

极端市场条件下指令不平衡与收益之间的关系¹

——来自我国股市 2014-2015 年的经验研究

张传海 金鹰翔

(中南财经政法大学金融学院, 湖北武汉 430073)

彭哲

(Wilfrid Laurier University 商学院, 安大略省滑铁卢)

作者简介:

张传海: 1986-, 男, 河南信阳人, 讲师, 数量经济学博士(通讯作者)

通讯地址: 湖北省武汉市中南财经政法大学金融学院, 邮编: 430073

联系电话: (86)15608631842

E-MAIL: chuanhaizhang86@gmail.com.

金鹰翔: 中南财经政法大学金融学院硕士研究生

E-MAIL: 18507174295@163.com

彭哲: 加拿大Wilfrid Laurier University商学院博士研究生

E-MAIL: peng6020@mylaurier.ca

¹ 通讯作者: 张传海, 中南财经政法大学金融学院, 邮政编码: 430073, 电子信箱: chuanhaizhang86@gmail.com。本文获中央高校基本科研业务经费的资助。

极端市场条件下指令不平衡与收益之间的关系

——来自我国股市 2014-2015 年的经验研究

张传海 金鹰翔 彭哲

内容提要: 最近 2014-2015 年我国股市出现大幅波动, 这为研究极端市场条件下指令不平衡与收益之间关系提供了一个理想的研究背景。本文基于上证 50 成分股的高频数据, 研究了极端市场条件下指令不平衡与收益的关系。我们发现: (1)指令不平衡与收益在横截面上正相关, 相比于正常市场条件相关性在极端市场条件下更大; (2)指令不平衡与同期收益呈现显著正的相关且熊市期间的相关性要显著强于牛市期间, 指令不平衡与同期收益的关系随着市场状态的变化而变化; (3)指令不平衡对收益具有显著的预测能力且在牛市和熊市期间预测能力相差不大; (4)以上结论在控制 Fama-French 三因子后依然成立。本文研究结果表明在极端市场条件下价格有效性较低, 我国股市有效性亟待完善。

关键词: 极端市场条件 指令不平衡 股票收益

Order imbalance and stock returns in extreme market situations: Evidence from the Chinese stock market in 2014 and 2015

Abstract: Recent large fluctuations for the Chinese stock market in 2014 and 2015 provides an ideal background to study the relation between order imbalances and stock returns. This paper studies how order imbalances relate to stock returns in extreme market conditions from China using the high-frequency data of the component stocks of Shanghai Stock Exchange 50 Index (SSE 50). We find that: (1) the cross-sectional correlation between order imbalances and returns is positive and the correlations are larger in the extreme market situation than the normal market situation; (2) order imbalances have a positive, significant relation with contemporaneous returns, such correlations are significantly larger in the bear market than in the bull and vary with the changes of market state; (3) order imbalances significantly predict returns, and such predictive power is no difference between bull and bear market periods; (4) the above conclusions still hold even after controlling for the Fama-French three factors. These results indicate that in periods of extreme fluctuations, the Chinese stock market tends to suffer from low price efficiency, thus necessitates an improvement over its efficiency.

Keywords: extreme market situations, order imbalance, stock return

一、导言与文献综述

投资者交易行为会对资产价格产生影响已是金融学中共识(见 Karpoff, 1987; Madhavan, Richardson & Roomans, 1997; Chan & Fong 2000 等等)。作为刻画投资者交易行为的一项重要指标, 指令不平衡被广泛地应用到投资者交易行为与收益关系的研究中。指令不平衡, 通常用某一特定时间长度中买方发起 (Buyer-initiated) 的交易量(或交易笔数) 和卖方发起 (Seller-initiated) 的交易量 (或交易笔数) 的差额来度量。指令不平衡同时捕捉了交易的绝对

数量和交易方向这两个维度，包括判断买卖双方的压力以及这种压力的持续性(陈淼鑫, 2011), 因而相对于传统的交易量指标, 指令不平衡包含了更多的信息。首先, 指令不平衡反映了投资者对于当前股票市场需求与供给的态度以及市场上买卖双方的压力; 另一方面, 指令不平衡反映交易中的各种公开与私人信息, 这些信息的变化引起了股票价格的变化, 比如在 Kyle (1985)的价格形成模型中价格变动与净订单流紧密相关。通过研究指令不平衡与收益的关系, 有助于我们从微观市场结构的角度研究股票价格形成变化的机理, 为投资者决策提供参考。

2014 年到 2015 年无疑是中国股票市场疯狂的一年, 从 2014 年 7 月开始, 上证综合指数从 2000 点一路上涨, 到 2015 年 6 月 12 日创出 5178 点的新高。然而, 从 2015 年 6 月 15 日开始, A 股进入了三个月的连续暴跌期, 指数在短短两个月内从 5178 点跌到了 2850 点, 跌幅达 44.9%并且在 2016 年 1 月 27 日达到最低 2638 点, 沪市市值蒸发逾 16 万亿元, 给投资者带来了巨大的损失。在股市极端环境下, 资产价格出现剧烈波动, 而 Wang et al. (2006)指出市场的波动会影响市场的情绪变化。而 Hung(2016)指出投资者情绪显著地影响指令的提交, 在乐观和悲观时期投资者提交指令行为非常不同。中国股票市场在这一年半时间内所经历的剧烈波动为研究极端条件下指令不平衡对股票收益变动的影响提供了一个理想的实

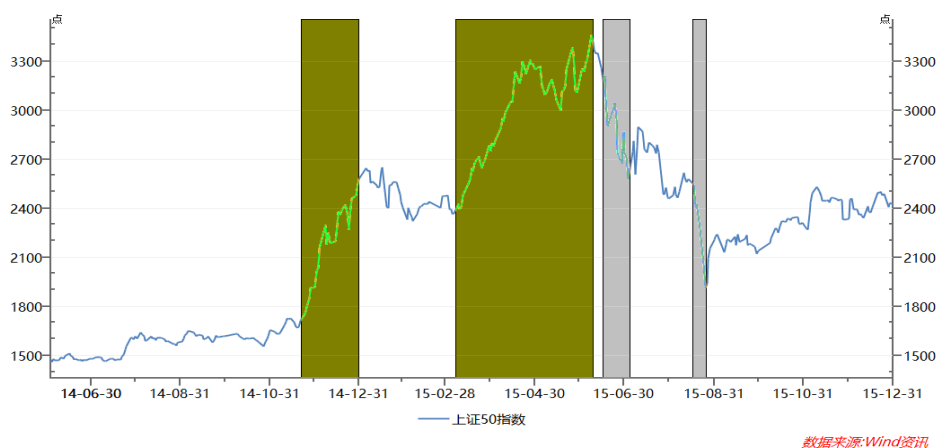


图 1 2014 年 6 月 1 日-2015 年 12 月 31 日上证 50 指数走势图

注: 图中深色部分为 2014-2015 年上证 50 指数剧烈上涨时期(2014 年 11 月 24 日—12 月 31 日, 2015 年 3 月 13 日—6 月 12 日), 灰色部分为剧烈下跌时期(2015 年 6 月 15 日—7 月 8 日, 2015 年 8 月 18 日—26 日)。

