

文章编号:1003-207(2015)02-0010-11

DOI:10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2015.02.002

# 投资者情绪、平均相关性与股市收益

高大良<sup>1</sup>, 刘志峰<sup>2</sup>, 杨晓光<sup>3</sup>

(1. 湖南大学工商管理学院, 长沙 410082; 2. 天津大学管理与经济学部, 天津 300072;

3. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190)

**摘要:** Pollet 和 Wilson 的研究认为, 股市平均相关性-收益关系比股市波动-收益关系能够更好的阐述总体风险-收益关系。本文研究了投资者情绪对股市平均相关性-收益关系的影响。实证结果表明, 相比于股市波动, 平均相关性对股市预期收益的解释能力明显增强, 并且在低情绪期, 平均相关性-收益之间的关系并不显著, 而在高情绪期, 平均相关性-收益关系被削弱为显著的负相关关系, 这表明高情绪会削弱总体风险-收益关系。这一结论在随后的稳健性检验中被证明是稳健的。

**关键词:** 投资者情绪; 风险偏好; 平均相关性; Roll 批判

中图分类号: F224

文献标识码: A

## 1 引言

在传统的资产定价理论中, 风险和收益是正相关的。但是, 学者们运用不同的研究方法对股票市场进行了大量实证研究, 结果表明风险收益关系并不总是体现为正相关, 而是随着研究方法的不同而呈现出不同的结果。例如, French 等<sup>[1]</sup>、Lundblad<sup>[2]</sup>, Paster 等<sup>[3]</sup>发现股票的均值方差关系为正。但也有学者发现了风险收益之间的负相关关系, 例如 Campbell<sup>[4]</sup>、Whitelaw<sup>[5]</sup>、Brandt 和 Kang Qiang 等<sup>[6]</sup>。

上述实证基本上是在均值方差框架下进行的, 市场总体风险往往由市场方差(波动)来代替。当市场组合与不可观测的风险资产之间的协方差与市场方差相等时, 这种替代是合理的, 但实际上, 这一假设还缺乏相关的经验证据<sup>[7]</sup>。根据 Roll 批判<sup>[8]</sup>, 由于投资者的总体资产中有部分资产不可能被直接观测到, 因此仅仅采用股票市场中可观测数据来对 CAPM 模型进行实证就可能产生一些问题。Pollet 和 Wilson 据此明确指出<sup>[9]</sup>, 一旦股市波动和总体资产的波动不相关或者弱相关, 此时股市波动与收益

之间的关系就不能很好的体现总体资产风险和收益之间的关系。他们进一步的研究发现, 总体资产风险可以由单个股票收益之间的平均相关性来揭示, 并且这种平均相关性对股票预期收益具有解释能力。Cenedese、Sarno 和 Tsiakas<sup>[10]</sup>将这一理论应用到外汇市场上, 他们的实证结果也表明上述方法是有效的, 平均相关性和平均方差对预期收益有着不同的解释能力。

对风险收益关系问题的研究存在的另一缺陷是没有考虑投资者非理性因素的影响。传统理论所预期的正的风险收益关系, 实际上假定人们的风险偏好是风险规避的且是固定不变的, 而行为金融学则认为人们的风险偏好会呈现出不同的特征并且可能发生变化<sup>[11]</sup>。投资者情绪作为最典型的非理性因素之一, 其对资产定价的影响已经为理论和实证所初步证实<sup>[12]</sup>。这些研究主要集中在研究投资者情绪对收益、波动的影响上。例如, Fisher 和 Statman<sup>[13-14]</sup>、Brown 和 Cliff<sup>[15]</sup>、Schmeling<sup>[16]</sup>等的实证都表明投资者情绪的高涨会降低股票的未来收益, 即投资者情绪与预期收益负相关。Brauer<sup>[17]</sup>、Brown<sup>[18]</sup>、Lee、Jiang 和 Indro<sup>[19]</sup>、许承明和宋海林<sup>[20]</sup>、林树和俞乔<sup>[21]</sup>等则发现投资者情绪对股市波动具有解释能力。

但是, 上述研究都只是针对资产收益和波动本身, 而没有考虑投资者情绪对风险收益关系的影响。如果投资者情绪影响投资者的风险偏好并进而影响

收稿日期: 2013-02-19; 修订日期: 2014-03-06

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71171024, 71431008)

作者简介: 高大良(1970-), 男(汉族), 湖南岳阳人, 湖南大学工商管理学院博士研究生, 研究方向: 行为金融。

其投资行为,那么市场收益和风险之间的关系也可能受到影响。Yu Jianfeng 和 Yu Yuan<sup>[22]</sup>在投资者情绪与风险收益关系的研究上做出了重要贡献,他们发现在不同的波动率计算方法下,投资者情绪对风险收益关系的影响是一致的:在低情绪期,风险收益关系显著为正,而在高情绪期,风险收益关系会被削弱。这一结论是基于美国市场的,在其他市场类似结论是否成立则有待验证。并且,他们的研究没有考虑前面所提到的 Roll 批判问题,因此,有必要进一步平均相关性—收益关系是否受到投资者情绪的影响。

可以看出,对风险收益关系的研究至少存在两方面的问题:(1)是 Roll 批判如果成立,那么采用股市波动来代表总体风险可能是不合适的,当股市波动与总体风险不相关或者弱相关的时候,通过考察股市波动与预期收益之间的关系来验证传统的资产定价理论所预示的风险收益关系就不再合适了;(2)是由于投资者非理性因素的存在,使得市场风险收益关系可能随投资者情绪的变化而发生变化,但目前对这一问题的研究还不够深入。针对第一个问题,本文根据 Pollet 和 Wilson<sup>[9]</sup>的研究结论,用平均相关性来代替市场总体风险,这样可以在一定程度上避免 Roll 批判问题;针对第二个问题,本文通过实证研究投资者情绪对平均相关性—收益关系的影响来分析投资者情绪是如何影响风险收益关系的,并与 Yu Jianfeng 和 Yu Yuan<sup>[22]</sup>的研究结论进行了对比。

