

继任 CEO 会提前进行盈余管理吗

——基于上期年报披露日之前发生 CEO 变更的经验证据

傅绍正 曹旭 石威峰

(天津财经大学会计学院/审计与控制研究中心, 天津 300222)

摘要:本文以 2010—2020 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本,探究资产负债表日至上期年报披露日之间发生 CEO 变更对上期应计盈余管理的影响,研究发现:在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的公司对上期年报进行了更多的负向应计盈余管理。异质性检验发现,高质量的内部控制与外部审计能够抑制继任 CEO 的负向应计盈余管理行为;相较于内部继任 CEO,外部继任 CEO 更倾向于对上期年报进行负向应计盈余管理。进一步研究发现,CEO 变更时点与上期年报披露时点之间的间隔越长,负向应计盈余管理程度越大;在 CEO 变更子样本中,对上期年报进行负向应计盈余管理的公司比其他公司在变更当期更有可能实现业绩增长。本研究不仅有助于提升资本市场对高管变更前期盈余管理行为的认知,而且可以为提高会计信息质量提供理论参考和实践证据。

关键词:高管变更;盈余管理;内部控制;外部审计

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)03-0043-14

一、引言

高质量的会计信息是资本市场高质量发展的基石^[1],它能有效增强市场信用、稳定市场预期、提升市场信心,进而降低交易成本、提高资源配置效率^[2]。但是,目前我国 A 股上市公司的会计信息质量却良莠不齐,其中一个突出表现就是部分上市公司的管理层滥用会计准则赋予的自由裁量权进行机会主义盈余管理。作为会计准则的重要执行主体,CEO 的变更容易引起准则执行动机和行为发生变化,从而对盈余管理的方向和程度产生重要影响。已有研究发现,离任 CEO 为了掩盖

收稿日期:2023-06-07

基金项目:国家自然科学基金青年项目“合伙人晋升退出对审计质量的影响及其治理机制研究”(72002147);
国家社会科学基金一般项目“审计师群体—客户关系固化的形成机理、驱动因素及后果研究”
(23BJY110);教育部人文社会科学研究一般项目“公允价值估计的审计行为及其审计质量:基于关键审计事项披露与田野调查的研究”(20YJA790023)

作者简介:傅绍正(1989—),男,山东临朐人,天津财经大学会计学院/审计与控制研究中心副教授,博士;
曹旭(1987—),男,天津人,天津财经大学会计学院/审计与控制研究中心博士生;
石威峰(1995—),男,河南平舆人,天津财经大学会计学院/审计与控制研究中心博士生。

业绩不佳以及提高离任薪酬,更倾向于在变更前期进行正向盈余管理^[3];继任 CEO 为了降低业绩考核基准,更倾向于在变更当期进行负向盈余管理^{[4][5]}。但是,已有研究忽略了一个重要事实——年报披露具有滞后性,如图 1 所示,当 CEO 变更发生在资产负债表日至上期年报披露日之前(以下简称“上期年报披露日之前”)时,继任 CEO 在理论上完全可以利用管理职权,提前进行负向应计盈余管理。此时,离任 CEO 和继任 CEO 均可影响上期应计盈余管理,但两者的应计盈余管理方向却完全相反,因此,上期应计盈余管理的方向取决于离任 CEO 和继任 CEO 的博弈。那么,上期应计盈余管理方向由谁主导呢?这是一个有趣且尚待检验的问题。

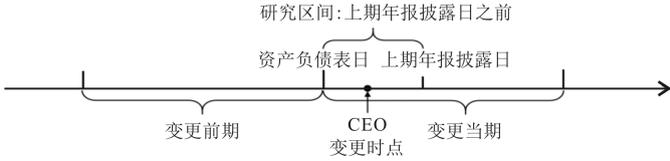


图 1 CEO 变更时点示意图

基于此,本文以 CEO 变更时点的异质性为切入点,探究上期年报披露日之前发生 CEO 变更对上期应计盈余管理的影响,分析哪些情景会影响 CEO 变更与上期应计盈余管理之间的关系,尤其是内部控制和外部审计在其中的治理作用。对上述问题的研究,不仅有助于提升资本市场对高管变更前期盈余管理行为的认知,而且可以为提高会计信息质量提供理论参考和实践证据。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一,本文放宽了继任 CEO 盈余管理行为研究的前提假设。已有研究在考察 CEO 变更前期的应计盈余管理行为时,普遍假设继任 CEO 无法影响变更前期的应计盈余管理,忽视了在上期年报披露日之前继任的 CEO 可以利用管理职权对上期年报进行应计盈余管理的情形。本文将 CEO 变更的研究区间限定为资产负债表日至上期年报披露日之前,放宽了继任 CEO 盈余管理行为研究的前提假设,有助于为 CEO 变更前期的负向应计盈余管理行为提供更合理的解释。第二,本文为 CEO 变更引发的盈余管理行为研究提供了一个独特的研究思路。已有研究在考察 CEO 变更引发的盈余管理行为时,通常不考虑 CEO 变更时点的异质性对盈余管理动机和行为的影响。本文通过对 CEO 变更时点进行细分,将 CEO 变更的研究区间限定为资产负债表日至上期年报披露日之前,从理论上分析了继任 CEO 和离任 CEO 在应计盈余管理方向上的差异,提供了在上期年报披露日之前继任的 CEO 会提前进行负向应计盈余管理的经验证据,这不仅丰富了 CEO 变更前期盈余管理行为的研究,而且对该领域研究具有启示意义。第三,本文在一定程度上厘清了继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理的作用机理。本文从继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理所需的时间和达成的目的两个方面,提供了继任 CEO 如何以及为何提前进行负向应计盈余管理的经验证据,在一定程度上厘清了继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理的作用机理,有助于资本市场提升对高管变更前期盈余管理行为的认知。