验环境。本文的研究表明随着股票市场状况的变化, 指令不平衡与收益的关系也随之发生了改变。

现有关于指令不平衡与收益关系的研究绝大多数集中在股票市场上。比如, Chan 和 Fong(2000)发现指令不平衡对不同交易规模股票的收益和交易量-波动关系有显著影响。Chordia et al. (2002)和 Chordia 和 Subrahmanyam (2004)对于纽约证券交易所内交易股票指令不平衡与流动性、波动性的关系, 以及指令不平衡对于股票价格变动的关系进行了详细的研究。他们的研究发现指令不平衡与同期收益呈现正向相关关系, 并且指令不平衡对于收益具有一定的预测能力。随后, 各国学者也对不同国家股票市场的指令不平衡进行了相关实证研究, Smales(2012)对于澳洲股票市场指令不平衡与市场收益和宏观经济信息之间的关系进行了研究, 他发现同期指令不平衡对市场收益有重大影响, 指令不平衡与过去的市场收益相关。Lee et al. (2004) 对于台湾股票市场不同交易者类型的指令不平衡进行了研究, 他们发现小型外资机构投资者和境内机构投资者的指令不平衡的持续性最强, 而大型个体投资者持续

性最弱。除了股票市场，一些学者也使用指令不平衡对于远期市场、期货和期权市场进行了研究。Huang 和 Chou (2007) 比较了台指期货交易的两个市场——台湾期货交易所(TAIFEX)和新加坡衍生品交易所 (SGX-DT) 的指令不平衡对期货市场的价差，流动性与流动性的影响，他们发现对于 TAIFEX 指令驱动型市场，当指令不平衡高时，价差最小；对于 SGX-DT 报价驱动型市场，当指令不平衡高时，价差最高；指令不平衡对于这两个期货市场的流动性和波动性都有影响。Smales (2013) 研究了债券期货市场中指令不平衡与收益的关系，他发现指令不平衡与同期收益相关。Muravyev (2016) 研究了在做市商制度下，期权指令不平衡对于期权收益的影响，并且发现指令不平衡对于期权收益具有预测能力。

相比西方股市交易制度，中国 A 股市场交易采取的是指令驱动的交易方式，指令驱动市场中的流动性并非由做市商提供，而是由投资者提交的限价指令来提供。其中，限价指令在提交时必须同时指定价格和交易数量，而市价指令只需指定交易数量。指令的成交通常按照“价格优先，时间优先”的原则来进行。作为新兴股票市场，中国股票市场有着自己的特点：**首先**，中国股票市场的机构投资者较少，散户投资者较多。Chordia 和 Subrahmanyam (2004)认为机构投资者相对于普通投资者拥有更多的信息，利用这些信息，机构投资者可以获得更高的收益，机构投资者为了减小短时间内大量订单对于价格的影响，他们会把一笔大订单拆分开来，使得指令不平衡具有持续性进而产生自相关，而在中国股票市场，个人投资者处于主导地位，个人投资者相对于机构投资者而言获取信息能力较弱，交易时滞长，交易量小，交易频率高，具有相对较高的换手率，羊群行为比较明显。**其次**，相对于西方股票市场，中国股票市场交易机制尚不完善，创新金融工具较少，投资者规避风险能力较低，特别是适合做空的金融工具还是相对缺乏，做空受到不少限制。**最后**，中国股市一些独特的交易机制，比如每日涨跌停板制度，而价格限制可能导致收益和指令不平衡更多的自相关性。总之，中国股市这些独特特征可能导致指令不平衡与收益之间关系异于已有文献中对诸如美国等西方国家股市的实证发现。

已有不少文献研究了中国股市指令不平衡对收益的可预测性，但是所得结论并不一致。比如，Shenoy 和 Zhang (2007) 基于 2004 年 6 月-12 月的数据研究了中国股票市场指令不平衡与收益的关系，他们发现 A 股市场指令不平衡存在一定的自相关性，指令不平衡与同期收益存在相关关系，这同 Chordia 和 Subrahmanyam (2004)一文对于纽约证券交易所内交易股票指令不平衡与收益关系发现类似，但是不同于 Chordia 和 Subrahmanyam (2004)，指令不平衡对于收益没有预测能力。**相反**，Narayan et al. (2015)基于 2008-2010 年的日内数据采用面板预测模型发现中国股票市场指令不平衡对股票收益具有正的预测作用，并且他认为指令不平衡是中国股市低效的来源之一；类似，Bailey et al. (2009) 基于 2003 年 10 月-2004 年 3 月的专有的帐户数据发现中国股市指令不平衡对资产价格具有显著的影响。**最近**，Lao et al. (2018)指出指令不平衡与收益关系会随着股市状态的变化而变化，而这也是已有文献发现出现不一致的原因；他们研究了 2007-2008 年这一极端市场条件下指令不平衡与收益之间的关系，发现指令不平衡对于同期收益具有显著正向关系，但是相比正常市场条件下(2009-2011)滞后期的指令不平衡对于收益具有显著正的预测能力，而在异常波动时期指令不平衡对于收益不具有显著的预测能力。而在中文文献中，涉及到对中国股市指令不平衡与收益关系的研究还比较少，部分学者对于我国股市限价指令簿进行了一些研究。其中，周开国和王海港(2008)对 H 股的指令不平衡与收益之间的关系进行了实证分析；陈淼鑫(2011)对限价指令簿与指令驱动市场的国内外研究进行了述评；张肖飞 (2012) 研究了指令不平衡与价格发现效率和交易笔数的关系；郑振龙和戴嵩(2011)研究了限价指令簿信息与买卖价差之间的关系；沈红波等(2012)实证检验了限价指令簿的信息含量；刘红忠和叶军(2012) 基于上海证券交易所 Level-2 数据考察了限价指令簿的价格发现功能；欧阳红兵和傅毅夫(2012)对于中国股市限价指令簿的流动性提供进行了研究；最近，周平等(2016)分析了限价指令簿对

价格信息的扩散作用；许启发等(2016) 基于大规模数据的分位数回归实证研究了 A 股指令不平衡与收益之间的关系且发现前者对后者具有一定解释和预测能力。

但是，已有关于中国股市指令不平衡与收益关系的研究还不够充分，存在一定的不足。

首先，Shenoy 和 Zhang (2007) 以及 Bailey et al. (2009) 等研究所采用的数据样本期限都比较短，而且所选择样本时间短皆在股市正常波动期间，而 Lao et al. (2018) 发现指令不平衡与收益关系会随着股市状态的变化而变化。**其次**，尽管 Lao et al. (2018) 研究了我国股市极端市场条件下指令不平衡对对收益的预测能力，但是它们基于 2007-2008 年这一极端市场条件下，而 2014-2015 年这一极端波动期间相比 2007-2008 年极端波动时间具有独特性，这是因为我国股市在 2010 年后发生了许多深刻的变化，比如于 2010 年推出融资融券业务，随后又推出沪深 300、上证 50 与中证 500 股指期货以及上证 50ETF 期权，股票市场出现了“做空”的工具以及更多可供进行风险管理的产品，而禁止做空可能会导致收益和指令不平衡的字相关性(Bailey et al. ,2009)。特别是在 2014-2015 年这轮极端市场行情中明显涉及到信用交易，迅速下跌期间许多信用账户被连续平仓。**综上，研究所选择的数据不同，学术界对于我国指令不平衡与收益的关系的实证结果仍然没有统一的结论。**

