

并购败绩后撤换 CEO 吗?*

——我国上市公司内外部治理机制有效性检验

吴超鹏,叶小杰,吴世农

(厦门大学管理学院 福建 厦门 361005)

内容提要: 本文结合中国制度背景,首次从 CEO 实施价值损害型并购后是否被撤换的角度来考察公司内外部治理机制的有效性。实证检验发现:(1) 大约有三分之一的 CEO 在并购之后三年内被非自愿变更,其中被公司内部治理机制变更的 CEO 占 28%,而被公司外部治理机制也就是因公司控制权变更而撤换的 CEO 占 6%;(2) 并购公告前后的短期市场反应越差,CEO 在并购后 3~5 年内越可能被非自愿变更;(3) 同样实施价值损害型并购,民营企业 CEO 被变更的概率远高于国有企业,究其原因可能是民营企业的外部治理机制即公司控制权市场在约束 CEO 行为方面比国有企业有效。

关键词: 并购绩效; CEO 变更; 公司治理

中图分类号: F276 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2011)05—0046—10

一、引言

美国上市公司 CEO 因实施并购损害股东价值、最终被迫离职的案例越来越多(Lehn & Zhao, 2006)。但是,中国的上市公司 CEO 是否会因实施价值损害型并购而被撤换呢?公司治理在变更“劣 CEO”方面起什么作用,具体而言:如果 CEO 兼任董事长,或者 CEO 持有较多的股份,或者 CEO 资历较老,那么其在并购败绩后被撤换的概率是否降低呢?反之,如果公司董事会规模较小,独立董事比例较高,或者第一大股东持股比例较高,那么董事会是否在撤换“劣 CEO”方面更有效率呢?公司的外部治理机制(如公司控制权市场)和内部治理机制在变更“劣 CEO”方面所起的作用有何差异呢?民营企业和国有企业在对待“劣 CEO”方面有什么不同待遇吗?对于这些问题,目前研究鲜有涉及。

为此,本文通过考察我国 1998~2005 年间上市公司 CEO 所实施大型并购案的绩效与并购后三年内(稳健性检验还用并购后五年内) CEO 被非自愿变更之间的关系对上述问题做出回答,从而为我国上市公司制定有效的治理政策来约束管理层自利性并购行为,维护股东利益提供理论依据与决策借鉴。

二、理论分析与研究假设

从理论上,我们可以推测 CEO 所实施并购的绩效与 CEO 被变更概率两者之间应该呈现负相关关系,原因是:并购决策虽然是所有董事会成员作出的,但是议案一般是由 CEO 提出的,而且 CEO 负责对该并购案的尽职调查和监督,如果并购决策有误,其第一责任人就是 CEO。那么,对于 CEO 而言,他们是否有动因实施损害股东价值的并购呢? Jensen(1986)指出,CEO 为了构建商业帝国,扩大个

收稿日期:2011-02-22

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“基于知识产权保护视角的高科技公司财务行为研究”(71002042);福建省自然科学基金项目“知识产权保护对我国高科技企业发展的影响机制研究”(2010J05152);教育部人文社会科学研究项目“信息不对称、融资约束程度与资本配置效率”(09YJC630140)。

作者简介:吴超鹏(1979-),男,福建漳州人。博士,副教授,主要研究方向是公司财务和资本市场。E-mail: wuchaopeng@xmu.edu.cn;叶小杰(1986-),男,福建南安人。博士研究生,主要研究方向是公司财务与公司治理。E-mail: yexiaojie2005@163.com;吴世农(1956-),男,福建惠安人。博士,教授,主要研究方向是财务和资本市场。E-mail: snwu@xmu.edu.cn。

人权力,经常会将大量自由现金流用于进行损害股东价值的收购活动;Harford(1999)对企业并购的研究支持了CEO的自利型并购行为的存在。既然CEO有动因实施自利性并购,那么其并购产生的后果能否观测得到呢?如果市场是有效的,那么在并购公告日的市场反应就可以反映出该起并购损害股东价值的程度。既然并购绩效可以观测到,而且如果公司内外治理机制是有效的,则并购绩效较差的CEO将被治理机制惩罚而遭变更。因此,我们提出如下假设:

假设1:CEO实施并购后被变更的概率与该起并购公告的市场反应之间存在显著负相关关系。

假设1成立的前提是公司内外部治理机制是有效的。我们还可以进一步推断,公司内外部治理机制越有效,并购绩效与CEO变更之间的负相关关系就越强。因此,我们可以通过检验各种公司治理机制是否影响这一负相关关系来考察各种公司治理机制的有效性,进而构建研究假设。

前人研究表明,民营控股公司和国有控股公司的治理效率存在差异(白俊、王生年,2009;Alchian & Demsetz,1972)。我们可以推测,治理效率较高的民营控股公司更可能变更并购绩效较差的CEO。因此,我们提出如下假设:

假设2:民营控股公司的CEO实施并购后被变更的概率与该起并购公告的市场反应之间的负相关关系强于国有控股企业。

目前,公司治理文献一般认为,CEO兼任董事长导致董事会无法有效地监督CEO,不少实证证据都支持这一观点(Fama & Jensen,1983;Goyal & Park,2002)。国内一些研究也发现同样的现象(张俊生等,2005)。基于前人研究,我们可以推测,CEO兼任董事长将使CEO实施自利性并购后被变更可能性下降。因此,我们提出如下假设:

假设3:若CEO兼任董事长,则CEO实施并购后被变更的概率与该起并购公告的市场反应之间的负相关关系较弱。

董事会规模越大,越难有效地监督CEO自利性行为,其原因是:第一,董事会规模过大容易出现“搭便车”行为。不少研究指出,“大型”董事会的董事们不能坦率地纠正总经理的错误做法,这种搭便车行为致使董事会难以有效地监督管理层(Lipton

等,1992;朱秀丽,2007);第二,董事会规模扩大容易导致功能紊乱、效率低下。西方研究表明,董事会规模过大不利于董事之间的沟通和协调,决策的制定更为缓慢,关于经理层业绩的讨论更少(Lipton等,1992);第三,董事会规模过大容易导致董事会被CEO所把持。Alexander(1993)等人的研究表明,规模越大的董事会更具多样性、发生争吵的概率更大、成员更为分散。这使得CEO可以通过结盟、分化等策略来控制董事会。基于上述分析,可以推测,规模较大的董事会不能有效地监督CEO行为,无法撤换并购败绩的CEO。因此,我们提出如下假设:

假设4:董事会规模越大,则CEO并购后被变更的概率与该起并购公告市场反应之间的负相关关系越弱。

Fama & Jensen(1983)指出,通过授予外部独立董事选择、监督、考核及奖惩公司管理层的权力,可以部分地解决委托—代理问题。由于声誉机制的制约,外部独立董事更能够客观公正地进行监督,从而降低了代理成本。这一观点得到了不少实证证据的支持(Brickley,1994;Nguyen & Nielsen,2010)。此外,还有一些实证证据表明,独立董事在变更“劣CEO”方面扮演着重要作用(Weisbach,1988;Laux,2008)。我们可以推测,独立董事比例越高的董事会越能有效地监督CEO行为,更可能撤换并购败绩的CEO。因此,我们提出如下假设:

假设5:独立董事比例越高,则CEO并购后被变更的概率与该起并购公告市场反应之间的负相关关系越强。

CEO持有公司股份会产生两种公司治理效应:一是将CEO的个人收益与股东收益更好地绑定在一起,以此来减轻股东与管理层之间的委托—代理问题,高管持股产生了利益趋同效应(Demsetz,1983;王克敏等,2004);二是壕沟效应,即持股比例较高的CEO对董事会的控制力较强,特别是对于股权较分散的公司,这将导致董事会无法约束和监督位高权重的CEO(Hirshleifer等,1994)。不少实证证据都支持壕沟效应的存在(Denis,Denis & Sarin,1997)。根据上述分析,我们可以推知,由于利益趋同效应,持股比例较高的CEO更不可能实施价值损害型并购,但是,如果给定CEO已经实施了价值损害型并购,那么由于壕沟效应的存在,其被变更的

可能性将会大大降低。因此,我们提出如下假设:

假设6: CEO持股比例越高,CEO实施并购后被变更的概率与该起并购公告的市场反应之间的负相关性越弱。

中国上市公司通常有一个绝对控股或相对控股的大股东,出于经济利益的考虑,控股股东的存在对CEO的监督作用应该比较强,他们会减少管理者的投机行为,从而在公司价值受到损害时迫使管理者辞职(白俊等,2009;李维安等,2006)。我们可以推知,公司第一大股东持股比例越高,大股东对CEO自利型并购行为的约束作用越强。因此,我们提出如下假设:

假设7: 第一大股东持股比例较高的公司,CEO实施并购后被变更的概率与该起并购公告的市场反应之间的负相关性较强。

公司治理研究者一般认为,分散的股权结构导致小股东“搭便车”行为,无法对公司CEO实施有效的监督。反之,第二大至第十大股东持股集中度比例的增加,不仅可以起到制衡第一大股东的作用,降低控股股东实施“隧道行为”的可能性,并且能更好地监督职业经理人的自利行为,从而提高公司价值(白重恩等,2005;耿锁奎等,2005)。我们可以预期,第二大至第十大股东持股集中度越高,股东对CEO的监督作用较强,所以,更可能撤换实施价值损害型并购的CEO。因此,我们提出如下假设:

假设8: 第二大至第十大股东持股集中度较高的公司,CEO实施并购后被变更的概率与该起并购公告的市场反应之间的负相关性较强。

三、研究设计

1、样本数据

在实证研究中,本文以1998年1月1日~2005年12月31日中国沪、深两市上市公司所实施的并购事件为初始样本,共9519起并购事件。只取2005年底以前的并购事件是因为我们需要有三年的时间(稳健性检验中取五年)来考察CEO是否在并购后一段时期内被非自愿变更。在原始样本的基础上,按如下标准进一步进行筛选:(1)并购公司在并购公告前后时间窗口内的股票收益数据可获得;(2)目标公司可以是上市公司、非上市公司或上市公司子公司,标的物为目标公司股权;(3)并购交

