

媒体评价、声誉治理与投资者权益保护

陈红 杨鑫瑶 尹树森

(中南财经政法大学 金融学院,湖北 武汉 430073)

摘要:本文以2008~2011年间A股上市公司为主要研究对象,基于媒体曝光的视角,将具体化的股东声誉和公司声誉作为逻辑切入点,探讨媒体发挥公司治理职能的新途径——声誉治理。实证结果表明,大众媒体通过披露上市公司的信息,形成股东和企业声誉,以声誉机制为途径,媒体监督能够有效制约大股东的利益掏空行为。股东声誉指标越接近,上市公司知名度越高,大股东利益侵占金额就越小,上市公司违规行为也越少。为加强上市公司的声誉治理,应引导大众媒体的健康发展,加强对上市公司违规事件的曝光,引入机构投资者和战略投资者,并抑制大股东权力的过度集中。

关键词:媒体评价;声誉机制;投资者权益保护;公司治理;企业声誉

中图分类号:F272-05 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2014)01-0104-09

从20世纪90年代开始,以La Porta为代表的西方学者对美国以外的世界各国公司治理问题进行系统研究后发现,在转轨经济或新兴国家中存在着大量的股权相对集中或高度集中的上市公司^[1]。当控制权和现金流权发生偏离时,大股东就具有了进行利益输送的自利动机。股权集中型公司治理理论的研究重点在于缓解大股东与小股东的委托代理问题,即第二类委托代理问题,其研究主要集中于公司内部股东之间的权力制衡。然而,陈国进基于我国股权集中型上市公司的研究发现,公司内部股东之间存在着巨大的控制权差距,未能形成有效的制衡力^[2]。为解决这个问题,学者们开始注重除公司内部在股权制衡以外的公司治理机制的研究。

一、文献综述

大众媒体对公司治理的影响,是近年来国内外公司治理研究的一个热点。大多数文献以媒体评价所积累起来的声誉为切入点,围绕着公司声誉和高管声誉两个维度展开声誉机制对公司治理的研究。

收稿日期:2013-10-15

基金项目:国家社会科学基金项目“终极控制权、大股东掏空与投资者保护”(11BJY149);教育部新世纪人才支持项目“公司控制权与投资者保护”(NCET-12-0984);中南财经政法大学研究生实践创新项目“股东声誉、权力制衡与媒体监督”(2013S0404)

作者简介:陈红(1970—),女,浙江湖州人,中南财经政法大学金融学院教授,博士生导师;

杨鑫瑶(1982—),女,河南郑州人,中南财经政法大学金融学院博士生;

尹树森(1989—),男,广东东莞人,中南财经政法大学金融学院硕士生。

就公司声誉而言,大多数文献肯定了媒体评价在公司治理方面的积极效应。Dyck 研究发现,在发达国家,由于信息环境透明度较高,企业声誉得到广泛关注^[3]。针对外部环境对公司治理的效果,贺建刚研究表明,在信息透明度较高的经营环境下,上市公司资源错配和控制权私人利益水平均较低,媒体所发挥的公司治理效果较好^[4]。Diamond 针对发展中国家和新兴市场的公司治理研究发现,由于企业融资普遍存在约束,良好的声誉也可以帮助企业以较低的成本获取更多外部资金。因此,越来越多的企业把声誉看成是一种资产,即声誉资产^[5]。李培功研究发现,媒体对上市公司的批评,会引起行政机构的注意,增加企业违规行为被揭发的概率,从而对企业的声誉造成负面影响^[6]。Karpoff 的研究表明,这种因上市公司负面报道所导致的公司损失甚至要比受法律处罚所导致的损失大得多^[7]。而关于企业声誉的公司治理途径,于忠泊研究发现,媒体评价实际上是一种无形压力,这种压力会通过资本市场对公司治理造成影响^[8],进而在投资者保护方面起积极作用。

媒体评价除了形成公司声誉外,还形成了公司高管声誉。近年来,国内外关于高管声誉的研究主要围绕着企业管理者、董事和独立董事等多个维度展开。Dyck、Liebman 等学者的研究发现,大众媒体所揭示有关企业的重要信息,以及高管对自身声誉的维护会警示他们迅速采取正确的行动,管理者更加重视自身行为的合规程度,公司治理更加规范^{[3][9]};Joe 基于董事会声誉的研究表明,大众媒体更为关注的上市公司,董事会的行动更为迅速,运行效率更高^[10]。此外,Fama 关于媒体评价影响独立董事声誉的研究结果发现,追求良好的声誉对于独立董事制度的存在和发挥作用有积极的效应^[11]。徐莉萍针对高管声誉的公司治理途径的研究发现,媒体对高管的关注程度越高,中小股东的信息风险越低,更乐于参与公司决策,其自身意见更有可能在分类表决中得到体现,公司治理效果更好^[12]。