在本文中，我们基于上证 50 的 Level-2 高频数据研究了在 2014 年到 2015 年这一特定极端市场条件下指令不平衡对收益的影响。我们的研究表明：(1)在横截面上，指令不平衡与收益呈现正相关关系，在样本内 4 个波动最大的区间内(图 1 阴影部分)指令不平衡与超额收益的相关系数大于整个样本期，并且快速下跌时的相关系数明显要比快速上涨的相关系数更加地显著；(2)指令不平衡具有自相关性，但自相关系数相对于美国股票市场指令不平衡自相关系数而言较低；(3)指令不平衡与同期收益呈现出正相关关系，相比牛市，熊市中指令不平衡与同期收益的正相关比例与显著性比例均较高；(4)在 2014-2015 年的股灾期间中，滞后指令不平衡与超额收益之间呈现出正相关关系和较高的显著性，表明其对收益具有更强的预测能力；(5)在控制了 Fama-French 三因子，即 $(R_{mt} - R_{Ft})$ ， SMB_t ， HML_t 之后，以上对指令不平衡和收益之间关系统计结果的显著性并没有明显的改变。

相比已有文献，本文的主要贡献：(1)研究最近 2014-2015 年这一极端市场条件下中国股市上指令不平衡与收益的相关关系，并且发现在极端市场条件下指令不平衡对收益亦具有预测作用，弥补了相关实证发现的空缺；(2)对指令不平衡与收益的关系进行了稳健性检验，而之前研究对于指令不平衡与收益的关系均没考虑其是否包含在其他变量之中，特别是本文实证发现指令不平衡与收益的关系没有被包含在 Fama-French 三因子变量之中；(3)使用了最新而且质量更高的 Level-2 高频数据进行研究，并且与最近一次股灾时事更为贴近，研究价值更高；(4)本文对与 2014-2015 年最为极端波动的 4 个时间区间单独进行了详细的研究，补充了在短时间极端情况下指令不平衡和收益关系的实证。

本文的结构如下：第二部分对于变量与研究方法进行介绍；第三部提供了实证分析及其结果；第四部分提出结论和建议。

二、变量与研究方法

为了度量股票每日的指令不平衡，首先我们需要区分每一笔交易是由买方发起还是由卖方发起。根据 Lee 和 Ready(1991)一文，他们的方法(简称 LR)是以最优买价和卖价的平均值作为报价中点，如果一次交易以高于（低于）现行报价中点的价格，则将其归类为买方(卖方)交易；如果交易正好在报价中点发生，那么根据最后一个非零价格变动为正(负)，我们将该股票定为买方（卖方）发起的。然而，一些文献发现 LR 方法可能对交易方向判断出现误差，存在一定缺陷，比如 Ellis, Michaely 和 O'Hara (2000)对 1996 年 9 月-1997 年 9 月 NASDAQ 专有数据的分析发现，LR 方法的精确度仅为 81%，对发生在价差之内的交

易，精确度仅为 55%左右；Odders-White (2000)研究的是 1990 年 11 月-1991 年 1 月 144 只 NYSE 股票的数据，发现 LR 的精度是 85%。而我们的数据中已经有内外盘的标志，因此可以直接判断买卖交易方向，避免了一有文献采用间接方法时可能存在的误差。

对于每一支股票，我们参考 Chordia et al. (2002)，Chordia 和 Subrahmanyam (2004)中的方法度量指令不平衡：

OIBNUM: 第 t 天买方发起的交易笔数减去卖方发起的交易笔数。

P_OIBNUM: 第 t 天买方发起的交易笔数减去卖方发起的交易笔数除以买卖双方发起的交易笔数之和。

OIBSH: 第 t 天买方发起交易的股票数量减去卖方发起的股票数量。

P_OIBSH: 第 t 天买方发起交易的股票数量减去卖方发起的股票数量除以买卖双方发起交易的股票数量之和。

OIBVOL: 第 t 天买方发起交易的交易总额减去卖方发起的交易总额。

P_OIBVOL: 第 t 天买方发起交易的交易总额减去卖方发起的交易总额除以买卖双方发起交易的交易额之和。

我们以 Chordia 和 Subrahmanyam (2004)的研究方法作为基础模型研究了指令不平衡与同期收益的关系以及指令不平衡对于收益的预测能力。

首先，我们研究同期的指令不平衡和收益的关系。其中，自变量为同期的指令不平衡和滞后 5 期的指令不平衡，因变量为股票的超额收益，具体来说，我们对每个股票进行以下时间序列回归。

$$R_{it} - R_{mt} = a_i + \sum_{k=0}^5 b_{ik} OIB_{i,t-k} + e_{it} \quad (1)$$

其中 R_{it} 是股票 i 在第 t 日使用收盘价计算的对数收益， R_{mt} 为上证综合指数在第 t 日使用收盘价计算的对数收益，因此，公式左边测量的是股票 i 在第 t 日的超额收益。 $OIB_{i,t}$ 是股票 i 在第 t 日指令不平衡。使用交易笔数测量的指令不平衡相对于交易数量与交易总额而言遗漏了许多交易信息，因此在式 (1) 的时间序列回归中我们剔除了 OIBNUM 和 P_OIBNUM 这两个变量，而使用其它 4 个指令不平衡的变量，包括 OIBSH (OIBVOL) 与 P_OIBSH (P_OIBVOL)。

随后，我们研究了指令不平衡对于收益的预测能力。这里使用 OIBVOL 作为指令不平衡的变量测量指令不平衡对收益的预测能力，但剔除了同期的指令不平衡，使用了滞后五期的指令不平衡，即：

$$R_{it} - R_{mt} = a_i + \sum_{k=1}^5 b_{ik} OIB_{i,t-k} + e_{it} \quad (2)$$

三、实证分析

(一) 数据及描述性统计量

本研究以上证 50 指数成分股为研究对象，样本区间为 2014 年 6 月到 2015 年 12 月。计算指令不平衡的上海证券交易所(SSE) Level-2 逐笔成交高频数据来源于 CSMAR，上证指数的日度数据来源于 Wind，Fama-French 三因子的日度数据来源于 CSMAR。由于在处理高频数据的过程中部分股票的数据存在缺失，我们剔除了缺少 1 个月以上数据的股票，最后选取其中 40 支股票作为研究样本。

为了研究股市不同环境下指令不平衡与收益的关系，我们将数据分成上涨区间与下跌区间两段。其中上涨区间为 2014 年 6 月 1 日-2015 年 6 月 15 日，此时股市场处于牛市，下跌区间为 2015 年 6 月 16 日-2015 年 12 月 31 日，此时股市处于熊市。

