

# 市场操纵降低了中国股票市场的信息效率吗

——来自沪市 A 股高频交易数据的经验证据

孙广宇 李志辉 杜 阳 王 近

(浙江工商大学金融学院, 浙江杭州 310018; 南开大学经济学院, 天津 300071;  
中国银行研究院, 北京 100818; 兴业基金管理有限公司风险管理部, 上海 200120)

**摘 要:** 本文以尾市交易操纵为研究对象, 尝试对中国股票市场可疑的尾市操纵行为进行识别与监测, 并基于监测结果实证分析市场操纵如何影响市场信息效率。具体来看, 本文利用沪市 A 股 2013 – 2018 年的日内高频交易数据, 基于股票尾市交易相关指标异常变化特征, 构建了尾市交易操纵识别模型, 实证检验了市场操纵对信息效率的影响。研究结果表明, 市场操纵对信息效率存在不利影响, 市场操纵后股票流动性和股票波动性的异常变化是影响信息效率的关键传导路径, 上述结论在考虑内生性问题后依然稳健。此外, 研究还发现, 国有企业、上市公司信息披露质量较高的情形下, 市场操纵对信息效率不利影响程度较小。

**关键词:** 市场操纵; 尾市交易操纵; 信息效率; 股票流动性; 股票波动性

**JEL 分类号:** G14, G12, G10 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 – 7246(2021) 09 – 0151 – 19

## 一、引 言

目前, 中国股票市场已经走过了三十多年的发展历程, 规模上不断发展壮大, 总量已经稳居全球第二, 仅次于美国。然而, 股票市场违法违规交易行为依然屡禁不止。据统计, 2020 年证监会查处的市场操纵行为非法获利高达 4.16 亿元, 严重损害了广大投资者的合法权益。因此, 查处市场操纵行为, 保证股票市场公正, 对于新时代资本市场的健康

收稿日期: 2019 – 02 – 27

作者简介: 孙广宇(通讯作者) 经济学博士, 讲师, 浙江工商大学金融学院, E-mail: sgyu00@163.com.

李志辉 经济学博士, 教授, 南开大学经济学院, E-mail: zhli@nankai.edu.cn.

杜 阳 经济学博士, 博士后, 中国银行研究院, E-mail: nkduyang@163.com.

王 近 经济学博士, 兴业基金管理有限公司风险管理部, E-mail: wangjin\_nku@163.com.

\* 本文感谢国家自然科学基金面上项目(71973070)、国家社会科学基金青年项目(18CJY058)、北京市社会科学基金青年项目(19YJC038)的资助。作者感谢匿名评审专家的宝贵意见, 文责自负。

发展至关重要。

信息效率,又称价格发现效率,是资本市场有效性最直接的体现,它主要衡量证券价格吸收信息的速度、反映信息的多少以及证券价格与价值的偏离程度。信息效率的变化直接影响资源的有效配置和资本市场质量。纵观现有文献,我们可以发现,影响信息效率变化的因素非常广泛,从公司层面来看,透明度(张肖飞和李焰,2012;方立兵和丁婧,2017)和交易成本(李斌和汪寿阳,2012;马丹等,2020)是影响信息效率的重要原因;从市场层面来看,卖空限制(Boehmer and Wu,2012;Kolasinski et al.,2013;李志生等,2015;李锋森,2019)、市场行情(何兴强和周开国,2006)、网络媒介(余峰燕等,2012;李善民等,2015)、分析师跟踪(伊志宏等,2015)也是影响信息效率的重要因素;从国家层面来看,市场化程度(樊纲等,2011)、法制水平(樊纲等,2011)、经济政策不确定性(Baker et al.,2016)同样会导致信息效率变化。

另外,最近一些学者从投资者视角展开研究发现,机构投资者(程昕等,2018)、外国投资者(钟覃琳和陆正飞,2018)、投资者情绪(李洋等,2020;熊熊等,2020)是导致信息效率变化的重要诱因。然而遗憾的是,学者们尚未从违法违规交易者视角出发,分析市场操纵与信息效率的关系。事实上,市场操纵者通常具有资金优势、持股优势和信息优势,操纵过程会对股票价格形成产生重要影响。Atanasov et al.(2015)、Neupane et al.(2017)、李志辉等(2018)、李梦雨和李志辉(2019)研究发现,被操纵股票在操纵期间的买卖价差、波动率、超额收益率和成交量显著增加,而在操纵之后会出现价格反转。

市场微观结构理论(O'Hara,1995)也认为,证券价格形成过程与交易者类型及其交易方式等密切相关,并把市场中交易者类型分为知情交易者和非知情交易者。在股票价格形成过程中,一方面,市场操纵者有时扮演着知情交易者的角色,其利用信息优势,通过价值投资,让股票价格更接近其真实价值,提升了信息效率;但另一方面,市场操纵者有时又扮演着非知情交易者的角色,其利用资金优势和持股优势,通过价格投机,让股票价格与内在价值偏离,降低了信息效率。可见,市场操纵对信息效率的影响方向并不明晰。如何客观评价市场操纵对股票信息效率的真实影响?市场操纵对信息效率的影响机理是什么?这些问题是本文研究的重点。

有鉴于此,本文以尾市交易操纵为研究对象,尝试对沪市A股可疑的尾市交易操纵行为进行识别与监测,并基于监测结果论证市场操纵对信息效率的影响方向和机制。另外,从防范市场操纵的视角出发,本文还比较了上市公司所有权差异、信息披露质量差异下的市场操纵对信息效率影响的异质性。本文可能的边际贡献主要体现在以下两点:第一,目前学术界关于信息效率影响因素的研究中,鲜有从市场操纵者视角出发,本文承接前人研究,并受市场微观结构理论启发,认为市场操纵者兼有知情交易者和非知情交易者的交易策略,对股票价格形成与信息效率有重要影响,同时进一步厘清市场操纵通过影响流动性和波动性,导致信息效率变化的作用机制。第二,市场操纵监测模型最新研究中,过往学者局限于价格偏离这单一指标进行建模监测,但实际上操纵发

生后,不仅股票价格出现异常波动,同时股票成交量、收益率等指标也会出现显著变化,只以尾市价格的偏离来监测市场操纵发生与否并不全面。因此,本文同时把成交量、收益率、买卖价差和换手率偏离指标纳入模型考量范围内,进而提升了市场操纵监测的严谨性。

本文的结构安排如下:第二部分为文献综述与假设提出;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果分析;第五部分为结论与政策建议。

