

证券执法加强了分析师的监督管理作用吗

林 靖¹, 周铭山², 董志勇¹

(1.北京大学 经济学院 北京 100871 ;2.西南财经大学 金融学院 四川 成都 611130)

[摘要] 本文考察了针对证券分析师的第一次执法事件对分析师作为公司外部治理监督者作用的影响。我们发现,相比于2006年《证券法》修订案实施之前,在针对分析师的处罚事件之后,分析师跟踪显著抑制了上市公司的盈余管理程度,考虑内生性问题后得到的实证结果进一步支持了上述发现。我们还进一步发现,执法对明星分析师的影响更显著,且机构投资者对明星分析师发挥外部治理监督作用具有显著影响。因此,本文认为,证券执法比立法更为重要。

[关键词] 证券执法; 证券分析师; 监督管理; 盈余管理

[中图分类号] F832.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2017)03-0097-14

Does Security Law Enforcement Strengthen Analysts' role as External Monitors

LIN Jing¹, ZHOU Ming-shan², DONG Zhi-yong¹

(1.School of Economics, Peking University, Beijing 100871;

2.School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: The paper investigates the change of analysts' role as external monitors around the event of the amendment of security law and its first execution after its getting effective. Using the sample from 2004 to 2015, we find that before the amendment of security law become effective and its first execution after its getting effective, analysts did not have any effect as external monitors. But after the event of law enforcement in 2007, analysts' following significantly lowers the extent of earning management of listed companies, after considering the endogenous problem, empirical results lend further support to the above findings. We further find that the enforcement has a stronger effect on stars, meanwhile, the institutional investors exert influence on stars as performing monitoring. These findings strongly imply that law enforcement is more important than law itself.

Key Words: security law enforcement; analyst; external monitor; earning management

一、引言

卖方分析师作为资本市场重要的信息中介,不仅对投资者决策以及股票价格产生影响(Mal-mendier and Shanthikumar, 2007)^[1],而且还对上市公司管理层决策产生影响(Yu, 2008; 仓勇涛等, 2011)^[2,3]。然而,在包括中国在内的新兴市场里,一个长期困扰监管层的问题是,部分分析师在行为动机

发生扭曲时会为了自身的利益而发布虚假研究报告,致使中小投资者遭受损失、股价发生扭曲、外部治理监督作用无法发挥。因此,本文从盈余管理的角度,关注《证券法》修订案的实施和证券执法事件对分析师发挥上市公司外部治理监督作用的影响。

分析师作为外部治理监督者之一,其跟踪行为对盈余管理的影响主要取决于发布的研究报告本

[收稿日期] 2017-02-20

[基金项目] 国家自然科学基金资助项目(71572151)

[作者简介] 林靖(1986-),男,四川广汉人,北京大学经济学院博士研究生,主要研究方向是资本市场;周铭山(1976-),男,江西广丰人,西南财经大学金融学院副教授,经济学博士,主要研究方向是公司金融与资本市场;董志勇(1969-),男,山东临朐人,北京大学经济学院教授,经济学博士,主要研究方向是数理经济学与行为经济学。

身。当分析师尤其是分析能力较强的分析师以客观、公正的原则发布真实的研究报告时,他们能够对经营状况及财务报告进行专业分析,识别并揭示盈余管理活动,从而起到抑制盈余管理的作用(Yu, 2008; Sun, 2009; Chen等, 2013)^[2,4,5];相反,若分析师激励受到扭曲而发布乐观、偏颇的虚假报告,其跟踪行为就无法披露上市公司的真实情况,对盈余管理不会产生影响,甚至可能提高盈余管理。若分析师勾结管理层通过盈余水平影响股价,或为了给管理层带来压力使其为满足分析师和市场的预期而进行盈余管理(压力效应,如于忠泊等, 2011)^[6],且不对盈余管理进行披露,那么分析师的跟踪行为则会提高盈余管理水平。

分析师是否发布真实报告、发挥外部治理监督作用是其权衡成本、收益的结果,证券法治环境直接决定了分析师行为动机、盈利模式及市场对其的约束。在《证券法》修订案实施之前,分析师发布虚假报告的违法成本几乎为零。1998年版的《证券法》并没有对证券公司在发行之外提供虚假及误导投资者信息做出明文禁止,更谈不上相关执法,分析师发布虚假报告的潜在违法成本几乎为零。因此,分析师跟踪对盈余管理也几乎没有抑制作用。在《证券法》修订案实施之后,^①分析师发布虚假报告面临处罚有法可依,然而,正如 Bhattacharya and Daouk(2006)^[7]指出的那样,在一定的条件下有好的法律而不执行甚至比没有法律导致的结果更差。同理,虽然违法但并没有被处罚,由于分析师预期违法成本较低而可能会继续发布虚假报告,因而对盈余管理也没有抑制作用。证券监管机构于2007年5月第一次对原联合证券分析师宋华峰发布虚假报告进行证券执法,之后加大了对类似行为的处罚力度,释放了执法加强的信号,分析师预期到发布虚假报告的违法成本提高,行为动机由此发生变化,其跟踪行为对盈余管理的抑制作用会随着执法环境的变化而变化。

本文使用2004年至2015年的样本,研究发现,在证券执法前,分析师对上市公司盈余管理均没有抑制作用,但在执法事件之后,分析师跟踪显著抑制了上市公司的盈余管理程度。由于分析师的跟踪可能是选择性的,公司特征本身会影响分析师跟踪的选择。我们使用销售收入是否高于行业中值虚拟变量等工具变量和差分方法考虑了内生性问题后,进一步证实了前述的实证发现。同时,我们还发现,明星分析师受执法的约束作用大于非明星分析师,机构持股比例显著地影响了明星分析师对盈余管理的

抑制作用。

本文可能的理论贡献。第一,本文的研究发现对于了解我国新兴市场法律颁布与执行的效力具有很强的现实意义。执法本身在我国新兴市场可能是选择性的(戴治勇和杨晓维, 2006)^[8],这种“杀鸡儆猴”的示范性执法能否产生作用是一个疑问。本文提供的证据表明,法律执行的信号能产生积极的效果,至少在证券执法后的样本期间内,执法信号强化了分析师的治理监督作用,并且执法比法律条文更为重要,从而为 Berkowitz等(2003)^[9]和 Pistor等(2000)^[10]的研究提供来自转型经济国家的新证据。第二,本文考察了分析师作为公司治理外部监督者在资本市场的作用。分析师在资本市场的作用是多元的,以往多数研究侧重于关注分析师研究报告在信息提供方面的作用,但较少关注分析师作为外部治理监督者在资本市场的意义。由于我国是一个新兴市场国家,法治和制度环境在不断发展变化,分析师行为动机也在变化,因而从动态视角考察在不同立法和执法环境下分析师在资本市场作用的变化具有重要的现实意义。

二、文献回顾与研究假设

对于分析师行为的研究,以往文献大多关注分析师行为对股价和投资者的影响(Malmendier and Shanthikumar, 2007; Fang and Yasuda, 2009; 朱红军等, 2007)^[11,12],较少考虑分析师作为治理监督者在资本市场的作用。

分析师作为公司管理层外部监督者的角色可追溯到 Jensen and Meckling(1976)^[13]的研究。Jensen and Meckling(1976)^[13]以及 Healy and Palepu(2001)^[14]认为,分析师作为信息中介,具有专业能力识别上市公司高管的盈余管理行为,降低所有权与控制权分离的成本。Yu(2008)^[2]考察了分析师跟踪与公司盈余管理的关系,在充分考虑了分析师跟踪的内生性后,发现分析师跟踪抑制了公司的盈余管理程度,起到了外部治理监督作用。Fong et al.(2012)^[15]的研究表明,分析师跟踪强化了市场纪律约束,对信用评级机构的评级结果产生了溢出效应。已有文献还考察了内部治理环境和投资者保护环境对分析师作为外部治理监督作用的影响。Lang et al.(2004)^[16]发现,对于内部治理差的公司和国家,分析师跟踪对公司价值的促进作用更大。Sun(2009)^[4]则发现,相比于对投资者保护强的国家,在对投资者保护弱的国家里,分析师对盈余管理的抑制作用更大。国内学术界鲜有考察分析师对上市公司治理影响的

