

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2025.11.010

# 资本市场的信任与股价信息含量<sup>①</sup>

## ——基于财务舞弊事件传染效应的研究

蔡庆丰<sup>1</sup>, 王瀚佑<sup>2</sup>, 吴冠琛<sup>1\*</sup>

(1. 厦门大学经济学院, 厦门 361005; 2. 平安银行股份有限公司, 上海 200120)

**摘要:** 信任作为人类社会重要的非正式制度是金融市场正常运转的基础, 而投资者信任的丧失将会降低信息传递效率, 对市场的股价信息含量造成负面冲击。本研究运用财务舞弊立案作为信任危机冲击, 研究发现立案事件虽然改善了市场的会计信息质量, 但信任的丧失使得同一细分行业其他公司的股价信息含量下降, 即股价同步性上升。这种传染效应在个人投资者关注程度低、财报信息搜索不活跃、公司内部治理水平低、投资者沟通少的情况下更为显著。监管部门在加大对信息披露违法行为执法力度的同时也应当积极引导上市公司与投资者进行双向沟通。

**关键词:** 信任; 股价同步性; 财务舞弊; 证券监管; 治理效应

**中图分类号:** F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)11-0144-16

## 0 引 言

信任是资本市场赖以建立的基石, 深刻影响着资本市场的投资者参与、资产配置与信息效率<sup>[1-4]</sup>。如果证券市场中存在财务舞弊行为, 投资者将不得不对公司信息的质量进行甄别, 证券交易所面临的信息摩擦成本将陡然上升。而投资者对于资本市场信息披露及其质量的信任一旦丧失, 其搜集与分析公司基本面信息的积极性将会下降, 甚至选择退出资本市场。信任机制的瓦解也会影响那些恪守商业伦理、依法进行信息披露的公司的信息传递效率, 进而降低整个资本市场的股价信息含量和信息传递效率。严惩证券违法活动, 强化上市公司监管, 健全投资者保护机制, 建立增强资本市场内在稳定性长效机制, 营造健康稳定的资本市场是我国建设现代市场体系、优化资源配置、促进经济转型升级的重要制度保障。

然而, 近年来, 一系列恶性财务舞弊事件严重破坏了我国资本市场的正常秩序。中国的财务舞

弊事件无论是发生频率还是涉及的金额均呈现上涨趋势, 并且愈发成为困扰资本市场建设的严重问题<sup>[5, 6]</sup>。2019 年康得新和康美药业等财务舞弊案件余波尚未平息, 瑞幸咖啡曝光的财务造假丑闻进一步加剧了全球投资者对中概股的信任危机。而 2021 年恒大集团的财务舞弊事件更是引发市场巨震, 其通过表外负债、虚增收入等手段掩盖真实财务状况, 在损害投资者合法权益的同时也极大地打击了投资者信心、破坏资本市场秩序, 进而影响资本市场枢纽功能的发挥。因此, 探究财务舞弊事件对资本市场的影响也一直是学术界关注的热点和监管层关注的焦点。一方面, 打击证券违法行为是一种有效的制裁措施, 相关执法行为会揭示涉事公司的异质性信息, 导致其市值与股价同步性下降, 涉事公司也需要承担一系列高昂的经济代价与后果<sup>[7]</sup>; 另一方面, 财务舞弊行为存在负外部性, 当涉事公司的财务舞弊行为被曝光后, 关联公司的股价在短期内往往也会出现显著

① 收稿日期: 2022-01-04; 修订日期: 2024-10-03。

基金项目: 国家社会科学基金资助重大项目(23&ZD079)。

通讯作者: 吴冠琛(1997—), 男, 福建漳州人, 博士生。Email: 657036551@qq.com

下降<sup>[8-10]</sup>, 并且不实的财务信息还可能误导同行业其他公司进行更多的投资活动<sup>[11]</sup>. 财务报表作为反映上市公司经营情况的最重要信息, 直接影响着市场的投资决策和资源配置. 那么, 财务舞弊事件是否会损害资本市场的信任机制? 这种证券违法行为是否会改变市场参与者对于财务信息的认知, 进而影响同行业公司的股价信息含量和资本市场的信息传递效率? 这些问题都值得深入研究, 却鲜有文献进行系统严谨的探讨, 这也构成了本研究的逻辑起点. 本研究期望能够进一步拓展关于非正式制度对于股价信息含量的研究, 也为更加全面地认识信息披露违规所产生的潜在社会成本提供了相关的经验证据.

信任作为现代金融市场重要的非正式制度, 深刻影响着资本市场的股价信息含量. 信任既被认为是基于不完全信息下重复博弈中理性经济人的最优选择, 又被认为是有限理性的投资者依据经验法则进行决策的行为. 由于公司与投资者之间存在着严重的信息不对称问题, 投资者主要依靠公司发布的财务报表获取公司的基本面信息, 因此投资者对于公司财务信息真实性的信任将直接影响资本市场的正常运作. 财务舞弊事件所造成的信任危机使得投资者下调了对于财报信息真实性的主观概率, 进而更少地收集与分析公司层面信息. 更有甚者, 信任的丧失可能也会牵连那些正常进行信息披露公司的信息传递效率, 进而对关联公司的股价信息含量造成负面冲击. 本研究运用财务舞弊立案作为影响投资者信任的事件冲击, 利用沪深两市 2011 年—2020 年 A 股上市公司样本, 舞弊存在传染效应, 使得同行业公司的股价更少地反映了公司层面的特质性信息; 其次, 调节效应分析发现这种传染效应在财报信息搜索不活跃、个人投资者关注程度低、公司内部治理水平低、投资者沟通少的公司更为显著, 但与公司的证券分析师关注与机构投资者持股并不相关; 最后, 进一步研究发现上市公司的财务舞弊行为被立案调查后, 其同行业公司的盈余管理水平下降、会计可比性上升, 这说明对证券违法行为的监管处罚对市场会计信息环境的改善起到了一定治理作用. 由此, 本研究认为公司信息透明度的变化并不是造成传染效应的主要原因, 财务舞弊事件所引发的资本市场中个人投资者的信任丧失是导致同

行业公司股价信息含量下降的重要原因.

本研究的边际贡献主要体现在以下三个方面:

第一, 本研究探究了财务舞弊事件对市场股价信息含量的影响. 以往文献主要关注财务舞弊事件对关联公司股价短期波动的影响, 然而财务舞弊事件作为影响市场信息环境的重要冲击, 却鲜有文献从股价信息含量的角度对其展开研究. 因此, 本研究检验了财务舞弊事件对同行业其他公司股价同步性的影响, 丰富了有关财务舞弊事件外部性的研究; 第二, 本研究从信任角度探究了投资者使用财务报表信息所造成的影响. 以往文献大多采用调查问卷的方式对信任进行衡量, 然而信任可能内生于制度环境, 因此无法有效地加以识别. 本研究运用对投资者信任造成负面影响的事件作为冲击, 通过观察财报公布后市场主体对于财报信息不同反应来考察投资者信任缺失对于市场信息传递效率的影响; 第三, 本研究评估了对违规的处罚及监管对同行业公司的治理效应. 以往文献较少关注违规处罚及监管对市场其他公司所产生的影响, 本研究从股价信息含量和会计信息质量两个角度探究了违规处罚及监管对同行业公司的影响, 对我国证券监管的溢出效应进行了实证检验.