## 二、文献综述与假设提出

### (一) 尾市交易操纵识别相关研究

一些研究发现,发生市场操纵的股票,股票价格在尾市结束前会出现异常波动。Carhart et al. (2002) 分析发现,美国证券市场基金经理为了改善基金收益,会对股票价格进行操纵,导致大部分股票价格上涨出现在尾市结束前半小时内,尤其在季度末期这种价格上涨非常明显。Hillion and Suominen (2004) 指出,由于市场操纵的存在,在尾市结束前最后几分钟内,巴黎证券交易所经常出现股票成交量和价格的大幅波动。Comerton - Forde and Putnins (2011) 的研究证实,尾市期间交易活动更为频繁、股票收益率显著增加都因明显受到了市场操纵的影响。

与此同时,另一些研究发现,股票价格倾向于在被操纵的下一交易日内发生回转。Stoll and Whaley (1987)、Chamberlain and Kwan (1989) 分析指出,股价的平均回转幅度在指数期货和期权合约到期日会出现明显提升。Comerton - Forde and Putnins (2011) 基于下一交易日特定时点买卖报价均值与股票当日尾市收盘价作比较分析发现,被操纵股票在下一交易日开盘后会出现强烈的价格回转。Ben et al. (2013) 通过对季末股票的异常收益分析后,也得出了相似的规律。基于尾市收盘最后时间内股价出现异常波动,且在下一交易日股价回转至相对均衡的水平这一规律,Aitken et al. (2015)、李志辉等 (2018) 构建了尾市价格偏离识别模型,实现了对尾市交易操纵的有效监测。

### (二) 市场操纵对股票市场质量影响相关研究

目前的文献关于市场操纵对市场质量的影响主要从流动性、波动性两个方面展开。流动性影响方面,学者们利用买卖价差等指标讨论市场操纵对股票交易成本的影响 (Foucault, 1998; Hillion and Suominen, 2004; Aggarwal and Wu, 2006; Comerton - Forde and Putnins, 2011; 孔东民等, 2011; Aitken et al., 2015; 李梦雨, 2015; 李志辉等, 2018; 李志辉和王近, 2018), 得出市场操纵会提高买卖价差、增大交易成本,进而导致流动性下降的结论。波动性影响方面,学者们利用系统性风险指标如收益率上下波动比率等展开分析 (Comerton - Forde and Putnins, 2011; Atanasov et al., 2015; Neupane et al., 2017; 李志辉等, 2018; 李梦雨和李志辉, 2019), 得出了市场操纵会提高市场波动,不利于市场稳定的结论。

以上学者基于流动性和波动性对市场操纵与市场质量关系展开的分析,丰富了市

场操纵影响的相关研究。但缺少对市场运行有效性的探讨,即对信息效率影响的探究。事实上,市场操纵者相较于中小投资者具有信息优势、资金优势和持股优势,当市场操纵者利用信息优势进行交易时,使股票价格信息含量增多,提升了信息效率;当市场操纵者利用资金优势和持股优势进行交易时,使股票价格与内在价值偏离,降低了信息效率。与此同时,传统观点认为市场操纵违反资本市场公开、公正、公平的原则,损害市场上其他投资者的利益,扰乱了市场正常交易秩序。基于此,本文率先提出以下假设:

假设 1: 市场操纵降低了股票价格信息效率。

一方面,市场操纵对信息效率的影响可能是其对流动性影响的进一步延续。市场微观结构早期研究认为,股票买卖价差、交易成本提升后,市场信息不对称程度也增大,此时,知情交易者会基于信息优势通过择时交易、散布虚假消息来获利,做市商通过减少与知情交易者交易避免损失,并进一步通过扩大买卖价差与非知情交易者交易来弥补损失(Bagehot, 1971),最终导致市场流动性持续恶化,股票价格真实信息含量以及信息传递速度也会下降。随后市场微观结构信息模型相关理论对买卖价差与价格信息之间的动态关系展开了严谨的数学证明(Copeland and Galai, 1983; Glosten and Milgrom, 1985; Easley and O'Hara, 1987; Easley and O'Hara, 1992),认为交易成本的提升不利于股票价格信息含量的反映。国内学者李斌和汪寿阳(2012)、马丹等(2020)的实证研究也发现中国股票市场流动性提高时,价格发现速率、日内价格效率也会随之提高。

另一方面,市场操纵行为对信息效率的影响也可能是其对波动性影响的进一步延续。市场波动与信息效率关系理论来源于投资者的有限理性。Black(1989)和 Lee(1998)研究发现,当股市出现暴涨暴跌时,市场中的利好信息和负面信息会被刻意隐瞒,此时“理性人”下的投资者会调整自己的最优报价策略,使股票价格稳定,然而中国 A 股市场中存在大量的“有限理性”的中小投资者,他们在市场波动情形下更容易出现报价偏差,致使股票价格偏离内在价值,信息效率降低。李洋等(2020)研究也发现投资者有限理性与价格发现效率呈负相关。据此本文提出如下假设 2:

假设 2a: 市场操纵降低了流动性,进而对信息效率产生不利影响。

假设 2b: 市场操纵增大了波动性,进而对信息效率产生不利影响。

### 三、研究设计

#### (一) 研究数据

本文数据来源于 Thomson Reuters 数据库和 Wind 数据库,其中市场操纵、信息效率指标计算所需数据来自 Thomson Reuters 数据库,并由迈拓研究平台(MQD)进行处理,其他数据来自 Wind 数据库。数据时间范围选取沪市 A 股 2013—2018 年的日度数据。对所收集数据进行如下预处理:通过成交额加权方法把日内指标数据转换成日间数据,去掉区

间内首次上市的股票、剔除风险警示记录的股票,对所有连续变量数据进行 5% 水平的缩尾处理。经处理后共得到 1093508 个股票日度观测样本。

## (二) 变量选择

### 1. 核心解释变量: 尾市交易操纵( *Mani* )

该指标为尾市交易操纵识别模型生成的虚拟变量,当发生疑似市场操纵时取值为 1,未发生则取值为 0。该识别模型是 Aitken et al. (2015) 的尾市价格偏离模型的拓展,由于发生市场操纵后,不仅股票价格出现异常波动,同时股票成交量、收益率等指标也会出现显著变化,只以尾市价格的偏离来监测市场操纵发生与否并不全面,基于此本文同时使用尾市的价格、成交量、收益率、买卖价差、换手率指标作为尾市交易操纵的监测指标,如果以上 5 个指标有 3 个发生异常变化,即认为该只股票发生了疑似尾市交易操纵。具体判别方法如下,交易日  $t$  内股票  $i$  存在尾市交易操纵需满足以下三个条件:

(1) 当天交易结束前 15 分钟内监测指标出现异常变化,即:  $|\Delta EOD_{it} - \overline{\Delta EOD_i}| > 3\sigma_i$ , 其中  $\Delta EOD_{it} = (X_{eod\ i_t} - X_{eod-15ms\ i_t}) / X_{eod-15ms\ i_t}$ , 表示股票  $i$  在交易日  $t$  的尾市监测指标相对收盘前 15 分钟的变化率;  $\overline{\Delta EOD_i} = 1/30 \times \sum_{t=-30}^{t=-1} \Delta EOD_{it}$ , 表示交易日  $t$  前 30 个交易日的滚动窗口下交易结束前 15 分钟监测指标变化率的均值,  $\sigma_i$  为相同时间窗口下  $\Delta EOD_{it}$  的标准差。

(2) 相比交易日  $t$  的尾市监测指标,下一交易日开盘对应指标出现回转,且回转幅度超过上一交易日尾市变化的 50% 以上,即:  $(CX_t - OX_{t+1}) / (CX_t - CX_{t-15ms}) \times 100\% \geq 50\%$ 。

(3) 利用 Reuters 全球新闻数据库,剔除掉由上市公司披露公告、谣言澄清等因素导致的股价异常变动,提升尾市交易操纵识别监测的准确性。

运用上述方法,本文在 2013—2018 年共识别出沪市 6976 次股价异动,涉及 397 只被疑似尾市操纵的股票。为了进一步验证模型有效性,本文手动收集了证监会已处罚市场操纵案件,并对涉案的股票与模型监测结果进行比较。发现发生在 2013—2018 年的市场操纵案件中,涉及 42 只沪市股票,其中有 25 只股票被成功监测到,这充分说明监测模型具有一定有效性。

### 2. 被解释变量: 信息效率( *Info* )

信息效率的度量,经验研究主要通过观察股票价格时间序列是否存在自相关来判断其是否有效,一些学者认为如果信息未能及时反映到股价之中,那么当前股价与历史股价之间必然存在自相关,而且自相关性越大,信息效率就越差(Chordia et al., 2008);此外,Lo and MacKinlay (1988) 还认为,如果股票价格时间序列是相互独立的,那么低频率股票价格时间序列的方差与高频率股票价格时间序列的方差之间存在线性关系,简单来说股票价格 5 日内的方差应当近似等于股票价格 1 日内方差的五倍,二者比值越接近于 1,则信息能迅速反映到股票价格中的程度就越大,股价信息含量就越高。

基于此,本文参考前述学者,并借鉴李志辉和孙广宇(2020)的做法,采用成交额加权股价自相关系数( $Intro\_auto$ )及方差比( $Intro\_VR$ )作为信息效率的代理指标。成交额加权股价自相关系数计算公式为:  $Intro\_auto = \sum_{k=1}^n W_{ik} \times |corr(r_{ikt}, r_{ikt-1})|$ , 其中  $r_{ikt}$  表示在某个交易日内股票  $i$  第  $k$  笔订单  $t$  时刻的买卖报价中间价收益,  $W_{ik}$  为股票  $i$  交易日内第  $k$  笔订单成交额占当日总成交额的比重,取绝对值保证了股价自相关系数为正值,同时本文选取的买卖报价中间价的时间间隔为 1 分钟。成交额加权股价自相关系数为信息效率逆向指标,其值越大,信息效率越低。

成交额加权股价方差比计算公式为:  $Intro\_VR = \sum_{k=1}^n W_{ik} \times |R_{ik,5t} / 5VR_{ik,1} - 1|$ ,  $VR_{ik,1}$  为某个交易日内股票  $i$  第  $k$  笔订单  $t$  时间内的买卖报价中间价的方差,  $W_{ik}$  为股票  $i$  在交易日内第  $k$  笔订单成交额占当日总成交额的比重。不同于 Lo and MacKinlay(1988)采用股价 5 天与 1 天方差比的做法,本文利用日内高频数据,使用股价的 5 分钟与 1 分钟方差比值并减 1,取绝对值保证了股价方差比为正值,转化为信息效率逆向指标,其值越大,信息效率越低。

### 3. 其他变量

对于机制变量流动性,本文用成交额加权相对有效价差( $Esp$ )来衡量。计算公式为:

$$Esp = \sum_{k=1}^n W_{ik} \times \frac{2|P_{ik} - P_{Mik}|}{P_{Mik}}$$

$P_{ik}$  表示在某个交易日内股票  $i$  第  $k$  笔交易的成交价,  $P_{Mik}$  为某个交易日内股票  $i$  第  $k$  笔交易的最佳买入和卖出价的均值,取绝对值保证了二者差值为正值。 $W_{ik}$  为股票  $i$  在交易日内第  $k$  笔订单成交额占当日总成交额的比重,  $|P_{ik} - P_{Mik}|$  乘以 2 是因为该指标旨在度量投资者买入股票后立即卖出时所面临的潜在交易成本。对于机制变量股票波动性,本文用交易日  $t$  股票  $i$  的 20 个交易日滚动窗口下收益率的标准

差进行衡量,计算公式如下:  $Volatility_{it} = \sqrt{1/20 \times \sum_{j=0}^{19} (R_{it-j} - \bar{R}_{it})^2}$ , 其中  $R_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1})$  表示股票  $i$  在交易日  $t$  的对数收益率,  $\bar{R}_{it}$  为 20 个交易日股票  $i$  收益率平均值。同时本文参考肖浩等(2011)、伊志宏等(2015)、黄灿等(2017)做法,选取上市公司市值( $Size$ )、账面市值比( $BM$ )、换手率( $Turnover$ )、成交额自然对数( $Value$ )、收盘价( $Price$ )作为控制变量。具体变量定义及简要描述如表 1 所示。

表 1 变量简要描述

变量类型	符号	简要描述
被解释变量	$Intro\_auto$	成交额加权股价自相关系数
	$Intro\_VR$	成交额加权股价方差比
核心解释变量	$Mani$	借助市场操纵识别模型生成的虚拟变量 发生疑似操纵时为 1 未发生则为 0。
机制变量	$Esp$	依成交额加权的相对有效价差
	$Vol$	20 个滚动窗口下日均收益率标准差
	$Size$	上市公司市值 用总市值的自然对数表示
	$BM$	账面市值比
控制变量	$Turnover$	股票日度换手率
	$Value$	成交金额 用日成交额的自然对数表示
	$Price$	股票日度收盘价格

