

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20210921.203

## 媒体关注对大股东违规减持有监督作用吗?

吴先聪<sup>1,2</sup>, 郑国洪<sup>1,2</sup>

(1. 西南政法大学商学院, 重庆 401120; 2. 西南政法大学审计与法治研究中心, 重庆 401120)

**摘要:** 本文以2012—2018年上市公司作为原始样本, 手工搜集大股东违规减持的数据, 用PSM方法对实验组样本(违规减持组)匹配控制组样本(正常减持组), 用Python软件获取事件窗口期财经媒体所有报道和负面报道数据, 实证检验了媒体关注对上市公司大股东违规减持的影响。研究表明, 上市公司受到的媒体关注度越高, 大股东违规减持的可能性越低, 而且媒体负面报道效果更显著, 但是媒体报道对控股大股东和非控股大股东违规减持的监督效果没有明显差异。论文进一步研究了媒体关注对大股东减持约束作用的中介路径和调节机制, 结果表明, 在不成熟的资本市场, 媒体很难通过提高公司内部控制有效性来约束大股东违规减持行为, 但是可以依靠行政介入实现其公司治理功能。本文利用事件研究方法提取窗口期内媒体报道量的数据, 对其研究能更准确地识别媒体关注对大股东违规减持行为的监督效果。同时, 从微观和宏观视角探讨媒体发挥治理作用的中介效应和调节效应。研究结果为财经媒体缓解公司第二类代理问题提供了理论及现实依据。

**关键词:** 媒体监督; 大股东; 违规减持; 内部控制; 减持规定

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2021)11-0086-18

### 一、引言

随着股权分置改革后“大小非”解禁以及创业板公司IPO“大小限”解禁, 大股东频繁减持股份带来的一系列经济问题和社会问题受到各界人士的广泛关注。2005年4月29日国务院批准颁布了《关于上市公司股权分置改革试点有关问题的通知》, 开启了中国资本市场深化改革的新篇章。股权分置改革给原来的非流通股提供了上市交易的机会。随着股权分置改革的推进, “大小非”逐步解禁, 大股东减持股份的行为开始盛行。另一方面, 2009年10月30日中国创业板正式上市, 随着创业板公司IPO“大小限”的解禁, “大股东减持潮”持续升温, 成为诱发2015年股灾的一个重要因素(吴战箴和吴伟立, 2018)。为恢复股票交易的供需平衡、缓解股票市场的非理性下跌, 证监会出台了一系列“减持规定”。这些减持规定在一定程度上规范了大股东的减持行

收稿日期: 2021-05-06

基金项目: 教育部人文社科规划项目(19YJA630089); 国家自然科学基金项目(71802169); 国家社会科学基金项目(19BGL059)

作者简介: 吴先聪(1975—), 女, 西南政法大学商学院副教授, 硕士生导师(通讯作者, christiewu@126.com); 郑国洪(1968—), 男, 西南政法大学商学院教授, 博士生导师, 审计与法治研究中心主任。

为,但是违规减持行为仍然屡禁不止。据统计,自2012年至2019年以来,A股市场的减持规模显著高于增持规模,许多大股东呈现出了“清仓式”的减持。仅2018年沪深两市上市公司被大股东减持的就有731家,多达4319次减持行为,累计减持股份184.16亿股,约合市值1632.59亿元。这些减持行为中,有32家公司存在违规减持,涉及违规减持股份1.76亿股。大股东频繁减持和违规减持行为不仅引起市场动荡,还严重伤害了中小投资者的信心和利益。

在不成熟的资本市场中,法律法规的制定相对滞后,分析师报告、公司年报、投资者论坛等信息传播方式规模有限,由此,媒体报道就成为最主要的信息传播渠道(沈艳和王靖一,2021)。此外,在投资者保护意识越来越强、行业竞争加剧以及商业利益的驱动下,媒体乐于挖掘公司的不当行为,以行使其监督职责。媒体报道可以使股东的交易行为在公众面前被放大,所以大股东往往会通过谨言慎行来维护公司以及个人的社会形象(Dai等,2015)。网络信息传递的广泛性和快速性,使得媒体报道能够对公司的治理行为起到一定的监督作用。目前各国学者主要从事前预警、提升信息透明度以及维护公司形象等角度探讨媒体对公司违规行为的监督作用(鲁桂华等,2017;Baloria和Heese,2018;Chen等,2019),鲜有研究媒体报道对大股东减持行为影响的文献。基于上述考虑,论文以2012—2018年我国沪深A股上市公司为研究对象,探讨媒体关注度对上市公司大股东违规减持的影响<sup>①</sup>。由于控股大股东和非控股大股东对公司有不同的责任和使命,其减持的动机以及减持行为对公司和市场的影响后果也不同,因此,论文讨论了媒体关注对控股大股东和非控股大股东治理作用是否存在差异。最后,论文进一步研究了媒体发挥治理作用的影响机制,通过探讨“媒体关注—公司内部控制—大股东违规减持”的影响逻辑,检验内部控制是否起到媒体关注抑制大股东违规减持的桥梁作用。另外,通过研究“减持法规”颁布前后媒体关注对大股东违规减持的影响大小,论文检验了“减持法规”是否正向调节媒体抑制大股东违规减持的作用。

论文的主要贡献体现在以下几个方面:(1)已有研究主要从第一类代理问题讨论了媒体关注对公司高管盈余管理、融资、投资等行为的影响,而本文从第二类代理问题出发,研究媒体关注对公司大股东违规减持行为的影响,为财经媒体缓解公司第二类代理问题提供了理论及现实依据。(2)已有研究按年度数据研究媒体关注对公司行为的治理作用,很难识别是行为发生前的媒体关注还是行为发生后的媒体关注,本文采用事件研究法,以减持日为基准日,利用Python软件分别获取窗口期为[-180,-7]天和[-360,-7]天的财经媒体报道次数,据此剖析媒体日常监督的“软约束”对公司大股东减持行为的影响机理和效果,数据比较“清洁”,最大可能地排除了干扰因素和内生性问题,能更准确地识别媒体关注对大股东违规减持行为的监督效果,研究结果更加可靠。(3)基于声誉机制和行政干预机制,论文从微观的内部控制和宏观的减持法规分别探讨媒体发挥治理作用的中介效应和调节效应,结果发现媒体很难通过提高内部控制有效性来约束大股东违规减持行为,但“减持法规”的颁布可以帮助媒体实现公司治理功能。

论文接下来的内容安排如下:第二部分是文献回顾与假设推理,第三部分是研究设计,第四部分是实证分析,第五部分是进一步研究,最后是研究结论与建议。

## 二、文献回顾与假设提出

### (一)文献回顾

#### 1. 大股东减持

我国上市公司的股权相对集中,大股东为获取个人私益的减持行为会对公司的发展和其利益相关者产生不利影响。当减持幅度较大时,大股东减持比例与公司经营有显著的负相关

<sup>①</sup>本文将持股占公司总股本比例大于等于5%的股东界定为大股东,其中,持股占公司总股本比例30%及以上的为控股大股东,其他为非控股大股东。

关系;而当减持幅度较小时,大股东的减持行为对公司经营有正向影响(刘亚莉和李静静,2010)。国有大股东利用概念炒作,伺机减持,造成股价大幅度波动,而股价的暴涨暴跌直接损害了外部中小股东的利益(刘星和张超,2014)。大股东频繁利用减持获取私有收益的行为也会扰乱证券市场的均衡状态,造成市场不公。大股东通过减持套现的手段多样,比如,利用“高送转”推高股价的同时配合减持,以此获取超额收益(蔡海静等,2017),采用资本运作推动股价提升从而实现高位减持套现(张晓宇和徐龙炳,2017),这些行为扰乱了市场秩序,扭曲了市场交易机制、加剧了股市动荡和股价崩盘风险,不利于我国证券市场的健康稳定。大股东减持不仅扰乱了市场秩序,而且还加剧了上市公司的融资约束,从而降低了上市公司把握投资机会的能力(吴战箴和吴伟立,2018)。

国外上市公司的股权相对分散,股东减持股份的问题主要是内幕交易问题, Brochet的研究认为SOX法案的颁布降低了内部人利用私人信息减持股份的动机(Brochet,2010)。在公司治理水平较低的公司和信息不对称性较严重的公司,其内部人交易能获得更高的异常收益,而且,持续盈利的内部交易者能更好地预测公司未来绩效,他们的交易行为为公司未来发展前景提供了有效的信号(Cline等,2017)。

