# 投资者情绪对股市收益率的影响\*

——基于期货市场数据的工具变量研究

# 周亮

(湖南财政经济学院、湖南 长沙 410205)

摘 要:本文选取 2010 年 1 月至 2017 年 12 月的沪深 300 指数周度换手率、波动率及综合指标作为股票市场中投资者情绪的测度指标,选择螺纹钢商品期货的成交量和持仓量作为投资者情绪的工具变量,运用 2SLS 回归分析方法实证研究投资者情绪对股票市场收益率的影响。研究结果表明:一是不采用工具变量的普通回归方法显著低估投资者情绪对股票市场收益率的影响。二是以 2015 年 6 月股票市场异常波动为分界点,股票市场异常波动发生前投资者情绪对股票市场收益率具有显著的正向影响,且回归系数相对于整体样本估计结果更大;股票市场异常波动发生之后,投资者情绪的回归系数虽然为正,但是并不显著。三是内生性问题使得投资者情绪对股票市场收益率的影响。四是期货市场大幅低估,采用工具变量能够更加准确地测度投资者情绪对股票市场收益率的影响。四是期货市场工具变量的有效性充分反映股票和期货两个市场之间投资者情绪的联动性。从上述研究结果可以得到以下启示:对于投资者而言,通过投资者情绪高低对股票市场收益率进行适当预测,有助于提高投资报酬率,要避免在投资者整体情绪过高的时候进入股票市场收益率进行适当预测,有助于提高于投资者情绪对于股票市场收益率有助涨助跌的作用,因此,要加强对投资者情绪的监测、分析,避免引起股票市场异常波动以及金融风险再次爆发。

关键词:行为金融学;有限理性;投资者情绪;三因子定价模型;投资者教育

中图分类号:F832.51

文献标识码:A 文章编号:1007-9041-2018(09)-0073-10

## 一、引言与文献综述

根据行为金融学理论,投资者是有限理性的,情绪和认知偏差的存在使得投资者无法做到理性预期和效用最大化,投资者的有限理性行为将导致市场非有效和资产价格偏离其内在价值,从而可能进一步加剧金融市场的系统性偏差。从 21 世纪初期开始,关于投资者情绪的研究引起学术界的重视,一些研究者发现投资者情绪能够显著地影响股票的横截面收益率(Brown和 Cliff, 2004; Baker和 Wurgler, 2006)。对股票市场中投资者情绪的度量主要包括直接指标法和间接指标法两种方法。直接指标法是采用市场调查等方式直接获取投资者对市场涨跌的看法,而间接指标法是通过其他客观指标来间接反映投资者情绪。常用的直接指标

收稿日期:2018-02-02

作者简介:周 亮,男,供职于湖南财政经济学院学报编辑部。

<sup>\*</sup>本文受国家社会科学基金项目《我国资本空间流动对区域经济发展的影响机制研究》(项目编号:14BJL086)、湖南省教育厅科学研究项目《金融服务功能视角下区域金融深化与经济发展的空间耦合关系研究》(项目编号:14B031)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

有美国个体投资者协会通过调查 125 个成员所得的投资者情绪指标(Solt 和 Statman, 1988;Clarke 和 Statman,1998)、投资者智能指数(Fisher 和 Statman,2000)、消费者信心指数(Lemmon 和 Portniaguina,2006)、央视看市数据(王美今和孙建军,2004)、华鼎多空民意调查结果(余佩棍和钟瑞军,2009)等;而常用的间接指标有开放式股票型基金资金净流入(池丽旭等,2012)、换手率(周亮,2017)、新增投资者开户数(鲁训法和黎建强,2012)、封闭式基金折价(Delong,1990;易志高和茅宁,2009)、IPO 数量及上市首日收益(Baker 和 Wurgler,2006;刘尧等,2008)等,也有学者采用中国波指<sup>①</sup>等衍生品指标来对股票市场投资者情绪进行衡量(周亮,2017)。在采用间接指标法衡量投资者情绪时,大部分学者同时采用多个指标,并运用主成分分析法、卡尔曼滤波法、偏最小二乘法等方法合成复合指标,以更加综合、全面地反映投资者的情绪变化。