(三) 模型设计

为检验研究假设 1 ,即市场操纵对信息效率的不利影响 ,本文设计如式( 1) 所示计量模型 ,其中  $Info_{it}$  为被解释变量信息效率 ,用股价自相关系数及方差比绝对值作为代理指标 , $Mani_{it}$  为核心解释变量市场操纵 , $X_{kt}$  为控制变量的集合。 $\gamma_i$  和  $\lambda_t$  分别表示个体和时间固定效应  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

$$Info_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mani_{it} + \sum_k \beta_k X_{kt} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

为检验研究假设 2 ,即市场操纵通过流动性、波动性两个渠道影响了股票信息效率 ,本文设计如式( 2) - ( 5) 所示计量模型。在回归方程中 ,若式( 2)  $\beta_1$  显著为正 ,则说明市场操纵导致股票买卖价差扩大和流动性的降低; 若式( 3) 的  $\beta_3$  显著为正 ,则可证明市场操纵确实通过影响股票流动性 ,导致信息效率降低。同理 ,若式( 4)  $\beta_1$  显著为正 ,则可以验证市场操纵过程中导致股票波动性提高; 若式( 5) 的  $\beta_3$  显著为正 ,则可证明市场操纵确实通过影响股票波动性 ,导致信息效率降低。

$$Esp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mani_{it} + \sum_k \delta_k X_{kt} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \tag{2}$$

$$Info_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mani_{it} + \beta_2 Esp_{it} + \beta_3 Mani_{it} \times Esp_{it} + \sum_k \delta_k X_{kt} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \tag{3}$$

$$Vol_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mani_{it} + \sum_k \delta_k X_{kt} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \tag{4}$$

$$Info_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mani_{it} + \beta_2 Vol_{it} + \beta_3 Mani_{it} \times Vol_{it} + \sum_k \delta_k X_{kt} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \tag{5}$$

## 四、实证结果分析

### (一) 描述性统计

从表 2 可以看出,沪市 A 股自相关系数均值约为 0.14,方差比均值为 0.28。而国际上这两个数值均值分别小于 0.10 和 0.25(中国股票市场质量课题研究组 2018),这表明我国沪市 A 股信息效率水平相对较低。基于尾市交易操纵识别模型的统计结果显示:沪市 A 股在某个交易日内如果有 1000 只股票进行交易,则平均有 0.30 只股票可能发生尾市交易操纵。

表 2 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	中值
<i>Intro_auto</i>	1021197	0.1371	0.0948	0.1207
<i>Intro_VR</i>	1020854	0.2756	0.1784	0.2537
<i>Mani</i>	1093508	0.0003	0.1682	0
<i>Size</i>	1093508	22.9789	1.0062	22.8272
<i>BM</i>	1093508	0.4023	0.2393	0.3549
<i>Turnover</i>	1026091	1.8617	1.7110	1.2333
<i>Value</i>	1026091	18.4042	1.1948	18.3729
<i>Price</i>	1093508	12.0630	7.4242	9.8601
<i>Esp</i>	1021184	19.8610	7.8685	18.2974
<i>Vol</i>	1090856	0.0236	0.0130	0.0204

### (二) 回归结果分析

#### 1. 市场操纵对信息效率影响基准估计

表 3 列示了固定效应模型下市场操纵对信息效率影响的基准估计,其中模型(1)和模型(3)以股价自相关系数为被解释变量,模型(2)和模型(4)以股价方差比为被解释变量;模型(1)和(2)未控制其它可能影响信息效率的变量,而模型(3)和模型(4)则在回归方程中加入了控制变量。从模型(1)回归结果可以看出,*Mani*对*Intro\_auto*的回归系数为 0.0347,具有 1%的显著性,这说明市场操纵提高了股价自相关系数,降低了信息效率;从模型(2)回归结果来看,*Mani*对*Intro\_VR*的回归系数为 0.0373,具有 1%的显著性,这说明市场操纵提高了股价方差比,降低了信息效率;从模型(3)、(4)来看,当加入控制变量后,回归系数符号方向和显著性未发生改变,结论稳健。总的来说,市场操纵与信息效率呈负相关关系,假设 1 得以验证。此外,本文还以随机效应模型进行了估计,



Hausman 检验发现,固定效应估计优于随机效应,因此本文以固定效应估计结果为准,下文不再赘述。

表 3 市场操纵对信息效率影响基准估计的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>
<i>Mani</i>	0.0347 *** ( 80.44)	0.0373 *** ( 45.82)	0.0172 *** ( 40.60)	0.0445 *** ( 53.92)
<i>Controls</i>	No	No	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	0.1354 *** ( 1427.01)	0.2738 *** ( 1529.86)	0.2909 *** ( 43.73)	0.4715 *** ( 36.52)
<i>N</i>	1021197	1020854	1021196	1020854
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0063	0.0021	0.0782	0.0188

注: *t* statistics in parentheses, \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 2. 市场操纵对信息效率影响机制分析

表 4 列示了市场操纵对信息效率影响机制回归结果,其中模型(1)–(3)为流动性影响路径分析,模型(4)–(6)为波动性影响路径分析。从模型(1)回归结果来看,*Mani*对*Esp*回归系数为3.9635,具有1%的显著性,表明市场操纵增大了买卖价差,降低了市场流动性,从模型(2)、(3)回归结果来看,*Mani*×*Esp*回归数均为0.0022,具有1%的显著性,表明市场操纵确实通过抑制股票流动性降低了信息效率。从模型(4)回归结果来看,*Mani*对*Vol*回归系数为0.0057,具有1%的显著性,表明市场操纵增大了波动性,从模型(5)、(6)回归结果来看,*Mani*×*Vol*回归系数分别为0.0137和0.0119,具有1%的显著性,表明市场操纵确实通过增大股票波动性降低了信息效率。总的来说,市场操纵分别通过股票流动性、波动性两个渠道,降低了信息效率,假设2得以验证。

表 4 市场操纵对信息效率影响机制的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>Esp</i>	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>	<i>Vol</i>	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>
<i>Mani</i>	3.9635 *** ( 149.34)	0.0660 *** ( 54.44)	0.0917 *** ( 38.91)	0.0057 *** ( 121.85)	0.0137 *** ( 14.23)	0.0119 *** ( 6.37)