在表 1 中，我们给出 40 只股票的描述性统计量，包括按照基于交易次数、交易数量和

交易总额以及百分比形式计算出的指令不平衡指标在横截面上的平均值、中位数和标准差。在表 1 的 Panel A 中，我们给出了整个样本时间段内的描述性统计量。我们发现，基于每日交易笔数的指令不平衡指标的平均值为 305，基于每日交易数量的指令不平衡指标为 8,570,535，基于每日交易总额的指令不平衡指标为 102,282,482，这三个指令不平衡指标都为正。我们发现基于交易数量和交易总额测量百分比形式的指令不平衡数量大致相同，但均小于基于交易笔数测量百分比形式的指令不平衡。指令不平衡指标均为正表明在 2014 年 6 月到 2015 年 12 月这段时间内，整体上来说买方压力大于卖方压力。Panel B 与 Panel C 分别描述了在上涨期间（2014 年 6 月-2015 年 6 月 15 日）与下跌期间（2015 年 6 月 16 日-2015 年 12 月 31 日）指令不平衡的描述性统计量。与常理相一致，指令不平衡在牛市时呈现出正数，表明在牛市之中，买方的压力大于卖方；而在熊市中呈现出负数，表明在熊市之中，卖方压力大于买方。总体来说，本文的描述性统计结果与 Chordia et al.(2002)，Chordia 和 Subrahmanyam(2004)的类似，但与 Lao et al. (2018)中组 IV 对大盘蓝筹股的实证结果不同，他们发现 2007-2008 年中的指令不平衡指标都为正数，牛市与熊市下指令不平衡指标数值大小并没有明显差别。而我们的实证表明从 2014-2015 年随着股市由牛市状态转为熊市状态，指令不平衡指标由正变负，我们认为产生这一结果与本轮股灾中信用交易较多，大量运用杠杆交易有关。当股票市场从牛市转为熊市后，保证金不足，使得信用账户被平仓，这使得市场陷入了暴跌-杠杆账户被平仓-卖方压力增大-股价进一步下跌-杠杆账户被平仓的恶性循环中(王健俊等，2017)，使得牛市与熊市的买卖压力差别明显。

表 1 描述性统计量

	平均值	中位数	标准差
Panel A (2014 年 6 月 1 日-2015 年 12 月 31 日)			
OIBNUM	305.001	241.841	208.009
P_OIBNUM(%)	2.541	2.104	1.966
OIBSH	8,570,535.000	3,229,011.000	11,161,884.000
P_OIBSH(%)	0.493	0.155	1.732
OIBVOL	102,282,482.000	58,349,059.000	117,220,502.000
P_OIBVOL(%)	0.491	0.146	1.723
Panel B (2014 年 6 月 1 日-2015 年 6 月 15 日)			
OIBNUM	447.716	416.093	219.308
P_OIBNUM(%)	4.006	3.685	2.200
OIBSH	14,625,258.000	8,137,610.000	17,188,212.000
P_OIBSH(%)	2.215	2.141	1.978
OIBVOL	168,094,193.000	122,407,350.000	160,445,886.000
P_OIBVOL(%)	2.232	2.121	1.975
Panel C (2015 年 6 月 16 日-2015 年 12 月 31 日)			
OIBNUM	-42.244	-31.419	341.646
P_OIBNUM(%)	-0.195	0.157	3.342
OIBSH	-2,712,212.000	-2,415,006.000	9,240,085.000
P_OIBSH(%)	-2.735	-2.894	2.689
OIBVOL	-18,513,445.000	-19,885,553.000	101,772,333.000
P_OIBVOL(%)	-2.772	-2.974	2.661

(二) 横截面分析

表 2 报告显示了各种指标变量之间的相关系数，包括各种指令不平衡的指标和超额收益。其中， R_e 是股票的超额收益，即单个股票的当日对数收益减去对应上证综合指数的对数

表 2 截面相关系数

	P_OIBNUM	OIBSH	P_OIBSH	OIBVOL	P_OIBVOL	R_e
OIBNUM	0.904	0.671	0.671	0.642	0.672	0.346
P_OIBNUM		0.505	0.666	0.466	0.666	0.282
OIBSH			0.680	0.976	0.682	0.240
P_OIBSH				0.618	1.000	0.140
OIBVOL					0.619	0.243
P_OIBVOL						0.143

表 3 指令不平衡自相关系数

	OIBNUM	P_OIBNUM	OIBSH	P_OIBSH	OIBVOL	P_OIBVOL
Panel A (2014 年 6 月 1 日-2015 年 12 月 31 日)						
lag 1	0.275	0.259	0.185	0.207	0.197	0.205
lag 2	0.167	0.146	0.158	0.158	0.167	0.157
lag 3	0.155	0.111	0.095	0.125	0.111	0.123
lag 4	0.162	0.105	0.121	0.127	0.136	0.126
lag 5	0.136	0.095	0.120	0.115	0.136	0.114
Panel B (2014 年 6 月 1 日-2015 年 06 月 15 日)						
lag 1	0.220	0.218	0.128	0.160	0.157	0.158
lag 2	0.140	0.118	0.164	0.136	0.175	0.134
lag 3	0.103	0.059	0.123	0.090	0.144	0.088
lag 4	0.116	0.058	0.141	0.101	0.159	0.100
lag 5	0.097	0.062	0.096	0.092	0.110	0.090
Panel C (2015 年 6 月 16 日-2015 年 12 月 31 日)						
lag 1	0.270	0.246	0.179	0.188	0.170	0.187
lag 2	0.108	0.096	0.079	0.086	0.086	0.085
lag 3	0.123	0.109	-0.001	0.071	-0.0001	0.069
lag 4	0.116	0.092	0.005	0.061	0.008	0.059
lag 5	0.076	0.047	0.045	0.039	0.056	0.037

收益。我们发现各指令不平衡指标之间都存在着比较强的正相关关系。其中，基于交易笔数、交易数量与交易金额计算的指令不平衡指标之间的相关系数基本都在 0.6 以上，通过百分比计算的指令不平衡指标相关系数也都在 0.6 以上。其中，OIBVOL 和 OIBSH 的相关系数为 0.976，而通过百分比计算这两个指标的相关系数为 1，这表明基于交易量以及交易总额计算的指令不平衡指标之间存在高度相关性。其次，与 Chordia 和 Subrahmanyam (2004)，Lao et al. (2018) 的实证发现一致，我们亦发现指令不平衡与收益呈现出正相关关系，其中 OIBNUM 与收益的相关系数最高，为 0.346，其他指令不平衡指标与收益的相关系数在 0.2 左右。