也有学者对媒体的治理功能持怀疑态度,王海东认为媒体报道的信息通常要经过选择加工,内容可能带有感情化的偏误,同样的信息在不同的社会规范下可能会有完全相反的效果^[13]。媒体的可信性未能令人信服,与之相对应的是,以媒体评价为基础建立起来的声誉治理效果的不确定性。徐浩萍基于中国资本市场的研究发现,声誉机制的作用未能得到显著的普遍适用性^[14]。Fang 研究指出,部分低声誉公司股票,特别是所有权集中和分析师很少的小公司,业绩强于媒体高度关注的股票^[15]。Schrand、Malmendier 等学者也对高管声誉治理效果心存怀疑,他们的研究发现,声誉较高的管理者在进行投资决策时更多的是从自身声誉角度出发,他们更加容易过度自负,有强烈的风险偏好,会过高估计投资的回报率,这些都导致了公司业绩的表现不佳^{[16][17]}。

综观国内外的研究,可以看到既有的文献对包括公司声誉和高管声誉在内的声誉机制以及媒体治理作用给予了充分的关注,然而,对文献的梳理和归纳可以看到,现有文献对声誉机制的研究主要集中于公司声誉和高管声誉治理的规范性分析,对公司声誉的实证分析缺乏大样本的证据支持,对股东声誉的治理职能涉及较少,且缺乏对上市公司内部利益主体声誉可量化分析的指标。

本文以媒体曝光为基础,拟构造上市公司与控股股东的声誉量化指标,并将该指标作为上市公司外部监管主体的大众媒体和公司内部权力制衡之间的逻辑切入点,把大众媒体引入公司治理研究范畴,研究大众媒体发挥公司治理职能的途径。本文的创新之处在于为公司声誉治理效果提供了大样本数据的支持,探讨了新的权力制衡途径,即声誉制衡。论文结构安排如下:第一部分是文献综述;第二部分通过理论分析探讨媒体评价对于公司治理所起的作用,并以此为基础提出本文待检验的几个假设;第三部分是本文的研究设计,包括样本选择、数据来源和主要变量的定义以及实证检验模型;第四部分是实证检验结果及其分析;第五部分是主要结论和政策建议。

二、理论分析与研究假设

贺建刚以财务报告重述为研究视角,实证检验了我国转轨市场环境改善对大股东控制权治理的效应,发现良好的外部环境有助于降低资源错配,上市公司大股东控制权私人利益水平较低^[3]。大众媒体的发展是企业市场环境的一个重要因素,以媒体关注为基础建立起来的声誉机制自然成为约束大股东控制权私利水平的有效途径之一。

就股东声誉而言,知名度较高的股东一般拥有专家效应和示范效应,他们的意见更具有说服力,可以通过影响其他股东的想法和判断,影响决策的流程,进而影响最终的结果。如果把股东的知名度(即声誉)纳入上市公司决策过程,把股东的实际控制权理解为包含了股东声誉,即声誉控制在内的广义控制权,则在传统权力制衡方面的研究就应该包括股东之间的声誉制衡。同时,上市公司知名度越高,外界关注程度越高,利益输送行为受到的监督越大,同样可以有效制约大股东的违规行为。

为检验声誉机制对大股东利益侵占行为的影响,本文在 LLSV、石水平等相关模型的基础上^{[18][19]},构建大股东利益侵占与声誉机制关系的分析模型,通过数学推导提出本文待验证的研究假设。

假设上市公司仅有一个终极股东,其控制权为 α 。内部股东通过股东声誉形成的对终极股东的制约为 r , r 越大,股东间声誉制约力越大。上市公司知名度指标为 r' , r' 越大,知名度越高。

假设公司没有任何经营成本,现公司将对外投资 I ,投资收益率为 R ,这一投资带给公司的利润为 RI 。若公司按股票比例向股东分配投资收益,则在同股同权的原则下,大股东获得收益为 αRI 。然而,在自利天性的驱动下,终极股东有动机从公司利润中转移 s 部分私有。对此他必然面临一定的成本,如被外部监管机构发现而接受罚款,或串通其他股东一致决策的串通成本等。设终极大股东转移资产的成本与公司收益的比例为 c ,它与转移比例 s 、股东之间的声誉制衡 r 和上市公司自身的声誉 r' 有关。且一般可认为, $c_s > 0$, $c_{ss} > 0$, $c_{sr} > 0$, $c_{s'r} > 0$,即大股东利益输送的边际成本大于 0,且边际成本与利益输送比例、上市公司知名度以及大股东受到内部其他股东的声誉制约正相关。

