

个人和机构投资者情绪与股票收益^①

——基于上证A股市场的研究

刘维奇¹, 刘新新²

(1. 山西大学管理与决策研究所, 太原 030006; 2. 山西大学经济与管理学院, 太原 030006)

摘要: 以2005-2011年上海证券交易所A股市场为研究对象, 将个人和机构投资者情绪的影响进行对比研究以明确两种情绪在市场中扮演的角色。以往的相关研究大多关注两者的相互影响或其中一种对市场的影响, 本文将两者同时考虑, 并利用滚动回归方法从量化股票收益对投资者情绪变化的敏感度这一新视角深入到个股层面。研究表明: 机构投资者情绪可以帮助预测个人投资者情绪, 反之不成立; 另外, 机构投资者在市场上表现得更为理性, 他们的情绪能够预测后市, 而个人投资者情绪不具有预测性; 进一步研究后发现, 投资者关注度越高的股票, 其收益对投资者情绪变化的敏感度越高, 这种现象无论是在对个人还是对机构投资者情绪变化的敏感度上均表现出一致性。

关键词: 个人投资者情绪; 机构投资者情绪; 股票收益; 滚动回归; 敏感度

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2014)03-0070-18

0 引言

传统金融理论认为市场是有效的, 个人和机构投资者是完全理性的。基于传统金融学的观念, 证券市场上出现的诸多异象无法获得一个比较合理的理论解释, 因此学者们开始寻求理论上的突破, 在这种背景下产生了行为金融理论。行为金融理论对传统金融理论所作的假设进行反思并试图从“人”的角度来解释市场行为, 充分考虑了投资者的心理等因素, 现有研究表明股票的价格会受到投资主体行为的影响, 情绪作为影响投资者心理活动进而影响其行为的一种因素逐渐成为该领域重要的研究问题。De Long等^[1]指出套利的有限性和卖空限制会使得噪音交易者所导致的价格偏离不会被消除, 非理性交易者(即噪音交易者)对股票的价格会形成长期的影响并能够在市场上创造自己的生存空间。张维和张永

杰^[2]结合中国股票市场不能卖空的情况, 研究并推导了基于投资者异质信念假设的风险资产价格均衡模型^[1]。股票市场中投资者的噪音交易主要表现为无法获得准确信息或者非理性地把噪音当成信息进行的交易。个人投资者在进行投资决策时往往是从过去的股价变动中寻找简单规律, 很少全面地进行分析, 容易受小道消息的影响而进行“冲动型”投资。Kumar和Lee^[3]根据185万个个人投资者买入和卖出操作的数据构造个人投资者情绪指标进行研究, 表明个人投资者投资的品种相对比较单一, 交易行为具有较高的系统相关性。在中国股票市场上机构投资者的交易活跃度要低于个人投资者, 超过80%的手续费和印花税都是个人投资者贡献的, 这一点反映了两类投资者的交易策略存在着较大的差异, 那是否就预示着中国机构投资者是完全理性的呢? 其实不尽然。信息不对称的存在, 使得机构投资者在信息披露、信

① 收稿日期: 2013-09-30; 修订日期: 2013-12-01.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71371113); 山西省高校人文社会科学重点研究基地项目(2011305); 教育部人文社会科学研究项目(13YJA79054).

作者简介: 刘维奇(1963—), 男, 山西忻州人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: liuwq@sxu.edu.cn

息获取过程中不能及时地获得所有可用信息;另外,机构投资者往往会存在委托代理的问题,这些原因都有可能致机构投资者产生非理性的行为。Kahneman和Tversky^[4]指出,不仅个人投资者的投资行为会存在一致性,机构投资者有时候也是关联性很强的噪音交易者。徐信忠等^[5]研究发现开放式基金(机构投资者之一)的投资行为在行业层面存在羊群现象。随着资本市场的不断发展,机构投资者在股票市场上的地位日益突出,其与个人投资者各自的交易行为对整个股票市场的运行和股票价格的形成都会产生不容忽视的影响。情绪驱使两类投资者的交易策略有差异,说明不同投资主体情绪对股票市场的影响或作用不完全相同,而个人和机构投资者情绪在股票市场上分别扮演什么样的角色目前还没有统一的认识。基于此,本文拟基于De Long等^[1]提出的DSSW(De Long-Shleifer-Summers-Waldmann)模型给出将个人和机构投资者情绪相互影响考虑在内的理论模型,并分别构建相应的情绪指标来探讨两者之间的影响及对股票价格影响的传导机制,将个人和机构投资者情绪对股票收益的影响从市场及个股层面进行了全面的比较分析。

1 文献回顾

研究投资者情绪与股票收益的关系,首先需要投资者情绪进行度量。事实上,研究投资者情绪如何度量以及度量指标的选取,也是行为金融研究中的基础性问题,其中的关键是替代指标的选取。已有研究触及到的度量指标有直接指标和间接指标两类,其中直接替代指标主要有耶鲁大学编制的投资者信心指数^[6]、美国密歇根大学调查研究中心(Survey Research Center, SRC)编制的消费者信心指数以及美国会议委员会发布的美国消费者信心指数^[7]。另外有中国国家统计局发布的中国消费者信心指数、企业家信心指数、企业景气指数、经济学家信心指数等。此外,还有通过调查获得的央视看盘指数^[8,9]、好淡指数^[10]等。间接指标主要包括封闭式基金折价^[1,11]、换手率^[12,13,14]、投资者开户增长率^[15]、中签率^[16]等。主成分分析方法是构建市场整体情绪的有效

统计方法,以Baker和Wurgler^[17]为代表(下文简称BW方法),他们通过选取封闭式基金折价率、换手率、IPO数量、上市首日收益率、红利溢价和股票发行占证券发行的比例6个单项指标,利用主成分分析法构建了综合投资者情绪指数,在相关领域研究中被广泛采用。借鉴BW方法,易志高和茅宁^[18]充分考虑到反映中国市场国情的“投资者新增开户数”等指标,构建了适合中国股票市场投资者情绪的综合指标CICSI。此外还有Frazzini等^[19]基于基金资金的流入和流出量构建的投资者个股情绪指标。针对不同类型投资者的情绪指标构建,有Schmelting^[20]利用投资者对后市预期的第一手调查数据构造的个人和机构投资者情绪指标,以及王美今和孙建军^[9]利用“央视看盘指数”为源数据构造的机构投资者情绪指标。

另一个层面的研究是投资者情绪与股票收益或收益波动的关系。Lee等^[21]的研究表明投资者情绪的变化与市场收益正相关,而与市场收益波动负相关,投资者情绪越悲观,市场波动越大。Baker和Wurgler^[17]认为市场情绪会驱动投机性投资的存在,进而使得股票收益出现横截面效应,难以估值和套利的股票更容易受情绪影响。Wang等^[22]的研究表明市场收益和收益波动在很大程度上会引起投资者情绪的波动,而投资者情绪的波动对市场收益及其波动无显著影响。Ben-Rephael等^[23]的结论是:投资者情绪与整体股票市场同期的超额收益正相关,与后期的超额收益负相关。池丽旭和庄新田^[24]的研究表明投资者情绪对股票收益具有显著影响,其中乐观情绪的影响高于悲观情绪,极端情绪在股票市场上具有独特的预测能力。Schmelting^[20]发现机构投资者情绪是“智钱”(smart money)的代表,而个人投资情绪是噪音交易者风险(noise trader risk)的代表,机构投资者在中期可以正确地预测市场收益,而个人投资者总是做出错误的预测。余佩琨和钟瑞军^[25]研究了个人投资者情绪与市场收益之间的关系,指出市场收益有助于预测个人投资者情绪,而个人投资者情绪不能预测市场收益。

另外,张维和赵帅特^[26]将投资者区分为调整型投资者和反应型投资者,通过关注两类投资者认知偏差间的内在联系进行理论推导,发现由于

预期方式不同而产生的认知偏差间的互动作用会影响风险资产的定价,并据此解释了市场收益率惯性、长期反转和过度波动现象. Verma 和 Soydemir^[27]将个人和机构投资者情绪分解成理性和非理性两部分来研究其对风险市场价格(market price of risk , MPR) 的影响,发现非理性乐观情绪的增加将导致 MPR 明显下降,但理性情绪的变动不会对 MPR 产生明显的影响. 花贵如等^[28]从行为公司财务的角度证实了投资者情绪影响企业投资行为的“管理者乐观主义和中介效应渠道”. Stambuang 等^[29]的研究则表明股票市场的很多异常均可以从投资者情绪的角度给出合理解释. 邹高峰等^[30]研究询价制度下影响 IPO 长期表现的因素,发现投资者情绪和意见分歧是我国 IPO 长期弱势的主要因素之一. 龚日朝^[31]还将情绪因素引入到鹰鸽博弈模型,研究有情绪因素的情况下是否存在博弈均衡解以及情绪因素对均衡解的影响规律,研究表明情绪因素只对混合战略纳什均衡有显著影响.

综合国内外学者的研究成果发现,目前对市场情绪的度量主要采用基于主成分分析方法构建的综合指标,而对于个股和区分投资者类型层面的情绪度量则主要采用单一指标,并且是将情绪区分为乐观和悲观或者上涨和下降. 市场投资者情绪会影响股票市场收益这一结论是确定的,但个人和机构投资者情绪对市场的影响是否存在差异以及存在何种差异尚无明确定论. 本文试图从理论和实证两方面就此展开探讨,并从现有研究中的市场层面影响深入挖掘至个股层面影响. 其中个股影响的研究是从股票收益对投资者情绪变化的敏感度出发,这为研究投资者情绪与股票横截面收益特征之间的关系提供了一种新的思路.

