

# 投资者互动与上市公司股票长期停牌

——基于“互动易”的经验证据

李卫兵 李铭洋

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

**摘要:**在当今信息技术迅速发展的时代背景下,本文基于深交所“互动易”投资者互动平台数据,研究了投资者互动对上市公司股票长期停牌的影响。结果表明,投资者与上市公司之间的互动沟通能够显著降低公司股票停牌时长与停牌次数,该结论也通过了双重差分法、工具变量法以及其他稳健性检验。机制分析表明,投资者互动可以通过提高信息透明度与内部控制水平,减少公司股票停牌。进一步分析发现,投资者互动情绪同样对股票停牌有显著负向影响,并且投资者互动还可以改善股票复牌后的市场表现,稳定公司市场价值和保护投资者利益。本文的研究为更好地利用投资者互动平台监督上市公司长期停牌行为提供了经验证据,监管机构应该调动投资者参与网络互动的积极性,进一步优化上市公司股票停牌行为。

**关键词:**投资者互动;股票停牌;“互动易”;信息透明度;内部控制

**中图分类号:**F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)05-0080-15

## 一、引言

自1987年股灾以来,停牌制度已普遍存在于全球各类资本市场的交易制度中。监管机构通过暂停市场整体或单个金融产品交易,降低资产价格的波动性,阻止投资者极端情绪蔓延,从而降低信息不对称性并保障投资者权益<sup>[1][2]</sup>。尽管停牌制度作为“信息披露缓冲器”有其积极的作用,但是暂停市场交易所导致的不连续性,将对价格发现过程产生负面影响<sup>[3][4]</sup>。随着监管机构对股票复牌的制度设计日渐完善,定期报告、召开股东大会以及投资者沟通等例行停牌被逐步取消,但是上市公司以重大事项为由申请的长期停牌依然时有发生<sup>[5]</sup>,这种停牌相比于短期停牌更加缺乏信息效率,严重阻碍了中国资本市场的健康发展<sup>[6][7]</sup>。因此,研究上市公司股票停牌的影响因素在现阶段有着重要的现实意义。

现有研究已经证实,股票停牌会受到制度设计<sup>[6]</sup>、公司特征以及股东行为等因素的影响<sup>[8][9]</sup>,但是鲜有文献从股票停牌的初衷入手,探讨上市公司的内外部信息交流对停牌决策的影响。随着信息

收稿日期:2023-03-30

基金项目:国家社会科学基金项目“城镇化高质量发展的时空演化机制与空间路径研究”(20BJY071)

作者简介:李卫兵(1976—),男,湖北鄂州人,华中科技大学经济学院教授,博士生导师;

李铭洋(1997—),男,江西南昌人,华中科技大学经济学院博士生。

技术的发展,上市公司与投资者间的信息沟通成本逐渐下降,网络互动平台更是进一步塑造了新的信息发布、传播与获取方式<sup>[10]</sup>。深圳证券交易所(以下简称为“深交所”)于2010年建立了“互动易”投资者互动平台(以下简称为“互动易”),要求上市公司积极参与回复,并持续监督互动内容,提高了投资者的信息获取与分析能力,缓解了资本市场的信息不对称性问题。相比于其他网络平台,“互动易”更加专业且高效(例如东方财富股吧、Stocktwit等)。那么,一个令人感兴趣的问题是:投资者互动会减少股票长期停牌吗?对此问题的深入考察可以为中国资本市场的高质量发展提供重要的学理支撑和决策参考。

本文以2010—2020年深交所上市公司为研究对象,基于“互动易”平台中的投资者与上市公司间的互动信息,分别选用投资者提问数量与上市公司回答数量来衡量投资者互动水平。为了避免例行停牌制度对研究的干扰,本文以上市公司长期停牌为主要研究对象,剔除例行停牌及其他时长短于一个交易日(4小时)的股票停牌。研究结果表明,投资者互动有助于提高公司的信息透明度与治理水平,从而显著降低股票停牌时长与停牌次数,并且这一结论在经济意义上依然显著。为了准确识别二者之间的因果关系,本文以深交所2010年建立“互动易”平台作为准自然实验,采用倾向得分匹配法(PSM)与双重差分法(DID)进行检验。此外,本文还将投资者互动的省份均值作为工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。这两种检验办法排除了反向因果与遗漏变量等内生性问题,充分证实投资者互动与股票长期停牌的因果关系,提高了基准回归结果的可信度。进一步研究发现,当投资者提问情绪或上市公司回答情绪更积极时,同样可以削减股票长期停牌次数与时长。同时,本文还采用事件研究法发现,投资者互动能够有效改善上市公司股票长期停牌,提振股票复牌后的市场反应,充分发挥稳定公司价值与投资者权益保护的作用。

本文可能的边际贡献为:第一,丰富了股票停牌影响因素的研究文献。现有研究主要关注股票停牌的有效性及其复牌后的市场表现<sup>[5][7]</sup>,而本文从投资者互动的研究视角,探讨了上市公司股票长期停牌的影响因素,丰富了现有文献研究视角,为进一步研究如何减少长期停牌等问题提供了重要的经验和参考<sup>[9][11]</sup>。第二,拓展了投资者互动的相关研究。以往研究大多聚焦于陈述式信息披露,关于投资者与上市公司间的互动式信息沟通研究较少。本文的研究指出投资者互动能够提高信息透明度与外部监管水平<sup>[12][13]</sup>,对有关互动式信息披露的研究文献做出了有益的补充<sup>[14][15]</sup>。同时本文还采用文本分析法构建投资者互动情绪指标,为更好地理解投资者互动对股票停牌的影响提供了重要的参考。第三,本文基于复牌后的市场反应,指出投资者互动能够充分发挥稳定公司价值与保护投资者权益的作用。因此证券交易所建立的网络互动平台不仅可以加强投资者与上市公司的交流,还能够成为完善资本市场交易的“落脚点”,为促进市场化导向的监管模式改进提供学理与实践支持。

本文余下部分结构安排如下:第二部分梳理相关文献并分析理论机制;第三部分介绍数据、变量与实证模型;第四部分分析基准回归结果并进行稳健性与内生性检验;第五部分是机制分析;第六部分是进一步讨论;第七部分是结论与政策含义。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一)投资者互动

现有研究表明,投资者互动能够降低信息处理成本并提高信息解读能力,从而有效改善市场整体信息环境。网络平台中的投资者情绪能够显著预测超额收益率,并且当情绪分歧越大时异常交易量越高<sup>[16][17]</sup>。基于深交所“互动易”投资者互动数据的研究发现,投资者与上市公司通过互联网的沟通能够有效传递公司信息<sup>[12]</sup>,提高分析师预测精度并降低股价同步率<sup>[18]</sup>,并且沟通中的语调还能有效预测股票未来累计超额收益<sup>[13]</sup>。而基于上海证券交易所(以下简称“上交所”)的“上证e互动”平台的研究同样发现,投资者互动还可以显著降低股价崩盘风险<sup>[14]</sup>,提高投资者的信息获取与解读能力<sup>[15]</sup>,加强市场盈余预期的准确性与资本市场定价效率<sup>[19]</sup>。此外还有研究表明,投资者互动可以有效发挥信息沟通作用,提高投资者在不透明信息环境下的会计信息获取与处理能力,从而缓解上市公

