

经理人离职原因模糊披露的影响因素及其经济后果

——来自中国上市公司的证据

许楠 姜波

内容提要:本文以1999-2012年间上市公司中离职的经理人为样本来考察所披露的离职原因的信息含量和可靠度。我们发现,经营能力较差的经理人和职业经理人在离职时更倾向披露模糊的离职原因以维护其声誉;而在民营企业中,这种关系被显著加强。在进一步研究中,我们考察了披露模糊离职原因的经理人的收益和下一任期的经营状况。结果显示,模糊离职的经理人在下一期更容易被其他上市公司所聘用,但下一任期所任职公司的会计业绩也更差。最后,我们检验了市场是否能识别这种信息隐藏行为,通过事件研究法我们发现市场并不能识别经理人模糊离职的动机。本文的结论丰富了关于高管变更中披露行为的相关研究,为进一步建设我国经理人市场提供了理论参考。

关键词:高管更换;离职原因披露;模糊披露

一、引言

随着我国经理人市场逐步形成,上市公司高管的更换日益频繁。高管离职原因的披露也受到了社会媒体的广泛关注。但是,一些上市公司对高管变更原因的披露却非常模糊。据华夏时报统计,仅2013年5月末的三个交易日中,就有31家A股上市公司的37名高管辞职,而披露原因却多为“个人原因”或“工作变动原因”。相比而言,纽交所上市的中国公司对高管离职原因的披露却非常详细,例如与管理层出现不可调和的矛盾,甚至详细阐述公司存在的重大问题。由于A股上市公司的高管离职原因描述含蓄模糊,造成投资者无法判断公司的风险,媒体将这种模糊披露戏称为高管离职的“外交辞令”。

这种“外交辞令”在我国A股市场的盛行不是没有原因的。已有文献发现,我国证券市场视高管人员的变更为一个坏消息(朱红军和林俞,2003)。通常,公司并不愿意披露或有选择的披露公司高管更换的真正原因。离职原因披露的形式也多种多样,使得投资者对这种信息的解读更加困难。朱红军(2002)指出,高管离职披露信息的质量是决定目前有关高管更换类研究质量的主要因素之一。但是,目前关于高管更换的信息披露质量的研究却非常有限,大多集中于分析不同类别的离职原因所引起的市场反应和股东的财富效应(Furtado & Rozeff, 1987; Bonnier & Bruner, 1989)。基于此,本文以

收稿日期:2014-06-16

基金资助:本文受到国家留学基金委“建设高水平大学公派研究生”项目(项目编号:201206980007)的资助,谨致谢忱。

作者简介:许楠,西南财经大学会计学院,西南财经大学-纽约巴鲁学院联合培养博士研究生;姜波,西南财经大学金融学院,博士研究生。

高管离职披露内容的质量为研究对象,验证上市公司对高管离职原因披露的可靠性,并提出本文的研究问题,即什么样的高管在离职时倾向于披露模糊离职原因?而这又会产生什么样的经济后果?

本文从1999-2012年的上市公司中取得了8695份经理人的离职公告,与基础文献一致,本文的经理人仅包含董事长和总经理的离职报告。本文借鉴Bar-Hava et al. (2013)对公司披露的独董离职原因的可靠性分类,以“关于经理人离职原因的披露信息是否可验证”为标准,将经理人离职原因分为可验证和不可验证两类。可验证的披露信息清晰明确,可靠性较高,能被投资者以较低的成本取得验证;反之,不可验证的模糊披露信息,可靠性较低。我们用离职的高管是否为福布斯中国最佳CEO排名前50位作为高管经营能力的代理变量,我们发现,经营能力较差的经理人在离职时更倾向披露模糊的离职原因;而曾经的任职经历也影响着经理人的披露行为,上任时曾为职业经理人的高管维护自身声誉的动机更强,在离职时更倾向于进行模糊的离职原因披露。同时,我们讨论了这种关系在不同性质企业中的差异,结果显示在民营企业经理人中这种关系被进一步加强。在进一步研究中,我们考察了披露模糊离职原因经理人的收益和下一任期的经营状况。实证结果显示,模糊离职的经理人在下一期更容易被其他上市公司所聘用;但这些曾以模糊离职原因离职的经理人在下一任期所任职的公司会计业绩更差。最后,我们检验了市场是否能识别这种隐藏信息的披露,通过事件研究法我们发现市场并不能识别经理人模糊离职的动机。

本文的贡献在于以下几点。首先,本文拓展了高管离职方面的研究。本文可能是首篇检验我国上市公司关于高管离职信息披露的可靠性的研究。朱红军(2002)指出,离职信息的可靠性是决定高管更换类研究质量的关键因素,而这类信息是否受到干预却研究甚少;本文的发现丰富了这类关于离职信息可靠性的研究。其次,本文也为高管离职原因的分类提供了新视角。传统文献以Denis et al. (1997)的研究方法为代表,将高管离职区分为自愿性和非自愿性离职,并发现市场对两种信息的反应不同,但在我国却并未发现同样的结果^①。而本文的发现为这一现象提供了解释:自愿和非自愿离职的划分可能受到人为操控,因为其分类标准强烈依赖离职信息披露的可靠性。

再次,本文拓展了关于上市公司披露行为的研究领域。市场是否有效运转取决于信息披露制度的成熟度。但是,相关文献表明我国上市公司的披露动机不强,披露信息流于形式,没有“实质性”内容,甚至“捆绑披露”^②。本文的发现丰富了这类文献,发现公司能够对披露内容的信息含量进行选择,为公司披露动机和行为的解释提供了证据,也为我国证券市场上公司的披露自由裁量权提供了新的佐证。

最后,我们丰富了关于职业经理人市场建设的文献。我们的实证结果表明,经理人有动机通过选择性披露维护自身的职业声誉,这为我国职业经理人市场的逐渐完善提供了有力的实证证据,为进一步建设我国经理人市场提供了理论参考。