投资者情绪对股票市场收益率具有系统性影响。已有研究结果表明,投资者情绪与股票市场收益有着较强的关联性。Ben-Rephael等(2012)研究表明,投资者情绪与整体股票市场同期的超额收益呈正相关,但与后期的超额收益呈负相关。Ho和 Hung(2009)运用资本资产定价模型和 Fama-French 三因子定价模型,以代理变量来反映投资者情绪,进一步研究投资者情绪对股票收益率的动态影响。Yang和 Zhang(2014)运用 MIDAS 回归模型研究混频投资者情绪对股票收益的影响,结果表明,混频情绪比低频情绪对股票收益的影响更大,甚至超越了市场溢价因子的影响。Aissia(2015)研究表明,本地和国外投资者情绪都是对股票市场收益的反向预测指标。国内学者的研究同样得到了相似的结论。池丽旭等(2012)研究表明,投资者情绪对不同规模公司股票收益的影响存在着显著的差异,对小规模公司股票收益的影响相对更大。宋泽芳和李元(2012)研究表明,波动率高、市净率高的股票收益率对投资者情绪的敏感性较强,然而小规模流通市值的股票收益率对投资者情绪的敏感性较弱。文风华等(2014)将投资者情绪分为正面情绪和负面情绪,研究结果表明,正面情绪和积极情绪有助于提高股票收益率,而负面情绪和消极情绪对股票价格无显著影响。

已有研究文献考虑投资者情绪内生性问题的较少。投资者情绪和股票市场收益率之间具有双向因果关系,为此,运用投资者情绪来预测股票市场收益率时,就不能不考虑其内生性问题。从我国资本市场的实际情况看,投资者配置资产的手段越来越多,各个资本市场之间的投资者情绪容易相互传染。而商品期货市场由于其交易机制更为灵活,因此,参与者越来越多,很多投资者都同时配置股票和期货。股票市场与期货市场的投资者情绪相互传染越来越快、越来越深入,为此,借鉴刘友金等(2018)对工具变量的设计方法,采用期货市场投机氛围的度量指标作为股票市场投资者情绪的工具变量,以期能够更加准确地考察投资者情绪对股票市场收益率的影响。

# 二、研究设计

# (一)变量选取及描述性统计

沪深 300 指数包含了沪深两市流通性最好、规模最大的 300 只股票,能够较为全面地反映我国股票市场的整体变动趋势,因此,本文选择沪深 300 指数的相关指标作为研究对象。因变量为指数的收益率,采用对数收益率形式进行衡量。

①上海证券交易所于 2016 年 12 月 12 日推出的中国波动率指数 (IVIX)。

# 1. 投资者情绪指标

对于投资者情绪,分别采用换手率、波动率以及两者的综合指标三种方式来衡量(周亮,2017)。换手率(Turn)为成交金额除以流通市值,反映的是股票市场成交的活跃程度,可以有效地反映股票市场的投资者情绪。波动率(Flu)常用的指标有收益率标准差、极差波动率等。本文采用 Parkinson(1980)提出的极差波动率来衡量股票市场的交易投资活跃程度,计算公式为 $\sigma = \sqrt{\frac{1}{4Nln2}\sum\limits_{i=1}^{N}(ln\frac{h_i}{l_i})^2}$ 。其中: $h_i$ 为一段时间间隔内的最高价, $l_i$ 为一段时间间隔内的最低价。

同时,本文采用主成分分析法提取两者的综合指标,经分析发现,第一主成分可以反映 78% 的总体方差,计算公式为  $Com=0.707 \times Turn+0.707 \times Fiu$ 。该综合指标可以更加全面地反映股票市场中投资者情绪的高低。

# 2. 期货投机变量

对于期货市场的数据,本文借鉴陈标金和谭莹(2017)的方法,采用商品成交量作为期货市场投机氛围的代理指标,在稳健性检验中采用商品持仓量作为替代指标。在期货市场中,各个品种之间差异性较大,没有综合性的成交量数据。由于螺纹钢期货成交量在整个市场中占比最高,钢铁产量和成交量是我国经济运行冷热的重要判断指标,对股票市场也能起到很好的指示作用,为此,采用螺纹钢期货主力合约的成交量和持仓量作为期货市场投机程度的替代指标。

# 3. 控制变量

考虑到股票市场的基本面信息对股指的收益率影响较大,借鉴 Fama 和 French (1996)的研究方法,采用股价、流通市值、市净率、净资产收益率等指标作为控制指标,在回归分析中对股价、流通市值数据均取对数。

## 4. 描述性统计分析

本文选取的所有指标样本期为 2010 年 1 月至 2017 年 12 月。指标描述性统计结果见表 1 所示。从中可以看到,沪深 300 指数在样本区间的周收益率均值为 0.04%,但是偏度为负,说明指数处于亏损的时期居多,这也就间接地反映了我国股票市场"牛短熊长"的特征。在 所有样本数据中,流通市值、净资产收益率、持仓量等指标数据的峰度小于 3,说明这三个变量样本数据分布更为平缓;而其他样本数据的峰度均大于 3,说明这些数据均为尖峰厚尾分布。

