

信息披露考评与 CEO 变更*

于换军 张跃文 姚云

[摘要]更多的信息披露对委托人和监管者是有利的,但是一个更知情的委托人和监管者对代理人是不利的。深交所信息披露考评的存在,使得信息披露较低的公司面临提高信息披露水平的压力。而更多的信息披露不但增加了判断 CEO 表现的信息,而且也减少了 CEO 的私人收益,这可能导致更多的 CEO 变更。使用深交所的信息考评数据,我们发现,上市公司提高信息披露水平的压力越大,CEO 变更的概率越大。因此,提高信息披露质量的外在监管压力可以成为改善上市公司治理的重要途径。

关键词:信息披露 CEO 变更 公司治理

JEL 分类号:D22 G34 G38

一、引言

现代公司的发展导致了所有权和经营权的分离(Berle and Means, 1932)。由于两权分离带来了信息不对称,高管可能为了私人的收益而损害了股东的利益,从而产生了代理成本。而信息披露质量的提高,有助于减少信息不对称,从而减少内部人的不作为,改善经济资源分配效率,并促进整体社会福利(Healy and Palepu, 2001)。与此相对应,一个更知情的监管者或者监督者对 CEO 是不利的,因此,CEO 有激励来减少或者扭曲信息披露,从而掩盖自己的能力或者私人收益(Song and Thakor, 2006)。当存在外在的信息披露监管时,信息披露水平较低公司的高管就会面临更严格的监管,从而面临增加信息披露的压力,这可能会导致更多的 CEO 变更。信息披露的增加,对 CEO 离职可以产生两方面的影响:一方面,信息披露的增加为外部和内部的治理机制提供更多的信息,对高管的能力和表现能够有更好的评判(游家兴和李斌, 2007)。另一方面,由于信息披露增加导致的信息不对称的减少,比如关联交易更透明化等,导致高管的私人收益下降(Hermalin and Weisbach, 2012)。所以更高的信息披露要求以及相应的外部监管压力可能会导致更多的 CEO 变更。这和近年 CEO 的变更率走高的趋势是相一致的(Kaplan and Minton, 2012)。

上述分析表明,监管者通过建立有效的信息披露机制,监督上市公司的信息披露,可以减轻或者缓解代理问题。深交所作为市场的监管者,在 2001 年出台了《上市公司信息披露工作考核办法》,开始对在深交所上市的公司的信息披露质量进行评价,并连续将上市公司信息披露工作考核结果在上市公司范围内通报,记入诚信档案,并向社会公开。深交所根据信息披露质量特征和上市公司信息披露规则制定评价标准,通过对上市公司全年的信息披露行为(包括强制性信息披露和自愿性信息披露)的监督,对其信息披露的真实性、准确性、完整性、及时性、合法合规性予以全面评价,考核结果分为优秀、良好、合格、不合格四个等级。根据信息考评制度,深交所会依据信息考评结果对上市公司进行分类监管并实施差异化监管政策,以此来推动建立“扶优限劣”的良性市场

* 于换军,中国社会科学院世界经济与政治研究所,助理研究员,经济学博士,财政部财政科学研究所博士后研究人员;张跃文,中国社会科学院金融研究所公司金融研究室主任,研究员,经济学博士;姚云,中国社会科学院金融研究所,助理研究员,经济学博士。作者感谢中国社会科学院世界经济与政治研究所鲁桐研究员对论文初稿的重要建议,感谢匿名评审专家的宝贵意见以及参加中国社会科学院金融研究所公司金融学术研讨会同仁的有益评论与建议。文责自负。

化监管机制。

本文结合中国制度环境,利用深交所上市公司信息考评数据,实证检验信息披露与 CEO 变更的关系。我们发现信息披露质量越低的公司,高管变更的概率越大,这与我们的假设和理论分析是一致的。

本文接下来的结构安排如下:第二部分是文献回顾和研究假设,第三部分是研究设计,第四部分是实证分析,最后是结论。

二、文献回顾和假设提出

CEO 是一个公司的核心管理人员,在公司经营中扮演非常重要的角色。所以 CEO 的离职对公司经营有重要影响。对 CEO 离职的研究基本分为两个方面:一方面是研究 CEO 离职的影响因素,一方面是研究 CEO 离职的后果。本文的研究属于前一类。对中国高管离职影响因素的研究,大体可以分为四类:第一类是研究公司绩效对高管离职的影响;第二类是研究公司治理机制对高管离职的影响;第三类是研究公司特征对高管离职的影响;最后一类是研究高管个人特征对高管离职的影响。由于很多的研究会同时控制几类因素,所以,本文只对文献做了大致的分类。

