投资者情绪、主观信念调整与市场波动

张宗新 王海亮 (复旦大学金融研究院, 上海 200433)

摘 要:本文通过构建数理模型,论证投资者情绪、主观信念调整和市场波动之间的内在机理。在研究过程中,引入主观信念变量,通过理论建模和实证研究对投资者情绪和市场波动机制进行解析,对主观信念调整引致的市场异常波动路径进行刻画,即建立了"信念调整 →投资者情绪→市场波动"的逻辑分析框架。在实证研究中,本文运用主成分分析法建立投资者情绪指数,应用多元回归法和脉冲响应函数检验投资者情绪、主观信念与股市波动之间的关系。实证结果表明,投资者情绪对信念存在正面冲击,不同信息偏好将导致不同的情绪波动频率,对基本面信息的偏好往往更有助于情绪稳定;投资者情绪对市场收益率和波动率存在显著的正面冲击。

关键词:投资者信念;情绪;风险溢价;市场波动 **JEL 分类号:**C01,C5,E22,G24 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2013)04 - 0142 - 14

一、引言

在对金融市场异象的研究中,行为金融学侧重以投资主体为研究对象,既融合了传统金融学以数学模型为基础的资产定价理论,又引入投资者的信念、情绪、行为等因素对资产定价的影响。投资者信念,作为一种主观概率或一种主观期望,受到投资者自身特性和外部信息冲击的影响。经过贝叶斯学习过程对信息的处理,投资者不断调整信念,产生先验信念和后验信念。信念调整反映到市场中导致投资者情绪的变化,并最终影响到投资决策的选择。通过这个过程,投资者信念作用于市场,而市场收益率波动又会反作用于信念。

收稿日期:2012-08-09

作者简介:张宗新,经济学博士,复旦大学金融研究院教授,Email:zhangzongxin@fudan.edu.cn. 王海亮,复旦大学金融研究院硕士研究生。

*本文是国家自然科学基金项目"股市震荡、基金行为与市场质量"(课题批准号:70973023)和上海市曙光学者计划项目"中国基金投资行为异化及监管研究"(课题批准号:12SG11)的研究成果。本文曾在"第三届《金融研究》论坛"会议宜读,感谢东北财经大学赵进文教授等建设性意见和评论。感谢匿名审稿人极负责任的建议和修改意见。当然文责自负。

在行为金融领域,关于投资者情绪及市场波动的经典理论模型较为丰富。Delong 等 (1990)通过建立两类投资者(理性投资者、噪声交易者)的财富效用函数,推导出 DSSW 资产价格模型,指出噪声交易者创造并承担风险,相比风险厌恶者获得更高的风险回报。Barberis 等(1998)建立 BSV 资产价格模型,考察了对不同强度及不同比重的信息,投资者是反应不足还是过度反应。国内的学者中,张胜平(2002)将投资者偏好、信念、信息联系起来,通过建立不同情境下的理论模型,分析证券价格的形成过程。王美今等(2004)在DSSW 基础上进行改进,将噪声交易者进一步分为受情绪影响的噪声交易者及其他交易者,并通过 GARCH 实证检验,得出在投资者处理信息时情绪系统性地影响均衡价格。张强、杨淑娥(2009)在 DSSW 模型基础上进行改进,提出风险资产收益随投资者情绪波动而波动,且收益水平受噪声交易者情绪水平及其波动剧烈程度的影响。杨阳、万迪昉(2010)应用中国股市数据进行实证研究,发现投资者情绪对股票市场的收益并无显著影响,而股票收益却对投资者情绪的作用显著;同时投资者情绪对预期收益波动的冲击存在非对称效应,即牛市阶段股票收益与投资者情绪正相关,而熊市阶段则为负相关。此外,传统文献对投资者情绪与资产定价的研究,重点关注情绪对市场指数的影响,而关于情绪对不同风格、不同行业股票价格的影响机制进行的研究相对较少。

从以上文献看,国内学者以往研究着重考察投资者情绪对市场收益的影响,而较少关注情绪、信念与市场波动机制方面的关系。本文在借鉴国内外既有学术成果的基础上,建立了投资者信念、情绪和市场波动的理论模型,并构建了投资者情绪指数和主观信念代理变量(股票型基金仓位),对中国股市的收益率和市场波动率进行实证检验,同时进一步分析不同风格的股票受情绪影响异同。本文研究的出发点,是拓展传统行为金融对市场情绪和市场波动的理论模型,通过投资者情绪、信念和市场波动的内在传导机制,考察投资者信念调整对中国股票市场波动的传导路径。

· 二、理论模型

受到两种信息 ξ_i 和 ε_i 的影响,并对两种信息进行了统计学意义上的定性描述。 ξ_i 代表基本面信息,来源真实可靠, $\xi_i \sim N(\mu_{\xi},\sigma_{\xi}^2)$ 。 ε_i 代表噪音,包括一些并不真实可靠的传闻等, $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma_{\varepsilon}^2)$ 。 ξ_i 和 ε_i 分布已知,且相互独立。假设 $\sigma_{\varepsilon}^2 > \sigma_{\xi}^2$,即噪音波动比基本面信息更频繁。

