

CEO vs CFO: 女性高管能否抑制财务舞弊行为

周泽将¹, 刘中燕², 胡 瑞¹

(1. 安徽大学 商学院, 安徽 合肥 230601; 2. 安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230601)

摘要: 女性高管已经对企业决策产生了重要影响。文章以中国资本市场 2000 年至 2012 年 A 股上市公司为样本, 实证分析了女性高管及其不同类型与财务舞弊行为之间的关系。研究表明: 总体而言, 女性高管显著抑制了财务舞弊行为; 区分女性高管类型后, 发现女性 CFO 对于财务舞弊产生了抑制作用, 而女性 CEO 则促使财务舞弊行为的发生, 女性其他高管对财务舞弊的影响不显著。进一步将研究区间划分为企业会计准则 2006 实施前后两个阶段, 发现上述效应主要存在于企业会计准则 2006 实施后阶段。文章的研究结论揭示, 在中国鼓励发挥女性高管积极作用的同时, 应制定女性高管的分类监管政策并完善女性高管履职的外部制度。

关键词: 女性高管; 女性 CFO; 女性 CEO; 财务舞弊; 会计准则

中图分类号: F275.5; C913.68 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2016)01-0050-14

一、引言

近年来, 大量文献关注到企业决策中性别差异的重要性, 如女性董事有利于完善公司治理 (Adams 和 Ferreira, 2009), 女性 CEO 可以显著降低股价崩盘风险 (李小荣和刘行, 2012), 女性经理人更少进行并购和债务融资 (Huang 和 Kisgen, 2013), 女性 CFO 报告的会计信息具有更高的稳健性 (Francis 等, 2014)。导致上述结果的原因主要在于女性高管的风险厌恶、不过度自信和道德要求等内在特质。自 1995 年以来, 国务院先后印发《中国妇女发展纲要》(1995—2000 年)、《中国妇女发展纲要》(2001—2010 年) 和《中国妇女发展纲要》(2011—2020 年), 中国政府对于女性高管的培养日益受到重视并正在明晰化。在上述宏观政策的作用下, 短时间内快速成长的中国女性高管群体能否发挥特有的女性高管决策优势、提高企业决策质量, 抑或仅仅是充当门面、满足合规要求的“玻璃花瓶”, 这一点目前尚无定论。基于此, 本文选择从女性高管能否抑制财务舞弊行为的视角展开分析, 意欲为科学评价中国情境下女性高管的作用提供增量的经验证据。在研究过程中, 我们所关注的问题是: 相对于男性高管而言, 女性高管是否具有社会公众和政府机构所期望的决策优势? 具体到本文, 即女性高管是否可以降低财务舞弊行为的概率和程度? 如果可以降低, 由于会计行为中的决策权力主要集中于 CEO 和 CFO 两类高管, 那么上述作用在不同的女性高管群体之间是否存在系统性差异? 此外, 在研究区间内, 中国会计准则不断完善, 尤其是企业会计准则 2006 的

收稿日期: 2015-06-02

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71302113); 安徽省教育厅高校优秀青年人才基金重点项目(2013SQRW005ZD); 安徽省哲学社会科学青年项目(AHSKQ2015D52)。

作者简介: 周泽将(1983—), 男, 安徽枞阳人, 安徽大学商学院副教授, 管理学博士;

刘中燕(1988—), 女, 河南固始人, 安徽大学经济学院博士研究生;

胡 瑞(1991—), 女, 安徽霍邱人, 安徽大学商学院硕士研究生。

颁布实施,在这一重要法律法规出台前后,企业信息环境发生了实质性改变,这一变化对女性高管与财务舞弊之间的关系造成何种影响?本文将采用实证研究方法依次对上述问题进行回答。

相对于以往的研究,本文的理论意义主要体现在以下两个方面:(1)现有文献关于女性高管影响会计行为的研究多集中于盈余管理、会计稳健性和财务重述等维度(Krishnan 和 Parsons,2008; Francis 等,2014),本文从性质更为恶劣、影响更为广泛的财务舞弊角度入手,剖析女性高管的决策优势,拓展了管理学研究中女性高管经济后果的文献,旨在为提高女性地位、消除性别差异的女性经济学研究提供经验证据支持。(2)女性高管的决策行为会受限于其所处环境,本文通过考察财务舞弊行为的重要外部约束因素——会计准则变迁对女性高管与财务舞弊的影响,进而丰富了高管情境决策的相关文献。此外,本文的研究具有较强的实践意义:(1)由于升迁路径和激励机制不同,因而 CEO 和 CFO 对会计行为的影响也会存在差异。既往文献往往聚焦于 CEO 和 CFO 中某一类群体(Lee 和 James,2007;Francis 等,2014),而鲜有文献关注到二者之间的差异,本文将女性高管区分为 CEO、CFO 和其他高管三种类型分别进行研究,有助于增进对于不同职位女性高管之间差异的理解。(2)本文将研究区间划分为企业会计准则 2006 实施前后两个阶段,研究女性高管的财务舞弊抑制作用在实施前后是否有显著差异,进而可以帮助会计准则制定机构进一步深入理解企业会计准则 2006 的实施效果。

二、文献综述、理论分析和假设发展

(一)文献综述

在现代企业制度安排中,所有权与经营权分离加大了所有者监督成本,致使企业决策权力更多地掌握在 CEO 等高管人员手中,这在股权分散时尤为突出。此时,企业高管的个人特征将在很大程度上直接影响企业行为(Hambrick 和 Mason,1984),性别作为个人特征的重要维度之一,将其作为测试变量(即女性高管)进行考察与女性经济学的兴起有很大关系。目前,按照女性高管的影响机理和理论基础进行粗线条式的划分,大致可以将女性高管的相关文献分为风险厌恶与企业行为、不过度自信与企业行为以及伦理道德与企业行为三个方面。换言之,多数文献都是围绕女性的内在特征是否在高管决策中有所体现而展开实证检验的。

1. 风险厌恶与企业行为。一般传统观点认为女性相对男性而言更加厌恶风险,那么女性高管在企业决策中是否呈现出这一特征已经引起学者的关注。Martin 等(2009)发现任命女性 CEO 后,由于其厌恶风险的管理风格导致风险显著降低,而且风险高的企业更倾向于聘任女性 CEO 以降低经营风险。李小荣和刘行(2012)研究发现女性 CEO 显著降低了股价崩盘风险,且 CEO 的权力、年龄等增强了降低上述风险的效应。祝继高等(2012)的研究表明女性董事在金融危机时期更倾向于减少投资水平和长期借款以规避经营风险。李世刚(2013)的研究揭示女性高管由于风险规避而显著降低了企业过度投资。Francis 等(2014)发现当 CFO 发生变更时,由于风险规避效应女性 CFO 采取了更加稳健的会计报告策略。Faccio 等(2014)的研究显示女性 CEO 经营的企业财务杠杆低、盈余波动小、生存概率高,且当 CEO 由男性变更为女性时,企业承担的风险显著下降。

