

# 纵向兼任高管能抑制公司违规吗?\*

乔菲<sup>1</sup> 文雯<sup>2</sup> 徐经长<sup>3</sup>



- (1. 东北财经大学会计学院, 辽宁 大连 116025;
2. 北京外国语大学国际商学院, 北京 100089;
3. 中国人民大学商学院, 北京 100872)

**内容提要:**纵向兼任高管有助于加强大股东对上市公司的监督还是便利了大股东对中小股东的利益攫取,引发理论界和实务界的关注。本文以我国2003—2018年沪深A股上市公司为研究样本,实证检验纵向兼任高管对公司违规行为的影响。结果表明:纵向兼任高管降低了公司的违规倾向和违规次数。影响机制检验显示,纵向兼任高管通过降低管理层的代理成本发挥了良好的治理作用。拓展性研究表明,在内部控制较为薄弱和信息环境较差的企业中,纵向兼任高管的违规治理效应更加显著;区分违规类型后发现,纵向兼任高管主要抑制了信息披露违规和公司经营违规。此外,纵向兼任高管的违规治理作用在董事长或总经理兼任的情形下均成立。本文拓展了纵向兼任高管的经济后果和上市公司违规的影响因素研究,对于完善公司治理及加强违规监管也具有一定的政策启示意义。

**关键词:**纵向兼任高管 公司违规 代理成本 内部控制 信息环境

**中图分类号:**F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)05—0176—16

## 一、引言

上市公司违规事件频发已成为我国资本市场不得不重视的现象。通过对国泰安数据库中上市公司违规信息进行统计,2003年上市公司违规总次数为235次,2018年已增至828次,增加了2.52倍。上市公司违规行为严重破坏了市场秩序,威胁着我国资本市场的健康发展。2019年7月国务院办公厅印发《关于加快推进社会信用体系建设构建以信用为基础的新型监管机制的指导意见》<sup>①</sup>,强调要有效防范违法违规行为,加强社会信用体系建设,推动经济的高质量发展。中国证监会也多次表示,要依法从严打击证券违法犯罪活动,从立法层面切实提升证券违法犯罪成本<sup>②</sup>。在此背景下,探究上市公司违规行为的治理机制对于防范违法违规行为、推动我国信用体系建设具有重要意义。

公司违规行为源于管理层或大股东的自利动机,例如管理层通过粉饰业绩来获取更多的薪酬,控股股东及高管通过欺诈发行、股价操纵等行为获取私有收益等。在公司违规的影响因素方面,现有文献围绕高管背景特征和内外部治理机制展开了较为丰富的探讨,发现高管的性别(Capezio和

收稿日期:2020-10-19

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“上市公司精准扶贫行为的同群效应:作用机制与经济后果”(72002014);辽宁省教育厅项目“纵向兼任高管对上市公司违规的影响、作用机制及经济后果研究”(LN2020Q17);辽宁省社会科学规划基金青年项目“政府薪酬管制改革下辽宁省国有企业违规行为的治理研究”(L20CGL009)。

作者简介:乔菲,女,讲师,管理学博士,研究领域是公司治理与公司财务,电子邮箱:feiqiao@dufe.edu.cn;文雯,女,讲师,管理学博士,研究领域是公司治理与公司财务,电子邮箱:wenwen\_bfsu@bfsu.edu.cn;徐经长,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域是会计理论与方法,电子邮箱:xujingchang@rmbms.ruc.edu.cn。通讯作者:文雯。

①资料来源:中国政府网 [http://www.gov.cn/zhengce/content/2019-07/16/content\\_5410120.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2019-07/16/content_5410120.htm)。

②资料来源:中国证券报 [http://www.cs.com.cn/tj/02/02/202009/t20200901\\_6090610.html](http://www.cs.com.cn/tj/02/02/202009/t20200901_6090610.html)。

Mavisakalyan, 2016)<sup>[1]</sup>、专业背景(Agrawal和Chadha, 2005)<sup>[2]</sup>、社会网络资源(万良勇等, 2014)<sup>[3]</sup>和裙带关系(陆瑶和胡江燕, 2016)<sup>[4]</sup>等特征会对公司违规行为产生影响,以董事会为代表的内部治理机制(Chen等, 2006<sup>[5]</sup>;蔡志岳和吴世农, 2007<sup>[6]</sup>)和以利益相关者监督为代表的外部治理机制(李培功和沈艺峰, 2010<sup>[7]</sup>;陆瑶等, 2012<sup>[8]</sup>;郑建明等, 2015<sup>[9]</sup>)能对管理层形成有效震慑和监督,抑制公司违规行为的产生。

纵向兼任高管是指上市公司的董事长或总经理也在控股股东单位任职的现象(潘红波和韩芳芳, 2016<sup>[10]</sup>;闫珍丽等, 2019<sup>[11]</sup>)。纵向兼任高管在我国资本市场广泛存在, 2003—2018年间,我国资本市场中有60.57%的A股上市公司存在高管纵向兼任现象<sup>①</sup>。目前学者们对纵向兼任高管的经济后果研究尚处于起步阶段,且并未得出一致的研究结论。一方面,纵向兼任高管有助于强化控股股东对上市公司的监督,有效缓解股东和管理层之间的第一类代理问题,抑制管理层的自利动机。部分研究发现,纵向兼任高管提高了企业的投资效率(韩金红和余珍, 2019)<sup>[12]</sup>,促进企业积极承担风险(佟爱琴和李孟洁, 2018)<sup>[13]</sup>,提升了会计信息质量并降低了股价崩盘风险(潘红波和韩芳芳, 2016<sup>[10]</sup>;曾晓和韩金红, 2020<sup>[14]</sup>),最终改善了企业绩效(Arnoldi等, 2012)<sup>[15]</sup>。但是,另一方面,纵向兼任高管作为控股股东派驻上市公司的代表,为控股股东侵占中小股东的利益提供了便利,可能加剧第二类代理冲突。部分研究发现,纵向兼任高管助长了企业的关联交易(郑杲娉等, 2014)<sup>[16]</sup>,削弱了企业创新活动水平(闫珍丽等, 2019)<sup>[11]</sup>,损害了国有上市公司的薪酬契约有效性(潘红波和张哲, 2019)<sup>[17]</sup>,降低了公司聘请高质量审计师的意愿(宋衍蘅等, 2020)<sup>[18]</sup>。那么,纵向兼任高管是否会对公司违规行为产生影响呢?尚未有文献对此展开探讨。

本文以2003—2018年非金融类A股上市公司为样本,探讨纵向兼任高管对上市公司违规的影响及其作用机理。本文的理论贡献主要体现在以下两方面:第一,从高管纵向兼任这一独特内部治理机制视角丰富了公司违规行为影响因素的研究。已有文献主要探究了股权结构、董事会特征、高管薪酬激励等内部治理机制以及外部利益相关者监督、市场机制、非正式制度等外部治理环境对公司违规行为的影响,与现有研究不同,本文从高管纵向兼任这一独特内部治理机制视角切入,对公司违规的影响因素研究进行了拓展和深化。第二,从公司违规视角拓展了高管纵向兼任的经济后果研究。现有研究主要围绕会计信息质量、企业创新水平、风险承担和现金持有等方面对纵向兼任高管的经济后果进行探讨,部分文献认为纵向兼任高管发挥了有效的“监督效应”,而另一些文献则表明纵向兼任高管便利了大股东的利益攫取,加剧了大股东的“掏空效应”,目前尚无文献从公司违规的视角研究纵向兼任的经济后果。本文揭示了纵向兼任高管对公司违规行为的影响,并探究其作用机理,为纵向兼任高管的经济后果研究提供了更为广阔的研究视角。此外,从现实意义角度,本文的研究结论有助于监管部门重新审视高管纵向兼任制度,为上市公司和监管部门治理违规行为提供新思路,为完善信用体系建设提供政策启示。