本文接下来的内容分为五个部分:第二部分投资者情绪指标构建;第三部分是数据处理和统计性描述;第四部分为主要的实证结果;第五部分为稳健性检验;最后是结论。

## 2 投资者情绪指标构建

目前学术界在投资者情绪复合指标的构建问题上大多遵循 Baker 和 Wurgler<sup>[23]</sup>的方法。本文对投资者情绪指标的构建沿用这一方法,同时考虑到中国股票市场数据的可得性,本文的原始投资者情绪指标选为:封闭式基金折价率(CEFD)、IPO 数量(NIPO)、IPO 首日收益(RIPO)、换手率(TURN),样本区间为 2000.1-2011.12,月度数据(其中,封闭式基金月度折价率由 2011 年底的规模最大的 20 支基金日度折价率加权得到;本文对于原始数据中存在的缺失值,都采用了简单线性插值予以补全),共 144 个样本,数据来自锐思数据库([http://](http://www.resset.cn)

[www.resset.cn](http://www.resset.cn))。同时,为了消除宏观经济因素的影响,在投资者情绪指标的构建过程中还需要对宏观经济变量加以控制,参考宋泽芳和李元<sup>[24]</sup>的研究,本文在随后的研究中所选取的宏观经济变量为消费物价指数(CPI)、生产者物价指数(亦称工业品出厂价格指数,PPI)、宏观经济预警指数(MI),数据来自中国国家统计局。

首先对原始指标的即期和滞后一期数据所组成的 4 对数据进行主成分分析,然后计算第一主成分与各数据之间的相关性,取配对数据中相关性高者再进行主成分分析,得到第一主成分如下:

$$Sent_t^{Raw} = -0.577987CEFD_t - 0.504899NIPO_{t-1} + 0.269967RIPO_{t-1} + 0.581487TURN_t$$

第一主成分能够解释方差变异的 41.05%。为了消除宏观经济因素的可能影响,需要对上述四个指标做去除宏观经济因素的预处理,得到残差序列作为原始情绪指标。控制了宏观经济因素后,再次进行主成分分析,得到第一主成分如下:

$$Sent_t^1 = -0.620145CEFD_t^1 - 0.554427NIPO_{t-1}^1 + 0.227589RIPO_{t-1}^1 + 0.506196TURN_t^1$$

这里的第一主成分能够解释方差变异的 46.06%。Baker 和 Wurgler<sup>[23]</sup>认为,这一比例已经能够基本刻画各原始情绪指标的共同成分,并将其作为投资者情绪的复合指标。但是关于取前几个主成分作为投资者情绪指标的问题,不同的文献做法不一。例如宋泽芳和宋元<sup>[24]</sup>选取的是前三个主成分的加权作为投资者情绪代理指标。在本文中,作为稳健性检验,本文还分别选取前两个主成分和前三个主成分的加权值作为投资者情绪指标,权重为特征值所占比例,分别得到前两个主成分的合成情绪(情绪指标 2)以及前三个主成分的合成情绪(情绪指标 3)如下所示:

$$Sent_t^2 = -0.2678082CEFD_t^1 - 0.4266279NIPO_{t-1}^1 + 0.4679413RIPO_{t-1}^1 + 0.2570229TURN_t^1$$

$$Sent_t^3 = -0.1787867CEFD_t^1 - 0.1975261NIPO_{t-1}^1 + 0.4169344RIPO_{t-1}^1 + 0.3626892TURN_t^1$$

前两个主成分能够解释方差变异的 72.06%,而前三个主成分能够解释方差变异的 92.34%。根据前面所得到的这些情绪指标,可以绘制出投资者情绪曲线,如图 1 所示。

从图 1 可以看出,本文所构建的投资者情绪指标在趋势上是基本一致的,与我们对投资者情绪变化的直观感受也是基本吻合的。从 2000 年到 2011 年,中国的投资者情绪经历了从低谷到高潮再到低

谷的波动过程。从 2000 年至 2003 年,这一时期的投资者情绪一路走低,在 2001 年跌倒谷底,随后有所反弹,但总体来说,这一时期的投资者情绪大致处于一个低潮期。在这之后,投资者情绪一路走高,至 2007 年达到历史高点,股价也在这一时期突破 6000 点大关,创下历史新高。随着经济增长速度的放缓,特别是受 2008 年全球金融危机的冲击影响,投资者情绪在 2007 年之后开始下滑,并在 2008 年达到一个短暂的低点。随后,由于中国政府应对金融危机采取的种种措施以及世界各国对金融危机的联合救助,投资者信心在短期内得到了提升,投资者情绪在这一短暂的低点过后又逐步回升。但是,这一过程只维持了大约一年的时间,随着全球金融危机的逐步扩大,投资者意识到世界各国应对金融危机所采取的措施效果有限,因而对经济的短期复苏逐渐失去信心,这直接导致了 2009 年之后投资者情绪的急剧下降。随着全球经济陷入持续而漫长的衰退期,投资者情绪在 2010-2011 年间也陷入了持续的低潮。

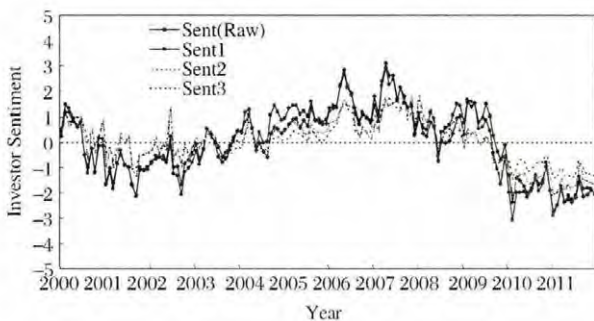


图 1 投资者情绪

本文主要研究高情绪和低情绪两种状态下的风险收益关系问题,因此,我们定义情绪虚拟变量  $D_t$ ,当情绪指标高于其总体均值时,取值为 1,否则为 0,分别代表高情绪期和低情绪期。此外,在随后的实证中,如不加说明,情绪指标均指第一主成分  $Sent_1^t$ ,而其他两个情绪指标将作为稳健性检验指标。事实上,本文还采用卡尔曼滤波方法构建了投资者情绪指标并进行了相关实证研究,发现与本文的结论基本一致,但限于篇幅,本文后续部分只给出了主成分分析方法构建的情绪指标下的相关实证结果。

