《软科学》第 11 期, 第 127 ~ 132 页。
- [3] 陈维政、曹伦、李琳和蒋云波, 2010, 《独立董事的津贴激励与上市公司违规行为的关系研究——以中国上市公司为例》, 《战略管理》第 2 期, 第 69 ~ 74 页。
- [4] 高雷和张杰, 2009, 《公司治理、资金占用与盈余管理》, 《金融研究》第 5 期, 第 121 ~ 140 页。
- [5] 郝静, 2012, 《南纺股份遭调查或因单晓钟案, 三座大山拖累业绩》, <http://finance.sina.com.cn/stock/s/20120331/082611729362.shtml>。
- [6] 梁杰、王璇和李进中, 2004, 《现代公司治理结构与会计舞弊关系的实证研究》, 《南开管理评论》第 6 期, 第 47 ~ 51 页。
- [7] 刘冬和刘宝强, 2012, 《南纺股份预警退市, 前高管“窝案”渐浮出》, <http://www.yicai.com/news/2012/05/1683500.html>。
- [8] 卢锐、魏明海和黎文靖, 2008, 《管理层权力, 在职消费与产权效率——来自中国上市公司的证据》, 《南开管理评论》第 11 期, 第 85 ~ 92 页。
- [9] 陆瑶和胡江燕, 2014, 《CEO 与董事间的“老乡”关系对我国上市公司风险水平的影响》, 《管理世界》第 3 期, 第 131 ~ 138 页。
- [10] 陆瑶和胡江燕, 2015, 《CEO 与董事间的“老乡”关系对公司违规行为的影响研究》, 工作论文。
- [11] 陆瑶和沈小力, 2011, 《股票价格的信息含量与盈余管理——基于中国股市的实证分析》, 《金融研究》第 12 期, 第 131 ~ 146 页。
- [12] 陆瑶、朱玉杰和胡晓元, 2012, 《机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究》, 《南开管理评论》第 15 期, 第 13 ~ 23 页。
- [13] 钱卫清、陈晗阳和付勇, 2013, 《南纺乱治》, <http://www.dongshihui.com.cn/Magazine/ArticleDetail/2713>。
- [14] 权小锋和吴世农, 2010, 《CEO 权力强度, 信息披露质量与公司业绩的波动性——基于深交所上市公司的实证研究》, 《南开管理评论》第 13 期, 第 142 ~ 153 页。
- [15] 王克敏和王志超, 2007, 《高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究》, 《管理世界》第 7 期, 第 111 ~ 119 页。
- [16] Agrawal, Anup, and Sahiba Chadha. 2005. “Corporate Governance and Accounting Scandals.” *Journal of Law and Economics*, 48 (2): 371 ~ 406.
- [17] Ahern, Kenneth R., Daniele Daminelli, and Cesare Fracassi. 2015. “Lost In Translation? the Effect of Cultural Values on Mergers Around the World.” *Journal of Financial Economics*, 117 (1): 165 ~ 189.
- [18] Beasley, Mark S. 1996. “An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud.” *The Accounting Review*, 71 (4): 443 ~ 465.
- [19] Chidambaram, NK, Simi Kedia, and Nagpurnanand R Prabhala. 2011. “CEO Director Connections and Corporate Fraud.” *Fordham University Schools of Business Research Paper*, No. 1787500.
- [20] Coles, Jeffrey L, Naveen D Daniel, and Lalitha Naveen. 2014. “Co – Opted Boards.” *Review of Financial Studies*, 27 (6): 1751 ~ 1796.
- [21] Correia, Maria M. 2009. “Political Connections, SEC Enforcement and Accounting Quality.” *Stanford University Doctoral Dissertation*.
- [22] Dechow, Patricia M, Richard G Sloan, and Amy P Sweeney. 1996. “Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC.” *Contemporary Accounting Research*, 13 (1): 1 ~ 36.
- [23] Finkelstein, Sydney. 1992. “Power in Top Management Teams: Dimensions, Measurement, and Validation.” *Academy*

*of Management Journal*, 35 (3):505 ~ 538.

- [24] Fracassi, Cesare, and Geoffrey Tate. 2012. "External Networking and Internal Firm Governance." *Journal of Finance*, 67 (1):153 ~ 194.
- [25] Hwang, Byoung-Hyun, and Seoyoung Kim. 2009. "It Pays to Have Friends." *Journal of Financial Economics*, 93 (1):138 ~ 158.
- [26] Johnson, Shane A, Harley E Ryan, and Yisong S Tian. 2009. "Managerial Incentives and Corporate Fraud: the Sources of Incentives Matter." *Review of Finance*, 13 (1):115 ~ 145.
- [27] Khanna, Vikramaditya, E Kim, and Yao Lu. 2015. "CEO Connectedness and Corporate Fraud." *Journal of Finance*, 70 (3):1203 ~ 1252.
- [28] Lipton, Martin, and Jay W Lorsch. 1992. "A Modest Proposal For Improved Corporate Governance." *Business Lawyer*, 59 ~ 77.
- [29] Mace, Myles. 1971. "Directors: Myth and Reality." *MA: Harvard Business School Press*.
- [30] Peng, Lin, and Ailsa Röell. 2008. "Executive Pay and Shareholder Litigation." *Review of Finance*, 12 (1):141 ~ 184.
- [31] Povel, Paul, Rajdeep Singh, and Andrew Winton. 2007. "Booms, Busts, and Fraud." *Review of Financial Studies*, 20 (4):1219 ~ 1254.
- [32] Shivdasani, Anil, and David Yermack. 1999. "CEO Involvement in the Selection of New Board Members: An Empirical Analysis." *Journal of Finance*, 54 (5):1829 ~ 1853.
- [33] Wang, Tracy Yue, Andrew Winton, and Xiaoyun Yu. 2010. "Corporate Fraud and Business Conditions: Evidence From IPOs." *Journal of Finance*, 65 (6):2255 ~ 2292.
- [34] Xie, Biao, Wallace N Davidson, and Peter J Dadalt. 2003. "Earnings Management and Corporate Governance: the Role of the Board and the Audit Committee." *Journal of Corporate Finance*, 9 (3):295 ~ 316.

## CEO Influence over the Board and Corporate Fraud

LU Yao LI Cha

(School of Economics and Management, Tsinghua University;  
Ross School of Business, University of Michigan)

**Abstract:** Using the data of all publicly listed firms in China from 1999 to 2012, this paper examines whether CEO influence over the board through appointment decisions affects the firm's likelihood of committing frauds. The results show that CEO's influence can significantly increase the likelihood of firm committing frauds. These results are robust after addressing potential endogenous problems in CEO's influence over the board variable. We also find that the positive impacts of CEO's influence over the board on corporate fraud is weaker when firms are located in the places where people are more likely to trust each other, but stronger when firms are located in the places where people are more risk-taking. Finally, we examine one possible channel through which CEO influence over the board affects corporate fraud - by delaying fraud detection.

**Key words:** Corporate Frauds, Fraud Detection, CEO Power, Board Independence

(责任编辑:李景农)(校对:LN)