

网络媒体关注、审计质量与风险抑制

——基于深圳主板 A 股上市公司的经验数据

尹美群, 李文博

(北京第二外国语学院 国际商学院, 北京 100024)

[摘要]以我国深圳证券交易所主板 2011—2016 年 A 股上市公司为样本,通过计算可操纵性应计利润衡量审计质量,使用上市公司违规数据衡量经营和交易违规风险与虚假披露风险,考察网络媒体关注的风险抑制作用。研究发现:网络媒体关注度与审计质量具有风险抑制效应,且网络媒体关注对风险的抑制作用更显著;进一步地,网络媒体关注可通过提高审计质量来抑制企业违规风险,审计质量在网络媒体关注与风险抑制之间发挥部分中介作用。

[关键词]媒体治理;审计质量;风险抑制;审计意见;审计风险;可操纵性应计利润;公司治理

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2018)04-0024-10

一、引言

随着 2010 年修订的《中华人民共和国国家审计准则》(审计署令第 8 号)第一百一十六条规定^①的公布,媒体逐渐成为除立法、司法、行政外的第四方资本市场监管力量。从银广夏会计造假到莲花味精虚假披露,越来越多的审计失败案例被媒体曝光,相关会计师事务所的审计质量受到了公众的质疑,甚至面临着诉讼、解体危机。这一系列案例都说明媒体监督作为非正式外部作用机制,其对提高审计质量、抑制风险起到的作用不容小觑。

不同于传统媒体,网络媒体是基于互联网、计算机及移动设备发展而形成的信息传播平台,具有传播范围广、开放性强、成本低、效率高等基本特征。在传统信息传播链条中,媒体通过报纸、杂志、电视等介质将信息传递给受众,而互联网的迅速发展改变了媒体的信息来源及传播途径,在资源、时效、互动三大方面具有无法比拟的优势。网络媒体更强的传播力对信息在资本市场的有效传递起到了巨大作用,同时也给注册会计师的审计环境带来巨大改变。目前学者们主要从审计意见、审计师变更、操纵性应计利润角度考察媒体治理的经济结果。例如,周兰和耀友福基于新闻传播学的“议程设置”理论,以操纵性应计利润与会计稳健性作为审计质量的替代变量进行实证研究,发现审计质量与媒体负面报道显著正相关^[1]。从企业违规角度,醋卫华和李培功指出,当事企业出现违规行为时,媒体可能在监管机构介入之前就进行了负面报道,且治理问题越严重,企业受媒体负面报道的可能性越

[收稿日期]2017-11-11

[基金项目]北京市教委科技提升计划项目(PXM 2017-014221-000021-00261935-F)

[作者简介]尹美群(1971—),女,黑龙江哈尔滨人,北京第二外国语学院国际商学院院长,教授,从事媒体监督、大数据审计与公司治理以及货币政策与资本市场财务问题等研究,E-mail:bird1989@126.com;李文博(1993—),男,河北承德人,北京第二外国语学院国际商学院硕士研究生,从事媒体监督与审计、会计信息与公司税务等研究。

^①即“审计人员可以通过关注公众、媒体的反应和报道判断可能存在的重大违法行为”。

大^[2];周开国等以有过违规行为的公司为样本,通过实证研究发现媒体关注度越高,企业再次违规的时间间隔就会越长^[3]。然而,网络媒体作为非正式外部机制,是否直接具有风险抑制作用呢?即媒体关注度高的企业违规行为是否更少?网络媒体关注度是否抑制了违规风险?本文选取深圳主板市场A股上市公司2011—2016年的数据作为样本,是因为深市市场体系完整、层次清晰、特色鲜明、功能互补,主板服务市场化蓝筹企业,市场化程度高。截至2016年12月31日,深圳证券交易所上市公司1870家,其中主板478家。同样,选取深市主板A股数据进行实证研究的有叶陈刚、刘桂春、姜亚凝等^[4]。本文通过实证研究考察了网络媒体关注对风险的抑制效应,并以可操纵性应计利润水平衡量审计质量,同时考察审计质量的部分中介作用。本文的创新性和贡献体现在以下两个方面:(1)从预防机制视角拓展了网络媒体监督风险抑制职能的研究。以往类似研究考察的内容在于媒体是否在公司违规发生后、行政介入前进行报道,是否增加了违规行为受到处罚的概率,是否延长了公司两次违规行为之间的时间间隔。本文在控制内生性的前提下着眼于预防性机制考察媒体关注度高的企业是否具有更低的违规风险,即媒体关注度高的企业“冒险”动机更小。(2)通过“声誉机制”和“审计质量”两方面考察了网络媒体风险抑制的作用机制。网络媒体与审计分别肩负“信息传播”与“信息鉴证”的职能,前者可降低信息不对称性并通过声誉机制直接对上市公司起到事前的“威慑”作用,后者对被审计单位的财务报告进行鉴证,并在这一过程中向被审计单位提出意见,纠正其不规范行为,并且媒体传递的信息可被审计师所用。本文考察了审计质量在网络媒体抑制经营和交易违规风险与虚假披露违规风险这一过程中的部分中介作用,更为深入地剖析了网络媒体关注的作用机理。

本文余下内容安排如下:第二部分与第三部分是文献综述、理论分析与研究假设;第四部分是本文的研究设计;第五部分是实证检验与检验结果;第六部分是本文的稳健性检验,包含联立方程检验内生性与替换审计质量的代理变量检验指标刻画的稳健性两部分;第七部分是本文的研究结论、政策建议与对未来研究趋势的展望。