二、文献综述

CEO 变更引发的盈余管理行为研究一直是学术界关注的热点话题,已有研究主要考察了变更前期、变更当期和变更后期的盈余管理行为。

(一)变更前期的盈余管理行为

关于变更前期的盈余管理行为研究,已有研究普遍支持掩盖假说或期限假说,即离任 CEO 在变更前期进行了更多的正向盈余管理,以提高 CEO 离任前后的私人收益。Kalyta 以退休 CEO 为研究对象,研究发现当 CEO 退休金取决于公司业绩时,CEO 在退休前期进行了更多的正向盈余管理^[6]。Choi 等基于韩国的经验证据,研究发现当发生 CEO 强制变更且继任 CEO 来自公司内部时,离任 CEO 进行了更多的正向盈余管理^[7]。李增福和曾晓清基于中国的经验证据,研究发现离任 CEO 在变更前期进行了更多的正向盈余管理^[3]。路军伟等进一步研究发现 CEO 与财务总监

同期离任会加剧正向盈余管理^[8]。

但是,也有少量研究发现离任 CEO 在变更前期进行了更多的负向盈余管理。Pourciau 以非常规 CEO 变更为研究对象,研究发现离任 CEO 在变更前期进行了更多的负向应计盈余管理^[9]。胡宁以家族企业为研究对象,研究发现创一代在离任前一期进行了更多的负向盈余管理,且负向盈余管理程度随着继任 CEO 与离任创一代关系强度的提升而加剧^[10]。

(二)变更当期的盈余管理行为

关于变更当期的盈余管理行为研究,已有研究普遍支持“洗大澡”假说,即继任 CEO 在变更当期进行了更多的负向盈余管理,以降低业绩考核基准。Pourciau 以非常规 CEO 变更为研究对象,研究发现继任 CEO 在变更当期进行了更多的负向应计盈余管理^[9]。在此基础上,Wells 将研究对象扩展到所有的 CEO 变更,研究发现继任 CEO 在变更当期依然进行了更多的负向应计盈余管理,而且非常规变更会加剧负向应计盈余管理程度^[11]。后续研究分别基于韩国和中国的经验证据得出了相同的研究结论^{[7][12]},上述结论同样适用于银行业^[13]和保险业^[5]。但也有极少数研究发现继任 CEO 在变更当期进行了更多的正向盈余管理。Choi 等研究发现,当 CEO 变更较为温和且继任 CEO 来自公司外部时,继任 CEO 进行了更多的正向盈余管理^[7]。

(三)变更后期的盈余管理行为

关于变更后期的盈余管理行为研究,已有研究均支持信号传递假说,即继任 CEO 在变更后后期进行了更多的正向盈余管理^{[14][15]},以便公司早日实现业绩增长,向资本市场传递其胜任能力的信号。

综上所述,已有研究对 CEO 变更引发的盈余管理行为进行了深入细致的研究,取得了丰硕的成果,这些成果普遍认为离任 CEO 主导变更前期的盈余管理方向,并倾向于进行更多的正向盈余管理,继任 CEO 主导变更当期和变更后后期的盈余管理方向,并倾向于在变更当期进行更多的负向盈余管理,在变更后后期进行更多的正向盈余管理。但已有研究可能仍然存在以下不足:一是已有研究忽视了继任 CEO 可能会影响变更前期报告盈余的情形,仅仅考察了继任 CEO 在变更当期和变更后后期的盈余管理行为;二是尽管已有研究分别考察了离任 CEO 和继任 CEO 的盈余管理行为,但鲜有文献将继任 CEO 和离任 CEO 的盈余管理行为整合在同一情景中,综合考察继任 CEO 和离任 CEO 这两股力量的博弈及其博弈结果对应计盈余管理方向的影响。

三、理论分析与研究假设

委托代理理论认为,所有权和经营权的分离使得高管和股东的利益目标存在冲突,作为自利的“经济人”,高管具有追求个人利益最大化的行为动机^[16]。对于那些追求薪酬福利和职业发展前景的 CEO 而言,经济利益和市场声誉构成了 CEO 主要的行为动机^[17]。此外,CEO 与相关利益主体之间的信息不对称使得公司业绩成为资本市场评价 CEO 胜任能力,进而决定 CEO 薪酬福利和职业发展前景的重要指标^[18]。可以说,CEO 个人利益与公司业绩的挂钩,使得盈余管理成为 CEO 谋求私利的重要手段,尤其是在 CEO 变更前后。当 CEO 变更发生在上期年报披露日之前时,离任 CEO 和继任 CEO 均存在强烈动机对上期年报进行应计盈余管理,但两者的应计盈余管理方向却截然相反。

一方面,继任 CEO 倾向于对上期年报进行更多的负向应计盈余管理。已有研究基于激励理论和信号传递理论分析和验证了继任 CEO 倾向于对当期年报进行更多的负向应计盈余管理,以便降低业绩考核基准,早日实现业绩增长目标,及时向资本市场传递其胜任能力的信号^{[1][14]}。但已有研究忽略了在上期年报披露日之前发生 CEO 变更时,继任 CEO 完全可以利用管理职权,对上期年报进行负向应计盈余管理,即提前进行负向应计盈余管理。

与变更当期进行负向应计盈余管理相比,提前进行负向应计盈余管理具有以下优点。第一,提前进行负向应计盈余管理有助于形成更低的业绩考核基准。资本市场对继任 CEO 的评价不仅

基于 CEO 变更后的公司业绩,也会基于 CEO 变更前的公司业绩,即资本市场评价继任 CEO 需要一个业绩参照系,而资本市场通常会将 CEO 变更前期的公司业绩纳入其中。当 CEO 变更发生在上期年报披露日之前时,继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理,可以有效降低 CEO 变更前期的公司业绩,进而帮助其形成更低的业绩考核基准。而且,利用应计项目的“反转”属性^[17],还可以为变更当期和变更后“储备”公司业绩,有助于更早实现 CEO 变更后的业绩增长,及时向资本市场传递继任 CEO 的胜任能力信号。第二,提前进行负向应计盈余管理有助于洗脱继任 CEO 推卸责任的嫌疑。CEO 变更当期的公司业绩由离任 CEO 和继任 CEO 共同负责,且难以厘清彼此责任。继任 CEO 在变更当期进行负向盈余管理,可以将责任归咎于离任 CEO,但继任 CEO 的这种负向盈余管理行为存在推卸责任的嫌疑,容易引发资本市场的负面评价。与变更当期的公司业绩责任难以界定不同,变更前期的公司业绩责任则完全归属于离任 CEO。但是当 CEO 变更发生在上期年报披露日之前时,继任 CEO 完全可以凭借管理职权,利用应计盈余管理手段对变更前期的公司业绩施加影响。此时,与变更当期进行负向应计盈余管理相比,对上期年报进行负向应计盈余管理不仅能实现降低继任 CEO 业绩考核基准和为以后会计期间“储备”业绩的目的,还能洗脱继任 CEO 推卸责任的嫌疑。简而言之,提前进行负向应计盈余管理有助于继任 CEO 实现“名利双收”。综上所述,本文提出研究假设 H1a。