由于不同偏好导致两类投资者先验信念不同,进而反映到投资者对待损益的态度上。 设投资者先验信念为, $\mu_i = \omega_i \xi + (1 + \omega_i) \varepsilon$, i = A, $B_o \omega_i$ 代表不同投资者对不同信息的重视程度, $\omega_i \in (0,1)$ 。假设机构和散户对两类信息和的偏好不同,机构投资者 A 更偏好 ξ_i , 而散户 B 更偏好 ε_i 。因此 $\omega_A > \omega_B \omega_A > 1/2 > \omega_B$ 。假设先验信念服从正态分布, $\mu_i \sim N(\mu_{0,i},\sigma_{0,i}^2)$,其中, $\mu_{0,i} = \omega_i \mu_{\epsilon}$, $\sigma_{0,i}^2 = \omega_i^2 \sigma_{\epsilon}^2 + (1 - \omega_i)^2 \sigma_{\epsilon}^2$

两类投资者均采用贝叶斯学习过程来估计股票未来价格,即均为贝叶斯理性。通过分析 n 个历史数据 p_0 , p_1 ,… p_{n-1} 不断更新先验信息,进而调整信念,产生新的后验信念,即

$$\mu_i \mid p_0, p_1, K, p_{n-1} \sim N(E(p_{t+1,i}), \sigma_{t+1,i}^2), i = A, B$$
 (1)

经过推导,得

$$E(p_{i+1,i}) = \frac{\sigma^2}{n\sigma_{0,i}^2 + \sigma^2} \mu_{0,i} + \frac{n\sigma_{0,i}^2}{n\sigma_{0,i}^2 + \sigma^2} \overline{P_m}, m = 0, 1, \dots n - 1$$
 (2)

其中, $\overline{P_m}$ 是 i 交易者已知的 m 个历史价格的平均值。

$$\sigma_{i+1,i}^2 = \frac{\sigma_{0,i}^2 \sigma^2}{n \sigma_{0,i}^2 + \sigma^2}$$
 (3)

对上式求导,
$$\frac{\partial \sigma_{t+1,i}^2}{\partial \omega_i} = \frac{2\sigma^2 \sigma^2 (\omega_i \sigma_{\xi}^2 + \omega_i \sigma_{\varepsilon}^2 - \sigma_{\varepsilon}^2)}{\{n[\omega_i^2 \sigma_{\xi}^2 + (1 - \omega_i)^2 \sigma_{\varepsilon}^2] + \sigma^2\}^2}$$
(4)

由前文假设可知, $0 < \omega_B < 1/2 < \frac{\sigma_e^2}{\sigma_{\ell}^2 + \sigma_e^2}$,可见 ω_B 与 $\sigma_{\iota+1,B}^2$ 负相关。即若散户投资者能给予基本面信息更多关注,则有助于减少其信念的频繁波动。这个结论符合实际,且有一定的指导意义。对于 ω_A ,只要其小于 $\frac{\sigma_e^2}{\sigma_{\ell}^2 + \sigma_e^2}$,当其越趋近于 $\frac{\sigma_e^2}{\sigma_{\ell}^2 + \sigma_e^2}$ 时,机构投资者信念调整与其对基本面信息关注度密切相关。

下面,我们来推导股票的短期价格 P_i 。假设投资者效用函数为 $U = -e^{-aV}$, a 为风险 厌恶系数, V 为投资者 t+1 期的财富。

最大化预期效用 $E(U) = -e^{-aE(W|p_0,p_1,\cdots,p_{n-1}) + \frac{a}{2}D(W|p_0,p_1,\cdots,p_{n-1})}$,等价于求 $W - \frac{a}{2}\sigma_W^2$ 最大化。

$$W - \frac{a}{2}\sigma_W^2 = c_0 + X_t[r + E(p_{t+1}) - p_t(1+r)] - \frac{a}{2}(X_t)^2 \sigma_{E(p_{t+1})}^2$$
 (5)

最大化后得,风险证券最优持有量: $X_i = \frac{r + E(p_{i+1}) - p_i(1+r)}{a\sigma_{E(p_{i+1})}^2}$

由于风险资产总供给为 $1, \gamma X_{t,A} + (1 - \gamma) X_{t,B} = 1, 令 a_A = a_B = 1,$ 得到,

$$p_{t} = \frac{r}{1+r} + \frac{\gamma \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2} \cdot E(p_{t+1,A}) + (1-\gamma) \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \cdot E(p_{t+1,B}) - \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2}}{(1+r) \left[\gamma \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2} + (1-\gamma) \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \right]}$$
(6)

我们考察信念波动对股票短期价格的影响:

$$\frac{\partial p_{t}}{\partial \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2}} = \frac{\gamma \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2} \left[(1-\gamma) \left(E(p_{t+1,B}) - E(p_{t+1,A}) \right) - \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2} \right]}{(1+r) \left[\gamma \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2} + (1-\gamma) \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \right]^{2}}
\frac{\partial p_{t}}{\partial \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2}} = \frac{(1-\gamma) \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \left[\gamma \left(E(p_{t+1,A}) - E(p_{t+1,B}) \right) - \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \right]}{(1+r) \left[\gamma \sigma_{E(p_{t+1},B)}^{2} + (1-\gamma) \sigma_{E(p_{t+1},A)}^{2} \right]^{2}}$$
(7)

观察以上两式可知,若机构 A 信念波动与股价正相关,则须有

$$E(p_{t+1,B}) - E(p_{t+1,A}) > \frac{\sigma_{E(p_{t+1},B)}^2}{1 - \gamma} > 0$$
 (8)