二、文献综述

(一) 媒体关注与风险抑制

媒体关注与风险抑制的研究大多是从公司治理角度开始的,Dyck和Zingales首次从理论上分析了媒体关注影响公司治理的实现路径,主要有以下两点:第一,媒体关注可推动政府对相关法律法规的修订完善,并提高政府的行政有效性;第二,出于社会声誉及公众形象的考虑,媒体监督能有效改进公司治理水平^[5]。随后,Dyck等进一步研究发现,公司治理中的错误决策被纠正的概率与媒体曝光度正相关,进而证实了媒体关注对提升公司治理水平的积极作用^[6]。此外,Joe等研究发现,董事会缺乏效率的企业经媒体曝光后,其董事会效率往往会得到改善^[7]。进一步地,在风险抑制方面,媒体对上市公司的报道可降低利益相关者之间的信息不对称程度^[8];此外,管理者在制定资本配置决策时,会将声誉资本置于风险之中,媒体关注与媒体态度提高了减值收购对管理层声誉资本的影响,进而抑制减值收购的发生^[9]。He等研究发现,当大股东占有率低、媒体关注度低时,大股东通常通过提高占有率来为自我实现更高的福利水平;当大股东的占有率达到一定水平后,媒体曝光将导致企业资产价值损失,进而对大股东侵犯中小股东权益的现象起到了抑制作用^[10]。

回顾国内学者的研究,媒体监督的作用主要有:第一,媒体作为公司与公众沟通的“桥梁”,可有效降低投资者获取信息的成本、引导舆论导向、提高信息透明度及规范性,帮助投资者进行决策^[11];第二,在政府、行政部门介入的情况下,媒体关注可促使高管薪酬趋于合理水平^[12];第三,媒体监督与内部控制质量存在互补关系,可有效降低管理层代理成本^[13]。此外,醋卫华和李培功选取2001—2006年度受证监会处罚的96家上市公司进行研究,发现60.42%的样本企业在证监会介入调查前受到了媒体的质疑,进而证实了媒体在公司治理中的监督作用^[2]。周开国等也以有过违规行为的企业

为样本,发现媒体关注度高的企业再次违规的时间间隔更长^[3]。

总结已有文献,学者们普遍认为媒体具有公司监督与治理的作用。但以往文献重点探讨的是媒体是否降低了信息不对称水平,提高了利益相关者的决策有效性,并且在公司违规受处罚前进行了披露等。那么媒体能否发挥事前监督作用呢,即媒体关注度高的企业本身违规行为是否更少?媒体监督是否抑制经营和交易违规风险与虚假披露风险?这是本文探讨的重点。

(二) 审计质量与风险抑制

审计作为一种企业外部治理机制,同时作为财务信息进入资本市场前的最后一道屏障,对公司治理、风险抑制以及维护市场环境具有重要意义。审计师在审计风险较高的客户时,往往会提高审计收费以弥补预期的诉讼损失^[14]。进一步地,审计收费的提高也意味着注册会计师更多的精力及资源投入,即事务所提供了更高质量的审计服务^[15]。在公司治理与风险抑制方面,张利红、刘国常研究发现外部审计对大股东掏空行为具有揭示和抑制作用^[16]。肖作平指出,审计质量的提高可加大注册会计师检查到实质性错报的可能性,同时减少资本市场的信息不对称性^[17]。此外,也有学者指出治理水平差的企业更有可能被出具持续经营类审计意见^[18]。

上述研究表明,外部审计对大股东掏空等行为具有揭示及抑制效应,可改善企业的治理水平,审计意见往往也能反映企业的持续经营能力。当审计师评估的风险较高时,往往收取更高的审计费用,一方面用于弥补承担更高的审计风险溢价,另一方面增加审计资源投入,用于识别、修正重大错报风险。

三、理论分析与研究假设

当企业管理者有做出损害公众利益或投资者权利决策的倾向时,网络媒体监督的作用体现在以下三点:第一,网络媒体具有更广泛的传播力,其关注更易引起国家行政机关介入,提高违规者受到法律惩罚的概率;第二,网络舆情具有引导社会舆论的作用,通常社会舆论越大,监管机构对企业的惩罚力度也越大;第三,法律与声誉是维持市场有序运行的基础,声誉机制以更低的成本发挥着市场治理作用,在法律无力的情况下,只有声誉机制起着维持市场正常运行的作用^[19]。媒体关注的传播效应及放大效应会加大管理者对自身声誉的担忧。

声誉是指社会上广为流传的评价,声誉重要的原因在于人们会根据对行为主体的信任程度决定是否与其建立关系并彼此合作。除公司治理机制外,声誉机制在抑制企业违法违规甚至避免经营失败上发挥着重要作用。与法律相比,声誉机制以更低的成本发挥着市场治理作用,甚至对行为主体发挥着更强的约束力^[19]。对公司治理而言,声誉机制的核心在于管理者为避免声誉损失而愿意改善其管理水平。根据“代理人-声誉模型”,企业管理者在市场上的声誉可作为显性激励契约的替代,高管往往愿意提高自己的声誉,进而提高未来收入。此外,良好的企业家声誉提高了管理者在市场上的博弈能力,相反,负面声誉会导致管理者职业生涯的结束,因此声誉对机会主义具有抑制作用^[20]。除管理层对自身声誉的考虑外,政府负有市场监管的责任,网络媒体关注度也提高了政府介入的可能性,进而从多方面对企业起到了威慑作用。

