

经营期望落差、管理自主权与 企业财务造假

连燕玲¹, 刘依琳², 郑伟伟³

(1. 华东师范大学 经济与管理学部, 上海 200062; 2. 德克萨斯大学达拉斯分校 纳文金达尔管理学院, 美国 德克萨斯州 75080; 3. 浙江工业大学 管理学院, 浙江 杭州 310023)

摘要: 当企业面临经营困境时, 企业是否会采取极端的败德行为来应对困境是一个值得探讨的重要问题。文章基于企业行为理论和高层梯队理论, 采用2003-2016年我国A股上市企业数据, 探讨了经营期望落差对企业财务造假的影响, 并进一步分析了管理者自主权对上述关系的调节机制。结果显示: 随着经营期望落差的增加, 企业倾向于采取更大程度的财务造假行为来应对经营压力; 当董事长-CEO二职兼任时, CEO拥有更高的管理自主权而强化了经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系; CEO和CFO的任期交错程度越大, CEO的管理自主权越低, 经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系也越弱; 企业的股权集中度越高, 股东对CEO参与战略决策的监管程度越强, 越能够抑制经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系。这一研究成果对规范公司合法经营、完善公司治理结构以及强化内部控制机制具有现实意义和启示作用。

关键词: 经营期望落差; 管理自主权; 财务造假; 企业行为理论

中图分类号: F272.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)02-0046-15

一、引言

2020年4月, 瑞幸咖啡财务造假案惊耳骇目, 该案件直接导致瑞幸咖啡当天股价暴跌, 市值缩水至16亿美元, 对企业股东、投资者等利益相关者造成了不可估量的利益损害 (Park等, 2020)。在学术界, 已有大量研究表明故意提供或者发布财务虚假信息的行为会对经济和社会造成沉重的打击和严重的负面影响 (张新民和陈德球, 2020), 由此揭示企业财务造假行为的组织内在前因对加强市场监管体制和营造公平竞争的企业生存环境具有重要意义。

围绕这一主题, 公司治理领域的学者早期主要关注了制约企业财务造假行为的各种约束力量, 包括构建完善的市场治理机制 (连燕玲等, 2019)、设计合理的内部激励机制、政府采取相应的干预措施等。随后, 企业财务造假行为的诱发动机与发生机理成为学者关注的热点, 包括股东监督失位与外部监督缺失、高管赶超压力 (贺小刚等, 2016) 等。随着市场竞争日益加剧, 企业高管更容易在企业陷入经营困境时采取财务造假行为来“改善”账面绩效, 并以此来消除金

收稿日期: 2020-08-31

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“制度期望、投资决策与私营企业成长机制研究”(71972073); 国家自然科学基金重点国际(地区)合作研究项目“家族企业国际化与创新: 基于制度-文化的比较研究”(71810107002)。

作者简介: 连燕玲(1982—), 女, 山东潍坊人, 华东师范大学经济与管理学部副教授、博士生导师;

刘依琳(1996—), 女, 江西上饶人, 德克萨斯大学达拉斯分校纳文金达尔管理学院博士研究生(通讯作者);

郑伟伟(1996—), 男, 浙江杭州人, 浙江工业大学管理学院硕士研究生。

融机构与外部投资者产生的质疑(Harris和Bromiley, 2007)。近年来,企业行为理论为探讨企业绩效如何影响冒险决策这一主题提供了合适的理论框架(Cyert和March, 1963; Greve, 2003)。然而,在关于绩效如何影响企业负面行为领域的研究中,现有文献更多的是关注了绩优企业的败德行为(徐小琴等, 2016),而对经营困境会产生何种影响的讨论略显不足。

基于此,本文将从企业行为理论视角探讨经营期望落差与财务造假程度之间的关系。考虑到CEO是肩负企业决策制定和执行的掌舵者(连燕玲等, 2019),其拥有的管理自主权高低将直接影响企业最终会在多大程度上采取财务造假行为。基于高层梯队理论,本文进一步基于公司内部治理结构,分别从董事会、高管团队(TMT)、股东三个维度探讨了CEO管理自主权变化如何影响经营期望落差与财务造假程度之间的关系,即董事长-CEO二职兼任、CEO-CFO任期交错、股权集中度的调节效应。

本文的可能贡献在于:第一,本文致力于揭示致使企业采取财务造假行为的内在动机。以往关于企业败德行为的研究文献大多是基于市场环境视角探讨制约企业财务造假行为动机与能力的外部因素,而本文则是关注了助推企业采取财务造假行为的内在动机,即企业缘何铤而走险。本文发现经营期望落差会向企业高管施加额外的经营压力,致使其产生更强的冒险动机而倾向于通过财务造假行为来改变账面绩效。研究结论表明经营期望落差是诱发企业财务造假行为的前因之一,丰富了企业败德行为领域的已有研究。第二,本文将企业管理自主权引入经营期望落差与财务造假行为的框架中,从“动机——能力”视角探讨企业内部治理机制的调节效应。企业行为理论认为经营期望落差增强了决策者的冒险动机,但企业最终会在多大程度上采取财务造假行为则取决于CEO的管理自主权大小,即冒险能力。研究发现董事长-CEO二职兼任、CEO-CFO任期交错与股权集中度均会通过改变CEO的管理自主权影响经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系。本文拓展了经营期望落差对企业财务造假行为的作用边界,弥补了以往文献过度强调经营期望对高管冒险动机的影响而忽视了冒险能力重要性的研究遗漏。第三,本文从企业败德行为视角拓展了企业绩效反馈的作用维度,丰富了企业行为理论的已有研究。企业行为理论为企业绩效如何影响企业战略响应提供了良好的理论框架,已有文献主要聚焦于经营期望落差或经营期望顺差对一般冒险决策的影响机理,但较少有学者关注负面的冒险行为。本文选择企业败德行为中财务造假行为这一维度,拓展了企业绩效反馈的影响维度,为后续学者的持续深入提供合理的研究方向。

二、理论分析与研究假设

企业行为理论中的核心观点认为企业会根据实际绩效与经营期望之间的差距来制定后续的战略行为(Cyert和March, 1963; Greve, 2003)。当实际绩效低于其经营期望时,经营期望落差会让有限理性的决策者感知到企业未来的损失前景,这会推动企业积极采取问题式搜索(Cyert和March, 1963),并制定相应的补救型战略决策来提升未来绩效(Gavetti等, 2012),从而实现预期的绩效目标。已有研究发现,经营期望落差会增强企业的冒险动机(连燕玲等, 2019; 贺小刚等, 2016),导致其更愿意制定各种激进的风险决策,包括更高的创新投入水平(Chen, 2008; Chrisman和Patel, 2012; Yu等, 2019)、更大幅度的战略变革(连燕玲等, 2014, 2015)、更多的国际化行为(Fang等, 2014)与并购行为(Iyer和Miller, 2008)以及竞合关系转变(Clough和Piezunka, 2020)等。然而,学者大都讨论了经营期望落差对各种企业常规战略决策的影响机制,却较少有研究关注到企业在面临绩效不佳时是否会采取败德行为。在相似领域中,学者则是基于管理者自负(Hubris)、赌资效应(House Money Effect)、损失规避(Loss Aversion)等视角探讨了经营期望顺差对企业败德行为的影响(徐小琴等, 2016)。已有文献关于企业败德行为是否会受

