合谋与胁迫：作为经济主体的媒体行为[①]

——基于新闻敲诈曝光的事件研究

金宇超，靳庆鲁，严青蕾

（上海财经大学会计与财务研究院，上海 200433）

摘要：利用 21 世纪报系新闻敲诈案的曝光为准自然实验，本文研究媒体作为经济主体，可能存在与公司进行合谋，或中立的监督，抑或利用影响力对公司进行威胁等一系列自利行为。根据曝光日前的新闻报道，本文将公司分为与媒体“利益相关”组，被媒体“利益攫取”组以及对照组。本文发现，市场在得知媒体的自利行为后，下调了“利益相关”公司组的评价，也对“利益攫取”组的判断进行了一定程度的上调。表现为曝光日“利益相关”（“利益攫取”）公司组平均为负（正）的市场反应。另外，在被媒体“利益攫取”的公司中，事件媒体所在地公司具有相对较小的事件日正向反应，甚至为负向反应，这说明被媒体威胁后，当地公司更可能妥协并与媒体“合作”。

关键词： 媒体; 合谋; 利益攫取; 新闻敲诈案

中图分类号：F830.9 文献标识码： A

[①]基金项目：本文感谢国家自然科学基金项目（71272012，71472114，71625002）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（15JJD630007）以及上海财经大学创新团队支持计划的资助。

作者简介：靳庆鲁(1972-)，男，山东人，教授，博士生导师．Email:acjql@mail.shufe.edu.cn.

“传媒不可能是中性的交流渠道，不可能只是单纯地传播信息而没有自己的任何加工。”

——Thomas Meyer[1]

0 引言

新闻媒体是资本市场重要的信息中介。现有研究关注媒体对资本市场、资产定价、公司治理等方面的影响。一般认为，媒体对资本市场具有创造与传递信息[2-4]、外部监督[5,6]等功能。此类研究从在资本市场信息的挖掘和传播者的角度看待媒体，较少关注媒体行为背后的动机。

媒介从业者常常标榜“第四权力”、“无冕之王”的新闻理想。美国总统杰斐逊在任职期间曾说：“若要我在没有报纸的政府和没有政府的报纸之间做出选择的话，我将毫不犹豫地选择后者”②，其对媒体在社会中的监督制衡作用极为推崇。马克思则将媒体的社会监督作用视为媒体的“使命”：“报刊按其使命来说，是社会的捍卫者，是无处不在的眼睛，是维护人民自由的喉舌”③。此类观点为媒体在经济社会的角色树立了标尺，并延续至今，如 Besley 和 Prat[7]认为媒体监督是社会民主监督机制中不可缺少的监督形式，是社会制度的一部分。

然而，2013 年 10 月，我国《新快报》记者连续发表大量失实报道被捕；2014 年 9 月，我国财经媒体集团 21 世纪报系特大新闻敲诈案爆发……随着越来越多的媒体丑闻的曝光，新闻报道中媒体的自利行为逐渐为公众所认知。媒体并非总按照社会捍卫者、监督者的“使命”在行动，即使媒介的行为与其“使命”一致，也可能是在某种激励下的巧合。媒介，与社会上的任何组织一样，其行为仍是效用最大化原则下的产物。因此资本市场的媒体更应该看作是按照自身利益最大化行动的经济主体[8]。本文以经济主体的视角看待资本市场媒体，分析及验证了利益驱动下，媒体利用新闻中宣传形式的裁量，可能存在从与利益相关公司的合谋，到较为中立的监督，再到利用宣传影响力对公司进行威胁等一系列利益最大化原则下的行为。

利用 2014 年 9 月 3 日，21 世纪报系新闻敲诈案的曝光为准自然实验。本文根据事件媒体前期对上市公司的新闻报道，将公司分为与媒体“利益相关”组，被媒体“利益攫取”组以及对照组。通过观察市场在得知媒体行为后，对原先公司评价的调整方向，进而验证资本市场媒体利用其宣传影响力存在的一系列自利行为。本文研究发现，市场在得知媒体的自利行为后，下调了“利益相关”公司的评价，也对“利益攫取”公司的判断进行了一定程度的上调，表现为媒体敲诈案曝光日“利益相关”（“利益攫取”）公司组平均为负（正）的市场反应。另外，本文还发现，媒体所在地的“利益攫取”公司具有相对较小的事件日正向反应，甚至为负向反应，这说明了当地公司被媒体威胁后更可能倾向于“合作”。

本文的研究是对现有文献的补充与拓展。首先，国内外关于资本市场媒体自利行为的直接证据较少。在我国，游家兴和吴静[9]提到媒体出于价值取向，吸引受众，增加收入等原因，不仅会对信息进行取舍，而且在叙事风格、报道策略、报道情绪等方面都会有裁量，但其关注媒体对资本市场可能存在的误导，而未在媒体自利行为上提供实证证据。孔东民等[10]虽然在理论上提到媒体的角色存在“监督”与“合谋”两种可能，但其主要关注媒体对上市公司的监督治理功能，从治理功能的相对强弱来倒推“合谋”存在的可能性。才国伟等[11]发现，公司再融资时，媒体报道更多的正面消息，此类公司与媒体“合谋”证据也较为间接。在我国这样的新兴市场，社会对于媒体独立性的定价较低，媒体的自利动机可能更为普遍。本文基于自身利益最大化的经济主体角度审视资本市场媒体[15]，分析并检验了随着媒体与公司之间的关系由亲近到敌意，资本市场的媒体对公司的行为远非“监督”与“合谋”两种可能，更可能是从与利益相关公司的“合谋”，到较为中立的监督，再到利用媒体影响力对公司进

②详见迈克尔·埃默里、埃德温·埃默里:《美国新闻史》，展江等译，新华出版社 2001 年版，第 91 页。

③详见《马克思恩格斯全集》第 6 卷，人民出版社 1961 年版，第 275 页。

行“胁迫”等一系列利益最大化指导下的行为，从而为我们全面认识资本市场的媒体角色提供了更加宽广的视角。

其次，先前研究将资本市场媒体作为一个整体[10, 11]，观察其在公司治理中的角色。从总体上来观察资本市场媒体，有利于把控与评价媒体在资本市场中的作用，不足之处在于无法观察特定媒体与特定公司间的行为，因此不能很好地捕捉媒体的公司治理作用如何在不同公司媒体关系下得到加强与削弱。对于同一公司，某些媒体会对其具有监督作用，而另一些媒体可能基于利益往来与其“合谋”。同一媒体面对不同的公司媒体关系，扮演的角色也往往不同。本文基于我国媒体面临的一般性约束，考察本文事件媒体在不同公司媒体关系中扮演的角色差异。在我国，21 世纪报系具有广泛市场影响力和受众覆盖[9, 12]，且本次事件中受影响的公司样本较为广泛。因此，本文观察资本市场代表性媒体与“利益相关”公司、“利益攫取”公司以及对照样本的行为，有利于我们更加细致得了解资本市场媒体与公司之间的动态、多维关系，是对先前媒体研究视角的重要补充。

再次，关于媒体对公司治理的作用，目前的实证证据存在一定程度的冲突。在我国，以往文献虽然发现了媒体有利于公司治理的证据[10, 12-16]，但同时也存在监督作用不明显的证据[17]。本文从经济主体角度对媒体的分析，也为本领域看似矛盾的实证证据提供了统一的分析框架。

另外，在媒体研究中，区分新闻事件本身的影响与媒体宣传行为的影响是难点[18, 19]。本文从市场得知媒体宣传中的自利行为之后的反应入手，可在一定程度上分离媒体宣传行为对市场的影响。

最后，本文对媒体效用从经济资本和新闻资本两方面的划分，并分析我国市场因对新闻声誉定价薄弱而引发的媒体自利行为，可为我国治理媒体提供理论借鉴。

本文下文安排如下：第二部分是理论分析；第三部分是本文研究的自然事件及假说；第四部分是数据与方法；第五部分结果与分析；第六部分为稳健性检验；最后是本文的结论。

1　理论分析

新闻媒体信息对资本市场具有重要影响。媒体通过创造与传播信息，扮演着资本市场的重要角色[2-4]，也是众多市场参与者主要的信息来源[20]。研究发现，媒体报道能够显著影响资本定价和股票回报[21-26]。

媒体对资本市场的影响不仅来自其提供的实质性的经济信息，同时新闻报道的报道选题、报道角度、叙事风格、报道策略、报道情绪，甚至版面字体等信息呈现形式，也会通过影响投资者情绪[22, 23]或投资者注意力[27, 28]等途径，作用于资本市场。信息的呈现形式对资本市场的影响是近年来资本市场研究的热点。比如，会计信息披露中数字的呈现形式（数值或百分比形式）会影响投资者对风险的判断[29]；会计信息及分析师报告的可读性会影响市场反应的强弱[30, 31]；管理层披露的语言选择[32]、语音语调[33, 34]、叙述结构[35]等，都会带来不同的市场反应。同时，管理层可以运用披露与否[36]、披露时间[37, 38]、语气用词[34, 35]等不同方式呈现信息来影响分析师以及投资者的感知。此类信息呈现形式上的裁量在媒体新闻报道中更为常见。Gurun和Butler[39]发现，媒体对本地公司的报道，负面用词显著小于对非本地公司的报道；游家兴、吴静[9]认为，媒体出于价值取向，吸引受众，增加收入等原因，不仅会对信息进行取舍，而且在叙事风格、报道策略、报道情绪等方面都会有裁量。

媒体重大的市场影响力，使得媒体的资本市场角色成为重要的研究议题。一般认为，媒体的关注能够提高公司的治理水平。④媒体不仅作用于公司公开披露信息的传播，也有助于

④关于媒体能够从提高公司的治理水平的研究，如 Dyck 等(2008), Miller(2006)等[5,6]，另见李培功和徐

公司违规以及会计舞弊等公司行为的挖掘和曝光。在我国，也发现了媒体关注能够完善公司治理的实证证据[10,12-16]，然而，此类研究从在资本市场信息的挖掘和传播者的角度看待媒体，而较少关注媒体行为背后的动机。

随着近年来资本市场媒体丑闻的曝光，学者们对媒体行为的认识进一步加深，越来越多的研究将媒体看作是追求利益的经济主体。Gentzkow 和 Shaporo[8]认为，新闻报道的选择不可能完全随机，新闻报道更应该看作是媒体自身利益最大化指导下的行为。Becker 和 Murphy[41]的研究为此类观点提供了实证支持，他们基于法国教育市场的研究发现，新闻报道中对客观事实的不精确及偏差，与公司购买媒体版面的花费成正相关。德国政治学家 Thomas Meyer[1]更是在其书作中一针见血地指出“传媒不可能是中性的交流渠道，不可能只是单纯地传播信息而没有自己的任何加工。”