H1a:相比未发生 CEO 变更的公司,在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的公司倾向于对上期年报进行更多的负向应计盈余管理。

另一方面,离任 CEO 倾向于对上期年报进行更多的正向应计盈余管理。第一,对上期年报进行正向应计盈余管理有助于离任 CEO 策略性掩盖业绩不佳的事实。公司业绩不佳会对 CEO 任期产生负面影响^[11],甚至使其面临被解雇的风险^[19],而通过正向应计盈余管理不仅可以掩盖业绩不佳的事实,还可以利用应计盈余的“反转”属性,将业绩压力转嫁给继任 CEO。第二,对上期年报进行正向应计盈余管理有助于离任 CEO 最大化其离任薪酬福利。当 CEO 能够合理预测自己的离任时间时,期限问题(Horizon Problem)导致的短视行为就难以避免^[6]。尤其是在基于业绩考核的薪酬激励机制之下,对上期年报进行更多的正向应计盈余管理,可以调增变更前期的公司业绩^[6],有助于离任 CEO 最大化其离任薪酬福利。综上所述,本文提出研究假设 H1b。

H1b:相比未发生 CEO 变更的公司,在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的公司倾向于对上期年报进行更多的正向应计盈余管理。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以 2010—2020 年度沪深两市 A 股上市公司为初始研究对象,依次进行如下处理。(1)鉴于代理 CEO 在代理初期具有较强的盈余管理动机^[4],转正时盈余管理动机反而降低,对于 CEO 变更样本属于“先代理后转正”情形的,本文剔除转正变更,只保留代理变更。(2)鉴于 CEO 变更过于频繁可能隐藏着复杂的管理或治理问题,而这与本文的研究问题无关,但这部分样本可能会形成噪音,故剔除三年内 CEO 变更次数大于等于 2 的样本。(3)鉴于上期年报披露日至当期资产负债表日之间发生的 CEO 变更与本文的研究问题无关,故剔除上期年报披露日至当期资产负债表日之间发生的 CEO 变更样本。(4)鉴于在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的样本较少,为了提高样本的可比性,剔除行业年度内未在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的样本。(5)剔除相关变量数据缺失的样本。最终,本文获得 11638 个样本观测值。本文使用的数据主要来源于 CSMAR 数据库。为消除异常值对实证结果的影响,本文对所有连续变量进行了 1%和 99%分位数上的 Winsorize 处理,使用的数据分析软件为 STATA17.0。

(二)模型构建与变量定义

本文构建模型(1)来考察在上期年报披露日之前发生 CEO 变更对上期应计盈余管理的影响:

$$EM_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CEOchange}_{i,t} + \alpha_j \sum \text{Controls}_{i,t-1} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \epsilon \quad (1)$$

在模型(1)中,被解释变量EM为应计盈余管理,具体包括应计盈余管理程度(aDA)、正向应计盈余管理(DA⁺)和负向应计盈余管理(DA⁻)三个变量,本文采用基于琼斯模型计算的可操控性应计度量应计盈余管理。解释变量CEOchange为CEO变更,如果上市公司在上期年报披露日之前发生了CEO变更,则取值为1;如果上市公司在当期未发生CEO变更,则取值为0。Controls为一组控制变量,具体包括:公司规模、资产负债率、总资产周转率、净利润增长率变化、营业收入增长率变化、盈余门槛、产权性质、机构持股、管理层持股、上市时间和审计意见。具体变量定义详见表1。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
应计盈余管理程度	aDA	基于琼斯模型计算的可操控性应计的绝对值
负向应计盈余管理	DA ⁻	小于零的可操控性应计
正向应计盈余管理	DA ⁺	大于零的可操控性应计
CEO变更	CEOchange	如果在上期年报披露日之前发生了CEO变更,则取值为1;如果在当期未发生CEO变更,则取值为0
公司规模	Size	期末资产总额加1的自然对数
资产负债率	LEV	期末负债总额与期末资产总额的比值
总资产周转率	Turnover	营业收入当期金额与平均资产总额的比值
净利润增长率变化	NIGrowthCh	当期净利润增长率与上期净利润增长率之差
营业收入增长率变化	REVGrowthCh	当期营业收入增长率与上期营业收入增长率之差
盈余门槛	ROAthreshold	如果总资产报酬率位于(0,0.05)内,则取值为1,否则为0
产权性质	SOE	如果实际控制人性质为国有,则取值为1,否则为0
机构持股	CSRT	机构持股股数占流通A股比例
管理层持股	MHSR	管理层持股股数占流通A股比例
上市时间	Listed	上市年限加1的自然对数
审计意见	Opinion	如果审计意见为标准无保留意见,则取值为1,否则为0

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了本文主要变量的描述性统计结果。上期应计盈余管理程度(aDA_{i,t-1})的均值是0.063,中位数是0.043;上期负向应计盈余管理(DA_{i,t-1}⁻)的均值是-0.064,中位数是-0.044;上期正向应计盈余管理(DA_{i,t-1}⁺)的均值是0.060,中位数是0.043。CEO变更(CEOchange_{i,t})的均值为0.040,说明在上期年报披露日之前发生CEO变更的样本约占总样本的4%。其他变量的描述性统计结果与已有相关研究的描述性统计结果基本一致,不再赘述。

表3报告了按是否在上期年报披露日之前发生CEO变更进行分组后,上期应计盈余管理的差异性检验结果。由表3可知,CEO变更样本组的上期应计盈余管理程度的均值和中位数均显著高于未发生CEO变更样本组;就上期应计盈余管理方向而言,CEO变更样本组的上期负向应计盈余管理的均值和中位数均显著低于未发生CEO变更样本组;而上期正向应计盈余管理在CEO变更样本组和未发生CEO变更样本组之间不存在显著差异。分组差异检验结果表明,在上期年报披露日之前发生CEO变更的样本公司对上期年报进行了更多的负向应计盈余管理,假设H1a得到了初步验证。

