

李逵 PK 李鬼

——涨停板操纵后的股价表现研究

刘 杰 吴偲立 吴崇林 朱英伦*

【摘 要】 本文利用手动整理的在 2012—2019 年中国证监会行政处罚决定书披露的 212 例涨停板操纵案例,对比分析了操纵涨停的股票与正常涨停股票在涨停后的股价表现差异。实证结果表明市场操纵造成了错误定价,操纵结束后错误定价被市场逐步修正,操纵组股票的短期和长期累计超额收益率显著低于对照组股票。同时,公司股票流动性越低、公司治理水平越差,操纵对公司股价造成的错误定价程度越高,操纵结束后市场对股价的修正越多。此外,操纵结束后随着操纵者退出市场,操纵组股票股价中的公司特有信息含量提升,股价同步性下降。错误定价程度越大、新闻媒体报道量越高的股票,操纵结束后公司股价中特有信息含量提升越多,股价同步性越低。

【关键词】 涨停板 市场操纵 股价收益率 股价同步性

一、引 言

股票市场操纵指个人或机构投资者通过散布信息或交易行为影响其他投资者的行为,从而使股价偏向对自己有利的方向(Cherian 和 Jarrow, 1995; Kyle 和 Viswanathan, 2008)。中国《证券法》(2019 年修正版)第五十五条将通过不法手段影响或者意图影响证券交易价格或者证券交易量的行为定义为市场操纵。市场操纵行为扰乱市场价格形成机制,导致股票定价错误以及投资者福利的损失。市场投资者对市场操纵行为深恶痛绝,市场操纵行为也是监管部门着力打击的违规行为。各

* 刘杰,福建农林大学经济管理学院副教授;吴偲立,中央财经大学金融学院副教授;吴崇林,福建农林大学经济管理学院硕士研究生;朱英伦,外交学院国际经济学院讲师。通信作者及联系方式:刘杰;联系地址为福建省福州市仓山区上下店路 15 号福建农林大学经济管理学院;E-mail 为 liujie@fafu.edu.cn。本文感谢国家自然科学基金(71903030; 71702205)、福建省自然科学基金(2020J01562)、福建农林大学杰出青年基金(XJQ2020S3)的资助。感谢匿名审稿人的审稿意见,文责自负。

国监管部门,如中国证券监督管理委员会(简称中国证监会,CSRC)、美国证券交易委员会(SEC)都将查处和打击市场操纵行为视作市场治理的重要内容,并且制定了一系列规则和制度抑制市场操纵行为的发生(李志辉等,2018)。然而市场操纵仍然在股票市场中广泛存在,尤其在新兴国家股票市场,市场机制与监管制度的不完善使投资者操纵股价的情况屡见不鲜(Khwaja 和 Mian,2005)。

已有文献将市场操纵的形式划分为信息型操纵(Information-based Manipulation)和交易型操纵(Trade-based Manipulation)。本文研究的涨停板操纵属于交易型操纵中的一种。中国证监会在2017年发布的报告《“投资者保护·明规则、识风险”案例——警惕“涨停板”中的陷阱》中指出,涨停板操纵者利用投资者“追涨”的心理,通过交易行为推高股价制造涨停板吸引投资者跟风买入,并在成功拉升股价后获利出逃,追高的投资者因而成为“接盘侠”并承受投资损失。涨停板操纵是广义上“哄抬股价,逢高卖出”(Pump-and-dump)交易策略中的一种,该交易策略的实施依赖于操纵者成功营造市场对股价的乐观预期,进而吸引其他投资者跟风买入。具体而言,操纵者利用了我国股票市场涨停板制度对股票当日涨跌幅度进行限制这一特殊的制度设定。由于股票在正常情况下每日上涨幅度不能超过前一交易日收盘价的10%,股价涨停常常被投资者理解为股票“真实价值”的上涨幅度超过10%,但受制于涨停板制度“实际价格”无法在一天内完成相应幅度的上涨,因此,涨停被投资者视为股价将要在未来继续上涨的乐观信号。操纵者正是利用了投资者的这一心理,完成了涨停板操纵。这种依赖于特殊市场制度的操纵手法对于学术界、监管层和市场投资者都具有非常重要的研究价值。

市场操纵通过降低价格准确性损害市场效率,不同类型的市场操纵行为会导致不同的股价走势。例如,Goldstein 和 Guembel(2008)通过模型发现,操纵者恶意大量卖空公司股票,使公司融资能力受到负面影响,影响了公司正常的投资决策,最终伤害了公司基本面,持续降低了股票价值和价格。Neupane 等(2017)发现,首次发行新股(IPO)中同样存在操纵,股票价格最初由于操纵而上涨,但随后随着操纵者的退出逐步下跌。Comerton-Forde 和 Putniņš(2011)、李志辉等(2018)考察了股票市场存在的尾盘操纵现象,指出尾盘操纵表现为当天尾盘价格上涨而在第二天开盘后价格迅速下跌。与这些文献涉及的操纵类型不同,由于实证数据的缺乏,与本文关注的涨停板操纵相关的研究几近空白。本文通过手工收集证监会披露的涨停板操纵案例,为涨停板操纵的市场影响提供了直接的实证证据,是对现有文献的有益扩展和补充。本文的主要实证议题包括操纵者倾向于选择具备什么样特征的目标股票?受到操纵达到涨停的股票与自然涨停的股票股价表现有何差异?股票流动性、公司治理水平、错误定价程度、新闻媒体报道这些因素是否会影响被操纵股票涨停后的

表现?

在实证上纯粹地考察涨停板操纵后的股价表现是有一定挑战性的,因为被操纵涨停的股票同时具备两个特征:其一是股价被操纵,其二是股价达到涨停价。涨停会对投资者行为产生显著的影响。例如,Seasholes和Wu(2007)指出,涨停板会吸引个人投资者跟风买入,使股价短期内上升而在长期发生反转。王燕鸣等(2015)发现涨停板存在“广告效应”,能够吸引投资者关注。因此,如果我们简单地研究涨停后的市场表现,很容易将操纵造成的影响与涨停引发的效果相互混淆。在分析被操纵股票涨停后的市场表现时必须将涨停这一因素去除。在研究方法上,本文选择在涨停板操纵当天自然涨停的股票作为对照组,将货真价实正常达到涨停的“李逵”与经操纵达到涨停的“李鬼”进行对比,从而得以剔除涨停这一特殊走势对本文研究结论的干扰。本文的数据处理方法允许本文较为纯粹地考察涨停板操纵对于股价表现的影响。

实证结果显示,涨停操纵造成了股票价格的扭曲,涨停后操纵组股票与对照组股票的股价表现存在显著差异:①相对于对照组股票,操纵组股票在涨停后短期和长期的收益率均显著较低,平均而言,相较于对照组股票,操纵组股票短期5个交易日的累计超额收益率低3.2%,长期的100、150、200、250个交易日的累计超额收益率分别低7.2%、6.4%、8.5%、6.1%;②流动性越低、公司治理水平越差的股票,操纵导致的错误定价程度越高;③涨停后随着操纵者退出市场,操纵组股票的股价中公司特有信息含量提升,股价同步性下降,平均而言,相较于对照组股票,操纵组股票股价同步性指标低6.5%;④错误定价程度越大、新闻媒体报道量越高,操纵后公司股价特有信息含量提升越多,股价同步性越低。本文的研究是对市场操纵相关文献的有益扩展和补充。首先,资产定价理论认为,市场操纵者能够通过散布信息或交易行为影响其他投资者的行为,使股价偏向对自己有利的方向。虽然大量研究证实了市场操纵的广泛性和对定价效率的危害性,但限于数据获取的困难,提供直接证据、不依赖股价走势对操纵行为进行测度的实证研究相对较少。现有文献利用手工收集的案例数据考察了“集合资产池”操纵、IPO操纵、收盘价操纵等市场操纵类型,然而受限于直接数据的缺失,文献中关于涨停板操纵的研究几近空白。完整全面地估计市场操纵的影响需要细致的实证数据和实证分析的支持(Putniņš, 2012),本文利用手动整理的在2012—2019年中国证监会行政处罚决定书披露的212例涨停板操纵案例,对比分析了操纵涨停的股票与正常涨停股票在涨停后的股价表现,丰富了市场操纵相关的直接实证证据。涨跌停板制度是我国证券市场交易机制的重要组成部分(Seasholes和Wu, 2007; 王燕鸣等, 2015),但利用涨停板进行市场操纵的行为未能受到学术界的充分重视,相关研究几近空白。本文指出涨停板操纵导致股价在短期

偏离实际价值,在长期发生反转,操纵行为引发的市场价格扭曲使跟风买入的投资者承受损失。本文的研究结论是对涨停板研究的重要补充,对于深入理解涨停板操纵行为的影响机制和影响结果有重要贡献,对于监管制度的完善、投资者保护具有指导意义。