按照上述分析,网络媒体关注度高的企业更不愿冒险违规,因为在聚光灯下更易被曝光,公众也对其经营管理格外关注。本文按照上市公司违规的类型,将风险区分为经营和交易违规风险与虚假披露风险(具体分类依据将在变量说明中展开),提出假设 H₁。

H_{1a}:在其他条件不变的情况下,网络媒体关注对经营和交易违规风险有抑制作用;

H_{1b}:在其他条件不变的情况下,网络媒体关注对虚假披露违规风险有抑制作用。

网络媒体的传播力和互动性可有效降低信息不对称水平,为审计师提供进一步识别被审计单位重大错报漏报的信息,有利于注册会计师了解被审计单位的环境及状况,识别、评估重大错报风险。

此外,当被审计单位受到媒体关注时,必然会引起利益相关者的反应,媒体的传播及放大增加了注册会计师审计失败的潜在损失,具有风险杠杆作用。审计师声誉的建立需要漫长的过程,而审计失败带来的声誉毁损却是瞬间的,若审计师声誉因审计失败毁损,则被审计单位的市场估值也会下降,因此事务所会面临客户流失风险。注册会计师在公众压力下,会对被审计单位投入更多审计资源,对被审计单位的治理水平也保持着相对更高的要求。

综上,网络媒体除直接威慑企业的违规动机外,还通过提高审计质量抑制了违规风险。在假设 H_1 成立的前提下,本文根据上述理论分析进一步验证假设 H_2 。

H_2 :当网络媒体关注对经营和交易违规风险与虚假披露风险有抑制作用时,审计质量起到部分中介作用。

四、研究设计

(一) 变量定义

1. 风险变量

借鉴周开国、权小锋等的研究^[3,21],本文选用上市公司违规数据衡量风险指标。上市公司违规可分为经营和交易违规(如出资违规、欺诈上市、占用公司资产、擅自改变资金用途、操纵股价、内幕交易、违规买卖股票、违规担保、一般会计处理不当等)与虚假披露违规(如虚列资产、误导性陈述、推迟披露、重大遗漏、披露不实等)。因此,本文利用上市公司违规处理数据构造风险变量 $Trade_risk$ 及 $Inform_risk$,当公司在该年度出现经营和交易违规时, $Trade_risk$ 取 1;同理,当公司在该年度出现虚假披露违规时, $Inform_risk$ 取 1。

2. 网络媒体关注度

关于媒体关注度的刻画,学者们通常使用媒体对某一企业的报道次数作为其代理变量^[22-23]。本文利用百度新闻(<http://news.baidu.com>)高级搜索功能构造网络媒体关注度变量,其新闻源包括 500 多个权威网站,据其官方说法,热点新闻由新闻源网站和媒体每天“民主投票”选出,不含任何人工编辑成分,真实反映每时每刻的新闻热点。此外,百度新闻在搜索结果中,除可直接搜索“包含以下全部的关键词”“包含以下任意一个关键词”的新闻以外,还可反向搜索“不包含以下关键词”的新闻;在时间跨度方面,百度新闻高级搜索功能可设定最小以天为单位,任意指定起始时间和截止时间,并且对历史新闻的追溯最早可至 2003 年 11 月 4 日,这就为本文的研究提供了数据基础。刻画媒体关注度变量的具体做法是以企业名称为关键词,检索当年的媒体报道量作为媒体关注度的代理变量。需要注意的是,为避免媒体报道与上市公司违规处理互为因果从而导致内生性,本文通过反向搜索的方式剔除政府介入后网络媒体对违规事件处理结果本身的报道,以防止“媒体关注度变量”与“风险变量”互为因果。

3. 审计质量

在目前已有的实证研究中,审计质量的衡量以寻找替代变量为主。Teoh 和 Wong 指出,审计质量与盈余质量正相关,提高审计质量可有效降低财务报告的盈余管理水平^[24]。高质量审计容忍的可操纵性应计利润更低,因此国内外学者纷纷使用盈余管理指标替代审计质量^[1]。本文以业绩匹配的 Jones 模型为基础,计算企业可操纵性应计利润作为审计质量的代理变量,具体做法如下。

首先,通过模型(1)估计回归方程的参数:

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t}} = \alpha \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \frac{\beta_{1,t}(\Delta REV - \Delta REC)}{A_{i,t-1}} + \beta_{2,t} \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_{3,t} ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中,下标 i, t 分别表示实体企业和年度; $TA_{i,t}$ 表示 i 企业第 t 年的应计利润总额,由净利润减去生产经营活动的现金流量净额计算得到; $A_{i,t-1}$ 表示 i 企业在 $t-1$ 年度的总资产余额; ΔREV 表示营业收入变动额; ΔREC 表示应收账款变动额; $PPE_{i,t}$ 表示固定资产原值; $ROE_{i,t}$ 表示净资产收益率。

然后,将估计参数代入模型(2),计算得出非操纵性应计利润 $NDA_{i,t}$ 水平:

$$NDA_{i,t} = \alpha \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \frac{\beta_{1,t}(\Delta REV - \Delta REC)}{A_{i,t-1}} + \beta_{2,t} \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \beta_{3,t} ROE_{i,t} \quad (2)$$

最后,用应计利润减去非操纵性应计利润即得出操纵性应计利润,取绝对值,记为 Abs_DA ,可操纵性应计利润越高,审计质量越低,因为盈余管理水平反映了注册会计师对被审计单位盈余管理的可容忍程度^[25]。在稳健性检验中,本文使用审计意见替代审计质量。