表 3 报告的是整个样本期间各指令不平衡指标的自相关系数。Chordia et al. (2002)，

Chordia 和 Subrahmanyam (2004) 等文献认为, 在做市商制度下指令不平衡具有持续性。我们发现指令不平衡呈正自相关, 这与 Chordia 和 Subrahmanyam (2004) 对纽约证券交易所交易股票的实证分析结论相同, 但在我们的样本区间内上证 50 成分股指令不平衡自相关系数低于 Chordia 和 Subrahmanyam (2004) 中对在纽约证券交易所交易股票的计算出的指令不平衡自相关系数。在 Chordia 和 Subrahmanyam (2004) 的研究中, OIBNUM, OIBSH 与 OIBVOL 的一阶滞后自相关系数分别为 0.54, 0.38 和 0.47, 而本文对应的一阶滞后相关系数分别为 0.275, 0.185 以及 0.197。然而, 自相关系数从滞后一阶到五阶衰减的速度要小于 Chordia 和 Subrahmanyam (2004) 中实证发现。美国证券市场中指令不平衡衰减速度较慢, 其中 OIBNUM, OIBSH, OIBVOL 五阶滞后自相关系数分别为 0.414, 0.271, 0.384。而中国证券市场五阶滞后自相关系数基本在 0.1 左右。因此上证 50 股票指令不平衡呈现出自相关系数小、衰减速度相对较快的特性这一现象。指令不平衡自相关系数小的主要原因在于中国股票市场的机构投资者较少, 个人投资者处于主导地位, 因此中国股市出现大笔订单拆分的现象少于美国股市。同时, 指令不平衡自相关系数衰减相对较快的原因在于我国股市上散户居多, 个人投资者获取的信息有限, 对于信息的反应速度比较慢, 容易出现羊群行为, 喜欢追涨杀跌, 因此造成指令不平衡持续性相对较弱。在 Panel B 与 Panel C 中, 通过比较熊市和牛市状态下单独分析的结果, 我们发现: 熊市下的一阶滞后指令不平衡自相关系数要高于牛市, 但滞后自相关系数的衰减速度要快于牛市。

为了比较在异常波动下指令不平衡与收益的关系, 我们将 2014-2015 年中上涨与下跌最为剧烈的四个阶段进行单独研究。这四个阶段分别为: 第一个快速上涨区间, 2014 年 11 月 24 日到 2014 年 12 月 31 日, 上证综指上涨 30.03%; 第二个快速上涨区间, 2015 年 3 月 13 日到 2015 年 6 月 12 日, 上证综指上涨 54%; 第一个快速下跌阶段, 2015 年 6 月 15 日到 2015 年 7 月 8 日上证综指跌幅达 32%; 第二个快速下跌阶段, 2015 年 8 月 18 日到 2015 年 8 月 26 日上证综指跌幅达 29%, 如图 1 所示。表 4 报告的是四个异常波动期间各指令不平衡指标与超额收益之间的相关系数。从表 4 中我们发现: 第一, 与整个样本期一致, 这四个

表 4 股票市场剧烈波动时段的指令不平衡与收益的截面相关系数

	OIBNUM	P_OIBNUM	OIBSH	P_OINSH	OIBVOL	P_OIBVOL
第一段	0.415	0.405	0.169	0.214	0.175	0.216
第二段	0.411	0.414	0.240	0.310	0.235	0.313
第三段	0.440	0.430	0.410	0.431	0.399	0.429
第四段	0.457	0.431	0.386	0.357	0.376	0.356
整体	0.345	0.283	0.241	0.142	0.245	0.145

指令不平衡指标都与收益呈现正相关关系; 第二, 在这四段异常波动区间, OIBNUM 与收益的相关系数在不同时间段的差异不明显, 而 OIBSH 与 OIBVOL 这两个指标在不同时段却存在较大差异, 其中 OIBSH 和 OIBVOL 与收益的相关系数在第三段中分别为 0.410 与 0.399 而在第四段分别为 0.386 与 0.376, 大于第一段中的 0.169 和 0.175 以及第二段中的 0.240 和 0.235, 这表明在熊市中, 指令不平衡与收益的相关性要强于牛市; 第三, 指令不平衡与收益之间的相关系数在 2014-2015 年整个样本期要低于这四个极端波动时间段, 这表明在股市极端条件下指令不平衡与收益的关系更强。一些研究发现在本轮股灾中投资者情绪在其中起到推波助澜的作用, 见王健俊等(2017), 而 Hung(2016)一文指出投资者的情绪会影响交易指令提交行为, 因而我们发现在 2014-2015 年的股灾中, 当股票市场出现异常波动时, 指令不平衡与收益的相关系数明显增大, 指令不平衡与收益的关系随着市场状态的变化而变化。

(三) 时间序列分析

这一部分我们使用时间序列回归分析研究指令不平衡与收益的关系，我们先使用公式(1)研究指令不平衡与同期收益的关系，表 5 与表 6 分别给出了整个样本期以及上涨和下跌区
表 5 全样本时间序列回归结果

Panel A: 使用测量指标为 P_OIBSH						
	平均系数	t 值	系数为正占比	显著占比	系数为负且显著占比	系数为正且显著占比
P_OIBSH	3.171	2.727	0.850	0.675	0	0.675
P_OIBSHt-1	1.293	1.156	0.875	0.350	0	0.350
P_OIBSHt-2	-0.425	-0.489	0.300	0.175	0.150	0.025
P_OIBSHt-3	-0.167	-0.240	0.425	0.050	0.050	0
P_OIBSHt-4	-0.167	-0.240	0.275	0.100	0.075	0.025
R ² and adj-R ²	0.050	0.037				
Panel B: 使用测量指标为 P_OIBVOL						
P_OIBVOL	3.212	2.774	0.850	0.675	0	0.675
P_OIBVOLt-1	1.296	1.160	0.875	0.350	0	0.350
P_OIBVOLt-2	-0.424	-0.489	0.300	0.175	0.150	0.025
P_OIBVOLt-3	-0.170	-0.244	0.425	0.050	0.050	0
P_OIBVOLt-4	-0.170	-0.244	0.275	0.100	0.075	0.025
R ² and adj-R ²	0.051	0.038				
Panel C: 使用测量指标为 OIBSH (coef*10,000,000)						
OIBSH	2.740	5.005	0.975	0.925	0	0.925
OIBSHt-1	1.068	1.282	0.775	0.450	0.025	0.425
OIBSHt-2	0.111	-0.663	0.425	0.225	0.225	0
OIBSHt-3	-1.292	-0.717	0.325	0.300	0.250	0.050
OIBSHt-4	-1.292	-0.717	0.150	0.275	0.250	0.025
R ² and adj-R ²	0.105	0.093				
Panel D: 使用测量指标为 OIBVOL (coef*10,000,000)						
OIBVOL	0.160	4.992	0.975	0.900	0	0.900
OIBVOLt-1	0.049	1.399	0.775	0.500	0.025	0.475
OIBVOLt-2	-0.008	-0.604	0.425	0.250	0.225	0.025
OIBVOLt-3	-0.015	-0.715	0.375	0.325	0.275	0.050
OIBVOLt-4	-0.015	-0.715	0.175	0.275	0.275	0
R ² and adj-R ²	0.108	0.096				

间内回归分析的结果。从表 5 可以看出，与 2014-2015 时期的截面数据分析结果类似，四个指令不平衡指标都与同期收益呈现出正相关关系。

首先，表 5 的 Panel A 与 Panel B 给出在两个百分比形式的指令不平衡指标 P_OIBSH 和 P_OIBVOL 下回归的结果，我们发现 P_OIBSH 和 P_OIBVOL 与同期收益均呈现出正相关的关系，比如以 P_OIBSH 为例，有 85% 股票的指令不平衡与同期收益呈正相关关系，有 67.5% 的股票指令不平衡与同期收益的关系显著，且均为显著的正相关关系，而显著负相关关系的情况并不存在。同样，滞后一期的指令不平衡与收益具有相关关系，有 87.5% 股票呈正相关关系，但仅有 35% 的股票呈显著的正相关关系。滞后二到四期的指令不平衡与收益呈现出负相关关系，但显著相关的比例继续降低，达到 20% 以下。其次，表 5 的 Panel C 和 Panel D 给出在指令不平衡指标为 OIBSH 和 OIBVOL 下回归的结果。由于上证 50 的股票都