变量名	符号	单位	均值	中位值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
收益率	Rev	%	0.04	0.14	10.66	-14.02	3. 08	-0.44	5. 25
股价	Price	_	3013	3053	5354	2128	622	0.68	3. 34
流通市值	Scale	万亿元	15. 99	13. 15	30. 14	8. 52	5. 23	0.65	2.06
市净率	PB	_	1.72	1.57	3. 09	1. 17	0.43	1.06	3. 36
净资产收益率	ROE	%	13.66	14. 38	16.65	10. 26	1. 79	-0.46	1. 93
换手率	Turn	%	3.46	2.73	14. 45	0. 27	2. 48	2. 28	8.30
波动率	Flu	%	7.21	6. 14	30. 95	1. 29	4. 46	2.14	9. 44
成交量	Vol	万手	1437	1146	8613	14	1206	1.81	8. 74
持仓量	0pen	万手	177	153	458	34	98	0.54	2.39

表 1 变量的描述性统计结果

#### (二)投资者情绪的内生性检验

投资者情绪会影响股票市场收益率。当投资者情绪高涨时、投资者参与市场交易的意愿

更加强烈,大量投资者的涌入会导致股票市场收益率升高;反之,当投资者情绪低迷时,更多的投资者会选择离开市场或者观望,股票市场投资交易低迷,从而导致股票市场收益率下降。反过来看,股票市场收益率也会影响投资者情绪。当股票市场大幅上涨时,投资者往往会更多地参与股票市场交易,从而导致投资交易活跃,即投资者情绪上升;反之,当股票市场下跌时,投资者或被套牢、或需要"割肉离场",这些都会导致股票市场交易低迷,即投资者情绪下降。综上所述,在分析投资者情绪对股票市场收益率的影响时,投资者情绪本身存在着内生性问题。表 2 的格兰杰检验结果清晰地说明了这一点。在 5% 显著性水平下,代表投资者情绪的 Turn、Flu 及 Com 等指标均是股票市场收益率的格兰杰原因,而股票市场收益率也是投资者情绪的格兰杰原因(与 Flu 的关系在 10% 显著性水平下显著不为零)。可以看到,投资者情绪与股票市场收益率两者间相互影响。为此,如果采用普通的回归方法分析投资者情绪对股票市场收益率两者间相互影响。为此,如果采用普通的回归方法分析投资者情绪对股票市场收益率两者间相互影响。为此,如果采用普通的回归方法分析投资者情绪对股票市场收益率两者间相互影响。为此,如果采用普通的回归方法分析投资者情绪对股票市场收益率两者间相互影响。为此,如果采用普通的回归方法分析投资者情绪对股票市场收益率的影响,由于内生性问题的存在,必然导致估计结果是有偏的。

原假设	滞后阶数	F统计量	P值	结论
Turn不是Rev的格兰杰原因	4	2. 9758	0. 0163**	不成立
Rev不是Turn的格兰杰原因	4	8. 7419	0.0000***	不成立
Flu不是Rev的格兰杰原因	4	3. 0435	0.0010***	不成立
Rev不是Flu的格兰杰原因	4	1.7418	0.0699*	不成立
Com不是Rev的格兰杰原因	4	2. 7591	0. 0027***	不成立
Rev不是Com的格兰杰原因	4	2. 7962	0.0024***	不成立

表 2 投资者情绪与股票市场收益率的格兰杰检验结果

注: "\*"、"\*\*"、"\*\*\*" 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。下同。

# (三)工具变量的选取

投资者情绪的高低反映的是股票价格未来的预期,可以反映出市场中投机的氛围。当市场上投机氛围越浓烈,投资者情绪也就会越高涨;反之,当市场上投机氛围淡化的时候,投资者情绪也就相应比较低迷。由于不同资本市场之间往往具有一定的联动性,如股票市场、债券市场及商品期货市场之间往往具有联动性。尤其是商品期货市场,由于我国股票市场中石油、钢铁等传统周期股所占的比重较高,因此,大宗商品价格的涨跌对股票市场整体的影响较大,商品期货市场的投机氛围对股票市场的投资者情绪也有一定的影响。螺纹钢期货成交量在我国商品期货市场上占比最高,达 20% 以上,且钢铁价格和交易情况对我国宏观经济及占股票市场较高比重的钢铁板块均有重大的影响,因此,选择螺纹钢期货主力合约的成交量(Vol)和持仓量(Open)作为商品期货市场投机氛围的替代指标。表 3 列示了股票市场投资者情绪替代指标与螺纹钢期货成交量(Vol)和持仓量(Open)之间的相关性分析结果,可以看到,三个股票市场投资者情绪指标之间具有显著的两两相关关系;期货成交量和持仓量之间具有显著的相关关系;股票市场投资者情绪与期货成交量和持仓量之间也具有显著的相关关系,相对来说,相关性比起股票市场投资者情绪指标间以及期货指标间要弱,表现为相关系数较小一些。总体来看,选择期货市场的投机氛围数据作为股票市场投资者情绪的工具变量具有一定的合理性。

