

女性高管、内部控制与财务舞弊

邱吉福, 徐佳微, 王立凤

(集美大学 工商管理学院, 福建 厦门 361021)

[摘要] 文章选取 2014 年至 2018 年间因发生过虚增(减)利润或资产财务舞弊行为而受到中国证监会、上交所和深交所公告处罚的 A 股非金融类上市公司作为舞弊样本, 对女性高管与财务舞弊关系以及女性高管、内部控制与财务舞弊关系进行研究。实证结果表明, 女性高管背景特征与企业财务舞弊呈负相关关系; 内部控制分别对女性高管年龄、女性高管学历与企业财务舞弊关系产生中介效应; 进一步研究发现女性高管任期与内部控制之间呈倒“U”型关系、内部控制与财务舞弊呈负相关关系。

[关键词] 女性高管; 内部控制; 财务舞弊; 中介效应

[中图分类号] F 790.39

[文献标识码] A

[文章编号] 1008-889X (2022) 05-0063-11

一、引言

财务舞弊是蔑视资本市场公平正义、违背社会诚信义务的违法违规行为。在我国资本市场发展的 30 余年里, 始终存在着严重的财务舞弊现象, 损害了资本市场资源配置机制。为了防范企业财务舞弊行为, 早在 2006 年, 上交所和深交所分别发布《上市公司内部控制指引》, 对上市公司实施内部控制并披露内部控制报告做出强制性要求, 期盼通过加强内部控制来减少企业财务舞弊行为。

高层管理团队作为企业人力资本的最高级别组成, 对企业的日常经营管理、内部控制和战略决策具有决定性作用, 一个企业发生财务舞弊行为, 高层管理团队难辞其咎。根据心理学的分析, 男性和女性的价值观、风险偏好和道德要求等心理特征存在一定的差异, 这种差异在女性参与公司治理后融入到企业管理决策当中, 女性高管厌恶风险、不过度自信以及更高的道德标准都会对企业经营管理和行为决策产生重要的影响, 因此, 在企业内部控制质量和财务舞弊行为中女性高管发挥的作用值得关注。

从当前女性高管与财务舞弊关系的研究, 学

者大多仅从女性高管的存在性、女性高管比例或者女性高管数量角度展开研究, 女性高管背景特征的重要影响作用被忽视了。高层梯队理论认为管理团队的不同特征对企业的管理决策起着重要作用, 女性高管的不同特征影响着自身的价值观、思维方式和心理特征, 这些因素是否在企业的财务舞弊行为中发挥着至关重要的作用? 这一影响背后的作用机制又是什么? 对这些问题的研究不仅有助于提高社会对女性劳动者能力的尊重, 更有助于优化企业管理层的管理决策。

基于此, 本研究选取 2014 年至 2018 年间因发生过虚增(减)利润或资产财务舞弊行为而受到中国证监会、上交所和深交所公告处罚的 A 股上市公司作为舞弊样本, 研究女性高管对企业财务舞弊的影响及作用机制。本研究可能的贡献在于: (1) 研究女性高管背景特征对财务舞弊的影响, 能深入理解女性高管的价值观和心理特征等对企业财务决策的影响, 并为提高女性地位、消除性别差异的女性经济学研究提供经验证据。(2) 当前对于女性高管影响财务舞弊的作用机理研究匮乏, 本研究从内部控制中介效应的视角出发, 分析内部控制在女性高管与财务舞弊关系中的中介传导效应, 对防范财务舞弊行为提供创新思维。

[收稿日期] 2021-04-08

[基金项目] 福建省财政厅科研项目(SCZ201901)

[作者简介] 邱吉福(1965—), 男, 福建泉州人, 教授, 主要从事会计、审计理论与实务研究。

二、理论分析与研究假设

(一) 女性高管与财务舞弊

通过对女性高管与财务舞弊关系的现有研究进行梳理,发现主要集中在某个女性高管角色或者女性高管规模的研究上。张横峰研究发现女性董事细心谨慎、厌恶风险以及遵守法律的内在特质会减少企业违规行为。卢佳友和万春荣以2011—2015年间我国A股上市公司为研究样本,指出女性董事道德素质水平越高,越能够抑制企业财务舞弊的倾向。李晓翠将性别作为高管特征的一个维度,研究结果显示高管团队女性比例与财务舞弊负相关。与男性相比,女性相对保守谨慎,对于金钱、权力和个人表现的偏好较低,更多地关注于和谐的关系和氛围,在面临不确定的会计环境时,考虑会更加周到细致、表现得更加谨慎稳健,从而不容易做出高风险的决策,出于对财务舞弊后果的考虑,女性高管会主动抑制上市公司财务舞弊行为的发生^[1-7]。基于上述分析,提出假设H1:其他条件不变时,女性高管对企业财务舞弊行为具有抑制作用。

