

机构投资者、高管变更与股价波动^①

王谨乐¹, 史永东^{1, 2}

(1. 东北财经大学应用金融研究中心, 大连 116025; 2. 东北财经大学金融学院, 大连 116025)

摘要: 基于2004年—2012年的中国上市公司数据, 从高管变更的视角研究了机构投资者的公司治理效应, 并尝试从投资者行为的角度解析高管变更事件对公司股价波动的影响机理。实证结果表明: 第一, 对于那些业绩亏损的公司, 机构投资者的撤离能够形成较强的外部压力, 迫使当任高管离职。而对于那些业绩仍然维持盈利的公司, 机构投资者的施压作用则不明显。总体上, 业绩好坏始终是公司高管被迫离任的主要原因, 而机构投资者则是通过“用脚投票”的方式起到了推波助澜的作用。第二, 高管强制变更会被机构投资者解读为负面信号, 新高管的上任并不会挽回机构投资者的持股信心。第三, 噪音交易者(中小个体投资者)倾向于将亏损公司的高管变更事件解读为利好消息, 其踊跃买入行为则构成了公司股价在高管强制变更后发生波动加剧现象的直接原因。

关键词: 机构投资者; 公司治理; 高管变更; 股价波动

中图分类号: F276.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)07-0113-14

0 引言

机构投资者作为一支重要的公司外部治理力量, 不但可以通过行使积极的股东权利, 监督管理层的经营行为, 以达到改善公司经营绩效的目的, 还可以采取“用脚投票”的消极管理策略, 直接卖出股票, 以表达自身对公司治理状况和未来业绩的不满及负面预期。不可否认的是, 以董事长和总经理为代表的公司高管人员, 是公司经营决策的直接制定者, 对公司的经营绩效负有主要责任。所以, 公司高管的变更, 尤其是强制性变更(被迫离任)作为一项重大治理措施, 无疑会对公司未来的经营状况产生深远影响, 因此也备受实务界和

理论界的关注。国外经验表明, 机构投资者“用手”或“用脚”投票能够对公司高管的强制变更产生重要影响^[1, 2]。例如, 1992年, 加州公务员退休基金(CalPERS)推动的公司治理改革运动就曾直接导致6位明星级CEO辞职下台^②。那么, 我国的机构投资者是否能够有效影响公司高管人员的强制变更呢? 公司高管一旦发生强制变更又会对机构投资者的持股行为以及公司股票的市场表现产生何种影响呢?

回顾已有研究, 我国学者关于机构投资者治理效应的研究主要还都停留在理论分析层面^[3-5], 而在实证研究层面, 几乎都是采用“黑箱”分析的模式, 即通过检验机构投资者变量与

① 收稿日期: 2016-12-26; 修订日期: 2017-10-13。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71702025; 71471031; 71171036; 71772030); 国家社会科学基金重大资助项目(12&ZD607; 15ZDA011); 国家社会科学重点资助项目(14AZD089); 教育部人文社会科学研究资助项目(17YJC790149; 15YJC790041); 辽宁省社会科学规划基金重点资助项目(L15AGL003); 辽宁省教育厅科技平台资助项目(LN2016JD008; LN2016JD014); 东北财经大学校级青年培育资助项目(DUFE2016Q02)。

作者简介: 王谨乐(1982—), 男, 安徽合肥人, 博士, 助理研究员。Email: waiwaiwang@163.com

② 他们是IBM总裁John Akers, 通用汽车总裁Robert Stempel, 运通公司总裁James Robinson, 西屋电气总裁Paul Lego, 柯达总裁Kay Whitmore和康柏电脑总裁Rod Canion。

公司绩效^[6,7]、公司分红^[8]、会计盈余^[9,10]和现金股利^[11]等财务变量之间的变动关系来反向推断机构投资者是否发挥出改善公司治理的作用,得出了许多有益结论,但未能清晰还原机构投资者影响公司治理的路径。显然,如果能够从“机构投资者影响高管变更”这样一个命题切入,直接考察机构投资者参与公司治理的方式和效果,无疑能够在很大程度上揭示“黑箱”内部的运作机理,并成为该研究领域的有益补充。

以往学者在研究高管变更的“事件后果”时,通常会选择“高管变更影响公司业绩”这样一个比较符合经济诉求的探索方向^[12,13],且大多都得出了较为相近的结论。而有关“高管变更影响公司股价”的探讨并不常见,其中更是匮乏“高管变更影响股价波动”的类似研究。伴随我国市场日趋成熟,股票价格与公司价值之间的运行关系日益紧密,而股票价格在衡量了公司价值的同时,还能快速的反映广大投资者对公司未来业绩的预期,所以很自然的研究思路便是通过检验高管变更事件发生后的短期股价(波动、收益)变化来了解投资者预期的变化。值得注意的是,不同类型的投资者可能会对同一高管变更事件做出不同的解读,而股价变化作为“不同声音”的集中表达,其方向与强弱程度便与投资者结构密切相关。一般的,股票市场中的投资者会被二分为机构投资者和中小个体投资者,其中,机构投资者具有专业性强、理性程度高、资金规模大和交易方向统一等特点,而中小个体投资者的专业性较差、资金分散、交易方向大多比较随机,因此也常常被称作噪音交易者。所以,在考察高管变更对股价波动的影响时,就需要兼顾考虑两类投资者的行为差异和规模差异。

本研究的主要贡献在于:第一,系统检验了我国机构投资者对高管变更的影响作用,不仅拓展了该领域的理论和经验成果,更为今后其他学者针对“机构投资者治理效应”的进一步探索提供了具体的、可视化的研究路径和证据支持。第二,尝试从投资者行为的角度解析高管变更事件对公司股价波动的影响机理,弥补了以往相关研究仅

停留在“现象捕捉”层面的不足,不仅能够发现“是什么”,还进一步回答了“为什么”。

1 理论分析与研究假设

公司高管变更既是理解约束经理人力量的关键要素,也是衡量公司治理机制效率的重要指标^[14]。Coffee^[15]认为“良好的公司治理机制应该能够及时对业绩低劣公司的高管人员做出惩罚”。机构投资者在公司治理中究竟是“监督者”还是“旁观者”,在高管变更事件上的立场能够清晰地反映出机构投资者的角色定位。

学术界有关机构投资者影响公司治理的众多理论中,存在两种相互对立的假说,即“积极作用论”假说和“消极作用论”假说。其中,“积极作用论”认为,当监督收益大于监督成本时,机构投资者作为有实力的大股东会积极地参与到公司治理中去,通过提升公司的长期经营绩效来获取超额投资回报^[16-18]。因此,共同持有同一家公司股票的机构投资者家数越多,形成的外部监督力量就越大,不称职高管被迫离任的概率也随之提高^[19,20]。

而“消极作用论”则认为,受到赎回压力和薪酬等因素的影响,以开放式基金为代表的机构投资者更加注重短期投资回报,很少真正干预公司治理,当其对目标公司的经营状况持负面预期时,会选择直接卖出股票^[21]。然而,机构投资者的集中“撤离”,作为强有力的负面信号,能够向公司决策层传达来自市场的悲观预期与不满情绪,从而迫使其立刻采取相应的修正措施^[1]。基于上述分析,这里提出以下两个对立假设。

