

上市公司违规行为会提升股价崩盘风险吗

沈华玉, 吴晓晖

(厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005)

[摘要] 以1992-2015年中国A股上市公司为样本,探讨上市公司违规行为与股价崩盘风险的关系,发现二者呈显著正相关关系。进一步研究发现,当公司内部和外部治理水平较差、公司信息不对称程度较高时,上市公司违规行为与股价崩盘风险的正相关关系更加显著。这表明,上市公司违规行为可能同时通过“治理”效应和“信息”效应影响股价崩盘风险。

[关键词] 股价崩盘风险; 违规行为; 信息不对称; 机构投资者; 公司治理

[中图分类号] F276

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2017)01-0083-12

Will Violations of Listed Companies Increase the Risk of Stock Price Crash

SHEN Hua-yu, WU Xiao-hui

(School of Management, Xiamen University, Xiamen 310005, China)

Abstract: Taking China's listed companies as a sample from year 1992 to year 2015, this paper explores the relationship between the violations and the risk of stock price crash. We find that violation is significantly positive to stock price crash risk. After a series of robust tests, the conclusion is still robust. In the further study, when the levels of company's internal governance and external governance are poor, or the higher the degree of asymmetric information, the positive correlation between the illegal behavior and the risk of stock price crash is more significant. These results indicate that the illegal behavior may also affect the risk of stock price crash through the "governance" effect and "information" effect.

Key Words: stock price crash risk; violations; information asymmetry; institutional investors; corporate governance

一、引言

近几年,我国股市“暴涨暴跌”现象明显,股价“暴跌”既损害了中小投资者的利益,也不利于我国资本市场健康发展。股价崩盘的案例不仅在我国时有发生,在其他国家和地区也经常出现。例如,2015年,美国上市公司“英利绿色能源”一天内跌幅超过51%,香港上市公司“汉能薄膜发电”在20分钟内下跌47%,2013年,中国“塑化剂事件”和“限酒令”使“酒鬼酒”“沱牌舍得”等公司股票短期内下跌50%以

上。这些“金融异象”并不能被经典的“有效市场”理论所解释(潘越等,2011)^[1],因此,对股价崩盘风险的影响因素进行研究是当前金融和公司财务领域的重要关注点。

国内外学者对股价崩盘风险的影响因素进行了研究,主要有三方面的成果,内部治理、外部治理和信息披露。在内部治理方面, Kim 和 Zhang(2011)^[2]研究发现股价崩盘风险与公司 CFO 的期权激励和避税行为显著正相关。有学者研究发现,内部人短

[收稿日期] 2016-12-06

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71532012, 71172056, 71572167)

[作者简介] 沈华玉(1982-),男,湖北随州人,厦门大学管理学院财务学系博士研究生,主要研究方向是公司财务与资本市场;吴晓晖(1971-),男,福建漳州人,厦门大学管理学院教授,管理学博士,博士生导师,主要研究方向是公司财务与创业金融。

期内抛售股票也是导致股价崩盘的重要因素 (Marin and Oliver 2008 ;吴战篴、李晓龙 2015)^[3,4]。王化成、曹丰和叶康涛(2015)^[5]研究发现,大股东持股比例与股价崩盘风险显著负相关,大股东通过“监督”效应和“更少掏空”效应影响股价崩盘风险。李小荣和刘行(2012)^[6]研究了高管性别对股价崩盘风险的影响,发现女性 CEO 显著降低股价崩盘风险,且 CEO 权力越大这种影响越显著,而女性 CFO 对股价崩盘风险没有显著影响。在外部治理方面,研究主要集中在分析师、机构投资者、媒体治理、制度环境、投资者保护与税收监管等方面。许年行等(2012)^[7]研究发现,分析师乐观偏差显著促进股价崩盘风险。许年行、于上尧和伊志宏(2013)^[8]研究发现,机构投资者的羊群行为加剧了股价崩盘风险,在中国机构投资者扮演了“崩盘加速器”而不是“市场稳定器”的角色。罗进辉和杜兴强(2014)^[9]研究发现,媒体监督和制度环境能显著降低股价崩盘风险。王化成等(2014)^[10]研究发现,地区投资者保护水平显著降低股价崩盘风险,而且这种影响在业绩差、成长性低的公司中更加显著。江轩宇(2014)^[11]研究发现,税收征管通过改善公司治理能有效降低股价未来大幅下跌的风险,随着税收征管强度的提高,税收激进程度与股价崩盘风险的正相关关系减弱。在信息披露方面, Jin 和 Myers(2006)^[12]通过跨国比较进行研究,发现公司透明度与股价崩盘风险显著负相关。Kim 和 Zhang(2016)^[13]发现,会计稳健性能够有效降低股价崩盘风险。Hutton 等(2009)^[14]发现,公司财务信息透明度越高,股价崩盘风险越低。潘越等(2011)^[1]研究发现,上市公司的信息透明度能显著降低股价崩盘风险。叶康涛等(2015)^[15]研究发现,公司内部控制水平与股价崩盘风险显著负相关。

在中国,上市公司违规行为包括虚构利润、虚列资产、虚假记载、推迟披露、重大遗漏、披露不实、欺诈上市、出资违规、擅自改变资金用途、占用公司资产、内幕交易、违规买卖股票、操纵股价、违规担保和一般会计处理不当等。证监会每年都会对有违规行为的上市公司进行披露,并给予批评、警告、谴责或罚款等处罚。上市公司违规行为,一方面说明上市公司本身有隐藏公司坏消息的动机,违规行为一旦暴露,这些坏消息就会在短期内被投资者所知,从而导致股价崩盘风险;另一方面,当信