### 3 数据处理及统计性描述

#### 3.1 数据处理方法

本文参考 Pollet 和 Wilson<sup>[9]</sup>、Yu Jianfeng 和 Yu Yuan<sup>[22]</sup> 等相关指标计算方法,通过加总月度数据得到月度数据,具体指标的计算方式如下:

(1) 市场波动 (Market Variance, MV):

$$MV_t = \frac{20}{N_t - 1} \sum_{d=1}^{N_t} \left( r_{t,d} - \frac{1}{N_t} \sum_{d=1}^{N_t} r_{t,d} \right)^2$$

其中  $r_{t,d}$  为  $t$  月第  $d$  个交易日的超额收益,  $N_t$  为  $t$  月交易日个数, 20 为平均月度交易日数量。

(2) 平均方差 (Average Variance, AV):

$$\hat{\sigma}_{j,t}^2 = \frac{20}{D_t - 1} \sum_{d=1}^{D_t} \left( r_{t,d}^j - \frac{1}{D_t} \sum_{d=1}^{D_t} r_{t,d}^j \right)^2$$

$$AV_t = \sum_{j=1}^N \omega_{j,t} \hat{\sigma}_{j,t}^2$$

其中  $\hat{\sigma}_{j,t}^2$  为股票  $j$  在第  $t$  月的样本方差,  $r_{t,d}^j$  为股票  $j$  在第  $t$  月第  $d$  个交易日的收益,  $D_t$  为第  $t$  月内的交易天数。  $AV_t$  为第  $t$  月  $N$  只股票的平均方差, 其中  $\omega_{j,t}$  为股票  $j$  在第  $t$  月底所占市值比例。

(3) 平均相关性 (Average Correlation, AC):

$$\hat{\rho}_{jk,t} = \frac{\hat{\sigma}_{jk,t}}{\hat{\sigma}_{j,t} \hat{\sigma}_{k,t}}$$

$$AC_t = \sum_{j=1}^N \sum_{k \neq j} \omega_{j,t} \omega_{k,t} \hat{\rho}_{jk,t}$$

这里,  $\hat{\rho}_{jk,t}$  为股票  $j$  和股票  $k$  在第  $t$  月的相关系数,  $AC_t$  为第  $t$  月所有  $N$  只股票的平均相关性。

#### 3.2 描述性统计

为了与投资者情绪指标的样本期限保持一致, 本文选取 2000 年 1 月—2011 年 12 月作为研究期限。首先选取 2011 年底市值最大的 100 只 A 股 (非 ST) 作为初始样本, 然后剔除 2000 年 1 月以后上市的样本以及由于停牌等原因造成的缺失值过多的样本, 最后剩下 42 只股票; 同时选取上证 A 股指数作为市场指数, 所有数据均来自锐思数据库。根据 3.1 节的计算方法得到月度平均相关性、平均方差以及股市方差。收益率  $R$  为超额收益率, 即月度对数收益率减去无风险利率, 其中月度无风险利率由一年期定期存款利率计算得到。这样每个指标分别得到 144 个样本, 其描述性统计如表 1 所示。

从表 1 可以看出, 个股的平均相关性达到了 0.4035, 这说明个股间的协同运动比较明显。个股的平均方差大约是市场方差的三倍, 这说明由大量股票构成的投资组合确实能够分散风险。从各个指标的相关性方面可以看出, 市场收益与平均相关性之间存在显著的负相关, 并且其负相关程度 ( $-0.3040$ ) 要明显大于其与市场方差的负相关程度 ( $-0.1470$ ), 这说明市场收益与平均相关性之间的关系更为紧密。但是, 无论是将平均相关性还是股市方差作为总体风险的代理指标, 这一负相关关系的存

表 1 各指标的描述性统计

	R	AC	AV	MV
均值	0.0016	0.4035	0.0165	0.0056
中位数	0.0058	0.4028	0.0116	0.0036
最大值	0.2410	0.7938	0.0717	0.0266
最小值	-0.2854	0.0593	0.0021	0.0006
标准差	0.0835	0.1420	0.0134	0.0055
偏度	-0.5508	0.0694	1.7358	1.8706
峰度	4.3488	2.5876	6.2218	5.9696
相关系数矩阵				
R	1.0000			
AC	-0.3040***	1.0000		
AV	0.0073	0.2748***	1.0000	
MV	-0.1470*	0.5872***	0.8516***	1.0000

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

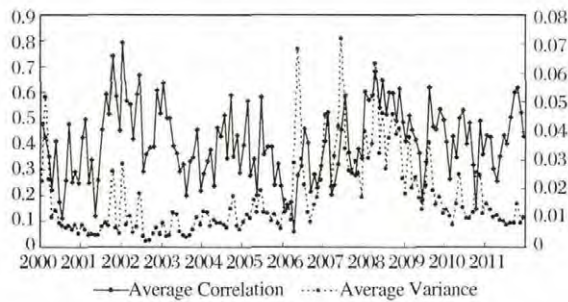


图 2 平均相关性和平均方差

在都是与传统理论所预期的风险收益关系相违背的。与此同时,尽管平均方差和市场方差之间存在显著的强烈的正相关关系(0.8516),但是平均方差与市场收益之间并不存在明显的相关关系。此外,平均相关性和平均方差之间的相关性程度较低(0.2748),因此,在随后的回归分析中可以忽略这两个变量间的共线性问题。