变量名	Turn	Flu	Com	Vol	0pen
Turn	1.0000				
Flu	0. 5598***	1. 0000			
Com	0. 8031***	0. 9433***	1.0000		
Vol	0. 3279***	0. 2895*	0. 2932**	1. 0000	
0pen	0. 3568***	0. 2525**	0. 2875***	0. 7452***	1.0000

表 3 投资者情绪与期货市场变量间的相关性分析

## (四)实证模型设计

首先,建立普通的 OLS 回归模型如下:

$$Rev_{t} = \alpha + \beta_{1}ISI_{t-1} + \beta_{2}Price_{t-1} + \beta_{3}Scale_{t-1} + \beta_{4}PB_{t-1} + \beta_{5}ROE_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 (1)

其中 ISI 代表投资者情绪指标, 分别采用 Turn、Flu 和 Com 测算。

采用期货市场投机指标作为工具变量,建立如下回归模型:

$$ISI_{t-1} = \alpha_1 + \gamma Vol_{t-1} \tag{2}$$

$$Rev_{t} = \alpha_{2} + \hat{\beta}_{1} \widehat{ISI}_{t-1} + \beta_{2} Price_{t-1} + \beta_{3} Scale_{t-1} + \beta_{4} PB_{t-1} + \beta_{5} ROE_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 (3)

其中: $I\widehat{SI}_{l-1}$ 是方程(2)的实证估计结果; $\hat{\beta}_l$ = $\hat{\gamma}\cdot\hat{\beta}_l$ ; $\alpha_2$ = $\hat{\alpha}_l\cdot\hat{\beta}_l$ ; $\hat{\alpha}_l$ 和 $\hat{\gamma}$ 是方程(2)的实证估计值;方程(2)为第一阶段对工具变量的回归,方程(3)形式上与方程(1)一致,但是方程(3)是联立方程(1)和(2)求解得到回归结果,能够更好地体现出投资者情绪对股票市场收益率的影响。对于方程(2)和方程(3),采用两阶段回归方法(2SLS)求解。

## 三、实证结果分析

# (一)基于不含工具变量的回归结果分析

对于不含工具变量的方程(1),采用 OLS 回归,结果如表 4 所示。其中,模型(1)和 (2)是采用换手率作为投资者情绪替代指标的计算结果,模型(3)和(4)是采用波动率作 为投资者情绪替代指标的计算结果,模型(5)和(6)是采用综合指标作为投资者情绪替代 指标的计算结果。模型(2)、(4)和(6)是对其他变量进行了控制的回归结果。从回归结果 可以看出,用换手率作为投资者情绪的替代指标,其对股票市场收益率具有显著的正向影响; 用波动率作为投资者情绪的替代指标、对股票市场收益率具有显著的负向影响;用综合指标 作为投资者情绪的替代指标,对股票市场收益率无显著影响。可以看到,用不同的指标来表 示投资者情绪,对指数收益率具有不同的影响。加入控制变量后,投资者情绪对股票市场的 正向作用会相应变大、负向作用会变小。从控制变量的影响来看,指数价格高低对指数收益 率具有显著的负向影响,这与单独对股票投资时,低价股收益率更高的情形是一致的:规模、 市净率对指数收益率具有显著的正向影响,这与单独对股票投资时的结论相悖。在 Fama-French 三因子定价模型中,规模和估值较低的股票往往会有更大的收益率,这可能是由于市 值和市净率较高的时候, 正好是股票指数上涨更多的时候, 因而市值与市净率分别与股票市 场指数收益率表现出正相关关系,这与针对股票全体的横截面研究有所差异。净资产收益率 与指数收益率负相关,说明我国股票市场整体而言上市公司盈利水平与股票投资收益率并没 有太明确的对应关系,这并不符合投资逻辑。综合来看,在没有工具变量的前提下,不同指 标表示的投资者情绪对指数收益率具有不同的影响。