文献。仓勇涛等(2011)^[9]发现,分析师跟踪能够抑制易于发现的线下盈余管理,促使管理层选择线上盈余管理,因而对线上盈余管理活动产生的是压力效应。刘晔和肖斌卿(2009)^[17]发现,当公司管理层持股比例较低时,分析师能够起到外部治理监督作用,促进公司价值提升。除了分析师跟踪对公司治理的影响外,于忠泊等(2011)^[6]发现,媒体关注会给管理层带来市场压力,对基于应计项目的盈余管理产生压力效应,而且分析师跟踪人数越多,压力效应越明显。他们的研究进一步发现,媒体关注减少了管理层损害长期利益的盈余管理行为,分析师跟踪人数越多,这一抑制效应也越明显。

上述实证结果表明,分析师能够起到外部治理监督的作用,但这些文献并没有考察不同证券法治环境对分析师发挥治理监督作用的影响。由于各种激励扭曲的存在,分析师可能为了与上市公司保持紧密联系以获取私有信息,为了促进所在券商投行业务发展(Ljungqvist et al. 2007; 潘越等 2011)^[18,19],或为了提高机构投资者收益和券商佣金收入(Cowen et al. 2006; 吴超鹏等 2013)^[20,21]而发布虚假报告,即使是声誉较高的分析师也无法摆脱激励扭曲的影响(吴超鹏等 2013)^[21]。因此,在违法成本较低时,分析师倾向发布虚假报告,从而无法发挥治理监督作用,抑制盈余管理。

因此,本文试图考察在我国新兴市场条件下,对分析师虚假报告处罚的执法事件如何影响分析师作为外部治理监督者的作用。考察证券监管效力的文献并不多见,与本文联系较大的文献主要有两篇:黄春铃(2005)^[22]考察了证券监管在约束证券公司方面的效力;宋云玲等(2011)^[23]考察了证券监管对上市公司违规发布业绩预告的约束效力。然而,对于资本市场的重要参与者,证券法治活动对分析师行为动机变化的影响还未得到检验。

法律实施与执法事件会影响分析师发布不同报告的成本和收益,进而影响分析师作为外部监督者对上市公司盈余管理产生的抑制作用。但是,由于我国法律的执行不是严格一致的,选择性执法不一定能改变分析师的行为动机,这主要取决于分析师以及市场参与者在观察到执法信号后对执法环境改变的预期。基于此,本文提出如下对立假设:

H1a: 如果执法信号改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机应反映执法加强的预期,分析师作为外部治理监督者的作用在执法后会得到加强。

H1b: 如果执法信号没有改变分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机不会发生变化,在执法前后分析师作用不会发生变化。

分析师之间在能力、经验各个方面的差异具有重要的经济影响。全美明星分析师具有更优的研究表现及荐股价值(Fang and Yasuda 2009)^[11],我国的明星分析师相比非明星分析师能提供更多公司层面的信息,降低了股价同步性(Xu et al. 2013)^[24]。基于分析师的异质性,我们进一步考察明星、非明星分析师在执法前后作为外部治理监督者作用的变化。明星分析师在违法成本很低的条件下,同样没有激励发布真实报告以履行外部治理监督者的职能。在执法加强后,明星分析师具有更高的预期违法成本,他们对公司的治理作用应相对更强。因此,本文提出以下假设2:

H2a: 如果执法信号改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机应反映执法加强的预期,明星分析师相对于非明星分析师作为外部治理监督者作用的变化更为显著。

H2b: 如果执法信号没有改变分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机不会发生变化,在执法前后明星、非明星分析师作用的变化不会有显著差异。

机构投资者是造成分析师激励扭曲的重要来源之一,机构投资者不仅影响分析师所在券商的佣金收入,还影响分析师个人收入及声誉评选。因此,在较弱的法治环境中,对于机构持股比例较高的公司,分析师具有更大的动机发布更乐观报告,不对公司真实状况进行揭示。并且,上市公司迫于机构投资者和分析师的双重压力倾向于提高盈余管理水平(于忠泊等 2011)^[6]。当法治加强后,分析师预期违法成本增加,其能够在一定程度上抵制机构投资者的不利影响,发布真实报告;对于机构持股比例越高的公司,分析师迫于市场和监管压力,更有激励履行外部治理监督者的职能。因此,本文提出对立性假设3:

H3a: 执法前,机构持股比例越高,分析师跟踪对盈余管理的提高程度越大,如果执法信号改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机应反映执法加强的预期,则执法后,机构持股比例越高,分析师越能抑制盈余管理。

H3b: 如果执法信号没有改变分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机不会发生变化,在执法前后,机构持股比例越高,分析

师对盈余管理的提高程度都越大。

三、样本选择与变量设定

(一) 样本选择

本文的样本包括在我国 A 股上市的所有公司, 时间范围从 2004 年到 2015 年。分析师预测数据、上市公司财务数据、股票交易数据都从国泰安数据库 (CSMAR) 中获得。本文样本之所以开始于 2004 年, 这是因为第一届《新财富》最佳分析师——本文区分明星、非明星分析师的重要标志——结果公布于 2003 年 6 月, 在此之前无法获得类似标志来区分两类分析师的声誉。因此, 本文样本开始时间选择在此之后, 且为了与公司财年保持一致, 最终确定样本开始于 2004 年。

对于分析师预测报告, 本文考察的目的是分析师跟踪对当年盈余管理的影响, 因此将在财年结束后的分析师报告予以删除。同时, 若同一分析师(组) 发布多份相同的预测报告, 本文取其最后一份作为样本。本文删除了数据不完整的预测报告, 如无分析师(组) 名字、无发布时间等数据的报告。经过以上处理, 从 2004 年到 2015 年, 本文一共获得 69 031 份预测报告。对于预测报告所涉及的上市公司及其股票, 必须满足如下要求: 在 2004 年至 2015 年间未受到过特别处理; 非金融保险业上市公司; 年末总市值不低于所有样本 5% 的公司年份; 具有完整的财务数据和股票交易数据。

(二) 变量设定

1. 盈余管理

(1) 操纵性应计利润的绝对值。首先使用操纵性应计利润的绝对值作为盈余管理的衡量指标, 记为 ADA。应计利润取决于公司管理人员的经验行为, 因而易受人为操纵。但是, 并非所有应计利润都是人为操纵的结果。给定公司所处的经营和经济环境, 部分应计利润是合理且必须的。由上可知, 总应计利润可以被划分为操纵性应计利润和非操纵性应计利润。本文使用调整的 Jones 模型 (Jones, 1991; Dechow et al., 1995; Yu, 2008; 雷光勇和刘慧龙, 2006; 薄仙慧和吴联生, 2009)^[25-28] 来估计操纵性应计利润。该模型的具体估计步骤如下:

首先, 以证监会行业分类代码为标准,^② 对每个行业内各股做如下模型的 OLS 估计, 以估计系数 α_1 、 α_2 和 α_3 。

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta SR_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{FA_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 代表公司, t 代表年份; $A_{i,t}$ 为年末的总资产;

$\Delta C_{i,t}$ 为当年总应计利润, 等于净利润减经营性现金流量净额; $\Delta SR_{i,t}$ 为销售收入的增加额; $FA_{i,t}$ 为年末固定资产。在 OLS 估计中, 为了保证回归的有效性, 本文要求样本数不少于 15。因此, 两个行业的样本被排除在最终的实证结果中, 分别是木材与家具业 (C2)、其他制造业 (C9)。