(一)公司绩效对高管离职的影响

很多实证文献研究了公司绩效和高管变更的关系。龚玉池(2001)使用了 1995~2000 年的中国上市公司样本,实证研究了上市公司绩效与公司高层更换的关系。结果发现高层非常规更换的可能性与经产业调整后的资产收益率、营业收入显著负相关,但与股票超额收益率并不显著相关。宋德舜和宋逢明(2005)从国有控股上市公司董事长职业生涯角度研究董事长变更和绩效的关系。他们发现董事长免职和公司绩效恶化正相关。Kato and Long(2006)研究了中国的高管离职问题。他们使用深交所和上交所的 1998~2002 年的 638 家公司样本,研究了公司高管离职和公司绩效的关系。他们发现当公司有一个大股东的时候,无论是基于市场表现的指标还是会计账户的指标,高管离职和公司绩效的关系都是反向显著的。Fan et al.(2007)也研究了高管离职和公司业绩的关系。他们还区分了自愿离职和非自愿离职。他们发现,不管离职是自愿还是非自愿,高管离职都与公司业绩负相关。Chang and Wong(2009)检验 CEO 去职和上市公司业绩的关系。利用上交所和深交所 1995~2001 年的数据,他们得到几个重要发现:首先,他们发现在公司处于亏损状态时,CEO 离职和离职前的利润率相关,但是在盈利的公司,这种关系不存在。其次,在更换 CEO 之后,亏损公司的业绩有改善,但是盈利的公司没有改善。冯旭南和李心愉(2012)以 2000~2010 年的地方国有上市公司为研究样本,研究国企中高管变更的决定因素。他们发现,上市公司的经营业绩相对较差时,其高管变更的概率较大。

(二)公司治理机制对高管离职的影响

公司治理的内部机制和外部机制都可能影响高管变更的概率,或者影响高管变更与公司绩效关系的敏感度。李增泉和杨春燕(2003)以我国 1997~2000 年间控制权转移的公司为研究样本,对控制权转移后的经理人员变更行为进行了分析。他们发现控制权转移后当年及一年后,经理人员(董事长或者总经理)变更的频率大于控制权没有变更前,而且变更概率和变更前的绩效负相关。张俊生和曾亚敏(2005)以上海证券交易所 1999 年前上市的 461 家公司为样本,研究董事会特征等治理变量对总经理变更的影响。研究结果表明,对相对业绩下降公司的总经理变更能起到显著解释作用的变量只有董事会会议的次数和公司的领导结构。而其它治理变量,诸如董事会规模、管理董事比例、独立董事比例、股权集中度、董事会成员持股比例等,未能对总经理变更起到显著的解释作用。Lau et al.(2007)使用 416 家中国上市公司数据,研究了 1998~2003 年中国转型期间

的公司治理有效性。他们发现表现不好的 CEO 更容易离职或者被辞退,这表明中国的公司治理在这期间是有效的。马磊和辛立国(2008)利用我国 1998~2006 年的上市公司数据对我国高管更换与董事会特征、经营业绩之间的关系进行实证研究,以分析我国公司内部治理机制的有效性。研究表明,我国上市公司高层管理者的变更概率随公司经营业绩的下降而提高,但上市公司的经营业绩却没有在更换经理后得到显著的改善。他们还发现我国上市公司董事会的领导权结构而不是规模对董事会在高管更换中有效性的发挥有显著影响。此外,独立董事比例越高,董事会越有可能解聘不称职的经理。

(三)公司特征对高管离职的影响

公司其他特征如公司性质、组织架构、多元化程度等也可能影响高管变更的概率。Chi and Wang (2009)把所有权类型和集中度引入公司业绩和高管离职的关系研究中,研究了董事离职和 CEO 离职。他们发现 CEO 离职和公司业绩的敏感度在国有控制的公司中比非国有的要弱。Wang (2010)使用 2000~2005 年的数据,研究了国有公司中高管离职和公司业绩的关系。用总经理离职作为高管离职的变量,并把国有股东分为三类:政府机构,国有企业和国有法人。他的研究发现高管离职和公司业绩的关系在不同类型的国有公司中有不同:政府机构控制的国有公司比国有企业和国有法人控制的更不敏感。这个敏感度不受公司治理机制的影响,说明所有权类型比公司治理机制更有效。Chen et al.(2012)使用 2002~2008 年董事长离职数据,研究发现集团控制人对子公司派驻董事越多,子公司高管更替和公司绩效的关系越不敏感。欧阳瑞(2010)以 2002~2007 年沪深两市 702 家 A 股上市公司的数据为样本,探讨多元化经营对总经理变更绩效敏感性及其业绩改进效应的影响。实证结果表明:多元化降低了总经理变更的业绩敏感性,多元化公司总经理变更的概率与资产收益率代表的多元化公司业绩变化没有显著的关系,即使在公司业绩下降的条件下,股东替换总经理的动机也弱于非多元化公司;多元化公司总经理变更后的资产重组行为规模显著弱于非多元化公司,带来的业绩改进也小于非多元化公司。曹廷求和张光利(2012)利用中国创业板公司的数据,研究了高管辞职动机以及高管辞职的市场效应。他们发现在绩效差的公司中高管辞职概率更大。