是流通市值大的蓝筹股，每日交易量与指令不平衡数额巨大，收益率与指令不平衡的数值相比过小，因而若将收益率作为因变量，指令不平衡作为自变量，回归得出的相关系数将太小，不便于观测和分析，为了便于观测，这里我们将系数乘以 10,000,000。实证结果表明，OIBSH 和 OIBVOL 与收益亦呈现出正相关关系，这与 Panel A 和 Panel B 的结果相一致。在 Panel C 与 Panel D 中，几乎所有股票的指令不平衡与同期超额收益呈现出正相关关系，且显著性水平较高，90% 以上的股票指令不平衡与收益的关系显著，基本没有股票的指令不平衡与收益呈负相关且显著。其中指令不平衡与收益呈正相关关系且显著的股票同样在 90% 以上，没有股票的指令不平衡与收益呈正相关而不显著。这一比例高于 Panel A 和 Panel B，表明 OIBSH，OIBVOL 的与收益之间的相关关系强于指令不平衡指标 P_OIBSH 和 P_OIBVOL。而在滞后一期时，这两个指令不平衡指标与收益同样呈现出正相关关系，有 77.5% 的股票指令不平衡与收益呈正相关关系，但是显著性明显下降，在 50% 以下。从滞后二期开始，指令不平衡与收益的显著性变得不太明显。这一结果与 Chordia 和 Subrahmanyam(2002, 2004) 以及 Lao et al. (2018)的实证结果相一致。我们实证发现 OIBVOL 与收益之间的正相关性最高，因此在后面的分析中我们均使用 OIBVOL 作为指令不平衡指标进行报告。

表 6 以 OIBVOL 这一指令不平衡指标研究了在熊牛市不同市场状态下指令不平衡与同期收益的关系。其中，Panel A 呈现的是在牛市下指令不平衡与同期收益的关系。我们发现，在牛市中，同期的指令不平衡与收益呈现出正相关关系，85% 的股票呈现正相关关系，仅有 12.5% 的股票呈现显著负相关关系，但是牛市中指令不平衡与收益的显著性低于 2014 年到 2015 年整体区间水平的 90%；滞后一期的指令不平衡与收益同样呈现出正相关关系，相对于同期而言，显著性水平明显降低，降为 45%，这也低于 2014 年到 2015 年整个样本区间水平的 50%。同上，滞后二期到四期的指令不平衡与收益同样呈现出负相关关系，但系数显著性均较低。表 6 的 Panel B 呈现的是熊市下指令不平衡与同期收益的关系。我们发现指令不平衡与同收益完全呈现出正相关关系，呈负相关关系的情况并不存在，呈正相关且显著

表 6 牛市与熊市时间段时间序列回归结果

	平均系数	t 值	系数为正占比	显著占比	系数为负且显著占比	系数为正且显著占比
Panel A 使用 OIBVOL 测量 2014 年 6 月 1 日-2015 年 6 月 15 日的关系 (coef*10,000,000)						
OIBVOL	0.096	2.758	0.850	0.750	0.125	0.625
OIBVOLt-1	0.055	1.301	0.775	0.450	0.050	0.400
OIBVOLt-2	0.019	-0.079	0.575	0.200	0.150	0.050
OIBVOLt-3	0.017	0.227	0.550	0.125	0.050	0.075
OIBVOLt-4	0.017	0.227	0.400	0.150	0.150	0
R ² and adj-R ²	0.104	0.085				
Panel B 使用 OIBVOL 测量 2015 年 6 月 16 日-2015 年 12 月的关系 (coef*10,000,000)						
OIBVOL	0.241	4.245	1	0.950	0	0.950
OIBVOLt-1	0.034	0.613	0.675	0.350	0.100	0.250
OIBVOLt-2	-0.008	-0.298	0.500	0.225	0.175	0.050
OIBVOLt-3	-0.025	-0.710	0.400	0.350	0.275	0.075
OIBVOLt-4	-0.025	-0.710	0.325	0.200	0.175	0.025
R ² and adj-R ²	0.213	0.180				

的股票比例高达 95%，与牛市相比，在熊市中指令不平衡与收益的相关系数呈正的股票比例较高，显著性比例也要高于牛市；在滞后一阶中，熊市中有 67.5% 的股票相关系数为正，35%

的股票显著为正，与牛市的区别不太明显，但是在滞后二期之后，指令不平衡与收益的系数变为负数。与横截面结果相一致，上述分析表明，指令不平衡与同期收益的关系随市场环境的变化而变化。

表 7

指令不平衡对收益预测的时间序列回归结果

	平均系数	t 值	系数为正占比	显著占比	系数为负且显著占比	系数为正且显著占比
Panel A: 2014 年 6 月 1 日-2015 年 12 月 31 日 (coef*10,000,000)						
OIBVOL	0.078	2.101	0.950	0.625	0.025	0.600
OIBVOLt-1	0.007	-0.134	0.550	0.175	0.125	0.050
OIBVOLt-2	-0.007	-0.419	0.475	0.325	0.225	0.100
OIBVOLt-3	-0.013	-0.405	0.350	0.200	0.150	0.050
OIBVOLt-4	-0.013	-0.405	0.350	0.325	0.175	0.150
R ² & adj-R ²	0.041	0.028				
Panel B: 2014 年 6 月 1 日-2015 年 6 月 15 日 (coef*10,000,000)						
OIBVOLt-1	0.054	1.360	0.850	0.500	0.025	0.475
OIBVOLt-2	0.030	0.154	0.625	0.200	0.125	0.075
OIBVOLt-3	0.023	0.408	0.650	0.200	0.050	0.150
OIBVOLt-4	-0.001	0.019	0.500	0.075	0.025	0.050
OIBVOLt-5	-0.001	0.019	0.550	0.225	0.100	0.125
R ² & adj-R ²	0.039	0.020				
Panel C: 2015 年 6 月 16 日-2015 年 12 月 (coef*10,000,000)						
OIBVOLt-1	0.078	2.081	0.950	0.625	0.025	0.600
OIBVOLt-2	0.007	-0.132	0.550	0.175	0.125	0.050
OIBVOLt-3	-0.007	-0.413	0.475	0.325	0.225	0.100
OIBVOLt-4	-0.013	-0.397	0.350	0.200	0.150	0.050
OIBVOLt-5	-0.013	-0.397	0.350	0.325	0.175	0.150
R ² & adj-R ²	0.041	0.028				