易金额与并购公告前第30个交易日并购公司流通市值之比不少于10%,以确保该并购事件的重要性;(4)并购双方不存在关联关系;(5)并购双方都不是金融类公司;(6)并购公司的CEO变更信息可获得;(7)同一公司的同一CEO如果实施两起或两起以上满足上述条件的并购案,则取第一起为研究对象。根据上述标准,我们筛选得到112家上市公司的112位CEO所实施的112起并购事件,其中包括71家国有上市公司和41家民营上市公司。研究所需数据均来自CSMAR数据库,并查询三大证券报进行核对。

2、模型构建与相关变量计算

为了检验并购绩效和CEO变更概率之间的关系,本文构建了Logit模型:

$$prob(\text{CEO 变更}) = \exp(\alpha + \beta X) / [1 + \exp(\alpha + \beta X)] \quad (1)$$

其中, X 是自变量,包括并购公告前后的累计超额收益(CAR)、产权性质哑变量、治理结构变量、CEO年龄和任期、并购前、后三年公司财务业绩和并购规模等。模型(1)可检验哪个变量对CEO变更作用比较大,并且可以通过加入并购绩效CAR与治理变量的交乘项来考察各治理变量是否影响并购绩效与CEO变更概率之间的关系。以下对模型中的变量进行说明:

(1) CEO变更的定义。本文将“CEO变更”定义为:因内部治理机制约束、公司控制权转移或公司破产而导致CEO被非自愿地变更。借鉴Lehn & Zhao(2006)的划分标准,因内部治理机制约束所导致的CEO变更包括CEO被董事会解聘或降职(例如由总经理被降为副总经理)以及CEO被变更时年龄在60岁以下,且变更公告中未明确指明是因身体原因、个人原因、转任董事长或另一公司的CEO等其他相当职务。因控制权转移导致的CEO变更按如下方法确定:若在CEO的任期中,公司第一大股东发生了变更,而且CEO因此而被变更,即归入该类。该信息从样本公司的董事会公告中获得。由此,我们获得CEO变更哑变量,若并购公司CEO在实施并购三年内被非自愿变更,则该变量取1,否则取0。

根据CEO变更情况及控股股东性质,我们对112位CEO进行了分类,如表1所示。

表1 样本分布

	总样本 (N=112)	国有企业 (N=71)	民营企业 (N=41)
并购后三年内 CEO 未被变更	74	48	26
并购后三年内 CEO 被变更	38	23	15
[1]内部治理导致的 CEO 变更	31	22	9
[2]控制权转移导致的 CEO 变更	7	1	6
并购三年之后 CEO 被变更	6	5	1

(2) 自变量的定义和计算。模型(1)中解释变量和控制变量的定义和计算如表2所示。

四、实证研究结果及分析

1、并购的市场反应分析

并购公告日前后窗口的累计超额收益率如表3所示。表3A栏中,我们分析这112起并购案的市场反应,并对比CEO未被变更的子样本和CEO被变更的子样本的市场反应差异。结果表明,(1)CEO被变更的公司所从事的并购,市场反应明显较差;(2)从并购公告日的市场反应来看,CEO未

表2 模型解释变量和控制变量的定义和计算

A 栏: 解释变量	
累计超额收益 CAR	本文以市场模型法来计算超额收益 AR,即: $AR_{it} = R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{mt}$,其中 α_i 和 β_i 是采用并购公告日前330个交易日到前31个交易日,即时间窗口 $[-330, -31]$ 进行估计的。时间窗口 $[t_1, t_2]$ 的各交易日的 AR_{it} 之和即为累计超额收益 CAR
产权性质哑变量	若公司实际控制人为个人则取1,若公司实际控制人为政府机构则取0
CEO/董事长	CEO兼任董事长取1,否则取0。取值时点为:若公司CEO变更,则取最接近于CEO变更公告时点的治理指标;若公司CEO未变更,则取最接近于并购公告时点的治理指标。B栏和C栏中的其他治理变量都按此方法确定取值时点
董事会规模	董事会人数
独立董事比例	独立董事人数除以董事会人数
第一大股东持股比例	公司第一大股东及其关联股东持股比例
第二至第十大股东持股集中度	除第一大股东及其关联股东之外的前十大股东持股比例平方和的自然对数
CEO 持股比例	CEO 持股比例
B 栏: 控制变量	
CEO 年龄	实施并购当年 CEO 的年龄
CEO 任期	实施并购当年 CEO 已担任现职时间
并购规模	并购交易金额与并购公告前30天并购公司流通市值之比
并购前三年 BHAR	并购公司自并购公告前三年到公告前31天经过市场收益调整在购买一持有超额收益
并购后三年 BHAR	并购公司自并购完成后31天到完成后三年经过市场收益调整在购买一持有超额收益
并购前三年 ROA	并购公司在并购公告之前三年,即 $t = [-3, -1]$ 的平均 ROA 减去同期行业平均 ROA
并购后三年 ROA	并购公司在并购完成之后三年的平均 ROA 减去同期行业平均 ROA
并购前三年 ROE	并购公司在并购公告之前三年的平均 ROE 减去同期行业平均 ROE
并购后三年 ROE	并购公司在并购完成之后三年的平均 ROE 减去同期行业平均 ROE
并购前三年总资产增长率	并购公司在并购公告之前三年的平均总资产增长率减去同期行业平均总资产增长率
并购后三年总资产增长率	并购公司在并购完成之后三年的平均总资产增长率减去同期行业平均总资产增长率