在我国资本市场，2013 年 10 月，《新快报》记者陈永洲被捕，该记者受人指使，在未经核实的情况下连续发表针对中联重科的大量失实报道，致使中联重科声誉严重受损。2014 年 9 月，我国财经媒体集团 21 世纪报系特大新闻敲诈案曝光，21 世纪报系旗下媒体平台以发布负面报道为要挟，向上市公司收取高额“广告费”。越来越多得媒体丑闻曝光，使我们认识到媒介行为仍是其效用最大化下的产物。资本市场的媒体更应看作是按照自身利益最大化行动的经济主体[8]。

国内关于媒体自利行为的研究大多基于理论探讨或较为间接的实证证据[9-11]。媒体的巨大市场影响力以及新闻报道呈现形式上的裁量权，为媒体的自利行为提供了契机。因此本文认为，媒体既有能力也有动机运用其市场影响力谋求最大化的利益。随着媒体与公司之间的关系由亲近到敌意，资本市场的媒体对公司的行为远非“监督”与“合谋”两种可能，更可能是从与利益相关公司的“合谋”，到较为中立的监督，再到利用媒体影响力对公司进行威胁以攫取经济利益等一系列利益最大化指导下的行为。

2 自然事件与研究假说

2.1 自然事件

2014 年 9 月 3 日，我国财经媒体集团 21 世纪报系特大新闻敲诈案被曝光。21 世纪报系旗下媒体平台 21 世纪网，利用其作为财经媒体在资本市场的宣传影响力，谋取非法利益。

具体来说，21 世纪网通过指使媒体记者主动挖掘、采编拟上市公司、上市公司的负面信息，并以发布负面报道为要挟，迫使 200 多家公司与其签订“合作”协议，收取高额“广告费”，累计数过亿元。该媒体敲诈行为的主要对象是具有“上市”、“拟上市”、“重组”和“转型”等题材的上市公司或知名公司。对于同意给予经济利益的公司，该媒体通过夸大正面事实或掩盖负面问题进行“正面宣传”；对于“不合作”的公司，该媒体在 21 世纪网等平台发布负面报道，以此要挟公司投放广告或签订合作协议，以从中获取高额广告费或好处费。

虽然此新闻敲诈案的主角是 21 世纪报系旗下的 21 世纪网，但该事件可以折射出整个 21 世纪报报系，甚至我国的财经媒体界普遍存在的自利行为。两个月后，21 世纪报系主要负责人沈灏被批捕，在检察机关的批捕罪名中，沈颢领导下的 21 世纪经济报道、21 世纪网、理财周报 3 家媒体及 8 家运营公司涉嫌敲诈勒索、强迫交易犯罪。从中，我们可以窥见，在我国市场对于媒体行为规范不够完善时期，媒体自利行为的普遍性。

在此自然事件中，媒体正是利用其宣传行为的广泛影响为自身谋求利益。对于“合作”的公司，媒体为其进行夸大，甚至捏造正面报道或者掩盖负面报道，从而达到双方互惠，本文称此类媒体与公司的关系为“利益相关”。“利益相关”公司并不仅仅是在媒体胁迫下与媒

淑美[56]对相关研究的综述。

体合作，部分公司本身具有动机利用媒体的宣传影响力，与媒体结成利益相关的同盟[10, 11]。对于“不合作”的公司，媒体可以通过忽视其正面新闻或夸大捏造负面新闻，以要挟其给予经济利益，对于此类媒体与公司的关系，本文称为“利益攫取”。与“利益相关”公司的“合谋”以及对“利益攫取”公司的“胁迫”，正是媒体对公司行为的两个极端表现，都是对媒介中立监督作用的损害。

此次媒体敲诈案的曝光，近乎于外生的准自然实验。与该媒体“利益相关”的公司失去了重要的宣传渠道，市场更可能会重新审视该媒体对这些公司先前的报道，尤其是夸大的正面报道。而被媒体“利益攫取”的公司，也从媒体威胁性的宣传行为中解脱，市场也可能对该媒体先前的报道，尤其是关于公司负面报道，进行重新评估。因此，此自然实验为我们寻找媒体自利的宣传行为的实证证据提供了研究契机。

2.2 作为经济主体的媒体行为

如果将媒体看作效用最大化指导下的经济主体，那么其报道新闻的行为也是在最大化其利益的原则下进行的。直接的经济利益主要是指媒体的经济收入，其主要来源包括媒体产品零售、媒体广告投放、订阅媒体刊物等。除了直接的经济利益，媒体的知名度、影响力、受众群体等资源积累也会为媒体创造长期价值。我们将这些资源的价值称为媒体的声誉价值。媒体声誉的积累往往依靠新闻价值以及媒体在报道新闻时的专业化。其中，公司新闻的新闻价值很大一部分取决于公司事件本身的经济价值（经济事实本身的重要性）。而媒体也可以通过报道公司新闻的及时性、独立性、客观性、专业性等方面来提升媒体声誉。媒体的声誉及经济利益往往是相互影响的，媒体需在其行为中权衡两方面的利益。

公司在媒体的广告投放和对媒体产品的订阅是媒体收入的重要来源(尤其是在今天零售收入日益下滑的传统媒体)。“利益相关”公司往往通过这些途径为媒体带来经济利益。在有关公司新闻中的经济事实本身重要性一定的情况下，媒体对“利益相关”公司夸大正面报道或者掩盖负面报道的宣传行为，可以在边际上增加媒体的总体利益。同样，对“利益攫取”公司采取夸大负面报道或者掩盖正面报道的宣传行为，威胁其与媒体“合作”，从而获得潜在的经济利益，也会在边际上增加媒体的总效用。

在我国，媒介的独立性较差⑤，而独立性往往是媒介声誉的重要来源。从近年来众多的有偿新闻丑闻中，也可以看到我国媒体在权衡媒体声誉价值和经济利益时，做出了很多有损媒体声誉的自利行为。对媒介声誉价值的忽视可能更加促进媒体较为极端的宣传行为。如在严重缺乏媒介声誉约束的情况下，媒体可能掩盖“利益相关”公司的负面消息，以赢得双方的互惠合作；也可能对“利益攫取”公司制造不实的负面消息，以威胁其给予经济利益。而媒体的宣传行为往往能够影响到市场[22, 23]，因此，在媒体行为的影响下，市场更可能对“利益相关”的正面报道评价过高，而对“利益攫取”的负面报道反应过度。

需要强调的是，媒体宣传影响力又基于其声誉。可以预见，当企业与媒体不存在较为直接的经济利益关系时，媒体基于构建媒体声誉的行为，可能更多的表现为对公司客观的监督作用。即使是媒体与公司之间直接的经济关系，也主要是在边际上对媒体行为产生影响。

21 世纪报系特大新闻敲诈案的曝光，给予市场重新审视公司之前消息的机会。市场会下调对“利益相关”公司夸大的正向报道的评价，也会给“利益攫取”公司夸大的负向报道上调至公正的评价。据此，本文提出如下研究假说：

假说 1a：在 21 世纪报系特大新闻敲诈案的曝光后，“利益相关”公司会有负向的超额

---

⑤如在《环球时报》2012 报道，美国民意调查机构盖洛普（Gallup poll）的媒体自由度调查中，中国大陆位列 133 个国家地区的 89 位。

收益。

假说 1b：在 21 世纪报系特大新闻敲诈案的曝光后，“利益攫取”公司会有正向的超额收益。

其中，对与媒体“利益相关”公司和被媒体“利益攫取”公司的识别，是本文实证上的重点。借助媒体敲诈案曝光的自然事件以及媒体效用最大化下行为的分析，本文根据曝光媒体此前对公司的新闻报道，来判断公司与媒体之间的关系。详细划分方法参见下文第四部分。

地域接近性是引发媒体与企业“合谋”的重要因素之一[39]。在我国，孔东民等[10]对媒体偏差进行了探索性分析，认为上市公司更可能与当地媒体建立利益关系，也发现了当地媒体与当地公司可能存在“合谋”（即媒体偏差）的证据。基于先前研究的分析，本文在通过新闻报道捕捉媒体与公司联系的基础上，考察媒体与公司的地域接近性是否能提供增量的合谋信息。

一方面，与媒体“合谋”的利益相关公司，可能在本文新闻判断时间窗口内并无新闻关注的事件出现，或者有负面事件而被媒体所掩盖，此时该“合谋”公司可能未被本文的媒体公司关系所捕捉，而被归为对照样本。那么本文对照组公司中，位于媒体所在地的公司更可能与媒体存在“合谋”关系。如果市场能够看到这一层关系，那么也会在媒体敲诈案曝光后对其做出反应。

另一方面，地域接近性属于较为公开的信息。如果市场已经认识到地域接近性中包含的媒体与公司关系，那么在公司新闻发布时就会对本地与非本地公司以区别对待。从而使得地域接近性在敲诈案曝光日并不会带来额外信息。

基于此，本文提出假说 2a 和 2b：

假说 2a：21 世纪报系所在地公司，在新闻敲诈案的曝光后，会有负向的超额收益。

假说 2b：21 世纪报系所在地公司，在新闻敲诈案的曝光后，不存在显著的超额收益。

进一步来说，地域接近性的信息在“利益相关”与“利益攫取”样本中同样可能存在关于公司媒体关系的信息。对于“利益相关”组公司，与假说 2 逻辑一致，如果地域接近性包含的媒体与公司更可能“合谋”的信息，在媒体对本地公司正向宣传时已经被市场所考虑。那么新闻敲诈案曝光日，“利益相关”相关组中本地与非本地公司并不会具有显著的市场反应差异。因此在“利益相关”组中，我们对本地与非本地公司的市场反应本文不做预期。

新闻敲诈案的曝光也让市场认识到了媒体对公司进行“胁迫”的行为。在被“利益攫取”样本中，部分公司可能会在媒体要挟后转向“合作”。而相对于外地上市公司，当地上市公司更有动机也更容易借助地理优势与位于同一地区的当地媒体建立交际关系，或者通过较高的广告支出或其他关联性支出，与当地媒体存在利益关系[10]。因此，在被媒体威胁的“利益攫取”公司中，当地公司更可能会采取妥协行为。那么市场在新闻敲诈案曝光后，认识到媒体的胁迫以及公司转为合作的可能性，会在当地公司被“利益攫取”的程度上打上折扣。

据此，本文提出假说 3a 和 3b：

假说 3a：相对于“利益相关”样本中其它公司，“利益相关”样本中 21 世纪报系所在地公司，在事件日可能具有更显著的负向超额收益，也可能与非所在地公司无显著差异。