同时,大股东的利益侵占也存在着被中小股东发现,或者由于个人及企业知名度高,广受关注,而被外界发现的可能。因此其利益侵占行为存在一定的概率 p ($0 < p < 1$)。这一概率主要依赖于股东之间的声誉制衡 r 和上市公司的知名度 r' 。当大股东掌握的包括声誉控制权在内的广义控制权与其他股东的控制权非常接近,其决策将受到强烈的约束和监督,利益侵害行为成功率随之降低。此外,上市公司知名度越高,外界关注程度越高,其利益输送行为受到的监督越大,利益侵害行为成功率越低,因此存在模型假设 $p_r < 0$, $p_{r'} < 0$ 。

大股东期望净收益为 $w = p[\alpha(1-s)RI + sRI - cRI] + (1-p)(\alpha - c)RI$,其中收益率为 $p[\alpha(1-s) + s] + (1-p)\alpha$,成本率为 c 。对利益私有化比例 s 求导可以得到边际收益率为 $p(1-\alpha)$,边际成本率为 c_s 。只有当边际收益率大于等于边际成本率时,大股东才会进行利益私有化,即有 $p(1-\alpha) \geq c_s$ 。由于 $0 < p < 1$,所以 $1-\alpha > c_s$ 。假设终极股东的效用函数是 $U(w) = -\exp(-aw)$ (其中 a 为不变的绝对风险规避系数, w 为终极股东的净收益, $a > 0$)。在上述假设下,终极股东的目标函数为:

$$\text{Max } (-p)\exp\{-a[(1-s)\alpha RI + sRI - cRI]\} - (1-p)\exp[-a(\alpha RI - cRI)] \quad (1)$$

终极股东通过选择利益私有化比例 s ,实现自身利益最大化,因此对(1)求关于 s 的导数可以得到:

$$p(1-\alpha - c_s)\exp[-a(sRI - \alpha sRI)] - (1-p)c_s = 0 \quad (2)$$

式(2)是关于最优利益私有化比例 s^* 的函数,从中可以求得最优化比例 s^* 。为了探讨股东声誉对于利益私有化的影响,对式(2)求关于声誉制衡指标 r 的导数,可以得到:

$$s_r^* = \frac{(1-p)c_{sr} - [(p_r - p_r\alpha - p_r c_s) - pc_{sr}]\exp[-asRI(1-\alpha)] - c_s p_r}{[-aRI(1-\alpha)](p - p\alpha - pc_s)\exp[-asRI(1-\alpha)] - pc_{ss}\exp[-asRI(1-\alpha)] - (1-p)c_{ss}} \quad (3)$$

由于 $0 < p < 1$, $0 < \alpha < 1$, $1-\alpha - c_s > 0$, $a > 0$, $e^{(\cdot)} > 0$, $c_s > 0$, $c_{ss} > 0$, $c_{sr} > 0$, $p_r < 0$,可以推导出式(3)小于零。上式的含义是,终极股东的利益私有化比例与声誉制衡指标负相关。其他股东对终极股东的声誉制衡越大,大股东的利益私有化比例越小,利益输送金额越低。

为了探讨公司声誉对于利益私有化的影响,对式(2)求关于上市公司声誉指标 r' 的导数,可以得到:

$$s_{r'}^* = \frac{(1-p)c_{sr} - [(p_r - p_r\alpha - p_r c_s) - pc_{sr}]\exp[-asRI(1-\alpha)] - c_s p_r}{[-aRI(1-\alpha)](p - p\alpha - pc_s)\exp[-asRI(1-\alpha)] - pc_{ss}\exp[-asRI(1-\alpha)] - (1-p)c_{ss}} \quad (4)$$

由于 $0 < p < 1$, $p_r < 0$, $e^{(\cdot)} > 0$, $c_s > 0$, $c_{sr} > 0$, $c_{ss} > 0$, $1-\alpha - c_s > 0$,所以可以得到式(4)小于零。上

式的含义是,终极股东的利益私有化比例与上市公司声誉指标负相关。上市公司声誉指标越大,知名度越高,大股东的利益私有化水平越低。

归纳以上理论模型推导结论,本文提出如下研究假设:

H1:上市公司股东知名度(即声誉)差距越小,声誉制衡力越大,利益输送金额越小。

H2:上市公司知名度(即声誉)越高,利益输送金额越小。

H3:上市公司股东知名度(即声誉)差距越小,声誉制衡力越大,违规行为发生频率越低。

H4:上市公司知名度(即声誉)越高,违规行为发生频率越低。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2008~2011年我国A股上市公司为研究对象^①,选取其中前两大股东都是通过持有流通A股的方式进行控制的上市公司为研究样本,考虑到金融业相对于其他行业的特殊性,本文剔除了金融行业上市公司,在剔除部分数据缺失的样本后,本文得到2002个样本数据。