## 2. 媒体的治理职能

媒体作为新时代背景下信息的收集者、加工者和传播者,是社会公众获取信息的主要渠道,尤其是互联网的出现颠覆了媒体报道以及人们获取信息的途径,改变了信息传播的路径和方式(Allen等,2005)。媒体报道对资本市场的影响日益突显,发挥了已有信息公开、重大事件调查、公司丑闻揭露、资本市场预测等多种职能( Miller,2006)。媒体报道不再仅仅具有信息中介的作用,其公司治理和社会监管作用越来越凸显(孔东民等,2013;周开国等,2016)。媒体主要通过降低信息不对称性机制、声誉机制以及行政介入机制发挥治理和监督作用(Dai等,2015)。新闻媒体将公司内部信息进行公开报道能够降低公司与投资者之间的信息不对称程度(Bushee等,2010)、提高会计盈余的价值相关性,而且,对于信息透明度越差的公司,会计盈余价值相关性受媒体报道的影响更大(颜恩点和曾庆生,2018);当媒体报道的信息引起公众注意时,好消息会提高公司的声誉,坏消息会降低公司的声誉(Dyck等,2008)。声誉受损成本会在共同体成员之间进行传递的原理进一步解释了媒体监督通过声誉机制实现投资者利益保护的作用机理(李焰和王琳,2013)。同时,媒体报道公司违规的坏消息可能会敦促行政监管部门对公司进行调查并采取相应的处罚措施以抑制不良行为的继续发生。当媒体借助政府这一“路径”时,媒体报道的治理功能往往是有效的,甚至一些研究认为,我国媒体的公司治理作用主要是通过引起相关政府机关的介入而实现的(李培功和沈艺峰,2013)。因此,各监督机制之间需要相互配合,当媒体之外的监督机制不能发挥作用时,媒体监督职能的发挥并不能必然地转化为媒体的治理功能(杨德明和赵璨,2012)。也有学者对媒体的治理和监督职能存在不同的看法。逯东等(2015)将媒体分为网络媒体、政策导向型媒体和市场导向型媒体,通过研究发现网络和政策导向型媒体能够提高部分上市公司的内部控制质量,但市场导向型媒体不能发挥这种功能。Kim等(2017)的研究认为独立的媒体报道可以提高分析师预测的准确度,而缺乏独立性的媒体报道与分析师预测误差正相关。

从已有研究可知,大多数学者持有媒体具有监督功能的观点,同时也强调媒体监督功能的实现需要媒体之外的其他监督机制、声誉机制或法律机制配合。目前关于媒体监督功能的研究主要聚焦于媒体监督机理和途径,以及媒体监督对高管行为的影响等,鲜有文献研究媒体关注对大股东行为的影响。现有文献关注媒体对某个事件的报道,然而却忽视了媒体对公司大股东行为的日常监督。因此,本文以媒体日常监督为切入点,借助事件研究方法,采用两种媒体报道窗口期,讨论媒体关注度对大股东减持的影响效果及其机制。

## (二)研究假设

### 1. 媒体关注与大股东违规减持

大股东减持股份可能导致公司股权结构和资本结构发生变化。股权分置改革使得非流通股份可以逐步上市交易,诱发了大股东通过减持股份进行利益侵占(刘星和张超,2014),随着2008年全球金融危机的消退,“大股东减持潮”持续升温,成为2015年股灾的一个重要诱因(吴战箴和吴伟立,2018)。大股东掌握公司多数股权,对公司经营和管理拥有“话语权”和“知情权”,拥有对上市公司当前估值和未来业绩的信息优势。为了实现减持收益最大化,大股东会凭借自身控制权地位和信息优势与其他股东及高管合谋,通过正向盈余管理方式进行信息操纵,粉饰业绩主动误导外部投资者(吴育辉和吴世农,2010),或利用控制权操纵信息披露,释放利好消息吸引中小投资者进场,而后拉升股价实现高位减持套现(Chen等,2018)。大股东之所以会出现违规减持主要有三大原因:其一,巨额收益的诱惑。当公司在市场上的估值水平较高时,基于规避不确定性风险的动机,大股东倾向于采用减持方式获取高额收益。正如Khan和Lu(2013)的研究发现,大股东可以利用精准的时机选择能力,高位减持股份以获得丰厚超额收益。其二,大股东抱有侥幸心理。违规减持与否实际上是大股东与监管者之间进行博弈的结果(曾庆生,2008)。违规减持行为往往隐蔽性较强,监管部门难以查处,并且审查耗时长,因此,大股东常常以监管者不监督的心理进行违规操作,如“短线交易”行为,涉事人员总会借口“手误”或者不知情人士操作所致,而具体缘由监管部门很难准确认定,增加了处罚决定的难度。其三,违规成本低。现有的违规减持案例表明,由于处罚力度小,减持所得收益远远大于惩罚所带来的成本(刘星和张超,2014)。即使2017年5月27日证监会发布了修订后的《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》,但这一“史上最严”的减持规定依然缺少具有强威慑力的惩戒措施,其处罚手段仍停留在批评、谴责与限制交易等“形式”层面,不能对大股东违规减持行为起到“实质”的威慑作用。因此,不完备的市场、低违规成本和各种减持机会,被认为是促使大股东违规减持的有利条件。通常来讲,大股东违规减持主要有三种模式,即违法违规的“闯红灯模式”、合法但不合理的“擦边球模式”、合乎法律规范和公司治理程序但可能有悖社会伦理“不合情”的“蚕食者模式”,而中小股东对此往往后知后觉(郝云宏等,2013)。

当现有的法律法规不能禁止大股东的违规行为时,就需要充分发挥其他治理机制的监督作用。随着安然公司财务造假、银广夏虚构利润和康美药业虚增货币资金300亿元等事件被媒体揭露,人们开始把抑制大股东违规减持的希望寄托在媒体身上。基于已有研究(Gao等,2020)发现,媒体主要从以下几个渠道来提高公司治理水平:第一,基于信息不对称理论,媒体曝光可以提高公司信息透明度,削弱内幕信息优势,减少管理层和大股东的掏空动机。媒体跟进报道上市公司,及时披露相关信息,有助于改善上市公司的外部信息环境,缓解了大股东与中小投资者之间的信息不对称问题(谭松涛等,2014),使中小投资者更容易识别大股东减持的真正动机而不会盲目交易。第二,基于市场压力机制,媒体通过揭示管理不善的公司治理问题约束内部控制人行为。媒体对公司的负面报道可能导致其股价下行,增加了公司被收购的可能性,当治理层感受到公司面临被收购的压力时,便会采取可观察的措施来提高公司治理质量。再者,媒体曝光董事会的负面新闻越多,管理层越会采取积极措施纠正其错误行为(Joe等,2009)。第三,基于声誉机制,媒体曝光公司负面消息可以提醒公司内部控制人对其自利行为引起注意,这是因为有关公司负面的新闻传播对高管和大股东个人财富和声誉资本将产生不利影响。媒体可以利用专业的手段收集到较全面的信息,当发现公司违规时对其进行报道,会使公司的社会形象受到负面影响,降低投资者对公司发展前景的投资热度以及公众对公司产品的购买热度,最终将会导致公司产品销量下滑、融资困难等不利后果;同时,媒体负面报道也会影响股东个人声誉,对股东的日常社交活动产生负面影响,为了降低声誉成本也会采取积极行

动以避免违规减持行为发生(Dyck等,2008)。媒体是信息传播中的重要角色,具有负面报道的能力,可以增加企业或其他个体(比如大股东或经理人)的声誉成本(Kim等,2017)。建立声誉机制是约束大股东掏空的有效手段,媒体关注是防止企业欺诈的有效威慑(李焰和王琳,2013)。第四,基于行政介入机制,媒体报道能够通过引发行政处罚的协同作用来实现其在公司治理方面的作用。媒体对违规行为的报道会引起监管部门的关注,行政机关的介入最终提高了违规公司的行政成本,从而促使这些公司改正侵害投资者利益的违规行为(李培功和沈艺峰,2010)。总之,媒体报道是企业利益相关者在评估企业声誉时的一个重要信息来源,正面报道可以提高企业声誉,负面报道可以损害企业声誉。媒体利用信息不对称机制、声誉机制、市场压力机制以及行政介入机制能够起到监督公司股东行为的作用(Dai等,2015),而且,媒体报道不仅起到了信息传播的中介作用,抑制了公司的违规行为,还间接降低了公众对公司治理的监督成本(Baloria和Heese,2018)。