## 1 文献综述和研究假设

### 1.1 文献综述

#### 1.1.1 信任在金融市场中所发挥的作用

20 世纪 70 年代以来, 基于信息不对称的信息经济学飞速发展, 人们对于信任的认识也不断深入. 针对金融市场的实证研究也不断丰富. 现有文献指出信任能够直接影响投资者的金融市场参与程度, 并且也能够对市场收益率造成影响. Guiso 等<sup>[1]</sup>研究发现对市场信任度低的投资者会更少地参与股票投资, 在参与市场的情况下也会购买更少的股票. Asgharian 等<sup>[2]</sup>的研究表明在欺诈行为没有得到足够惩罚的市场, 投资者更不愿意参与股市. 而在我国资本市场, 信任同样也发挥着至关重要的作用. 杨国超和盘宇章<sup>[12]</sup>发现信任不仅有助于提高债券信用评级, 还有助于降低债券信用利差. 张敦力和李四海<sup>[13]</sup>的研究表明, 相比于社会信任度较低的企业, 社会信任度高的企业

能够以更低的成本获得更多、更长期限的银行贷款。信任也影响着金融市场的信息效率。Pevzner 等<sup>[3]</sup>的研究发现投资者的信任水平影响着信息效率,信息公告引起的市场反应与一国或地区的投资者信任水平正相关。Jia 等<sup>[4]</sup>发现信息来源的可信度也会影响信息效率。其利用中国在 A 股和 H 股双重上市的股票,发现投资者更信赖与自己具有相同文化和社会背景的分析师,从而进一步加剧了市场分割。政府监管在信任机制的建立当中也发挥着重要的作用。

在社会科学中,信任被认为是一种依赖关系,而在心理学中,信任是一种稳定的信念,维系着社会共享价值和稳定,是个体对他人话语、承诺和声明可信赖的整体期望。投资者对于资本市场的信任经验是由个人价值观、情绪交互作用的结果,并非是完全理性下做出的选择。已有文献大多采用调查问卷的方式对信任进行衡量,然而信任可能只是良好制度环境副产物,并不发挥独立的因果作用。此外,采用问卷调查的形式仅能主观判断投资者在某时刻的信任程度,并不能敏锐地捕捉投资者信任的变化。因此,信任研究的实证策略最好能够建立在观测经济个体行为在外生事件冲击中所发生的改变。本研究使用中国 A 股上市公司的财务舞弊立案作为影响投资者信任程度的外生冲击,希望能够进一步丰富中国资本市场中关于信任的研究。

#### 1.1.2 违规处罚及监管的治理效应

相关研究从证券监管者的视角出发,对违规的处罚和监管所带来的直接或间接治理效应进行了评估。直接治理效应体现为对违规公司自身所产生的影响,而间接治理效应则体现为证券执法活动对相关公司或行业所造成的影响。大部分的研究发现对违规的处罚及监管带来了新的信息,对违规公司造成了实质的经济影响,在市场中起到了一定的警示与威慑作用。如余泳泽等<sup>[14]</sup>研究发现行政处罚具有“鞭策效应”,能够促进违规企业成长,并且这一效应具有长期性。顾小龙等<sup>[7]</sup>发现违规监管的治理效应一方面有助于揭示涉事公司的异质性信息,降低股价同步性;另一方面有助于降低市场噪音,削弱公司不透明水平与股价同步性之间的负向关系。关于违规监管的文献主要集中于对直接治理效应的研究,只有较少研究

关注违规监管对全市场或行业所带来的影响。

#### 1.1.3 财务信息不实所带来的负外部性

已有大量文献关注到上市公司财务信息不实在二级市场上产生负外部性,这主要体现在当负面消息被曝光后关联公司在短期会出现负的超额收益率。Gleason 等<sup>[8]</sup>发现财务重述对同行业公司的股价造成了负面的影响;Yu 等<sup>[9]</sup>发现公司治理和政治关联会影响同行业财务丑闻的传染效应程度;刘丽华等<sup>[10]</sup>发现当公司存在违规行为而被处罚后,同一集团内其他公司的股价也发生显著下跌;何顶和罗炜<sup>[15]</sup>发现有风投背景的上市公司在立案公告日有显著的负面市场反应,并且这种负面反应会通过共同的风险投资链条“传染”给关联公司。而杨旂等<sup>[16]</sup>研究发现“校友圈”公司被立案,会使圈内其他公司的年报语调下降,并且显著降低了圈内公司年报披露后一年内的股价崩盘风险。除了对股价造成影响之外,财务信息不实也会通过不同渠道切实影响着不同市场参与者的经济决策。Beatty 等<sup>[11]</sup>发现当一家公司进行财务造假而呈现出较好的业绩表现时,同行业公司会以其作为参照而进行更多的投资活动;徐艳萍和王琨<sup>[17]</sup>发现与不存在审计师联结的公司相比,存在联结的公司发生财务报表重述的概率显著更高,这种传染效应是由于公司聘用相同的项目审计师所导致。Giannetti 和 Wang<sup>[18]</sup>的研究表明公司丑闻是对投资者信任的一种破坏,公司发生丑闻之后公司所在地的家庭对未曝出财务造假公司的信任也开始动摇,进而减少了股票的持有。

已有研究主要从关联公司股价变动、公司决策等角度探究财务信息不实所造成的影响,较少文献关注了财务舞弊事件对市场股价信息含量所造成的负外部性。股价同步性作为一种衡量股价变动与市场平均变动之间关联性的指标,与公司异质性波动呈现出反向关系,已经被广泛应用于股价信息含量的研究当中。公司财务报表作为证券市场最重要的公司信息来源,为公司利益相关者的投资、借贷、贸易等经济活动提供了重要的决策依据。财务报表的信息能否及时并有效地反映到股票价格中,将很大程度决定资本市场的信息效率。因此,本研究将利用股价同步性来衡量市场的股价信息含量,探究财务舞弊事件对同行业公司股价同步性所产生的影响,为解释新兴市场

国家股价信息含量不高、证券市场运行效率低提供一个新视角。

## 1.2 研究假设

信任作为一种金融市场重要的非正式制度,深刻影响着投资者行为与市场效率,已经受到了广泛的关注与研究。信任行为较为复杂,其中既包含着理性客观的成分,也包含着非理性主观的成分<sup>[19,20]</sup>。投资者信任部分是基于对未来收益的理性预期,信任行为能够帮助投资者避开潜在欺诈与非法侵占,从而提升投资者的整体福利。信任在人们进行投资决策与信息处理的过程中也发挥着启发式的作用,因为人们更倾向于使用熟悉的知识来做出复杂的决策,因此具有一定的认知偏差。信任的形成高度依赖个人自身过往的经历,与个人的受教育水平和信仰高度相关。这种思维定势一旦形成,即便人们拥有了新的经验与知识,也会对信息的真实性做出怀疑,并继续坚持自己的既有判断。因此,信任既是一种在信息不对称环境中投资者的自我保护机制,也是一种有限理性的主观信念。虽然信任本身理性与否值得商榷,但信任影响证券市场效率的作用机制已经得到了广泛的认可。信任会直接影响金融市场的参与程度。Guiso 等<sup>[1]</sup>将信任描述为人们遭受欺骗可能性的主观概率,当个人所感知的受骗概率上升时,投资者就会要求更高的回报率以补偿潜在的损失,从而导致较低的金融市场参与率。信任还会影响股价对信息反应的效率。信任度高的投资者会更容易相信盈余公告的可靠性,对公告中信息反应更为积极活跃;而对于那些缺乏信任的投资者来说,怀疑和犹豫阻碍了决策过程并延迟了其对消息的反应,从而导致市场信息效率的下降。

基于以上的分析,一方面本研究认为财务舞弊事件在造成涉事公司投资者直接损失的同时,也会给市场上的其他投资者的认知造成负面冲击。由于个人投资者在中国证券市场中占比较大,再加上市场信息披露机制和监管手段不够完善,投资者的信息交易很大程度上依赖于对市场的信任,因此投资者普遍高估了公司财务信息真实性的主观概率。当财务舞弊事件发生之后,投资者意识到自己的认识偏差,从而重新调整自己的主观概率。信任程度的下降将使得投资者意识到使用公司财务信息所面临的潜在风险,从而减少了对