本文剩余部分作如下安排:第二部分回顾市场操纵领域的相关文献,第三部分介绍实证假设与研究设计,第四部分说明数据来源和数据处理方法,以及重要变量的描述性统计,第五部分是对操纵目标股票特征的分析,第六部分考察操纵后的股价收益率,第七部分考察操纵后的股价同步性,第八部分是本文的稳健性检验,第九部分是本文的结论。

二、文献综述

已有文献将市场操纵的形式划分为信息型操纵和交易型操纵。本文研究的涨停板操纵是一种利用资金优势拉抬股价至涨停价以吸引投资者跟风买入的行为,属于交易型操纵。对于交易型操纵,Fischel和Ross(1991)提出,在完全有效的市场中,交易型市场操纵是不可行的。然而在现实中,由于信息不对称和投资者行为偏误的存在,市场并非完全有效,因此,后续文献开始探讨交易型市场操纵能够获利的条件。例如,Allen和Gale(1992)指出,投资者提供和消耗流动性的不对称性使买单和卖单包含的信息含量存在差异,这一差异让交易型操纵成为可能。操纵者成功与否依赖于市场信息的不对称程度,只有当市场信息不透明、投资者无法辨认大额买家是意图抄底低估的资产还是操纵股价时,基于交易的市场操纵才存在获利空间。Aggarwal和Wu(2006)则发现,虽然通常而言信息搜寻者(Information Seeker)对市场效率有积极作用,但当市场操纵存在时,信息搜寻者越多,市场操纵越容易成功,从而有损于市场效率。在国内相关研究中,张屹山和方毅(2007)构建的模型指出,在有限理性的假设下,交易型操纵者能够利用正反馈交易者的羊群效应获利。周春生和梅建平(2010)也指出,投资者非完全理性和市场有限套利使交易型市场操纵成为可能。王燕鸣等(2015)则通过理论模型发现操纵者可以利用涨停板的“广告效应”减少资金成本,缩短操纵时间,提高操纵利润。

理论研究帮助研究者们更好地理解了在何种条件下市场操纵是可能的,以及在何种条件下是有利可图的。然而许多操纵策略太过复杂,难以通过理论模型刻画。对现实情况过分的简化和理想化的假设会使模型有失真的可能性,因此,实证研究对于研究市场操纵是非常必要的。实证研究使用的数据可以分为间接证据(价格走势、可疑交易行为)和直接证据(监管机构披露的操纵案例),限于获取数据的困难,

使用直接证据的实证研究数量相对较少。早期的实证研究以使用间接数据提供间接实证证据为主,如通过观察价格走势的异常推测可能存在的操纵行为。Carhart 等(2002)、Aitken 等(2015)、李志辉等(2018)、Cumming 等(2020)利用尾市价格偏离模型进行了可疑收盘价操纵行为的监测,分别在芬兰、美国、法国、中国、澳大利亚、加拿大、印度、新西兰、新加坡、日本和瑞典等国家的股票市场识别出了尾盘价格操纵的证据。例如,Carhart 等(2002)发现,在美国市场,股价在收盘前半小时,尤其是季度末的收盘前有明显被操纵上涨的迹象。80%的基金在1年当中最后1个交易日能够战胜标普500指数,而在1年中第一个交易日只有37%能战胜该指数。疑似操纵者的交易记录也是市场操纵的间接证据。Khwaja 和 Mian(2005)根据巴基斯坦经纪商的自营和代理交易记录,发现巴基斯坦的经纪商使用“哄抬股价,逢高卖出”的交易策略,使其自营交易收益比基准收益高8%,且这些超额收益不能用市场择时或者提供流动性等原因解释。Gallagher 等(2009)根据共同基金业绩报告期末的交易记录,发现基金经理倾向于在业绩报告期末购买持仓中流动性较差的股票,从而拉抬股价提升基金业绩表现。Sabherwal 等(2011)、Ackert 等(2016)通过分析互联网在线股票论坛中活跃用户的发帖行为探讨了其潜在的市场操纵行为。Lee 等(2013)检验了韩国证券市场中一份完整的日内订单和交易账户数据,探讨了基于市场微观结构的幌骗交易(Spoofing traders)的特征和影响。徐龙炳(2005)通过从交易数据中将机构投资者的交易记录分离出来,发现中国证券市场潜在的市场操纵行为。李志辉和邹谧(2018)构建了连续交易操纵识别和测度模型,发现市值规模较小、经营绩效水平较差和前期发生市场操纵概率较高的上市公司股票更容易被操纵。Chen 等(2019)通过检验深圳证券交易所的一份账簿交易数据,发现每日价格涨幅限制会吸引大投资者采取破坏性的交易策略,大投资者倾向于在股价上涨达到10%时买入,在第二个交易日卖出。Cumming 等(2020)通过构建尾市价格偏离模型,研究了9个国家和地区的疑似收盘价操纵案件,发现市场操纵不利于企业创新,这种不利影响在知识产权保护程度低和股东保护程度高的国家和地区中更为显著。

基于间接证据展开的研究有其局限性,研究者们发现的现象可能是市场操纵的结果,也可能存在其他的解释原因。随着数据可得性的提高,新的研究开始采用被监管部门披露的操纵案例作为直接证据考察市场操纵行为,但总的来说,由于缺乏数据量丰富、有代表性的数据库,利用披露案件进行的实证研究相对较为匮乏。现有文献利用手工收集的案例数据考察了“集合资产池”操纵、IPO 操纵、收盘价操纵等市场操纵类型。例如,Jiang 等(2005)检验了美国20世纪20年代“集合资产池”是否涉及市场操纵,发现其交易行为并没有对其他投资者利益产生伤害。Aggarwal 和 Wu(2006)分析了SEC披露的51个使用“哄抬股价,逢高卖出”交易策略的操纵案

例,其样本主要集中于流动性较差的股票,大多数操纵者(如公司管理层、大股东、做市商、经纪人等)拥有信息优势。Allen等(2006)考察了大额投资者和公司内部管理层利用市场影响力操纵股价进行市场逼空的案例。Comerton-Forde和Putniņš(2011)考察了SEC在1997—2009年披露的184起收盘价操纵案件,发现操纵者以基金经理、公司高管、大股东、经纪商为主。Huang和Cheng(2015)通过手工收集的中国台湾证券市场中118例市场操纵案例,发现受操纵的上市公司具有市值规模小和公司治理不佳的特征,并且“哄抬股价,逢高卖出”操纵策略会导致更大的波动性、较高的交易量,以及短期价格延续和长期价格反转。Neupane等(2017)利用印度监管机构披露的数据考察了7起IPO操纵案例,发现股价呈现显著的先涨后跌模式。李志辉等(2018)利用中国证监会披露的尾盘操纵案件检验了其操纵识别模型的有效性。然而受限于直接实证数据的缺失,已有文献中关于涨停板操纵的研究几近空白。本文通过手工收集证监会披露的涨停板操纵案例,为研究涨停板操纵的市场影响提供了直接的实证证据,是对现有文献的有益扩展和补充。

三、实证假设与研究设计

(一) 股价超额收益率

一个典型的市场操纵可以分为三个阶段进行:首先,操纵者购买大量股票,从而推高股票价格;其次,操纵者尝试通过各种方式吸引不知情交易者的注意力;最后,操纵者诱导不知情交易者参与交易,操纵者退出市场(Imisiker和Tas,2018)。在操纵过程中,股价将向对操纵者有利的方向移动,而在操纵结束后股价回归原本的价值,现有文献也支持了这一过程。例如,Aggarwal和Wu(2006)分析了SEC披露的51个使用“哄抬股价,逢高卖出”交易策略,发现股价在短期内上涨而在操纵者获利出逃后下跌。Griffin和Shams(2018)发现,当价格偏离基本面时,其他投资者存在经济动机对错误定价就行纠正,并且随着操纵者退出市场,资产价格也会逐步自动恢复。在本文研究的涨停板操纵案例中,由于股票是在操纵者的影响下达到涨停价格,其基本面的支撑程度相比自然涨停的股票较弱,操纵对股票价格的扭曲将在事件后逐步恢复。因此,本文预期操纵事件后操纵组股票的短期和长期超额收益率相比对照组更低。由此,本文提出实证假设1A和假设1B。

假设1A:受到操纵涨停的股票,其短期股价表现在涨停结束后弱于对照组。

假设1B:受到操纵涨停的股票,其长期股价表现在涨停结束后弱于对照组。

为了比较受到操纵涨停股票和正常涨停股票在股价涨停后的股价表现差异,本

文构建了 OLS 模型(1)和 Probit 模型(2)分别对实证假设 1A 和实证假设 1B 进行检验,其中, $car_{i,t}$ 为股价表现的度量指标, $rev_{i,t}$ 为股价是否发生反转的虚拟变量,当股价发生反转时取值为 1,否则取值为 0。

$$car_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times dum_manip_{i,t} + \beta_2 \times control_{i,t} \quad (1)$$

$$rev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times dum_manip_{i,t} + \beta_2 \times control_{i,t} \quad (2)$$