本文所使用的财务数据来源于CSMAR研究数据库,而对于媒体报道数据通过百度新闻搜索引擎进行手工获取^②。

(二)主要变量的定义

1.被解释变量

基于研究假设,本文所用被解释变量主要包括大股东利益侵占水平和上市公司违规行为发生频率。

(1)变量grab代表大股东的利益侵占水平,对利益输送水平的衡量主要有三种,即基于大宗股份转让、上市公司股票市场价格以及财务指标。唐宗明将大股东控制的大宗股份转让的价格与一个基准的价格相比较,把高出的部分定义为大股东利用控制权获得的非正常受益^[20]。这一指标关于基准价选取标准以及数据的有限数量使其适用性受到限制。贺建刚以上市公司相关事件公告日后一定时间内的市场累计超额回报作为大股东侵权指标^[21]。这种方法以资本市场的有效运行为前提,市场的发展和运行周期都会对检验效果产生影响。近年来,大股东的利益侵占水平选取越来越多地与公司财务指标相关,石水平和黄志忠分别以应收账款与其他应收款的总额占资产的比例以及关联方往来款占总资产的比重作为企业利益输送的指标^{[22][19]}。本文参考石水平的定义标准,构造指标 $grab = (\text{应收账款} + \text{长期应收账款} + \text{其他应收款净值}) / \text{总资产}$,作为大股东利益侵占指数,这一指标可以理解“经营性资金占用”和“非经营性资金占用”之和占资产的百分比。

(2)变量oposs为股东违规行为实施的概率,Siegel通过设定虚拟变量为因变量的方式定义墨西哥公司的内幕交易行为^[23],Zhang以我国公司的丑闻揭露情况为依据,以虚拟变量作为违规行为发生概率的代理变量^[24]。在各个上市公司的违规行为受到揭露概率相同的假设下,本文以上市公司违规行为被披露情况作为违规行为实施概率的代理指标,当上市公司下一年度受到违规处罚,则证明本年度实施了违规行为。同时本文认为,上市公司的违规行为的披露不仅仅取决于行政执法机构的执法监督,还应该包括会计师事务所等审计机构。当上市公司下一年度受到现金处罚时记 $oposs = 2$,当上市公司下一年度违规行为被披露或者年底会计师事务所没有出具标准无保留审计意见但并无现金处罚时记 $oposs = 1$,反之 $oposs = 0$ ^③。

2.解释变量

变量mconr为股东声誉制衡指标,以第二大股东与第一大股东声誉之比表示。参考Chen和徐莉萍的研究^{[25][12]},本文以“1+媒体关注次数”的自然对数来衡量股东声誉。而媒体关注次数是以股东的名称为依据,通过百度新闻搜索引擎搜索得到的当年的新闻报道数。声誉制衡指标是前两大股东声誉指标的比值,即 $mconr = \ln(1 + \text{第二大股东被报道次数}) / \ln(1 + \text{第一大股东被报道次数})$ 。需要指出的是,对于机构投资者,本文以该机构投资者全称为搜索依据,而对于个人投资者,为了去除重

名对股东声誉指标的影响,本文以“上市公司名称+个人投资者”的方式为搜索依据,对于极端数据本文进行 1% 的 winsorize 处理。

公司声誉指标包括两个变量,第一个变量为 cfame,以“1+媒体关注次数”的自然对数来衡量。其中媒体关注次数是以上市公司名称为依据,通过百度搜索引擎搜索得到的当年新闻报道数,并对极端数据进行 1% 的 winsorize 处理。第二个指标为 size,即上市公司资产规模的自然对数。一般认为,cfame 越大,上市公司报道次数越多,或者 size 越大,资产越多,上市公司知名度(声誉)越高,

3.控制变量

上市公司自身的一些特征是影响上市公司行为的重要因素,因此有必要设定控制变量对其进行控制。其中包括上市公司股权集中度(topr)、股权结构(conr)、该上市公司资产负债比(al)和盈利能力(ROA)。同时,陈凌云研究发现我国的一些年报补丁公司,具有资产增加过快,审计质量差,业绩较差等特征^[26]。这类公司更容易被 st,因此本文并没有剔除这一类公司。为了控制被 st 公司的影响,本文设定虚拟哑变量 st,并控制了行业和年度效应的影响。具体指标含义请参见表 1。

