

投资者情绪、有限套利与股价异象^{*}

何诚颖 陈 锐 薛 冰 何牧原

内容提要: 同美国市场投资者情绪与截面股票未来收益短期正相关、长期负相关的现象不同, 中国 A 股市场两者之间短期内就呈现负相关特征。本文认为这主要与中国 A 股市场以个人投资者为主体且做空套利受限严重有关, 因此与以机构投资者为主体的美国市场存在明显差别。考虑到 A 股独特的市场交易结构与投资者行为特征, 本文提出非主力资金买卖不平衡指标(BSI), 通过捕捉散户的资金流向实现对个股投资者情绪的测算。实证结果表明, 股票组合收益率与非主力资金 BSI 指标存在明显的单调递减特征, 且无法由通常衡量投资者情绪的换手率因子所解释, 与换手率的市场异象也有显著差异, 后者表现出换手率特别高的股票组合收益明显更低的非对称特征。本文的理论 with 实证也进一步指出, 有限套利是 A 股市场投资者情绪异象的主要原因之一, 在套利受限更为严重的股票组合中, 投资者情绪与股票收益截面负相关的现象更为明显。同时, 市场极端情绪和极度乐观情绪下的投资者情绪股价异象更为明显。

关键词: 投资者情绪 换手率 非主力资金 有限套利

一、引 言

近年来中国 A 股仍表现出剧烈波动的特征, 特别是在 2015 年及其前后股价短时间的暴涨暴跌让人记忆犹新。股价波动虽然是股市的正常现象, 但如此过度的剧烈波动显然不利于股市功能的发挥, 极大地损害了投资者、上市公司等参与主体的利益。股价剧烈波动背后有股市交易制度的因素(王朝阳和王振霞 2017), 也有市场投资者结构与行为因素, 投资者为什么会形成过高的预期并导致股价在短时间内迅速累积巨大泡沫。这是因为中国 A 股市场以个人投资者和散户为主体, ①庞大的个人投资者群体使得 A 股市场易受到非理性的投资者情绪左右, 这与以机构投资者为主体的欧美股票市场不同。以往在投资者情绪的研究主要是从宏观层面研究市场整体情绪, 比较市场情绪不同时不同类型股票收益率表现的差异。而本文则深入到微观层面, 研究投资者情绪不同的个股在截面股票收益率上的差异, 为更好地理解投资者情绪对中国 A 股市场的影响提供新的视角。

本文认为, 投资者情绪与股票未来短期内的收益率存在负相关关系, 这一股价异象在以个人投资者为主体、套利受限严重的中国 A 股市场非常明显。首先, 中国 A 股市场以个人投资者为主体, 个人投资者的过度自信行为相对机构投资者更强, 会表现出较为极端的乐观或悲观情绪, 面对新消息时更容易过度反应, 形成过高或过低的非理性预期, 同时个人投资者难以形成一套持之以恒的认识逻辑, 当随后的公开消息与自己的判断不一致时, 其过度自信行为难以持续, 甚至会逆转预期、矫

^{*} 何诚颖, 广西大学商学院, 邮政编码: 530004, 电子信箱: 2098533681@qq.com; 陈锐(通讯作者), 广西大学商学院, 国信证券股份有限公司, 邮政编码: 518001, 电子信箱: chenrui2@mail2.sysu.edu.cn; 薛冰, 深圳市金融稳定发展研究院, 邮政编码: 518000, 电子信箱: peterbingxue55@126.com; 何牧原, 清华大学经济管理学院, 邮政编码: 100084, 电子信箱: alexmxd1992@gmail.com。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议, 文责自负。

① 2015 年末, 超过 1 亿个人拥有股票交易账户, 持有市场 88% 的自由流通股本(Liu et al. 2019)。2016 年 8 月底, 持 A 股流通市值小于 10 万元的投资者占全部投资者比例的 70%(王朝阳和王振霞 2017)。

枉过正,股价短期内就容易出现反转(何诚颖等 2014)。

其次,中国 A 股市场套利受限严重,可用于套利的做空工具主要是股指期货、ETF 期权与融资融券交易。股指期货和 ETF 期权的做空标的有限,个人投资者很少参与。融资融券则发展极不平衡,融资规模远大于融券规模。褚剑和方军雄(2016)指出,融资融券标的选择标准使得融券做空机制很难发挥作用,而融资机制则为乐观的个人情绪投资者提供进一步参与市场、购买股票的机会。因此即使市场中只有部分投资者预期过高,但由于市场套利受限,乐观的个人投资者会过度反应,而相对悲观的其他投资者无法将自己的预期反映到市场中,导致股票价格远高于其价值且难以及时得到修正,降低未来预期收益。当现实不及预期时,乐观的个人投资者又会逆转其预期,在市场上卖出股票,在杠杆作用下,容易引起恐慌情绪,导致 A 股市场出现竞相抛售和相互踩踏现象。因此,投资者情绪与股票未来收益率负相关这一股价异象在套利受限的股票中更为明显。

验证上述理论的一个关键问题是如何在个股层面准确地测量投资者情绪。一个常用的指标是以流通股本或总股本计算的换手率指标。考虑到 A 股市场总股本或流通股本中有大量股本是不参与市场交易的,因此本文改进换手率这一指标,采用自由流通股本计算,将流通股本中基本不参与交易的特定大股东的股本剔除。不过换手率指标反映的并不仅仅只是投资者情绪,还包括流动性等其他因素。因而为了更好地刻画中国 A 股市场投资者情绪,反映交易主体的个人投资者特别是散户的情绪特征,本文提出非主力资金买卖不平衡指标(BSI),通过捕捉散户的资金流向这一新视角来刻画个股的投资者情绪。

本文实证研究表明,换手率、非主力资金 BSI 与股票未来预期收益都存在着明显的负相关,但换手率与股票收益的负相关主要体现在换手率特别高的股票组合的收益率非常低,而股票收益率与非主力资金 BSI 指标的单调递减的特征则非常明显。同时换手率、非主力资金 BSI 与股票收益的负相关程度与股票套利受限程度成正比,在套利受限越是严重的股票组合中,投资者情绪与股票收益负相关的股价异象更是明显。

在接下来的篇幅中,本文将首先综述文献并形成本文的研究假设,接着给出相关研究设计与数据说明,包括投资者情绪指标的构建与股价异象的检验,然后根据研究设计对研究假设进行实证检验,最后给出主要结论与建议。

二、文献综述

对于投资者情绪,虽然国内外学者的界定有所不同,但都倾向于认为投资者情绪对股票收益、股价走势等资本市场诸多方面产生重要的影响。测算投资者情绪指标的方法很多:①由 UBS/Gallup 通过随机选取投资者进行问卷调查构建的情绪指数(Brown and Cliff 2005);②密歇根大学构建的消费者信心指数(Lemmon and Portniaguina 2006);③封闭式基金的折价率(Lee et al. 1991; Swaminathan 1996; Neal and Wheatley 1998; 韩立岩和伍燕然 2007);④IPO 发行量及首日收益(Ljungqvist and William 2003; Ljungqvist et al. 2006; 韩立岩和伍燕然 2007);⑤换手率(Scheinkman and Xiong 2003; Baker and Stein 2004);⑥波动率指标(VIX)(Whaley 2000);⑦Baker & Wurgler(2006 2007)运用主成分分析方法将多个情绪指标合成构建的复合指标等。上述投资者情绪指标除换手率外,都只能测算市场总体的情绪,大多数文献也主要是从宏观角度研究投资者情绪对股票收益的影响,比较市场情绪不同时不同类型股票的收益率表现的时序与截面差异。比如 Baker & Wurgler(2006)比较了情绪高低不同的市场状态下,市值较小、上市时间较短、高波动、不分红、高成长和陷入困境的股票的收益率的差异。

而测算个股投资者情绪的研究则主要是运用数据挖掘、文本分析等大数据技术从媒体报道、公司公告、社交平台等内容中提取投资者情绪。①基于媒体报道的信息:Antweiler & Frank(2004)从