图 2 给出了平均相关性和平均方差的时间序列图,可以看出,两个指标都随时间发生着变化。从直观上来看,平均相关性的波动幅度相对较小,结合平均方差和股市方差之间的高相关性来看,这说明尽管股市波动的变动幅度很大,但由平均相关性所揭示的总体风险的变动幅度可能并没有那么大。

进一步考察不同情绪状态下各个指标的描述性统计量,如表 2 所示。可以看出,所有指标描述性统计在不同的情绪期都有所不同。在高情绪期,收益率均值为 0.0163,远远高于低情绪期的 -0.0153,这与以往的理论并不一致。在高情绪期,收益率的标准差为 0.0965,要高于低情绪期的 0.0619,这说明高情绪期将导致收益的波动加大。高情绪会加大股市波动的结论还可以从平均方差以及股市方差在不同情绪期的表现得到验证,容易看出,在高情绪期,无论是个股的平均方差还是市场方差,都要比低情绪期要大。

4 实证结果

在传统的实证研究中,风险收益关系可以简化为以下形式:

$$E(r_{s,t+1}) = \beta_0 + \beta_1 E(r_{m,t+1}) + \varepsilon_{t+1} \tag{1}$$

Pollet 和 Wilson(2010)指出,根据 Roll 批判,当股市波动与总体风险不相关或者弱相关的时候,这时采用股市波动来代表总体风险就不再合适了。他们发现,总体风险的增长通常伴随着股票价格的共同运动趋势加剧(也就是单个股票收益之间相关性的提高),因此,可以用股市平均相关性来代替总

表 2 不同情绪期下各指标的描述性统计

	情绪	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
R	High	0.0163	0.0340	0.2410	-0.2854	0.0965	-0.8740	4.2716
	Low	-0.0153	-0.0079	0.1324	-0.2297	0.0619	-0.3002	4.2066
Average correlation	High	0.3765	0.3640	0.6813	0.0593	0.1378	0.1623	2.3445
	Low	0.4346	0.4344	0.7938	0.1111	0.1413	-0.0549	2.9506
Average variance	High	0.0220	0.0171	0.0717	0.0047	0.0149	1.2997	4.4836
	Low	0.0102	0.0081	0.0462	0.0021	0.0075	2.2891	9.8492
Stock variance	High	0.0071	0.0049	0.0266	0.0007	0.0062	1.3759	4.1942
	Low	0.0039	0.0029	0.0212	0.0006	0.0041	2.9900	12.1864

体风险。他们在理论上证明了平均相关性对预期收益具有解释能力:

$$E(r_{s,t+1}) \approx c + \alpha \bar{\rho}_t + \beta \bar{\sigma}_t^2 \quad (2)$$

其中,  $\bar{\sigma}_t^2$  和  $\bar{\rho}_t$  分别代表个股平均方差和个股平均相关性,  $E(r_{s,t+1})$  为股市超额收益。模型(2)表明, 股市超额收益则可以被平均方差和平均相关性的线性组合所解释。

为了对模型(2)进行验证, 同时考虑投资者情绪可能产生的影响。首先, 根据模型(2), 可以采用下述方程来验证平均相关性和平均方差对预期收益的解释能力:

$$r_{s,t+1} = c_0 + \alpha_0 AC_t + \beta_0 AV_t + \epsilon_t \quad (3)$$

同样的, 参照 Pollet 和 Wilson<sup>[9]</sup> 的做法, 本文还给出了其他计量方程的实证结果作为对比, 具体方程不再列出。实证结果如表 3 所示:

比较表 3 中的第 1 列至第 4 列, 我们发现, 模型(3)(即第 4 列)的解释能力最强。综合第 1、2 列和第 4 列的结果可以看出, 平均相关性对预期收益具有明显的解释能力, 个股之间的平均相关性越高, 预期收益则越低, 而平均方差对预期收益的解释能力则较弱。第 3 列给出了市场波动和预期收益的关系, 正如以往的一些研究所显示的那样, 虽然市场波动的系数和理论所预期的那样为正数, 但是并不显著, 所以我们难以由此判断风险收益的具体关系。但是, 如果将平均相关性代替市场波动作为总体风险的代理变量, 我们可以发现, 模型(3)中平均相关性的系数显著为负, 这预示了一个负的风险收益关系, 这与传统的理论是相违背的。在接下来的研究中, 本文将进一步研究这种负的风险收益关系产生的原因。注意第 5 列的结果, 加入市场波动项以后,

模型的解释能力得到了相当程度的提高( $adjR^2$  由 0.0212 增加到 0.0375), 这似乎表明市场波动能够与平均相关性和平均方差一起联合解释预期收益(由于市场波动和平均方差之间具有很高的相关性, 因此其估计结果将是有偏的), 这一现象也将在接下来的研究中进一步讨论。

为了进一步考虑投资者情绪的影响, 本文在模型(3)的基础上, 设置如下的两区制模型:

$$r_{s,t+1} = c_0 + c_1 D_t + \alpha_0 AC_t + \alpha_1 D_t AC_t + \beta_0 AV_t + \beta_1 D_t AV_t + \epsilon_t \quad (4)$$

其中  $D_t$  为虚拟变量, 等于 1 时代表高情绪期, 等于 0 时代表低情绪期。对于表 3 中出现的其他方程, 我们也相应的考虑投资者情绪的影响, 具体方程不再列出, 估计结果如表 4 所示:

首先来考察不同模型对预期收益的解释能力。和表 3 中相对应的各个模型相比, 加入投资者情绪之后各个模型的解释能力都得到了极大的提升, 这表明投资者情绪对预期收益具有明显的影响。其中第 4 列(即模型(4)), 在加入投资者情绪之后, 模型的  $adjR^2$  由之前的 0.0212 提高到 0.0618, 而第 5 列模型的  $adjR^2$  则由之前的 0.0375 提高到 0.0712。这说明投资者情绪对收益具有显著的解释能力, 并且, 投资者情绪的这种影响既有直接的影响, 也有间接的影响。在前面的表 3 中, 加入市场波动项前后, 模型解释能力得到了大幅提升, 而在考虑了投资者情绪这一因素后, 加入市场波动项后解释能力的提升幅度则变小了( $adjR^2$  由 0.0618 增加到 0.0712)。上述结果说明, 投资者情绪对收益的解释能力要远远高于市场波动的解释能力, 而加入市场波动项后对提升方程解释能力作用有限。

表 3 平均相关性和预期收益

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0.0398* (1.8769)	-0.0030 (-0.3042)	-0.0030 (-0.3042)	0.0362 (1.6304)	0.0031 (0.0988)
Average correlation	-0.0947* (-1.8938)			-0.1107** (-2.2606)	-0.0198 (-0.2440)
Average variance		0.2842 (0.3877)		0.6101 (0.9690)	2.4844* (1.7701)
Market variance			0.2842 (0.3877)		-6.1085 (-1.3614)
$R^2$	0.0260	0.0021	0.0021	0.0349	0.0577
$adjR^2$	0.0192	-0.0049	-0.0049	0.0212	0.0375

注: 括号内为 Newey-West t 统计量(滞后 4 阶), \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。下同。

接下来考察表 4 中不同模型的系数估计结果。首先,在所有模型中,投资者情绪项的回归系数基本上都显著为正,这表明高的投资者情绪会增加预期收益,正如前面所提到的,这一结果与以往的研究结论是相违背的。以往的理论研究认为,高的投资者情绪会推动当期的股票价格上升,从而降低预期收益。这一悖论的出现可能是由于中国股票市场上的投资者非理性程度较大,从而导致价格的偏离会持续较长时间,具体原因则有待进一步研究。再来看投资者情绪对市场波动和预期收益之间关系的影响,如第 3 列所示,和 Yu Jianfeng 和 Yu Yuan<sup>[22]</sup>的研究结论一致,在低情绪期,市场波动和预期收益之间是显著正相关的,而在高情绪期,上述关系会得到极大的削弱( $-5.4277$ ,  $t$  值  $2.5158$ )。与 Yu Jianfeng 和 Yu Yuan<sup>[22]</sup>所研究的美国股市所不同的是,在中国股票市场上,投资者的高情绪对市场波动和预期收益之间关系的削弱程度更大,直接导致了高情绪期的一个显著的负相关关系( $1.8494 - 5.4277 = -3.5783$ ,  $t$  值  $-1.7298$ )。这说明在中国股票市场上,投资者的非理性程度更大,投资者高涨的情绪直接导致其风险态度发生从风险规避到风险寻求的逆转。

模型(4)的估计结果还给出了投资者情绪对平均相关性、平均方差与预期收益关系的影响。首先,在低情绪期,平均相关性和预期收益之间的关系虽然为正,但是并不十分显著,而在高情绪期,较高的

投资者情绪会削弱平均相关性和预期收益的上述关系,并且,高情绪对平均相关性和预期收益关系的削弱会最终导致高情绪期的一个显著的负相关关系( $-0.2811 + 0.0466 = -0.2345$ ,  $t$  值  $-2.9030$ )。而平均方差和预期收益之间的关系并不明显,并且这种关系也不受投资者情绪的影响。如果将平均相关性作为总体风险的代理变量,那么这一结论可以概括为:高情绪会削弱总体的风险收益关系,并且最终导致一个负的相关关系。这一结论和将市场波动作为总体风险的代理指标时的结论是一致的,这说明不管是在股票市场上,还是在投资者所处的整个资本市场上,投资者的高情绪都会削弱风险和收益之间的关系,并且这种高情绪直接导致了中国市场上投资者的风险寻求行为。

上述现象在传统的资产定价模型框架下无法得到解释。Yu Jianfeng 和 Yu Yuan<sup>[22]</sup>认为,在市场情绪低落的时期,正的风险收益关系与理性投资者要求一个正的风险补偿是一致的;而在情绪高涨期,大量情绪投资者的参与使得市场整体对风险补偿的要求削弱了,即情绪投资者的存在扰乱了风险收益关系。按照这一解释,我们可以发现,相对于美国市场,中国市场上的风险收益关系受情绪投资者的影响更大,这意味着中国市场上存在着更多的非理性行为。

表 4 投资者情绪的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	$-0.0374^{***}$ ( $-2.8001$ )	$-0.0212^{**}$ ( $-2.0086$ )	$-0.0196^{**}$ ( $-2.3754$ )	$-0.0379^{***}$ ( $-2.9527$ )	$-0.0401^{*}$ ( $-1.7630$ )
$D^{Sent}$	$0.1275^{***}$ ( $3.9232$ )	$0.0430^{**}$ ( $2.2544$ )	$0.0583^{***}$ ( $3.4846$ )	$0.1263^{***}$ ( $3.8334$ )	$0.0829$ ( $1.5139$ )
Average correlation	$0.0577^{**}$ ( $2.0315$ )			$0.0466$ ( $1.2726$ )	$0.0517$ ( $0.8184$ )
$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	$-0.2619^{***}$ ( $-2.9310$ )			$-0.2811^{***}$ ( $-3.1446$ )	$-0.1397$ ( $-0.8627$ )
Average variance		$0.8736$ ( $1.2500$ )		$0.5288$ ( $0.6591$ )	$0.6995$ ( $0.5253$ )
$D^{Sent} * \text{Avg. Var}$		$-1.2588$ ( $-1.1724$ )		$0.0758$ ( $0.0770$ )	$1.9114$ ( $0.8227$ )
Market variance			$1.8494^{**}$ ( $2.2019$ )		$-0.4550$ ( $-0.1436$ )
$D^{Sent} * \text{Var}$			$-5.4277^{**}$ ( $-2.5158$ )		$-7.0615$ ( $-0.9947$ )
$R^2$	$0.0887$	$0.0292$	$0.0651$	$0.0946$	$0.1167$
$adjR^2$	$0.0692$	$0.0084$	$0.0450$	$0.0618$	$0.0712$