(四)高管个人特征对高管离职的影响

高管的个人特征,比如年龄、在职时间等可能对高管离职产生影响。卫旭华等(2013)以 2010 年中国沪深两市 A 股上市公司为研究样本,分析高管个人特征、高管团队的多元化特征以及高管所在公司的历史绩效对高管个人离职行为的影响。研究表明,无论是个人层面、团队层面还是企业层面的特征都对高管个人离职有显著影响,而且公司历史绩效与高管随后一年的离职行为显著负相关。

综上,我们发现,对信息披露和高管离职的关系的研究还很少。游家兴和李斌(2007)建立了一套反映上市公司信息透明度水平的评价指标体系,并以此考察信息透明度对总经理变更与公司业绩之间敏感程度的影响。他们使用 2001~2004 年间的中国上市公司为样本,研究显示,公司信息透明度越高,总经理因公司业绩下降而被更换的可能性越大。这表明,公司信息披露质量的提高不仅有助于投资者甄别管理者经营水平的高低,而且可以强化董事会对总经理的监管,从而增进公司治理机制的效率。尽管游家兴和李斌(2007)通过引入了信息披露质量拓展了相关的分析,但还是属于高管变更与公司业绩之间关系的研究。他们考察的重点是信息披露对高管离职与公司绩效的关系的影响问题,而没有引入和分析信息披露对高管变更的直接影响^①。本文将信息披露作为直接因变量引入高管变更的实证研究当中,这丰富了高管变更原因的研究,也使得我们对信息披露

^① 游家兴和李斌(2007)在他们的回归模型中没有单独引入“信息披露”变量。

在公司治理中的角色有了更加全面的认识。本文认为,信息披露考评压力的存在,是改善公司治理的有效机制,它使得信息披露程度越低的公司面临更大的监管压力,从而导致更多的CEO变更。这为外在信息披露监管压力的合理性提供了实际证据,为进一步加强信息披露监管提供了支持。基于以上的分析,我们提出以下实证检验假说:

研究假说:公司面临信息披露提高的压力越大,CEO变更的概率越大。

三、研究设计

本研究样本的数据区间为2009~2013年,研究对象为深交所上市的A股主板公司。之所以选择这个区间,是因为深交所的信息考评工作经历不断完善的过程。考评体系和方法也不断修订和改善。所以,我们选择了最近5年的数据。之所以选择深交所,是因为上交所的信息考评没有持续下去,没有充足的数据来进行研究。我们从2356个观察值出发,剔除已退市的企业、观察年度性质为ST和PT的企业、金融类企业,以及部分数据缺失的观察值,我们最终获得了2173个观察值的非平衡面板数据。其中,公司治理数据,高管离职和财务数据来自于CSMAR,信息披露考评数据来自深圳证券交易所网站(www.szse.cn)。我们对除了年龄之外的连续变量进行了上下1%的winsorize处理。

