

CEO变更、业绩预告披露方式与消息属性倾向

尤 谊(副教授), 尹淑杰, 任汝娟(副教授)

【摘要】 离职CEO与继任CEO为满足自身利益会出现操纵业绩预告披露的行为,任职期限理论、声誉机制理论、职业生涯关注等相关理论可用于研究CEO变更期间上市公司业绩预告披露的消息属性倾向。研究发现,CEO变更期间,上市公司业绩预告披露多为坏消息。我国业绩预告披露制度有其特殊性,即以强制披露为主、以自愿披露为辅。与强制披露业绩预告的上市公司相比,自愿披露业绩预告的上市公司在CEO继任期间更倾向于披露好消息,但这种差异性并没有在CEO离职期间显著体现。

【关键词】 CEO变更; 自愿性披露; 强制性披露; 消息属性

【中图分类号】 F234.4

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)23-0003-5

一、引言

业绩预告是指在定期财务报告正式对外披露之前,管理层预先将公司该期盈利能力以暂定数的方式向市场传递信息,以期帮助信息使用者做出理性决策(林江辉,2003)。我国证监会、证券交易所先后出台了预亏、预赢、预增、预减、预警的业绩预告披露制度,其中对满足净利润为负、业绩较上年同期发生大幅度变动(一般指超过50%)等条件的上市公司提出了强制性披露要求,而一些未达到强制性披露要求的上市公司也会进行业绩预告自愿性披露。业绩预告披露的是一种预测性财务信息,它不仅对定期报告作了有益补充,还提高了信息及时性,有助于缓解信息不对称和信息滞后问题,有助于保护中小投资者利益和提高资本市场资源配置效率,越来越受到投资者和监管部门的重视。然而,我国在监管体制、管理者行为规范、信息披露质量等方面仍存在很多问题,使得业绩预告披露行为易受到各种因素的影响,尤其是管理者自利动机因素,从而导致企业人为操纵业绩预测信息的披露,如提前或延迟特定消息的发布(陆蓉等,2012),甚至故意披露和实际业绩不相符的预测信息(张敦力等,2015)。

在对管理者自利动机的研究中,现有文献大都致力于研究薪酬激励、资本配置、高管变更和信息披露等方面。其中,有关会计信息披露影响因素的研究往往将CEO看做自利的“经济人”,致力于追求自身经济利益最大化。Nagar等(2003)指出,会计信息披露会对管理者的任职升迁、外部雇佣机会、潜在被撤换可能以及离职后收益等长期职业生涯因素产生影响。当涉及CEO自身利益时,其会通过操纵信息披露做出

一些短视行为,如操纵公司利润来获取更多的报酬(Ravi,2009)。基于公司业绩对CEO的重要性,还有一些研究关注了CEO出于自利动机操纵公司业绩的现象。Farrel等(2002)研究发现,CEO离职前为换取留任或其他就业机会,会使用盈余管理手段粉饰业绩,向市场及股东展示“良好业绩”。朱红军(2004)则发现,高管继任之后并没有促进公司业绩的短期增长,而只是带来了显著的盈余管理。业绩预告作为一类特殊的预测性信息披露,具有前瞻性,对投资者预期上市公司发展前景有重要作用,加之其与公司业绩之间的紧密关联性,已经成为CEO业绩操纵行为的另一个对象。王玉涛等(2011)研究发现,管理层在业绩预告中存在机会主义披露行为,导致他们故意发布不准确的业绩预告,以期从股票市场错误的定价中获利。高敬忠等(2013)发现,管理层在披露自身私有信息时,会选择使自身利益最大化的披露方式,通过对业绩预告可靠性的操纵来降低披露成本,实现自身利益最大化。