## 二、文献回顾、理论分析与研究假设

### 1. 纵向兼任高管的经济后果研究

高管纵向兼任是大股东与管理层之间纵向联结的方式,是中国上市公司中较为普遍的现象。已有文献主要基于代理理论的框架探究纵向兼任高管的经济后果。

从第一类代理问题的视角,纵向兼任高管有助于加强大股东对于上市公司的监督和约束,防范管理层偷懒、卸责等机会主义行为,缓解股东与管理层之间的代理冲突,充分发挥“监督效应”。已

<sup>①</sup> 例如,鞍钢股份(股票代码:000898)的董事长王义栋,同时担任该上市公司的控股股东鞍钢集团的副总经理和党委常委;东北制药(股票代码:000597)的董事长、党委书记魏海军,同时担任该上市公司的控股股东辽宁方大集团实业有限公司的副总裁。

有文献表明,纵向兼任高管有助于缓解信息不对称问题(Duchin和Sosyura,2013)<sup>[19]</sup>,增强大股东对企业投资行为的监督(韩金红和余珍,2019)<sup>[12]</sup>。对于国有企业而言,大股东派驻的兼任高管可以帮助企业降低政治成本,使得国有企业获得更多的自主权,进而提升业绩表现(Arnoldi等,2012)<sup>[15]</sup>。同时,纵向兼任高管有助于降低代理成本,提高企业会计信息质量,抑制管理层选择性的负面信息隐藏行为(曾晓和韩金红,2020)<sup>[14]</sup>。此外,纵向兼任高管的存在还使得管理层更多的按照大股东的意愿行事,弱化了管理层的私利攫取动机和经理人的短视行为,鼓励管理层选择高风险的投资项目(佟爱琴和李孟洁,2018)<sup>[13]</sup>。

相反,从第二类代理问题的视角,纵向兼任高管使得控股股东能够更便利地攫取上市公司的利益,激化控股股东和中小股东之间的矛盾,形成“掏空效应”。已有研究表明,虽然纵向兼任高管能够加强控股股东对上市公司的监督,但控股股东利用担保型关联交易获取了更多的控制权私有收益,通过操纵信息披露侵占中小股东利益的可能性更高,不仅损害了企业价值,也降低了现金持有的价值相关性(Chen和Yang,2021)<sup>[20]</sup>。为了降低外部审计师对大股东掏空行为的监督作用,存在纵向兼任高管的公司更倾向于聘请低质量的审计师(宋衍衡等,2020)<sup>[18]</sup>,这更加便利了大股东对中小股东的利益攫取。此外,在企业创新方面,高管纵向兼任使得大股东更为短视,更加愿意投资于周期更短、风险更低的项目,抑制企业创新活动的意愿和能力(闫珍丽等,2019)<sup>[11]</sup>;在薪酬契约方面,纵向兼任高管的存在还使得公司承担了更多的员工和谐目标,降低了国有企业效率(潘红波和张哲,2019)<sup>[17]</sup>。

## 2. 公司违规的影响因素研究

已有文献主要围绕高管背景特征和内外部治理机制对公司违规的影响因素展开研究。第一,在高管背景特征领域,具有党员身份的民营企业董事长的自律意识较强,受到的声誉机制约束较多,做出违规决策的可能性较低(戴亦一等,2017)<sup>[21]</sup>;董事与总经理之间的老乡关系不仅会加剧公司的违规行为,还使得违规行为更不容易被监管部门稽查发现(陆瑶和胡江燕,2016)<sup>[4]</sup>;CEO上任后新增高管和董事的比例越高,上市公司的违规倾向越高(陆瑶和李茶,2016)<sup>[22]</sup>,违规被稽查出的概率越低(Khanna等,2015)<sup>[23]</sup>。

第二,完善的内部治理机制能够有效约束管理层的机会主义行为,降低公司违规倾向。已有文献主要从股权结构、董事会特征以及高管激励机制等领域展开探讨。在股权结构方面,第一大股东持股比例与公司违规概率显著负相关(陈国进等,2005)<sup>[24]</sup>;大股东控制权越大,公司违规倾向越低,违规行为被稽查出来的可能性越高(王敏和何杰,2020)<sup>[25]</sup>。在董事会特征方面,董事会会议次数越多意味着公司的隐患更多,发生违规行为的可能性更大(蔡志岳和吴世农,2007)<sup>[6]</sup>。在高管激励机制方面,期权形式的激励性薪酬使得高管过度关注短期股价,增加了上市公司诉讼的风险(Peng和Röell,2008)<sup>[26]</sup>;股权激励增加了高管的违规倾向,而且这种作用在国有企业中更加显著(Hass等,2016)<sup>[27]</sup>。

第三,有效的外部治理机制能够对股东和管理层形成震慑和监督,抑制公司违规行为的发生。已有文献主要从外部利益相关者监督、市场机制和非正式制度三个视角展开探讨。在外部利益相关者的监督方面,机构投资者持股比例与公司违规倾向显著负相关,与违规行为被稽查出的概率显著正相关(陆瑶等,2012)<sup>[8]</sup>;分析师跟踪越多,上市公司业绩预告违规的概率越低(郑建明等,2015)<sup>[9]</sup>。在市场机制方面,产品市场竞争程度越激烈,公司面临的竞争压力越大,高管从事违规活动的动机越强(滕飞等,2016)<sup>[28]</sup>;卖空机制的引入加速了公司负面信息的扩散速度,提高了公司的违规成本,从而降低了公司的违规倾向、提高了违规被稽查的概率(孟庆斌等,2019)<sup>[29]</sup>;资本市场开放引入了更为成熟的境外机构投资者,能够对上市公司进行更好的监督,进而降低公司违规概率(邹洋等,2019)<sup>[30]</sup>。在非正式制度方面,地区宗教传统作为一种非正式制度,能够通过潜移默化的文化熏陶提升居民的道德观念,对上市公司违规起到抑制作用(陈冬华等,2013)<sup>[31]</sup>;社会信任程度越高的地区,企业不端行为出现的可能性也越低(Dong等,2018)<sup>[32]</sup>。

综上所述,学者们已从高管背景特征和内外部治理机制视角对影响公司违规行为的因素进行了较为深入的探讨,但是目前尚无文献系统考察纵向兼任高管这种特殊的内部治理机制对公司违规行为的影响,本文将从这一视角拓展公司违规的影响因素研究。

### 3. 理论分析与研究假设

本文认为纵向兼任高管对公司违规行为的影响存在两种截然相反的可能性,既可能抑制公司违规行为,也可能助长公司违规行为。

一方面,纵向兼任高管会增加控股股东对上市公司的监督和约束,缓解股东与管理层之间的代理冲突,发挥良好的“监督效应”,从而抑制上市公司违规。依据委托代理理论,作为代理人的管理层与作为委托人的股东之间的目标函数不一致,因而会产生代理冲突,即第一类代理问题(Jensen和Meckling,1976)<sup>[33]</sup>。当股东对管理层缺乏有效的监督和激励时,管理层有动机为了自身利益最大化而做出有损于股东财富的机会主义行为。例如,Bergstresser和Philippon(2006)<sup>[34]</sup>研究发现,当高管薪酬与公司业绩挂钩时,CEO有动机为了获得更多的薪酬而操纵报告盈余;谢德仁等(2018)<sup>[35]</sup>发现,为了达成业绩型股权激励计划的行权业绩条件,管理层进行了销售操纵、费用操纵和生产操纵等真实盈余管理行为,而盈余管理程度越高,信息披露违规的可能性越高(屈文洲和蔡志岳,2007)<sup>[36]</sup>。特别地,在我国新兴加转轨的资本市场中,由于外部治理机制相对薄弱,有效的经理人市场尚未形成,公司内部治理体系尚不健全,上市公司高管从事偷懒卸责及舞弊行为的动机可能更强。纵向兼任高管有助于强化控股股东对于上市公司的监督和约束,降低股东和管理层之间的信息不对称,使得股东和管理层的利益趋于一致,缓解第一类代理问题(Duchin和Sosyura,2013<sup>[19]</sup>;潘红波和韩芳芳,2016<sup>[10]</sup>)。代理冲突的缓解有助于降低管理层的机会主义倾向,减少违规行为发生的可能。