(一)主要变量说明

总经理离职:哑变量,当考察年度有总经理非正常变更的时候,取值为1,而未变更的和正常变更的取值为0。在现有的对中国CEO变更的研究中,有使用总经理的(游家兴和李斌,2007;Wang,2010;欧阳瑞,2010;张俊生和曾亚敏,2005),也有使用董事长的(Kato and Long,2006),Chen et al.,2012),也有都使用的(龚玉池,2001;李增泉和杨春燕,2003)。董事长代表的是所有者的利益,本文主要是研究职业经理人的利益如何受到信息披露压力的影响,所以,本文采用总经理变更的数据。另外,CEO变更还涉及到正常变更与非正常变更或者自愿变更与被迫变更的问题。但是根据已有的信息,我们很难判断一次变更是自愿的还是被迫的。比如,变更的原因是工作调动,这可能是自愿的,也可能是被迫的^①。很多的研究也面临同样的问题(比如,Denis and Denis,1995;Kang and Shivdasani,1995;Huson et al.,2004)。因此,仅仅根据公司披露的信息,要想严格准确地认定和区分这些不同有相当的困难。在国外大多数的相关研究中,尽管他们区分出被迫变更和自愿变更,但是区分的标准也不尽相同。因此,在我国上市公司中对这些概念做出区分也很困难。已有的研究就已经反映出这个问题。Kato and Long(2006)没有区分高管变更的自愿性和非自愿性。Fan et al.(2007)把CEO变更分为自愿性变更和非自愿性变更。自愿性变更原因包括辞职、退休、健康原因、个人原因和结束代理等,非自愿性变更则包括合同到期、工作调动、控股权变更、法人治理结构变更、法律事务和解聘等。游家兴和李斌(2007)研究了被迫变更,剔除了以下几种属于正常变更的情况,即退休、控制权变动、健康原因、完善公司治理结构、结束代理、涉案。龚玉池(2001)把离任分为常规离职和非常规离职。董事长(总经理)非常规离职是指董事长(总经理)不再担任董事长和总经理的任一职位,其被更换的当年的年龄低于59岁,并且其更换不是由重大股权变动、重大升迁、死亡、重大疾病和坐牢造成的。可以看出,已有文献对自愿和被迫变更的区分也不尽相同。本文研究的是信息披露考核压力下的高管变更,所以本文参照游家兴和李斌(2007)的处理方法,剔除了以下几种属于正常变更的情况,即退休、控制权变动、健康原因、完善公司治理结

^① Chang and Wong(2009)根据媒体的报道将工作调动做了进一步的区分。升职情形作为自愿对待,降职情形作为非自愿对待。但是缺点在于,升职和降职本身的划分就存在模糊空间。比如大型央企的领导调任政府部门任职,很难说是升级还是降级。

表1 变量说明和定义

变 量	代 码	定 义
总经理离职	Turnover	本信息考核年度有总经理自愿离职取值为1,其他情况为0
信息披露压力	Index	取值为0代表深交所信息考评为优秀和良好的公司,因为他们没有提高信息披露的压力。取值为1代表信息考评为合格和不合格的公司,因为他们面临提高信息披露的压力
公司绩效	Performance	ROA=净利润/年末总资产
董事会规模	Bdsize	董事会人数
独立董事占比	Indpratio	独立董事人数/董事会人数
两职合一	Duality	董事长和总经理两职合一取值为1,其他为0
总经理年龄	Age	总经理的年龄
总经理持股占比	CEOshare	总经理持股比例
总经理薪酬(对数)	CEOsalary	总经理的现金报酬
第一大股东持股比例	Topshare	第一大股东的持股比例
最终控制人性质	Control	最终控制人为国资委,取值为1,地方国资委为0,私人为2
资产负债率	Leverage	总负债/总资产
公司规模(对数)	Size	总资产的对数

构、结束代理以及涉案,将高管的非正常变更作为本文的研究对象。

1.自变量

信息披露压力:哑变量。当上市公司面临提高信息披露程度的压力时,取值为1,否则为0。本文采用深圳证券交易所对该所上市公司信息披露质量的评级来衡量上市公司信息披露的总体质量^①。根据深交所信息考评规定,深交所会根据信息披露考评结果对上市公司进行分类监管,实施不同的监管政策。深交所的监管信息显示,多数公司收到监管函是因为信息披露问题。因此,信息披露水平较低的公司会成为监管部门的重点监管对象。此外,信息披露也是投资者决策的重要依据,信息披露也会通过其他渠道对公司产生压力。已有的研究表明,信息考评影响企业融资成本(曾颖和陆正飞,2006)。所以,考评级别低的公司会面临提高信息披露的压力。本文参照伊志宏等(2010)的做法,信息考评为优秀和良好归为一类,此类公司没有面临改进信息披露的压力,取值为0,信息考评合格和不合格归为一类,此类公司面临提高公司信息披露的压力,取值为1。

2.控制变量

董事会规模越大,监督能力越强,但是可能同时减缓了决策速度。所以,小规模董事会可能在约束高管上更有效率。也就是董事会的规模越大,CEO离职的概率越小。独立董事与公司利益关系薄弱,对公司CEO能起到真正的监督作用。所以独立董事比例越高的公司在替换不称职的CEO方面速度会更快。当董事长和总经理两职合一的时候,内部监控机制可能失败,因为董事会不能有效的行使评估CEO的职能。Goyal and Park(2002)发现当CEO也是董事会主席的时候,其离职率显著地降低。CEO年龄越大,董事会越是会怀疑其竞争能力,越可能更换CEO。Murphy and Zimmerman(1993)发现CEO离职和CEO年龄有很强的相关关系。大规模的公司有更多的人才储备,当CEO不称职的时候,大公司会迅速地替换掉CEO,而小公司可能还要从外部物色人选。所以公