4. 控制变量

关于风险抑制的研究,过去学者们往往从公司财务与公司治理角度进行考量^[11-14],本文借鉴已有的研究,设置如下控制变量:(1) 事务所类型 $Adfirm$; (2) 权益净利率 Roe ; (3) 公司规模 $Size$; (4) 审计业务复杂度 $Complexity$; (5) 盈亏状况 $Loss$; (6) 杠杆比率 Lev ; (7) 股权性质 $State$; (8) 前十大股东持股比例 $TOP10$; (9) 第一大股东持股比例 $TOP1$ 。变量定义如表1所示。

(二) 样本选取

本文选取我国深圳证券交易所主板上市公司作为研究样本,剔除金融业、ST企业及数据不全的公司后共计364家样本企业。在刻画审计质量的过程中,本文对财务数据进行一阶滞后,最终有效时间跨度为2011年至2016年,共2173个观察值。其中财务数据及市场监管数据来自国泰安数据库,媒体报道数通过百度新闻高级搜索功能进行手工收集整理。

(三) 模型设计

为验证假设 H_1 ,本文构造模型(3)—模型(4):

$$Trade_risk = \alpha^3 + \beta_1^3 Media + \beta_2^3 Adfirm + \beta_3^3 Roe + \beta_4^3 Size + \beta_5^3 Loss + \beta_6^3 Lev + \beta_7^3 State + \beta_8^3 Top10 + \beta_9^3 Top1 + \varepsilon \quad (3)$$

模型(3)中,被解释变量是经营和交易违规风险 $Trade_risk$,解释变量是媒体关注度 $Media$,在控制住影响上市公司违规的共识性因素后,若媒体关注对经营和交易风险有抑制作用,则系数 β_1^3 应显著为负数,此时 H_{1a} 得到验证。

$$Inform_risk = \alpha^4 + \beta_1^4 Media + \beta_2^4 Adfirm + \beta_3^4 Roe + \beta_4^4 Size + \beta_5^4 Loss + \beta_6^4 Lev + \beta_7^4 State + \beta_8^4 Top10 + \beta_9^4 Top1 + \varepsilon \quad (4)$$

模型(4)中,被解释变量是虚假披露风险 $Inform_risk$,解释变量是媒体关注度 $Media$,在控制住影响上市公司违规的共识性因素后,若媒体关注对虚假披露违规风险有抑制作用,则系数 β_1^4 应显著为负数,此时 H_{1b} 得到验证。

为检验审计质量中介作用的存在性,本文参照温忠麟等的方法^[26],构造模型(5)—模型(9):

表1 主要变量定义表

变量类型	变量	变量定义
被解释变量	$Trade_risk$	经营和交易违规风险哑变量。当企业出现出资违规、欺诈上市、占用公司资产、擅自改变资金用途、操纵股价、内幕交易、违规买卖股票、违规担保、一般会计处理不当行为时取“1”,反之取“0”
	$Inform_risk$	虚假披露违规风险哑变量。当企业存在虚列资产、误导性陈述、推迟披露、重大遗漏、披露不实行为时取“1”,反之取“0”
解释变量	$Media$	媒体关注度代理变量。一个会计周期内网络媒体对企业的事前报道数加1取对数
	Abs_DA	审计质量的代理变量。可操纵性应计利润的绝对值,通过截面的 Jones 模型计算得到
控制变量	$Adfirm$	事务所类型哑变量,当会计师事务所为“普华永道中天”、“德勤华永”、“安永华明”、“毕马威华振”之一时取“1”,反之取“0”
	Roe	权益净利率,数据来源 CSMAR 数据库
	$Size$	企业规模,用企业总资产的自然对数表示
	$Complexity$	审计业务复杂度,由(应收账款+存货)/总资产计算得到
	$Loss$	盈亏状况,当企业亏损时取“1”,反之取“0”
	Lev	杠杆比率,用企业的资产负债率表示
	$State$	股权性质,当企业为国企时取“1”,反之取“0”
	$TOP10$	股权集中度1,用企业前十大股东持股比例之和表示
	$TOP1$	股权集中度2,用企业最大股东的持股比例表示

$$Trade_risk = \alpha^5 + \beta_1^5 Abs_DA + \beta_2^5 Adfirm + \beta_3^5 Roe + \beta_4^5 Size + \beta_5^5 Loss + \beta_6^5 Lev + \beta_7^5 State + \beta_8^5 Top10 + \beta_9^5 Top1 + \varepsilon \quad (5)$$

审计质量具有中介作用的前提是其本身在风险抑制效应中的检验成立,模型(5)中,被解释变量是经营和交易违规风险 $Trade_risk$,解释变量是审计质量 Abs_DA ,若高水平审计质量对经营和交易风险有抑制作用,则系数 β_1^5 应显著为正,即盈余管理水平越低,企业经营和交易违规风险越低。

$$Inform_risk = \alpha^6 + \beta_1^6 Abs_DA + \beta_2^6 Adfirm + \beta_3^6 Roe + \beta_4^6 Size + \beta_5^6 Loss + \beta_6^6 Lev + \beta_7^6 State + \beta_8^6 Top10 + \beta_9^6 Top1 + \varepsilon \quad (6)$$

模型(6)中,被解释变量是虚假披露违规风险 $Inform_risk$,解释变量是审计质量 Abs_DA ,若高审计质量对虚假披露违规风险有抑制作用,则系数 β_1^6 应显著为正,即盈余管理水平越低,企业虚假披露违规风险越低。

