

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.005

欢迎按以下格式引用:徐奕红,赵红岩,孙汉明,等.非创始人CEO对企业盈余信息质量的影响:基于创业板公司的实证研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2020(4):112-126. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.005.



**Citation Format:** XU Yihong, ZHAO Hongyan, SUN Hanming, et al. The effect of non-founder CEO on the earnings information quality: Empirical study based on GEM listed companies in China[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2020(4):112-126. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.005.

# 非创始人CEO对企业盈余 信息质量的影响 ——基于创业板公司的实证研究

徐奕红,赵红岩,孙汉明,陈羽洁

(东华大学 旭日工商管理学院,上海 200051)

**摘要:**企业内部组织结构的变化如何影响企业的盈余信息质量尚未得到充分的研究。民营企业在创业初期通常由创始人兼任企业CEO,但随着企业的发展壮大,由于创始人的个人能力和经验无法满足企业的发展需要,创始人会放弃兼任企业的CEO转而寻找外部职业经理人,由此产生第一类代理问题;创始人、外部监管部门和投资者逐渐产生对企业提供高质量盈余信息质量的需求。文章以2009—2016年我国A股创业板市场的336家民营上市公司为研究对象,以盈余持续性、盈余反应系数以及盈余管理程度测度盈余信息质量,运用两阶段最小二乘法对非创始人CEO和公司盈余信息质量之间的关系进行了实证研究。研究表明:创始人放弃兼任CEO显著提高了企业盈余信息质量;相对于企业内部非创始人股东担任CEO而言,来源于经理人市场的CEO对盈余信息质量的正向作用更强;当企业所面临的外部环境信息压力较大时,非创始人担任CEO对盈余信息质量的正向影响被削弱。文章的研究结果表明,企业在发展过程中组织结构的变化是企业提高盈余信息质量的动机之一,同时这种动机也会受到外部信

修回日期:2019-03-20

**基金项目:**国家社会科学基金项目“政府综合财务报告制度研究”(14FJY004);浙江省自然科学基金项目“临港服务业的时空格局、影响机理及区位重构——以宁波为例”(LY16G030020);东华大学博士研究生学位论文创新项目资助“公司治理、信息披露质量对股价特质性波动的影响研究”(18D310808)

**作者简介:**徐奕红(1991—),女,安徽铜陵人,东华大学旭日工商管理学院博士研究生,主要从事企业战略管理研究,Email:xnz06@163.com;赵红岩(1963—),女,上海人,东华大学旭日工商管理学院金融系教授,博士研究生导师,主要从事企业战略管理、金融工程研究;孙汉明(1983—),男,上海人,东华大学旭日工商管理学院企业管理专业博士研究生,主要从事价值网、智能制造业研究;陈羽洁(1990—),女,山东烟台人,东华大学旭日工商管理学院企业管理专业博士研究生,主要从事产业经济与时尚创意产业研究。

息环境的影响。

**关键词:**非创始人 CEO;盈余信息质量;民营企业;创业板;两阶段最小二乘法

**中图分类号:**F275;F272.91

**文献标志码:**A

**文章编号:**1008-5831(2020)04-0112-15

## 一、研究背景与问题提出

全球证券市场正在快速发展,我国的证券市场也紧紧跟着国际证券市场快速向前发展,而企业的盈余信息对投资者至关重要。投资者根据企业的盈余信息进行投资决策。然而现实中如果企业进行盈余管理,那么所传递出来的信息就与企业真实发展不相一致,从而误导投资者进行投资决策,也不利于证券市场整体的健康发展。近些年来,经常有财务舞弊的丑闻被报道出来,大量消耗了投资者的投资热情,引起了学术界和实务界的关注和重视。

现有关于盈余管理动机的研究大多从外部投资人、债权人以及监管部门三个角度来进行解释。袁知柱等探讨了机构投资者持股对企业盈余管理方式选择的影响<sup>[1]</sup>。王云等基于生命周期理论,探讨了处于成长期、成熟期以及衰退期的企业,其负债水平与盈余信息质量的关系<sup>[2]</sup>。陈骏探讨了税收负担对盈余信息质量的影响以及影响路径<sup>[3]</sup>。可以看出,以上这些研究都是从外部视角探讨企业盈余信息质量的影响因素,而从企业成长过程中其组织结构变化的角度,探讨其对盈余信息质量的影响的文献较少。

在民营企业创立之初,通常都是由创始人经营管理着企业,并带领企业逐渐发展壮大,取得关键性的成功。但是当企业不断发展壮大并达到一定规模上市以后,创始人的个人能力和经验可能无法满足企业继续发展的需要。此时,创始人会放弃兼任企业的 CEO 转而寻找职业经理人来管理企业。民营企业发展过程中的这一情况为我们的研究提供了特有的背景。本文以民营企业发展过程中创始人寻求职业经理人而放弃自身的 CEO 管理职位为背景,探讨非创始人 CEO 对企业盈余信息质量的影响。作为与企业一起成长的创始人对企业有着非常特殊的感情,他们虽然放弃 CEO 的职位转而寻求职业经理人,但是他们对职业经理人往往也存在着不信任。这使得作为委托人的创始人与作为代理人的新任 CEO 之间产生利益冲突,出现第一类代理问题。此时,创始人股东为了降低代理成本而产生监督新任 CEO 的动机,而新任 CEO 也需要向原股东证明自己工作能力的工具,并且市场上的投资者也需要降低对公司所发布信息的解释成本,这三方都对高质量的盈余信息产生了需求。本文的实证结果表明,由非创始人担任 CEO 的企业的盈余信息质量要高于创始人兼任 CEO 的企业。进一步研究发现,在外部信息环境较好的地区,非创始人 CEO 对盈余信息质量的影响会被减弱。

本文的主要贡献在于:(1)现有关于创始人管理的文献,大多是研究创始人管理对企业绩效的影响<sup>[4-5]</sup>,或者是研究创始人的特质对公司内部治理效应的影响<sup>[6]</sup>,较少探讨创始人管理对企业盈余信息质量的影响,本文丰富了相关研究文献。(2)现有研究主要是从投资人、债权人以及政府监管部门的视角探讨企业提高盈余信息质量的动因,而较少从企业发展过程中其组织结构变化的角度,探讨企业提高盈余信息质量的内部原因,本文丰富了有关盈余管理动机的研究文献。(3)Healy 和 Palepu 认为如果以成熟的企业为对象,探讨组织结构与盈余信息质量的关系,可能会出现内生性问题,使得结果并不准确<sup>[7]</sup>。而我国创业板 2009 年才正式上市,本文以我国创业板中民营企业为