^① 使用该数据的一些研究成果有曾颖和陆正飞(2006)、伊志宏等(2010)、以及Teng and Li(2011)等。也有学者自己建立评分表进行打分,比如高明华等(2010)。

公司规模越大,高管离职率可能越高。公司绩效是判断 CEO 能否胜任的一个关键变量。公司绩效越差,CEO 越可能被替换。我们使用总资产收益率 ROA 作为公司的绩效变量加以控制,采用 Huson et al.(2001)的处理方法。如果离职发生在年度的下半年,我们采用本年的绩效数据;如果离职发生在年度的上半年,我们采用前一年的绩效数据。这种方式可以让我们部分地处理内生性的问题。另外,总经理持股比例越大,发言权就越大,其被迫离职可能性越小。总经理薪酬越高,离职的成本越大,其离职的概率就越小。由于不同行业的竞争和绩效不同,我们控制了行业特征。最后,我们还控制了年度变量、第一大股东持股比例、最终控制人性质以及资产负债率。所有变量的定义见表 1。

(二)回归模型

本文研究的是中国上市公司总经理变更的影响因素,我们选择运用 Logistic 回归模型:

$$\ln(\text{pr}(\text{turnover})/(1-\text{pr}(\text{turnover}))) = \beta_0 + \beta_1 \text{index} + \beta_2 \text{perf} + \beta_3 \text{bdsz} + \beta_4 \text{dratio} + \beta_5 \text{duality} + \beta_6 \text{age} + \beta_7 \text{mshare} + \beta_8 \text{salary} + \beta_9 \text{topshare} + \beta_{10} \text{fnct} + \beta_{11} \text{lev} + \beta_{12} \text{size} + \sum_j \delta_j \text{year}_j + \sum_k \gamma_k \text{industry}_k + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *turnover* 是总经理变更变量,当年度有定义的总经理变更的时候取值为 1。 *Index* 是信息披露压力变量。

四、实证分析

(一)描述统计

表 2 是 2009~2013 年中国上市公司总经理变更原因统计。研究期间共有 406 例变动,其中变更最多的是因为工作调动,研究期间共有 173 例总经理变更,占变更总数的 42.61%。其次是任届期满,共 91 例,占比 22.41%。解聘和控制权变动都是两例,占比只有 0.49%。此外,研究样本中没有涉案的例子。

表 2 总经理变更原因统计(2009~2013 年)

变动原因	变更数	占总变更数比例(%)
工作调动	173	42.61
退休	7	1.72
任届期满	91	22.41
控制权变动	2	0.49
辞职	60	14.78
解聘	2	0.49
健康原因	11	2.71
个人	33	8.13
完善法人治理结构	8	1.97
涉案	0	0.00
结束代理	11	2.71
其他原因	8	1.97
共计	406	100.00

表3列出了研究期间中国上市公司总经理变更年度分布情况。从表中可以看出,样本公司总经理变动率最高在2013年达到21.33%,最低是2009年的14.22%。研究期间平均变更率为18.68%。从非正常变更情况来看,变更率最高的是2013年,有83例,占当年上市公司数量的19.04%,最低的是2009年,有56例,占比13.73%。研究期间平均非正常变更率为16.89%。

表3 总经理变更年度分布(2009~2013年)

	2009	2010	2011	2012	2013	2009~2013
上市公司数量	408	440	445	444	436	2173
总经理变更总数	58	84	94	77	93	406
年度变更率(%)	14.22	19.09	21.12	17.34	21.33	18.68
非正常离职数量	56	79	84	65	83	367
非正常离职率(%)	13.73	17.95	18.88	14.64	19.04	16.89

表4是主要变量的描述统计。表4表明有大约21%的公司面临信息披露提升的压力。公司绩效波动也很大。ROA最低的为-0.34,最高的为0.29。董事会规模均值为9人,最小的董事会仅4人,最多的达到18人。独立董事比例基本都在1/3左右,最小比例是29%,最大比例达到57%。从两职合一情况来看,有17%的公司采用董事长和总经理职务合一。从总经理年龄来看,平均年龄为48.48岁,年龄最小的只有30岁,而年龄最大的达到75岁。总经理平均持股水平较低,最高的持股比例不足1%,还有一部分总经理没有持股。从薪酬来看(对数值),总经理之间的薪酬差距很大。薪酬最低为0,最高为15.30(约1368万)。从所有权类型看,63%的公司是国有公司。公司资产负债率最高的达到354%,最低的为6%。表5是主要变量的Pearson相关系数矩阵。我们没有发现自变量之间的高度相关性,最高的相关性出现在董事会规模和公司规模之间相关系数为0.332,可能是因为规模较大的公司的董事会规模通常也较大。我们同时还进行了方差膨胀因子(VIF)测算,也没有发现明显的共线性。