2. 不过度自信与企业行为。不过度自信是女性决策的另一典型特征,这将会在一定程度上导致企业行为中的性别差异。Barber 和 Odean (2001)认为如果男性过度自信程度较高,相应地其市场交易将会增加,结果发现男性的交易量超过女性的幅度高达 45%。李世刚(2014)的研究揭示了女性高管能显著减少上市公司发生过度自信的可能性,由此将进一步降低投资现金流敏感性和内部融资偏好。Huang 和 Kisgen (2013)发现女性高管由于过度自信程度低,从而通过外部并购和发行债券进行扩张的动机减弱。Levi 等(2014)分析发生在 1997 年至 2009 年标普 1500 公司中的

并购事项,发现每增加一位女性董事时,并购溢价下降7.6%,而当并购委员会中每增加一位女性董事代表时,并购溢价下降幅度高达15.4%,从而间接证实了女性董事在决策中的更为不过度自信。

3. 伦理道德与企业行为。性别社会化理论认为男性和女性由于完全不同的道德发展历程而会表现出对待工作的不同价值倾向,价值倾向反过来会影响男性和女性的道德和行为。通常,男性更偏好金钱、提拔、权力和个人表现的有形度量,而女性则更关注和谐的关系和帮助他人(Betz等,1989)。Williams(2003)的研究表明女性董事将会导致慈善捐赠显著增加,且女性董事的这一效应应在不同捐赠项目上存在差异,主要表现在社区服务和艺术方面。Manner(2010)进一步发现女性CEO会导致更高的企业社会责任绩效。Peni和Vähämaa(2010)研究发现女性CFO会基于道德考量进行更多的负向盈余管理,符合女性的风险规避特征。周泽将(2014)发现女性董事可促进慈善捐赠,但是其促进作用在国有企业中显著降低。

由上述文献可知,女性决策的风险厌恶、不过度自信和伦理道德等内在特征已经为众多女性高管的实证研究文献所支持,由此可以合理预期,女性高管的上述决策特征将会抑制财务舞弊行为的发生,但是依据目前所掌握的文献资料,尚未有文献对女性高管与财务舞弊之间的关系展开系统研究。财务舞弊是公司通过准备和发布重大错误财务报告欺骗或误导财务报告使用者尤其是投资者和借款人的蓄意行为(Rezaee,2005),其性质恶劣,会在一定程度上影响投资者信心乃至证券市场的稳定,传统上关于这一领域的研究更多的是围绕公司治理机制与财务舞弊之间的关系展开的(Beasley,1996;Agrawal和Chadha,2005;Chen等,2006),尚缺乏从高管性别特征视角展开的理论研究。鉴于上述原因,充分发掘女性高管在抑制财务舞弊中的作用显得尤为必要。

(二)女性高管与财务舞弊

高阶理论认为人的认知能力存在一定的局限性,高管人员同样如此,其背景特征将会影响企业战略选择和组织绩效(Hambrick和Mason,1984)。具体到女性高管,其典型的女性决策特征也会对企业财务舞弊行为产生重要影响,在中国情境下,传统文化中的“三从四德”等妇道观念可能会使女性高管的上述效应更加显著。

相对于男性高管而言,女性高管可以从如下三个方面抑制企业财务舞弊行为的发生。

1. 风险厌恶。财务舞弊通常表明面临遭受处罚的风险增加,辛清泉等(2013)发现2003年至2010年发生的106宗上市公司虚假陈述案中共计有2391人次的董事受到处罚,这不仅意味着高管个人的经济损失,更可能会直接影响其市场声誉甚至身陷牢狱之灾,公司也可能会因此出现价格波动而使整体价值受损。财务舞弊更容易受到媒体的关注(Dyck等,2010),这将扩大财务舞弊的负面效应,使得公司的市场风险显著增加。当女性高管预期上述经济后果时,出于风险厌恶的本能,且基于声誉效应的考虑(Brammer等,2009),其进行财务舞弊的概率和程度将会降低。

2. 伦理道德。在工作方式上,女性和男性表现迥异。通常,女性更倾向于帮助他人,而男性则更重视金钱和职位提升,因此女性对道德标准的要求更高(Reiss和Mittra,1998),在工作中为了获得经济利益而参与不道德行为的可能性较低(Krishnan和Parsons,2008)。经验证据揭示在廉政测试中女性得分更高(Ones和Viswesvaran,1998),女性议员占比越多,腐败越少(Dollar等,2001)。Bernardi等(2009)对美国财富500强公司进行调查后发现,拥有女性董事的公司更可能入选“世界最佳道德公司”排行榜。财务舞弊会损害股东和投资者的利益,这不符合女性高管的决策伦理,因此女性高管会抑制财务舞弊行为。

3. 公司治理。女性高管在改善公司治理中往往会倾注更多精力,Adams和Ferreira(2009)发现女性董事出席董事会会议的频率更高,加入董事会下设专门委员会的概率更大。在中国情境下,

女性更加勤劳和忠于职守。据贝恩资本的职场平等调查报告^①,中国女性就业率为73%,且希望成为企业高管的女性比例也达到72%,领先于英美等发达国家。因此,可以合理预期中国企业中的女性高管会更加投入工作,公司治理质量也会相应提高。此外,女性董事将会通过增加董事会内部交流和减少内部冲突以提升董事会的有效性(Nielsen和Huse,2010),而完善的公司治理将降低财务舞弊的发生概率和严重程度。

综上所述,本文提出假设1:

H1: 限定其他条件,女性高管与企业财务舞弊显著负相关。

(三) 女性高管类型与财务舞弊

在女性高管内部,不同类型女性高管对企业财务舞弊行为的影响存在明显差异。一般认为,CEO的主要职责在于重要的企业日常经营决策,CFO作为企业财务负责人,关注的重点则相对集中于会计信息生产和重要财务决策,CFO决策一定程度上受限于CEO,因此CEO和CFO一样在企业财务舞弊行为中发挥着举足轻重的作用(Chava和Purnanandam,2010;Jiang等,2010;李小荣和刘行,2012)。但是由于经济利益和责任承担上的差异,女性CEO和女性CFO对于财务舞弊的作用机理存在较大差异。

在现代企业中,为了实现激励相容,较为有效的措施之一便是施行业绩与薪酬相挂钩(Murphy,1985),因此在内部机制设计中CEO薪酬尤其是股票期权等明显具备激励性特征,薪酬的获取主要取决于企业经营业绩。在国有企业中,业绩对于CEO而言则更为重要,将会直接影响CEO的晋升和仕途。所以,一般情况下CEO非常重视经营业绩的提升。而业绩改善除了可以通过正常的经营活动实现外,部分CEO为了自身利益会铤而走险,采用激进的会计政策甚至财务舞弊。李培功和肖珉(2012)的研究揭示了中国上市公司的CEO平均任期为3.58年,大多在一个聘期内结束,如此短暂的CEO任期将会进一步激发其采取财务舞弊手段以获取短期利益最大化。在女性从普通员工成长为CEO的过程中,需要弥补性别所致的性格短板,即打破“玻璃天花板效应”的能力(glass ceiling effect)和胜任CEO工作的阅历(Davies-Netzley,1998;Oakley,2000)。较多的经验研究文献表明女性CEO在决策中已经呈现出同男性CEO相同的风格与方式(Offermann和Beil,1992),由此获取男性化社会中的认可和支持(Kawakami,2000)。女性CEO为了使公司业绩表现得更好以获得个人经济利益和资本市场的认可,上述决策风格将导致其与男性CEO相比可能会有过之而无不及,这样反而致使财务舞弊行为的发生^②。