此外,已有研究表明,业绩优劣是影响公司CEO变更的直接因素之一,而CEO变更又与其利益紧密相关,所以CEO出于自利动机而操纵业绩预告披露的行为更有可能发生在CEO变更时期。因此,本文以CEO变更这类与CEO利益紧密相关的特殊事件为环境背景,在总体研究基础上,进一步从强制与自愿两种信息披露方式的角度对上市公司CEO变更期间披露业绩预告的消息属性倾向进行比较研究和解释。鉴于我国的制度背景特征,董事长和总经理的权力与职责类似于国外的CEO,所以本文的研究将总经理和董事长合

【基金项目】 国家自然科学基金“上市公司策略性信息披露的实验与实证研究”(项目编号:71372063)

并为CEO进行考察。

二、理论分析与研究假设

CEO变更是一个复杂的过程,包含了前任CEO的离职、继任CEO的遴选及考评(Graffin等,2013)。因此,为了全面考察CEO变更期间的业绩预告披露行为,本文将CEO变更期间分为离职期(非离职期)和继任期(非继任期),从理论上分别研究离职CEO与继任CEO的自利动机和业绩预告披露的消息属性倾向。

低劣的经营业绩会引发CEO变更,而离职CEO未来的就业机会也取决于所在公司的业绩(Travlos,2002;Brickley,1999)。任职期限理论(Dechow等,1991)指出,当CEO临近卸任时,由于不再考虑声誉效应,他们会更加关注自身利益及当期业绩。离职CEO有动机通过提升短期业绩来提升自身形象,增加未来就业机会,以及利用这种方式为下一任CEO达到业绩目标制造障碍,相对提高自身声誉。基于信息不对称理论,拥有信息优势的一方会故意隐瞒某些不利消息,来获取有利于自己的交易条件。离职CEO作为公司内部人具有信息和职位优势,且在变更压力的驱使下,向外部市场披露业绩预告时存在较强的自利倾向。Byungjin等(2012)检验了CEO变更期间的管理层盈余预测,发现离职CEO在更换前经常发布乐观的、传递好消息的盈余预测,为继任CEO制造业绩壁垒。以上分析说明,新老CEO的利益冲突影响了公司盈余预测的披露政策。Kothari等(2009)的研究则发现,管理层为自身职业生涯考虑,通常会将会好消息尽早发布出去,而保留坏消息。因此,在自愿性披露体系下,面临离职风险的CEO出于对未来职业生涯规划及声誉的考虑,很可能在离职前披露好消息,而压制并延迟坏消息的披露。

但是,我国上市公司业绩预告以强制性披露为主,只要公司业绩满足相关条件就必须进行披露,造成我国上市公司业绩预告中强制性披露的部分占绝大多数(杜晓宇,2009),尤其是亏损公司的业绩预告。以往研究多证实,发生CEO变更的上市公司一般情况下业绩都相对较差,而净利润为负、业绩大幅下降又为强制披露业绩预告的主要标准,所以CEO变更上市公司往往会由于低劣的公司业绩而被强制要求披露业绩预告。总体来看,基于我国制度设置的客观性以及CEO变更公司业绩的特殊性,CEO在离职前披露的业绩预告中坏消息出现的几率更高。但对于我国上市公司业绩预告中存在的小部分自愿性披露,由于没有了强制性披露的约束,离职CEO更倾向于披露好消息,以满足自身职业生涯和声誉的需要。综合以上分析,本文提出如下假设:

H1a:总体来看,上市公司在CEO离职期间更可能披露坏消息。

H1b:与强制披露业绩预告的上市公司相比,自愿披露业绩预告的上市公司在CEO离职期间更倾向于披露好消息。

声誉机制认为,CEO在任职之初,能力还不被市场所认可,很大程度上要依赖当期的业绩来证明其胜任力(Hermalin和Weisbach,2010)。而且,从董事会对继任CEO的监督考核角度来看,CEO变更是关乎公司前途命运的重要事件,董事会必然会在下一任CEO上任后加大监督考核力度,从而在短期内获取继任CEO能力方面的信息,以避免其所选择的CEO给公司带来巨大损失(刘鑫等,2015)。因此,在任职初期,CEO为了避免被贴上“能力差”的标签,也为了建立良好的声誉,更愿意向董事会及外部市场披露业绩预告,传递好消息。同样地,由于我国业绩预告制度的半强制性,强制披露业绩预告的上市公司和自愿披露业绩预告的上市公司在CEO继任时期披露的消息属性也是有所不同的。被要求强制披露业绩预告的CEO变更公司往往因业绩较差而触发强制披露条件,那么继任CEO在短期内改变不良业绩现状的难度较大,不太可能实现扭亏及盈利目标,导致CEO继任期间强制披露的业绩预告中仍然以坏消息居多。但对于自愿披露业绩预告的CEO变更公司来说,其业绩相对较好,加之我国上市公司CEO任期较短,继任CEO会在上任之初就立即开始努力实现盈利和维持职位,为展示能力、提高声誉而更倾向于披露好消息。综合以上分析,本文提出如下假设:

H2a:总体来看,上市公司在CEO继任期间更可能披露坏消息。

H2b:与强制披露业绩预告的上市公司相比,自愿披露业绩预告的上市公司在CEO继任期间更倾向于披露好消息。

三、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文首先选取沪深A股上市公司2011~2015年所披露的业绩预告作为基础研究样本,并剔除类型为不确定的业绩预告。其次,本文对应选取2011~2015年间发生CEO变更的A股上市公司为CEO变更基础研究样本,并剔除金融保险业、ST和*ST公司以及财务数据缺失、上市不满5年的公司。此外,考虑到CEO离职原因不明的模糊性、以健康或涉案为由的CEO离职事件的突发性,本文将这些CEO变更样本也予以剔除。最后,将业绩预告样本分为强制性披露样本和自愿性披露样本,与CEO离职和继任的公司按照公司代码相匹配,并分别以CEO离职及继任日期为事件点,按照业绩预告是否落在离职或继任日期的前6个月和后6个月,将样本区间分为CEO离职期间和CEO继任期间的业绩预告,同时选取落在以上两个时间区间以外的业绩预告为参照样本,据此考察CEO离职期与非离职期、CEO继任期与非继任期的差异。其中,业绩预告与CEO变更数据来自RESSET数据库,其余部分变量指标来源于国泰安CSMAR数据库以及手工整理。表1为匹配之后CEO离职期(离职前6个月内)和非离职期(离职前6个月外)、CEO继任期(继任后6个月)和非继任期(继任后6个月外)的样本统计表。

表1 业绩预告样本

期间	自愿披露样本		强制披露样本		全样本	
	离职	继任	离职	继任	离职	继任
6个月内	155	190	2230	2651	2385	2841
6个月外	487	493	6188	6209	6675	6702

(二) 变量设计

表2 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	消息属性	NEWS	好消息,取值为1;坏消息,取值为0
	解释变量	是否为CEO离职期间	DEP
是否为CEO继任期间		SUC	若业绩预告在CEO继任后6个月内被披露,取值为1,否则为0
披露方式		VOLUN	若业绩预告属于自愿性披露,取值为1,否则为0
控制变量	公司规模	SIZE	总资产的自然对数
	负债水平	LEV	资产负债率
	盈利水平	ROE	净资产收益率=净利润/净资产×100%
	市值净值比	MTB	总资产市场价值/账面价值
	行业特征	IND	哑变量,按照证监会行业分类标准,剔除金融业后12个行业,共11个
	年度	YEAR	哑变量,共4个
	季度	QUART	哑变量,共3个

1. 消息属性(NEWS):本文基于业绩预告类型将样本分为好、坏消息两类,其中预告类型为略增、续盈、预增、扭亏的业绩预告界定为好消息,而预告类型为略减、预减、预亏、首亏的业绩预告界定为坏消息。当业绩预告为好消息时,取值为1,否则为0。