另一方面,虽然纵向兼任高管的存在缓解了股东和管理层之间的第一类代理问题,但却激化了大股东和中小股东之间的代理冲突,即第二类代理问题。纵向兼任高管可能为大股东攫取上市公司利益提供了便利,从而形成“掏空效应”,加剧公司违规行为。首先,大股东具有掏空上市公司、侵占中小股东利益的动机,从而提高自身的控制权私有收益(La Porta等,1999)<sup>[37]</sup>。控股股东通过向上市公司派驻董事长或CEO,实现了对上市公司执行层面的直接控制,使得控股股东能够利用纵向兼任高管更便利地对上市公司决策进行干预,为控股股东获取更多的控制权私有收益提供机会,加剧控股股东的掏空行为(郑杲娉等,2014)<sup>[16]</sup>,提高违规行为发生的可能性。其次,与中小股东相比,大股东往往具有信息优势,而且有动机和能力对披露的信息进行操纵。例如,张晨宇和武剑锋(2020)<sup>[38]</sup>发现在股权质押期间,大股东为了规避控制权的转移风险,使得公司发生信息披露违规的概率更高。基于此,纵向兼任高管的存在进一步强化了大股东的信息优势,加大了信息不对称程度,有助于控股股东通过信息操纵的方式来掩盖其谋取私利的机会主义行为(唐跃军,2007)<sup>[39]</sup>,使得违规行为发生的可能性更高。因此,从大股东与中小股东的代理冲突角度分析,纵向兼任高管的存在可能会便利大股东的私利攫取,助长违规行为的发生。

综上所述,纵向兼任高管究竟对上市公司违规行为产生何种影响在理论上并无定论,因此,本文提出一组竞争性研究假设:

H<sub>1a</sub>:如果“监督效应”成立,纵向兼任高管会抑制上市公司的违规行为。

H<sub>1b</sub>:如果“掏空效应”成立,纵向兼任高管会助长上市公司的违规行为。

## 三、研究设计

### 1. 样本选取与数据来源

本文选取2003—2018年非金融类A股上市公司为初始样本。由于上市公司实际控制人的数据从2003年开始披露,因此选择2003年作为样本选择起点,更便于判断上市公司是否存在纵向兼

任高管,2018年是本研究开始时能获取的最新数据。在此基础上,剔除资不抵债公司和变量缺失的观测值,最终得到3415家上市公司25948个“公司-年度”观测值。为了排除异常值的影响,对所有连续变量进行了1%和99%分位数的缩尾处理。本文所有数据均来源于国泰安CSMAR数据库。

## 2. 实证模型与变量定义

为检验纵向兼任高管对上市公司违规行为的影响,构建如下模型:

$$Fraud/Frequency = \beta_0 + \beta_1 AM + Controls + YearFE + IndustryFE + \varepsilon \quad (1)$$

其中,被解释变量为上市公司违规。上市公司违规行为主要包括虚构利润、虚列资产、虚假记载(误导性陈述)、推迟披露、重大遗漏、披露不实、欺诈上市、出资违规、擅自改变资金用途、占用公司资产、内幕交易、违规买卖股票、操纵股价、违规担保和一般会计处理不当等。在主检验部分,本文采用两种方式衡量上市公司违规:(1)*Fraud*代表上市公司是否违规的虚拟变量,如果上市公司当年度发生上述任意一种违规行为,*Fraud*取值为1,否则为0;(2)*Frequency*是违规频率变量,等于上市公司当年度发生上述任意一种违规行为的次数。在拓展性研究中,参考已有文献(陆瑶等,2012<sup>[8]</sup>;孟庆斌等,2019<sup>[29]</sup>),本文将上市公司违规行为具体细分为信息披露违规、经营违规和领导人违规三个类型<sup>①</sup>。当被解释变量为虚拟变量*Fraud*时,采用Logit模型回归;当被解释变量为频率变量*Frequency*时,采用泊松模型回归。回归系数的标准误均在公司层面上进行了Cluster处理。在后续分析中,本文还采用固定效应模型、条件Logit模型、负二项回归模型以及部分可观测的双变量Probit模型等进行稳健性检验,以保证估计结果的可靠性。

本文的解释变量为*AM*,代表企业是否存在纵向兼任高管的虚拟变量。借鉴潘红波和韩芳芳(2016)<sup>[10]</sup>、潘红波和张哲(2019)<sup>[17]</sup>的研究,当上市公司的董事长或CEO同时在控股股东单位任职时,*AM*取值1,否则取0。如果假设 $H_{1a}$ 成立,预期*AM*的估计系数 $\beta_1$ 显著为负;如果假设 $H_{1b}$ 成立,预期 $\beta_1$ 显著为正。

参考已有研究(陆瑶和胡江燕,2016<sup>[4]</sup>;孟庆斌等,2019<sup>[29]</sup>;邹洋等,2019<sup>[30]</sup>),本文控制了以下可能影响上市公司违规的因素:企业规模、资产负债率、上市年限、营业收入增长率、股票年收益率、股票年换手率、股票年波动率、股价同步性、产权性质、董事会规模、独立董事比例、董事会会议次数、股权集中度、高管持股比例、两职合一、机构投资者持股比例、四大审计、分析师跟踪人数和行业信心。同时,本文在回归模型中加入年度固定效应和行业固定效应,以控制宏观经济波动和行业因素的影响。表1列示了主要变量的定义。

表1 主要变量定义

	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>Fraud</i>	是否违规,企业当年度发生违规行为时取值为1,否则为0
	<i>Frequency</i>	违规频率,等于企业当年发生违规行为的次数
解释变量	<i>AM</i>	纵向兼任高管,当上市公司的董事长或CEO也在控股股东单位任职时取值为1,否则为0
控制变量	<i>Size</i>	企业规模,年末总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率,年末总负债除以总资产
	<i>Age</i>	企业年龄,企业上市年限的自然对数
	<i>Growth</i>	营业收入增长率,本年营业收入除以上年营业收入
	<i>Return</i>	股票年收益率,本年收盘价除以上年收盘价的比值减1
	<i>Turnover</i>	股票年换手率,当年度公司流通股的股数除以年末流通股股数

① 参考已有文献,信息披露违规包括虚构利润、虚列资产、虚假记载(误导性陈述)、推迟披露、重大遗漏、披露不实和一般会计处理不当;经营违规包括出资违规、欺诈上市、擅自改变资金用途、占用公司资产、违规担保和其他违规;领导人违规包括内幕交易、违规买卖股票和操纵股价。

续表 1

	变量名称	变量定义
控制变量	<i>Volatility</i>	股票年波动率,当年度公司股票日收益率的标准差
	<i>Synch</i>	股价同步性,根据 Jin 和 Myers(2006) <sup>[40]</sup> 的方法计算
	<i>SOE</i>	产权性质,当公司为国有企业时取值为 1,否则为 0
	<i>Board</i>	董事会规模,董事会人数的自然对数
	<i>Indep</i>	独立董事比例,独立董事人数除以董事会总人数
	<i>Directormet</i>	董事会会议,当年度公司董事会会议次数的自然对数
	<i>Topten</i>	股权集中度,前十大股东的持股数量除以总股本
	<i>Exehold</i>	高管持股比例,年末管理层持股数量除以总股本
	<i>Dual</i>	两职合一,当董事长和 CEO 为同一人时取值为 1,否则为 0
	<i>Instrate</i>	机构投资者(包括基金公司、QFII、券商、保险公司、社保基金、信托公司、财务公司和银行)持股数量合计除以总股本
	<i>Audit</i>	四大审计,当企业年报的审计师为国际四大会计师事务所时取值为 1,否则为 0
	<i>Analyst</i>	分析师跟踪,当年度分析师跟踪人数加 1 的自然对数
	<i>Indtobinq</i>	行业信心,年末同行业所有企业 TobinQ 的中位数

资料来源:作者整理

## 四、实证结果分析

### 1. 描述性统计

主要变量的描述性统计结果列示在表 2 中。其中, *Fraud* 的均值为 0.1747,说明 17.47% 的上市公司发生了违规行为; *Frequency* 的均值为 0.2643,说明上市公司平均每年发生 0.2643 次违规行为。 *AM* 的均值为 0.6057,说明 60.57% 的上市公司董事长或 CEO 在控股股东单位兼任,这一指标与潘红波和张哲(2019)<sup>[17]</sup>的统计相似,表明纵向兼任高管在我国上市公司中普遍存在。其他控制变量的描述性统计与以往文献较为吻合,在此不再赘述。