女性CFO与女性CEO相比,呈现出以下典型特征:(1)CFO的升迁路径大多是从基础会计核算工作起步,谨慎性作为会计核算工作的灵魂之一,会使CFO在决策中更加谨慎和规避风险。当CFO为女性时,谨慎性进一步增强。(2)在企业经营中,CFO对会计行为的影响更为直接且作用更大(Jiang等,2010)。由此导致CFO相对于CEO而言,承担着更为高昂的法律成本,势必会降低其财务舞弊的动机(Feng等,2011)。(3)在薪酬激励契约的缔结过程中,CFO薪酬同企业经营业绩的关联度较低,主要是由会计信息生产过程中最终产出物的盈余质量决定的(毛洪涛和沈鹏,2009)。而在另一重要激励制度——股权激励的实施过程中,CEO的股权和期权占总报酬比率要显著高于CFO(林大庞和苏冬蔚,2012)。由此可以得知,CFO由于个人利益较小而更不情愿采取财务舞弊行为,考虑到风险规避效应和法律成本问题,CFO进行财务舞弊的动机也相对较弱。

综上所述,本文提出假设2和假设3:

^① 转引自 http://news.xinhuanet.com/edu/2014-11/30/c_127262898.htm。

^② 近来媒体披露的蒋艳萍、杨秀珠、杨晓波等典型女性官员腐败案件是较好的例证。

H2: 限定其他条件, 女性 CEO 与企业财务舞弊显著正相关。

H3: 限定其他条件, 女性 CFO 与企业财务舞弊显著负相关。

三、研究设计

(一) 研究模型与变量定义

为了检验假设 1, 参考 Beasley(1996)、Chen 等(2006)的研究, 构建如下模型:

$$FRAUD = \beta_0 + \beta_1 FEMALE + \beta_2 FIRST + \beta_3 BOARD + \beta_4 DUAL + \beta_5 NATURE + \beta_6 SIZE + \beta_7 LOSS + \beta_8 LIST + \beta_9 LEV + \beta_{10} LONG + \beta_{11} AGE + YEAR + INDUS + \epsilon \quad (1)$$

其中, FRAUD 为财务舞弊, 本文采用是否发生财务舞弊 FDUM 进行测度^①, 并进一步使用受罚程度 FDEG 补充测试。若上市公司发生财务舞弊, FDUM 赋值为 1, 否则为 0; 借鉴郝玉贵和陈奇薇(2012)的做法, FDEG 按照如下方法赋值: 根据 CSMAR 系统上市公司违规数据库, 若公司当年未因财务舞弊受罚, 赋值 0; 若仅有高管受罚而公司未受罚或公司受罚类型为“其他”, 赋值 1; 若公司受罚类型为批评或谴责, 赋值 2; 若公司受罚类型为警告、罚款或没收违法所得, 赋值 3; 同时受多种处罚的取最严重的受罚类型, 一年内多次受罚采用受罚程度最严重的一次。FEMALE 为测试变量女性高管, 文中主要有三种度量方式: 女性高管数量 FE_NUM、女性高管哑变量 FE_DUM 和女性高管比例 FE_RAT。此外, 模型(1)控制了以下因素的影响: 公司治理变量(第一大股东持股 FIRST、董事会规模 BOARD、两职合一 DUAL 和最终控制人性质 NATURE)、公司特征变量(公司规模 SIZE、是否发生亏损 LOSS、公司交易状态 LIST、资产负债率 LEV 和上市年限 LONG)、高管平均年龄 AGE、年度虚拟变量 YEAR 和行业虚拟变量 INDUS。

为了检验假设 2 和假设 3, 在模型(1)的基础上, 将女性高管 FEMALE 区分为女性 CEO(对应 FE_CEO)、女性财务高管(对应 FE_CFO)和女性其他高管(对应 FE_OTH)^②, 构建模型(2):

$$FRAUD = \beta_0 + \gamma_1 FE_CEO + \gamma_2 FE_CFO + \gamma_3 FE_OTH + \beta_2 FIRST + \beta_3 BOARD + \beta_4 DUAL + \beta_5 NATURE + \beta_6 SIZE + \beta_7 LOSS + \beta_8 LIST + \beta_9 LEV + \beta_{10} LONG + \beta_{11} AGE + YEAR + INDUS + \epsilon \quad (2)$$

模型(2)中的因变量和控制变量与模型(1)一致, 不再赘述。当因变量为 FDUM 时, 模型(1)和模型(2)采用 Logit 回归模型。当因变量为 FDEG 时, 模型(1)和模型(2)采用 Ordered Logit 回归模型。具体的变量定义见表 1, 相关数据处理采用 SAS 9.1 和 Stata 12.1 软件。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
FDUM	是否舞弊	若公司发生财务舞弊行为, 赋值为 1, 否则赋值为 0
FDEG	舞弊严重程度	依据公司是否受罚以及受罚的严重程度, 分别赋值为 0, 1, 2, 3
FE_NUM	女性高管数量	女性高管的实际人数
FE_DUM	女性高管哑变量	若公司有女性高管, 赋值为 1, 否则赋值为 0
FE_RAT	女性高管比例	女性高管人数/高管总人数
FE_CEO	女性 CEO	若 CEO 为女性, 则赋值为 1, 否则赋值为 0
FE_CFO	女性财务高管	女性财务高管的人数 ^③
FE_OTH	女性其他高管	女性其他高管的人数
FIRST	第一大股东持股	第一大股东持股数/总股数

① 上市公司的财务舞弊过程一般难以发现, 在经验研究中通常采用上市公司是否受到有关部门处罚作为近似替代。

② 为了使不同类型的女性高管之间具有可比性, 本文对不同类型的女性高管均采用其相应数量加以测度。

③ 包括上市公司年报信息披露中的分管财务工作副总经理、财务总监、财务副总监和财务经理。

续表1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
BOARD	董事会规模	董事会人数的自然对数
DUAL	两职合一	若董事长与总经理两职合一,赋值为1,否则赋值为0
NATURE	最终控制人性性质	若上市公司为国有控股,赋值为1,否则赋值为0
SIZE	公司规模	期末总资产的自然对数
LOSS	是否发生亏损	若净利润为负,赋值为1,否则赋值为0
LIST	公司交易状态	若公司处于正常交易状态,赋值为0,否则赋值为1
LEV	资产负债率	期末负债总额/期末资产总额
LONG	企业上市年限	公司上市的年数
AGE	高管平均年龄	高管年龄的平均数
YEAR	年度虚拟变量	涉及13个年度,设置12个虚拟变量
INDUS	行业虚拟变量	按照中国证监会行业分类标准(修订前),涉及12个行业,设置11个虚拟变量