公司财务报表信息的收集与挖掘。

另一方面,已有文献研究表明处于同一行业的公司拥有相似的业务结构与账务处理方法、相近的经营政策、财务政策以及信息披露等活动,其中 Brown 等<sup>[21]</sup>研究表明当公司收到美国证监会对其定性风险披露的审查时,同行业其他企业会倾向于修改其下一年的信息披露,并提供更多的特定信息披露;刘瑞琳等<sup>[22]</sup>研究结果表明,在注册制改革下,科创板的信息披露丰富了行业信息,使得同行业公司不确定性下降,进而效仿科创板公司进行更多的研发投入;Durnev 和 Mangen<sup>[23]</sup>研究表明,竞争对手之间也会选择效仿对方以维持竞争现状,同行业公司的研发投入与公司自身的研发投入、专利水平呈正相关关系。因此当财务舞弊事件发生时,由于同行业公司具有相似的行为和活动,投资者更倾向于对同行业公司的预期做出调整,使其更容易受到信任危机的影响,减少对同行业其他公司发布的财务报表进行解读。最终,财务舞弊事件将使得同行业公司的股票价格无法有效地反映公司的基本面信息,导致其股价同步性水平出现上升,出现传染效应。基于此本研究提出假说 1。

假说 1 财务舞弊事件会对投资者信任产生负面影响,导致同行业公司在发布年度财务报表后股价同步性上升,降低资本市场的股价信息含量。

## 2 研究设计

### 2.1 变量定义

#### 2.1.1 股价同步性

本研究参考已有文献的做法,运用式(1)估计股票的  $R^2$ ;为使  $R^2$  呈现正态分布,本研究进一步运用式(2)对  $R^2$  进行对数化处理得到股价同步性变量。

$$RETURN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MARKET_t + \alpha_2 INDUSTRY_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$SYNCH_{i,t} = \ln\left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2}\right) \quad (2)$$

其中  $RETURN_{i,t}$  为  $i$  公司的股票日收益率;  $MARKET_t$  为市场股票日收益率;  $INDUSTRY_{j,t}$  为  $i$

公司所在  $j$  行业的日收益率;  $R_{i,j}^2$  为式 (1) 所计算的拟合优度. 由于本研究主要关注年报发布所造成的市场影响, 为了排除日后公司中期报告所造成的影响, 本研究借鉴王木之和李丹<sup>[24]</sup> 的做法选用的估计窗口为年报披露后的 60 个交易日.

### 2.1.2 财务舞弊事件的识别

已有文献研究主要使用上市公司受到监管处罚作为研究上市公司违规的事件冲击, 然而涉嫌违规的上市公司从被证监会立案调查到收到《行政处罚决定书》的时间一般大于一年, 并且上市公司被立案调查说明监管部门已初步掌握了违法的证据, 而投资者也会在此时对市场所存在的潜在风险做出反应. 因此, 使用上市公司收到《行政处罚决定书》作为事件冲击来研究投资者行为的变化将会存在时滞问题. 考虑到这个问题, 本研究将采用上市公司收到证监会出具的《调查通知书》作为财务舞弊事件的事件冲击. 为了确保财务舞弊事件本身具有一定的严重性与市场影响力, 本研究仅包含满足以下四个条件的立案事件: 第一, 立案调查已结束, 相关公司已收到《行政处罚决定书》; 第二, 在《行政处罚决定书》中明确写明涉事公司存在虚增资产与虚增利润的违法行为; 第三, 涉事公司在三年内曾经是中证 800 指数或中证 1000 指数的成分股公司; 第四, 涉事公司被处以罚款. 本研究使用国泰安上市公司财务违规数据库, 按照上述流程进行筛选. 由于数据库中仅记录了《行政处罚决定书》公告日, 本研究手工查询了涉事公司收到《调查通知书》的公告日, 经过筛选得到一共包含 42 个上市公司财务违规事件, 其中有 5 家公司已经退市. 立案日期的时间跨度从 2012 年到 2019 年, 并且随着证监会对于信息披露监管强度不断增加, 靠后年份的立案数量相对较多. 财务舞弊案件的调查时间总体较长, 处罚日期与立案日期之间最长达到了 893 天, 最短仅为 35 天, 平均天数为 358 天.

### 2.1.3 控制变量

考虑到影响公司股价同步性的因素较多, 借鉴已有文献, 本研究在模型中加入了若干控制变量, 其中包括资产收益率 ( $ROA$ ), 等于年末税前利润与总资产之比; 资产负债率 ( $LEVERAGE$ ), 等于年末负债除以总资产; 企业规模 ( $SIZE$ ), 等于年末总资产的自然对数; 公司年龄 ( $AGE$ ), 等于

公司存续年数; 机构持股比例 ( $HOLD$ ), 等于机构持股合计与流通 A 股之比; 市账比 ( $MTB$ ), 等于年末股票总市值除以净资产; 有形资产占比 ( $TANGIBLE$ ), 等于有形资产净值占总资产百分比; 营业收入增长率 ( $INCOMEYOY$ ) 为企业营业收入较上年的增长比率; 资本支出 ( $CAPEX$ ), 等于投资现金流出与总资产之比; 上年收益率 ( $MOMENTUM$ ), 等于上一年的年股票价格收益率;  $SOE$  代表企业产权性质的虚拟变量, 如果企业的最终控制人为国有, 则  $SOE$  取 1, 否则取 0.

## 2.2 实证设计

### 2.2.1 基准回归

为探究财务舞弊事件对同行公司股价同步性的影响, 本研究建立了如下实证模型

$$SYNCH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CONTAGION_{i,t} + \beta_2 CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, 被解释变量  $SYNCH_{i,t}$  为  $i$  公司在  $t$  年的股价同步性. 式 (3) 使用多时点双重差分法进行回归, 企业所在行业首次出现财务舞弊事件之后传染效应 ( $CONTAGION_{i,t}$ ) 为 1, 否则为 0, 行业分类标准使用申万三级行业分类 (2014 年版). 申万行业分类在划分行业时主要考虑上市公司收入与利润的行业来源结构, 因此能够较好地反映公司的业务属性, 并且申万三级行业数量达到了 227 个能够较好地对上市公司进行区分.  $CONTROLS_{i,t}$  为控制变量; 模型同时控制了年份固定效应 ( $\eta_t$ ) 与个体固定效应 ( $\mu_i$ ), 并在公司层面进行了聚类调整.

### 2.2.2 平行趋势检验

为了对因变量是否满足事前平行趋势进行检验, 同时探究处置效应的时间分布, 本研究还建立事件研究模型.

$$SYNCH_{i,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \gamma_j PRE_{i,-j} + \sum_{k=1}^5 \beta_k POST_{i,k} + \beta_6 CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中  $PRE_{i,j}$  为一组虚拟变量, 代表公司当年在基期的前  $j$  年;  $POST_{i,k}$  则代表公司当年在基期的后  $k$  年. 受篇幅限制, 本研究将首次发生财务舞弊事件前 4 年以上的各期归并到第 4 年, 后 5 年以上的各期归并到第 5 年, 并以同行业中第一次发生财务舞弊事件后首个财务报表公告日所在年份作

为基期. 回归系数  $\gamma_{-j}$  可以用于检验处理组与对照组样本在财务舞弊事件发生之前的趋势是否平行, 而回归系数  $\beta_k$  可以刻画财务舞弊事件发生之后各年度处置效应的分布情况. 式(4)的控制变量均与模型设定均与式(3)相同.