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Fraud</i>	25948	0.1747	0.3797	0	0	1
<i>Frequency</i>	25948	0.2643	0.7077	0	0	15
<i>AM</i>	25948	0.6057	0.4887	0	1	1
<i>Size</i>	25948	22.0431	1.2667	18.9952	21.8864	25.7578
<i>Lev</i>	25948	0.4553	0.2162	0.0505	0.4531	0.9051
<i>Age</i>	25948	2.1482	0.7221	0	2.3026	3.2189
<i>Growth</i>	25948	1.2177	0.5452	0.3166	1.1270	5.1399
<i>Return</i>	25948	0.1933	0.7293	-0.7184	-0.0331	3.2374
<i>Turnover</i>	25948	5.2455	3.8630	0.4882	4.2144	22.4621
<i>Volatility</i>	25948	0.0299	0.0099	0.0134	0.0281	0.1245
<i>Synch</i>	25948	-0.3368	0.8413	-3.0413	-0.2554	1.3243
<i>SOE</i>	25948	0.4546	0.4979	0	0	1
<i>Board</i>	25948	2.1617	0.2033	1.6094	2.1972	2.7081
<i>Indep</i>	25948	0.3696	0.0530	0.2500	0.3333	0.5714
<i>Directormet</i>	25948	2.3035	0.3411	1.6094	2.3026	3.1781
<i>Topten</i>	25948	0.5767	0.1523	0.2194	0.5857	0.9030
<i>Exehold</i>	25948	0.0997	0.1805	0	0.0003	0.6825
<i>Dual</i>	25948	0.2285	0.4199	0	0	1
<i>Instrate</i>	25948	0.0670	0.0752	0	0.0401	0.3491

续表 2

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Audit</i>	25948	0.0620	0.2411	0	0	1
<i>Analyst</i>	25948	1.3967	1.1020	0	1.3863	3.4965
<i>Indtobinq</i>	25948	1.6722	0.4768	1.0413	1.5503	3.6212

资料来源:作者整理

## 2. 单变量检验

表 3 列示了单变量检验的结果。对于是否违规 (*Fraud*) 而言,不存在纵向兼任高管的企业平均违规概率为 19.68%,该比例在存在纵向兼任高管的企业中为 16.04%,均值差异在 1% 的水平上显著,说明存在纵向兼任高管的企业,其违规倾向更低。对于违规频率而言,不存在纵向兼任高管的企业平均违规次数为 0.3148 次,存在纵向兼任高管的企业平均违规次数为 0.2315 次,均值差异也在 1% 的水平上显著,说明与不存在纵向兼任高管的企业相比,存在纵向兼任高管的上市公司的违规次数更少。综合上述分析,单变量检验结果支持了假设  $H_{1a}$ 。

表 3 单变量检验

变量	不存在纵向兼任高管组 $AM = 0$ (N = 10231)	存在纵向兼任高管组 $AM = 1$ (N = 15717)	均值差异检验
<i>Fraud</i>	0.1968	0.1604	0.0364 ***
<i>Frequency</i>	0.3148	0.2315	0.0833 ***

注:\*\*\*代表在 1% 的水平上显著

资料来源:作者整理

## 3. 基准回归结果

纵向兼任高管对上市公司违规行为影响的基准回归结果列示在表 4 中,第(1)列和第(2)列是使用 Logit 模型对是否发生违规的虚拟变量 *Fraud* 进行的回归,第(3)列和第(4)列是对违规频率 *Frequency* 进行的 Poisson 回归。第(1)列和第(2)列的结果显示,*AM* 的系数均在 1% 的水平上显著为负,估计系数分别为  $-0.224$  ( $t = -4.61$ ) 和  $-0.138$  ( $t = -2.60$ ),表明当上市公司存在纵向兼任高管时,公司发生违规行为的可能性更小。第(3)列和第(4)列的结果显示,*AM* 的系数在 1% 的水平上显著为负,估计系数分别为  $-0.277$  ( $t = -5.68$ ) 和  $-0.193$  ( $t = -3.75$ ),说明当上市公司存在纵向兼任高管时,上市公司发生违规行为的频率更低。上述结果支持了假设  $H_{1a}$ ,说明纵向兼任高管加强了股东对管理层的监督和约束,有助于公司治理机制的完善,进而降低了上市公司的违规倾向和违规频率。

表 4 纵向兼任高管与上市公司违规

变量	<i>Fraud</i>		<i>Frequency</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AM</i>	$-0.224$ *** (-4.61)	$-0.138$ *** (-2.60)	$-0.277$ *** (-5.68)	$-0.193$ *** (-3.75)
<i>Size</i>		$-0.051$ * (-1.69)		$-0.044$ (-1.52)
<i>Lev</i>		$1.127$ *** (8.31)		$1.065$ *** (8.72)
<i>Age</i>		0.024 (0.49)		0.058 (1.08)
<i>Growth</i>		0.000 (0.01)		$-0.010$ (-0.34)
<i>Return</i>		$-0.154$ *** (-3.87)		$-0.158$ *** (-3.91)
<i>Turnover</i>		0.000 (0.03)		0.004 (0.62)
<i>Volatility</i>		$11.994$ *** (3.77)		$10.989$ *** (4.78)
<i>Synch</i>		$-0.165$ *** (-6.54)		$-0.177$ *** (-7.83)
<i>SOE</i>		$-0.535$ *** (-8.09)		$-0.439$ *** (-6.67)
<i>Board</i>		0.227 (1.43)		0.173 (1.17)
<i>Indep</i>		$-0.861$ (-1.57)		$-0.572$ (-1.08)
<i>Directmeet</i>		$0.475$ *** (6.61)		$0.497$ *** (7.27)

续表 4

变量	Fraud		Frequency	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Topten</i>		-0.677***(-3.38)		-0.478**(-2.34)
<i>Exehold</i>		-0.231(-1.29)		-0.142(-0.76)
<i>Dual</i>		0.098*(1.74)		0.085(1.58)
<i>Instrate</i>		0.012(0.03)		0.425(1.19)
<i>Audit</i>		-0.452***(-2.92)		-0.397***(-2.70)
<i>Analyst</i>		-0.221***(-8.00)		-0.244***(-9.05)
<i>Indtobinq</i>		-0.095(-0.91)		-0.064(-0.62)
常数项	-1.419***(-4.78)	-1.631**(-2.11)	-1.244***(-4.64)	-1.918***(-2.70)
年份/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	25948	25948	25948	25948
伪 R <sup>2</sup>	0.019	0.062	0.022	0.077
Chi <sup>2</sup>	273.41	777.94	251.03	961.19

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，下同

资料来源：作者整理

## 五、稳健性检验

### 1. 内生性控制

基准回归结果表明纵向兼任高管抑制了上市公司违规，但该结论可能受到内生性问题的影响。例如，回归模型可能存在遗漏变量偏误，这些遗漏的变量同时影响企业是否存在纵向兼任高管以及是否发生违规行为；再如，纵向兼任高管可能更倾向于加入违规概率更低的上市公司，即存在自选择问题。为缓解潜在的内生性问题的干扰，本文分别采用固定效应模型、倾向得分匹配法和 Heckman 两阶段回归模型进行稳健性检验。

(1) 公司固定效应模型(Firm Fixed Effects)。本文的回归模型中可能遗漏了不随时间改变的公司层面的影响因素，而这些因素同时影响了纵向兼任高管和公司违规行为。为了控制潜在的遗漏变量偏误，本文采用公司固定效应模型进行检验，回归结果列示于表 5 中。纵向兼任高管(AM)的估计系数分别在 1% 和 5% 的水平上显著为负，说明在控制了潜在的遗漏变量偏误后，本文的结论依然成立。