二、理论分析与假说提出

在这一节中,我们从理论层面探讨经理人在离职时进行模糊离职披露的原因,并讨论了其不同性质企业中的差异。

(一) 经理人能力、经历与模糊披露

在经济学中,声誉是保证契约诚实执行的重要机制,其价值不言而喻。在微观经济个体中,经理

^① 我国一些研究仅仅在较长的事件窗中如(-30,+30)中发现了非自愿离职显著的市场累计收益率,但在较干净的事件窗中,如(-5,+5)和(-10,+10)均未找到显著实证证据。

^② 若公司同时披露两种或以上的信息,且将至少一种披露信息与其他若干信息打包在一起,以一个相对笼统的标题来披露,谓之“捆绑披露”。经本文数据统计,仅有6.11%的经理人离职公告是单独在高管变更公告中披露,而剩余的均在年报、中报以及董事会决议公告中捆绑披露。

人的声誉即职业声誉,主要是指经理人在经理人市场中所体现出来的经营管理方面的人力资本价值。传统的声誉理论认为,经理人对自身职业声誉的维护本质上来源于对未来收益的关心;经理人往往会放弃短期行为以避免长期的货币损失(Fama, 1980)。Kreps et al. (1982)研究发现在竞争性的经理人市场中,经理人的市场价值取决于经营能力,而经营能力表现在过去的经营绩效上。良好的职业声誉能够增加经理人的谈判能力,争取更高的薪酬;而较差的职业声誉会影响其职业生涯的回报甚至职业生涯的长短。Holmstrom (1982)的研究发现经理人的声誉效应随年龄增长而递减,年轻的经理人更愿意为职业声誉投入更多努力,进一步支持了经理人维护声誉的动机。

经理人的离职无疑会引起市场对经理人声誉的质疑,这源于两点证据。首先,大量关于高管更换的研究的文献认为,高管经营能力是其人力资本的价值所在,如Glison (1989)发现企业的经营业绩不佳是高管更换的主要原因。其次,市场对高管更换的反应间接支持了这一观点。一些文献集中于研究高管更换引起的财富效应,如朱红军和林俞(2003)发现,在我国市场视高管人员的变更为一个坏消息,引起了显著为负的累计超额报酬^①。所以,经理人因维护职业声誉很可能掩盖其真正的离职原因。

高管人员的更换被认为是公司发生的重大事件,按照中国证监会制定的《公开发行股票公司信息披露实施细则》应当进行披露。此时,模糊的披露经理人的离职原因很可能成为其最佳选择。首先,从披露的技术层面分析,模糊的离职原因是一种“不可验证”的信息(Bar-Hava et al., 2013),即投资者无法以较低成本从市场上获取公开的第三方信息对此类信息进行验证。所以,能力较差的经理人无法以市场可验证的信息作为离职的“借口”,如退休、健康原因等,因这类信息较易辨伪,而更可能以模糊的披露隐藏信息。其次,从心理学的角度来看,模糊披露是信息被操纵的表现之一。经理人的离职原因是一个需要权衡的困境:一方面,需要为投资者提供他们理应知晓的信息,另一方面又必须承担提供真实离职原因后可能导致的对自身声誉的损害。这恰好是McCormack (1992)提出的信息操控理论的内容,即为了协调说谎和不说谎相互冲突的目标。此时,经理人可能对信息进行调整,模糊性的信息即是调整的形式之一,违背了真实言语交流基本准则中“信息肯定性”原则。综上所述,我们提出假说1:

H1:经营能力较差的经理人在离职时更倾向于披露模糊的离职原因。

同时,离职经理人的类型同样影响其离职时的披露行为。这里,我们首先将一般意义上的经理人进行更细致的分类和界定。一般意义上的“经理人”是一个广泛的概念,泛指企业中具有管理权的高层人员,既包括从事管理工作的企业家,也包括职业经理人。职业经理人被定义为“靠出售知识和服务得到报酬,而不是靠出售产品得到报酬”的群体(张维迎, 2003)。更具体的说,职业经理人,是在一个所有权、法人产权和经营权分离的企业中承担法人财产的保值增值责任,全面负责企业经营管理,对法人财产拥有绝对经营权和所有权,由企业在职职业经理人市场中聘任,而其自身以受薪、股票期权等为主要报酬获取形式的职业化企业经营管理专家。需要与职业经理人进行区别的概念是“企业家”,即对企业拥有所有权的群体。虽然企业家很可能具有一定管理权力甚至担任职业经理人的管理角色,但企业家和职业经理人最大的不同在于职业经理人承担的是“过失责任”,而企业家承担的是“剩余责任”。

基于以上职业经理人的特征,我们预期来源于经理人市场的职业经理人往往更加注重自身的职业声誉。这来源于两点原因:首先,与“企业家”经理人不同,职业经理人任职前面临更激烈的市场竞争。Milbourn (2003)研究发现,外部人成为CEO往往需要克服的障碍远大于内部人。其次,与内部继任者不同,职业经理人在求职时往往面临更大的困难,而其未来的就业前景与过去的绩效密不可分。

^① 国外关于高管更换的市场反应的研究结果并不一致,可能和样本年份和经济发展程度有关。例如Bonnier and Bruner (1989)发现高管更换引起显著为正的超额报酬,而Furtado (1986)发现显著为负的累计超额报酬,也有一些研究未发现明显趋势。

分,因而更加注重职业声誉的维护。此时,职业声誉对出售服务和专业知识的职业经理人更加重要,成为其在订立聘任和薪酬契约时增强其谈判能力的重要筹码。这些证据都使得来自于经理人市场的高管人员在离职时更加注重离职原因对其职业声誉的影响,所以我们提出假说2:

H2:若上任时曾为职业经理人,则其离职时更倾向于披露模糊的离职原因。

(二) 控制权性质与模糊披露

受我国特殊国情的影响,国有企业经理人的任免和民营企业存在较大差异,这很可能导致国有企业经理人离职时所受到的声誉损失更小。大量研究表明,控制权对高管变更的影响非常显著。Kato & Long (2006) 的研究发现,虽然企业的经营业绩不佳是高管更换的主要原因,但这种关系在国有控股的公司中并不显著。这可能来自于两方面的原因。首先,国有企业承受了一系列传统发展战略遗留下来的政策性负担(林毅夫等,1995;李梦和李勇,2013),经营目标更加多元化,其对规模的偏好导致其并不仅仅局限于对利润的追求(彭韶兵等,2014),这导致在考核经理人时,企业业绩与国有企业经理人离职的因果关系相对模糊,也导致市场在经理人离职时较难对其实际经营能力进行判断。所以,此时市场不会仅仅以业绩评判国有企业经理人的能力,从而导致往期业绩和声誉的相关性降低。其次,国有企业经理人的任免和民营企业存在较大差异。在传统计划经济体制下,国有企业的企业领导人由上级主管部门任命,地方政府和中央政府分别拥有地方和中央所属企业的高管人员任命权,是一种典型的“控制权行政配置”,对于其任免更多的以政治、公平目标为导向。实际上,政府任免经理人并非基于其经营能力,也并非以市场竞争、优胜劣汰的逻辑来进行(黄群慧,2000)。中国企业家调查系统1996-1998年的调查报告显示,国有企业经营者流动依靠组织人事部门调动的占63.5%,而通过经理人才市场的仅占16.0%。这些证据都表明,声誉机制在国有企业经理人中部分失灵,效率降低。所以,我们提出假说3:

H3a:当民营企业的经理人离职时,经营能力和模糊披露间的敏感性会增强。

H3b:当民营企业的经理人离职时,上任前曾为职业经理人的高管和模糊披露间的敏感性会增强。

三、样本选择与研究设计

(一) 样本选择

本文样本主要来自于两处:第一,CSMAR数据库。我们选取了1999-2012年间的总经理和董事长的离职公告为样本。从经理人层面,获得经理人年度观测值10536条,涉及公司1874家。我们剔除公司财务特征和治理特征等变量缺失的观测值以及两次更换间隔不超过一年的样本后,总共获得经理人年度观测值8563条,涉及公司1712家。第二,本文的重要解释变量涉及高管能力,为了选取比较外生的衡量方式,我们手工搜集了2005-2012年每年的福布斯中国最佳CEO排名前50位的高管。但由于福布斯中文版仅自2005年起公布此排名,所以我们利用已有的能力较强的高管数据倒轧出2005年之前的高管能力变量:例如,董某在2006年被评为最佳高管之一,那么2005年之前若董某曾离职,我们也将其评定为能力较强的高管。为减少极端值产生的误差,我们对所有连续变量在1%和99%的水平上进行缩尾处理(winsor)。同时,我们在估计所有模型时都对模型进行了聚类处理(cluster)以用于控制模型的序列相关性。最后,我们在估计过程中对模型的识别率进行了检验,其正确识别率均在90%以上。

(二) 研究设计

1. 对假说H1和H2的检验

我们构建Probit模型(1)来检验假说H1和H2,即(1)经营能力差的经理人是否更倾向于披露模糊的离职原因;(2)上任前的经历,即是否为职业经理人,是否会对披露模糊离职原因倾向有所影响。

$$Pr(Ambiguous_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 Cpcty_{i,t} + \alpha_2 PM_{i,t} + \sum \alpha_j Control_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量为高管离职时是否对离职原因进行模糊披露的哑变量(记作 *Ambiguous*)，其判断依据参考 Bar - Hava et al. (2013) 对公司披露的独董离职原因的可靠性分类,以“关于经理人离职原因的披露信息是否可验证”为标准,将经理人离职原因分为模糊披露和准确披露。其中,准确披露类包括经理人退休、辞职、涉案、解聘、健康原因、任期届满、公司控股权变动以及完善公司法人治理结构;模糊披露类包括经理人工作调动、个人原因、其他原因以及结束代理。我们将模糊披露赋值为 1,其余为 0。解释变量 *Cpcty* 为上市公司离职高管能力的代理变量,若离职高管为当年福布斯中国最佳 CEO 排名前 50 位的高管,那么取值为 1,否则为 0。*PM* 为被离职公司所聘请前,该高管是否为职业经理人。

我们重点关注模型(1)中 *Cpcty* 的系数 α_1 和 *PM* 的系数 α_2 。如果 α_1 显著为负,则说明能力强的高管更不倾向于披露模糊的离职原因,证实假设 H1;如果 α_1 显著为正或不显著,则说明 H1 不成立。同理,如 α_2 显著为正,则说明曾为职业经理人的高管更倾向于披露模糊离职原因,证实假说 H2;反之则无法证实假说 H2。

控制变量分为公司财务特征和公司治理特征两类。公司财务特征方面,由于 Lang & Lundholm (1993) 发现规模较大的企业往往受到社会和媒体更多的关注,因此披露越规范,披露质量也越高;同时为了降低融资成本,大企业也更愿意增加信息披露。因此,我们控制了企业规模(记作 *Size*)。此外,公司的经营状况也影响着信息披露的质量,Lang & Lundholm (1993) 的研究发现信息披露质量与当期的经营状况密切相关,所以我们控制上市公司当期的资产回报率(记作 *ROA*)以及是否被市场特别处理(记作 *ST*)。同时,我们控制行业内的竞争程度(记作 *Hfd*)。早期文献证明,产品市场的竞争在约束管理层披露方面有重要作用,企业可能迫于外部环境的压力而完善经营,包括对经理人的激励和信息的不对称困境(伊志宏等 2010)。资本结构(记作 *Lev*)也是本文的重要控制变量之一。Jensen & Meckling (1976) 指出负债水平的上升可能引起委托代理问题的激化,例如使得管理层盈余管理的动机更强,披露质量更低的信息;同时负债也可能引入新的代理关系,即债权人对公司的监督,实现更透明的披露。由于在不同性质和比例的控制权企业中,经理人的任免和考核都存在较大差异,进而对其离职信息的披露产生不同的影响,我们还对企业是否为民企(记作 *Nsoe*)和第一大股东的持股比例(记作 *First*)进行控制。