司融资约束<sup>[20]</sup>,提高资本市场资源配置效率<sup>[21]</sup>,为买卖双方提供更充足的流动性<sup>[22]</sup>。

投资者互动不仅能改善资本市场信息环境,还能有效监督上市公司,缓解代理问题<sup>[20]</sup>,抑制超额商誉的形成<sup>[23]</sup>。此外,当投资者与上市公司间的互动越频繁,双方的信息沟通就越充分,这有助于进一步优化公司内部控制,提高公司治理水平,并显著提升公司的投资者关系管理水平与投资者保护力度<sup>[24][25]</sup>。还有研究发现,当上市公司承受较大舆论压力时,投资者提问数量会显著上升,表明投资者互动能够积极监督上市公司<sup>[26]</sup>。上述研究结果均表明,投资者互动能够有效监督上市公司,优化其内部控制水平。

## (二)股票停牌

关于股票停牌有效性的研究较为充分,但基于不同市场得出的结论存在一定差异。部分研究认为股票停牌允许投资者在停牌期间获取更多信息,从而消除信息不对称性并提高交易决策的有效性<sup>[1]</sup>,同时复牌后股票流动性会迅速恢复到正常交易水平,对市场的冲击较小<sup>[27]</sup>。然而,另一部分研究则认为,不能忽视非必要股票停牌所导致的交易中断风险,这将严重破坏价格发现过程并产生巨大成本<sup>[3]</sup>,加剧股价波动并导致异常交易行为外溢到非停牌股票,最终损害股票市场的整体健康发展<sup>[4][28]</sup>。针对中国股票市场的研究发现,股票停牌会减少分析师跟踪人数,降低盈余预测准确度<sup>[29]</sup>,并且复牌后的交易量也显著降低,这表明股票停牌显著破坏了资本市场信息环境<sup>[7]</sup>。虽然监管部门在此后的多年制度改革中已经逐步取消了例行停牌,但是随意停牌与长期停牌现象依然屡见不鲜,严重损害了投资者利益<sup>[5]</sup>。部分研究进一步发现,只有当股票切实存在噪声交易或资产价格偏离时,股票停牌才能提高市场效率<sup>[30][31]</sup>。

针对股票停复牌现状,少数文献探讨了其驱动因素,指出提高上市公司信息透明度与监督治理水平能够抑制股票长期停牌与随意停牌。如果股票停牌制度定位陈旧,过于强调信息披露缓冲器的功能,没有制定有效的复牌规则,并且停牌前与停牌中的信息披露流于形式,就会产生股票停牌次数多、时间长等现象<sup>[8]</sup>。同时,公司规模较小、估值吸引力较低或波动性较高的股票也更有可能停牌<sup>[6]</sup>。基于地理位置信息的研究发现,降低信息不对称性可以有效减少上市公司的停牌次数与时长<sup>[11]</sup>。在2015年股灾期间,当公司的治理水平更高或受到更强的外部监督时,存在股权质押的控股股东对股票停牌的操纵行为会受到抑制<sup>[9]</sup>,并且上市公司的异常停牌次数与时长显著下降<sup>[32]</sup>。

纵观现有研究,虽然股票停牌制度的设计初衷是为了提高信息透明度并减少信息不对称性,但由于当前中国股票市场停牌次数多、时间长,且随意停牌现象屡见不鲜,反而给市场信息环境造成了更大的破坏。尽管少数研究已经注意到制度、公司特征以及股东行为会对股票停牌决策产生显著影响,但是关于投资者与上市公司间的信息互动对股票停牌的影响尚存在空白。

## (三)研究假设

投资者互动可能会通过信息渠道与治理渠道来影响上市公司长期停牌决策。第一,投资者互动能够通过提高信息透明度来减少上市公司长期停牌。监管机构设立股票停牌制度的初衷是希望通过暂停股票交易,给予投资者充足的时间来重新评估资产价格,提高信息透明度,从而降低股票价格波动性,阻止投资者极端情绪的蔓延。因此当上市公司有更高的信息透明度或更低的信息不对称水平,使投资者能够以更高的效率处理上市公司信息时,股票停牌作为“信息披露缓冲器”的作用更为有限。现有研究证实,投资者与上市公司间通过网络互动平台的沟通活动能够提供增量信息<sup>[13]</sup>,降低信息处理成本<sup>[15]</sup>,同时改善市场信息环境<sup>[18][22]</sup>。因此,如果投资者已经与上市公司充分沟通,两者间的信息透明度较高,那么股票停牌降低信息不对称性的作用将会被严重削弱,同时还要承担市场交易中中断等负面影响。上述影响将导致上市公司在制定股票停牌决策时更加慎重,尽量缩短股票停牌时长并尽快恢复正常交易。因此,投资者互动通过提高上市公司的信息透明度,可以削减上市公司股票停牌的必要性。

第二,投资者互动还能通过提高上市公司的内部控制水平来削减股票长期停牌。尽管当前监管机构已经取消了例行停牌制度,逐步完善了停牌期间的信息披露要求,并制定了强制复牌规则,但上

市公司停牌决策依然会受到其他因素的干扰。在股灾期间,存在股权质押的控股股东为了避免追缴保证金,会促使上市公司主动停牌来中断市场交易,这会严重干扰市场交易的连续性,并阻碍价格发现过程<sup>[9]</sup>。在此过程中,对上市公司采取积极的监督治理措施能够减少股票异常停牌行为<sup>[32]</sup>。现有研究证实,投资者互动能够有效监督上市公司,提高公司内部控制水平并降低其代理成本<sup>[20][23]</sup>,这将促使公司更关注于投资者保护并阻止利益相关者对股票停牌决策的操纵,从而进一步削减股票停牌时长与次数。综上所述,本文提出如下假说:

假说 1:投资者互动能够减少上市公司的长期停牌时长与停牌次数。

假说 2:投资者互动能够通过提高上市公司信息透明度来削减长期停牌的必要性。

假说 3:投资者互动能够通过提高上市公司内部控制水平来削减长期停牌的必要性。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

深交所于 2010 年 1 月 1 日正式推出“互动易”平台,而上交所的“上证 e 互动”平台则于 2013 年 7 月 5 日上线。与其他社交媒体平台相比,投资者互动平台具有显著优势。首先,投资者互动平台设立的主要目的是加强投资者与上市公司间的沟通交流,参与互动的用户以投资者为主,比微博等社交媒体平台具有更强的针对性。其次,上市公司直接参与投资者互动问答,比东方财富股吧和 Stocktwit 等类似的投资者交流平台具有更高的信息沟通效率。最后,投资者互动平台接受证券交易所的直接监管,能够确保互动信息的真实性以及整体信息质量。

尽管两大证券交易所提供的互动平台功能相似,但其成立时间不同,具体规定以及投资者参与度也存在差异。为了延长研究期限,本文选取 2010—2020 年深圳证券交易所上市公司为研究对象,考察“互动易”平台中投资者与上市公司间的问答行为对上市公司股票主动停牌的影响。除投资者互动数据来自于 CNRDS 数据库外,其余数据均来自于 CSMAR 数据库。

证监会 2012 版上市公司行业分类指引中主要包括 19 个行业大类,其中归属于制造业的上市公司数量超过 2000 家,本文根据行业分类标准对制造业进一步细分,删除金融行业上市公司以及特殊处理类样本,并且对连续变量采用上下 1% 缩尾处理,最终保留的样本包括 14716 个公司一年度观测值,涵盖 46 个行业。

#### (二)模型设计

本文构建如下模型进行估计:

$$\text{Halts}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Interaction}_{i,t-1} + \alpha \text{Controls}_{i,t-1} + \mu_t + \nu_k + \lambda_j + \epsilon_{i,k,t} \quad (1)$$