表 1 主要变量定义

变量名称	变量描述	变量定义
grab	利益侵占指标	$grab = (\text{应收账款} + \text{长期应收账款} + \text{其他应收款净值}) / \text{总资产}$
oposs	违规行为实施	当上市公司下一年受到现金处罚时记 $oposs = 2$,违规行为被披露或者年底会计师事务所没有出具标准无保留审计意见但并无现金处罚时记 $oposs = 1$,反之 $oposs = 0$
mconr	股东声誉制衡	$mconr = \ln(1 + \text{第二大股东被报道次数}) / \ln(1 + \text{第一大股东被报道次数})$
cfame	公司声誉	$cfame = \ln(1 + \text{上市公司被报道次数})$
size	公司规模	$size = \ln(\text{上市公司总资产})$
topr	股权集中度	第一大股东的持股比例
conr	股权结构指标	$conr = \text{第二大股东的持股比例} / \text{第一大股东的持股比例}$
al	资产负债率	$al = \text{上市公司总负债} / \text{总资产}$
ROA	盈利能力	$ROA = \text{净利润} / \text{总资产}$
st	上市公司性质	上市公司被 st 时, $st = 1$,其他 $= 0$
year	年份虚拟哑变量	以 2008 年为基准,设立 3 个虚拟哑变量
indu	行业虚拟哑变量	以 CSMAR 研究数据库的行业分类标准,设立 4 个虚拟哑变量

(三)实证检验模型

为了检验前文的假设 H1 和 H2,本文通过如下多元回归模型进行实证检验:

$$grab_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times mconr_{ijt} + \beta_2 \times mconr_{ijt} \times st_{ijt} + \beta_3 \times cfame_{ijt} + \beta_4 \times st_{ijt} \times cfame_{ijt} + \beta_5 \times size_{ijt} + \beta_6 \times size_{ijt} \times st_{ijt} + \beta_7 \times al_{ijt} + \beta_8 \times ROA_{ijt} + \beta_9 \times topr_{ijt} + \beta_{10} \times conr_{ijt} + \beta_{11} \times st_{ijt} + \sum_{k=12}^{14} \beta_k \times year + \sum_{k=15}^{18} \beta_k \times indu + \epsilon_{ijt}$$

为了检验前文的假设 H3 和 H4,本文通过如下排序 logistic 模型进行实证检验:

$$oposs_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times mconr_{ijt} + \beta_2 \times mconr_{ijt} \times st_{ijt} + \beta_3 \times cfame_{ijt} + \beta_4 \times st_{ijt} \times cfame_{ijt} + \beta_5 \times size_{ijt} + \beta_6 \times size_{ijt} \times st_{ijt} + \beta_7 \times al_{ijt} + \beta_8 \times ROA_{ijt} + \beta_9 \times topr_{ijt} + \beta_{10} \times conr_{ijt} + \beta_{11} \times st_{ijt} + \sum_{k=12}^{14} \beta_k \times year + \sum_{k=15}^{18} \beta_k \times indu + \epsilon_{ijt}$$

四、实证检验结果与分析

(一)描述性统计与分析

本文所涉及的主要回归变量的描述性统计结果如表 2 所示。从中我们可以看到,在所有样本中,有 8.2% 的公司的违规行为被外部监管机构发现,5.7% 的公司被 st。上市公司第一大股东持股比例

平均值为 33.93%，我国上市公司股权相对集中。股权制衡指标 conr 平均值为 25.7%，第二大股东持股比例仅为第一大股东的 1/4，对上市公司控制力有限，传统理论中的股权制衡效果甚微。与之相对比的是，以媒体报道为基础的股东声誉控制力差距较小，前两大股东的声誉指标比值接近 1，表明以声誉机制为视角的上市公司股东的实际控制权差异较小。第二大股东的知名度甚至比第一大股东略大，上市公司内部并未形成大股东的声誉集中，相反，股东间的声誉制衡更明显。以声誉机制为切入点，充分发挥媒体的外部监管职能，有助于缩小上市公司中小股东与终极股东之间的实际控制力差距。

表 2 主要回归变量的描述性统计

变量	样本量	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
grab	2002	0.110	0.080	0.108	0.000	0.968
oposs	1328	0.082	0.000	0.285	0.000	2.000
mconr	2002	1.086	0.917	1.124	0.000	13.834
cfame	2002	5.173	5.199	0.986	1.099	15.732
size	2002	21.707	21.631	1.233	15.418	26.851
topr	2002	33.930	32.095	14.895	3.500	84.000
conr	2002	0.257	0.130	0.311	0.003	5.851
al	2002	2.506	1.916	2.431	0.018	59.629
ROA	2002	0.036	0.033	0.112	-1.251	2.810
st	2002	0.057	0.000	0.233	0.000	1.000