表 1 变量定义一览

主要变量	
<i>Ambiguous</i>	高管离职时是否对原因进行模糊披露的哑变量。准确披露类包括经理人退休、辞职、涉案、解聘、健康原因、任期届满、公司控股权变动以及完善公司法人治理结构;模糊披露类包括经理人工作调动、个人原因、其他原因以及结束代理。我们将模糊披露赋值为 1,否则为 0。
<i>Cpcty</i>	为上市公司离职高管能力的代理变量,若离职高管为当年福布斯中国最佳 CEO 排名前 50 位的高管,那么取值为 1,否则为 0。
<i>PM</i>	职业经理人哑变量。被离职公司所聘请前,该高管若为为职业经理人,取值为 1,否则为 0。
控制变量	
<i>Size</i>	第 <i>t</i> 期末公司的总资产取对数。
<i>Age</i>	第 <i>t</i> 期末经理人的年龄取对数。
<i>ROA</i>	第 <i>t</i> 期以净利润除以总资产计算的资产回报率。
<i>ST</i>	第 <i>t</i> 期公司是否被市场进行了特别处理。
<i>Bsize</i>	第 <i>t</i> 期末公司董事会人数取对数。
<i>Indpdt</i>	第 <i>t</i> 期末独立董事占董事会总人数的比例。
<i>Identical</i>	第 <i>t</i> 期末董事长和总经理是否两职合一的哑变量,若两职合一取值为 1,否则为 0。

续表

控制变量	
<i>Nsoe</i>	民营企业性质哑变量,民营企业取值为1,否则为0。
<i>Lev</i>	第 <i>t</i> 期末公司的资产负债率。
<i>Hfd</i>	第 <i>t</i> 期行业内的竞争情况,以行业内各上市公司销售比例的赫芬达尔指数衡量。
<i>First</i>	第 <i>t</i> 期末最终控制人的持股比例。
<i>Industry</i>	第 <i>t</i> 期的行业哑变量,根据中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》计算。
<i>Year</i>	第 <i>t</i> 期的年度哑变量。

公司治理方面,我们控制了董事会规模(记作*Bsize*)和独立董事比例(记作*Indpdt*)作为对董事会特征的基本描述,我们对董事会人数取对数作为董事会规模的衡量方式。而董事长和总经理职位合一会导致信息披露质量降低(Gul & Leung, 2004),所以我们控制了董事长和总经理是否两职合一的哑变量(记作*Identical*),取值为1时表明两职合一,否则为0。Holmstrom (1982)的研究发现经理人的声誉效应随年龄增长而递减,年轻的经理人更愿意为职业声誉投入更多努力,所以我们也控制了经理人的年龄(记作*Age*),衡量方式为总经理当期的年龄取对数。最后,我们控制了年度和行业影响。本文将以上模型中的变量定义一览表报告在表1中。为了更好地对比研究结果,下文模型中的控制变量均一致。

2. 对假说 H3 的检验

我们构建模型(2)来验证假说 H3a,即检验当民营企业的经理人离职时,经营能力和模糊披露间的敏感性会增强。

$$Pr(Ambiguous_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 Cpcty_{i,t} + \beta_2 Cpcty_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \sum \beta_j Control_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中所有变量的定义与模型(1)一致。我们重点关注模型(2)中*Cpcty*与*Nsoe*交乘项的系数 β_2 ,如 β_2 显著为负,则说明上任时曾为职业经理人的高管会增强经营能力和模糊披露的敏感性,那么 H3a 成立;反之,则不成立。

我们构建模型(3)来验证假说 H3b,检验当民营企业的经理人离职时,上任前曾为职业经理人的高管和模糊披露的敏感性会增强。

$$Pr(Ambiguous_{i,t}) = \varphi_0 + \varphi_1 PM_{i,t} + \varphi_2 PM_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \sum \varphi_j Control_{i,t} + \delta_{i,t} \quad (3)$$

其中所有变量的定义与模型(1)一致。模型(3)中*PM*与*Nsoe*交乘项的系数 φ_2 是我们所关注的重点,如 φ_2 显著为正,则表明在民营企业中,上任前曾为职业经理人和模糊披露间的敏感性会增强, H3b 成立;否则, H3b 则不成立。

(三) 描述性统计

本文将主要变量的描述性统计报告在表2中。可以观察到,高达11.4%的经理人在离职时披露模糊的离职原因。经理人经营能力的变量*Cpcty*的均值为0.0049,标准差为0.0702。*Cpcty*来自于媒体的评选,标准更加全面、严格和外生,仅有0.5%的离职经理人被认为能力较好。从财务特征出发,结果显示这些经理人所在的公司规模在163678.53万元左右,资产负债率均值为53.54%。从公司治理角度看,12.46%的公司董事长和总经理两职合一。离职的经理人平均年龄为49岁。

此外,本文还对各个变量间的皮尔逊相关系数和斯皮尔曼相关系数进行了分析,两种相关系数的差别很小。大多数变量间相关系数都在0.5以下,说明即使我们的模型同时包含所有变量,也并不存在严重的多重共线性。由于表格较长特此略去,完整的表格备索。

表 2

描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	P5	P25	中位数	P75	P95
<i>Ambiguous</i>	8695	0.1138	0.2752	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Cpcty</i>	8695	0.0049	0.0702	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>PM</i>	8695	0.4773	0.4995	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>Size</i>	8559	21.2156	1.2770	19.3035	20.3829	21.0590	21.9114	23.5715
<i>Age</i>	8563	3.8818	0.1634	3.6107	3.7612	3.8920	4.0074	4.1265
<i>ST</i>	8563	0.0973	0.2972	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>ROA</i>	8054	0.0101	0.0976	-0.2201	0.0043	0.0244	0.0553	0.1284
<i>Bsize</i>	8492	2.1944	0.2333	1.7918	2.0794	2.1972	2.3026	2.5649
<i>Indpdt</i>	8470	0.2848	0.1453	0.0000	0.2504	0.3330	0.3641	0.4443
<i>Identical</i>	8563	0.1246	0.3303	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Nsoe</i>	6207	0.3151	0.4650	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>Lev</i>	8559	0.5354	0.2454	0.1577	0.3646	0.5209	0.6747	1.0492
<i>Hfd</i>	8427	0.0135	0.0438	0.0002	0.0011	0.0035	0.0102	0.0501
<i>First</i>	8490	0.3779	0.1667	0.1398	0.2535	0.3433	0.5041	0.6825