续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Esp</i>		0.0012 *** ( 74.40)	0.0017 *** ( 52.94)			
<i>Mani</i> × <i>Esp</i>		0.0022 *** ( 46.59)	0.0022 *** ( 24.11)			
<i>Vol</i>					0.1655 *** ( 17.99)	1.0453 *** ( 58.63)
<i>Mani</i> × <i>Vol</i>					0.1835 *** ( 5.27)	1.0868 *** ( 16.09)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	123.0814 *** ( 296.01)	0.1503 *** ( 21.74)	0.2738 *** ( 20.36)	0.0556 *** ( 76.11)	0.2831 *** ( 42.36)	0.5299 *** ( 40.91)
<i>N</i>	1021184	1021184	1020854	1023486	1018599	1018259
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1936	0.0840	0.0216	0.3533	0.0787	0.0222

注: *t* statistics in parentheses, \*,  $p < 0.1$ , \*\*,  $p < 0.05$ , \*\*\*,  $p < 0.01$ 。

虽然固定效应模型解决了个体遗漏变量问题,允许扰动项与解释变量相关,但无法消除随时间变化因素导致的内生性问题。因此,本文引入动态面板模型,使用差分 GMM 进一步控制内生性对研究结论的干扰。表 5 列示了考虑内生性问题后市场操纵对信息效率影响回归结果,从模型(1)–(4) *Mani* 回归系数来看,无论是以 *Intro\_auto* 还是 *Intro\_VR* 为被解释变量时,回归符号方向未发生改变,且在 1% 水平下显著;同样,交乘项 *Mani* × *Esp*、*Mani* × *Vol* 的回归系数和显著性也未发生改变,也可得出同表 3 和表 4 相一致的结论。总的来说,考虑内生性问题后,假设 1、2 同样成立。

表 5 动态面板下市场操纵对信息效率影响回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>
<i>Mani</i>	0.0508 *** ( 185.46)	0.0824 *** ( 139.59)	0.0131 *** ( 56.94)	0.0206 *** ( 3.71)

续表				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Intro_auto</i>	0.0266 *** ( 100.51)		0.0279 *** ( 88.78)	
<i>L. Intra_VR</i>		0.0026 *** ( 6.98)		0.0032 *** ( 8.52)
<i>Esp</i>	0.0007 *** ( 146.36)	0.0026 *** ( 229.62)		
<i>Mani × Esp</i>	0.0015 *** ( 139.20)	0.0024 *** ( 97.76)		
<i>Vol</i>			1.3265 *** ( 54.81)	2.2240 *** ( 35.18)
<i>Mani × Vol</i>			0.1553 *** ( 18.60)	0.5236 ** ( 2.29)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.2188 *** ( -7.83)	-0.8396 *** ( -14.79)	0.0280 ( 1.10)	0.0112 ( 0.21)
<i>N</i>	1010558	1009782	1008852	1008062

注: *t* statistics in parentheses, \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。模型(1) - (4) *AR*(1) 项  $p$  值为 0, *AR*(2) 项  $p$  值大于 10%, 说明扰动项的差分不存在二阶自相关; 此外, Sargan 检验表明所有工具变量都是有效的。

### (三) 稳健性分析

#### 1. 替换市场操纵指标

由于不同类型市场操纵的操纵时间、操纵策略有所不同, 因此对市场信息效率的影响可能会有所差别, 例如频繁申报和撤销申报订单是开盘价操纵的主要特征; 而通过多个账户交易或操纵者间合谋, 并在盘中连续买卖证券则是连续交易操纵的主要特征。基于此, 本文继续利用开盘价操纵指标和连续交易操纵指标来检验市场操纵与信息效率的关系。其中, 开盘价操纵和连续交易操纵的识别方法与尾市交易操纵的识别保持一致。实证回归结果如表 6 所示, 从模型(1)、(2) 回归结果可以看出, 开盘价操纵 *Open* 对 *Intro\_auto*、

*Intro\_VR* 的回归系数分别为 0.0286、0.0075,并具有 1% 的显著性;从模型(3)、(4)回归结果来看,连续交易操纵 *Continus* 对 *Intro\_auto*、*Intro\_VR* 的回归系数分别为 0.0421、0.0732,同样具有 1% 的显著性,这表明市场操纵对信息效率的不利影响,不因市场操纵指标替换而改变,基准回归结论稳健。

表 6 替换市场操纵指标的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>	<i>Intro_auto</i>	<i>Intro_VR</i>
<i>Open</i>	0.0286 *** ( 16.09)	0.0075 *** ( 2.04)		
<i>Continus</i>			0.0421 *** ( 89.46)	0.0732 *** ( 75.06)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	0.0796 *** ( 13.42)	0.4831 *** ( 39.39)	0.0688 *** ( 11.63)	0.4642 *** ( 37.87)
<i>N</i>	1021477	1021156	1021477	1021156
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0309	0.0045	0.0382	0.0100

注: *t* statistics in parentheses, \*,  $p < 0.1$ , \*\*,  $p < 0.05$ , \*\*\*,  $p < 0.01$ 。

## 2. 替换信息效率指标

Boehmer and Wu(2012)认为虽然基于高频交易数据构造的指标能观测到股票价格信息形成的微观特征,但同时也存在噪声较多的问题,而低频交易数据可以反映信息效率的不同内容,例如学术界常用拟合优度  $R^2$  衡量公司特质信息含量和股价同步性、个股-市场相关系数绝对值  $\rho$  则反映了日间个股信息吸收速度。基于此,本文利用  $R^2$  和  $\rho$  进一步检验市场操纵和信息效率的关系。其中  $R^2$  计算参考 Xu et al.(2013)的做法:  $r_{it} = \alpha_i + \beta_i \times r_{mt} + \varepsilon_{it}$ ,其中  $r_{it}$  是  $t$  日股票  $i$  的收益率,  $r_{mt}$  是  $t$  日市场的收益率,并按照季度滚动估计每只股票季度的拟合优度  $R_i^2$ ,为保证数据的正态性,对  $R_i^2$  进行正态化处理:即  $RS = \ln \frac{R_i^2}{1 - R_i^2}$ ,  $RS$  值越小,意味着有更多公司特质信息融入股价中,信息效率也更高。 $\rho$  的计算参考 Bris et al.(2007)的做法:  $\rho = |corr(r_{iq}, r_{mq-1})|$ ,其中  $r_{iq}$  表示股票  $i$  第  $q$  季度收益,  $r_{mq-1}$  表示市场第  $q-1$  季度收益。实证回归结果如表 7 所示,从模型(1)、(2)回归结果可以看出,开盘价操纵 *Mani* 对  $RS$  的回归系数分别为 0.4711、0.3991,并具有 1% 的显著性;