2 理论推导及研究假设

De Long 等^[1]提出的 DSSW 模型奠定了研究噪音交易者对风险资产收益影响的基础,但不同类型的噪音交易者会由于投资行为和投资决策的不同而给风险资产价格带来不同的影响. 本文对噪音交易者作了分类,即将市场上的噪音交易者分成个人噪音交易者和机构噪音交易者,并在此

基础上拓展和改进了 DSSW 模型. 本文假设理性投资者所占比例为 $1 - \mu$, 噪音交易者整体所占比例为 μ , 其中,机构噪音交易者所占比例为 $1 - \lambda$, 个人噪音交易者所占比例为 λ . 另外,由于机构投资者相对于个人投资者具有诸如投资管理专业化、投资结构组合化等优势,而个人投资者往往缺乏专业的培训和学习,使得机构投资者有能力影响其他市场参与者的投资信念和偏好. 因此可以合理地假设个人和机构投资者情绪之间存在不对称的影响,并且主要是机构投资者情绪在影响个人投资者情绪. 借鉴张乐和李好好^[32]的研究假设,本文假设个人投资者和机构投资者情绪之间呈线性关系,并且遵循如下理论模型

$$\rho_{1,t} = \alpha \rho_{2,t-1} \tag{1}$$

其中 $\alpha > 0$, ρ_1 代表个人投资者情绪, $\rho_1 \sim N(\rho_1^*, \sigma_{\rho_1}^2)$, ρ_2 代表机构投资者情绪, $\rho_2 \sim N(\rho_2^*, \sigma_{\rho_2}^2)$.

由于个人和机构投资者情绪影响的不对称是下文理论推导的基础和关键,本文首先提出假设如下:

H1 个人和机构投资者情绪之间的影响是非对称的,机构投资者情绪对个人投资者情绪的影响更大.

在个人和机构噪音交易者的相互作用下,市场上噪音交易者整体的情绪 ρ 有 λ 的比例为 ρ_1 , $1 - \lambda$ 的比例为 ρ_2 , 那么可求得市场上整体投资者情绪均值 ρ^* 及方差 σ_{ρ}^2 分别如下式所示,式(3)的推导详见附录.

$$\begin{aligned} \rho^* &= E(\rho) = E[\lambda \rho_1 + (1 - \lambda) \rho_2] \\ &= \lambda \rho_1^* + (1 - \lambda) \rho_2^* \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned} \sigma_{\rho}^2 &= E[\rho - E(\rho)]^2 = \lambda^2 \sigma_{\rho_1}^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_{\rho_2}^2 + 2\lambda(1 - \lambda) Cov(\rho_1, \rho_2) \end{aligned} \tag{3}$$

其中 $Cov(\rho_1, \rho_2) = Corr(\rho_1, \rho_2) \sigma_{\rho_1} \sigma_{\rho_2}$ 表示个人和机构投资者情绪之间的协方差,代表二者的相互影响, $Corr(\rho_1, \rho_2)$ 为相关系数. 当个人和机构投资者情绪正相关,即 $0 < Corr(\rho_1, \rho_2) < 1$ 时, $Cov(\rho_1, \rho_2) > 0$, 此时个人和机构投资者情绪的相互影响使得市场噪音交易者整体情绪的方差增大. 同理,当个人和机构投资者情绪负相关,即 $-1 < Corr(\rho_1, \rho_2) < 0$ 时, $Cov(\rho_1, \rho_2) < 0$, 此时个人和机构投资者情绪的相互影响使得市场噪音交易者整体情绪的方差减小.

进一步,考虑极端情形,当 $Corr(\rho_1, \rho_2) = -$

1,即个人和机构投资者情绪完全负相关时,

$Cov(\rho_1, \rho_2) = -\sigma_{\rho_1}\sigma_{\rho_2}\sigma_{\rho}^2 = \lambda^2\sigma_{\rho_1}^2 + (1-\lambda)^2\sigma_{\rho_2}^2 - 2\lambda(1-\lambda)\sigma_{\rho_1}\sigma_{\rho_2} = [\lambda\sigma_{\rho_1} - (1-\lambda)\sigma_{\rho_2}]^2$ 此时噪音交易者整体情绪方差达到最小值;当 $Corr(\rho_1, \rho_2) = 1$,即二类投资者情绪完全正相关时 $Cov(\rho_1, \rho_2) = \sigma_{\rho_1}\sigma_{\rho_2}\sigma_{\rho}^2 = \lambda^2\sigma_{\rho_1}^2 + (1-\lambda)^2\sigma_{\rho_2}^2 + 2\lambda(1-\lambda)\sigma_{\rho_1}\sigma_{\rho_2} = [\lambda\sigma_{\rho_1} + (1-\lambda)\sigma_{\rho_2}]^2$ 此时市场整体情绪的方差达到最大值.

可见,个人和机构投资者情绪之间的关系程度会影响到市场噪音交易者整体情绪的波动性,极端的关联关系导致了市场情绪波动极端情况的出现,进而对股票收益产生影响.

DSSW 模型^[1]认为噪音交易者对股票价格预期的误差是随机游走的,并且在时间上相互独立.但是,在中国股票市场多数投资者均是依靠前期的市场表现来形成预期以决定自己的投资策略,因此当期的投资者情绪有可能会受到前期情绪的影响,情绪不符合在时间上相互独立的特征.为简化分析而不影响问题讨论的实质,本文只考虑时间跨度及投资期限为两期情况下的模型.借鉴姚德权等^[33]的研究,本文假设市场上投资者情绪服从一阶自回归过程,即

$$\rho_t = \varphi_0 + \varphi_1 \rho_{t-1} \quad (4)$$

对个人和机构投资者情绪分别有

$$\rho_{1,t} = \delta_0 + \delta_1 \rho_{1,t-1} \quad (5)$$

$$\rho_{2,t} = \eta_0 + \eta_1 \rho_{2,t-1} \quad (6)$$

设投资者的效用函数为 $U(\omega) = -e^{-(2\gamma)\omega}$ 持有一单位风险资产以最大化预期效用等价于最大化 $E(U) = \bar{\omega} - \gamma\sigma_{\omega}^2$ 其中 $\gamma > 0$ 为绝对风险厌恶系数 ω 为投资者的财富.由 DSSW 模型^[1]有

$$p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - \rho^*)}{1+r_f} + \frac{\mu\rho^*}{r_f} - \frac{2\gamma}{r_f} \frac{\mu^2\sigma_{\rho}^2}{(1+r_f)^2} \quad (7)$$

其中 p_t 代表风险资产第 t 期的价格 r_f 代表无风险利率.

风险资产第 t 期的收益可以表示为

$$R_t = r_f + p_t - p_{t-1}(1+r_f) \quad (8)$$

将式(7)代入式(8)并整理,有

$$R_t = \frac{\mu\rho_t}{1+r_f} - \mu\rho_{t-1} - \frac{\mu\rho^*}{1+r_f} - \frac{2\gamma\mu^2\sigma_{\rho}^2}{(1+r_f)^2} \quad (9)$$

将式(4)代入式(9)有

$$R_t = \frac{\mu\varphi_0}{\varphi_1} + \frac{\mu[\varphi_1 - (1+r_f)]}{(1+r_f)\varphi_1} \rho_{t-1} - \frac{\mu}{1+r_f} \rho^* + \frac{2\gamma\mu^2\sigma_{\rho}^2}{(1+r_f)^2} \quad (10)$$

将式(1)、(6)分别代入式(10)并进行整理,有

$$R_t = \frac{\mu\varphi_0}{\varphi_1} + \frac{\mu(1-\lambda)\eta_0[\varphi_1 - (1+r_f)]}{(1+r_f)\varphi_1} + \frac{\mu[\varphi_1 - (1+r_f)][\lambda\alpha + (1-\lambda)\eta_1]}{(1+r_f)\varphi_1} \times \rho_{2,t-1} - \frac{\mu}{1+r_f} \rho^* + \frac{2\gamma\mu^2\sigma_{\rho}^2}{(1+r_f)^2} \quad (11)$$

由于投资者情绪可以被认为是一个弱平稳的过程,因此对式(4)求期望,有 $\rho^* = \varphi_0 + \varphi_1\rho^*$ 解得

$$\varphi_0 = (1-\varphi_1)\rho^* \quad (12)$$

同理,有

$$\delta_0 = (1-\delta_1)\rho_1^* \quad (13)$$

$$\eta_0 = (1-\eta_1)\rho_2^* \quad (14)$$

将式(12)、(13)、(14)分别代入式(11)并整理,有

$$R_t = \frac{\mu[\varphi_1 - (1+r_f)][\lambda\alpha + (1-\lambda)\eta_1]}{(1+r_f)\varphi_1} \rho_{2,t-1} + \left[\frac{\mu(1-\varphi_1)}{\varphi_1} - \frac{\mu}{1+r_f} \right] [\lambda\rho_1^* + (1-\lambda)\rho_2^*] + \frac{\mu(1-\lambda)(1-\eta_1)[\varphi_1 - (1+r_f)]}{(1+r_f)\varphi_1} \rho_2^* + \frac{2\gamma\mu^2}{(1+r_f)^2} [\lambda^2\sigma_{\rho_1}^2 + (1-\lambda)^2\sigma_{\rho_2}^2 + 2\lambda(1-\lambda)Cov(\rho_1, \rho_2)] \quad (15)$$

或

$$R_t = \frac{\mu[\varphi_1 - (1+r_f)][\lambda\alpha + (1-\lambda)\eta_1]}{(1+r_f)\alpha\varphi_1} \rho_{1,t} + \left[\frac{\mu(1-\varphi_1)}{\varphi_1} - \frac{\mu}{r_f} \right] [\lambda\rho_1^* + (1-\lambda)\rho_2^*] + \frac{\mu(1-\lambda)(1-\eta_1)[\varphi_1 - (1+r_f)]}{(1+r_f)\varphi_1} \rho_2^* + \frac{2\gamma\mu^2}{(1+r_f)^2} [\lambda^2\sigma_{\rho_1}^2 + (1-\lambda)^2\sigma_{\rho_2}^2 + 2\lambda(1-\lambda)Cov(\rho_1, \rho_2)] \quad (16)$$

在将投资者划分为个人和机构投资者两种类型的基础上,加入个人和机构投资者情绪间的相互影响所改进的 DSSW 模型,更真实地反应了中

国股票市场上投资者情绪对市场收益影响的实际情况,以此为前提的研究具有一定的创新性. 从式(15)、(16)可以看出,风险资产第 t 期的收益可以表示为包括个人(机构)投资者当期(滞后期)情绪、个人和机构投资者情绪均值、波动率以及两类情绪协方差等变量的形式. 其中投资者情绪与风险资产收益的关系是本文的研究重点.