2.3 样本选择与数据来源

本研究选取了中国上市公司 2011 年—2020 年的数据作为研究样本. 在本文研究中, 可以将公司分为三类: 一是发生财务舞弊事件的公司; 二是与发生财务舞弊事件公司同行业并且没有发生财务舞弊事件的公司; 三是与发生财务舞弊事件公司不同行业并且没有发生财务舞弊事件的公司. 由于本研究主要关注财务舞弊事件的负外部性, 因此研究样本中不应包含第一类公司, 即发生财

务舞弊事件的公司. 在剔除第一类公司的基础上, 本研究继续剔除了如下样本: 1) 金融行业的样本; 2) 同一家公司相邻年报公告日之间小于 120 个交易日的样本; 3) 研究所需变量缺失的样本. 本研究上市企业相关数据来自国泰安、万得与中国研究数据平台等数据库.

2.4 描述性统计

表 1 报告了本研究主要变量的统计性描述, 所有的连续变量均进行了上下 1% 的缩尾处理. 股价同步性变量 *SYNCH* 的均值为 -0.39, 标准差达到了 0.97, 说明样本间的股价同步性存在着较大的差异. 主解释变量 *CONTAGION* 的均值为 0.13, 处理组一共包括了 1 095 家公司的 3 259 个公司一年份样本.

表 1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量名称	样本数	均值	标准差
<i>SYNCH</i>	25 467	-0.386	0.970
<i>CONTAGION</i>	25 467	0.127	0.333
<i>ROA</i>	25 467	6.647	16.747
<i>LEVERAGE</i>	25 467	42.082	21.597
<i>SIZE</i>	25 467	3.670	1.293
<i>AGE</i>	25 467	17.485	5.809
<i>HOLD</i>	25 467	36.860	23.994
<i>MTB</i>	25 467	0.4010	0.289
<i>TANGIBLE</i>	25 467	46.274	24.236
<i>INCOMEYOY</i>	25 467	16.291	38.985
<i>CAPEX</i>	25 467	0.211	0.307
<i>MOMENTUM</i>	25 467	12.489	61.837
<i>SOE</i>	25 467	0.348	0.476

3 实证结果分析

3.1 财务舞弊事件对同行业公司股价同步性的影响

表 2 展示了式(3)多元回归分析结果, 探究了财务舞弊事件对同行业(申万三级行业)公司股价同步性所造成的影响. 表 2 第(1)列仅加入了年份固定效应与行业固定效应, 表 2 第(2)列在表 2 第(1)列的基础上加入公司特征的控制变量, 表 2 第(3)列则控制了公司个体固定效应. 在表 2 第(3)列中, 传染效应的系数在 5% 的水平下

显著为正, 这说明财务舞弊事件造成了同行业公司的股价同步性上升, 降低了市场的股价信息含量, 从而验证了本研究的假说 1. 这说明对违规的处罚和监管在提升市场信息效率方面并未起到有效的治理作用, 信任危机使得股价更少地反映了公司层面的信息. 为了进一步探究传染效应的影响范围, 本研究将传染效应的影响范围扩大为申万二级行业构造出 *CONTAGION\_SW2* 变量, 表 2 第(4)列展示了相应的回归. 表 2 第(4)列中传染效应并不显著, 这说明财务舞弊事件对股价信息含量的影响仅局限于细分行业当中, 并未对大类行业公司造成冲击.

表 2 基准回归结果

Table 2 Benchmark regression results

变量名称	(1) <i>SYNCH</i>	(2) <i>SYNCH</i>	(3) <i>SYNCH</i>	(4) <i>SYNCH</i>
<i>CONTAGION</i>	0.096 *** (4.844)	0.106 *** (5.588)	0.066 ** (2.481)	
<i>CONTAGION_SW2</i>				0.030 (1.311)
<i>CONTROL VARIABLES</i>	NO	YES	YES	YES
<i>YEAR FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY FE</i>	YES	YES	NO	NO
<i>FIRM FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>N</i>	25 377	25 376	25 467	25 467
Adj- $R^2$	0.112	0.216	0.164	0.164

### 3.2 平行趋势检验

使用双重差分模型需要满足平行趋势假定,因此本研究使用式(4)进行回归,本研究将时间虚拟变量的系数及其95%水平置信区间绘制于图1。结果表明,在财务舞弊事件发生之前各时间虚拟变量均不显著,而在事件发生之后各时间虚拟变量均显著为正。

上述结果表明,处理组与对照组的股价同步性在财务舞弊事件发生之前具有相似的时间趋势,因此符合平行趋势的假设。并且,财务舞弊事件所造成的负外部性具有长期效应,会在财务舞弊事件发生后未来几年中对投资者行为产生持续的影响,最终造成相关行业的股价同步性的长期提升,对资本市场的信息效率造成负面冲击。

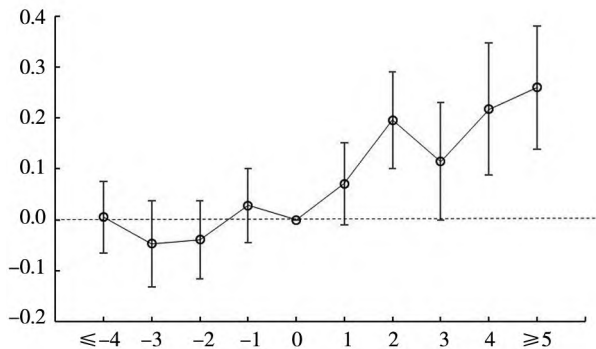


图 1 平行趋势检验

Fig. 1 Trend test for parallel lines<sup>②</sup>

### 3.3 调节效应分析

虽然信任是资本市场发展的基石,但却无法

被直接观测。尽管如此,信任还是可以间接地表征在市场参与者对公司信息获取、分析和使用的行为中。因此本研究通过观测一系列市场参与者在财务舞弊事件后对传染效应的影响进行分析。

#### 3.3.1 传染效应与个人投资者关注

近年来,尽管机构投资者和持股比例不断上升,但个人投资者(散户)仍是我国资本市场主要的参与和交易主体。相较于证券分析师和机构投资者等专业机构,个人投资者更容易受到市场情绪的影响,并且面对新消息时更容易反应过度,形成过高或者过低的非理性预期<sup>[25]</sup>。因此,当财务舞弊事件发生时,个人投资者对资本市场的信任将受到更大冲击,从而减少对关联公司的信息挖掘和投资,进而提升关联公司的股价同步性。本研究认为如果这一逻辑成立,那么财务舞弊事件的负向冲击应在受个人投资者关注更低的公司影响更显著。因为公司受关注程度较低意味着投资者对其了解程度不足,从而当该公司所在行业发生的财务舞弊事件对投资者信任产生负向冲击时,投资者会更倾向减少对那些了解不足公司的信息挖掘和投资。

为检验上述逻辑,本研究参考已有文献,使用财报公告日后的股吧评论数据来衡量公司受个人投资者的关注程度。本研究首先计算公司年报公告日之后10个、20个和30个日历日的公司股吧发帖数量的日平均值。由于不同公司之间的投资者关注度存在系统性差异,本研究进一步将财报

② 具体而言,根据公司年报公告日之后10个、20个和30个日历日的公司股吧发帖数量的日平均值分别得到 *COMMENT\_10*、*COMMENT\_20* 和 *COMMENT\_30* 三个变量。

日后发帖量日平均值除以年发帖量的日平均值，由此构造出公司受关注程度 (*COMMENT*) 变量<sup>2</sup>。本研究将公司受关注程度与本研究的解释变量进行交乘后加入基准模型中回归，表 3 列示了相应的回归结果。表 3 第 (1) 列至表 3