雅虎财经中的媒体报道提取了 45 家公司的 150 万条信息,并依据看涨、看跌、持平三类观点构建情绪指标。②基于公司公告的信息: Das & Chen(2007) 从 24 只高科技股票的董事会评论信息中提取情绪信息。Henry(2008) 从 1998—2002 年电信以及计算机行业 1366 份公司盈利新闻稿中提取情绪信息。Price et al.(2012) 以美国上市公司披露季度盈利的电话会议为研究对象,进行文本分析、提取盈利信息。③基于社交平台的信息: Bollen et al.(2011) 对美国社交网站 Twitter 进行文本分析、提取情绪指标,据此预测道琼斯指数的波动率。杨晓兰等(2016) 从东方财富网股吧中挖掘信息测算投资者情绪。文献中测算个股投资者情绪,要么只测算了部分个股,要么将测算的个股投资者情绪合成市场整体情绪,来预测市场指数的涨跌或波动。只有部分文献研究了欧美市场个股投资者情绪与截面股票未来收益率的关系,比如 Kumar & Lee(2006) 以美国一家大型券商的 1991—1999 年 180 万个人投资者的交易数据为样本,研究了投资者情绪与截面收益联动的关系,认为联动性是显著的,并且在小盘股、价值型股、低机构投资持股占比的股票和低价股的样本中联动关系更强。

虽然有少数学者认为投资者情绪与股票未来收益不存在显著关系(Clarke and Statman,1998) ,但大多数学者们还是认为两者之间相互关系显著(Brown and Cliff,2005; Baker and Wurgler,2007; 陈荣达等,2019) ,不过对于投资者情绪影响未来收益的方向却有着不同结论,比如 Bernstein & Pradhuman(1994) 认为投资者情绪对标准普尔指数收益的影响是负向的。而 Brown & Cliff(2005) 则认为投资者情绪对未来股票收益的影响在短期内是正向的,在长期才是负向的,这主要由于高涨的情绪逐渐被市场消化,股票收益下降导致。那么中国 A 股市场投资者情绪对截面股票未来收益率的影响是否显著? 影响方向如何? 这都是需要探讨的问题。

在投资者情绪影响股票未来收益的原因方面,现有研究认为股票的有限套利特征是主要原因,并实证发现随着股票套利难度加大,投资者情绪与股价的联动性增强(Baker and Wurgler,2006; Kumar and Lee,2006) 。因此对于那些缺乏做空工具或做空成本较高的股票来说,投资者情绪对未来股票收益率的影响将更为明显。Stambaugh et al.(2015) 用机构投资者持股衡量有限套利,认为做空机制在低机构投资者持股的股票中更为重要。因此也很有必要讨论 A 股市场投资者情绪异象与股票有限套利的关系。

鉴于此,本文研究个股投资者情绪、有限套利与截面股票预期收益率的关系,主要涉及两方面的问题: 一是投资者情绪与截面股票收益的关系,在中国 A 股市场,投资者情绪是否能显著影响截面股票收益率,以及影响的方向如何; 二是投资者情绪影响截面股票收益的程度是否与股票的有限套利特征有关。

三、研究假设

(一) 投资者情绪与截面股票收益

中国 A 股市场以个人投资者为主体,个人投资者容易产生较为极端的乐观或悲观情绪,从而使得股票定价过高或者过低。然而这种过高或者过低的定价难以持续,因为个人投资者的认知基础并不扎实,当出现信息与自己判断不一致时,个人投资者又容易逆转先前的预期,使得股价在短期内就会出现反转(何诚颖等,2014)。因此投资者情绪与股票未来收益率短期内就会出现截面负相关的特征。这与以机构投资者为主体的欧美市场完全不同。机构投资者也会过度自信,但程度相对较低,且这种过度自信行为能够持续,因此其股价在短期内并不会出现反转,甚至还能表现出动量特征。据此,本文给出投资者情绪异象的假设 1:

H1: 股票的投资者情绪越高,其未来短期收益率越低。

(二) 投资者情绪异象与有限套利

我国 A 股市场套利受限比较严重,相对悲观的投资者很难低成本地做空股票,因此无法将自

己的预期反映到市场中来,使得股票价格不再是由市场投资者的平均预期确定,而是取决于乐观投资者的平均预期,导致股票价格高于其价值,未来预期收益降低。因此股票套利受限越是严重,假设 1 所给出的投资者情绪异象越是明显,因而本文给出假设 2:

H2: 股票套利受限越严重,投资者情绪与股票收益截面负相关程度越强。

具体到实证检验,我们需要套利受限的代理变量,其中机构持股比例就是常用的指标,机构持股比例越高,其套利受限程度越低。因此机构持股比例越低的股票的投资者情绪异象越明显。另外也可以直接用股票是否可以做空来衡量股票的套利受限程度。目前 A 股市场股票做空主要是融券交易与股指期货,因而融资融券标的或股指成分股的投资者情绪异象相对较弱。

(三) 市场极端情绪下的股价异象

中国股票市场 2015 年及其前后出现股价的大涨大跌,市场投资者情绪处于极端状态,是很好的研究情境。其中大幅上涨期间正是融资融券标的大幅扩容后融资业务大幅发展时期,也出现大量个人投资者参与股市配资炒股的现象,投资者的情绪异常高涨。而在随后的大跌期间,投资者又出现明显的恐慌情绪。这段期间市场投资者情绪表现得非常极端,因此其投资者情绪异象也将更为明显。

进一步地,由于中国 A 股市场套利受限较为严重,在大幅上涨期间,股票的价格反映的是那些极度乐观投资者的平均预期,理性的投资者无法做空股票,这将导致股价远远高于其价值。而在下跌期间理性的投资者则可以买入价格远低于价值的股票,股票价格偏离价值的程度相对要低,因此在大幅上涨期间的投资者情绪异象要更为明显。综上所述,本文给出假设 3:

H3: 市场极端情绪和极度乐观情绪下的投资者情绪股价异象更为明显。

四、研究设计与数据说明

(一) 投资者情绪的测算

对于测算投资者情绪的方法,由于单一指标不能很好地表示投资者情绪,Baker & Wurgler (2006, 2007) 用主成分分析对多个表示投资者情绪的指标进行降维处理的方法,他们采用封闭式基金折价、换手率、IPO 数量、上市首日收益、股利溢价和股票发行比例六个指标,计算出了综合评价投资者情绪的指标。不过 Baker & Wurgler (2006, 2007) 所选取的测算指标仅能测算市场层面的情绪,而在个股层面测算投资者情绪的指标主要是换手率,即股票交易量与其股本的比率(Baker and Wurgler, 2006; Stambaugh et al. 2012)。Baker & Stein (2004) 指出,做空限制容易使换手率与情绪存在显著关系。如果悲观情绪盛行,未持有股票的投资者不会参与市场,做空受限导致他们难以将自己的悲观情绪反映到市场上。相反地,乐观情绪盛行,投资者将广泛参与市场购买股票。因此做空受限导致在乐观情绪下换手率要高于悲观情绪,换手率与投资者情绪正相关。Baker & Stein (2004) 认为无论是个股还是市场层面,换手率都是投资者情绪较好的度量指标。对于国内研究而言,换手率也是国泰安数据库 A 股市场投资者情绪指数 ISI 指数、中国股票市场投资者情绪综合指数 CICI 指数的核心指标。Liu et al. (2019) 在研究中国市场的规模与价值溢价现象时也指出,中国市场也存在明显的投资者情绪,并采用换手率的变化来测量个股的投资者情绪,发现中国市场中无法被规模因子和价值因子解释的反转和换手率市场异象能被投资者情绪因子解释,他们提出的含投资者情绪因子的四因子模型能解释中国 A 股市场绝大多数市场异象。因此本文也采用换手率作为投资者情绪的一种测量,但与文献不同的是,本文对换手率的计算采用的是成交量除以自由流通股本,计算公式中使用的股本既不是 Liu et al. (2019) 使用的总股本,也不是在中国市场投资中常用的流通股本,而是在流通股本基础上做了进一步的扣除,包括:(1) 持股不小于 5% 的大股东持有的流通股份;(2) 持股小于 5% 但关联方累计持有不小于 5% 的股东持有的流通股份;(3) 前 10

大股东或前 10 大流通股东中公布的高管持股数,一般全流通情况下扣除 75%,因为公司法规定高管每年实际可流通的不超过其持股数的 25%,其他情况视上市公司具体公布情况。不过上述扣除部分不包含基金、基金管理公司、社保基金、保险公司、财务公司、企业年金、券商、券商集合理财、信托公司、银行等金融机构。可见使用自由流通股本来计算换手率相对于总股本和流通股本来说更为合理,它衡量的是股本中极有可能会参与交易的部分。A 股市场上各种指数也是采用的自由流通股本作为权重。这也是在沪深 300 指数等一些重要指数中,招商银行的市值比四大行要低,但权重比四大行要高的原因。