媒体关注在提高信息透明度的同时,具有放大正面或负面消息的社会影响力。为了维持良好声誉带来的公司利益和个人财富,或降低负面效应造成的公司和个人声誉损失和财富损失,大股东减持行为会有所收敛。因此我们认为,媒体关注可以约束大股东的违规减持行为。据此,本文提出以下假设:

H1:媒体关注会抑制大股东违规减持,媒体关注度越高的公司,其大股东违规减持的可能性越低。

## 2. 股东特征、媒体关注与大股东违规减持

基于声誉机制,控股股东更可能规范自己的行为以维护公司和自身的声誉。控股股东掌握着公司的控制权,他们的决策行为影响着公司的前途和命运。如果控股股东违规减持被媒体曝光,负面消息将使公司和控股股东声誉受损,从而导致公司发展前景和股东个人财富受到影响(陈红等,2014)。因此,媒体的负面报道会减少控股股东的掏空行为(李明和叶勇,2016)。而且,很多控股股东是公司的原始股东,对公司有较强的归属感和责任感,为了企业的生存和发展,他们付出了巨大的代价,也对公司的未来寄托着希望,企业前景与自身的利益高度相关。然而,相对于控股股东而言非控股大股东对公司的依赖性较弱,在做出减持决策时更可能注重自身短期的利益,即声誉机制对非控股股东的约束效力远远小于控股股东。甚至,当存在多个关联非控股大股东时,他们可能通过操纵股价以实现自身利益而偏离监督制衡(牛瑞阳等,2021),转而走向合谋,共同刺激股价上涨,从而趁机高位减持。因此,与非控股股东相比,控股股东更可能担心因媒体曝光而使公司和个人声誉受损,所以违规减持的动机没有非控股股东那么强。

股权制衡是一种核心治理机制。基于股权制衡理论,非控股大股东与控股股东形成股权制衡,促进企业发展,因此,非控股股东违规减持的动机不强,更容易被约束(李姝等,2018)。与非控股大股东相比,强弱式产权结构为控股股东侵占中小股东利益提供了天然的条件,控股股东具有内部知情人士的地位优势,而且有能力操纵信息披露,因此,违规减持的动机更强。为了攫取超额收益,不乏控股股东采取隐匿手段进行减持,甚至是不顾及法律和道德底线的违规减持(吴育辉和吴世农,2010)。而且,控股大股东在减持过程中获取的股权转让溢价远远高于非控股大股东(刘亚莉和李静静,2010),因此,他们常常利用内幕消息套取超额收益(俞红海和徐龙炳,2010)。根据参照点契约理论,控股股东会基于符合自身期望的参照点,对控制权私人收益的风险与收益进行权衡,在此基础上确定对中小股东利益侵占的程度;而对于控股股东基于该参照点的侵占,非控股股东通常选择维护自身权益(徐宁等,2019)。控股股东一般在上市公司中股份占比较大,控制权的存在能为他们的违规减持提供“绿灯”通道,增加了他们掏空的动机和能力。因此,在声誉与财富之间进行权衡时,控股股东往往经不住财富的诱惑,导致声誉机制失灵,媒体曝光对控股股东的违规减持行为不能起到真正的警示作用。

基于以上分析,我们提出以下竞争性假设:

H2a:相对于控股大股东,媒体关注更可能抑制非控股大股东违规减持行为。

H2b:相对于非控股大股东,媒体关注更可能抑制控股大股东违规减持行为。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

为了检验媒体报道的监督作用,将样本分为违规减持(实验组)与正常减持(控制组)。本文的“大股东”是指除去董监高人员后持股比例超过5%的股东,这可更直观地反映媒体对大股东减持的监督作用。我国对上市公司大股东违规减持采取的监管措施主要有两种<sup>①</sup>:第一,对于违规行为较轻者,证券交易所或证监会会发布监管函、警示函。第二,对于违规行为严重者,证监会会发布处罚决定公告。

本文以沪深两市2012到2018年间存在大股东减持的上市公司为研究对象,之所以选取这一期间的样本是因为2012年创业板公司原始股份“大限”解禁开始<sup>②</sup>,迎来一大批大股东减持行为。手工筛选出违规减持样本,将备注中含有“违规公司、违规时间、违规公告、处罚机构”等字样定义为违规减持。剔除了以下数据:上市公司董事、高管等违规减持的数据;金融行业公司数据;ST公司数据和已经退市公司数据;减持比例在1%以下的的数据(违规减持除外);数据缺失的样本。最终得到的违规减持样本196个公司年,正常减持样本2479个公司年(如果一年内发生几次减持的只算一个样本,均按第一次发生减持的样本计算窗口期)。媒体关注度的数据来源于CNRDS数据库有关上市公司新闻舆情中的网络财经新闻,选取按自然日的网络新闻量化统计数据,用Python软件编程获取违规减持和正常减持事件发生日的前第180天至第7天之间的财经新闻报道次数。其他变量的数据主要来源于RESSET和CSMAR数据库。

#### (二)模型构建及变量定义

##### 1. 模型设置

为考察媒体监督对上市公司大股东是否违规减持的影响,本文借鉴蔡海静等(2017)、吴先聪等(2020)的研究构建模型(1):

$$IR_t = \beta_0 + \beta_1 Media + \beta_2 Size_{t-1} + \beta_3 ROA_{t-1} + \beta_4 LEV_{t-1} + \beta_5 Ind_{t-1} + \beta_6 Sup_{t-1} + \beta_7 Dual_{t-1} + \beta_8 ZH_{t-1} + \beta_9 First_{t-1} + \beta_{10} Growth + \beta_{11} AH_{t-1} + \beta_{12} Turnover_{t-1} + \beta_{13} FG_{t-1} + \beta_{14} State_{t-1} + Year + Indy + \varepsilon \quad (1)$$

其中,因变量 $IR$ 为虚拟变量,表示大股东是否存在违规减持行为,解释变量 $Media$ 为媒体关注度,用违规减持和正常减持事件发生日的前第180天至第7天之间的财经新闻报道次数的对数度量。如果媒体关注度对违规减持有积极地监督作用,也就是减少了违规减持现象,预期系数 $\beta_1$ 显著为负。依据变量特征,采用Probit回归模型实施回归分析。

##### 2. 变量选取

对于媒体关注度学术界有多种不同的测算方法。David等(2015)通过Factiva获取典型的、与散户相关的报纸(《华尔街日报》《纽约时报》《华盛顿邮报》和《今日美国》)上的相关报道。周兰和耀友福(2015)等采用的报刊媒体报道的数据来源于《中国重要报纸全文数据库》。而网络媒体报道的数据,学者们通常利用“百度新闻搜索引擎”以上市公司简称为关键词搜索新闻标

<sup>①</sup>本文的违规减持行为包括这两种,既包括大股东减持受到证券交易所或者是证监会通告、处罚的行为,又包括收到监管函、警示函及处罚公告的行为。

<sup>②</sup>在IPO上市时,公司的发起人(通常为控股股东、实际控制人或者其控制的关联人)所持有的股份通常为三年的锁定期,从上市之日起三年后方可流通,这部分限售股被称为“大限”。而创业板是2009年开市的。

题获得(罗进辉等,2012;周兰和耀友福,2015)。

如今,传统媒体具有滞后性、成本高等缺点,逐渐被网络新媒体所取代。网络媒体众多,仅财经新闻媒体就超过400家,而且每天24小时不间断更新,具有及时性。因此,本文媒体关注度的数据来源于CNRDS数据库有关上市公司新闻舆情中的网络财经新闻,选取按自然日的网络新闻量化统计数据,用Python软件编程获取违规减持和正常减持事件发生日的前第180天至第7天之间的财经新闻的所有报道量(包括正面、中性和负面报道)和负面报道的报道量作为衡量媒体关注度的指标。需要说明的是,时间窗口结束日之所以界定为减持事件发生的前7天,是因为事件发生前后媒体对上市公司的关注度可能会由于大股东的减持行为而产生差异,所以去除减持前七天的媒体报道量可以更客观地反映媒体对上市公司的日常监督情况。

在借鉴以往研究的基础上(Dai等,2015;Kim等,2017),论文加入了相关财务指标为控制变量,包括公司规模、盈利能力、偿债能力等;加入了反映公司内部治理的控制变量,包括独立董事比例、监事会规模、两职合一、股权制衡度、是否交叉上市、第一大股东持股比例等;还加入了营业收入增长率、换手率、市场化指数、是否国有等控制变量。由于采用的是事件研究法,事件发生后的年末因素不会对事件的发生产生影响,因此,除了自变量和因变量,其他大部分控制变量取上一期期末的值。主要变量定义如表1所示。