变量	Tu	rn	F:	Flu		Com	
文里	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
С	-0. 0048*	0. 6944***	0. 0092***	0. 4648***	0.0046	0. 4937***	
C	(-1.8467)	(7. 7605)	(3. 2392)	(5.9064)	(1.5172)	(5.9015)	
ISI	0. 1509**	0. 1849***	-0. 1219***	-0. 0761***	-0. 0549	-0. 0318	
131	(2.4797)	(3.3055)	(-3.6259)	(-2.9892)	(-1.5858)	(-1. 1369)	
Price		-0. 5964***		-0. 5790***		-0. 5877***	
Frice		(-21. 1825)		(-20. 2973)		(-20. 4676)	
Scale		0. 3255***		0. 3316***		0. 3351***	
Scare		(20.0982)		(20.7009)		(20.774)	
PB		0. 1667***		0. 1684***		0. 1701***	
ГБ		(19.6873)		(19.9491)		(20.0111)	
ROE		-0. 0773***		-0. 058***		-0. 0630***	
KOE		(-8.0038)		(-6.0041)		(-6. 3670)	
$\mathbb{R}^2$	0. 0123	0. 5281	0. 0287	0. 5258	0.0037	0. 5169	
F检验	6. 1487	92. 965	13. 1474	92. 1339	2. 5148	88. 9411	
1, 4.77. 至77	[0.0135]	[0.0000]	[0.0003]	[0.0000]	[0.1135]	[0.0000]	

表 4 不含工具变量的 OLS 回归结果

注:圆括号内为 t 检验值,方括号内为 P 值。下同。

# (二)基于工具变量的回归结果分析

由于投资者情绪在对指数收益率进行回归时具有内生性、因此、采用商品期货成交量作 为工具变量重新进行估计。采用 2SLS 方法对方程(2)、(3)进行重新估计,表 5 报告了工具

变量 2SLS 回归结果。与表 4 的回归结果相比, 当用换手率作为投资者情绪替代指标时, 回归 系数从 0.1849 上升至 0.5701, 在 1% 显著性水平下显著; 当用波动率作为投资者情绪替代指 标时,回归系数从-0.0761上升至0.3529,在5%显著性水平下显著;当用综合指标作为投 资者情绪替代指标时,回归系数从不显著的-0.0318上升至显著的0.3083,在5%显著性水 平下显著。可以看到、当采用工具变量法测度投资者情绪对指数收益率的影响时、投资者情 绪的作用显著上升。这表明,如果不考虑工具变量的影响,投资者情绪的作用会被显著低估, 换手率作为替代指标时, 系数低估了67.57%(1-0.1849/0.5701)。当波动率或综合指标作为 替代指标时,更是会显著低估甚至错估投资者情绪的影响。总体来看,无论采用何种指标作 为投资者情绪的替代指标,均对指数收益率有显著的正向影响。从工具变量的检验结果来看, 球形扰动检验是用来检验第一阶段内生变量与工具变量回归残差的异方差性, White 检验显示 三个残差均存在异方差,都不符合球形扰动假设,因此,不可识别检验采用 KP 秩检验。KP 秩检验显示工具变量不存在不可识别问题,而根据 F 值应超过 10 的判断规则,弱工具变量 KP 检验统计量显示不存在弱工具变量问题。因此,综合各种检验结果来看,模型所选工具变 量是有效的。

表 5 基于工具变量的 2SLS 回归结果

变量	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)
文里	Turn	Flu	Com
C	1. 0295***	0.8521***	0. 9199***
C	(5.0019)	(4.7356)	(4.8992)
ici	0. 5701***	0. 3529**	0. 3083**
ISI	(2.6114)	(2.1119)	(2.3349)

Price	-0.6054***	-0. 6526***	-0. 6345***	
Frice	(-20.0768)	(-14.0062)	(-16.7492)	
Scale	0. 3059***	0. 3501***	0. 3332***	
Scare	(15. 1608)	(15.8821)	(17.6716)	
PB	0. 1594***	0. 1785***	0. 1712***	
LD	(16. 2796)	(15. 3124)	(17. 2258)	
ROE	-0. 099***	-0. 1081***	-0. 1049***	
	(-6. 2666)	(-4.7062)	(-5.3483)	
$R^2$	0. 4729	0. 1942	0. 3407	
 F检验	82.654	54. 062	66. 081	
L 4 <u>M 3M</u>	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
* D T/ LD -1 LA 7A	23. 07	18. 17	21. 22	
球形扰动检验	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]	
그 그 나 마니수 교사	26. 839	18. 304	25. 13	
不可识别检验	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
弱IV检验	32. 135	16. 679	26. 449	
11	9.84	11.66	9.64	
Hausman检验	[0. 0015]	[0.0006]	[0.0006]	

注:球形扰动检验采用 White 检验异方差性;不可识别检验采用 Kleibergen-Paap rk LM 检验;弱 IV 采用 Kleibergen-Paaprk Wald F 弱工具变量检验。下同。