息不对称程度较高时,上市公司虽有违规行为,但投资者一开始并不知道,随着坏消息的逐渐暴露,违规行为终会被投资者所知,从而加大公司股价崩盘风险。

基于分析,本文以 1992-2015 年中国 A 股上市公司为样本,对上市公司违规行为与股价崩盘风险的相关关系进行研究。本文可能的理论贡献主要有:第一,现有关于股价崩盘风险的研究对上市公司的微观行为关注较少,本文从上市公司违规行为角度拓展了股价崩盘风险的相关研究;第二,区别于以往文献主要考察上市公司违规行为的影响因素(蔡志岳、吴世农,2007;屈文洲、蔡志岳,2007;冯旭南、陈工孟,2011;陆瑶等,2012)^[16-19]和违规行为对违约率(薛锋等,2005)^[20]、市场反应(杨玉凤等,2008)^[21]、审计后果(朱春艳、伍利娜,2009)^[22]、高管变更(瞿旭等,2012)^[23]、盈余管理(沈红波,2014)^[24]的影响,本文研究上市公司违规行为对股价崩盘风险的影响,丰富了上市公司违规行为的经济后果等相关文献;第三,对上市公司进行监管是管理层和投资者关注的热点话题,本文从上市公司违规行为视角进行研究,发现违规行为能促进股价崩盘风险,从侧面验证了监管部门对上市公司违规行为进行监管的必要性。

二、理论分析与研究假设

已有研究认为,上市公司大股东、管理层可能由于薪酬或职业生涯(LaFond and Watts,2008)^[25]、构建企业帝国(Harford,1999)^[26]和避税(Kim and Zhang,2011)^[2]等动机,故意隐瞒坏消息,当坏消息积累到一定程度被暴露后,会对股价带来较大冲击,导致股价短期内下跌较多,造成股价崩盘风险(Jin and Myers,2006;Hutton et al,2009;潘越等,2011)^[12,14,1]。沿此思路,部分学者从内部人抛售股票(Marin and Oliver,2008;吴战篴、李晓龙,2015)^[3,4]、分析师乐观偏差(许年行等,2012)^[7]、机构投资者持股(许年行等,2013)^[8]、CEO 特征(李小荣、刘行,2012)^[6]、媒体监督(罗进辉、杜兴强,2014)^[9]、投资者保护(王化成等,2014)^[10]、税收管制(江轩宇,2014)^[11]、内部控制水平(叶康涛等,2015)^[15]、大股东持股比例(王化成等,2015)^[5]等角度研究了股价崩盘风险的影响因素。

归纳起来,影响股价崩盘风险的路径主要有两条。其一,当上市公司内、外部治理水平较差时,上市

公司更有动机隐瞒坏消息,一旦坏消息被释放或被投资者知情后,可能导致股价短期内迅速下跌,带来股价崩盘风险。更好的内、外部监督可以减少此类现象的发生,因而可以把这种路径称为“治理”效应。其二,当上市公司的透明度较低或信息不对称程度较高时,投资者对公司的估值也会偏高,从而导致公司股价存在“泡沫”,当这种信息不对称程度越来越低时,“泡沫”就会破裂,导致股价短期内迅速下跌,从而引起股价崩盘风险。更高的透明度、更低的信息不对称程度可以减少此类现象发生,因而可以把这种路径称为“信息”效应。

本文从上市公司违规行为角度出发,考察其对股价崩盘风险的影响。上市公司违规行为,一方面反应了公司内、外部治理水平可能较低(蔡志岳、吴世农 2007;屈文洲、蔡志岳 2007)^[16,17],从而为大股东或管理层隐瞒坏消息提供了基础,但坏消息被投资者知悉后股价会在短期内迅速下跌,造成股价崩盘风险;另一方面反应了公司的信息不对称程度可能较高(冯旭南、陈工孟 2011;陆瑶等 2012)^[18,19],导致投资者很难提前知悉坏消息,当这种坏消息最终被市场所知后,同样会带来股价崩盘风险。可见,上市公司违规行为会促进股价崩盘风险,并且可能通过“治理”效应和“信息”效应影响股价崩盘风险。为此,本文提出假设:

H1:上市公司违规行为与股价崩盘风险显著正相关;

H2:基于“治理”效应,当两职合一、独立董事比例越低、机构投资者持股比例越低时,上市公司违规行为与股价崩盘风险的正相关关系越显著;

H3:基于“信息”效应,当上市公司的信息不对称程度越高时,上市公司违规行为与股价崩盘风险的正相关关系越显著。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以1992-2015年中国A股上市公司为初始样本,参照已有研究(潘越等 2011;Kim and Zhang 2011;许年行等 2012;王化成等 2014;叶康涛等 2015)^[1,2,7,10,15]对样本进行筛选。样本筛选过程为:第一,剔除金融类上市公司,因为金融类上市公司在规模、报表结构和监管方面都与其他行业差别较大;第二,在计算股价崩盘风险指标时,剔除每一年中交易小于30周的观测值,以保

证计算的稳健性和可靠性;第三,剔除某年度同行业内公司数目小于15个的样本观测值,便于控制行业固定效应;第四,剔除数据缺失的样本观测值。最终,我们得到21541个公司-年度观测值。为了减少数据极端值对研究结果的影响,本文对所有连续变量进行0.01和0.99百分位上的缩尾处理。本文数据全部来自CSMAR和WIND数据库。

(二)主要变量定义

1.股价崩盘风险。借鉴已有研究(Kim et al 2011;李小荣、刘行 2012;许年行等 2012;罗进辉、杜兴强 2014;王化成等 2014;Jin and Myers 2006;Hutton et al 2009)^[2,6,7,9,10,14,15],本文采用两个变量作为股价崩盘风险的衡量指标。第一个是经过市场调整的周收益负偏态系数(Negative conditional return skewness),记为nsc skew。第一步,考虑到市场因素对个股周收益率的影响,见模型(1):

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 是*i*公司股票在第*t*周的收益率; $r_{m,t}$ 是市场在第*t*周的加权平均收益率,本文采用考虑现金红利再投资的综合周市场回报率(流通市值加权平均法);残差 $\varepsilon_{i,t}$ 表示个股收益没有被市场所解释的部分,从而计算出公司*i*的周收益率 $w_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$ 。

第二步,计算经过市场调整的周收益负偏态系数nsc skew,模型为:

$$nsc skew_{i,t} = -[n(n-1)^{3/2} \sum w_{i,t}^3] / [(n-1)(n-2) (\sum w_{i,t}^2)^{3/2}] \quad (2)$$

第二个衡量股价崩盘风险的指标是股票收益率上下波动的比例,记为duvol。计算方法为:

$$duvol_{i,t} = \ln \left\{ \frac{\sum_{down} w_{i,t}^2}{(n_d-1)} \Big/ \frac{\sum_{up} w_{i,t}^2}{(n_u-1)} \right\} \quad (3)$$