(二) 样本选择

本文选择2000年至2012年间的中国证券市场A股上市公司为研究样本,删除了金融保险业和数据不全的公司,最终剩余14604个观测值。之所以没有按照研究惯例将处于特殊交易状态和资不抵债的企业从样本中排除,主要是由于相当一部分违规企业已经被监管部门进行ST等风险警示或丧失偿债能力,若删除将会导致样本呈现有偏分布,影响结论的可靠性。本文所需要的研究数据来自深圳国泰安公司开发的CSMAR数据库。

四、实证研究结果

(一) 描述性统计

表2报告了文中主要研究变量的描述性统计结果。FDUM的均值为0.0926,表明2000年至2012年上市公司发生财务舞弊的平均比例约为9.26%,已经占据相当比重。FE_NUM的均值为2.4674,说明样本区间内平均每家上市公司中有2名以上的女性高管,FE_DUM的均值为0.8906,反映出接近90%的公司至少拥有1位女性高管,而FE_RAT的均值(中位数)为0.1414(0.1250),则说明尽管目前中国上市公司拥有女性高管已是普遍现象,但是所占比例仍然较低。FE_CEO、FE_CFO的均值分别为0.0485和0.2364,表明女性CEO较女性CFO而言相对更少,其他女性高管FE_OTH的均值为2.1757,则说明女性高管占据的主要是非CEO、CFO等非关键职位。LOSS的均值等于0.1194,说明处于亏损状态的上市公司略超过10%,同样,非正常交易状态的上市公司约占总样本数的9.37%。FIRST的均值为0.3905,中位数为0.3666,反映了中国资本市场“一股独大”现象的普遍性。LEV的最大值为2.0024,主要是由为减少样本选择偏差而未删除特殊交易状态和资不抵债的企业所致。此外,董事长和总经理两职合一的企业所占比例达到11.77%,国有企业占比接近70%,高管平均年龄约为47岁,平均上市年限约为8年。

表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
FDUM	14604	0.0926	0.2899	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
FDEG	14604	0.1782	0.6017	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	3.0000
FE_NUM	14604	2.4674	1.7625	0.0000	1.0000	2.0000	3.0000	8.0000
FE_DUM	14604	0.8906	0.3122	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
FE_RAT	14604	0.1414	0.1012	0.0000	0.0625	0.1250	0.2000	0.4444
FE_CEO	14604	0.0485	0.2148	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
FE_CFO	14604	0.2364	0.4249	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
FE_OTH	14604	2.1757	1.6270	0.0000	1.0000	2.0000	3.0000	7.0000

续表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
SIZE	14604	21.3972	1.1351	18.6757	20.6444	21.3053	22.0748	24.6056
LOSS	14604	0.1194	0.3242	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LIST	14604	0.0937	0.2914	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
FIRST	14604	0.3905	0.1678	0.0923	0.2558	0.3666	0.5199	0.7702
BOARD	14604	2.3107	0.2121	1.7918	2.1972	2.3026	2.4849	2.8332
LEV	14604	0.5266	0.2673	0.0752	0.3662	0.5112	0.6462	2.0024
DUAL	14604	0.1177	0.3223	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
NATURE	14604	0.6993	0.4586	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
AGE	14604	46.9781	3.2989	38.7143	44.7857	47.1333	49.2981	54.3333
LONG	14604	8.2613	4.5903	0.0000	5.0000	8.0000	12.0000	19.0000

(二) 回归分析结果

表3列示了女性高管与财务舞弊之间关系的多元回归分析结果。表3中的第(1)列、第(2)列、第(3)列的因变量为FDUM,第(4)列、第(5)列、第(6)列的因变量为FDEG(略去回归截距项,下同),所有模型均在1%水平上显著,总体效果良好。第(1)列中FE_NUM在5%水平上显著为负,第(2)列中FE_DUM在接近10%(P 值=0.1089)水平上显著为负,第(3)列中FE_RAT在5%水平上显著为负,以上结果表明当女性高管人数增加、存在或比例上升时,上市公司从事财务舞弊的概率均会显著下降。第(4)列中FE_NUM在5%水平上显著为负,第(5)列中FE_DUM在接近10%(P 值=0.1156)水平上显著为负,第(6)列中FE_RAT在5%水平上显著为负,以上结果揭示当女性高管人数增加、存在或比例上升时,财务舞弊的严重程度同样呈现显著下降趋势。上述经验证据说明女性高管与财务舞弊显著负相关,支持了假设1。原因主要在于女性高管决策时对风险更加厌恶、伦理道德要求更高和更注重改善公司治理等,这将直接抑制财务舞弊行为的发生倾向与严重程度。

控制变量方面,FIRST均在1%水平上显著为负,说明第一大股东持股比例越高,财务舞弊的概率和严重程度显著降低,这主要与大股东由于控制权而投入较多、进而搭便车动机减少紧密相关。NATURE无论同FDUM还是FDEG均在1%水平上显著负相关,一定程度上表明国有企业内部较为完善的公司治理制度有助于遏制财务舞弊行为。SIZE、AGE都显著小于0,说明公司规模和高管年龄越大,企业基于政治成本和社会声誉等方面的考虑会减少财务舞弊行为。LOSS和LIST回归系数都大于0且在1%水平上显著,说明上市公司的财务状况越差,财务舞弊行为的发生倾向和严重程度越会上升。LONG显著为正,同样反映出随着上市年限的增加、企业财务状况逐步恶化的特征,此时财务舞弊成为企业粉饰业绩的重要途径,这与“一年绩优、两年绩平、三年绩亏”的现象基本吻合。

表3 女性高管与财务舞弊

变量	因变量:FDUM			因变量:FDEG		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	0.7300 (0.8525)	0.7682 (0.8917)	0.9247 (1.0646)			
FE_NUM	-0.0430** (-2.3197)	-0.0438** (-2.3715)				
FE_DUM		-0.1497 (-1.6030)			-0.1460 (-1.5735)	
FE_RAT			-0.6776** (-2.1425)			-0.6906** (-2.1908)
FIRST	-1.6363*** (-7.4574)	-1.6288*** (-7.4292)	-1.6230*** (-7.4012)	-1.6396*** (-7.5190)	-1.6340*** (-7.4992)	-1.6265*** (-7.4629)