模型(3)—模型(6)的有效性是中介效应成立的前提,在通过上述模型的实证检验后,本文构造模型(7)—模型(9),做中介效应的进一步检验:

$$Abs_DA = \alpha^7 + \beta_1^7 Media + \beta_2^7 Adfirm + \beta_3^7 Roe + \beta_4^7 Complexity + \beta_5^7 Loss + \beta_6^7 Lev + \beta_7^7 State + \beta_8^7 Top10 + \beta_9^7 Top1 + \varepsilon \quad (7)$$

模型(7)中,被解释变量是审计质量 Abs_DA ,解释变量是媒体关注度,为反映审计活动的特点,本文以审计业务复杂程度 $Complexity$ 替代公司规模 $Size$ 变量。若媒体关注度有效提高审计质量水平,则 $Media$ 变量的系数 β_1^7 应显著为负,即媒体关注度越高,被审计单位的盈余管理水平越低。

$$Trade_risk = \alpha^8 + \beta_1^8 Media + \beta_2^8 Abs_DA + \beta_3^8 Adfirm + \beta_4^8 Roe + \beta_5^8 Size + \beta_6^8 Loss + \beta_7^8 Lev + \beta_8^8 State + \beta_9^8 Top10 + \beta_{10}^8 Top1 + \varepsilon \quad (8)$$

$$Inform_risk = \alpha^9 + \beta_1^9 Media + \beta_2^9 Abs_DA + \beta_3^9 Adfirm + \beta_4^9 Roe + \beta_5^9 Size + \beta_6^9 Loss + \beta_7^9 Lev + \beta_8^9 State + \beta_9^9 Top10 + \beta_{10}^9 Top1 + \varepsilon \quad (9)$$

在模型(7)中,系数 β_1^7 显著为正,的情况下,考察模型(8)中的回归系数 β_1^8 及 β_2^8 ,若 β_1^8 及 β_2^8 均显著为正,且通过 Sobel 检验,则存在部分中介效应, H_2 成立。以经营和交易违规风险为例, Sobel 检验的具体做法是计算统计量 $z = \beta_1^7 \beta_1^8 / S_{\beta_1^7 \beta_1^8}$,其中 β_1^7 和 β_1^8 分别是模型(7)和模型(8)的估计系数, $S_{\beta_1^7 \beta_1^8} =$

$\sqrt{(\beta_1^7)^2 (S_{\beta_1^8})^2 + (\beta_1^8)^2 (S_{\beta_1^7})^2}$ 是 $\beta_1^7 \beta_1^8$ 的标准误, $S_{\beta_1^7}$ 和 $S_{\beta_1^8}$ 分别是 β_1^7 和 β_1^8 的标准误。

五、实证分析

(一) 描述性统计

由表2可以看出,经营和交易违规风险变量 $Trade_risk$ 的均值是0.117,说明样本中11.7%的企业发生了经营和交易违规现象;虚假披露风险变量 $Inform_risk$ 的均值是0.094,说明样本中9.4%的企业存在较大的虚假披露违规风险。媒体关注度变量 $Media$ 的标准差是1.821,最小值与最大值分别是6.025与13.855,说明媒体对不同企业的关注存在不均衡现象。

表2 主要变量的描述性统计

	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Sd</i>	<i>Min</i>	<i>P50</i>	<i>Max</i>
<i>Trade_risk</i>		0.117	0.322	0	0	1
<i>Inform_risk</i>		0.094	0.291	0	0	1
<i>Media</i>		6.025	1.821	6.025	6.100	13.855
<i>Abs_DA</i>		0.202	0.206	0.013	0.136	0.833
<i>Adfirm</i>		0.005	0.074	0	0	1
<i>Roe</i>		0.066	0.153	-0.751	0.064	0.535
<i>Size</i>	2173	22.341	1.390	15.577	22.305	27.446
<i>Complexity</i>		0.275	0.208	0	0.224	0.945
<i>Loss</i>		0.118	0.323	0	0	1
<i>Lev</i>		0.526	0.208	0.074	0.541	0.988
<i>State</i>		0.629	0.483	0	1	1
<i>TOP10</i>		0.524	0.169	0.127	0.525	0.936
<i>TOP1</i>		0.345	0.159	0.036	0.312	0.899

(二) 回归分析

表3列示了模型(3)至模型(6)的统计检验结果。模型(3)中,媒体关注度变量的系数为-0.030,在1%水平上显著,说明媒体报道有效抑制了经营和交易违规风险。此外,提高公司业绩对经营和交易违规风险也具有显著的抑制作用,国有企业的经营和交易违规风险水平更低;模型(4)中,媒体关注度变量的系数为-0.026,在1%水平上显著,说明媒体报道有效抑制了虚假披露风险。此外,股权性质变量 *State* 的系数-0.038,在5%的水平上显著,说明国企的虚假披露风险水平更低。因此 H_{1a} 和 H_{1b} 得到验证。

在模型(5)及模型(6)中,盈余管理水平 *Abs_DA* 的系数分别是0.121和0.085,且均在5%的水平上显著,说明注册会计师对盈余管理水平的容忍程度越低,违规风险越小,即高审计质量具有风险抑制效应。此外,通过比较模型(3)—模型(6)核心自变量的显著性水平,本文发现媒体关注对风险的抑制作用比审计质量更显著。

在模型(7)中,媒体关注度变量 *Media* 的系数为-0.017,在1%的水平上显著,说明网络媒体对被审计单位的关注度显著降低了注册会计师对盈余管理程度的容忍水平,即提高了注册会计师的审计