其中, n_u 指股票*i*某一年的周收益率大于本年度平均周收益率的周数, n_d 指*i*股票某一年的周收益率小于本年度平均周收益率的周数。nsc skew_{*i,t*}和 duvol_{*i,t*}都是股价崩盘风险的正向指标,即nsc skew_{*i,t*}和 duvol_{*i,t*}越大,表明*i*股票*t*年度的股价崩盘风险越大。

2.是否有违规行为。参考蔡志岳、吴世农(2007)^[16]、陆瑶等(2012)^[19]的研究,本文用虚拟变量YES表示,如果公司当年有违规行为,YES取值为1,否

则为0。

3.其他变量。借鉴已有研究(许年行等 2012;汪化成等 2014;叶康涛等 2015)^[7,10,15],本文控制变量包括周收益负偏态系数(nsckew)、月平均超额换手率(ulmturn)、股票年度平均周收益率(ret)、股票年度周收益率的波动(sigma)、公司规模(size)、公司资产收益率(roi)、负债率(debt)、市值账面比(mb)和

信息不对称程度(abacc)。此外,本文还控制了年度和行业固定效应。在稳健性检验中本文还用到以下指标,是否二职合一(dual)、独立董事比例(indep)、董事会规模(board)、机构投资者持股比例(iholder)、可操纵性盈余(da)和会计稳健性(cscore)。具体变量说明见表1。

表1 变量说明

变量	名称及计算说明
nsckew _t	第t年公司的周收益负偏态系数,算法见模型(2)
duvol _t	第t年公司的股票收益率上下波动比率,算法见模型(3)
nsckew _{t-1}	第t-1年公司的周收益负偏态系数,算法见模型(2)
YES _t	第t年公司是否有违规行为,有取值为1,否则为0
ulmturn _{t-1}	月均超额换手率(第t-1年的月平均换手率)-(第t-2年的月平均换手率)
ret _{t-1}	平均周收益率;股票在第t-1年的平均周收益率
sigma _{t-1}	周收益率的波动;股票在第t-1年中周收益率的标准差
size _{t-1}	公司规模;股票在第t-1年的总资产的自然对数
roi _{t-1}	资产收益率,净利润/平均资产总额,平均资产总额=资产会计期末余额
debt _{t-1}	资产负债率,负债总额/资产总额
mb _{t-1}	市值账面比;股票第t-1年的市值A/资产总计
abacc _{t-1}	信息不对称程度,为修正Jones模型残差的绝对值
dual _{t-1}	是否二职合一,是取值为1,否取值为0
indep _{t-1}	独立董事比例高低,独立董事比例大于行业年度独立董事比例均值为1,否则为0
asy _{t-1}	信息不对称程度高低,abacc大于行业年度abacc均值为1,否则为0
board _{t-1}	第t-1年股票i的董事会规模
iholder _{t-1}	机构投资者持股比例高低,机构投资者持股比例大于行业年度机构投资者持股比例均值为1,否则为0
da _{t-1}	第t-1年股票i的可操纵性应计利润
cscore _{t-1}	Khan和Warrs's(2009) ^[27] 的会计稳健性衡量指标,为第t-1年股票i的会计稳健性

(三)模型设计

本文采用模型(4)检验H1。其中,crash代表公司第t+1年的股价崩盘风险,包括nsckew和duvol两个指标;violate_t指第t年上市公司的违规行为,有违规行为YES等于1,否则等于0;controlvariable_t指表1中公司第t年的控制变量;year和ind分别是年度和行业虚拟变量。根据假设H1,β₁的系数应显著为正。

$$\text{crash}_{t+1} = \alpha + \beta_1 * \text{violate}_t + \sum_{i=2}^m \beta_i (\text{control variable}_t) + \text{year} + \text{ind} + \varepsilon \quad (4)$$

为检验H2和H3,本文采用分组检验。检验H2时,本文按照是否二职合一、独立董事比例高低和机构投资者持股比例高低将样本分成两组。在公司内部治理水平方面,二职合一表明公司内部治理水平较低,独立董事比例高表明公司内部治理水平较高。在公司外部治理水平方面,机构投资者持股比例高表明公司外部治理水平高。检验H3时,本文按照信息不对称程度(abacc)是否大于行业年度中位数将样本分成高、低两组,对模型(4)进行检验,并比较不同样本组中β₁是否存在显著差异。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

本文的描述性统计结果见表2, 股价崩盘风险的两个指标 *nsckew* 和 *duvol* 的均值分别为-0.320和-0.270, 与许年行等(2012)^[7]、王化成等(2014)^[10]、

叶康涛等(2015)^[15]的结果较为接近, 标准差分别为0.640和0.670, 说明这两个变量值的分布差异较大。上市公司违规行为指标 *YES* 的均值为0.080, 与陆瑶等(2012)^[19]报告的均值0.06接近, 其他变量分布都在合理范围之内。

表2 描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25分位值	中位数	75分位值	最大值
<i>nsckew</i>	21541	-0.320	0.640	-2.090	-0.700	-0.200	0.140	0.920
<i>duvol</i>	21541	-0.270	0.670	-1.870	-0.590	-0.170	0.270	1.090
<i>YES</i>	21541	0.080	0.270	0	0	0	0	1
<i>ulmturn</i>	21541	0	0	-0.010	0	0	0	0.010
<i>ret</i>	21541	0	0.010	-0.020	0	0	0.010	0.040
<i>sigma</i>	21541	0.060	0.020	0.030	0.050	0.060	0.070	0.180
<i>size</i>	21541	21.51	1.170	18.91	20.72	21.37	22.12	25.78
<i>roa</i>	21541	0.030	0.060	-0.280	0.010	0.030	0.060	0.190
<i>debt</i>	21541	0.480	0.210	0.050	0.330	0.480	0.630	1.160
<i>mb</i>	21541	1.870	1.620	0.170	0.810	1.410	2.360	10.48
<i>abacc</i>	21541	0.140	0.160	0	0.040	0.090	0.160	1.070