样本,为相关研究提供了新的情境。

## 二、文献综述与研究假设

根据委托代理理论,初创企业中,在创始人一手创立并发展壮大企业的过程中,创始人积累了大量的管理经验和能力。此时,将战略决策权力赋予创始人股东及其团队,能够有效地降低企业的代理成本。但生命周期理论认为,随着企业的发展壮大尤其是在上市之后,创始人的个人经验和能力可能会与企业的发展需求不相匹配,此时不论是企业组织和发展模式还是经营战略都需要进行转型,由创始人兼任 CEO 转向职业经理人管理企业成为必然趋势<sup>[8]</sup>。而创始人股东与新任 CEO (职业经理人)在风险偏好、发展战略以及期望回报等方面的异质性,导致了创始人股东与新任 CEO 之间的委托代理矛盾。此外,虽然法律能够帮助陌生的双方建立信任并为双方提供保护,但作为新兴经济体的我国,各种法律制度还有待完善,在这样的情形下,聘请职业经理人可能存在一定的风险,例如可能会导致企业内部信息的泄露。如果创始人与职业经理人之间一直存在着严重的不信任,必然会给企业带来破产的风险,也会降低投资人的信任程度。为了缓解创始人股东与新任 CEO 之间的矛盾,降低创始人股东与职业经理人的委托代理成本,以及提高投资者对企业的信心,都需要企业提供高质量的盈余信息。

首先,创始人需要降低对职业经理人的监督成本。创始人兼任 CEO 通常可以使控股股东与管理层的利益趋于一致,缓和他们之间的代理问题,并且还可以为 CEO 提供便利的决策条件<sup>[9-11]</sup>。对于民营企业也是如此,创始人通常不仅拥有较高的股权比例,而且往往还兼任企业的 CEO。创始人兼任 CEO 可以缓解股东与管理层之间的矛盾。但是随着创始人的个人能力与经验无法继续满足企业的发展需要转而寻求职业经理人时,创始人股东的经营权和控制权分离,随着创始人两权分离,第一类代理(委托人与代理人)问题产生,这必然会引起企业的关注。并且在中国情境下成长的创始人,在企业里拥有比较特殊的地位。对于这些创始人,企业就像他们一手带大的“孩子”,因此他们对企业有着非常特殊的感情以及超乎外部经理人的忠诚。故而第一类代理问题也必然会引起创始人及其团队的重视<sup>[12]</sup>。

其次,外部经理人需要降低对创始人股东的保证成本。作为外部经理人,面对创始人股东及其团队的不信任,经理人也亟需证明自己的管理能力,而高质量的盈余信息对新任 CEO 来说是一种很好的自我约束与评价工具。高质量的盈余信息披露可以降低新任 CEO 对原股东的保证成本(即守约成本)。保证成本是新任 CEO 实施自我约束,以向创始人股东保证自己尽职勤勉的成本。这些成本会计入企业的管理费用中,从而降低企业的盈利,而对经理人业绩评价的重要标准之一就是企业的盈利水平,因此保证成本的存在不利于经理人个人薪酬的提高以及下一届 CEO 连任资格的获得,甚至会影响到其在经理人市场上的声誉。因此,为了降低自身的保证成本,经理人就有动力提高盈余信息质量,减少创始人股东对自身的不信任。

最后,企业需要持续吸引投资者的关注。Bamford 等发现创始人股东所建立的社会资本是民营企业取得成功的重要因素,而由于社会资本本身难以传递给继任者的这一特有属性,市场上的中小投资者对公司核心创业人员的人事变动就格外关注<sup>[13]</sup>。并且在创始人股东放弃兼任 CEO 后,创始人股东由于和企业的特殊的情感联结而并未完全放弃对企业的经营决策权,这势必会引起两个职位的决策分歧,并且在出现错误的决策之后,也容易引起他们之间的责任推诿。因此在创始人从兼

任企业 CEO 到放弃兼任 CEO 的过程中(也即创始人放弃经营权的过程),中小投资者会更加关注企业经营决策的变化,在作出投资决策时也需要更多的信息支持。故而,在创始人放弃兼任 CEO 转而寻求职业经理人后,市场上的中小投资者也会要求更加透明的治理机制。

决策有用观认为,高质量的会计信息应该具备相关性、可靠性、可理解性和可比性这四大特征。而盈余信息质量是投资者最为关心的会计信息之一,已有文献中有很多学者用盈余信息质量代表会计信息质量<sup>[14-16]</sup>。作为会计信息质量重要组成部分之一的盈余信息质量,能够通过监视管理层的行为帮助企业缓解代理成本。目前,学术界对盈余质量的定义还没有形成一个统一的意见,但普遍认同两点,第一,盈余管理的类型有两种,分别是基于操纵会计准则政策的应计盈余管理行为和基于真实交易活动的真实盈余管理行为。第二,高质量的盈余信息应具备以下特征:较低的盈余管理程度(应计盈余管理程度和真实盈余管理程度);具备较好的持续性和较低的波动性;具备较高的价值相关性;具有较强的对未来的预测能力和对企业经营业绩的解释能力。根据盈余管理的形式以及高盈余质量的特征,可以将衡量盈余质量的指标大致分为三类:(1)包括盈余持续性、盈余管理程度(应计盈余管理和真实盈余管理)在内的盈余属性指标;(2)以盈余反应系数为代表的盈余市场反应指标;(3)以财务重述为代表的第三方<sup>[17]</sup>。根据数据的可得性以及本文的研究内容,本文采用盈余管理程度、盈余持续性、盈余预测能力以及盈余反应系数四项指标来测度盈余信息质量。