被变更的公司所从事的并购,其市场反应不仅显著高于因内部治理导致 CEO 被变更的样本,而且也高于因控制权转移导致 CEO 被变更的样本,但后者在统计上不显著;(3) CEO 未被变更的公司所从事的

并购,其市场反应都高于 CEO 被变更的子样本。这进一步说明,若 CEO 所实施并购的市场反应越差,CEO 越容易被变更。

表3 并购公告日前后窗口的累计超额收益率

公告日前后的时间窗口	[0]	[-2,2]	[-5,5]	[-5,10]	[-5,20]	[-20,20]
A 栏: 总样本						
总样本(N=112)	0.47%* (1.96)	-0.02% (-0.05)	0.11% (0.19)	0.06% (0.10)	-0.28% (-0.34)	0.26% (0.20)
[1]CEO 未被变更(N=74)	0.87%*** (2.74)	0.65% (1.13)	0.74% (1.06)	0.72% (0.88)	0.56% (0.52)	1.00% (0.57)
[2]CEO 被变更(N=38)	-0.31% (-0.10)	-1.33%** (-2.14)	-1.13% (-1.38)	-1.21% (-1.33)	-1.92% (-1.62)	-1.18% (-0.67)
[3]内部治理导致的 CEO 变更(N=31)	-0.23% (-0.73)	-1.28%* (-1.74)	-0.81% (-0.86)	-0.74% (-0.74)	-1.04% (-0.80)	0.27% (0.12)
[4]控制权转移导致的 CEO 变更(N=7)	-0.65% (-0.65)	-1.56% (-1.54)	-2.57% (-1.62)	-3.30% (-1.52)	-5.85%* (-2.24)	-5.75%** (-2.60)
平均差 [1] - [2]	1.18%*** (2.65)	1.98%** (2.33)	1.88%* (1.73)	1.93% (1.47)	2.49% (1.44)	2.18% (0.79)
平均差 [1] - [3]	1.10%*** (2.45)	1.93%* (1.90)	1.56% (1.25)	1.46% (1.03)	1.60% (0.86)	0.56% (0.18)
平均差 [1] - [4]	1.52% (1.41)	2.21%* (1.90)	3.31%* (1.91)	4.02% (1.73)	6.41%* (1.78)	6.58% (1.15)
B 栏: 国有企业样本						
国有企业样本(N=71)	0.43% (1.47)	-0.09% (-0.16)	0.32% (0.50)	0.26% (0.33)	0.13% (0.12)	-0.09% (0.04)
[5]CEO 未被变更(N=48)	0.67%* (1.73)	0.13% (0.17)	0.46% (0.53)	0.23% (0.21)	0.25% (0.17)	-1.27% (-0.05)
[6]CEO 被变更(N=23)	-0.08% (-0.22)	-0.56% (-0.78)	0.03% (0.04)	0.34% (0.33)	-0.12% (-0.08)	0.55% (0.21)
平均差 [5] - [6]	0.75% (1.39)	0.69% (0.64)	0.43% (0.35)	-0.11% (-0.08)	0.37% (0.15)	-0.68% (-0.17)
C 栏: 民营企业样本						
民营企业样本(N=41)	0.54% (1.28)	0.10% (0.15)	-0.27% (-0.27)	-0.28% (-0.27)	-0.99% (-0.88)	0.56% (0.37)
[7]CEO 未被变更(N=26)	1.23%** (2.24)	1.61%* (2.20)	1.26% (1.04)	1.62% (1.30)	1.14% (0.83)	2.60% (1.39)
[8]CEO 被变更(N=15)	-0.66% (-1.20)	-2.51%** (-2.32)	-2.93%* (-1.93)	-3.59%** (-2.35)	-4.69%*** (-2.99)	-2.96% (-1.19)
平均差 [7] - [8]	1.89%** (2.26)	4.12%*** (3.25)	4.19%** (2.12)	5.21%** (2.59)	5.83%** (2.69)	5.56%** (1.79)

注:***, ** 和 * 分别指 1%, 5% 和 10% 的显著性水平。

表3的B栏和C栏中,进一步将总样本按照控股股东性质区分为国有企业样本(B栏)和民营企业样本(C栏)。我们发现,对于国有企业,CEO 被变更和未被变更的公司,其并购市场反应并无显著差异;但是对于民营企业,CEO 被变更和未被变更