式(1)中, $\text{Halts}_{i,t}$ 表示上市公司的长期停牌行为, $\text{Interaction}_{i,t-1}$ 表示上市公司的投资者互动行为。 $\text{Controls}_{i,t-1}$ 代表一系列影响公司股票停牌行为的控制变量。 $\mu_t$ 代表年份固定效应, $\nu_k$ 代表行业固定效应, $\lambda_j$ 代表地区固定效应, $\epsilon_{i,k,t}$ 代表聚类到公司层面的稳健标准误。为了消除同期事件的影响,解释变量和所有控制变量均滞后一期,后文的回归均做相同处理。本文重点关注回归系数 $\alpha_1$ ,如果估计值显著为负,则表明投资者互动有助于抑制上市公司股长期票停牌。

#### (三)变量选取

##### 1. 被解释变量:股票停牌行为(Halts)

随着信息披露渠道的不断拓宽以及市场交易制度的不断完善,深交所与上交所逐步明确了股票停牌的具体要求,不断调整停牌事项与最短停牌时长,并于 2012 年起基本取消了例行停牌制度。为了避免不同时期停牌制度的差异干扰实证结果,本文参考现有研究的处理方法,剔除停牌时长在一个交易日(4 小时)内<sup>①</sup>的样本,并进一步根据停牌原因对公司停牌公告进行筛选,以确保停牌行为是上市公司发起的长期停牌而非交易所要求的强制停牌<sup>[5][11]</sup>。此外,2015 年股灾期间,中国股票市场爆发了千股停牌事件,2015 年 6 月 29 日至 7 月 9 日内 A 股新增停牌达到 1135 次,为了避免此类异常停牌事件的影响,本文剔除这一时期内的股票停牌<sup>[9]</sup>。依照筛选后的停牌样

本,本文分别构建停牌时长(Duration)与停牌次数(Frequency)两个变量来代表上市公司的长期停牌行为。其中,停牌时长为当年度上市公司的总停牌小时数加1的对数值,停牌次数为当年度上市公司的停牌总次数。

### 2. 核心解释变量:投资者互动(Interaction)

投资者互动平台为投资者与上市公司提供了直接沟通渠道,有效降低了信息不对称性,并提高了投资者关系的管理水平,其中提问数量与回答数量最能反映投资者与上市公司之间的互动程度。本文分别构建提问次数(Question)与回答次数(Reply)两个变量代表投资者与上市公司间的互动行为<sup>[20]</sup>。其中提问次数为当年度投资者提问总数加1的对数值,回答次数为当年度上市公司回答总数加1的对数值。

### 3. 控制变量

本文选用如下公司特征变量作为控制变量<sup>[5][30]</sup>。(1)公司年龄(Age),即公司成立以来的年数。(2)公司规模(Size),即公司总资产的对数值。(3)杠杆率(Leverage),即公司总负债与所有者权益的比率。(4)增长率(Growth),即公司营业收入的增长率。(5)托宾q值(TobinQ),即公司市场价值与账面价值的比率。(6)国有企业(SOE),如果公司为国有企业,该变量取值为1,否则取值为0。(7)机构持股比例(Institution),即公司的机构持股比例之和。(8)股权集中度(Top5),即前五名股东持股比例之和。(9)独立董事(Indep\_Director),即公司独立董事人数与董事会董事人数的比例。(10)两职兼任(Dual),如果公司董事长兼任总经理,该变量取值为1,否则取值为0。(11)股票收益率(Return),即公司股票的年收益率。(12)股票波动率(Volatility),即公司股票年内日收益率的标准差。所有变量详细定义见表1。

表 1 变量定义

| 变量类别  | 变量名称   | 变量符号           | 变量含义                    |
|-------|--------|----------------|-------------------------|
| 股票停牌  | 停牌时长   | Duration       | 公司各年度停牌总小时数加1取对数(单位:小时) |
|       | 停牌次数   | Frequency      | 公司各年度停牌次数(单位:次)         |
| 投资者互动 | 提问次数   | Question       | 提问总次数加1取对数(单位:次)        |
|       | 回答次数   | Reply          | 回答总次数加1取对数(单位:次)        |
| 控制变量  | 公司年龄   | Age            | 公司成立以来的年数(单位:年)         |
|       | 公司规模   | Size           | 总资产的自然对数(单位:元)          |
|       | 杠杆率    | Leverage       | 总负债除以所有者权益的比率           |
|       | 增长率    | Growth         | 营业收入增长率                 |
|       | 托宾q值   | TobinQ         | 公司的市场价值除以账面价值           |
|       | 国有企业   | SOE            | 当公司是国有企业时取值为1,否则为0      |
|       | 机构持股比例 | Institution    | 机构持股比例之和                |
|       | 股权集中度  | Top5           | 前五大股东持股比例之和             |
|       | 独立董事比例 | Indep_Director | 独立董事占董事会的比例             |
|       | 两职兼任   | Dual           | 当公司董事长兼任总经理时取值为1,否则为0   |
|       | 股票收益率  | Return         | 公司股票年收益率                |
|       | 股票波动率  | Volatility     | 公司股票年内日收益率的标准差          |

### (四)描述性统计结果

所有变量的描述性统计结果见表2。可以看出,停牌时长的均值为1.400,而停牌次数的均值为0.430,表明每年有近半上市公司都有长期停牌。而提问次数与回答次数取对数之后的均值分别为4.414与4.336,表明投资者与上市公司之间的互动行为非常频繁。公司年龄的平均值为16.089,公司规模的平均值为21.895,这与现有文献的描述性统计结果基本一致。杠杆率的均值为0.957,说明平均而言公司的总负债占所有者权益的比重为95.7%。股权集中度的均值为0.527,表明中国的上市公司依然保持着高股权集中度的特征。公司年龄、公司规模等其他控制变量的描述性统计结果与现有文献基本一致,不再赘述。

表 2

所有变量的描述性统计结果

| 变量             | 观测值   | 均值     | 标准差   | 最小值    | 中位数    | 最大值    |
|----------------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| Duration       | 14716 | 1.400  | 2.161 | 0      | 0      | 6.864  |
| Frequency      | 14716 | 0.430  | 0.717 | 0      | 0      | 6      |
| Question       | 14716 | 4.414  | 1.379 | 0      | 4.605  | 8.622  |
| Reply          | 14716 | 4.336  | 1.424 | 0      | 4.554  | 8.622  |
| Age            | 14716 | 16.089 | 5.878 | 2      | 16     | 52     |
| Size           | 14716 | 21.895 | 1.124 | 19.722 | 21.754 | 25.950 |
| Leverage       | 14716 | 0.957  | 1.086 | 0.051  | 0.616  | 7.276  |
| Growth         | 14716 | 0.200  | 0.420 | -0.586 | 0.128  | 2.605  |
| TobinQ         | 14716 | 2.295  | 1.894 | 0.168  | 1.750  | 9.988  |
| SOE            | 14716 | 0.246  | 0.431 | 0      | 0      | 1      |
| Institution    | 14716 | 0.346  | 0.230 | 0      | 0.334  | 0.870  |
| Top5           | 14716 | 0.527  | 0.145 | 0.197  | 0.532  | 0.877  |
| Indep_Director | 14716 | 0.376  | 0.054 | 0.286  | 0.333  | 0.571  |
| Dual           | 14716 | 0.317  | 0.465 | 0      | 0      | 1      |
| Return         | 14716 | 0.126  | 0.571 | -0.702 | -0.012 | 3.103  |
| Volatility     | 14716 | 0.030  | 0.009 | 0.013  | 0.028  | 0.057  |