从模型 (3)、(4) 回归结果来看,  $Mani$  对  $\rho$  的回归系数分别为 0.0410、0.0369, 同样具有 1% 的显著性, 这表明市场操纵对信息效率的不利影响, 不因信息效率指标替换而改变, 基准回归结论稳健。

表 7 替换信息效率指标的回归结果

变量	$RS$		$\rho$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Mani$	0.4711 *** (23.91)	0.3991 *** (19.96)	0.0410 *** (19.52)	0.0369 *** (17.57)
$Controls$	No	Yes	No	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
$_cons$	-2.5737 *** (10.00)	0.0018 (0.02)	-0.0819 ** (3.06)	0.3250 *** (4.11)
$N$	14872	14872	14872	14872
$R^2$	0.0634	0.0632	0.0672	0.0764

注:  $t$  statistics in parentheses, \*,  $p < 0.1$ , \*\*,  $p < 0.05$ , \*\*\*,  $p < 0.01$ 。

#### (四) 拓展性分析

##### 1. 区分企业所有权

研究发现上市公司质量与市场操纵行为具有一定关系。标的股票规模较小、收益水平较差、资产负债率较高、经营稳定性较差的上市公司股票更容易被市场操纵 (Aggarwal and Wu, 2006; Imisiker and Tas, 2013)。在我国, 通常来说国有上市公司市值规模较大, 交易活跃度较高, 经营绩效相对较好, 属于较高质量的上市公司, 这类公司股票相较于非国有上市公司, 可能更少地被操纵, 即使被操纵可能对市场质量影响更小。基于此本文依据所有权对样本数据进行了分类, 做进一步分析。

表 8 列示了不同所有权下的市场操纵对信息效率影响的回归结果。当以  $Intro\_auto$  为被解释变量时, 非国有上市公司回归系数为 0.0185, 国有为 0.0164, 具有 1% 的显著性水平, 这与基准估计结果保持一致, 说明市场操纵对信息效率的影响方向不因所有权而发生改变。进一步地, 从影响程度上看, 邹至庄检验下两组之间系数存在显著差异, 表明国有上市公司确实能起到抑制市场操纵对信息效率的不利影响, 当以  $Intro\_VR$  为被解释变量时也能得出同样结论, 在此不再赘述。

表 8 区分所有权下的回归结果

变量	Intro_auto		Intro_VR	
	非国有	国有	非国有	国有
<i>Mani</i>	0.0185 *** ( 25.63)	0.0164 *** ( 31.27)	0.0474 *** ( 33.69)	0.0428 *** ( 42.07)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	0.2160 *** ( 22.65)	0.3708 *** ( 39.96)	0.4279 *** ( 23.03)	0.5281 *** ( 29.37)
<i>N</i>	360058	661138	359971	660883
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0743	0.0812	0.0154	0.0210

注: *t* statistics in parentheses, \*, \*\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。邹检验显示两组系数之间存在显著差异。

## 2. 区分上市公司信息披露质量

本文通过对证监会违规案例统计分析发现,中国股票市场信息披露违规行为与市场操纵存在一定关联,具体表现为当市场前一年信息披露状况较差时,下一年市场操纵数量有增多的趋势。因此,上市公司信息披露质量的提高可能能够抑制市场操纵对信息效率的影响。实际上,信息披露质量关乎股票市场透明度,对投资者保护和市场有效性有着重要意义(张程睿,2016;张程睿和徐嘉倩,2019)。研究发现,具有较高信息披露质量的上市公司,被操纵的概率相对较小。基于此,本文参考 Kim and Verrecchia (2001)、周开国等(2011)的做法,构造衡量信息披露质量的 *KV* 指数模型。公式如下:

$$\ln |(P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}| = \lambda_{0i,y} + \lambda_{1i,y} (Vol_{i,t} - \overline{Vol_{i,y}}) + \varepsilon \quad (6)$$

式中  $P_{i,t}$  表示股票  $i$  在  $t$  日的收盘价,  $Vol_{i,t}$  是股票  $i$  在  $t$  日的交易规模,  $\overline{Vol_{i,y}}$  是股票  $i$  在年度交易规模的平均值。  $\lambda_{1i,y}$  为采用普通最小二乘法针对每只股票回归得到的回归系数,即 *KV* 指数。本文以 *KV* 均值为分界,把上市公司信息披露质量分为较高组和较低组。表 9 列示了不同组别下的市场操纵对信息效率影响的回归结果。当以 *Intro\_auto* 为被解释变量时,上市公司信息披露质量较高的一组回归系数为 0.0141,较低一组为 0.0224,均具有 1% 的显著性,这与基准估计结果保持一致,说明市场操纵对信息效率的影响方向不因信息披露质量高低而发生改变。进一步地,从影响程度上看,邹至庄检验下两组之间系数存在显著差异,表明较高的信息披露质量确实能起到抑制市场操纵对信息效率的不利影响,当以 *Intro\_VR* 为被解释变量时也能得出同样结论,在此不再赘述。

表 9 区分信息披露质量下的回归结果

变量	Intro_auto		Intro_VR	
	high	low	high	low
Mani	0.0141 *** ( 23.58)	0.0224 *** ( 37.53)	0.0406 *** ( 35.50)	0.0491 *** ( 41.26)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.3616 *** ( 32.41)	0.2214 *** ( 22.33)	0.4907 *** ( 22.98)	0.4939 *** ( 25.01)
N	506430	514766	506171	514683
R <sup>2</sup>	0.1076	0.0433	0.0253	0.0126

注: *t* statistics in parentheses, \*,  $p < 0.1$ , \*\*,  $p < 0.05$ , \*\*\*,  $p < 0.01$ 。邹检验显示两组系数之间存在显著差异。

五、结论与政策建议

本文利用沪市 A 股 2013 – 2018 年的日内数据为研究样本,基于股票尾市交易的价格、成交量、收益率、买卖价差、换手率的异常变化特征,构建了尾市交易操纵识别模型,实证分析了市场操纵对信息效率的影响。得出以下研究结论:(1) 基准分析表明市场操纵对信息效率存在不利影响;(2) 影响机制分析发现,市场操纵后股票的流动性和波动性的异常变化是其影响股价信息系效率的关键传导路径;(3) 稳健性分析发现,市场操纵对信息效率的不利影响不因市场操纵类型和信息效率指标而改变;(4) 拓展性分析发现,国有企业、上市公司信息披露质量较高情形下,市场操纵对信息效率不利影响程度较小。