(二)相关性分析

本文主要变量的相关性分析结果见表3, 左下角是 Pearson 相关系数, 右上角是 Spearman 相关系数。股价崩盘风险两个指标间的相关系数超过0.91, 且在0.01的水平上显著, 说明衡量股价崩盘风险的两个指标具有较高一致性。上市公司是否有违规行为(*YES*)与 *nsckew* 及 *duvol* 正相关, 且在0.01的水平上显著, 说明在不考虑其他因素的影响时, 上市公司违规行为与股价崩盘风险显著正相关, 验证了假设 H1。除负债率与股价崩盘风险的两个指标在0.1的水平上显著外, 其他控制变量与股价崩盘风险的两个指标都在0.01的水平上显著。

(三)单变量分析

本文按照是否有违规行为(*YES*)进行分组, 表4列出了各主要变量的组间差异性检验结果。有违规行为的样本组中, *nsckew* 和 *duvol* 的均值分别是-0.248和-0.177, 大于没有违规行为的样本组的均值-0.296和-0.236, 且在0.01的水平上显著, 说明上市公司违规行为与股价崩盘风险显著正相关, 与 H1 的预期相一致。但是, 这只是不考虑其他因素影响的结果, 要判断上市公司违规行为与股价崩

盘风险的关系, 还需进一步控制其他因素的影响。控制变量中, 除平均周收益率(*ret*)外, 其他控制变量在两组间的差异均在0.01的水平上显著, 符合预期。

(四)回归分析

在单变量分析的基础上, 本文继续通过回归分析来检验假设 H1。模型(1)中, 使用 *nsckew* 作为股价崩盘风险的衡量指标, 仅仅加入是否有违规行为(*YES*)变量, 并控制年度和行业效应, 结果表明 *YES* 与 *nsckew* 在0.1的水平上显著正相关; 模型(2)中加入各种控制变量后, *YES* 的系数增大到0.00739, 且在0.1的水平上显著正相关; 模型(3)和(4)是将股价崩盘风险指标换成 *duvol* 后的回归结果, 与 *nsckew* 的结果相一致。控制变量中, $nsckew_{(t-1)}$ 与股价崩盘风险显著负相关, $size_{(t-1)}$ 与股价崩盘风险显著正相关, 与已有研究结果相一致(许年行等, 2012; 王化成等, 2014; 叶康涛等, 2015)^[7,10,15], 说明本文结论具有较好的稳健性和可靠性。

综上所述, 在控制其他因素影响后, 上市公司违规行为与股价崩盘风险显著正相关, 说明上市公司违规行为在一定程度上加剧了股价崩盘风险, 支持假设 H1。

表3 变量的 Pearson 和 Spearman 相关系数

	nsckew	duvol	YES	ulmturn	ret	sigma	size	roa	debt	mb	abacc
nsckew	1	0.933***	0.00795***	-0.273***	-0.303***	0.0753***	0.0212***	0.0191**	-0.0295***	0.0261***	-0.0404***
duvol	0.917***	1	0.0268***	-0.242***	-0.361***	0.0224***	0.0390***	-0.0194***	-0.0221***	-0.0583***	-0.0525***
YES	0.0225***	0.0249***	1	0.0320***	-0.00206	0.0222***	-0.0234***	-0.0946***	0.0481***	0.0126*	0.0613***
ulmturn	-0.126***	-0.188***	0.0275***	1	0.534***	0.280***	0.0909***	-0.0998***	0.0905***	0.0111	0.0232***
ret	-0.218***	-0.312***	-0.00141	0.479***	1	0.411***	0.00750	0.146***	-0.0161**	0.368***	0.0317***
sigma	-0.0192***	0.0325***	0.0184**	0.218***	0.459***	1	-0.122***	-0.0330***	0.0395***	0.219***	0.0832***
size	0.0536***	0.0384***	-0.0285***	0.0819***	-0.0146*	-0.122***	1	0.0167**	0.302***	-0.508***	-0.194**
roa	-0.0233***	-0.0274***	-0.107***	-0.0800***	0.134***	-0.0268***	0.0968***	1	-0.445***	0.379***	-0.0938***
debt	-0.0116*	-0.0130*	0.0582***	0.113***	-0.0105	0.0197***	0.273***	-0.438***	1	-0.518***	0.110***
mb	0.0292***	-0.0295***	0.0242***	0.0150*	0.395***	0.262***	-0.425***	0.188***	-0.329***	1	0.106***
abacc	-0.0270***	-0.0332***	0.0890***	0.0327***	0.0576***	0.0889***	-0.214***	-0.0676***	0.207***	0.204***	1

注：下三角是 Pearson 相关系数，上三角是 Spearman 相关系数，***、** 和 * 分别代表在 0.01、0.05 和 0.1 的水平上显著。

表4 单变量分析(按 YES 分组)

变量	没有违规行为 (YES=0)		有违规行为 (YES=1)		差异 T 检验 T 检验
	样本量	均值	样本量	均值	
nsckew	21710	-0.296	2091	-0.248	-0.048***
duvol	21710	-0.236	2091	-0.177	-0.059***
ulmturn	21710	0	2091	0	-0.000***
ret	21710	0.005	2091	0.005	0
sigma	21710	0.064	2091	0.067	-0.003***
size	21710	21.554	2091	21.324	0.230***
roa	21710	0.033	2091	0.009	0.024***
debt	21710	0.475	2091	0.513	-0.039***
mb	21710	1.964	2091	2.156	-0.192***
abacc	21710	0.133	2091	0.186	-0.053***

注：***、** 和 * 分别代表在 0.01、0.05 和 0.1 的水平上显著。

表5 回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	nsckew	nsckew	duvol	duvol
YES	0.00590* (1.69)	0.00739* (1.96)	0.00481* (1.75)	0.00790* (1.86)
nsckew _(t-1)		-0.0311*** (-2.67)		-0.0418*** (-3.01)

ulmturn _(t-1)		-0.406 (-1.10)		-0.758* (-1.73)
ret _(t-1)		0.184 (0.97)		0.0936 (0.41)
sigma _(t-1)		0.0260 (0.31)		0.0781 (0.78)
size _(t-1)		0.00443*** (2.76)		0.00643*** (3.30)
roa _(t-1)		0.0146 (0.69)		0.0152 (0.61)
debt _(t-1)		0.00564 (0.73)		0.00876 (0.94)
mb _(t-1)		0.00101 (0.97)		0.00116 (0.92)
abacc _(t-1)		0.000946 (0.13)		-0.00174 (-0.20)
常数项	0.654*** (52.56)	0.495*** (11.71)	0.739*** (50.25)	0.516*** (10.12)
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
样本量	24771	21512	24771	21512
组间 R ²	0.9607	0.9601	0.9491	0.9484