## 四、实证分析

### (一) 基准回归与稳健性检验

#### 1. 基准回归

本文根据式(1)进行基准回归,结果见表3。其中,第(1)(2)列表示提问次数对长期停牌行为的影响,而第(3)(4)列表示回答次数对长期停牌行为的影响。可以看出,分别以停牌时长和停牌次数衡量股票长期停牌时,提问次数的估计系数分别为-0.093和-0.023,且均在1%的统计水平显著,这说明投资者提问次数对上市公司长期停牌时长与停牌次数均存在显著的负向影响。类似地,无论以哪种方式衡量股票长期停牌,回答次数的估计系数也均在1%的统计水平显著为负(第(3)(4)列)。基准回归结果不仅在统计意义显著,在经济意义上同样显著:当提问次数上升一个标准差,停牌时长与停牌次数分别下降12.9%和3.2%个标准差;当回答次数上升一个标准差,停牌时长与停牌次数分别下降11.9%和2.9%个标准差。这一结果表明,投资者与上市公司之间的问答活动,能够传递增量信息,同时还可以降低信息处理成本,提高公司的外部监管水平,从而抑制上市公司随意停牌,并且缩短停牌时长,证实了假说1。

从各控制变量的回归系数可以发现,公司规模和国有企业对停牌时长与停牌次数存在显著的负向影响,说明大公司相比于小公司而言更少进行长期停牌,且国有企业相比于民营企业而言也更少停牌。此外,杠杆率、增长率或托宾q值越大时,公司的停牌时长与停牌次数均越大,与现有文献得出的结论基本一致。

#### 2. 稳健性检验

并购重组是上市公司股票停牌的常见原因之一,它与资产变动进程关联密切,但受投资者互动的影响较小。为了排除这一干扰因素的影响,我们重新筛选了股票停牌原因,剔除了因重大资产变动而导致停牌的样本,并重新构建停牌时长变量(NonM&A\_Duration)与停牌次数变量(NonM&A\_Frequency),分别代入式(1)中进行稳健性检验。结果见表4第(1)列与第(2)列,其中Panel A的核心解释变量是提问次数,而Panel B的核心解释变量是回答次数。从中可以看出,提问次数与回答次数的估计系数均在1%的统计水平显著为负,证实并购重组停牌并不会影响本文的基本结论。此外,本文进一步构建平均停牌时长变量(Average\_Duration)来替代被解释变量进行稳健性检验,该变量的衡

量方式为上市公司年度停牌时长除以停牌次数并加 1 的对数值,相应的估计结果见表 4 第(3)列。容易看出,核心解释变量的估计系数仍然显著为负,再次证实基准回归结果是稳健的。

表 3 基准回归

| 变量                | (1)                    | (2)                     | (3)                    | (4)                     |
|-------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
|                   | Duration               | Frequency               | Duration               | Frequency               |
| Question          | -0.093 ***<br>(-4.820) | -0.023 ***<br>(-3.605)  |                        |                         |
| Reply             |                        |                         | -0.084 ***<br>(-4.592) | -0.021 ***<br>(-3.439)  |
| Age               | 0.001<br>(0.208)       | 0.000<br>(0.251)        | 0.001<br>(0.257)       | 0.000<br>(0.287)        |
| Size              | -0.107 ***<br>(-4.272) | -0.027 ***<br>(-3.398)  | -0.111 ***<br>(-4.442) | -0.028 ***<br>(-3.540)  |
| Leverage          | 0.161 ***<br>(7.758)   | 0.057 ***<br>(7.986)    | 0.161 ***<br>(7.803)   | 0.057 ***<br>(8.007)    |
| Growth            | 0.115 ***<br>(2.644)   | 0.037 **<br>(2.523)     | 0.116 ***<br>(2.647)   | 0.037 **<br>(2.526)     |
| TobinQ            | 0.034 **<br>(2.166)    | 0.012 **<br>(2.248)     | 0.033 **<br>(2.066)    | 0.012 **<br>(2.175)     |
| SOE               | -0.446 ***<br>(-8.525) | -0.174 ***<br>(-10.409) | -0.443 ***<br>(-8.477) | -0.174 ***<br>(-10.377) |
| Institution       | 0.072<br>(0.742)       | 0.035<br>(1.088)        | 0.067<br>(0.688)       | 0.033<br>(1.048)        |
| Top5              | -0.721 ***<br>(-5.071) | -0.203 ***<br>(-4.354)  | -0.701 ***<br>(-4.935) | -0.198 ***<br>(-4.263)  |
| Indep_Director    | 0.593 *<br>(1.716)     | 0.201 *<br>(1.714)      | 0.592 *<br>(1.713)     | 0.201 *<br>(1.713)      |
| Dual              | 0.022<br>(0.538)       | 0.014<br>(0.973)        | 0.020<br>(0.507)       | 0.013<br>(0.951)        |
| Return            | 0.124 ***<br>(2.658)   | 0.056 ***<br>(3.319)    | 0.127 ***<br>(2.733)   | 0.056 ***<br>(3.373)    |
| Volatility        | 12.194 ***<br>(3.728)  | 4.972 ***<br>(4.561)    | 11.838 ***<br>(3.622)  | 4.884 ***<br>(4.489)    |
| 常数项               | 2.930 ***<br>(4.827)   | 0.774 ***<br>(4.004)    | 2.997 ***<br>(4.934)   | 0.791 ***<br>(4.091)    |
| 行业固定效应            | Yes                    | Yes                     | Yes                    | Yes                     |
| 年份固定效应            | Yes                    | Yes                     | Yes                    | Yes                     |
| 省份固定效应            | Yes                    | Yes                     | Yes                    | Yes                     |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.220                  | 0.196                   | 0.220                  | 0.196                   |
| 观测值               | 14716                  | 14716                   | 14716                  | 14716                   |

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号中的数值表示对应的 t 值(下同)。

## (二)内生性检验

本文的实证结果可能会受到一系列内生性问题的影响。一方面,上市公司减少长期停牌的时长与次数,有助于排解投资者对公司的不信任感,提高投资者关系管理水平,加强投资者与上市公司的沟通意愿,产生反向因果问题。另一方面,虽然本文已经从多角度选用控制变量,但依然存在部分难以衡量的遗漏变量可能会对本文的实证结果产生影响。因此本文选用双重差分(DID)方法和工具变量(IV)方法来处理内生性问题。

表 4

稳健性检验

| 变量                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | NonM&.A_Duration      | NonM&.A_Frequency     | Average_Duration      |
| Panel A:提问次数作为解释变量 |                       |                       |                       |
| Question           | -0.092***<br>(-4.756) | -0.023***<br>(-3.554) | -3.972***<br>(-4.625) |
| 常数项                | 3.008***<br>(5.010)   | 0.792***<br>(4.120)   | 101.749***<br>(3.603) |
| 调整 R <sup>2</sup>  | 0.221                 | 0.197                 | 0.118                 |
| 观测值                | 14716                 | 14716                 | 14716                 |
| Panel B:回答次数作为解释变量 |                       |                       |                       |
| Reply              | -0.083***<br>(-4.524) | -0.020***<br>(-3.381) | -3.818***<br>(-4.635) |
| 常数项                | 3.074***<br>(5.121)   | 0.809***<br>(4.210)   | 102.998***<br>(3.663) |
| 调整 R <sup>2</sup>  | 0.221                 | 0.197                 | 0.119                 |
| 观测值                | 14716                 | 14716                 | 14716                 |
| 控制变量               | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 行业固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 年份固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 省份固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                   |