## 5 稳健性检验

本节从四个方面考察上述实证结果的稳健性：(1)考虑不同的主成分情绪合成方法；(2)考虑宏观经济因素的影响；(3)考虑不同样本期限的影响；(4)考虑投资者情绪的线性影响。

### 5.1 不同情绪指标构建方法的影响

Baker 和 Wurgler<sup>[23]</sup>在采用主成分分析方法提

取情绪指标时,只提取了第一主成分。而也有其他学者提出采用能够解释更多方差变异的前几个主成分的线性组合来作为投资者情绪指标。本文同时采用前两个主成分情绪  $Sent_t^2$  和前三个主成分情绪  $Sent_t^3$  来考察其对平均相关性—预期收益的影响。相关实证结果也相关结果见表 5 和表 6。

表 5 投资者情绪  $Sent_t^2$  的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	-0.0201 (-0.7225)	-0.0225** (-1.9885)	-0.0156 (-1.5841)	-0.0205 (-2.422)	-0.0225 (-0.6552)
$D^{Sent}$	0.0911** (2.2359)	0.0339* (1.8289)	0.0452*** (2.6252)	0.0887** (2.1942)	0.0428 (0.7677)
Average correlation	0.0336 (0.6124)			-0.0055 (-0.0725)	-0.0007 (-0.0081)
$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.2015** (-2.1150)			-0.1816* (-1.7245)	-0.0350 (-0.2276)
Average variance		1.5194** (2.0194)		1.5545 (1.4104)	1.6973 (0.9717)
$D^{Sent} * \text{Avg. Var}$		-1.7166* (-1.7527)		-1.0665 (-0.8937)	1.2402 (0.5073)
Market variance			2.4231*** (2.9969)		-0.3817 (-0.1140)
$D^{Sent} * \text{Var}$			-5.6755*** (-2.7497)		-8.4602 (-1.2691)
$R^2$	0.0554	0.0166	0.0442	0.0678	0.1007
$adjR^2$	0.0351	-0.0045	0.0237	0.0340	0.0544

表 6 投资者情绪  $Sent_t^3$  的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0.0152 (0.6910)	-0.0169 (-1.4629)	-0.0118 (-1.2893)	0.01772 (0.7543)	0.0008 (0.0238)
$D^{Sent}$	0.0380 (1.5338)	0.0275 (1.4675)	0.0415** (2.4511)	0.0321 (1.2446)	0.0095 (0.3447)
Average correlation	-0.0417 (-0.8934)			-0.0836 (-1.3912)	-0.0520 (-0.6477)
$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.0799 (-1.3139)			-0.0529 (-0.7849)	0.0454 (0.6280)
Average variance		1.1660 (1.3942)		1.4667 (1.2861)	0.8116 (0.3512)
$D^{Sent} * \text{Avg. Var}$		-1.3153 (-1.1958)		-1.0315 (-0.8146)	2.3437 (0.9179)
Market variance			1.9286** (1.9981)		1.9165 (0.4415)
$D^{Sent} * \text{Var}$			-5.1013*** (-2.3642)		-11.601** (-2.1255)
$R^2$	0.0376	0.0131	0.0411	0.0480	0.0979
$adjR^2$	0.0170	-0.0080	0.0205	0.0135	0.0515



表 7 投资者情绪的影响(控制宏观经济变量)

		Sent1		Sent2		Sent3
C	-0.0273 (-0.4313)	-0.0131 (-0.2291)	-0.0253 (-0.3395)	0.0030 (-0.0389)	-0.0272 (-0.3670)	-0.0027 (-0.0367)
$D^{Sent}$	0.0556*** (3.2139)	0.1029*** (3.4637)	0.0407** (2.0713)	0.0692* (1.8096)	0.0411** (2.4790)	0.0735** (2.2371)
Average correlation		0.0002 (0.0053)		-0.0337 (-0.5091)		-0.0185 (-0.3056)
$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$		-0.1907** (-2.4779)		-0.1306 (-1.4637)		-0.1631* (-1.9487)
Average variance		1.6960** (2.0435)		2.0732** (2.3366)		1.8403** (2.2560)
$D^{Sent} * \text{Avg. Var}$		-0.9205 (-0.9048)		-1.1635 (-1.1814)		-0.7834 (-0.8442)
Market variance	1.6037 (1.5725)		1.7817* (1.7800)		1.8786* (1.9211)	
$D^{Sent} * \text{Var}$	-4.1958* (-1.9288)		-3.9785* (-1.8530)		-4.1818** (-1.9801)	
Cpi	-0.0046 (-0.9693)	-0.0056 (-1.2276)	-0.0039 (-0.7444)	-0.0062 (-1.2555)	-0.0041 (-0.7976)	-0.0065 (-1.3218)
Ppi	-0.0033 (-1.0719)	-0.0023 (-0.7571)	-0.0035 (-1.0139)	-0.0021 (-0.6054)	-0.0033 (-0.9660)	-0.0017 (-0.4861)
MI	0.0002 (0.3843)	-1.09E-05 (-0.0190)	0.0003 (0.3650)	-5.29E-06 (-0.0080)	0.0003 (0.3974)	2.37E-05 (0.0353)
$R^2$	0.1234	0.1538	0.0955	0.1347	0.0961	0.1373
$adjR^2$	0.0848	0.1033	0.0556	0.0831	0.0562	0.0858