表4 变量描述统计

变量	样本数	平均数	标准差	最小值	最大值
总经理变更	2173	0.17	0.37	0	1
信息披露压力	2173	0.21	0.40	0	1
公司绩效	2173	0.03	0.07	-0.34	0.29
董事会规模	2173	9.00	1.98	4.00	18
独立董事占比	2173	0.37	0.06	0.29	0.57
两职合一	2173	0.17	0.38	0	1
总经理年龄	2173	48.48	6.19	30	75
总经理持股占比	2173	1.53	8.17	0.00	72.82
总经理薪酬(对数)	2173	12.57	2.37	0.00	15.30
第一大股东持股比例	2173	0.34	0.16	0.07	0.78
最终控制人性质	2173	0.63	0.48	0	1
资产负债率	2173	0.57	0.39	0.06	3.54
公司规模(对数)	2173	9.49	0.62	7.69	11.01

注:表中各种比例均为小数,总经理持股比例统一放大了1万倍。

表 5 主要变量 Pearson 相关系数矩阵

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1.信息披露压力	1.000										
2.公司绩效	-0.146	1.000									
3.董事会规模	-0.128	0.074	1.000								
4.独立董事占比	0.061	-0.053	-0.351	1.000							
5.两职合一	0.099	-0.053	-0.097	0.052	1.000						
6.总经理年龄	0.006	0.009	0.074	-0.061	0.201	1.000					
7.总经理持股占比	-0.028	0.054	0.087	0.027	0.139	0.085	1.000				
8.总经理薪酬(对数)	-0.148	0.132	0.071	-0.039	-0.137	0.080	0.020	1.000			
9.第一大股东持股比例	-0.121	0.106	0.019	0.004	-0.112	-0.037	-0.083	-0.012	1.000		
10.最终控制人性性质	-0.159	-0.028	0.208	-0.089	-0.181	0.083	-0.073	0.046	0.182	1.000	
11.资产负债率	0.139	-0.364	-0.033	0.040	0.056	-0.071	0.015	-0.108	-0.038	-0.055	1.000
12.公司规模(对数)	-0.261	0.179	0.332	-0.002	-0.130	0.066	0.152	0.198	0.289	0.285	-0.095

(二)回归分析

为了防止极端值的影响,我们对除年龄之外的连续变量进行了上下各 1%的 winsorize。我们共回归了三个模型,结果见表 6。模型 1 是对所有控制变量的回归,我们采用的是 Logit 回归。可以看出,公司绩效、两职合一、总经理薪酬以及最终控制人性性质四个变量与非正常变更显著负相关,这和我们的假说是一致的。其他变量均不显著。

模型 2 在模型 1 的基础上,加入了我们的自变量信息披露压力变量。同样采用 Logit 回归方法。结果显示,信息披露压力变量的回归系数为正,且在 5%的水平上显著,这说明了信息披露压力越大的公司其总经理变更的概率越大。同时,公司绩效、两职合一、总经理薪酬以及最终控制人性性质四个变量依然保持了显著影响,且影响方向与假说一致。

由于以上两个模型都采用混合数据 Logit(Pooled Data Logit)回归,模型 3 采用了面板数据 Logit 的随机效用模型(Panel Logit Random Effect)^①。结果显示,信息披露压力在 10%的水平上依然显著影响总经理变更。此外,公司绩效、两职合一、总经理薪酬三个变量仍然保持显著,且方向和我们的假说是一致的。但是,最终控制人性性质变量变得不显著了。综合来看,公司绩效、两职合一以及总经理薪酬在三个模型中都保持了显著影响,最终控制人性性质在两个模型中保持了显著影响,自变量信息披露压力在其所在的两个模型中都保持了显著。而其他变量在所有模型中都不显著。