### 1. 双重差分法

2010年1月,深交所率先建立“互动易”平台,而直到2013年7月,上交所才建立“上证e互动”平台。由于互动平台的设立与上市公司自身特征并无直接关联,两个互动平台设立的时间差能够提供良好的准自然实验条件。具体来说,本文将样本期间限定在2007—2012年间,将深交所上市公司归入实验组,上交所上市公司归入控制组。此时,上交所只有主板市场,而深交所包括主板市场与中小板市场<sup>②</sup>,两个主板上市规则大体相同,中小板上市公司除整体规模外也与主板上市公司基本一致,不同板块对上市公司行业与区域也没有明显偏好。为了进一步消除实验组与控制组之间的差异,本文基于“互动易”平台正式运行前一年(2009年)的样本,选取所有控制变量并采用倾向得分匹配法进一步筛选控制组样本,匹配后各变量没有显著差异<sup>③</sup>。上述外生冲击事件的选择与处理方式也得到了其他学者的广泛认可并被用于解决投资者互动的内生性问题<sup>[12][22]</sup>。DID模型设定如下:

$$\text{Halts}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i + \beta_2 \text{Treat}_i \times \text{Post}_{t-1} + \beta \text{Controls}_{i,t-1} + \mu_i + \nu_k + \lambda_j + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,  $\text{Treat}_i$  是虚拟变量,当样本公司属于实验组时,该变量取值为1,否则取值为0。  $\text{Post}_{t-1}$  也是虚拟变量,2010年及随后的年份该变量取值为1,否则取值为0。与经典DID模型的设计稍有不同,由于在回归模型中加入了时间固定效应,本文删除  $\text{Post}_{t-1}$  项以避免多重共线性问题。系数  $\beta_2$  能捕捉到2010年政策冲击后,实验组样本相较于控制组样本的长期停牌变动情况,其余变量定义与模型(1)一致。DID估计结果见表5中第(1)(2)列。其中交乘项  $\text{Treat} \times \text{Post}$  的估计系数分别为-0.215和-0.087,且均在5%的统计水平显著。DID估计结果证实,相比于上交所上市公司,深交所设立“互动易”平台后,投资者互动行为有效降低了上市公司的停牌时长与停牌次数。DID估计需要满足平行趋势假设,本文进一步采用下式进行检验:

$$\text{Halts}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Treat}_i + \sum_{m=2007}^{m=2012} \gamma_m \text{Treat}_i \times \text{Year}_m + \gamma \text{Controls}_{i,t-1} + \mu_i + \nu_k + \lambda_j + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中,变量  $\text{Year}_m$  为年份虚拟变量,当样本处于  $m$  年份时,该变量取值为1,否则取值为0。其余变量定义与式(1)保持一致。相应的回归结果见表5中第(3)(4)列。本文发现,在2010年之前,各年份虚拟变量交乘项的估计系数均不显著,而2010年“互动易”平台设立之后,年份虚拟变量交乘项的估计系数逐渐降低并最终显著为负。此外,本文参照现有研究,将平行趋势检验结果绘



制在图 1<sup>[33][34]</sup>。其中,Panel A 和 Panel B 分别描绘了以停牌时长与停牌次数为被解释变量时各年份虚拟变量的估计系数及其 90% 置信区间。该图更加直观地表明,在 2010 年政策冲击发生之前,实验组与控制组之间并没有显著差异,但 2010 年之后才逐渐出现显著差异,因此本文的 DID 估计满足平行趋势假设。

表 5 内生性检验:双重差分法

| 变量                         | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                  |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                            | Duration              | Frequency             | Duration              | Frequency            |
| Treat                      | 0.383 ***<br>(4.896)  | 0.168 ***<br>(6.124)  | 0.386 ***<br>(3.150)  | 0.131 ***<br>(3.202) |
| Treat×Post                 | -0.215 **<br>(-1.964) | -0.087 **<br>(-2.234) |                       |                      |
| Treat×Year <sub>2007</sub> |                       |                       | 0.055<br>(0.316)      | 0.055<br>(0.953)     |
| Treat×Year <sub>2008</sub> |                       |                       | -0.064<br>(-0.401)    | 0.055<br>(0.958)     |
| Treat×Year <sub>2010</sub> |                       |                       | -0.036<br>(-0.215)    | 0.009<br>(0.155)     |
| Treat×Year <sub>2011</sub> |                       |                       | -0.221<br>(-1.323)    | -0.052<br>(-0.869)   |
| Treat×Year <sub>2012</sub> |                       |                       | -0.400 **<br>(-2.128) | -0.109 *<br>(-1.702) |
| 常数项                        | 0.604<br>(0.714)      | 0.046<br>(0.160)      | 0.614<br>(0.720)      | 0.046<br>(0.159)     |
| 控制变量                       | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                  |
| 行业固定效应                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                  |
| 年份固定效应                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                  |
| 省份固定效应                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                  |
| 调整 R <sup>2</sup>          | 0.0408                | 0.0450                | 0.0410                | 0.0452               |
| 观测值                        | 3612                  | 3612                  | 3612                  | 3612                 |

注:第(3)(4)列中,基准年设定为 2009 年。

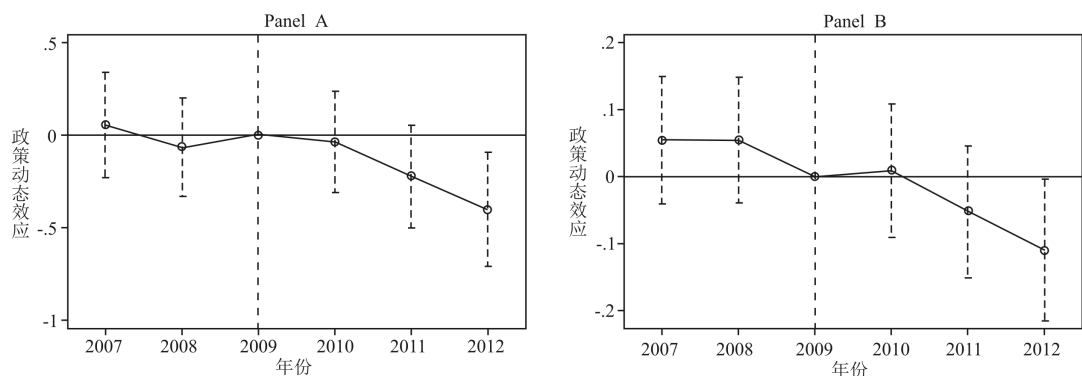


图 1 平行趋势检验结果

注:Panel A 中以停牌时长为被解释变量,Panel B 中以停牌次数为被解释变量。图中实线为各年份虚拟变量的估计系数,虚线为相应的 90% 置信区间。

## 2. 工具变量法

本文选取同省份同年度的投资者互动均值(Province)作为工具变量<sup>[20]</sup>,分别构建提问次数省份

均值(Province\_Question)与回答次数省份均值(Province\_Reply),并运用两阶段最小二乘法进行回归。第一阶段回归模型设定如下:

$$\text{Interaction}_{i,t-1} = \rho_0 + \rho_1 \text{Province}_{j,t-1} + \rho \text{Controls}_{i,t-1} + \mu_t + \nu_k + \lambda_j + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

执行完第一阶段回归后,本文采用第一阶段回归所得到的拟合值作为第二阶段回归中的解释变量,相应的第二阶段回归模型设定如下:

$$\text{Halts}_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 \widehat{\text{Interaction}}_{i,t-1} + \omega \text{Controls}_{i,t-1} + \mu_{t-1} + \nu_k + \lambda_j + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中,Province<sub>j,t-1</sub>表示同省份同年度的投资者互动均值,分别由 Province\_Question 与 Province\_Reply 表示。 $\widehat{\text{Interaction}}_{i,t-1}$ 表示式(4)中的拟合值,分别由 $\widehat{\text{Question}}$ 与 $\widehat{\text{Reply}}$ 表示。其余变量定义与式(1)一致。本文主要关注的系数为 $\omega_1$ ,它可以捕捉到投资者互动与公司股票长期停牌行为之间的因果关系。