(二)基准回归结果与分析

表4报告了本文的基准回归结果。奇数列仅为控制行业和年份固定效应情形下CEO变更(CEOchange_{i,t})分别与上期应计盈余管理程度(aDA_{i,t-1})、上期正向应计盈余管理(DA_{i,t-1}⁺)和上期

负向应计盈余管理($DA_{i,t-1}^-$)的回归结果。偶数列为在奇数列基础上加入控制变量后的回归结果。由列(1)(2)可知, $CEOchange_{i,t}$ 与 $aDA_{i,t-1}$ 的回归系数均在 1% 统计水平上显著为正; 由列(3)(4)可知, $CEOchange_{i,t}$ 与 $DA_{i,t-1}^+$ 的回归系数为正, 但在统计上均不显著; 由列(5)(6)可知, $CEOchange_{i,t}$ 与 $DA_{i,t-1}^-$ 的回归系数均在 1% 统计水平上显著为负。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量符号	样本量	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
$aDA_{i,t-1}$	11638	0.001	0.063	0.043	0.356	0.064
$DA_{i,t-1}^-$	5685	-0.285	-0.064	-0.044	-0.000	0.063
$DA_{i,t-1}^+$	5953	0.000	0.060	0.043	0.268	0.057
$CEOchange_{i,t}$	11638	0.000	0.040	0.000	1.000	0.196
$Size_{i,t-1}$	11638	20.015	22.146	21.972	26.053	1.195
$LEV_{i,t-1}$	11638	0.055	0.406	0.399	0.843	0.193
$Turnover_{i,t-1}$	11638	0.094	0.662	0.574	2.438	0.410
$NIGrowthCh_{i,t-1}$	11638	-23.112	-0.520	-0.083	9.286	3.435
$REVGrowthCh_{i,t-1}$	11638	-1.984	-0.031	-0.027	1.809	0.452
$ROA_{i,t-1}$	11638	0.000	0.337	0.000	1.000	0.473
$SOE_{i,t-1}$	11638	0.000	0.335	0.000	1.000	0.472
$CSRT_{i,t-1}$	11638	0.001	0.394	0.407	0.872	0.234
$MHSR_{i,t-1}$	11638	0.000	0.057	0.000	0.522	0.118
$Listed_{i,t-1}$	11638	0.693	2.109	2.197	3.258	0.687
$Opinion_{i,t-1}$	11638	0.000	0.014	0.000	1.000	0.118

表 3 分组差异检验结果

变量符号	分组	样本量	均值	T 检验	中位数	Z 检验
$aDA_{i,t-1}$	$CEOchange_{i,t}=0$	11170	0.063	-2.003 **	0.043	-2.570 **
	$CEOchange_{i,t}=1$	468	0.069		0.050	
$DA_{i,t-1}^-$	$CEOchange_{i,t}=0$	5448	-0.063	2.361 **	-0.043	3.145 ***
	$CEOchange_{i,t}=1$	237	-0.073		-0.055	
$DA_{i,t-1}^+$	$CEOchange_{i,t}=0$	5722	0.060	-0.175	0.043	-0.412
	$CEOchange_{i,t}=1$	231	0.061		0.043	

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平(双侧)显著, 下表同。

为了进一步说明回归系数的经济显著性, 本文以列(6)的回归结果为例进行解释分析。结合表 2 的描述性统计结果可知, 相比未发生 CEO 变更的公司, 在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的公司的负向应计盈余管理程度提高了 0.011, 能够解释样本期间内一个标准差变动的 17.46% (0.011/0.063)。由此可见, 从统计水平和经济意义来看, 在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的样本公司对上期年报进行了显著更多的负向应计盈余管理, 假设 H1a 得到了验证, 即继任 CEO 主导了上期应计盈余管理。对此, 可能的解释是, 虽然离任 CEO 对上期报告盈余完全负责, 但在上期年报披露日之前发生的 CEO 变更使得离任 CEO 对上期报告盈余无法完全掌控, 继任 CEO 可以利用管理职权对上期报告盈余施加影响。与在变更当期进行负向应计盈余管理相比, 提前进行负向应计盈余管理可以帮助继任 CEO 形成更低的业绩考核基准, 有助于继任 CEO 洗脱推卸责任的嫌疑。因此, 当继任 CEO 能够主导上期盈余管理时, 其倾向于对上期年报进行更多的负向应计盈余管理。