表1 主要变量定义

	变量名称	符号	变量定义
因变量	是否违规减持	<i>IR</i>	公司有大股东违规减持,取1,否则取0
自变量	媒体关注度	<i>Media</i>	(1+违规减持事件发生前第180天至第7天之间所有财经媒体关于该公司的新闻报道量)的自然对数,选用所有报道量(正面、中性和负面报道)和负面报道量两个指数进行研究。
调节变量	是否控股股东违规减持	<i>Ctrholder</i>	在减持公司中,如果是控股股东减持,取值为1,否则取0
	公司规模	<i>Size</i>	上一期公司总资产的账面价值的自然对数
	资本收益率	<i>ROA</i>	上一期公司净利润与平均资本的比率,反映公司的盈利能力
	资产负债率	<i>LEV</i>	上一期负债总额与资产总额的比率,反映公司的偿债能力
	独立董事比例	<i>Ind</i>	上一期独立董事数量与董事会总人数的比例,衡量公司的内部监督水平
	监事会规模	<i>Sup</i>	上一期监事会人数的自然对数
	两职合一	<i>Dual</i>	上一期当公司董事长兼任总经理取值为1,否则取0
	股权制衡度	<i>ZH</i>	上一期第2到第5大股东持股比例之和与第一大股东持股比例之比
	是否交叉上市	<i>AH</i>	上一期当上市公司在其他市场交叉上市,取值1,否则取0
控制变量	第一大股东持股比例	<i>First</i>	上一期上市公司第一大股东持股比例
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	连续3年营业收入增长率的平均值,即大股东减持当年和前两年营业收入增长率的平均值。
	换手率	<i>Turnover</i>	上一期总股数平均日换手率
	市场化指数	<i>FG</i>	上一期公司所在地区法律指数(樊纲指数) <sup>①</sup>
	是否国有公司	<i>State</i>	上一期为国有公司取1,否则取0
	年度虚拟变量	<i>Year</i>	年度哑变量,控制不同年份宏观经济因素的影响,共设6个年度哑变量,若属于减持事件年则赋值为1,否则为0
	行业虚拟变量	<i>Indy</i>	按证监会2012年的行业标准进行设置,若属于该行业则赋值为1,否则为0

<sup>①</sup>樊纲指数中2011—2014年数据摘自《中国市场化指数:各地区市场化相对进程》一书中,2015—2017年的数据是通过2008—2014年数据进行指数拟合测算的。首先将各省及直辖市2008—2014年的年份设为x,市场化指数设为y,代入excel表格并绘制出相对的市场化指数散点图,增加指数趋势线及公式,再将2015—2017年代入公式,求出相应的y值,即是测算出的各省及直辖市相对应的市场化指数。

## 四、实证分析

### (一)倾向得分匹配

#### 1. 匹配过程及结果

由于正常减持的样本数量远远大于违规减持的样本数量,受到样本量大小规模的干扰,不能直接分析媒体关注度对所有样本公司大股东是否有违规减持行为的影响,否则研究结果不准确。因此,本文利用PSM倾向得分匹配将违规减持样本(实验组)和正常减持样本(控制组)相匹配。由于不同年度上市公司所处的外部环境不同,因此首先将违规减持的196个样本和正常减持的2479个样本按年度进行划分。其次,将限定容差率定在0.05的水平,按最近邻匹配方法将样本按照1:1和1:2的标准进行匹配。最后,将大股东是否有违规减持行为定为组别标志,按照所有控制变量进行匹配,以使除了自变量外所有内外部因素都尽可能相近使其具有可比性。通过匹配,在1:1的匹配标准下,有5个违规减持样本公司未能匹配到合适的控制组,最终得到191个实验组样本和191个控制组样本,共382个样本;在1:2的匹配标准下,同样有5个违规减持样本公司未能匹配到控制组数据,最终得到191个实验组样本和382个控制组样本,共573个样本数据。获得实验组和控制组样本数据后,对其匹配结果整理后进行均衡性检验。由于两种匹配标准下均衡性检验结果一致,故只列示1:1匹配标准下的结果。表2报告了按1:1标准下匹配的结果。

表2 实验组可匹配的观测概览

psmatch2: Treatment assignment	psmatch2: Common support		Total
	off support	on support	
Untreated	0	2479	2479
Treated	5	191	196
Total	5	2670	2675

#### 2. 匹配样本的均衡性检验

本文按1:1标准对PSM后各变量在实验组和控制组之间的均衡性进行了检验,从检验结果可知,匹配后各控制变量在实验组和控制组之间是均衡的。变量Size、Ind、Sup、Dual、ZH、Growth、Turnover、FG等在匹配前的 $p$ 值在0.000至0.100之间,拒绝实验组与控制组无差异的原假设,即二者之间存在差异性,需要进行控制;而匹配后 $p$ 值全部大于0.1,即实验组与控制组之间不存在显著差异性。变量ROA、LEV、AH、First、State在匹配前后 $P$ 值全部大于0.1,没有明显变化,即实验组与控制组中的这几个变量在匹配前后无显著差异。经过倾向得分匹配后,各控制变量已尽可能相似,具有可比性。标准化平均值差异接近0,所有匹配变量的不平衡性显著降低,满足平衡性检验(限于篇幅,检验结果未在此列示)。

### (二)描述性统计分析

#### 1. 2012—2018年大股东减持情况描述性统计

表3列示了大股东减持样本的年度分布情况。大股东正常减持与违规减持的趋势基本保持一致,2012年至2015年整体呈上升趋势,2015年减持数量达到最高峰,2016年至2018年整体呈下降趋势。大股东违规减持样本量占样本总量最大的比例是在2016年和2017年,占比为11%。从减持行为发生的频率来看,控股股东正常减持和违规减持行为都小于非控股股东。

#### 2. 主要变量描述性统计

所有变量的描述性统计(1:1匹配样本)如表4所示。媒体所有关注(MediaSum)最大值为1962次,平均每家公司被关注92次,最少被关注3次,媒体负面关注(MediaNeg)最大值为

590次,平均每家公司被关注29次,最少被关注2次<sup>①</sup>,表明样本公司中媒体关注次数差异很大。是否控股股东减持变量(*Ctrholder*)均值为0.335,说明控股股东减持的倾向小于非控股股东。资产回报率(*ROA*)均值为0.032,说明样本公司资产回报率不高。资产负债率(*LEV*)均值为0.413,样本公司的资本结构比较合理。独立董事比例(*Ind*)均值为0.375,样本公司独立董事的人数的比例略高于法定最低要求。两职合一(*Dual*)均值为0.381,样本数据中公司兼任的情况相对较少。第一大股东持股比例(*First*)均值为0.318,最大值为0.775,说明第一大股东持股比例较大,股权相对集中。是否交叉上市(*AH*)均值为0.030,样本中在其他市场交叉上市的公司较少,只占3%。换手率(*Turnover*)均值为1.993,样本数据中公司股票较活跃,股民购买意愿较高。是否国有公司(*State*)均值为0.225,中位数为0,表明国有上市公司样本数量比非国有上市公司样本数量少。

表3 大股东减持样本年度分布

年份	违规减持次数			正常减持次数			违规减持占 样本总比例
	总次数	控股股东	非控股股东	总次数	控股股东	非控股股东	
2012	2	0	2	215	50	165	1%
2013	10	2	8	367	112	255	3%
2014	24	8	16	444	182	262	5%
2015	51	21	30	515	246	269	9%
2016	46	11	35	356	140	216	11%
2017	31	8	23	264	109	155	11%
2018	32	6	26	318	126	192	9%
合计	196	56	140	2479	965	1514	7%

表4 主要变量描述性统计

VARIABLES	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>IR</i>	382	0.500	0.501	0	0.500	1
<i>MediaSum</i>	382	4.527	0.987	1.098	4.549	7.582
<i>MediaNeg</i>	382	3.372	1.019	0.693	3.367	6.380
<i>Ctrholder</i>	382	0.335	0.473	0	0	1
<i>Size</i>	382	21.75	1.171	18.59	21.650	26.65
<i>ROA</i>	382	0.032	0.079	-1.068	0.035	0.295
<i>LEV</i>	382	0.413	0.221	0.020	0.389	1.019
<i>Ind</i>	382	0.375	0.054	0.300	0.333	0.625
<i>Sup</i>	382	1.180	0.199	0.693	1.099	1.946
<i>Dual</i>	382	0.381	0.487	0	0	1
<i>ZH</i>	382	1.165	0.857	0.041	0.907	5.249
<i>First</i>	382	0.318	0.137	0.0412	0.291	0.775
<i>Growth</i>	382	0.300	1.183	-0.753	0.126	8.102
<i>AH</i>	382	0.030	0.175	0	0	1
<i>Turnover</i>	382	1.993	1.306	0.111	1.652	6.975
<i>FG</i>	382	8.511	1.749	2.950	9.080	11.76
<i>State</i>	382	0.225	0.418	0	0	1