表 5 稳健性检验：固定效应模型

变量	Fraud	Frequency
	(1)	(2)
AM	-0.175***(-2.75)	-0.130**(-2.43)
控制变量	是	是
年份/公司固定效应	是	是
观测值	15958	16075
伪 R <sup>2</sup>	0.035	-
Chi <sup>2</sup>	427.82	1149.79

资料来源：作者整理

(2) 倾向得分匹配法(Propensity Score Matching)。考虑到存在纵向兼任高管的上市公司与不存在纵向兼任高管的上市公司本身就可能存在系统性差异，这种差异可能影响了公司违规倾向。因此，参考已有文献(潘红波和韩芳芳,2016)<sup>[10]</sup>，本文采用一对一不放的倾向得分匹配法，在 0.01 的半径内为每一个存在纵向兼任高管的上市公司(处理组)，匹配一个与之特征最相似、但不存在纵向兼任高管的上市公司(控制组)。使用配对样本进行回归的结果列示在表 6 中，纵向兼任



高管(*AM*)的估计系数分别在5%和1%的水平上显著为负,说明纵向兼任高管的存在显著降低了违规行为发生的可能性,也减少了违规行为发生的次数,这一结果再次支持了假设  $H_{1a}$ 。

表6 稳健性检验:倾向评分匹配法

变量	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)
<i>AM</i>	-0.100**(-2.31)	-0.156***(-3.85)
控制变量	是	是
年份/行业固定效应	是	是
观测值	17534	17534
伪 $R^2$	0.057	0.071
$Chi^2$	907.48	1110.75

资料来源:作者整理

(3) Heckman 两阶段回归。本研究还可能存在自选择问题,即控股股东的高管更可能到违规倾向更低的上市公司中兼任董事长或总经理。为缓解这一自选择问题,采用 Heckman 两阶段模型进行回归。在 Heckman 第一阶段的回归中,构建上市公司是否存在纵向兼任高管的影响因素模型,计算得到逆米尔斯比率(*Invmills*),并将其加入到第二阶段的模型中。需要说明的是,Heckman 第一阶段的回归中需要控制一个上市公司是否存在纵向兼任高管的工具变量,参考潘红波和张哲(2019)<sup>[17]</sup>的研究,本文选取的工具变量为上市公司的注册地或办公地是否与控股股东处于同一省份的虚拟变量(*Province*)。

表7列示了 Heckman 两阶段的回归结果。其中,第(1)列为第一阶段的回归结果,*Province* 的估计系数在1%的水平上显著为正,说明当上市公司与控股股东处于同一省份时,控股股东更可能派遣高管到上市公司兼任董事长或 CEO,符合预期。第(2)列和第(3)列显示了第二阶段的回归结果,在控制了逆米尔斯比率(*Invmills*)之后,无论被解释变量是 *Fraud* 还是 *Frequency*,纵向兼任高管(*AM*)的系数均在1%的水平上显著为负,该结果支持了本文的假设  $H_{1a}$ ,说明在控制了自选择问题后,本文的结论仍然稳健。

表7 稳健性检验:Heckman 两阶段回归

变量	第一阶段	第二阶段	
	<i>AM</i>	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Province</i>	0.273*** (6.02)		
<i>AM</i>		-0.151*** (-2.84)	-0.204*** (-3.97)
<i>Invmills</i>		-0.772** (-2.14)	-0.697** (-2.01)
控制变量	是	是	是
年份/行业固定效应	是	是	是
观测值	25948	25948	25948
伪 $R^2$	0.172	0.063	0.077
$Chi^2$	1252.87	778.73	966.82

资料来源:作者整理

## 2. 改变模型的估计方法

本文还改变模型估计方法进行稳健性检验。首先,借鉴 Khanna 等(2015)<sup>[23]</sup>、陆瑶和李茶(2016)<sup>[22]</sup>的研究,当被解释变量为哑变量 *Fraud* 时,采用 Conditional Logit 模型回归,检验纵向兼任高管对上市公司违规的影响。Conditional Logit 模型能够控制不随时间改变的企业层面因素,实现控制公司固定效应的目的,进而有效缓解遗漏变量偏误。其次,参考孟庆斌等(2019)<sup>[29]</sup>的研究,当被解释变量为非负整数 *Frequency* 时,采用负二项模型进行回归,检验纵向兼任高管对违规频率

的影响。表8的第(1)列和第(2)列显示了上述回归结果,纵向兼任高管(AM)的估计系数均在1%的水平上显著为负,与主回归的结果一致,说明本文的结论不受模型估计方法的影响。再次,借鉴Poirier(1980)<sup>[41]</sup>提出的部分可观测的Bivariate Probit模型,将公司违规变量(Fraud)分解为违规倾向(Inclination)和违规稽查概率(Detect)两部分。采用该模型既可以缓解普通Probit模型对不可观测的违规行为的低估,也考虑了纵向兼任高管对违规稽查概率的可能影响(陆瑶和胡江燕,2016<sup>[4]</sup>;孟庆斌等,2019<sup>[29]</sup>)。表8的第(3)列和第(4)列显示了Bivariate Probit模型的回归结果,在对违规倾向(Inclination)的检验中,纵向兼任高管(AM)的系数在5%的水平上显著为负,说明存在纵向兼任高管的上市公司,其违规倾向更低,再次验证了假设H<sub>1a</sub>。纵向兼任高管(AM)对违规稽查概率(Detect)的回归系数并不显著,说明纵向兼任高管对违规稽查概率并无显著影响。

表8 稳健性检验:改变模型的估计方法

变量	条件 Logit 回归	负二项回归	双变量 Probit	
	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>	<i>Inclination</i>	<i>Detect</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
AM	-0.175 ***(-2.75)	-0.174 ***(-4.86)	-0.122 **(-2.51)	0.072(1.25)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	否	否
观测值	15958	25948	25948	
伪 R <sup>2</sup>	0.035	0.050	—	
Chi <sup>2</sup>	427.82	1632.76	716.98	

资料来源:作者整理

### 3. 其他稳健性检验

本文还进行了如下两项稳健性检验:其一,为缓解可能存在的反向因果关系,使用解释变量和控制变量的滞后一期值重新进行回归;其二,考虑到中国从2007年开始实施新会计准则,是否实施新会计准则会影响会计信息质量(潘红波和韩芳芳,2016)<sup>[10]</sup>,因此,为排除新旧会计准则变化的影响,选取2007—2018年的子样本重新进行回归。经过上述稳健性检验,结论仍然成立。检验结果备案。

## 六、影响机制检验

### 1. 理论分析

前文分析表明,纵向兼任高管抑制了上市公司的违规行为。为探究其影响机制,本文从管理层代理成本的角度进行探讨。由于股东和管理层之间存在利益分歧,管理层出于自利性动机可能违背股东价值最大化的目标(Jensen和Meckling,1976)<sup>[33]</sup>。具体而言,当管理层与股东之间的代理成本较高时,管理层会通过盈余管理的方式实现个人薪酬和福利的最大化(张娟和黄志忠,2014<sup>[42]</sup>;谢德仁等,2018<sup>[35]</sup>),还可能会通过减少信息披露等方式掩盖其机会主义行为(罗炜和朱春艳,2010)<sup>[43]</sup>。纵向兼任高管作为控股股东派驻上市公司的代表,能够实现控股股东对上市公司的直接控制和监督,加强对管理层机会主义行为的约束,缩小管理层通过违法违规行谋取私利的空间,缓解股东和管理层之间的代理冲突,降低代理成本,减少违规行为的发生。

综合上述分析,纵向兼任高管的存在使得股东可以更好地监督和约束管理层行为,缓解了股东和管理层之间的代理冲突,进而抑制公司违规。因此,本文认为,纵向兼任高管是通过降低代理成本这一路径对上市公司违规行为产生抑制作用。

### 2. 实证检验

为检验纵向兼任高管通过降低股东和管理层之间的代理成本进而抑制上市公司违规的推断,

参考温忠麟等(2004)<sup>[44]</sup>提出的中介效应检验程序,设定如下模型进行检验:

$$Agency = \beta_0 + \beta_1 AM + Controls + YearFE + IndustryFE + \varepsilon \quad (2)$$

$$Fraud/Frequency = \beta_0 + \beta_1 AM + \beta_2 Agency + Controls + YearFE + IndustryFE + \varepsilon \quad (3)$$