考虑到中国 A 股市场的交易被个人投资者所主导而非机构投资者,超过 1 亿的个人拥有股票交易账户,且持有市场中大多数自由流通股本。因此本文提出另外一种测量投资者情绪的方法,就是非主力资金的净投资流入程度,也可以理解为非主力资金在股票或股票组合的买卖不平衡程度。本文采用 Kumar & Lee(2006)在构建个人投资者情绪指标的做法,将非主力资金在时期 t 对股票 i 的净流入程度设定为: $BSI_{it} = (B_{it} - S_{it}) / (B_{it} + S_{it})$ 。其中 B_{it} 表示非主力资金的流入额, S_{it} 表示非主力资金的流出额。考虑到市场上常说的主力资金通常是根据股票交易中挂单额大于 20 万元的订单的交易额来测算,因此本文的非主力资金则定义为挂单额小于 20 万元的订单的交易额。而 Kumar & Lee(2006)在构建上述指标时利用的是美国一家大型券商的个人投资者交易数据,因此他计算的是这家券商的投资者在股票或股票组合的买卖不平衡程度。当非主力资金的流入额 B_{it} 大于流出额 S_{it} 时($BSI_{it} > 0$),表示散户资金在时期 t 股票 i 上是净流入;反之, $BSI_{it} < 0$ 则表示散户资金是净流出的。非主力资金 BSI_{it} 指标的正负给出了散户资金在时期 t 股票 i 上的方向。当流入额 B_{it} 远远大于流出额 S_{it} 时,指标 BSI_{it} 趋近于 1,表明散户资金在时期 t 大幅流入股票 i ;反之指标 BSI_{it} 趋近于 0,散户资金大幅流出。当指标 BSI_{it} 越大的股票组合的未来平均收益率越高,这意味着散户资金净买入越多的股票,其价格涨得越多,市场呈现动量特征;反之,当散户资金净买入越多的股票的价格跌得越多,那么市场存在反转效应。

(二) 数据来源与样本选择

本文所使用的股票收益、交易与财务数据等均来自于 Wind,它是中国最大最具有影响力的金融数据提供商,为 90% 的中国金融机构和 70% 的合格境外机构投资者(QFII)提供数据服务。无风险收益率采用一年定期存款利率,数据来自于中国人民银行网站。

在时间样本的选择上,由于 Wind 提供的资金流向数据起始于 2010 年 1 月 4 日,因此本文样本的时间区间为 2010 年 2 月 2 日至 2019 年 8 月 7 日(共计 2312 个交易日)。使用时间较晚的样本能保证财务数据的一致性与可比性,比如证券法在 1998 年 12 月通过,在 1999 年 7 月才实施,财务报告的法律法规才广泛得到使用;2006 年财政部陆续颁布了新的企业会计准则及其应用指南,“新会计准则”于 2007 年起才在上市公司范围内实施。同时在时间较晚的样本内,每个截面都会有充足的股票样本,当采用投资组合构造因子收益率做相关检验时,能保证每个投资组合的股票标的足够多,从而得到的组合收益率也会足够精确,使得结果更具有可信性。另外,本文研究的样本区间包含了中国 A 股市场出现的几个重要事件和特征,比如 2010 年引入股指期货和融资融券制度,2014 年底至 2016 年初股价短时间暴涨暴跌剧烈波动,特别是在 2016 年之后至 2019 年的样本中,A 股市场风格出现重大变化,小盘股长期以来跑赢大盘股的特征出现逆转,规模因子收益率在这近 3 年时间内显著为负,而这一现象在 Liu et al.(2019)研究的中国 A 股 2000—2016 年的样本中是不存在的。因此采用时间较晚的样本,对于中国 A 股这种正在不断成熟完善的新兴市场,更能反映中国 A 股市场的新特征,从而使得研究结果更具现实价值。

在股票样本的选择上,参考 Liu et al.(2019)的做法,考虑类似的 3 项筛选和剔除标准:(1)考虑到新上市的股票的自由流通股本较少,而一年后有大量限售股解禁,因此我们要求股票上市时间

超过 1 年才纳入样本。(2) 我们要求股票最近 1 年至少有 120 天在交易,且股票最近 1 个月至少有 15 天在交易,这样可以避免长期停牌的股票在复牌后出现异常收益,从而影响本文的分析结果。(3) 本文剔除期末总市值最小的 30% 的股票,总市值为股价乘以总股本。Liu et al. (2019) 指出,由于中国 A 股市场的 IPO 制度,总市值最小的公司很有可能会被借壳上市或反向收购,其壳资源价值波动将显著影响其收益率表现。为了避免这种影响,Liu et al. (2019) 剔除了总市值最小的 30% 的股票,这些股票的总市值占比仅 7%。这一剔除处理使得 Liu et al. (2019) 构造的因子收益率的解释能力得到明显提升,因此本文也采用类似的剔除规则。另外,本文还增加了 2 项筛选和剔除标准:(4) 考虑到中国 A 股市场涨跌停板制度,我们剔除了交易日出现涨跌停状态但成交额明显小于近期平均成交额的股票,这些股票由于涨跌停板制度而并未实现充分交易,从而影响投资者情绪等指标的测量准确性。(5) 由于中国 A 股市场尚未进行或实施股权分置改革的股票和特殊处理(ST)股票的涨跌幅限制为 5%,其交易规则与其他股票不同,因此本文也予以剔除。当然,对于指标数据有缺失的股票记录,我们也会剔除。这一现象主要出现在涉及到财务数据的盈市比指标,由于财报报表数据要求是其最近发布的,而财务报表的披露日期与其报告日期存在时滞。比如 2010 年 1 月上市的股票,其上市后披露的是 2010 年年报,而 2010 年年报的披露日期很有可能是在 2011 年 4 月,那么该股票在上市时间超过 1 年以后的 2011 年 2—3 月仍没有盈利数据,因此导致盈市比指标缺失。

(三) 实证方法

1. 指标的计算

本文主要的解释变量是非主力资金的净流入程度 BSI 和以自由流通股本计算的换手率 STO,对于历史平均 BSI 和 STO 的计算,STO 采用简单平均的方法,比如股票 i 在时期 t 的最近 N 期平均换手率为第 $t - N + 1$ 期至第 t 期的日换手率的平均值,如果股票在第 s 期时处于一字涨跌停状态则不纳入计算。历史平均 BSI 的计算亦是如此。本文设置 $N = 20$,考虑最近 1 个月的换手率与 BSI。

用于计算价值因子的盈市比指标,为最近 1 年的归属母公司股东的净利润除以总市值,总市值为价格乘以总股本。

计算 Liu et al. (2019) 的换手率变动因子的指标为最近 20 天的平均换手率除以最近 250 天的平均换手率。这里的换手率为成交量除以总股本。

在构造组合收益率时,采用自由流通市值加权,自由流通市值为股价乘以自由流通股本。由于本文分析的是投资者情绪的收益率短期异象,参考 Liu et al. (2019) 的做法,本文每个交易日根据样本股票的平均换手率或非主力资金 BSI 进行排序,重新平衡投资组合的 1/5,并持有 5 个交易日,每天对 5 个部分的收益率进行平均。因子收益率的构建则是每月底排序构建,持有到下一个月底。

2. 因子收益率的构建

本文采用 Liu et al. (2019) 的方法构建市场因子、规模因子、价值因子和换手率变动因子。其中市场因子收益率为总市值最大的 70% 的股票按照自由流通市值加权的收益率。规模因子和价值因子收益率的构造按照 Liu et al. (2019) 的方法:在每一期期末,将总市值最大的 70% 的股票按照总市值的大小分成 2 个组合(小盘股组合 S 和大盘股组合 B),分割点为这 70% 股票总市值的中位数;同样地,我们再将这总市值最大的 70% 的股票按照盈市比分成 3 个组合,其中,盈市比最高的 30% 的股票为价值股组合 V,中间 40% 的股票为平衡型组合 M,盈市比最低的 30% 的股票为成长股组合 G。接着我们将上述分组交叉形成 6 个规模与盈市比联合划分的股票组合,分别是小盘价值股(S/V)、小盘平衡股(S/M)、小盘成长股(S/G)、大盘价值股(B/V)、大盘平衡股(B/M)、大盘成长股(B/G)。本文采用自由流通市值加权的方法构造各个组合的收益率。那么规模因子收益率 SMB 为上述 6 个规模与盈市比联合分组中的 3 个小盘股组合收益率的简单平均值减去 3 个大