假说 3b：相对于“利益攫取”样本中其它公司，“利益攫取”样本中 21 世纪报系所在地公司，在事件日正向的超额收益较少。

3　数据与方法

3.1 事件及样本分组

本文借助 21 世纪报系特大新闻敲诈案被曝光这一准自然事件，以曝光日（2014 年 9 月 3 日）为事件日，进行事件研究，观察与 21 世纪报系具有不同关系的公司的市场反应。参照事件研究相关文献[42, 43]，本文选用的估计期窗口取为 200 天，以准确地估计出回归系数且避免估计期太长导致其他事件的交叉影响。为了避免在估计期中市场预期到本次新闻敲诈案曝光，本文以事件发生前 220 日至发生前 20 个交易日为公司正常回报的估计期，以事件前后共 5 个交易日为事件窗口期。事件日不存在交易数据的公司，则以事件日之后第一个交易日数据为事件日收益。同时，本文删除在事件日前后停牌时间较长的观测值，要求事件日及之后一个月内存在计算事件窗口期市场反应所需的交易数据。相关公司股票的交易数据来自 CSMAR 数据库。

根据公司与曝光报系媒体的关系，本文将公司分为与媒体“利益相关”公司组，被媒体“利益攫取”公司组，以及对照组。本文以 21 世纪报系下《21 世纪网》及《21 世纪经济报道》两个财经媒体平台为新闻来源⑥，在 CSMAR 数据库中选取 2007 年 11 月至 2014 年 11 月有关 A 股上市公司的新闻报道⑦，共 913 个公司 2250 则新闻，每个公司选取上述时间段中最早的一则新闻为判断依据⑧，其中事件发生前存在新闻且事件期间具有交易数据的公司数为 661 家。

首先，本文对新闻报道的性质做出判断。借鉴以往文献[11]，为了减少主观判断的偏差，本文并不仅仅参考媒体在报道新闻时态度，也需要根据新闻对企业价值（收益、风险、不确定性等）的影响判断新闻的正负性。正面报道的判断标准主要包括：（1）报道以肯定性的正面语言为基调。例如：“突出竞争优势”、“积极履行”、“提高经营能力”等对公司行为的直接肯定，又如“眷顾”、“步步高上”、“盆满钵溢”、“深度联手”、“大转折”、“浴火重生”等肯定性色彩的语言；（2）新闻事件本身为公司带来收益，或减少公司经营风险、不确定性。如“需求升温”、“携政府意愿”、“获批准”、“改革提上议程”等。相对的，负面报道的判断主要包括：（1）报道以质疑、批评等负面语言为基调。例如，“隐忧”、“存疑”、“困局”、“负荷沉重”、“转型路艰”、“不达预期”、“整合难题”、“全军覆没”等；（2）新闻事件本身为公司带来损失，或加剧公司经营风险、不确定性。如 “销量锐减”、“业绩骤降”、“流产”、“失手”、“食言”、“提案被否”、“遭调查”、“风险积聚”、“偿债风险累积”、“版权存潜在风险”等。由于在不同情境下中文语言具有不同含义（如引号的含义，双重否定，以及同一则报道对不同公司可能具有不同影响等），本文要求通读新闻报道以对报告性质做出判断。若无报道无明显正负性特征，则归类为中性报道。为验证本文对新闻判断的准确性，我们在稳健性检验中对新闻发生日的市场反应进行计算，以检验在总体上我们的人工判断是否与市场对新闻性质的判断一致。⑨

⑥本文出于整个 21 世纪报系集团可能存在的敲诈行为（如 21 世纪报系主要负责人沈灏也因此敲诈案被批捕）以及实验组样本量的考虑，以 21 世纪报系下《21 世纪网》及《21 世纪经济报道》两个财经媒体平台为新闻来源。本文也用直接曝光的《21 世纪网》作为唯一新闻来源进行研究，判别了 14 个“利益相关”公司和 13 个“利益攫取”公司。所得实证结论与本文主体部分一致。

⑦本次 21 世纪报系新闻敲诈案中，检察机关以涉嫌敲诈勒索、强迫交易犯罪批捕 21 世纪传媒股份有限公司总裁沈灏。2007 年，沈灏带领团队开疆拓土，创办《理财周报》，21 世纪商业评论、商务旅行等杂志也相继出刊，形成著名的 21 世纪报系。沈灏因业绩突出，被擢升为二十一世纪传媒公司总裁，掌控 21 世纪报系的全面业务。2014 年 11 月 20 日，其因涉嫌敲诈勒索、强迫交易被上海市人民检察院第一分院依法批捕。本文选取 2007 年末至 2014 年沈灏掌控 21 世纪报系的全面业务近 7 年期间的新闻报道来判断公司与媒体间的关系，比较契合沈灏领导下 21 世纪报系运用新闻报道与公司“合谋”或对公司进行“胁迫”的时间段。

⑧选取第一则新闻为标的新闻主要出于随机性的考虑。在稳健性检验中，我们依据公司在样本期间所有新闻进行综合判断，以及删除存在一则以上新闻的公司样本，均不影响本文的结论。

⑨本文并未直接运用市场反应方向作为新闻正负性的判断依据。运用单个公司新闻报道日的市场反应来判断新闻的正负性，过于受到当天公司其它信息的影响。因此，稳健性检验中，新闻报道日的市场反应只是用

本文对公司媒体关系的划分基于媒体在利益关联企业新闻报道上的取舍。在我国，市场对媒体声誉的定价偏低，因此媒体有较大动机去掩盖利益相关公司的负面报道，夸大其正面报道；也有较大动机忽视利益攫取公司的正面报道，而发布故意夸大甚至不实的负面报道相要挟。因此，本文将标的新闻为正面新闻报道的公司划分为与媒体“利益相关”公司组（共 336 个 A 股上市公司）；标的新闻为负面新闻报道的公司划分为被媒体“利益攫取”公司组（共 195 个 A 股上市公司）。“利益相关”和“利益攫取”公司组均为本文的实验组。而在事件日前报道偏向中性，或者不存在新闻报道的公司，本文作为对照组处理（共 1366 个 A 股上市公司，其中报告偏中性的为 130 个，不存在新闻报告的公司为 1236 个）。这样的划分标准相对客观清晰，可以在一定程度上捕捉到与媒体关系处于极端位置的两类公司。

本文媒体公司关系的分类方法虽然减少了主观判断偏差，但可能引入扑捉新闻与公司的关联性质时的噪音。具体来说，即使对新闻性质判读准确，本文的划分还可能通过两个渠道削弱本文假说的实证结果：一方面，一些本身具有正面或负面新闻，而与媒体不存在关联的公司可能会被划入到媒体“利益相关”公司组和被媒体“利益攫取”公司组。因为这些公司与媒体无联系，媒体没有动机在其报道中参杂或正面或负面的宣传行为，这类公司在 21 世纪报系丑闻曝光日可能并不会存在特定方向的超额回报，将其归入实验组，可能会削弱实验组平均超额回报的强度。另一方面，即使是与媒体“利益相关”的公司，在其存在重大负面经济事件时，媒体基于新闻价值本身的考虑，也可能不会完全掩盖不报。在权衡新闻价值和经济利益后，可能在报道其负面新闻的同时进行弱化其严重程度的宣传。在利益相关公司负面经济事件较为显著时的权衡，会导致本文将这些“利益相关”的公司划入“利益攫取”公司组，从而带来错配。当“利益攫取”公司存在较为重大正面经济事件时也是如此。如果市场能够准确的认识到公司与媒体的关系，那么这样的错配将会进一步削弱本文两类实验组公司在事件日的平均市场反应。

3.2 样本、变量与模型

本文的样本包括 2014 年 9 月 3 日事件日前后存在交易日的 1897 个 A 股上市公司观测值。其中 531 家上市公司为本文的实验组，1366 家上市公司为对照组。实验组公司中，336 家公司归属于事件媒体“利益相关”公司组，定义为 $IntrstRlt$=1，否则为 0；195 家公司为被事件媒体“利益攫取”公司组，定义为 $IntrstGrb$ = 1，否则为 0。参照组公司定义为 $Bnchmrk$=1，否则为 0。

本文在事件日前[-220,-20]日内，根据市场模型计算股票的正常收益，并依此计算事件日前后[-2,2]日事件期内的超额收益，用 $CAR[t_1, t_2]$表示事件日后第 t_1 日至 t_2 日的累计超额回报，如果 t_1, t_2 为负，则表示事件日前。为验证本文对新闻判断的准确性，我们也对实验组公司在其各自新闻发生日的市场反应进行计算，以 $CAR_news[t_1, t_2]$表示公司新闻发生日前后的累计超额收益。

为检验假说 1a/1b，我们对事件日各组公司的累计超额收益进行 t 检验，以检验“利益相关”(“利益攫取”)公司组在媒体曝光事件日的平均累计超额收益是否显著小于(大于)0。另外，我们也提供实验组与对照组、两组实验组之间差值的 t 检验，以验证各组的市场反应是否存在显著差异。

为进一步检验假说 1a/1b 的成立，我们设计多变量回归模型如下：

$$CAR[t_1, t_2] = \beta_0 + \beta_1 IntrstRlt + \beta_2 IntrstGrb + \boldsymbol{\beta}_3' \mathrm{X} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (1)$$

于在总体上检验我们对新闻性质的判断是否具有可靠性，即在总体统计层面我们人工的判断是否与市场反应方向一致。

正如之前所述 $CAR[t_1, t_2]$表示公司 i 在事件日$[t_1, t_2]$时间段累计超额收益；*IntrstRlt* 在公司为“利益相关”公司组时为 1，否则为 0；*IntrstGrb* 在公司为“利益攫取”公司组时为 1，否则为 0。根据假说 1，我们预期“利益相关”公司组在媒体事件发生后，平均来说具有负向的市场反应，即 β_1为负；与之相反，“利益攫取”公司组的系数 β_2则预期为正。

X 是由多个公司特征变量构成的向量，根据以往文献[17,18]，我们选择的控制变量包括：公司所有权性质（*SOE*），定义为上市公司是否属于国有控股单位：“1”表示国有控股单位，“0”表示非国有控股单位；股权集中度（*Herf10*），定义为前十大股东持股比例的平方和；机构持股水平（*InstHold*），定义本年度基金持股比例；董事会规模（*Board*），定义为董事会人数的自然对数；独立董事比例（*OutDirect*），定义为公司该年度独立董事人数与董事会总人数的比值；董事长与总经理是否兼任（*Duality*），定义为本年度内董事长和总经理是否由一人承担：“1”表示二职合一，“0”表示二职分离；我们也控制了常见的财务指标：公司资产规模（*Size*）、总资产收益率（*ROA*）、公司财务杠杆率（*Leverage*）、账面市值比（*MTB*）、营业收入增长率（*Growth*）；以及股票市场回报相关的控制变量：公司市值（*MV*）、股票日平均收益率（*Return*）、波动率（*Volatility*）、是否为“ST”股票（*ST*）。另外，本文控制了行业固定效应（*IndustryD*）。