由于情绪具有持续性,因此在短期内不会反转,所以 $\eta_1 > 0$, 从式(15)、(16)可以看出滞后期机构投资者情绪与同期个人投资者情绪前面的系数符号均由 $\varphi_1 - (1+r)$ 决定. 当 $\varphi_1 > (1+r)$ 时,滞后的机构投资者情绪和当期的个人投资者情绪与收益均呈正相关的关系; $\varphi_1 < (1+r)$ 时,则呈负相关的关系. 从式(7)可以看出投资者情绪与风险资产价格之间是正相关的关系. Brown 和 Cliff^[34] 认为在某一时期如果投资者非常乐观,就会抬高股票价格,因而很可能获得较好的收益率,即“浪潮”效应(bandwagon effect),此时投资者情绪与市场同期收益正相关. 基于以上分析,本文提出假设:

H2 当期的个人投资者情绪和滞后一期的机构投资者情绪对股票市场收益都有显著影响,并且都是正向影响.

Kumar 和 Lee^[3] 利用交易数据进行研究发现投资者的交易行为会表现出较高的相关性和同步性,并发现个人投资者集中持有和频繁交易的股票一般会表现出市值小、账面市值比高、市净率低等特征. 投资者对某只股票的关注是交易和持有该只股票的基础,因此关注度的高低将直接反映投资者的交易行为,使得这些受关注高的股票呈现出相似的特征. 事实上,若用 σ_i^2 代表股票 i 传统意义上的收益波动率,那么在考虑投资者关注度的情况下,股票收益的波动率成为 $\sigma_i^2 + f(N_i)\sigma_i^2$, 其中 N_i 代表关注股票 i 的人数, $f(N_i)$ 代表股票 i 的投资者关注度且恒不小于 0,它是关注该股票人数的单调递增函数. 投资者关注度越高,股票收益的波动将更为剧烈,而据此是否意味着收益对投资者情绪的变化也更为敏感呢? 这是本文接下来进一步探讨的问题,即:投资者关注度不同时,股票收益对投资者情绪变化敏感度的差异,将投资者情绪对股票收益的影响从敏感度这一视角深入到个股层面. 为了理论推导的方便,假设股

票 i 的超额收益是投资者情绪变化 $\Delta\rho$ 的一元函数

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \times \Delta\rho_t + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

则由式(17)有

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_i &= \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta\rho_t - \overline{\Delta\rho}) [(R_{i,t} - r_{f,t}) - \overline{R_i - r_f}]}{\sum_{t=1}^T (\Delta\rho_t - \overline{\Delta\rho})^2} \\ &= \frac{Cov(\Delta\rho, R_i - r_f)}{\sigma_{\Delta\rho}^2} \\ &= Corr(\Delta\rho, R_i - r_f) \times \frac{\sigma_{R_i - r_f}}{\sigma_{\Delta\rho}} \\ &= Corr(\Delta\rho, R_i - r_f) \times \frac{\sqrt{\sigma_i^2 + f(N_i)\sigma_i^2}}{\sigma_{\Delta\rho}} \end{aligned} \quad (18)$$

其中 $\hat{\beta}_i$ 代表股票 i 的超额收益对投资者情绪变化的敏感度, $\overline{\Delta\rho}$ 代表投资者情绪变化的平均值, $\overline{R_i - r_f}$ 代表股票 i 的平均超额收益, $Corr(\Delta\rho, R_i - r_f)$ 代表股票超额收益与投资者情绪变化的相关系数, $\sigma_{\Delta\rho}$ 代表投资者情绪变化的波动率.

从式(18)可以看出,回归系数 $\hat{\beta}_i$ 是 $f(N_i)$ 的单调函数,具体方向由 $Corr(\Delta\rho, r_i)$ 的符号决定. 若股票超额收益与投资者情绪变化是正相关关系,则 $\hat{\beta}_i$ 随 $f(N_i)$ 的增加而增加,反之随 $f(N_i)$ 的增加而减小. 由此可以看出

$$|\hat{\beta}_i| = |Corr(\Delta\rho, R_i - r_f)| \times \frac{\sqrt{\sigma_i^2 + f(N_i)\sigma_i^2}}{\sigma_{\Delta\rho}} \quad (19)$$

Glushkov^[35] 指出股票超额收益对投资者情绪变化进行回归时,回归系数为负表明投资者在情绪上升的时候卖出股票而在情绪下降的时候买进股票,因而所表示的是一种反向操作交易行为.

因此式(19)中 $\hat{\beta}_i$ 的绝对值 $|\hat{\beta}_i|$ 是对股票超额收益对投资者情绪变化敏感度大小的衡量, $\hat{\beta}_i$ 的符号是对操作方向的反映. 由式(19)可知, $|\hat{\beta}_i|$ 随 $f(N_i)$ 单调递增,也即投资者的关注度越高,股票超额收益对投资者情绪变化的回归系数绝对值 $|\hat{\beta}_i|$ 越大. 因此,本文提出假设:

H3 投资者关注度越高的股票,其超额收益对投资者情绪变化的敏感度越高.

3 研究设计

3.1 研究方法

针对研究假设,本文选择三类模型进行实证研究,分别介绍如下:

3.1.1 多项式分布滞后模型(PDLs)

本文以 2005 年 1 月至 2011 年 12 月的个人和机构投资者月新增开户数分别作为两类投资主体情绪的初始替代指标,对个人和机构投资者情绪进行互相关分析(见表 1)发现随着滞后期的延长,个人投资者情绪与滞后的机构投资者情绪之间的相关性比机构投资者情绪与滞后的个人投资者情绪之间的相关性更强,这是个人与机构投资者情绪之间影响不对称的初步证明;另外还发现同期的相关关系比滞后期更明显.而前人对个人投资者情绪(实证部分用 $sent^p$ 表示)和机构投资者情绪(实证部分用 $sent^i$ 表示)相互影响的研究一般采用 VAR 模型,但是 VAR 模型研究的只是一种滞后

关系,同期的关系隐藏在误差项的相关结构当中,无法获得直观的解释.因此本文认为 VAR 模型不能全面地刻画两类投资主体情绪之间的相互作用.基于此,本文采用多项式分布滞后模型(PDLs)来检验假设 H1,因为该模型既包含了变量之间跨时期的影响关系,又包含了同期的影响关系,可以将个人和机构投资者情绪之间的影响从静态分析转化为动态分析,从而更准确地刻画两类投资者情绪之间的影响和传导机制.具体模型如下

$$sent_t^p = a^p + \sum_{j=0}^k b_j^p sent_{t-j}^i + \gamma^p ar(1) + \mu_t^p \quad (20)$$

$$sent_t^i = a^i + \sum_{j=0}^k b_j^i sent_{t-j}^p + \gamma^i ar(1) + u_t^i \quad (21)$$

其中 $sent_{t-j}^p$ 代表个人投资者情绪值, $sent_{t-j}^i$ 代表机构投资者情绪值, $j=0$ 代表当期值, $j=1, 2, \dots$ 分别代表滞后相应期数的值.加入 $ar(1)$ 项的目的是为了控制自相关.个人(或机构)投资者情绪不同滞后期的回归系数值 b_j^p (b_j^i) 体现了其对个人(或机构)的不同影响程度.

表 1 个人与机构投资者情绪的互相关分析表

Table 1 The cross-correlation analysis between individual and institutional investor sentiment

j	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$sent^p, sent^i(-j)$	0.858	0.660	0.507	0.485	0.482	0.443	0.382	0.345	0.336	0.378	0.294
$sent^p, sent^i(+j)$	0.858	0.666	0.578	0.591	0.504	0.491	0.395	0.322	0.301	0.228	0.130

3.1.2 普通最小二乘回归模型(OLS)

为了检验假设 H2,考察个人和机构投资者情绪对风险资产收益的影响,本文采用 OLS 模型来进行研究,具体表示如下

$$R_{m,t} - r_{f,t} = C_0^p + C_1^p sent_{t-j}^p + \xi_t^p, (j = 0, 1) \quad (22)$$

$$R_{m,t} - r_{f,t} = C_0^i + C_1^i sent_{t-j}^i + \xi_t^i, (j = 0, 1) \quad (23)$$

模型中 $R_{m,t}$ 代表第 t 月上证 A 股市场考虑现金红利再投资的市场收益率, $r_{f,t}$ 代表第 t 月市场的无风险利率, $sent_{t-j}^p$ 代表个人投资者情绪, $sent_{t-j}^i$ 代表机构投资者情绪, $j=0$ 代表当期, $j=1$ 代表滞后一期.模型(22)、(23)分别考察个人和机构投资者情绪对市场收益的影响.

3.1.3 滚动回归模型(rolling regression)

模型的回归系数描述了因变量对自变量变化的敏感程度,在不同时期,股票收益对投资者情绪

变化的敏感度不同.因此,本文利用 Fama 和 French^[36]提出的三个因子控制系统性风险,通过滚动回归获得不同时期的回归系数值,以此来量化个股超额收益在不同时期对个人和机构投资者情绪变化的敏感度(下文简称敏感度系数).并据此分组对一系列能反映投资者关注度高低的指标进行比较分析来检验 H3.投资者情绪的变化被定义为情绪的当期值与上期值的差.

在所选定样本期内,从 2005 年 1 月至 2011 年 12 月,本文每月初构造一次组合,用当月前推 3 年的数据运行模型(24)、(25),以所获得的月度敏感度系数值对股票分组,进而比较随后一个月的股票特征差异.滚动回归的示意图如图 1 所示.

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t}^p + \beta_{MKT,t}^p MKT_t + \beta_{SMB,t}^p SMB_t + \beta_{HML,t}^p HML_t + \beta_{\Delta sent_t^p}^p \Delta sent_t^p + \xi_{i,t}^p \quad (24)$$

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t}^i + \beta_{MKT,t}^i MKT_t + \beta_{SMB,t}^i SMB_t + \beta_{HML,t}^i HML_t + \beta_{\Delta sent_t^i}^i \Delta sent_t^i + \xi_{i,t}^i \quad (25)$$

模型中 $r_{f,t} = r_{f,t-1}, r_{f,t-2}, \dots, r_{f,t-36}$ 代表第 t 期的无风险利率, MKT 、 SMB 、 HML 分别是 Fama-French 三因子模型中的市场因子、规模因

子以及账市比因子(流通市值加权) $\Delta sent_t^p$ 代表第 t 期个人投资者情绪变化值 $\Delta sent_t^l$ 代表第 t 期机构投资者情绪变化值.