其次, 将回归式 (1) 得到的系数估计值 $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 和 $\hat{\alpha}_3$ 代入下式, 以计算非操纵性应计利润 $NDA_{i,t}$:

$$NDA_{i,t} = \hat{\alpha}_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \left(\frac{\Delta SR_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \frac{\Delta AR_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\alpha}_3 \frac{FA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (2)$$

其中, $\Delta AR_{i,t}$ 为应收账款的增加额。

那么, 操纵性应计利润的计算公式为:

$$DA_{i,t} = \frac{\Delta C_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDA_{i,t} \quad (3)$$

ADA 便是 DA 的绝对值, 由于公司存在正向和负向两种盈余管理, 采用 ADA 能够衡量公司进行盈余管理的程度。

(2) 盈余管理虚拟变量。根据 Burgstahler and Dichev (1997)^[29]、王亚平等 (2005)^[30] 以及 Yu (2008)^[2] 等的实证研究, 在稳健性检验中, 本文使用公司是否满足盈余目标的虚拟变量来衡量盈余管理动机, 记为 EMD。若公司报告的每股收益率等于或大于跟踪该公司的分析师发布的每股收益率预测的平均值, 且不超过平均值的 0.05 元, 则认为该公司进行了盈余管理, 即 EMD=1; 否则, EMD=0。由于样本公司面临的财务状况和盈余管理动机及幅度均不同, 本文无法像研究亏损企业盈余管理的实证研究一样将判断盈余管理的阈值设为 0, 而是采用分析师盈余预测的平均值作为阈值。此外, 盈余管理的幅度与成本呈正相关 (王亚平等, 2005)^[30], 出于成本考虑, 公司一般会进行小幅度的盈余管理。因此, 本文将报告每股收益率不超过预测平均值 0.05 元的公司视为进行盈余管理的公司。

2. 分析师跟踪人数。分析师跟踪人数被定义为当年对某股票发布针对当年的盈余预测报告的分析师(组) 总数, 记为 $Ana_{i,t}$ 。为了进一步考察分析师的异质性对盈余管理的影响, 本文按分析师的声誉将其划分为明星分析师和非明星分析师。明星分析师是指, 分析师在发布预测报告前获得当年度《新财富》最佳行业分析师, 记明星分析师跟踪人数为 $Star_{it}$ 。非明星分析师则未获得当年度《新财富》最佳行业分析师, 记非明星分析师跟踪人数为 $NStar_{it}$ 。

3.工具变量。为了解决公司治理与分析师跟踪行为之间的内生性问题,本文使用工具变量对模型进行2SLS估计。根据Chang et al.(2006)^[31]的方法,工具变量设定为:(1)销售收入是否处于行业中上水平虚拟变量,记为BigD,若公司*i*的上期销售收入超过所在行业的中值水平,则BigD=1,否则为0。公司的销售收入与公司营销水平和市场需求有关,不大可能受盈余管理水平的影响,但规模大的公司更易吸引分析师的关注(王宇超等,2012)^[32]。因此,销售收入超过行业中值水平虚拟变量与分析师跟踪人数有关,而与盈余管理水平无关。(2)行业平均分析师覆盖度(或平均明星、非明星分析师覆盖度),记为IndMeanAna(或Ind-MeanStar,IndMeanNonStar),为公司*i*所在行业当年分析师(或明星、非明星分析师)覆盖度的平均值。行业平均分析师覆盖度不大可能受某一家上市公司盈余管理水平的影响,但行业平均水平与单家上市公司的跟踪人数具有很大相关性。

4.控制变量。根据Yu(2008)^[2]、雷光勇和刘慧龙(2006)^[27]以及薄仙慧和吴联生(2009)^[28]等的研究结果,本文在实证分析中控制如下可能对盈余管理具有影响的变量:(1)公司市值,记为size,为公司总市值的自然对数形式;(2)市值账面比,记为MB,为公司总市值与账面价值之比;(3)总资产收益率,记为ROA,为上年净利润除以上年总资产;(4)总资产增长率,记为GRA,为当年总资产与上年总资产之差,再除以上年总资产;(5)现金流波动率,记为CFV,为样本期内净现金流的标准差;(6)机构持股比率,记为IH,为机构持股占总股数的比率;(7)国有持股比率,记为GH,为国有股占总股数的比率;(8)外部融资比例,记为EF,为从外面获得净现金融资占总资产的比率;(8)分析师盈余预测平均值的变化,记为DAC,为分析师某年对公司的最新每股收益预测平均值与其首份预测平均值之差。

为了避免极端值对实证结果的影响,上述所有利用原始数据计算(非估计)得到的变量均在99%水平上进行了Winsorize处理。此外,继续对总资产收益率低于-0.9、总资产增长率超过60倍、现金流波动率占总资产比超过10倍、外部融资比例低于-1等极端值进行剔除,共有35个样本被剔除,最终的样本为16060个公司-年度观察值。

(三)相关事件的时间划分

在图1中,本文通过时间轴给出各事件发生的时间点,以及样本各区间的划分。其中,A为《证券法》修订案实施之前的样本区间;B为修订案实施之

后至证券执法的样本区间;C为证券执法之后的样本区间。

证券监管机构对宋华峰执法的时间为2007年5月,在2007年的前5个月中,分析师虽未受到执法的影响,但为了保证分段区间与财年保持一致为整年,本文将2006年视为法律实施后到执法前的样本。为了使执法事件有足够的时间对分析师预期产生影响,且同样为了使分段区间与财年保持一致,执法之后的样本开始于2008年。

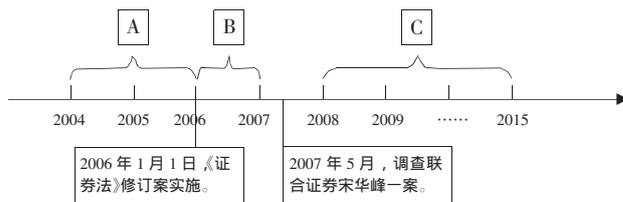


图1 相关事件的时间划分

四、实证分析

(一)描述性统计

表1列出了主要变量的描述性统计结果。从表1数据可知,处于中值水平的公司,操纵性应计利润绝对值为4.4%(这与以往文献的结果相似,如薄仙慧和吴联生,2009)^[28],进行盈余管理的动机为0;大约被2个分析师跟踪,其中,明星分析师跟踪人数约为0,非明星分析师跟踪人数约为2;机构投资者持股比例为10.92%;销售收入超过行业中值水平,分析师盈余预测平均值的变化也为0。

表1 主要变量的描述性特征

	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
ADA	16060	0.0679	0.0000	0.0437	7.9428	0.1216
size	16060	15.1238	12.7957	15.0209	21.5287	1.0329
MB	16060	0.0035	-7.3159	0.0025	2.7887	0.0672
ROA	16060	0.0193	-59.9032	0.0262	0.4565	0.4664
GRA	16060	0.5510	-1.0000	0.1005	3741.2436	29.0720
CFV	16060	0.2139	0.0001	0.0805	129.7992	1.4805
IH	16060	0.1790	0.0000	0.1092	1.5937	0.1907
GH	16060	0.1436	0.0000	0.0000	0.9712	0.2210
EF	16060	0.1020	-18.9735	-0.0016	935.6580	7.1866
Ana	16060	6.2697	0.0000	2.0000	64.0000	8.7735
Star	16060	1.2271	0.0000	0.0000	19.0000	2.1533
Nstar	16060	5.0426	0.0000	2.0000	55.0000	7.0372
BigD	16060	0.0057	-7.9428	0.0036	4.4367	0.1392
EMD	10388	0.0397	0.0000	0.0000	1.0000	0.1994
DAC	10388	-0.0132	-0.2571	0.0000	0.7501	0.06701