一方面,管理者的年龄通常意味着人生阅历和管理经验,在决策的过程中能够依据自身经验,综合考虑各种影响因素,全面预期可能出现的结果,使决策更加稳健;另一方面,年龄对管理者的认知能力和信息处理能力产生一定的影响,年长的高层管理者对于新事物以及新思想的学习能力逐渐变弱^[8]。由此可预见,年轻的女性管理者一般更易出现非理性的利益导向追求,而年长的女性高管追求生活和收入的稳定,不易出现财务舞弊等机会主义行为。

Katz的研究表明,任职时间越长的高管团队,团队内整合度更高,做出财务舞弊投机行为的可能性更低^[9]。这意味着女性高管任职时间越久,对企业战略以及周围行业环境越了解,会更重视企业的长远发展,较少做出非理性的机会主义行为。此外,女性高管任职时间越久,承担的社会责任以及面对的舆论压力越大,从而会倾向于规避风险,主动抑制财务操纵的行为^[10]。

学历在一定程度上反映了管理者的认知水平和专业能力。财务舞弊是一种非理性的短期投机

行为,不利于企业的未来长远发展。高学历的女性管理者可以依据自身的专业知识,科学评估财务舞弊的风险和行为后果,做出更为稳健的战略决策,避免非理性的财务舞弊行为发生。学历水平较高的女性高管还具备较强的法律意识和道德认知,能够自觉地抵制非法行为。基于上述分析,提出以下假设:

H1a:其他条件不变时,女性高管年龄越大,越能抑制企业财务舞弊行为。

H1b:其他条件不变时,女性高管任期越久,越能抑制企业财务舞弊行为。

H1c:其他条件不变时,女性高管学历越高,越能抑制企业财务舞弊行为。

(二) 女性高管、内部控制与财务舞弊关系

基于女性高管和男性高管内在特质的差异,部分学者开始将性别作为高管特征的一个维度展开高管性别与内部控制关系的研究。杨瑞平和梁张颖以我国A股房地产上市公司作为研究对象,发现女性高管更重视责任和风险规避,具有女性参与的高管团队内部控制质量更好;李端生和周虹则认为女性高管比男性高管具备更强的风险感知能力,当高管团队女性比例超过行业中位数后,有利于企业内部控制质量提升;而根据心理学的研究发现,女性的诚信度和道德水平显著高于男性;程晓陵和王怀明还指出管理层的道德价值观念与企业内部控制有效性显著正相关^[11-14]。

女性高管性格更加仔细谨慎,具有更强的社会责任感,更重视企业未来的长远发展,愿意倾注更多精力到公司治理中。内部控制作为战略规划的一部分,更易为女性高管所接受并加以完善与执行,并以此来加强对企业的监督和对风险的防范。完善的内部控制制度会提升企业内部控制质量^[15],进而对企业管理层产生监督和约束的效果;陈关亭基于舞弊三角理论分析影响财务舞弊“机会”和“压力”两个因子的因素,发现健全有效的内部控制对财务舞弊具有显著的抑制作用^[16];Doyle等从内部控制概念的角度,指出较强的内部控制有助于抑制会计估计上的误差、程序上的偏颇,进而减少舞弊行为^[17]。据此,提出假设H2:女性高管通过加强内部控制可抑制企业财务舞弊行为。

由于年轻的女性高管对新事物的接受能力和

学习能力更强,更愿意进行战略革新,这会给企业带来一定的风险,在一定程度上影响内部控制风险防范的目标实现。而年长的女性高管更看重工作和生活的稳定性,将财务安全放在首位^[18-19],进而主动采取控制活动来防范风险,改善内部控制制度缺陷,提高内部控制的有效性,从而减少滋生舞弊风险的环境,降低财务舞弊发生的概率。

任期代表着管理者对企业的熟悉度和认同感,女性高管任职时间越久,对企业的忠诚度越高,更希望企业长久地发展下去。她们也会更重视企业内部控制制度的建立和维护,减少财务舞弊行为,保障企业经营的稳定。同时,任职时间越久的女性高管,对企业业务和企业文化越了解,能够与组织成员达成良好的沟通与合作^[20],共同为降低企业内部控制风险出谋划策,保障企业经营的稳定。

高学历女性高管一般深知内部控制对于企业长远发展的重要性,会主动建立内部控制制度。她们的知识体系及阅历可以帮助其敏锐地察觉企业的内外风险和环境变化并做出迅速的判断,及时采取应对措施,改善内部控制缺陷。此外,学历越高的人通常具备更高的道德标准和责任感^[21],不容易做出有损他人利益的事,同时这种观念也会潜移默化的影响企业员工,从而有利于营造一个良好的内部控制环境,抑制企业财务舞弊行为。基于此,提出以下假设:

H2a: 内部控制对女性高管年龄与企业财务舞弊关系产生中介效应。

H2b: 内部控制对女性高管任期与企业财务舞弊关系产生中介效应。

H2c: 内部控制对女性高管学历与企业财务舞弊关系产生中介效应。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

财务舞弊数据主要来源于国泰安 CSMAR 中的违规处理数据库,同时参考证监会、上交所以及深交所网站的相关处罚公告。样本选取 2014 年 1 月 1 日至 2020 年 12 月 31 日证监会、上交所、深交所公告并处罚的在 2014 年 1 月 1 日至

2018 年 12 月 31 日发生过虚增(减)利润或资产财务舞弊行为的沪深 A 股上市公司。若同一家上市公司在一个会计年度多次因财务舞弊受到处罚,将其视为一家公司样本;若同一家上市公司在样本期间内多次发生财务舞弊行为,将其在样本期间内出现财务舞弊行为的每个年度都作为一个公司样本。同时,剔除 ST 和 *ST 公司样本、金融类公司样本和数据以及指标缺失的样本,最终获得 402 个财务舞弊样本。对相关连续变量在 1% 和 99% 分位上进行缩尾处理。内部控制数据选自深圳迪博·内部控制指数数据,公司治理相关数据来自于国泰安 CSMAR 数据库。

对于非财务舞弊样本的选取方法,主要参考 Beasley 的方法^[22],为每个舞弊样本匹配一个非舞弊样本,并按照以下标准和顺序进行手工配对:(1) 非舞弊样本在样本期间内没有被证监会、上交所及深交所处罚过。(2) 非舞弊样本与舞弊样本是在同一个交易所上市的。(3) 数据选取与舞弊样本为同一个会计年度。(4) 非舞弊样本和舞弊样本处于同一行业(以证监会行业分类 2012 年版为准)。(5) 非舞弊样本与舞弊样本的资产规模相当。将满足前 4 项条件的非舞弊样本,按资产规模升序排列,选择资产规模与舞弊样本最接近的上市公司作为非舞弊样本。经过筛选,最终获得 402 个非舞弊样本。

(二) 指标构建

1. 被解释变量。财务舞弊的定义借鉴刘立国和杜莹^[23]的理解将其界定为因虚增(虚减)利润或资产行为而受到证监会、上交所和深交所公告并处罚的上市公司,并以上市公司是否发生财务舞弊作为被解释变量,若上市公司在某一年度发生财务舞弊,赋值 1,否则为 0。

2. 解释变量。根据数据的可获取性,女性高管界定为企业董事会、监事会以及高级管理层当中的所有女性成员,包括女性董事、女性监事以及其他女性高层管理者。

3. 中介变量。内部控制作为中介变量,选用深圳迪博公司发布的内部控制指数作为内部控制的替代变量。

4. 控制变量。借鉴杨清香等^[24]、卢馨等^[25]、周泽将等^[19]等学者的研究,以第一大股东持股比例等变量作为控制变量。具体变

量定义见表 1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>FRAUD</i>	是否发生财务舞弊	上市公司发生舞弊赋值 1, 否则赋值 0
解释变量	<i>FE_RAT</i>	女性高管	女性高管人数/全体高管总人数
	<i>FE_AGE</i>	女性高管年龄	女性高管年龄的平均数
	<i>FE_TERM</i>	女性高管任期	女性高管任期的平均数, 以月为单位
	<i>FE_EDU</i>	女性高管学历	中专及中专以下赋值 1, 大专赋值 2, 本科赋值 3, 硕士研究生赋值 4, 博士研究生赋值 5, 其他 (以其他形式公布的学历) 赋值 6, 取学历水平赋值的平均数
中介变量	<i>IC</i>	内部控制	迪博公司的内部控制指数加 1 取对数
控制变量	<i>FIRST</i>	第一大股东持股比例	第一大股东持股数量/总股数
	<i>DUAL</i>	两职合一	董事长和总经理两职合一赋值 1, 否则赋值 0
	<i>BOARD</i>	董事会规模	董事会成员人数
	<i>NATURE</i>	最终控制人性性质	上市公司为国有控股赋值 1, 否则赋值 0
	<i>SIZE</i>	公司规模	期末总资产自然对数
	<i>LEV</i>	资产负债率	期末负债总额/期末资产总额
	<i>LONG</i>	企业上市年限	至样本年度公司上市年数
	<i>EPS</i>	每股收益	净利润/总股数
	<i>AGE</i>	高管平均年龄	高管年龄的平均数
	<i>YEAR</i>	年度	涉及 5 个年度, 设置 4 个年度虚拟变量
	<i>INDUSTRY</i>	行业	依据证监会行业分类 2012 年版, 涉及 13 个行业, 设置 12 个虚拟变量