### (三)相关性分析

本文按1:1匹配样本做了主要变量的相关性分析。分析结果显示是否违规减持(*IR*)与媒体所有关注(*Media*)相关系数为-0.167,在1%的水平下显著,表明媒体关注度越高,上市公司大股东越不倾向于违规减持,初步支持了假设1。此外,*IR*与*Growth*、*AH*和*State*的相关系数分别

<sup>①</sup>表中列示的是“媒体报道次数+1”的自然对数,媒体报道次数未在表中列示。

为-0.418、-0.120和-0.100,同时在1%、5%和10%的水平下显著,符合变量之间的基本逻辑关系。除了第一大股东持股比例(*First*)与股权制衡度(*ZH*)之间的相关系数超过0.5以外,绝大多数相关系数都在0.2以下,说明模型不存在严重的共线性问题,在一定程度上保证了后文实证结果的准确性和可靠性(限于篇幅,统计结果未在此列示)。

#### (四)主回归分析

##### 1. 媒体关注度对上市公司大股东是否违规减持的影响分析

本文首先讨论媒体监督是否会影响到公司大股东违规减持,利用模型(1)进行Probit回归。表5第(1)(2)列分别列示了实验组和控制组按1:1匹配样本的媒体所有报道和负面报道的回归结果。结果显示,以所有报道衡量媒体关注度的回归结果中,媒体关注(*Media*)与上市公司大股东是否违规减持(*IR*)在5%的水平下显著负相关(回归系数分别为-0.163,*t*值为-2.24),以负面报道衡量媒体关注度的回归结果中,媒体关注与上市公司大股东是否违规减持在1%的水平下显著负相关(回归系数分别为-0.471,*t*值为-4.89),回归结果表明,媒体关注度越高,上市公司大股东越不倾向于违规减持,表明媒体关注对上市公司大股东违规减持起到了明显的约束作用,而且负面报道的约束力更显著。表5第(3)(4)列分别列示了实验组和控制组按1:2匹配样本的媒体所有报道和负面报道的回归结果。结果显示,以所有报道衡量媒体关注度的回归中,媒体关注与上市公司大股东是否违规减持在10%的水平下显著负相关(回归系数分别为-0.135,*t*值为-1.95),以负面报道衡量媒体关注度的回归中,媒体关注与上市公司大股东是否违规减持在1%的水平下显著负相关(回归系数分别为-0.225,*t*值为-2.99),其结果同样表明,媒体关注度越高,上市公司大股东越不倾向于违规减持,表明媒体关注对上市公司大股东违规减持起到了明显的约束作用,负面报道的约束力更显著。这些研究结果证明,当上市公司受到媒体关注度越高,公司信息透明度越高,从而削弱了大股东利用内部信息优势实现高位减持套利。同时,媒体负面关注度越高越可能引起市场主体和监管部门注意,为了减缓市场压力、维护公司声誉,大股东违规减持行为减少,因此,该结论验证了本文的研究假设H1。

其他主要控制变量的回归结果:在1:1和1:2匹配样本的回归分析中,营业收入增长率(*Growth*)与是否违规减持(*IR*)分别在1%和10%的水平下显著负相关,意味着营业收入较好的公司大股东不倾向于违规减持;是否交叉上市(*AH*)与是否违规减持(*IR*)在5%的水平下显著负相关,表明在其他市场交叉上市的公司其大股东不倾向于违规减持;是否国有企业(*State*)与是否违规减持(*IR*)在5%的水平下显著负相关,表明非国有企业大股东更可能选择违规减持套现;回归结果显示,独立董事和监事会对大股东违规减持行为没有起到显著的监督作用。

##### 2. 媒体监督对是否控股大股东违规减持的影响分析

从理论上讲,相对于非控股大股东,控股大股东对公司的各项决策拥有绝对的控制权,而非控股大股东对控股大股东行为形成监督制衡,这两类大股东减持可能具有不同的动机和目的。因此,本文进一步讨论媒体关注对控股大股东和非控股大股东的违规减持行为的影响是否存在差异。在模型(1)的基础上加入是否控股大股东减持变量(*Ctrlholder*)以及是否控股大股东减持与媒体关注的交乘项(*Ctrlholder*×*Media*),然后进行Probit回归。表6列示了媒体关注度对上市公司是否控股大股东违规减持影响的回归结果,其中,第(1)和(2)列是1:1匹配样本的回归结果。是否控股大股东减持与媒体关注的交乘项(*Ctrlholder*×*Media*)系数均不显著(回归系数分别为0.227和0.116,*t*值分别为1.40和0.71),表明媒体关注对控股股东还是非控股股东违规减持的监督作用没有显著差别。第(3)和(4)列展示了1:2匹配样本的回归结果,同样,是否控股大股东减持与媒体关注的交乘项(*Ctrlholder*×*Media*)系数均不显著(回归系数分别为0.153和0.137,*t*值分别为0.74和0.69)。由此可见,H2a和H2b未得到验证。这些结果说明媒体关注对控股大股

表5 媒体关注对大股东是否违规减持的影响

VARIABLES	1:1匹配样本		1:2匹配样本	
	(1)所有报道	(2)负面报道	(3)所有报道	(4)负面报道
<i>Media</i>	-0.163** (-2.24)	-0.471*** (-4.89)	-0.135* (-1.95)	-0.225*** (-2.99)
<i>Size</i>	0.077 (0.74)	0.095 (1.10)	-0.051* (-1.94)	-0.069* (-1.90)
<i>ROA</i>	0.313 (0.26)	0.392 (0.32)	0.445 (0.47)	0.610 (0.62)
<i>LEV</i>	-0.046 (-0.70)	-0.073 (-0.66)	-0.076 (-0.80)	-0.111 (-0.72)
<i>Ind</i>	-0.707 (-0.51)	-0.725 (-0.52)	-0.248 (-0.43)	-0.261 (-0.45)
<i>Sup</i>	0.393 (0.95)	0.384 (0.92)	-0.104 (-0.68)	-0.111 (-0.72)
<i>Dual</i>	0.059 (0.36)	0.057 (0.34)	0.083 (0.63)	0.075 (0.57)
<i>ZH</i>	-0.018 (-0.53)	-0.026 (-0.19)	-0.025 (-0.24)	-0.019 (-0.28)
<i>First</i>	-0.416 (-0.48)	-0.441 (-0.51)	0.703 (0.55)	0.708 (0.54)
<i>Growth</i>	-0.328*** (-2.61)	-0.328*** (-2.60)	-0.065* (-1.78)	-0.062* (-1.75)
<i>AH</i>	-1.356** (-2.44)	-1.368** (-2.46)	-0.538** (-2.23)	-0.564** (-2.29)
<i>Turnover</i>	0.067 (0.08)	0.074 (0.09)	0.024 (0.38)	0.026 (0.40)
<i>FG</i>	-0.035 (-0.81)	-0.036 (-0.82)	-0.016 (-1.43)	-0.017 (-1.41)
<i>State</i>	-0.551** (-2.51)	-0.546** (-2.50)	-0.272** (-2.46)	-0.277** (-2.49)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	4.722 (1.12)	4.706 (1.28)	5.607 (1.09)	5.535 (1.13)
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.1571	0.1577	0.1381	0.1387
<i>N</i>	382	382	573	573

注：括号内为z值，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，下同。

东和非控股大股东的违规减持行为的监督作用没有显著差异。

#### (五)稳健性检验

为检验结论的稳健性,本文采用替换媒体关注变量、剔除受干扰样本和延长媒体关注窗口等多种方式进行检验:

##### 1. 替换媒体关注变量

媒体主要采用网络和报刊形式传播信息,前文的研究我们用网络新媒体度量媒体关注变量,结果显示媒体负面报道可以显著抑制大股东违规减持行为。接下来采用报刊财经新闻报道作为媒体关注替代变量进行稳健性检验。报刊财经新闻报道的数据来源于CNRDS数据库。仍然采用事件窗的方法,累计违规减持事件发生前第180天至第7天之间,即[-180,-7]窗口期内所有报刊财经媒体的报道量,将“报刊财经新闻的报道次数+1”取自然对数衡量媒体关注度变