在表2中,本文给出主要变量基于法治环境角度的均值。从法律实施前到证券执法后,ADA由5.81%提高到6.89%,秩和检验结果表明,ADA在执法之前的两个区间里没有显著的差异,而在执法后具有显著的差异;盈余管理动机从约6%下降到约3%;分析师盈余预测平均值的变化从-0.99%下降到-3.00%;分析师跟踪人数由大约1人增加到大约8人,其中,明星分析师人数由大约0人增加到大约2人,秩和检验结果同样证实,各区间里,分析师、明星以及非明星分析师覆盖度存在显著的差异。

表2 按法律环境划分的变量特征

	(1) 法律 实施前	(2) 法律实施 后-执法前	(3) 执法后	Wilcoxon 检验(P值)		
				(1)-(2)	(1)-(3)	(2)-(3)
样本量	2283	1192	12585	-	-	-
ADA	0.0581	0.0573	0.0689	0.7674	0.0000	0.0000
Size	14.1594	14.4788	15.3313	0.0000	0.0000	0.0000
MB	0.0020	0.0035	0.0036	0.0000	0.0000	0.0000
ROA	0.0141	0.0176	0.0209	0.7467	0.0000	0.0000
GRA	0.1184	0.1345	0.6944	0.3189	0.0000	0.0000
CFV	0.2135	0.1934	0.1768	0.0222	0.0000	0.0000
IH	0.1329	0.1786	0.1762	0.0000	0.0000	0.1665

GH	0.3520	0.2973	0.0806	0.0000	0.0000	0.0000
EF	0.0131	0.0090	0.1313	0.0476	0.0000	0.0000
Ana	1.3307	1.9354	7.8033	0.0000	0.0000	0.0000
Star	0.1336	0.2945	1.5747	0.0000	0.0000	0.0000
Nstar	1.1984	1.6309	6.2287	0.0000	0.0000	0.0000
BigD	0.3767	0.4513	0.5493	0.0000	0.0000	0.0000
EMD	0.0597	0.0478	0.0329	0.3222	0.0074	0.1722
DAC	-0.0099	-0.0063	-0.0300	0.3117	0.0000	0.0000

主要变量之间的相关系数列在表3中。从表中可以看到,Ana与ADA之间的相关系数为5.1%,Star与ADA的相关系数为3.5%,似乎分析师跟踪对盈余管理水平所起的是助涨而非抑制作用,更准确的关系有待控制其他影响盈余管理水平的变量后才能确定。EMD与ADA间的相关系数为2.9%,EMD与Ana间的相关系数为-2.3%,与Star间的相关系数为-3.1%。销售收入是否超过行业中值水平虚拟变量与分析师、明星、非明星分析师间的相关系数分别为30.9%、29.3%和29.6%,表明用其做工具变量之一是合理的。

表3 主要变量的相关系数

	ADA	Size	MB	ROA	GRA	CFV	IH	GH	EF	Ana	Star	Nstar	BigD	EMD	DAC
ADA	1.000														
size	0.040	1.000													
MB	0.001	0.009	1.000												
ROA	-0.092	0.035	-0.006	1.000											
GRA	0.131	0.014	0.000	-0.968	1.000										
CFV	0.115	-0.030	0.021	-0.682	0.718	1.000									
IH	0.011	0.139	0.011	0.018	-0.004	0.005	1.000								
GH	-0.019	-0.060	-0.004	0.002	-0.001	0.008	0.011	1.000							
EF	0.124	0.012	0.000	-0.975	0.992	0.689	-0.004	-0.003	1.000						
Ana	0.051	0.586	-0.001	0.062	-0.007	-0.036	0.175	-0.113	-0.005	1.000					
Star	0.035	0.533	0.000	0.051	-0.005	-0.033	0.151	-0.132	-0.004	0.849	1.000				
Nstar	0.054	0.567	-0.001	0.062	-0.007	-0.035	0.172	-0.100	-0.005	0.987	0.753	1.000			
BigD	-0.011	0.481	-0.009	0.031	-0.013	-0.061	0.037	0.004	-0.010	0.309	0.293	0.296	1.000		
EMD	0.029	-0.032	-0.001	0.008	0.017	-0.025	0.053	-0.015	-0.077	-0.023	-0.031	-0.023	-0.081	1.000	
DAC	-0.045	-0.028	0.022	-0.161	0.017	0.073	-0.004	0.018	-0.032	-0.061	-0.035	-0.173	-0.018	0.047	1.000

(二)不同法治环境下,分析师对盈余管理的影响
 公司特征如市值、市值账面比、过去的总资产回报率等变量对公司盈余管理水平具有影响作用,并且也对分析师跟踪产生影响,因此,分析师对盈余管理水平的影响可能是由于两者与公司特征的联系产生的。为了在一定程度上消除这种可能,本文参考Yu(2008)^[2]的做法,用分析师跟踪人数对一系列公司特征变量进行回归,得到分析师跟踪人数的残差以进行下一步的实证分析。具体方法如下:

首先,根据图1所示将样本期间分为三个区间;其次,对于每段区间,做以下模型的OLS估计:

$$Ana_{i,t} = \alpha + \sum_{m=1}^M \rho_m Ctrl_{i,t}^m + \sum_{t=1}^T \gamma_t Year_{i,t} + \sum_{n=1}^N \delta_n Ind_{i,t} + Res Ana_{i,t} \quad (4)$$

其中,Ctrl为一系列公司特征变量,包括市值、市值账面比、上期总资产收益率、总资产增长率、现金流波动率、机构持股比率、国有持股比率和外部融资占总资产比率;Year为年度虚拟变量;Ind为行业虚拟变量。估计系数的标准差均按公司水平进行了Cluster处理(Adjusted for firm-level clustering),后文同。

模型(4)得到分析师跟踪人数的残差Res Ana,剔除了公司特征对分析师跟踪的影响,被用来替代分析师跟踪人数进行实证分析。由于估计模型(4)所用的样本包含了分析师跟踪人数为0的样本,若直接使用这样的估计结果可能给实证过程带来额外影响。因此,本文将原本分析师跟踪人数为0的上市公司分析师跟踪人数的残差设为0,原本明星分析师跟踪人数为0的上市公司的明星分析师跟踪人数的残差设为0。

为了考察不同法治环境下,分析师作为外部治理监督者对盈余管理影响的变化,对于每个样本区间,做以下模型的OLS估计:

$$ADA_{i,t} = \alpha + \beta Res Ana_{i,t} + \sum_{m=1}^M \rho_m Ctrl_{i,t}^m + \sum_{t=1}^T \gamma_t Year_{i,t} + \sum_{n=1}^N \delta_n Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,Ctrl为一系列控制变量,包括市值、市值账面比、总资产收益率、总资产增长率、现金流波动率、机构持股比率、国有持股比率和外部融资占总资产比率;Year为年度虚拟变量;Ind为行业虚拟变量。

模型(4)和(5)的估计结果列在表4中。在《证券法》修订案实施之前,分析师对盈余管理没有显著影响。在修订案实施之后至证券执法之前,分析师对公

司盈余管理的抑制作用仍然不显著。在执法之后,分析师对盈余管理具有统计上显著的制约作用,估计系数在10%的水平下显著为-0.0017。执法后,分析师跟踪人数残差的均值为2.98,分析师跟踪平均导致操纵性应计利润绝对值降低约0.0004,相对于执法后0.0689的ADA平均水平,降幅约0.58%,该结果在经济上同样具有显著性。上述结果表明,在不同法治环境下,分析师对盈余管理的影响具有显著的差异,完善法律对分析师的约束微乎其微,只有证券执法信号改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机才反映执法加强的预期,更多地发布真实报告。因此,分析师作为外部治理监督者的作用在执法后得到加强。