续表3 女性高管与财务舞弊

变量	因变量:FDUM			因变量:FDEG		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BOARD	0.1912 (1.2937)	0.1458 (1.0017)	0.1192 (0.8196)	0.1993 (1.3582)	0.1518 (1.0508)	0.1264 (0.8759)
DUAL	0.1006 (1.1585)	0.0992 (1.1427)	0.1035 (1.1920)	0.0937 (1.0876)	0.0925 (1.0734)	0.0968 (1.1228)
NATURE	-0.4620*** (-6.6795)	-0.4585*** (-6.6359)	-0.4681*** (-6.7539)	-0.4785*** (-6.9533)	-0.4754*** (-6.9146)	-0.4846*** (-7.0283)
SIZE	-0.0865** (-2.4537)	-0.0836** (-2.3724)	-0.0883** (-2.4985)	-0.0777** (-2.2233)	-0.0743** (-2.1306)	-0.0794** (-2.2680)
LOSS	1.0384*** (13.7891)	1.0408*** (13.8313)	1.0392*** (13.8008)	1.0540*** (14.1323)	1.0559*** (14.1643)	1.0547*** (14.1432)
LIST	0.3145*** (3.0563)	0.3185*** (3.0972)	0.3163*** (3.0750)	0.2993*** (2.9555)	0.3032*** (2.9949)	0.3015*** (2.9786)
LEV	0.1654 (1.5600)	0.1647 (1.5546)	0.1637 (1.5435)	0.1403 (1.3464)	0.1399 (1.3433)	0.1382 (1.3259)
AGE	-0.0305*** (-2.9500)	-0.0298*** (-2.8826)	-0.0306*** (-2.9579)	-0.0331*** (-3.2267)	-0.0323*** (-3.1520)	-0.0332*** (-3.2343)
LONG	0.0499*** (4.7434)	0.0487*** (4.6390)	0.0499*** (4.7476)	0.0493*** (4.7350)	0.0481*** (4.6261)	0.0494*** (4.7386)
YEAR/INDUS	<i>control</i>	<i>control</i>	<i>control</i>	<i>control</i>	<i>control</i>	<i>control</i>
Pseudo R ²	0.1034	0.1031	0.1033	0.0803	0.0801	0.0803
LR Chi2	932.3464***	929.4149***	931.5393***	955.9775***	952.7073***	955.1359***

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著(双尾), 括号中报告的是 Z 值。下同。

表 4 进一步将女性高管区分为女性 CEO、女性 CFO 和女性其他高管, 其中第(2)列和第(5)列、第(3)列和第(6)列分别采用女性其他高管虚拟变量 FE_OTHD 和女性其他高管比例变量 FE_OTHP 进行补充测试。第(1)列 FE_CEO 项在 5% 水平上显著为正, 按照 Logit 回归概率转换方法计算可知, FE_CEO 对财务舞弊的边际影响等于 0.0235(P 值=0.0179); 而 FE_CFO 项在 1% 水平上显著为负, 经过转换可知 FE_CFO 对财务舞弊的边际影响等于 -0.0207(P 值=0.0004)。第(4)列中 FE_CEO 在 5% 水平上显著为正, 当 FDEG 分别取值 1、2、3 时, FE_CEO 的边际影响分别为 0.0064(P 值=0.0215)、0.0102(P 值=0.0213)、0.0062(P 值=0.0219); FE_CFO 在 1% 水平上显著为正, 当 FDEG 分别取值 1、2、3 时, FE_CFO 的边际影响分别为 -0.0058(P 值=0.0004)、-0.0092(P 值=0.0004)、-0.0056(P 值=0.0005)。上述经验证据支持了假设 2 和假设 3, 女性 CEO 与财务舞弊显著正相关, 女性 CFO 与财务舞弊显著负相关, 这可能是由于 CEO 和 CFO 的经济利益、职业特点、法律责任等方面的差异会直接影响性别与财务舞弊之间的关系所致。进一步可以看出, CEO 的边际影响绝对值大于 CFO 的边际影响绝对值, 从另一个侧面说明在中国 CFO 隶属于 CEO, 决策权力包括财务决策权力在内均小于 CEO, 这与 Jiang 等(2010)以成熟资本市场公司为研究对象的发现存在较大差异, 表明中国的“家长制”、“一把手”文化传统将会直接限制 CFO 的作用发挥。女性其他高管项的系数都不显著, 显示出女性非关键财务职位高管对财务舞弊的影响力有限。第(2)列、第(3)列、第(5)列、第(6)列中 FE_CEO、FE_CFO 的结果与第(1)列、第(4)列相类似, 控制变量与表 3 基本保持一致, 不再赘述。

表 4 女性高管类型与财务舞弊

变量	因变量:FDUM			因变量:FDEG		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	0.6888 (0.8037)	0.6550 (0.7611)	0.4893 (0.5214)			

续表4 女性高管类型与财务舞弊

变量	因变量:FDUM			因变量:FDEG		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FE_CEO	0.3046** (2.3689)	0.3012** (2.3438)	0.3111** (2.0407)	0.2942** (2.3084)	0.2899** (2.2753)	0.2877* (1.8987)
FE_CFO	-0.2687*** (-3.5675)	-0.2754*** (-3.6640)	-0.2551** (-2.1972)	-0.2668*** (-3.5570)	-0.2738*** (-3.6574)	-0.2691** (-2.3256)
FE_OTH	-0.0282 (-1.4199)			-0.0291 (-1.4700)		
FE_OTHHD		-0.0331 (-0.3833)			-0.0379 (-0.4419)	
FE_OTHHP			0.0134 (0.0569)			-0.0227 (-0.0967)
FIRST	-1.6524*** (-7.5145)	-1.6448*** (-7.4829)	-1.6197*** (-6.8273)	-1.6515*** (-7.5596)	-1.6446*** (-7.5310)	-1.6102*** (-6.8370)
BOARD	0.1664 (1.1241)	0.1316 (0.9031)	0.2925* (1.8684)	0.1754 (1.1945)	0.1400 (0.9681)	0.3031* (1.9522)
DUAL	0.1043 (1.2005)	0.1024 (1.1795)	0.1224 (1.3454)	0.0977 (1.1335)	0.0965 (1.1202)	0.1169 (1.2949)
NATURE	-0.4616*** (-6.6543)	-0.4608*** (-6.6470)	-0.4834*** (-6.6005)	-0.4792*** (-6.9452)	-0.4788*** (-6.9431)	-0.4977*** (-6.8386)
SIZE	-0.0900** (-2.5481)	-0.0878** (-2.4903)	-0.0975*** (-2.5984)	-0.0819** (-2.3416)	-0.0798** (-2.2839)	-0.0917** (-2.4666)
LOSS	1.0433*** (13.8443)	1.0447*** (13.8670)	1.0192*** (12.6750)	1.0579*** (14.1796)	1.0588*** (14.1954)	1.0317*** (12.9719)
LIST	0.3139*** (3.0499)	0.3171*** (3.0822)	0.3386*** (3.1097)	0.2970*** (2.9326)	0.2995*** (2.9577)	0.3163*** (2.9540)
LEV	0.1609 (1.5138)	0.1605 (1.5108)	0.1859* (1.6691)	0.1363 (1.3046)	0.1364 (1.3066)	0.1638 (1.4967)
AGE	-0.0268*** (-2.5765)	-0.0259** (-2.4967)	-0.0261** (-2.3411)	-0.0293*** (-2.8481)	-0.0284*** (-2.7624)	-0.0282** (-2.5602)
LONG	0.0488*** (4.6319)	0.0478*** (4.5523)	0.0466*** (4.2138)	0.0482*** (4.6274)	0.0472*** (4.5463)	0.0462*** (4.2204)
YEAR/INDUS	control	control	control	control	control	control
Pseudo R ²	0.1052	0.1050	0.1051	0.0803	0.0815	0.0815
LR Chi2	948.1332***	946.2507***	834.7436***	955.1807***	969.4614***	854.7149***