为检验假说 2a/2b，我们设计模型如下：

$$CAR[t_1, t_2] = \beta_0 + \beta_1 IntrstRlt + \beta_2 IntrstGrb + \beta_3 GuangDong + \boldsymbol{\beta}_4' X + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)是在模型(1)的基础上加入了表示公司处于事件媒体所在地广东省的虚拟变量 *GuangDong*，用来检验当地公司是否更有可能与当地媒体“合谋”。如果公司注册地为广东省（与事件媒体处于同一省份），取 1，否则取 0。如果市场在事件日前捕捉到媒体与当地公司更容易合谋的信息，那么 *GuangDong* 的系数 β_3并不显著异于 0。否则，预期 β_3为负。

为检验假说 3，我们将待检验的模型设定为：

$$CAR[t_1, t_2] = \beta_0 + \beta_1 IntrstRlt + \beta_2 IntrstGrb + \beta_3 GuangDong +$$

$$\beta_4 IntrstRlt \times GuangDong +$$

$$\beta_5 IntrstGrb \times GuangDong +$$

$$\boldsymbol{\beta}_6' X + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)是在模型(2)的基础上加入了实验组分组变量 *IntrstRlt*、*IntrstGrb* 分别与公司所在地是否在广东省的虚拟变量 *GuangDong* 的交乘项，以检验当地公司是否更容易在媒体的威胁下“合作”。本文假说 3a 未对 *IntrstRlt*×*GuangDong* 的系数 β_4做出预测，如果市场能够捕捉地域接近性中包含更可能合谋的信息，那么敲诈案曝光日，该组中的当地公司应该不会提供增量信息，β_4可能并不显著异于 0。假说 3b 预期，“利益攫取”公司组中的当地公司更容易在媒体的威胁下妥协，因此在事件中的超额收益较小，即 *IntrstGrb*×*GuangDong* 的系数 β_5预期为负。

本文公司所有权性质来自 WIND 数据库，其余控制变量均来自 CSMAR 数据库。本文对估计系数标准误的计算做了 White 调整，以避免异方差带来的偏误。为了避免异常值对检验结果的影响，本文在估计以上模型时，对所有连续变量在 1%的水平上进行了 winsorize 处理。

3.3 描述性统计特征

表 1 列示了主要变量的描述性统计特征。

表 1 主要变量描述性统计

Table 1 Summary statistics of variables

变量	观测值	均值	标准差	中值	最小值	最大值
CAR[0,0]	1897	-0.0013	0.0229	-0.0066	-0.0344	0.0936
CAR[0,1]	1897	-0.0002	0.0362	-0.0076	-0.0517	0.1900
CAR[0,2]	1897	-0.0029	0.0444	-0.0112	-0.0763	0.2400
CAR[-1,1]	1897	-0.0009	0.0416	-0.0094	-0.0674	0.2010
CAR[-2,2]	1897	0.0005	0.0533	-0.0102	-0.0840	0.2680
IntrstRlt	1800	0.1690	0.3750	0	0	1
IntrstGrb	1800	0.1000	0.3000	0	0	1
GuangDong	1800	0.1320	0.3390	0	0	1
InstHold	1800	3.8610	4.6500	2.2700	0.0000	22.1600
SOE	1800	0.4830	0.5000	0	0	1
Herf10	1800	0.1810	0.1280	0.1510	0.0156	0.5930
Duality	1800	0.2050	0.4040	0	0	1
OutDirect	1800	0.3710	0.0517	0.3330	0.3330	0.5710
Leverage	1800	0.4720	0.2120	0.4770	0.0593	0.9050
Size	1800	22.1800	1.2660	21.9800	19.4900	26.0300
ST	1800	0.0150	0.1220	0	0	1
MTB	1800	3.0060	2.7490	2.2640	0.5840	19.8700
ROA	1800	0.0369	0.0484	0.0315	-0.1330	0.1940
Growth	1800	0.1600	0.4120	0.0973	-0.4940	2.9170
Board	1800	2.1730	0.1940	2.1970	1.6090	2.7080
lnMV	1800	79.8500	117.0000	41.7700	11.5500	789.4000
Return	1800	0.0010	0.0017	0.0008	-0.0026	0.0066
Volatility	1800	0.0216	0.0066	0.0209	0.0091	0.0406

由于控制变量的缺失，用于回归检验的样本从存在事件日市场数据的 1897 个 A 股上市公司减至 1800 个观测值。在回归样本中，“利益相关”组有 304 个公司，约占全样本的 16.9%；“利益攫取”组有 180 个公司，约占全样本的 10%；剩余为对照组公司，共 1316 个观测值。另外，在回归样本中，与事件媒体处于同一省份的广东公司有 238 个观测值，约占总样本的 13.2%。

表 1 中的数据显示，总体来看，媒体敲诈案件曝光期间各时间跨度累计的平均市场反应 $CAR[t_1, t_2]$均值都接近 0（绝对值均小于 0.5%），这与本文的分析相符。由于媒体对公司具有从互惠的“合谋”，到中立的“监督”，再到利益攫取的“胁迫”等一系列的行为。市场在媒体行为曝光后，会根据媒体与公司不同类型的关系，对公司的经济价值予以重新评估。因此，在总体样本上并不能预期市场反应的方向。

4　结果与分析

4.1 单变量 t 检验

根据本文分析，如果资本市场媒体运用其宣传影响力，对公司存在从“合谋”到“威胁”等一系列的自利行为，那么在媒体敲诈案件曝光日，市场会对相关公司的价值重新评估。因此本文假说 1 预期，“利益相关”公司组（“利益攫取”公司组），在事件日会有负向（正向）的超额市场收益。表 2 中的 A 栏列示了“利益相关”公司组、“利益攫取”公司组以及对照组在媒体敲诈案件曝光期间的平均累计市场反应，并提供了单变量是否异于 0 的双尾 t 值检

验。表 2 中的 B 栏提供了实验组与对照组，以及两个实验组（“利益相关”公司组与“利益攫取”公司组）之间事件期间累计超额收益的差异检验。

表 2 媒体敲诈案曝光期间超额累计收益

Table 2 Cumulative abnormal returns at the exposure of news extortion

媒体敲诈案曝光日					
A 栏：各公司组事件日超额累计收益					
	CAR[0,0]	CAR[0,1]	CAR[0,2]	CAR[-1,1]	CAR[-2,2]
利益相关组(N=336)	-0.0077***	-0.0074***	-0.0088***	-0.0076***	-0.0065***
	(-8.40)	(-5.14)	(-4.58)	(-4.15)	(-2.66)
对照组(N=1366)	-0.0008	0.0005	-0.0028**	-0.0004	0.0011
	(-1.26)	(0.47)	(-2.27)	(-0.32)	(0.75)
利益攫取组(N=195)	0.0065***	0.0071**	0.0063*	0.0065**	0.0087**
	(3.81)	(2.54)	(1.84)	(2.05)	(2.01)
B 栏：各公司组差异检验					
	Diff_CAR[0,0]	Diff_CAR[0,1]	Diff_CAR[0,2]	Diff_CAR[-1,1]	Diff_CAR[-2,2]
利益相关组-对照组	-0.0069***	-0.0078***	-0.0060**	-0.0072***	-0.0076**
	(-5.03)	(-3.61)	(-2.26)	(-2.87)	(-2.39)
利益攫取组-对照组	0.0073***	0.0066**	0.0091***	0.0069**	0.0076*
	(4.04)	(2.29)	(2.59)	(2.09)	(1.80)
利益相关组-利益攫取组	-0.0142***	-0.0145***	-0.0151***	-0.0141***	-0.0152***
	(-8.02)	(-5.09)	(-4.16)	(-4.13)	(-3.30)

注：***、**、*分别表示双侧 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为单变量检验的 T 值。

表 2 的 A 栏显示，“利益相关”公司组在事件期间平均累计超额收益为负，各窗口累计超额收益均在 1%水平上显著；“利益攫取”公司组在事件期间平均累计超额收益为正，[0,2]窗口的累计超额收益在 10%水平上显著，[0,1]、[-1,1]、[-2,2]窗口的累计超额收益在 5%水平上显著，[0,0]窗口在 1%水平上显著。表 2 的 B 栏表明，“利益相关”公司组的累计超额收益均低于对照组，不同窗口期的差异均统计显著（[0,0]、[0,1]、[-1,1]窗口期差异在 1%水平显著；[0,2]、[-2,2]窗口期差异在 5%水平显著）；而“利益攫取”公司组的累计超额收益均高于对照组，差异同样具有统计显著性（[0,0]、[0,2]窗口期差异在 1%水平显著；[0,1]、[-1,1]窗口期差异在 5%水平显著；[-2,2]窗口期在 10%水平显著）；另外，“利益相关”公司组与“利益攫取”公司组之间累计超额收益的差异均在 1%水平上显著。

可见市场在观察到媒体的自利行为后，对两组公司的新闻中的经济价值进行了修正：下调了对“利益相关”公司组之前价值的高估，也给“利益攫取”公司组先前价值的低估予以正向调整，实证结果均与本文假说 1 预期一致。

根据以往文献[17,50]，当地公司更有动机和机会与当地媒体“合谋”。表 3 中的 A 栏提供了总体样本中广东公司与非广东公司在媒体敲诈案件曝光期间的市场反应。另外，本文认为，在受到媒体“胁迫”时，媒体所在地公司也更有可能妥协。表 3 中的 B 栏、C 栏分别提供了“利益相关”、“利益攫取”公司组中，广东公司与非广东公司的市场反应。

表 3 媒体敲诈案曝光期间广东与非广东公司超额累计收益

Table 3Cumulative abnormal returns for Guangdong and non-Guangdong firms

媒体敲诈案曝光日					
A 栏：广东与非广东公司超额累计收益					
	CAR[0,0]	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
广东公司（N=254）	-0.0013	-0.0018	-0.0046	-0.0039	-0.0019
	(-0.87)	(-0.79)	(-1.60)	(-1.50)	(-0.56)
非广东公司（N=1643）	-0.0013**	0.0000	-0.0027**	-0.0005	0.0009
	(-2.26)	(0.01)	(-2.45)	(-0.46)	(0.69)
广东公司-非广东公司	0.0000	-0.0018	-0.0019	-0.0034	-0.0028
	(-0.03)	(-0.74)	(-0.64)	(-1.22)	(-0.78)
B 栏：“利益相关”公司组中，广东与非广东公司超额累计收益					
“利益相关”公司组	*CAR[0,0]*	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
广东公司（N=49）	-0.0069**	-0.0067*	-0.0064	-0.0099**	-0.0034***
	(-2.37)	(-1.76)	(-1.26)	(-2.24)	(-0.55)
非广东公司（N=286）	-0.0078***	-0.0075***	-0.0092***	-0.0071***	-0.0071
	(-8.23)	(-4.83)	(-4.44)	(-3.59)	(-2.64)
广东公司-非广东公司	0.0009	0.0008	0.0028	-0.0028	0.0037
	(0.34)	(0.20)	(0.51)	(-0.54)	(0.53)
C 栏：“利益攫取”公司组中，广东与非广东公司超额累计收益					
“利益攫取”公司组	*CAR[0,0]*	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
广东公司（N=19）	-0.0024	-0.0058	-0.0099*	-0.0093*	-0.0116**
	(-0.73)	(-1.37)	(-1.84)	(-2.01)	(-2.11)
非广东公司（N=176）	0.0075***	0.0085***	0.0081**	0.0082**	0.0109**
	(4.04)	(2.78)	(2.15)	(2.37)	(2.30)
广东公司-非广东公司	-0.0099*	-0.0143	-0.0179	-0.0175	-0.0225
	(-1.72)	(-1.52)	(-1.55)	(-1.65)	(-1.55)