质量。这与媒体的信息传播功能及事务所声誉理论相吻合,在对媒体关注度较高的企业进行审计时,注册会计师更倾向于避免审计失败。在模型(8)中,媒体关注度变量 *Media* 的系数为-0.029,在1%的水平上显著,盈余管理水平 *Abs_DA* 的系数为0.110,在5%的水平上显著,并且Sobel检验的 z 统计量大于0.97,说明在媒体关注抑制经营和交易违规风险水平的过程中,审计质量起到了部分中介作用。在模型(9)中,媒体关注度变量 *Media* 的系数为-0.025,在1%的水平上显著,盈余管理水平 *Abs_DA* 的系数为0.076,在5%的水平上显著,并且Sobel检验的 z 统计量大于0.97,说明在媒体关注抑制虚假披露违规风险水平的过程中,审计质量起到了部分中介作用。因此,网络媒体关注一方面直接起到了风险抑制作用,另一方面通过提高审计质量进而抑制了风险, H_2 成立。

(三) 稳健性检验

1. 关于内生性的考虑

本文考察的被解释变量是上市公司违规数据,核心自变量媒体关注度与上市公司违规可能存在互为因果关系。本文的做法是利用百度新闻高级搜索功能中的反向搜索——“不包含下列关键词”选项剔除上市公司违规处理事后媒体对违规本身的报道,然而这样处理是否稳健呢?本文借鉴罗进辉的方法建立联立方程模型^[23],使用3SLS方法估计联立方程组的各参数,再次考察实证结果是否存在严重的内生性问题。

$$\begin{cases} Trade_risk = \alpha + \beta_1 Media + \sum \beta_j Controls + \varepsilon \\ Media = \alpha + \beta_1 Trade_risk + \sum \beta_k Controls + \varepsilon \end{cases} \quad (1)$$

表3 风险抑制效应的存在性检验

变量	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>Media</i>	-0.030 *** (0.004)	-0.026 *** (0.004)		
<i>Abs_DA</i>			0.121 ** (0.038)	0.085 ** (0.034)
<i>Adfirm</i>	-0.044 (0.096)	-0.007 (0.087)	-0.093 (0.096)	-0.050 (0.088)
<i>Roe</i>	-0.020 ** (0.008)	-0.007 (0.007)	-0.019 ** (0.008)	-0.007 (0.007)
<i>Size</i>	0.006 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.013 ** (0.006)
<i>Loss</i>	0.040 * (0.022)	0.029 (0.020)	0.040 * (0.023)	0.029 (0.020)
<i>Lev</i>	-0.014 (0.013)	-0.007 (0.011)	-0.020 (0.013)	-0.011 (0.012)
<i>State</i>	-0.041 ** (0.016)	-0.038 ** (0.014)	-0.049 ** (0.016)	-0.045 ** (0.014)
<i>Top10</i>	0.108 * (0.061)	0.037 (0.055)	0.086 (0.062)	0.023 (0.056)
<i>Top1</i>	-0.101 (0.063)	-0.038 (0.057)	-0.060 (0.064)	-0.006 (0.058)
<i>-cons</i>	7.876 (8.404)	3.840 (7.617)	16.137 * (8.414)	10.301 (7.609)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2184	2173	2173	2173
<i>F</i> 值	2.70	2.95	1.88	2.04
<i>Adj. R</i> ²	3.40%	3.88%	1.80%	2.09%

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号中为标准误。

$$\begin{cases} Inform_risk = \alpha + \beta_1 Media + \sum \beta_m Controls + \varepsilon \\ Media = \alpha + \beta_1 Inform_risk + \sum \beta_n Controls + \varepsilon \end{cases} \quad (2)$$

方程组(1)用来考察媒体关注的经营和交易违规风险抑制作用,方程组(2)用来考察虚假披露违规风险的抑制作用。控制变量包含企业年龄与公司市值工具变量^[6],其中,企业年龄用 *Age* 表示,由财务报告报出年份减去企业成立的年份加1并取自然对数得到;企业市值用 *Value* 表示,数据来自 RESSET 数据库,本文将其取自然对数缩小量级;其余变量的定义已在前文变量定义表中给出。通过结果可知,在经营和交易违规风险与信息披露违规风险中,媒体关注度的系数均显著为负,显著性水平分别达到了5%和1%,但反过来,经营和交易违规与信息披露违规并没有对媒体的事前关注造成显著影响,因此媒体关注的风险抑制效应是稳健的。

2. 关于审计质量替代变量的考虑

本文在实证检验中使用盈余管理水平作为审计质量的代理变量,然而较为常用的代理变量还有审计意见^[25]。如表5所示,本文在稳健性检验中用审计意见刻画审计质量,在模型(5)及模型(6)中,审计质量代理变量显著为负,说明审计质量具有风险抑制效应。在模型(7)中,媒体关注度 *Media* 的系数显著为正,说明媒体关注提高了审计质量。在模型(8)及模型(9)中,媒体关注度 *Media* 与审计意见 *Adtype* 的系数均显著为负,并且中介效应均通过了 Sobel 检验。因此本文结论是稳健的。

六、结论与启示

作为信息进入资本市场的两个中介,网络媒体(信息传播)与审计(信息鉴证)在保护利益相关者权益、维护市场秩序中发挥着积极作用。本文通过百度新闻高级检索功能手工收集网络媒体关注度数据,使用盈余管理水平作为审计质量的代理变量,使用上市公司违规数据衡量经营和交易违规风险与虚假披露违规风险,考察了网络媒体关注与审计质量的风险抑制作用,并拓展了财务学与新闻传播学交叉领域的研究范畴。