以上研究结论对改善我国股票市场信息效率,提升股票市场质量具有深刻的政策启示。首先,要着力增强对股票市场违法违规交易行为的监测和发现能力。随着各种新型操纵手段的出现,违法违规交易行为呈现出越来越强的隐蔽性和复杂性,可充分发挥大数据、云计算以及人工智能等新兴技术手段所带来的优势,构建更加完善的监测体系。其次,加大处罚力度提升违法违规行为的成本。

## 参考文献

- [1]程昕、杨朝军和万孝园 2018,《机构投资者、信息透明度与股价波动》,《投资研究》第6期,第55~77页。
- [2]樊纲、王小鲁和朱恒鹏 2011,《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社。
- [3]方立兵和丁婧 2017,《透明度与市场效率——基于信息不对称的适应性学习研究》,《管理科学学报》第7期,第43~56页。
- [4]何兴强和周开国 2006,《牛、熊市周期和股市间的周期协同性》,《管理世界》第4期,第35~40页。
- [5]黄灿、李善民和庄明明等 2017,《内幕交易与股价同步性》,《管理科学》第6期,第3~18页。
- [6]孔东民、王茂斌和赵婧 2011,《订单型操纵的新发展及监管》,《证券市场导报》第1期,第16~23页。
- [7]李斌和汪寿阳 2012,《价格发现速度与流动性》,《系统管理学报》第6期,第765~770页。
- [8]李梦雨 2015,《中国股票市场操纵行为及预警机制研究》,《中央财经大学学报》第10期,第32~42页。
- [9]李梦雨和李志辉 2019,《市场操纵与股价崩盘风险——基于投资者情绪的路径分析》,《国际金融研究》第4期,第87~96页。
- [10]李锋森 2019,《股市异常波动期间限制卖空机制的效果研究——基于2015年A股市场的自然实验》,《金融监管研究》第9期,第51~65页。
- [11]李善民、黄灿和史欣向 2015,《信息优势对企业并购的影响:基于社会网络的视角》,《中国工业经济》第11期,第141~155页。
- [12]李洋、王春峰和向健凯等 2020,《交易者有限理性、信息披露质量与价格发现效率》,《系统工程理论与实践》第7期,第1682~1693页。
- [13]李志辉、王近和李梦雨 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》,《金融研究》第2期,第135~152页。
- [14]李志辉和王近 2018,《中国股票市场操纵对市场效率的影响研究》,《南开经济研究》第2期,第56~71页。
- [15]李志辉和孙广宇 2020,《中国股票市场上内幕交易对信息效率的影响——基于内幕交易行为的识别与监测》,《南开学报》第5期,第136~145页。
- [16]李志生、陈晨和林秉旋 2015,《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》第4期,第165~177页。
- [17]马丹、王春峰和房振明 2020,《流动性供给与日内价格效率——基于中国股票市场的实证研究》,《中国管理科学》第7期,第57~67页。
- [18]肖浩、夏新平和邹斌 2011,《信息性交易概率与股价同步性》,《管理科学》第4期,第84~94页。
- [19]熊熊、许克维和沈德华 2020,《投资者情绪与期货市场功能——基于沪深300股指期货的研究》,《系统工程理论与实践》第9期,第2252~2268页。
- [20]伊志宏、李颖和江轩宇 2015,《女性分析师关注与股价同步性》,《金融研究》第11期,第175~189页。
- [21]余峰燕、郝项超和梁琪 2012,《媒体重复信息行为影响了资产价格么》,《金融研究》第10期,第139~152页。
- [22]张程睿 2016,《公司信息披露对投资者保护的有效性——对中国上市公司2001—2013年年报披露的实证分析》,《经济评论》第1期,第132~146页。
- [23]张程睿和徐嘉倩 2019,《中国上市公司信息披露制度变迁与股票市场有效性》,《华南师范大学学报》第4期,第75~86页。
- [24]张肖飞和李焰 2012,《股票市场透明度、信息份额与价格发现效率》,《中国管理科学》第3期,第10~19页。
- [25]中国股票市场质量研究课题组 2018,《中国股票市场质量研究报》,南开大学中国市场质量研究中心。
- [26]钟覃琳和陆正飞 2018,《资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验》,《管理世界》第1期,第169~179页。



- [27]周开国、李涛和张燕 2011,《董事会秘书与信息披露质量》,《金融研究》第7期,第167~181页。
- [28]Aggarwal, R. K., and G. Wu, 2006, "Stock Market Manipulations", *Journal of Business*, 79(4): 1915~1953.
- [29]Aitken, M. J., et al., 2015, "Market Fairness: The Poor Country Cousin of Market Efficiency", *Journal of Business Ethics*, 10(2): 1~19.
- [30]Atanasov, V., et al. 2015, "Financial Intermediaries in the Midst of Market Manipulation: Did They Protect the Fool or Help the Knave?", *Journal of Corporate Finance*, 34(1): 210~234.
- [31]Bagehot, W., 1971, "The Only Game in Town", *Financial Analysts Journal*, 27(2): 12~14.
- [32]Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016, "Measuring Economic Policy Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593~1636.
- [33]Ben, D., I., F. Franzoni, A. Landier, et al, 2013, "Do Hedge Funds Manipulate Stock Prices?" *Journal of Finance*, 68(6): 2383~2434.
- [34]Black, F., 1988, "An Equilibrium Model of the Crash", *NBER Macroeconomics Annual*, 3(5): 269~275.
- [35]Boehmer, E. and J. Wu, 2012, "Short Selling and the Price Discovery Process", *Review of Financial Studies*, 26(2): 287~322.
- [36]Bris, A., W. N. Goetzmann, and N. Zhu, 2007, "Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets Around the World", *Journal of Finance*, 62(3): 1029~1079.
- [37]Carhart, M. M., et al., 2002, "Leaning for The Tape: Evidence of Gaming Behavior in Equity Mutual Funds", *Journal of Finance*, 57(2): 661~693.
- [38]Chamberlain, T. W., and C. C. Y. Kwan, 1989, "Expiration - Day Effects of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence", *Financial Analysts Journal*, 45(5): 67~71.
- [39]Chordia, T., et al., 2008, "Liquidity and Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 87(2): 249~268.
- [40]Comerton - Forde, C., and T. J. Putnins, 2011, "Measuring Closing Price Manipulation", *Journal of Financial Intermediation*, 20(2): 135~158.
- [41]Copeland, T. E., and D. Galai, 1983, "Information Effects on the Bid - ask Spread", *Journal of Finance*, 38(5): 1457~1469.
- [42]Easley, D., and M. O'Hara, 1987, "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets", *Journal of Financial Economics*, 19(1): 69~90.
- [43]Easley, D., and M. O'Hara, 1992, "Time and the Process of Security Price Adjustment", *Journal of Finance*, 47(2): 577~605.
- [44]Foucault, T., 1998, "Order Flow Composition and Trading Costs in A Dynamic Limit Order Market", *Journal of Financial Markets*, 1(2): 99~134.
- [45]Glosten, L. R., and P. R. Milgrom, 1985, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders", *Journal of Financial Economics*, 14(1): 71~100.
- [46]Hillion, P., and M. Suominen, 2004, "The Manipulation of Closing Prices", *Journal of Financial Markets*, 7(4): 351~375.
- [47]Imisiker, S., and B. K. O. Tas, 2013, "Which Firms are More Prone to Stock Market Manipulation?", *Emerging Markets Review*, 16(3): 119~130.
- [48]Kim, O., and R. Verrecchia, 2001, "The Relation Among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information", *Accounting Review*, 76(4): 633~654.
- [49]Kolasinski, A. C., A. Reed, and J. R. Thornock, 2013, "Can Short Restrictions Actually Increase Informed Short Selling?", *Financial Management*, 42(1): 155~181.
- [50]Lee, I. H., 1998, "Market Crashes and Informational Avalanches", *Review of Economic Studies*, 65(4): 741~759.