五、补充测试与稳健性检验

(一) 区分会计准则 2006 实施前后的分组测试

2006 年 2 月 15 日财政部发布企业会计准则 2006, 并限令 2007 年 1 月 1 日开始在上市公司内部强制实施, 而会计准则变迁将会对企业会计行为产生重要影响 (Yip 和 Young, 2012; Horton 等, 2013)。对此, 本文进一步将样本划分为 2000—2006 年、2007—2012 年两个区间^①, 分别进行模型 (1) 和模型 (2) 的多元回归分析, 详细的回归分析结果参见表 5 (限于篇幅, 仅报告主要测试变量的系数及 Z 值)。Panel A 中第 (1) 列 FE_NUM 的符号为负、不显著, FE_NUM 的边际影响等于 -0.0013 (P 值=0.5699); Panel B 中第 (1) 列 FE_NUM 在 1% 水平上显著为负, FE_NUM 的边际影响等于 -0.0049 (P 值=0.0069)。由此可知, 在企业会计准则 2006 实施后, FE_NUM 的边际影

^① 2001 年开始实施的《企业会计制度》可能也会对财务舞弊行为产生影响, 为了使研究结论更加稳健, 本文进一步将 2000 年的样本公司从 2000—2006 年的总样本中予以剔除, 研究结论未有改变。

响约为实施前的 3.77 倍,说明女性高管抑制财务舞弊发生的能力在这一阶段得到显著增强,而在企业会计准则 2006 实施前的 2000—2006 年阶段女性高管抑制财务舞弊的作用较弱。同样,第(2)列、第(6)列中女性高管测试变量在企业会计准则 2006 实施后的边际影响更大,同样支持了上述发现。

Panel C 第(1)列中当选取女性其他高管的测试变量为 FE_OTH 时,FE_CEO 符号为正、但不显著,FE_CFO 在 10%水平上显著为负,其相应的边际影响分别等于 0.0249(P 值=0.1216)、-0.0168(P 值=0.0564);Panel D 第(1)列中当选取女性其他高管的测试变量为 FE_OTH 时,FE_CEO 在 5%水平上显著为正,FE_CFO 在 1%水平上显著为负,其相应的边际影响分别等于 0.0243(P 值=0.0390)、-0.0225(P 值=0.0025)。上述结果表明企业会计准则 2006 实施后女性 CFO 抑制财务舞弊的作用得以增强,而女性 CEO 对于财务舞弊行为的促进作用小幅下降,但其显著性增强。第(2)列、第(6)列中 FE_CEO 和 FE_CFO 的发现基本保持不变,不再叙述。

上述经验研究结果表明,随着会计准则质量的逐步提升,女性高管尤其是女性 CFO 对于企业财务舞弊行为的抑制作用显著增强,而女性 CEO 的促进效应呈现下降趋势。因此,总体而言,外部履职制度的完善有助于降低女性高管财务舞弊倾向及其严重程度。

表 5 女性高管、女性高管类型与财务舞弊:按照企业会计准则 2006 分组

Panel A: 女性高管与财务舞弊(2000—2006 年)						
变量	以 FDUM 为因变量			以 FDEG 为因变量		
	(1)FE_NUM	(2)FE_DUM	(3)FE_RAT	(4)FE_NUM	(5)FE_DUM	(6)FE_RAT
系数	-0.0143	-0.1060	-0.2328	-0.0126	-0.0783	-0.1685
Z 值	(-0.5681)	(-0.9135)	(-0.5426)	(-0.5051)	(-0.6848)	(-0.3970)
Panel B: 女性高管与财务舞弊(2007—2012 年)						
变量	以 FDUM 为因变量			以 FDEG 为因变量		
	(1)FE_NUM	(2)FE_DUM	(3)FE_RAT	(4)FE_NUM	(5)FE_DUM	(6)FE_RAT
系数	-0.0762***	-0.2183	-1.1490**	-0.0806***	-0.2512	-1.2539***
Z 值	(-2.7073)	(-1.3562)	(-2.3783)	(-2.8605)	(-1.5618)	(-2.5875)
Panel C: 女性高管类型与财务舞弊(2000—2006 年)						
变量	以 FDUM 为因变量			以 FDEG 为因变量		
	(1)FE_OTH	(2)FE_OTH D	(3)FE_OTH P	(4)FE_OTH	(5)FE_OTH D	(6)FE_OTH P
FE_CEO	0.2832 (1.5481)	0.2832 (1.5480)	0.3856* (1.7813)	0.2792 (1.5494)	0.2791 (1.5492)	0.3578* (1.6717)
FE_CFO	-0.1913* (-1.9077)	-0.1921* (-1.9189)	-0.0768 (-0.4767)	-0.1807* (-1.8183)	-0.1818* (-1.8323)	-0.0919 (-0.5765)
Panel D: 女性高管类型与财务舞弊(2007—2012 年)						
变量	以 FDUM 为因变量			以 FDEG 为因变量		
	(1)FE_OTH	(2)FE_OTH D	(3)FE_OTH P	(4)FE_OTH	(5)FE_OTH D	(6)FE_OTH P
FE_CEO	0.3807** (2.0660)	0.3712** (2.0160)	0.2825 (1.2811)	0.3630** (1.9809)	0.3493* (1.9071)	0.2521 (1.1498)
FE_CFO	-0.3522*** (-3.0297)	-0.3662*** (-3.1581)	-0.4466*** (-2.6052)	-0.3630*** (-3.1259)	-0.3765*** (-3.2505)	-0.4737*** (-2.7589)

(二) 自选择效应控制: Heckman 两阶段模型

女性高管的存在会受限于企业内外部一系列因素,可能并不服从随机分布。因此为了降低回归分析中上述自选择效应的影响,本文采用 Heckman 两阶段模型对其予以控制。具体而言,第一步,参照 Gul 等(2011)、李小荣和刘行(2012)的研究设计,构建女性高管预测的模型(3),应用 Probit 回归计算逆米尔斯比率 IMR。模型(3)列示如下:

$$FE_DUM = C + \alpha_1 TONGHANG + \alpha_2 BOARD + \alpha_3 NATURE + \alpha_4 SIZE + \alpha_5 TOBINQ + \alpha_6 GROWTH + \alpha_7 AGE + \alpha_8 RET + \alpha_9 SIGMA + \alpha_{10} LONG + YEAR$$

$$+INDUS + \epsilon \quad (3)$$

Lennox 等(2012)指出在 Heckman 第一阶段回归中需要包括排除性约束变量,参照李小荣和刘行(2012)的研究设计,模型(3)选择上市公司所在行业除自身外其他公司的平均女性高管数量 TONGHANG 充当这一角色。此外,模型(3)中的控制变量包括企业价值 TOBINQ((期末市价×流通股数+每股净资产×非流通股数+负债账面价值)/总资产账面价值)、成长能力 GROWTH(营业收入增长率)、市场收益率 RET(股票年度平均周收益率代替)和企业风险环境 SIGMA(年度周收益率的标准差),其余各变量定义与表 1 相同。由于变量选择发生变化,有效样本降低至 14 428。受篇幅所限,详细回归结果备索。