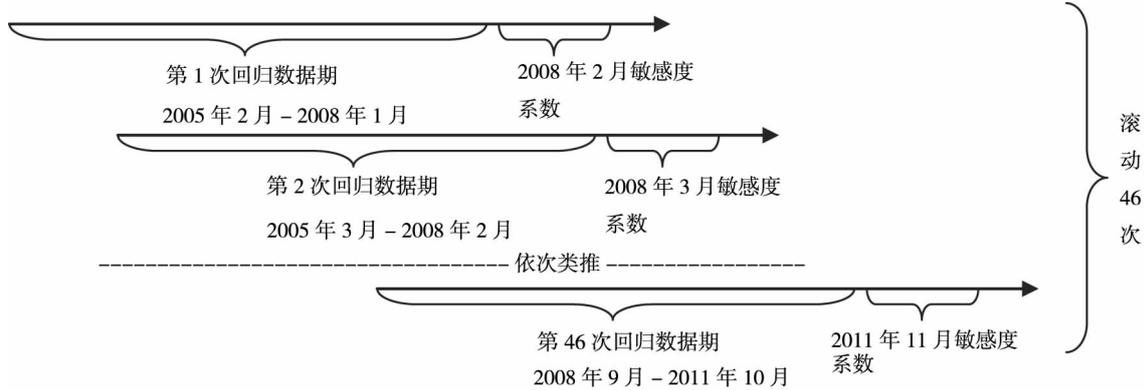


图1 滚动回归示意图

Fig. 1 The diagram of rolling regression

3.2 指标选取及数据来源

3.2.1 投资者情绪指标

虽然主成分分析法是一个比较好的构建市场情绪的方法,但是应用于构建不同类型投资者的情绪时就有很大的局限性,因为能将投资者类型区分开的市场指标很少,这也是国内外学者对区分投资者类型的研究均从单一指标着手的一个主要原因. 中国证券市场起步较晚且规模较小,与发达国家比较成熟的股票市场相比还有一定的差距. 在这样的市场中,投资者入市时间的差异和数量的变化,间接地反映了市场的起伏以及投资者应对市场变化的态度. 情绪乐观时,投资者参与市场的热情高涨,高投机性需求促使新股民踊跃入市,开户数剧增;而当情绪悲观时,市场呈观望气氛,低投机性需求抑制了新投资者的投机冲动,从而延迟入市,可见新增开户数在尚不成熟的市场上是一个很好的投资者情绪替代指标. 事实上,很多研究者在采用 BM 方法构建市场情绪指标时,也一致认为“新增开户数”是合适的市场情绪替代指标. 因此,本文分别选取个人和机构的月新增开户数(new accounts)作为个人和机构投资者情绪的初始替代指标,并进行了对数化处理以消除二者在数量级上的差距对研究结论的影响. 相关数据来源于中国证券登记结算有限公司统计月报,数据期限为2005年1月至2011年12月. 本研究数据区间起始值确定的依据是:其一,股权分置改革(以下简称股改)工作始于2005

年,股改作为我国证券市场发展长河中的分水岭,具有重要的历史意义,本研究关注股改之后的市场情况;其二,中国证券登记结算有限公司统计月报数据公布的起始年是2005年.

Baker 和 Wurgler^[17] 指出投资者情绪的变化除了受到自身心理因素的影响之外,还会受到宏观经济状况的影响. 鉴于此,本研究从生产、消费、经济景气以及财政政策等方面选取包括国内生产总值(GDP)、居民消费价格指数(CPI)、社会消费品零售总额(SCI)、宏观经济景气指数(MBCI)、广义货币供应量(M2)等5个宏观经济指标,用于消除投资者情绪度量值中所包含的非投资者自身心理和情绪的变化因素,相关数据的样本期与情绪指标一致,数据来源于中国国家统计局网站和中国宏观经济数据库. 通过将个人和机构月新增开户数对这5个宏观变量进行回归,取相应的回归残差作为个人和机构投资者情绪的最终替代指标.

3.2.2 股票收益率及相关特征指标

股票市场的收益率指标采用上证A股市场的月收益率,单只股票收益率指标采用考虑现金红利再投资的收益率,相关数据来源于国泰安数据库.

本文样本包括2005年1月至2011年12月期间,所有在上海证券交易所上市并剔除了ST、*ST和相关数据不全的股票,共计500只股票和23000个观测值. 反映投资者关注度的指标很

多,文章主要是从市场特征和公司特征两个层面进行选取.中国股票市场上,投资者参与交易主要是为了获得价差收入,因此,价格的波动幅度和交易的活跃程度直接反映了投资者的关注度高低,而公司的基本面状况和成长性预期也会影响投资者的关注度.围绕这两条思路,在市场宏观表现层面,高价股因股价变动幅度大、投机性更强而容易受到投资者的青睐,中国资本市场独特的结构使得投资者极易受到“小道消息”的影响^[25].在高估私有信息的非理性情绪驱动下,投资者倾向于关注这类小道消息涉及股票而进行频繁的买入和卖出操作,从而使得这类股票表现出交易金额增加、换手率高、异常交易量大的特点,因此具有这类市场特征的股票倾向于对投资者情绪的变化有更高的敏感度.在公司微观表现层面,小市值的股票价格相较于大盘股更容易被买卖双方力量左右,市净率较高、市场价值高于账面价值、营业收入增长率高、动量高的股票被认为有较高的投资价值和发展潜力,市场预期高,因而这类股票的投资者关注度高,受投资者情绪变化的影响大,其收益对投资者情绪变化的敏感度高.另外,由于机构投资者相较于个人投资者的优势地位,使得在中国市场上个人投资者追逐机构投资者的倾向比较明显,机构投资者持股比例越高的股票越容易被人关注而受到非理性情绪的影响,除此之外,股权的分散与集中程度表明持有该股的人数也间接反映出该股票的关注度,股权分散集中度低说明关注度高,受噪音交易越多,因而具有这些特征的股票其收益将对情绪的变化有更高的敏感度.

表征以上特征的相关指标及计算简述如下,股票价格用每月收盘价表示,交易金额用每月成交金额表示,换手率用每月的交易股数除以每月的总流通市值表示,异常交易量的计算公式是 $AV_{i,t} = (v_{i,t} - v_{i,avg}) / v_{i,avg}$, $AV_{i,t}$ 代表股票 i 在第 t 月的异常交易量, $V_{i,avg}$ 代表股票 i 在整个样本期的平均交易量;市值用流通市值表示,市净率用每股市价除以普通股每股净资产表示,账面市值比用股票的账面价值除以市值表示,营业收入增长率用本期营业收入减去期初营业收入的差除以期初营业收入表示,动量用每只股票 $t-1$ 至 $t-12$ 月考虑了现金红利再投资的总收益表示,机构投资者持股比例用机构投资者持股数量除以总股本表示,股权集中度 10 大流通股东持股比例之和表示.每个月的指标值是用相应指标最近一次可获得的数据表示(例如 2008 年 3-5 月用 2008 年第一季度的指标值,2008 年 6 月则用第二季度指标值).除机构投资者持股比例数据来自锐思数据库外,其余指标的数据均来自国泰安数据库.

4 实证研究及结果分析

4.1 个人和机构投资者情绪相互影响研究

4.1.1 个人和机构投资者情绪指标的描述性统计分析

未剔除宏观变量影响的个人和机构投资者情绪之间相关系数高达 0.894.剔除宏观经济变量影响之后,二者依然存在较高的相关性(相关系数为 0.858),情绪指标的描述性统计分析见表 2.

表 2 投资者情绪指标的描述性统计

Table 2 The descriptive statistics of investor sentiment

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
$Sent^P$	-1.96E-15	0.033 4	2.413 2	-1.840 6	0.979 3	0.145 1	2.351 8
$Sent^I$	-2.49E-15	-0.038 6	1.270 7	-1.664 0	0.667 6	-0.122 3	2.289 4

从表 2 中可以看出个人投资者情绪的最大值(2.413)高于机构投资者情绪的最大值(1.271),而最小值(-1.84)比机构投资者(-1.664)低,说明个人投资者情绪的波动更为剧烈.这一点从个人投资者情绪的标准差(0.979)大于机构投资

者情绪的标准差(0.668)也得到证实.

图 2 描述了个人和机构投资者情绪指标随时间变化的状况,从图中可以发现无论是个人还是机构投资者情绪,其变化趋势都能与股市的重大历史事件很好地对应起来(如 2005 年 6 月上证指

数跌破1 000点,2006-2007年的大牛市等)较好地反映股票市场上投资者情绪状况,进一步说明选择“新增开户数”作为中国股票市场上个人和机构投资者情绪的初始替代指标是合理的。

4.1.2 PDLs 估计结果分析

PDLs 估计的关键是选取滞后期,遵循 AIC、SC 准则,本文最终确定式(20)的滞后阶数为5阶,式(21)的滞后阶数为2阶,相应模型系数的估计结果如表3所示。

表3 PDLs 模型估计结果

Table 3 The estimate results of PDLs model

	α	同期	滞后一期	滞后二期	滞后三期	滞后四期	滞后五期	$ar(1)$	R^2	DW 值
式(20)	0.032 (0.774)	0.511 *** (10.394)	0.218 *** (6.603)	-0.009 (-0.241)	-0.085 ** (-2.263)	-0.011 (-0.329)	0.215 *** (3.729)	0.619 (6.211)	0.863	2.140
式(21)	0.007 (0.080)	0.979 *** (10.144)	-0.138 (-1.349)	-0.001 (-0.01)				0.347 (3.146)	0.761	2.012

注:括号里为 T 检验值,表中***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

从表3中式(20)的估计结果可以看出,滞后一期的机构投资者情绪可以正向预测个人投资者情绪,表明当期的个人投资者情绪会受到前期机构投资者情绪的影响,当机构投资者情绪高涨时,随后个人投资者情绪也会逐步乐观。而式(21)的估计结果表明仅同期的系数显著,滞后期的个人投资者情绪对应的回归系数均不显著,这说明前期的个人投资者情绪不会影响当期的机构投资者情绪,而只会同期对机构投资者情绪产生影响。实证结果表明机构投资者在当期会考虑个人投资者情绪,而在预测后市时往往不会对个人投资者情绪进行过多的考虑。这可能是因为机构投资者拥有更为丰富的实战经验,更为系统和先进的技术手段,因此在研判后市时往往是基于对所掌握信息的分析和对基本面及技术面的研究。机