的公司,其并购市场反应存在显著差异,显著性水平都高于5%。

2、单变量分析

从理论上讲,CEO 实施价值损害型并购之后是否被变更的影响因素,不仅包括产权性质,还应包

括公司治理结构特征以及并购特征。为此,我们采用单变量分析方法来进行实证检验。首先,我们按照并购公告前 2 个交易日到后 2 个交易日的累计超额收益 CAR[-2,2]为正值或负值,将总样本划分为价值创造型并购和价值损害型并购,然后在这两组中分别按照 CEO 是否被变更进一步再分两组。我们将对比 CEO 从事价值损害型并购后被变更的样本,和 CEO 从事价值损害型并购后却不被变更的样本,观察其公司治理结构是否存在差异,由此来推断这些治理机制能否在 CEO 实施价值损害型并购时起到变更 CEO 的作用。相关分析结果如表 4 所示。表 4A 栏列示的实证结果表明,CEO 从事价值损害型并购后被变更的样本和不被变更的样本,其公司治理结构并不存在显著的差异。但是,表 4B 栏的第二列却显示,同样是从事价值损害型并购,CEO 被变更的样本组中有 48% 的公司属于民营企

业,这一比例显著高于 CEO 不被变更的样本组,该组中仅有 23% 的公司属于民营企业。这说明,同样是实施价值损害型并购,民营企业 CEO 被变更的概率高于国有企业。

除了上述变量外,我们还从理论上对 CEO 从事价值损害型并购后被变更样本和不被变更样本的并购特征以及 CEO 特征差异进行了预测,然后在表 4B 栏中进行实证检验。从结果中我们可以看出,CEO 是否被变更与并购规模、CEO 年龄、CEO 任期及公司并购前后的业绩都无关。综上,单变量分析结果显示,同样是实施价值损害型并购,民营企业 CEO 被变更的概率远高于国有企业,但是,公司治理结构特征却与 CEO 从事价值损害型并购后被变更概率无关,但因未控制其他变量的影响,故还需进行 Logit 回归分析和 Cox 回归分析才能得到更稳健的实证证据。

表 4 CEO 实施价值损害型并购后被变更影响因素的单变量分析

A 栏 公司治理结构单变量分析						
样本按 CAR[-2,2]分组	CEO/董事长	董事会规模	独立董事比例	第一大股东持股比例	第 2-10 大股东持股集中度	CEO 持股比例
价值损害型并购(N=53)	0.11	9.68	0.241	0.378	-5.02	0.00
CEO 被变更(23)	0.13	9.26	0.235	0.371	-4.66	0.00
CEO 未被变更(30)	0.10	10.00	0.246	0.384	-5.30	0.00
差异	0.03 (0.34)	-0.74 (-1.13)	-0.011 (-0.22)	-0.013 (-0.27)	0.64 (0.918)	0.00 (-1.21)
价值创造型并购(N=59)	0.07	9.95	0.27	0.39	-4.94	2.1E-05
CEO 被变更(15)	0.07	10.07	0.18	0.345	-4.46	1.4E-05
CEO 未被变更(44)	0.07	9.91	0.29	0.404	-5.11	2.4E-05
差异	-0.002 (-0.02)	0.16 (0.22)	-0.11*** (-2.84)	-0.058 (-1.14)	0.65 (0.853)	-1E-05 (-0.71)
B 栏 并购特征和 CEO 特征单变量分析						
样本按 CAR[-2,2]分组	产权性质哑变量	并购规模	CEO 年龄	CEO 任期	并购前 3 年购买持有超额收益	并购后 3 年购买持有超额收益
价值损害型并购(N=53)	0.34	0.22	43.19	2.00	0.228	0.054
CEO 被变更(23)	0.48	0.27	42.83	2.10	0.384	-0.038
CEO 未被变更(30)	0.23	0.19	43.47	1.92	0.108	0.125
差异	0.245* (1.894)	0.08 (1.66)	-0.641 (-0.336)	0.18 (0.369)	0.276 (1.11)	-0.163 (-1.25)
价值创造型并购(N=59)	0.39	0.32	44.05	5.30	-0.07	0.02
CEO 被变更(15)	0.27	0.23	43.20	1.72	-0.078	-0.11
CEO 未被变更(44)	0.43	0.35	44.34	6.51	-0.066	0.06
差异	-0.16 (-1.13)	-0.11 (-0.98)	-1.14 (-0.57)	-4.79 (-0.90)	-0.012 (-0.12)	-0.17 (-1.09)