在 Heckman 第二阶段回归模型中,将第一阶段计算出的 IMR 放入模型(1)和模型(2)作为控制变量,详细的回归结果列示如下:模型(1)中女性高管测试变量 FE_NUM、FE_DUM 和 FE_RAT 的符号均为负,且 FE_NUM 在 10%水平上显著,FE_RAT 在接近 10%水平上边际显著(Fan 和 Wong, 2005),基本上支持了假设 1。模型(2)中第(1)列 FE_CEO 在 1%水平上显著为正(边际影响=0.0241),FE_CFO 在 1%水平上显著为负(边际影响=-0.0195),女性 CEO 的边际影响高于女性 CFO,这同表 5 的研究发现保持一致,支持了假设 2 和假设 3。第(2)列和第(3)列中 FE_CEO 的边际影响分别为 0.0258 和 0.0226,FE_CFO 的边际影响分别为-0.0183 和-0.0200;第(4)列中 FDEG 取值为 1、2、3 时,FE_CEO 的边际影响分别为 0.0065、0.0104 和 0.0064,FE_CFO 的边际效应分别为-0.0054、-0.0086 和-0.0053;第(5)列中 FDEG 取值为 1、2、3 时,FE_CEO 的边际影响分别为 0.0069、0.0109 和 0.0068,FE_CFO 的边际影响分别为-0.0051、-0.0082 和-0.0051;第(6)列中 FDEG 取值为 1、2、3 时,FE_CEO 的边际影响分别为 0.0060、0.0091 和 0.0059,FE_CFO 的边际影响分别为-0.0060、-0.0091 和-0.0059;上述系数均在 1%水平上显著,假设 2 和假设 3 得到进一步验证,且在边际影响方面,女性 CEO 的绝对值高于女性 CFO,反映出财务决策中 CEO 的影响力大于 CFO。

(三)女性高管的进一步细化

在中国情境下的企业实际决策中,董事长的话语权往往较为重要,因此本文在模型(2)的基础上进一步将女性高管细化为女性 CEO、女性 CFO、女性董事长和女性其他高管,进行多元回归分析。详细结果列示如下(限于篇幅具体结果备索):FE_CEO 都在 1%水平上显著为正,FE_CFO 都在 1%水平上显著为负,符合假设 2 和假设 3 的预期,且经过转换后 FE_CEO 的边际影响绝对值均大于 FE_CFO,同样反映出女性 CEO 的影响力更大。女性董事长 FE_CDIR 项符号为负,均不显著,说明在企业财务舞弊中女性董事长的影响力有限,造成这一结果的原因可能在于:(1)不同于 CEO,通常董事长扮演监督经理人以保护外部投资者利益的角色,因此即使董事长可以从财务舞弊中获取利益,但是源于职责定位,其主动推动企业进行财务舞弊的倾向更低,甚至可能会在某种程度上抑制财务舞弊行为的发生及其严重程度,这一点从 FE_CDIR 的系数小于 0 可以得知。(2)一般情况下,在国有企业中,董事长是单位第一责任人,而在民营企业,董事长则是大股东的利益代表,因而如果进行财务舞弊,国有企业的董事长由于责任承担、民营企业则基于财富损失考虑,均不愿意主动参与财务舞弊。(3)更为重要的是,可以从财务舞弊中获益的大多是迫于考核压力(包括业绩考核、保壳动机、负债审核等)的 CEO 们,董事长面临这一方面的压力相对较小。

六、研究结论与政策启示

女性高管在中国资本市场中日趋普遍,能否利用独特的女性优势改进企业治理水平已成为亟须检验的问题。本文基于 2000 年至 2012 年上市公司财务舞弊数据,实证分析了女性高管对这一

行为的抑制作用。研究表明:总体上女性高管显著降低了企业财务舞弊的倾向和严重程度,当将女性高管按照财务决策影响力进行分组后发现,女性 CFO 在其中能抑制财务舞弊行为,而女性 CEO 反而加剧了财务舞弊的倾向和严重程度。形成上述不同现象的原因可能在于激励契约设定、风险承担、职业经历等方面的差异。进一步按照会计准则变迁划分研究区间后发现,外部制度的完善有助于女性高管积极作用的发挥,表现为女性高管包括女性 CFO 抑制财务舞弊的边际效应更高。

上述研究发现具有以下政策启示:首先,现阶段中国政府注重培养女性高管、发挥女性的积极作用,本文的经验证据在一定程度上表明这一政策是有效的,尤其是在减少企业违规行为方面,未来可以考虑将女性的这一优势向诸如风险控制等其他领域延伸。其次,针对女性 CFO 和女性 CEO 对于财务舞弊行为表现出两种截然相反的作用,未来在进行组织机构中的权责设计时,在职位安排中应将性别这一因素纳入考虑,但不可一概而论。最后,在应用性别优势改进内部治理的同时,还应不断完善公司所处的外部制度(如会计准则等),以进一步激发女性优势的发挥。限于研究主题,本文未对以下问题进行深入分析:(1)深入企业进行实地调研,发掘女性高管影响企业财务舞弊等行为的途径;(2)女性其他高管或女性董事长是否会对其他企业行为形成影响,这一影响为何在财务舞弊中无法体现;(3)除会计准则外的外部环境将对女性高管行为产生何种影响,如何寻找其他外部环境的替代变量。这些都是未来研究进一步拓展的方向。

主要参考文献:

- [1]郝玉贵,陈奇薇.上市公司财务舞弊受罚强度与审计风险定价——基于中国证监会 2006—2011 年行政处罚案的研究[J].杭州电子科技大学学报(社会科学版),2012,(3).
- [2]李培功,肖珉.CEO 任期与企业资本投资[J].金融研究,2012,(2).
- [3]李世刚.女性高管、过度投资与企业价值——来自中国资本市场的经验证据[J].经济管理,2013,(7).
- [4]李世刚.女性高管、过度自信与上市公司融资偏好——来自中国资本市场的经验证据[J].经济经纬,2014,(2).
- [5]李小荣,刘行. CEO vs CFO:性别与股价崩盘风险[J].世界经济,2012,(12).
- [6]林大庞,苏冬蔚. CEO 与 CFO 股权激励的治理效应之比较:基于盈余管理的实证研究[J].南方经济,2012,(6).
- [7]毛洪涛,沈鹏.我国上市公司 CFO 薪酬与盈余质量的相关性研究[J].南开管理评论,2009,(5).
- [8]辛清泉,黄曼丽,易浩然.上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析[J].管理世界,2013,(5).
- [9]祝继高,叶康涛,严冬.女性董事的风险规避与企业投资行为研究——基于金融危机的视角[J].财贸经济,2012,(4).
- [10]周泽将.女性董事影响了企业慈善捐赠吗?——基于中国上市公司的实证研究[J].上海财经大学学报,2014,(3).
- [11]Adams R. A., Ferreira D. Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94: 291—309.
- [12]Agrawal A., Chadha S. Corporate Governance and Accounting Scandals [J]. *The Journal of Law & Economics*, 2005, 48(2): 371—406.
- [13]Barber B. M., Odean T. Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(1): 261—292.
- [14]Beasley M. S. An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud [J]. *The Accounting Review*, 1996, 71(1): 443—465.
- [15]Bernardi R. A., Bosco S. M., Columb V. L. Does Female Representation on Boards of Directors Associate with the 'Most Ethical Companies' List? [J]. *Corporate Reputation Review*, 2009, 12(3): 270—280.
- [16]Betz M., O'Connell L., Shepard J.M. Gender Differences in Proclivity for Unethical Behavior [J]. *Journal of Business Ethics*, 1989, 8(5): 321—324.
- [17]Brammer S., Millington A., Pavelin S. Corporate Reputation and Women on the Board [J]. *British Journal of*