作为公司的所有者——创始人及其团队,在放弃兼任 CEO 之后,有强烈的动机去监督新任 CEO 的行为以保证自己的利益不受损失。创始人股东会与新任 CEO 签订一系列合约来保证新任 CEO 严格履行自己的责任,但在这一过程中会产生大量的计量成本和执行成本<sup>[18]</sup>。而高质量的盈余信息可以帮助创始人股东降低执行合约过程中产生的成本。此外,高质量的盈余信息也可以帮助减少创始人(原股东)与新任经理人的决策分歧以及他们之间的责任推诿行为。作为外部经理人,由于创始人股东对自己的不信任,新任 CEO 也需要提供高质量的盈余信息来向创始人股东证明自己的工作能力。方军雄指出度量成本是企业选择何种薪酬契约的重要依据,如果创始人股东对新任 CEO 的工作成果的度量成本较高,将不利于新任 CEO 的利益<sup>[19]</sup>。因此,非创始人 CEO 比创始人 CEO 对薪酬业绩的敏感性更强,其自我评价也更依赖于盈余信息。从市场上中小投资者的角度,当创始人兼任 CEO 时,由于民营企业发展主要依赖于创始人的社会资本,所以中小投资者可以降低对盈余信息质量的要求而相信创始人的个人能力和经验。但是当创始人放弃兼任 CEO 之后,中小投资者对这种公司核心成员变动就异常敏感,也就需要更高质量的信息来支持自己的投资决策,以降低自己对公司经营决策的解读成本。因此,当创始人放弃兼任 CEO 后,企业向客户、供应商传递高质量的盈余信息以降低企业内外部的信息不对称、获取投资者和合作伙伴的信任就显得非常重要。

基于以上分析,本文提出以下假设。

假设 1:相比于创始人兼任 CEO 的民营企业,非创始人 CEO 所在的企业其盈余信息质量更好。

此外,在非创始人担任 CEO 的公司,这些 CEO 的来源并不单一,既有直接从外部经理人市场空降的,也有从内部前十大股东中选出的(不包括创始人股东),这些不同来源的外聘 CEO 对企业盈余信息质量会产生不同的影响<sup>[20]</sup>。前十大非创始人股东是外部 CEO 中较为特殊的一类,一方面,由于他们不是创始人团队中的一员,在很大程度上能够代表外部中小股东的利益;另一方面,作为前十大股东的一员,其与控股股东的关系又较为紧密。因此,当前十大非创始人股东出任 CEO 时,一方面缓解了控股股东与外部中小股东之间的矛盾,从而降低了对缓解机制——盈余信息质量的要

求;另一方面作为股东 CEO,便于与其他创始人股东就企业经营方针进行沟通与讨论,也降低了对盈余信息质量的要求。因此,对于非创始人担任 CEO 的公司,本文进一步提出了如下假设。

假设 2:相对于由前十大非创始人股东担任 CEO 的公司而言,由经理人市场空降的 CEO 对企业盈余信息质量的正向影响更大。

Frankel 和 Li 研究发现,企业处于不同的外部信息环境下,其对自身的信息披露质量的改善程度存在着差异<sup>[21]</sup>。如果外部环境信息压力较大,那么企业本身在外界较大的压力下盈余操控的空间就会变小,即企业本身很可能就会提供高质量的盈余信息。此时,提供高质量盈余信息的边际收益就会减小,那么非创始人担任 CEO 后,企业提高其盈余信息质量的动力就会减弱。

基于此,本文提出假设 3:外部环境信息压力越大,非创始人 CEO 对盈余信息质量的正向影响就越弱。

### 三、样本选择与模型设计

#### (一) 样本选择

本研究采用的数据来自于中国创业板从 2009 年 10 月上市以来到 2016 年 12 月 31 日所有 A 股市场上市的民营企业。其中,创始人团队成员,创始人年龄、创始人受教育水平等个人信息均来自于上市公司招股说明书,并以其他公开来源的信息作为补充。其他公司财务及治理数据均由 CSMAR 数据库提供。所选取的公司按照如下标准进行筛选:(1)剔除 ST 和 PT 类上市公司。(2)剔除数据缺失的公司。(3)剔除集体企业改制上市的公司。(4)剔除创始人难以识别的公司。最后本文共得到 336 家创业板民营上市公司,合计 2 042 条观测值,并对上述连续变量进行首尾 1%的缩尾处理。

#### (二) 模型设计和变量定义

除了创始人是否担任公司 CEO 可能会影响公司的盈余信息质量以外,还有公司特征、监管环境等也会影响公司盈余信息质量,并且这些因素也会影响创始人是否会担任公司的 CEO。此时,如果直接进行回归则容易产生内生性问题,因此,本文采用两阶段最小二乘法,以期控制内生性问题。首先,本文选取一系列对创始人是否担任 CEO 有显著影响但对盈余信息质量影响较小的外生变量,对创始人担不担任 CEO 进行拟合。

参考 Li 和 Srinivasan<sup>[22]</sup>的研究,本文在第一阶段拟合中选取以下变量:创始人团队的平均年龄(Fage)、创始人团队的成员个数(Fnum)、创始人团队成员中具有经管类学位的人数(Fmnum)、公司成立年限及规模(Listyear, size)、公司研发费用占总资产比重(R&D)、地区与行业特征(west, east; industry)。在第一阶段中,我们采用模型(1):

$$NFCEO_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Fage_{i,t} + \theta_2 Fnum_{i,t} + \theta_3 Fmnum_{i,t} + \theta_4 size_{i,t} + \theta_5 Listyear_{i,t} + \theta_6 R\&D_{i,t} + \theta_7 west_{i,t} + \theta_8 east_{i,t} + \sum_j \theta_j industry_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NFCEO_{mat_{i,t}} = \hat{NFCEO}_{i,t} \quad (2)$$

其次,本文将式(2)中生成的 NFCEO<sub>mat</sub> 代入模型(3)、模型(4)和模型(5)中,进行第二阶段的回归。参考周晓苏等学者<sup>[23-25]</sup>的研究,本文采用盈余持续性、盈余反应系数和盈余管理程度(应计盈余管理程度和真实盈余管理程度)作为盈余质量的衡量指标。

根据盈余质量度量的不同方式,构建不同的计量模型。参考 Easton 和 Zmijewsk<sup>[26]</sup>、Dichew 和

Tang<sup>[27]</sup>的研究,构建盈余回报模型,其中自回归系数即可作为盈余持续性的代理变量,自回归系数越大,盈余的持续性越好。

$$NII_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NII_{i,t-1} + \alpha_2 NFCEO_{i,t} + \alpha_3 NII_{i,t-1} \times NFCEO_{i,t} + \sum \alpha_j Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中 NII 代表当期盈余水平(净利润/期末总资产),若  $\alpha_3$  为正,则表明在由非创始人及其团队成员担任 CEO 的公司中,其盈余持续性越好。

参考陆正飞和张会丽<sup>[28]</sup>的研究成果,构建回归模型(4),考察非创始人 CEO 对盈余反应系数的影响。

$$CAR_t = \beta_0 + \beta_1 UE_t + \beta_2 NFCEO_{i,t} + \beta_3 UE_t \times NFCEO_{i,t} + \sum \beta_j Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中  $CAR_t$  为第  $t$  年 5 月 1 日至  $t+1$  年 4 月 30 日股票的累计超额回报率,  $UE_t$  为未预期盈余(第  $t$  年的实际每股盈余-第  $t-1$  年每股盈余),若  $\beta_3$  为正,表明非创始人 CEO 对企业盈余反应系数具有正向作用。