四、实证结果与分析

(一) 对假说 H1 和 H2 的检验结果

表 3 报告了对假说 H1 和 H2 的检验结果。如表 3 所示,第(1)到(2)栏对假说 H1 进行检验。我们用 *Cpcty* 衡量高管的能力,分别进行单变量和多变量回归。我们发现,无论是在单变量还是多变量回归中,高管能力(记作 *Cpcty*)均与离职原因模糊披露的概率高度负相关,在多变量回归栏(2)中,其系数为 -0.5106 。因 Probit 模型的边际影响率随自变量变化而变化(非线性),为了对模型的经济含义进行准确分析,本文以各自变量的均值为参考点计算出高管能力变量对披露模糊离职原因可能性的边际影响^①,以第(2)栏的 *Cpcty* 为例,经营能力每增强 1%,高管离职时模糊披露离职原因的可能性约降低 4.5%。这些结果支持了假说 H1。第(3)到(4)栏对 H2 进行检验。我们发现在逐渐加入变量的过程中,*PM* 与 *Ambiguous* 保持正相关,且在 1% 的显著性水平下显著,其系数在栏(4)多变量回归中为 0.2182,标准差值为 0.0461;支持了假说 H2。在第(5)栏中,我们将 *Cpcty* 和 *PM* 都加入模型并控制所有控制变量,结果依然成立。

控制变量中,*Size* 与 *Ambiguous* 负相关,表明规模越大模糊披露离职原因的可能性越小,与 Lang & Lundholm (1993) 的研究一致。衡量公司经营状况的变量中,*ROA* 与 *Ambiguous* 负相关并在 5% 的显著性水平下显著;*ST* 与 *Ambiguous* 正相关,在所有模型中均于 5% 的显著性水平下显著,表明当公司陷入经营困境时更倾向于隐藏信息,降低披露质量,这些结果都与 Lang & Lundholm (1993) 的研究一致。行业竞争变量(记作 *Hfd*)与模糊披露的概率在 1% 的显著性水平下正相关,表明行业竞争越小,模糊披露的概率越大,信息披露的质量越低,与伊志宏等(2010)的结果一致。

① 我们计算 Probit 模型中不同变量的边际影响依赖于各自变量的均值 \bar{X} 作为参考点,简单的表达为: $p \times (1 - p) \times \hat{\alpha}_1 \times \Delta 1\%$ $p = P(\hat{\alpha}\bar{X})$, $\hat{\alpha}$ 为我们估计的系数向量。以 *Cpcty_fbs* 为例: $p \times (1 - p) \times \hat{\alpha}_1 \times \Delta 1\% = 8.5\% \times -0.53 = 4.5\%$

表 3 对假说 H1 和 H2 的检验

变量	Ambiguous				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Cpcty</i>	-0.4953* (0.2829)	-0.5106** (0.2570)			-0.5654** (0.2479)
<i>PM</i>			0.2088*** (0.0422)	0.2182*** (0.0461)	0.2209*** (0.0462)
<i>Size</i>		-0.0421* (0.0252)		-0.0384 (0.0252)	-0.0376 (0.0252)
<i>Age</i>		-0.0709 (0.0508)		-0.1162** (0.0519)	-0.1184** (0.0518)
<i>ROA</i>		-0.6153** (0.2940)		-0.6380** (0.2943)	-0.6234** (0.2953)
<i>ST</i>		0.1591** (0.0780)		0.1570** (0.0782)	0.1557** (0.0783)
<i>Bsize</i>		-0.0063 (0.1195)		0.0070 (0.1192)	0.0068 (0.1190)
<i>Indpdt</i>		0.2075 (0.3787)		0.1966 (0.3792)	0.1882 (0.3791)
<i>Identical</i>		0.2253*** (0.0618)		0.2217*** (0.0620)	0.2232*** (0.0621)
<i>Nsoe</i>		0.1929*** (0.0586)		0.1795*** (0.0586)	0.1842*** (0.0588)
<i>Lev</i>		0.0187 (0.1140)		0.0129 (0.1145)	0.0137 (0.1146)
<i>Hfd</i>		1.0930*** (0.3493)		1.1371*** (0.3455)	1.1271*** (0.3439)
<i>First</i>		-0.0429 (0.1625)		-0.0227 (0.1615)	-0.0178 (0.1616)
<i>Constant</i>	-0.8886*** (0.0542)	-0.1673 (0.5645)	-1.1462*** (0.0582)	-0.2990 (0.5652)	-0.3092 (0.5651)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	8563	7810	8563	7810	7810
<i>Pseudo R²</i>	0.0634	0.0655	0.0616	0.0702	0.0708
<i>N_Clust</i>	1712	1668	1712	1668	1668

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

(二)对假说 H3a 和 H3b 的检验结果

表 4 报告了对假说 H3a 和 H3b 的检验结果,进一步关注经营能力、任职经历和模糊披露在不同性质的企业中的差异。

表 4 第(1)和(2)栏检验在民营企业中,经营能力(记作 *Cpcty*)和模糊披露(记作 *Ambiguous*)的敏感性是否会增强。我们发现,加入控制变量后,经营能力和民营企业的交乘项(记作 *Cpcty* × *Nsoe*)的系数在 1% 的显著性水平下与 *Ambiguous* 负相关(系数为 -3.2854,标准误为 0.2776),表明在民营企业中,经营能力和披露模糊离职间的敏感性显著增加;同样的能力水平下,在民企中的经理人模糊披露离