现有研究指出,信息不对称是操纵者成功实施市场操纵的关键(Fishchel 和 Ross, 1991; Chakraborty 和 Yilmaz, 2004; Khwaja 和 Mian, 2005),操纵者往往选择信息透明程度低的股票进行操纵。Chordia 等(2008)、Chung 和 Hrazdil(2010)等的研究指出,当市场流动性增加时,市场定价效率提升,股价短期收益率的可预测性降低。流动性越低的股票,市场对其定价效率也越低,操纵者能够以较小的成本实施操纵(Huang 和 Cheng, 2015; Comerton-Forde 和 Putniņš, 2014)。在本文研究的涨停板操纵案例中,操纵组股票的股价涨停并无实际利好信息支撑,高流动性将加速市场对错误定价的修正。因此,本文预期在操纵当日流动性低的股票,市场对其定价效率更低,操纵导致的错误定价程度更大。由此,本文提出实证假设 1C。

假设 1C: 流动性低的被操纵股票 操纵导致的错误定价程度更高。

为了论证股票流动性对操纵导致的错误定价程度的影响,本文依据股票流动性大小将总样本划分为低流动性和高流动性两个子样本,采用 OLS 模型(1)和 Probit 模型(2)考察不同流动水平下,操纵导致的错误定价程度差异。

操纵者在进行操纵时,需要考虑操纵成本的问题,只有收益大于潜在成本,操纵者才会进行操纵(Griffin 和 Shams, 2018)。李志辉和邹谧(2018)的研究也指出,操纵成本和难易程度是操纵者选择操纵对象的重要考虑依据。已有文献指出,上市公司治理水平是影响信息透明度的关键因素,治理水平越高,信息透明度越高(Kanagaretnam 等, 2007; 伊志宏等, 2010; 谭兴民等, 2009)。Aggarwal 和 Wu(2006)、Lee 等(2013)、Huang 和 Cheng(2015)基于直接实证证据的研究也指出,操纵者偏好选择治理水平较差的上市公司(股票)进行操纵。因此,本文预期,对于公司治理水平差的上市公司股票,操纵导致的错误定价程度更高。由此,本文提出实证假设 1D。

假设 1D: 股票被操纵的公司的治理水平越差 操纵导致的错误定价程度越高。

为了检验公司治理水平对股价操纵导致的错误定价程度的影响,本文依据公司治理水平将总样本划分为治理水平差和治理水平高两个子样本,采用 OLS 模型(1)和 Probit 模型(2)考察不同公司治理水平下,操纵导致的错误定价程度差异。

(二) 股价同步性

本文采用 CAPM 模型的决定系数 syn (CAPM 模型的拟合优度 R^2) ,即股价走势与市场行情的一致性 (Stock Return Synchronicity) 来衡量股价同步性。已有文献指出 syn 越大表明个股股价走势与市场同步性越强 (蔡庆丰和杨侃, 2013; Jin 和 Myers, 2006; Devos 等, 2015)。同时,由于公司信息不是完全透明的,相较于外部投资者,内部投资者掌握了更多的公司自身信息 (Firm-specific risk)。Jin 和 Myers (2006) 的模型预测股价崩盘更有可能发生在 syn 较低的公司,这是因为当内部投资者获取了公司自身负面信息时就会选择放弃这只股票,使股价出现较大幅度的下跌。同时,内部投资者的参与使股价同步性较高。与此相似,在本文的研究中,对于被操纵涨停的股票,操纵者具有股票价值的真实信息。如果操纵者在涨停后及时出逃,将会导致股价表现较弱,同时使股价中公司特有信息含量提升,股价走势与市场的一致性较低。由此,本文提出假设 2A。

假设 2A: 在操纵后,受到操纵的股票的股价同步性较低。

为了论证操纵与股价同步性的关系,本文构建 OLS 模型(3)比较操纵涨停股票和正常涨停股票在涨停后的股价同步性差异,其中 $syn_{i,t}$ 为股价同步性的度量指标。

$$syn_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times dum_manip_{i,t} + \beta_2 \times control_{i,t} \quad (3)$$

操纵者通过操纵行为推动股价触及涨停,被操纵股票的基本面对股价的支撑程度低于正常达到涨停的对照组股票,操纵导致的错误定价程度较高,其基本面与股价触及涨停所需的利好信息之间“真实缺口”较大。在操纵结束后,随着操纵者退出市场,操纵组股票股价中的公司特有信息含量将会恢复至真实水平,错误定价程度越高的股票的股价信息含量修正程度越大,股价同步性越低。由此,本文提出实证假设 2B。

假设 2B: 股价错误定价程度越高的被操纵股票在操纵后的股价信息含量提升程度越高,股价同步性下降幅度越大。

为了检验错误定价程度与操纵后股价同步性的关系,本文依据错误定价程度将总样本划分为错误定价程度低和错误定价程度高两个子样本,采用 OLS 模型(3)考察在不同错误定价程度下,在股票被操纵后的股价同步性差异。

新闻媒体作为股票市场中的重要信息中介,其通过搜集、整理和发布上市公司信息,影响投资者对相关信息的获取,最终影响投资者的交易策略。同时,新闻媒体报道作为社会舆论的一部分,能够起到外部约束和监督作用,有利于上市公司改进治理结构,提升信息透明度 (An 等, 2020; Fang 和 Peress, 2009; 罗进辉, 2012;

Bushee 等,2010)。黄俊和郭照蕊(2014)发现,在我国股票市场中,随着媒体报道数量的增多,更多公司层面的信息被纳入公司股价,公司股价同步性降低。Kim 等(2014)研究了全球50个国家和地区的新闻自由和公司股价信息的关系,发现更大的新闻自由度与更低的股价同步性相关。因此,本文预期,新闻媒体报道量越高的股票,在操纵后,其股价同步性越低。由此,本文提出实证假设2C。

假设2C:新闻媒体报道数量越高的被操纵股票,其股价信息含量在操纵后提升程度越高,股价同步性下降幅度越大。

为了分析新闻媒体报道与操纵后股价同步性的关系,本文依据操纵当日的新闻媒体报道数量将总样本划分为新闻媒体报道量低和新闻媒体报道量高两个子样本,采用OLS模型(3)考察不同新闻媒体报道水平下操纵后的股价同步性差异。

四、数据及描述性统计

(一) 数据来源与样本选择

本文研究的涨停板操纵案例来源于2012年1月至2019年12月中国证监会行政处罚决定书披露的市场违规案例,我们采用网络爬虫与人工筛选相结合的方式,对收集到的案例文书进行分类并提取案件关键信息。原始样本中包含296个证监会查处的涨停板市场操纵案例。在此基础上,本文剔除涨停前后5个交易日公司发生重大事件,以及在涨停日前后5个交易日存在2个及2个以上连续涨停的样本,筛选后的操纵案例共计212个。在表1中,我们按年度汇报了操纵案例数量、案例占比和典型案例。同时,我们选取在操纵当天同样达到涨停的股票作为对照组,共计22667个观测值。最终样本共计22879个观测值,操纵组占总样本比例为0.93%,对照组占比为99.07%。

本文使用的数据可以分为三个部分。第一部分是股票交易数据,主要为指数及个股的日度收益率、换手率、资金流入比例等信息。第二部分是上市公司基本面数据,包括账面市值比、公司市值、托宾Q值、净资产收益率、基金持股比例等。第一部分和第二部分数据来源于国泰安数据库(CSMAR)及锐思数据库(RESSET)。第三部分是网络新闻数据,包括标题出现该公司的新闻总数、内容出现该公司的新闻总数等,数据来源于中国研究数据服务平台数据库(CNRDS)。

表 1 涨停板操纵案例时间分布及典型案例

年份	案例数量	案例占比	典型案例	股票代码	案件依据
2012	14	6.60%	“美欣达”股票案	002034	证监罚字(2016)69号
2013	23	10.85%	“北京旅游”股票案	000802	证监罚字(2015)58号
2014	22	10.38%	“营口港”股票案	600317	证监罚字(2018)127号
2015	101	47.64%	“英威腾”股票案	002334	证监罚字(2017)6号
2016	33	15.57%	“福达股份”股票案	603166	证监罚字(2017)57号
2017	19	8.96%	“和胜股份”股票案	002824	证监罚字(2018)28号
总计	212	100.00%			

(二) 变量定义

本文所使用的主要变量名称及定义如表 2 所示。为了避免极端值对实证结果可能的干扰,我们将比值型变量进行了 1%双向缩尾处理(Winsorize)。

1. 股价表现的度量指标

本文采用 2 个特征变量考察涨停后操纵组与对照组股价表现的差异。

其一是股价超额收益率,本文采用市场模型(Market Model),用个股的累计收益率减去市场指数的累计收益率表征个股股价表现的相对强弱程度。

其二是股价反转概率,本文通过对比操纵后交易日的收盘价与操纵当日收盘价,构造虚拟变量判断股价是否发生反转,当操纵后 5 个交易日的收盘价跌破操纵当日收盘价时,则股价发生反转,取值为 1;否则未发生反转,取值为 0。