#### (三)稳健性检验

采用期货持仓量作为工具变量进行稳健性检验,2SLS 回归结果如表 6 所示。从检验结果可知,采用 Open 作为工具变量是有效的。从回归系数来看,采用 Open 作为工具变量,可以显著提高投资者情绪的回归系数。当换手率、波动率及综合指标作为投资者情绪替代指标时,系数分别达到 0.7243、0.6811 和 0.7159,且分别在 1%、10% 和 5% 显著性水平下显著;相对于表 4 估计结果,均提高不少,且比表 5 估计结果更高。因此,从总体来看,无论是采用Vol 作为工具变量还是 Open 作为工具变量,均能显著提高投资者情绪的回归系数值。这表明投资者情绪对指数收益率有显著的正向影响,而这种影响在不采用工具变量的前提下,会由于变量的内生性而被低估甚至错估。

变量	模型(10)	模型(11)	模型 (12)			
文里	Turn	Flu	Com			
С	1. 1635***	2. 0512	1. 4308***			
C	(5.9036)	(1.4503)	(3. 5233)			
ISI	0.7243***	0. 6811*	0. 7159**			
191	(3. 5264)	(1.8929)	(2. 3247)			
Price	-0. 6089***	-0. 6803***	-0. 6906***			
Frice	(-19. 3062)	(-3. 1192)	(-10.8743)			
Scale	0. 2981***	0. 3075***	0. 3310***			
Scare	(14. 5195)	(4.6552)	(12. 3228)			
РВ	0. 1565***	0. 2097***	0. 1725***			
LD	(15. 5081)	(4. 4648)	(12. 1807)			
ROE	-0. 1086***	-0. 1643	-0. 1555***			
	(-6.9565)	(-1. 4379)	(-3.7748)			
$\mathbb{R}^2$	0. 4201	0. 2377	0. 3346			
F检验	76. 3622	7. 3352	33. 1849			
1,4次4次	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]			

表 6 稳健性检验的工具变量 2SLS 回归结果

球形扰动检验	24. 96	12.06	20. 11
4水/127儿45/17亚9亚	[0.0000]	[0.0024]	[0.0000]
不可识别检验	25. 934	17. 442	24. 134
小り以別位並	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
弱IV检验	28. 475	14. 758	22. 334
Hausman检验	9. 35	16. 67	16. 66
паusilian/ <u>w</u> Э <u>м</u>	[0.0023]	[0.0000]	[0.0000]

## (四)以股票市场异常波动为分界点的进一步讨论

2015年6月,中国股票市场发生了异常波动。中国政府随后采取了一系列的政策措施进行救市,并且加大市场监管的力度(张建军和胡红伟,2015)。为此,本文选择2015年6月发生股票市场异常波动为分界点,分析股票市场异常波动前后投资者情绪对指数收益率影响的变化情况。表7报告了股票市场异常波动前(2010年1月至2015年6月)的回归结果,表8报告了股票市场异常波动后(2015年7月至2017年12月)的回归结果,其中模型(13)、(14)、(15)、(19)、(20)和(21)是不包含工具变量的回归结果,模型(16)、(17)、(18)、(22)、(23)和(24)是包含工具变量的回归结果。可以看到,工具变量回归结果相对于普通OLS回归的结果,投资者情绪的系数均大幅提高。在股票市场异常波动前,投资者情绪的估计系数均是显著的;而在股票市场异常波动后,投资者情绪的估计系数尽管依然为正,但是并不显著。比较表7和表5的估计结果,可以看到,投资者情绪在股票市场异常波动前的系数较大,说明股票市场异常波动之前投资者情绪对指数收益率有着更大的影响,而股票市场异常波动后投资者情绪对指数收益率没有显著的影响。由此可见,股票市场异常波动之后,监管部门采取强有力的监管措施和配套的投资者风险教育措施,有效促使股票市场的投机氛围降温,改变了股票市场投资者过往遵循的一些投资逻辑,这也是近年来蓝筹股行情上涨、而市盈率偏高的创业板行情持续下跌的一个重要原因。