所以,我们的回归结果表明,信息披露压力与 CEO 变更之间呈现正向的相关关系,提高信息披露质量的压力可能会提高上市公司 CEO 的变更率。

(三)稳健性检验

为了控制总经理其他变更类别的可能影响,我们只使用了总经理未变更数据和非正常变更数

^① 由于我们只有 5 年的数据,固定效应模型的使用导致样本的大量损失,使得固定效应模型的使用不仅是不一致的,而且是不精确的。所以,我们选择使用了随机效应模型。

据,剔除了正常变更类别数据。表6中模型4的结果显示,信息披露压力对非正常变更的影响变得更大更显著。此外,我们把信息披露压力由0,1变量改为多元顺序变量,将原来深交所的信息披露考评赋值如下:优秀=0,良好=1,合格=2,不合格=3。也就是,信息披露考评分数越低,信息披露压力分数越大。接着我们将绩效变量由ROA改为ROE,然后我们用面板logit随机效应模型再次回归,这也没有改变我们的结论,信息披露压力变量在5%的水平显著。最后,我们剔除总经理任职时

表6 模型回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
信息披露压力		0.286** (1.97)	0.286* (1.94)	0.290** (1.96)
公司绩效	-1.643** (-1.74)	-1.513* (-1.65)	-1.513* (-1.73)	-1.541* (-1.76)
董事会规模	-0.016 (-0.44)	-0.016 (-0.42)	-0.016 (-0.43)	-0.017 (-0.47)
独立董事比例	0.989 (0.92)	0.885 (0.82)	0.884 (0.79)	0.795 (0.71)
两职合一	-0.597*** (-3.09)	-0.602*** (-3.13)	-0.602*** (-3.25)	-0.595*** (-3.21)
总经理年龄	0.015 (1.41)	0.014 (1.33)	0.014 (1.37)	0.016 (1.56)
总经理持股	-0.014 (-1.36)	-0.014 (-1.33)	-0.014 (-1.34)	-0.015 (-1.39)
总经理薪酬	-0.116*** (-4.83)	-0.113*** (-4.71)	-0.113*** (-5.18)	-0.117*** (-5.31)
第一大股东持股比例	0.085 (0.21)	0.106 (0.26)	0.106 (0.26)	0.103 (0.25)
最终控制人类型	-0.243* (-1.85)	-0.229* (-1.74)	-0.229 (-1.64)	-0.229 (-1.64)
资产负债率	-0.185 (-1.21)	-0.21 (-1.39)	-0.21 (-1.23)	-0.201 (-1.18)
公司规模	-0.007 (-0.06)	0.03 (0.25)	0.03 (0.24)	0.033 (0.26)
观察数	2173	2173	2173	2134
Loglikelihood(II)	-940	-938.2	-938.2	-930

注:*,**,***,分别代表在10%,5%,和1%的水平显著。模型1和2控制了集群效应。时间和行业哑变量已控制。

间不足一年的观察值,再次回归,仍然没有改变我们的结论。由于篇幅所限,在此没有给出全部稳健性检验结果。

五、结 语

较高的信息披露水平对委托人和监管部门是有益的,但是对代理人却是一种成本。外在的信息披露监管压力的存在,导致高管的变更率上升。本文利用深交所的信息披露考评为基础,构建信息披露压力指数,研究了信息披露压力和总经理变更的关系。研究表明,在控制其他变量的条件下,信息披露提升压力越大的公司,其CEO变更的概率越高,这证明了我们的假设。本文的结果补充了游家兴和李斌(2007)的研究,也为Hermalin and Weisbach(2012)的理论分析提供了实证证据。另外,我们还发现公司绩效、两职合一以及总经理薪酬与总经理离职负相关,这和我们的假设以及其他的检验结果是一致的。所以,信息披露监管压力可以成为改善公司治理的一个重要途径,监管部门应继续强调信息披露的重要性并继续保持和强化信息披露的监管。

最后,本文也存在一些不足之处。第一,限于样本可得性,本文的研究限于深交所,而深交所偏重于中小公司,可能导致结果有偏差。第二,信息披露压力指标本身受别的因素影响较大。比如在评级无误的前提下,投资者对该评级的认可程度和重视程度以及监管者的处罚力度等都对该指标的效果有重大影响。第三,信息披露的水平可能有个临界点,一味提高信息披露水平,可能会带来更多的成本。比如会计成本以及其他的公司治理成本。但是由于中国目前的信息披露水平还较低,距离信息披露的临界水平还有很大的差距,所以,目前还是应继续强调加强信息披露以及相应的监管工作。