模型(5)探讨了非创始人 CEO 对应计/真实盈余管理程度的影响,若应计/真实盈余管理程度越高,则表明该企业盈余信息质量越低。

$$AM_{i,t}/RM_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 NFCEO_{i,t} + \sum \gamma_j Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

上式中,  $AM_{i,t}$  为公司  $i$  在  $t$  期的操纵应计利润,本文采用修正的 Jones<sup>[29]</sup> 截面模型计算操纵应计利润(取绝对值)来衡量公司  $i$  在  $t$  期的应计盈余管理程度。  $RM_{i,t}$  代表第  $t$  期该公司的真实活动盈余管理程度。真实盈余管理程度的计算参考 Roychowdhury<sup>[30]</sup> 的文献,将真实盈余管理分为三类,分别是销售操控、生产操控和费用操控。式(5)右边的  $NFCEO_{i,t}$  为公司  $i$  在  $t$  期的创始人是否兼任 CEO 的虚拟变量:1 代表创始人及其团队中无一人担任 CEO,0 代表公司 CEO 来自于创始人及其团队。参考翟光宇等<sup>[31-32]</sup> 的文献,本文选取的控制变量分别反映了公司治理特征、企业财务特征以及审计特征。表 1 列举出了具体控制变量的定义及计算方法。

上述模型中应计盈余信息质量计算方法如下,参考以往文献,利用 Jones 截面模型计算出应计盈余管理程度<sup>[22]</sup>。操控性应计项目额(即企业应计盈余管理程度)=应计项目总额-应计项目中不可操控的部分。具体计算公式如下:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \delta_0 + \frac{\delta_1}{A_{t-1}} + \delta_2 \left( \Delta REVENUE_t - \frac{\Delta AR_t}{A_{t-1}} \right) + \delta_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (6)$$

上式中:  $TA_t = NI_t - CFO_t$  ( $TA_t$  代表经营性应计项目总额,  $NI_t$  代表营业利润,  $CFO_t$  代表经营活动现金流量净额);  $A_{t-1}$  代表该企业第  $(t-1)$  年的年末总资产;  $\Delta REVENUE_t$  代表该企业第  $t$  年的营业收入增加额;  $\Delta AR_t$  代表该企业第  $t$  年的应收账款增加额;  $PPE_t$  代表该企业第  $t$  年固定资产原值;  $\varepsilon_t$  代表残差项。分行业和年度对式(6)进行回归,可以得到  $\delta_0$ 、 $\delta_1$ 、 $\delta_2$  和  $\delta_3$  的估计值,记作  $\hat{\delta}_0$ 、 $\hat{\delta}_1$ 、 $\hat{\delta}_2$ 、 $\hat{\delta}_3$  代入式(6)进行回归,得到正常的应计项目总额 NDA。

则操控性应计项目额为:

$$AM_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - NDA_t \quad (7)$$

最后对式(7)计算出来的  $AM_t$  取绝对值,取绝对值后的  $AM_t$  越大,代表该公司应计项目盈余管理程度越严重。

参考 Roychowdhury<sup>[30]</sup> 的文献,将真实盈余管理分为三类,分别是销售操控、生产操控和费用操控。分别对式(8)、式(9)和式(10)分年度、分行业回归后得到的正常情况下的经营活动现金流量、生产成本以及可操控性费用,然后再用实际的经营现金流量、生产成本以及可操控性费用减去正常情况下的经营活动现金流量、生产成本以及可操控性费用就可得到销售操控(RM\_CFO)、生产操控(RM\_PRODUCT)以及费用操控(RM\_COST)。

$$\frac{CFO_t}{A_{t-1}} = \rho_0 + \frac{\rho_1}{A_{t-1}} + \frac{\rho_2 \times REVENUE_t}{A_{t-1}} + \frac{\rho_3 \times REVENUE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (8)$$

上式中,CFO代表经营活动现金流量额; $\rho_0$ 是截距; $\rho_i$ 为估计系数, $i=1,2,3$ ; $\varepsilon_t$ 为残差项。

$$\frac{PRODUCTION}{A_{t-1}} = \kappa_0 + \frac{\kappa_1}{A_{t-1}} + \frac{\kappa_2 \times REVENUE_t}{A_{t-1}} + \frac{\kappa_3 \times \Delta REVENUE_t}{A_{t-1}} + \frac{\kappa_4 \times \Delta REVENUE_{t-1}}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (9)$$

上式中,PRODUCTION代表生产成本; $k_0$ 是截距; $k_i$ 是估计系数, $i=1,2,3,4$ ; $\varepsilon_t$ 为残差项。

$$\frac{COST}{A_{t-1}} = \eta_0 + \frac{\eta_1}{A_{t-1}} + \frac{\eta_2 \times REVENUE_{t-1}}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中:COST代表可操控性费用(管理费用与销售费用之和); $\eta_0$ 是截距; $\eta_i$ 是估计系数, $i=1,2$ 。由式(8)、式(9)与式(10)可算得销售操控(RM\_CFO)、生产操控(RM\_PRODUCT)以及费用操控(RM\_COST)。参考李增福等<sup>[33]</sup>的做法,令 $RM = RM\_PRODUCT - RM\_CFO - RM\_COST$ ,RM就是度量一个企业真实盈余管理程度的综合指标。

表1 变量定义及计算方法

变量	变量计算方法	
解释变量与 被解释变量	$NII_t$	当期盈余水平,净利润/期末总资产
	$CAR_t$	第t年5月1日至t+1年4月30日股票的累计超额回报率
	$UE_t$	未预期盈余,第t年的实际每股盈余-第t-1年每股盈余
	$AM_t$	分年度、分行业对截面Jones模型进行回归,得到 $AM_t$
	$RM_t$	利用Roychowdhury的模型计算得到
	$NFCEO_t$	t期公司CEO是否由创始人及其团队担任,是取0,否则取1
	$FGDMY_t$	代表t期市场化进程的虚拟变量。以樊纲2013年对各地区的市场化进程的评分为基础,将得分大于中位数的地区赋值为1,否则为0
	$ALSDMY_t$	代表t期分析师跟踪数量的虚拟变量,若大于样本中位数则为1,否则为0
控制变量	$size_t$	公司t期总资产的自然对数
	$lev_t$	公司t期的资产负债率
	$bm_t$	公司t期的账面市值比
	$roa_t$	公司t期资产收益率
	$bsize_t$	t期董事会人数的自然对数
	$cage_t$	t期CEO年龄的自然对数
	$top_t$	t期实际控制人控股比例
	$audop_t$	若t期为标准审计意见为1,否则为0