其中, *Agency* 代表股东和管理层之间的代理成本(中介变量)。参考已有研究(戴亦一等, 2016<sup>[45]</sup>; 罗进辉等, 2017<sup>[46]</sup>), 本文采用管理费用与销售费用之和除以营业收入的比值来衡量管理层的代理成本, 这一指标越高代表代理成本越大。

表 9 列示了管理层代理成本的中介效应检验结果。第(1)列显示纵向兼任高管(*AM*)对代理成本(*Agency*)的回归系数在 1% 的水平上显著为负, 意味着存在纵向兼任高管的上市公司, 其管理层代理成本更低; 第(2)列和第(3)列中, 纵向兼任高管(*AM*)与代理成本(*Agency*)的系数均显著, 并且 *AM* 系数的绝对值比表 4 中更小, 说明在纵向兼任高管抑制公司违规的过程中, 管理层代理成本起到了部分中介作用。以上结果表明, 纵向兼任高管通过降低股东与管理层之间的代理成本, 有效抑制了上市公司的违规行为。

表 9 作用机制检验: 代理成本的中介效应

变量	<i>Agency</i>	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>AM</i>	-0.012***(-3.19)	-0.131**(-2.45)	-0.185***(-3.62)
<i>Agency</i>		0.612*** (3.93)	0.497*** (3.50)
控制变量	是	是	是
年份/行业固定效应	是	是	是
观测值	25948	25948	25948
R <sup>2</sup>	0.237	—	—
伪 R <sup>2</sup>	—	0.064	0.078
Chi <sup>2</sup>	—	800.91	1007.42

资料来源: 作者整理

## 七、拓展性研究

### 1. 内部控制质量的调节作用

除了控股股东的监督外, 内部控制也是约束管理层行为的重要内部治理机制。鉴于此, 本文预期高质量内部控制与纵向兼任高管在公司违规的治理效应方面存在互补关系。对于内部控制质量较高的上市公司而言, 其管理层已经受到了较好的监督和约束, 因此, 纵向兼任高管在这类企业中发挥违规治理效应的空间相对较小。与之相反, 对于内部控制质量较低的企业而言, 内部治理机制的不完善难以有效约束管理层谋取私利的机会主义动机, 企业发生违规行为的概率更高(Chan 等, 2008)<sup>[47]</sup>, 违规行为可治理的空间更大, 因此纵向兼任高管在这类企业中能发挥更显著的违规治理功能。

本文利用迪博内部控制指数来衡量上市公司的内部控制质量, 并根据内部控制指数的高低将样本分为两组, 当上市公司的内部控制指数高于中位数时, *Index* 取 1, 否则取 0。将纵向兼任高管变量与内部控制变量进行交乘, 如果交互项 *AM* × *Index* 的系数显著为正, 说明纵向兼任高管对上市公司违规的抑制作用在内部控制质量较低的公司更为显著; 反之则说明纵向兼任高管对上市公司违规的抑制作用在内部控制质量较高的公司更为显著。

表 10 列示了内部控制质量调节效应的检验结果, 变量 *Index* 的系数均在 1% 的水平上显著为负, 说明内部控制质量越高, 上市公司的违规倾向越低、违规次数越少; 交互项 *AM* × *Index* 的系数均在 5% 的水平上显著为正, 说明纵向兼任高管与企业内部控制质量在违规治理方面具有互补关系, 内部控制质量越差, 纵向兼任高管的违规治理作用越强。

## 2. 企业信息环境的调节作用

本文进一步考察企业信息环境在纵向兼任高管对公司违规行为影响中的调节效应。透明的信息环境使得股东和管理层之间的信息不对称程度更低,帮助股东更好地监督管理层的行为(王俊秋和张奇峰,2009)<sup>[48]</sup>,进而能够抑制管理层的机会主义动机。由此可以推测,较差的信息环境为公司违规提供了便利条件,使得违规行为发生的概率更高,可治理的违规基数更大。因而,相比于信息环境良好的企业,纵向兼任高管对上市公司违规的治理作用在信息环境较差的企业中将更加明显。

表 10 纵向兼任高管、内部控制质量与上市公司违规

变量	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)
<i>AM</i>	-0.171*** (0.046)	-0.220*** (0.054)
<i>Index</i>	-0.744*** (0.056)	-0.741*** (0.058)
<i>AM × Index</i>	0.141** (0.071)	0.158** (0.077)
控制变量	是	是
年份/行业固定效应	是	是
观测值	25948	25948
伪 R <sup>2</sup>	0.075	0.093
Chi <sup>2</sup>	1704.79	1245.90

资料来源:作者整理

参考孟庆斌等(2019)<sup>[29]</sup>的研究,本文采用股价同步性(*Synch*)作为信息环境的代理变量。股价同步性越高,说明股价中的公司特质性信息含量较低,企业的信息环境越差,信息不对称程度越高。通过构造纵向兼任高管与股价同步性 *AM × Synch* 的交互项,来检验企业信息环境在纵向兼任高管抑制公司违规行为中的调节效应。如果交互项 *AM × Synch* 的系数显著为负,说明纵向兼任高管的违规治理效应在信息环境较差的企业中更为显著;如果交互项的系数显著为正,说明纵向兼任高管的违规治理效应在信息环境较好的企业中更为显著。

表 11 列示了企业信息环境调节效应的回归结果。不论被解释变量为违规倾向(*Fraud*)还是违规频率(*Frequency*),交互项 *AM × Synch* 的系数均显著为负,说明信息环境越差,纵向兼任高管对上市公司违规的治理作用越明显。

表 11 纵向兼任高管、信息环境与上市公司违规

变量	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)
<i>AM</i>	-0.065 (-1.35)	-0.066** (-1.98)
<i>Synch</i>	-0.105** (-2.06)	-0.128*** (-3.55)
<i>AM × Synch</i>	-0.127** (-1.97)	-0.121*** (-2.60)
控制变量	是	是
年份/行业固定效应	是	是
观测值	25948	25948
伪 R <sup>2</sup>	0.061	0.074
Chi <sup>2</sup>	1474.78	2684.99

资料来源:作者整理

## 3. 区分上市公司违规类型

本文主检验中考察了纵向兼任高管对上市公司总体违规行为的影响,发现纵向兼任高管抑制了上市公司的违规倾向和违规频率,但是并未细致区分具体的违规类型进行探究。那么对于不同的违规类型,纵向兼任高管的违规治理作用是否有所不同?为回答这一问题,本文借鉴陆瑶等(2012)<sup>[8]</sup>、万良勇等(2014)<sup>[3]</sup>和孟庆斌等(2019)<sup>[29]</sup>的研究,将公司违规划分为信息披露违规、经营违规和领导人违规三种类型,进一步考察纵向兼任高管对不同违规类型的影响。回归结果列示在表 12 中,可以看出,纵向兼任高管对信息披露违规和经营违规有显著的抑制作用,但对领导人违

规并未有显著影响。这可能是由于领导人违规中,受到处罚的主要是个人,而非整个上市公司,从而可能并不会导致股东价值的严重损失。从这一角度分析,纵向兼任高管的存在主要着眼于损害股东价值的违规行为,并抑制这类违规行为的发生,避免股东利益受损。

表 12 纵向兼任高管与上市公司违规类型

变量	信息披露违规		经营违规		领导人违规	
	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AM</i>	-0.140** (-2.28)	-0.198*** (-3.17)	-0.160** (-2.45)	-0.214*** (-3.45)	-0.072 (-0.86)	-0.072 (-0.84)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	25948	25948	25948	25948	25948	25948
伪 R <sup>2</sup>	0.066	0.081	0.054	0.062	0.063	0.067
Chi <sup>2</sup>	662.82	850.58	568.36	706.91	406.49	432.25