到经营期望落差的刺激作用的探讨却略显不足,这一研究遗漏表明该领域的研究仍旧存在较大的挖掘空间。

事实上,国内外的前沿研究表明经营期望落差也可能会对企业败德行为产生影响。例如,经营困境会导致企业的短视决策,管理者会在企业出现经营期望落差的早期采用降低长期研发支出的方法来提升经营绩效(Yu等,2019);企业可能会通过贿赂行为来维护与外部利益相关者之间的社会联系;企业采取破坏性行为的冒险动机会随着经营期望落差的增加而增强(贺小刚等,2016)。基于此,本文将尝试探讨经营期望落差对企业财务造假程度的影响以及相关情境因素产生的调节机制。

(一)经营期望落差与企业财务造假程度之间的关系分析

基于已有研究观点,本文认为随着经营期望落差的增加(即企业实际绩效低于经营期望的程度越大),企业出现绩效下滑的现象更加明显,倾向于在更大程度上采取财务造假行为,主要有以下两个原因:一方面,经营期望落差会威胁企业的组织声誉与合法性(连燕玲等,2019),增强了企业通过财务造假来改动企业账面绩效的冒险动机。企业绩效低于经营期望表明其存在明显的经营问题或失去了市场竞争优势(连燕玲等,2019;Greve,2003),这将引起外部利益相关者的质疑,包括媒体关注、银行监督等。为了维护组织声誉与合法性,企业必须采取额外的战略行为来实现绩效达到或者超过经营期望这一目标。相对于其他风险投资决策,财务造假能够在短期内迅速“提升绩效水平”(张新民和陈德球,2020),可以“立竿见影”地满足组织需求(Harris和Bromiley,2007)。因此,财务造假行为可以帮助经营不佳的企业规避利益相关者的质疑与金融机构的监督,能够有效地维护组织声誉与合法性。而经营期望落差越大,企业需要通过财务造假行为来“改善绩效”的需求和动机也会越强,其最终采取的财务造假程度也越高。另一方面,经营期望落差也会向决策者施加额外的破产压力,导致CEO产生短视决策逻辑而倾向于采取偏激行为(Smulowitz等,2020)。代理理论认为,CEO是企业战略的制定者和执行者(杨林等,2020),而经营期望落差不仅会增加高管薪酬的损失威胁(Wu和Tu,2007),也会产生较高的失业风险(Fredrickson等,1988)。严重的损失压力导致CEO将更多的注意力转移至当前的短期利益(Chrisman和Patel,2012),而在一定程度上忽视了财务造假行为对其职业发展产生的远期后果,即CEO会被迫采取财务造假行为来改变账面绩效,通过违规渠道来完成股东、董事会等委托者提出的绩效目标,从而维护短期的个人财富与职位。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设1:随着经营期望落差的增加,企业财务造假的程度也增大。

(二)经营期望落差与企业财务造假程度之间关系的调节机制分析

虽然经营期望落差给予了CEO采取财务造假行为的冒险动机,但企业最终能在多大程度上采取财务造假行为则取决于CEO的管理自主权大小,即CEO影响企业最终战略行为是其冒险动机与冒险能力综合决定的结果。当企业陷入经营困境,董事会、大股东等也会将注意力转移到公司的日常经营管理上并介入企业脱困的战略决策过程(Desai,2016)。此时,CEO的管理自主权大小则取决于这些公司内部治理结构和治理机制(监督与约束等)对CEO的监督或约束程度。基于这一逻辑,本文将进一步从股东、董事会、TMT三个层面探讨公司内部治理机制会如何影响CEO的管理自主权(见图1),进而对经营期望落差与财务造假程度之间的关系产生调节效应这一问题。

1. 董事长-CEO二职兼任的调节机制

董事长-CEO二职兼任是一种常见的企业治理现象,二职兼任较为直观的影响之一是CEO个体的管理自主权得到巩固与强化。本文认为,董事长-CEO二职兼任会增强经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系,主要有以下两点原因:第一,董事长是负责制定董事会议

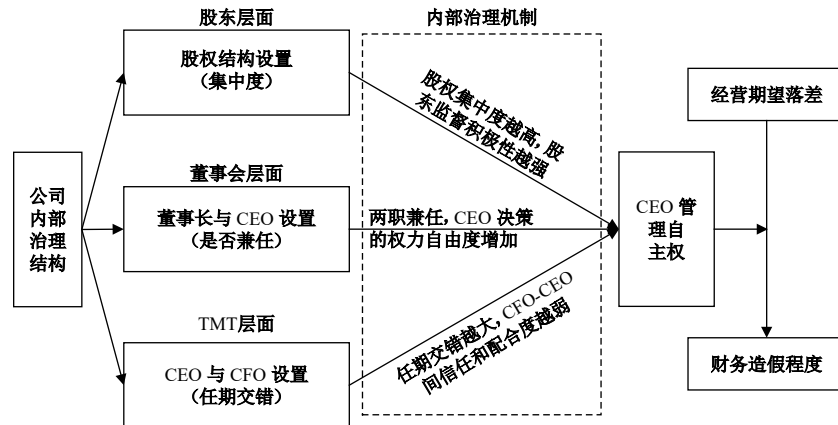


图1 公司治理机制影响CEO管理自主权的逻辑框架

程与领导董事会讨论的最高领导者，二职兼任的CEO能够主导董事会会议的内容和议程，其权力的扩展甚至有可能高于董事会（权小锋，2010），从而有效地强化了CEO对企业战略决策的管理自主权和控制力。相对于未二职兼任的CEO而言，这类CEO因拥有更高的管理自主权，而更有利于将自己在经营期望落差困境下的财务造假意愿转化为实际行动。在董事会对CEO的监督作用被减弱甚至缺失的情况下，二职兼任的CEO更容易独自做出决定并采取行动。第二，董事长掌握了任免企业高管的最高权力。二职兼任的CEO可以通过董事会的任免权来增强自身的决策话语权，能够迫使高管团队中的其他成员配合其在经营期望落差的困境下采取财务造假行为。基于上述分析，本文提出如下假设：

假设2：董事长-CEO二职兼任会加强经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系。

2. CEO-CFO任期交错的调节机制

CFO是企业内负责财务与会计事务的重要高管之一，扮演着“传声筒”的角色，肩负着将企业经营情况和财务结算报告传递给投资人的职责（Krause等，2014）。文献表明CFO对提升企业会计信息质量具有重要意义（秦璇和方军雄，2019）。随着近年来我国企业治理结构的不断发展和完善，CFO也逐渐进驻企业的决策高层，其参与和监督企业财务工作的管理权力也大幅度加强。在发达国家，CFO甚至成为了仅次于董事长与CEO的“三把手”。已有大量研究发现，CEO与CFO任期交错会影响企业的多种战略决策（田祥宇等，2018）。

CEO从事财务造假等决策时需要与CFO协调和合作，两者的共同意愿将会影响企业最终采取这一策略的实施程度。本文认为，CEO-CFO任期交错会削弱CEO参与战略决策时的管理自主权，从而抑制了经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系，主要有以下几点原因：第一，CEO与CFO任期交错可能会引起沟通障碍，也会削弱两者间的信任程度（姜付秀等，2013），导致CFO配合CEO执行决策的意愿降低，从而削弱了CEO的管理自主权，最终降低了经营困境下CEO执行非法性的财务造假行为的程度。第二，CEO与CFO任期交错也会加深两者在参与企业战略决策中的价值观差异，导致两者在应对经营期望落差时倾向于采取不同形式的战略回应，进而削弱了高管团队内部决策意愿的一致性，降低CEO的管理自主权，削弱经营困境下财务造假行为执行的能力。已有研究表明，当CEO与CFO意见不一致时，CFO很有可能会抵制CEO提出的战略方案（姜付秀等，2013），这会对经营困境下的企业采取财务造假行为产生抑制效应。第三，CEO与CFO任期交错还会对高管团队内的其他成员造成消极影响，降低高管团队内部的凝聚力，导致CEO通过有效协调高管团队成员来执行某一战略决策的权力和自由度降低，最终