表4 不同法治环境下分析师对盈余管理的影响

	法律实施前		法律实施后—执法前		执法后	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	-10.0340*** (-9.67)	-0.0129 (-0.53)	-11.0064*** (-7.92)	-0.0324 (-1.08)	-88.3931*** (-73.04)	0.0760*** (3.54)
Res Ana		-0.0004 (-0.73)		-0.0005 (-0.68)		-0.0004** (-2.46)
Size	0.8578*** (11.08)	0.0032' (1.82)	0.8592*** (8.83)	0.0050** (2.39)	6.5626*** (85.08)	-0.0005 (-0.39)
MB	-20.0100 (-1.21)	-0.1836 (-0.49)	0.4119 (0.08)	-0.0930 (-0.88)	-0.2210 (-0.27)	0.0072 (0.49)
Lag ROA	3.9510*** (3.84)		6.7115*** (4.93)		10.1529*** (17.41)	
ROA		-0.2910*** (-13.37)		-0.1538*** (-4.64)		-0.0008 (-0.08)
GRA	0.6137*** (2.60)	0.0500*** (9.15)	-0.0191 (-0.12)	0.0154*** (4.41)	-0.0496*** (-3.10)	0.0055*** (19.35)
CFV	0.3277** (2.34)	0.0130*** (4.12)	-0.2004 (-0.90)	0.0046 (0.96)	-0.0387 (-0.63)	0.0103*** (9.33)
IH	0.8932*** (2.85)	0.0187*** (2.65)	1.2497*** (3.05)	0.0197** (2.27)	5.6037*** (16.09)	-0.0050 (-0.81)
GH	-0.1008 (-0.47)	0.0062 (1.28)	-0.0077 (-0.02)	-0.0001 (-0.01)	-4.2726*** (-10.63)	0.0118 (1.64)
EF	0.2218 (0.33)	-0.0799*** (-5.27)	0.7780 (0.84)	0.0366' (1.87)	0.8347*** (11.63)	-0.0213*** (-16.72)
Year	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(续表 4)

Sample	2283	2283	1192	1192	12585	12585
Adj. R ² (%)	17.1	14.2	14.7	7.5	45.2	12.2

注:括号内均为 t 值,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

(三)稳健性检验:不同的样本区间划分

在之前的样本区间划分中,2007 年的样本没有被包含在子区间中。考虑到 2007 年 5 月之前的研究报告约占当年总报告数的 6%,这些报告对当年的盈余管理活动的影响甚小,本文在稳健性检验中将 2007 年的报告划分为执法之后的样本,并用 2007 年至 2015 年的样本对模型(4)和(5)进行回归估计。表 5 所列表示的结果显示,在证券执法之后,分析师对盈余管理活动有显著的抑制作用,证实了本文的假设 H1a。

表 5 稳健性检验(不同的样本区间划分)

	法律实施后(2007-2015)	
	(1)	(2)
Constant	-93.481*** (-78.76)	0.0672*** (3.17)
Res Ana		-0.0004*** (-2.90)
Size	6.2390*** (87.04)	0.0003 (0.26)
MB	-0.2874 (-0.36)	0.0055 (0.39)
Lag ROA	10.1209*** (18.02)	
ROA		-0.0008 (-0.81)
GRA	-0.0500*** (-3.22)	0.0055*** (19.83)
CFV	-0.0279 (-0.47)	0.0099** (9.32)
IH	5.7237*** (17.79)	-0.0049 (-0.86)
GH	-4.1826*** (-11.36)	0.0072 (1.09)
EF	0.8331*** (11.96)	-0.0213*** (-17.15)
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
Sample	13632	13632
Adj. R ² (%)	45.3	12.0

(四)稳健性检验:不同的盈余管理代理变量

本文进一步使用盈余管理动机 EMD 代替操纵性应计利润绝对值 ADA 来代理盈余管理做稳健性检验,估计方法仍然使用分段回归的方法。具体回归模型如下:

$$EMD_{i,t} = \alpha + \beta_1 ResAna_{i,t} + \beta_2 DAC_{i,t} + \sum_{m=1}^M \rho_m Ctrl_{i,t}^m + \sum_{i=1}^T \gamma_i Year_{i,t} + \sum_{n=1}^N \delta_n Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,根据 Yu(2008)^[2]的做法,在上式中,本文对分析师盈余预测平均值的变化 DAC 加以控制。模型(6)的估计结果列在表 6 中。

从表 6 可以看出,在《证券法》修订案实施之前,分析师没有对公司盈余管理起到抑制作用;在修订案实施之后到证券执法之前,分析师同样没有对盈余管理起到显著的抑制作用,在执法之后,证券执法信号改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机反映了执法加强的预期,分析师作为外部治理监督者的作用在执法后得到加强。

表 6 稳健性检验(不同的盈余管理代理变量)

	法律实施前	法律实施后 —执法前	执法后
	(1)	(2)	(3)
Constant	-0.0135 (-0.08)	-0.0572 (-0.36)	0.0708*** (2.87)
Res Ana	-0.0047 (1.06)	0.0011 (0.36)	-0.0026*** (-4.58)
DAC	0.7334 (1.18)	0.8534*** (3.09)	0.0642* (1.69)
Size	0.0055 (0.48)	0.0080 (0.72)	0.0032 (0.64)
MB	-17.0337* (-1.69)	-4.9520 (-1.01)	-0.8035 (-1.23)
ROA	0.2717 (1.35)	-0.0000 (0.00)	-0.1576** (2.21)
GRA	0.0591 (1.54)	0.0395 (1.12)	-0.0010 (-0.40)
CFV	-0.0018 (-0.08)	-0.0546* (-1.66)	0.0300** (2.14)
IH	-0.0380 (-0.76)	-0.0085 (-0.17)	0.0069 (0.32)
GH	-0.0133 (-0.39)	0.0399 (0.97)	0.0334 (1.33)
EF	-0.0492 (-0.44)	-0.0206 (-0.19)	-0.0405** (-2.20)

(续表6)

Year	Yes	No	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Sample	837	627	8924
Adj. R ² (%)	5.2	2.0	3.8

(五)不同法治环境下,分析师对盈余管理的影响:工具变量法

为了更好地解决内生性问题,本文使用工具变量对模型(5)进行2SLS估计。

首先,对于每个子区间,做分析师跟踪人数对工具变量以及控制变量的回归,得到分析师跟踪人数的估计数。

$$Ana_{i,t} = \alpha + \rho_1 BigD_{i,t} + \rho_2 IndMeanAna_{i,t} + \sum_{m=1}^M \rho_m Ctrl_{i,t}^m + \sum_{t=1}^T \gamma_t Year_{i,t} + \sum_{n=1}^N \delta_n Ind_{i,n} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,Ctrl包含的控制变量与模型(5)中的控制变量相同。

模型(7)和2SLS第二阶段模型(5)的估计结果列在表7中。在修订案实施前,分析师跟踪不但没有抑制盈余管理,反而提高了盈余管理。修订案实施后至证券执法前,分析师跟踪对盈余管理无显著影响。在执法后,分析师估计数的系数均在5%的水平上显著约为-0.0021,约占0.0689的ADA平均水平的3.0%。从该结果可以看出,在采用工具变量法修正内生性问题后,证券执法信号确实改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机反映了执法加强的预期,其作为外部治理监督者的作用在执法后得到加强。

表7 不同法治环境下分析师对盈余管理的影响 (工具变量法)

	法律实施前		法律实施后—执法前		执法后	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	-8.3949*** (-5.67)	0.0271 (0.91)	-12.1283*** (-6.18)	-0.0205 (-0.48)	-92.5751*** (-59.60)	0.5056*** (8.97)
Pre Ana		0.0035** (2.31)		0.0009 (0.44)		-0.0021*** (-3.94)
BigD	0.3190*** (2.46)		-0.3104* (-1.65)		-0.7277 (-0.75)	
Ind-MeanAna	-0.1393 (-0.98)		-0.0843 (-0.41)		0.6521*** (5.53)	
Size	0.7612*** (8.31)	0.0000 (0.02)	0.9813*** (8.57)	0.0041 (1.31)	6.5364*** (18.45)	-1.3706 (0.36)