2. 股价同步性的度量指标

本文采用 CAPM 模型的决定系数 syn (CAPM 模型的拟合优度 R^2),即股价走势与市场的一致性(Stock Return Synchronicity)来衡量股价同步性。 syn 越大表明个股股价走势与市场同步性越强(蔡庆丰和杨侃,2013;Jin 和 Myers,2006;Devos 等,2015)。

3. 控制变量

本文控制了常用的公司特征,包括账面市值比、公司市值(流通市值)、托宾 Q 值、净资产收益率、基金持股比例等。

表 2 主要变量名称与变量定义

变量符号	变量定义
dum_manip	虚拟变量,操纵组股票取值为 1,对照组股票取值为 0

(续表)

变量符号	变量定义
<i>car5</i> (100、150、200、250)	股价超额收益率,涨停后5(100、150、200、250)个交易日的累计超额收益率
<i>rev5</i>	虚拟变量股价反转概率,股票在涨停5个交易日后跌破涨停当天收盘价取值为1,否则为0
<i>amihud</i>	Amihud 非流动性指标,用于衡量流动性
<i>follow</i>	跟踪分析师人数
<i>syn</i>	涨停后5个交易日中CAPM模型的决定系数 R^2 ,用于度量股价同步性
<i>newscont</i>	当日新闻媒体对个股的报道数量
<i>mtb</i>	账面市值比
<i>size</i>	流通市值的自然对数
<i>follow</i>	跟踪分析师人数
<i>roe</i>	净资产收益率
<i>tobinq</i>	托宾Q值,市值/总资产
<i>fund</i>	基金持股比例
<i>clsprc</i>	收盘价

(三) 描述性统计

在表3中,本文提供了主要被解释变量、解释变量及控制变量的描述性统计。其中第1列是变量符号,第2~9列分别是变量观测数、均值、标准差、最小值、25%分位数、中位数、75%分位数及最大值。

表3 主要变量的描述性统计

变量符号	N	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
<i>dum_manip</i>	22 879	0.009	0.096	0	0	0	0	1
<i>car5</i>	22 879	0.033	0.128	-0.581	-0.040	0.019	0.091	0.725
<i>rev5</i>	22 879	0.409	0.492	0	0	0	1	1
<i>car100</i>	22 879	0.165	0.325	-1.370	-0.049	0.136	0.348	2.843
<i>car150</i>	22 879	0.187	0.358	-2.401	-0.044	0.161	0.386	2.602
<i>car200</i>	22 879	0.220	0.398	-2.401	-0.030	0.192	0.448	2.778
<i>car250</i>	22 879	0.237	0.426	-2.401	-0.029	0.223	0.489	3.052

(续表)

变量符号	N	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
<i>amihud</i>	22 879	0.180	1.058	0	0.002	0.005	0.014	9.162
<i>follow</i>	22 879	2.129	2.889	0	0	1	3	25
<i>syn</i>	22 879	0.493	0.323	0.000	0.183	0.520	0.792	0.983
<i>newscont</i>	22 879	7.301	9.233	0	1	6	9	343
<i>mtb</i>	22 879	3.653	2.873	0.956	1.734	2.775	4.512	16.863
<i>size</i>	22 879	15.777	0.803	14.341	15.189	15.657	16.244	18.310
<i>follow</i>	22 879	2.129	2.889	0	0	1	3	25
<i>roe</i>	22 879	0.045	0.072	-0.272	0.016	0.045	0.078	0.272
<i>tobinq</i>	22 879	3.239	2.977	0.200	1.236	2.391	4.193	16.725
<i>fund</i>	22 879	0.037	0.049	0.000	0.004	0.015	0.051	0.228
<i>clsprc</i>	22 879	28.085	27.819	2.06	11.8	19.34	33.72	450

五、操纵目标股票特征

为了考察操纵者选择的操纵目标的特征,我们比较了受到操纵涨停与自然涨停股票所代表的公司在特征上的差异,包括账面市值比、公司规模、跟踪分析师人数、净资产收益率、托宾 Q 值、基金持股比例、收盘价。比较结果如表 4 所示,其中第 1、第 2、第 3 列分别是变量名称、操纵组与对照组变量的均值,第 4、第 5 列是两组股票代表的公司的变量均值的差值及其标准差,第 6、第 7 列则分别用 t 统计量和 p 统计量汇报了差异的显著性水平。操纵组股票代表公司的市值规模、跟踪分析师人数、净资产收益率和基金持股比例相较于对照组显著偏低,收盘价显著较高,而其他方面的差异在统计上不显著。现有研究发现市值规模大、跟踪分析师人数较多、业绩表现优异、机构持股比例较高的上市公司信息透明程度较高(Boone 和 White, 2015; Chen 等, 2016),这表明操纵者更加倾向于选择信息透明程度较低的股票作为操纵目标。

表 4 操纵组与对照组股票特征对比

变量符号	均值(操纵组)	均值(对照组)	差值	标准差	t 统计量	p 统计量
<i>mtb</i>	3.744	3.652	0.092	0.198	0.467	0.641
<i>size</i>	15.630	15.778	-0.148	0.055	-2.678	0.007***

(续表)

变量符号	均值(操纵组)	均值(对照组)	差值	标准差	t 统计量	p 统计量
<i>follow</i>	1.302	2.137	-0.835	0.199	-4.190	0.000***
<i>roe</i>	0.034	0.045	-0.010	0.005	-2.036	0.042**
<i>tobinq</i>	3.345	3.237	0.108	0.205	0.525	0.600
<i>fund</i>	0.027	0.037	-0.010	0.003	-2.958	0.003***
<i>clsprc</i>	32.917	28.040	4.877	1.919	2.541	0.011**

注:本文中*、**、***分别代表组间差异在10%、5%、1%的水平下显著,下同。

六、操纵后的股价收益率

(一) 短期股价超额收益率

由于被操纵的股票是在操纵者的操纵下达到涨停价格,其基本面的支撑程度相比自然涨停的股票较弱,因此,本文预期涨停后其短期收益率更低。图1对比了两组股票的短期股价表现,主坐标中实线和虚线分别表示操纵组与对照组股票的累计超额收益率,副坐标中柱状图展示了涨停后不同个交易日中两组股票累计超额收益率的差值。操纵涨停的股票与其他自然涨停的股票相比,短期收益率较低。在涨停后的5个交易日,操纵组平均累计超额收益率为-0.39%,而对照组则达到3.35%,两者相差3.74%。

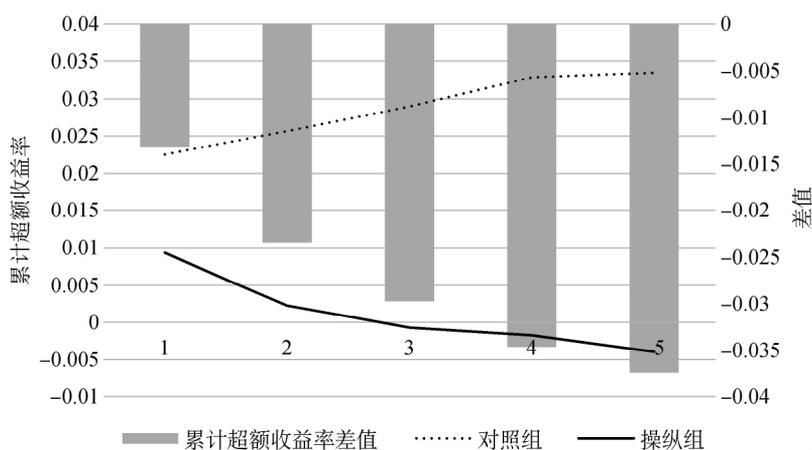


图1 操纵组与对照组短期股价表现对比

更正式地,本文采用 OLS 模型估计市场操纵对股票涨停后短期累积超额收益率

的影响,估计结果如表 5 所示。其中第(1)列引入了是否被操纵这一主要解释变量,并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制;第(2)列中则进一步加入了描述公司基本特征的控制变量。实证结果显示,操纵组股票在事件期内累计超额收益率显著低于对照组。平均而言,5 个交易日的累计差值为 3.2%,这一差距不但在统计上是显著的,也有着重要的经济学意义,本文的实证假设 1A 得到了证实。