表 4 对假说 H3 的检验

变量	Ambiguous			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Cpcty</i>	-3.7607*** (0.0948)	-3.6434*** (0.0987)		
<i>Cpcty</i> × <i>Nsoe</i>	-3.3599*** (0.2819)	-3.2854*** (0.2776)		
<i>Nsoe</i>	3.6277*** (0.2772)	3.4764*** (0.2752)	0.1578** (0.0800)	0.0541 (0.0859)
<i>PM</i>			0.1480*** (0.0522)	0.1528*** (0.0548)
<i>PM</i> × <i>Nsoe</i>			0.1689* (0.0946)	0.2033** (0.0975)
<i>Size</i>		-0.0419* (0.0252)		-0.0383 (0.0252)
<i>Age</i>		-0.0699 (0.0509)		-0.1277** (0.0519)
<i>ROA</i>		-0.6158** (0.2938)		-0.6429** (0.2947)
<i>ST</i>		0.1590** (0.0780)		0.1562** (0.0783)
<i>Bsize</i>		-0.0065 (0.1195)		0.0119 (0.1192)
<i>Indpdt</i>		0.2075 (0.3789)		0.1845 (0.3782)
<i>Identical</i>		0.2250*** (0.0618)		0.2221*** (0.0622)
<i>Lev</i>		0.0189 (0.1140)		0.0135 (0.1143)
<i>Hfd</i>		1.0916*** (0.3487)		1.1360*** (0.3391)
<i>First</i>		-0.0436 (0.1625)		-0.0267 (0.1607)
<i>Constant</i>	-1.1381*** (0.0522)	-0.1726 (0.5649)	-1.2244*** (0.0617)	-0.2419 (0.5675)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	8563	7810	8563	7810
<i>Pseudo R²</i>	0.0641	0.0657	0.0678	0.0712
<i>N_Clust</i>	1712	1668	1712	1668

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

职原因的可能性更大。这些结果支持了假说 H3a。此外,民营企业(记作 *Nsoe*)的经理人更倾向披露模糊的离职原因,在第(1)和(2)栏中 *Nsoe* 均在1%的显著性水平下与 *Ambiguous* 正相关。最后,控制变量的回归结果也与假说 H1 和 H2 基本一致。

表 4 第(3)和(4)栏检验了在民营企业中,任职前曾为职业经理人的高管与模糊披露的敏感性是

否会增强。结果表明,加入控制变量后,任职前曾为职业经理人的哑变量和民营企业的交乘项(记作 $PM \times Nsoe$)的系数在 5% 的显著性水平下与 $Ambiguous$ 正相关(系数为 0.2033,标准误为 0.0975),与 PM 系数的方向一致,支持了假说 H3b。此外,控制变量的回归结果也与假说 H1 和 H2 基本一致。

五、披露模糊离职原因的经济后果

在前文中,我们对经理人离职时进行模糊披露的动机进行了分析和验证,发现经营能力较弱、任职前曾为职业经理人的高管更倾向于披露模糊的离职原因。在这一节中,我们进一步针对经理人披露模糊离职原因的经济后果进行分析。首先,分析模糊披露离职原因是否会给经理人带来收益,我们从下一期的就业情况为视角进行考察。其次,分析公司聘任有模糊披露经历的经理人所付出的成本,即曾披露模糊离职原因的经理人在下一任期或下几个任期的经营业绩。最后,我们检验市场是否能识别经理人模糊披露离职原因的动机。

(一) 模糊离职原因的披露与就业

首先,我们考察在第 t 期离职且模糊披露离职原因的经理人在第 $t+1$ 期的就业是否更好。我们将估计模型(4)来考察。

$$Pr(Replacement_{i,t}) = \gamma_1 Ambiguous + \sum \gamma_j Control_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (4)$$

其中因变量为 $Replacement$,衡量所有离职经理人的下一期就业情况:若经理人在下一期在另一家上市公司的就业,则 $Replacement$ 变量等于 1;否则为 0。选取这一变量出于两点重要的考虑:(1)由于数据限制,虽然我们观察不到经理人在上市公司以外的就业情况,但经理人在上市公司中任职无疑代表更好的就业机会。(2)即使就业的数据可得,仅从是否就业区分经理人下一期的就职情况好坏也并不合理,因本文样本所考察的经理人均均为上市公司任职,在下一期实现就业并非难事,而我们关心的是是否能找到与之能力相匹配的工作。

表 5 报告了估计结果。我们发现 $Ambiguous$ 与 $Replacement$ 正相关,系数为 0.2541,标准误为 0.1139,在 5% 的显著性水平下显著。结果表明,离职时披露模糊离职原因的经理人在下一期更容易在上市公司中就业。这一结果说明经理人披露模糊的离职原因得到了收益,而这种收益以持续的货币收益即下一期的就业表现出来。

(二) 模糊离职原因的披露与后期经营业绩

我们进一步考察聘用曾以模糊的离职原因离职的经理人在就业后的经营业绩,进而从公司的角度回答公司聘任这种经理人是否理性。我们通过模型(5)来考察曾披露模糊离职原因的经理人在下

表 5 经理人下一期任职情况

变量	Replacement	
<i>Ambiguous</i>	0.2541**	(0.1139)
<i>Pm</i>	-0.8702***	(0.1537)
<i>Size</i>	0.0019	(0.0653)
<i>Age</i>	-1.1487***	(0.4184)
<i>Roa</i>	-0.2654	(0.7600)
<i>Bsize</i>	-0.2949	(0.2847)
<i>Indpdt</i>	0.0244	(0.1570)
<i>Identical</i>	-0.0040	(0.1600)
<i>Nsoe</i>	-0.4137***	(0.1447)
<i>Lev</i>	0.5703*	(0.2992)
<i>Hfd</i>	2.4855*	(1.2800)
<i>First</i>	-0.3514	(0.3815)
<i>Constant</i>	3.7136*	(2.0721)
<i>Year</i>	控制	
<i>Industry</i>	控制	
<i>Observations</i>	7519	
<i>Pseudo R²</i>	0.0420	
<i>N_Clust</i>	3296	

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

一任期或下几任期的经营业绩是否低于市场平均水平。

$$ROA_{i,t} \text{ or } ROS_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Ambiguous_i + \sum \theta_j Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

模型(5)中因变量为业绩的度量,分别用资产收益率 *ROA* 和销售回报率 *ROS* 衡量;自变量 *Ambiguous* 标记出曾经披露模糊离职原因的经理人。在这一部分中,为了考察第 *t* 期披露模糊离职原因的经理人在第 *t* 期之后的经营情况,我们对样本进行了调整,从公司层面进行考察,具体处理是:(1)我们首先将第 *t* 期离职的经理人下几期所在的公司进行标记,并删除第 *t* 期及以前离职公司的样本;(2)我们排除那些有多次离职记录的经理人所在的公司;(3)把这些公司与第 *t* 期的其他上市公司的样本进行合并。结果报告在表 6 中。