MB	-17.1801 (-1.03)	-0.1467 (-0.39)	-1.5786 (-0.32)	-0.0933 (-0.88)	-0.1395 (-0.17)	0.0361** (2.43)
ROA	3.0566*** (3.15)	-0.2977*** (-13.59)	6.2540*** (4.00)	-0.1600*** (-4.52)	11.2741*** (18.45)	-2.3568*** (-8.90)
GRA	0.4612* (1.90)	0.0488*** (8.88)	-0.1159 (-0.70)	0.0155*** (4.43)	-0.0325* (-1.92)	0.0110*** (13.47)
CFV	0.3249** (2.31)	0.0121*** (3.80)	-0.1601 (-0.72)	0.0047 (0.99)	-0.3222** (-2.47)	0.1028*** (13.01)
IH	0.9212*** (2.93)	0.0156** (2.17)	0.9736** (2.37)	0.0187** (2.06)	5.6108*** (16.10)	0.0018* (1.74)
GH	-0.1433 (-0.66)	0.0070 (1.43)	0.1143 (0.31)	-0.0001 (-0.01)	-4.2646*** (-10.55)	0.9076 (1.41)
EF	0.6006 (0.89)	-0.0804*** (-5.30)	1.3226 (1.43)	0.0353* (1.78)	0.8630*** (11.84)	0.1985*** (9.15)
Year	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample	2283	2283	1192	1192	12562	12562
Adj. R ² (%)	17.0	14.4	14.3	7.5	45.4	13.7

(六)不同法治环境下,分析师跟踪人数变化对盈余管理变化的影响

虽然工具变量法能够在一定程度上减轻内生性问题的影响,但为了给出更稳健的结果,本文根据Yu(2008)^[2]的经验,做盈余管理水平的变化值对分析师跟踪人数估计值变化的OLS估计。盈余管理水平能对分析师跟踪人数产生影响,其变化值却不大可能迅速引起跟踪人数的显著变化,但如果在执法后分析师确实能够抑制盈余管理活动,则其变化能显著引起盈余管理水平的变化。由于分析师跟踪人数在一年内不可能有显著变化,因而本文计算变量差异时所用样本的时间跨度为两年。这样,由于样本期间的限制,法律实施之前,即2006年之前的样本将被排除在外。为了在最大程度上减轻内生性问题的影响,解释变量使用的是对所有期间样本使用工具变量估计得到的分析师跟踪人数估计数的变化值。

具体的回归模型如下:

$$\Delta ADA_{i,t} = \alpha + \beta \Delta PreAna_{i,t} + \sum_{m=1}^M \rho_m \Delta Ctrl_{i,t}^m + \sum_{t=1}^T \gamma_t Year_{i,t} + \sum_{n=1}^N \delta_n Ind_{i,n} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中,Δ表示变量的变化值。利用工具变量的2SLS第一阶段估计结果和模型(8)的估计结果都列在表8中。

表8的结果与前述实证结果相似,在法律实施后至执法前,分析师跟踪对盈余管理没有显著的影响。在执法后,分析师跟踪人数增加会在1%的水平上显著地使操纵性应计利润绝对值的增量减少-0.0003,表明分析师覆盖度增加确实会抑制盈余管理活动。

表8 不同法治环境下分析师跟踪人数变化对盈余管理变化的影响(第二阶段结果)

	法律实施后—执法前	执法后
	(1)	(2)
Constant	0.0067 (0.67)	-0.00192 (-1.21)
ΔPre Ana	-0.0026 (-1.23)	-0.0003*** (-3.97)
ΔSize	0.0195*** (2.92)	0.0252*** (5.15)
ΔMB	0.0004 (0.00)	-0.0298 (-0.12)
ΔROA	-0.2367*** (-5.41)	-0.0020 (-0.12)
GRA	0.0107 (1.57)	0.0210*** (4.72)
CFV	-0.0000 (-1.29)	-0.0000 (-0.08)
ΔIH	0.0240* (1.68)	-0.0041 (-0.31)
ΔGH	-0.0048 (-0.31)	-0.0029 (-0.25)
ΔEF	0.0621*** (3.41)	0.0193* (1.75)
Year	No	Yes
Industry	Yes	Yes
Sample	1048	7798
Adj. R ² (%)	4.9	4.2

(七)不同法治环境下,分析师跟踪人数变化对盈余管理变化的影响 执法虚拟变量与工具变量法

采用分段回归法可以清晰地考察分析师在不同法治环境下对盈余管理影响的差异,但这种方法无法直接给出执法给分析师在抑制盈余管理中作用带来的变化及变化程度。因此,本文采用在总样本的回归中引入执法虚拟变量来考察该问题。鉴于工具变量法在解决内生性问题中的优越性,我们的实证分析仍然使用工具变量法对模型进行估计。

具体回归模型如下:

$$ADA_{i,t} = \alpha + \beta_1 PreAna_{i,t} + \beta_2 Law_{i,t} + \beta_3 Enforce_{i,t} + \beta_4 PreAna_{i,t} * Law_{i,t} + \beta_5 PreAna_{i,t} * Enforce_{i,t} + \sum_{m=1}^M \rho_m Ctrl_{i,t}^m + \sum_{n=1}^N \delta_n Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中 Law 为《证券法》修订案实施虚拟变量,若为实施之后至执法前的样本,即2006年,则为1,否则为0;Enforce 为执法虚拟变量,若为执法之后的样本,即2008年至2015年的样本,则为1,否则为0。模型(9)的估计结果列在表9中。

从表9的第(2)列可知,法律实施和执法前,分析师跟踪提高了盈余管理。《证券法》修订案实施对分析师无显著的约束效应,交叉项 Pre Ana*law 不具有显著性。证券执法对分析师具有显著的约束效应,交叉项 Pre Ana*Enforce 在5%的水平下显著为-0.047。表9的结果再次证实,证券执法信号改变了分析师对执法环境的看法以及对执法力度的预期,分析师的行为动机反映了执法加强的预期,其作为外部治理监督者的作用在执法后得到加强。

表9 不同法治环境下分析师跟踪人数对盈余管理变化的影响(执法虚拟变量与工具变量法)

	(1)	(2)
Constant	-80.6870*** (-74.00)	10.4037*** (7.12)
BigD	-0.1058 (-0.91)	
IndMeanAna	0.7929*** (6.94)	
Pre Ana		0.0017*** (7.09)
Pre Ana*law		0.0002 (0.35)
Pre Ana*Enforce		-0.0047** (-2.05)
Law		-0.0885*** (-6.73)
Enforce		0.0073*** (7.10)
Size	5.4605*** (79.68)	-0.7461*** (-7.08)
MB	-0.2210 (-0.30)	0.0354** (2.59)
ROA	9.5456*** (19.23)	-1.3214*** (-7.12)

(续表9)

GRA	-0.0525*** (-3.69)	0.0128*** (12.26)
CFV	-0.0049 (-0.10)	0.0088*** (9.91)
IH	4.9570*** (18.52)	-0.6814*** (-7.06)
GH	-3.4281*** (-12.47)	0.0478*** (7.16)
EF	0.8034*** (12.67)	-0.1324*** (7.14)
Year effect	Yes	No
Industry effect	Yes	Yes
Sample	16060	16060
Adj. R-sqr (%)	45.8	11.3

(八)不同法治环境下,声誉对分析师作为外部监督者作用的影响

本部分使用工具变量的2SLS回归和虚拟变量法考察法律实施和执行对不同声誉分析师作为外部监督治理者影响的差异。具体模型类似于模型(9),不同的是将模型中的分析师跟踪人数估计值替换为明星、非明星分析师跟踪人数的估计值。2SLS两个阶段的回归结果均列在表10中。