Chan(2003)指出,在没有基本面支撑的情况下,股价在大幅移动之后会更容易发生股价反转。Khwaja 和 Mian(2005),Aggarwal 和 Wu(2006),Comerton-Forde 和 Putniņš(2011)都在实证研究中发现了股价在被操纵后出现反转的现象,即短期走势和长期走势相背离。鉴于操纵者人为推高股价到涨停板,因此,本文预期没有实质利好的操纵组股票的股价更可能在涨停后回归正常水平甚至跌破涨停价,即出现股价反转现象。为了检验这一推断,本文采用 Probit 模型估计股价反转可能性与股票是否被操纵的关系。估计结果如表 5 所示,其中第(3)列引入了是否被操纵这一主要解释变量,并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制;第(4)列中则进一步加入了描述公司基本特征的控制变量。实证结果显示,操纵组股票的股价反转概率显著较高,Probit 模型的边际效应分析显示,操纵组股票的股价发生反转的概率比对照组高 11.11%,这一差异不但在统计上是显著的,也有着重要的经济意义。

表 5 涨停板操纵与短期股价表现

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>car5</i>	<i>car5</i>	<i>rev5</i>	<i>rev5</i>
<i>dum_manip</i>	-0.038*** (-4.335)	-0.032*** (-3.677)	0.350*** (4.001)	0.286*** (3.239)
<i>mtb</i>		0.015*** (3.160)		0.019 (0.406)
<i>size</i>		-0.005*** (-4.091)		0.036*** (2.767)
<i>follow</i>		0.001** (2.505)		-0.005 (-1.261)
<i>roe</i>		0.076*** (5.942)		-0.387*** (-2.933)
<i>tobinq</i>		-0.007 (-1.454)		-0.060 (-1.308)
<i>fund</i>		-0.046**		-0.572***

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>car5</i>	<i>car5</i>	<i>rev5</i>	<i>rev5</i>
		(-2.341)		(-2.850)
<i>clsprc</i>		-0.001 ^{***}		0.010 ^{***}
		(-27.775)		(24.393)
常数项	-0.007	0.059 ^{**}	0.109	-0.431
	(-0.319)	(1.992)	(0.476)	(-1.433)
样本数	22 879	22 879	22 879	22 879
R^2	0.015	0.056		
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

注:本文中括号内数值为 t 统计量,下同。

(二) 长期股价超额收益率

本文采用 OLS 模型考察操纵涨停与自然涨停股票在涨停后的长期股价表现差异,我们在表 6 的第(1)至第(4)列分别考察了涨停后 100、150、200、250 个交易日的累计超额收益率,所有模型都对年度固定效应、行业固定效应和描述公司基本特征的变量进行了控制。实证结果显示,操纵组股票长期累计超额收益率显著低于对照组。平均而言,100、150、200、250 个交易日的累计差值分别为 7.2%、6.4%、8.5%、6.1%,这些差距相较于短期累计超额收益率进一步扩大,反映被操纵股票价格在长期表现弱势。本文的实证假设 1B 得到了证实。

表 6 涨停板操纵与长期股价表现

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>car100</i>	<i>car150</i>	<i>car200</i>	<i>car250</i>
<i>dum_manip</i>	-0.072 ^{***}	-0.064 ^{***}	-0.085 ^{***}	-0.061 ^{**}
	(-3.453)	(-2.859)	(-3.504)	(-2.387)
<i>mtb</i>	0.049 ^{***}	0.037 ^{***}	0.005	-0.016
	(4.434)	(3.069)	(0.393)	(-1.145)
<i>size</i>	-0.095 ^{***}	-0.132 ^{***}	-0.170 ^{***}	-0.190 ^{***}
	(-31.162)	(-39.974)	(-47.674)	(-51.048)
<i>follow</i>	0.016 ^{***}	0.021 ^{***}	0.026 ^{***}	0.029 ^{***}

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>car100</i>	<i>car150</i>	<i>car200</i>	<i>car250</i>
	(18.860)	(23.491)	(26.694)	(27.817)
<i>roe</i>	0.393 ^{***}	0.421 ^{***}	0.474 ^{***}	0.490 ^{***}
	(12.793)	(12.618)	(13.147)	(12.993)
<i>tobinq</i>	-0.022 ^{**}	-0.009	0.021	0.036 ^{***}
	(-2.018)	(-0.810)	(1.629)	(2.739)
<i>fund</i>	-0.406 ^{***}	-0.457 ^{***}	-0.535 ^{***}	-0.551 ^{***}
	(-8.731)	(-9.025)	(-9.797)	(-9.646)
<i>clspre</i>	-0.003 ^{***}	-0.003 ^{***}	-0.003 ^{***}	-0.003 ^{***}
	(-32.119)	(-31.239)	(-29.978)	(-27.239)
常数项	1.432 ^{***}	1.935 ^{***}	2.430 ^{***}	2.459 ^{***}
	(20.210)	(25.125)	(29.237)	(28.301)
样本数	22 879	22 879	22 879	22 879
R^2	0.156	0.180	0.227	0.263
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

(三) 股票流动性

已有文献发现,流动性越高的股票,市场对其定价效率也越高(Chordia等,2008; Chung和Hrazdil,2010),因此,本文推测当被操纵当日股票的流动性低时,涨停板操纵导致的错误定价程度较高。为了对这一论断进行检验,本文采用操纵当日的*amihud*指标作为流动性的度量指标,考察了在不同流动性水平下,操纵导致的错误定价程度的差异。具体而言,本文将涨停当日*amihud*指标小于年度中位数的样本划分为高流动性子样本,将当日*amihud*指标高于年度中位数的样本划分为低流动性子样本,分别采用OLS模型和Probit模型估计市场操纵对股票涨停后短期累计超额收益率及股价反转可能性的影响,估计结果如表7所示。

实证结果显示,操纵组与对照组股票在事件期内累计超额收益率的差异主要体现在低流动性子样本中,平均而言,5个交易日的累计差值为3.4%,而对于高流动性子样本,这一差距并不显著。同时,操纵组与对照组股票股价反转概率的差异在低流动性子样本中也更为显著,操纵组股价发生反转的概率比对照组高10.57%,而对于高流动性子样本,两组股票股价发生反转的概率并无显著差异。上述实证结果表明,当操纵当日的流动性越低时,操纵造成的错误定价程度越高。本文实证假设1C得到证实。

表7 流动性水平与错误定价程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低流动性		高流动性	
	<i>car5</i>	<i>rev5</i>	<i>car5</i>	<i>rev5</i>
<i>dum_manip</i>	-0.034 **	0.302 **	-0.009	0.102
	(-2.406)	(2.332)	(-0.931)	(0.832)
<i>mtb</i>	0.028 ***	-0.049	0.020 ***	-0.041
	(3.703)	(-0.686)	(3.964)	(-0.630)
<i>size</i>	0.008 ***	-0.100 ***	0.009 ***	-0.050 ***
	(3.308)	(-4.215)	(6.625)	(-2.913)
<i>follow</i>	0.001	-0.002	-0.001	0.001
	(1.405)	(-0.371)	(-1.563)	(0.291)
<i>roe</i>	0.058 **	-0.046	0.010	-0.117
	(2.513)	(-0.211)	(0.778)	(-0.687)
<i>tobinq</i>	-0.020 ***	0.017	-0.016 ***	0.009
	(-2.657)	(0.245)	(-3.324)	(0.146)
<i>fund</i>	-0.142 ***	0.071	0.130 ***	-1.564 ***
	(-5.086)	(0.272)	(5.245)	(-4.719)
<i>clsprc</i>	-0.001 ***	0.012 ***	-0.001 ***	0.016 ***
	(-29.393)	(25.124)	(-19.248)	(15.796)
常数项	-0.090 *	1.192 **	-0.187 ***	1.102 ***
	(-1.694)	(2.360)	(-6.097)	(2.706)
样本数	11 438	11 434	11 441	11 441
R^2	0.120		0.045	
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

(四) 公司治理水平

已有文献指出,公司治理水平越高,公司与投资者之间的信息不对称程度越低(Kanagaretnam等,2007;伊志宏等,2010;谭兴民等,2009),因此,当被操纵股票所代表的公司的治理水平越低,操纵导致的错误定价程度越高。Yu(2008)、Chen等(2015)、李春涛等(2014)认为跟踪分析师能够对上市公司管理层进行监督,提升公

司治理水平。本文采用跟踪分析师人数作为公司治理水平的度量指标,检验了公司治理水平对操纵导致的错误定价程度的影响。具体而言,本文将跟踪分析师人数低于年度中位数的样本划分为治理水平低子样本,将人数跟踪分析师高于年度中位数的样本划分为治理水平高子样本,分别采用 OLS 模型和 Probit 模型估计市场操纵对股票涨停后短期累积超额收益率及股价反转可能性的影响,估计结果如表 8 所示。