## 四、实证检验结果分析

### (一) 变量的描述性统计结果

表 2 列示了本研究所涉及的主要变量的描述性统计。从表 2 中我们可以看出, NII 的均值为 0.039, 说明样本公司平均而言是盈利的。CAR 的均值为负, 且标准差较大, 说明样本公司的累积超额回报平均为负, 且样本公司之间的差异较大。UE 均值为 -0.001, 且其标准差为 0.088, 表明从总体上看, 实际的盈余与预期的盈余差别较小。无论是应计盈余管理还是真实盈余管理, 极小值与极大值之间差距较大, 表明样本公司间的差异较大, 有的公司盈余信息质量非常好, 而有一部公司的盈余信息质量较差。NFCEO 的均值为 0.179, 表明约有 20% 的创始人会放弃兼任公司 CEO 转而寻找外部职业经理人。此外, 在控制变量中我们发现, 样本公司总体规模的绝对值较小, 并且样本公司的平均董事会规模也较小(2.076), 这与创业板公司规模较小的现状相符。同时, 样本公司的平均资产负债率仅为 25.3%, 远远低于主板上市公司的资产负债率。从盈利能力看, 创业板上市公司的平均收益率为 8.8%, 高于主板上市公司。

表 2 主要变量的描述性统计特征

变量	样本数	均值	标准差	极小值	P <sub>25</sub>	中位数	P <sub>75</sub>	极大值
NII	2 042	0.039	0.066	-0.223	-0.003	0.033	0.192	0.335
CAR	2 042	-0.025	0.396	-0.895	-0.320	-0.093	7.625	9.830
UE	2 042	-0.001	0.088	-0.478	-0.028	-0.001	0.333	0.558
AM	1 706	0.226	0.229	0.000 2	0.107	0.185	0.280	3.085
RM	1 370	0.017	0.163	-1.362	-0.064	0.022	0.109	3.080
NFCEO	2 042	0.179	0.384	0	0	0	0	1
size	2 042	21.028	0.771	18.680	20.520	20.940	21.460	24.760
lev	2 042	0.253	0.162	0.011	0.126	0.219	0.357	0.886
bm	2 042	0.290	0.161	0.022	0.171	0.249	0.383	0.966
roa	2 042	0.088	0.094	-1.422	0.048	0.084	0.124	0.671
bsize	2 042	2.076	0.186	1.386	1.946	2.197	2.197	2.565
cage	2 042	47.880	6.174	28	44	48	52	70

### (二) 实证结果分析

表 3 列示了模型(3)、模型(4)和模型(5)的回归结果。模型(3)的回归结果显示盈余水平与非创始人 CEO 的交互项的系数为 3.035, 且在 1% 的水平上显著, 表示在非创始人担任 CEO 的公司中, 其盈余持续性更好。模型(4)的回归结果显示未预期盈余与非创始 CEO 的交互项的回归系数为 3.091, 且在 1% 的水平上显著, 表明非创始人担任 CEO 有利于盈余反应系数的提高。模型(5)的回归结果显示应计盈余管理程度与非创始人 CEO 的回归系数为 -0.252 并且在 1% 的水平上显著, 表明在创始人不担任 CEO 的公司, 其应计盈余管理程度较低, 支持了本文的假设 1。真实盈余管理程度与非创始人 CEO 的回归系数为 -0.036 并在 5% 的水平上显著, 表明在创始人不兼任 CEO 的公司, 其真实盈余管理程度较低, 也支持了本文的假设 1。



综合来看,无论从盈余持续性、盈余反应系数还是盈余管理程度视角(应计盈余管理程度、真实盈余管理程度),创始人放弃兼任公司 CEO,会提高企业的盈余信息质量。

表3 对假说1的检验

variables	模型(3)	模型(4)	模型(5)	
	NII	CAR	AM	RM
$NII_{t-1}$	0.369*** (16.33)			
$NFCEOmat_t$	1.122* (2.97)	0.183** (6.824)	-0.252*** (-19.99)	-0.036** (-3.001)
$NII_{t-1} \times NFCEOmat_t$	3.035*** (11.98)			
$UE_t$		2.105*** (16.82)		
$UE_t \times NFCEOmat_t$		3.091*** (4.834)		
$size_t$	0.008*** (8.923)	-0.001** (-1.801)	0.004 (0.562)	-0.033*** (-4.908)
$lev_t$	-0.004 (-1.425)	-0.002* (-3.33)	0.253*** (8.1)	0.303*** (9.924)
$bm_t$	0.323 (1.829)	0.284 (5.532)	-0.063* (-2.129)	0.103*** (3.619)
$roa_t$	0.058*** (6.822)	0.089*** (8.711)	-0.238*** (-4.651)	-0.398*** (-8.029)
$bsize_t$	0.038* (3.234)	0.009** (5.633)	-0.012 (-0.468)	0.071** (2.899)
$cage_t$	-0.002 (-8.281)	-0.012 (-9.876)	0.061 (1.719)	0.03 (0.886)
$top_t$	0.001* (2.46)	0.009* (7.061)	-0.045 (-1.323)	-0.014 (-0.444)
$audop_t$	-0.035 (-2.22)	-0.028 (-7.74)	0.065 (1.786)	-0.043 (-1.223)
constant	-0.261*** (-14.11)	0.589*** (7.82)	0.359*** (2.713)	0.433* (0.021)
Industry/year	yes	yes	yes	yes
observations	2 042	2 042	1 706	1 370
Adjusted R <sup>2</sup>	0.225	0.155	0.194	0.188
N_clust	336	336	336	336

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

此外,为了检验假设2——不同来源的外聘 CEO 对盈余信息质量是否有不同的影响,本文将由非创始人担任 CEO 的样本公司分成两组:0组代表 CEO 来自于外部经理人市场,1组代表 CEO 来自企业内部前十大非创始人股东。同样利用模型(3)、模型(4)和模型(5)进行回归,回归结果见表4。

由表4可以看出,在模型(3)和模型(4)中, $NII_{t-1} \times NFCEOmat_t$ 和 $UE_t \times NFCEOmat_t$ 在0组的回归