也会削弱CEO在经营困境下推动企业采取财务造假行为的能力。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设3: CEO与CFO的任职交错程度越大,经营期望落差与财务造假之间的正向关系越弱。

3. 股权集中度的调节机制

作为组织股权结构的一种重要特征,股权集中度是企业内部治理中的重要控制渠道之一(Belloc, 2012)。大量研究表明股权集中度会影响CEO的管理自主权(龙婷等, 2019),进而对企业的多种战略决策产生调节作用(鲁桐和党印, 2014)。本文同样认为,随着企业股权集中度的提高,大股东或控制性股东的出现,CEO的管理自主权将受到影响,会导致经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系减弱。这是因为:一方面,股东是企业所有者,其利益最大化目标与企业长期发展趋于一致(Wiseman和Gomez-Mejia, 1998)。而财务造假虽然能够在短期内改变企业账面绩效,却会严重损害股东的长期利益(张新民和陈德球, 2020)。股权集中度越高,主要大股东持股数量越多,其受到企业财务造假行为影响所损失的个人财富也越多。因此,在股权集中度较高的企业中,大股东拥有更强的动机与能力来抑制CEO采取财务造假行为,从而达到维护个人利益的目的。

另一方面,已有研究发现经营期望落差不仅会促使高管团队迫于经营压力而尝试向股东、董事会等其他核心团队寻求问题解决方案(Clough和Piezunka, 2020; Gavetti等, 2012);也会增加多个决策团队间潜在的利益冲突,导致大股东、董事会等利益相关者积极参与监督企业后续的战略决策(Desai, 2016)。在股权集中度更高的企业中,相对于小股东而言,大股东持有更多的股票,更有能力和动力从外部环境获取那些能够帮助企业构建竞争优势的独特资源。因此,高管团队中的其他成员更倾向于支持大股东的决策意愿,从而削弱了CEO的管理自主权,最终抑制了企业财务造假程度。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设4: 股权集中度越高,经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系越弱。

本文的理论模型如图2所示。

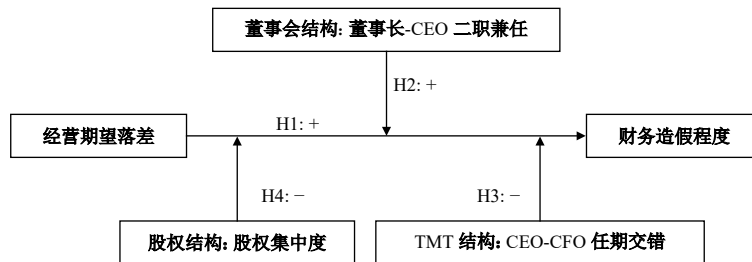


图2 本文理论模型

三、样本与研究设计

(一) 数据来源和样本选择

本文的研究样本为2003–2016年间沪深A股上市公司,数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,关于CEO和CFO背景特征的数据手工整理。借鉴已有研究的做法,本文利用以下标准对本进行了筛选:(1)剔除金融行业上市公司;(2)剔除当年IPO的公司;(3)剔除ST和*ST公司;(4)剔除数据缺失的样本。经过以上筛选,最后得到2 254家公司样本,涉及12个行业,涵盖14个年份,共14 221个观测值。

(二) 模型设计

基于本文的研究假设, 设定以下待检验模型:

$$Fra_{i,t} = \alpha + \beta_1 |I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)| + \beta_2 M_{i,t} + \beta_3 M_{i,t} \times |I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)| + \gamma Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Fra_{i,t}$ 是被解释变量, 表示企业当年(T期)从事财务造假行为的程度。 $|I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)|$ 是解释变量, 表示企业当年(T期)的实际经营业绩低于历史期望水平的差距。 $M_{i,t}$ 是调节变量, 包含董事长-CEO二职兼任 ($Dceo_{i,t}$)、CEO-CFO任期交错 ($Dtenr_{i,t}$)、股权集中度 ($Shre_{i,t}$)。另外, 本文还控制了以下影响企业财务造假行为的因素: 组织特征基本因素(企业规模、性质、寿命、冗余资源、产权比率)、组织内部控制或监督约束机制等相关因素(独立董事占比、监事规模、是否设立审计委员会等)、组织外部监督约束机制(市场化程度)以及考虑到行业差异性和年度趋势变化对企业决策行为的影响, 也控制了行业和年度哑变量。

(三) 变量定义

1. 自变量: 经营期望落差 $[|I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)|]$ 。在企业行为理论与绩效反馈模型中, 经营期望落差指的是企业当期实际业绩表现 $P_{i,t}$ 低于经营期望水平 $A_{i,t}$ 的落差的绝对值 (Greve, 2003; Chen, 2008)。在相关文献的实证研究中, 学者们主要借鉴 Cyert 和 March (1963) 以及 Chen (2008) 等提出的数学公式 $|I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)|$ 来测量经营期望落差 (Greve, 2003; Chen, 2008; 连燕玲等, 2015)。其中, $P_{i,t}$ 为企业 i 在 t 期的实际业绩水平, 参照以往学者的研究选取净资产收益率来衡量; $A_{i,t}$ 为企业 i 第 t 期的经营期望, 具体计算公式如下:

$$A_{i,t} = (1 - \alpha_1) P_{i,t-1} + \alpha_1 A_{i,t-1} \quad (2)$$

借鉴 Chen (2008) 的方法, 本文仅汇报了 $\alpha_1 = 0.4$ 时的检验结果, 即企业 i 在 t 期的经营期望 $A_{i,t}$ 是企业 i 在 $t-1$ 期的实际绩效 (权重为 0.6) 和 $t-1$ 期的经营期望 (权重为 0.4) 的加权组合。企业 i 在 t 期的经营期望差距 ($P_{i,t} - A_{i,t}$) 为实际绩效 $P_{i,t}$ 与历史业绩期望 $A_{i,t}$ 之间的差距。本文通过选择变量 I 将经营期望差距划分为经营期望落差与经营期望顺差。当企业的实际绩效水平 ($P_{i,t}$) 低于历史业绩期望 ($A_{i,t}$), 本文设定 $I=1$, 反之则为 0。本文将选择变量 I 与经营期望差距 ($P_{i,t} - A_{i,t}$) 相乘, 并取绝对值得到本文自变量经营期望落差 $|I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)|$ 。

2. 因变量: 财务造假程度 ($Fra_{i,t}$)。从会计信息反映的角度来看, 财务造假行为主要表现为两种类型: 会计事项造假和会计报表造假。根据以往相关研究文献 (戴亦一等, 2017), 本文将财务造假行为以企业当年发生的虚构利润、虚列资产、虚假记载、误导性陈述、重大遗漏、披露不实等次数总和来衡量。后续稳健性检验中, 本文还采用了盈余管理程度来衡量当年会计信息虚报或不真实程度, 财务造假方面的明细数据取自 CSMAR 数据库。