(二) 回归结果与分析

表 3 给出了基于前文研究假设的实证回归结果，为了控制不同变量之间可能的相互影响，本文在控制公司特征指标和年份指标后，采用逐步引入解释变量的方式进行回归分析。

1. 声誉机制与大股东利益侵占行为

模型(1)的回归结果表明，声誉制衡在降低大股东利益输送方面产生了积极的作用，大众媒体通过形成股东声誉，发挥着积极的公司治理职能。股东声誉制衡指标 mconr 在 1% 的置信水平下显著，与研究假设 H1 一致，股东声誉制衡与上市公司利益输送行为相关。与上市公司终极股东相比，第二大股东的知名度(声誉)越高，声誉制衡越大，利益输送金额越小，利益侵占行为得到抑制。相反，其他股东的声誉指标越小，会形成大股东的另一种权利集中，即声誉集中，其利益侵占行为越严重。另外，声誉制衡指标 mconr 与公司性质 st 的交叉项并不显著，表明声誉制衡效果在 st 公司里并没有明显的区别，研究假设 H1 依然成立且适用性较强。中小投资者的知名度能有效地制衡大股东的权力集中，显著降低上市公司利益输送行为，通过形成股东声誉，媒体发挥了积极的治理作用。

模型(2)和模型(3)关于公司声誉治理的回归结果表明，大众媒体通过报道上市公司运行的有关信息，增加对上市公司的关注，能有效抑制大股东的掏空行为。公司声誉指标 cfame 和 size 分别在 5% 和 1% 的置信水平下显著，与研究假设 H2 一致，不管用 cfame 还是用 size 衡量公司的知名度，公司声誉与大股东掏空行为都显著负相关，回归结果较为稳健。上市公司知名度(声誉)越高，利益输送金额越小，媒体治理效果越好。另外，公司声誉指标 cfame 和 size 与公司性质 st 的交叉项系数虽然都是负数，但结果并不显著，表明 st 公司内部声誉治理效果可能有一定的推动作用，但是区别并不明显。通过披露上市公司内部信息，媒体发挥了积极的公司治理作用。

2. 声誉机制与违规行为发生频率

模型(4)排序 logistic 回归结果表明，基于媒体评价视角，上市公司股东声誉制衡指标 mconr 通过了 5% 的显著性检验。结果支持了研究假设 H3，证明了大众媒体的公司治理职能，即通过股东高声誉提升中小股东的实际控制权，在上市公司内部形成有效的权力制衡，增加大股东违规成本，进而减少违规行为。声誉制衡指标 mconr 与公司性质 st 的交叉项并不显著，表明股东声誉对违规行为的

表 3

声誉机制与大股东利益侵占回归结果

	grab			oposs		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
mconr	-0.005*** (0.005)			-0.404** (0.178)		
st×mconr	0.025 (0.020)			0.308 (0.262)		
cfame		-0.005** (0.002)			-0.201* (0.111)	
st×cfame		-0.040 (0.031)			-0.228 (0.259)	
size			-0.013*** (0.002)			-0.713*** (0.139)
st×size			-0.006 (0.013)			-0.060 (0.205)
topr	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.0002)	-0.0003** (0.0002)	-0.025*** (0.009)	-0.025*** (0.009)	-0.014 (0.010)
conr	0.006 (0.009)	0.012 (0.009)	0.011 (0.008)	-0.107 (0.245)	-0.079 (0.251)	0.035 (0.281)
al	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.198** (0.093)	-0.245** (0.104)	-0.365*** (0.106)
ROA	-0.020 (0.023)	-0.019 (0.025)	-0.023 (0.027)	-2.209 (1.734)	-2.102 (1.555)	-2.348*** (0.680)
st	0.003 (0.024)	0.212 (0.156)	0.120 (0.283)	1.497*** (0.387)	2.761** (1.284)	2.190 (4.205)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.087*** (0.013)	0.104*** (0.016)	0.357*** (0.049)	1.149** (0.503)	0.503 (0.815)	-14.080*** (3.067)
				4.700*** (0.671)	4.122*** (0.911)	-10.060*** (2.983)
Observations	2 002	2 002	2 002	1 328	1 328	1 328
R-squared	0.067	0.074	0.081	0.130	0.127	0.185

注：表中的被解释变量分别为大股东利益侵占指标 grab，以及上市公司违规行为发生概率 oposs；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下显著；括号内数值为该变量的标准误差。

抑制效果对于不同类型公司并没有明显的差异，研究假设 H3 依然成立。股东间知名度越接近，声誉制衡力越高，大股东违规行为越少，媒体治理效果越好。

模型(5)和模型(6)是关于公司声誉对大股东违规行为影响的回归结果，从中我们可以看到，无论是以媒体报道数还是以上市公司资产作为公司声誉的代理指标，上市公司知名度(声誉)与违规行为都呈负相关，表明回归结果较为稳健。公司知名度越高，违规行为越少。与此相反，一些不太有名的上市公司所受到的外部监管更少，违规行为较难发现，其违规行为越可能发生。公司性质 st 与声誉指标的交叉项，并不显著，研究假设 H4 依然成立，公司性质对声誉治理效果影响较小。