(三) 模型构建

1. 构建 Logistic 模型来验证假设 1, 模型如下:

$$FRAUD = \alpha_0 + \alpha_1 FE_RAT + \alpha_2 \sum CONTROLS_i + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *FRAUD* 表示是否发生财务舞弊, *FE_RAT* 表示女性高管, *CONTROLS* 为表 1 中所列示的控制变量, ε 为残差。若假设 H1 成立, α_1 应显著小于 0。

为了检验假设 H1a、H1b 和 H1c, 用 *FE_AGE*、*FE_TERM* 和 *FE_EDU* 分别替代模型 (1) 中的 *FE_RAT*。其中, *FE_AGE* 是女性高管年龄, *FE_TERM* 为女性高管任期, *FE_EDU* 为女性高

管学历。

2. 为检验内部控制在女性高管与财务舞弊关系中的中介效应, 建立如下方程模型:

$$FRAUD = \alpha_0 + \alpha_1 FE_RAT + \alpha_2 \sum CONTROLS_i + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (1)$$

$$IC = \beta_0 + \beta_1 FE_RAT + \beta_2 \sum CONTROLS_i + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (2)$$

$$FRAUD = \gamma_0 + \gamma_1 FE_RAT + \gamma_2 IC + \gamma_3 \sum CONTROLS_i + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (3)$$

为了检验假设 H2a、H2b 和 H2c, 用 *FE_AGE*、*FE_TERM* 和 *FE_EDU* 分别替代模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3) 中的 *FE_RAT*。变

量具体的计算方法见表1。

四、实证分析

(一) 配对 T 检验与描述性统计

在对舞弊样本和非舞弊样本的公司规模进行

配对 T 检验时, 由表2的结果可知两组样本公司的资产规模非常接近, T 检验的显著性水平达到0.698 5, 远大于0.05, 说明两者之间不存在显著差异, 表明非舞弊样本满足配对要求, 选取是合理的。

表2 舞弊样本和非舞弊样本资产规模配对 T 检验表

样本类型	N	均值	标准差	T 值	P 值(双尾)
舞弊样本	402	6.41e+09	8.08e+09	0.387 4	0.698 5
配对样本	402	6.20e+08	7.76e+09		

如表3所示, 每个变量的“1”组代表舞弊样本, “0”组代表非舞弊样本, 在对舞弊样本和非舞弊样本的变量特征进行描述性统计分析及配对 T 检验时发现: 两个样本组中的女性高管比例平均值相差不大, 两类样本的 P 值大于0.05, 说明两者没有显著差异; 舞弊样本女性高管任期的平均值为44.56, 低于匹配样本女性高管任期的平均值48.17, 前者的标准差(28.32)大于后者的标准差(23.96), 两类样本的 P 值小于0.05, 可见, 两者存在差异; 从女性高管学历的平均值来看, 总体上两类样本女性高管的学历平均值都处于本科水平, 但舞弊样本组女性高管整体学历的波动较大, 根据两类样本配对 T 检验后的 P 值 $0.005\ 2 < 0.05$, 可得两者具有显著差异。

此外, 本研究采用 Pearson 方法对主要变量进行相关性检验。根据检验结果, 女性高管与财务舞弊呈负相关关系, 相关系数为-0.057, 说明女性高管对财务舞弊具有一定的抑制作用, 但两者关系没有通过相关系数显著性检验, H_1 的假设只得到了部分验证, 因此, 还要进一步通过变量的回归分析来检验。女性高管年龄与财务舞弊的相关系数是-0.195, 在1%的水平上显著; 女性高管任期与财务舞弊的相关系数为-0.078, 在5%的水平上显著; 女性高管学历与财务舞弊在1%的水平上显著, 相关系数是-0.094, 与上述研究假设基本吻合。根据 Pearson 检验结果, 各自变量之间的相关系数均小于0.5, 说明变量之间基本不存在多重共线性问题。

表3 描述性统计表

变量		<i>N</i>	最大值	最小值	平均数	标准差	<i>T</i> 值	<i>P</i> 值
<i>FE_RAT</i>	1	402	0.643	0.000 0	0.205 678 6	0.123 027	−1.533 5	0.125 9
	0	402	0.571	0.031 3	0.217 379 0	0.106 662		
<i>FE_AGE</i>	1	402	64.000	0.000 0	43.629 630 0	9.951 765	−5.465 7	0.000 0
	0	402	63.000	30.000 0	46.785 030 0	5.407 628		
<i>FE_TERM</i>	1	402	168.000	0.000 0	44.559 300 0	28.320 380	−1.986 9	0.047 6
	0	402	144.700	3.000 0	48.167 420 0	23.958 010		
<i>FE_EDU</i>	1	402	5.000	0.000 0	3.109 971 0	0.898 413	−2.809 9	0.005 2
	0	402	5.000	1.000 0	3.256 269 0	0.626 500		
<i>IC</i>	1	402	6.643	5.262 0	6.366 244 0	0.023 837	−7.623 1	0.000 0
	0	402	6.735	5.131 0	6.478 186 0	0.119 326		