假设 1a 伴随持有同一家公司股票的机构投资者增多,公司高管因公司绩效下降而被迫离任的可能性越大。

假设 1b 伴随持有同一家公司股票的机构投资者减少,公司高管因公司绩效下降而被迫离任的可能性越大。

良好的公司治理机制不但能够及时解聘那些

能力差的管理者,还能够进一步选出可以帮助公司摆脱困境的继任管理者^[22]。依据“经理人能力假说”^[23],继任管理者的经营管理能力应该超越前任管理者,公司的未来业绩也将预期得到改善。所以,从这个角度推断,秉承了价值投资的机构投资者应该会在公司发生高管强制变更后“重新归来”。相反,依据“经理人替罪羊假说”^[24],公司高管在组织中大多仅扮演了一个标志性角色,扮演了一个不是公司业绩低劣的真正原因。所以,当公司业绩不佳时,其往往会被用来充当“替罪羊”,公司的未来业绩也并不会因为新任高管的到来而发生显著改善。由此推断,机构投资者在高管变更之后并不会立刻“回心转意”。基于上述分析,提出以下两个对立假设。

假设 2a 机构家数在公司发生高管强制变更之后会显著增加。

假设 2b 机构家数在公司发生高管强制变更之后不会显著增加,甚至还有可能显著减少(或不变)。

学术界关于“高管变更影响股价走势”的文献并不算太多,且仅有的几篇文献均未能对其中的影响机理做出深入剖析,仅停留在了“现象捕捉”的层面。一些研究发现,高管强制变更导致公司股价出现显著的正向反应^[25-27],但同时也有证据表明,高管强制变更时股价反应显著为负^[28]。而关于“机构投资者影响股价走势”的探讨则比较多,在以下两方面基本达成了共识:第一,机构投资者大多遵循价值投资,股票持有期较长,交易频率较低,因而能够在一定程度上起到稳定股价的作用^[29,30]。第二,机构投资者的资金规模较大,交易方向统一,若其因注重短期业绩而同时买入或卖出相同的股票(羊群行为),将会破坏市场的流动性,在显著推高或打压股价的同时,加剧了股价的波动^[31-33]。所以,延续假设 2a 和假设 2b 的逻辑,如果机构投资者将高管强制变更事件解读为正面市场信号,那么伴随着机构家数的增多,一

方面,其集中买入行为会推高股价并加剧股价的波动,另一方面,机构持股占比的提高即意味着噪音交易占比的降低,从而又能起到稳定股价的作用,所以对股价波动的最终影响效果不能确定。相反,如果高管强制变更事件被解读为负面市场信号,那么伴随着机构家数(或机构持股份额)的减少,集中卖出行为会打压股价并加剧股价波动,同时噪音交易占比也会因机构家数的减少而提高,从而导致股价变得更加不稳定。所以,基于以上分析,提出假设 3。

假设 3 如果机构投资者因为公司高管发生强制变更而抛售股票,那么将会在短期内加剧公司股价的波动。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据描述

本研究选择 2004 年—2012 年度沪深两市 A 股上市公司的季度数据作为研究样本,以证券投资基金作为机构投资者代表^③。股票交易、公司财务、高管变更和公司治理等方面数据均来源于国泰安 CSMAR 数据库,证券投资基金持仓数据来源于和讯网。样本具体筛选过程依据以下原则进行:1) 剔除了数据缺损的样本;2) 剔除金融类公司;3) 删除同时发行 B 股的公司;4) 部分存在异常值的样本,或剔除、或在 1% 的水平上进行了缩尾处理;5) 行业分类来源于证监会行业分类指引,除制造业取 2 位行业代码外,其余均取 1 位。最后得到 2 498 家上市公司,样本为非平行面板结构,样本公司最长时间跨度 36 个季度。

由于多数情况下,我国上市公司中的董事长和总经理均对公司日常经营活动负有主要决策权,且董事长与总经理为同一人(两职合一)的现象普遍存在,所以将董事长变更和总经理变更一同视为公司高管变更(参考游家兴等^[13])。表 1 列示了 2004 年—2012 年中国上市公司各类型高管变更事件的统计结果。

③ 该处理方式与国内大部分文献一致,如文献[10,34]等。证券投资基金长期以来都是我国机构投资者的主力军,如 2011 年,我国沪市机构投资者交易额为 7.8 万亿元,其中证券投资基金交易额为 7.61 万亿元,占机构投资者总交易量的 97.6% (数据取自 2012 年 4 月 20 日“上海第二届全球基金峰会”上海证券交易所副总经理徐明发言稿)。

表1 中国上市公司2004年—2012年各类型高管变更事件统计

Table 1 Statistics of various types of top management turnover in China's listed companies in 2004 to 2012

离职原因	计重复变更			不计重复变更		
	次数	占比(%)	累积占比(%)	次数	占比(%)	累积占比(%)
工作调动	2 218	38.89	38.89	1 773	39.12	39.12
退休	165	2.89	41.79	136	3.00	42.12
任期届满	1 150	20.16	61.95	887	19.57	61.69
控股权变动	44	0.77	62.72	31	0.68	62.38
辞职	1 171	20.53	83.25	951	20.98	83.36
解聘	75	1.32	84.57	57	1.26	84.62
健康原因	133	2.33	86.90	113	2.49	87.11
个人	267	4.68	91.58	216	4.77	91.88
完善治理结构	101	1.77	93.35	95	2.10	93.98
涉案	19	0.33	93.69	13	0.29	94.26
结束代理	278	4.87	98.56	192	4.24	98.5
其他	82	1.44	100	68	1.50	100
全部	5 703	100	100	4 532	100	100

注: 1. “计重复变更”是指若在1个季度内发生了多次高管变更事件,将累加计算。2. “不计重复变更”是指若在1个季度内发生了多次高管变更事件,只记作1次。3. 若变更事件中的董事长和总经理为同一人(两职合一)则只计作1次。

参照国际惯例^[35, 36],将表1中所有类型的高管变更事件划分为强制变更(forced-turnover)与正常变更(normal-turnover)两大类,其中,将涉及“工作调动”、“辞职”、“解聘”和“个人”这4种原因的高管变更事件定义为强制变更,而将涉及

“退休”、“任期届满”、“控股权变动”、“健康原因”、“完善治理结构”、“涉案”、“结束代理”和“其他”这8种原因的高管变更事件定义为正常变更。表2列示了中国上市公司2004年—2012年高管强制变更与正常变更的逐年统计。

表2 中国上市公司2004年—2012年高管强制变更与正常变更的逐年统计

Table 2 Annual statistics of forced & normal top management turnover of Chinese listed companies from 2004 to 2012.