表 8 公司治理水平与错误定价程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	治理水平低		治理水平高	
	<i>car5</i>	<i>rev5</i>	<i>car5</i>	<i>rev5</i>
<i>dum_manip</i>	-0.035 ^{***}	0.396 ^{***}	-0.021	0.061
	(-3.205)	(3.585)	(-1.457)	(0.397)
<i>mtb</i>	-0.020 ^{***}	0.161 ^{***}	0.007	0.073
	(-3.638)	(2.951)	(0.947)	(0.930)
<i>size</i>	0.000	0.007	-0.010 ^{***}	0.059 ^{***}
	(0.109)	(0.408)	(-5.379)	(3.041)
<i>follow</i>	0.010 ^{***}	-0.027	0.001 [*]	-0.006
	(4.006)	(-1.079)	(1.659)	(-1.085)
<i>roe</i>	0.001	0.017	0.002	-0.036
	(0.296)	(0.854)	(0.339)	(-0.482)
<i>tobinq</i>	0.023 ^{***}	-0.175 ^{***}	-0.000	-0.110
	(4.199)	(-3.227)	(-0.056)	(-1.419)
<i>fund</i>	-0.028	-0.755 ^{**}	-0.050 ^{**}	-0.409
	(-0.909)	(-2.438)	(-2.109)	(-1.623)
<i>clsprc</i>	-0.001 ^{***}	0.009 ^{***}	-0.001 ^{***}	0.009 ^{***}
	(-19.168)	(17.082)	(-16.616)	(16.264)
常数项	0.023	-0.205	0.126 ^{***}	-0.917 ^{**}
	(0.570)	(-0.502)	(2.976)	(-2.062)
样本数	13 257	13 257	9 622	9 622
R^2	0.047		0.061	
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

估计结果表明,操纵导致的错误定价主要体现在治理水平差子样本中,平均而言,5个交易日的累计差值为3.5%,操纵组股价发生反转的概率比对照组高2.31%,而在治理水平高子样本中,两组股票的累计超额收益率和股价反转概率并无显著差异。这一实证结果表明,当公司治理水平越差时,操纵导致的错误定价程度越高。本文实证假设1D得到证实。

七、操纵后的股价同步性

(一) 股价同步性

本文采用OLS模型考察操纵涨停与自然涨停股票股价同步性的差异,其中股价同步性通过股价与市场走势的一致性程度,即CAPM模型的決定系数 syn 来表征。 syn 越大表明个股股价走势与市场同步性越强(蔡庆丰和杨侃,2013;Jin和Myers,2006;Devos等,2015)。未在正文汇报的T检验结果显示操纵组股票在涨停后的股价走势与市场走势的一致性达到35.61%,显著低于对照组的49.43%。OLS模型的实证结果如表9第(1)列所示,模型中引入了是否被操纵这一主要解释变量,同时控制了年度固定效应、行业固定效应以及描述公司基本特征的控制变量。实证结果显示,相较于对照组,操纵组股票在操纵后的股价同步性低6.5%。这一差异不但在统计上是显著的,也有着重要的经济意义,即操纵结束后,随着操纵者退出市场,股价中公司特有信息含量得到提升,股价同步性降低,本文实证假设2A得到证实。

(二) 错误定价程度

股价的错误定价程度越高,说明公司基本面与股价触及涨停所需的利好信息“真实缺口”越大。因此,本文预期对于错误定价程度越高的股票,在操纵涨停后市场对其股价中的公司特有信息含量的修正程度越大,即其股价同步性下降程度越高。为了对这一假设进行检验,本文将样本按照短期股价表现 $car5$ 是否大于0划分为错误定价程度高和错误定价程度低两个子样本,分别考察短期股价上涨或下跌条件下涨停板操纵与股价同步性的关系。具体而言,当股票的短期股价表现 $car5$ 小于0时,将其划分为错误定价程度高子样本,当股票的短期股价表现 $car5$ 大于0时,划分为错误定价程度低子样本。实证结果如表9第(2)至第(3)列所示,模型中引入了是否被操纵这一主要解释变量,同时控制了年度固定效应、行业固定效应以及描述公司基本特征的控制变量。实证结果显示,当短期累计超额收益率为正时,操纵组股票的股价同步性高于对照组4.6%,但这一差异在统计上并不显著;而当短期累计超额收益

率为负时,操纵组股票的股价同步性显著高于对照组 9.0%。这一结果与 Jin 和 Myers (2006) 的模型推测相符,表明操纵者如果在涨停后及时出逃,将会导致被操纵股票的股价表现较弱,同时使股价走势与市场的一致性较低。本文实证假设 2B 得到证实。

(三) 新闻媒体报道

新闻媒体为市场中重要的信息中介和外部监督者,能够增加股价中的公司特有信息含量,降低股价同步性(黄俊和郭照蕊,2014; Kim 等,2014),本文预期新闻媒体报道数量越多的股票,在操纵后其股价中公司特有信息含量越高,股价同步性越低。为了对上述论断进行检验,本文将样本按照操纵当日新闻报道数量将划分为新闻媒体报道量高和新闻媒体报道量低两个子样本,分别考察了在不同新闻媒体报道量水平下涨停板操纵与股价同步性的关系。具体而言,当公司的新闻媒体报道数量高于日度均值时,将其划分为新闻媒体报道量高子样本,否则划分为新闻媒体报道量低子样本。实证结果如表 9 第(4)至第(5)列所示,模型中引入了是否被操纵这一主要解释变量,同时控制了年度固定效应、行业固定效应以及描述公司基本特征的控制变量。实证结果显示,新闻媒体报道数量低时,操纵组股票的股价同步性高于对照组 4.4%,但这一差异在统计上并不显著;而新闻媒体报道数量高时,操纵组股票的股价同步性显著高于对照组 10.3%。这一结果表明,操纵新闻媒体报道量越高,在操纵后股价中的公司特有信息含量提升程度越高,股价同步性下降幅度越大。本文实证假设 2C 得到证实。

表 9 股价同步性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>syn</i>				
	总样本	错误定价程度低	错误定价程度高	新闻媒体报道量低	新闻媒体报道量高
<i>dum_manip</i>	-0.065 ^{***}	-0.046	-0.090 ^{***}	-0.044	-0.103 ^{***}
	(-3.028)	(-1.464)	(-3.092)	(-1.580)	(-3.010)
<i>mtb</i>	-0.056 ^{***}	-0.063 ^{***}	-0.037 ^{**}	-0.044 ^{***}	-0.070 ^{***}
	(-4.874)	(-4.204)	(-2.093)	(-2.877)	(-4.032)
<i>size</i>	0.007 ^{**}	0.003	0.008 [*]	0.011 ^{***}	0.004
	(2.223)	(0.677)	(1.761)	(2.632)	(0.827)
<i>follow</i>	0.002 ^{**}	0.002	0.002	0.001	0.003 ^{**}
	(2.057)	(1.622)	(1.359)	(1.155)	(2.028)

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>syn</i>				
	总样本	错误定价程度低	错误定价程度高	新闻媒体报道量低	新闻媒体报道量高
<i>roe</i>	0.079** (2.482)	0.074* (1.789)	0.105** (2.136)	0.049 (1.137)	0.112** (2.372)
<i>tobinq</i>	0.050*** (4.468)	0.055*** (3.833)	0.036** (2.077)	0.039*** (2.615)	0.062*** (3.723)
<i>fund</i>	0.032 (0.671)	0.150** (2.435)	-0.093 (-1.215)	-0.005 (-0.073)	0.063 (0.897)
<i>clsprc</i>	-0.002*** (-21.344)	-0.002*** (-13.248)	-0.002*** (-20.122)	-0.002*** (-18.679)	-0.002*** (-11.580)
常数项	0.265*** (3.616)	0.324*** (3.304)	0.223** (2.043)	0.006 (0.058)	0.481*** (4.688)
样本数	22 879	13 328	9 551	12 644	10 235
R^2	0.086	0.080	0.118	0.101	0.075
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

八、稳健性检验

为了检验本文结论的稳健性,本文进行了如下一系列稳健性检验。

(一) 考虑样本选择性偏差

已有文献发现,具有经营绩效差、管理透明度低、市值小、信息不对称程度高等特征的公司更容易受到操纵(Lee 等, 2013; Comerton-Forde 和 Putniņš, 2014; Huang 和 Cheng, 2015; 李志辉和邹谧, 2018),受操纵股票和未受操纵股票在操纵后的股价表现差异可能是操纵导致的,也可能是自身基本面存在差异的结果。因此,为了进一步降低样本选择性偏差带来的影响,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法,挑选未受操纵股票作为对照组股票。与传统的根据涨跌幅、成交量或其他交易特征进行匹配的方法相比,倾向得分匹配能够将多维信息处理成一个得分因子,进而可以从多个维度将被操纵股票和与其特征相似的未被操纵股票进行匹配,从而剔除其他股票

特征的可能干扰,更为准确地估计操纵产生的影响。

具体而言,首先,本文以前述控制变量为解释变量,是否被操纵 dum_manip 为被解释变量,采用 Logit 模型对股票被操纵的倾向得分进行估计:

$$Pr(x_{i,t}) = Pr(dum_manip_{i,t} = 1) = \Phi(control_{i,t-1}) \quad (4)$$

其中, $Pr(x_{i,t})$ 为股票 i 在 t 交易日的被操纵的概率, $control_{i,t-1}$ 为被操纵前一个交易日的控制变量。其次,对(4)式进行估计后,本文计算操纵当日每一只股票被操纵的倾向得分。最后,本文选取操纵当日与被操纵股票处于同一行业的得分最接近的一只股票作为未被操纵股票,最终挑选 212 只未被操纵股票作为对照组股票。