则 $E(p_{t+1,A}) - E(p_{t+1,B}) < 0$,即散户 B 信念波动与股价负相关。反之亦然。进而得到以下结论,机构和散户两者中,对未来预期更悲观(对下期股价预期 $E(p_{t+1})$ 低于另一方)的一方,其信念波动与价格正相关。对未来预期更乐观一方,其信念波动与价格负相关。若机构希望使其信念波动(机构投资者信念波动与其情绪波动相同,见下文)与股价正相关,则 其 预 测 的 下 期 股 价 至 少 应 小 于 散 户 所 预 期 的 下 期 股 价 与

$$\frac{1}{(1-\gamma)\left[\frac{1}{\omega_B^2\sigma_{\varepsilon}^2+(1-\omega_B)^2\sigma_{\varepsilon}^2}+\frac{n}{\sigma^2}\right]}$$
之差。此时机构 A 必须知道市场上散户比例($1-\frac{1}{(1-\gamma)\left[\frac{1}{\omega_B^2\sigma_{\varepsilon}^2+(1-\omega_B)^2\sigma_{\varepsilon}^2}+\frac{n}{\sigma^2}\right]}$

γ)、散户的信息偏好 $\omega_{\rm g}$ 。

下面,我们把情绪指标引入短期价格公式中。张强、杨淑娥(2009)将情绪定义为预期价格与资产基础价值间的差,且资产基础价格为常数 1。这与现实存在偏差,即资产基础价格并不一定恒为常数。不同于既有文献,本文将情绪定义为下期期望价格与先验信念均值的差,先验信念服从正态分布, $\mu_i \sim N(\mu_{0,i},\sigma_{0,i}^2)$ 。对于机构 A,其情绪为:

$$\rho_{t,A} = E(p_{t+1,A}) - \omega_A \mu_{\varepsilon} \tag{9}$$

散户情绪往往受机构上一期情绪影响,故散户情绪中加入了机构滞后一期的情绪指标。

$$\rho_{i,B} = q\rho_{i-1,A} + E(p_{i+1,B}) - \omega_B \mu_E, q > 0$$
 (10)

则机构 A 情绪波动即 $\sigma_{\rho_A}^2 = \sigma_{E(p_{t+1},A)}^2$,相当于其信念波动。假设 $E(p_{t+1,B})$ 和 $E(p_{t,A})$ 不相关,可得散户 B 情绪波动 $\sigma_{\rho_B}^2 = \sigma_{E(p_{t+1},B)}^2 + q^2 \sigma_{\rho_A}^2$ 。可见,由于受到机构情绪影响,散户情绪波动比其自身信念波动更频繁。联立以上各式可得,

$$p_{t} = \frac{r}{1+r} + \frac{\gamma(\sigma_{\rho_{B}}^{2} - q^{2}\sigma_{\rho_{A}}^{2})(\overline{P_{m}} - \frac{\sigma^{2}\rho_{t,A}}{n\sigma_{0,A}^{2}}) + (1-\gamma)\sigma_{\rho_{A}}^{2}[\overline{P_{m}} + \frac{\sigma^{2}(q\rho_{t-1,A} - \rho_{t,B})}{n\sigma_{0,B}^{2}}] - \sigma_{\rho_{A}}^{2}(\sigma_{\rho_{B}}^{2} - q^{2}\sigma_{\rho_{A}}^{2})}{(1+r)[\gamma\sigma_{\rho_{B}}^{2} + (1-\gamma-\gamma q^{2})\sigma_{\rho_{A}}^{2}]}$$
(11)

可见,投资者当期情绪水平(无论是机构还是散户)均与股票当期价格负相关;机构投资者上期情绪水平与当期股价正相关。另外,投资者情绪波动对价格也有直接影响。

如果我们用 P_i 减去 P_{i-1} ,则可以得到下式:

$$\Delta P_{t} = \frac{\gamma(\sigma_{\rho_{B}}^{2} - q^{2}\sigma_{\rho_{B}}^{2})\Delta\rho_{t,A} + (1 - \gamma)\sigma_{\rho_{A}}^{2} \left[\Delta\rho_{t,B} + \frac{\sigma^{2}q\Delta\rho_{t-1,A}}{n\sigma_{0,B}^{2}}\right]}{(1 + r)\left[\gamma\sigma_{\rho_{B}}^{2} + (1 - \gamma - \gamma q^{2})\sigma_{\rho_{A}}^{2}\right]}$$
(12)

从上式可以看出情绪变化量对股票价格变化的影响。通过比较 $\Delta \rho_{\iota,A}$ 和 $\Delta \rho_{\iota,B}$ 的系数大小来判断哪种投资者的情绪变化对股价变化冲击更大。略去计算过程,可得到以下结论: $\omega_A + \omega_B < \frac{\sigma_e^2}{\sigma_{\epsilon}^2 + \sigma_e^2}$ 且 $\gamma > 1/2$ 是机构投资者情绪变化比散户情绪变化对股价涨跌影响更大的充分而非必要条件。

综上所述,市场信息带来投资者信念的调整,并通过投资者情绪反映到市场波动中。 下面,我们采用国内数据对我国投资者信念、情绪与股票市场收益波动进行多元回归实证 分析,并考察不同风格资产波动率与市场整体信念、情绪的关系。

三、变量与数据

1. 投资者情绪指标(SENT)

本文通过引入六个情绪代理变量,采用主成分分析法(PCA),构建投资者情绪指标(SENT)。代理变量包括:

- (1)封闭式基金折价率。该指标是投资者情绪基本代理变量之一,本文采用封闭式基金月末折价率加权平均值。
- (2)市场换手率。该指标是场内投资者情绪代理变量,本文采用市场整体交易量和流通市值之比衡量市场换手率,以此说明股市交易频繁程度,换手率越高,市场情绪水平越高。
- (3)投资者新增开户数。该指标是场外人士的市场情绪,该指标越高表示场外人士 人市动力越强,市场情绪越高。
 - (4)上涨下跌家数比。该指标采用统计区间内上涨家数与下跌家数的月度比值。
- (5)A 股平均市盈率。市场估值水平高低是投资者情绪变化的市场表现,在此引入市盈率指标作为 A 股市场情绪代理变量之一。
 - (6)上证指数振幅。本文采用上证指数的振幅作为市场情绪代理变量。

特征向量	1	2	3	4	5	6
封闭式基金折价率	0.008	0. 791	-0.406	-0.019	0. 452	0. 061
换手率	0. 583	-0. 125	-0.216	-0.029	0. 116	-0.764
市盈率	0. 276	0. 252	0. 811	-0.360	0. 269	-0.006
上涨下跌比	0. 349	0.018	0. 212	0. 876	0. 163	0. 196
上证指数振幅	0. 476	-0.396	-0.283	-0.304	0. 342	0. 572
新增开户数	0. 485	0. 370	-0.071	-0.093	-0.752	0. 219

表 1 情绪代理变量主成分分析

		_				续表
特征向量	1	2	3	4	5	6
百分比	0. 390	0. 201	0. 152	0. 142	0. 077	0. 039
累计百分比	0. 390	0. 591	0. 743	0. 885	0. 961	1. 000
特征值	2. 342	1. 203	0. 914	0. 849	0.460	0. 232

以上所有数据来自 wind 金融数据库,均为 2006 年 6 月至 2011 年 11 月的月度数据。本文采用主成分分析将上述六个情绪变量进行降维处理,在损失较少数据信息的基础上,提取出其中相同的受到情绪影响的部分,把多个情绪指标转化为投资者情绪综合指标。前四个主成分的累计解释百分比达到 88.5%,可以很好地解释大部分信息。因此选取前四个主成分,按照各自解释百分比进行加权构造投资者情绪综合指标(SENT)。

2. 信念调整变量:基金仓位(FUNDS)

股票型基金仓位在一定程度上可以代表机构投资者信念。基金仓位变动反映出机构 投资者的期望收益在受到信息冲击后的调整。本文将仓位估计问题设定为以下最优:

$$MinTE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^{T} (IR_i - \sum_{i=1}^{N} \phi_i X R_{ii})^2$$
 (13)

s. t.
$$0.6 \le \sum_{i=1}^{N} \phi_i \le 0.95$$
 , $\phi_i \ge 0$, $i = 1, 2, 3, \dots, N$

其中, TE 为某基金 T 个交易日内净值增长率与加权指数收益率之间跟踪误差的平均值(在此设 T = 20); IR_i 为第 t 期的基金净值收益率; XR_i 为指数 i 第 t 期的收益率; $\sum_{i=1}^{N} \phi_i$ 为要估计的基金仓位。通过模型(13)对开放式股票型基金的仓位估计结果如图 1 所示。

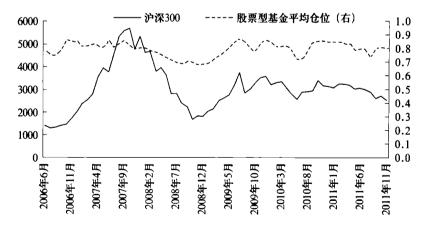


图 1 股票型基金仓位与沪深 300 股指走势

3. 主观风险溢价(PREMIUM)

投资者主观风险溢价的变化,是解释股市异常波动的重要因素(Campbell et al.,

2004)。本文采用沪深 300 指数月度收益波动率与上证国债指数月度收益波动率比值来间接测量投资者主观风险溢价,即公式表达为:

$$Premium = \frac{\sigma_{stock}}{\sigma_{band}} \tag{14}$$

其中, σ_{stock} 、 σ_{bond} 分别为沪深 300 指数月度收益波动率与上证国债指数月度收益波动率。通过公式(14)计算出的中国证券市场主观风险溢价时间序列如图 2 所示,该图显示投资者的主观溢价水平和投资者情绪时间序列呈现负相关性。

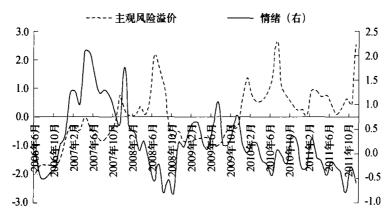


图 2 主观风险溢价与投资者情绪时间序列

4. 宏观经济变量

由于本文的数据频度为月度数据,与季度 GDP 数据频度不一致,在此采用工业增加值同比增速(INDUSTRY)、国内信贷同比增速(CREDIT)、超额流动性(LIQUIDITY)作为宏观控制变量。其中:

$$LIQUIDITY_{t} = M2_{t} - GDP_{t} - CPI_{t} \tag{15}$$

式中, $M2_t$ 为 t 期 M2 货币供应量的同比增速, GDP_t 为 t 期所属季度国内生产总值同比增速, CPI_t 为 t 期消费者物价指数同比增幅。

5. 股票收益率和波动率

本文股票收益率(RETURN)及波动率(VOLATILITY)均指上证综指月度收益率及波动率。另外,不同风格资产多元回归中,指数标的采用申万风格指数。其中,资产收益率为对数收益率;波动率为连续12个月收益率标准差。