注：***、**、* 和 * 分别代表在 0.001、0.01、0.05 和 0.1 的水平上显著，下同。

五、影响机制分析

尽管 H1 得到验证,但上市公司违规行为影响股价崩盘风险的机理仍不清楚。根据分析,上市公司违规行为可能通过两种途径影响股价崩盘风险,“治理”效应和“信息”效应。本文通过分组检验,从“治理”效应和“信息”效应角度,进一步检验上市公司违规行为对股价崩盘风险的影响机制。

(一)“治理”效应的检验

为检验“治理”效应是否存在,本文从两个方面进行研究,内部治理水平和外部治理水平。在公司内部治理方面,有研究发现公司董事长和总经理二职合一、独立董事比例较低时公司的治理水平较低,“监督”较差(吴晓晖、陈闯和姜彦福,2007;廖理、肖作平,2009)^[28,29]。在公司外部治理方面,有学者认为机构投资者持股比例越高,公司治理水平越高(计方、刘星,2011)^[30]。因而,本文将研究是否二职合一、独立董事比例高低和机构投资者持股比例高低三种情况下,上市公司违规行为对股价崩盘风险的影响。

1.“治理”效应,二职合一。一般来说,上市公司董事长和总经理二职合一时,公司内部治理水平可能越差。本文按照是否二职合一将样本分成治理水平高和治理水平低两组,比较两组回归结果是否存在差异,具体见表6。模型(1)和(2)是二职不合一时,股价崩盘风险($nsckew$ 和 $duvol$)与违规行为的回归结果,模型(3)和(4)是二职合一时的回归结果。结果显示,二职不合一的样本组中,违规行为与股价崩盘风险不存在显著正相关关系;二职合一的样本组中, $nsckew$ 与违规行为在0.05的水平上显著正相关, $duvol$ 与违规行为在0.1的水平上显著正相关。这说明,在治理水平较高的公司中,违规行为不会促进股价崩盘风险,而在治理水平较低的公司中,违规行为会显著促进股价崩盘风险,验证了“治理”效应,支持假设 H2。

表6 “治理”效应:二职合一

	治理水平高(dual=0)		治理水平低(dual=1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$nsckew$	$duvol$	$nsckew$	$duvol$
YES	0.0169 (1.16)	0.0112 (0.66)	0.0123** (2.10)	0.0116* (1.73)
$nsckew_{(t-1)}$	-0.0744 (-1.46)	-0.0978* (-1.66)	-0.0503*** (-2.98)	-0.0513*** (-2.68)

$ulmturn_{(t-1)}$	-0.370 (-0.29)	-0.392 (-0.27)	-0.272 (-0.49)	-0.554 (-0.88)
$ret_{(t-1)}$	-0.999 (-1.24)	-1.225 (-1.31)	0.423 (1.52)	0.415 (1.31)
$sigma_{(t-1)}$	0.581 (1.57)	0.723* (1.69)	0.158 (1.19)	0.155 (1.03)
$size_{(t-1)}$	0.00551 (0.73)	0.00754 (0.86)	0.00644*** (2.62)	0.00674** (2.42)
$roa_{(t-1)}$	0.178* (1.65)	0.229* (1.83)	-0.00726 (-0.19)	-0.00271 (-0.06)
$debt_{(t-1)}$	0.00500 (0.14)	0.00297 (0.07)	0.00909 (0.68)	0.0199 (1.32)
$mb_{(t-1)}$	0.00604 (1.39)	0.00661 (1.31)	0.00149 (0.86)	0.00163 (0.83)
$abacc_{(t-1)}$	-0.00981 (-0.28)	-0.00490 (-0.12)	-0.00188 (-0.16)	-0.00193 (-0.14)
常数项	0.320* (1.65)	0.305 (1.35)	0.430**** (6.74)	0.501**** (6.90)
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2209	2209	9673	9673
组间 R ²	0.9605	0.9515	0.9606	0.9500

2.“治理”效应,独立董事比例高低。独立董事比例越低,公司内部治理水平可能越差。本文按照独立董事比例高低将样本分为两组, $indep=0$ 表示独立董事比例小于行业年度独立董事比例的均值,否则 $indep=1$ 。结果见表7。模型(1)和(2)显示,股价崩盘风险与违规行为分别在0.05和0.1的水平上显著正相关,而模型(3)和(4)显示股价崩盘风险与违规行为没有显著正相关关系。与表6的结果基本类似,即在治理水平较高的样本组中违规行为不会促进股价崩盘风险,而在治理水平较低的样本组中违规行为显著促进股价崩盘风险,验证了“治理”效应,支持假设 H2。

表7 “治理”效应:独立董事比例

	治理水平低(indep=0)		治理水平高(indep=1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$nsckew$	$duvol$	$nsckew$	$duvol$
YES	0.0123** (2.27)	0.0104* (1.68)	0.0180 (0.96)	0.0157 (0.75)
$nsckew_{(t-1)}$	-0.0432*** (-2.75)	-0.0501*** (-2.79)	-0.0757 (-0.95)	-0.0331 (-0.37)

(续表 7)

ulmturn _(t-1)	-0.264 (-0.53)	-0.485 (-0.85)	3.022 (1.21)	1.020 (0.37)
ret _(t-1)	0.371 (1.45)	0.325 (1.11)	0.289 (0.35)	-0.276 (-0.30)
sigma _(t-1)	0.120 (0.99)	0.159 (1.14)	0.143 (0.35)	0.360 (0.78)
size _(t-1)	0.00597*** (2.62)	0.00684*** (2.62)	0.00290 (0.50)	0.00487 (0.76)
roa _(t-1)	0.0114 (0.33)	0.0215 (0.54)	-0.0143 (-0.13)	-0.0268 (-0.22)
debt _(t-1)	0.00727 (0.62)	0.0141 (1.04)	0.00839 (0.30)	-0.0150 (-0.48)
mb _(t-1)	0.00136 (0.86)	0.00162 (0.89)	0.00450 (1.09)	0.00309 (0.67)
abacc _(t-1)	-0.00420 (-0.39)	-0.00486 (-0.39)	-0.0376 (-1.10)	-0.0357 (-0.94)
常数项	0.440**** (7.41)	0.488**** (7.17)	0.551*** (2.77)	0.685**** (3.10)
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
样本量	12798	12798	390	390
组间 R ²	0.9555	0.9443	0.9704	0.9698