单独考察明星分析师时,法律实施前,其跟踪提高了盈余管理,这与第(七)部分结果相似,且明星分析师对盈余管理增加的程度更大,在5%的水平上显著为0.0179;在法律实施后,明星分析师对盈余管理不具有抑制作用,在执法后,明星分析师对盈余管理具有显著的抑制作用。单独考察非明星分析师得到的结果与之相似。在同时考察两类分析师时,法律实施及执行前,明星、非明星分析师仍然没有抑制盈余管理活动;在执法后,明星分析师显著地抑制了盈余管理,且执法对于明星分析师的约束作用大于非明星分析师。上述结果证实了本文的假设H2a。可能的原因是,在违法成本很低时,明星分析师无发布真实报告的动机,不能起到治理监督作用,反而由于其对公司造成的压力更大,其跟踪导致盈余管理增加的程度更大。其次,在证券执法后,明星分析师一旦被查出后的损失高于其他分析师,他们的预期违法成本更大,因此,执法信号对明星分析师的约束程度更大。

表10 不同法治环境下声誉对分析师作为外部监督者作用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constant	-16.9928*** (-58.07)	-63.6923*** (-72.06)	-3.9152*** (-6.97)	5.2328*** (7.16)	-0.0181 (-1.17)
BigD	0.0598* (1.94)	-0.1656* (-1.76)			
IndMeanStar	0.7355*** (4.43)				
IndMeanNon-Star		0.8058*** (7.09)			
Pre Star			-0.2416*** (-7.03)		-0.1714*** (-6.85)
Pre Star*law			0.0013 (0.40)		0.0070 (0.31)
Pre Star*Enforce			-0.0019* (-1.90)		-0.0148* (-1.92)
Pre NonStar				0.0882*** (7.11)	0.0336*** (5.95)
Pre NonStar*law				0.0003 (0.34)	-0.0015 (-0.26)
Pre NonStar*Enforce				-0.0006 (-1.10)	-0.0045 (-1.29)
Law			0.0123** (2.31)	-0.0523*** (-6.05)	-0.0100* (-1.70)
Enforce			-0.0887*** (7.07)	0.2707*** (7.10)	0.0336*** (3.11)
Size	1.1565*** (63.28)	4.3040*** (77.37)	0.2849*** (7.07)	-0.3738*** (7.08)	0.0592*** (3.65)
MB	-0.1261 (-0.64)	-0.0949 (-0.16)	-0.0256* (-1.86)	0.0134 (1.02)	-0.0120 (-0.90)
ROA	1.7184*** (12.98)	7.8272*** (19.42)	0.4071*** (6.85)	-0.6971*** (-7.14)	0.0295 (1.11)
GRA	-0.0102*** (-2.70)	-0.0423*** (-3.66)	0.0031*** (7.11)	0.0093*** (16.13)	0.0052*** (17.89)
CFV	0.0038 (0.28)	-0.0087 (-0.22)	0.0090*** (10.16)	0.0089*** (10.00)	0.0090*** (10.10)
IH	1.0411*** (14.59)	3.9159*** (18.02)	0.2524*** (7.03)	-0.3441*** (-7.03)	0.0481*** (3.18)
GH	-0.7716*** (-10.52)	-2.6565*** (-11.13)	-0.1799*** (-6.71)	0.2407*** (7.20)	-0.0361*** (-3.11)
EF	0.1470*** (4.21)	0.6564*** (12.75)	0.0137*** (2.64)	-0.0797*** (-9.71)	-0.0182*** (-7.54)
Year effect	Yes	Yes	No	No	No

(续表 10)

Industry effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample	16060	16060	16060	16060	16060
Adj. R-sqr (%)	36.0	44.5	11.3	11.3	11.3

(九)不同法治环境下 机构投资者对分析师作为外部监督者作用的影响

本部分在模型(9)的基础上增加分析师与机构持股比例交叉项,以及分析师、执法虚拟变量与机构持股比率交叉项,并使用 2SLS 回归考察在不同法治环境下,机构投资者对分析师作为外部监督者作用的影响。实证结果列在表 11 中。

对于分析师整体和非明星分析师来说,实证结果与前文相似,机构持股比例对非明星分析师的影响不显著。对于明星分析师来说,机构持股比例提高却导致其对盈余管理的提高程度更大,Pre Star*IH 显著为正;法律实施在一定程度上抑制了机构持股对明星分析师治理作用的影响,但不显著,证券执法显著地抑制了机构持股提高导致的明星分析师对盈余管理的促进作用,Pre Star*Enforce*IH 显著为负。上述结果表明,明星分析师在法律实施之前对盈余管理起到显著的提高,是由于机构投资者对其产生的压力大于其他非明星分析师(例如收入和声誉方面的压力),导致其更易发布虚假报告,无法抑制盈余管理。而且,由于公司面临机构投资者和明星分析师的双重压力,更加提高了盈余管理程度。因而,机构持股比例提高会导致明星分析师对盈余管理的压力效应增大。当执法改变明星分析师的预期时,其预期违法成本提高而选择发布真实报告,对盈余管理起到抑制作用。有趣的是,当机构持股比例高到一定程度,即使在执法之后,明星分析师也同样提高了盈余管理,^③表明足够高的机构持股比例会导致明星分析师即使在高预期违法成本下也同样发生行为扭曲,无法起到外部治理监督作用。

表 11 法律实施及执行与机构投资者对分析师作为外部监督者作用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	0.0023 (0.07)	-0.1918*** (-5.30)	0.0394 (1.37)	-0.1776** (-4.86)
Pre.Ana	-0.0006 (-0.81)			
Pre.Ana*law	0.0003 (0.30)			

Pre.Ana*Enforce	-0.0009* (-1.72)			
Pre.Ana*IH	0.0011 (0.55)			
Pre.Ana*law*IH	-0.0013 (-0.41)			
Pre.Ana*Enforce*IH	-0.0032 (-1.51)			
Pre.Star		-0.0165*** (-4.52)		-0.0254** (-2.02)
Pre.Star*law		0.0029 (0.61)		-0.0152 (-0.52)
Pre.Star*Enforce		-0.0044 (-1.51)		-0.0076 (-0.61)
Pre.Star*IH		0.0101 (1.09)		-0.0634 (-1.35)
Pre.Star*law*IH		-0.0114 (-0.77)		-0.0027* (-1.85)
Pre.Star*Enforce*IH		-0.0102*** (-1.99)		-0.0173** (-2.43)
Pre.NonStar			-0.0000 (-0.03)	0.0028 (0.87)
Pre.NonStar*law			0.0003 (0.27)	0.0049 (0.64)
Pre.NonStar*Enforce			-0.0011 (-1.39)	0.0012 (0.36)
Pre.NonStar*IH			0.0011 (0.47)	0.0197 (1.59)
Pre.NonStar*law*IH			-0.0014 (-0.35)	0.0358 (0.35)
Pre.NonStar*Enforce*IH			0.0041 (1.53)	-0.0173 (-1.34)
Law	-0.0063 (-1.16)	-0.0043 (-0.82)	-0.0065 (-1.19)	-0.0064 (-0.93)
Enforce	0.0202*** (5.19)	0.0222*** (5.97)	0.0193*** (4.90)	0.0190*** (4.02)
law*IH	0.0170 (0.77)	0.0338 (1.09)	0.0137 (0.61)	0.0473* (1.80)
Enforce*IH	-0.0599*** (-3.84)	-0.0382** (-2.55)	-0.0630*** (-4.02)	-0.0241 (-1.29)
Size	0.0036* (1.65)	0.0174*** (6.90)	0.0009 (0.45)	0.0163*** (6.43)
MB	0.0036 (0.28)	0.0018 (0.14)	0.0039 (0.30)	0.0018 (0.14)

(续表 11)