盘股组合收益率的简单平均值。而价值因子收益率 VMG 则是小盘价值股组合和大盘价值股组合的平均收益率减去小盘成长股组合和大盘成长股组合的平均收益率:

$$\text{规模因子收益率 SMB} = (S/V + S/M + S/G) / 3 - (B/V + B/M + B/G) / 3。$$

$$\text{价值因子收益率 VMG} = (S/V + B/V) / 2 - (S/G + B/G) / 2。$$

换手率变动因子收益率 PMO 的构造方法同价值因子收益率是类似的,只是在进行分组构造投资组合时将盈市比指标换成换手率变动指标,构造小盘低活跃股(S/P)、小盘高活跃股(S/O)、大盘低活跃股(B/P)、大盘高活跃股(B/O)。换手率因子收益率则为2个低换手率组合的平均收益率减去2个高换手率组合的平均收益率:

$$\text{换手率因子收益率 PMO} = (S/P + B/P) / 2 - (S/O + B/O) / 2。$$

3. 投资组合的构建与检验

利用单个指标构造投资组合,本文在每一期根据期末指标值的大小将样本内的股票进行排序,然后根据股票指标值的大小将其划分为若干组,并持有一期。对于两个指标的交叉分组,则分为无条件分组和条件分组,前者是每一期分别根据不同的指标将股票分成若干个组,然后再将这两类分组联合交叉形成最终的投资组合。规模、价值和换手率变动因子收益率的构造则是采用的无条件分组方法。

而条件分组则是先根据某一指标将股票分成若干个组,然后在每一个分组内根据另一指标将股票分成若干组,先参与分组的指标不同,分组的结果会存在差异,一般根据指标的重要程度或者检验的目的来选择哪一指标先参与分组。

通常在对指标进行检验时,单指标分组是将样本内股票平均分成10个投资组合。而在交叉分组时,为了保证每个投资组合的股票数量足够多,每个指标通常将样本内股票平均分成5组。若有更多指标参与分组,那么每个指标将股票分成的组合数量会更少。在实际研究中,通常交叉组合最多使用3个指标。

根据指标构造投资组合并得到组合收益率序列后,为了检验指标的效果,通常会再构造对冲组合,对冲组合的收益率为指标值最大与最小的两个投资组合的收益率之差。为了保证对冲组合的收益率为正,若指标与未来收益率负相关,则对冲组合的收益率为指标值最小的投资组合的收益率减去指标值最大的投资组合的收益率。然后采用时间序列回归的方法对各个组合与对冲组合的收益率序列是否存在超额收益进行检验,回归模型采用三因子模型:

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_m R_{m,t} + \beta_{smb} R_{smb,t} + \beta_{vmg} R_{vmg,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

其中 $R_{p,t}$ 为时期 t 的各分组股票组合的超额收益率,即投资组合收益率减去无风险利率, $R_{m,t}$ 为市场因子收益率, $R_{smb,t}$ 为规模因子收益率, $R_{vmg,t}$ 为价值因子收益率。上述三因子模型加入换手率变动因子收益率 $R_{pmo,t}$ 则为四因子模型,可用来检验本文提出的 BSI 指标是否具有传统换手率指标所不包含的投资者情绪信息。估计值 α 为投资组合经因子收益率调整后的超额收益,估计值 β 则为投资组合在各个因子上的风险暴露。本文采用 OLS 方法估计上述回归方程,并用 Newey-West 方法对参数估计值的标准误进行修正。

(四) 因子收益率的描述性统计

在进行实证分析之前,本文先对样本内因子收益率的表现进行统计描述,表1给出这些因子收益率的年化均值、标准差、t统计量和相关系数。在本文2010年2月至2019年8月的样本内,规模、价值和换手率变动的标准差分别为10.1%、12.4%和11.8%,大约只有市场因子标准差24.9%的一半。市场和规模因子的均值分别为4.58%和4.88%,t统计量分别只有0.557和1.46,都不显著。而价值因子和换手率变动的均值分别为12.4%和16.3%,t统计量高达3.03和4.17。可见在本文的样本中,价值和换手率变动存在大量溢价,而市场和规模因子的溢价非常低。尽管如此,市

场和规模因子仍然是重要的风险定价因子, 本文将每个因子对其他另外 3 个因子回归发现, 市场因子和规模因子的超额收益率明显大于其简单平均水平, t 统计量也变得较为显著。这主要是因为市场和规模因子与存在明显溢价的价值和换手率变动有着明显的负相关关系, 小盘股通常具有更高的成长性和换手率。

表 1 因子收益率的描述性统计

				相关系数			
	均值	标准差	t 统计量	市场	规模	价值	换手率
市场	4.579	24.901	0.557	1.000	0.266	-0.304	-0.383
规模	4.882	10.137	1.459	0.266	1.000	-0.580	-0.123
价值	12.416	12.420	3.028	-0.304	-0.580	1.000	0.403
换手率	16.315	11.844	4.173	-0.383	-0.123	0.403	1.000

五、实证分析与讨论

本部分将对本文提出的投资者情绪指标下的中国股市异象和该异象下的有限套利现象进行实证检验。首先将分别对以自由流通股本计算的换手率指标和非主力资金的净流入程度指标所表现出来的中国股市异象进行检验, 然后进行不同投资者情绪指标的联合分析, 深入挖掘投资者情绪所表现的中国股市异象特征。最后本文检验投资者情绪下的有限套利现象。

(一) 换手率异象

本文首先检验以自由流通股本计算的换手率指标是否存在股市异象。表 2 给出了按换手率从低到高分组的投资组合收益率的三因子模型的回归结果, 最后 1 列为对冲组合, 其收益率为换手率最低组(L)与最高组(H)的投资组合收益率之差。各投资组合的平均年化收益与换手率大小并不存在明显的单调变化特征。对冲组合(L-H)的收益率高达 27.8%, t 统计量也非常显著(5.32)。不过对冲组合收益率主要来源于换手率最高的做空组合(H), 该组合的平均年化收益率为 -26.2%, 明显低于其他投资组合, 而且 t 统计量也非常显著(-6.53)。而其他组合则没有显著为正或负的超额收益。可见以换手率衡量的投资者情绪是非对称的, 投资者情绪特别乐观的投资组合未来收益率非常低, 而投资者情绪悲观的几个投资组合的未来收益率相差不大。

换手率指标是否含有公司特征等信息? 答案是肯定的。对冲组合在规模因子上的暴露 β_{smb} 为 -0.261, t 统计量为 -2.32, 是显著的; 而在价值因子上的暴露为 1.43, t 统计量高达 26.73。可见换手率指标中所包含更多的是公司成长性信息, 价值因子暴露与换手率大小存在着明显的单调递减关系, 表明换手率越高的投资组合的股票成长性越高。而换手率与公司规模之间则没有这么明显的单调变化关系, 从规模因子暴露来看, 换手率最低的投资组合的股票的平均规模最大, 但换手率最高的投资组合的股票规模并不是最小, 规模最小的是处在换手率第 6—8 分组的股票。

表 2 按换手率分组的投资组合的超额收益率的均值与三因子模型回归结果

分组	1	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
α	1.609 (2.027)	3.410 (1.818)	3.804 (1.828)	2.077 (1.740)	6.176 (1.732)	2.570 (1.946)	3.515 (2.071)	-2.327 (2.273)	-6.570 (2.931)	-26.189 (4.013)	27.798 (5.229)
β_m	0.801 (0.0144)	0.972 (0.0108)	1.008 (0.0105)	1.058 (0.00794)	1.064 (0.00709)	1.082 (0.00681)	1.105 (0.00797)	1.130 (0.0107)	1.160 (0.0128)	1.151 (0.0199)	-0.349 (0.0316)

续表 2

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
β_{smb}	-0.197 (0.0484)	0.00157 (0.0235)	0.123 (0.0311)	0.143 (0.0249)	0.188 (0.0283)	0.227 (0.0370)	0.227 (0.0313)	0.241 (0.0383)	0.176 (0.0443)	0.0647 (0.0730)	-0.261 (0.113)
β_{vmg}	0.462 (0.0192)	0.216 (0.0170)	0.0937 (0.0166)	-0.0120 (0.0162)	-0.120 (0.0159)	-0.218 (0.0173)	-0.348 (0.0222)	-0.449 (0.0273)	-0.642 (0.0313)	-0.968 (0.0405)	1.430 (0.0535)

注: 回归的样本数为 2312, 括号内数值是参数估计值的标准误, $\alpha, \beta_m, \beta_{smb}, \beta_{vmg}$ 为三因子模型的参数。

(二) 非主力资金流向异象

本文接着检验非主力资金流向 BSI 是否存在股市异象。表 3 给出了按非主力资金流向 BSI 的投资组合收益率的三因子模型回归结果。各投资组合的超额收益率随非主力资金 BSI 递减的特征比较明显, 非主力资金 BSI 表现出来的股市异象具有对称性, 非主力资金流出越多的投资组合的收益率越高, 同时非主力资金流入越高的投资组合的收益率越低。这表明本文提出的非主力资金 BSI 指标相比传统换手率及其相关指标, 能更好地刻画投资者情绪。另外, 从规模因子暴露和价值因子暴露来看, 非主力资金 BSI 越高的投资组合中的股票的规模越小, 成长性也越高。