表6 媒体关注对是否控股大股东违规减持的影响

VARIABLES	1:1匹配样本		1:2匹配样本	
	(1)所有报道	(2)负面报道	(3)所有报道	(4)负面报道
<i>Media</i>	-0.187** (-2.26)	-0.494*** (-3.53)	-0.135** (-1.86)	-0.241*** (-2.77)
<i>Ctrholder</i>	-1.318* (-1.73)	-0.680 (-1.16)	-0.268 (-0.94)	-0.351 (-0.61)
<i>Ctrholder</i> × <i>Media</i>	0.227 (1.40)	0.116 (0.71)	0.153 (0.74)	0.137 (0.69)
<i>Size</i>	0.126 (0.74)	0.017 (0.19)	-0.135* (-1.80)	-0.121* (-1.65)
<i>ROA</i>	0.138 (0.72)	0.271 (0.53)	0.393 (0.68)	0.545 (0.58)
<i>LEV</i>	-0.076 (-0.78)	-0.079 (-0.77)	-0.085 (-0.23)	-0.119 (-0.32)
<i>Ind</i>	-0.282 (-0.40)	-0.411 (-0.29)	-0.343 (-0.59)	-0.358 (-0.61)
<i>Sup</i>	0.392 (0.94)	0.387 (0.93)	-0.116 (-0.75)	-0.123 (-0.80)
<i>Dual</i>	0.057 (0.36)	0.061 (0.37)	0.081 (0.62)	0.074 (0.56)
<i>ZH</i>	-0.037 (-0.49)	-0.051 (-0.47)	-0.036 (-0.43)	-0.028 (-0.41)
<i>First</i>	-0.386 (-0.44)	-0.407 (-0.49)	0.125 (0.58)	0.106 (0.64)
<i>Growth</i>	-0.346** (-2.20)	-0.335** (-2.21)	-0.069* (-1.82)	-0.067* (-1.79)
<i>AH</i>	-1.454** (-2.51)	-1.396** (-2.44)	-0.492** (-2.12)	-0.519** (-2.18)
<i>Turnover</i>	-0.065 (-0.58)	0.073 (0.49)	-0.059 (-0.69)	-0.086 (-0.63)
<i>FG</i>	-0.047 (-1.08)	-0.045 (-1.03)	-0.042 (-1.23)	-0.012 (-1.12)
<i>State</i>	-0.569*** (-2.57)	-0.561** (-2.55)	-0.281* (-1.85)	-0.287* (-1.73)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	4.631 (1.23)	4.411 (0.92)	5.159 (1.12)	5.125 (1.03)
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	0.1669	0.1646	0.1626	0.1632
<i>N</i>	382	382	573	573

量。利用模型(1)进行Probit回归分析。回归结果如表7所示,在1:1匹配样本的回归结果中,报刊媒体所有报道或负面报道(*BKMedia*)与大股东是否违规减持(*IR*)<sub>5%</sub>和1%的水平下显著负相关(回归系数分别为-0.199和-0.179, *t*值分别为-2.08和-2.87)。在1:2匹配样本的回归结果中,报刊媒体所有报道或负面报道(*BKMedia*)与大股东是否违规减持(*IR*)<sub>10%</sub>和5%的水平下显著负相关(回归系数分别为-0.137和-0.168, *t*值分别为-1.78和-2.07)。再次验证H1成立,说明前面的研究结果具有相对稳健性。

## 2. 剔除2015年样本量

由于2015年我国资本市场发生股灾,对大股东减持产生了诸多干扰因素,因此,论文剔除

表7 报刊媒体关注对大股东是否违规减持的影响

VARIABLES	1:1匹配样本		1:2匹配样本	
	(1)所有报道	(2)负面报道	(3)所有报道	(4)负面报道
<i>BKMedia</i>	-0.199** (-2.08)	-0.179*** (-2.87)	-0.137* (-1.78)	-0.168** (-2.07)
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year &amp; Indy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	4.716 (1.02)	5.029 (1.12)	5.453 (1.01)	6.664 (1.07)
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.1562	0.1573	0.1497	0.1509
<i>N</i>	382	382	573	573

2015年样本数据进行稳健性检验。剔除后的违规减持和正常减持样本分别为280和420,同样利用模型(1)进行Probit回归分析,再次检验媒体关注度对大股东违规减持的影响。结果如表8所示,第(1)(2)列展示了1:1匹配样本媒体所有报道和负面报道的回归结果,媒体关注与大股东违规减持分别在5%和1%的置信水平下显著负相关。第(2)(4)列展示了1:2匹配样本媒体所有报道和负面报道的回归结果,媒体关注与大股东违规减持分别在10%和5%的置信水平下显著负相关。再次验证H1成立。

表8 媒体关注对大股东是否违规减持的影响(剔除2015年样本)

VARIABLES	1:1匹配样本		1:2匹配样本	
	(1)所有报道	(2)负面报道	(3)所有报道	(4)负面报道
<i>Media</i>	-0.265** (-2.03)	-0.373*** (-2.91)	-0.236* (-1.85)	-0.309** (-2.13)
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year &amp; Indy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	4.252** (1.13)	4.322 (1.15)	5.109** (1.13)	5.100 (1.14)
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.1495	0.1503	0.1466	0.1468
<i>N</i>	280	280	420	420

### 3. 延长窗口期

利用延长窗口期的方法,将媒体日常监管的时间从180天延长为360天,检验在大股东减持前一年内媒体日常监督所起到的作用效果。回归结果如下:

表9第(1)(2)列分别报告了1:1匹配样本延长窗口期后媒体所有报道和负面报道与大股东减持之间的关系,回归结果均显示媒体关注与大股东是否违规减持之间呈现负相关关系,且在1%的置信水平下显著。第(3)(4)列分别报告了1:2匹配样本延长窗口期后媒体所有报道和负面报道与大股东减持之间的关系,回归结果均显示媒体关注与大股东是否违规减持之间呈现负相关关系,且在5%和1%的置信水平下显著。说明将媒体的日常监督时间延长为360天之后,媒体关注仍然对上市公司大股东违规减持行为有显著的约束作用,而且统计 $t$ 值比短窗口期更大,表明长窗口期展现出的约束效果更显著,其结论进一步验证了假设H1。

## 五、进一步研究

### (一)中介机制研究

从企业管理角度出发,企业控制系统分为内部控制、外部控制,内部控制与外部控制都是促进企业健康发展的重要保障。媒体监督是企业的外部治理机制之一,不仅通过提高信息透明

表9 媒体关注对大股东是否违规减持的影响(延长窗口期)

Variables	1:1匹配样本		1:2匹配样本	
	(1)所有报道	(2)负面报道	(3)所有报道	(4)负面报道
<i>Media360</i>	-0.370*** (-2.67)	-0.542*** (-5.19)	-0.162** (-2.01)	-0.273*** (-3.38)
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year &amp; Indy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	4.625 (1.05)	4.635 (1.15)	5.588 (1.02)	5.016 (1.07)
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.1563	0.1567	0.1489	0.1414
<i>N</i>	382	382	573	573

度、削弱内部人信息优势直接发挥治理作用,还将通过改善其他治理机制而间接发挥治理作用。在市场竞争机制及经理人市场成熟的前提下,媒体监督既可以通过影响经理人的声誉以实现公司治理得到改善的目的(Dyck和Zingales,2008),也可以通过激活内部治理机制降低代理成本、提升代理效率(罗进辉,2012)。

公司内部控制失效容易引起违规行为,媒体关注提高了公司不规范行为被曝光的概率,吸引了监管部门的介入,迫使公司加强内部控制建设,改正不规范行为(逯东等,2015)。同时,基于声誉机制和市场压力,当公司不当行为被媒体曝光时,公司声誉受到负面影响,而媒体负面报道会增加企业的行政压力与市场压力,理性的管理层为了保护公司和自己的声誉以及潜在利益,有动力完善内部控制制度,提高内部控制有效性(曾蔚等,2016)。高质量内部控制显著地约束了董监高的机会主义减持行为(陈作华和方红星,2019),而且,在媒体关注发挥公司治理作用的过程中,内部控制的中介作用明显(曾蔚等,2016)。