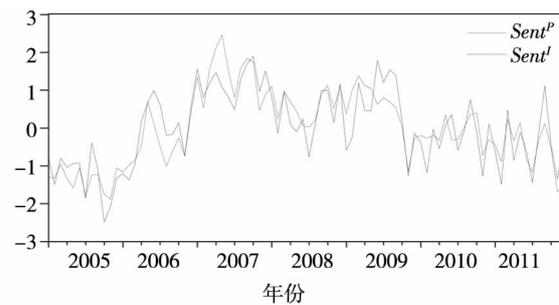


图2 情绪指标随时间变化曲线图

Fig.2 The curves of sentiment index changing with time

构投资者的这些优势会使个人投资者倾向于追逐机构投资者,并且这种“追逐”产生的影响在当期不会得到完全的体现,这就使得前期的机构投资者情绪也会对当期的个人投资者情绪产生影响。实证结果支持了假设 H1。

对个人和机构投资者情绪之间的非对称影响除了从情绪本身的角度研究之外,本文还进一步采用 Granger 因果关系检验研究了二者的情绪波动是否存在因果引致关系。当月情绪波动用其前12个月份情绪的方差来表示,以此分别获得从2006年1月至2011年12月共72个月的个人和机构投资者情绪波动序列值。对序列进行平稳性检验发现差分后的序列均在1%的水平上显著,遵循 AIC 与 SC 准则下的滞后期选择为1期,检验结果见表4。

表4 个人投资者与机构投资者情绪波动 Granger 分析结果

Table 4 The Granger analysis results of individual and institutional investor sentiment fluctuation

原假设	观测值	F 值	P 值
$var(sent^I)$ 不是 $var(sent^P)$ 的 Granger 原因	70	4.132 40	0.046 0
$var(sent^P)$ 不是 $var(sent^I)$ 的 Granger 原因	70	2.076 31	0.154 3

从表4可以看出,机构投资者情绪波动在5%的水平上是引起个人投资者情绪波动的 Granger 原因,而个人投资者情绪波动不会引起机构投资者情绪波动,这进一步验证了前文的结论:个人和

机构投资者情绪之间的影响是非对称的。机构投资者更倾向于理性,他们的情绪不容易受到外界(如个人投资者)情绪的干扰。该检验可以看作是对上文 PDLs 估计结果的稳健性检验。

4.2 个人和机构投资者情绪对市场收益的影响

本研究关注市场超额收益,首先将个人和机构投资者情绪分成乐观和悲观期来直观考察个人和机构投资者情绪对市场超额收益的影响及差异.乐观和悲观情绪期的划分是:标准化后情绪指标大于0的月份定义为乐观月份,小于0的月份定义为悲观月份.统计分析结果如表5所示.

由表5可知,个人和机构投资者情绪处于乐观期的市场超额收益均大于悲观期的市场超额收益.在样本期内,个人投资者处于乐观情绪期的月份有44个,市场的平均超额收益为4.00%,处

于悲观情绪的月份有40个,市场平均超额收益为0.65%,其差额为3.35%.机构投资者处于乐观情绪的月份有41个,市场的平均超额收益为2.95%,处于悲观情绪的月份有43个,市场的平均超额收益为1.88%,其差额仅1.07%,远小于按个人投资者情绪分组产生的差额.另外,个人投资者悲观情绪期的市场超额收益小于机构投资者悲观情绪期的市场超额收益,而个人投资者乐观情绪期的市场超额收益却大于机构投资者乐观情绪期的市场超额收益,初步看出个人投资者情绪给市场超额收益带来的波动更大.

表5 乐观悲观情绪期市场超额收益的统计分析

Table 5 The statistical analysis of optimistic and pessimistic sentiment with market excess return

	$sent^p > 0$	$sent^p < 0$	$sent^I > 0$	$sent^I < 0$	总样本期
均值	0.040 0	0.006 5	0.029 5	0.018 8	0.024 0
中位数	0.067 0	0.009 6	0.046 9	0.025 8	0.027 5
标准差	0.146 3	0.071 6	0.150 4	0.075 0	0.117 4
偏度	-0.221 2	0.101 0	-0.037 6	-0.040 8	0.040 6
峰度	2.517 3	2.834 5	2.385 7	2.562 8	3.281 1
观测值	44	40	41	43	84

接下来本文考察个人和机构投资者情绪对市场超额收益的影响.在样本期内,2007年8月美国爆发的次贷危机导致中国股市在2007年11月开始走单边下跌的行情,持续到2008年10月,并在当月创下新低.随后,财政部实施单边征收印花税政策,汇金公司增持上市银行股票,国务院常务会议提出要继续加强资本市场基础性制度建设,努力保持资本市场稳定健康发展等一系列消息提升了投资者信心,缓解了美国金融危机引发的外部环境恶化的影响,中国股市才得以结束单边下跌的行情.在金融危机造成的单边下跌行情中,投资者情绪比较低迷,市场观望气氛浓厚,此时即使是“冲动型”的投资者也难以进入市场进行交易,因此在单边下挫的市场中,任何噪音交易都难以使投资者实现赚钱效应,所以在研究过程中,有必要考虑到这种单边下挫市场的影响.基于此,本文将样本期分段以剔除单边下挫时期的影响,将研究时段2005年1月至2011年12月按照2007年10月和2008年10月两个分界点,划分为金融危机发生前、后两个阶段,及金融危机发生时段.全样本和分样本的实证结果如表6所示.为了防止由于异方差性造成的参数估计偏误,本文

采用了White方法进行检验,并对所有的回归残差作平稳性检验,发现均在1%的水平拒绝存在单位根的假设,因此,残差序列是平稳的,模型不存在伪回归的问题.

表6表明,在全样本期将当期及滞后一期的个人和机构投资者情绪分别作为解释变量对市场超额收益进行回归时,仅有当期的个人投资者情绪和滞后一期的机构投资者情绪前面的回归系数显著不为0,说明个人投资者情绪对市场超额收益的影响主要表现在当期,它不能预测市场超额收益,这与余佩琨和钟瑞军^[25]研究结论一致,而机构投资者情绪可以正向预测市场超额收益.从回归系数的大小来看,个人投资者情绪一个单位的变动会使市场超额收益变动2.7%;机构投资者情绪一个单位的变动会使市场超额收益变动1.46%.从回归模型的 R^2 可以看出,在当期,加入个人投资者情绪比加入机构投资者情绪时明显大很多,而在滞后期里,加入机构投资者情绪比加入个人投资者情绪时大,说明当期的个人投资者情绪和滞后期的机构投资者情绪对市场超额收益有更强的解释能力,实证结果支持了假设H2.

表6 不同样本期市场超额收益对投资者情绪 OLS 回归结果
Table 6 The OLS regression results of market excess return on investor sentiment

样本期	超额收益	C_0	$sent^P$	$sent^I$	$sent^P(-1)$	$sent^I(-1)$	R^2
全样本期	$R_m - r_f$	0.024 0* (0.058 7)	0.027 0* (0.052 4)				0.052 8
		0.024 0* (0.063 6)		0.014 6 (0.262 6)			0.015 4
		0.024 9* (0.053 9)			0.018 7 (0.195 3)		0.024 9
		0.025 1* (0.051 4)				0.024 0* (0.055 8)	0.042 2
金融危机发生前时段	$R_m - r_f$	0.061 7*** (0.005 0)	0.040 6** (0.028 2)				0.203 4
		0.074 6*** (0.001 6)		0.060 1*** (0.001 7)			0.309 8
		0.075 0** (0.014 1)			0.034 2 (0.221 6)		0.121 3
		0.074 8*** (0.004 3)				0.042 6** (0.048 4)	0.159 3
金融危机结束后时段	$R_m - r_f$	0.028 1* (0.059 1)	0.045 3** (0.031 7)				0.127 4
		0.027 1* (0.090 4)		0.000 3 (0.986 5)			0.000 009
		0.021 7* (0.111 9)			0.0597 3*** (0.002 8)		0.216 5
		0.023 7 (0.107 3)				0.034 6** (0.031 4)	0.113 3

注：表中***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

另外，从剔除金融危机单边下挫时段的分样本实证结果可以看出，在金融危机发生前和金融危机结束后的两个阶段，主要是当期个人投资者情绪在影响市场超额收益，其一个单位的变动给市场超额收益带来的影响分别为4.06%和4.53%，但机构投资者情绪当期的影响在金融危机之后不再显著。对于投资者情绪的预测作用，即分别加入滞后一期的个人和机构投资者情绪与市场超额收益作回归时发现：在金融危机前，只有机构投资者情绪可以预测股票市场超额收益，而在金融危机后，个人和机构投资者情绪均有一定的预测能力。将金融危机前后的实证结果与全样本期进行比较还可以发现：回归的 R^2 增大，显著性有明显增强，说明金融危机会稀释投资者情绪

对市场超额收益的影响作用。实证结果整体上仍然支持假设H2，即当期的个人投资者情绪会对市场的超额收益产生正向影响，滞后一期的机构投资者情绪也会对市场超额收益产生正向影响。

4.3 个人和机构投资者情绪变化对个股超额收益的影响

4.3.1 个股超额收益对个人和机构投资者情绪变化的敏感度分析

本文对敏感度系数 $\beta_{\Delta sent^P_{i,t}}$ 和 $\beta_{\Delta sent^I_{i,t}}$ 的观察发现在23 000个 $\beta_{\Delta sent^P_{i,t}}$ 中40.04%为正，59.96%为负；在23 000个 $\beta_{\Delta sent^I_{i,t}}$ 中33.83%为正，67.17%为负。在理论推导部分曾提到敏感度系数的正负表达了投资者受情绪变化的影响的操作方向，而对情绪变化的敏感度高低应该由绝对值

来度量。因此对于敏感度为正的系数，值越大代表敏感度越高，而对于敏感度为负的系数，值越小代表敏感度越高。接下来，本文根据敏感度系数的正负分两类进行研究，其统计分析如表 7 所示。

表 7 中 1、2、3 组合分别为按照敏感度系数从小到大排序后的组合，组合 1 为系数最小的组合，组合 3 为系数最大的组合。敏感度为正（回归系数大于 0）的分组中，组合 1 敏感度低，组合 3 剪感度高；而敏感度为负（回归系数小于 0）的分组中，组合 1 绝对值大因而剪感度高，组合 3 绝对值小因而剪感度低，与剪感度为正的分组相反。对表 7 进行横向分析，发现正负剪感度系数分类中，第 1 组和第 3 组的均值 T 检验均在 1% 的水平上高度显著，表明第 1 组和第 3 组的剪感度系数存在显著差异，即个股收益对个人（或机构）投资者情绪变