	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年
上市公司家数	1 357	1 358	1 429	1 536	1 583
正常变更次数	115	154	147	165	89
强制变更次数	363	350	340	327	389
变更次数合计	478	504	487	492	478
强制变更占比(%)	75.9	69.4	69.8	66.5	81.0
	2009年	2010年	2011年	2012年	合计
上市公司家数	1 737	2 083	2 315	2 442	—
正常变更次数	72	165	279	276	1 462
强制变更次数	403	347	280	271	3 070
变更次数合计	475	512	559	547	4 532
强制变更占比(%)	84.8	67.8	50.1	49.5	67.7

注:为节约篇幅,表中计算的高管变更次数为季度统计结果的年度加总,其中,若在1个季度内发生了多次高管变更事件,将只记作1次;若变更事件中的董事长和总经理为同一人(两职合一)则只计作1次;强制变更占比 = 强制变更次数 / 变更次数合计。

图1展现了2004年—2012年中国上市公司高管强制变更占比与所有公司平均业绩间的变动关系。可以看出,除2005年外,其余各年份上的高

管强制变更占比与公司业绩几乎都呈现出了此消彼长的反向变动关系,即当公司业绩下滑时,强制变更的比重便会增加,而当公司业绩得到改善时,

强制变更的比重也随之降低. 显然, 这与先前多数研究中所得出的“公司业绩是导致高管被迫离任的主要因素”这一结论是高度吻合的. 此外, 不难发现, 公司高管强制变更主要与同期(年度)业绩相关, 而与前期业绩的关系不大. 由此, 可以得出以下两点推断: 第一, 公司管理层更加注重短期

(1 年以内) 的业绩, 并会及时对当任高管采取相应的惩罚措施. 第二, 为了厘清高管变更事件与其影响因素之间的因果关系, 研究样本的间隔周期不宜过大(大于 1 年), 因此, 本研究采用的季度周期样本应该比以往多数同类研究中所选择的年度周期样本更为合适.

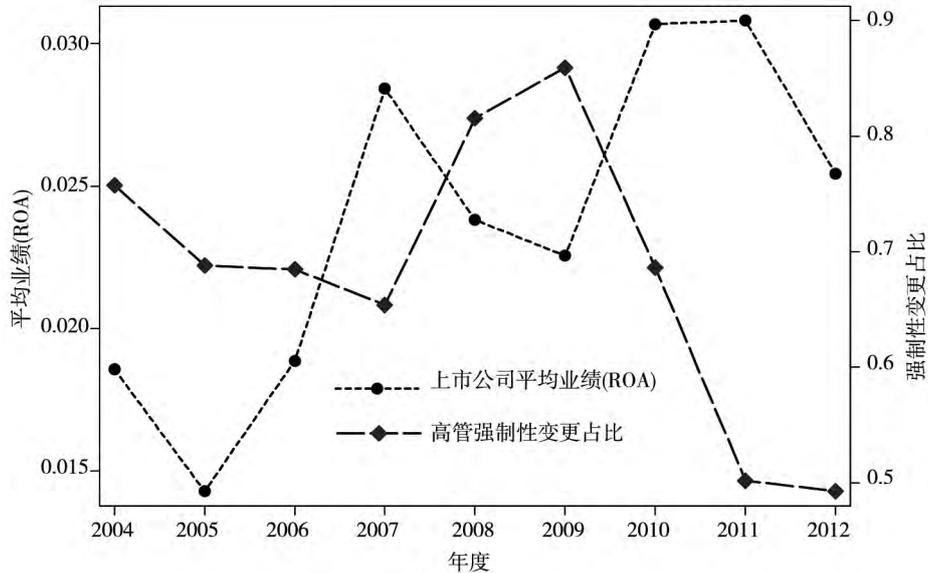


图 1 公司业绩与高管强制变更的变化趋势

Fig. 1 Changing trend of firm performance and forced-turnover

表 3 给出了发生高管正常变更和强制变更的两组公司样本在关于“高管特征”、“机构家数”和“公司业绩(ROA)”这三个因素上的单变量对比结果. 由 t 检验结果可知, “正常变更组”的“高管年龄”和“高管任职期限”均显著大于“强制变更组”, 显然, 这是一个非常符合直觉的结论. 为有一个趋势化的感知, 在针对“机构家数”和“公司业绩”的对比中, 分别在事件发生的前期(上一季度)、当期(当季度)和后期(下一季度)这 3 个时间段上进行了组间差异的检验. 可以看出, 无论是在前期、当期还是后期, “强制变更组”的“机构家数”均至少在 5% 的显著性水平下小于“正常变更组”. 由此, 大

致可以得出以下两点推断: 第一, 机构投资者在公司高管发生强制变更之前已经开始“撤离”(用脚投票); 第二, 机构投资者在公司高管发生强制变更之后, 并不会因为继任高管的到来而重拾信心, 而是选择了继续“撤离”. 进一步, 由针对“公司业绩”的检验可得, “强制变更组”的当期和后期业绩均显著低于“正常变更组”, 但前期业绩的组间差异却不充分显著. 此处结论能够说明: 第一, 公司决策层对失职高管的“容忍度”十分有限, 公司当期业绩一旦发生下滑, 当任高管的职位便岌岌可危(与图 1 结论一致). 第二, 高管发生强制变更之后的短期内(1 个季度), 公司业绩并不会出现显著回升.

表 3 单变量的组间差异检验

Table 3 Single variable group difference test

变量	高管特征		机构家数			公司业绩(ROA)		
	年龄	任职期限	前期	当期	后期	前期	当期	后期
正常变更	51.635	3.767	1.765	1.834	1.727	0.016	0.018	0.019
强制变更	48.322	3.398	1.297	1.277	1.221	0.015	0.014	0.014
t	13.483	4.278	1.896	2.334	2.061	1.280	3.069	3.170
p	0	0	0.058	0.020	0.039	0.201	0.002	0.002

综合表3的检验结果,似乎可以发现,在公司业绩尚未进入实质性恶化阶段,机构投资者的提前“撤离”已经构成了公司高管发生强制变更的预警信号。机构投资者凭借其敏锐的“嗅觉”,不仅能够在“事前”做到先行一步,还能在“事后”保持足够的理性,并不会因为继任高管的到来而盲目乐观。当然,为了获得更加客观、稳健的实证结果,还需要将其他与高管强制变更事件相关的影响因素共同引入多元回归模型进行分析,并尽量排除模型中可能存在的内生性问题。

2.2 研究模型

2.2.1 机构投资者对高管强制变更的影响

本研究使用 Logistic 模型对被解释变量为“公司高管是否被迫离任”的二元选择型模型进行建模,所用模型的具体形式如下式

$$\text{Logit}(\text{Turnover}_{i,t}) = \alpha_0 + \beta_1 \text{Fund}_{i,t-1} + \beta_j \text{Control}_{j,i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

式中, Turnover 是表示“公司高管是否被迫离任”的“0-1”二元变量,如果样本公司在某一季度内发生了高管强制变更, Turnover 取值为 1^④, 否则为 0; Fund 是机构投资者变量,依据 Wilson^[37] 等研究,使用“机构投资者家数”衡量机构投资者的参与程度。基于前文的研究假设,如果我国机构投资者在参与公司治理方面采取了积极的管理策略(用手投票),主动监督管理层的经营行为,那么可预期 β_1 将显著大于零,即假设 1a 成立。相反,如果我国机构投资者选择了消极的管理策略(用脚投票),那么可预期 β_1 将显著小于零,即假设 1b 成立。