2. 是否为CEO离职期间(DEP)以及是否为CEO继任期间(SUC):当业绩预告披露于CEO离职前或者继任后6个月内取值为1,本文把此类业绩预告看作CEO出于自利动机针对变更事件而披露;而当业绩预告披露于CEO离职前或者继任后6个月之外则取值为0,这类业绩预告属于日常业绩预告披露,被视为与CEO变更事件无关。

3. 披露方式(VOLUN):当业绩预告属于自愿性披露时取1,而属于强制性披露时取0。其中,强制性披露要求包括上市公司存在首亏、续亏、扭亏、较上年同期发生大幅度变动(一般指超过50%)等情况;不符合以上条件而披露的业绩预告界定为自愿性披露。

此外,本文还依据王玉涛(2011)、张敦力(2015)以及Francois Brochet等(2011)研究管理者对业绩预告的影响时选取的公司治理特征变量来控制除披露方式以外其他因

素对业绩预告消息属性披露频度的影响。主要变量的定义见表2。

(三) 模型设定

采用Logistic回归模型,首先建立模型(1)、(3),从CEO离职与继任两方面考察离职期和非离职期、继任期与非继任期披露的业绩预告消息属性间的差异。其次,建立包含披露方式(VOLUN)以及是否为CEO离职期间(DEP)和是否为CEO继任期间(SUC)两个变量与披露方式(VOLUN)的乘积交互项的模型(2)、(4),考察不同业绩预告披露方式下CEO变更上市公司在CEO离职及继任期间好、坏消息披露频度的差异。下列模型中的 t 为每一业绩预告所在的报告期。

$$\Pr(\text{NEWS})_t = \alpha + \beta_1 \text{DEP}_t + \beta_2 \text{SIZE}_{t-1} + \beta_3 \text{LEV}_{t-1} + \beta_4 \text{ROE}_{t-1} + \beta_5 \text{MTB}_{t-1} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \sum \text{QUART} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Pr(\text{NEWS})_t = \alpha + \beta_1 \text{DEP}_t + \beta_2 \text{VOLUN}_{t-1} + \beta_3 \text{DEP}_t \times \text{VOLUN}_t + \beta_4 \text{SIZE}_{t-1} + \beta_5 \text{LEV}_{t-1} + \beta_6 \text{ROE}_{t-1} + \beta_7 \text{MTB}_{t-1} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \sum \text{QUART} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Pr(\text{NEWS})_t = \alpha + \beta_1 \text{SUC}_t + \beta_2 \text{SIZE}_{t-1} + \beta_3 \text{LEV}_{t-1} + \beta_4 \text{ROE}_{t-1} + \beta_5 \text{MTB}_{t-1} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \sum \text{QUART} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Pr(\text{NEWS})_t = \alpha + \beta_1 \text{SUC}_t + \beta_2 \text{VOLUN}_{t-1} + \beta_3 \text{SUC}_t \times \text{VOLUN}_t + \beta_4 \text{SIZE}_{t-1} + \beta_5 \text{LEV}_{t-1} + \beta_6 \text{ROE}_{t-1} + \beta_7 \text{MTB}_{t-1} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \sum \text{QUART} + \varepsilon_t \quad (4)$$

由于样本区间内业绩预告是按照季度划分的,为了研究的准确性和结果的稳健性,上述所有模型中涉及的财务数据均以季度为频度,即选择业绩预告所在报告期的上一报告期末($t-1$)指标。

四、实证研究

(一) 描述性统计

模型(1)和(2)、模型(3)和(4)的样本观测值总数以及其他变量取值均一致,差别只在于披露方式(VOLUN)这一个解释变量,因此本文只给出模型(2)和(4)即离职样本与继任样本的描述性统计结果,如表3所示。