第 (3) 列分别检验了年报公布后 10 个、20 个和 30 个日历日个人投资者关注的调节效应。三列中交互项的回归系数均显著为负，这说明传染效应在受个人投资者关注更少的公司样本中影响更加显著。

表 3 传染效应与个人投资者关注  
Table 3 Contagion effects and individual investor concerns

变量名称	(1)	(2)	(3)
	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>
<i>CONTAGION_10</i>	0.099 *** ( 2.953)		
<i>CONTAGION</i> × <i>COMMENT_10</i>	-0.029 * ( -1.679)		
<i>CONTAGION_20</i>		0.105 *** ( 2.921)	
<i>CONTAGION</i> × <i>COMMENT_20</i>		-0.033 * ( -1.670)	
<i>CONTAGION_30</i>			0.108 *** ( 2.953)
<i>CONTAGION</i> × <i>COMMENT_30</i>			-0.036 * ( -1.714)
<i>COMMENT</i>	0.001 ( 0.054)	-0.024 *** ( -3.270)	-0.049 *** ( -5.925)
<i>CONTROL VARIABLE</i>	YES	YES	YES
<i>FIRM YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>FIMR YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	25 465	25 465	25 465
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.165	0.165	0.166

3.3.2 传染效应与分析师、机构投资者关注

证券分析师与机构投资者作为市场的理性力量，较少地被市场情绪所左右。因此，证券分析师与机构投资者并不会（或者较少）受财务舞弊事件的影响而减少对于同行业公司信息的挖掘。可以合理预期，财务舞弊事件所造成的传染效应在不同分析师与机构投资者关注程度的公司中不会存在显著差异。基于以上分析，本研究进一步探究了证券分析师与机构投资者关注对财务舞弊事件所造成的股价信息含量负外部性的影响。本研究分别从两个维度衡量分析师关注：分析师跟踪人数 (*ANALYST*) 为在上半年有多少个分析师（团队）对该公司进行过跟踪分析，由此衡量分析师

覆盖的广度；研报数量 (*REPORT*) 为有多少份研报对该公司进行过跟踪分析，由此衡量分析师覆盖的深度。同时，本研究使用机构投资者年调研次数 (*SUR*) 与机构投资者的持股占比 (*INST*) 来衡量机构投资者对于公司的关注程度。本研究对 *ANALYST*、*REPORT* 和 *SUR* 指标进行取对数处理。

表 4 列示了相应的回归结果。表 4 第 (1) 列～表 4 第 (4) 列分别检验了分析师跟踪人数、研报数量、机构调研数和机构持股比例的调节效应。四列回归中的交互项均不显著，这说明被传染公司股价同步性的提高与分析师、机构投资者关注并不存在显著关系。



表 4 传染效应与分析师、机构投资者关注

Table 4 Contagion effects and analyst and institutional investor attention

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>
<i>CONTAGION</i> × <i>ANALYST</i>	0.003 ( 1.182)			
<i>ANALYST</i>	-0.003 *** ( -2.846)			
<i>CONTAGION</i> × <i>REPORT</i>		0.028 ( 1.380)		
<i>REPORT</i>		-0.053 *** ( -5.466)		
<i>CONTAGION</i> × <i>SUR</i>			0.018 ( 0.918)	
<i>SUR</i>			-0.031 *** ( -3.270)	
<i>CONTAGION</i> × <i>INST</i>				-0.000 ( -0.044)
<i>INST</i>				-0.002 *** ( -4.670)
<i>CONTAGION</i>	0.075 * ( 1.818)	0.032 ( 0.510)	0.049 ( 0.601)	0.068 ( 1.503)
<i>CONTROL VARIABLE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>FIRM YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>FIMR YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	17 854	17 872	9 649	25 467
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.161	0.160	0.176	0.164

### 3.3.3 传染效应与公司财报信息搜索

财务报表作为反映公司经营情况最重要的信息,会引发公司股价产生异质性波动。当公司的财务信息被更多地搜索和阅读,这些信息就有可能通过交易反映在股票价格当中,进而提高股价的信息含量。搜索引擎是当今投资者获取信息的主要入口,公司的互联网搜索情况能在一定程度上反映出投资者对公司的关注程度。因此,本研究认为如果财务舞弊事件冲击了投资者对资本市场的信任,减少了投资者对于关联行业的关注和搜索,进而提升了公司的股价同步性,那么这一冲击应在互联网搜索程度较低的公司样本中更加显著。

为检验上述逻辑,本研究首先计算公司年报公告日之后 10 个、20 个和 30 个日历日的公司网络搜索指数的日平均值。由于不同公司之间的财报信息受关注度存在系统性差异,本研究进一步

将财报日后搜索指数日平均值除以年搜索指数的日平均值,由此构造出公司财报信息被搜索程度 (*SEARCH*) 变量。其次,本研究将公司财报信息被搜索程度与本研究的解释变量进行交乘后加入基准模型中回归,表 5 列示了相应的回归结果。表 5 第(1)列~表 5 第(3)列分别检验了年报公布后 10 个、20 个和 30 个日历日财报搜索指数的调节效应。三列中交互项的回归系数均显著为负,说明传染效应在财报信息被搜索程度较低的公司样本中影响更加显著。

### 3.3.4 传染效应与公司治理

公司治理能够通过影响投资者对于公司信息的发掘进而改变公司的股价信息含量。内部控制作为一种重要的公司内部治理机制,能够有效提升公司会计信息质量,降低公司的信息不透明度。而上市公司与投资者的沟通作为投资者关系管理

的重要手段能够降低公司的信息不对称程度,从而起到稳定市场的作用。可以合理预期,财务舞弊事件所造成的传染效应应当对内部与外部治理水平较差的公司影响更大。为检验上述分析,本研究使用“迪博·内部控制指数”作为衡量公司内部治理水平的指标。本研究具体使用内部控制指数中的一级指标“内部监督”与“内部环境”进行回归,并对指标进行取对数处理。本研究使用投资者在网络中对上市公司进行提问的次数来刻画公司与个人投资者之间的沟通情况。为了消除

不同公司由于关注程度不同而导致的差异,本研究将年内提问次数除以公司股东户数,并构造虚拟变量投资者沟通(*COMM*)。如果经调整过的公司被提问数大于当年全部上市公司的中位数则*COMM*为1,否则为0。表6列示了相应的回归结果。表6第(1)列~表6第(3)列分别检验了内部监督、内部环境与投资者沟通的调节效应。三列中交互项的回归系数均显著为负,这说明较低水平的内部监督与投资者关系管理将会显著提高被传染公司的股价同步性。

表 5 传染效应与财报信息搜索

Table 5 Contagion effects and financial reporting information search

变量名称	(1)	(2)	(3)
	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>
<i>SEARCH_10</i>	-0.019 (-1.553)		
<i>CONTAGION</i> × <i>SEARCH_10</i>	-0.067* (-1.794)		
<i>SEARCH_20</i>		-0.046*** (-3.588)	
<i>CONTAGION</i> × <i>SEARCH_20</i>		-0.061* (-1.651)	
<i>SEARCH_30</i>			-0.065*** (-4.932)
<i>CONTAGION</i> × <i>SEARCH_30</i>			-0.072** (-1.989)
<i>CONTAGION</i>	0.237*** (4.135)	0.229*** (4.117)	0.240*** (4.352)
<i>CONTROL VARIABLE</i>	YES	YES	YES
<i>FIRM YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>FIMR YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	15 535	15 535	15 535
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.150	0.150	0.152

表 6 传染效应与公司治理

Table 6 Contagion effects and corporate governance

变量名称	(1)	(2)	(3)
	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>
<i>INTSUP</i>	-0.005 (-0.336)		
<i>CONTAGION</i> × <i>INTSUP</i>	-0.113** (-2.165)		
<i>INTENV</i>		0.001 (0.059)	

续表 6  
Table 6 Continues

变量名称	(1)	(2)	(3)
	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>	<i>SYNCH</i>
<i>CONTAGION</i> × <i>INTENV</i>		-0.109** (-2.359)	
<i>CONTAGION</i> _30			-0.041*** (-2.818)
<i>CONTAGION</i> × <i>COMM</i>			-0.066* (-1.746)
<i>COMM</i>	0.358*** (2.612)	0.288*** (2.959)	0.100*** (3.230)
<i>CONTROL VARIABLE</i>	YES	YES	YES
<i>FIRM YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>FIMR YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	25 449	25 449	25 467
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.165	0.165	0.165

#### 4 进一步研究

在基准回归中,本研究发现财务舞弊立案对市场股价信息含量治理效应并不显著,总体上来看财务舞弊事件对市场信息效率造成了负面的冲击.财务舞弊立案事件在改变投资者行为的同时,对同行业公司是否起到了警示作用,进而对会计信息质量造成了影响?本研究进一步将式(3)的被解释变量更换为衡量公司会计信息质量的指标进行回归分析.