注:***, ** 和 * 分别指 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

3、Logit 模型回归分析

Logit 回归模型如模型(1)所示。模型因变量是CEO 在实施并购后三年是否被变更哑变量,自变量是并购公告前2个交易日至后2个交易日内累计超额收益 CAR、公司治理变量、并购特征变量,以及公司治理变量或并购特征变量与 CAR 的交乘项。模型的估计结果如表5所示。表5的列1中未加入任何控制变量,我们发现,CEO 所实施并购的绩效 CAR 与其是否被变更之间存在显著负相关关系。根据列1的系数进行估算,并购事件的累计超额收益每下降1%,CEO 被变更的概率就会增加2.2%。列2是在列1的基础上加入CEO 年龄、CEO 任期、并购规模、并购前三年购买持有超额收益和并购后三年购买持有超额收益,结果表明,CEO 所实施并购的短期市场反应 CAR 和长期市场反应(即并购后三年购买持有超额收益 BHAR) 都与其是否被变更呈显著负相关关系,而其他变量的回归系数均不显著,这一结果支持假设1。列3中,我们还加入了CEO 年龄、CEO 任期、并购规模、并购前三年购买持有超额收益与 CAR 的交乘项。结果发现,这些变量均不影响 CEO 实施价值损害型并购后被变更的概率。列4~列6是在列1~列3的基础上加入产权性质哑变量,以及其与 CAR 的交乘项。我们发现,累计超额收益 CAR 的回归系数变不显著,但产权性质哑变量与 CAR 的交乘项则显著为负。这表明,对于民营企业而言,CEO 所实施的并购绩效 CAR 与其是否被变更之间呈显著负相关关系。以列4的

参数进行估计,民营企业 CEO 并购绩效 CAR 每下降1%,CEO 被变更的概率就会增加7.86%;而国有企业 CEO 并购的 CAR 下降1%,CEO 被变更的概率才增加0.64%,统计上不显著,这一结果支持假设2。表5中的列7、列8、列9、列10、列11、列12分别检验了公司治理结构对 CEO 实施价值损害型并购后被变更概率的影响。结果表明,CEO 兼任董事长、董事会规模、独立董事比例、第一大股东持股比例、第二大至第十大股东持股集中度,以及 CEO 持股比例对 CEO 实施价值损害型并购后被变更概率均无显著影响。这些结果与假设3~假设8不一致,对于这一结果有两种可能解释:一是因为公司的股权结构和董事会治理不能起到变更“劣 CEO”的作用;二是因为基于 Lehn & Zhao(2006)提出的“公司治理内生性假说”,不同公司的治理结构虽然存在差异,但都是公司根据价值最大化原则做出的选择,不同的治理结构都能起到撤换“劣 CEO”的作用。为了检验民营企业与国有企业 CEO 实施价值损害型并购后被变更概率的差异是否因为两类企业治理结构差异所引起的,列13还在列5的基础上加入了所有治理变量以及其与并购绩效 CAR 的交乘项。结果发现,控制了民营企业与国有企业的治理结构差异后,民营企业的 CEO 若从事价值损害型并购,其被变更的概率仍比国有企业大。可见,并非治理结构的差异导致民营企业与国有企业在变更“劣 CEO”方面存在差异。

表5 CEO 并购绩效与被变更概率之间关系的 Logit 回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
截距	-0.702*** (-3.40)	0.119 (0.08)	-0.831** (-2.33)	-0.742*** (-2.91)	-0.778 (0.40)	-0.905** (-2.24)	0.140 (0.10)	0.516 (0.32)	0.428 (0.29)	0.216 (0.15)	0.206 (0.14)	-0.114 (-0.08)	0.689 (0.30)
CAR [-2,2]	-9.927** (-2.07)	-10.262* (-1.95)	-0.743 (-0.07)	-2.950 (-0.56)	-3.518 (-0.62)	14.67 (1.03)	-10.38* (-1.89)	-29.903 (-1.15)	-2.34 (-0.34)	-7.266 (-0.55)	-13.090 (-1.18)	-10.900** (-1.93)	-29.301 (-0.83)
CEO 年龄		-0.018 (-0.57)	-0.087 (-0.38)		-0.003 (-0.07)	0.004 (0.02)	-0.019 (-0.60)	-0.015 (-0.46)	-0.014 (-0.43)	-0.012 (-0.37)	-0.009 (-0.26)	-0.014 (-0.43)	0.016 (0.41)
CEO 任期		-0.027 (-0.62)	-0.021 (-0.40)		-0.019 (-0.47)	-0.012 (-0.28)	-0.026 (-0.61)	-0.033 (-0.68)	-0.022 (-0.50)	-0.026 (-0.61)	-0.025 (-0.63)	-0.031 (-0.70)	-0.018 (-0.40)
并购规模		0.066 (0.09)	0.836 (0.80)		-0.085 (-0.12)	0.854 (0.80)	0.082 (0.11)	-0.008 (-0.01)	0.294 (0.36)	0.090 (0.122)	0.002 (0.00)	0.087 (0.12)	0.056 (0.06)
并购前三年 BHAR		0.343 (1.13)	0.266 (0.63)		0.314 (0.99)	0.278 (0.63)	0.346 (1.14)	0.294 (0.95)	0.232 (0.77)	0.368 (1.19)	0.356 (1.13)	0.391 (1.25)	0.216 (0.58)
并购后三年 BHAR		-0.839* (-1.73)	-0.796 (-1.58)		-0.989* (-1.91)	-0.912* (-1.74)	-0.850* (1.73)	-0.955* (-1.87)	-0.795 (-1.50)	-0.835* (-1.70)	-0.904* (-1.83)	-0.789* (-1.65)	-0.895 (-1.59)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
CEO 年龄 × CAR[-2,2]			-1.12 (-1.29)			4.098 (0.59)							
CEO 任期 × CAR[-2,2]			-2.495 (-0.82)			-3.502 (-1.01)							
并购规模 × CAR[-2,2]			-34.362 (-0.95)			-43.378 (-1.08)							
并购前三年 BHAR × CAR[-2,2]			-7.703 (-0.73)			-7.549 (-0.67)							
并购后三年 BHAR × CAR[-2,2]			11.576 (0.89)			23.822 (1.55)							
产权性质哑变量				-0.003 (-0.01)	0.115 (0.22)	0.065 (0.12)							0.180 (0.286)
产权性质哑变量 × CAR[-2,2]				-33.20** (-2.19)	-32.94** (-2.16)	-41.76** (-2.44)							-33.506* (-1.78)
CEO/董事长							0.287 (0.33)						0.050 (0.05)
CEO/董事长 × CAR[-2,2]							4.074 (0.18)						-12.012 (-0.45)
董事会规模								-0.054 (-0.53)					-0.100 (-0.85)
董事会规模 × CAR[-2,2]								2.005 (0.77)					4.179 (1.15)
独立董事比例									-2.412* (-1.70)				-3.471** (-2.00)
独立董事比例 × CAR[-2,2]									-39.380 (-1.52)				-12.284 (-0.36)
第一大股东 持股比例										-0.947 (-0.73)			1.526 (0.73)
第一大股东持股 比例 × CAR[-2,2]										-7.115 (-0.21)			-119.06* (-1.73)
第二大至第十大 股东持股集中度											0.100 (1.10)		0.195 (1.38)
第二大至第十大 股东持股集中度 × CAR[-2,2]											-0.829 (-0.36)		-7.117 (-1.61)
CEO 持股比例												2314.553 (0.68)	-173.669 (-0.05)
CEO 持股比例 × CAR[-2,2]												53932.53 (0.68)	-4056.34 (-0.05)
LR - R ² (%)	4.74	11.03	15.41	11.64	17.68	23.64	11.14	12.19	14.97	11.59	12.38	14.1	29.57
模型 VIF	1	1.06	1.94	1.30	1.25	2.01	1.16	6.58	1.54	2.65	2.06	1.83	6.67
样本数量	112	112	112	112	112	112	112	112	112	112	112	112	112