表 3 按非主力资金 BSI 分组的投资组合的超额收益率的均值与三因子模型回归结果

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
α	10.532 (2.804)	9.793 (2.253)	6.403 (2.044)	3.993 (1.942)	2.253 (1.945)	-3.869 (1.842)	0.205 (1.953)	-3.196 (2.016)	-3.553 (2.244)	-10.941 (2.623)	21.472 (4.501)
β_m	0.882 (0.0126)	0.983 (0.00910)	1.004 (0.00768)	1.020 (0.00864)	1.022 (0.00610)	1.035 (0.00686)	1.046 (0.00736)	1.040 (0.00742)	1.027 (0.00873)	0.998 (0.0141)	-0.116 (0.0217)
β_{smb}	-0.299 (0.0432)	-0.149 (0.0300)	0.0144 (0.0268)	0.0555 (0.0263)	0.131 (0.0289)	0.218 (0.0295)	0.184 (0.0231)	0.248 (0.0292)	0.234 (0.0360)	0.218 (0.0594)	-0.517 (0.0918)
β_{vmg}	0.133 (0.0460)	-0.0230 (0.0337)	-0.0460 (0.0253)	-0.103 (0.0259)	-0.100 (0.0162)	-0.105 (0.0184)	-0.146 (0.0161)	-0.124 (0.0246)	-0.123 (0.0284)	-0.0940 (0.0496)	0.227 (0.0884)

注: 回归的样本数为 2312, 括号内数值是参数估计值的标准误, $\alpha, \beta_m, \beta_{smb}, \beta_{vmg}$ 为三因子模型的参数。

(三) 有限套利与投资者情绪异象

这里本文主要检验上述所揭示的投资者情绪方面的股市异象的原因是否由有限套利所致。若是, 则在难以套利的投资组合中, 投资者情绪的股市异象会更明显, 反之在有限套利的投资组合中, 市场异象会减弱。本文采用机构投资者持股比例来衡量股票的套利难易, 机构持股比例低的组合, 股票难以套利, 投资者情绪的股市异象相对更强 (Stambaugh et al. 2015)。本文采用条件交叉分组的方法来检验上述判断。表 4 的上半部分给出了在机构投资者持股占比先分组下不同换手率分组的三因子模型调整的超额收益率。上半部分最后 1 行显示, 机构持股占比最低的组合中, 换手率的对冲组合的收益率明显高于其他机构持股占比的组合。这主要是由于换手率最高的各个组合中, 机构持股占比最低的组合收益率明显低于其他组合。这表明套利受限最严重的股票中, 换手率异象非常明显。

同样地, 本文对非主力资金流向下的股市异象也做类似检验, 结果更为明显 (见表 4 的下半部分)。机构持股占比最低的组合中, BSI 对冲组合的收益率明显高于其他机构持股占比的组合。同时 BSI 对冲组合的收益率与机构持股占比还存在着递减关系, 表明套利受限越是严重的股票中, 非主力资金 BSI 刻画的投资者情绪的股市异象越明显, 这也能表明本文提出的 BSI 指标能够更好地刻画投资者情绪。

表 4 不同机构投资者持股占比下的投资者情绪异象

	机构投资者持股占比分组				
	L	2	3	4	H
换手率分组					
L	4.461(3.220)	-0.189(2.827)	4.053(2.733)	0.0588(2.397)	4.761(2.121)
2	6.727(2.283)	3.780(2.328)	-1.527(2.462)	3.054(2.376)	2.483(2.424)
3	4.146(2.366)	0.334(2.458)	5.777(2.59)	5.362(2.533)	6.205(2.577)
4	-7.697(2.756)	4.230(2.821)	1.657(2.656)	-0.180(2.786)	2.347(3.075)
H	-24.317(3.667)	-12.093(3.787)	-11.832(3.616)	-14.060(3.675)	-17.267(4.029)
L-H	28.779(5.381)	11.903(5.370)	15.885(5.096)	14.119(4.953)	22.028(5.183)
BSI 分组					
L	10.945(3.203)	12.427(3.189)	12.797(3.427)	4.645(3.029)	8.379(3.036)
2	5.809(2.463)	5.575(2.774)	-1.128(2.666)	4.819(2.726)	6.852(2.789)
3	-2.470(2.749)	-4.198(2.635)	-1.402(2.854)	0.162(2.529)	6.790(2.863)
4	-5.519(2.445)	-2.073(2.605)	-4.449(2.754)	-2.371(2.543)	-0.707(2.626)
H	-13.762(2.934)	-11.054(2.856)	-2.503(2.933)	-4.627(2.769)	-5.732(2.895)
L-H	24.707(4.433)	23.481(4.689)	15.300(5.155)	9.273(4.881)	14.110(4.737)

注: 回归的样本数为 2312 括号内数值是三因子模型的参数 α 估计值的标准误。

为保证结果的稳健性 本文进一步采用卖空机制(孟庆斌等 2019)来检验有限套利下投资者情绪异象的理论假设。目前卖空机制主要包括融资融券和股指期货 因此本文将股票是否纳入融券标的以及股票是否是股指期货对应指数的成分股作为套利受限难易的衡量指标。表 5 的上半部分给出了卖空标的(融券标的或股指期货成分股)与不可卖空标的下的不同换手率分组的三因子模型调整的超额收益率。比较不同类型标的的换手率异象程度可以看出 在不可卖空的情况下 股票标的的换手率异象程度明显更高。这支持本文套利受限越严重 投资者情绪与未来收益率的负相关程度越明显的理论假设。

表 5 卖空与不可卖空标的的投资者情绪异象比较

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
换手率											
非融券标的	8.511 (2.537)	6.600 (2.283)	8.598 (1.938)	6.748 (1.974)	8.230 (1.774)	4.305 (1.876)	1.717 (1.953)	-2.019 (2.154)	-5.560 (2.602)	-35.737 (3.705)	44.248 (5.288)
融券标的	-0.368 (2.616)	3.623 (2.601)	3.375 (2.525)	2.749 (2.335)	2.098 (2.673)	5.655 (2.662)	-1.965 (3.043)	-2.192 (3.296)	-0.475 (4.112)	-13.339 (4.900)	12.971 (6.044)
非股指成分股	17.313 (3.119)	12.715 (2.526)	11.901 (2.284)	11.060 (2.193)	9.997 (2.187)	5.550 (2.211)	3.179 (2.218)	0.437 (2.421)	-10.388 (2.735)	-36.036 (4.370)	53.349 (6.156)
股指成分股	1.066 (2.220)	1.408 (2.055)	1.306 (2.069)	3.222 (2.108)	1.283 (2.047)	3.757 (2.251)	2.940 (2.287)	-0.712 (2.532)	-3.579 (2.970)	-14.722 (4.044)	15.788 (5.304)
非主力资金 BSI											
非融券标的	14.810 (2.869)	14.523 (2.342)	7.648 (1.966)	5.607 (1.845)	1.374 (1.568)	0.995 (1.798)	-5.391 (1.789)	-4.213 (1.921)	-5.807 (2.192)	-16.149 (2.734)	30.959 (4.107)
融券标的	8.572 (2.974)	8.537 (2.730)	1.299 (2.728)	4.024 (2.665)	-0.710 (2.733)	-4.163 (2.712)	4.271 (2.958)	-5.672 (3.025)	-4.521 (3.148)	-6.454 (3.351)	15.026 (4.964)

续表 5

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
非主力资金 BSI											
非股指	17.360	18.721	9.043	7.415	4.443	2.893	0.360	-4.011	-5.373	-14.299	31.659
成分股	(3.261)	(2.734)	(2.390)	(2.198)	(1.925)	(2.094)	(2.175)	(2.215)	(2.406)	(2.767)	(4.258)
股指	10.010	7.746	5.450	2.729	0.474	-1.211	-0.707	-1.859	-4.563	-8.765	18.775
成分股	(2.813)	(2.509)	(2.339)	(2.220)	(2.316)	(2.239)	(2.356)	(2.334)	(2.403)	(2.768)	(4.644)

注: 回归的样本数为 2312, 括号内数值是三因子模型的参数 α 估计值的标准误。

表 5 的下半部分给出了卖空标的与不可卖空标的下的不同非主力资金 BSI 分组的三因子模型调整的超额收益率。结论类似, 在可卖空的标的中, 投资者情绪与未来收益率负相关的程度更低。