对于离职样本,本文在最终全样本观测值的基础上剔除了财务数据缺失的1705个样本观测值,共得到离职样本观测值7355个。从数据结果来看,消息属性(NEWS)的均值为0.5701,说明离职样本中披露好消息的业绩预告数占总数的57%左右,可见我国上市公司更倾向于好消息的业绩预告披露。是否为CEO离职期间(DEP)的均值为0.1918,说明样本中上市公司披露的业绩预告约有20%发生在CEO离职期间。披露方式(VOLUN)的均值为0.1059,说明样本中大约只有11%的业绩预告属于自愿性披露,而强制披露的业绩预告数量远远超过了自愿披露的数量,表明了我国的业绩预告以强制性披露为主的现实。

对于继任样本,本文在最终全样本观测值的基础上剔除了财务数据缺失的1648个样本观测值,共得到继任样本观测值7895个。从数据结果来看,消息属性(NEWS)的均值为

表3 主要变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Panel A: 离职样本					
NEWS	0.5701	0.3989	0	1	1
DEP	0.1918	0.4233	0	0	1
VOLUN	0.1059	0.2575	0	0	1
SIZE	21.3818	1.1811	16.9622	21.2674	27.2966
LEV	57.0318	25.0113	0.7795	49.1673	206.5023
ROE	4.4829	14.7586	-91.8341	3.4370	279.5527
MTB	2.6277	2.8682	1.0228	1.9605	41.8866
Panel B: 继任样本					
NEWS	0.5728	0.4073	0	1	1
SUC	0.2475	0.4541	0	0	1
VOLUN	0.1215	0.2604	0	0	1
SIZE	21.4690	1.2093	15.5972	21.3173	26.8179
LEV	56.9972	23.8553	0.6912	49.3410	207.2789
ROE	4.0630	14.2245	-87.8266	3.5260	280.0671
MTB	1.9963	2.9447	1.0445	1.6740	35.9784

0.5728,说明继任样本中披露好消息的业绩预告数占总数的57%左右,与离职样本的统计结果基本一致,都表明我国上市公司业绩预告中好消息居多。是否为CEO继任期间(SUC)的均值为0.2475,说明样本中上市公司披露的业绩预告约有25%发生在CEO继任期间。披露方式(VOLUN)的均值为0.1215,同样说明了我国上市公司业绩预告以强制性披露为主的现实。

(二)卡方检验

本文基于离职样本和继任样本,利用非参数卡方检验的方法分别对业绩预告消息属性和披露时间(CEO变更期、非变更期)以及业绩预告消息属性和披露方式(强制、自愿)进行检验,以此来考察坏消息是否更可能出现在CEO变更期间(CEO离职期与CEO继任期),以及与强制披露业绩预告的上市公司相比,自愿披露业绩预告的上市公司是否更倾向于在CEO变更期间(CEO离职期与CEO继任期)发布好消息。检验结果如表4、表5所示。

表4 NEWS与披露时间的关系

	离职样本			继任样本		
	好消息	坏消息	合计	好消息	坏消息	合计
CEO变更期	592 (41.99%)	818 (58.01%)	1410	898 (45.96%)	1056 (54.04%)	1954
非CEO变更期	3601 (60.57%)	2344 (39.43%)	5945	3666 (61.71%)	2275 (38.29%)	5941
合计	4193	3162	7355	4564	3331	7895
Chi-square test	96.45***			207.81***		

注:Chi-square test对应的数值为卡方值,本文中***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%。

由表4可见,对于离职样本,上市公司在CEO离职期间有58.01%的业绩预告披露了坏消息,而在非CEO离职期间有39.43%的业绩预告披露了坏消息,且卡方统计结果显著,显著性水平为1%。由此得出结论,总体来看,与非CEO离职期间相比,发生CEO变更的上市公司更可能在CEO离职期间披露坏消息,假设H1a得到初步验证。对于继任样本,上市公司在CEO继任期间有54.04%的业绩预告披露了坏消息,而在非CEO继任期间有38.29%的业绩预告披露了坏消息,且卡方统计结果同样在1%的水平上显著。由此得出结论,与非CEO继任期间相比,发生CEO变更的上市公司更可能在CEO继任期间披露坏消息,假设H2a得到初步验证。