资料来源:作者整理

#### 4. 区分纵向兼任高管的职位特征

借鉴前人文献,本文将纵向兼任高管界定为同时在控股股东单位任职的上市公司董事长或总经理。那么董事长纵向兼任和总经理纵向兼任对上市公司违规行为的治理效应是否存在异质性呢?为此,本文区分董事长纵向兼任和总经理纵向兼任两种情形。当上市公司的董事长在控股股东兼任时,*AM\_Chairman* 取 1,否则取 0;当上市公司的 CEO 在控股股东兼任时,*AM\_CEO* 取 1,否则取 0。将 *AM\_Chairman* 和 *AM\_CEO* 分别纳入模型(1)中进行回归,结果列示在表 13 中,*AM\_Chairman* 和 *AM\_CEO* 的估计系数均在至少 5% 的水平上显著为负,说明董事长纵向兼任和 CEO 纵向兼任均能显著抑制上市公司的违规行为。这一结果说明,不论控股股东向上市公司派驻董事长还是总经理,二者均能够有效抑制公司违规行为,为监管部门建立健全纵向兼任高管制度提供了有益借鉴。

表 13 董事长兼任 VS 总经理兼任

变量	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>	<i>Fraud</i>	<i>Frequency</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AM_Chairman</i>	-0.140***(-3.69)	-0.204***(-5.61)		
<i>AM_CEO</i>			-0.084**(-2.03)	-0.088**(-2.30)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	25948	25948	25948	25948
伪 R <sup>2</sup>	0.062	0.077	0.062	0.075
Chi <sup>2</sup>	1411.73	1728.85	1399.30	1706.94

资料来源:作者整理

## 八、研究结论与启示

### 1. 研究结论

基于我国普遍存在的上市公司高管纵向兼任现象,本文以 2003—2018 年的非金融类 A 股上市公司为样本,实证检验了纵向兼任高管对上市公司违规的治理作用。研究发现:第一,与不存在纵向兼任高管的上市公司相比,存在纵向兼任高管的上市公司的违规概率更低,发生违规行为的次数更少;使用公司固定效应模型、倾向得分匹配法、Heckman 两阶段回归、部分可观测的 Bivariate Probit 估计模型、解释变量滞后一期和变换样本区间等方法进行稳健性检验后,该结论依然成立。第二,纵向兼任高管对上市公司违规的抑制作用是通过降低管理层的代理成本这一途径实现的。第三,纵向兼任高管对上市公司违规的治理作用在内部控制较为薄弱以及信息环境较差的企业中

更加明显。第四,区分上市公司违规类型后发现,纵向兼任高管显著抑制了信息披露违规和公司经营违规,对领导人违规的抑制作用并不显著。第五,区分兼任高管的类型后发现,董事长纵向兼任和 CEO 纵向兼任均对上市公司违规具有治理作用。

## 2. 研究启示

本文丰富了纵向兼任高管的经济后果和公司违规的影响因素研究,同时具有较强的现实启示:

第一,监管部门应重新审视并认识到纵向兼任高管制度的优势,鼓励企业利用纵向兼任高管制度完善公司违规治理机制。目前而言,监管部门对于纵向兼任高管的态度并不一致,中国证监会对大股东兼任上市公司高管存在制约和限制,但是国资委在央企改革过程中力推集团公司董事长兼任上市公司“一把手”。本文从公司违规的角度出发,研究发现纵向兼任高管作为一种加强监督的手段,有助于抑制上市公司的违规行为。基于此,在我国上市公司违规事件频发的现实背景下,监管部门应考虑到纵向兼任高管制度在防范上市公司违规行为中发挥的优势,鼓励集团公司领导人兼任上市公司的董事长或 CEO。尤其是对于发生信息披露违规和经营违规较频繁的公司,积极引导这类企业建立健全纵向兼任高管制度,推动我国信用体系的建设和经济的高质量发展。

第二,企业应建立更加完善的内部控制制度,有效防范违法违规行。内部控制对于公司违规具有预防性功能,本文研究发现,当企业内部控制质量较差时,公司违规动机更强,此时纵向兼任高管的违规治理作用更加显著。因此,企业应当加强内部控制体系建设,从制度规范性层面降低违规行为发生的机率,从而保护投资者的合法权益。

第三,监管部门应引导企业营造更加透明的信息环境,降低内外部信息不对称程度,同时提高对上市公司违规的稽查概率和惩戒力度。本文研究发现,纵向兼任高管的违规治理作用在信息环境越差的企业中越显著,这是由于企业的信息环境越不透明,发生违规行为的可能性越高。因此,证券监督管理机构应当健全上市公司信息披露法规制度,促使企业提高信息透明度。同时,监管部门还应进一步加强外部监督和稽查机制建设,通过完善投资者保护的法律法规,提高违规成本和稽查概率,对公司违规行为形成震慑,进而从内外部两方面实现对公司违规的协同治理。

## 3. 研究局限与展望

本研究还存在不足之处。研究结果表明,纵向兼任高管发挥了良好的“监督效应”,抑制了上市公司违规行为,但是由于数据的限制,研究中无法具体观测到这类高管具体通过哪些手段和措施完善了公司治理体系,降低违规行为发生的概率。同时,本文未对纵向兼任高管的个体特征进行异质性分析,高管的不同背景以及心理特征是否会影响其决策的效果有待未来进行深入探究。

## 参考文献

- [1] Capezio, A., and A. Mavisakalyan. Women in the Boardroom and Fraud: Evidence from Australia [J]. Australian Journal of Management, 2016, 41, (4): 719 - 734.
- [2] Agrawal, A., and S. Chadha. Corporate Governance and Accounting Scandals [J]. Journal of Law and Economics, 2005, 48, (2): 371 - 406.
- [3] 万良勇, 邓路, 郑小玲. 网络位置、独立董事治理与公司违规——基于部分可观测 Bivariate Probit 模型 [J]. 北京: 系统工程理论与实践, 2014, (12): 3091 - 3102.
- [4] 陆瑶, 胡江燕. CEO 与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2016, (2): 52 - 62.
- [5] Chen, G., M. Firth, D. Gao, and O. Rui. Ownership Structure, Corporate Governance and Fraud: Evidence from China [J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12, (3): 424 - 448.
- [6] 蔡志岳, 吴世农. 董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2007, (6): 62 - 68, 92.
- [7] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. 北京: 经济研究, 2010, (4): 14 - 27.
- [8] 陆瑶, 朱玉杰, 胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2012, (1): 12 - 23.
- [9] 郑建明, 黄晓蓓, 张新民. 管理层业绩预告违规与分析师监管 [J]. 北京: 会计研究, 2015, (3): 50 - 56.
- [10] 潘红波, 韩芳芳. 纵向兼任高管、产权性质与会计信息质量 [J]. 北京: 会计研究, 2016, (7): 19 - 26, 96.