(三) 稳健型检验

为了检测结果的稳健性，本文主要进行了如下工作：

1. 基于媒体关注构建的股东声誉指标可能受很多因素的影响，对此，本文以股东的声誉制衡指标为因变量，以公司股权结构、公司性质、年份、行业等为自变量进行回归来预测正常的声誉制衡效果，以模型残差作为非正常的声誉制衡力(mconr2)，并以此代替原声誉制衡指标，重复进行前面的有关检验。

2. 对于 H1 和 H2 的检验，本文以 $grab2 = (\text{其他应收款} + \text{应收款}) / \text{资产}$ ，代替原利益输送金额作为衡量大股东侵占水平的代理指标，并重复检验。

3.用指标 $poss$ 代替原违规行为发生概率指标 $oposs$ 进行普通 logistic 检验。两个指标区别在于, $poss$ 的定义为当上市公司下一年度受到违规处罚或者年底会计师事务所没有出具标准无保留审计意见时记 $poss=1$, 反之 0, 即把原模型中的受到现金处罚(原取值为 2)和违规行为公布或者年底会计师事务所没有出具标准无保留审计意见但并无处罚(原取值为 1)合并为一组, 取值为 1。

上述稳健性检验结果都与本文回归结果基本一致, 在此不再赘述。

五、结论与政策建议

本文以 2008~2011 年间我国 A 股上市公司为研究对象, 把上市公司的控制权理解为包括声誉在内的广义控制权, 以大众媒体评价积累起来的声誉机制为切入点, 研究大众媒体所具有的公司治理职能。研究表明, 大股东利益掏空、上市公司违规行为与股东声誉制衡、公司声誉之间存在着显著的相关性。就股东声誉而言, 企业内部股东之间的知名度(声誉)越接近, 以媒体关注为基础所形成的股东声誉制衡效果越好, 媒体治理职能越显著, 大股东的利益侵占水平越低, 违规行为越少。而对公司声誉而言, 上市公司自身知名度(声誉)越高, 大股东利益侵占水平越低, 违规行为越少。总之, 大众媒体通过披露上市公司重要信息, 形成股东声誉和公司声誉, 以声誉机制为途径, 发挥着积极的公司治理职能, 声誉治理有效性得以验证。

基于上述实证结论, 本文的政策建议主要有:

第一, 引导大众媒体健康发展, 充分发挥媒体监管职能。由于媒体评价具有公司外部治理的效应, 而媒体评价的客观公正是声誉机制是否能发挥治理作用的关键, 因此, 从媒体的角度来看, 应该加强自律, 提升其社会责任意识, 减少为了吸引眼球而进行的虚假报道, 以保证媒体信息传播的可信度, 增强公司治理职能。

第二, 加强对上市公司违规事件的曝光, 加大上市公司外部监管力度。本文实证结果表明, 大众媒体对公司报道越多, 公司治理效果越明显。因此, 应该增加媒体对上市公司违规事件的曝光, 更好地发挥媒体监督职能, 增加公司运营环境中的外部监管力度。

第三, 引入机构投资者和战略投资者, 进一步完善股权结构。由于机构投资者和战略投资者知名度较高, 他们所具有的专家效应, 可以有效发挥声誉机制对大股东的权力制约, 以规范公司治理。应借助资本市场全流通的契机, 积极引入机构投资者和培育战略投资者, 是加强公司治理的重要措施。

第四, 合理运用网络投票方式, 抑制大股东权力集中。中小投资者权益保护一直是公众关注的重点, 然而, 上市公司控股股东利用金字塔式的股权结构, 通过关联交易、资金输送等方式掏空企业资产, 严重损害了中小投资者的权益。合理发挥网络等媒体的公司治理职能, 能够有效抑制大股东的权力集中。具体而言, 对涉及上市公司股权结构重大变化的决策, 可以采用网络公投方式, 提高中小股东的参与度, 增加大股东股权集中的难度, 避免权力的过度集中。

注释:

①数据区间的选取从 2008 年开始, 主要是考虑到股改于 2007 年基本完成, 以及 2007 年采用了新的财务报表准则, 样本区间从 2008 年开始可以保证样本整体特征和财务指标的一致性。