- Management, 2009, 20(1): 17—29.
- [18]Chava S., Purnanandam A. CEOs versus CFOs: Incentives and Corporate Policies [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(2): 263—278.
- [19]Chen G. M., Firth M., Gao D.N., Rui O.M. Ownership Structure, Corporate Governance, and Fraud: Evidence from China [J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12(3): 424—448.
- [20]Davies-Netzley S. A. Women above the Glass Ceiling: Perceptions on Corporate Mobility and Strategies for Success [J]. Gender and Society, 1998, 12(3): 339—355.
- [21]Dollar D., Fisman R., Gatti R. Are Women Really the “Fairer” Sex? Corruption and Women in Government [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2001, 46(4): 423—429.
- [22]Dyck A., Morse A., Zingales L. Who Blows the Whistle on Corporate Fraud? [J]. The Journal of Finance, 2010, 65: 2213—2253.
- [23]Faccio M., Marchica M. T., Mura R. CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation [EB/OL]. SSRN Working Paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2021136, 2015—06—19.
- [24]Fan J. P. H., Wong T. J. Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence from East Asia [J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43: 35—72.
- [25]Feng M., Ge W. L., Luo S. Q., Shevlin T. Why do CFOs Become Involved in Material Accounting Manipulations? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51(1—2): 21—36.
- [26]Francis B., Hasan I., Park J. C., Wu Q. Gender-Differences in Financial Reporting Decision-making: Evidence from Accounting Conservatism [J]. Contemporary Accounting Research, 2014, 32(3): 1285—1381.
- [27]Gul F. A., Srinidhi B., Ng A. C. Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Price [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51(3): 314—338.
- [28]Hambrick D. C., Mason P. A. Upper Echelons: Organization as a Reflection of Its Top Managers [J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2): 193—206.
- [29]Horton J., Serafeim G., Serafeim I. Does Mandatory IFRS Adoption Improve the Information Environment? [J]. Contemporary Accounting Research, 2013, 30(1): 388—423.
- [30]Huang J. K., Kisgen D. J. Gender and Corporate Finance: Are Male Executives Overconfident Relative to Female Executive? [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108(3): 822—839.
- [31]Jiang J., Petroni K. R., Wang I. Y. CFOs and CEOs: Who Have the Most Influence on Earnings Management? [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96(3): 513—526.
- [32]Kawakami C., White J. B., Langer E. J. Mindful and Masculine: Freeing Women Leaders from the Constraints of Gender Roles? [J]. Journal of Social Issues, 2000, 56(1): 49—63.
- [33]Krishnan G. V., Parsons L. M. Getting to the Bottom Line: An Exploration of Gender and Earnings Quality [J]. Journal of Business Ethics, 2008, 78: 65—76.
- [34]Lee P. M., James E. H. She-e-os: Gender Effects and Investor Reactions to the Announcements of Top Executive Appointments [J]. Strategic Management Journal, 2007, 28: 227—241.
- [35]Lennox C. S., Francis J. R., Wang Z. T. Selection Models in Accounting Research [J]. The Accounting Review, 2012, 87: 589—616.
- [36]Levi M., Li K., Zhang F. Director Gender and Mergers and Acquisitions [J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 28: 185—200.
- [37]Manner M. H. The Impact of CEO Characteristics on Corporate Social Performance [J]. Journal of Business Ethics, 2010, 93: 53—72.
- [38]Martin A. D., Nishikawa T., Williams M. A. CEO Gender: Effects on Valuation and Risk [J]. Quarterly Journal of Finance and Accounting, 2009, 48: 23—40.

- [39]Murphy K. J. Corporate Performance and Managerial Remuneration: An Empirical Analysis [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1985, 7: 11—42.
- [40]Nielsen S., Huse M. The Contribution of Women on Boards of Directors: Going Beyond the Surface [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2010, 18: 136—148.
- [41]Oakley J. G. Gender-based Barriers to Senior Management Positions: Understanding the Scarcity of Female CEOs [J]. *Journal of Business Ethics*, 2000, 27: 321—334.
- [42]Offermann L. R., Beil C. Achievement Styles of Women Leaders and Their Peers: Toward an Understanding of Women and Leadership [J]. *Psychology of Women Quarterly*, 1992, 16: 37—56.
- [43]Ones D. S., Viswesvaran C. Gender, Age, and Race Differences on Overt Integrity Tests: Results Across Four Large-scale Job Applicant Data Sets [J]. *Journal of Applied Psychology*, 1998, 83: 35—42.
- [44]Peni E., Vähämaa S. Female Executives and Earnings Management [J]. *Managerial Finance*, 2010, 36: 629—645.
- [45]Reiss M. C., Mitra K. The Effects of Individual Difference Factors on the Acceptability of Ethical and Unethical Workplace Behaviors [J]. *Journal of Business Ethics*, 1998, 17: 1581—1593.
- [46]Rezaee Z. Causes, Consequences, and Deterrence of Financial Statement Fraud [J]. *Critical Perspective on Accounting*, 2005, 16: 277—298.
- [47]Williams R. J. Women on Corporate Boards of Directors and Their Influence on Corporate Philanthropy [J]. *Journal of Business Ethics*, 2003, 42: 1—10.
- [48]Yip R. W. Y., Young D. Q. Does Mandatory IFRS Adoption Improve Information Comparability? [J]. *The Accounting Review*, 2012, 87: 1767—1789.

CEO vs CFO: Can Female Executives Restrain Financial Fraud?

Zhou Zejiang¹, Liu Zhongyan², Hu Rui¹

(1.School of Business, Anhui University, Anhui Hefei 230601, China;
2.School of Economics, Anhui University, Anhui Hefei 230601, China)

Abstract: Female executives have exerted an important effect on corporate decisions. This paper uses A-share listed companies from 2000 to 2012 in China's capital market as the sample, and empirically analyzes the relationship between female executives (including its types) and financial fraud. It comes to the results as follows: firstly, in general, female executives restrain financial fraud significantly; secondly, while female executives are divided into several types, it finds that female CFOs play an inhibition role in financial fraud, but female CEOs even promote financial fraud, and other types of female executives have no significant impacts on financial fraud. Furthermore, when research range is separated into before and after the implementation of Chinese Accounting Standard (CAS) 2006, the effects above-mentioned mainly exist in the duration after CAS 2006. The research conclusions reveal that while encouraging female executives to play a positive role in China, it should also pay attention to classified regulatory policy setting and external institution of the performance of duties in terms of female executives.

Key words: female executive; female CFO; female CEO; financial fraud; accounting standard
(责任编辑:喜 雯)