注: ***, ** 和 * 分别指 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

4、稳健性检验

我们考虑了以下几方面因素对结论稳健性的影响:(1)本文对CEO变更的观测止于2008年12月31日。也就是说,如果公司CEO在2008年底之后被变更,我们将无法观测到。为了解决这种“数据删失问题”,我们还采用Cox模型生存分析来重新检验,结果与Logit模型的结果一致;(2)我们考察了公司治理机制对并购短期绩效不佳的CEO被撤换概率的影响,在稳健性检验中我们还进一步探讨公司治理机制对并购长期绩效不佳的CEO被撤换概率的影响。结果同样表明,相比于国有企业,民营企业CEO并购长期绩效不佳更易被撤换,而董事会特征和股权结构均不影响长期绩效不佳的CEO被撤换的概率。此外,考虑到不同公司因CEO被变更时间不同而有不同的考察期间,我们还按照公司的不同考察期间对BHAR进行几何平均,从而计算出月平均购买一持有超额收益。结果发现,采用月平均购买一持有超额收益来度量并购的长期绩效,主要实证结论仍然不变;(3)考虑到不仅并购绩效会影响CEO变更,公司业绩同样对CEO变更与否具有解释能力,我们还在回归方程增加如下控制变量:并购前后三年内经过行业均值调整过的总资产收益率(Adj-ROA)、净资产收益率(Adj-ROE)、总资产增长率(Adj-Growth)。控制这些指标后,本文结论保持不变;(4)本文还考察了CEO在实施并购后五年内被变更的概率与并购绩效及公司治理

的关系,发现实证结论保持不变。

五、结论与启示

撤换业绩不佳的CEO是公司内外各种治理机制发挥监督作用的重要表现(Lel,2008)。本文通过考察1998~2005年间我国上市公司CEO所实施大型并购的绩效与CEO是否在并购后3~5年内被撤换之间的关系,来检验我国公司各种治理机制的有效性。我们发现,大约有三分之一的CEO在并购之后三年内被非自愿变更,其中被公司内部治理机制变更的CEO占28%,而被公司外部治理机制也就是因公司控制权变更而撤换的CEO占6%。并购公告前后的短期市场反应与CEO被变更概率之间呈现显著的负相关关系。但是,这一负相关关系仅存在于民营企业中,在国有企业样本中并不存在;而公司股权结构和董事会治理变量均不影响这一负相关关系。

本文的研究结论对当前上市公司治理改革有如下两点启示:一是国有企业公司治理改革的重点应该放在增加国有企业控制权市场竞争方面;二是民营企业的CEO虽受到较为严格的监督,但由于过度自信或者是能力不足,使其客观上实施了一些损害股东价值的并购(Roll,1986;吴超鹏等,2008)。因此,民营企业公司治理改革的未来方向是设计合理的治理机制来监督和约束过度自信的管理层。