表6汇报了两阶段最小二乘法的回归结果。其中,第(1)(4)列为第一阶段回归结果,其余部分为第二阶段回归结果。第一阶段回归结果显示,两个工具变量(提问次数省份均值与回答次数省份均值)均对投资者互动行为存在显著的正向影响。第二阶段回归结果表明,拟合值( $\widehat{\text{Question}}$ 与 $\widehat{\text{Reply}}$ )的估计系数均显著为负,与基础回归结果保持一致。同时,表尾的Wald检验结果排除了弱工具变量问题。总体来说,工具变量法的检验结果证实内生性问题对本文的核心结论并没有产生显著影响。

表6 内生性检验:工具变量法

| 变量                          | (1)                     | (2)                    | (3)                   | (4)                     | (5)                    | (6)                   |
|-----------------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|
|                             | Question                | Duration               | Duration              | Reply                   | Frequency              | Frequency             |
| $\widehat{\text{Question}}$ |                         | -0.308 ***<br>(-3.297) | -0.067 **<br>(-2.438) |                         |                        |                       |
| $\widehat{\text{Reply}}$    |                         |                        |                       |                         | -0.300 ***<br>(-3.273) | -0.065 **<br>(-2.401) |
| Province_Question           | 0.931 ***<br>(102.365)  |                        |                       |                         |                        |                       |
| Province_Reply              |                         |                        |                       | 0.935 ***<br>(98.041)   |                        |                       |
| 常数项                         | -6.413 ***<br>(-28.508) | 1.523 *<br>(1.722)     | 0.487 *<br>(1.790)    | -6.306 ***<br>(-26.412) | 1.596 *<br>(1.829)     | 0.504 *<br>(1.871)    |
| 控制变量                        | Yes                     | Yes                    | Yes                   | Yes                     | Yes                    | Yes                   |
| 行业固定效应                      | Yes                     | Yes                    | Yes                   | Yes                     | Yes                    | Yes                   |
| 年份固定效应                      | Yes                     | Yes                    | Yes                   | Yes                     | Yes                    | Yes                   |
| 省份固定效应                      | Yes                     | Yes                    | Yes                   | Yes                     | Yes                    | Yes                   |
| Wald 统计量                    | 1720.649                |                        |                       | 1542.995                |                        |                       |
| 调整 R <sup>2</sup>           | 0.547                   | 0.211                  | 0.192                 | 0.521                   | 0.210                  | 0.192                 |
| 观测值                         | 14716                   | 14716                  | 14716                 | 14716                   | 14716                  | 14716                 |

## 五、机制分析

本文在理论分析中指出,投资者互动能通过信息渠道和监督渠道来减少上市公司股票停牌的时长与次数,本节将参考现有研究对这两个影响机制进行检验<sup>[35][36]</sup>。

### (一)信息透明度

投资者互动能够提高公司的信息透明度,从而抑制上市公司主动停牌的必要性<sup>[11][15]</sup>。为了验证这一机制,本文采用了深交所发布的年度信息披露情况打分,构建信息披露质量(Information)来衡

量信息透明度,其中信息披露考评结果为优秀时取值为1,而其他考评结果取值为0<sup>[24][37]</sup>。本文将信息披露质量作为被解释变量,并根据式(1)进行回归。为了避免同期影响,所有解释变量与控制变量均滞后一期,结果汇报在表7的列(1)与列(2)中。从表中可以看出,当投资者与上市公司间的提问或回答次数越多,上市公司的信息披露考评质量越高。股票停牌的主要目的是通过暂停市场交易,给予投资者更多的时间来重新评估股票价值,以消除信息不对称性。而表7前两列的实证结果证实,投资者互动能够促使上市公司降低信息不对称性,提高信息透明度,从而提高公司整体信息披露质量。本文的结论证实,投资者互动可以通过信息渠道来减弱上市公司长期停牌的必要性,证实假说2成立。

表7 机制分析:信息透明度与内部控制水平

| 变量                | (1)                     | (2)                     | (3)                   | (4)                   |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                   | Information             | Information             | Internal_control      | Internal_control      |
| Question          | 0.024 ***<br>(5.367)    |                         | 0.033 **<br>(2.468)   |                       |
| Reply             |                         | 0.025 ***<br>(5.847)    |                       | 0.037 ***<br>(2.950)  |
| 常数项               | -1.698 ***<br>(-10.176) | -1.697 ***<br>(-10.193) | 5.441 ***<br>(12.759) | 5.467 ***<br>(12.896) |
| 控制变量              | Yes                     | Yes                     | Yes                   | Yes                   |
| 行业固定效应            | Yes                     | Yes                     | Yes                   | Yes                   |
| 年份固定效应            | Yes                     | Yes                     | Yes                   | Yes                   |
| 省份固定效应            | Yes                     | Yes                     | Yes                   | Yes                   |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.115                   | 0.116                   | 0.045                 | 0.046                 |
| 观测值               | 14710                   | 14710                   | 14211                 | 14211                 |

## (二)内部控制水平

投资者关注与互动能够有效发挥监督作用<sup>[23]</sup>,提高公司内部控制水平<sup>[20]</sup>,缓解股票异常停牌现象<sup>[32]</sup>。为了验证这一机制,本文采用迪博数据库提供的上市公司内部控制指数(Internal\_control)来衡量公司内部控制水平<sup>[38]</sup>。本文将内部控制指数作为被解释变量,并根据式(1)进行回归。为了避免同期影响,所有解释变量与控制变量均滞后一期。实证结果汇报在表7的列(3)与列(4)中,可以看出当投资者与上市公司间的提问或回答次数越多,上市公司的内部控制指数越高。当前上市公司股票停牌决策容易受到控股股东及外界因素的干扰,导致长期停牌频发,而表7后两列的实证结果证实,投资者互动可以对公司形成更强的监督作用,提高上市公司的治理水平,从而抑制企业的长期停牌行为。本文的结论证实,投资者互动可以通过监督渠道来控制上市公司长期停牌次数与时长,证实假说3的成立。

## 六、进一步讨论

### (一)投资者互动情绪与上市公司股票长期停牌行为

在投资者互动中,除了文字沟通交流外,互动情绪同样蕴含着丰富信息,能够有效反映投资者与上市公司之间的信息沟通过程<sup>[13]</sup>,是投资者互动的重要组成部分,因此对互动情绪的拓展性分析将有助于完善理解投资者互动影响股票停牌的内在逻辑。现有研究发现,社交媒体对同行业产品缺陷的负面报道会为公司提供新的积极信息<sup>[39]</sup>,而投资者在社交媒体中的负面情绪表达也会显著降低股票收益率<sup>[40]</sup>,同时投资者情绪也可能会影响上市公司的信息披露行为<sup>[41]</sup>。那么,在投资者与上市公司公司的互动过程中,如果投资者提问情绪与上市公司回答情绪都非常积极,将会对公司股票的长期停牌行为产生显著的负向影响。

本文基于 Python 的 SnowNLP 情感分析包来计算投资者与上市公司之间问答记录的情感倾向得分<sup>[42]</sup>。当情感倾向得分越接近于 1,表明互动情绪越乐观;情感倾向得分越接近于 0,则表明互动情绪越悲观。本文采用上市公司所有互动的年平均情感打分,构建投资者提问情绪(Question\_Sentiment)与上市公司回答情绪(Reply\_Sentiment)两个变量,并将其分别代入式(1)中作为核心解释变量进行回归,实证结果汇报在表 8 中。第(1)(2)列表示投资者提问情绪对股票长期停牌的影响,第(3)(4)列表示上市公司回答情绪对股票长期停牌的影响。前两列实证结果表明投资者提问情绪对上市公司股票停牌时长与停牌次数均有显著的负向影响,而在后两列中,虽然回答情绪对股票停牌时长没有显著影响,但是对股票停牌次数依然存在显著负向影响。表 8 的回归结果证实,当投资者提问情绪越积极,或上市公司的回答更乐观时,股票停牌时长与次数会显著降低。