注：***、**、*分别表示双侧 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为单变量检验的 T 值。

从表 3 的 A 栏可知，在事件日，广东公司的超额收益平均低于非广东公司（除[0,0]期间较为接近）。这在一定程度上说明，市场融入了媒体与地域接近公司的“合谋”关系，并在媒体行为曝光日对相关公司的评价进行调整。虽然超额收益的差异方向与本文假说 2b 预期一致，但广东与非广东公司市场反应的差异在统计上并不显著。这表明，媒体与当地公司更容易合谋的信息，在新闻敲诈案发生前相当部分已经被市场所认知。因此在新闻敲诈案的市场反应中，地域接近性总体上并没有带来显著的市场反应差异。

表 3 的 B 栏显示，在“利益相关”公司组中，广东与非广东公司市场反应并不存在系统性的差异。说明对于公司正面的新闻报道，媒体公司地域接近性可能带来的合谋信息在事件日前就已经被市场所捕捉。

而表 3 的 C 栏显示，在“利益攫取”公司组中，广东公司的市场反应为负，非广东公司的市场反应显著为正（两组公司差值在[0,0]窗口存在显著的统计差异，在其它窗口期间也均接近双侧 10%的显著性水平）。这也在一定程度上支持本文的假说 3b，即“利益攫取”公司组中的当地公司更有动机在媒体的胁迫下“合作”，因此市场非但没有给予这部分公司以正向反应，反而给予了一定程度上累计为负的超额收益（[0,2]、[-1,1]、[-2,2]窗口期间，“利益攫取”公司组的广东公司，市场反应显著为负）。

为进一步验证相关的研究假说，本文接下来进行多变量的回归检验。

4.2 多变量回归检验

表 4 列示了在媒体敲诈案期间，与媒体不同关联公司市场反应方向的回归检验结果。

表 4 不同“媒体-公司”关系对市场反应的影响

Table 4 The effect of different media-firm relationships on market reaction

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CAR[0,0]	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
Intercept	0.0431*	0.0922***	0.1204***	0.0566	0.1144**
	(0.051)	(0.008)	(0.008)	(0.170)	(0.040)
IntrstRlt	-0.0066***	-0.0070***	-0.0050**	-0.0074***	-0.0063**
	(0.000)	(0.000)	(0.045)	(0.002)	(0.042)
IntrstGrb	0.0069***	0.0073**	0.0084**	0.0072*	0.0082*
	(0.001)	(0.027)	(0.033)	(0.054)	(0.091)
InstHold	-0.0001	-0.0004**	-0.0004**	-0.0004**	-0.0003
	(0.192)	(0.034)	(0.044)	(0.032)	(0.151)
SOE	-0.0012	-0.0005	-0.0015	0.0022	0.0026
	(0.351)	(0.788)	(0.514)	(0.332)	(0.359)
Herf10	0.0063	0.0079	0.0127	0.0059	0.0129
	(0.200)	(0.304)	(0.185)	(0.521)	(0.278)
Duality	0.0002	-0.0006	0.0000	-0.0009	0.0002
	(0.881)	(0.803)	(0.996)	(0.741)	(0.944)
OutDirect	0.0067	0.0060	0.0152	0.0200	0.0244
	(0.563)	(0.712)	(0.476)	(0.307)	(0.365)
Leverage	-0.0018	0.0004	0.0079	-0.0037	0.0069
	(0.669)	(0.949)	(0.335)	(0.629)	(0.475)
Size	-0.0015	-0.0036**	-0.0053***	-0.0025	-0.0054**
	(0.101)	(0.015)	(0.005)	(0.154)	(0.017)
ST	-0.0043	-0.0071	-0.0070	0.0031	0.0070
	(0.198)	(0.172)	(0.290)	(0.658)	(0.424)
MTB	-0.0001	-0.0002	-0.0002	0.0003	0.0002
	(0.686)	(0.632)	(0.695)	(0.567)	(0.721)
ROA	-0.0331**	-0.0486**	-0.0611**	-0.0578**	-0.0689**
	(0.021)	(0.027)	(0.027)	(0.029)	(0.038)
Growth	-0.0002	0.0015	0.0015	0.0025	0.0039
	(0.895)	(0.567)	(0.650)	(0.417)	(0.333)
Board	-0.0004	-0.0004	0.0023	0.0033	0.0071
	(0.917)	(0.946)	(0.742)	(0.582)	(0.383)
MV	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000	0.0000
	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.171)	(0.175)
Return	-0.7225**	-0.7295	-1.1487	-0.1968	-0.1405
	(0.041)	(0.203)	(0.105)	(0.775)	(0.875)

Volatility	-0.0803	-0.1599	-0.5586***	-0.1761	-0.6617***
	(0.411)	(0.329)	(0.005)	(0.374)	(0.008)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1800	1800	1800	1800	1800
Adjusted R-squared	0.039	0.024	0.036	0.021	0.026

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为异方差稳健并经公司层面聚群（Cluster）处理的 P 值。

结果显示，代表与事件媒体“利益相关”公司组的变量 *IntrstRlt* 系数在五个事件窗口的回归中，[0,0]、[0,1]、[-1,1]窗口在 1%的统计水平上显著为负，[0,2]、[-2,2]窗口在 5%的水平上显著。这意味着与媒体“利益相关”的关系平均而言给公司带来了事件日负的市场反应，也即市场下调了对“利益相关”样本经济价值的判断，与本文假说 1a 预期一致。表示被事件媒体“利益攫取”公司组的变量 *IntrstGrb* 系数均为正，同时均在统计上显著（[0,0]窗口期在 1%水平上显著，[0,1]、[0,2]窗口期在 5%水平上显著，[-1,1]、[-2,2]窗口期在 10%水平上显著）。说明被媒体“利益攫取”的关系平均而言给公司带来了事件日正的市场反应，也即市场上调了对“利益攫取”样本的评价，与本文假说 1b 预期一致。总的来说，在媒体自利行为曝光后，市场根据公司与媒体的关系，评价先前媒体通过其宣传行为对市场的影响，从而对不同关系公司新闻中的经济价值予以重新评估。市场的调整方向印证了本文关于媒体自利行为的分析，即媒体会运用宣传影响力，对不同关系公司采取从“合谋互利”、到“中性监督”、再到“利益攫取”等一系列的行为。

为检验本文关于媒体公司关联是否忽略了未在新闻报道上体现的互利关系，表 5 在回归中加入了公司是否在事件媒体所在地的虚拟变量 *GuangDong*。如果媒体公司关系并未在媒体的新闻报道中体现（如可能体现为利益相关公司负面新闻的掩盖，利益攫取公司正面新闻的忽视等），或未在本文的新闻时间段内体现，那么当地公司与媒体更强的“合谋”动机会为我们提供增量信息，而市场也会在媒体敲诈案曝光日捕捉到这一关系。因此本文假说 2a 预期虚拟变量 *GuangDong* 的系数显著为负。另一方面，地域接近性属于较为公开的信息，市场可能在媒体敲诈案曝光前，就意识到了媒体与当地公司更可能存在合谋。因此在敲诈案曝光日，地域接近性也就不会带来额外信息。

表 5 媒体-公司同一所在地对市场反应的影响

Table 5 The effect of same media-firm location on market reaction

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CAR[0,0]	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
Intercept	0.0431*	0.0922***	0.1204***	0.0567	0.1145**
	(0.051)	(0.008)	(0.008)	(0.169)	(0.040)
IntrstRlt	-0.0066***	-0.0069***	-0.0050**	-0.0073***	-0.0063**
	(0.000)	(0.000)	(0.046)	(0.003)	(0.044)
IntrstGrb	0.0069***	0.0073**	0.0084**	0.0071*	0.0082*
	(0.001)	(0.027)	(0.033)	(0.055)	(0.092)
GuangDong	0.0006	-0.0019	-0.0013	-0.0032	-0.0017
	(0.741)	(0.444)	(0.688)	(0.266)	(0.646)
InstHold	-0.0001	-0.0004**	-0.0004**	-0.0004**	-0.0003
	(0.194)	(0.033)	(0.043)	(0.031)	(0.149)

SOE	-0.0011	-0.0006	-0.0016	0.0020	0.0025
	(0.369)	(0.742)	(0.491)	(0.376)	(0.379)
Herf10	0.0063	0.0079	0.0128	0.0059	0.0130
	(0.200)	(0.301)	(0.184)	(0.515)	(0.276)
Duality	0.0002	-0.0005	0.0001	-0.0007	0.0003
	(0.893)	(0.831)	(0.980)	(0.780)	(0.927)
OutDirect	0.0065	0.0065	0.0155	0.0208	0.0248
	(0.568)	(0.691)	(0.465)	(0.288)	(0.355)
Leverage	-0.0018	0.0004	0.0079	-0.0037	0.0069
	(0.670)	(0.949)	(0.335)	(0.628)	(0.475)
Size	-0.0015	-0.0036**	-0.0053***	-0.0025	-0.0054**
	(0.102)	(0.015)	(0.005)	(0.150)	(0.016)
ST	-0.0043	-0.0071	-0.0069	0.0032	0.0071
	(0.199)	(0.172)	(0.290)	(0.655)	(0.423)
MTB	-0.0001	-0.0002	-0.0002	0.0003	0.0002
	(0.687)	(0.630)	(0.694)	(0.568)	(0.721)
ROA	-0.0333**	-0.0478**	-0.0606**	-0.0565**	-0.0682**
	(0.020)	(0.030)	(0.028)	(0.033)	(0.040)
Growth	-0.0002	0.0015	0.0015	0.0026	0.0039
	(0.889)	(0.558)	(0.645)	(0.406)	(0.330)
Board	-0.0004	-0.0004	0.0023	0.0034	0.0071
	(0.916)	(0.949)	(0.740)	(0.577)	(0.382)
MV	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000	0.0000
	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.167)	(0.173)
Return	-0.7190**	-0.7418	-1.1567	-0.2173	-0.1516
	(0.042)	(0.196)	(0.103)	(0.752)	(0.865)
Volatility	-0.0803	-0.1599	-0.5586***	-0.1762	-0.6617***
	(0.412)	(0.329)	(0.005)	(0.374)	(0.008)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1800	1800	1800	1800	1800
Adjusted R-squared	0.039	0.023	0.036	0.021	0.026