那么,我国资本市场经历了30年的发展,媒体关注能否通过提高上市公司内部控制有效性来约束大股东违规减持行为呢?论文接下来试图探讨这个问题。

借用曾蔚等(2016)的逐步回归方法,从DIB数据库获取内部控制有效性数据<sup>①</sup>,本文检验了内部控制在媒体关注约束大股东违规减持过程中的中介效应。其方法是:第一步用OLS回归方法检验媒体对内部控制有效性(*IntContr*)的作用,第二步将内部控制有效性(*IntContr*)加入模型(1)后,用Probit回归方法检验其在媒体关注约束大股东违规减持过程中的中介效应。内部控制作为中介变量对于媒体所有报道和负面报道与大股东违规减持的逐步回归结果如表10所示,第(1)至(4)列展示了1:1匹配样本的回归结果,第(5)至(8)列展示了1:2匹配样本的回归结果。根据Baron和Kenny(1986)检验中介效应的逐步法可以判断,无论是在1:1匹配样本还是1:2匹配样本的回归中,抑或是在所有报道的关注还是负面报道的关注中,内部控制有效性在媒体监督大股东违规减持过程中的中介效应均不显著。出现上述结果可能的原因是我国仍属于市场机制不够成熟的转型经济国家,且声誉机制不健全,媒体关注很难通过激活内部治理机制抑制大股东违规减持,媒体很大程度上需要依靠行政介入实现其公司治理功能(李培功和沈艺峰,2010)。

## (二)调节机制研究

制度包括正式制度和非正式制度。一般来说,非正式制度安排作为制度的重要构成要素,在人类行为约束体系中,具有十分重要的地位,特别是在中国这样一个处于经济转型且法律法规不完善的国家。法律法规被认为是一种正式制度,其执行和惩罚规模会影响媒体公司治理作用的发挥(Dyck和Zingales,2008),同样,媒体作为一种非正式制度,其治理作用的发挥依赖于

<sup>①</sup>表10中*IntContr*是内部控制有效性替代变量,采用DIB数据库中的“内部控制指数+1”取自然对数衡量。

表 10 公司内部控制对媒体关注与大股东违规减持关系的中介效应检验

Variables	1:1所有报道		1:1负面报道		1:2所有报道		1:2负面报道	
	(1)Intcontr	(2)IR	(3)Intcontr	(4)IR	(5)Intcontr	(6)IR	(7)Intcontr	(8)IR
<i>Media</i>	0.159 (1.63)	-0.165** (-2.75)	0.215 (1.53)	-0.147*** (-3.92)	0.200 (1.52)	-0.132*** (-2.68)	0.276 (1.59)	-0.130*** (-3.03)
<i>IntContr</i>		-0.092 (-0.78)		0.022 (1.24)		-0.079 (-0.78)		-0.032 (-1.34)
<i>Size</i>	0.124 (1.31)	-0.049 (-0.76)	0.121 (1.33)	-0.057 (-0.61)	0.119* (1.64)	-0.146* (-1.95)	0.115** (1.40)	-0.132* (-1.82)
<i>ROA</i>	0.857*** (4.78)	0.269 (0.42)	0.659*** (4.58)	0.338 (0.47)	5.426*** (5.79)	0.374 (0.39)	5.095*** (5.45)	0.516 (0.52)
<i>LEV</i>	-1.266*** (-2.59)	-0.033 (-0.59)	-1.206** (-2.11)	-0.056 (-0.52)	-1.333*** (-3.14)	-0.065 (-0.67)	-1.253*** (-2.97)	-0.094 (-0.65)
<i>Ind</i>	-0.759 (-0.51)	-0.701 (-0.51)	-0.705 (-0.48)	-0.717 (-0.72)	0.257 (0.99)	-0.256 (-0.64)	0.246 (0.78)	-0.269 (-0.46)
<i>Sup</i>	-0.947* (-1.79)	0.403 (0.96)	-0.908* (-1.71)	0.397 (0.95)	-0.501* (-1.87)	-0.103 (-0.66)	-0.491* (-1.94)	-0.106 (-0.69)
<i>Dual</i>	0.141 (0.80)	0.058 (0.96)	0.153 (0.87)	0.055 (0.43)	-0.012 (-0.58)	0.081 (0.61)	0.051 (0.63)	0.072 (0.59)
<i>ZH</i>	-0.228 (-1.54)	-0.016 (-0.32)	-0.201 (-1.36)	-0.023 (-0.37)	-0.027 (-0.42)	-0.027 (-0.25)	-0.018 (-0.67)	-0.021 (-0.29)
<i>First</i>	0.149 (0.16)	-0.418 (-0.48)	0.243 (0.26)	-0.444 (-0.51)	0.715 (0.88)	-0.032 (-0.15)	0.810 (1.01)	-0.089 (-0.21)
<i>Growth</i>	0.064 (1.36)	-0.328** (-2.11)	0.029 (1.44)	-0.327** (-2.10)	0.077 (1.13)	-0.168** (-2.08)	0.075 (1.22)	-0.138** (-2.06)
<i>AH</i>	0.512* (1.65)	-1.359** (-2.44)	0.530 (1.16)	-1.374** (-2.47)	0.387* (1.67)	-0.536** (-2.23)	0.440* (1.65)	-0.563** (-2.29)
<i>Turnover</i>	0.066 (0.77)	-0.074 (-0.39)	0.071 (0.83)	-0.083 (-0.29)	0.071 (0.99)	-0.022 (-0.35)	0.079 (1.11)	-0.024 (-0.38)
<i>FG</i>	0.051 (1.09)	-0.036 (-0.82)	0.053 (1.14)	-0.037 (-0.83)	0.063* (1.67)	-0.017 (-0.87)	0.057 (1.58)	-0.017 (-0.84)
<i>State</i>	0.140 (0.62)	-0.552** (-2.52)	0.122 (0.54)	-0.548** (-2.50)	0.226 (1.17)	-0.264* (-1.92)	0.193 (1.07)	-0.269* (-1.94)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indy</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	5.311** (2.33)	4.660 (1.42)	5.275** (2.33)	4.625 (1.27)	5.220** (2.30)	5.379 (1.23)	5.206** (2.31)	5.267 (1.17)
<i>R<sup>2</sup>/Psud R<sup>2</sup></i>	0.2001	0.1572	0.2082	0.1578	0.2053	0.1573	0.2192	0.1582
<i>N</i>	382	382	382	382	573	573	573	573

注:括号内为t值或z值。

法规制度的支撑。在完善的法律环境下,媒体的治理作用越强,代理成本就会越低,媒体报道与法律制度在降低代理成本时存在着互补的关系(王恩山和戴小勇,2013;吴先聪等,2020)。媒体这种外部监督力量会受到正式制度和非正式制度环境的约束,其对上市公司的影响也必然受到制度环境的制约(王翊和许晓卉,2018)。

为了规范大股东的减持行为,2016年1月证监会颁布了《上市公司大股东、董监高减持股份的若干规定》(以下简称“减持规定”)。基于上面的理论分析,文章假设减持规定可以正向调节媒体关注对大股东违规减持的抑制作用,即与减持规定颁布以前相比,颁布以后媒体的治理效果越显著。

为了验证上面的假设,在模型(1)中加入“是否颁布减持规定”(ReRu)变量<sup>①</sup>,以及媒体关注与减持规定的交乘项(Media×ReRu),利用Probit方法进行回归,结果如表11所示,第(1)(2)列展示了1:1匹配样本的回归结果,第(3)(4)列展示了1:2匹配样本的回归结果。结果显示,是否颁布减持规定(ReRu)与大股东违规减持在10%的置信水平下显著负相关,媒体所有报道和负面报道的交乘项(Media×ReRu)系数也是在5%或10%的置信水平下显著为负。这些结果表明减持规定颁布后媒体的监督作用发挥得更好,即减持规定对媒体关注与大股东违规减持之间的关系起到了显著的正向调节作用。表明在正式制度如减持规定的威慑下,增加了违规行为被处罚的概率。因此,媒体曝光更可能引起大股东的警觉,为了降低声誉和利益损失,大股东会减少违规减持行为。

表 11 减持规定对媒体关注与大股东违规减持关系的调节作用

VARIABLES	1:1匹配样本		1:2匹配样本	
	(1)所有报道	(2)负面报道	(3)所有报道	(4)负面报道
Media	-0.164** (-2.04)	-0.147*** (-3.11)	-0.152* (-1.87)	-0.155** (-2.44)
ReRu	-1.103* (-1.72)	-1.946* (-1.83)	-1.812* (-1.70)	-1.884* (-1.82)
Media×ReRu	-0.127* (-1.76)	-0.397** (-2.24)	-0.335* (-1.75)	-0.423* (-1.93)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year & Indy	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	4.717 (0.62)	4.596 (0.74)	5.322 (0.73)	5.257 (0.81)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1571	0.1578	0.1573	0.1582
N	382	382	573	573