- [51] Lo, A. W. , and A. C. Mackinlay ,1988, "Stock Market Prices Do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test" , *Review of Financial Studies* ,1( 1) : 41 ~ 66.
- [52] Neupane , S. , et al. ,2017, "Trade Based Manipulation: Beyond the Prosecuted Cases" , *Journal of Corporate Finance* , 42( 2) : 115 ~ 130.
- [53] O'Hara , M. ,1995, "Market Microstructure Theory" , Cambridge: Blackwell Publishers Inc.
- [54] Stoll , H. R. , and R. E. Whaley ,1987, "Program Trading and Expiration – day Effects" , *Financial Analysts Journal* , 43( 2) : 16 ~ 28.
- [55] Xu , N. , K. C. Chan , and X. Jiang ,2013, " Do Star Analysts Know More Firm – specific Information ? Evidence from China . *Journal of Banking & Finance* ,37( 1) : 89 ~ 102.

## Does Market Manipulation Reduce the Information Efficiency of China's Stock Market? Empirical Evidence from the Shanghai A – share Market's High – Frequency Trading Data

SUN Guangyu LI Zhihui DU Yang WANG Jin

( School of Finance , Zhejiang Gongshang University; School of Economics , Nankai University;  
Research Institute of Bank of China; CIB Fund Management Co. , Ltd. )

**Summary:** Tremendous increases in scale have been achieved in the development of China's A – share market over the past 30 years. At the end of 2020 , there were 4 ,154 listed companies in the A – share market , and the total value of the market was 80 trillion yuan. This equates to greater than 70% of China's 2020 GDP , meaning that the A – share market is the world's second largest stock market , after that of the United States. However , the frequent abnormal fluctuations that have occurred in the A – share market indicate that the quality of the market is not high.

In particular , there have been continual illegal transactions in the stock market in recent years: China Securities Regulatory Commission reports that the illegal profits from market manipulation in 2020 totaled 416 million yuan. Clearly , such occurrences severely damage the legitimate rights and interests of investors and the healthy development of the capital market. To explore this illegal behavior from the perspective of stock market quality , we monitor and attempt to identify suspicious tail – market manipulation in China's stock market. Based on the results of this monitoring , we empirically analyze how market manipulation affects the information efficiency of China's stock market and suggest ways for regulatory authorities to improve market quality.

Many studies explore the factors influencing information efficiency in the Chinese stock market. Recent studies explore these factors from the perspective of investors and find that institutional investors ( Xin et al. , 2018) , foreign investors ( Qinlin and Zhengfei , 2018) , and investor sentiment ( Yang et al. , 2020; Xiong et al. , 2020) are responsible for abnormal changes in information efficiency. However , scholars rarely analyze the relationship between market manipulation and information efficiency from the perspective of illegal traders. This is a crucial relationship to understand , as the capital advantage and shareholding advantage of market manipulators means that their manipulations have a profound effect on the formation of stock prices. In addition ,

market microstructure theory ( O' Hara , 1995) holds that the process of formation of security prices is closely related to the type of traders involved. Thus , in the process of stock – price formation , market manipulators may either ( i) play the role of informed traders , whereby they use information advantages to bring stock prices closer to their intrinsic values through value investment , which increases information efficiency , or ( ii) play the role of uninformed traders , whereby they use capital advantages and shareholding advantages to speculate on stock prices to cause them to deviate from their intrinsic values , which decreases information efficiency. Therefore , it may be unclear how market manipulation affects information efficiency.

Accordingly , in this paper , we explore whether market manipulation is necessarily harmful and the mechanism by which market manipulation affects information efficiency. Specifically , we use the daily high – frequency trading data of the Shanghai A – share market from 2013 to 2018 as a research sample. Then , based on the abnormal characteristics of stock – trading indicators in this sample , we construct a model to identify tail – trading manipulation and empirically test the effect of market manipulation on the information efficiency of stock prices. From these investigations , we obtain the following findings. ( 1) Market manipulation has an adverse effect on information efficiency , primarily via abnormal changes in stock liquidity and volatility after market manipulation. These findings remain stable after controlling endogeneity. ( 2) Manipulation has less adverse effects on the information efficiency when the enterprise is state – owned or have a high quality of information disclosure.

Our findings on the adverse effects of market manipulation on information efficiency indicate that financial regulatory authorities should improve market – monitoring and early – warning systems , and increase penalties for violations.

**Keywords:** Market Manipulation , Tail Trading Manipulation , Information Efficiency , Stock Liquidity , Stock Volatility

**JEL Classification:** G14 , G12 , G10

( 责任编辑: 李文华) ( 校对: LH)