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为异方差稳健并经公司层面聚群（Cluster）处理的 P 值。

表 5 结果显示，虽然 *GuangDong* 的系数在回归(2)-(5)中为负，与预期一致，然而回归系数在统计上均不显著。这意味着，总体上来看，当控制新闻中体现的“合谋”和“威胁”关系之后，与事件媒体同地并没有提供很明确的关于“合谋”的增量信息。可能的原因是媒体更可能与当地公司合谋的信息，在事件日前已经为市场所捕捉。

为检验当地公司是否更容易在媒体的威胁下转向“合作”。表 6 的回归模型在表 5 的基础上加入了实验组分组变量 *IntrstRlt*、*IntrstGrb* 分别与媒体所在地虚拟变量 *GuangDong* 的交乘项。根据假说 3b 的分析，如果当地媒体具有更大的妥协动机，则交乘项 *IntrstGrb* × *GuangDong* 的系数应该显著为负。

表 6 不同“媒体–公司”关系组中，同一所在地对市场反应的影响

Table 6 The effect of same location on market reaction in different media-firm relationship groups

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CAR[0,0]	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
Intercept	0.0436**	0.0930***	0.1215***	0.0574	0.1157**
	(0.048)	(0.008)	(0.007)	(0.164)	(0.038)
IntrstRlt	-0.0067***	-0.0070***	-0.0055**	-0.0072***	-0.0072**
	(0.000)	(0.001)	(0.043)	(0.007)	(0.031)
IntrstGrb	0.0081***	0.0089**	0.0104**	0.0089**	0.0101*
	(0.000)	(0.013)	(0.015)	(0.027)	(0.057)
GuangDong	0.0015	-0.0007	-0.0002	-0.0017	-0.0014
	(0.462)	(0.816)	(0.954)	(0.643)	(0.772)
IntrstRlt×GuangDong	0.0003	0.0005	0.0030	-0.0009	0.0065
	(0.936)	(0.923)	(0.660)	(0.887)	(0.441)
IntrstGrb×GuangDong	-0.0129***	-0.0171***	-0.0210***	-0.0184**	-0.0204**
	(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.012)	(0.023)
InstHold	-0.0001	-0.0004**	-0.0004**	-0.0004**	-0.0004
	(0.157)	(0.026)	(0.036)	(0.024)	(0.135)
SOE	-0.0010	-0.0005	-0.0015	0.0021	0.0025
	(0.404)	(0.782)	(0.521)	(0.347)	(0.364)
Herf10	0.0054	0.0068	0.0113	0.0047	0.0116
	(0.272)	(0.379)	(0.238)	(0.610)	(0.331)
Duality	0.0002	-0.0005	0.0001	-0.0007	0.0003
	(0.889)	(0.834)	(0.978)	(0.784)	(0.927)
OutDirect	0.0059	0.0057	0.0147	0.0198	0.0243
	(0.604)	(0.726)	(0.487)	(0.310)	(0.362)
Leverage	-0.0019	0.0003	0.0077	-0.0039	0.0066
	(0.651)	(0.965)	(0.347)	(0.617)	(0.492)
Size	-0.0015	-0.0036**	-0.0053***	-0.0025	-0.0055**
	(0.103)	(0.015)	(0.005)	(0.151)	(0.016)
ST	-0.0045	-0.0073	-0.0072	0.0029	0.0067
	(0.185)	(0.159)	(0.271)	(0.675)	(0.445)
MTB	-0.0001	-0.0002	-0.0002	0.0003	0.0002
	(0.657)	(0.605)	(0.665)	(0.590)	(0.749)
ROA	-0.0330**	-0.0474**	-0.0607**	-0.0557**	-0.0692**
	(0.020)	(0.032)	(0.029)	(0.036)	(0.037)
Growth	-0.0002	0.0016	0.0016	0.0026	0.0040
	(0.897)	(0.553)	(0.634)	(0.405)	(0.319)
Board	-0.0006	-0.0006	0.0020	0.0031	0.0068
	(0.866)	(0.909)	(0.777)	(0.612)	(0.404)
MV	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000	0.0000
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.142)	(0.149)
Return	-0.7084**	-0.7278	-1.1404	-0.2016	-0.1371

	(0.045)	(0.204)	(0.107)	(0.768)	(0.877)
Volatility	-0.0762	-0.1545	-0.5503***	-0.1713	-0.6511***
	(0.436)	(0.345)	(0.006)	(0.387)	(0.009)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1800	1800	1800	1800	1800
Adjusted R-squared	0.040	0.024	0.036	0.022	0.026

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为异方差稳健并经公司层面聚群（Cluster）处理的 P 值。

表 6 结果显示，交乘项 *IntrstRlt* × *GuangDong* 的系数并不显著，这与本文的分析相符，因为“利益相关”公司组中，市场在事件日前已经捕捉了媒体与当地公司更可能“合谋”的信息，地域接近性并未在新闻敲诈案曝光日提供增量信息。交乘项 *IntrstGrb*× *GuangDong* 的系数均为负，且均在统计上显著（[0,0]、[0,1]、[0,2]期间回归系数在 1%水平显著，[-1,1]、[-2,2]期间回归系数在 5%水平显著），与本文假说 3b 预期一致。由此可见，虽然市场总体上上调了被媒体“利益攫取”公司价值的判断，给予正的市场反应，但对其中与媒体地域接近公司的正面反应较小。这意味这被媒体“利益攫取”公司组中的当地公司更可能在媒体的威胁下转向“合作”，因此市场下调了对其受到威胁程度的判断。事实上，综合交乘项 *IntrstGrb* × *GuangDong* 与 *IntrstGrb* 的系数来看，“利益攫取”公司组中的当地公司在事件日的市场反应甚至可能为负。这意味着这部分当地公司中的“妥协者”负面的市场反应较“不妥协者”正面的市场反应，绝对值上来说更大。

另外，变量 *GuangDong* 的系数在加入交乘项后仍不显著，表明地域接近性主要在被媒体“利益攫取”公司组提供增量信息，即当地公司更可能在媒体的威胁下“合作”。

综上所述，表 4 至表 6 的检验结果表明，市场在媒体事件曝光日，根据媒体与公司不同的关系，给予了不同的市场反应。市场对实验组公司超额累计收益的方向，验证了本文理论上对媒体自利行为的分析。另外，被媒体威胁的当地公司，市场在事件日给予了相对“利益攫取”样本内其它公司更少的正面调整，这部分当地公司甚至可能出现平均负面的市场反应，也与本文认为受媒体威胁的当地公司更容易妥协而与媒体“合作”的预期一致。

5 稳健性检验

5.1 新闻报道正负性判断的可靠性

本文通过阅读公司新闻报道并判断报道性质的方式判断公司与媒体“利益相关”或“利益攫取”的关系。对新闻报道是正面、负面还是偏向中性报道的判断，具有一定的主观性。本文在此部分以实验组公司在新闻报道日的平均市场反应，来验证本文对正面或负面新闻报道性质的判断是否在总体上具有一定的可靠性。

本文用于判断公司与媒体关系的 913 则公司新闻中，发生在媒体敲诈案曝光日前且在新闻报道日存在符合要求市场数据的观测值共 594 个，其中“利益相关”公司 283 家，“利益攫取”公司 169 家，以及因为报告偏中性而被归入对照组的公司 142 家。

表 7 列示了上述三组公司在各自的新闻报道期间平均的累计市场反应。

表 7 公司新闻报道期间市场反应

Table 7 Market reaction at firms’ news release

公司新闻报道日

A 栏：各公司组新闻日市场反应					
	CAR[0,0]	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
利益相关组(N=283)	0.0139***	0.0194***	0.0208***	0.0367***	0.0497***
	(5.72)	(5.06)	(4.50)	(7.67)	(7.98)
对照组(N=142)	0.0054*	0.0098**	0.0118*	0.0196***	0.0281***
	(1.73)	(2.01)	(1.91)	(2.69)	(2.55)
利益攫取组(N=169)	-0.0086***	-0.0106***	-0.0114**	-0.0074	0.0003
	(-3.56)	(-2.78)	(-2.45)	(-1.50)	(0.05)
B 栏：各公司组市场反应差异检验					
	Diff_CAR[0,0]	*Diff_CAR[0,1]*	*Diff_CAR[0,2]*	*Diff_CAR[-1,1]*	*Diff_CAR[-2,2]*
利益相关组-对照组	0.0085**	0.0096	0.0090	0.0171**	0.0216*
	(2.08)	(1.49)	(1.14)	(2.01)	(1.96)
利益攫取组-对照组	0.0140***	0.0204***	0.0232***	0.0270***	0.0278**
	(3.60)	(3.34)	(3.05)	(3.15)	(2.55)
利益相关组-利益攫取组	0.0225***	0.0300***	0.0322***	0.0441***	0.0494***
	(6.15)	(5.20)	(4.61)	(6.06)	(5.28)

注：***、**、*分别表示双侧 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为单变量检验的 T 值。

从表 7 的 A 栏可知，市场在媒体行为曝光前，对与媒体“利益相关”组公司的新闻报道评价整体上显著为正；与被媒体“利益攫取”组公司的新闻报道评价整体上为负（在[0,0]，[0,1]，[0,2]期间显著）；B 栏第三列显示，两组新闻日市场反应在各个窗口期均在 1%水平上存在显著差异。这意味着本文对新闻正负性的判断在平均意义上与市场判断相同，具有一定的可靠性。另外，被本文认为是报道偏中性的公司，市场对其评价也普遍为正，但正向反应的程度小于“利益相关”组公司，这说明本文在判断正面新闻的标准上相对比较严格，在一定程度上会削弱实证结果的发现。

值得一提的是，新闻报道日两个实验组公司的市场反应均与媒体敲诈案期间相反，也为市场基于媒体行为的曝光，对之前的相关评价（低估和高估）进行回调提供了证据。

5.2 运用行业调整模型计算超额收益

本文主体部分运用一般化的市场模型计算超额收益，其基于 CAPM 等经典资产定价理论，在有效资本市场中股票正常回报只受到市场系统风险的影响，这与资本市场现实运行可能并不相符。借鉴先前学者的研究[64]，我们运用行业调整的预期回报率计算模型，对本文的结论进行稳健性检验。运用个股收益率对当日行业平均回报率进行回归，根据个股对行业回报率回归系数计算预期回报率与超额收益。CAR_adj[t1,t2]表示行业调整后的超额累计收益率。

表 8 列示了基于行业调整超额累计收益率的检验结果。

表 8 行业调整超额累计收益率回归结果

Table 8 Regression results with industry-adjusted cumulative abnormal returns

A 栏：不同“媒体-公司”关系对市场反应的影响					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CAR_adj[0,0]	*CAR_adj [0,1]*	*CAR_adj [0,2]*	*CAR_adj [-1,1]*	*CAR_adj [-2,2]*
Intercept	0.0420*	0.0868***	0.1180***	0.0526	0.1086**
	(0.051)	(0.010)	(0.007)	(0.183)	(0.043)