表 7 2010年1月至2015年6月投资者情绪对指数收益率的影响分析结果

变量	模型 (13)	模型 (14)	模型(15)	模型 (16)	模型 (17)	模型 (18)
文里	Turn	Flu	Com	Turn	Flu	Com
С	1. 0438***	0. 4248***	0. 5429***	1. 2126***	0. 7599***	0. 9702***
	(8. 5049)	(4. 3576)	(5. 1297)	(7. 1927)	(4. 6265)	(5. 9975)
ISI	0. 6239***	0. 0129	0. 1174**	0. 7924***	0. 6874***	0. 5206***
	(7. 2529)	(0. 3134)	(2. 5813)	(5. 5214)	(3. 6141)	(4. 5435)
Price	-0. 5654***	-0. 5154***	-0. 5285***	-0. 5792***	-0. 5763***	-0. 5777***
	(-16. 8411)	(-14. 3078)	(-14. 7471)	(-16. 5085)	(-10. 8049)	(-13. 5846)
Scale	0. 2687***	0. 2937****	0. 2912***	0. 2620***	0. 3011***	0. 2829***
	(14. 7044)	(14. 9844)	(15. 0189)	(13. 8213)	(10. 8728)	(12. 8092)
PB	0. 1544***	0. 1485***	0. 1502***	0. 1560***	0. 1564***	0. 1562***
	(15. 4947)	(13. 6891)	(13. 9880)	(15. 4561)	(10. 1313)	(12. 7285)
ROE	-0. 0229*	-0. 0498***	-0. 0466***	-0. 0156	-0. 0531***	-0. 0357**
	(-1. 6971)	(-3. 5220)	(-3. 3205)	(-1. 0815)	(-2. 6638)	(-2. 2112)
$\mathbb{R}^2$	0. 5331	0. 4436	0. 4566	0. 5265	0. 3651	0. 3008
F检验	64. 7022	45. 4906	47. 8927	59. 5311	25. 5064	40. 3124
	[0. 0000]	[0. 0000]	[0. 0000]	[0. 0000]	[0. 0000]	[0. 0000]

模型 (23) 模型 (19) 模型 (20) 模型 (21) 模型 (22) 模型 (24) 变量 Flu Flu ComTurn Com Turn -0.1980-0.03570.0046 -0.7139-1.0708-0.8882С (-0.1092)(-0.9573)(-0.5563)(-0.7351)(-0.5400)(0.0138)-0.1083\*\*\* -0.1135\*\*\* 0.2478 -0.06080.3425 0.3587 ISI (-0.5281)(0.4305)(-3.5771)(-3.1077)(0.6662)(0.5426)-0.8741\*\*\*-0.8265\*\*\*-0.8328\*\*\* -0.9122\*\*\* -1.0563\*\*-0.9826\*\*\*Price (-21.6302)(-20.6621)(-20.5687)(-14.3928)(-2.5469)(-5.0174)0.5764\*\*\* 0. 5295\*\*\* 0. 5303\*\*\* 0.6478\*\*\* 0.7781\* 0.7114\*\*\* Scale (13.9773)(14.0060)(13.5489)(6.5839)(1.7398)(3.0459)0. 2047\*\*\* 0.2106\*\*\* 0.2193\*\*\* 0.1405 0.1436 0.1420 PB (6.8637)(9.2173)(9.1404)(1.6427)(1.1449)(1.3879)-0.0545\* -0.0352-0.0448-0.0254-0.0996-0.0616ROE (-1.6752)(-1.1613)(-1.4751)(-0.5124)(-0.7923)(-1.3491) $\mathbb{R}^2$ 0.8035 0.8212 0.8171 0.7844 0.4837 0.6749 108. 1260 121.3409 118.0285 98.5779 41.1723 65.3972 F检验 [0.0000][0.0000][0.0000][0.0000] [0.0000][0.0000]

表 8 2015 年 7 月至 2017 年 12 月投资者情绪对指数收益率的影响分析结果

## 四、主要结论与启示

本文选取 2010 年 1 月至 2017 年 12 月的沪深 300 指数周度换手率、波动率及综合指标作 为股票市场投资者情绪的测度指标、选择螺纹钢商品期货的成交量和持仓量作为投资者情绪 的工具变量,在控制了指数价格、流通市值、市净率及净资产收益率的前提下,运用 2SLS 估 计方法实证研究投资者情绪对股票市场收益率的影响,研究结果表明:一是不采用工具变量 的普通回归方法显著低估了投资者情绪对股票市场收益率的影响。当采用换手率作为投资者 情绪替代指标时,其对股票市场收益率的影响被低估了67.57%;当采用波动率或综合指标作 为投资者情绪替代指标时、显著低估甚至错估投资者情绪对股票市场收益率的影响。二是以 2015年6月发生股票市场异常波动为分界点,股票市场异常波动发生之前投资者情绪对股票 市场收益率有着显著的正向影响,且回归系数相对于整体样本的估计结果要更大;股票市场 异常波动发生之后,投资者情绪的回归系数仍然为正,却并不显著,这说明股票市场异常波 动之后监管部门采取的监管措施抑制了股票市场的投机行为,使得投资者情绪对股票市场收 益率的影响有所减弱。三是内生性问题使得投资者情绪对股票市场收益率的影响被大幅低估, 采用工具变量或其他剔除内生性问题的检验方法,能够更加准确地测度投资者情绪对股票市 场收益率的影响。四是期货市场工具变量的有效性充分反映了股票和期货两个市场之间投资 者情绪的联动性。资本市场不同子市场之间投机情绪传染的加速,要求投资者更加重视对风 险的规避,同时这也对监管部门强化监管能力建设提出了更高的要求。