续表 3

变量		<i>N</i>	最大值	最小值	平均数	标准差	<i>T</i> 值	<i>P</i> 值
<i>FIRST</i>	1	402	77.130	2.630 0	27.096 370 0	13.063 650	-6.851 5	0.000 0
	0	402	81.770	5.000 0	33.618 390 0	14.261 130		
<i>BOARD</i>	1	402	17.000	5.000 0	8.300 995 0	1.536 407	-1.058 6	0.290 4
	0	402	15.000	5.000 0	8.410 448 0	1.441 525		
<i>DUAL</i>	1	402	1.000	0.000 0	0.373 134 3	0.484 240	1.806 6	0.071 6
	0	402	1.000	0.000 0	0.315 920 4	0.465 461		
<i>NATURE</i>	1	402	1.000	0.000 0	0.184 079 6	0.388 032	-4.275 4	0.000 0
	0	402	1.000	0.000 0	0.305 970 1	0.461 391		
<i>SIZE</i>	1	402	24.990	17.810 0	22.072 090 0	1.034 846	-0.171 4	0.864 0
	0	402	25.180	19.370 0	22.074 380 0	0.969 721		
<i>LEV</i>	1	402	3.166	0.053 9	0.493 375 5	0.288 243	5.095 3	0.000 0
	0	402	1.548	0.032 9	0.406 312 8	0.199 574		
<i>LONG</i>	1	402	25.000	1.000 0	11.144 280 0	6.696 043	-0.065 4	0.947 9
	0	402	26.000	1.000 0	11.169 150 0	7.306 011		
<i>EPS</i>	1	402	2.058	-6.905 0	-0.113 726 7	0.954 025	-9.083 6	0.000 0
	0	402	3.369	-1.605 0	0.373 334 1	0.515 250		
<i>AGE</i>	1	402	57.570	38.770 0	48.597 730 0	3.126 032	-3.380 9	0.000 8
	0	402	60.810	40.540 0	49.346 160 0	3.139 562		

(二) 回归分析

1. 主效应检验。由表 4 中女性高管与财务舞弊关系的回归结果可知：(1) 女性高管与财务舞弊的回归系数是 -1.951，在 5% 的水平上显著，说明女性高管对企业财务舞弊行为起到抑制作用，女性高管比例越高，越不容易发生财务舞弊，假设 H1 成立。(2) 女性高管年龄与财务舞弊的回归系数是 -0.052 4，在 1% 的水平上显著，说明女性高管年龄越大，越不容易发生财务舞弊，与本研究假设 H1a 相吻合。(3) 女性高管任期与财务舞弊的回归系数在 5% 的水平上显著为负，说明相比于任期较长的女性高管，任期较短的女性高管团队更可能发生财务舞弊，验证了本研究假设 H1b。(4) 女性高管学历与财务舞弊的回归系数是 -0.327，在 1% 的水平上显著，表明女性高管的学历越高，其发生财务舞弊的可能性越低，与假设 H1c 一致。

2. 中介效应检验。

(1) 女性高管、内部控制与财务舞弊。本研究借鉴温忠麟等^[26-27]改进后的中介效应检验流程进行内部控制中介效应检验。由表 5 所示，列 (1) 的回归结果显示女性高管与财务舞弊在 5% 的水平上显著，即总效应系数 α_1 显著，按中介效应立论。检验列 (2) 的系数 β_1 和列 (3) 的系数 γ_2 ，从回归结果可知女性高管与内部控制的回归系数 β_1 为 0.134，在 5% 的水平上显著；内部控制与财务舞弊的回归系数 γ_2 为 -3.874，在 1% 的水平上显著，说明间接效应显著。检验列 (3) 女性高管与财务舞弊的回归系数 γ_1 为 -1.568，在 10% 的水平上显著，即中介效应显著。 $\beta_1\gamma_2$ 和 γ_1 同号，属于部分中介效应，中介效应的大小为 33.1% ($\beta_1\gamma_2/\gamma_1$)。说明女性高管能够通过影响内部控制进而影响企业财务舞弊行为，假设 H2 得到验证。