值得说明的是,为了体现机构投资者治理行为(参与治理或用脚投票)与高管变更之间的因果关系,同时还要规避模型中可能存在的内生性问题,所有的机构投资者变量均使用前 1 期($t-1$)项。例如, Aggarwal^[20] 的研究中指出,机构投资者的持股变化先于公司治理状况的变化,且不存在反向关系。

在控制变量 Control 的选取上,参考了 Defond 和 Hung^[38]、赵震宇等^[39] 和游家兴等^[13] 的研究,分别从公司的经营状况和治理特征两个方面选择了以下可能会对我国上市公司高管强制变更事件产生影响的变量。具体包括:高管年龄(Age),为高管实际年龄,在模型回归中取对数值(\ln_age);任职期限(Tenure),计算了高管上任到离任的时间;两职合一情况(Duality),若总经理和董事长为同一人取 2,反之取 1;负债率(Lev),为负债总额与资产总额的比值;股权集中度(Dis1_2),为第一大股东与第二大股东持股份额之差;公司规模(Size)采用经对数转化的资产总额衡量;控制人性性质(State),国有控股取值为 1,非国有控股取值为 0;经营绩效(ROA),为净利润与总资产的比值;盈亏情况(Loss),营业利润为正取 0,反之取 1,该变量用于样本分组。

表 4 列示了模型中主要变量的描述性统计结果。其中,任职期限(Tenure)的平均值为 4.521,中位数为 4.192,说明大多数高管的任职期限较短。两职合一情况(Duality)的平均值为 1.821,中位数为 2,说明我国上市公司中董事长兼任总经理的情况普遍存在。

表 4 主要变量的描述性统计

Table 4 Descriptive statistic of the main variables

变量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差	偏度	峰度
Age	50.238	49.923	27.000	69.000	6.256	0.246	3.138
Tenure	4.521	4.192	0	17.000	2.438	0.983	4.370
Duality	1.821	2.000	1.000	2.000	0.384	-1.672	3.796
Lev	0.470	0.485	0.042	0.980	0.210	-0.130	2.297
Dis1_2	28.298	25.570	0	98.360	19.439	0.447	2.272
Size	21.546	21.393	13.076	28.405	1.224	0.803	4.834
State	0.597	1.000	0	1.000	0.491	-0.395	1.156
ROA	0.025	0.018	-0.176	0.167	0.040	-0.073	8.32
Fund	1.894	0	0	333.000	8.003	12.184	251.672

④ 与大多数类似研究中的处理方式一致,将发生在同一季度内的多次高管变更事件,视为一次变更事件。

2.2.2 高管强制变更对机构持股行为的影响

为得出高管强制变更事件对机构投资者持股行为的“独立”影响,不仅需要控制其他相关因素的干扰,更需要排除机构持股与高管强制变更之间可能存在的内生性问题。为此,本研究采用PSM方法^[40]进行分析。其基本思想是,比较同一家公司在“未发生高管强制变更”与“发生高管强制变更”两种状态下的“机构家数”(Fund)差异,由于是同一主体的不同状态,便可以认为这种差异是由高管强制变更事件引起的。当然,同一主体无法同时处于两种不同的状态,上述检验思路只是不可观测的理想过程。Rosenbaum和Rubin^[41]给出了解决这一“反事实”(counterfactuals)问题的思路:如果能够找到与“发生高管强制变更”的公司“相仿”的“未发生高管强制变更”的公司,那么就可以通过对比二者在“机构家数”上的差异来检验高管强制变更事件对机构持股行为的影响。找“相仿”的过程,即为匹配过程,是PSM方法的核心环节,其目的是使得配对成功的两组公司在各维度上的特征都尽量相同,而匹配变量(特征)的选取则是以其是否对高管强制变更事件具有显著解释力为原则。所以,可以依据式(1)模型中各解释变量的回归结果来确定最终的匹配变量。

确定匹配变量之后,PSM方法首先采用Logistic模型对二元被解释变量(是否发生高管变更)进行回归,然后以各匹配变量的回归系数为权重,拟合出每一家公司的倾向得分(PS值),该分值体现了一家公司发生高管强制变更的概率。最终,依据每家公司的PS值对“发生高管强制变更”的公司和“未发生高管强制变更”的公司进行配对。

PS值的计算过程按式(2)

$$PS(X_{i,t}) = \text{Pro}(Turnover_{i,t} = 1 | X_{i,t}) = \frac{\exp(\beta X_{i,t})}{1 + \exp(\beta X_{i,t})} \quad (2)$$

其中 X 是各匹配变量; β 是权重向量, i 代表公司, t 代表季度; $Turnover$ 代表是否发生高管变更。完成配对后的两组公司样本在各匹配变量上已不存在显著差别,剩下唯一的区别,即是“是否发生了高管强制变更”,即处理措施(treatment)。接下来,便可依据Becker和Ichino^[42]的计算方法,得出平均处理效应ATT(average treatment effect on the treated),也就是“处理组”(发生高管强制变

更的公司)与“控制组”(匹配成功的未发生高管强制变更的公司)在“机构家数”上的平均组间差异。ATT的计算过程按式(3)

$$ATT_{Fund} = 1/N^T \sum_{i \in T} Fund_i^T - 1/N^C \sum_{j \in C} w_j Fund_j^C \quad (3)$$

其中 T 代表“处理组”, N^T 代表“处理组”的样本数; C 代表“控制组”。如果将与“处理组”中第 i 家公司匹配成功的“控制组”公司样本数记为 N_i^C ,那么上式中的权重为

$$w_j = \sum_i w_{ij}$$

其中 $w_{ij} = 1/N_i^C$ 。

2.2.3 高管强制变更对股价波动的影响

由于机构投资者的交易行为会对股价的收益或波动产生影响,所以,如果公司高管的被迫离任能够影响机构投资者的交易行为,那么这种影响作用最终也将传导至公司的股价表现上。下面,拟继续采用PSM模型检验高管变更事件对股价波动和收益的“独立”影响。与式(3)类似,高管强制变更事件对股价波动和收益的“独立”影响可描述为式(4)和式(5)

$$ATT_{Volatility} = 1/N^T \sum_{i \in T} Volatility_i^T - 1/N^C \sum_{j \in C} w_j Volatility_j^C \quad (4)$$

$$ATT_{Return} = 1/N^T \sum_{i \in T} Return_i^T - 1/N^C \sum_{j \in C} w_j Return_j^C \quad (5)$$

式中,采用股票日收益率的季度平均值来衡量股票价格收益水平(Return), $Return_i$ 和 $Return_j$ 分别代表“发生高管强制变更”公司和“未发生高管强制变更”公司的股票收益率;采用股票日收益率的季度标准差来衡量股票价格的波动(Volatility), $Volatility_i$ 和 $Volatility_j$ 分别代表“发生高管强制变更”公司和“未发生高管强制变更”公司的股价波动。其他符号的含义与式(3)完全相同。