表 8 投资者互动情绪与上市公司股票长期停牌行为

| 变量                 | (1)                   | (2)                   | (3)                  | (4)                   |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                    | Duration              | Frequency             | Duration             | Frequency             |
| Question_Sentiment | -0.343 **<br>(-2.385) | -0.111 **<br>(-2.249) |                      |                       |
| Reply_Sentiment    |                       |                       | -0.150<br>(-1.384)   | -0.070 **<br>(-2.001) |
| 常数项                | 3.891 ***<br>(6.455)  | 1.040 ***<br>(5.410)  | 3.882 ***<br>(6.395) | 1.052 ***<br>(5.417)  |
| 控制变量               | Yes                   | Yes                   | Yes                  | Yes                   |
| 行业固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                  | Yes                   |
| 年份固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                  | Yes                   |
| 省份固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                  | Yes                   |
| 调整 R <sup>2</sup>  | 0.222                 | 0.197                 | 0.221                | 0.198                 |
| 观测值                | 14458                 | 14458                 | 14389                | 14389                 |

## (二) 投资者互动与股票复牌后的市场表现

虽然本文已经证实投资者互动有助于提高信息透明度与内部控制水平,从而降低上市公司股票停牌时长与次数,但是我们尚未证实投资者互动能够准确识别非正常停牌,而不会干扰正常停牌。现有研究表明,非正常股票停牌的复牌会产生较大的累计异常损失<sup>[5]</sup>,因此如果投资者互动能够有效削减上市公司的随意停牌,就会提高市场信息效率,使得股票复牌时的市场表现更好;反之,如果投资者互动干扰了上市公司的正常停牌决策,那么股票复牌的市场表现更差。基于这一关联,本文通过探讨投资者互动对股票复牌后市场表现的影响,进一步验证投资者互动能否筛选出非必要的股票停牌,这将有助于进一步拓展关于投资者互动对股票停牌影响的全方面认识。

本文采用事件研究法计算股票复牌后的市场表现<sup>[5]</sup>。具体而言,本文以股票复牌当日作为事件的发生日,将停牌事件的窗口期设定为股票停牌当日及前后 10 个交易日( $t \in [-10, 10]$ ),共计 21 个交易日。同时,本文采用三因子模型来计算预期收益,选取停牌事件发生前第 130 个至前第 11 个交易日作为估计窗口期( $t \in [-130, -11]$ ),将三因子对个股收益率回归,并依据估计系数,拟合得到事件窗口期的个股预测收益率后,采用实际收益率扣减预测收益率计算出事件窗口期的超额收益率。本文分别选用复牌当天至第 3 个交易日以及复牌当天至第 5 个交易日的超额收益率,分别计算出累计超额收益率  $CAR[0, 3]$  和  $CAR[0, 5]$ ,代入式(1)进行回归,实证结果汇报在表 9。核心解释变量的估计系数均在 5% 的统计水平显著为正,表明不论以 3 个交易日还是 5 个交易日来计算累计超额收益率,投资者互动都可以显著改善上市公司股票长期停牌后的市场表现。上述结论意味着投资者互动能够有效削减非必要股票停牌,但不会影响正常停牌,从而提高股票停牌效率,改善市场信息环境。

| 变量                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                   | CAR[0,3]              | CAR[0,3]              | CAR[0,5]              | CAR[0,5]              |
| Question          | 0.451 **<br>(2.073)   |                       | 0.533 **<br>(1.973)   |                       |
| Reply             |                       | 0.512 **<br>(2.435)   |                       | 0.627 **<br>(2.393)   |
| 常数项               | 39.835 ***<br>(5.534) | 40.142 ***<br>(5.570) | 47.212 ***<br>(5.498) | 47.683 ***<br>(5.544) |
| 控制变量              | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 行业固定效应            | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 年份固定效应            | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 省份固定效应            | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.0656                | 0.0658                | 0.0640                | 0.0643                |
| 观测值               | 6328                  | 6328                  | 6328                  | 6328                  |

## 七、结论与政策含义

随着信息通讯技术的飞速发展以及信息媒介的快速变革,新兴网络互动平台带来的信息共享与监督治理的新变化值得深入探讨。随着中国资本市场发展逐步完善,监管机构基本取消了例行停牌制度,但是市场中存在的长期停牌与随意停牌等弊病依然亟需解决。在这一背景下,本文基于深交所“互动易”平台投资者问答数据进行深入分析,发现投资者互动能够提高信息沟通效率,降低信息不对称性,完善资本市场信息环境,从而削弱股票停牌的必要性,并降低停牌时长与停牌次数。此外,本文还发现投资者互动可以有效监督上市公司,提高其内部控制水平并抑制其股票停牌决策。在通过双重差分法、工具变量法以及一系列稳健性检验后,本文证实投资者互动对股票停牌的负向影响是稳健的。通过进一步讨论,本文发现互动情绪也在一定程度上反映了投资者与上市公司之间的信息沟通,问答情绪越乐观时停牌时长与停牌次数越低。同时,本文采用事件研究法证实,投资者互动只会抑制非必要股票停牌,不会影响正常停牌,因此投资者互动可以改善股票复牌后的市场表现,稳定公司价值和保护投资者利益。

本文的政策含义在于:第一,投资者互动平台能有效降低信息沟通和处理成本,提高信息透明度,从而削弱股票停牌的必要性。因此,监管机构应当进一步完善投资者与上市公司之间的沟通渠道,调动投资者与上市公司间互动的积极性,并制定合理的奖惩机制,对于更重视投资者互动的上市公司给予更多帮助,而对于答非所问的上市公司提出整改要求。第二,监管机构应该关注到投资者互动对上市公司股票随意停牌的监督作用,更加密切地关注新兴信息技术的发展,合理运用各类新媒体来强化投资者的监督作用,促使投资者积极参与公司治理。第三,当前上市公司股票停牌现状的成因也与停牌制度设计密不可分。一方面,监管机构应当严格审核上市公司停牌申请,细化停牌期间的信息披露要求,避免例行披露流于形式,同时还需要执行强制复牌规定,避免停而不复。另一方面,监管机构同样还需要提高股票停牌的灵活性,进一步缩短最小停牌时长,缓解其负面影响并使其回归“信息披露缓冲器”的初衷。本文研究仅探讨了投资者互动对股票停牌的影响,尚且存在不足,未来学者可以从资产价格变动与企业信息披露行为等视角,拓展投资者互动对资本市场效率与信息环境的研究。