如表 6 所示,第(1)和(2)栏我们用 *ROA* 作为因变量, *Ambiguous* 与 *ROA* 呈负相关关系,并在 1% 的显著性水平下显著;第(3)和(4)栏我们用 *ROS* 作为因变量,结果仍然一致: *Ambiguous* 的系数为 -0.0326,标准误为 0.0160,在 5% 的显著性水平下显著。这些结果表明,曾披露模糊离职原因的经理人在下一任期或下几个任期的经营业绩显著低于市场平均水平,为假说 H1 提供了佐证:披露模糊离职原因的经理人经营能力较弱。

表 6 经理人下几期业绩情况

变量	ROA		ROS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ambiguous</i>	-0.0230 *** (0.0032)	-0.0099 *** (0.0024)	-0.1220 *** (0.0241)	-0.0326 ** (0.0160)
<i>Size</i>		0.0144 *** (0.0013)		0.0968 *** (0.0093)
<i>Bsize</i>		0.0069 (0.0042)		0.0635* (0.0340)
<i>Indpdt</i>		0.0127 (0.0141)		0.0287 (0.1124)
<i>Identical</i>		-0.0000 (0.0021)		-0.0043 (0.0103)
<i>Nsoe</i>		0.0225 *** (0.0056)		0.1406 (0.1561)
<i>Lev</i>		-0.1510 *** (0.0069)		-0.6881 *** (0.0532)
<i>Hfd</i>		0.0077 (0.0305)		-0.2271 (0.1968)
<i>First</i>		0.0306 *** (0.0058)		0.1305 *** (0.0288)
<i>Constant</i>	0.0539 *** (0.0077)	-0.2624 *** (0.0287)	0.1359 (0.1061)	-2.0159 *** (0.2529)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	9335	9183	6389	6340
<i>Adj - R²</i>	0.1201	0.3404	0.0702	0.349
<i>N_Clust</i>	2221	2198	1487	1484

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

(三) 模糊离职原因的披露与市场反应

在这一节中,我们检验市场对披露模糊离职信息的反应。我们运用事件研究法研究高管变更披露日附近的累积超额收益率(CAR),并且按照是否模糊披露将样本分为两组,检验两者的市场反应是否有显著差异。正常收益率的估算我们分别采用市场模型和Fama-French三因子模型,并且选取事件日前240天至前11天作为估计窗口,剔除长度小于100天和报告披露日后3个交易日均无交易的样本,在估计参数的时候我们还剔除了IPO前3天收益率。

估计结果见表7。结果表明,模糊离职样本中,无论是运用Fama-French三因子还是市场模型对正常收益率进行估计,其累计超额收益率都不显著异于0;但是,在非模糊离职的样本中,我们发现披露模糊离职原因的公司具有显著为负的超额收益率,以市场模型的估计结果为例,事件窗为(0,10)的超额收益率为-0.3559%,在5%的显著性水平下显著。这些结果说明,经理人披露模糊离职原因所带来的市场反应要好于非模糊披露,这种市场反应一部分解释了经理人披露模糊原因的动机,也反映市场无法识别经理人披露模糊信息的动机。

表7 模糊离职原因的披露与市场反应

Fama - French 三因子模型								
	模糊离职样本				非模糊离职样本			
事件窗	样本数	CAR	标准误	T 值	样本数	CAR	标准误	T 值
(-1, 10)	1438	0.5104%	0.0298	0.1711	2959	-0.2310%	0.0015	-1.5832
(0, 10)	1438	-0.0402%	0.0028	-0.1443	2959	-0.3603%***	0.0014	-2.5774
市场模型								
	模糊离职样本				非模糊离职样本			
事件窗	样本数	CAR	标准误	T 值	样本数	CAR	标准误	T 值
(-1, 10)	1438	0.1852%	0.0031	0.6058	2959	-0.2653%*	0.0015	-1.7204
(0, 10)	1438	0.0891%	0.0029	0.3103	2959	-0.3559%**	0.0015	-2.4188

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

六、稳健性检验

本文的稳健性检验主要从以下两个方面进行:对主要变量进行替换和对离职原因进行重新划分。

(一) 对主要变量替换的检验

1. 对高管能力变量进行替换

我们参考Rajgopal(2006)对高管能力的衡量方式,将当期行业调整过的资产回报率作为高管能力高低的代理变量,值越大说明高管能力越强,重新估计后的结果与假说结果一致。我们还使用当期的业绩行业排名数/行业公司总数作为高管能力的度量,再次对假说H1重新进行估计,结果与假说一致。

2. 对模糊披露变量进行替换

在现实的经济活动中,上市公司披露的行为可能是复杂的、多变的。在真实世界中,“模糊披露”的界定可能并不能捕捉经理人掩盖因业绩较差而离职的动机,可能形成测量误差。所以,本文重新定义“模糊披露”,将“模糊披露”的范围缩小,定义为:准确披露类包括经理人退休、涉案、公司控股权变动;模糊披露类包括经理人个人原因、其他原因,以此来除一些不容易“验证”的原因分类,增强“模糊披露”变量的准确性。重新回归后,结果依然稳健。

(二) 离职原因的不同划分

传统文献以 Denis et al. (1997) 的研究方法为代表,发现相较于自愿性离职的市场反应,非自愿性离职的市场反应更差,传递给市场经理人经营能力较差而被公司辞退的信号。而在本文中,这些均被划分为可验证的离职原因。为了排除本文的结果仅仅是因自愿性离职的样本所带动的,我们排除自愿性离职样本,重新进行回归,结果与假说仍然一致。

七、结论

经理人离职披露的可靠性是高管变更类研究的关键(朱红军 2002),而我国市场普遍认为高管变更是坏消息从而不愿披露其离职的真正原因(朱红军和林俞 2003)。本文从检验经理人离职的原因披露的可靠性出发,回答高管为何会披露模糊的、不可靠的信息,而这样做又会为其自身和公司带来什么样的收益和成本。