化的剪感度不相同。对表 7 进行纵向比较，发现 $\beta_{\Delta sent_t^P} > 0$ 分类下的 3 个组合平均值均高于 $\beta_{\Delta sent_t^P} > 0$ 分类下对应的组合， $\beta_{\Delta sent_t^P} < 0$ 分类下的 3 个组合平均值均低于 $\beta_{\Delta sent_t^P} < 0$ 分类下对应的组合，并且 $\beta_{\Delta sent_t^P} > 0$ 、 $\beta_{\Delta sent_t^P} > 0$ 、 $\beta_{\Delta sent_t^P} < 0$ 、 $\beta_{\Delta sent_t^P} < 0$ 四种分类下的剪感度系数范围分别为 0.057 4 到 0.002 7、0.053 到 0.001 4、-0.064 9 到 -0.004 和 -0.053 6 到 -0.003 3，容易看出个股对个人投资者情绪变化的剪感度波动幅度更大。另外，将对个人和机构投资者情绪变化表现出相同剪感度的组合进行均值 T 检验发现 T 个人 - 机构值均在 1% 的水平显著，说明股票收益对个人与机构投资者情绪变化的剪感度存在明显差异，即个人和机构投资者情绪变化对股票收益的影响不同，充分表明将投资主体分开进行研究的必要性。

表 7 情绪剪感度系数的统计分析

Table 7 Statistical analysis of sentiment sensitivity coefficients

	$\beta_{\Delta sent_t^P} > 0$				$\beta_{\Delta sent_t^P} < 0$			
	1(低)	2	3(高)	T_{1-3} 值	1(高)	2	3(低)	T_{1-3} 值
平均值	0.005 9	0.019 2	0.045 5	-39.751 *** (0.000)	-0.055 9	-0.025 7	-0.007 6	-68.379 *** (0.000)
中位数	0.005 7	0.019 0	0.044 8		-0.054 9	-0.025 1	-0.007 7	
最大值	0.011 6	0.025 4	0.057 4		-0.048 2	-0.020 4	-0.004	
最小值	0.002 7	0.013 4	0.035 3		-0.064 9	-0.032 3	-0.011 2	
标准差	0.002 0	0.002 4	0.006 4		0.004 5	0.003 5	0.001 6	
	$\beta_{\Delta sent_t^I} > 0$				$\beta_{\Delta sent_t^I} < 0$			
	1(低)	2	3(高)	T_{1-3} 值	1(高)	2	3(低)	T_{1-3} 值
平均值	0.004	0.013 2	0.034 8	-26.03 *** (0.000)	-0.041 7	-0.019 9	-0.006 3	-43.294 *** (0.000)
中位数	0.004	0.013 5	0.031 5		-0.042 8	-0.019 9	-0.006 3	
最大值	0.006 3	0.019 2	0.053		-0.031 3	-0.015 3	-0.003 3	
最小值	0.001 4	0.008 3	0.025		-0.053 6	-0.025 1	-0.009 1	
标准差	0.001 2	0.003 0	0.007 9		0.005 4	0.002 2	0.001 2	
$T_{\text{个人-机构}}$ 值	5.439 *** (0.000)	10.754 *** (0.000)	7.093 *** (0.000)		-13.613 *** (0.000)	-9.618 *** (0.000)	-4.711 *** (0.000)	

注：括号里为 P 值，表中***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

4.3.2 投资者关注度与股票收益对投资者情绪变化的剪感度分析

为考察投资者关注度与股票收益对投资者情绪变化的剪感度之间的规律，本文对呈现不同剪感度的股票从投资者关注的角度比较相关的市场特征和公司特征以检验假设 H3。如果假设 H3 成立，那么结合理论推导，按照剪感度系数正负分

类后的相应组合之间应呈现相反的趋势。市场特征和公司特征指标的研究结果分别如表 8、表 9 所示。

表 8 中组合的构建方法与表 7 一致，表格中的数字为先对每个组合中的特征指标值按流通市值加权求平均值，然后对时间序列求平均值。从表 8 可看出： $\beta_{\Delta sent_t^P} > 0$ 和 $\beta_{\Delta sent_t^I} > 0$ 分类下的组

合1至组合3,收盘价、换手率、异常交易量依次增加,交易金额虽不是单调递增,但也表现出组合3高于组合1的现象.另外 $\beta_{\Delta sent_i^p} > 0$ 分类下组合1与组合3的特征指标均值 T 检验除异常交易量外,其他的特征变量几乎都在1%的水平上显著; $\beta_{\Delta sent_i^l} > 0$ 分类下 T 检验显著性相对差一些,只有价格和交易金额两个特征指标均值有显著差异,换手率和异常交易量有类似的趋势但差异不显著. $\beta_{\Delta sent_i^p} < 0$ 和 $\beta_{\Delta sent_i^l} < 0$ 分类下,组合特征指标值的变化趋势与正敏感度系数分类

下的相应组合除交易金额外其余指标变化趋势均正好相反,也即组合1的收盘价、换手率及异常交易量均高于组合3,而交易金额低于组合3.并且 $\beta_{\Delta sent_i^p} < 0$ 分类下,组合1和3除异常交易量外,其余特征指标均值均有明显的差异, T 值在1%的水平上拒绝均值相等的原假设,异常交易量在10%的水平上拒绝原假设; $\beta_{\Delta sent_i^l} < 0$ 分类下的组合1和3的特征指标均值只有交易金额和换手率有明显差异,另外两个指标差异不明显.

表8 不同敏感度系数组合的市场特征分析

Table 8 The analysis of market characteristics of different sensitivity coefficients portfolio

分类	组	收盘价	交易金额	换手率	异常交易量
$\beta_{\Delta sent_i^p} > 0$	1(低)	13.108 5	8.69E + 09	28.991 4	0.216 1
	2	14.298 4	7.54E + 09	34.886 6	0.295 3
	3(高)	19.635 6	1.54E + 10	38.887 1	0.396 1
	T_{1-3} 值	- 6.104 *** (0.000)	- 2.848 *** (0.006)	- 3.415 *** (0.001)	- 1.605 (0.112)
$\beta_{\Delta sent_i^p} < 0$	1(高)	16.392 6	3.67E + 09	49.531	0.353 8
	2	15.546 7	8.65E + 09	35.447 7	0.280 8
	3(低)	13.412 4	8.58E + 09	27.032 5	0.178 7
	T_{1-3} 值	4.189 *** (0.000)	- 5.353 *** (0.000)	6.588 *** (0.000)	1.81 * (0.074)
$\beta_{\Delta sent_i^l} > 0$	1(低)	13.575 1	8.03E + 09	31.129 3	0.225 2
	2	14.589 2	1.04E + 10	34.392 5	0.265 2
	3(高)	18.094 2	1.88E + 10	34.938 6	0.360 3
	T_{1-3} 值	- 4.273 *** (0.000)	- 5.226 *** (0.000)	- 1.147 (0.254)	- 1.23 (0.222)
$\beta_{\Delta sent_i^l} < 0$	1(高)	14.940 2	3.91E + 09	43.874 7	0.343 9
	2	14.634 3	5.76E + 09	38.233 3	0.292 3
	3(低)	14.119 9	8.66E + 09	27.198 9	0.188 5
	T_{1-3} 值	0.786 (0.434)	- 5.639 *** (0.000)	4.852 *** (0.000)	1.342 (0.183)

注: 括号里为 P 值,表中***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平下显著.

对表8中 $\beta_{\Delta sent_i^p}$ 和 $\beta_{\Delta sent_i^l}$ 各自正负分类下的8个 T 检验值进行对比分析可以发现,在1%和5%的水平上 $\beta_{\Delta sent_i^p}$ 分类下有6个显著, $\beta_{\Delta sent_i^l}$ 分类下仅4个显著,在10%的水平上 $\beta_{\Delta sent_i^p}$ 分类下有7个显著,仅1个不显著, $\beta_{\Delta sent_i^l}$ 分类下仍然是4个显著.这说明个人投资者情绪变化对股票收益的影响较之机构投资者更为明显.上述研究有利

于投资者从直观上判别哪些股票对情绪变化敏感度较高,在进行投资决策时有一定的参考价值.

表9中 $\beta_{\Delta sent_i^p} > 0$ 和 $\beta_{\Delta sent_i^l} > 0$ 分类下,组合1和组合3相比,账面市值比依次减小,营业收入增长率、机构投资者持股比例、动量特征指标值依次增加,另外,市值、股权集中度在 $\beta_{\Delta sent_i^p} > 0$ 分类下

单调递减,市净率单调递增,在 $\beta_{\Delta sent_t^p} > 0$ 分类下这三个指标值趋势虽然不是单调的,但除市值外,组合 1 与组合 3 相比的结果与 $\beta_{\Delta sent_t^p} > 0$ 分类下一致。除此之外,从均值 T 检验可以看出 $\beta_{\Delta sent_t^p} > 0$ 分类下除机构投资者持股比例外的其他特征指标均值都在 10% 的水平上存在显著差异; $\beta_{\Delta sent_t^p} > 0$ 分类下 T 检验显著性相对较差,仅市值、账面市值比、机构投资者持股比例三个特征指标有明显的差异,营业收入增长率和动量两个指标有相同的差异趋势但差异不显著。 $\beta_{\Delta sent_t^p} < 0$ 和 $\beta_{\Delta sent_t^i} < 0$ 分

类下,除机构投资者持股比例这一特征指标外,其余 6 个指标均与敏感度大于 0 分类下表现出相反的趋势,即从组合 1 到组合 3,市值、账面市值比、股权集中度依次增加,市净率、营业收入增长率、动量依次减小。从均值 T 检验可以看出 $\beta_{\Delta sent_t^p} < 0$ 分类下 T 检验值除机构投资者持股比例外,其他的特征变量在 10% 的水平上存在显著差异。 $\beta_{\Delta sent_t^i} < 0$ 分类下 T 检验值在 10% 的水平上全部通过显著性检验,绝大部分在 1% 的水平上通过显著性检验。