(四) 不同时间区间的投资者情绪异象

这里本文主要检验不同时间区间投资者情绪异象是否存在明显差异。本文以 2014 年 9 月、2015 年 5 月、2016 年 2 月作为时间样本的分隔点。其中 2014 年 9 月是本文所涉及到的样本中融资融券标的最后 1 次大规模扩容的时间点^①, 标的数量由最初的 90 只扩容到 900 只。2015 年 5 月, 在融资背景下股市达到最高点, 随后融资受到限制, 股市出现大幅下跌。后续熔断政策也带来股市暴跌, 至 2016 年 2 月股市处于底部位置。

表 6 的上半部分给出了上述不同时间区间的不同换手率分组的三因子模型调整的超额收益率。从对冲组合的年化收益率来看, 2014 年 9 月至 2015 年 5 月股市大幅上涨的样本区间中投资者情绪异象最明显, 其次是 2015 年 5 月至 2016 年 2 月股市大幅下跌的时间区间, 投资者情绪异象相对最弱的则是 2014 年 9 月前的样本。

这一现象与本文的理论一致, 在融资融券标的大幅扩容、融资业务大幅发展的前提下, 个人投资者配资炒股表现出过度自信的特征。而在 2015 年 5 月至 2016 年 2 月股市大幅下跌期间, 投资者又出现明显的恐慌情绪。在投资者的非理性行为强化的情况下, 投资者情绪异象将更为明显。

表 6 的下半部分给出了非主力资金 BSI 分组的结果, 结论类似。在 2014 年 9 月至 2015 年 5 月股市大幅上涨的样本区间, 投资者情绪异象最明显, 其次是 2015 年 5 月至 2016 年 2 月股市大幅下跌期间。

表 6 不同时间区间投资者情绪异象比较

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
换手率											
2010.2-2014.9	1.378 (2.186)	2.846 (2.049)	-1.459 (2.265)	2.721 (2.427)	4.628 (2.300)	-0.0220 (2.374)	0.355 (2.764)	-4.158 (2.744)	-3.710 (3.196)	-18.710 (4.482)	20.089 (5.588)
2014.9-2015.6	16.150 (15.359)	8.625 (12.476)	23.825 (11.449)	1.363 (8.616)	22.319 (12.510)	8.241 (10.074)	0.361 (8.644)	-10.013 (9.858)	-26.458 (12.607)	-42.147 (18.980)	58.297 (30.755)
2015.6-2016.2	12.085 (8.034)	2.554 (6.755)	14.042 (8.988)	-2.078 (9.426)	-2.993 (8.405)	-3.866 (9.267)	8.863 (10.637)	-4.497 (11.287)	-13.276 (10.246)	-29.607 (19.315)	41.691 (20.299)
2016.3-2019.8	1.593 (2.734)	4.946 (2.903)	6.037 (2.300)	0.965 (2.448)	5.103 (2.496)	3.549 (2.724)	3.981 (2.553)	-1.024 (3.094)	-6.122 (3.873)	-32.621 (5.663)	34.214 (6.886)

^① 2019 年 8 月 19 日, 融资融券标的数量由近 1000 只扩容到 1600 多只, 但该时点并不在本文样本范围内, 所以无法比较此次融资融券标扩容前后的投资者情绪异象。

续表 6

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
非主力资金 BSI											
2010.2 -	13.571	6.657	2.354	1.426	-2.478	-2.875	-3.443	-1.931	-1.735	-5.918	19.489
2014.9	(3.944)	(3.094)	(2.806)	(2.495)	(2.311)	(2.401)	(2.425)	(2.632)	(2.894)	(3.440)	(6.826)
2014.9 -	45.701	30.440	5.634	5.076	-6.220	-33.737	-15.634	-22.180	-18.375	-21.895	67.596
2015.6	(13.678)	(12.498)	(11.440)	(8.650)	(12.677)	(10.135)	(9.433)	(11.083)	(10.835)	(13.881)	(22.303)
2015.6 -	5.979	23.907	12.853	2.186	8.753	0.796	25.101	-7.940	3.051	-45.889	51.868
2016.2	(10.155)	(11.581)	(11.205)	(13.763)	(11.575)	(10.324)	(11.832)	(10.678)	(10.803)	(16.291)	(20.729)
2016.3 -	-2.075	6.177	7.851	6.047	8.977	-0.312	4.898	-0.440	-3.380	-8.279	6.205
2019.8	(3.244)	(2.965)	(2.665)	(2.700)	(2.378)	(2.431)	(2.616)	(2.847)	(3.098)	(2.967)	(5.301)

注: 回归的样本数为 2312 括号内数值是三因子模型的参数 α 估计值的标准误。

六、进一步分析

这里本文主要讨论非主力资金 BSI 指标与常用的投资者情绪指标换手率是否存在明显差异。在前文的分析中,已经看到这 2 个指标所表现出来的市场异象存在差别。我们统计出样本区间内非主力资金 BSI 指标与换手率指标的平均截面相关系数接近于 0,因此这里采用无条件交叉分组的方法,通过比较不同分组收益率异象的特征来判断他们之间信息含量是否存在差异。如果非主力资金 BSI 指标包含了换手率指标的信息,那么在交叉分组下,将看不到组合收益率随换手率单调变化的规律。表 7 给出了交叉分组的投资组合的三因子模型回归结果。

横向比较非主力资金 BSI 相同的各个组合的收益率,在非主力资金 BSI 最低的各个组合中,组合收益率与换手率并不存在单调变化关系,而在非主力资金 BSI 更高的其他组合中,组合收益率随换手率递减的规律存在。表 7 最后 1 列数据显示,换手率的对冲组合收益率随非主力资金 BSI 递增,表明随着组合非主力资金 BSI 的增加,组合收益率与换手率的单调变化关系更为明显。

纵向比较换手率相同的各个组合的收益率,组合收益率与非主力资金 BSI 都存在单调递减特征。表 7 最后 1 行数据显示,非主力资金 BSI 的对冲组合的收益率随换手率递增,表明随着组合的换手率的增加,组合收益率与非主力资金 BSI 的单调递减关系更加明显。可见,换手率指标与非主力资金 BSI 指标都各自含有不同的投资者情绪信息,而且通过对非主力资金 BSI 指标的分组,换手率指标的市场异象更为明显。

表 7 按换手率与 BSI 交叉分组的投资组合的均值与三因子模型回归结果

BSI 分组	换手率分组					
	L	2	3	4	H	L-H
L	6.167(2.813)	11.817(3.186)	17.006(3.357)	14.221(3.897)	13.703(4.873)	-7.537(5.750)
2	5.498(2.552)	8.295(2.611)	10.750(2.792)	4.190(3.126)	-6.703(4.228)	12.201(5.378)
3	5.719(2.609)	1.905(2.465)	-1.060(2.607)	0.831(2.736)	-16.770(4.003)	22.488(5.087)
4	1.838(2.726)	2.059(2.646)	1.338(2.633)	-1.532(2.765)	-18.448(4.045)	20.287(5.489)
H	1.882(3.268)	-2.700(2.883)	-5.175(2.778)	-12.222(2.860)	-34.321(4.021)	36.203(5.495)
L-H	4.285(4.472)	14.517(4.645)	22.182(4.885)	26.444(5.287)	48.024(6.436)	—

注: 回归的样本数为 2312 括号内数值是三因子模型的参数 α 估计值的标准误。

最后,本文采用 Liu et al. (2019) 的中国 A 股四因子模型来进一步确认非主力资金 BSI 指标是否具有常用投资者情绪指标换手率所不包含的投资者情绪信息。表 8 给出了按换手率和非主力资金 BSI 分组的投资组合收益率的四因子时序回归结果。表 8 的上半部分给出的四因子模型中的投

投资者情绪暴露 β_{pmo} 随换手率是严格单调递减的, 表明本文给出的换手率指标与 Liu et al. (2019) 的换手率变动指标具有高度一致性。而表 8 的下半部分给出的按非主力资金 BSI 分组的投资组合收益率的四因子时序回归结果中, 投资者情绪暴露 β_{pmo} 与非主力资金 BSI 指标则没有单调变化特征, 非主力资金 BSI 各分组的收益率在剔除了常用的投资者情绪因素后, 其超额收益率 α 仍表现出明显的单调递减特征, 表明本文提出的非主力资金 BSI 指标所含有的投资者情绪信息是常用情绪指标不具备的。