## 六、研究结论与建议

本文从媒体的信息传播功能入手,基于信息不对称、声誉理论、市场压力和政府规制等理论,研究了媒体报道对大股东违规减持影响的作用机理和路径。以2012年至2018年深沪上市公司为研究样本,手工搜集大股东违规减持的数据,用PSM方法对实验组样本(违规减持组)按照1:1和1:2的比例匹配控制组样本(正常减持组),实证检验了媒体关注对上市公司大股东违规减持行为的监督作用。同时还深入分析了媒体的日常监督对于控股大股东与非控股大股东减持的影响差异,以及在媒体治理作用发挥过程中,公司内部控制有效性的中介作用和减持规定的调节作用。研究发现:第一,媒体关注度与大股东是否违规减持呈显著的负相关关系,这说明通过加强媒体的日常监督作用,能够有效降低大股东违规减持行为的发生。当公司受到的媒体关注度越高,大股东更会为了公司利益而不去触碰法律底线。第二,媒体关注对控股大股东和非控股大股东违规减持行为的约束作用没有显著差异。第三,在我国不成熟资本市场中,由于声誉机制不健全等原因,媒体很难通过改善公司治理机制来抑制大股东的违规减持行为,即媒体在监督大股东违规减持行为的过程中,内部控制有效性的中介效应不显著。第四,减持规定对媒体关注与大股东违规减持之间的关系起到了显著的正向调节作用,表明正式制度与非正式制度在监督大股东违规减持行为的过程中存在互补、互促的协同关系。

根据本文研究结果,提出以下几点建议:第一,完善媒体报道制度,树立媒体实时报道理念,不仅对公司违规行为曝光,还要加强正面宣传、营造主流舆论。比如,向大股东传递建立长

<sup>①</sup>颁布了“减持规定”的年份赋值为1,否则为0。证监会是在2016年颁布的“减持规定”,所以2016—2018年为1,2012—2015年为0。

期利益的价值观念,向中小投资者传递正确的投资观,引导各利益相关者正确看待合理的股东减持行为。第二,完善声誉机制在媒体监督中的作用。根据声誉机制对控股股东违规减持失灵的研究结论,可以将声誉机制与其他契约绑定,如将大股东声誉机制与融资机制相结合,使治理机制与隐性契约相互牵制,充分发挥声誉机制与媒体监督共同制约大股东违规减持的功能。第三,构建媒体与法律协同监督机制。从已有研究可知,由于法律威慑力有限,违规成本较低,虽然颁布了减持规定,大股东违规减持事件仍然屡见不鲜。同时,媒体治理功能的实现也需要借助政府的力量(李培功和沈艺峰,2013),因此,可以构建媒体监督的“软约束”与法律监督的“硬约束”协同治理机制,用媒体的“锐眼”发现异常减持问题,用法律的“利剑”解决异常减持问题,两者相互补充、相互促进,充分发挥外部监督机制对大股东违规减持的治理作用。

本文研究的不足以及未来研究展望:主要不足在于本文的研究没有细分媒体关注对象,“媒体关注”可以细分为对产品的关注、对企业家的关注、对公司治理的关注等等,以后的研究可以对“媒体关注”进行细分,找出发挥主要作用的“媒体关注”。

### 主要参考文献

- [1]蔡海静,汪祥耀,谭超.高送转、财务业绩与大股东减持规模[J].*会计研究*,2017,(12):45-51.
- [2]李明,叶勇.媒体负面报道对控股股东掏空行为影响的实证研究[J].*管理评论*,2016,28(1):73-82.
- [3]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*,2010,45(4):14-27.
- [4]李姝,翟士运,古朴.非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新[J].*中国工业经济*,2018,(7):155-173.
- [5]李焰,王琳.媒体监督、声誉共同体与投资者保护[J].*管理世界*,2013,(11):130-143.
- [6]逮东,付鹏,杨丹.媒体类型、媒体关注与上市公司内部控制质量[J].*会计研究*,2015,(4):78-85.
- [7]沈艳,王靖一.媒体报道与未成熟金融市场信息透明度——中国网络借贷市场视角[J].*管理世界*,2021,(2):35-50.
- [8]吴先聪,陈鑫,张健.“减持规定”规范了大股东减持行为吗?[J].*审计与经济研究*,2020,(3):58-69.
- [9]颜恩点,曾庆生.新闻媒体的信息和监督功能:基于上市公司会计盈余价值相关性的研究[J].*外国经济与管理*,2018,40(7):99-112.
- [10]曾蔚,刘志杰,张昭.媒体关注、内部控制有效性与企业业绩波动性研究[J].*中南大学学报(社会科学版)*,2016,22(2):116-122.
- [11]周开国,应千伟,钟畅.媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据[J].*金融研究*,2016,(6):193-206.
- [12]周兰,耀友福.媒体监督、审计契约稳定性与审计质量[J].*外国经济与管理*,2015,37(7):58-73.
- [13]Baloria V P, Heese J. The effects of media slant on firm behavior[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 129(1): 184-202.
- [14]Brochet F. Information content of insider trades before and after the Sarbanes-Oxley act[J]. *The Accounting Review*, 2010, 85(2): 419-446.
- [15]Cline B N, Gokkaya S, Liu X. The persistence of opportunistic insider trading[J]. *Financial Management*, 2017, 46(4): 919-964.
- [16]Dai L L, Parwada J T, Zhang B H. The governance effect of the media's news dissemination role: Evidence from insider trading[J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(2): 331-366.
- [17]Gao H Y, Wang J B, Wang Y C, et al. Media coverage and the cost of debt[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2020, 55(2): 429-471.
- [18]Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and investors' responses to media exposure of board ineffectiveness[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(3): 579-605.
- [19]Khan M, Lu H. Do short sellers front-run insider sales?[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(5): 1743-1768.
- [20]Kim J B, Li L C, Zhang H. Analyst forecast accuracy and media independence[J]. *Financial Management*, 2017, 46(4): 1023-1051.

# Does Media Coverage Supervise Large Shareholders' Illegal Reduction?

Wu Xiancong<sup>1,2</sup>, Zheng Guohong<sup>1,2</sup>

(1. School of Business, Southwest University of Political Science & Law, Chongqing 401120, China;

2. Research Center for Audit and Rule of Law, Southwest University of Political Science & Law, Chongqing 401120, China)

**Summary:** Taking the listed companies from 2012 to 2018 as the original sample, this paper manually collects the data of illegal reduction of large shareholders, and uses the PSM method to match the samples of the experimental group (illegal reduction group) with the samples of the control group (regular reduction group). Then, it empirically tests the impact of media coverage on the illegal reduction of large shareholders of listed companies. The results show that the more the media coverage of listed companies, the lower the possibility of illegal reduction of large shareholders, and the effect of negative coverage is more significant. But there is no significant difference in the supervision effect of media coverage on the illegal reduction of controlling and non-controlling large shareholders. In further research, this paper discusses the intermediary path and regulation mechanism of media coverage on the restriction of large shareholders' reduction. The results show that in the immature capital market, it is difficult for the media to restrict the illegal reduction of large shareholders by improving the effectiveness of corporate internal control, but it can rely on administrative intervention to realize its corporate governance function.

The main contributions are as follows: Firstly, this paper studies the impact of media coverage on the illegal reduction of large shareholders, so as to provide a new perspective for the protection of the interests of small and medium-sized investors. Secondly, this paper uses the PSM method to obtain two group paired samples, and then uses the event study to extract the reporting times of financial media coverage in the long and short window periods. Based on this, it analyzes the impact mechanism and effect of the "soft constraint" of media daily supervision on the reduction behavior of large shareholders. Because the data used in regression analysis is "clean", which eliminates interference factors and endogenous problems as much as possible, it can more accurately identify the supervision effect of media coverage on the illegal reduction of large shareholders. Thirdly, based on the reputation mechanism and administrative intervention mechanism, this paper discusses the intermediary effect and regulation effect of media governance from the micro and macro perspectives, and deeply analyzes the path and mechanism of media governance. The results provide a theoretical and practical basis for the financial media to alleviate the Second Agency Problem, which not only enriches the relevant research results of the role of media coverage on corporate governance, but also provides a reference for regulatory authorities to supervise the illegal reduction of large shareholders and protect the interests of small and medium-sized shareholders.

**Key words:** media supervision; large shareholders; illegal reduction; internal control; reduction regulations

(责任编辑:王 孜)