表5 NEWS与披露方式的关系

	CEO离职期间			非CEO离职期间		
	好消息	坏消息	合计	好消息	坏消息	合计
自愿性披露	120 (72.73%)	45 (27.27%)	165	494 (80.45%)	120 (19.55%)	614
强制性披露	472 (37.91%)	773 (62.09%)	1245	3107 (58.28%)	2224 (41.72%)	5331
合计	592	818	1410	3601	2344	5945
Chi-square test	78.69***			102.15**		
	CEO继任期间			非CEO继任期间		
	好消息	坏消息	合计	好消息	坏消息	合计
自愿性披露	230 (82.44%)	49 (17.56%)	279	472 (69.41%)	208 (30.59%)	680
强制性披露	668 (39.88%)	1007 (60.12%)	1675	3194 (60.71%)	2067 (39.29%)	5261
合计	898	1056	1954	3666	2275	5941
Chi-square test	89.32***			67.51*		

由表5可见,对于离职样本,在CEO离职期间,自愿披露业绩预告的公司有72.73%披露了好消息,而强制披露业绩预告的公司有37.91%披露了好消息,且卡方统计结果在1%的水平上显著,然而非CEO离职期间的卡方统计结果也在5%的水平上显著,因此,上述结果虽然表明自愿披露业绩预告的公司与强制披露业绩预告的公司相比,更倾向于发布好消息,但并不能说明这种披露好消息的倾向性是否会在CEO离职期间发生明显改变,即假设H1b仍需要通过回归方法进一步验证。对于继任样本,在CEO离职期间,自愿披露业绩预告的公司有82.44%披露了好消息,而强制披露业绩预告的公司有39.88%披露了好消息,且卡方统计结果显著,同样地在CEO继任期间的卡方统计结果显著性虽然有所降低,但仍然不能说明披露好消息的倾向性是否会在CEO继任期间发生明显改变,因此假设H2b也仍需要通过回归方法验证。

(三) 回归分析

为进一步验证本文的假设,下面运用模型(1)、(2)、(3)、(4)进行 Logistic 回归分析,其中模型(1)、(3)均从总体角度检验 CEO 变更前后的业绩预告消息属性的披露倾向,模型(2)、(4)均加入披露方式(VOLUN)变量及交互乘积项(DEP×VOLUN、SUC×VOLUN)来检验信息披露方式对 CEO 变更前后业绩预告消息属性倾向的影响。汇总结果见表6。

表6 NEWS与披露时间、披露方式关系的回归结果

变量	模型(1)	模型(3)	模型(2)	模型(4)
DEP	-0.7308** (67.23789)		-0.6910** (77.8641)	
SUC		-0.4591* (9.5117)		-0.6018** (8.9258)
VOLUN			2.1052*** (91.5782)	2.0863*** (86.7109)
DEP×VOLUN			0.1817 (0.9975)	
SUC×VOLUN				0.8925** (10.2384)
SIZE	0.3208* (141.6730)	0.4419* (176.9175)	0.4073* (158.2364)	0.4123* (149.5476)
LEV	-0.6769** (54.8237)	-0.5688** (67.4109)	-0.8013** (87.9863)	-0.6992** (60.3751)
ROE	0.0844** (257.0957)	0.0739** (203.6720)	0.0821** (245.0069)	0.0598** (178.3914)
MTB	0.0000 (0.8937)	0.0001 (0.9208)	0.0000 (0.6749)	0.0000 (0.5162)
常数	-12.4268*** (92.3483)	-10.7355*** (106.2651)	-16.0927*** (78.6634)	-9.5277*** (122.4513)
IND	控制	控制	控制	控制
YEAR	控制	控制	控制	控制
QUART	控制	控制	控制	控制
样本量	7355	7895	7355	7895
Chi-square	136.4739***	158.3806***	141.1748***	146.9082***
Nagelkerke R ²	0.293	0.307	0.285	0.286