- [11] 闫珍丽,梁上坤,袁淳. 高管纵向兼任、制度环境与企业创新[J]. 北京:经济管理,2019,(10):90-107.
- [12] 韩金红,余珍. 纵向兼任高管与企业投资效率——基于“监督效应”和“掏空效应”分析[J]. 南京:审计与经济研究,2019,(4):66-74.
- [13] 佟爱琴,李孟洁. 产权性质、纵向兼任高管与企业风险承担[J]. 天津:科学学与科学技术管理,2018,(1):118-126.
- [14] 曾晓,韩金红. 纵向兼任高管能降低股价崩盘风险吗[J]. 广州:南方经济,2020,(6):36-52.
- [15] Arnoldi, J., X. Chen, and C. Na. Vertical Interlocks of Executives and Performance of Affiliated Firms in State Owned Chinese Business Groups[R]. SSRN Electronic Journal, 2012.
- [16] 郑杲娉,薛健,陈晓. 兼任高管与公司价值:来自中国的经验证据[J]. 北京:会计研究,2014,(11):24-29,96.
- [17] 潘红波,张哲. 控股股东干预与国有上市公司薪酬契约有效性:来自董事长/CEO纵向兼任的经验证据[J]. 北京:会计研究,2019,(5):59-66.
- [18] 宋衍蘅,毕煜晗,宋云玲. 纵向高管兼任与审计师选择:信号传递 VS 寻租[J]. 南京:审计与经济研究,2020,(4):47-57.
- [19] Duchin, R., and D. Sosyura. Divisional Managers and Internal Capital Markets[J]. Journal of Finance, 2013, 68, (2):387-429.
- [20] Chen, X., and C. Yang. Vertical Interlock and Value of Cash Holdings[J]. Accounting and Finance, 2021, 61, (1):561-593.
- [21] 戴亦一,余威,宁博,潘越. 民营企业董事长的党员身份与公司财务违规[J]. 北京:会计研究,2017,(6):75-81.
- [22] 陆瑶,李茶. CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪[J]. 北京:金融研究,2016,(1):176-191.
- [23] Khanna, V., E. Kim, and Y. Lu. CEO Connectedness and Corporate Fraud[J]. Journal of Finance, 2015, 70, (3):1203-1252.
- [24] 陈国进,林辉,王磊. 公司治理、声誉机制和上市公司违法违规行为分析[J]. 天津:南开管理评论,2005,(6):35-40.
- [25] 王敏,何杰. 大股东控制权与上市公司违规行为研究[J]. 武汉:管理学报,2020,(3):447-455.
- [26] Peng, L., and A. Röell. Executive Pay and Shareholder Litigation[J]. Review of Finance, 2008, 12, (1):141-184.
- [27] Hass, L. H., M. Tarsalewska, and F. Zhan. Equity Incentives and Corporate Fraud in China[J]. Journal of Business Ethics, 2016, 138, (4):1-20.
- [28] 滕飞,辛宇,顾小龙. 产品市场竞争与上市公司违规[J]. 北京:会计研究,2016,(9):32-40.
- [29] 孟庆斌,邹洋,侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗[J]. 北京:经济研究,2019,(6):89-105.
- [30] 邹洋,张瑞君,孟庆斌,侯德帅. 资本市场开放能抑制上市公司违规吗?——来自“沪港通”的经验证据[J]. 北京:中国软科学,2019,(8):120-134.
- [31] 陈冬华,胡晓莉,梁上坤,新夫. 宗教传统与公司治理[J]. 北京:经济研究,2013,(9):71-84.
- [32] Dong, W., H. Han, Y. Ke, and K. C. Chan. Social Trust and Corporate Misconduct: Evidence from China[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 151, (2):539-562.
- [33] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3, (4):305-360.
- [34] Bergstresser, D., and T. Philippon. CEO Incentives and Earnings Management[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80, (3):511-529.
- [35] 谢德仁,崔宸瑜,汤晓燕. 业绩型股权激励下的业绩达标动机和真实盈余管理[J]. 天津:南开管理评论,2018,(1):159-171.
- [36] 屈文洲,蔡志岳. 我国上市公司信息披露违规的动因实证研究[J]. 北京:中国工业经济,2007,(4):96-103.
- [37] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. Corporate Ownership around the World[J]. Journal of Finance, 1999, 54, (2):471-517.
- [38] 张晨宇,武剑锋. 大股东股权质押加剧了公司信息披露违规吗?[J]. 上海:外国经济与管理,2020,(5):29-41.
- [39] 唐跃军. 股东制衡、违规行为与外部监管——来自2004-2005年上市公司的证据[J]. 天津:南开经济研究,2007,(6):106-117.
- [40] Jin, L., and S. C. Myers. R2 around the World; New Theory and New Tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (2):257-292.
- [41] Poirier, D. J. Partial Observability in Bivariate Probit Models[J]. Journal of Econometrics, 1980, 12, (2):209-217.
- [42] 张娟,黄志忠. 盈余管理异质性、公司治理和高管薪酬——基于中国上市公司的实证研究[J]. 北京:经济管理,2014,(9):79-90.
- [43] 罗炜,朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露[J]. 北京:经济研究,2010,(10):143-155.
- [44] 温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 北京:心理学报,2004,(5):614-620.
- [45] 戴亦一,肖金利,潘越. “乡音”能否降低公司代理成本?——基于方言视角的研究[J]. 北京:经济研究,2016,(12):147-160,186.
- [46] 罗进辉,黄泽悦,朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响[J]. 北京:中国工业经济,2017,(8):100-119.
- [47] Chan, K., B. Farrell, and P. Lee. Earnings Management of Firms Reporting Material Internal Control Weaknesses under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2008, 27, (2):161-179.
- [48] 王俊秋,张奇峰. 信息透明度与经理薪酬契约有效性[J]. 天津:南开管理评论,2009,(5):94-100.

# Can Vertical Interlocks of Executives Inhibit Corporate Fraud?

QIAO Fei<sup>1</sup>, WEN Wen<sup>2</sup>, XU Jing-chang<sup>3</sup>

(1. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning, 116025, China;

2. International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing, 100089, China;

3. Renmin Business School, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

**Abstract:** Frequent corporate fraud has become a phenomenon that China's capital market has to pay attention to. According to the statistics, the frequency of corporate fraud by listed firms rose from 235 in 2003 to 828 in 2018, which is a 2.52-fold increase. Corporate fraud damages the legitimate rights of investors, severely disrupts the market order, and poses a huge threat to the healthy development of the capital market. Given this, in July 2019, the General Office of the State Council issued *Guidance on Accelerating the Construction of Social Credit System and Building a New Credit-Based Supervision Mechanism*, emphasizing the necessity to effectively prevent corporate fraud and strengthen the construction of the social credit system. The China Securities Regulatory Commission has also stated on many occasions that it will severely crack down on corporate fraud in accordance with the law and effectively raise the cost of corporate fraud. Therefore, it is of great significance to study the prevention and governance mechanisms of corporate fraud.

Vertical interlock exists when the chairman or CEO serves in both the listed firm and their controlling shareholder's firm. Vertical interlock is widespread in the Chinese capital market. From 2003 to 2018, 60.57% of A-share listed firms had vertical interlocks of executives. Whether vertical interlocks of executives can mitigate the agency conflict or facilitate large shareholders' tunneling activities attracts attentions from both the academic and practical fields. On the one hand, the existence of vertical interlocks of executives strengthens the controlling shareholders' supervision over listed firms, which helps to alleviate the agency problem between shareholders and managers and restrains the self-interest motivations of the management teams. However, on the other hand, vertical interlocks of executives, serving as the controlling shareholder's representatives, can facilitate the tunneling behavior of the controlling shareholders. Prior studies suggest that vertical interlocks of executives influence various corporate decisions, such as corporate innovation, investment efficiency, voluntary disclosures, crash risk and the value of cash holdings. To the best of our knowledge, however, the impact of vertical interlocks of executives on corporate fraud has not been explored.

Using a sample of Chinese A-share listed firms' data from the year 2003 to 2018, this paper empirically investigates whether and how vertical interlocks of executives affect corporate fraud. In theory, how vertical interlocks of executives affect corporate fraud is controversial. Vertical interlocks of executives may alleviate the agency conflicts between shareholders and manager, reducing the likelihood of corporate fraud and thus playing a "monitoring effect". On the contrary, vertical interlocks of executives may provide convenience for controlling shareholders to grab benefits from the minority shareholders, encouraging the tendency of listed firms to violate regulations, thereby forming a "tunneling effect".

This paper finds that vertical interlocks of executives inhibit corporate fraud tendency and frequency, supporting the "monitoring effect". The result is robust to the firm fixed effects model, propensity score matching approach, Heckman two-stage analysis, and Bivariate Probit model. Mechanism test reveals that vertical interlocks of executives play a positive corporate governance role by reducing managerial agency costs. Further analyses suggest that the corporate governance impact of vertical interlocked executives is more pronounced in firms with relatively weak internal control quality and poor information environment. Distinguishing the types of corporate fraud, vertical interlocks of executives mainly reduce information disclosure fraud and business violations. Both vertical interlocked chairmen and CEOs can play an effective corporate governance role and reduce corporate fraud.

This paper extends the literature on the economic consequences of vertical interlocks and the determinants of corporate fraud. This paper also has policy implications for improving corporate governance and effectively preventing violations of laws and regulations.

**Key Words:** vertical interlocks of executives; corporate fraud; agency costs; internal control; information environment

**JEL Classification:** M12, G30, G38

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2021.5.011

(责任编辑:刘建丽)