(三) 稳健性测试

为验证在上期年报披露日之前发生 CEO 变更时, 继任 CEO 会提前进行负向应计盈余管理这一结论是否稳健, 本文从如下几个方面进行检验。

1. 内生性问题。本文采用如下方法缓解可能存在的内生性问题。

(1)倾向得分匹配(PSM)。为了缓解多元回归模型的函数形式错误设定可能导致的内生性问题,本文以在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的子样本为实验组,未发生 CEO 变更的子样本为对照组,以模型(1)中的控制变量估计倾向得分,并进行 1 : 1 无放回的近邻匹配。需要说明的是,对于实验组而言,本文仅保留 CEO 发生变更当期的观测样本。以匹配后的样本对模型(1)重新进行回归分析,回归结果如表 5 列(1)(2)所示。由列(2)可知,在控制了可能影响 CEO 变更的公司财务特征和公司治理特征后,CEO 变更与上期负向应计盈余管理的显著负相关关系没有发生改变,研究结论保持稳健。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	应计盈余管理程度		正向应计盈余管理		负向应计盈余管理	
	aDA _{i,t-1}	aDA _{i,t-1}	DA _{i,t-1} ⁺	DA _{i,t-1} ⁺	DA _{i,t-1} ⁻	DA _{i,t-1} ⁻
CEOchange _{i,t}	0.009*** (2.834)	0.008*** (2.751)	0.001 (0.276)	0.002 (0.584)	-0.013*** (-3.259)	-0.011*** (-2.889)
Size _{i,t-1}		-0.005*** (-6.550)		-0.002** (-2.254)		0.008*** (8.089)
LEV _{i,t-1}		0.049*** (10.359)		0.039*** (6.514)		-0.053*** (-9.032)
Turnover _{i,t-1}		0.008*** (3.755)		-0.001 (-0.332)		-0.017*** (-6.544)
NIGrowthCh _{i,t-1}		-0.001*** (-5.327)		0.001 (1.629)		0.002*** (7.701)
REVGrowthCh _{i,t-1}		0.012*** (6.585)		0.005** (2.330)		-0.015*** (-5.687)
ROAthreshold _{i,t-1}		-0.011*** (-8.670)		-0.014*** (-8.665)		0.006*** (3.504)
SOE _{i,t-1}		-0.005*** (-2.663)		-0.002 (-0.801)		0.006*** (2.805)
CSRT _{i,t-1}		-0.007** (-2.338)		-0.006 (-1.599)		0.003 (0.728)
MHSR _{i,t-1}		-0.004 (-0.731)		0.012 (1.613)		0.013* (1.948)
Listed _{i,t-1}		0.001 (0.661)		-0.001 (-0.646)		-0.003** (-2.045)
Opinion _{i,t-1}		0.049*** (5.793)		0.017* (1.709)		-0.055*** (-6.440)
Constant	0.063*** (6.410)	0.150*** (8.572)	0.059*** (4.777)	0.103*** (4.401)	-0.066*** (-4.143)	-0.194*** (-8.508)
Ind FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11638	11638	5953	5953	5685	5685
Adjust-R ²	0.075	0.122	0.072	0.096	0.119	0.206
F	25.078	27.627	14.246	13.753	23.520	29.529

注:括号内为经稳健调整的 t 统计量,下表同。

(2)倾向得分匹配双重差分模型(PSM-DID)。为了更好地解决样本自选择可能导致的内生性问题

题,本文借鉴张霁若的做法^[20],以上文 PSM 配对样本为处理后的样本(即 Post=1),以 PSM 配对样本的上一期数据为处理前的样本(即 Post=0),构建双重差分模型(2),检验在上期年报披露日之前发生 CEO 变更对上期应计盈余管理的影响。

$$EM_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{i,t} + \beta_2 \text{Post}_{i,t} + \beta_3 \text{Treat}_{i,t} \times \text{Post}_{i,t} + \beta_4 \sum \text{Controls}_{i,t-1} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \theta \quad (2)$$

在模型(2)中,Treat 为分组虚拟变量,如果样本公司属于上文 PSM 的实验组,则 Treat 取值为 1;如果样本公司属于上文 PSM 配对后的对照组,则 Treat 取值为 0。需要说明的是,为了获得 CEO 变更的净处理效应,对于实验组而言,本文仅保留了 CEO 变更当期及上一期的观测数据。交互项 Treat×Post 的回归系数 β_3 反映了 CEO 变更对上期应计盈余管理的净影响。表 5 列(3)(4)报告了模型(2)的回归结果。由列(4)可知,交互项 Treat×Post 的回归系数 β_3 显著为负,说明在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的公司会对上期年报进行更多的负向应计盈余管理,研究结论保持稳健。

表 5 稳健性测试结果 I

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PSM		PSM-DID	
	DA _{i,t-1} ⁺	DA _{i,t-1} ⁻	DA _{i,t-1} ⁺	DA _{i,t-1} ⁻
CEOchange _{i,t}	-0.008 (-0.875)	-0.023** (-2.195)		
Treat _{i,t}			0.011 (1.498)	-0.002 (-0.184)
Post _{i,t}			0.004 (0.702)	0.008 (1.162)
Treat _{i,t} ×Post _{i,t}			-0.009 (-1.115)	-0.018* (-1.903)
Controls	控制	控制	控制	控制
Ind FE	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制
N	444	490	766	732
Adjust-R ²	0.060	0.222	0.112	0.186

(3) Heckman 两阶段回归。考虑到上市公司并非随机进行 CEO 变更,本文采用 Heckman 两阶段回归缓解样本选择导致的内生性问题。借鉴张霁若等的研究^[20],本文将两职合一(Dual)、董事会规模(Dirnum)、董事会会议次数(Meetingnum)和净利润增长率(NIGrowth)作为 CEO 变更的解释变量,构建模型(3)进行第一阶段回归,然后将逆米尔斯比率(Hazard lambda)作为控制变量加入模型(1)进行第二阶段回归。

$$\text{CEOchange}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Dual}_{i,t-1} + \gamma_2 \text{Dirnum}_{i,t-1} + \gamma_3 \text{Meetingnum}_{i,t-1} + \gamma_4 \text{NIGrowth}_{i,t-1} + \gamma_5 \sum \text{Controls}_{i,t-1} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \eta \quad (3)$$

表 6 报告了 Heckman 两阶段回归结果。由列(1)可知,Dual_{i,t-1} 与 CEOchange_{i,t} 显著正相关,说明两职合一显著影响 CEO 变更。由列(2)可知,CEOchange_{i,t} 与 DA_{i,t-1}⁻ 依然显著负相关;逆米尔斯比率(Hazard lambda)与 DA_{i,t-1}⁻ 也显著正相关。以上结果表明,在控制了上市公司可能因公司治理和公司业绩因素进行 CEO 变更的样本选择问题后,在上期年报披露日之前发生 CEO 变更的公司对上期年报进行了显著更多的负向应计盈余管理,研究结论保持稳健。

(4) 固定效应模型。考虑到模型设定可能遗漏不随时间而变的重要变量,本文采用面板回归方法来控制由此可能导致的内生性问题,并使用固定效应模型和随机效应模型对模型(1)重新进行回归分析,回归结果如表 7 所示。Hausman 检验结果表明固定效应模型优于随机效应模型。由列(3)可知,

在控制了样本公司不随时间而变的固定效应后,CEO 变更与上期负向应计盈余管理的显著负相关关系没有发生改变,研究结论保持稳健。

2.变更应计盈余管理的度量方式。本文分别采用修正琼斯模型和业绩调整琼斯模型计算可操控性应计,对模型(1)重新进行验证,回归结果如表 8 所示。由列(2)(4)可知,在变更应计盈余管理的度量方式后,CEO 变更与上期负向应计盈余管理的显著负相关关系并没有发生改变,研究结论保持稳健。