系数均大于在 1 组的回归系数,且都在 1%的水平上显著,表明,来自经理人市场的 CEO 更有利于企业盈余信息质量的提高。在模型(5)中,NFCEOmat<sub>t</sub> 在 0 组的回归系数分别为-0.183 和-0.199,而在 1 组的回归系数为-0.069 和-0.015,都在 1%的水平上显著,表明来自经理人市场的 CEO 对盈余管理的抑制作用更强。综上,假设 2 得到验证。

表 4 对假说 2 的检验

variables	模型(3)		模型(4)		模型(5)			
	NII		CAR		AM		RM	
	0 组	1 组	0 组	1 组	0 组	1 组	0 组	1 组
NII <sub>t-1</sub>	0.274 *** (13.88)	0.298 *** (11.096)						
NFCEOmat <sub>t</sub>	1.443 * (8.092)	1.039 * (7.223)	0.225 *** (6.796)	0.201 * (7.83)	-0.183 *** (-16.63)	-0.069 *** (-13.207)	-0.199 *** (-5.63)	-0.015 *** (-6.796)
NII <sub>t-1</sub> ×NFCEOmat <sub>t</sub>	3.933 *** (6.389)	2.874 *** (9.011)						
UE <sub>t</sub>			2.802 *** (13.25)	3.033 *** (11.08)				
UE <sub>t</sub> ×NFCEOmat <sub>t</sub>			4.23 *** (7.891)	2.917 *** (9.611)				
Industry/year	yes		yes		yes		yes	
observations	1 130	912	1 130	912	940	766	758	612
Adjusted R <sup>2</sup>	0.236	0.212	0.167	0.152	0.204	0.189	0.224	0.206
N_clust	186	150	186	150	186	150	186	150

注:(1)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;(2)控制变量的回归结果与表 3 基本一致,故不在此列示。后同。

### (三) 稳健性检验

为了保证本文的实证结果的正确性与稳健性,本文使用两种方法对实证结果的稳健性进行检验。首先,本文从盈余持续性、盈余反应系数以及应计盈余管理程度和真实盈余管理程度四个角度对盈余信息质量变量进行度量,以保证实证结果的全面性。上文中的实证结果表明,非创始人 CEO 管理对企业的盈余持续性、盈余反应系数都具有显著的正向影响,而对应计项目盈余管理和真实活动盈余管理都有显著的抑制作用,也就是说,非创始人 CEO 管理有益于企业盈余信息质量的提高。同时,本文还采用了双重差分模型(DID)对本文所使用的模型(5)进行了稳健性检验,即在排除其他影响盈余信息质量的因素的前提下分离出创始人放弃兼任 CEO 这一行为对企业盈余信息质量的净影响。双重差分模型的基本思想如下:实验样本由两部分组成,一组是受非创始人 CEO 管理影响的“实验组”,一组是未受非创始人 CEO 管理影响的“参照组”。根据两组在创始人卸任 CEO 前后的相关信息,能够计算出实验组和参照组在创始人卸任 CEO 前后企业盈余信息质量的变化量,然后将上述变量进行求差,以反映出创始人卸任 CEO 对“实验组”的净影响。参考许楠等<sup>[34]</sup>的研究,本文将稳健性模型设定如下:本文选的“实验组”为在样本观测年度内,创始人放弃了兼任企业的 CEO,“参照组”为创始人一直担任公司 CEO 的公司。以创始人放弃兼任 CEO 的公司为依据进行配

对,配对规则为:(1)剔除“实验组”和“参照组”IPO当年的观测值。(2)样本公司能够查到至少3年的观测值。(3)要求能够观察到“实验组”的企业在样本观测年度内创始人CEO离任的情况;(4)要求“参照组”企业的创始人一直担任公司的CEO;(5)参考以往公司治理类的文献,我们以行业和资产为依据进行匹配,即在创始人卸任CEO的前一年选择在同一行业中资产规模与之最接近的公司作为它的参照组。按照以上配对原则,本文最后共得到118对公司,1365条观测值。回归方程设定如公式(11)所示:

$$AM_{i,t}(RM_{i,t}) = \nu_0 + \nu_1 \text{treat}_{i,t} + \nu_2 \text{post}_{i,t} + \nu_3 \text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t} + \sum \nu_j \text{Control} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

在上式中:treat取1代表“实验组”,即在样本可观测年度内有非创始人担任CEO的公司;treat取0代表“参照组”,即在样本可观测年度内创始人一直担任CEO的公司。post为1代表创始人放弃兼任CEO的当期及未来观测期,其他情况取0。treat×post为代表是否为实验组的虚拟变量与代表处理后期间的虚拟变量的交互项。 $\varepsilon$ 为回归方程的残差项。

表5展示了模型(11)的回归结果。由表5我们可以看到,treat和post的交互项在应计项目盈余管理以及真实活动盈余管理模型中的系数分别为-0.257和-0.336,且分别在1%以及5%的水平上显著,说明创始人放弃兼任CEO后企业的盈余信息质量有了显著提高,与我们的假设1相符。同时,只有post单变量在应计项目盈余管理的回归模型中的系数在10%的水平上显著,其他无论是treat单变量还是post单变量,在两个模型中都不显著,这表明我们所选取的配对公司及他们的趋势都较为相似,配对公司较为合理。以上结果表明,上述的实证结果较为稳健。

表5 稳健性检验——DID模型

	AM		RM	
	系数	T值	系数	T值
treat×post	-0.257***	-7.95	-0.336**	-2.986
treat	-0.003	-0.191	0.004	0.066
post	0.068*	2.117	0.104	0.928
size	-0.005	-0.539	-0.142***	-4.873
lev	0.296***	7.576	0.261	1.924
bm	-0.092*	-2.529	0.019	0.148
roa	-0.236***	-3.799	-0.839***	-3.882
bsize	-0.001	-0.044	0.301**	2.787
cage	0.101*	2.461	-0.049	-0.329
top	-0.02	-0.479	0.023	0.160
adopt	0.078	1.838	-0.057	-0.383
industry/year	控制		控制	
observations	1129		893	
Adjust_R <sup>2</sup>	0.161		0.238	
N_clust	236		236	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