IntrstRlt	-0.0064***	-0.0065***	-0.0045*	-0.0067***	-0.0053*
	(0.000)	(0.001)	(0.064)	(0.004)	(0.076)
IntrstGrb	0.0067***	0.0069**	0.0078**	0.0068*	0.0080*
	(0.001)	(0.033)	(0.043)	(0.062)	(0.093)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1800	1800	1800	1800	1800
Adjusted R-squared	0.023	0.007	0.017	0.005	0.017
B 栏：媒体公司同一所在地对市场反应的影响					
变量	*CAR_adj [0,0]*	*CAR_adj [0,1]*	*CAR_adj [0,2]*	*CAR_adj [-1,1]*	*CAR_adj [-2,2]*
Intercept	0.0426**	0.0876***	0.1191***	0.0535	0.1100**
	(0.048)	(0.009)	(0.006)	(0.176)	(0.040)
IntrstRlt	-0.0065***	-0.0067***	-0.0050*	-0.0067***	-0.0065**
	(0.000)	(0.001)	(0.057)	(0.009)	(0.045)
IntrstGrb	0.0080***	0.0086**	0.0098**	0.0086**	0.0100*
	(0.000)	(0.015)	(0.019)	(0.029)	(0.055)
GuangDong	0.0014	-0.0011	-0.0006	-0.0022	-0.0021
	(0.483)	(0.725)	(0.873)	(0.526)	(0.653)
IntrstRlt×GuangDong	0.0003	0.0010	0.0035	0.0001	0.0083
	(0.940)	(0.848)	(0.607)	(0.986)	(0.319)
IntrstGrb×GuangDong	-0.0135***	-0.0173***	-0.0211***	-0.0193***	-0.0213**
	(0.002)	(0.006)	(0.004)	(0.008)	(0.016)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1800	1800	1800	1800	1800
Adjusted R-squared	0.024	0.007	0.018	0.006	0.017

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为异方差稳健并经公司层面聚群（Cluster）处理的 P 值。篇幅考虑略去了控制变量系数的报告，所用控制变量与本文第四部分各表相同。

表 8 的 A 栏中显示了新闻敲诈案曝光日“利益相关”（“利益攫取”）公司组市场反应显著为负（正）。B 栏中加入广东省的虚拟变量后，发现“利益攫取”公司组中的广东公司相对其它“利益攫取”公司市场反应显著较弱。因此，运用行业调整的超额累计收益率与先前实证结果一致，本文的结论在不同超额收益率计算方式下保持稳定。

5.3 样本期间存在多则新闻的公司

本文基于随机性的原则，采用公司在 21 世纪报系 2007-2014 期间中第一则新闻作为公司与媒体关系的判断依据。在此稳健性检验部分，我们将样本期间存在多则新闻的公司，按照（1）全部为正面（负面）新闻才判定为“利益相关”（“利益攫取”）公司[10]，删除同时存在正面与负面新闻的样本；（2）正面新闻数量大于（小于）负面新闻数量判定为“利益相关”（“利益攫取”）公司，删除正面与负面新闻数量相等的样本；（3）删除所有在样本期间存在多则新闻的样本。表 9 列示了相关检验结果，均与本文先前的检验结论保持一致。

[10]这里的“全部为正面新闻”，包括同时存在正面和中性报道的公司，但要求不存在负面报道。

表 9 对样本期间多则新闻公司不同分类的检验

Table 9 Test on differentclassificationsof firms with more than one news during the sample period

A 栏：全部新闻均为正面（负面）新闻才判定为“利益相关”（“利益攫取”）公司			
变量	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,0]	*CAR[0,0]*	*CAR[0,0]*
Intercept	0.0486**	0.0485**	0.0498**
	(0.037)	(0.037)	(0.033)
IntrstRlt	-0.0064***	-0.0064***	-0.0066***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
IntrstGrb	0.0056***	0.0056***	0.0065***
	(0.003)	(0.003)	(0.002)
GuangDong		0.0009	0.0014
		(0.607)	(0.487)
IntrstRlt×GuangDong			0.0012
			(0.778)
IntrstGrb×GuangDong			-0.0091**
			(0.024)
Controls	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
样本量	1763	1763	1763
Adjusted R-squared	0.035	0.035	0.035
B 栏：正面新闻数量大于（小于）负面新闻数量判定为“利益相关”（“利益攫取”）			
变量	CAR[0,0]	CAR[0,0]	CAR[0,0]
Intercept	0.0524**	0.0524**	0.0531**
	(0.029)	(0.029)	(0.027)
IntrstRlt	-0.0066***	-0.0066***	-0.0068***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
IntrstGrb	0.0061***	0.0061***	0.0070***
	(0.002)	(0.002)	(0.001)
GuangDong		0.0009	0.0014
		(0.588)	(0.483)
IntrstRlt×GuangDong			0.0015
			(0.721)
IntrstGrb×GuangDong			-0.0103**
			(0.017)
Controls	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
样本量	1733	1733	1733
Adjusted R-squared	0.035	0.034	0.035
C 栏删除所有在样本期间存在多则新闻的样本			
变量	CAR[0,0]	CAR[0,0]	CAR[0,0]
Intercept	0.0495*	0.0497*	0.0501*

	(0.062)	(0.061)	(0.058)
IntrstRlt	-0.0067***	-0.0067***	-0.0070***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
IntrstGrb	0.0054**	0.0055**	0.0066**
	(0.031)	(0.030)	(0.014)
GuangDong		0.0011	0.0013
		(0.567)	(0.521)
IntrstRlt×GuangDong			0.0023
			(0.659)
IntrstGrb×GuangDong			-0.0143**
			(0.025)
Controls	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
样本量	1546	1546	1546
Adjusted R-squared	0.022	0.022	0.022

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为异方差稳健并经公司层面聚群（Cluster）处理的 P 值。篇幅考虑略去了控制变量系数的报告，所用控制变量与本文第四部分各表相同。

5.4 媒体的声誉效应

本文认为媒体的自利行为，使得市场对于公司的认知存在偏差。市场在新闻敲诈案的曝光中认识到媒体的自利行为，从而调整对相关公司的判断。然而，新闻敲诈案曝光本身是一个负面信号，影响到投资者对于媒体公信力的判断。即使媒体先前报道是准确的情况下，也可能因为新闻敲诈案曝光带来相关公司的市场反应。一种可能的情况是，可能投资者的调整是非理性的，即便 21 世纪报系之前报道并没有太大的偏离，而“敲诈案曝光”使得投资者认为之前存在报道偏差。

如果投资者单纯基于“敲诈案曝光”对报道产生怀疑，但其实媒体并没有系统性的偏差报道。那么我们认为市场会在之后一段时间回归理性，因此应该能够看到市场反应的反转。参照收益率反转的研究[65]，本文运用新闻敲诈案曝光后 1 个月、3 个月、6 个月、9 个月以及 1 年的超额累计收益，观察不同公司组的市场回报是否会反转。如果先前媒体没有系统性的报道偏差，而市场基于非理性进行了反应，那么我们会看到“利益相关”(“利益攫取”)公司组正（负）向的回调。

表 10 显示了相关检验结果。我们看到在各个长期期间，“利益相关”与“利益攫取”公司组的市场反应都没有系统性的差异，也就是说市场并没有对敲诈案曝光的反应进行回调。这与市场反应基于公司价值判断的调整相一致。

表 10 对市场反应长期是否反转的检验

Table 10 Test on the long-term reversal of market reaction

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CAR_1month	*CAR_3months*	*CAR_6months*	*CAR_9months*	*CAR_12months*
Intercept	-0.0376	-2.2883***	-1.0866***	-0.0643	-0.0409
	(0.706)	(0.000)	(0.001)	(0.882)	(0.916)
IntrstRlt	0.0014	0.0062	0.0038	0.0007	-0.0063

	(0.831)	(0.670)	(0.849)	(0.980)	(0.821)
IntrstGrb	0.0027	0.0091	0.0154	0.0274	-0.0112
	(0.732)	(0.618)	(0.522)	(0.407)	(0.727)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1189	1189	1189	1189	1189
Adjusted R-squared	0.098	0.495	0.232	0.197	0.155

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为异方差稳健并经公司层面聚群（Cluster）处理的 P 值。篇幅考虑略去了控制变量系数的报告，所用控制变量与本文第四部分各表相同。

另一种可能的情况是，媒体的不专业性使得媒体会正向夸大正面新闻，以及负向夸大负面新闻。媒体敲诈案的曝光使得市场对媒体的专业程度给予折扣，从而对之前过度的正向与负向的反应进行了调整。这也会引起本文的发现。然而，本文认为 21 世纪报系作为我国资本市场重要的财经媒体之一，就专业性而言不弱于国内其它财经媒体。比如，游家兴和吴静[9]研究中将 21 世纪经济报道归为“知名度和权威性均很高的全国性财经报纸”，李培功和沈艺峰[12]研究中认为其“在市场影响力和受众覆盖方面位于财经类报纸的龙头”。因此由于专业性不足导致媒体报道时候会系统性得正向夸大正面新闻，以及负向夸大负面新闻的可能性较小。

为了进一步排除此种可能的解释。本文在样本期间具有多则新闻的公司中，选取以下四类公司样本进行对比：（1）只存在正面新闻的公司；（2）同时存在正面与负面新闻，且正面新闻数量相对较多的公司；（3）同时存在正面与负面新闻的公司，且负面新闻数量相对较多的公司；（4）只存在负面新闻的公司。

我们选取（1）、（2）类公司正面报道的平均市场反应进行比较。如果媒体的报道偏差只是因为缺乏专业性，那么对于第（1）与第（2）类公司的正面新闻，在宣传行为上应该没有系统性的差异。如果报道偏差是处于自利行为，那么第（1）类公司比第（2）类公司更可能是“利益相关”企业，媒体更可能对第（1）类公司的新闻进行夸大的正面宣传。同理，我们选取对（3）、（4）类公司负面报道的平均市场反应进行比较。媒体更可能对第（4）类公司进行了利益攫取，基于自利行为，媒体对第（4）类公司的负面新闻比第（3）类更可能进行负面宣传。表 11 显示了相关检验结果。

表 11 媒体自利行为的检验

Table 11 Test on media’s self-interested behavior

A 栏：(1)、(2)组的正面新闻市场反应对比						
组别	N	*CAR[0,0]*	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
(1)	287	0.0147***	0.0208***	0.0237***	0.0437***	0.0592***
		(6.25)	(6.01)	(5.35)	(9.81)	(9.73)
(2)	163	0.0081***	0.0132***	0.0128***	0.0128***	0.0086*
		(3.77)	(3.67)	(3.04)	(3.64)	(1.74)
(1)-(2)		0.0066*	0.0075	0.0108	0.0309***	0.0506***
		(1.87)	(1.41)	(1.62)	(4.76)	(5.69)
B 栏：(3)、(4)组的负面新闻市场反应对比						
组别	N	*CAR[0,0]*	*CAR[0,1]*	*CAR[0,2]*	*CAR[-1,1]*	*CAR[-2,2]*
(3)	158	-0.0005	-0.0012	-0.0045*	-0.0058*	-0.0114***