表 6 稳健性测试结果 II

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	CEOchange _{i,t}	DA _{i,t-1}
Dual _{i,t-1}	0.164 ** (2.042)	
Dirnum _{i,t-1}	-0.289 (-1.516)	
Meetingnum _{i,t-1}	-0.023 (-0.234)	
NIGrowth _{i,t-1}	-0.001 (-0.416)	
CEOchange _{i,t}		-0.077 * (-1.774)
Controls	控制	控制
Ind FE	控制	控制
Year FE	控制	控制
Hazard lambda		0.051 * (1.862)
N	5643	5643

注:列(1)括号内为经稳健调整的 z 统计量,列(2)括号内为经稳健调整的 t 统计量。

表 7 稳健性测试结果 III

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	固定效应模型	随机效应模型	固定效应模型	随机效应模型
	DA _{i,t-1} ⁺	DA _{i,t-1} ⁺	DA _{i,t-1} ⁻	DA _{i,t-1} ⁻
CEOchange _{i,t}	-0.003 (-0.761)	0.001 (0.396)	-0.010 ** (-2.198)	-0.010 *** (-2.797)
Controls	控制	控制	控制	控制
Individual FE	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制
Hausman Test		73.79 ***		95.29 ***
N	5953	5953	5685	5685

注:列(1)和(3)括号内为 t 统计量,列(2)和列(4)括号内为 z 统计量。

3.变更研究样本。理论上,继任 CEO 对上期报告盈余进行调整是需要时间的,如果 CEO 变更时点接近于上期年报披露时点,继任 CEO 将没有充分的时间通过应计盈余管理手段调减上期盈余。因此,本文分别剔除在上期年报披露日之前 7 天和 14 天内发生 CEO 变更的样本,对模型(1)重新进行验证,回归结果如表 9 所示。由列(2)(4)可知,在变更研究样本后,CEO 变更与上期负向应计盈余管理的显著负相关关系并没有发生改变,研究结论保持稳健。

表 8

稳健性测试结果 IV

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	修正琼斯模型		业绩调整琼斯模型	
	$DA_{i,t-1}^+$	$DA_{i,t-1}^-$	$DA_{i,t-1}^+$	$DA_{i,t-1}^-$
CEOchange _{i,t}	0.004 (1.137)	-0.009 ** (-2.168)	0.001 (0.273)	-0.008 ** (-2.083)
Controls	控制	控制	控制	控制
Ind FE	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制
N	5642	6007	4254	7395
Adjust-R ²	0.088	0.199	0.093	0.179

表 9

稳健性测试结果 V

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除在上期年报披露日之前 7 天内发生 CEO 变更的样本		剔除在上期年报披露日之前 14 天内发生 CEO 变更的样本	
	$DA_{i,t-1}^+$	$DA_{i,t-1}^-$	$DA_{i,t-1}^+$	$DA_{i,t-1}^-$
CEOchange _{i,t}	0.005 (1.016)	-0.010 ** (-2.279)	0.005 (1.010)	-0.010 ** (-2.114)
Controls	控制	控制	控制	控制
Ind FE	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制
N	5642	6007	4254	7395
Adjust-R ²	0.088	0.199	0.093	0.179

(四) 异质性检验

1. 内部控制的调节效应。继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理的本质是继任 CEO 滥用会计准则赋予的自由裁量权操纵公司的会计政策和会计估计。已有研究表明,高质量的内部控制对应计盈余管理行为具有显著抑制作用^{[21][22]},这种抑制作用主要通过两个方面体现:第一,高质量的内部控制能够实现有效的内部权力制衡,从而降低继任 CEO 滥用自由裁量权对上期报告盈余施加影响的可能性;第二,合理保证财务报告和相关信息真实完整是企业内部控制的目标之一,高质量的内部控制通过控制活动和内部监督可以有效抑制继任 CEO 对会计政策和会计估计的操纵,提高会计信息质量。因此,本文可以合理预期,高质量的内部控制能够显著抑制继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理。

为验证上述预期,本文采用迪博内部控制指数度量内部控制质量(ICQ),如果内部控制指数大于年度样本中位数,则界定为高内部控制质量组,否则为低内部控制质量组,并采用分组检验的方式对模型(1)重新进行回归,回归结果如表 10 列(1)(2)所示。由列(1)(2)可知,在低内部控制质量组,CEOchange_{i,t}与 $DA_{i,t-1}^-$ 负相关,且在 1% 统计水平上显著;在高内部控制质量组,CEOchange_{i,t}与 $DA_{i,t-1}^-$ 负相关,但不再显著。以上结果表明,高质量的内部控制能够显著抑制继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理行为,即高质量的内部控制发挥了显著的治理作用。

2. 外部审计的调节效应。继任 CEO 的应计盈余管理行为不仅受内部控制的约束,还受外部审计的监督。已有研究表明,高质量的外部审计对应计盈余管理行为具有显著抑制作用^[23],这种作用主要通过两个方面体现:第一,高质量的外部审计具备较强的专业胜任能力,能够有效识别和揭示被审计单位的应计盈余管理行为;第二,高质量的外部审计具备较强的独立性,更有可能要求被审计单位对应计盈余管理行为进行审计调整,且向被审计单位妥协的可能性更低。因此,本文可以合理预期,

高质量的外部审计能够显著抑制继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理。

为验证上述预期,本文采用中国注册会计师协会历年发布的会计师事务所综合评价信息度量外部审计质量(IAQ),如果会计师事务所综合评价信息在样本区间内连续排名前十,则界定为高外部审计质量组,否则为低外部审计质量组,并采用分组检验的方式对模型(1)重新进行回归,回归结果如表 10 列(3)(4)所示。由列(3)(4)可知,在低外部审计质量组,CEOchange_{i,t}与 DA_{i,t-1}负相关,且在 1%统计水平上显著;在高外部审计质量组,CEOchange_{i,t}与 DA_{i,t-1}负相关,但不再显著。以上结果表明,高质量的外部审计能够显著抑制继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理,即高质量的外部审计发挥了显著的治理作用。