表 8 按换手率分组的投资组合收益率的四因子时序回归结果

分组	L	2	3	4	5	6	7	8	9	H	L-H
换手率											
α	-1.380 (1.732)	2.048 (1.811)	2.989 (1.777)	2.057 (1.783)	6.589 (1.777)	3.954 (1.948)	5.930 (1.910)	0.863 (1.873)	-2.285 (2.314)	-19.255 (3.146)	17.875 (3.823)
β_m	0.842 (0.00932)	0.990 (0.00860)	1.019 (0.00888)	1.058 (0.00740)	1.058 (0.00672)	1.063 (0.00663)	1.072 (0.00707)	1.086 (0.00840)	1.101 (0.00969)	1.056 (0.0128)	-0.213 (0.0186)
β_{smb}	-0.265 (0.0272)	-0.0300 (0.0239)	0.104 (0.0271)	0.142 (0.0234)	0.198 (0.0267)	0.259 (0.0293)	0.282 (0.0201)	0.314 (0.0229)	0.274 (0.0287)	0.223 (0.0449)	-0.488 (0.0554)
β_{vmg}	0.347 (0.0239)	0.164 (0.0215)	0.0623 (0.0193)	-0.0120 (0.0192)	-0.104 (0.0177)	-0.165 (0.0235)	-0.255 (0.0197)	-0.327 (0.0229)	-0.477 (0.0288)	-0.701 (0.0340)	1.048 (0.0486)
β_{pmo}	0.280 (0.0347)	0.127 (0.0291)	0.0762 (0.0247)	0.00183 (0.0250)	-0.0390 (0.0222)	-0.129 (0.0276)	-0.226 (0.0197)	-0.298 (0.0215)	-0.401 (0.0314)	-0.648 (0.0381)	0.928 (0.0611)
非主力资金 BSI											
α	10.407 (2.817)	11.293 (2.239)	7.594 (2.008)	5.000 (1.918)	3.062 (1.995)	-3.399 (1.830)	0.192 (1.966)	-3.336 (2.086)	-4.427 (2.328)	-12.234 (2.580)	22.641 (4.505)
β_m	0.884 (0.0132)	0.963 (0.00899)	0.988 (0.00682)	1.006 (0.00750)	1.011 (0.00579)	1.029 (0.00668)	1.046 (0.00726)	1.042 (0.00833)	1.039 (0.00903)	1.016 (0.0125)	-0.132 (0.0225)
β_{smb}	-0.302 (0.0458)	-0.115 (0.0320)	0.0416 (0.0247)	0.0785 (0.0269)	0.149 (0.0241)	0.229 (0.0299)	0.183 (0.0240)	0.245 (0.0328)	0.214 (0.0425)	0.189 (0.0676)	-0.490 (0.107)
β_{vmg}	0.129 (0.0450)	0.0349 (0.0305)	0.0000257 (0.0245)	-0.0640 (0.0265)	-0.0690 (0.0192)	-0.0870 (0.0217)	-0.146 (0.0177)	-0.129 (0.0226)	-0.156 (0.0281)	-0.144 (0.0453)	0.272 (0.0810)
β_{pmo}	0.0117 (0.0458)	-0.140 (0.0303)	-0.111 (0.0242)	-0.0940 (0.0255)	-0.0760 (0.0251)	-0.0440 (0.0232)	0.00120 (0.0218)	0.0131 (0.0327)	0.0818 (0.0388)	0.121 (0.0655)	-0.109 (0.0993)

注: 回归的样本数为 2312, 括号内数值是四因子模型的参数 α 、 β_m 、 β_{smb} 、 β_{vmg} 、 β_{pmo} 的标准误。

七、结论与启示

(一) 主要结论

本文在行为金融学的框架下, 在个股层面提出了新的指标非主力资金流向的买卖不平衡指标 (BSI) 来刻画投资者情绪, 并揭示中国 A 股市场投资者情绪异象。在实证检验上, 采用了最新的中国 A 股三因子模型 (Liu et al. 2019) 来检验本文提出的投资者情绪指标的有效性, 结果显示, 本文提出的非主力资金 BSI 指标具有独特的信息含量, 能更好地刻画中国 A 股市场的投资者情绪。A 股市场投资者情绪所引发的股市异象与 A 股市场股票有限套利有关, 通过引入机构投资者持股占比等指标来刻画股票套利难易, 本文论证了在难以套利的股票组合中, 股市异象更为明显。本文的主要结论如下:

第一,提出了以非主力资金流向 BSI 指标来刻画中国 A 股投资者情绪。非主力资金流向 BSI 指标考虑到中国 A 股市场的交易被个人投资者所主导,可通过捕捉个人投资者的资金流向这一新视角来刻画股票中的投资者情绪。

第二,中国 A 股市场换手率异象是非对称的,换手率特别高的投资组合未来收益率非常低,而换手率最低的组合的收益率与其他组合差距不大。而非主力资金流向 BSI 指标揭示出来的股价异象是对称性的,投资组合超额收益率与非主力资金 BSI 指标单调递减的特征非常明显。

第三,投资者情绪股市异象与 A 股市场有限套利有关,在机构持股占比非常低的难以套利股票组合中,换手率异象更为明显。而非主力资金 BSI 异象的程度则与机构持股占比有着单调递减特征。在没有卖空机制的股票标的中,投资者情绪的股价异象更为明显。另外,市场极端情绪和极度乐观情绪下的投资者情绪股价异象相对更为明显。

第四,非主力资金 BSI 指标也并没有涵盖换手率指标的相关信息,在非主力资金 BSI 较高的投资组合中,组合收益率与换手率有着单调递减的规律,且其单调递减程度随非主力资金 BSI 递增。同样地,组合收益率与非主力资金 BSI 的单调递减程度也随换手率递增。另外,本文修正的换手率指标与 Liu et al. (2019) 的换手率变动因子具有大量相似信息,但非主力资金流向 BSI 指标则具有独特的投资者情绪信息,无法由传统投资者情绪指标换手率等相关变量解释。

(二) 研究启示

本文的主要结论表明股票截面收益率中确实存在非理性因素,且这些因素对股价具有显著的影响。对于投资者来说,可以利用投资者情绪等非理性因素对未来一期股价的变化进行预测,从而构建相关的投资策略来增强收益。而对于政策制定者和监管者来说,要充分认识到股票非理性因素的存在,并采取合适的措施防止这些非理性因素累积形成巨大的市场泡沫,比如放松卖空限制来增加投资者的对冲能力,平衡投资者的乐观和悲观情绪,减少因投资者短期大幅买入或卖出所导致的股价暴涨暴跌。

虽然中国股票市场融券业务具备做空机制,但由于融资融券标的选择标准、监管层对做空的打击态度以及相关投资机构出借证券意愿不足,导致做空机制并没有充分发挥作用。融券做空制度能缓解上市公司与外部投资者之间的信息不对称,降低股价波动性,提高股票流动性,改善股票市场的定价效率。同时做空机制的完善也能使做空机构扮演重要的市场监督角色,提升上市公司的治理效率,改善企业投融资决策的有效性。2020 年瑞幸咖啡造假事件就是以盈利为目的的做空机构的市场监督作用的体现。

目前中国股票市场成为融券标的的股票大多是经营稳定、业绩优良的企业。而那些在其他市场往往容易被确立为做空对象的股票则不允许开展融券业务。同时,监管层在 2015 年为防止市场交易失序而对融券交易实施严格打压也让很多投资机构心有余悸,具有做空实力和专业素质的私募等机构投资者的做空意愿不足。另外,保险、公募基金等机构虽然持有大量可用于出借的证券,但由于股息变化和红利扣税,股息红利的收入有时甚至不足以补偿支付的佣金,导致他们出借证券的意愿不足。基于以上原因,融券余额占 A 股流通市值的比重近年来虽然呈现上升趋势,但比重仍然很低,融券做空仍难以发挥上市公司市场监督力量的作用。目前实际开展涉及做空业务的更多是利用股指期货对指数类产品开展做空业务,很少有具体的投资机构针对特定标的股票围绕特定事件开展做空的案例。

因此形成成熟有序的做空机制是中国股票市场未来制度建设的重要方向。2019 年沪深交易所新修订的两融交易细则提高了融券标的中的中小板、创业板股票占比,同时明确证券出借股息红利要求,能增强机构投资者的出借意愿。2020 年证监会和上交所针对科创板在转融券制度上做出突破,包括丰富券源、设立转融券约定申报提效、确定市场化的费率和期限等,为市场