接下来，我们使用公式(2)研究指令不平衡对于收益的预测能力，结果通过表 7 报告。Chordia 和 Subrahmanyam(2004)的研究认为滞后期的指令不平衡与收益呈正相关关系，因此可以通过指令不平衡来预测收益。Lao et al. (2018)的实证发现对于中国股市在正常波动期间(2009-2011)指令不平衡能够预测收益，但是在极端市场条件下对收益预测能力有限。**Panel A** 报告了在整个样本期指令不平衡对于收益的预测能力。首先，滞后 1 期的指令不平衡与收益的呈现出正相关关系，其中存在显著关系的股票占 62.5%，存在正相关且显著的股票占 60%，这一结果远高于 Chordia 和 Subrahmanyam(2004)的结果，在他们的研究中，滞后期指令不平衡与收益相关系数为正且显著的股票占 25.95%，负相关且显著的股票占 1.35%；同时，我们的结果不同于 Lao et al. (2018)的结果，在他们的研究中，滞后期指令不平衡与收益相关系数为正且显著的股票为 0%，负相关且显著的股票在 20% 左右，即在极端市场条件下指令不平衡对收益预测能力有限。**其次**，当考虑滞后 2 期指令不平衡预测能力时，指令不平衡对收益预测的显著性同样高于 Chordia 和 Subrahmanyam(2004)对纽约证券交易所交易股票的分析。我们的研究结果表明，在滞后 2 期时，指令不平衡与收益的显著性为 17.5%。而在 Chordia 和 Subrahmanyam(2004)的研究结果中，滞后 2 期的指令不平衡与收益呈正相关

且显著的股票仅占 5%。最后，当考虑滞后 3-5 期指令不平衡预测能力时，显著性变化不太明显，但是依旧高于纽约证券交易所的结果。我们的实证与 Chordia 和 Subrahmanyam(2004) 相同，但与 Lao et al. (2018) 不完全相同，在 2014-2015 年的股灾期间中，指令不平衡相对收益的预测能力高于 Chordia 和 Subrahmanyam(2004) 对于纽交所交易股票的分析以及 Lao et al. (2018) 对 2008 年我国股灾时期的分析。

Panel B 与 Panel C 分别报告了在熊市与牛市下指令不平衡对于收益的预测能力。我们发现在熊市与牛市下指令不平衡对于收益的预测能力区别不大。在我们样本期间，指令不平衡对于收益具有预测作用表明，在 2014-2015 的极端市场期间，我国股市的有效性程度大大降低，指令不平衡对于收益的预测能力要强于已有文献中对于其他时间段和其他市场的实证发现，这表明股市还存在套利机会，股市有效性相比较低，中国股市交易机制还有待完善。

（四）稳健性检验

在金融学中收益可预测性以及超额收益的风险解释一直以来都是研究的热点。其中，不少实证发现一些风险因子对于超额收益具有解释能力，其中最为著名的是 Fama 和 French(1993) 的三因子模型。为了检验指令不平衡对于收益的预测能力不被这些已有的预测变量所包含，这里我们使用的控制变量是 Fama-French 三因子，即市场风险溢价因子 ($R_{mt} - R_{Ft}$)，市值因子 SMB_t ，账面市值比因子 HML_t 。指令不平衡 (OIB) 的测度同表 6 和表 7 中实证，取为 OIBVOL。

$$R_{it} - R_{mt} = a_i + b_i OIB_{it} + c_i (R_{mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (3)$$

$$R_{it} - R_{mt} = a_i + b_i OIB_{it-1} + c_i (R_{mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (4)$$

表 8

指令不平衡和 Fama-French 三因子对收益预测的回归分析

	平均系数	t 值	系数为正占比	显著占比	系数为负且显著占比	系数为正且显著占比
Panel A: Fama 三因子回归结果						
Intercept	-0.028	-0.393	0.650	0.050	0.050	0
Risk Premium	-12.372	-1.385	0.625	0.750	0.575	0.175
SMB	51.504	3.421	0.600	0.650	0	0.650
HML	6.753	-0.591	0.600	0.700	0.375	0.325
R ² and adj-R ²	0.237	0.231				
Panel B: 同期期指令不平衡回归分析和其他回报预测指标(OIB 系数*10,000,000)						
Intercept	-0.127	-1.125	0.200	0.425	0.425	0
OIBVOL	0.130	4.445	0.975	0.900	0.025	0.875
Risk Premium	-10.739	-1.207	0.300	0.775	0.575	0.200
SMB	51.231	3.573	0.925	0.675	0	0.675
HML	11.856	-0.266	0.525	0.700	0.325	0.375
R ² and adj-R ²	0.284	0.277				
Panel C: 滞后期指令不平衡回归分析和其他回报预测指标(OIB 系数*10,000,000)						
Intercept	-0.084	-0.777	0.250	0.150	0.150	0
OIBVOL	0.073	2.135	0.950	0.700	0.025	0.675
Risk Premium	-12.396	-1.403	0.325	0.750	0.575	0.175
SMB	52.950	3.529	0.950	0.675	0	0.675
HML	8.609	-0.478	0.525	0.700	0.350	0.350
R ² and adj-R ²	0.250	0.242				

表 8 给出了整个样本期下, Fama-French 三因子模型, 加入 Fama-French 三因子后指令不平衡与同期收益以及加入 Fama-French 三因子后滞后期指令不平衡与收益回归分析的结果。从表 8 中我们发现, 在加入 Fama-French 三因子作为控制变量之后, 同期指令不平衡与收益显著性百分比为 90%, 系数为正且显著占比为 87.5%。滞后期指令不平衡与收益的显著性占比为 70%, 系数为正且显著占比为 67.5%。指令不平衡与收益关系的显著性的统计结果与加入 Fama-French 三因子之前并无明显的区别; 同时, 加入了指令不平衡测量指标后, adj-R² 有了一定的提高, 这表明指令不平衡与收益的关系并没有被已有的变量所包含。同时, 我们将整个有样本时间段分为熊市和牛市两个子区间后, 发现回归结果类似, 由于篇幅限制这里没有展示。因而前面的实证分析结果具有稳健性。

四、结论与建议

本文研究了 2014-2015 年我国股市处于极端市场条件期间指令不平衡与收益之间的关系。实证发现: 中国股市指令不平衡的自相关系数低于美国纽约证券交易所, 同时衰减速度较快, 这可能由于中国股市散户较多, 而机构投资者较少; 指令不平衡与同期收益呈现出正相关关系, 其中, 在股票市场波动最为剧烈的时间段中, 指令不平衡与收益的关系要强于整个样本期; 在 2014-2015 年整个样本期间, 指令不平衡对于中国股市收益的预测能力要强于美国股票市场以及 Lao et al. (2018) 对 2007-2008 年期间我国股市分析的结果, 这表明在极端市场条件下中国股市的有效性较差; 相对于牛市而言, 在熊市下受杠杆压力以及个人散户投

投资者的影响,指令不平衡的持续性更强,与收益的相关系数更高,但在本轮牛熊市期间预测能力相差不大;最后,指令不平衡对于收益的预测能力没有被 Fama-French 三因子所包含,表明本文的分析具有稳健性。其中,在极端市场条件下指令不平衡对收益具有预测作用,这一发现不同于 Lao et al. (2018),我们认为产生这一结果的原因在于本次股灾中由于信用交易多,大量交易与运用杠杆有关。当股市从牛市转为熊市后,保证金不足,使得信用账户被平仓,这使得市场陷入了暴跌-杠杆账户被平仓-卖方压力增大-股价进一步下跌-杠杆账户被平仓的恶性循环中(王健俊等,2017),使得牛市与熊市的买卖压力差别明显。这也是 2014-2015 年与 2007-2008 年这两轮极端市场行情差异最为明显的地方。