借鉴前人研究,本研究使用了四种变量来衡量公司的会计信息质量:可操作应计利润(*DISACC*),运用 Dechow<sup>[26]</sup>的修正 Jones 模型进行计算,并将前三期的绝对值进行加总来测度公司的可操作应计利润;真实盈余管理(*REALEM*),运用 Dechow<sup>[27]</sup>的方法进行计算,并取绝对值;会计可比性(*COMP*),参考 De Franco 等<sup>[28]</sup>的方法进行计算,将每个公司最大的 4 个预期盈余之差的绝对值取平均数再取负号作为公司的会计信息可比性指标.公司的可操作应计利润与真实盈余管理值越大说明公司进行较大程度的盈余管理,而较高的会计稳健性和会计信息可比性指标,则说明公司具有较好的会计稳健

性与可比性.

相关回归列式于表 7,分别是对信息透明度、真实盈余管理、会计稳健性与会计可比性的回归.表 7 第(1)列和表 7 第(2)列传染效应的回归系数显著为负,表 7 第(3)列传染效应的回归系数显著为正.这说明在财务舞弊公司立案之后,同行业公司的盈余管理水平下降,会计可比性水平提高.总体来看,发生财务舞弊立案事件之后同行业的会计信息质量得到了改善,对违规的处罚和监管在行业公司中起到了有效的警示作用.会计信息质量的提升意味着公司的财务信息更加透明可信,使得更多的公司层面的信息反映到股价波动当中,从而能够降低股价同步性与暴跌风险.但是,基准回归的结果显示被传染公司的股价同步性却出现了提升,这不仅说明了会计信息质量的变化并不是导致股价同步性上升的原因,也从侧面印证了本研究的理论逻辑,财务舞弊事件的曝光会降低投资者对于同行业其他公司的信任程度,减少其对关联公司的信息搜索和解读,进而影响到关联公司的股价同步性.此外,该回归结果也说明财务舞弊事件曝光后引致的会计信息质量改善只能在一定程度上修补投资者信任的丧失,并不能完全抵消由投资者信任丧失造成的股价同步性上升.

表 7 财务舞弊事件对同行业公司会计质量的影响

Table 7 The impact on the accounting quality of firms in the same industry

变量名称	(1)	(2)	(3)
	<i>DISACC</i>	<i>REALEM</i>	<i>COMP</i>
<i>CONTAGION</i>	-0.013* (-1.651)	-0.019*** (-2.731)	0.001** (2.137)
<i>CONTROL VARIABLE</i>	YES	YES	YES
<i>FIRM YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>FIMR YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	19 207	21 125	11 965
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.034	0.046	0.090

5 稳健性检验

5.1 安慰剂检验

为了验证财务舞弊事件发生之后处理组和对照组趋势的变化是否受到了其他政策或者随机性因素的影响,本研究参考刘瑞明等<sup>[29]</sup>的做法,采用虚构事件的方法进行安慰剂检验。本研究在随机的时点生成随机的立案事件,按照式(3)进行回归,提取回归系数 $\beta_1$ 与其 $t$ 统计量,并重复进行1 000次。表8列示了安慰剂检验的描述性统计,其中随机实验回归系数 $\beta_1$ 的系数均值为-0.03, $t$ 值均值-1.16,远高于10%显著性水平的 $t$ 检验

临界值,说明随机实验得到的回归系数均值不能拒绝零假设。图2展示了回归系数 $\beta_1$ 的频率分布图,基准回归系数 $\beta_1$ (0.07)处于随机实验生成的回归系数概率密度的下95.5%分位数,图3展示了相应 $t$ 值的频率分布图,随机实验回归系数 $\beta_1$ 的 $t$ 值均值为-1.16,基准回归系数 $\beta_1$ 的 $t$ 值(2.48)处于下96.0%分位数,无论是回归系数值还是 $t$ 检验值,基准回归的值均显著异于随机实验得到的值。以上回归结果说明基准回归所识别的传染效应不论是经济显著性还是统计显著性均大幅高于随机生成伪事件的平均水平,可以认为财务舞弊立案事件所造成的影响不是由于某些偶然因素所导致的,实证结果通过了安慰剂检验。

表 8 安慰剂检验描述性统计

Table 8 Result for placebo test

变量	样本数	均值	方差	P5	P25	P75	P95
回归系数	1 000	-0.03	0.05	-0.11	-0.07	0.01	0.06
$t$ 统计量	1 000	-1.16	2.09	-4.43	-2.69	0.21	2.45

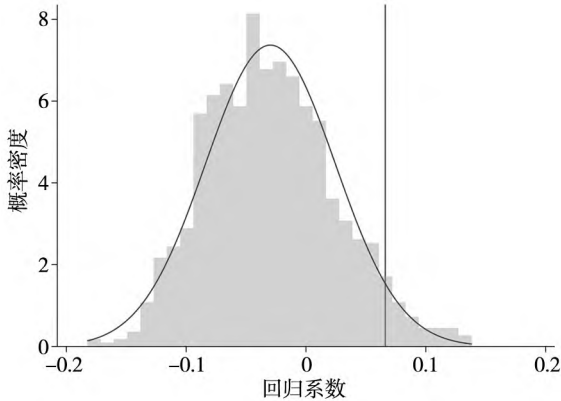


图 2 回归系数  $\beta_1$  的频率分布图

Fig. 2 Frequency distribution of regression coefficient  $\beta_1$

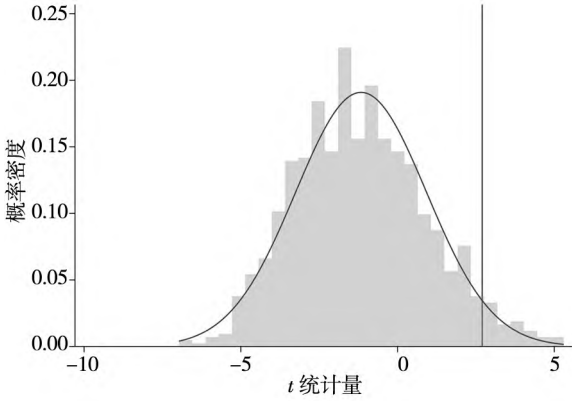


图 3 回归系数  $\beta_1$  的  $t$  统计量频率分布

Fig. 3 Frequency distribution of the  $t$ -statistic of the regression coefficient  $\beta_1$