3.“治理”效应 机构投资者持股比例。机构投资者持股比例高低显示了公司外部治理水平的高低，本文按照机构投资者持股比例高低将样本分为两组，iholder=0 表示机构投资者持股比例小于行业年度机构投资者持股比例的均值，否则 iholder=1，具体结果见表 8。模型(1)和(2)显示，股价崩盘风险与违规行为在 0.1 的水平上显著正相关，而模型(3)和(4)显示股价崩盘风险与违规行为没有显著正相关关系，与表 6 和 7 的结果类似。这说明，在外部治理水平较高的样本组中违规行为并不会促进股价崩盘风险，而在外部治理水平较低的样本组中违规行为会显著促进股价崩盘风险，验证了“治理”效应，支持假设 H2。

表 8 “治理”效应 机构投资者持股比例

	治理水平低(iholder=0)		治理水平高(iholder=1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	nsckew	duvol	nsckew	duvol
YES	0.0130* (1.85)	0.0140* (1.76)	0.0108 (1.38)	0.00740 (0.82)
nsckew _(t-1)	-0.0454** (-2.44)	-0.0575*** (-2.71)	-0.0681*** (-2.66)	-0.0670** (-2.27)

ulmturn _(t-1)	0.171 (0.27)	-0.314 (-0.43)	-0.856 (-1.14)	-0.902 (-1.05)
ret _(t-1)	0.0451 (0.15)	-0.203 (-0.59)	0.822** (2.00)	1.030** (2.17)
sigma _(t-1)	0.0432 (0.28)	0.167 (0.95)	0.194 (1.06)	0.149 (0.71)
size _(t-1)	0.00614** (2.13)	0.00687** (2.05)	0.00462 (1.39)	0.00598 (1.60)
roa _(t-1)	0.0321 (0.71)	0.0576 (1.12)	-0.0370 (-0.75)	-0.0542 (-0.95)
debt _(t-1)	-0.00875 (-0.57)	-0.000881 (-0.05)	0.00964 (0.56)	0.0105 (0.54)
mb _(t-1)	0.000267 (0.14)	-0.000126 (-0.06)	0.00268 (1.06)	0.00348 (1.21)
abacc _(t-1)	0.00626 (0.45)	0.00920 (0.58)	-0.0139 (-0.87)	-0.0177 (-0.96)
常数项	0.472**** (6.37)	0.515**** (6.01)	0.396**** (4.45)	0.439**** (4.36)
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
样本量	7106	7106	6149	6149
组间 R ²	0.9612	0.9530	0.9539	0.9409

(二)“信息”效应的检验

一般来说，上市公司与投资者间的信息不对称程度越高，公司的估值“泡沫”可能越高，最终股价崩盘风险的可能性越高。本文借鉴 Hutton 等(2009)^[14] 衡量信息不对称的指标，通过修正 Jones 模型残差的绝对值(abacc)衡量信息不对称程度的高低。按照 abacc 是否大于年度行业均值，将样本分为信息不对称程度高和低两组，结果见表 9。模型(1)和(2)显示，股价崩盘风险与违规行为没有显著正相关关系，模型(3)和(4)显示股价崩盘风险与违规行为显著正相关(0.1 和 0.05 水平上)。这说明，在信息不对称程度较低的样本组中违规行为不会促进股价崩盘风险，而在信息不对称程度较高的样本组中违规行为会显著促进股价崩盘风险，验证了“信息”效应，支持假设 H3。

表 9 “信息”效应 信息不对称程度

	信息不对称程度低 (asy=0)		信息不对称程度高 (asy=1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	nsckew	duvol	nsckew	duvol
YES	0.00471 (1.01)	0.00374 (0.68)	0.0121* (1.90)	0.0149** (2.00)

(续表 9)

nsckew _(t-1)	-0.0180 (-1.25)	-0.0277 (-1.63)	-0.0352* (-1.78)	-0.0475** (-2.06)
ulmturn _(t-1)	-0.842** (-2.00)	-1.250** (-2.51)	0.467 (0.63)	0.213 (0.25)
ret _(t-1)	0.110 (0.48)	-0.125 (-0.46)	0.412 (1.19)	0.527 (1.30)
sigma _(t-1)	-0.0332 (-0.33)	0.0411 (0.35)	0.0698 (0.46)	0.0879 (0.50)
size _(t-1)	0.00398** (2.17)	0.00507** (2.30)	0.00452* (1.70)	0.00675** (2.14)
roa _(t-1)	0.0612 (1.38)	0.0969* (1.85)	0.00603 (0.22)	-0.00742 (-0.23)
debt _(t-1)	0.0109 (1.14)	0.0179 (1.57)	-0.00122 (-0.10)	-0.00276 (-0.20)
mb _(t-1)	0.00111 (0.75)	0.000363 (0.21)	-0.000950 (-0.62)	-0.000874 (-0.48)
abacc _(t-1)	-0.0136 (-1.40)	-0.0220* (-1.91)	0.0172 (1.55)	0.0222* (1.71)
常数项	-0.274**** (-6.46)	-0.263**** (-5.49)	-0.260**** (-4.16)	-0.268**** (-3.61)
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
样本量	15599	15599	5913	5913
组间 R ²	0.9606	0.9500	0.9605	0.9515

六、稳健性检验

(一)内生性问题

虽然本文模型中的自变量和控制变量都采用滞后一期的值进行回归,在一定程度上克服了内生性问题。但一般来说,治理水平较差的公司往往会有违规行为,而治理水平较差的公司也可能导致股价崩盘风险,因而,本文结果可能存在自相关等内生性问题。为此,本文采用 Heckman 两阶段自选择模型对结果重新进行检验。

第一阶段采用 Probit 模型估计是否违规的影响因素,计算逆米尔斯比率(IMR_YES)。因变量是 dummy 变量 YES,根据前人关于是否违规的影响因素的研究(屈文洲、蔡志岳,2007;蔡志岳、吴世农,2007;冯旭南、陈工孟,2011)^[16-18],自变量主要包括公司规模(size)、公司资产回报率(roa)、公司负债率(debt)、托宾 Q(mb)、是否二职合一(dual)、独立董事比例(indep)、董事会规模(board)、盈余管理