3.CEO 继任来源的调节效应。首先,当继任 CEO 来自公司内部时,继任 CEO 对公司业绩不佳难辞其咎^[17],进行负向盈余管理在一定程度上是一种自我否定,不利于其树立管理权威;其次,应计盈余管理主要是通过会计政策和会计估计的调整影响报告盈余,当继任 CEO 来自公司内部时,会计政策和会计估计的过渡应当是相对平稳的,内部继任 CEO 如果通过会计政策和会计估计的调整进行负向盈余管理更容易被外部审计重点关注。相对而言,外部继任 CEO 需要及时向资本市场传递其胜任能力的信号,通过负向应计盈余管理调减上期报告盈余,不仅可以降低继任 CEO 的业绩考核基准,还可以为变更后期“储备”业绩。因此,本文可以合理预期,相较于内部继任 CEO,外部继任 CEO 倾向于在变更前期进行更多的负向应计盈余管理。

为验证上述预期,本文以在上期年报披露日之前发生 CEO 变更且进行负向应计盈余管理的子样本为研究对象,以负向应计盈余管理为被解释变量,以继任来源(Origin)为解释变量,如果继任 CEO 来自公司外部,则 Origin 取值为 1,否则为 0。控制变量与模型(1)保持一致,构建 OLS 模型并进行回归分析,回归结果如表 10 列(5)所示。由列(5)可知,Origin_{i,t}与 DA_{i,t-1}负相关,且在 1%统计水平上显著,说明相较于内部继任 CEO,外部继任 CEO 对上期年报进行了更多的负向应计盈余管理。

表 10 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低内部控制质量	高内部控制质量	低外部审计质量	高外部审计质量	继任来源
	DA _{i,t-1}	DA _{i,t-1}	DA _{i,t-1}	DA _{i,t-1}	DA _{i,t-1}
CEOchange _{i,t}	-0.017 *** (-3.046)	-0.004 (-0.780)	-0.013 ** (-2.579)	-0.009 (-1.529)	
Origin _{i,t}					-0.029 *** (-3.351)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
Ind FE	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制
N	2821	2864	3048	2637	237
Adjust-R ²	0.216	0.209	0.209	0.205	0.262
F	16.531	20.261	16.551	15.259	3.328

(五)进一步分析

1.继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理的时间。理论上,CEO 变更发生在上期年报披露日之前仅仅赋予了继任 CEO 通过应计盈余管理手段调整上期报告盈余的可能,但继任 CEO 对上期报告盈余进行调整是需要时间的。CEO 变更时点与上期年报披露时点之间的间隔越长,留给继任 CEO 通过应计盈余管理手段调减上期盈余的时间就越充分,负向应计盈余管理程度也应该越大。因此,本文可以合理预期,CEO 变更时点与上期年报披露时点之间的间隔与上期负向应计盈余管理显著负相关。

为验证上述预期,本文以 CEO 变更时点与上期年报披露时点间隔天数的自然对数(LnTime)替代模型(1)的自变量,并重新进行回归,回归结果如表 11 列(1)所示。由列(1)可知, LnTime_{i,t} 与 DA_{i,t-1} 负相关,且在 5%统计水平上显著,该结果表明留给继任 CEO 的时间越充分,其提前进行负向应计盈余管理的程度就越大。

2.继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理的目的。继任 CEO 对上期报告盈余提前进行负向应计盈余管理的主要目的是:通过调减上期报告盈余,降低继任 CEO 的业绩考核基准;同时,利用应计项目的“反转”属性,为变更当期和后期“储备”业绩,以便早日实现业绩增长。因此,本文可以合理预期,提前进行负向应计盈余管理的公司在变更当期更有可能实现业绩增长。

为验证上述预期,本文以上期年报披露日之前发生 CEO 变更的子样本为研究对象,以业绩增长(Perchg)为被解释变量,其等于当期资产报酬率与上期资产报酬率之差;以是否提前进行负向应计盈余管理(Bigbath)为解释变量,如果在上期年报披露日之前发生 CEO 变更,且上期应计盈余管理小于 0,则取值为 1,否则取值为 0;以公司规模、资产负债率、总资产周转率、盈余门槛、产权性质、机构持股、管理层持股、上市时间和审计意见为控制变量,进行 OLS 多元回归分析,回归结果如表 11 列(2)所示。由列(2)可知,Bigbath_{i,t-1} 与 Perchg_{i,t} 正相关,且在 5%统计水平上显著,说明对上期年报进行负向应计盈余管理的公司更有可能在变更当期实现业绩增长。

表 11 进一步检验结果

变量	(1)	(2)
	提前进行负向应计盈余管理的时间	提前进行负向应计盈余管理的目的
	DA _{i,t-1}	Perchg _{i,t}
LnTime _{i,t}	-0.003** (-2.406)	
Bigbath _{i,t-1}		0.014** (1.970)
Controls	控制	控制
Ind FE	控制	控制
Year FE	控制	控制
N	5685	468
Adjust-R ²	0.205	0.034
F	29.558	2.280

六、研究结论与启示

本文以 2010—2020 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本,实证考察了在上期年报披露日之前发生 CEO 变更对上期应计盈余管理的影响,得到如下研究结论:第一,在上期年报披露日之前发生 CEO 变更时,继任 CEO 主导了上期应计盈余管理的方向,提前进行了更多的负向应计盈余管理;第二,高质量的内部控制与外部审计发挥了显著治理作用,相比内部继任 CEO,外部继任 CEO 更倾向于提前进行负向应计盈余管理;第三,继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理是需要时间的,时间越充分,提前进行负向应计盈余管理的程度越大;第四,继任 CEO 提前进行负向应计盈余管理的目的是争取早日实现业绩增长,对上期年报进行负向应计盈余管理的公司比其他公司在 CEO 变更当期更有可能实现业绩增长。

本文的研究结论具有如下启示意义。第一,上市公司应当明确 CEO 变更前公司业绩的责任归属,主张“谁负责谁主导”。虽然 CEO 变更发生在上期年报披露日之前,但是公司业绩所属的会计期间已经结束,CEO 变更前公司业绩的责任归属于离任 CEO 是毋庸置疑的,按照“谁负责谁主导”的原则,离任 CEO 应当主导 CEO 变更前公司业绩的信息披露工作。同时,鉴于继任 CEO 和离任 CEO 的盈余管理方向正好相反,可以安排继任 CEO 监督变更前公司业绩的信息披露工作。