## 五、进一步研究

为了验证假设 3,本文从宏观维度选取“市场化指数”,从微观维度选取“分析师跟踪数量”来验证外部信息环境压力对盈余信息质量与非创始人 CEO 管理关系的调节作用<sup>[35]</sup>。樊纲等 2013 年编制的中国市场化指数报告计算了各省份的市场化指数(FGDMY)得分,得分越高表明该地区的市场化程度越高。根据各省份市场化指数的中位数将样本企业分成两组,0 组代表市场化程度较高的地区,1 组代表市场化程度较低的地区。利用模型(3)、模型(4)和模型(5)进行回归,回归结果列示在表 6。从表 6 可以看出,模型(3)中 0 组的  $NII_{t-1} \times NFCEOmat_t$  的回归系数为 1.092,而 1 组的回归系数为 2.056,且都在 10%的水平上显著。表明在市场化程度高的地区,非创始人 CEO 对盈余持续性的积极作用被削弱。模型(4)和模型(5)中的结果与模型(3)的结果保持一致,均说明了市场化程度降低了非创始人 CEO 对盈余信息质量的积极作用。

表 6 不同外部环境压力的调节作用——市场化指数

variables	模型(3)		模型(4)		模型(5)			
	NII		CAR		AM		RM	
	0 组	1 组	0 组	1 组	0 组	1 组	0 组	1 组
$NII_{t-1}$	0.281** (13.211)	0.263** (8.76)						
$NFCEOmat_t$	0.893* (3.68)	0.789* (4.43)	0.163 (8.882)	0.257* (7.93)	-0.016* (-0.179)	-0.052** (-0.223)	-0.591 (-2.547)	-0.671** (-0.234)
$NII_{t-1} \times NFCEOmat_t$	1.092* (7.771)	2.056* (3.23)						
$UE_t$			1.07** (9.055)	2.201** (10.28)				
$UE_t \times NFCEOmat_t$			0.932** (7.821)	2.083*** (7.96)				
Industry/year	yes		yes		yes		yes	
observations	1 130	912	1 130	912	940	766	758	612
Adjusted R <sup>2</sup>	0.203	0.211	0.182	0.19	0.142	0.155	0.143	0.166
N_clust	186	150	186	150	186	150	186	150

注:(1)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;(2)控制变量的回归结果与表 3 基本一致,故不在此列示。后同。

此外,我们还选取了“分析师跟踪数量”这一变量来度量外部环境信息压力。分析师通常会较为深入地阅读上市公司的财务报告及相关公告,并且他们也有能力和机会通过拜访的方式与上市公司的高管、员工、合作伙伴等进行面对面的交流以获取公开方式难以获取的私有信息。施先旺等认为,分析师在缓解资本市场中的信息不对称方面发挥了重要作用<sup>[36]</sup>。Frank 和 Li 也认为分析师不仅能够减少公司内外部的信息不对称,还能够监督公司的信息披露行为<sup>[21]</sup>。因此,本文选取“分析师跟踪数量”来衡量企业所面临的外部信息环境。同样根据样本中位数将样本企业分为两组,0 组代表分析师跟踪较多的一组,1 组代表分析师跟踪较少的一组。回归结果如表 7 所示:在外部信息环境压力较大的情况下,创始人放弃兼任 CEO 对盈余信息质量的正向影响遭到削弱。

综合表6和表7,我们可以认为,随着外部信息环境压力的增大,非创始人管理对提高企业盈余信息质量的正向效应会减弱,支持了本文的假设3。

表7 不同外部环境压力的调节作用——分析师跟踪数量

variables	模型(3)		模型(4)		模型(5)			
	NII		CAR		AM		RM	
	0组	1组	0组	1组	0组	1组	0组	1组
$NII_{t-1}$	0.181** (7.23)	0.204** (6.323)						
$NFCEOmat_t$	0.663* (4.021)	0.896* (4.78)	0.063 (5.124)	0.058 (7.101)	-0.117 (-0.169)	-0.122** (-0.2)	-0.611 (-2.12)	-0.231** (-2.104)
$NII_{t-1} \times NFCEOmat_t$	3.232 (6.066)	1.034* (7.155)						
$UE_t$			0.071** (7.15)	0.22** (9.301)				
$UE_t \times NFCEOmat_t$			1.32* (1.82)	3.05*** (2.196)				
Industry/year	yes		yes		yes		yes	
observations	1130	912	1130	912	940	766	758	612
Adjusted R <sup>2</sup>	0.193	0.201	0.192	0.197	0.153	0.156	0.169	0.176
N_clust	186	150	186	150	186	150	186	150

## 六、研究结论和建议

企业的盈余信息对于外部投资者、政府部门监管者以及企业所有者等利益相关者都至关重要。其中关于盈余信息质量研究的一个重要的问题就是:影响企业提高盈余信息质量的因素有哪些?以往很多文献都是从外部视角来探讨外部各种因素变化对企业盈余管理行为的影响,但是对于企业发展过程中,内部组织结构的变化对企业自发提高盈余信息质量的研究较为欠缺。

本文选取在创业板上市的336家民营企业为样本,样本观测年度区间为2009—2016年总共8年的时间,从应计项目盈余管理以及真实活动盈余管理两个角度,运用两阶段最小二乘法探讨创始人放弃兼任CEO对该企业盈余信息质量的影响。实证结果表明,从盈余持续性、盈余反应系数以及盈余管理程度角度发现,创始人放弃兼任CEO的企业的盈余信息质量明显高于创始人一直兼任CEO的企业的盈余信息质量。此外,本文还检验了在外部信息压力不同的情况下,创始人放弃兼任CEO对企业盈余信息质量的影响。研究表明,当企业面临的外部信息压力较大,即在盈余信息的改善给企业带来的边际收益较小的情况下,创始人放弃兼任CEO对盈余信息质量的正向影响将会被削弱。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:(1)上市公司应该积极提高其公司治理水平,良好的公司组织结构能够激发企业自身提高盈余信息质量的动机。当创始人放弃担任企业CEO转而寻找外部职业经理人后,企业的盈余信息质量得到了提高。因此,上市公司应当加快向现代企业组织结构靠拢的步伐。(2)对于外部监管部门,应当关注不同类型企业对盈余信息质量需求的差异,例如创始人放弃兼任CEO的企业与创始人一直兼任CEO的企业对盈余信息质量的需求就不相同,重

点关注那些对追求高质量盈余信息的动机较弱的公司。(3)对于资本市场的投资者,应当在加强对盈余管理行为认识的同时,关注企业内部组织结构的变化,以便更好地理解 and 利用公司的财务报告等公开报告,作出合理的投资决策。