### 注释:

①定期报告、临时报告、召开股东大会、异常波动和投资者沟通等例行停牌的停牌时间均在一个交易日内。

②虽然创业板于2009年10月正式开板,但是这些公司的上市年限不足一年,本文的研究样本中2009年不包括创业板上市公司。

③限于篇幅,此处未报告倾向得分匹配结果。

## 参考文献:

- [1] Corwin, S. A., Lipson, M. L. Order Flow and Liquidity around NYSE Trading Halts[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(4): 1771—1801.
- [2] Christie, W. G., Corwin, S. A., Harris, J. H. Nasdaq Trading Halts: The Impact of Market Mechanisms on Prices, Trading Activity, and Execution Costs[J]. *The Journal of Finance*, 2002, 57(3): 1443—1478.
- [3] Chen, H., Chen, H., Valerio, N. The Effects of Trading Halts on Price Discovery for NYSE Stocks[J]. *Applied Economics*, 2003, 35(1): 91—97.
- [4] Hautsch, N., Horvath, A. How Effective are Trading Pauses? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(2): 378—403.
- [5] 石阳, 刘瑞明, 王满仓. 上市公司随意停牌与投资者利益——来自中国资本市场的证据[J]. *经济研究*, 2019(1): 36—51.
- [6] Pong, E. The Suspension World of the China A-Shares Market[Z]. Available at SSRN 3193954, 2018.
- [7] 廖静池, 李平, 曾勇. 中国股票市场停牌制度实施效果的实证研究[J]. *管理世界*, 2009(2): 36—48.
- [8] 林少伟. 我国上市公司滥用停牌之表现、根源与治理路径[J]. *暨南学报(哲学社会科学版)*, 2018(9): 17—31.
- [9] 罗进辉, 向元高, 金思静. 大股东股权质押与股票停牌操纵——基于“千股停牌”事件的研究[J]. *财经研究*, 2020(7): 122—137.
- [10] Bartov, E., Faurel, L., Mohanram, P. S. Can Twitter Help Predict Firm-Level Earnings and Stock Returns? [J]. *The Accounting Review*, 2018, 93(3): 25—57.
- [11] 郭思永, 杨鲁, 黄子育. 软信息不对称与上市公司长期主动停牌[J]. *中央财经大学学报*, 2020(11): 73—86.
- [12] 谭松涛, 阚铄, 崔小勇. 互联网沟通能够改善市场信息效率吗? ——基于深交所“互动易”网络平台的研究[J]. *金融研究*, 2016(3): 174—188.
- [13] 孟庆斌, 黄清华, 张劲帆, 王松. 上市公司与投资者的互联网沟通具有信息含量吗? ——基于深交所“互动易”的研究[J]. *经济学(季刊)*, 2020(2): 637—662.
- [14] 丁慧, 吕长江, 陈运佳. 投资者信息能力: 意见分歧与股价崩盘风险——来自社交媒体“上证 e 互动”的证据[J]. *管理世界*, 2018(9): 161—171.
- [15] 丁慧, 吕长江, 黄海杰. 社交媒体、投资者信息获取和解读能力与盈余预期——来自“上证 e 互动”平台的证据[J]. *经济研究*, 2018(1): 153—168.
- [16] Renault, T. Intraday Online Investor Sentiment and Return Patterns in the US Stock Market[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 84: 25—40.
- [17] Cookson, J. A., Niessner, M. Why Don't We Agree? Evidence from a Social Network of Investors[J]. *The Journal of Finance*, 2020, 75(1): 173—228.
- [18] 杨凡, 张玉明. 互联网沟通能降低股价同步性吗? ——来自“上证 e 互动”的证据[J]. *中南财经政法大学学报*, 2020(6): 108—119.
- [19] 卞世博, 陈曜, 汪训孝. 高质量的互动可以提高股票市场定价效率吗? ——基于“上证 e 互动”的研究[J]. *经济学(季刊)*, 2022(3): 749—772.
- [20] 高敬忠, 杨朝, 彭正银. 网络平台互动能够缓解企业融资约束吗——来自交易所互动平台问答的证据[J]. *会计研究*, 2021(6): 59—75.
- [21] 蔡贵龙, 张亚楠, 徐悦等. 投资者—上市公司互动与资本市场资源配置效率——基于权益资本成本的经验证据[J]. *管理世界*, 2022(8): 199—217.
- [22] Lee, C. M. C., Zhong, Q. Shall We Talk? The Role of Interactive Investor Platforms in Corporate Communication[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2022, 74(2—3): 101524.
- [23] 高敬忠, 杨朝. 交易所网络平台互动与超额商誉[J]. *软科学*, 2021(5): 111—116.
- [24] 岑维, 童琼娜, 何潇悦. 投资者关注度与中小股东利益保护——基于深交所“互动易”平台数据的实证研究[J]. *证券市场导报*, 2016(2): 54—62.
- [25] 马连福, 张晓庆. 控股股东股权质押与投资者关系管理[J]. *中国工业经济*, 2020(11): 156—173.
- [26] 张倩倩, 姜春子, 张晓玫等. 中小投资者积极主义与资本市场效率——基于股市传闻的分析[J]. *中国工业经济*, 2023(2): 169—188.
- [27] Lee, C. M. C., Ready, M. J., Seguin, P. J. Volume, Volatility, and New York Stock Exchange Trading Halts [J]. *The Journal of Finance*, 1994, 49(1): 183—214.

- [28] Cui, B., Gozluklu, A. E. Intraday Rallies and Crashes: Spillovers of Trading Halts[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2016, 21(4): 472—501.
- [29] 于雪航, 方军雄. 股票随意停牌与证券分析师预测[J]. *会计研究*, 2022(7): 123—140.
- [30] 胡婷, 惠凯, 彭红枫. 异常波动停牌对股价波动性和流动性的影响研究——来自我国取消异常波动停牌的自然实验[J]. *金融研究*, 2017(9): 146—160.
- [31] 李洋, 王春峰, 房振明, 向健凯. 异常波动停牌与价格发现效率[J]. *管理科学*, 2018(6): 33—45.
- [32] 文雯, 张梦娇. “国家队”持股与上市公司异常停牌[J]. *外国经济与管理*, 2023(2): 22—40.
- [33] Rodnyansky, A., Darmouni, O.M. The Effects of Quantitative Easing on Bank Lending Behavior[J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(11): 3858—3887.
- [34] Reher, M. Finance and the Supply of Housing Quality[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(1): 357—376.
- [35] 李卫兵, 张凯霞. 空气污染对企业生产率的影响——来自中国工业企业的证据[J]. *管理世界*, 2019(10): 95—112.
- [36] 李璐, 薄文, 院茜. 实际控制人超额委派董事与企业投资效率[J]. *中南财经政法大学学报*, 2023(1): 10—22.
- [37] 肖土盛, 宋顺林, 李路. 信息披露质量与股价崩盘风险: 分析师预测的中介作用[J]. *财经研究*, 2017(2): 110—121.
- [38] 陈红, 纳超洪, 雨田木子, 韩翔飞. 内部控制与研发补贴绩效研究[J]. *管理世界*, 2018(12): 149—164.
- [39] Cao, S. S., Fang, V. W., Lei, L. G. Negative Peer Disclosure[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 140(3): 815—837.
- [40] Chen, H., De, P., Hu, Y.J. Wisdom of Crowds: The Value of Stock Opinions Transmitted through Social Media[J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(5): 1367—1403.
- [41] Cao, X., Zhang, Y., Feng, X. Investor Interaction and Price Efficiency: Evidence from Social Media[J]. *Finance Research Letters*, 2021, 40: 101747.
- [42] 张宗新, 吴钊颖. 媒体情绪传染与分析师乐观偏差——基于机器学习文本分析方法的经验证据[J]. *管理世界*, 2021(1): 170—185.

## Investor Interaction and Long-term Stock Halts of Listed Companies: Evidence from “Hudongyi”

LI Weibing LI Mingyang

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** In the current era of rapid development in information technology, this paper examines the impact of investor interactions on the long-term halting of stocks of listed companies, using data from the “Hudongyi” investor interaction platform of the Shenzhen Stock Exchange. The results indicate that interaction between investors and listed companies can significantly reduce the duration and frequency of stock halts, which is confirmed by difference-in-difference method, instrumental variable analysis, and other robustness tests. Mechanism analysis suggests that investor interaction can reduce stock halts by increasing information transparency and improving internal control. Further analyses reveal that investor interaction sentiment also has a significant negative impact on stock halts, while investor interaction improves post-resumption market performance, stabilizes company market value, and protects investor interests. This study provides empirical evidence for utilizing the investor interaction platform to monitor the long-term suspension behavior of listed companies. As such, regulators should encourage investor participation in online interaction and further optimize stock halts.

**Key words:** Investor Interaction; Stock Halts; Hudongyi; Information Transparency; Internal Control

(责任编辑:郭 策)