表4 风险抑制效应的作用机理检验

变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)
<i>Media</i>	-0.017 *** (0.002)	-0.029 *** (0.004)	-0.025 *** (0.004)
<i>Abs_DA</i>		0.110 ** (0.038)	0.076 ** (0.034)
<i>Adfirm</i>	-0.098 * (0.055)	-0.048 (0.096)	-0.010 (0.087)
<i>Roe</i>	-0.016 ** (0.005)	-0.019 ** (0.008)	-0.006 (0.007)
<i>Size</i>		0.012 * (0.007)	0.001 (0.006)
<i>Complexity</i>	-0.231 *** (0.022)		
<i>Loss</i>	0.061 *** (0.130)	0.035 (0.022)	0.026 (0.020)
<i>Lev</i>	0.065 *** (0.007)	-0.021 (0.013)	-0.012 (0.012)
<i>State</i>	-0.042 *** (0.009)	-0.040 ** (0.016)	-0.037 ** (0.014)
<i>Top10</i>	0.187 *** (0.035)	0.076 (0.062)	0.015 (0.056)
<i>Top1</i>	-0.183 *** (0.037)	-0.079 (0.064)	-0.023 (0.058)
<i>_cons</i>	18.772 (4.884)	8.246 (8.415)	3.365 (7.613)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
<i>N</i>	2173	2173	2173
<i>F</i> 值	12.69	2.84	3.00
<i>Adj. R</i> ²	19.50%	3.75%	4.06%
Sobel 检验		$Z = 2.80 > 0.97$ 中介效应显著	$Z = 2.16 > 0.97$ 中介效应显著

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号中为标准误。

表5 稳健性检验

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
<i>Media</i>			0.014 *** (0.002)	-0.029 *** (0.004)	-0.025 *** (0.004)
<i>Adtype</i>	-0.127 ** (0.039)	-0.141 *** (0.035)		-0.120 ** (0.039)	-0.135 *** (0.035)
<i>Adfirm</i>	-0.106 (0.097)	-0.065 (0.087)	0.013 (0.055)	-0.059 (0.096)	-0.024 (0.087)
<i>Roe</i>	-0.021 ** (0.008)	-0.008 (0.007)	0.004 (0.005)	-0.020 ** (0.008)	-0.007 (0.007)
<i>Size</i>	-0.003 (0.006)	-0.011 * (0.006)		0.012 * (0.006)	0.002 (0.006)
<i>Complexity</i>			0.089 *** (0.023)		
<i>Loss</i>	0.035 (0.023)	0.022 (0.021)	-0.095 *** (0.013)	0.031 (0.022)	0.019 (0.020)
<i>Lev</i>	-0.025 * (0.014)	-0.020 (0.012)	-0.099 *** (0.008)	-0.026 * (0.014)	-0.020 * (0.012)
<i>State</i>	-0.051 ** (0.016)	-0.046 ** (0.014)	0.025 ** (0.009)	-0.041 ** (0.016)	-0.039 ** (0.014)
<i>Top10</i>	0.108 * (0.061)	0.033 (0.055)	-0.025 (0.035)	0.096 (0.061)	0.023 (0.055)
<i>Top1</i>	-0.075 (0.064)	-0.013 (0.058)	0.085 ** (0.037)	-0.092 (0.063)	-0.027 (0.057)
<i>_cons</i>	17.321 ** (8.408)	10.836 (1.43)	-7.562 (4.855)	9.287 (8.410)	4.227 (7.593)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2173	2173	2173	2173	2173
<i>F</i> 值	1.90	2.33	10.07	3.86	3.23
<i>Adj. R</i> ²	1.83%	2.68%	15.82%	5.84%	4.50%
Sobel 检验				$Z = 2.82 > 0.97$ 中介效应显著	$Z = 3.378 > 0.97$ 中介效应显著

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号中为标准误。

研究发现,网络媒体具有违规风险抑制作用,并可通过提高审计质量抑制违规风险,审计质量在网络媒体抑制经营和交易违规风险与虚假披露违规风险这一过程中发挥部分中介作用。第一,网络媒体传播范围广、有效性高且易引导社会舆论,进而增加了企业经营失败、舞弊以及违规的声誉压力,管理层往往出于对声誉的考虑而改善经营能力,并降低舞弊动机。此外,网络媒体关注提高了政府行政介入的可能性,增加了企业违规的风险成本,进而对风险产生抑制作用。第二,网络媒体关注通过信息传播功能及审计师声誉机制提高了审计质量。就信息传播功能而言,网络媒体关注及报道有助于注册会计师理解被审计单位的环境、识别潜在的重大错报风险。就审计师声誉而言,网络媒体关注提高了注册会计师审计失败的声誉成本及经济损失,因此注册会计师提供更高质量的审计服务,进而抑制了企业违规风险。