		(-0.24)	(-0.44)	(-1.73)	(-1.91)	(-3.14)
(4)	262	-0.0095***	-0.0123***	-0.0080**	-0.0129***	-0.0022
		(-6.32)	(-4.90)	(-2.35)	(-4.00)	(-0.50)
(3)-(4)		0.0090***	0.0110***	0.0035	0.0071	-0.0093
		(3.59)	(2.85)	(0.73)	(1.49)	(-1.46)

注：***、**、*分别表示双侧 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为单变量 t 检验的 P 值。

由表 11 的 A 栏可知，第(1)组公司的正面新闻市场反应普遍高于第(2)组公司，且两组的差异在[0,0]、[-1,1]、[-2,2]窗口期间具有统计显著性。B 栏中显示，除[-2,2]窗口期外，第(4)组公司的负面新闻市场反应普遍低于第(3)组公司，且两组的差异在[0,0]、[0,1]窗口期间具有统计显著性。此结果并不能用媒体专业性引起的报道偏差来解释，而更加符合媒体自利行为的结果。因此，本文的结果并非捕捉了市场对媒体专业性的评价，更可能是由于市场对媒体自利行为的认知。

6 结论

本文分析了资本市场媒体在最大化效用的诱导下，利用其宣传影响力的自利行为，以及在媒体事件曝光后对不同关系公司的影响。我们以 2014 年 9 月 3 日，21 世纪报系新闻敲诈案的曝光为准自然实验，媒体事件日前期对上市公司的新闻报道，将公司划分为与媒体“利益相关”组，被媒体“利益攫取”组以及对照组，从而观察资本市场投资者在得知媒体自利的宣传行为后，对不同类别公司以往新闻评价的调整。

本文研究发现，市场在得知媒体的自利行为后，下调了对“利益相关”样本以往新闻评价的高估，也对“利益攫取”样本先前的低估进行了一定程度的上调，表现为媒体敲诈案曝光日“利益相关”(“利益攫取”）公司组平均为负（正）的市场反应。另外，在控制本文根据新闻判断的媒体与公司关系后，媒体公司的地域接近性信息只在“利益攫取”公司组提供了增量信息。一方面，这说明了媒体与公司的“合谋”关系中，媒体主要通过新闻报道中的宣传裁量给公司带来利益，且本文对媒体与公司关系的捕捉较为完备；另一方面，也说明了媒体所在地公司具有更大的“合谋”动机，被媒体威胁后更可能倾向于“合作”。

尽管我们根据新闻正负性对媒体公司关系的划分具有一定程度的噪音，但这些噪音都会弱化本文的实证发现。另外，本文对新闻正负性判断的有效性也得到了新闻报道日市场反应的验证和支持。

本文从经济主体的视角看待资本市场媒体，并分析和验证了在利益驱动之下，媒体会利用宣传影响力，可能存在从与利益相关公司的“合谋”，到较为中立的“监督”(获取市场声誉)，再到利用媒体影响力对公司进行“威胁”等一系列行为。本文的发现是对以往文献的有益补充，为协调相关研究中媒体对公司治理的有效性和无效性的混合证据提供了理论基础。在我国目前媒体声誉价值较为薄弱的情况下，本文的研究为全面审视媒体功能提供了动态、多维的视觉，也为媒体监管者和资本市场投资者提供了借鉴和启示。

参考文献

[1] Meyer T, Media democracy: how the media colonize politics[M]. Polity, 2002.

[2] Bushee B J, Core J E, Guay W, Hamm S J. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1): 1 - 19.

[3] Rogers J L, Skinner D J, Zechman S L C. The role of the media in disseminating insider-trading news[J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21(3): 711 - 739.

[4] Peress J. The media and the diffusion of information in financial markets: Evidence from newspaper strikes[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(5): 2007 - 2043.

[5] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(3): 1093 - 1135.

[6] Miller G S. The press as a watchdog for accounting fraud[J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(5): 1001 - 1033.

[7] Besley T, Prat A. Handcuffs for the grabbing hand? The role of the media in political accountability[J]. American Economic Review, 2006, 96(3): 720 - 736.

[8] Gentzkow M, Shaporo J M. What drives media slant? Evidence from U.S. daily newspapers[J]. Econometrica, 2010, 78(1): 35 - 71.

[9] 游家兴，吴静. 沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定价[J]. 经济研究, 2012, (7): 141 - 152.

[10] 孔东民，刘莎莎，应千伟. 公司行为中的媒体角色:激浊扬清还是推波助澜?[J]. 管理世界, 2013, (7): 145 - 162.

[11] 才国伟，邵志浩，徐信忠. 企业和媒体存在合谋行为吗?——来自中国上市公司媒体报道的间接证据[J]. 管理世界, 2015, (7): 158 - 169.

[12] 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.

[13] 徐莉萍，辛宇. 媒体治理与中小投资者保护[J]. 南开管理评论, 2011, (6): 36 - 47.

[14] 徐莉萍，辛宇，祝继高. 媒体关注与上市公司社会责任之履行——基于汶川地震捐款的实证研究[J]. 管理世界, 2011, (3): 135 - 143.

[15] 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.

[16] 李培功、沈艺峰. 经理薪酬、轰动报道与媒体的公司治理作用[J]. 管理科学学报, 2013,(10): 63 - 80.

[17] 贺建刚，魏明海，刘峰. 利益输送、媒体监督与公司治理:五粮液案例研究[J]. 管理世界, 2008,(10): 141 - 150.

[18] Ahern K R, Sosyura D. Who writes the news? Corporate press releases during merger negotiations[J]. Journal of Finance, 2014, 69(1): 241 - 291.

[19] Drake M S, Guest N M, Twedt B J. The media and mispricing: The role of the business press in the pricing of accounting information[J]. Accounting Review, 2014, 89(5): 1673 - 1701.

[20] Griffin J. M., Hirschey N. H., Kelly P. J. How important is the financial media in global markets?[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(12): 3941 - 3992.

[21] Fang L, Peress J. Media coverage and the cross-section of stock returns[J]. The Journal of Finance, 2009, 64(5): 2023 - 2052.

[22] Huberman G, Regev T. Contagious speculation and a cure for cancer: A nonevent that made stock prices soar[J]. Journal of Finance, 2001, 56(1): 387 - 396.

[23] Tetlock P C. Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(3): 1139 - 1168.

[24] Tetlock P C, Saar-Tsechansky M, Macskassy S. More than words: Quantifying language to measure firms' fundamentals[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(3): 1437 - 1467.

[25] 黄俊、陈信元. 媒体报道与 IPO 抑价——来自创业板的经验证据[J]. 管理科学学报, 2013,(02): 83 - 94.

[26] 刘锋、叶强、李一军. 媒体关注与投资者关注对股票收益的交互作用:基于中国金融股的实证研究[J]. 管理科学学报, 2014,(01): 72 - 85.

[27] Odean T. Do investors trade too much?[J]. American Economic Review, 1999: 1279 - 1298.

[28] Barber B M, Odean T. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(2): 785 - 818.

[29] Nelson M W, Rupar K K. Numerical formats within risk disclosures and the moderating effect of investors' Concerns about management discretion.[J]. Accounting Review, 2015, 90(3): 1149 - 1168.

[30] Loughran T. & McDonald B. Measuring readability in financial disclosures[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(4): 1643 - 1671.

[31] De Franco G., Hope O., Vyas D., Zhou Y. Analyst report readability.[J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 32(1): 76 - 104.

[32] Brochet F., Naranjo P., Gwen Y. The capital market consequences of language barriers in the conference calls of Non-U.S. firms.[J]. Accounting Review, 2016, 91(4): 1023 - 1049.

[33] Henry E. Are investors influenced by how earnings press releases are written?[J]. Journal of Business Communication, 2008, 45(4): 363 - 407.

[34] Mayew W J, Venkatachalam M. The power of voice: Managerial affective states and future firm performance[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 1 - 43.

[35] Allee K D, Deangelis M D. The structure of voluntary disclosure narratives: Evidence from tone dispersion[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(2): 241 - 274.

[36] Kasznik R, Lev B. To warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise[J]. Accounting Review, 1995: 113 - 134.

[37] DeHaan E., Shevlin T., Thornock J. Market (in)attention and the strategic scheduling and timing of earnings announcements.[J]. Journal of Accounting & Economics, 2015, 60(1): 36 - 55.

[38] Libby R, Tan H. Analysts' reactions to warnings of negative earnings surprises[J]. Journal of Accounting Research, 1999: 415 - 435.

[39] Gurun U G, Butler A W. Don't believe the hype: Local media slant, local advertising, and firm value[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(2): 561 - 598.

[40] 李培功, 徐淑美. 媒体的公司治理作用——共识与分歧[J]. 金融研究, 2013, (4): 196 - 206.

[41] Becker G S, Murphy K M. A simple theory of advertising as a good or bad[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993: 941 - 964.

[42] Wang C. Accounting standards harmonization and financial statement comparability: Evidence from transnational information transfer[J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52(4): 955 - 992.

[43] 王永钦, 刘思远, 杜巨澜. 信任品市场的竞争效应与传染效应:理论和基于中国食品行业的事件研究[J].

经济研究, 2014, (2): 141 - 154.

Collusion and Extortion: media behavior under economics perspective

——An event study based on news extortion case

JIN Yu-chao[1], JIN Qing-lu[1], Yan Qing-lei[1]

(School of Accountancy，Shanghai University of Finance and Economics，Shanghai 200433，China)

Abstract: Using the exposure of “21st Century News Group” news extortion case as a quasi-natural experiment, this paper examines whether financial media, itself as an economic subject, would conspire with, supervise, or even threat companies. Based on news reports published before the exposure, we classify the companies into three groups: "media-interest-related" group, "media-interest-grabbed" group, and the control group. The empirical results demonstrate that when self-interest behavior of the media was exposed, the market would downgrade the valuation of interest-related firms and upgrade the valuation of interest-grabbed firms, as indicated by the significantly negative market reaction to the former group and significantly positive reaction to the latter. We also find a less positive or even negative market reaction to local firms within the interest-grabbed group. It shows that geographically proximate firms are more likely to compromise or "cooperate" with the local media when being threatened.

Key Words: media; collusion; interest grabbing; news blackmail

基金项目：国家自然科学基金项目（71272012，71472114，71625002）教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（15JJD630007）。

作者简介：靳庆鲁(1972-)，男，山东人，教授，博士生导师。