本文对指令不平衡与收益之间关系的实证分析结果给我们以下启示:首先,应该增强市场监管力度,对于非法无序的信用交易要严加管控。在 2017 年召开的全国金融工作会议上习近平指出防止发生系统性金融风险是金融工作的永恒主题,党的十九大报告更是明确指出要“守住不发生系统性金融风险的底线”,其重要举措便是强化金融监管,这就需要对风险做到早识别、早预警从而实现早发现、早处置。在这次股灾之中,大量的杠杆无序滥用是市场急速崩盘的主要推动力之一。为了稳定股票市场,减少证券市场的异常波动以及投机行为,必须加大对股票市场的监督与控制,限制杠杆的无序使用。

其次,应该完善市场交易机制,促进信息流通,优化投资者结构,引导个人投资者,发展机构投资者。目前我国个人投资者较多,个人投资者相对机构投资者而言获取市场信息的能力较弱,当股票市场面临大跌时,往往会出现羊群效应,迅速出逃加剧股市异常波动。因此政府应该完善市场交易机制,使得个人投资者能够更好更有效的获得交易信息,避免盲从。大力推进机构投资者的发展,优化投资者结构从而有益于证券市场的稳定。

最后,应该就进一步借鉴和学习西方证券市场,在此基础上适当进行金融工具创新,进一步丰富便于做空金融工具的发展,使得市场定价更加合理。现阶段的我国证券市场不够完善,还是比较缺少允许看跌资产价格的金融工具,资产定价不尽合理,市场有效性较弱。为此,应该积极借鉴和吸收西方证券市场的合理机制,合理推进金融工具的创新,完善市场定价,使得资产价格能够更好的反映内在价值,使市场趋于更加的有效。

参考文献

- 陈淼鑫, 2011:《限价指令簿与指令驱动市场研究述评》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》第 6 期。
- 刘红忠、叶军, 2012:《限价指令簿的价格发现功能》,《复旦学报(社会科学版)》第 2 期
- 欧阳红兵、傅毅夫, 2012:《中国股市限价指令簿的流动性提供研究》,《管理科学》第 4 期
- 吴晓灵,李剑阁,王忠民,等, 2015:《完善制度计,提升市场信心,建设长期健康稳定发展的资本市场》,《清华金融评论》第 12 期。
- 沈红波、曹军、王雅莉, 2012:《中国股票市场限价指令簿的信息含量研究》,《投资研究》第 9 期。
- 王健俊、殷林森、叶文靖, 2017:《投资者情绪、杠杆资金与股票价格——兼论 2015~2016 年股灾成因》,《金融经济研究》第 1 期
- 许启发、蔡超、蒋翠侠, 2016:《指令不均衡与股票收益关系研究——基于大规模数据分位数回归的实证》,《中国管理科学》第 12 期
- 张肖飞, 2012:《股市透明度与价格发现效率:指令不平衡驱动视角》,《南方经济》第 12 期。
- 郑振龙、戴嵩, 2011:《买卖价差与限价指令簿信息:基于时变 MRR 模型的实证研究》,《金融评论》第 5 期。
- 周平、马景义、张辛连, 2016:《限价指令簿与股票价格:信息扩散与动态反馈机制——来自沪深两市高频数据的证据》,《投资研究》第 9 期。
- 周开国、王海港, 2009:《指令不均衡与个股收益率的关系:对 H 股的实证分析》,《金融研究》第 08 期
- Bailey, W., J. Cai, Y. Cheung, and F. Wang. 2009, "Stock returns, order imbalances, and commonality: Evidence on individual,

institutional, and proprietary investors in China”, *Journal of Banking and Finance*, 33 (1):9–19.

Chan K, Fong W M.,2000, “Trade size, order imbalance, and the volatility–volume relation”, *Journal of Financial Economics*, 57(2):247-273.

Chordia T, Subrahmanyam A.,2004, “Order imbalance and individual stock returns: Theory and evidence”, *Journal of Financial Economics*, 72(3):485-518

Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A, 2002, “Order imbalance, liquidity, and market returns”, *Journal of Financial Economics*, 65(1):111-130

Ellis K, Michaely R, O'Hara M., 2000, “The accuracy of trade classification rules: Evidence from Nasdaq”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(4): 529-551.

Fama E F, French K R. ,1993, “Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33(1):3-56.

Gallant, A. Ronald, R., Peter E, Tauchen, G.,1992, “Stock Prices and Volume”, *The Review of Financial Studies*, 5(2):199-242.

Hiemstra C, Jones J D.,1994, “Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation”, *Journal of Finance*, 49(5):1639-1664.

Hung P H.,2016, “Investor sentiment, order submission, and investment performance on the Taiwan Stock Exchange”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 39:124-140.

Huang Y C, Chou J H.,2007, “Order Imbalance and Its Impact on Market Performance: Order-driven vs. Quote-driven Markets”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 34(9-10):1596–1614.

Karpoff J M.,1987, “The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A survey”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1):109-126.

Kyle, A., 1985, “Continuous auctions and insider trading”, *Econometrica*, 53(6):1315–1335.

Lao L, Tian S, Zhao Q.,2018, “Will Order Imbalances Predict Stock Returns in Extreme Market Situations? Evidence from China”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(4): 921-934.

Lee, M. C., Ready, M. J., 1991, “Inferring trade direction from intraday data”, *Journal of Finance*, 46(2):733-746.

Lee, Y.-T., Liu, Y.-J., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2004, “Order imbalances and market efficiency: Evidence from the Taiwan Stock Exchange”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(2):327-341.

Lo A W, Wang J.,2000, “Trading volume: Definitions, data analysis, and implications of portfolio theory”, *Review of Financial Studies*, 13(2):257-300.

Marquering W, Verbeek M.,2004, “The economic value of predicting stock index returns and volatility”, *Journal of and Financial Quantitative Analysis*, 39(2):407-429.

Muravyev D.,2016, “Order flow and expected option returns”, *Journal of Finance*, 71(2):983–1009.

Madhavan, A., M. Richardson, and M. Roomans,1997, “Why do security prices change? A transaction level analysis of NYSE stocks”, *Review of Financial Studies*, 10 (4):1035–64.

Narayan P K, Narayan S, Westerlund J.,2015, “Do order imbalances predict Chinese stock returns? New evidence from intraday data”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 34:136-151.

Odders-White E R., 2000, “On the occurrence and consequences of inaccurate trade classification”. *Journal of Financial Markets*, 3(3): 259-286.

Shenoy C, Zhang Y J, 2007, “Order imbalance and stock returns: Evidence from China”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(5): 637-650.

Smales, L. A., 2012, “Order imbalance, market returns and macroeconomic news: Evidence from the Australian interest rate futures market”, *Research in International Business and Finance*, 26(3):410-427.

Smales, L. A., 2013, “Bond futures and order imbalance: Examining international linkages”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26(1):113-132.

Wang, Y. H., Keswani A., Taylor, S. J.,2006, "The relationships between sentiment, returns and volatility", *International Journal of Forecasting*, 22(1):109-123.