网络媒体与审计分别作为信息传播与信息鉴证的工具,为更好地发挥媒体监督治理与审计质量的风险抑制作用,本文提出以下政策建议:第一,提高网络媒体的信息质量。网络媒体作为信息传播工具,市场参与者可利用其降低自身决策信息的不对称性,媒体职能的扩大也对其报道的及时性、可靠性、公允无偏性提出了更高要求,尤其不能为追求点击率而蓄意捏造或夸大事实。虽然我国已经建立了《互联网信息服务管理办法》等,但这些法律法规仅仅提出了网络信息服务的基本规范与违禁信息范围的界定等,对相关违规者的惩处力度还有待加强。第二,除网络媒体的信息传播作用外,审计师声誉在媒体关注提高审计质量的过程中发挥了重要作用,我国现行法律弱化了注册会计师个人对审计失败的法律风险。审计丑闻曝光后,舆论往往指向会计师事务所与被审计单位,而较少地关注注册会计师本人,我国应建立注册会计师声誉档案并加强对其违规的惩罚力度,提高注册会计师的“失职”成本,进而强化网络媒体与审计质量之间的声誉机制,提高审计质量。

当然,本文也存在一定局限:(1)本文通过百度新闻刻画网络媒体关注度变量,忽视了近年来不断兴起的诸如微信、微博等社交媒体;(2)媒体监督作用于风险抑制的中介变量可能存在多个,而本文主要考察了审计质量的作用,忽视了其他可能存在的交叉学科潜在因素。笔者认为,随着互联网技术和移动端网络的发展,未来媒体监督的研究热点在社会化网络媒体,这类媒体基于社交属性,具有更强的舆论与利益相关者情绪影响力,对企业行为和经济行为的作用形式也更趋于复杂。基于社交媒体数据源与 Python 数据挖掘的研究是未来的趋势。

参考文献:

- [1]周兰,耀友福. 媒体负面报道、审计师变更与审计质量[J]. 审计研究, 2015(3):73-81.
- [2]醋卫华,李培功. 媒体监督公司治理的实证研究[J]. 南开管理评论, 2012(1):33-42.
- [3]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.
- [4]叶陈刚,刘桂春,姜亚凝. 财务报告重述、审计师变更与内部控制缺陷披露——基于深圳主板市场2010年的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2013(8):108-115.
- [5]Dyck A, Zingales L. The corporate governance role of the media[M]. In R. Islam(Ed.). The Right to Tell: The Role of Mass Media in Economic Development. World Bank, Washington D. C., 2002.
- [6]Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. Journal of Financial Research, 2008, 63(3):1093-1135.
- [7]Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and investors' responses to media exposure of board ineffectiveness[J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2009, 44(3):579-605.
- [8]Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1):1-19.
- [9]Liu B, McConnell J J. The role of the media in corporate governance: Do the media influence managers' capital allocation decisions? [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110(1):1-17.
- [10]He W, Hao R, Zhang C, et al. Influence analysis of media supervision in corporate governance[J]. Currentence, 2015, 108(5):804-812.

- [11]张焯. 媒体与公司治理关系研究述评[J]. 经济学动态, 2009(6):137-141.
- [12]杨德明, 赵璨. 媒体监督、媒体治理与高管薪酬[J]. 经济研究, 2012(6):116-126.
- [13]彭桃英, 汲德雅. 媒体监督、内部控制质量与管理层代理成本[J]. 财经理论与实践, 2014(2):61-65.
- [14]Dan A S. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1):161-190.
- [15]陈冬华, 周春泉. 自选择问题对审计收费的影响——来自中国上市公司的经验证据[J]. 财经研究, 2006(3):44-55.
- [16]张利红, 刘国常. 股权分置改革、大股东“掏空”与审计治理效应[J]. 当代财经, 2013(3):109-120.
- [17]肖作平. 公司治理影响审计质量吗? ——来自中国资本市场的经验证据[J]. 管理世界, 2006(7):22-33.
- [18]张立民, 李琰. 持续经营审计意见、公司治理和企业价值——基于财务困境公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2017(2):13-23.
- [19]张维迎, 杨文. 法律制度的信誉基础[J]. 中国市场监管研究, 2016(4):3-13.
- [20]Holmstrom B. Moral hazard in teams[J]. Bell Journal of Economics, 1982, 13(2):324-340.
- [21]权小锋, 肖斌卿, 尹洪英. 投资者关系管理能够抑制企业违规风险吗? ——基于A股上市公司投资者关系管理的综合调查[J]. 财经研究, 2016(5):15-27.
- [22]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.
- [23]罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. 金融研究, 2012(10):153-166.
- [24]Teoh S H, Wong T J. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient[J]. Accounting Review, 1993, 68(2):346-366.
- [25]刘启亮, 郭俊秀, 汤雨颜. 会计事务所组织形式、法律责任与审计质量——基于签字审计师个体层面的研究[J]. 会计研究, 2015(4):86-94.
- [26]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5):731-745.

[责任编辑:刘 茜]

Network Media Attention, Audit Quality and Risk Suppression: Based on Empirically Evidence from A-share Listed Companies of Shenzhen Motherboard

YIN Meiqun, LI Wenbo

(International Business School, Beijing International Studies University, Beijing 100024, China)

Abstract: This paper takes China's A-share listed companies of the year 2011—2016 from Shenzhen Stock Exchange motherboard as samples, uses the level of earnings management to measure the quality of audit and uses the company's illegal data to measure the risks of operating and trading violations and false disclosure risks to investigate the risk suppression effect of Internet media attention. The results show that the network media attention and audit quality have a risk suppression effect, and the network media attention to risk suppression is more significant. Furthermore, the inhibitory effect of Internet media on risk is mediated partly by the quality of audit. Therefore, audit quality plays a partial mediating role between network media and risk suppression.

Key Words: media governance; audit quality; risk suppression; audit opinion; audit risks; manipulatable accrual profits; corporate governance