表4 女性高管与财务舞弊关系回归结果^①

Variables	FRAUD(1)	FRAUD(2)	FRAUD(3)	FRAUD(4)
FE_RAT	-1.951** (0.806)			
FE_AGE		-0.0524*** (0.0142)		
FE_TERM			-0.00739** (0.00333)	
FE_EDU				-0.327*** (0.120)
CONTROLS	是	是	是	是
行业/年度	是	是	是	是
N	804	804	804	804
Pseudo R2	0.1579	0.1683	0.1571	0.1596

表5 女性高管、内部控制与财务舞弊回归结果

Variables	FRAUD(1)	IC(2)	FRAUD(3)
FE_RAT	-1.951** (0.806)	0.134** (0.0661)	-1.568* (0.871)
IC			-3.874*** (0.737)
CONTROLS	是	是	是
行业/年度	是	是	是
N	804	804	804
Pseudo R2	0.1579	0.1595	0.1680

(2) 女性高管年龄、内部控制与财务舞弊。表6中,列(1)的回归结果显示女性高管年龄与财务舞弊在1%的水平上显著,女性高管年龄与内部控制的回归系数 β_1 和内部控制与财务舞弊的回归系数 γ_2 分别在5%和1%的水平上显著,则间接效应显著。列(3)显示女性高管与财务舞弊的回归系数 γ_1 在1%的水平上显著, $\beta_1\gamma_2$ 和 γ_1 同号,属于部分中介效应,中介效应的大小为14.2%。表明内部控制对女性高管年龄

与企业财务舞弊关系产生部分中介效应,即年龄越大的女性高管能够通过提升内部控制质量来抑制企业财务舞弊行为,假设H2a得以验证。

(3) 女性高管任期、内部控制与财务舞弊。依据前文的方法,可知女性高管任期与财务舞弊的系数在5%的水平上显著,同时,高管任期与内部控制的正相关关系不显著,经Bootstrap法检验间接效应 $\beta_1\gamma_2$ 不显著,与本研究假设H2b不相符。为此,笔者将以“月”为单位的任职

① 括号内的数值是t统计量; *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,下同。

时间标准化为以“年”为单位的任职时间后进行回归(见表7),结果显示当女性高管任期平方项(FE_TERM^2)也放入模型中时, FE_TERM 与 IC 在5%的水平上显著正相关, FE_TERM^2 与 IC 在10%的水平上显著负相关,说明女性高管

任期与内部控制之间存在的非线性倒“U”型关系(任期临界值点在6.6年,即女性高管任期达到6.6年后,内部控制质量会随着女性高管任期延长而降低)。

表6 女性高管年龄、内部控制与财务舞弊回归结果

Variables	FRAUD(1)	IC(2)	FRAUD(3)
FE_AGE	-0.052 4*** (0.014 2)	0.002 08** (0.000 901)	-0.054 7*** (0.015 4)
IC			-3.733*** (0.724)
CONTROLS	是	是	是
行业/年度	是	是	是
N	804	804	804
Pseudo R2	0.168 3	0.161 0	0.181 1

基于此,可认为在任职初期,随着女性高管任职时间增加,企业内部控制质量有所提升,能够抑制企业财务舞弊行为;当女性高管任职时间超过一定的期限后,随着任职时间增长,企业内部控制质量有所降低,会减弱对企业财务舞弊行为的抑制作用。

表7 女性高管任期与内部控制关系

Variables	IC(1)	FRAUD(2)
FE_TERM	0.231** (0.093 6)	
FE_TERM^2	-0.017 5* (0.009 58)	
IC		-3.886*** (0.727)
CONTROLS	是	是
行业/年度	是	是
N	804	804
R-squared	0.251	0.164 7

(4) 女性高管学历、内部控制与财务舞弊。表8的列(1)回归结果显示女性高管学历与财务舞弊在1%的水平上显著,即总效应显著,女

性高管学历与内部控制的回归系数 β_1 不显著,而内部控制与财务舞弊的回归系数 γ_2 在1%的水平上显著。进行Bootstrap法检验,表9的结果可以看出,在95%的置信区间下间接效应检验结果和直接效应的检验结果都不包括0,且 $\beta_1\gamma_2$ 和 γ_1 同号,说明存在部分中介效应,即受教育程度越高的女性高管能够通过改善内部控制质量,进而减少企业财务舞弊行为,与假设H2c一致。

(三) 稳健性检验

借鉴杨清香等^[24],郝玉贵和陈奇薇^[28]的做法,稳健性检验采用替换被解释变量的衡量方法进行。用财务舞弊被发现后受处罚的严重性程度FRAUD_D(警告、罚款及没收违法所得,赋值3;批评谴责,赋值2;其他,赋值1)来衡量财务舞弊,采用有序多分类Ordered Logit回归模型。由表10可知, FE_RAT 与FRAUD_D的回归系数在1%的水平上显著为负,与本研究假设H1一致;女性高管年龄、女性高管任期以及女性高管学历与企业财务舞弊严重程度都在1%水平上显著负相关,与假设H1a、H1b、H1c相符,回归结果具有较强稳健性。