化的交易规则开启融券优化制度。未来做空机制将成为加强来自市场监督的重要的公司治理力量。

参考文献

- 陈荣达、林博、何诚颖、金骋路 2019 《互联网金融特征、投资者情绪与互联网理财产品回报》,《经济研究》第 7 期。
- 褚剑、方军雄 2016 《中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化》,《经济研究》第 5 期。
- 韩立岩、伍燕然 2007 《投资者情绪与 IPOs 之谜——抑价或者溢价》,《管理世界》第 3 期。
- 何诚颖、陈锐、蓝海平、徐向阳 2014 《投资者非持续性过度自信与股市反转效应》,《管理世界》第 8 期。
- 孟庆斌、邹洋、侯德帅 2019 《做空机制能抑制上市公司违规吗》,《经济研究》第 6 期。
- 清华大学国家金融研究院 2015 《完善制度设计提升市场信心建设长期健康稳定发展的资本市场》,研究报告。
- 王朝阳、王振霞 2017 《涨跌停、融资融券与股价波动率——基于 AH 股的比较研究》,《经济研究》第 4 期。
- 杨晓兰、沈翰彬、祝宇 2016 《本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据》,《金融研究》第 12 期。
- Antweiler, W. and Frank, M. Z., 2004, "Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards", *Journal of Finance*, 59(3), 1259—1294.
- Baker, M. and Stein, J. C., 2004, "Market Liquidity as a Sentiment Indicator", *Journal of Financial Markets*, 7, 271—299.
- Baker, M., and Wurgler, J., 2006 "Investor Sentiment and the Cross-section of Stock returns", *Journal of Finance*, 61(4), 1645—1680.
- Baker, M. and Wurgler, J., 2007, "Investor Sentiment in the Stock Market", *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129—151.
- Bernstein, R., and Pradhuman, S., 1994, "A Major Change in Our Work: Sell Side Indicator Gives a Buy Signal", *Quantitative Viewpoint*, 20, 1—4.
- Bollen, J., Mao, H. and Zeng, X., 2011, "Twitter Mood Predicts the Stock Market", *Journal of Computational Science*, 2(1), 1—8.
- Brown, G. W. and Cliff, M. T., 2005, "Investor Sentiment and Asset Valuation", *Journal of Business*, 78(2), 405—440.
- Clarke, R. G. and Statman, M., 1998, "Bullish or Bearish?", *Financial Analysts Journal*, 54(3), 63—72.
- Daniel, K. and Moskowitz, T. J., 2016, "Momentum Crashes", *Journal of Financial Economics*, 122(2), 221—247.
- Das, S. R. and Chen, M. Y., 2007, "Yahoo! for Amazon: Sentiment Extraction from Small Talk on the Web", *Management Science*, 53(9), 1375—1388.
- Henry, E., 2008, "Are Investors Influenced By How Earnings Press Releases Are Written?", *Journal of Business Communication*, 45(4), 363—407.
- Kumar, A., and Lee, C. M. C., 2006, "Retail Investor Sentiment and Return Comovements", *Journal of Finance*, 61(5), 2451—2486.
- Lee, C., Andrei, S. and Richard, H. T., 1991, "Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle", *Journal of Finance*, 46, 75—109.
- Lemmon, M. and Portniaguina, E., 2006, "Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence", *Review of Financial Studies*, 19(4), 1499—1529.
- Liu, J., Stambaugh, R. F. and Yuan, Y., 2019, "Size and value in China", *Journal of Financial Economics*, 134(1), 48—69.
- Ljungqvist, A., Nanda, V. and Singh, R., 2006, "Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing", *Journal of Business*, 79(4), 1667—1702.
- Ljungqvist, A. and Wilhelm, W. J., 2003, "IPO Pricing in the Dot-com Bubble", *Journal of Finance*, 58(2), 723—752.
- Neal, R. and Wheatley, S. M., 1998, "Do Measures of Investor Sentiment Predict Returns?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(4), 25.
- Price, M. K., Doran, J. S., Peterson, D. R., and Bliss, A. B., 2012, "Earnings Conference Calls and Stock Returns: The Incremental Informativeness of Textual Tone", *Journal of Banking & Finance*, 36(4), 992—1011.
- Scheinkman, J. and Wei, X., 2003, "Overconfidence and Speculative Bubbles", *Journal of Political Economy*, 111, 1183—1219.
- Stambaugh, R. F., Yu, J. F., and Yuan, Y., 2012, "The Short of it: Investor Sentiment and Anomalies", *Journal of Financial Economics*, 104(2), 288—302.
- Stambaugh, R. F., Yu, J. and Yuan, Y., 2015, "Arbitrage Asymmetry and the Idiosyncratic Volatility Puzzle", *Journal of Finance*, 70(5), 1903—1948.
- Swaminathan, B., 1996, "Time-varying Expected Small Firm Returns and Closed-End Fund Discounts", *Review of Financial Studies*, 9(3), 845—887.
- Whaley, Robert E., 2000, "The Investor Fear Gauge", *Journal of Portfolio Management*, 26(3), 12—17.

Investor Sentiment , Limited Arbitrage and Stock Price Anomalies

HE Chengying^a , CHEN Rui^{a, b} , XUE Bing^c and HE Muyuan^d

(a: Guangxi University; b: Guosen Securities Co. Ltd. ;

c: Shenzhen Financial Stability and Development Institute; d: Tsinghua University)

Summary: We cannot deny that fluctuation is part of the equity market , but a highly volatile market is obviously less functional and undesirable as the potential damages that investors , public firms and various related entities can face. On the one hand , the volatile environment is partly due to structural reasons. On the other hand , the mix of market participants and behavioral biases exhibited by retail investors exacerbates the problem. Most of the participants in China's A-share market are individuals who are easily susceptible to irrational emotions , directly contrasting to those in developed markets. Therefore , we consider that it is insightful to study market sentiment from the perspective of individual investors.

The Chinese stock market , dominated by individual investors , has incorporated a significant number of irrational factors due to lacks of arbitrage mechanisms and tools. Considering the differences in market structures and investors' behaviors , the investor sentiment anomaly in China's stock market will differ significantly from that in the US market dominated by institutional investors. To reflect the emotional characteristics of individual investors , especially retail investors , we proposed the non-main funding buy-sell imbalance (BSI) indicator capturing investor sentiment in the A-share market by monitoring the flow of retail investors.

We argue that individual investors are more susceptible to extreme emotions and changes in their expectations; the investor sentiment and the cross-section of stock future returns will be negatively correlated in the short term in A-share market , which is different from the short-term positive correlation and the long-term negative correlation between investor sentiment and stock returns in the US market. Our empirical results confirm the conjecture that the cross-section of stock future returns declines monotonously with the non-main funding BSI indicator. This phenomenon cannot be explained by the turnover factor which indicates that non-main funding BSI is more effective in characterizing investor sentiment in the A-share market. Our theory and empirical findings further demonstrate that limited arbitrage is one of the main reasons for the negative correlation between investor sentiment and stock returns. In portfolios with more restricted arbitrage , the negative correlation between investor sentiment and stock returns becomes more evident.

The data used in this article mainly come from the Wind database except the one-year fixed deposit rate data from the website of the People's Bank of China. The construction of the non-main funding BSI indicator is the difference between the inflow and outflow of non-main funding divided by their sum. The non-main funding mentioned in this article is defined as the transaction value less than CNY 200 000 with a pending order , which is consistent with the algorithm often used in the A-share market.

It is found that investor sentiment is negatively correlated with the cross-section of stock returns , and the degree of this negative correlation is positively related to the degree of limited arbitrage. Investors can enhance their strategies based on factors such as investor sentiment and limited arbitrage to predict the cross-section of stock returns. Policymakers and regulators must fully recognize the existence of irrational factors in the Chinese stock market and take appropriate measures to prevent these irrational factors from accumulating to a huge market bubble. For example , they can loose restrictions on short selling to increase investors' hedging ability , balance investors' sentiment and reduce the stock price huge fluctuation caused by investors' short-term substantial buying or selling.

Previous literature mainly focuses on the impact of investor sentiment on stock returns from a macro perspective which studies stock returns as sentiment shifts. Only little literature has studied the correlation between individual stock investor sentiment and the cross-section of stock future returns , especially in the Chinese A-share market. This article fills this gap by analyzing the sentiment effect on individual stock return and proposing a new algorithm measuring the investor sentiment of individual stock in the Chinese A-share market. At the same time , the theory and empirical evidence of this article also show that the investor sentiment anomaly in the Chinese market is vastly different from that in the US market.

Keywords: Investor Sentiment; Turnover Rate; Non-main Funding; Limited Arbitrage

JEL Classification: G11 , G12 , G14

(责任编辑: 昱 池) (校对: 晓 鸥)