参考文献

- 曹廷求、张光利(2012):《上市公司高管辞职的动机和效果检验》,《经济研究》,第6期。
- 冯旭南、李心愉(2012):《公司经营绩效影响高管变更吗——来自地方国有上市公司的证据和启示》,《管理评论》,第12期。
- 高明华等(2010):《中国上市公司信息披露指数报告(2010)》,经济科学出版社。
- 龚玉池(2001):《高层更换与公司绩效》,《经济研究》,第10期。
- 李增泉、杨春燕(2003):《企业绩效、控制权转移与经理人员变更:一项基于我国证券市场的实证研究》,《中国会计与财务研究》,第4期。
- 马磊、辛立国(2008):《公司业绩、董事会特征与高管更换》,《产业经济评论》,第4期。
- 欧阳瑞(2010):《多元化、公司业绩与总经理变更》,《管理科学》,第1期。
- 宋德舜、宋逢明(2005):《国有控股、经营者变更和公司绩效》,《南开管理评论》,第1期。
- 卫旭华、刘咏梅、车小玲(2013):《中国上市企业高管离职影响因素的跨层研究》,《管理科学》,第6期。
- 伊志宏、姜付秀、秦义虎(2010):《产品市场竞争、公司治理与信息披露质量》,《管理世界》,第1期。
- 游家兴、李斌(2007):《信息透明度与公司治理效率——来自中国上市公司总经理变更的经验证据》,《南开管理评论》,第4期。
- 曾颖、陆正飞(2006):《信息披露质量与股权融资成本》,《经济研究》,第2期。
- 张俊生、曾亚敏(2005):《董事会特征与总经理变更》,《南开管理评论》,第1期。
- Berle, A., and G. Means (1932): *The Modern Corporation and Private Property*, New York: Macmillan.
- Chang, E., and S. Wong (2009): "Governance with Multiple Objectives: Evidence from Top Executive Turnover in China", *Journal of Corporate Finance*, 15, 230-244.
- Chen, C., Z. Li, X. Su and Y. Yao (2012): "Delegation and Sensitivity of CEO Turnover to Firm Performance within Business Groups: Evidence from China", *Journal of Account & Public Policy*, 31, 553-574.
- Chi, W. and Y. Wang (2009): "Ownership, Performance and Executive Turnover in China", *Journal of Asian Economics*, 20, 465-478.

- Denis, D. and D. Denis (1995): "Performance Changes Following Top Management Dismissals", *Journal of Finance*, 50, 1029–1057.
- Fan, D., C. Lau and M. Young (2007): "Is China's Corporate Governance Beginning to Come of Age? The Case of CEO Turnover", *Pacific-Basin Finance Journal*, 15, 105–120.
- Gibson, M. (2003): "Is Corporate Governance Ineffective in Emerging Markets?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 231–250.
- Goyal, V. and C. Park (2002): "Board Leadership Structure and CEO Turnover", *Journal of Corporate Finance*, 8, 49–66.
- Healy, P. and K. Palepu (2001): "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature", *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405–440.
- Hermalin, B. and M. Weisbach (2012): "Information Disclosure and Corporate Governance", *Journal of Finance*, 67, 195–233.
- Huson, M., P. Malatesta and R. Parrino (2004): "Managerial Succession and Firm Performance", *Journal of Financial Economics*, 74, 237–275.
- Huson, M., R. Parrino and L. Starks (2001): "Internal Monitoring Mechanisms and CEO Turnover: A Long-term Perspective", *Journal of Finance*, 55, 2265–2297.
- Kang, J. and A. Shivdasani (1995), "Firm Performance, Corporate Governance, and Top Executive Turnover in Japan", *Journal of Financial Economics*, 38, 29–58.
- Kaplan, S. and B. Minton (2012): "How Has CEO Turnover Changed", *International Review of Finance*, 12, 57–87.
- Kato, T. and C. Long (2006): "Executive Turnover and Firm Performance in China", *American Economic Review*, 96, 363–367.
- Lau, C., D. Fan, M. Young and S. Wu (2007): "Corporate Governance Effectiveness during Institutional Transition", *International Business Review*, 16, 425–448.
- Murphy, K. and J. Zimmerman (1993): "Financial Performance Surrounding CEO Turnover", *Journal of Accounting and Economics*, 16, 273–315.
- Song, F. and A. Thakor (2006): "Information Control, Career Concerns, and Corporate Governance", *Journal of Finance*, 61, 1845–1896.
- Teng, M. and C. Li (2011): "Product Market Competition, Board Structure, and Disclosure Quality", *Frontier of Chinese Business Research*, 5, 291–316.
- Wang, J. (2010): "A Comparison of Shareholder Identity and Governance Mechanisms in the Monitoring of CEOs of Listed Companies in China", *China Economic Review*, 21, 24–37.

(责任编辑:马辰)