表 9 不同敏感度系数组合的公司特征分析

Table 9 The analysis of company characteristics of different sensitivity coefficients portfolio

分类	组	市值	市净率	账面市值比	营业收入增长率	动量	机构投资者持股比例	股权集中度
$\beta_{\Delta sent_t^p} > 0$	1(低)	109 586 512	3.165 1	0.672 7	0.071 4	0.097 1	0.158 5	0.459 9
	2	60 829 256	3.204 3	0.562 5	0.126 5	0.151	0.164 1	0.423 9
	3(高)	45 829 482	4.272	0.394 8	0.417 6	0.262 9	0.173	0.413 9
	T_{1-3} 值	3.899 *** (0.000)	-3.313 *** (0.001)	6.423 *** (0.000)	-2.571 ** (0.013)	-1.92 * (0.058)	-1.008 (0.316)	1.662 * (0.100)
$\beta_{\Delta sent_t^p} < 0$	1(高)	9 878 455	4.46	0.500 1	0.302 4	0.270 5	0.168 8	0.369 1
	2	47 163 994	3.718 9	0.599 7	0.136 9	0.172 3	0.194 9	0.400 3
	3(低)	113 777 428	3.135 9	0.635 1	0.145 2	0.086 4	0.157	0.468 3
	T_{1-3} 值	-5.522 *** (0.000)	6.091 *** (0.000)	-4.021 *** (0.000)	2.458 ** (0.017)	1.933 * (0.056)	1.065 (0.29)	-3.535 *** (0.001)
$\beta_{\Delta sent_t^i} > 0$	1(低)	56 082 195	3.499	0.666 6	0.085 9	0.129 5	0.159 3	0.411 7
	2	52 347 468	3.285 8	0.582 7	0.148 9	0.138 1	0.183 7	0.397 3
	3(高)	86 031 795	3.514 2	0.431 1	0.177 8	0.167 9	0.250 8	0.419
	T_{1-3} 值	-3.948 *** (0.000)	-0.659 (0.511 0)	4.723 *** (0.000)	-1.64 (0.106)	-0.399 (0.691)	-7.16 *** (0.000)	0.187 (0.852)
$\beta_{\Delta sent_t^i} < 0$	1(高)	23 133 790	4.188 6	0.520 9	0.327 2	0.260 8	0.166 3	0.401 5
	2	59 280 300	3.483 3	0.554 8	0.221 1	0.186 2	0.152 1	0.412 6
	3(低)	141 981 708	3.198 2	0.663	0.139 5	0.074	0.124	0.515 6
	T_{1-3} 值	-5.986 *** (0.000)	4.149 *** (0.000)	-3.735 *** (0.000)	2.727 *** (0.008)	1.959 * (0.053)	3.411 *** (0.001)	-3.36 *** (0.001)

注: 括号里为 P 值,表中***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

对表 9 中 $\beta_{\Delta sent_t^p}$ 和 $\beta_{\Delta sent_t^i}$ 分类下的 14 个 T 检验值进行对比分析可以发现,在 1% 的水平上 $\beta_{\Delta sent_t^p}$ 分类下有 7 个显著, $\beta_{\Delta sent_t^i}$ 分类下有 9 个显著;在 5% 的水平上 $\beta_{\Delta sent_t^p}$ 分类下有 9 个显著, $\beta_{\Delta sent_t^i}$ 分类下仍然是 9 个显著;在 10% 的水平上 $\beta_{\Delta sent_t^p}$ 分类下有 12 个显著,仅 2 个不显著, $\beta_{\Delta sent_t^i}$ 分类下仅 10 个

显著。这再次说明个人投资者的噪音交易与机构投资者相比确实更为明显,除机构投资者持股比例这一直接与机构投资者相关的指标外, $\beta_{\Delta sent_t^p}$ 分类下其余的特征指标在敏感度高的组合与敏感度低的组合之间均表现出显著的差异。而根据 $\beta_{\Delta sent_t^i} > 0$ 分类下,高低敏感度组合在市净率、营业收入

增长率、动量以及股权集中度几个方面都只有和其他分类一致的趋势而没有表现出显著的差异,这也可以反映出个人投资者情绪变化产生的影响大于机构投资者情绪变化,机构投资者相对来说更为理性。

总体说来,表8和表9的绝大部分结果均支持了研究假设 H3,即投资者关注度越高的股票,其收益对投资者情绪的变化更为敏感。更为具体地说,高价股、高换手率、高异常交易量、小市值、高市净率、低账面市值比、高营业收入增长率、高动量、高机构投资者持股比例、低股权集中度的股票,其收益对投资者情绪变化更为敏感。

5 结束语

本文采用个人和机构投资者的月新增开户数作为投资者情绪的替代指标研究了两类投资者情绪之间的相互影响机制,并在此基础上从市场和个股两个方面探讨了二者与股票收益的关系。

研究发现,个人和机构投资者情绪的相互影响是不对称的,机构投资者情绪对个人投资者情绪的影响更强。其一,机构投资者情绪可以正向预测个人投资者情绪,而滞后期的个人投资者情绪不能显著影响机构投资者情绪。其二,机构投资者情绪波动是个人投资者情绪波动的 Granger 原因,但个人投资者情绪波动不会引起机构投资者情绪的波动,这说明机构投资者更倾向于理性。印证了中国股票市场上个人投资者追逐机构投资者的现象。

另外,在同期市场上,主要是个人投资者情绪在起主导作用。但是,机构投资者情绪有预测后市的能力,滞后的机构投资者情绪与收益呈正相关关系。在样本期剔除单边下挫市场后的研究表明,金融危机淡化了投资者情绪在市场上的影响作用,这说明在情绪极度低落的市场中投资者情绪的影响不大,此时的市场趋向于理性的市场,传统金融理论在极端低情绪期具有对金融现实的解释能力。在金融危机结束后,个人投资者情绪也显现出一定的预测作用,其原因可能是我国的个人投资者队伍在逐渐壮大过程中其素质也逐步提

高,个人投资者也是向着理性方向发展。这说明我国股票市场上投资者的理性成分越来越多,冲动型的投资相对来说有所降低。

研究还发现投资者关注度较高的股票,其收益对投资者情绪的变化会表现出更高的敏感度。具体地,在市场特征方面,这类股票表现出价格高、换手率高、异常交易量大的特征;在公司特征方面,这类股票表现出市值小、市净率高、账面市值比低、营业收入增长率高、机构投资者持股比例高、股权集中度低、动量高的特征。

本文的结论对行为金融理论研究、金融政策制定、金融监管和投资者具有重要的理论启示和参考价值。在理论研究方面,表明在进行投资者情绪的研究时,区分投资者类型是十分必要的;并且随着机构投资者在市场上地位的日渐重要,其噪音交易更应该受到研究者的重视;机构投资者相对于个人投资者更为理性的研究结论说明个人和机构投资者情绪的影响同中有异,在研究中应该辩证地看待他们的影响作用。在金融政策制定方面,启示政策制定倾向应该以引导改善市场投资者结构为目标,引导养老保险基金、住房公积金等长期资金入市,增加社保基金、企业年金、保险公司等机构投资者对资本市场的投资比重;面临单边下挫市场局面,政策制定倾向应以稳定投资者情绪为目标,避免因投资者情绪的极度悲观与入市意愿的薄弱而继续打压市场的趋势,减少投机性投资对市场的冲击。在金融监管方面,根据本文得出“机构投资者不仅存在噪音交易,而且其情绪具有预测后市能力”的研究结论,以及“加大机构投资者对资本市场投资比重”的建议,本文认为金融监管的重心应该放在机构投资者的规范操作和自律机制的完善与推进方面;关注机构持股比例高的上市公司,特别需要监控其中股权集中度较高上市公司的股权异动情况、信息披露的透明度和及时性,以防因“其收益受投资者情绪变化的敏感度高”而因投资者情绪波动放大股票市场波动的风险性。对投资者而言,正视“情绪对于投资行为的决策意义”有了来自实证研究的证据支持和参考依据,情绪化是投资转化为投机的导引索,一个有长期计划的投资者,不排除进行

波段性的投机操作,但如果情绪化超越了计划性,其投资方向就会偏离初衷,同时失去了应变性,没有了应变,也是失去“投机”的意义,而被沦落为真正的投机者。因此,无论是机构投资者还是个人投资者,了解证券市场情绪及其内涵,明确情绪和股票收益之相关关系和两类投资者情绪对于股

票收益影响的差异,特别是在金融市场稳定时期和危机时期的不同关联关系,把握受情绪变化表现出更高敏感度股票的上市公司微观层面特征及其市场交易层面特征,均有利于稳定市场情绪的极端化,保持投资决策的计划性和方向性,有利于降低风险,提高投资收益。

参考文献:

- [1] De Long J B, Shleifer A, Summers L H, et al. Noise trader risk in financial markets [J]. *The Journal of Political Economy*, 1990, 98(4): 703 - 738.
- [2] 张维, 张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格 [J]. *管理科学学报*, 2006, 9(4): 58 - 64.
Zhang Wei, Zhang Yongjie. Heterogeneous beliefs, short-selling constraints and the asset prices [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 9(4): 58 - 64. (in Chinese)
- [3] Kumar A, Lee C. Retail investor sentiment and return comovements [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(5): 2451 - 2486.
- [4] Kahneman D, Tversky A. Prospect theory: An analysis of decision under risk [J]. *Econometrica*, 1979, 47(2): 263 - 291.
- [5] 徐信忠, 张璐, 张铮. 行业配置的羊群现象——中国开放式基金的实证研究 [J]. *金融研究*, 2011, (4): 174 - 186.
Xu Xinzong, Zhang Lu, Zhang Zheng. Herding phenomenon of industry allocation: An empirical study of open-end fund in China [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (4): 174 - 186. (in Chinese)
- [6] Shiller R J. Measuring bubble expectations and investor confidence [J]. *The Journal of Psychology and Financial Markets*, 2000, 1(1): 49 - 60.
- [7] Lemmon M, Portniaguina E. Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence [J]. *The Review Financial Studies*, 2006, 19(4): 1499 - 1529.
- [8] 饶育蕾, 刘达锋. 行为金融学 [M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2003.
Rao Yulei, Liu Dafeng. *Behavioral Finance* [M]. Shanghai: Shanghai University of Finance and Economics Press, 2003. (in Chinese)
- [9] 王美今, 孙建军. 中国股市收益、收益波动与投资者情绪 [J]. *经济研究*, 2004, (10): 75 - 83.
Wang Meijin, Sun Jianjun. Stock market returns, volatility and the role of investor sentiment in China [J]. *Economic Research Journal*, 2004, (10): 75 - 83. (in Chinese)
- [10] 程昆, 刘仁和. 投资者情绪与股市的互动研究 [J]. *上海经济研究*, 2005, (11): 86 - 93.
Cheng Kun, Liu Renhe. Study on the interaction of investor sentiment and stock market [J]. *Shanghai Economic Research*, 2005, (11): 86 - 93. (in Chinese)
- [11] 伍岩然, 韩立岩. 不完全理性、投资者情绪与封闭式基金之谜 [J]. *经济研究*, 2007, (3): 117 - 129.
Wu Yanran, Han Liyan. Imperfect rationality, sentiment and closed-end fund puzzle [J]. *Economic Research Journal*, 2007, (3): 117 - 129. (in Chinese)
- [12] Baker M, Stein J. Market liquidity as a sentiment indicator [J]. *Journal of Financial Markets*, 2004, 7(3): 271 - 299.
- [13] 刘莉亚, 丁剑平, 陈振瑜, 等. 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 [J]. *财经研究*, 2010, 36(3): 133 - 143.
Liu Liya, Ding Jianping, Chen Zhenyu, et al. Empirical study on influence of investment sentiment on the stability of capital market: Analysis of cross-sectional effect [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2010, 36(3): 133 - 143. (in Chinese)
- [14] 蒋玉梅, 王明照. 投资者情绪与股票收益: 总体效应与横截面效应的实证研究 [J]. *南开管理评论*, 2010, 13(3): 150 - 160.

- Jiang Yumei, Wang Mingzhao. Investor sentiment and stock returns: An empirical study on aggregate effects and cross-section effects [J]. *Nankai Business Review*, 2010, 13(3): 150 – 160. (in Chinese)
- [15] 张强, 杨淑娥. 噪音交易、投资者情绪波动与股票收益 [J]. *系统工程理论与实践*, 2009, 29(3): 40 – 47.
Zhang Qiang, Yang Shue. Noise trading, investor sentiment, volatility and stock returns [J]. *Systems Engineering: Theory & Practice*, 2009, 29(3): 40 – 47. (in Chinese)
- [16] 雒庆举, 吕鹏博. 主成分法构建投资者情绪指标研究 [J]. *云南财经大学学报*, 2010, (2): 114 – 120.
Luo Qingju, Lv Pengbo. A study on constructing investor sentiment index by using main component method [J]. *Journal of Yunnan University of Finance and Economics*, 2010, (2): 114 – 120. (in Chinese)
- [17] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1645 – 1680.
- [18] 易志高, 茅宁. 中国股市投资者情绪测量研究: CICSI 的构建 [J]. *金融研究*, 2009, (11): 174 – 184.
Yi Zhigao, Mao Ning. Study on the measurement of investor sentiment in Chinese market: Construction of CICSI [J]. *Journal of Financial Research*, 2009, (11): 174 – 184. (in Chinese)
- [19] Frazzini A, Lamont O A. Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 299 – 322.
- [20] Schmelming M. Institutional and individual sentiment: Smart money and noise trader risk? [J]. *International Journal of Forecasting*, 2008, 23(1), 127 – 145.
- [21] Lee C M C, Shleifer A, Thaler R H. Investor sentiment and the closed-end fund puzzle [J]. *The Journal of Finance*, 1991, 46(1), 75 – 109.
- [22] Wang Y H, Keswani A, Taylor S J. The relationships between sentiment, returns and volatility [J]. *International Journal of Forecasting*, 2006, 22(1), 109 – 123.
- [23] Ben-Rephael A, Kandel S, Wohl A. Measuring investor sentiment with mutual fund flows [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(2): 363 – 382.
- [24] 池丽旭, 庄新田. 我国投资者情绪对股票收益影响——基于面板数据的研究 [J]. *管理评论*, 2011, 23(6): 41 – 48.
Chi Lixu, Zhuang Xintian. A study on the relationship between investor sentiment and stock market returns in China-based on panel data model [J]. *Management Review*, 2011, 23(6): 41 – 48. (in Chinese)
- [25] 余佩琨, 钟瑞军. 个人投资者情绪能预测市场收益吗? [J]. *南开管理评论*, 2009, 12(1): 96 – 101.
Yu Peikun, Zhong Ruijun. Can individual investor sentiment predict market returns? [J]. *Nankai Business Review*, 2009, 12(1): 96 – 101. (in Chinese)
- [26] 张维, 赵帅特. 认知偏差、异质期望与资产定价 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(1): 52 – 59.
Zhang Wei, Zhao Shuaite. Cognitive biases, heterogeneous expectation and asset pricing [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(1): 52 – 59. (in Chinese)
- [27] Verma R, Soydemir G. The impact of individual and institutional investor sentiment on the market price of risk [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2009, 49(3): 1129 – 1145.
- [28] 花贵如, 刘志远, 许骞. 投资者情绪、管理者乐观主义与企业投资行为 [J]. *金融研究*, 2011, (9): 178 – 191.
Hua Guiru, Liu Zhiyuan, Xu Qian. Investor sentiment, managerial optimism and corporate investment behavior [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (9): 178 – 191. (in Chinese)
- [29] Stambauge R F, Yu J F, Yu Y. The short of it: Investor sentiment and anomalies [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(2): 288 – 302.
- [30] 邹高峰, 张维, 常中阳. 询价制度下中国 IPO 的长期表现 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(11): 66 – 75.
Zou Gaofeng, Zhang Wei, Chang Zhongyang. The long-run performance of the initial public offerings after the book-building in Chinese stock markets [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(11): 66 – 75. (in Chinese)
- [31] 龚日朝. 基于秩依期望效用理论的鹰鸽博弈均衡解分析 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(9): 35 – 45.
Gong Rizhao. Nash equilibrium of Hawk-dove game based on rank-dependent expected utility theory [J]. *Journal of Management Sciences China*, 2012, 15(9): 35 – 45. (in Chinese)
- [32] 张乐, 李好好. 我国证券市场中的噪音交易研究——基于一个“机构噪声交易者—散户噪声交易者模型”的分析 [J]. *中国管理科学*, 2008, 16(S1): 340 – 345.

- Zhang Le , Li Haohao. Research of noise transactions in Chinese security market: Analysis based on the “Noise traders Agencies-personal noise traders model” [J]. Chinese Journal of Management Science , 2008 , 16(S1) : 340 – 345. (in Chinese)
- [33] 姚德权, 黄学军, 杨 光. 中国机构投资者情绪与股票收益关系研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版) , 2010 , 24 (6) : 46 – 50.
- Yao Dequan , Huang Xuejun , Yang Guang. An empirical analysis on institutional investor sentiment and stock returns in China [J]. Journal of Hunan University(Social Sciences) , 2010 , 24(6) : 46 – 50. (in Chinese)
- [34] Brown G W , Cliff M T. Investor sentiment and asset valuation[J]. The Journal of Business , 2005 , 78(2) : 405 – 440.
- [35] Glushkov D. Sentiment Beta [J]. SSRN 862444 , 2006.
- [36] Fama E F , French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. Journal of Financial Economics , 1993 , 33(1) : 3 – 56.

Individual/institutional investor sentiment and stock returns: Study based on Shanghai A-share market

LIU Wei-qi¹ , LIU Xin-xin²

1. Institute of Management and Decision , Shanxi University , Taiyuan 030006 , China;
2. School of Business , Shanxi University , Taiyuan 030006 , China

Abstract: Based on the data of Shanghai A-share market and listed companies during the period of 2005 to 2011 , this paper makes a comparative study between the effects of individual and institutional investor sentiment , aiming to clarify their roles in the stock market. Previous studies have mostly studied the interactions of these two or the impacts of either on the market. Instead , we focus on both of them and go deeper into the stock level from a new perspective: quantifying the sensitivity of stock returns to investor sentiment changes by rolling regression. Based on the DSSW model , this study sets up a theoretical model which combines the interactions of individual and institutional investor sentiment. The results show that institutional sentiment can predict individual sentiment , while the converse is not true. Institutions are relatively rational and their sentiment can predict the market returns , while individual sentiment cannot. The findings further indicate that the sensitivity of stock returns to investor sentiment changes is comparatively higher for those stocks with higher market attentions. This phenomenon has showed the consistency between sensitivity of stock returns to individual sentiment changes and institutional sentiment changes.

Key words: individual investor sentiment; institutional investor sentiment; stock returns; rolling regression; sensitivity

附录:

式(3)的具体推导为: 由式(2) , 有 $\rho^* = E(\rho) = E[\lambda\rho_1 + (1 - \lambda)\rho_2] = \lambda\rho_1^* + (1 - \lambda)\rho_2^*$

因此 , 有

$$\begin{aligned}
 \sigma_\rho^2 &= E[\rho - E(\rho)]^2 = E[\lambda\rho_1 + (1 - \lambda)\rho_2 - \lambda\rho_1^* - (1 - \lambda)\rho_2^*]^2 \\
 &= E[\lambda(\rho_1 - \rho_1^*) + (1 - \lambda)(\rho_2 - \rho_2^*)]^2 \\
 &= E[\lambda^2(\rho_1 - \rho_1^*)^2 + (1 - \lambda)^2(\rho_2 - \rho_2^*)^2 + 2\lambda(1 - \lambda)(\rho_1 - \rho_1^*)(\rho_2 - \rho_2^*)] \\
 &= \lambda^2 E[(\rho_1 - \rho_1^*)^2] + (1 - \lambda)^2 E[(\rho_2 - \rho_2^*)^2] + 2\lambda(1 - \lambda) E[(\rho_1 - \rho_1^*)(\rho_2 - \rho_2^*)] \\
 &= \lambda^2 \sigma_{\rho_1}^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_{\rho_2}^2 + 2\lambda(1 - \lambda) E[(\rho_1 - \rho_1^*)(\rho_2 - \rho_2^*)] \\
 &= \lambda^2 \sigma_{\rho_1}^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_{\rho_2}^2 + 2\lambda(1 - \lambda) Cov(\rho_1 , \rho_2)
 \end{aligned}$$