ROA	-0.0075 (-0.74)	0.0199** (-1.98)	-0.0144 (-1.44)	0.0069 (0.67)
GRA	0.0056*** (21.96)	0.0055*** (21.55)	0.0056*** (22.09)	0.0055*** (21.83)
CFV	0.0086*** (9.70)	0.0086*** (9.74)	0.0086*** (9.66)	0.0085*** (9.54)
IH	0.0158 (1.42)	0.0120 (1.14)	0.0163 (1.44)	-0.0070 (-0.46)
GH	0.0123*** (2.63)	0.0025 (0.52)	0.0130*** (2.80)	-0.0040 (-0.81)
EF	-0.0219*** (-18.29)	-0.0197*** (-16.59)	-0.0225*** (-18.85)	-0.0208*** (17.35)
Year effect	No	No	No	No
Industry effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample	16060	16060	16060	16060
Adj. R-sqr (%)	10.5	10.8	10.5	11.0

五、研究结论

本文考虑了我国新兴市场条件下《证券法》修订案实施与执行对证券分析师行为的影响,并区分了法律实施与依法执行这两者所带来的不同效应。我

们发现,在2006年《证券法》修订案实施之前,以及法律实施后至执法事件之前,分析师作为公司外部治理监督者对于被跟踪的上市公司的盈余管理没有显著影响。但是,在执法事件之后,分析师跟踪显著抑制了上市公司的盈余管理程度。而且,执法对明星分析师产生的约束效力高于对非明星分析师的约束效力,机构持股比例在一定程度上显著地影响了明星分析师对盈余管理的抑制作用。

本文的研究发现对于理解我国新兴市场法律颁布、实施与执行的效力,以及分析师作为外部治理监督者在资本市场上的作用具有重要意义。Bhattacharya and Daouk(2006)^[7]认为,在有一部分人守法的前提下,有法律而不执行会导致比没有法律更坏的均衡。我国选择性执法是更接近有法律而不执行还是没有法律的状况呢?是否导致了一个更低水平的均衡?在没有相关法律的情况下,市场机制会引导与约束参与者行为,分析师获取收益、建立声誉的过程会受市场的检验与约束;在有法律但执法是选择性的情形下,相比法律实施本身,分析师尽管重视执法信号,但行为取向可能是短期性的,由此导致的均衡并不一定比没有相关法律而市场机制起作用的均衡好。这值得我们进一步思考与研究。

注释:

① 2006年1月1日起实施的《证券法》修订案第一百七一条第四款明确禁止证券公司及其从业人员“利用传播媒介或者通过其他方式提供、传播虚假或者误导投资者的信息”这一规定成为市场关注的焦点,市场预期修订案的出现能够约束分析师行为(例如《证券法修改能否封住“股市黑嘴”》《法制日报》2005年10月11日)。

② 对制造业采用两级分类代码,例如C0-C9,其他行业均采用一级分类代码,例如J,M等。

③ 当机构持股比例接近73%时,Pre Star、Pre Star*IH、Pre Star*Enforce与Pre Star*Enforce*IH四项之和为正。

[参考文献]

- [1] Malmendier, U. and D. Shanthikumar. Are Small Investors Na?ve about Incentives [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85(2): 457-489.
- [2] Yu, FF. Analyst Coverage and Earnings Management [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88(2): 245-271.
- [3] 仓勇涛,储一昀,戚真.外部约束机制监督与公司行为空间转换——由次贷危机引发的思考[J].管理世界,2011(6): 91-104.
- [4] Sun, J. Governance Role of Analyst Coverage and Investor Protection [J]. Financial Analysts Journal, 2009, 65(6): 52-64.
- [5] Chen, T., J. Harford and C. Lin. Do Analysts Matter for Governance? Evidence from Natural Experiments[R]. Working Paper at CICF, 2013.
- [6] 于忠泊,田高良,齐保垒.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.
- [7] Bhattacharya, U. and H. Deouk. When no Law Is Better than a Good Law [J]. Review of Finance, 2009, 13(4): 577-627.
- [8] 戴治勇,杨晓维.间接执法成本、间接损害与选择性执法[J].经济研究,2006(9): 94-120.
- [9] Berkowitz, D., K. Pistor, and J. Richard. Economic Development, Legality, and the Transplant Effect [J]. European Economic Review, 2003, 47(1): 165-195.
- [10] Pistor, K., M. Raiser and S. Gelfer. Law and Finance in Transition Economies [J]. Economics of Transition, 2000, 8(2): 325-368.

- [11] Fang, L. and A. Yasuda. The Effectiveness of Reputation as a Disciplinary Mechanism in Sell-side Research [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(9) :3735-3777.
- [12] 朱红军,何贤杰,陶林.中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J].*金融研究*, 2007(2) :110-121.
- [13] Jensen, M. C. and W. H. Meckling. Theory of the Firm :Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4) :305-360.
- [14] Healy. P. M. and K. G. Palepu. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets :A Review of the Empirical Disclosure Literature [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 31(1-3) :405-440.
- [15] Fong, K., H. Hong, M. Kacperczyk and J. Kubik. Do Secutiy Analysts Discipline Credit Rating Agencies [R]. Working paper, University of New South Wales, 2012.
- [16] Lang, M. H., K. V. Lins and D. P. Miller. Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation :Do Analysts Matter Most When Investors are Protected Least [J].*Journal of Accounting Research*, 2004, 42(3) :589-623.
- [17] 刘 晔,肖斌卿.分析师跟进、管理层持股与公司价值——基于联立方程组模型的实证检验[J].*南方经济*, 2009(3) :62-72.
- [18] Ljungqvist, A., F. Marston, L. T. Starks, K. D. Wei and H. Yan. Conflicts of Interest in Sell-Side Research and the Moderating Role of Institutional Investors [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 85(2) :420-456.
- [19] 潘 越,戴亦一,刘思超.我国承销商利用分析师报告托市了吗[J].*经济研究*, 2011(3) :131-144.
- [20] Cowen, A., B. Groysberg and P. Healy. Which Types of Analyst Firms are More Optimistic [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 41(1) :119-146.
- [21] 吴超鹏,郑方镰,杨世杰.证券分析师的盈余预测和股票评级是否具有独立性[J].*经济学(季刊)*, 2013(3) :935-958.
- [22] 黄春铃.证券监管效率和承销商声誉——基于南方证券“麦科特事件”的案例研究[J].*管理世界*, 2005(7) :129-171.
- [23] 宋云玲,李志文,纪新伟.从业绩预告违规看中国证券监管的处罚效果[J].*金融研究*, 2011(6) :136-149.
- [24] Xu, N., K.C. Chan, X. Jiang and Z. Yi. Do Star Analysts Know More Firm-Specific Information Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(1) :89-102.
- [25] Jones, J.. Earnings Management During Import Relief Investigations [J].*Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2) :193-228.
- [26] Dechow, P., M. Sloan and A. Sweeney. Detecting Earnings Management [J]. *Accounting Review*, 1995, 70(2) :193-226.
- [27] 雷光勇,刘慧龙.大股东控制、融资规模与盈余操纵程度[J].*管理世界*, 2006(1) :129-136.
- [28] 薄仙慧,吴联生.国有控股与机构投资者的治理效应 :盈余管理视角[J].*经济研究*, 2009(2) :81-160.
- [29] Burgstahler, D. and I. Dchev. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24(1) :99-126.
- [30] 王亚平,吴联生,白云霞.中国上市公司盈余管理的频率与幅度[J].*经济研究*, 2005(12) :102-112.
- [31] Chang, X., S. Dasgupta and G. Hilary. Analyst Coverage and Financing Decisions [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(6) :3009-3048.
- [32] 王宇超,肖斌卿,李心丹.分析师跟进的决定因素——来自中国证券市场的证据[J].*南方经济*, 2012(10) :88-101.

[责任编辑：冯 霞]