本文采用倾向得分匹配挑选对照组股票,实证结果如表 10 所示,其中第(1)至第(2)列检验了操纵组短期股价超额收益率表现,第(3)列检验了操纵组长期股价超额收益率表现,第(4)列检验了操纵组股价同步性表现。 dum_manip 的回归系数显著为负,表明采用倾向得分匹配降低样本选择性偏差带来的影响后,回归结果依然显示操纵组短期及长期超额收益率、股价同步性均显著弱于对照组,本文实证假设得到进一步验证。

表 10 稳健性检验:样本选择性偏差

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>car5</i>	<i>rev5</i>	<i>car200</i>	<i>syn</i>
<i>dum_manip</i>	-0.028** (-2.428)	0.268** (2.068)	-0.071** (-2.073)	-0.026** (-2.355)
<i>mtb</i>	0.021 (0.614)	0.112 (0.297)	-0.087 (-0.873)	-0.123 (-1.258)
<i>size</i>	0.002 (0.180)	-0.012 (-0.108)	-0.133*** (-4.451)	-0.016 (-0.638)
<i>follow</i>	-0.005 (-1.265)	0.021 (0.507)	0.001 (0.086)	0.004 (0.481)
<i>roe</i>	-0.004 (-0.216)	0.203 (0.772)	-0.004 (-0.073)	0.343* (1.960)
<i>tobinq</i>	-0.015 (-0.459)	-0.131 (-0.358)	0.125 (1.291)	0.112 (1.171)
<i>fund</i>	0.020 (0.105)	-0.737 (-0.354)	-0.489 (-0.903)	0.278 (0.550)

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>car5</i>	<i>rev5</i>	<i>car200</i>	<i>syn</i>
<i>clsprc</i>	-0.001 ^{***} (-3.706)	0.006 ^{**} (2.322)	-0.004 ^{***} (-5.447)	-0.001 (-1.002)
常数项	-0.027 (-0.178)	0.133 (0.080)	1.844 ^{***} (4.149)	0.478 (1.262)
样本数	424	424	424	424
R^2	0.144		0.488	0.152
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

(二) 风险因子调整

为验证本文研究结论的稳健性,本文在考察涨停后操纵组与对照组股票股价表现差异进行风险因子调整。本文采用了3种风险因子组合进行调整,实证结果如表11所示,其中第(1)和(4)列采用Fama-French三因子模型调整后的超额收益;第(2)和(5)列采用Carhart四因子模型调整后的超额收益;第(3)和(6)列采用Fama-French五因子模型调整后的超额收益。我们在第(1)至第(3)列、第(4)至第(6)列中分别检验了经操纵组风险因子调整后的短期、长期股价表现。*dum_manip*的回归系数显著为负,表明经风险因子调整后的回归结果依然显示操纵组股票股价表现在短期及长期均显著弱于对照组,从而证明了文章结论的稳健性。

表11 稳健性检验:风险因子调整

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	短期表现(5个交易日)			长期表现(200个交易日)		
	FF3F	Carhart	FF5F	FF3F	Carhart	FF5F
<i>dum_manip</i>	-0.035 ^{***} (-3.720)	-0.035 ^{***} (-3.748)	-0.036 ^{***} (-3.759)	-0.070 ^{***} (-2.692)	-0.071 ^{***} (-2.716)	-0.092 ^{***} (-3.685)
<i>mtb</i>	0.008 (1.513)	0.008 (1.597)	0.007 (1.471)	-0.013 (-0.920)	-0.012 (-0.846)	-0.011 (-0.784)
<i>size</i>	-0.006 ^{***} (-4.121)	-0.005 ^{***} (-3.947)	-0.006 ^{***} (-4.398)	-0.174 ^{***} (-45.616)	-0.173 ^{***} (-45.501)	-0.168 ^{***} (-45.595)

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	短期表现(5个交易日)			长期表现(200个交易日)		
	FF3F	Carhart	FF5F	FF3F	Carhart	FF5F
<i>follow</i>	0.001 ^{***}	0.001 ^{***}	0.001 ^{***}	0.025 ^{***}	0.025 ^{***}	0.024 ^{***}
	(2.742)	(2.887)	(2.971)	(23.291)	(23.449)	(24.005)
<i>roe</i>	0.070 ^{***}	0.069 ^{***}	0.072 ^{***}	0.501 ^{***}	0.499 ^{***}	0.460 ^{***}
	(5.017)	(4.948)	(5.125)	(12.976)	(12.922)	(12.370)
<i>tobinq</i>	-0.001	-0.001	-0.000	0.045 ^{***}	0.043 ^{***}	0.040 ^{***}
	(-0.133)	(-0.236)	(-0.082)	(3.292)	(3.201)	(3.051)
<i>fund</i>	-0.051 ^{**}	-0.051 ^{**}	-0.051 ^{**}	-0.193 ^{***}	-0.194 ^{***}	-0.270 ^{***}
	(-2.413)	(-2.426)	(-2.414)	(-3.299)	(-3.312)	(-4.797)
<i>clspre</i>	-0.001 ^{***}	-0.001 ^{***}	-0.001 ^{***}	-0.004 ^{***}	-0.004 ^{***}	-0.003 ^{***}
	(-23.672)	(-23.107)	(-23.773)	(-37.369)	(-36.830)	(-30.774)
常数项	0.066 ^{**}	0.081 ^{**}	0.074 ^{**}	2.493 ^{***}	2.530 ^{***}	2.464 ^{***}
	(2.049)	(2.497)	(2.279)	(27.997)	(28.408)	(28.739)
样本数	22 879	22 879	22 879	22 879	22 879	22 879
R^2	0.090	0.092	0.091	0.255	0.257	0.311
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

九、结论与政策建议

市场操纵对股价表现及投资者行为的影响受到学术界、市场监管层以及金融世界的高度关注。完整全面地估计市场操纵的影响需要细致的实证数据和实证分析的支持(Putniņš, 2012),虽然大量研究证实了市场操纵存在的广泛性和对定价效率的危害性,但限于数据获取的困难,提供直接证据的实证研究相对较少。

涨跌停板制度是我国证券市场交易机制的重要组成部分(Seasholes和Wu, 2007;王燕鸣等,2015)。投资者对追逐涨停板抱有极高的热情,也无形中为涨停板操纵提供了土壤。但利用涨停板进行市场操纵的行为尚未受到学术界的充分重视,相关研究较为匮乏。如何完善涨停板交易制度和其他市场制度,从而抑制涨停板操

纵的发生;如何进行投资者教育,进而杜绝操纵;如何评估涨停板操纵对市场的危害等,是研究者们需要思考的问题。学术界、市场监管层及金融业界应当充分意识到操纵者利用特定交易机制设计进行市场操纵的可能性,通过缜密细致的学理分析建立健全市场交易体制,同时做好投资者教育工作,杜绝市场操纵,提高金融市场定价效率。

本文利用手动整理的在2012—2019年中国证监会行政处罚决定书披露的212例涨停板操纵案例,对比分析了操纵涨停与正常涨停股票在涨停后的股价表现差异。本文研究发现,相对于对照组股票,操纵组股票在涨停后短期和长期的收益率均显著较低;公司股票流动性越低、公司治理水平越差,操纵对公司股价造成的错误定价程度越高。涨停后随着操纵者逐步退出市场,操纵组股票的股价中公司特有信息含量提升,股价同步性下降;错误定价程度越大、新闻媒体报道量越高,在操纵后股价中公司特有信息含量提升越多,股价同步性越低。

本文是对涨停板操纵研究的重要补充,对于深入理解涨停板操纵行为的影响结果和影响机制有重要贡献,对于监管制度的制定、投资者保护具有指导意义。鉴于涨停板操纵对股价表现的不良影响,股票市场监管部门应构建和完善涨停板操纵的检测预警体系,增强对涨停板操纵的侦测能力。另外,涨停板操纵对流动性低的股票、治理水平差的公司的股票不利影响更大,新闻媒体报道能够提升操纵后股价中公司特有信息含量,因此,监管部门应完善市场制度建设,提升市场流动性,改善上市公司治理结构,同时积极发展新闻媒体等外部监督力量。

参 考 文 献

- 蔡庆丰,杨侃,2013.是谁在“捕风捉影”:机构投资者VS证券分析师——基于A股信息交易者信息偏好的实证研究[J].金融研究,(6):193-206.
- 黄俊,郭照蕊,2014.新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J].管理世界,(5):121-130.
- 李春涛,宋敏,张璇,2014.分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据[J].金融研究,(7):124-139.
- 罗进辉,2012.媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J].金融研究,(10):153-166.
- 李志辉,王近,李梦雨,2018.中国股票市场操纵对市场流动性的影响研究——基于收盘价操纵行为的识别与监测[J].金融研究,(2):135-152.
- 李志辉,邹谧,2018.中国股票市场操纵行为测度与影响因素研究——基于上市公司特征角度[J].中央财经大学学报,(12):25-36.
- 谭兴民,宋增基,蒲勇健,2009.公司治理影响信息披露了吗?——对中英资本市场的实证比较研究[J].金融研究,(8):171-181.