3 实证结果与分析

3.1 Logistic回归分析

作为有力的惩罚措施,让无法满足股东经营预期的高层管理人员强制离职,是公司治理的重

要手段。相比之下,高管的正常离职则属于自然的“新老交替”,一般来说与其工作能力关系不大。所以,本研究重点研究那些发生强制性高管变更的公司样本。表5列示了高管强制变更对机构投资者 Logistic 回归估计结果。

考虑到机构投资者存在较明显的择股行为(主要是选择行业)和择时行为,为了得出更加稳健的结论,对原始机构投资者变量(*Fund*)进行了“行业”和“季度”的中位数调整,并将调整后的机构投资者变量(调整 *Fund*)同步纳入回归模型进行检验。另外,基于 Chang 和 Wong^[12]等研究,当

公司经营业绩处于不同的盈亏状态时,决定高管变更的因素也存在一定差异。因此,除全样本检验,还针对盈利公司组和亏损公司组^⑤进行了分组检验。

由表5中模型1和模型2的回归结果可知,在全样本下,高管年龄、高管任职期限、是否两职合一、股权集中度、财务杠杆、公司股权性质以及公司业绩水平都对公司高管的强制变更具有较强的解释力。但机构投资者变量(*Fund*和调整 *Fund*)前的系数并不显著,说明在全样本中,机构投资者对公司高管强制变更的影响不大。

表5 高管“强制性”变更对机构投资者的 Logistic 回归

Table 5 Logistic regression of forced-turnover to institutional investors

变量	全体公司		盈利公司		亏损公司	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>_cons</i>	5.531 *** (8.56)	5.520 *** (8.55)	6.082 *** (7.79)	6.062 *** (7.77)	2.496 ** (1.96)	2.635 ** (2.08)
<i>ln_age</i>	-2.063 *** (-13.52)	-2.063 *** (-13.52)	-2.278 *** (-12.35)	-2.278 *** (-12.35)	-1.440 *** (-4.47)	-1.442 *** (-4.47)
<i>Tenure</i>	-0.216 *** (-18.41)	-0.216 *** (-18.41)	-0.217 *** (-15.69)	-0.217 *** (-15.69)	-0.205 *** (-8.48)	-0.205 *** (-8.47)
<i>Duality</i>	0.343 *** (5.68)	0.343 *** (5.68)	0.413 *** (5.82)	0.413 *** (5.81)	0.121 (1.09)	0.121 (1.09)
<i>Dis1 2</i>	0.002* (1.89)	0.002* (1.88)	0.002 (1.63)	0.002 (1.63)	0.004* (1.65)	0.004* (1.68)
<i>Lev</i>	0.348 *** (3.34)	0.347 *** (3.34)	0.387 *** (3.05)	0.385 *** (3.04)	-0.154 (-0.82)	-0.139 (-0.74)
<i>Size</i>	-0.029 (-1.54)	-0.029 (-1.51)	-0.028 (-1.24)	-0.027 (-1.19)	0.051 (1.41)	0.043 (1.22)
<i>State</i>	0.393 *** (8.59)	0.393 *** (8.58)	0.451 *** (8.39)	0.451 *** (8.38)	0.113 (1.27)	0.115 (1.30)
<i>ROA</i>	-3.976 *** (-7.33)	-3.971 *** (-7.32)	-3.105 *** (-3.90)	-3.089 *** (-3.88)	-2.073 ** (-2.28)	-2.082 ** (-2.29)
<i>Fund</i>	-0.003 (-0.66)		-0.001 (-0.35)		-0.119 ** (-2.23)	
调整 <i>Fund</i>		-0.003 (-0.74)		-0.002 (-0.47)		-0.082 ** (-2.22)
样本数	55 969	55 969	47 474	47 474	8 495	8 495
似然值	-10 381.820	-10 381.734	-8 086.249	-8 086.188	-2 262.492	-2 263.495
伪 R ²	0.052	0.052	0.050	0.050	0.038	0.038

注: 1. 括号内为 t 值。2. *, **, *** 分别表示 10%、5% 以及 1% 的显著性水平。

⑤ 依据发生高管变更事件前一期的营业利润对全体样本进行分组,将前期营业利润大于零的公司样本定义为盈利公司组(模型 3、模型 4),将前期营业利润小于零的公司样本定义为亏损公司组(模型 5、模型 6)。

模型3和模型4针对盈利样本公司的回归结果与全体样本下的回归结果(模型1和模型2)相似^⑥,且机构投资者变量前的系数同样不显著。而模型5和模型6的回归结果则出现了较大改变,之前在全体样本和盈利公司组下高度显著的“是否两职合一”、“财务杠杆”和“公司股权性质”等变量前的系数均不再显著,而此时的机构投资者变量却反而在5%的置信水平下显著为负,表明当公司业绩出现亏损时(上一期营业利润为负),机构投资者家数的减少将显著增加公司高管被迫离任的概率,这与Parrino等^[1]的研究发现是一致的,说明我国的机构投资者在面对公司低劣的业绩表现时,会选择“用脚投票”的消极策略,并由此对管理层形成一种无形的监督压力,从而也就印证了假设1b。

此外,模型5和模型6的“股权集中度”呈现出了较弱的正向显著性,似乎说明股权集中度越高,高管被替换的可能性越大,这与Kato和Long^[43]的研究结论是比较相符的,该研究认为,控股股东的持股比例越大就越有动力来监督高管人员的日常经营行为,尤其是当公司业绩不佳时,控股大股东能够及时对高管人员的能力进行评估,并考虑是否立刻更换。但若控股股东的持股份额较少,股权相对分散,股东之间就容易出现相互推诿和“搭便车”的现象,解聘失职高管的效率也随之降低。

综上,表5的检验结果可概括如下:第一,在所有模型的回归结果中,变量ROA前的系数均显著为负,说明公司业绩始终是决定高管变更的重要因素;第二,由盈利公司组样本数(47 474家)和亏损公司组的样本数(8 495家)的对比可知,公司并非直到出现实质性亏损才会解聘现任高管,在大多数情况下,一旦公司业绩出现恶化,公司高管便有“被下岗”的风险;第三,“是否发生实质亏损”可视作高管下岗的警戒线,具有“一票否

决”的作用,一旦公司业绩出现亏损,现任高管即可能被“无条件”解聘,而此时其他因素的影响力已经微乎其微;第四,对于业绩发生亏损的公司来说,机构投资者的角色好比是“压垮骆驼的最后一根稻草”,其“用脚投票”的消极策略无疑对解聘现任高管起到了推波助澜的作用。

3.2 PSM模型检验

遵循事件研究的规范逻辑,若将高管强制变更事件视为处理措施,那么全体样本便可划分为处理组(发生了高管强制变更的公司集合)和无处理组(未发生高管强制变更的公司集合)两组,继而再从无处理组样本中挑选出与处理组特征“相似”的样本集合形成控制组,最终通过对比处理组和控制组在机构家数(或股价波动)上的平均组间差异得出高管变更事件对机构投资者持股行为(或股价波动)的影响。