根据上面的研究结论,可以得到以下启示:一是对于投资者而言,通过投资者情绪高低对股票市场收益率进行适当预测,有助于提高投资报酬率,然而也要避免在投资者总体情绪过高的时候进入股票市场从事交易。当投资者情绪过于高亢的时候,也是股票市场行情容易反转的时候。二是对于监管层而言,由于投资者情绪变化对于股票市场收益率有助涨助跌的作用,因此,有必要加强对投资者情绪的监控。这也是避免股票市场异常波动等金融风险再次爆发的一个重要途径。2015年股票市场异常波动发生之后,投资者情绪变动对股票市场收益率的影响明显减弱,正是监管部门加强投资者风险教育措施执行到位的有力明证。

#### 南方金融・总505期

#### 参考文献

- [1] Brown G W, Cliff M T. Investor Sentiment and The Near-term Stock Market[J]. Journal of Empirical Finance, 2004(1).
- [2] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and The Cross-section of Stock Returns[J]. Journal of Finance, 2006(4).
- [3] Solt M E, Statman M. How Useful Is The Sentiment Index?[J]. Financial Analysts Journal, 1988(5).
- [4] Clarke R G, Statman M. Bullish or Bearish?[J]. Financial Analysts Journal, 1998(3).
- [5] Fisher K L, Statman M. Investor Sentiment and Stock Returns[J]. Financial Analysts Journal, 2000(2).
- [6] Lemmon M, Portniaguina E. Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence[J]. The Review of Financial Studies, 2006(4).
- [7] DeLong M R. Primate Models of Movement Disorders of Basal Ganglia Origin[J]. Trends in Neurosciences, 1990(7).
- [8] Ben-Raphael A, Kandel S, Wohl A. Measuring Investor Sentiment with Mutual Fund Flows[J]. Journal of Financial Economics, 2012(2).
- [9] Ho C, Hung C H. Investor Sentiment As Conditioning Information In Asset Pricing[J]. Journal of Banking & Finance, 2009(5).
- [10] Yang C, Zhang R. Does Mixed-frequency Investor Sentiment Impact Stock Returns? Based on The Empirical Study of MIDAS Regression Model[J]. Applied Economics, 2014(9).
- [11] Aissia D B. An Empirical Study of Risk Aversion Using Natural Experiment[J]. Advances in Financial Planning & Forecasting, 2015(6).
- [12] Parkinson M. The Extreme Value Method for Estimating The Variance of The Rate of Return[J]. Journal of Business, 1980(53).
- [13] Fama E F, French K R. Multi-factor Explanations of Asset Pricing Anomalies[J]. Journal of Finance, 1996(1).
- [14] 王美今, 孙建军. 中国股票市场收益、收益波动与投资者情绪[J]. 经济研究, 2004(10).
- [15] 余佩棍, 钟瑞军. 个人投资者情绪能预测市场收益率吗[J]. 南开管理评论, 2009(1).
- [16] 池丽旭. 投资者情绪指标与股票市场——基于扩展卡尔曼滤波方法的研究[J]. 管理工程学报,2012(3).
- [17] 周亮. 投资者情绪及其对股票市场的影响研究[J]. 湖南财政经济学院学报,2017(3).
- [18] 鲁训法, 黎建强. 中国股票市场指数与投资者情绪指数的相互关系[J]. 系统工程理论与实践,2012(3).
- [19] 易志高, 茅宁. 中国股票市场投资者情绪测量研究: CICSI 的构建[J]. 金融研究, 2009(11).
- [20] 周亮. 中国波指、股指期货与投资者情绪[J]. 税务与经济,2017(5).
- [21] 宋泽芳, 李元. 投资者情绪与股票特征关系[J]. 系统工程理论与实践,2012(1).
- [22] 刘尧, 孟卫东, 熊维勤. 新股发行机制、投资者乐观情绪与IPO 高抑价[J]. 南方金融, 2008(2).
- [23] 文凤华. 投资者情绪特征对股票价格行为的影响研究[J]. 管理科学学报,2014(3).
- [24] 刘友金, 周健, 曾小明. 高校扩张、人力资本积累与创新能力提升[J]. 湖南财政经济学院学报,2018(1).
- [25] 陈标金, 谭莹. 信息、交易者情绪与中国农产品期货价格波动[J]. 金融经济学研究,2017(2).
- [26] 张建军, 胡红伟. 全球历次重大股灾对我国的启示[J]. 南方金融, 2015(11).

(编辑: 胥爱欢)