四、实证检验与分析

(一)投资者情绪对市场收益率和波动性的冲击

为检验投资者情绪和主观风险溢价如何对市场收益率和波动率造成冲击,在此使用 多元线性回归和脉冲响应函数进行验证。首先,采用 ADF 检验法对相关观测变量进行单 位根检验,以防止"伪回归"问题。ADF 单位根检验显示,股票型基金仓位、投资者情绪、 市场收益率、国内信贷同比增速、超额流动性以及所有申万风格指数收益率均为零阶单整 I(0);市场波动率、主观风险溢价以及所有申万风格指数收益波动率均为一阶单整 I(0), 一阶差分后接受平稳性假设,符合零阶单整 I(0)。

本文分别以市场收益率、市场波动率为被解释变量,其余变量为自变量进行多元回 归,回归结果如表2所示。模型检验结果显示,在以市场收益率为因变量回归中,波动率 在1%水平上存在显著的负向冲击,可见随着股市波动率提高,系统性风险增加,投资者 避险情绪上升,进而导致市场期望回报率降低,这进一步验证了 DSSW 模型所提出的噪声 交易者的情绪变化方向及幅度与资产定价相关,市场收益与投资者情绪往往存在正反馈 机制。本文实证表明,投资者情绪变量系数显著为正,这一结果与国外文献及我们之前的 理论模型结论一致,即投资者情绪对市场收益率存在较强的推动作用:当投资者情绪高涨 时,市场趋于乐观,股票市值偏离内在价值,股市收益率提高(Brown & Cliff,2005)。可 见,投资者预期反作用于市场,最终导致预期自我实现并对资产价格波动产生影响。Lee 等(2002)、Hu 和 Wang(2012)均认为投资者情绪是系统性风险因素之一,是资产定价过 程中需要考虑的重要因素。本文实证结果显示,中国股市资产定价中同样需要将投资者 情绪列为重要的系统性风险因素。同时,从代表机构投资者主观信念水平的基金持仓变 量看(FUNDS),投资者情绪转化为持仓行为从而对股市收益率具有推动效应。此外,从 宏观经济控制变量检验结果看,反映经济基本面的工业增加值(INDUSTRY)变量并不显 著,这说明中国股市收益率和波动率更主要受到情绪推动而非经济面直接驱动,正如前文 模型所论证,基本面信息变化是通过改变机构投资者信念从而对证券市场趋势产生间接 作用;信贷增速(CREDIT)检验结果显著且为负,这在很大程度上是由于近年我国货币当 局执行逆周期信贷政策取向所引致;而超额流动性(LIQUIDITY)系数较为显著且为正,说 明中国股市的流动性效应都非常明显,对股市收益率和波动率有直接的驱动效果。

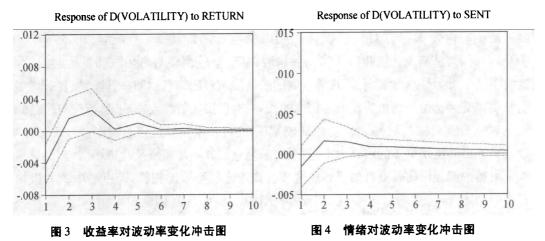
表2各组模型显示,代表投资者主观信念水平的股票型基金仓位变量在5%水平上均显著且系数为正,说明投资者主观信念和市场收益率与波动率水平密切相关,市场收益增加会驱动机构投资者提升持仓水平,同时这也会助推市场波动性增加,这也从另一个角度佐证了国内外学术界对机构投资者难以稳定市场的质疑(祁斌等,2006;何佳等,2007)。同时,从基金仓位和市场波动关系看,基金仓位调整与市场波动发生共振效应,这说明基金行为信息含量高,不仅能有效的提高股市对新信息的调整,同时能显著增加市场波动。基金仓位作为机构投资者信念的代表,对股市收益率及波动率均存在显著影响,但是对模型(1)、(2)及(4)、(5)分别比较发现,通过模型变换投资者情绪(SENT)这一变量会显著提高模型整体的解释力度,这说明基金仓位并不能完全反映市场情绪,而只是反映了市场中部分机构投资者的情绪。这与前文理论模型假设相符,即市场中的非机构投资者的情绪对市场影响不可忽视,相反,非机构投资者情绪(即散户情绪)作用甚至大于机构投资者情绪。此外,模型(4)、(5)中投资者情绪对波动率存在正的显著性作用。即投资者情绪水平越高,市场波动性越大,这也与前文理论模型的推导结论相一致。

衣 2 上汇统指收量成功学、仅负有情绪及基金也还影响因系自归力划									
		RETURN		D(VOLATILITY)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
D(VOLATILITY)	-4. 617 ***	- 3. 895 ***	-3. 895 ***		-	-			
CREDIT	-1. 127 ***	-0. 999 **	-1.008**	-0. 112 ***	- 0. 092 *	-0.096**			
D(INDUSTRY)	-0.330	0. 299	-0.307	- 0. 054	-0.058	- 0. 022			
FUNDS	0. 665 **	0. 908 ***	0. 632 **	0. 068 **	0. 070 **	0. 076 ***			
LIQUIDITY	0. 799 ***	0. 672 **	0. 734 ***	0. 061 **	0. 048	0. 045			
D(PREMIUM)	0. 027	0. 013		0. 007 ***		0. 007 ***			
RETURN	-	-	-	-0.047***	-0.051***	-0.032***			
SENT	0. 083 ***		0. 080 ***	0. 005 ***	0. 005 **				
С	-0. 376**	-0. 564 ***	-0.366**	-0. 038 **	- 0. 042 **	-0.045**			
R – squared	0. 4623	0. 2296	0. 4448	0. 4223	0. 2462	0. 3415			
F – statistic	7. 0003 ***	2. 8814 **	7. 7458 ***	5. 9525 ***	3. 1569 ***	5. 0142 ***			