根据表5中各模型的回归结果,由于只有“公司规模”(Size)对高管变更事件的解释力不显著,所以将除了“公司规模”之外的其他所有解释变量均列为PSM模型的匹配变量。基于式(2)的计算过程,可得出每一个样本公司发生高管变更事件的倾向得分(PS值),再依据PS值对处理组样本和控制组样本进行匹配^⑦。最终的匹配效果需要从两个方面来检验:其一,是否满足共同支撑假设(common support),即要求处理组样本与控制组样本的PS值分布特征基本一致;其二,是否满足平衡性假设(balance test),即要求处理组样本与控制组样本在各维度特征(匹配变量)上无显著差异。经检验,本研究的样本匹配效果能够同时满足支撑假设与平衡性假设,限于篇幅此处不再呈现具体检验过程。

完成匹配效果的检验后,即可测算高管强制变更事件对机构投资者持股行为和公司股价波动

⑥ 观察各分组的样本数,全体样本数共计55 969个,其中盈利公司组的样本数为47 474个,几乎占据了总样本量的85%,而亏损公司组的样本数只有8 495个。所以,全体样本的回归结果与盈利公司组的回归结果基本一致也是情理之中。

⑦ PS值为连续变量,无法做到精确匹配,一般非精确匹配方法包括:最近邻匹配(nearest neighbor matching)、半径匹配(radius matching)与核匹配(kernel matching)。本研究采用文献中最常用的最近邻匹配^[44],其原则是为处理组中的每个样本寻找与之PS值最为接近的无处理组样本作为匹配对象(形成控制组)。

的影响(ATT).为了有系统全面的洞察,一方面,除了针对事件当期(当季度)进行检验之外,还将测算后期(下一季度)上的ATT,以考察高管变更事件的后期影响.另一方面,由表5的结果可知,两个子样本组(盈利组和亏损组)的回归结果差别较大,尤其是机构投资者的影响力存在显著的组间差异.所以,此处也同时针对公司的盈亏情况进行分组检验.

表6报告了全样本下的检验结果.机构家数方面,在高管变更的当期,“强变”组(发生强制变更的样本公司,下同)的机构家数少于“未强变”组(未发生强制变更的样本公司,下同),而在后期中,匹配后的组间差异(ATT)进一步地扩大(从

-0.1915升至-0.3442),且显著性增强,说明机构投资者在原任高管被强制解聘后的一段时期内(3个月到4个月),发生了明显的持续撤离,并没有因新任高管的接任而重拾信心,从而也就初步印证了假设2b.

在股价波动和股票收益方面,虽然某些检验得到了较为显著的结果,但均是匹配前(未能有效控制内生性问题的影响).而匹配后的组间差异检验都不显著,所以此处不予展开讨论.但值得注意的是,“强变”组的股价波动在数值上均大于“未强变”组,符合假设3中的推断,虽然并不显著,但这种不显著或许正是因为没有对样本进行分组讨论所造成的.

表6 全样本检验(高管“强制性”变更)
Table 6 Full sample test (forced-turnover)

产出变量		处理	全体公司			
			“强变”	“未强变”	差异	T-test
机构家数	当期	匹配前	1.2857	1.8911	-0.6054	-3.92***
		ATT	1.2857	1.4772	-0.1915	-1.25
	后期	匹配前	1.2531	1.9343	-0.6811	-4.22***
		ATT	1.2531	1.5973	-0.3442	-2.20**
股价波动	当期	匹配前	0.0346	0.0340	0.0006	0.52
		ATT	0.0346	0.0343	0.0003	0.35
	后期	匹配前	0.0316	0.0303	0.0013	5.74***
		ATT	0.0316	0.0315	0	0.14
股票收益	当期	匹配前	0.0016	0.0020	-0.0004	-0.60
		ATT	0.0016	0.0016	0	-0.02
	后期	匹配前	0.0011	0.0008	0.0002	1.80*
		ATT	0.0011	0.0011	-0.0001	-0.33

注:1. *、**、***分别表示10%、5%以及1%的置信水平.2.“强变”和“未强变”分别代表发生和未发生高管强制变更的公司样本集合.

表7报告了分组样本下的检验结果.盈利公司组:机构家数方面,在高管变更的后期,“强变”组的机构家数开始显著小于“未强变”组,这与整体检验的结果是一致的.说明即便公司没有逾越亏损的红线,但高管强制变更事件已经被机构投资者解读为负面信号,机构投资者的持股信心已经受到影响,并开始出现撤离现象.而在股价收益和波动方面,匹配后的组间差异(ATT)均未得出显著性结论,故不予展开讨论;亏损公司组:机构家数方面,无论是匹配前还是匹配后,无论是当期

还是后期,“强变”组的机构家数均至少在5%的置信水平下显著少于“未强变”组,且这种组间差异在两期上同样呈现出扩大趋势(从-0.3862升至-0.4395),说明机构投资者从公司高管发生强制变更的当期到随后的半年内一直都在持续撤离.股价波动方面,匹配后(ATT)事件当期“强变”组的股价波动至少在5%的置信水平下显著大于“未强变”组,说明亏损公司的高管变更事件显著加剧了公司股价的波动,从而便能在一定程度上(仅限于亏损公司样本)印证假设3.

表7 分组样本检验(高管“强制性”变更)

Table7 Group sample test (forced-turnover)

产出变量		处理	盈利公司				亏损公司			
			“强变”	“未强变”	差异	<i>t</i>	“强变”	“未强变”	差异	<i>t</i>
机构家数	当期	匹配前	1.619 9	1.891 1	-0.271 2	-1.55	0.314 1	1.891 1	-1.577 0	-5.26 ***
		ATT	1.619 9	1.937 0	-0.317 1	-1.54	0.314 1	0.700 3	-0.386 2	-3.01 ***
	后期	匹配前	1.571 6	1.934 3	-0.362 7	-1.98 **	0.367 4	1.934 3	-1.566 9	-5.00 ***
		ATT	1.571 6	1.963 7	-0.392 1	-1.80*	0.367 4	0.806 9	-0.439 5	-2.57 **
股价波动	当期	匹配前	0.033 6	0.034 0	-0.000 4	-0.29	0.039 6	0.034 0	0.005 6	2.34 ***
		ATT	0.033 6	0.034 6	-0.001 1	-0.98	0.039 6	0.033 7	0.006 0	1.99 **
	后期	匹配前	0.031 3	0.030 3	0.001 0	3.86 ***	0.031 7	0.030 3	0.001 4	3.17 ***
		ATT	0.031 3	0.031 3	-0.000 1	-0.17	0.031 7	0.030 8	0.000 8	1.64
股票收益	当期	匹配前	0.001 5	0.002 0	-0.000 5	-0.69	0.003 1	0.002 0	0.001 1	0.89
		ATT	0.001 5	0.001 8	-0.000 3	-0.91	0.003 1	0.001 7	0.001 3	1.78*
	后期	匹配前	0.000 9	0.000 8	0.000 0	0.29	0.001 0	0.000 8	0.000 1	0.66
		ATT	0.000 9	0.000 9	0.000 0	-0.20	0.001 0	0.000 8	0.000 2	0.68