从表 5 和表 6 可以看到,无论是采用情绪指标 2 还是情绪指标 3 作为投资者情绪的代理指标,其对股票预期收益的影响与采用第一主成分作为投资者情绪指标的表 4 所示的主要实证结论是基本一致的。在低情绪期,市场波动和预期收益之间存在显著的正相关关系,而平均相关性与预期收益之间的相关关系并不明显;在高情绪期,高涨的投资者情绪会削弱市场波动和预期收益之间,以及平均相关性和预期收益之间的相关关系。

5.2 控制宏观经济变量

本节在上述实证过程中加入了宏观经济变量作为控制变量,具体指标是前面提到的 CPI,PPI 以及宏观经济预警指数。主要实证结果见表 7 所示。

从表 7 可以看出,在加入宏观经济变量之后, $adjR^2$  的值都得到了较大幅度的提高,这说明宏观经济因素确实能够联合解释预期收益的变化。但是,进一步可以看出,即使考虑了宏观经济变量的影响,在高情绪期,高涨的投资者情绪会削弱市场波动和预期收益之间的相关关系,同时也会削弱平均相关性和预期收益之间的相关关系,这一结论仍然是稳健的。

5.3 不同样本期限下的影响

本节将全部样本分为等时间长度的两个子样本,重复上述检验(模型 4),结果如表 8、表 9 所示。

2005 年底通常也是股权分置改革的时间界限点,因此这里也可以看做是对股权分置改革事件前后实证结果的稳健性检验。限于篇幅,这里只给出了关键系数的估计结果。

从表 8 和表 9 可以看出,在不同的子样本下,无论是否考虑宏观经济变量,三种情绪代理指标对平均相关性和预期收益之间关系的影响是基本一致的,这进一步证实了在高情绪期平均相关性和预期收益之间的关系会削弱这一结论。我们还注意到,这种削弱作用在子样本二所处的时期显得更为强烈,但具体原因则有待进一步分析。

表 8 子样本下投资者情绪的影响

		Sample 1	Sample 2
Sent 1	$D^{Sent}$	0.0822*** (3.2235)	0.1430*** (2.9252)
	$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.2024** (-2.2849)	-0.2837** (-2.1528)
Sent 2	$D^{Sent}$	0.0691* (1.9447)	0.0856 (1.1881)
	$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.1442 (-1.2035)	-0.1900 (-1.0766)
Sent 3	$D^{Sent}$	0.0449 (1.2920)	0.1327** (2.6429)
	$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.1069 (-0.9999)	-0.2895** (-2.0025)
	N	72	72



表 9 子样本下投资者情绪的影响(控制宏观经济变量)

		Sample 1	Sample 2
Sent 1	$D^{Sent}$	0.0705*** (2.7983)	0.0913* (1.8768)
	$D^{Sent} *$	-0.1459 (-1.6273)	-0.2433* (-1.9804)
	Avg. Corr		
Sent 2	$D^{Sent}$	0.0610 (1.6345)	0.0616 (1.0433)
	$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.1271 (-1.0816)	-0.1917 (-1.4050)
Sent 3	$D^{Sent}$	0.0336 (0.9290)	0.0833 (1.6415)
	$D^{Sent} * \text{Avg. Corr}$	-0.0957 (-0.9004)	-0.2363* (-1.7636)
N		72	72

#### 5.4 投资者情绪的线性影响

本节,我们进一步假设投资者情绪的影响是线性的,实证模型如下:

$$r_{i,t+1} = c_0 + c_1 Sent_t + \alpha_0 AC_t + \alpha_1 Sent_t * AC_t + \beta_0 AV_t + \beta_1 Sent_t * AV_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

表 10 给出了模型(5)实证结果。可以看到,当假设投资者情绪对平均相关性和预期收益之间关系的影响是一种线性关系时,这种影响仍然是显著的。投资者情绪越高,平均相关性和预期收益之间的关系越倾向于负相关关系,而投资者情绪越低,这种关系则越倾向于正相关关系。与前面采用虚拟变量的

结果不同的是,当投资者情绪为零时(代表整个样本期内投资者情绪的平均水平),这里平均相关性和预期收益之间的关系一致表现为显著的负相关关系。所有这些实证结果尽管都表明平均相关性和预期收益之间的关系确实会受到投资者情绪的影响,但其影响机制可能是十分复杂的,可能表现为投资者情绪影响的非对称性。

## 6 结语

本文实证研究了投资者情绪对平均相关性与股市收益之间关系的影响,实证结果表明:高涨的投资者情绪会削弱平均相关性 with 股市收益之间的关系。由于平均相关性比股市波动更适合用来代理总体风险,因此本文的结论表明高情绪期的风险收益关系会被削弱。具体来讲,在中国股票市场上,低情绪期内风险收益之间的正相关关系并不存在,甚至为负;而在高情绪期,投资者对总体风险所要求的补偿显著降低,体现为明显的风险寻求。与国外成熟市场上的研究相比,国内市场的风险寻求行为更为明显,这可能预示着中国股票市场上的情绪投资者更多,非理性程度更大。因此,进一步提高中国市场上投资者的理性化程度,积极引导市场向理性化方向发展,对中国股票市场的健康发展具有重要意义。