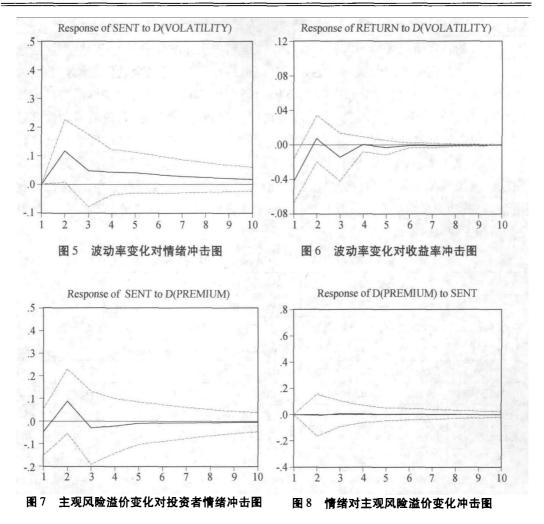
表 2 上证综指收益波动率、投资者情绪及基金仓位影响因素回归分析

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平下显著。

为更直观观测投资者信念、情绪与市场波动率之间关系和机制,我们在多元回归分析之后进一步通过脉冲响应函数进行验证。图 3 显示出滞后二期的市场收益对波动率变化达到最大的正冲击,图 4 则反映出投资者情绪对市场波动率短暂的负向冲击后是持续减弱的正向冲击。后三幅图说明市场参与者与市场本身收益与波动之间是相互作用的,长期来看,市场波动会推高情绪水平,情绪水平的提高又会加剧市场波动,即两者之间存在正反馈机制。从图 5 波动率变化对投资者情绪冲击图看,波动率始终对情绪有着显著的正向冲击性,说明市场波动率变化越大,市场参与者操作越频繁,即情绪水平越高。图 6 揭示出市场波动率对收益率存在负冲击,并在 2 期后震荡减弱,这说明市场波动率变化会导致投资者主观信念调整,进而对市场收益率产生传递效应。图 7 显示滞后二阶的主观风险溢价变化短期内对投资者情绪存在显著的正向冲击,而图 8 显示投资者情绪对主观



?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net



风险溢价变化几乎没有任何冲击,这两幅图直观的验证了我们在前文理论模型中的假设: 新信息首先影响投资者信念进而传导至市场情绪,而不是相反的路径。

(二)投资者情绪对不同风格资产收益率和波动性的冲击

采用申万风格指数分类,按照多元回归方法以不同风格指数波动率△VOLATILITY 为被解释变量进行多元回归分析,检验结果见表 3。侧重风格的投资者情绪检验结果与 市场回归结果(表 2)基本相符:市场收益率对市场波动率存在负的显著性影响,而主观风 险溢价的一阶差分与投资者情绪均对不同风格资产产生显著正作用。

不同风格回归研究得出的结论与既有文献存在一定差异,为此本文进一步对不同风格资产波动率影响因素进行回归分析。在市值风格分析中,投资者信念、情绪及股票型基金仓位对大盘股波动率影响更显著,即大盘股对情绪敏感度更高,这与 Baker 等(2006)得出的小盘股更易受到情绪影响的结论不同。剖析中国股市的投资者情绪风格效应"异象",一方面说明在在中国市场上,投资者情绪对大盘股的反应比对中小盘股更有效,大盘股更易形成一致预期,而中小盘的一致预期会较分散,基金持股和仓位(FUNDS)在很

大程度上代表了机构投资者信念,股票型基金仓位变量与大盘股波动率密切相关;另一方面,在本文的特定研究区间(2006~2011年)恰逢中国股市"蓝筹股泡沫"生成和泡沫破裂的过程,这与现实中大盘股往往也是基金等机构重仓股、受基金仓位波动影响较大有关,这一研究结论与刘莉亚等(2010)对2001年8月至2007年5月对中国股市特定投资风格的检验结论并不一致。超额流动性(LIQUIDITY)系数回归显著,说明流动性宽松往往向市场传递乐观情绪进而导致大盘股波动率增加。市盈率风格分析中,低PE的"便宜股"回归结果更理想。其收益率与波动率的负相关性更显著。即随着这种股票收益率不断提高,其股价波动率更易保持平稳波动。业绩因素分析中,投资者信念、情绪的变化对绩优股的波动率影响更显著。绩优股由于基本面良好,往往是价值投资者的首选,但其所受到市场主观风险溢价影响较显著。