注: 1. *, **, *** 分别表示 10%、5% 以及 1% 的置信水平。2. “强变”和“未强变”分别代表发生和未发生高管强制变更的公司样本集合。

基于假设 3 的理论分析,高管强制变更加剧公司股价波动主要源于两方面理由:第一,机构投资者的集中卖出,会破坏市场流动性,继而加大股票波动;第二,机构投资者的撤离会使噪音交易者占比上升,继而导致股价走势变得更加不稳定。显然,在第一种作用的影响下(排除其他因素干扰),机构投资者的集中抛售不但会加剧股价波动,还将导致股价下跌。而在第二种作用的影响下(排除其他因素干扰),股价不但不会明显下跌,相反还有可能出现一定程度的上涨,这是因为噪音交易者(中小个体投资者)的理性程度较低,在面临新消息时往往更多的表现出认知不足的特征^[45],很可能将亏损公司的高管变更事件解读为利好消息,并对公司未来的业绩产生盲目乐观的情绪,从而积极买入股票,导致股价上涨。

结合表 7 中针对股票收益的检验可知,在亏损公司的高管变更当期(匹配后 ATT),“强变”组的股价收益显著高于“未强变”组,即亏损公司的股票在高管被迫离职的同期表现出明显上涨。由此可以推定,由高管强制变更引发的股价异常波动主要是由噪音交易占比的提高所导致。当公司发生高管强制变更事件时(尤其在业绩发生实质亏损的公司),机构投资者会理性离去,不会对接

任高管的到来抱有盲目乐观的态度,但是中小个体投资者却倾向于将亏损公司的高管变更事件解读为利好消息,并踊跃增持股票,在推高股价的同时,也加剧了股票的波动。

4 结束语

本研究从高管变更的视角探讨机构投资者的公司治理效应,并尝试从投资者行为的角度解析高管变更事件对公司股价波动的影响机理。研究结果发现:第一,公司业绩始终是高管被迫离任的主要原因,而在公司业绩尚未进入实质性恶化阶段,机构投资者能够凭借其敏锐的“嗅觉”做到提前撤离,其撤离行为也构成了公司高管被迫离任的预警信号;第二,对于那些已经发生实质性亏损的公司而言,机构投资者的撤离能够形成较强的外部压力,从而加速现任高管的被迫离任。而对于那些经营仍然维持盈利的公司,机构投资者的施压作用则不明显;第三,高管强制变更事件对于机构投资者而言是个负面信号。机构投资者不仅能够“事前”做到先行一步,还能在“事后”保持足够的理性,公司一旦发生高管强制变更,机构投资者并不会因为继任高管的到来而盲目乐观,其只是选择了继续撤离;第四,噪音交易者(中小个体

投资者) 倾向于将亏损公司的高管变更事件解读为利好消息, 他们的集中买入行为是导致公司股价在高管强制变更后出现超额正收益以及波动加剧现象的直接原因。

参考文献:

- [1] Parrino R, Sias R W, Starks L T. Voting with their feet: Institutional ownership changes around forced CEO turnover [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(1): 3-46.
- [2] Helwege J, Intintoli V J, Zhang A. Voting with their feet or activism? Institutional investors' impact on CEO turnover [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(1): 22-37.
- [3] 张小蒂, 李风华. 机构投资者的策略变动与上市公司治理 [J]. *财贸经济*, 2001, (11): 18-22.
Zhang Xiaodi, Li Fenghua. The tactical shifts of international investors and the corporate governance of public companies [J]. *Finance & Trade Economics*, 2001, (11): 18-22. (in Chinese)
- [4] 汪忠, 孙耀吾, 龚红. 机构投资者参与公司治理研究综述 [J]. *经济学动态*, 2005, (10): 109-114.
Wang Zhong, Sun Yaowu, Gong Hong. A review about the participation of institutional investors in corporate governance [J]. *Economic Perspectives*, 2005, (10): 109-114. (in Chinese)
- [5] 钱露. 机构投资者参与公司治理的决策研究 [J]. *经济学动态*, 2011, (4): 38-41.
Qian Lu. A decision research about the participation of institutional investors in corporate governance [J]. *Economic Perspectives*, 2011, (4): 38-41. (in Chinese)
- [6] 王雪荣, 董威. 中国上市公司机构投资者对公司绩效影响的实证分析 [J]. *中国管理科学*, 2009, 17(2): 15-20.
Wang Xuerong, Dong Wei. An empirical analysis about the impact of institutional investors of Chinese public companies on corporate performance [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2009, 17(2): 15-20. (in Chinese)
- [7] 张涤新, 李忠海. 机构投资者对其持股公司绩效的影响研究——基于机构投资者自我保护的视角 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(5): 82-101.
Zhang Dixin, Li Zhonghai. Effect of institutional holdings on corporate performance: From the perspective of the institutional investors' self-protection [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(5): 82-101. (in Chinese)
- [8] 孔东民, 林之阳. 机构持股、融资约束与公司分红 [J]. *投资研究*, 2017, 36(1): 61-79.
Kong Dongmin, Lin Zhiyang. Institutional ownership, financing constraints and corporate dividends [J]. *Review of Investment Studies*, 2017, 36(1): 61-79. (in Chinese)
- [9] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角 [J]. *经济研究*, 2009, 44(2): 81-91(160).
Bo Xianhui, Wu Liansheng. The effect of the state-owned holding and the institutional investors: From the perspective of earnings management [J]. *Economic Research Journal*, 2009, 44(2): 81-91(160). (in Chinese)
- [10] 缪毅, 管悦. 制度环境与机构投资者治理——基于真实盈余管理的视角 [J]. *证券市场导报*, 2014, (10): 18-23.
Miu Yi, Guan Yue. Institutional environment and institutional investor governance: Based on the perspective of true earnings management [J]. *Securities Market Herald*, 2014, (10): 18-23. (in Chinese)
- [11] 韩勇, 干胜道, 张伊. 机构投资者异质性的上市公司股利政策研究 [J]. *统计研究*, 2013, 30(5): 71-75.
Han Yong, Gan Shengdao, Zhang Yi. A study on the dividend policy of the public companies with institutional investors' heterogeneity [J]. *Statistical Research*, 2013, 30(5): 71-75. (in Chinese)
- [12] Chang E C, Wong S M L. Governance with multiple objectives: Evidence from top executive turnover in China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2009, 15(2): 230-244.
- [13] 游家兴, 徐盼盼, 陈淑敏. 政治关联、职位壕沟与高管变更——来自中国财务困境上市公司的经验证据 [J]. *金融研究*, 2010, (4): 128-143.
You Jiaying, Xu Panpan, Chen Shumin. Political connections, position trenches and executive changes: Empirical evidence from Chinese public companies in financial distress [J]. *Journal of Financial Research*, 2010, (4): 128-143. (in Chinese)
- [14] Jensen M C, Warner J B. The distribution of power among corporate managers, shareholders, and directors [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1/2): 3-24.