3. 调节变量。依据本文理论和假设部分, 主要考察以下对管理自主权起到强化或弱化作用的变量的调节效应: (1) 董事长-CEO二职兼任 ($Dceo_{i,t}$), CEO与董事长两职兼任, 则该指标为 1, 否则为 0; (2) CEO-CFO任职交错 ($Dtenr_{i,t}$), 本文使用CEO与CFO的任职年限之差的绝对值来计算, 该指标越大, 任职交叉程度越大, 表明企业中CEO与CFO不共事的时间越长 (姜付秀等, 2013); (3) 股权集中度 ($Shre_{i,t}$), 采用公司前3位大股东持股比例的平方和来衡量, 该比例越大, 表明企业的股权集中度越高, 管理者的权力越受到监督和约束而被削弱。

4. 控制变量。根据以往研究文献, 主要包括以下控制变量: (1) 企业寿命 ($Life_{i,t}$), 根据企业成立之日至统计当年的年限长度 (取自然对数) 来测量; (2) 两权分离率 ($Sep_{i,t}$), 定义为企业实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差; (3) 监事规模 ($Super_{i,t}$), 采用企业监事的数量来衡量; (4) 是否设立审计委员会 ($Audit_{i,t}$), 设立了审计委员会=1, 未设立=0; (5) 企业规模 ($Size_{i,t}$), 公司期末总资产的自然对数; (6) 企业性质 ($Qua_{i,t}$), 私营企业则该指标为 1, 否则为 0; (7) 市场化程度 ($Comp_{i,t}$), 以市场化进程总得分来衡量; (8) 产权比率 ($Lev_{i,t}$), 定义为负债总额与股东权

益的比值；(9)监督约束 ($Bpwr_{i,t}$)，以外部董事所占比例来衡量；(10)冗余资源 ($Resou_{i,t}$)，定义为流动资产与流动负债的比率。此外，本文还设置了年度虚拟变量来控制年度变化趋势对企业财务造假行为的影响，同时，设定了行业虚拟变量来控制行业环境的差异性对组织战略决策和行为选择等的影响。

(四)描述性统计与相关性分析

表1列示了本文主要变量的描述性统计结果。结果显示，财务造假行为 ($Fra_{i,t}$) 的均值为0.259，标准差为0.799，表明企业间财务造假程度的离散程度较高。经营期望落差 [$I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)$] 的最大值为1.218，表明样本中企业实际绩效低于经营期望水平的最大差距为1.218。董事长-CEO二职兼任 ($Dceo_{i,t}$) 的平均值为0.176，标准差为0.380，表明样本观测值中17.6%的CEO兼任董事长。CEO和CFO任期交错程度 ($Dtenr_{i,t}$) 的平均值为3.189，标准差为3.211，说明CEO和CFO任期交错程度在3年左右，且不同企业间的差异性较大。相关性统计分析结果显示，自变量经营期望落差与因变量财务造假程度之间呈显著的正相关关系 ($coef.=0.098, p<0.01$)，调节变量董事长-CEO二职兼任与因变量财务造假程度呈显著正相关关系 ($coef.=0.047, p<0.01$)，调节变量CEO-CFO任期交错与因变量财务造假程度的相关系数为正但不显著，调节变量股权集中度 ($Shre_{i,t}$) 与因变量财务造假之间呈显著的负相关关系 ($coef.=-0.096, p<0.01$)。

表 1 描述性统计与相关性统计分析

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. $Fra_{i,t}$	1.000														
2. $ I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0) $	0.098***	1.000													
3. $Dceo_{i,t}$	0.047***	0.005	1.000												
4. $Dtenr_{i,t}$	0.003	-0.018**	0.020**	1.000											
5. $Shre_{i,t}$	-0.096***	-0.031***	-0.114***	-0.071***	1.000										
6. $Life_{i,t}$	0.075***	0.058***	0.008	0.109***	-0.167***	1.000									
7. $Sep_{i,t}$	-0.011	0.010	-0.032***	-0.023***	0.098***	-0.004	1.000								
8. $Super_{i,t}$	-0.046***	0.005	-0.123***	0.028***	0.125***	-0.007	-0.004	1.000							
9. $Audit_{i,t}$	0.019**	0.002	0.009	0.037***	-0.019**	0.073***	-0.016*	-0.018**	1.000						
10. $Size_{i,t}$	-0.075***	-0.078***	-0.108***	0.106***	0.320***	0.071***	0.006	0.204***	0.027***	1.000					
11. $Qua_{i,t}$	0.080***	0.013	0.227***	-0.017**	-0.264***	0.005	0.176***	-0.284***	0.023***	-0.224***	1.000				
12. $Comp_{i,t}$	-0.047***	-0.072***	0.080***	0.063***	0.022***	0.021**	-0.035***	-0.110***	0.001	0.118***	0.116***	1.000			
13. $Lev_{i,t}$	0.070***	0.195***	-0.059***	-0.004	0.059***	0.079***	-0.004	0.063***	0.010	0.227***	-0.115***	-0.058***	1.000		
14. $Bpwr_{i,t}$	0.012	0.014	0.094***	0.026***	0.002	0.046***	-0.072***	-0.097***	0.025***	0.041***	0.075***	0.003	-0.007	1.000	
15. $Resou_{i,t}$	-0.040***	-0.083***	0.066***	-0.017**	-0.056***	-0.005	-0.032***	-0.097***	0.017**	-0.150***	0.156***	0.063***	-0.263***	0.029***	1.000
平均值	0.259	0.060	0.176	3.189	0.161	2.753	6.023	3.842	0.416	21.971	0.406	7.399	1.446	0.366	1.739
标准差	0.799	0.128	0.380	3.211	0.124	0.332	8.264	1.246	0.493	1.375	0.491	1.825	1.703	0.053	1.800
最小值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.099	0.000	0.000	0.000	11.348	0.000	-0.300	-2.358	0.083	0.179
最大值	14.000	1.218	1.000	18.000	0.810	7.609	45.494	14.000	1.000	28.509	1.000	10.920	10.125	0.750	17.709

注：N=14221，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

四、实证检验与结果分析

在具体检验之前对数据做如下处理，以确保模型估计的一致性和有效性：第一，为避免异常值对检验结果的影响，对主要连续变量在1%水平上进行缩尾处理。第二，为避免多重共线性的影响，对交互项测量的变量进行了中心化处理；此外，对进入模型的所有解释变量和控制变量进行了方差膨胀因子(VIF)诊断，结果显示VIF最大值为2.38，表明不存在严重的多重共线性

问题。第三,为了确定本文应该选择固定效应模型抑或是随机效应模型,本文采用了Hausman检验,结果显示固定效应模型更适合本文的研究[chi2(35)=189.30, $p<0.01$]。第四,为排除面板数据可能存在的异方差、横截面相关和序列相关等问题,本文采用Driscoll-Kraay标准差进行估计得到标准误差(Driscoll和Kraay, 1998; 连燕玲等, 2019)。

(一)企业经营期望落差与财务造假行为之间的关系检验

表2列示了经营期望落差与财务造假程度之间关系的检验结果,其中模型(1)是放入自变量、调节变量与控制变量后的检验模型。结果显示,经营期望落差[$I(P_{it}-A_{it}<0)$]的回归系数显著为正(coef.=0.154, $p<0.01$),表明财务造假程度会随着经营期望落差的增加而增大,并且这一结果在加入交互项后的模型(2)、模型(3)、模型(4)中依旧显著,由此本文假设1得到验证。