						77477 171 (
	市值风格			市盈率风格			市净率风格		
	大盘股	中盘股	小盘股	高 PE	中 PE	低 PE	高 PB	中 PB	低 PB
RETURN	-0.057 ***	-0. 037 ***	-0.031 **	-0.030***	-0.042***	- 0. 059 ***	- 0. 053 ***	-0. 058 ***	-0.035***
CREDIT	-0. 139 ***	-0. 134 ***	-0. 118***	-0. 143 ***	-0. 139 ***	-0. 128***	-0.096**	-0. 156 ***	-0. 138 ***
FUNDS	0. 065 **	0. 028	0. 021	0.046*	0.049*	0. 056	0. 050 °	0. 063 **	0.049 *
D(INDUSTRY)	-0.081	-0. 103	-0.092	-0. 104	-0. 107	-0.054	-0.068	-0.084	- 0. 086
LIQUIDITY	0. 082 ***	0. 047	0. 042	0. 072 **	0. 066 "	0. 068 **	0. 032	0. 083 ***	0. 064 **
D(PREMIUM)	0. 008 ***	0. 006 ***	0. 005 ***	0. 006 ***	0. 007 ***	0. 009 ***	0. 005 ***	0. 008 ***	0. 007 ***
SENT	0. 008 ***	0. 007 ***	0. 006 ***	0. 008 ***	0. 006 ***	0. 009 ***	0. 005 **	0. 010 ***	0. 009 ***
С	-0.032	-0.002	0. 002	-0.016	-0.018	-0.026	-0.024	-0.028	-0.019
R - squared	0. 4886	0. 3811	0. 3849	0. 3789	0. 4054	0. 4787	0. 4078	0. 5417	0. 3984
F	7. 7786 ***	5. 0151 ***	5. 0949 ***	4. 9684 ***	5. 5520 ***	7. 4769 ***	5. 6081 ***	9. 6251 ***	5. 3922 ***

表 3 不同风格资产波动率影响因素回归分析([)

注: "***"、"**"、"*"分别代表在1%、5%、10%水平下显著。

表。 不同风情更广及幼羊形的四条目9月7年(11)								
		高低价股风格	- — —	业绩因素				
	高价股	中价股	中价股 低价股		微利股	绩优股		
RETURN	-0.071 ***	-0.038***	-0.046***	-0.039***	-0.038***	-0.062***		
CREDIT	-0. 132 ***	-0. 125 ***	-0. 194 ***	-0. 156 ***	-0. 181 ***	-0. 133 **		
FUNDS	0. 074 ***	0. 039	0. 075 ***	0. 057 **	0. 067 **	0. 062 *		
D(INDUSTRY)	-0.073	- 0. 095	-0. 127 *	-0. 103	- 0. 138 *	- 0. 069		
LIQUIDITY	0. 078 ***	0. 060 **	0. 102 ***	0. 077 **	0. 092 **	0. 074 **		
D(PREMIUM)	0. 006 ***	0. 007 ***	0. 005 **	0. 004 *	0. 005 **	0. 008 ***		
SENT	0. 008 ***	0. 007 ***	0. 009 ***	0. 008 ***	0. 010 ***	0. 009 ***		
С	- 0. 040 **	-0.013	-0.032*	- 0. 023	-0.027	-0.030		
R – squared	0. 5244	0. 4387	0.4173	0. 3507	0.3712	0. 4015		
F	8. 9788 ***	6. 3630 ***	5. 8311 ***	4. 3985 ***	4. 8070 ***	5. 4617 ***		

表 4 不同风格资产波动率影响因素回归分析(Ⅱ)

注: "***"、"**"、"*"分别代表在1%、5%、10%水平下显著。

(三)基于 GMM 的稳健性检验

为了保证检验结果的稳健性,本文采用 GMM 方法对表 2 中的 6 个模型进行了估计。 GMM 稳健性检验结果基本证实前文结论,即收益波动率对股票指数的收益率存在显著的 负向作用:情绪对收益率存在显著的正向作用(见表 5)。

	RETURN			D(VOLATILITY)			
	(7)	(8) (9)		(10)	(11)	(12)	
D(VOLATILITY)	-5. 348 ***	-2.315**	-4. 775 ***	-	-	-	
CREDIT	4. 675	1. 661	2. 873 *	0. 874 *	0. 608 **	0. 895	
D(INDUSTRY)	-4.048	0. 318	- 2. 048	-0.757	-0.431	-0.698	
FUNDS	-2.325	- 1. 901	- 2. 794 **	-0.435 *	-0. 582 ***	-0.070	
LIQUIDITY	-2. 828	-0. 739	-1.034	-0. 529	-0. 221	-0.580	
D(PREMIUM)	-0.093	- 0. 145 ***		-0.017		-0.042**	
RETURN	-	-	-	-0. 187 ***	- 0. 198 ***	- 0. 140 *	
SENT	0. 239 **		0. 268 ***	0. 045 **	0. 055 ***		
С	2. 153 *	1. 446*	2. 416 **	0. 403 **	0. 503 ***	0. 114	
J统计量	2. 09E - 39	0. 049	0. 010	-5.44E -37	0. 010	0. 024	

表 5 稳健性检验:基于 GMM 的估计结果

五、结论及政策含义

本文通过构建理论模型论证投资者情绪、信念调整和市场波动之间的内在机理,考察投资者主观信念调整对投资者预期改变和市场冲击的过程。论文的理论分析和实证检验表明,市场上新信息通过改变参与者信念(预期)进而影响投资者情绪水平,并最终导致市场波动这一路径来逐渐被市场认知并反映。具体表现为,主观信念调整引致投资者情绪变化,即投资者信念对情绪存在正向冲击,而情绪对投资者信念几乎没有影响;投资者情绪对市场波动率及收益率均有着显著的正影响,即情绪与基金行为对股市收益率具有推动效应,这验证了投资者情绪对市场收益的正反馈效应的存在,并且情绪水平越高,股价偏离内在价值越远,股市波动性越大。同时,从情绪和资产风格视角,本文研究发现蓝筹股板块更受到情绪波动性冲击,这与 2006~2011 年中国股市"蓝筹股泡沫"生成和泡沫破裂的过程密切相关。