参考文献:

- [1]Alchian, A., Demsetz, H. Production, Information Costs, and Economic Organization[J]. American Economic Review, 1972, 62 (12).
- [2]Alexander, J. A., Fennell, M. L., Halpern, M. T. Leadership Instability in Hospitals: The Influence of Board - CEO Relations and Organization Growth and Decline[J]. Administrative Science Quarterly, 1993, 38 (1).
- [3]Brickley, J. A., Coles, J. L., Terry, R. L. Outside Directors and the Adoption of Poison Pills[J]. Journal of Financial Economics, 1994, 35 (3).
- [4]Chang, E. C., Wong S. M. Governance with Multiple Objectives: Evidence from Top Executive Turnover in China[J]. Journal of Corporate Finance, 2009, 15 (2).
- [5]Demsetz, H. The Structure of Ownership and the Theory of the Firm[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26 (2).
- [6]Denis, D. J., Denis, D. K., Sarin, A. Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification[J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (1).
- [7]Fama, E. F., Jensen, M. C. Separation of Ownership and Control[J]. Journal of Law and Economics, 1983, (26).
- [8]Goyal, V. K., Park, C. W. Board Leadership Structure and CEO Turnover[J]. Journal of Corporate Finance, 2002, (8).
- [9]Harford, J. Corporate Cash Reserves and Acquisitions[J]. Journal of Finance, 1999, 54 (6).
- [10]Hirshleifer, D. A., Thakor, A. V. Managerial Performance, Boards of Directors and Takeover Bidding[J]. Journal of Cor-

porate Finance ,1994 ,1 (1) .

[11]Jensen , M. C. Agency Costs of Free Cash Flow , Corporate Finance , and Takeovers [J]. American Economic Review , 1986 ,76 (2) .

[12]Laux , V. Board Independence and CEO Turnover [J]. Journal of Accounting Research , 2008 ,46 (1) .

[13]Lehn , K. M. , Zhao , M. X. CEO Turnover after Acquisitions: Are Bad Bidder Fired [J]? The Journal of Finance , 2006 , 61 (8) .

[14]Lel , U. , Miller , D. P. International Cross - Listing , Firm Performance , and Top Management Turnover: A Test of the Bonding Hypothesis [J]. The Journal of Finance , 2008 , 63 (4) .

[15]Lipton , M. , Lorsch , J. W. A Modest Proposal for Improved Corporate Governance [J]. The Business Lawyer , 1992 , (48) .

[16]Nguyen , B. D. , Nielsen , K. M. The Value of Independent Directors: Evidence from Sudden Deaths [J]. Journal of Financial Economics , 2010 , (98) .

[17]Roll , R. The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers [J]. Journal of Business , 1986 , (59) .

[18]Weisbach , M. Outside Directors and CEO Turnover [J]. Journal of Financial Economics , 1988 , (20) .

[19]白俊 ,王生年. 国有股权的有效性: 来自中国上市公司的证据 [J]. 北京: 经济管理 2009 (5) .

[20]白重恩 ,刘俏 ,陆洲 ,宋敏和张俊喜. 中国上市公司治理结构的实证研究 [J]. 北京: 经济研究 2005 (5) .

[21]耿锁奎 ,葛开明 ,段正梁. 上市公司股权制衡水平与财务风险关系的实证研究 [J]. 北京: 经济管理 2005 (1) .

[22]李维安 ,李汉军. 股权结构、高管持股与公司绩效——来自民营上市公司的证据 [J]. 天津: 南开管理评论 2006 9 , (5) .

[23]王克敏 ,陈井勇. 股权结构、投资者保护与公司绩效 [J]. 北京: 管理世界 2004 (7) .

[24]吴超鹏 ,吴世农 ,郑方镛. 管理者行为与连续并购绩效的理论及实证研究 [J]. 北京: 管理世界 2008 (7) .

[25]张俊生 ,曾亚敏. 董事会特征与总经理变更 [J]. 天津: 南开管理评论 2005 8 (1) .

[26]朱秀丽. 总经理更换、公司治理和经理人员寻租行为——来自上市公司总经理更换当年投资决策的经验证据 [J]. 北京: 经济管理 2007 (23) .

Does Bad Bidder Fired after Acquisition?

——Testing the Efficiency of Corporate Governance in Chinese Listed Companies

WU Chao-peng , YE Xiao-jie , WU Shi-nong

(School of Management of Xiamen University , Xiamen , Fujian , 361005 , China)

Abstract: In this paper , we examine the efficiency of corporate governance by testing CEOs' turnover after bad bids. We find that: one third of CEOs of acquiring firms are replaced within 3 years , including 28% by internal governance , 6% by takeovers; (2) A significant inverse relation exists between bidder returns and the likelihood of CEO turnover; (3) This inverse relation is stronger for private-owned enterprises , while weaker for state-owned enterprises. This is consistent with the fact that CEOs of private-owned enterprises is more disciplined by market for corporate control.

Key Words: acquisition performance; CEO turnover; corporate governance

(责任编辑: 弘 毅)