第二,上市公司应当完善 CEO 薪酬契约。有效的薪酬契约应当采用多种薪酬激励方式,注重短期激励和长期激励的有效结合,避免薪酬福利与公司业绩简单挂钩,有效发挥薪酬契约的激励和约束作用。在 CEO 任职的初期和末期,其薪酬契约都应当以长期激励为主,短期激励为辅,避免 CEO 在任职初期为了降低业绩考核基准而采取过激的盈余管理行为,同时防止 CEO 在任职末期的短视行为损害上市公司的长远发展。

第三,上市公司应当完善内外部治理机制。高质量的内部控制和外部审计都是约束 CEO 盈余管理行为、提高会计信息质量的重要治理机制。一方面,上市公司应当加强内部控制建设,坚持问题导向,针对 CEO 变更前后的会计信息披露工作,查找风险隐患,形成风险清单,强化责任落实,加强问题整改,切实提高内部控制工作的针对性和有效性。另一方面,上市公司应当提高对审计监督价值的认知,切实形成对高质量审计监督的有效需求,并为审计监督发挥作用提供合理保障。

参考文献:

[1] 潘红波,徐雅璐,杨海霞. 国企董事长变更、前任去向与继任负向盈余管理——基于继任董事长对前任的揭示作用分析[J]. 会计研究, 2022(9): 52—65.

[2] 李青原,刘习顺. 会计信息质量与资源配置——来自我国规模以上工业企业的经验证据[J]. 会计研究, 2021(8): 3—21.

[3] 李增福,曾晓清. 高管离职、继任与企业的盈余操纵——基于应计项目操控和真实活动操控的研究[J]. 经济科学, 2014(3): 97—113.

[4] 周冬华,杨婉君. 临时 CEO 与盈余管理——基于中国上市公司的经验证据[J]. 证券市场导报, 2020(4): 51—61.

[5] Cheng, J., Cummins, J.D., Lin, T. Earnings Management Surrounding Forced CEO Turnover: Evidence from the U.S. Property-Casualty Insurance Industry[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2021, 56(3): 819—847.

[6] Kalyta, P. Accounting Discretion, Horizon Problem, and CEO Retirement Benefits[J]. The Accounting Review, 2009, 84(5): 1553—1573.

[7] Choi, J., Kwak, Y., Choe, C. Earnings Management Surrounding CEO Turnover: Evidence from Korea[J]. Abacus, 2014, 50(1): 25—55.

[8] 路军伟,刘瑶瑶,杨凡. 高管同期离任与盈余管理合谋——以真实盈余管理为例[J]. 山西财经大学学报, 2017(12): 83—99.

[9] Pourciau, S. Earnings Management and Nonroutine Executive Changes[J]. Journal of Accounting and Economics, 1993, 16(1): 317—336.

[10] 胡宁. 家族企业创一代离任过程中利他主义行为研究——基于差序格局理论视角[J]. 南开管理评论, 2016(6): 168—176.

[11] Wells, P. Earnings Management Surrounding CEO Changes[J]. Accounting & Finance, 2002, 42(2): 169—193.

[12] 朱星文,廖义刚,谢盛纹. 高级管理人员变更、股权特征与盈余管理——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2010(2): 23—29.

[13] Bornemann, S., Kick, T., et al. Earnings Baths by CEOs during Turnovers: Empirical Evidence from German Savings Banks[J]. Journal of Banking & Finance, 2015(53): 188—201.

[14] 林永坚,王志强,李茂良. 高管变更与盈余管理——基于应计项目操控与真实活动操控的实证研究[J]. 南开管理评论, 2013(1): 4—14.

[15] Ali, A., Zhang, W. CEO Tenure and Earnings Management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2015, 59(1): 60—79.

[16] Jensen, M.C., Meckling, W.H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305—360.

[17] 杜兴强, 周泽将. 高管变更、继任来源与盈余管理[J]. 当代经济科学, 2010(1): 23—33.

[18] Fama, E.F. Agency Problems and the Theory of the Firm[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88(2): 288—307.

[19] 刘青松, 肖星. 败也业绩, 成也业绩? ——国企高管变更的实证研究[J]. 管理世界, 2015(3): 151—163.

[20] 张霁若. CEO 变更对会计信息可比性的影响研究[J]. 会计研究, 2017(11): 52—57.

[21] Cohen, D.A., Dey, A., Lys, T.Z. Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods[J]. The Accounting Review, 2008, 83(3): 757—787.

[22] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗? ——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究, 2011(8): 53—60.

[23] 张嘉兴, 傅绍正. 内部控制、注册会计师审计与盈余管理[J]. 审计与经济研究, 2014(2): 3—13.

Will the Incoming CEOs Manage Earnings in Advance?

Empirical Evidence Based on CEO Turnovers Prior to the Disclosure Date of the Annual Report

FU Shaozheng CAO Xu SHI Weifeng

(School of Accountancy/Audit and Control Research Center, Tianjin University of
Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: This article takes A-share listed companies from 2010 to 2020 as samples to examine the impact of CEO turnovers that occurred between the balance sheet date and the disclosure date of the previous annual report on the accrual earnings management in the prior period. The empirical results show that companies that underwent CEO turnovers before the disclosure date of the previous annual report carried out more negative accrual earnings management. Heterogeneity tests find that high-quality internal control and external audit have significant inhibiting effects on the negative accrual earnings management. What's more, external successors do more negative accrual earnings management in the previous annual report than internal successors. Further research shows that the longer the time interval between CEO turnover and previous annual report disclosure, the greater negative accrual earnings management degree. What's more, in the subsample of CEO turnovers, companies that have more negative accrual earnings management in the previous annual report are more likely to realize earnings growth than other companies. This article not only helps to improve the capital market's cognition of earnings management behavior in the previous period of CEO turnovers, but also can provide theoretical reference and practical evidence for improving the quality of accounting information.

Key words: Top Management Turnover; Earnings Management; Internal Control; External Audit

(责任编辑:胡浩志)