## 5.2 异质性处理效应

此外本研究还注意到,最近有一系列发表在经济学顶刊的研究指出,在使用多期 DID 进行实证分析时,可能会存在异质性处理效应,进而导致估计系数存在偏误。因此,为了更好地缓解可能存在的内生性问题,本研究参考 Goodman-Bacon<sup>[30]</sup> Callaway 和 Sant' Anna<sup>[31]</sup>、刘冲等<sup>[32]</sup>的做法,对多期 DID 可能存在的偏误进行进一步处理。回归结果表明,财务舞弊事件仍然显著提升了相关公司的股价同步性,并且依旧通过了平行趋势检验,说明本研究的基准回归结果是稳健可信的。具体结果展示在表 9 和图 4。

## 5.3 其他稳健性检验

本研究还进行了其他稳健性检验:第一,在基准回归中,本研究将财务舞弊事件的传染效应的影响范围定义为与发生财务舞弊事件公司处于同一申万三级行业的公司。由于目前市场中还存在着其他的行业分类标准,因此本研究使用万得四级行业、中信三级行业与中证三级行业重新对传染效应进行识别;第二,在基准回归中,本研究将财务舞弊事件的传染效应的影响范围定义为与发生财务舞弊事件公司处于同一行业的公司。可能的一个担心是财务舞弊事件的传染效应主要影响同地区的企业,而非同行业。为了排除财务舞弊的地区传染效应,本研究分别在省份层面和地级市层面重新对传染效应进行识别;第三,为了进一步缓解遗漏变量问题,本研究进一步控制公司自身违规行为、盈余管理水平、公司治理水平、行业乘时间、地区乘时间高维固定效应进行检验;第四,为了验证股价同步性的变化并不只发生于短期,本研究进一步将股价同步性时间估计窗口更改为一个会计年度,并重新进行回归;第五,为了进一步缓解可能存在的内生性问题,本研究采用工具变量法检验研究结论的稳健性与可信性。本研究采用公司前两年召开的董事会会议频率均值作为财务舞弊的工具变量。相关性上,董事会会议是董事会成员进行沟通形成决策进而履行监督职能的重要途径。董事会会议次数越多,表明董事会内部沟通越有效,活动越积极,对经理人的财

务舞弊行为威慑力也越大,财务舞弊发生的可能性也越小,两者之间呈负相关关系。外生性上,董事会会议次数难以直接影响到企业的股价同步性。通过上述检验发现,本文的研究结论依然稳健<sup>③</sup>。

表 9 处理效应异质性结果

Table 9 Results for heterogeneous treatment effects

方法	SYNCH
Callaway 和 Sant' Anna <sup>[39]</sup>	-0.073 ** (-2.01)

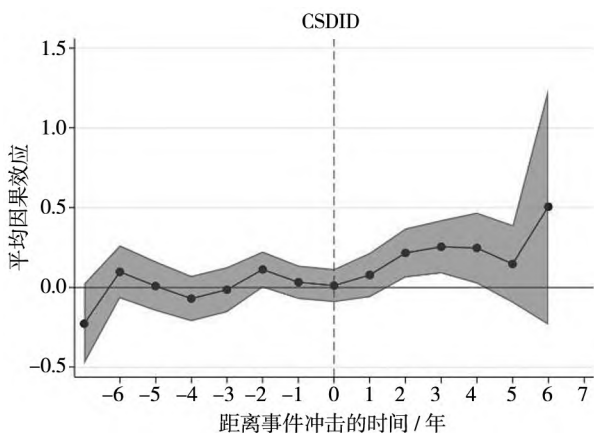


图 4 CSDID 平行趋势检验

Fig. 4 Parallel trend test for CSDID

## 6 结束语

作为人类社会重要的非正式制度,信任是金融市场正常运转的基础,而投资者信任的丧失将会降低信息传递效率,对市场的股价信息含量造成负面冲击。本研究运用财务舞弊立案作为影响投资者信任的事件冲击,研究发现立案事件发生后同一细分行业公司的股价同步性出现长期提升。财务舞弊事件对市场信息效率具有负外部性,信任危机使得被传染公司的股价更少地反映了公司层面的异质性信息。调节效应检验发现传染效应在财报信息搜索不活跃、个人投资者关注程度低、公司内部治理水平低、投资者沟通少的情况下更为显著,而与分析师和机构投资者关注并不相关。进一步的研究显示财务舞弊事件发生后同行

③ 限于篇幅,未报告相关回归结果,可联系作者备案获取。

业公司的财务信息质量出现显著提升,说明对违规的处罚和监管对市场会计信息环境的改善起到了一定治理作用,因此,公司信息透明度的变化并不是造成传染效应的原因。本研究认为财务舞弊事件所引发的个人投资者信任丧失进而减少对财务信息的挖掘是导致同行业公司股价信息含量下降的重要影响渠道。在此基础上本研究稳健性检验运用倾向得分匹配、安慰剂检验、排除替代性解释、工具变量、CSDID 等方法排除了选择偏误与遗漏变量的影响,各种检验所得到的结论与基准回归保持一致。

基于上述研究发现,可得到如下启示:首先,

在立法层面应当大幅提高证券刑事惩戒力度,提高证券违法成本,对上市公司的股东与高管形成有力震慑;其次,在监管层面应当继续加大监管力度,着重关注财务指标异常、会计核算困难的公司与行业,通过多种手段对上市公司财务舞弊行为进行监控与审查,充分保护个人投资者合法权益,维护市场的正常秩序;最后,在关注立法与监管的同时,要强化对个人投资者的预期管理,这对资本市场高效运行起着至关重要的作用。应当积极引导上市公司与投资者展开双向沟通,提高信息披露透明度,提升公司治理水平,努力构建互信友好的投资者关系。

## 参 考 文 献:

- [1] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the stock market [J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(6): 2557–2600.
- [2] Asgharian H, Lu L, Frederik L. Institutional quality, trust, and stock market participation: Learning to forget [J]. *The Quarterly Journal of Finance*, 2024, 14(1): 2450002.
- [3] Pevzner M, Xie F, Xin X. When firms talk, do investors listen? The role of trust in stock market reactions to corporate earnings announcements [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(1): 190–223.
- [4] Jia C, Wang Y, Xiong W. Market segmentation and differential reactions of local and foreign investors to analyst recommendations [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(9): 2972–3008.
- [5] 张学勇, 施懿. 基于元学习的财务舞弊识别研究 [J]. *管理科学学报*, 2023, 26(10): 95–113.
- Zhang Xueyong, Shi Yi. Financial fraud recognition model based on meta-learning [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2023, 26(10): 95–113. (in Chinese)
- [6] 何瑛, 任立祺, 于文蕾, 等. 公司和高管特征与上市公司违规行为——基于机器学习的经验证据 [J]. *管理科学学报*, 2024, 27(6): 43–68.
- He Ying, Ren Liqi, Yu Wenlei, et al. Corporate and managerial individual characteristics and listed company violation: Evidence from a machine learning approach [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2024, 27(6): 43–68. (in Chinese)
- [7] 顾小龙, 辛宇, 滕飞. 违规监管具有治理效应吗——兼论股价同步性指标的两重性 [J]. *南开管理评论*, 2016, 19(5): 41–54.
- Gu Xiaolong, Xin Yu, Teng Fei. Does external enforcement actions have governance effect? Discussion on the duality of stock price synchronicity indicators [J]. *Nankai Business Review*, 2016, 19(5): 41–54. (in Chinese)
- [8] Gleason C A, Jenkins N T, Johnson W B. The contagion effects of accounting restatements [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(1): 83–110.
- [9] Yu X, Zhang P, Zheng Y. Corporate governance, political connections, and intra-industry effects: Evidence from corporate scandals in China [J]. *Financial Management*, 2015, 44(1): 49–80.
- [10] 刘丽华, 徐艳萍, 饶品贵, 等. 一损俱损: 违规事件在企业集团内的传染效应研究 [J]. *金融研究*, 2019, 40(6): 113–131.
- Liu Lihua, Xu Yanping, Rao Pingui, et al. The contagion effects of irregularities within business groups [J]. *The Journal of Financial Research*, 2019, 40(6): 113–131. (in Chinese)
- [11] Beatty A, Liao S, Yu J J. The spillover effect of fraudulent financial reporting on peer firms' investments [J]. *Journal of*