②本文选择网络作为媒体报道的来源, 而没有考虑杂志和报纸主要是因为样本来源于 2008 年以后的数据, 此时网络普及程度较高而报纸、杂志的使用率降低, 同时网络对上市公司报道范围较广。关于是否需要区分正面和负面报道以衡量股东声誉的问题, 本文对新闻检索内容的统计研究发现, 网络报道约 90% 是中性的, 只有大约 1% 的是差评(于忠泊, 田高良, 媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察[J]. 管理世界, 2011, (9): 127—140.), 正负面信息的区分对衡量股东声誉的影响并不大。因此, 本文并未区分报道的性质。

③上市公司违规处罚数据的选择针对下一年度而不是当年的数据, 主要是因为公司的决策要先于违规行为的实施, 而声誉治理主要是在公司决策过程中起作用。由于公司决策的具体时间是难以获得的, 选取下一年的数据也只是一种次优抉择。另外, 选取下一年的数据也是为了控制模型中的内生性问题。这样的定义导致了假设 H3 和 H4 的检验, 并不包括 2011 年的数据。

参考文献:

[1] La-Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. Corporate Ownership around the World[J]. Journal of Finance, 1999, 54(2): 471—517.

- [2] 陈国进,林辉,王磊.公司治理、声誉机制和上市公司违法违规行为分析[J].南开管理评论,2005,(6):35—40.
- [3] Dyck,A.,Volchkova,N.,Zingales,L.The Corporate Governance Role of the Media:Evidence from Russia[J].Journal of Finance,2008,63(3):537—600.
- [4] 贺建刚,魏明海.控制权、媒介功用与市场治理效应:基于财务报告重述的实证研究[J].会计研究,2012,(4):36—42.
- [5] Diamond,D.Monitoring and Reputation:The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt[J].Journal of Political Economy,1991,99(4):689—721.
- [6] 李培功,沈艺峰.媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J].经济研究,2010,(4):14—27.
- [7] Karpoff,J.M.,Lott,Jr.J.R.The Reputational Penalty Firms Bear from Committing Criminal Fraud[J].Journal of Law and Economics,1993,(36):757—802.
- [8] 于忠泊,田高良.媒体关注的公司治理机制:基于盈余管理视角的考察[J].管理世界,2011,(9):127—140.
- [9] B.L.Liebman.,C.J.Milhaupt.Reputational Sanctions in China's Securities Market.[J].Columbia Law Review,2007,108(1):1—53.
- [10] Joe,J.R.,Louis,H.,Robinson,D.Managers' and investors' Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness[J].Journal of Financial and Quantitative Analysis,2006,44(3):579—605.
- [11] Fama,E.F.Agency Problems and the Theory of the Firm[J].Journal of Political Economy,1980,188(9):288—307.
- [12] 徐莉萍,辛宇.媒体治理与中小投资者保护[J].南开管理评论,2011,(6):36—47.
- [13] 王海东.西方学者论媒体的公司治理职能[J].外国经济与管理,2003,(8):8—12.
- [14] 徐浩萍.政治寻租约束与投资银行声誉机制有效性[J].上海金融,2007,(8):28—31.
- [15] Fang,L.,Peress,J.Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns[J].The Journal of Finance,2009,64(5):2023—2052.
- [16] Schrand,C.,Zechman,S.Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting[J].Journal of Accounting and Economics,2012,53(7):311—329.
- [17] Malmendier,U.,Tate,G.Superstar CEOs[J].Quarterly Journal of Economics,2009,124(4):1593—1638.
- [18] La-Porta,R.,Lopez-de-Silanes,F.,Shleifer,A.,Vishny,R.Investor Protection and Corporate Governance[J].Journal of Financial Economics,2000,58(1):3—27.
- [19] 石水平.控制权转移、超控制权与大股东利益侵占[J].金融研究,2010,(4):160—176.
- [20] 唐宗明,蒋位.中国上市公司大股东侵害度实证分析[J].经济研究,2002,(4):44—50.
- [21] 贺建刚,刘峰.大股东控制、利益输送与投资者保护——基于上市公司资产收购关联交易的实证研究[J].中国会计与财务研究,2005,(4):1—20.
- [22] 黄志忠.股权比例、大股东“掏空”策略与全流通[J].南开管理评论,2006,(9):58—65.
- [23] Siegel,J.Can Foreign Firms Bond Themselves Effectively by Renting U.S. Securities Laws? [J] Journal of Financial Economics,2004,75(2):1—96.
- [24] Zhang,Y.,Ma,G.Law,Economics.,Corporate Governance,and Corporate Scandal in a Transition Economy: Insight from China[Z].Beijing University Working Paper,2005.
- [25] Chen,C.W.,Pantzalis,C.,Park,J.C.Press Coverage and Stock Prices' Deviation from Fundamental Value[Z].Working Paper,2009.
- [26] 陈凌云,李骏.中国证券市场年报补丁公司特征研究[J].证券市场导报,2006,(2):35—42.

(责任编辑:陈敦贤)