表2 经营期望落差与财务造假程度之间的关系检验

Fra_{it}	(1)	(2)	(3)	(4)
$I(P_{it}-A_{it}<0)$	0.154*** (0.046)	0.126** (0.051)	0.219*** (0.049)	0.214*** (0.066)
$Dceo_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0)$		0.309** (0.129)		
$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0)$			-0.013* (0.008)	
$Shre_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0)$				-0.816** (0.401)
$Dceo_{it}$	0.038*** (0.012)	0.040*** (0.012)	0.033*** (0.011)	0.038*** (0.012)
$Shre_{it}$	-0.429*** (0.046)	-0.428*** (0.047)	-0.328*** (0.033)	-0.446*** (0.049)
$Dtenr_{it}$	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.00006 (0.001)	0.001 (0.001)
$Life_{it}$	0.052** (0.026)	0.053** (0.026)	0.037 (0.027)	0.053** (0.026)
Sep_{it}	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
$Super_{it}$	-0.022** (0.010)	-0.023** (0.010)	-0.019* (0.012)	-0.022** (0.010)
$Audit_{it}$	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	-0.001 (0.006)	0.007 (0.005)
$Size_{it}$	0.039*** (0.006)	0.038*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.040*** (0.006)
Qua_{it}	0.132*** (0.034)	0.132*** (0.034)	0.098*** (0.032)	0.132*** (0.034)
$Comp_{it}$	-0.051*** (0.011)	-0.051*** (0.011)	-0.035** (0.015)	-0.051*** (0.011)
Lev_{it}	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.011*** (0.003)
$Bpwr_{it}$	-0.275*** (0.103)	-0.279*** (0.103)	-0.328*** (0.094)	-0.274*** (0.104)
$Resou_{it}$	-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.008*** (0.003)	-0.012*** (0.002)
Constant	-0.202 (0.166)	-0.198 (0.167)	-0.286 (0.189)	-0.227 (0.162)
F	517.27	415.40	311.12	439.63
Adjusted-R ²	0.220	0.220	0.226	0.220

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$; N=14221; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

(二)经营期望落差与财务造假程度之间关系的调节机制检验

表2模型(2)是放入经营期望落差与董事长-CEO二职兼任交互项[$Dceo_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0)$]后的检验模型。结果显示,交互项回归系数显著为正(coef.=0.309, $p<0.05$),表明董事长-CEO二职兼任能够强化CEO采取财务造假行为的管理自主权,由此本文假设2得到验证。模型(3)是放入经营期望落差与CEO-CFO任期交错交互项[$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0)$]后的检验模型。结果显示,交互项回归系数显著为负(coef.=-0.013, $p<0.1$),表明CEO-CFO任期交错会削弱CEO的管理自主权,从而抑制了企业最终采取财务造假的程度,由此假设3得到验证。模型(4)为放入经营期望落差与股权集中度交互项[$Shre_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0)$]后的检验模型。结果显示,交互项回归系数显著为负(coef.=-0.816, $p<0.05$),表明股权集中度越高,大股东对CEO的监督力度越大,越能有效约束CEO采取财务造假的程度,由此假设4也得到验证。

五、稳健性检验

(一) 内生性检验

由于财务造假行为可能导致企业绩效下滑而出现经营期望落差,研究模型可能存在内生性问题。基于此,本文选择了工具变量并采用了二阶段最小二乘法(2SLS)来处理模型的内生性问题。借鉴以往主流研究(潘爱玲等,2018),采取自变量的行业均值(依据证监会三级行业分类),即经营期望落差的行业平均水平,作为工具变量。同一行业中的企业的经营期望落差与单个企业的绩效表现相关,但同时又不会受到单个企业财务造假程度的影响,因此对单一企业来说具有外生性,可以作为工具变量。表3列示了利用2SLS的检验结果,其中,模型(1)为第一阶段的检验结果,模型(2)为第二阶段检验模型。结果显示,在利用工具变量控制内生性后,经营期望落差的回归系数依旧显著为正(coef=2.588, $p < 0.05$),表明研究结论具有良好的稳健性。

(二) 经营业绩期望落差的替代测量

1. 资产收益率(ROA)作为衡量企业绩效指标

在第三部分变量测量中,本文采用ROE作为测量经营期望落差的基础指标。但已有文献认为,经营期望参照点的选择差异会对企业采取战略回应产生不同的影响(Gavetti等,2012)。为了降低因选取经营期望参照点的差异性对模型的影响,本文借鉴Chen(2008)和连燕玲等(2014)等研究,进一步选取了ROA作为新的参照点重新对经营期望落差进行测量。根据新计算的自变量,重新检验了经营期望落差对企业财务造假程度的影响以及相关的调节机制。表4列示了重新检验后的结果,假设依旧得到验证。

2. 行业经营期望落差的替代性检验

企业行为理论中的核心观点认为,决策者会根据企业过去的历史绩效和同行业相似者的平均绩效来指定经营期望(Gavetti等,2012; Cyert和March,1963)。基于此,本文将进一步检验行业经营期望落差对财务造假程度的影响。具体地,借鉴Chen(2008)和连燕玲等(2014,2019)中关于行业经营期望落差的测量方法,重新进行核算得到取绝对值后的行业经营期望落差 $[|I(P_{it}-SA_{it}<0)|]$ 。更换后的稳健性结果如表5所示,假设依旧得到验证。

(三) 财务造假行为的替代性测量——基于盈余管理的会计信息质量的替代测量

在上文中,本文采用财务虚构、误导性陈述以及披露不实等财务造假行为的次数总和来测量企业财务造假程度。根据已有文献的观点,除了财务造假这一行为外,企业还会采取其他不同形式的战略行为来应对经营困境和财务危机。其中,盈余管理与财务造假经常被视为衡量企业会计信息质量的常用测量指标(秦璇和方军雄,2019)。基于此,本文将进一步检验经营期望落差与盈余管理之间的关系。表6列示了重新检验后的结果,本文假设依旧得到验证。

(四) 剔除金融危机年份的分样本检验

前文实证检验是基于2003–2016年沪深A股上市公司的数据样本,考虑到经济危机会对企业决策行为产生严重影响,本文将在剔除2008–2009年受金融危机影响的样本后重新对经营期

表3 内生性检验结果

Fra_{it}	(1)	(2)
	第一阶段 $ I(P_{it}-A_{it}<0) $	第二阶段 Fra_{it}
IV_{it}	0.086*** (0.018)	
$ I(P_{it}-A_{it}<0) _IV$		2.558** (1.162)
Controls	控制	控制
Constant	0.328*** (0.021)	-1.042** (0.423)
F	1915.20	311.63
Adjusted-R ²	0.100	0.220

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; N=14221; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

表4 经营期望落差(利用ROA衡量企业绩效)与财务造假程度之间的关系检验

Fra_{it}	(1)	(2)	(3)	(4)
$ I(P_{it}-A_{it}<0) $	1.463*** (0.113)	1.298*** (0.147)	0.748*** (0.098)	1.777*** (0.180)
$Dceo_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $		0.580** (0.258)		
$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $			-0.060*** (0.009)	
$Shre_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $				-2.197* (1.276)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	0.935*** (0.096)	0.867*** (0.101)	-0.108 (0.115)	0.916*** (0.089)
F	813.43	862.84	586.43	551.67
Adjusted-R ²	0.228	0.229	0.222	0.229

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; N=14221; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

表5 行业经营期望落差与财务造假程度间关系的稳健性检验

Fra_{it}	(1)	(2)	(3)	(4)
$ I(P_{it}-SA_{it}<0) $	0.287*** (0.040)	0.248*** (0.039)	0.284*** (0.040)	0.232*** (0.043)
$Dceo_{it} \times I(P_{it}-SA_{it}<0) $		0.573*** (0.120)		
$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-SA_{it}<0) $			-0.030** (0.014)	
$Shre_{it} \times I(P_{it}-SA_{it}<0) $				-2.441*** (0.513)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.359** (0.140)	-0.368** (0.140)	-0.361** (0.140)	-0.367** (0.141)
F	827.62	211.62	765.99	782.81
Adjusted-R ²	0.225	0.225	0.225	0.225