(na)、行业固定效应(ind)和年度固定效应(year)等,见模型(5)。

$$YES = \alpha + \beta_1 * size + \beta_2 * roa + \beta_3 * debt + \beta_4 * mb + \beta_5 * dual + \beta_6 * indep + \beta_7 * board + \beta_8 * na + ind + year + \varepsilon \quad (5)$$

通过第一阶段的回归得到逆米尔斯比率(IMR_YES),将其放入第二阶段的回归模型进行自选择修正。表 10 结果显示,逆米尔斯比率(IMR_YES)与股价崩盘风险(nsckew 和 duvol)在 0.001 的水平上显著正相关,说明原有模型确实存在内生性问题。在控制内生性后,第二阶段的结果显示是否违规与股价崩盘风险(nsckew 和 duvol)在 0.001 的水平上显著正相关,即违规行为会促进股价崩盘风险,支持 H1。

表 10 Heckman 两阶段回归结果

	第一阶段	第二阶段	
	YES	nsckew	duvol
YES		0.852**** (3.68)	0.873**** (3.53)
nsckew _(t-1)		-0.802**** (-7.40)	-0.804**** (-7.67)
ulmturn _(t-1)		-3.528**** (-12.65)	-3.366**** (-9.33)
ret _(t-1)		-10.35**** (-5.83)	-13.73**** (-9.66)
sigma _(t-1)		5.652**** (9.62)	3.887**** (12.63)
size _(t-1)	-0.0701**** (-4.00)	0.0619**** (10.26)	0.0515**** (7.99)
roa _(t-1)	-1.913**** (-6.24)	0.0897 (0.60)	0.0232 (0.15)
debt _(t-1)	0.289*** (3.10)	0.365**** (10.53)	0.373**** (10.06)
mb _(t-1)	0.0218* (1.92)	0.0909**** (9.54)	0.0941**** (8.93)
abacc _(t-1)		-0.0346 (-0.91)	-0.0543 (-1.34)
IMS_YES		0.427**** (3.63)	0.441**** (3.50)
dual _(t-1)	0.176**** (4.39)		
indep _(t-1)	0.403 (1.20)		
board _(t-1)	-0.0118 (-1.20)		

(续表 10)

$da_{(t-1)}$	0.166* (1.74)		
常数项	-0.0535 (-0.14)	-2.472**** (-17.35)	-2.063**** (-13.55)
样本量	11997	11827	11827
年度效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
Pseudo /组间 R ²	0.0225	0.4319	0.3775

(二)进一步控制其他因素的影响

为进一步缓解遗漏变量对本文结果的影响,参照现有研究(王化成等,2015)^[5],我们在模型(4)中逐步加入可能影响股价崩盘风险的两组变量,会计稳健性(cscore)和公司治理水平(board、indep和dual)结果见表11。会计稳健性指标主要采用Khan和Watts(2009)^[27]的cscore模型进行计算。模型(1)和(2)的结果显示,加入会计稳健性指标后,是否违规与股价崩盘风险的两个指标仍显著正相关(0.05和0.1水平上),而会计稳健性(cscore)与股价崩盘风险负相关,但不显著。模型(3)和(4)继续加入董事会规模、独立董事比例和是否二合一(王化成等,2015)^[5]等变量,发现是否违规与股价崩盘风险的两个指标仍显著正相关(0.1水平上),董事会规模和独立董事比例与股价崩盘风险没有显著相关关系,而二合一在0.1的水平上与股价崩盘风险显著正相关,与王化成等(2015)^[5]的研究相一致。可见,在控制会计稳健性和公司治理水平等相关变量后,是否违规仍会促进股价崩盘风险,说明本文结果具有较好的稳健性。

表 11 进一步控制其他因素的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	nsckew	duvol	nsckew	duvol
YES	0.0117** (2.19)	0.0118* (1.86)	0.0107* (1.93)	0.0106* (1.71)
其他变量	控制	控制	控制	控制
cscore(t-1)	-0.0706 (-1.15)	-0.0713 (-0.98)	-0.0923 (-1.44)	-0.0942 (-1.24)
board(t-1)			0.000478 (0.37)	0.000170 (0.11)
indep(t-1)			0.0229 (0.57)	0.0132 (0.27)

dual(t-1)			0.00944* (1.86)	0.0113* (1.86)
常数项	0.506**** (6.89)	0.541**** (6.16)	0.515**** (6.60)	0.558**** (5.97)
样本量	13255	13255	12371	12371
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
组间 R ²	0.9548	0.9407	0.9554	0.9417

(三)构建子样本

本文在总样本的基础上构建一个子样本,对模型结果进行稳健性检验,即剔除所有创业板上市的公司,最后剩下样本观测值23292个,加入控制变量后的样本观测值为20544个。因为创业板上市的公司上市条件、信息披露、财务数据和监管制度等方面与主板上市的公司存在较大差异(Pagano et al, 2013)^[31]。表12的结果显示,子样本中是否违规与股价崩盘风险在0.05的水平上显著正相关,与上文结果相一致,支持假设H1。

表 12 子样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	nsckew	nsckew	duvol	duvol
YES	0.00577* (1.68)	0.00787** (2.12)	0.00461* (1.76)	0.00886** (2.01)
其他变量	不控制	控制	不控制	控制
常数项	0.660**** (59.49)	0.531**** (13.37)	0.745**** (57.57)	0.556**** (11.69)
样本量	23292	20544	23292	20544
年度效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
组间 R ²	0.9625	0.9613	0.9516	0.9502

(四)固定效应模型和差分模型

为进一步控制企业固定因素对本文结果的影响,我们使用企业固定效应模型和差分模型重新进行检验。表13的结果显示,企业固定效应模型中,股价崩盘风险的两个指标与是否违规在0.05的水平上显著正相关;差分模型中,股价崩盘风险的两个指标与是否违规在0.1的水平上显著正相关。这说明,本文结果在控制不随时间改变的变量后仍然稳健。