本文的政策建议在于以下几方面:首先,自 2013 年起,上市公司高管离职的现象密集发生,而公司公告的理由往往是“个人原因”、“身体原因”等。投资者对于这一现象的解读十分困难。本文的实证证据为投资者、市场和监管部门解读高管离职的原因提供了新的视角,结果表明披露模糊离职原因可能是经理人维护自身声誉的手段,为我国进一步完善证券市场,增强证券市场的透明度提供了参考。其次,中国证监会副主席刘新华曾表示,“证监会高度重视资本市场透明度建设工作,从我国实际情况出发,充分借鉴成熟市场经验,以信息披露、监管为中心,不断加强市场的透明度建设”。本文的结果表明模糊离职原因的披露可能造成信息透明度降低,为经理人隐藏披露、有选择的披露信息提供了机会;如何规范离职信息的披露格式和内容将对未来证券市场的透明度的提高起着非常重要的作用。最后,中国职业经理人协会的目标为“加强职业经理人队伍的社会化评价管理和服务工作”,而如何评价职业经理人是工作开展的难点。本文的结果表明,模糊披露所掩盖的信息正是阻碍正确评价经理人的重要原因,也是对经理人进行公正评价的突破口。这些发现为职业经理人市场的评价环节提供了参考,促进和推动完善对职业经理人客观的评价体系。

参考文献:

- [1] Bar-Hava K., and D. Segal, 2010, “Do outside directors tell the truth, the whole truth, and nothing but the truth when they resign,” *Working Paper*.
- [2] Bonnier K. A., and R. F. Bruner, 1989, “An analysis of stock price reaction to management change in distressed firms,” *Journal of Accounting and Economics*, 11(1): 95 – 106.
- [3] Denis D. J., D. K. Denis, and A. Sarin, 1997, “Ownership structure and top executive turnover,” *Journal of Financial Economics*, 45(2): 193 – 221.
- [4] Fama E. F., 1980, “Agency problems and the theory of the firm,” *The Journal of Political Economy*, 88(2): 288 – 307.
- [5] Furtado E. P., and M. S. Rozeff, 1987, “The wealth effects of company initiated management changes,” *Journal of Financial Economics*, 18(1): 147 – 160.
- [6] Glison S. C., 1989, “Management turnover and financial distress,” *Journal of Financial Economics*, 25(2): 241 – 262.
- [7] Gul F. A., and S. Leung, 2004, “Board leadership, outside directors’ expertise and voluntary corporate disclosures,” *Journal of Accounting and Public Policy*, 23(5): 351 – 379.
- [8] Holmström B., 1999, “Managerial incentive problems: A dynamic perspective,” *The Review of Economic Studies*, 66(1): 169 – 182.
- [9] Jensen M. C., and W. H. Meckling, 1976, “Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure,” *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305 – 360.
- [10] Kato T., and C. Long, 2006, “Executive turnover and firm performance in China,” *The American Economic Review*, 96(2): 363 – 367.

- [11] Kreps D. M. ,P. Milgrom ,J. Roberts ,and R. Wilson ,1982, “Rational cooperation in the finitely repeated prisoners’ dilemma ,” *Journal of Economic Theory* ,27 (2) : 245 – 252.
- [12] Lang M. ,and R. Lundholm ,1993, “Cross – sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures ,” *Journal of Accounting Research* ,31 (2) : 246 – 271.
- [13] McCormack S. A. ,T. R. Levine ,K. A. Solowczuk ,H. I. Torres ,and D. M. Campbell ,1992, “When the alteration of information is viewed as deception: An empirical test of information manipulation theory ,” *Communications Monographs* ,59 (1) : 17 – 29.
- [14] Milbourn T. T. ,2003, “CEO reputation and stock – based compensation ,” *Journal of Financial Economics* ,68 (2) : 233 – 262.
- [15] 黄群慧 2000, “控制权作为企业家的激励约束因素:理论分析及现实解释意义”,《经济研究》第 1 期,第 41 – 47 页。
- [16] 李梦、李勇 2013, “市场化水平、所有制结构与经济周期”,《中国经济问题》第 6 期,第 28 – 40 页。
- [17] 林毅夫、蔡宪、李周,1995, “国有企业改革的核心是创造竞争的环境”,《改革》第 3 期,第 17 – 28 页。
- [18] 彭韶兵、郑伟宏、邱静 2014, “地方 GDP 压力、地方国有企业产值操控与经济后果”,《中国经济问题》第 4 期,第 38 – 48 页。
- [19] 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,第 133 – 141 页。
- [20] 张维迎 2003, “企业家与职业经理人:如何建立信任”,《北京大学学报》第 1 期,第 29 – 39 页。
- [21] 朱红军 2002, “我国上市公司高管人员更换的现状分析”,《管理世界》第 5 期,第 126 – 131 页。
- [22] 朱红军、林俞 2003, “高管人员更换的财富效应”,《经济科学》第 4 期,第 85 – 94 页。

Reasons and Economy Results of Ambiguous Disclosure about CEO Turnover:
Evidence from China’s Listed Companies

XU Nan ,JIANG Bo

Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu , 611130

Abstract: In this paper , we exploit the sample of CEO turnover to examine the informativeness and credibility of the reasons cited by CEOs for CEO turnover between 1999 and 2012 in China. We find that the possibility of ambiguous disclosure is negatively related to CEOs’ capacity and professional manager identity. Such relationship is even stronger in private firms. Next we test benefits of ambiguous disclosure. We find CEOs who disclose ambiguous reasons are more likely to obtain jobs next year in other listed firms. However , future accounting performance of these firms is significantly weaker. Finally , we carry an event study to examine whether equity market could react to the misrepresentation; the result suggests that investors could not understand and respond to such event. Our results enrich the literature about CEO change and subsequent disclosure behavior and provide a reference for future construction of professional manager market system.

Key words: CEO turnover; reasons cited for CEO turnover; ambiguous disclosure

(责任编辑:莫长炜) (校对:邵红伟)