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; N=21420; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

表6 经营期望落差与盈余管理之间的关系检验

Fra_{it}	(1)	(2)	(3)	(4)
$ I(P_{it}-A_{it}<0) $	0.085*** (0.030)	0.032 (0.057)	0.469*** (0.023)	0.148*** (0.037)
$Dceo_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $		0.552* (0.329)		
$Shre_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $			-5.128*** (0.554)	
$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $				-0.021*** (0.008)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-1.630*** (0.241)	-1.633*** (0.238)	-1.721*** (0.228)	-1.620*** (0.241)
F	55.36	33.09	366.82	53.35
Adjusted-R ²	0.002	0.002	0.008	0.002

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; N=14221; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

望落差与财务造假程度之间的关系进行验证。表7列示了重新检验后的结果, 本文假设依旧得到验证。

六、CEO-CFO任期交错的作用差异性检验

由于家族企业在管理权结构、所有权结构等方面与非家族企业存在显著差异(Chrisman和Patel, 2012; 姜付秀等, 2017), 可能导致CEO-CFO任期交错的作用效应发生变化。该部分针对民营企业样本中的家族与非家族样本进一步做了对比分析。

一方面, 当CEO和CFO同为家族成员时, 与生俱来的亲缘关系导致家族高管之间具有更高的信任感和更加相似的价值观。因此, CEO-CFO任期交错并不会降低两者之间的决策一致性, 也不会削弱经营期望落差与财务造假之间的正向关系。相反, 经营期望落差会对控股家族声誉、社会地位等产生负面影响(Chrisman和Patel, 2012), 威胁到家族企业的社会情感财富, 导致

表7 经营期望落差与财务造假的关系检验(删去金融危机期间数据)

Fra_{it}	(1)	(2)	(3)	(4)
$ I(P_{it}-A_{it}<0) $	0.220*** (0.043)	0.175*** (0.050)	0.281*** (0.051)	0.353*** (0.054)
$Dceo_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $		0.473*** (0.110)		
$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $			-0.016** (0.007)	
$Shre_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $				-1.791*** (0.305)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.273** (0.132)	-0.261* (0.133)	-0.328** (0.129)	-0.469*** (0.171)
F	133.383	105.574	225.703	313.836
Adjusted-R ²	0.224	0.224	0.232	0.224

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; N=12433; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

家族CEO和家族CFO产生更强的冒险动机, 更有可能采取财务造假行为来“改善”企业绩效, 维护家族的社会情感财富。因此, 当CEO和CFO均为家族成员时, 二者任期交错程度并不会削弱经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系。家族CEO任期期限与CFO任期期限的交叉程度越强, 控股家族CEO或CFO涉入企业战略决策的持续时间相对越久(而一方并未那么早地涉入家族企业), 越容易强化家族CEO或CFO某一方的管理自主权, 这些均能增强他们为维护家族社会情感财富而实施财务造假行为的动机和能力。

另一方面, 家族企业的特点决定了控股家族在家族企业的地位, 他们掌握着公司决策的最高话语权(叶康涛等, 2010)。已有研究表明, 家族管理不仅能够直接影响企业的战略决策(Chrisman和Patel, 2012), 也会通过关键职位的人员安排间接地对上市公司产生影响(魏志华等, 2012)。由于家族企业的高管成员经常由实际控制人直接指定或间接委派(La-Porta等, 1999), 其与控制家族常具有显性或隐性的社会联系(Mullins和Schoar, 2016)。因此, 即使由非家族成员担任CEO或CFO等核心管理职位, 他们的决策意愿倾向于与控股家族保持一致(姜付秀等, 2017)。因此, CEO-CFO任期交错也不会削弱家族企业处于经营期望落差时采取财务造假行为的动机与能力。相反, 为了获得更好的职业发展前景, 两者倾向于迎合与支持控股家族的决策意愿, 导致家族企业最终会在更大程度上采取财务造假行为。

基于上述分析, 本文进一步从国泰安数据库中获取了家族企业的相关数据, 并与原始数据进行匹配。在剔除无法判定家族或非家族企业的观测样本后, 发现民营企业样本中有2 505个为家族企业观测样本, 其余3 242个为非家族企业观测样本。表8列示了分样本检验结果, 其中

表8 针对家族与非家族企业的分样本检验结果

Fra_{it}	非家族企业			家族企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ I(P_{it}-A_{it}<0) $		0.235* (0.130)	0.284* (0.135)		0.619*** (0.193)	0.561*** (0.164)
$Dtenr_{it} \times I(P_{it}-A_{it}<0) $			-0.153*** (0.019)			0.136*** (0.033)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	2.092** (0.873)	2.126** (0.874)	2.165** (0.881)	0.028 (0.522)	-0.300 (0.477)	-0.293 (0.478)
Observations	3243	3243	3243	2505	2505	2505
F	3322.08	335.10	273.43	2149.20	1169.46	980.18
Adjusted-R ²	0.361	0.361	0.364	0.277	0.283	0.286

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 括号内为D-K标准误; 行业和年份变量已控制, 版面所限未列示。

模型(1)–(3)为针对非家族企业样本的检验模型,模型(4)–(6)为针对家族企业样本的检验模型。模型(2)结果显示,经营期望落差 $[I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)]$ 的回归系数显著为正(coef.=0.235, $p < 0.1$),表明非家族企业会在经营期望落差时采取财务造假行为。模型(3)结果显示,经营期望落差与CEO-CFO任期交错交互项 $[Dtenr_{i,t} \times I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)]$ 的回归系数显著为负(coef.=−0.153, $p < 0.01$),表明CEO-CFO任期交错削弱了非家族企业经营期望落差与财务造假行为之间的正向关系。模型(6)结果显示,经营期望落差的回归系数显著为正(coef.=0.619, $p < 0.01$),表明家族企业也会在经营期望落差时采取财务造假行为。模型(6)结果显示,经营期望落差与CEO-CFO任期交错交互项 $[Dtenr_{i,t} \times I(P_{i,t} - A_{i,t} < 0)]$ 的回归系数显著为正(coef.=0.136, $p < 0.01$),表明CEO-CFO任期交错强化了家族企业经营期望落差与财务造假行为之间的正向关系。

七、结论与启示

我国正处于经济转型的关键时期,内外部商业环境的竞争强度持续加剧导致企业经营受困。特别是世界正处于百年未有之大变局,各种不确定因素与冲击加大了企业陷入经营困境的可能性。在此背景下,CEO可能会更倾向于采取偏激的财务造假行为来减弱自身所需承受的经营压力。然而,财务造假行为会对企业股东、投资者等利益相关者造成不可估量的利益损害。基于此,已有研究大多从市场监管机制视角探讨约束企业财务造假行为的各种因素,但对于推动企业采取该行为的内在动机的关注却略显不足。