表6的回归结果显示,模型(1)中,DEP的系数为负且在5%的水平上显著,表明相对于非CEO离职期间,上市公司在CEO离职期间披露坏消息的可能性更大,这一结果与之前的卡方检验结果共同验证了假设H1a。模型(3)中,SUC的系数在10%的水平上也显著为负,说明相对平时而言,上市公司在CEO继任期间披露坏消息的可能性更大,与之前的卡方检验结果共同验证了假设H2a。

模型(2)中,DEP的系数仍然为负且在5%的水平上显著,表明我国上市公司在CEO离职期间披露坏消息的可能性更大,与模型(1)的研究结果相一致。披露方式(VOLUN)的系数为正且在1%的水平上显著,即自愿披露业绩预告的公司更倾向于披露好消息。进一步分析,交互项DEP×VOLUN的系数为正但并不显著,表明在不同业绩预告披露方式

下,这种披露好消息的倾向性差异并不显著,受到是否在CEO离职期间披露的影响,即假设H1b并没有得到验证。模型(4)中,SUC×VOLUN的系数为正且在5%的水平上显著,表明与强制披露业绩预告的上市公司相比,自愿披露业绩预告的上市公司更倾向于在CEO继任期间披露好消息,假设H2b得到验证。

五、小结

本文从CEO的自利动机出发研究离职CEO与继任CEO为满足自身利益需要而操纵业绩预告披露的行为,并运用任职期限理论、声誉机制理论、职业生涯关注等相关理论,实证研究了CEO变更期间上市公司业绩预告披露的消息属性倾向。研究发现,CEO变更期间,上市公司业绩预告披露多为坏消息,再进一步区分自愿与强制这两种业绩预告披露方式时发现,与强制披露业绩预告的上市公司相比,自愿披露业绩预告的上市公司在CEO继任期间更倾向于披露好消息,但这种差异性并没有在CEO离职期间显著体现。

本文研究结论表明,研究CEO变更期间业绩预告披露行为时,应分开考虑CEO离职期间和CEO继任期间,这是为了区分离职CEO与继任CEO的动机、个人特征对业绩预告披露行为产生的不同影响和存在的差异性。同时必须考虑披露方式对业绩预告披露行为的影响。在此基础上,还应该具体考虑离职CEO与继任CEO的哪些个人背景会对业绩预告披露行为产生影响,以及除了消息属性倾向性的差异,还有哪些业绩预告特征会被CEO进行操纵。这将在后续的研究中体现。

本文不但丰富了业绩预告的研究内容,还拓展了CEO变更事件研究的宽度和深度,对于提高上市公司信息披露行为的监管效率有着重要启示。同时,本文的研究结论对企业CEO任用政策的完善和职业经理人的发展有重要的借鉴及启示意义。

主要参考文献:

- 张敦力,张弛,江新峰. 管理者能力与企业业绩预告[J]. 财务研究,2015(5).
- Leuz C., Nanda D., Wysocki P. D.. Earnings management and investor protection: an international comparison[J]. Journal of Financial Economics,2003(69).
- Farrell K. A., D. A. Whidbee. Monitoring by the financial press and forced CEO turnover[J]. Journal of Banking and Finance,2002(26).
- 杜晓宇. 中国上市公司高管变更期间业绩预告披露行为研究[D]. 长春: 吉林大学,2009.
- 刘鑫,薛有志. CEO继任、业绩偏离度和公司研发投入[J]. 南开管理评论,2015(3).

作者单位: 桂林电子科技大学商学院, 广西桂林 541004