本文的政策含义在于:首先,监管部门应合理引导投资者行为,并关注投资者预期形成对市场稳定的积极效应,避免投资者主观信念的非理性过度调整引发市场的异常冲击,抑制投资者非理性产生的追涨杀跌情绪动能,积极引导投资者价值投资理念的形成。其

注: ***、**、* 分别代表在1%、5%、10%水平下显著。

次,积极培育机构投资者并发挥机构投资者的市场稳定功能,平熨市场的非理性波动。从基金信念调整与投资者情绪与市场波动机制看,作为中国资本市场最重要的机构投资者,公募基金并没有发挥市场稳定效应,相反,基金仓位调整与市场波动发生共振效应。因此,有必要加大机构投资者入市,并且加强其行为规范,切实发挥机构投资者的市场稳定作用。再次,提高市场的有效程度,从根本上加强对股市弱势投资群体的保护。从本质而言,投资者非理性情绪和市场过度波动不但增大了市场波动,推高了整体系统性风险,不利于中小投资者保护,而且更是市场低效率的基本表现。因此,有必要从根本上强化股市治理,提高证券市场信息透明度及提升市场效率,培育投资者的合理预期,推动资产价格的合理形成机制。

参考文献

- [1]何佳等,2007,《机构投资者一定能够稳定股市吗?——来自中国的经验证据》,《管理世界》第8期。
- [2] 孔东民,2009,《信念、交易行为与资产波动》,《金融学季刊》第5卷第2期。
- [3]梁丽珍,2009,《投资者情绪、流动性与资产收益》,中国财政经济出版社。
- [4] 刘莉亚等,2010,《投资者情绪对资本市场稳定性的实证研究——来自截面效应的分析》、《财经研究》第3期。
- [5] 祁斌、黄明、陈卓思,2006,《机构投资者与股市波动性》,《金融研究》第9期。
- [6]王美今,2004、《中国股市收益、收益波动与投资者情绪》、《经济研究》第10期。
- [7] 杨阳、万迪昉,2010,《不同市态下投资者情绪与股市收益、收益波动的异化现象——基于上证股市的实证分析》,《系统工程》第 28 卷第 1 期。
- [8] 易志高、茅宁,2009、《中国股市投资者情绪测量研究: CICSI 的构建》、《金融研究》第11期。
- [9]张圣平,2002,《偏好、信念、信息与证券价格》,上海三联书店、上海人民出版社。
- [10]张强、杨淑娥、2009、《噪声交易、投资者情绪波动与股票收益》、《系统工程理论与实践》第3期。
- [11] Baker M., and J. Wurgler, 2006, "Investor Sentiment and the Cross Section of Stock Returns Author", the Journal of Finance, 61(4): 1645 ~ 1680.
- [12] Barberis, N., A. Shleifer,, and R. Vishny, 1998, "A Model of Investor Sentiment", Journal of Financial Economics, 49(3):307 ~43.
- [13] Brown, Gregory W, and Michael T Cliff, 2005, "Investor Sentiment and Asset Valuation", Journal of Business, 78(2): 405 ~ 40.
- [14] Campbell John Y., Tuomo Vuolteenaho, 2004, "Inflation Illusion and Stock Prices", American Economic Review, 94 (2):19 ~23.
- [15] DeLong, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, and Robert J. Waldmann, 1990, "Noise trader risk in financial markets", Journal of Political Economy, 98: 703 ~738.
- [16] Gerhard Kling, Lei Gao, 2008, "Chinese institutional investors' sentiment", Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 18:374 ~ 387.
- [17] Grossman, Sanford, J. 1976, "On the Efficiency of Competitive Stock Market Where Traders Have Diverse Information", Journal of Finance, 31:573 ~585.
- [18] Hu Changsheng, Wang Yongfeng, 2012, "Investor sentiment and assets valuation", Systems Engineering Procedia, 3: 166 ~ 171.
- [19] Jianfeng Yu a, 1, Yu Yuan, 2011, "Investor sentiment and the mean variance relation", Journal of Financial Economics, 100:367 ~ 381.

- [20] Kenneth L. Fisher and Meir Statman, 2000, "Investor Sentiment and Stock Returns", Financial Analysts Journal, 56 (2):16~23.
- [21] Kyle, A. S., 1989, "Informed Speculation With Imperfect Competition", Review of Economic Studies, 56:317 ~ 356.
- [22] Lee W. Y., Jiang C. X., Indro D. C., 2002, "Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment", Journal of Banking & Finance, 26:2277 ~2299.
- [23] Maik Schmeling, 2007, "Institutional and individual sentiment: Smart money and noise trader risk", International Journal of Forecasting, 23:127 ~ 145.

Abstract: In this paper, we construct a mathematical model to demonstrate the inherent mechanism of investor sentiment, the subjective belief adjustment and market volatility. After introducing a subjective belief variable, we resolve the mechanism of investor sentiment and market volatility through theoretical modeling and empirical studies, and portray the unusual market fluctuations caused by the adjustment of subjective belief, which means building the analysis framework from belief adjustment, investor sentiment to market volatility. In the empirical study, we use principal component analysis to establish investor sentiment index and test the relationship among sentiment, belief and market volatility by multiple regression method and impulse response function. The empirical results show that investor sentiment has positive impact on belief; different information preference will lead to different sentiment swing frequency; preferences to fundamental information contribute more to sentiment stability; investor sentiment has a significant positive impact on market returns and volatility.

Keywords: Investor belief, Sentiment, Risk premium, Market volatility

(责任编辑:李景农)(校对:LN)