#### 参考文献:

- [1] 袁知柱,王泽燊,郝文瀚.机构投资者持股与企业应计盈余管理和真实盈余管理行为选择[J].管理科学,2014,27(5):104-119.
- [2] 王云,李延喜,宋金波,等.企业生命周期视角下盈余管理方式研究:基于债务契约理论[J].管理评论,2016,28(12):75-91.
- [3] 陈骏.税收负担与盈余管理:基于内部控制的研究视角[J].财贸研究,2016,27(6):131-142.
- [4] 朱治龙,王丽.上市公司经营者个性特征与公司绩效的相关性实证研究[J].财经理论与实践,2004,25(2):46-50.
- [5] 夏立军,郭建展,陆铭.企业家的“政由己出”:民营 IPO 公司创始人管理、市场环境与公司业绩[J].管理世界,2012(9):132-141,155,188.
- [6] 周建,杨帅,郭卫锋.创业板民营企业战略决策机制对公司绩效影响研究[J].管理科学,2014,27(2):1-14.
- [7] HEALY P M, PALEPU K G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31(1/2/3):405-440.
- [8] AUDRETSCH D B, LEHMANN E E, PLUMMER L A. Agency and governance in strategic entrepreneurship [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2009, 33(1):149-166.
- [9] BOYD B K. CEO duality and firm performance: A contingency model[J]. Strategic Management Journal, 1995, 16(4):301-312.
- [10] JAYARAMAN N, KHORANA A, NELLING E, et al. CEO founder status and firm financial performance [J]. Strategic Management Journal, 2000, 21(12):1215-1224.
- [11] ADAMS R, ALMEIDA H, FERREIRA D. Understanding the relationship between founder - CEOs and firm performance[J]. Journal of Empirical Finance, 2009, 16(1):136-150.
- [12] 王明琳,周生春.控制性家族类型、双重三层委托代理问题与企业价值[J].管理世界,2006(8):83-93,103.
- [13] BAMFORD C E, BRUTON G D, HINSON Y L. Founder/Chief executive officer exit: a social capital perspective of new ventures[J]. Journal of Small Business Management, 2006, 44(2):207-220.
- [14] BHATTACHARYA U, DAOUK H, WELKER M. The world price of earnings opacity[J]. The Accounting Review, 2003, 78(3):641-678.
- [15] 李明毅,惠晓峰.上市公司信息披露与资本成本:来自中国证券市场的经验证据[J].管理学报,2008,5(1):88-95,127.
- [16] 李增泉,叶青,贺卉.企业关联、信息透明度与股价特征[J].会计研究,2011(1):44-51.
- [17] DECHOW P, GE W L, SCHRAND C. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50(2/3):344-401.
- [18] ALCHIAN A A, DEMSETZ H. Production, information costs, and economic organization[J]. IEEE Engineering Management Review, 1975, 3(2):21-41.
- [19] 方军雄.高管超额薪酬与公司治理决策[J].管理世界,2012(11):144-155.
- [20] 许静静.家族企业外聘 CEO 类型、两权分离度与企业特质信息披露[J].上海财经大学学报,2015,17(6):90-100.
- [21] FRANKEL R, LI X. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37(2):229-259.
- [22] LI F, SRINIVASAN S. Corporate governance when founders are directors[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102(2):454-469.
- [23] 周晓苏,陈沉.从生命周期视角探析应计盈余管理与真实盈余管理的关系[J].管理科学,2016,29(1):108-122.
- [24] 闫绪奇,高雨.中国上市公司资产质量对盈余质量影响的实证分析[J].宏观经济研究,2018(5):84-93,117.
- [25] 罗勇根,饶品贵,岳衡.“通货膨胀幻觉”的微观解释:盈余质量的视角[J].世界经济,2018,41(4):124-149.
- [26] EASTON P D, ZMIJEWSKI M E. Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements [J]. Journal of Accounting and Economics, 1989, 11(2/3):117-141.

- [27] DICHEV I D, TANG V W. Earnings volatility and earnings predictability[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 47(1/2): 160-181.
- [28] 陆正飞, 张会丽. 会计准则变革与子公司盈余信息的决策有用性: 来自中国资本市场的经验证据[J]. *会计研究*, 2009(5): 20-28, 96.
- [29] JONES J. Earnings management during import relief investigations[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2): 193-228.
- [30] ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [31] 翟光宇, 张博超. 货币政策、公司债务融资与会计信息透明度: 基于2004—2014年中国上市公司数据的实证分析[J]. *国际金融研究*, 2017(5): 36-45.
- [32] 陈德球, 杨佳欣, 董志勇. 家族控制、职业化经营与公司治理效率: 来自CEO变更的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2013, 16(4): 55-67.
- [33] 李增福, 曾庆意, 魏下海. 债务契约、控制人性质与盈余管理[J]. *经济评论*, 2011(6): 88-96.
- [34] 许楠, 刘浩, 王天雨. 非创始人CEO与会计信息质量: 基于A股创业板公司的经验研究[J]. *会计研究*, 2016(8): 18-24.
- [35] 燕麟. 分析师跟踪在缓解融资约束中的信息传播作用[J]. *财会月刊*, 2017(15): 28-34.
- [36] 施先旺, 胡沁, 徐芳婷. 市场化进程、会计信息质量与股价崩盘风险[J]. *中南财经政法大学学报*, 2014(4): 80-87, 96.

## The effect of non-founder CEO on the earnings information quality: Empirical study based on GEM listed companies in China

XU Yihong, ZHAO Hongyan, SUN Hanming, CHEN Yujie

(*The Glorious Sun School of Business and Management,*

*Donghua University, Shanghai 200051, P. R. China*)

**Abstract:** How the changes in the internal organizational structure of enterprises affect the earnings quality of enterprises has not been fully studied. The CEO of a private enterprise at the beginning of its business is the founder of the company. However, as the company grows and develops, the founder's personal ability and experience are increasingly unable to meet the development needs of the company. The founder will abandon the CEO of the concurrent enterprise and turn to the external professional manager, resulting in the first type of agency problem: The founders, as well as external supervisors and investors, increasingly expect companies to provide higher quality information. Based on the discussion of the impact of non-founder CEO management on the earnings information quality of enterprises, the sample of 336 private enterprises listed on the GEM from 2009-2016 is taken as a sample. The earnings information is measured by earnings persistence, earnings response coefficient and earnings management. The two-stage least squares method is used to explore the impact of the founder's abandonment of the concurrent CEO on the earnings information quality. And the results show that the non-founder CEO can inhibit the company's earnings management. Further research finds that when the external regulatory pressure companies face is higher, the positive influence of non-founder CEOs on the earnings information quality is weakened. Finally, corresponding countermeasures and suggestions are proposed.

**Key words:** non-founder CEO; earnings information quality; private enterprise; growth enterprise market; two-stage least squares method

(责任编辑 傅旭东)