表 13 企业固定效应与差分模型

	企业固定效应模型		差分模型		双重聚类调整	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	nскеw	duvol	nскеw	duvol	nскеw	duvol
YES	0.00844** (2.13)	0.00984** (2.08)	0.00794* (1.84)	0.0104** (2.02)	0.0614* (1.88)	0.0642* (1.83)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.342**** (5.34)	0.388**** (5.08)	0.643**** (29.55)	0.719**** (27.75)	-2.646*** (-2.71)	-2.376** (-2.17)
样本量	21512	21512	18810	18810	21541	21541
调整 R ²	0.960	0.949	0.957	0.944	0.229	0.190
F 值	11484.1	8776.1	9405.0	7069.2	692.7	525.2

(五)双重聚类调整

为克服自相关和异方差等问题,借鉴 Kim 等(2011)^[2]的方法,本文按照公司和年度两个维度对估计系数的标准误进行双重聚类调整。表 13 中模型(5)和(6)显示,在采用双重聚类调整后,股价崩盘风险的两个指标与是否违规在 0.1 的水平上显著正相关,证明本文回归结果比较稳健。

七、结论与启示

(一)研究结论

本文以 1992-2015 年中国上市公司为样本,研

究了上市公司违规行为与股价崩盘风险的相关关系,发现上市公司违规行为与股价崩盘风险显著正相关。进一步研究发现,当公司内部和外部治理水平较差、信息不对称程度较高时,两者的正相关关系更加显著。本文研究结果表明,上市公司违规行为可能同时通过“治理”效应和“信息”效应影响股价崩盘风险。

(二)理论启示

在理论上,本文从上市公司的微观视角探讨了违规行为对股价崩盘风险的影响,丰富了现有关于上市公司违规行为的研究,也为股价崩盘风险的影响因素研究提供了新视角。在实践上,对上市公司违规行为进行有效监督,有利于上市公司和资本市场的健康发展,既可以提升上市公司的内、外部治理水平,也可以提高上市公司的信息不对称程度。

(三)研究不足与展望

本文研究不足之处主要有:第一,本文采用哑变量来度量上市公司违规行为,是否存在其他度量方式可以成为后期拓展研究的重要方向;第二,本文从公司治理水平和信息不对称程度对影响机制进行了解释和验证,是否存在其他影响机制也可以成为后期拓展研究的方向之一。

[参考文献]

- [1] 潘越,戴亦一,林超群.信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J].金融研究,2011(9):138-151.
- [2] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100(3): 639-662.
- [3] Marin J M, Olivier J P. The dog that did not bark: Insider trading and crashes [J]. The Journal of Finance, 2008, 63(5): 2429-2476.
- [4] 吴战箴,李晓龙.内部人抛售、信息环境与股价崩盘[J].会计研究,2015(6):48-55.
- [5] 王化成,曹丰,叶康涛.监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J].管理世界,2015(2):45-57.
- [6] 李小荣,刘行.CEO vs CFO:性别与股价崩盘风险[J].世界经济,2012(12):102-129.
- [7] 许年行,江轩宇,伊志宏,等.分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J].经济研究,2012(7):127-140.
- [8] 许年行,于上尧,伊志宏.机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J].管理世界,2013(7):31-43.
- [9] 罗进辉,杜兴强.媒体报道、制度环境与股价崩盘风险[J].会计研究,2014(9):53-59.
- [10] 王化成,曹丰,高升好,等.投资者保护与股价崩盘风险[J].财贸经济,2014(10):73-82.
- [11] 江轩宇.税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J].南开管理评论,2013,16(5):152-160.
- [12] Jin L, Myers S C. R 2 around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [13] Kim J B, Zhang L. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(1): 412-441.
- [14] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R 2, and crash risk [J]. Journal of Financial Economics,

2009, 94(1): 67-86.

- [15] 叶康涛,曹 丰,王化成.内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗[J].金融研究,2015(2):192-206.
- [16] 蔡志岳,吴世农.董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究[J].南开管理评论,2007,10(6):62-68.
- [17] 屈文洲,蔡志岳.我国上市公司实证研究的动因实证研究[J].中国工业经济,2007,24(4):96-103.
- [18] 冯旭南,陈工孟.什么样的上市公司更容易出现信息披露违规——来自中国的证据和启示[J].财贸经济,2011(8):51-58.
- [19] 陆 瑶,朱玉杰,胡晓元.机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究[J].南开管理评论,2012(1):13-23.
- [20] 薛 锋,董颖颖,石雨欣.上市公司违规行为对违约距离和预期违约率影响的实证研究——兼论KMV模型的修正[J].经济管理,2005(20):65-73.
- [21] 杨玉凤,曹 琼,吴晓明.上市公司信息披露违规市场反应差异研究——2002-2006年的实证分析[J].审计研究,2008,5:68-73.
- [22] 朱春艳,伍利娜.上市公司违规问题的审计后果研究——基于证券监管部门处罚公告的分析[J].审计研究,2009(4):42-51.
- [23] 瞿 旭,杨 丹,瞿彦卿,等.创始人保护、替罪羊与连坐效应——基于会计违规背景下的高管变更研究[J].管理世界,2012(5):137-151.
- [24] 沈红波,杨玉龙,潘 飞.民营上市公司的政治关联、证券违规与盈余质量[J].金融研究,2014(1):194-206.
- [25] LaFond R, Watts R L. The information role of conservatism [J]. The Accounting Review, 2008, 83(2): 447-478.
- [26] Harford J. Corporate cash reserves and acquisitions [J]. The Journal of Finance, 1999, 54(6): 1969-1997.
- [27] Khan M, Watts R L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism [J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2): 132-150.
- [28] 吴晓晖,陈 闯,姜彦福.非政策性因素的独立董事形成机制实证研究[J].中国工业经济,2007(11):104-111.
- [29] 廖 理,肖作平.公司治理影响公司现金持有量吗——来自中国上市公司的经验证据[J].中国工业经济,2009(6):98-107.
- [30] 计 方,刘 星.机构投资者持股对企业非效率投资行为的治理效应[J].财政研究,2011(3):69-72.
- [31] Pagano M S, Peng L, Schwartz R A. A call auction's impact on price formation and order routing: Evidence from the NASDAQ stock market [J]. Journal of Financial Markets, 2013, 16(2): 331-361.

[责任编辑:陈冬博]