- [15]Coffee Jr J C. The Future as History: The Prospects for Global Convergence in Corporate Governance and Its Implications [R]. Columbia Law School Center for Law and Economic Studies Working Paper No. 144 .
- [16]Agrawal A ,Mandelker G N. Large shareholders and the monitoring of managers: The case of antitakeover charter amendments [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1990 ,25(2) : 143 - 161.
- [17]Woidtke T. Agents watching agents?: Evidence from pension fund ownership and firm value [J]. *Journal of Financial Economics* ,2002 ,63(1) : 99 - 131.
- [18]王谨乐,史永东. 机构投资者、代理成本与公司价值——基于随机前沿模型及门槛回归的实证分析 [J]. *中国管理科学* ,2016 ,24(7) : 155 - 162.
Wang Jinle ,Shi Yongdong. Institutional investors ,agency costs and corporate values: Empirical analysis based on stochastic frontier analysis and threshold models [J]. *Chinese Journal of Management Science* ,2016 ,24(7) : 155 - 162. (in Chinese)
- [19]Guercio D D ,Hawkins J. The motivation and impact of pension fund activism [J]. *Journal of Financial Economics* ,1999 ,52(3) : 293 - 340.
- [20]Aggarwal R ,Erel I ,Ferreira M ,et al. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors [J]. *Journal of Financial Economics* ,2011 ,100(1) : 154 - 181.
- [21]Graves Samuel B. Institutional ownership and corporate R&D in the computer industry [J]. *Academy of Management Journal* ,1988 ,31(2) : 417 - 428.
- [22]Denis D J ,Denis D K. Performance changes following top management dismissals [J]. *The Journal of Finance* ,1995 ,50(4) : 1029 - 1057.
- [23]Fee C E ,Hadlock C J. Management turnover across the corporate hierarchy [J]. *Journal of Accounting and Economics* ,2004 ,37(1) : 3 - 38.
- [24]Khanna N ,Poulsen A B. Managers of financially distressed firms: Villains or scapegoats? [J]. *The Journal of Finance* ,1995 ,50(3) : 919 - 940.
- [25]Furtado E P H ,Rozeff M S. The wealth effects of company initiated management changes [J]. *Journal of Financial Economics* ,1987 ,18(1) : 147 - 160.
- [26]Cools K ,Praag C M V. The value relevance of top executive departures: Evidence from the Netherlands [J]. *Journal of Corporate Finance* ,2007 ,13(5) : 721 - 742.
- [27]Pessarossi P ,Weill L. Does CEO turnover matter in China? Evidence from the stock market [J]. *Journal of Economics & Business* ,2013 ,70(6) : 27 - 42.
- [28]Dedman E ,Lin W J. Shareholder wealth effects of CEO departures: Evidence from the UK [J]. *Journal of Corporate Finance* ,2000 ,8(1) : 81 - 104.
- [29]Falkenstein E G. Preferences for stock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings [J]. *The Journal of Finance* ,1996 ,51(1) : 111 - 135.
- [30]Badrinath S G ,Gay G D ,Kale J R. Patterns of institutional investment ,prudence ,and the managerial “safety-net” hypothesis [J]. *Journal of Risk and Insurance* ,1989 ,56(4) : 605 - 629.
- [31]Maug E ,Naik N. Herding and delegated portfolio management: The impact of relative performance evaluation on asset allocation [J]. *Quarterly Journal of Finance* ,2011 ,1(2) : 265 - 292.
- [32]Wermers R. Mutual fund herding and the impact on stock prices [J]. *The Journal of Finance* ,1999 ,54(2) : 581 - 622.
- [33]史永东,王谨乐. 中国机构投资者真的稳定市场了吗? [J]. *经济研究* ,2014 ,49(12) : 100 - 112.
Shi Yongdong ,Wang Jinle. Have the Chinese institutional investors really stabilized the market yet? [J]. *Economic Research Journal* ,2014 ,49(12) : 100 - 112. (in Chinese)
- [34]胡金焱,齐彬. 机构投资者与股市稳定性关系的实证研究——基于修正的系统广义矩估计分阶段动态面板数据分析 [J]. *经济学动态* ,2012 ,(10) : 82 - 86.
Hu Jinyan ,Qi Bin. An empirical study on the relationship between institutional investors and stock market stability: Analysis of staged dynamic panel data based on modified generalized moment estimation [J]. *Economic Perspectives* ,2012 ,(10) : 82 - 86. (in Chinese)
- [35]Dedman E. Executive turnover in UK firms: The impact of Cadbury [J]. *Accounting and Business Research* ,2003 ,33(1) : 33 - 50.

- [36] Neumann R, Voetmann T. Top executive turnovers: Separating decision and control rights [J]. *Managerial and Decision Economics*, 2005, 26(1): 25–37.
- [37] Wilson R. Informational economies of scale [J]. *The Bell Journal of Economics*, 1975, 6(1): 184–195.
- [38] Defond M L, Hung M. Investor protection and corporate governance: Evidence from worldwide CEO turnover [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(2): 269–312.
- [39] 赵震宇, 杨之曙, 白重恩. 影响中国上市公司高管层变更的因素分析与实证检验 [J]. *金融研究*, 2007, (8): 76–89.
Zhao Zhenyu, Yang Zhishu, Bai Chongen. Effects and empirical test on the factors influencing the change of senior management in Chinese listed companies [J]. *Finance Research*, 2007, (8): 76–89. (in Chinese)
- [40] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41–55.
- [41] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score [J]. *The American Statistician*, 1985, 39(1): 33–38.
- [42] Becker S O, Ichino A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores [J]. *The Stata Journal*, 2002, 2(4): 358–377.
- [43] Kato T, Long C. Executive turnover and firm performance in China [J]. *The American Economic Review*, 2006, 96(2): 363–367.
- [44] Becker S O, Ichino A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores [J]. *Stata Journal*, 2002, 2(4): 358–377.
- [45] 刘晓星, 张旭, 顾笑贤, 等. 投资者行为如何影响股票市场流动性? ——基于投资者情绪、信息认知和卖空约束的分析 [J]. *管理科学学报*, 2016, 19(10): 87–100.
Liu Xiaoxing, Zhang Xu, Gu Xiaoxian, et al. How does investor behavior affect stock market liquidity? Analysis of investor sentiment, information cognition and short-sale constraints [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(10): 87–100. (in Chinese)

Institutional investors, top management turnover and the fluctuation of stock price

WANG Jin-le¹, SHI Yong-dong^{1 2}

1. Economics Research Center of Applied Finance, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China;
2. School of Finance, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China

Abstract: Based on China's listed company data from 2004 to 2012, this paper studies institutional investors' corporate governance effect from the perspective of top management turnover, and tries to find out the influence mechanism of top management turnover events on stock volatility from the perspective of investor behavior. The empirical results show that: 1) For those companies which suffer losses, institutional investors evacuation can form a strong external pressure, forcing executives to leave. But for those companies which still remain profitable, institutional investor's pressure is not obvious. Overall, business performance has always been the main reason for top management turnover, and institutional investors in China have always played their part by "voting with their feet"; 2) Compulsory executive alteration is a negative signal to institutional investors, the new executive cannot restore the institutional investors' confidence in the stock holding; 3) The noise traders (small individual investors) tend to interpret executives turnover in companies suffering losses as good news, whose active buying enlarges the fluctuation of the stock price directly after the turnover happened.

Key words: institutional investors; corporate governance; top management turnover; stock price volatility