基于企业行为理论,本文讨论了经营期望落差与财务造假程度之间的关系。考虑到CEO影响企业战略行为是其冒险能力与管理权力综合决定的结果,进一步结合高阶梯队理论探讨了CEO管理自主权的调节机制。基于2003–2016年我国A股上市企业的数据,本文主要得到以下研究结论:第一,随着经营期望落差的增加,企业内外部利益相关者会向CEO施加更强的管理压力,导致其推动企业在更大程度上采取财务造假行为。第二,兼任董事长职位的CEO具有更高的管理自主权,导致企业在面临经营期望落差时采取更大程度的财务造假行为。第三,CEO与CFO任期交错不仅会降低二者之间的信任与默契,还会加大双方的价值观差异,导致CEO的管理自主权被削弱,最终抑制了企业财务造假的程度。第四,股权集中度越高,大股东对CEO参与企业战略决策过程的监管积极性越高,越能够有效约束CEO采取财务造假行为的冒险能力。此外,家族与非家族企业之间在组织结构、管理权结构上存在的明显差异可能导致CEO-CFO任期交错的调节机制发生变化。进一步研究发现,由于家族企业中的CEO与CFO存在显性或者隐性的关联关系,CEO-CFO任期交错强化了家族企业经营期望落差与财务造假程度之间的正向关系。

本研究可能的理论贡献为:第一,揭示经营期望落差是推动企业采取财务造假行为的内在动因之一。企业财务造假行为会损害企业利益相关者的财富,对商业环境产生极大影响。已有文献虽聚焦外部环境的监管机制对其产生的约束效应,却在一定程度上忽视了企业内部的驱动因素。本文基于企业行为理论发现经营期望落差会促使董事会、股东等向CEO施加额外的经营压力,导致CEO为消除内外部利益相关者的质疑而冒险采取财务造假行为。第二,基于“动机——能力”视角探讨管理自主权对经营期望落差与财务造假程度之间关系的影响,拓展了上述关系的情境要素。企业行为理论认为经营期望落差会增强CEO的冒险动机,但CEO能在多大程度上影响企业的战略行为还取决于其拥有管理自主权的大小。本文还发现企业内部治理结构对CEO管理自主权的影响,进而对经营期望落差与财务造假程度之间的关系产生调节效应。一方面弥补了早先文献过度关注经营期望落差对CEO冒险动机的增强效果,却忽视了CEO管理自主权发挥重要作用的不足,拓展了经营期望落差与财务造假程度之间的关系的情境机制;另一方面补充和完善了公司治理领域的已有研究,丰富了代理理论中的相关内容。第三,从企

业败德行为视角探究企业绩效反馈的作用维度,拓展了企业行为理论的应用范围。企业行为理论中的经典研究虽聚焦经营期望落差与经营期望顺差对企业常规风险决策的作用机制,却在一定程度上忽视企业可能采取的败德行为。本文关注经营期望落差与财务造假程度的影响,拓展了绩效反馈模型的应用范围,同时也完善了企业行为理论的已有研究成果。

本文的研究结论也具有较强的实践启示。首先,市场管理部门适度加强对处于绩效不佳状态企业的监督强度能够有效维护股东与投资者的利益。本文的研究结论表明经营期望落差是推动企业采取财务造假等败德行为的内部驱动因素之一。CEO可能会在企业处于经营困境时采取造假行为来缓解个人的经营压力,从而威胁企业其他利益相关者的财富。相关部门应当适度加强对该类企业的监督强度,避免其通过极端行为来迷惑股东与投资者。其次,完善企业内部的治理结构建设有助于约束CEO在面临经营困境时冒险采取财务造假行为。本文的研究结论表明经营期望落差对财务造假程度的影响作用受到企业内部治理结构的影响。虽然增加CEO的管理自主权能够更好地发挥CEO的个人能力,但同时也会加剧CEO损害企业及其利益相关者财富的可能性。因此,企业应当根据实际情况合理地设置董事长-CEO二职兼任、股权集中度等治理结构。最后,将高管团队的任期交错程度保持在适当水平有助于抑制CEO推动企业采取的败德行为。本文发现CEO-CFO任期交错显著降低了CEO采取财务造假行为时的管理自主权,从而保护了股东与投资者的利益。然而,本文也发现在不同性质的企业中,高管团队任期交错发挥了不同的功能。例如,在家族企业中,CEO-CFO任期交错反而加剧了财务造假程度。因此,企业需要根据个体差异性将高管团队的任期交错程度保持在适当水平。

当然,本文也存在一些不足和有待改进之处:第一,本文利用经营期望落差大小来衡量企业绩效反馈作用的强弱。前沿研究表明经营期望落差的持续性(duration)会对企业战略回应产生更为明显的影响效果(Yu等,2019);也有学者发现除经营绩效以外的期望落差也激发企业采取各种补救型战略行为。因此,未来的研究可以从持续性和多元目标视角进一步对企业绩效反馈的作用机制展开更深层的探讨。第二,因数据获取的局限性,本文仅关注了上市企业的财务造假行为。事实上,由于企业年报等公开信息增加了上市公司财务信息的透明度,非上市企业更有机会与能力采取财务造假行为。基于此,未来的研究可以采用实地调研、问卷调查等方法关注非上市企业的败德行为。第三,企业间结构、文化等方面的异质性可能会导致CEO在参与战略决策时发挥的作用也存在差异性,本文初步探讨了CEO-CFO任期交错的调节效应在家族与非家族企业间的差异性,未来的研究可以进一步关注其他不同性质的企业中CEO-CFO不同关系的组成,如近亲、远亲和非亲缘关系等对该调节效应的影响,探究其内部治理结构和亲缘关系结构在发挥相关功能时存在的差异性。

主要参考文献:

- [1] 戴亦一,余威,宁博,等. 民营企业董事长的党员身份与公司财务违规[J]. *会计研究*,2017,(6).
- [2] 贺小刚,连燕玲,吕斐斐. 期望差距与企业家的风险决策偏好——基于中国家族上市公司的数据分析[J]. *管理科学学报*,2016,(8).
- [3] 姜付秀,郑晓佳,蔡文婧. 控股家族的“垂帘听政”与公司财务决策[J]. *管理世界*,2017,(3).
- [4] 姜付秀,朱冰,唐凝. CEO和CFO任期交错是否可以降低盈余管理? [J]. *管理世界*,2013,(1).
- [5] 连燕玲,贺小刚,高皓. 业绩期望差距与企业战略调整——基于中国上市公司的实证研究[J]. *管理世界*,2014,(11).
- [6] 连燕玲,叶文平,刘依琳. 行业竞争期望与组织战略背离——基于中国制造业上市公司的经验分析[J]. *管理世界*,2019,(8).
- [7] 连燕玲,周兵,贺小刚,等. 经营期望、管理自主权与战略变革[J]. *经济研究*,2015,(8).
- [8] 龙婷,衣长军,李雪,等. 股权集中度、机构投资者与企业对外直接投资决策——冗余资源的调节作用[J].