表8 女性高管学历、内部控制与财务舞弊回归结果

<i>Variables</i>	<i>FRAUD</i> (1)	<i>IC</i> (2)	<i>FRAUD</i> (3)
<i>FE_EDU</i>	-0.327*** (0.120)	0.00786 (0.00958)	-0.355*** (0.130)
<i>IC</i>			-3.899*** (0.734)
<i>CONTROLS</i>	是	是	是
行业/年度	是	是	是
<i>N</i>	804	804	804
<i>Pseudo R2</i>	0.1596	0.1553	0.1726

表9 Bootstrap 法中介效应检验结果

效应	效应系数	S. E.	BC95% 置信区间	
			下限	上限
间接效应	-0.05793939	0.01159780	-0.0800156	-0.0345824
直接效应	-0.04318232	0.02177155	-0.0861622	-0.0048393

表10 女性高管与财务舞弊严重程度回归结果

<i>Variables</i>	<i>FRAUD_D</i> (1)	<i>FRAUD_D</i> (2)	<i>FRAUD_D</i> (3)	<i>FRAUD_D</i> (4)
<i>FE_RAT</i>	-2.223*** (0.707)			
<i>FE_AGE</i>		-0.0425*** (0.00905)		
<i>FE_TERM</i>			-0.00762*** (0.00287)	
<i>FE_EDU</i>				-0.279*** (0.0958)
<i>CONTROLS</i>	是	是	是	是
行业/年度	是	是	是	是
<i>N</i>	804	804	804	804
<i>Pseudo R2</i>	0.0934	0.1000	0.0919	0.0926

对内部控制中介效应检验,采用温忠麟和叶宝娟的经典中介效应检验法^[26],当 β_1 和 γ_2 至少有一个不显著时,进行Sobel检验。结果显示,内部控制对女性高管规模、女性高管年龄、女性高管学历与企业财务舞弊严重程度关系产生中介

效应;表11显示未发现内部控制在女性高管任期与企业财务舞弊严重程度关系中发挥中介效应($|Z|=0.9425<1.96$),与前文结果一致,表明回归结果具有较强稳健性。

表 11 Sobel 检验结果

自变量	变量		Sobel 检验 Z 值
	中介变量	因变量	
财务舞弊严重程度	内部控制	女性高管任期	-0.942 5
		女性高管学历	-5.54

五、结论与建议

综上所述,实证研究女性高管与财务舞弊关系,可以得出以下结论:(1)女性高管对企业财务舞弊行为具有抑制作用。实证结果表明女性高管与企业财务舞弊显著负相关,女性高管背景特征与企业财务舞弊显著负相关,即女性高管年龄越大、任职时间越久、学历水平越高,越有助于抑制企业财务舞弊行为。(2)内部控制对女性高管与企业财务舞弊关系产生中介效应,具体在内部控制主要对女性高管年龄、女性高管学历与企业财务舞弊关系产生中介效应。研究中,我们未发现内部控制对女性高管任期与企业财务舞弊关系产生中介效应,具体表现为女性高管任期与内部控制之间呈倒“U”型关系、内部控制与财务舞弊呈负相关关系。

依据上述结论,可以提出如下建议:(1)企业应提高女性在高管团队中的比重,建立一套公平的选拔和晋升机制,为女性高管提供合理的升迁路径,赋予女性高管实际权力,使女性高管真正意义上地参与到公司治理当中,并发挥其不同于男性高管的作用。(2)企业要优化女性高管团队结构,注重不同背景特征的女性高管为企业带来的人力资本和社会资本,通过聘用、选拔和培养的方式丰富高管团队人员结构并为女性高管提供一个能够充分发挥其治理优势的平台,激发女性高管的治理潜能。(3)企业应当完善高管任期制度,关注任职时间较长的高层管理者的工作状态,采取相应的激励措施,制定合理的考核标准,提高任期长的管理者的工作积极性。(4)企业应健全企业内部控制制度,提升企业内部控制质量,保障内部控制有效的落实和执行,减少非理性的机会主义行为出现。此外,监

管部门也应完善相关法律法规,加大对财务舞弊行为的惩罚力度,提高上市公司财务舞弊的成本,提高外部监督力度,从根源上杜绝上市公司财务舞弊行为的发生,促进企业的健康发展。

[参考文献]