- Accounting and Economics ,2013 ,55( 2 - 3) : 183 - 205.
- [12]杨国超,盘宇章. 信任被定价了吗? ——来自债券市场的证据[J]. 金融研究,2019 ,40( 1) : 35 - 53.  
Yang Guochao ,Pan Yuzhang. Is trust priced? Evidence from the bond market [J]. The Journal of Financial Research , 2019 ,40( 1) : 35 - 53. ( in Chinese)
- [13]张敦力,李四海. 社会信任、政治关系与民营企业银行贷款[J]. 会计研究,2012 ,33( 8) : 17 - 24 + 96.  
Zhang Dunli ,Li Sihai. Social trust ,political relationship and the private enterprises' bank loans [J]. Accounting Research ,2012 ,33( 8) : 17 - 24 + 96. ( in Chinese)
- [14]余泳泽,夏龙龙,段胜岚. 市场监管与企业成长——基于行政处罚数据的经验分析[J]. 中国工业经济,2023 ,40( 8) : 118 - 136.  
Yu Yongze ,Xia Longlong ,Duan Shenglan. Market regulation and enterprise growth: Empirical analysis based on administrative penalties data [J]. China Industrial Economics ,2023 ,40( 8) : 118 - 136. ( in Chinese)
- [15]何 顶,罗 炜. 风险投资声誉和股价“传染”效应——来自中国上市公司立案公告的证据[J]. 金融研究,2019 ,40( 9) : 169 - 187.  
He Ding ,Luo Wei. Reputation of venture capital firms and the contagion effect: Evidence from regulatory investigations of Chinese listed firms [J]. The Journal of Financial Research ,2019 ,40( 9) : 169 - 187. ( in Chinese)
- [16]杨 旂,张安婷,李增泉. 立案监管在“校友圈”中的威慑效应——基于年报文本信息的证据[J]. 南开管理评论,2025 ,28( 6) : 1 - 30.  
Yang Yi ,Zhang Anting ,Li Zengquan. The deterrent effect of case filing supervision in the “alumni. circle”: Evidence based on text information of annual report [J]. Nankai Business Review ,2025 ,28( 6) : 1 - 30. ( in Chinese)
- [17]徐艳萍,王 琨. 审计师联结与财务报表重述的传染效应研究[J]. 审计研究,2015 ,30( 4) : 97 - 104 + 112.  
Xu Yanping ,Wang Kun. A study on the contagion effects of auditor switching and financial statement restatements [J]. Auditing Research ,2015 ,30( 4) : 97 - 104 + 112. ( in Chinese)
- [18]Giannetti M ,Wang T Y. Corporate scandals and household stock market participation [J]. The Journal of Finance ,2016 ,71( 6) : 2591 - 2636.
- [19]Guiso L ,Sapienza P ,Zingales L. The role of social capital in financial development [J]. American Economic Review ,2004 ,94( 3) : 526 - 556.
- [20]Guiso L ,Sapienza P ,Zingales L. Cultural biases in economic exchange? [J]. The Quarterly Journal of Economics ,2009 ,124( 3) : 1095 - 1131.
- [21]Brown S V ,Tian X ,Wu T J. The spillover effect of SEC comment letters on qualitative corporate disclosure: Evidence from the risk factor disclosure [J]. Contemporary Accounting Research ,2018 ,35( 2) : 622 - 656.
- [22]刘瑞琳,李 丹. 注册制改革会产生溢出效应吗? ——基于企业投资行为的视角[J]. 金融研究,2022 ,43( 10) : 170 - 188.  
Liu Ruilin ,Li Dan. Spillover effects of the registration system reform from an investment perspective [J]. The Journal of Financial Research ,2022 ,43( 10) : 170 - 188. ( in Chinese)
- [23]Durnev A ,Mangen C. The spillover effects of MD&A disclosures for real investment: The role of industry competition [J]. Journal of Accounting and Economics ,2020 ,70( 1) : 101299.
- [24]王木之,李 丹. 新审计报告和股价同步性[J]. 会计研究,2019 ,40( 1) : 86 - 92.  
Wang Muzhi ,Li Dan. New audit reporting and stock price synchronicity [J]. Accounting Research ,2019 ,40 ( 1) : 86 - 92. ( in Chinese)
- [25]何诚颖,陈 锐,薛 冰,等. 投资者情绪、有限套利与股价异象[J]. 经济研究,2021 ,56( 1) : 58 - 73.  
He Chengying ,Chen Rui ,Xue Bing ,et al. Investor sentiment ,limited arbitrage and stock price anomalies [J]. Economic Research Journal ,2021 ,56( 1) : 58 - 73. ( in Chinese)
- [26]Dechow P M ,Sloan R G ,Sweeney A P. Detecting earnings management [J]. Accounting Review ,1995 ,70( 2) : 193 - 225.
- [27]Dechow P M ,Kothari S P ,Watts R L. The relation between earnings and cash flows [J]. Journal of Accounting and Eco-

- nomics , 1998 , 25( 2) : 133 – 168.
- [28] De Franco G , Kothari S P , Verdi R S. The benefits of financial statement comparability [J]. Journal of Accounting Research , 2011 , 49( 4) : 895 – 931.
- [29] 刘瑞明 , 毛宇 , 亢延锟. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据 [J]. 经济研究 , 2020 , 55( 1) : 115 – 131.
- Liu Ruiming , Mao Yu , Kang Yankun. Deregulation , market vitality and tourism economy development: Evidence from Chinese cultural system reform [J]. Economic Research Journal , 2020 , 55( 1) : 115 – 131. ( in Chinese)
- [30] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. Journal of Econometrics , 2021 , 225 ( 2) : 254 – 277.
- [31] Callaway B , P H Sant' Anna. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. Journal of Econometrics , 2021 , 225 ( 2) : 200 – 230.
- [32] 刘冲 , 沙学康 , 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择 [J]. 数量经济技术经济研究 , 2022 , 39 ( 9) : 177 – 204.
- Liu Chong , Sha Xuekang , Zhang Yan. Staggered Difference-in-differences methods: Heterogeneous treatment effects and choice of estimation [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics , 2022 , 39( 9) : 177 – 204. ( in Chinese)

## Trust and stock price information content in capital markets: Evidence from contagion effects of financial fraud events

CAI Qing-feng<sup>1</sup> , WANG Han-you<sup>2</sup> , WU Guan-chen<sup>1\*</sup>

1. School of Economics , Xiamen University , Xiamen 361005 , China;

2. Ping An Bank Co. , Ltd. , Shanghai 200120 , China

**Abstract:** Trust is an essential informal system in human society , serving as the foundation for the smooth functioning of financial markets. The erosion of investor trust can impede the efficient transfer of information , leading to a decline in the accuracy and reliability of stock prices in the market. This paper employs the financial fraud filing as a shock to the trust system and finds that , although such filing event improves the quality of accounting information in the market , the resulting loss of trust causes share price synchronization among other companies in the same industry segment to increase significantly in the long run. The contagion effect is more pronounced in instances where individual investors exhibit low attention levels , demonstrate an inactive search for financial report information , exhibit a low level of internal corporate governance , and engage in low levels of investor communication. It is imperative that regulators proactively guide listed companies to communicate with investors in a two-way manner while enhancing enforcement of disclosure violations.

**Key words:** trust; stock price synchronization; financial fraud; securities regulation; governance effects