- 王燕鸣,吴晶,王钰婷,2015.涨停板的广告效应与交易型股票操纵[J].金融季刊,9(2):93-125.
- 徐龙炳,2005.中国股市机构投资者多账户交易行为研究[J].经济研究,(2):72-80.
- 伊志宏,姜付秀,秦义虎,2010.产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J].管理世界,(1):133-141+161+188.
- 张屹山,方毅,2007.中国股市庄家交易操纵的模型与政策分析[J].管理世界,(5):40-48.
- 周春生,梅建平,2010.行为型操纵[J].金融研究,(1):131-152.
- ACKERT L F,JIANG L,LEE H S,LIU J,et al.,2016. Influential investors in online stock forums[J]. International Review of Financial Analysis,(45):39-46.
- AGGARWAL R K,WU G,2006. Stock market manipulations[J]. The Journal of Business,79(4):1915-1954.
- AITKEN M,CUMMING D,ZHAN F,2015. High frequency trading and end-of-day price dislocation[J]. Journal of Banking and Finance,59(10):330-349.
- ALLEN F,GALE D,1992. Stock-price manipulation[J]. Review of Financial Studies,5(3):503-529.
- ALLEN F,LITOV L,MEI J,2006. Large investors,price manipulation,and limits to arbitrage:an anatomy of market corners[J]. Review of Finance,10(10):645-693.
- AN Z,CHEN C,NAIKER V,WANG J,2020. Does media coverage deter firms from withholding bad news? Evidence from stock price crash risk[J]. Journal of Corporate Finance,(64):101664.
- BOONE A L,WHITE J T,2015. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production [J]. Journal of Financial Economics,117(3):508-533.
- BUSHEE B J,CORE J E,GUAY W R,et al.,2010. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research,48(1):1-19.
- CARHART M M,KANIEL R,MUSTO D K,et al.,2002. Leaning for the tape: evidence of gaming behavior in equity mutual funds[J]. Journal of Finance,57(2):661-693.
- CHAKRABORTY A,YILMAZ B,2004. Informed manipulation[J]. Journal of Economic Theory,114(1):132-152.
- CHAN W S,2003. Stock price reaction to news and no-news: drift and reversal after headlines[J]. Journal of Financial Economics,70(2):223-260.
- CHEN J,CUMMING D J,HOU W,et al.,2016. Does the external monitoring effect of financial analysts deter corporate fraud in China[J]. Journal of Business Ethics,134(4):727-742.
- CHEN T,GAO Z,HE J,et al.,2019. Daily price limits and destructive market behavior[J]. Journal of Econometrics,208(1):249-264.
- CHEN T,HARFORD J,LIN C,2015. Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments [J]. Journal of Financial Economics,115(2):383-410.
- CHERIAN J A,JARROW R A,1995. Chapter 20 Market manipulation [J]. Handbooks in Operations Research & Management Science,9(5):611-630.
- CHUNG D Y,HRAZDIL K,2010. Liquidity and market efficiency:a large sample study[J]. Journal of Banking and Finance,34(10):2346-2357.
- CHORDIA T,ROLL R,SUBRAHMANYAM A,2008. Liquidity and market efficiency [J]. Journal of Financial Economics,87(2):249-268.
- COMERTON-FORDE C,PUTNIŃŠ T J,2011. Measuring closing price manipulation [J]. Journal of Financial Intermediation,20(2):135-158.

- COMERTON-FORDE C ,PUTNIŃŠ T J ,2014. Stock Price manipulation: prevalence and determinants[J]. *Review of Finance* ,18(1) : 23-66.
- CUMMING D ,JI S ,PETER R ,TARSALEWSKA M ,2020. Market manipulation and innovation[J]. *Journal of Banking and Finance* ,120: 105957.
- DEVOS E ,HAO W ,PREVOST A K ,et al. , 2015. Stock return synchronicity and the market response to analyst recommendation revisions[J]. *Journal of Banking and Finance* ,58(9) : 376-389.
- FANG L H ,PERESS J ,2009. Media coverage and the cross-section of stock returns[J]. *Journal of Finance* ,64(5) : 2023-2052.
- FISCHEL D R ,ROSS D J ,1991. Should the law prohibit “manipulation” in financial markets? [J]. *Harvard Law Review* ,105(2) : 503-553.
- GALLAGHER D R ,GARDNER P ,SWAN P L ,2009. Portfolio pumping: an examination of investment manager quarter-end trading and impact on performance[J]. *Pacific-Basin Finance Journal* ,17(1) : 1-27.
- GOLDSTEIN I ,GUEMBEL A ,2008. Manipulation and the allocational role of prices[J]. *Review of Economic Studies* , 75(1) : 133-164.
- GRIFFIN J M ,SHAMS A ,2018. Manipulation in the VIX[J]. *Review of Financial Studies* ,31(4) : 1377-1417.
- HUANG Y C ,CHENG Y J ,2015. Stock manipulation and its effects: pump and dump versus stabilization[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting* ,44(4) : 791-815.
- IMISIKER S ,TAS B K O ,2018. Wash trades as a stock market manipulation tool [J]. *Journal of Behavioral and Experimental Finance* ,(20) : 92-98.
- JIANG G ,MAHONEY P G ,MEI J ,2005. Market manipulation: a comprehensive study of stock pools[J]. *Journal of Financial Economics* ,77(1) : 147-170.
- JIN L ,MYERS S C ,2006. R² around the world: new theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics* ,79(2) : 257-292.
- KANAGARETNAM K ,LOBO G J ,WHALEN D J ,2007. Does good corporate governance reduce information asymmetry around quarterly earnings announcements? [J]. *Journal of Accounting and Public Policy* ,26(4) : 497-522.
- KHWAJA A I ,MIAN A ,2005. Unchecked intermediaries: price manipulation in an emerging stock market[J]. *Journal of Financial Economics* ,78(1) : 203-241.
- KIM J B ,ZHANG H ,LI L ,TIAN G ,2014. Press freedom ,externally-generated transparency ,and stock price informativeness: International evidence[J]. *Journal of Banking and Finance* ,46(1) : 299-310.
- KYLE A S ,VISWANATHAN S ,2008. How to define illegal price manipulation [J]. *American Economic Review* , 98(2) : 274-279.
- LEE E J ,EOM K S ,PARK K S ,2013. Microstructure-based manipulation: strategic behavior and performance of spoofing traders[J]. *Journal of Financial Markets* ,16(2) : 227-252.
- NEUPANE S ,RHEE S G ,VITHANAGE K ,et al. ,2017. Trade-based manipulation: beyond the prosecuted cases[J]. *Journal of Corporate Finance* ,(42) : 115-130.
- PUTNIŃŠ T J ,2012. Market manipulation: a survey[J]. *Journal of Economic Surveys* ,26(5) : 952-967.
- SABHERWAL S ,SARKAR S K ,ZHANG Y ,2011. Do internet stock message boards influence trading? Evidence from heavily discussed stocks with no fundamental news[J]. *Journal of Business Finance & Accounting* ,38(9-10) :

1209-1237.

SEASHOLES M S ,WU G ,2007. Predictable behavior profits and attention[J]. Journal of Empirical Finance ,14(5) : 590-610.

YU F ,2008. Analyst coverage and earnings management[J]. Journal of Financial Economics 88(2) :245-271.

Li Kui PK Li Gui

— Stock Price Performance after Upper-price-limit Manipulation

Liu Jie Wu Weili Wu Chonglin Zhu Yinglun

Abstract In this paper ,212 cases of upper-price-limit manipulation disclosed in the administrative penalty decision of China Securities Regulatory Commission (CSRC) in 2012—2019 are used to compare and analyze the stock price performance differences between the manipulated stocks and unmanipulated stocks. The empirical results show that market manipulation leads to mispricing. After the manipulation , the mispricing is gradually corrected , the short-term and long-term cumulative excess return of the manipulated group is significantly lower than that of the control group. Stocks with lower liquidity and worse corporate governance will obtain higher degree of mispricing caused by market manipulation and larger price correction after the manipulation. Furthermore , as the manipulator exits after the manipulation , the company specific information content in the stock price of the manipulation group increases , and the stock price synchronization decreases. Stocks with higher degree of mispricing and news media coverage will display higher company specific information content and lower stock price synchronization.

Key Words Upper-price-limit Market Manipulation Stock Price Performance Stock Price Synchronicity