- [1] 张横峰. 董事会性别多样化对内部控制水平影响研究: 基于 A 股的经验证据 [J]. 会计之友, 2014 (5): 62-66.
- [2] 卢佳友, 万春荣. 女性董事与财务舞弊 [J]. 财会通讯, 2019 (3): 72-76.
- [3] 李晓翠. 高管团队特征与上市公司财务舞弊相关性研究 [J]. 财会通讯, 2016 (21): 69-72.
- [4] CHRISTIANSEN L, LIN H, PEREIRA J, et al. Gender diversity in senior positions and firm performance: Evidence from Europe [J]. Social Science Electronic Publishing, 2016, 16 (50): 20-49.
- [5] ACKER D, DUCK N W. Cross-cultural overconfidence and biased self-attribution [J]. The Journal of Socio-Economics, 2008, 37 (5): 1815-1824.
- [6] 杨忠莲, 谢香兵. 我国上市公司财务报告舞弊的经济后果: 来自证监会与财政部处罚公告的市场反应 [J]. 审计研究, 2008 (1): 67-74.
- [7] 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): 131-143.
- [8] HAMBRICK D C, FUKUTOMI G D. The seasons of a CEO's tenure [J]. Academic Management, 1991, 16: 719-742.
- [9] KATZ R. The effects of group longevity on project communication and performance [J]. Administrative Science Quarterly, 1982, 27 (1): 81-104.
- [10] 吕晓亮. 高管背景特征对企业盈余质量影响的实证研究: 基于沪市 A 股制造业的经验数据 [J]. 财会通讯, 2016 (12): 52-56.
- [11] 杨瑞平, 梁张颖. 高管团队背景特征对内部控制

- 影响研究: 来自房地产上市公司的证据 [J]. 经济问题, 2016 (9): 102-106.
- [12] 李端生, 周虹. 高管团队特征、垂直对特征差异与内部控制质量 [J]. 审计与经济研究, 2017, 32 (2): 24-34.
- [13] ZAHRA S A, PRIEM R L, RASHEED A A. The antecedents and consequences of top management fraud [J]. *Journal of Management*, 2005, 31 (6): 803-828.
- [14] 程晓陵, 王怀明. 公司治理结构对内部控制有效性的影响 [J]. 审计研究, 2008 (4): 53-61.
- [15] 施金龙, 韩玉萍. 基于 GONE 理论的上市公司财务舞弊分析 [J]. 会计之友, 2013 (23): 98-100.
- [16] 陈关亭. 我国上市公司财务报告舞弊因素的实证分析 [J]. 审计研究, 2007 (5): 91-96.
- [17] DOYLE J, GE W, MCVEY S. Accruals quality and internal control over financial reporting [J]. *The Accounting Review*, 2007, 82 (5): 1141-1170.
- [18] MARGARETHE F W, BANTEL K A. Top management team demography and corporate strategic change [J]. *The Academy of Management Journal*, 1992, 35 (1): 91-121.
- [19] 周泽将, 刘中燕, 胡瑞. CEO vs CFO: 女性高管能否抑制财务舞弊行为 [J]. 上海财经大学学报, 2016, 18 (1): 50-63.
- [20] 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]. 南开管理评论, 2007 (6): 62-68.
- [21] 沈艺峰, 王夫乐, 陈维. “学院派”的力量: 来自具有学术背景独立董事的经验证据 [J]. 经济管理, 2016, 38 (5): 176-186.
- [22] 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.
- [23] 刘立国, 杜莹. 公司治理与会计信息质量关系的实证研究 [J]. 会计研究, 2003 (2): 28-36.
- [24] 杨清香, 俞麟, 陈娜. 董事会特征与财务舞弊: 来自中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2009 (7): 64-70.
- [25] 卢馨, 李慧敏, 陈烁辉. 高管背景特征与财务舞弊行为的研究: 基于中国上市公司的经验数据 [J]. 审计与经济研究, 2015 (6): 58-68.
- [26] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [27] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [28] 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): 7-12.

Female Executives, Internal Control and Financial Fraud

QIU Ji-fu, XU Jia-wei, WANG Li-feng

(School of Business Administration, Jimei University, Xiamen 361021, China)

Abstract: This paper selects A-share non-financial listed companies that were announced and punished by China Securities Regulatory Commission, Shanghai Stock Exchange and Shenzhen Stock Exchange due to false increase (decrease) of profits or financial fraud of assets from 2014 to 2018 as fraud samples to study the relationship between female executives and financial fraud, as well as the relationship between female executives, internal control, and financial fraud. The empirical results show that the background characteristics of female executives were negatively correlated with corporate financial fraud; Internal control had a mediating effect on the relationship between female executives' age, their education and corporate financial fraud. It is also found that there was an inverted "U" relationship between female executives' tenure and internal control, and there was a negative correlation between internal control and financial fraud.

Key words: female executives; internal control; financial fraud; mediating effect

(责任编辑 陈蒙腰)