表 10 投资者情绪的线性影响

		Sent 1		Sent 2		Sent 3	
C	0.0244	0.0378	0.0248	0.0354	0.0263	0.0361	
	(1.3872)	(0.6547)	(1.3044)	(0.5921)	(1.3546)	(0.5868)	
$Sent_t$	0.0487**	0.0420**	0.0395**	0.0264	0.0314*	0.0201	
	(2.3719)	(2.1309)	(2.1268)	(1.5082)	(1.7387)	(1.1113)	
$AC_t$	-0.0670	-0.0843*	-0.0869*	-0.0939**	-0.0760	-0.0889*	
	(-1.3992)	(-1.8267)	(-1.8551)	(-2.1606)	(-1.6297)	(-2.0227)	
$Sent_t * AC_t$	-0.1047**	-0.0855*	-0.0895**	-0.0695*	-0.0701*	-0.0521	
	(-2.1756)	(-1.9336)	(-2.1230)	(-1.8094)	(-1.7348)	(-1.3374)	
$AV_t$	-0.0869	0.7605	0.5787	1.0354	0.0969	-0.7590	
	(-0.1030)	(0.9505)	(0.6144)	(1.2205)	(0.0945)	(-0.8341)	
$Sent_t * AV_t$	0.3360	-0.0077	0.0162	0.1271	0.2756	0.2419	
	(0.5440)	(-0.0123)	(0.0230)	(0.1856)	(0.4433)	(0.3999)	
$CPI_t$		-0.0056		-0.0065		-0.0064	
		(-1.1632)		(-1.3389)		(-1.2888)	
$PPI_t$		-0.0022		-0.0021		-0.0021	
		(-0.7114)		(-0.6670)		(-0.6967)	
$MI_t$		9.98E-06		4.55E-05		5.30E-05	
		(0.0173)		(0.0754)		(0.0863)	
$R^2$	0.0799	0.1382	0.0559	0.1245	0.0542	0.1218	
$adjR^2$	0.0464	0.0867	0.0214	0.0723	0.0197	0.0694	

本文的结论表明投资者情绪影响预期收益存在着一种全新的机制:除了对预期收益产生直接影响之外,投资者情绪还通过影响平均相关性—预期收益关系对资产价格产生间接影响。目前尚没有行为资产定价模型能够解释这一结论,这也是我们下一步的研究方向。

#### 参考文献:

- [1] French R K, Schwert G W, Stambaugh R F. Expected stock returns and volatility[J]. *Journal of Financial Economics*, 1987,19(1):3—29.
- [2] Lundblad C. The risk return tradeoff in the long run: 1836 — 2003[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 85(1):123—150.
- [3] Pástor L', Sinha M, Swaminathan B. Estimating the intertemporal risk — return tradeoff using the implied cost of capital[J]. *Journal of Finance*, 2008,63(6):2859—2897.
- [4] Campbell J Y. Stock returns and the term structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1987,18(2):373—399.
- [5] Whitelaw R. Stock market risk and return: An equilibrium approach[J]. *Review of Financial Studies*, 2000,13(3):521—547.
- [6] Brandt M W, Kang Qiang. On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: A latent VAR approach[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004,72(2):217—257.
- [7] Chou R, Robert F E, Kane A. Measuring risk aversion from excess returns on a stock index[J]. *Journal of Econometrics*, 1992,52(1):201—224.
- [8] Roll R. A critique of the asset pricing theory's tests: Part I[J]. *Journal of Financial Economics*, 1977,4(2):129—176.
- [9] Pollet J M, Wilson M. Average correlation and stock market returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010,96(3):364—380.
- [10] Cenedese G, Sarno L, Tsiakas I. Average variance, average correlation and currency returns[R]. Working Paper, Coss Business School, 2012.
- [11] 文风华, 晁攸丛, 刘志峰, 等. 市场层面上的赌资效应研究[J]. *中国管理科学*, 2012,20(004):45—51.
- [12] 陈其安, 朱敏, 赖琴云. 基于投资者情绪的投资组合模型研究[J]. *中国管理科学*, 2012,20(003):47—56.
- [13] Fisher L K, Statman M. Investor sentiment and stock returns[J]. *Financial Analysts Journal*, 2000,56(2):16—23.
- [14] Fisher L K, Statman M. Consumer confidence and stock returns[J]. *The Journal of Portfolio Management*, 2003,30(1):115—127.
- [15] Brown G W, Cliff M T. Investor Sentiment and Asset Valuation[J]. *The Journal of Business*, 2005,78(2):405—440.
- [16] Schmeling M. Investor sentiment and stock returns: some international evidence[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2009,16(3):394—408.
- [17] Brauer G A. “Investor sentiment” and the closed-end fund puzzle: A 7 percent solution[J]. *Journal of Financial Services Research*, 1993,7(3):199—216.
- [18] Brown G W. Volatility, sentiment, and noise traders [J]. *Financial Analysts Journal*, 1999,55(2):82—90.
- [19] Lee Y W, Jiang X C, Indro C D. Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2002,26(12):2277—2299.
- [20] 许承明, 宋海林. 中国封闭式基金价格报酬过度波动的经验分析[J]. *经济研究*, 2005,(3):108—118.
- [21] 林树, 俞乔. 有限理性、动物精神及市场崩溃:对情绪波动与交易行为的实验研究[J]. *经济研究*, 2010,(8):115—127.
- [22] Yu Jianfeng, Yu Yuan. Investor sentiment and the mean-variance relation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011,100(2):367—381.
- [23] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns[J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(4):1645—1680.
- [24] 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*, 2012,32(1):27—33.

### Investor Sentiment, Average Correlation and Stock Market Returns

GAO Da-liang<sup>1</sup>, LIU Zhi-feng<sup>2</sup>, YANG Xiao-guang<sup>3</sup>

(1. Business School, Hunan University, Changsha 410082, China;

2. College of Management and Economics, Tianjin University, Tianjin 300072, China;

3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

**Abstract:** Pollet and Wilson said that the average correlation — return relation will be better than the mean

– variance relation as proxy for the overall risk–return relation in the capital market. The correlation between investor sentiment and the average correlation–return relation is studied in this paper. After using data from 2001 to 2011 in the Chinese stock market to construct a investor sentiment index, the following empirical results are obtained. Compared with the stock market variance, the average correlation’s ability is better than the stock market variance in forecasting earnings, while in the low-sentiment periods, the average correlation–return relation is not significant, but during the high-sentiment periods, average correlation–return relation has been weakened significantly, even become a negative correlation. This shows that high sentiment will weaken the overall risk–return relationship. The conclusions’ robustness has been proved in the subsequent robustness test, which shows a new mechanism of investor sentiment’s influence on expected returns.

**Key words:** investor sentiment; risk preference; average correlation; roll critique