- 国际贸易问题, 2019, (2).
- [9] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. 经济研究, 2014, (6).
- [10] 潘爱玲, 刘文楷, 王雪. 管理者过度自信、债务容量与并购溢价[J]. 南开管理评论, 2018, (3).
- [11] 秦璇, 方军雄. 债务违约曝光前后企业盈余管理行为研究——基于债务风险管理视角的实证检验[J]. 中国经济问题, 2019, (6).
- [12] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 经济研究, 2010, (11).
- [13] 田祥宇, 杜洋洋, 李佩瑶. 高管任期交错会影响企业创新投入吗? [J]. 会计研究, 2018, (12).
- [14] 魏志华, 吴育辉, 李常青. 家族控制、双重委托代理冲突与现金股利政策——基于中国上市公司的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (7).
- [15] 徐小琴, 王菁, 马洁. 绩优企业会增加企业负面行为吗——基于中国制造业上市公司的数据分析[J]. 南开管理评论, 2016, (2).
- [16] 杨林, 和欣, 顾红芳. 高管团队经验、动态能力与企业战略突变: 管理自主权的调节效应[J]. 管理世界, 2020, (6).
- [17] 叶康涛, 张然, 徐浩萍. 声誉、制度环境与债务融资——基于中国民营上市公司的证据[J]. 金融研究, 2010, (8).
- [18] 张新民, 陈德球. 移动互联网时代企业商业模式、价值共创与治理风险——基于瑞幸咖啡财务造假的案例分析[J]. 管理世界, 2020, (5).
- [19] Belloc F. Corporate governance and innovation: A survey[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2012, 26(5): 835–864.
- [20] Chen W. Determinants of firms' backward-and forward-looking R& D search behavior[J]. *Organization Science*, 2008, 19(4): 609–622.
- [21] Chrisman J J, Patel P C. Variations in R& D investments of family and non-family firms: Behavioral agency and myopic loss aversion perspectives[J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55(4): 976–997.
- [22] Clough D R, Piezunka H. Tie Dissolution in market networks: A theory of vicarious performance feedback[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2020, 65(4): 972–1017.
- [23] Cyert R M, March J G. A behavioral theory of the firm[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1963.
- [24] Desai V M. The behavioral theory of the (governed) firm: Corporate board influences on organizations' responses to performance shortfalls[J]. *Academy of Management Journal*, 2016, 59(3): 860–879.
- [25] Driscoll J C, Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. *Review of economics and statistics*, 1998, 80(4): 549–560.
- [26] Fang C, Kim J H J, Milliken F J. When bad news is sugar-coated: Information distortion, organizational search and the behavioral theory of the firm[J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35(8): 1186–1201.
- [27] Fredrickson J W, Hambrick D C, Baumrin S. A model of CEO dismissal[J]. *Academy of Management Review*, 1988, 13(2): 255–270.
- [28] Gavetti G, Greve H R, Levinthal D A, et al. The behavioral theory of the firm: Assessment and prospects[J]. *Academy of Management Annals*, 2012, 6(1): 1–40.
- [29] Greve H R. Organizational learning from performance feedback: A behavioral perspective on innovation and change[M]. Cambridge University Press, 2003.
- [30] Harris J, Bromiley P. Incentives to cheat: The influence of executive compensation and firm performance on financial misrepresentation[J]. *Organization Science*, 2007, 18(3): 350–367.
- [31] Iyer D N, Miller K D. Performance feedback, slack, and the timing of acquisitions[J]. *Academy of Management Journal*, 2008, 51(4): 808–822.
- [32] Krause R, Semadeni M, Cannella Jr A A. CEO duality: A review and research agenda[J]. *Journal of Management*, 2014, 40(1): 256–286.
- [33] La-Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world[J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(2): 471–517.

- [34] Mullins W, Schoar A. How do CEOs see their roles? Management philosophies and styles in family and non-family firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119(1): 24–43.
- [35] Park U D, Boeker W, Gomulya D. Political ideology of the board and CEO dismissal following financial misconduct[J]. *Strategic Management Journal*, 2020, 41(1): 108–123.
- [36] Smulowitz S J, Rousseau H E, Bromiley P. The behavioral theory of the (community-oriented) firm: The differing response of community-oriented firms to performance relative to aspirations[J]. *Strategic Management Journal*, 2020, 41(6): 1023–1053.
- [37] Wiseman R M, Gomez-Mejia L R. A behavioral agency model of managerial risk taking[J]. *Academy of Management Review*, 1998, 23(1): 133–153.
- [38] Wu J, Tu R. CEO stock option pay and R& D spending: A behavioral agency explanation[J]. *Journal of Business Research*, 2007, 60(5): 482–492.
- [39] Yu W, Minniti M, Nason R. Underperformance duration and innovative search: Evidence from the high-tech manufacturing industry[J]. *Strategic Management Journal*, 2019, 40(5): 836–861.

Performance below Historical Aspirations, Management Autonomy and Financial Fraud

Lian Yanling¹, Liu Yilin², Zheng Weiwei³

(1. Faculty of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200062, China;

2. Naveen Jindal School of Management, The University of Texas at Dallas, State of Texas 75080, USA;

3. School of Management, Zhejiang University of Technology, Zhejiang Hangzhou 310023, China)

Summary: The ethical issues in the growth of firms have always been the focus of the practical and academic circles. When faced with underperformance, whether firms will take moral hazard to deal with this dilemma is an important issue worthy of discussion. Based on the behavioral theory of the firm (BTOF) and the upper echelon theory (UET), this research discusses the influence of negative performance aspirations on corporate financial fraud, and further analyzes the regulatory mechanism of management autonomy. Based on the data of Chinese listed firms from 2003 to 2016, our research mainly draws the following conclusions: First, when a firm performs far below its historical aspirations, the firm tends to adopt a greater degree of financial fraud behavior to deal with the operating pressure. Second, when the CEO serves as the chair of the board, the CEO has higher management autonomy, which strengthens the relationship between performance below historical aspirations and financial fraud. Third, the greater the degree of staggered tenure between the CEO and the CFO, and the lower the CEO's management autonomy, the weaker the positive relationship between performance below historical aspirations and financial fraud. Fourth, the higher the ownership concentration of the firm, and the stronger the shareholder's supervision on the CEO's participation in strategic decision-making, the weaker the CEO's ability to take financial fraud, thus inhibiting the positive relationship between performance below historical aspirations and financial fraud. Further research shows that, because the controlling family can indirectly influence the strategic decision-making of family business through the personnel arrangement of key positions, the staggered tenure between

(下转第92页)

that: The degree of tax avoidance is reduced after social insurance contributions are uniformly and fully collected by the tax department. The specific examination of the impact mechanism shows that, after the transfer of department in social insurance contributions, the tax department can master more financial information of enterprises and check their financial accounts through tax collection and audit, which improves the transparency of accounting information, and then restrains enterprise tax avoidance. Further study finds that the governance effect of the transfer of department in social insurance contributions on corporate tax avoidance is only reflected in the enterprises with weak tax collection and management, low audit quality and low analyst attention. From the new perspective of enterprise tax avoidance, this paper understands the governance effect of the transfer of department in social insurance contributions on enterprise financial behavior, enriches the literature on the impact of the transfer of department in social insurance contributions on micro enterprise behavior. The findings are helpful for policymakers to clarify the potential impact of the reform of the transfer of department in social insurance contributions on enterprises, and have policy implications for the government to further optimize social security system.

Key words: transfer of department in social insurance contributions; tax avoidance; information transparency; quasi-natural experiment

(责任编辑: 王西民)

(上接第60页)

the CEO and the CFO in family business strengthens the positive relationship between performance below historical aspirations and financial fraud. This paper has practical significance and enlightenment to standardize the legal operation of the firm, improve the corporate governance structure, and strengthen the internal control mechanism. This research has following contributions: First, it reveals the internal motivation that drives the firm to take financial fraud: performance below historical aspirations, which enriches the existing research in the field of corporate moral failure. Second, based on the perspective of motivation-ability, it introduces the CEO's management autonomy into the framework of performance below historical aspirations and financial fraud, discusses the regulating effect of internal governance mechanism, expands the boundary of the influence of performance below historical aspirations on the firm's financial fraud, and makes up for the previous literature which overemphasizes the impact of aspirations on executives' risk-taking motivation and ignores the importance of risk-taking ability. Third, it expands the boundary of corporate performance feedback from the perspective of corporate moral hazard, enriches the existing research based on the theory of corporate behavior, and provides a reasonable research direction for scholars in this field.

Key words: performance below historical aspirations; management autonomy; financial fraud; behavioral theory of the firm

(责任编辑: 王西民)