



股票特质波动率、 股票收益与投资者情绪

熊伟¹, 陈浪南²

1 深圳证券交易所综合研究所, 广东深圳 518028

2 中山大学岭南(大学)学院, 广州 510275

摘要:从理论和实证两个角度分析股票特质波动率、股票收益与投资者情绪之间的动态关系。将受投资者情绪影响的噪声投资者引入 Merton 基于不完全信息的市场均衡模型, 以 2007 年至 2012 年沪、深两市 A 股上市公司数据为样本, 运用有向无环图 (DAG) 技术识别 SVAR 模型, 实证检验股票特质波动率与股票收益和投资者情绪的相关性。研究表明, 股票特质波动率与股票收益正相关; 股票收益率对股票特质波动率的弹性, 随着投资者情绪的增加和噪声投资者比例的上升而增大。投资者情绪和股市流动性是影响中国股票市场高特质波动股票与低特质波动股票截面收益差异大小的重要原因。投资者越乐观、市场上流动性越强, 高特质波动组合收益率与低特质波动组合收益率的截面差异就越大。研究结果有利于加深对投资者行为的认识, 从更符合中国资本市场情况的角度分析股票特质波动率与股票收益的关系。

关键词:股票特质波动率; 股票收益; 投资者情绪; 不完全信息; 流动性

中图分类号:F832.5

文献标识码:A

doi:10.3969/j.issn.1672-0334.2015.05.009

文章编号:1672-0334(2015)05-0106-10

1 引言

经典的资本资产定价模型 (CAPM) 中影响资产价格的只有系统性风险, 而股票特质波动率与股票收益无关。Merton^[1] 基于不完全信息下的资本市场均衡模型, 提出股票的截面收益与股票的特质风险呈正相关关系; Ang 等^[2] 发现股票收益与特质波动存在显著的负相关关系。他们的研究结果既不符合传统的 CAPM 理论, 又不符合基于不完全信息下的资产定价理论, 故将其称为“特质波动之谜” (IV-puzzle)。

Ang 等^[2] 提出的“特质波动之谜”主要基于对发达资本市场的研究结果, 然而不同市场上引起特质波动变动的因素可能存在差异。De Long 等^[3] 认为, 公司基本面信息在股价中得到更好的反映和投资者非理性投资造成的噪音交易都可能是造成股票特质波动率增加的原因; Lee 等^[4] 从理论上证明股票特质波动与股价信息含量呈 U 形曲线关系。即当市场信息透明度较高时, 公司层面信息是股价波动的主要

因素, 股票特质波动随信息含量的增加而增大; 当市场信息透明度较低时, 公司股价中含有较多的噪声成分, 股票特质波动随信息含量的增加而减少。陈浪南等^[5] 的研究表明, 影响中国股票特质波动率变动的主要因素是非理性投资者的噪声交易, 而不是股价反映上市公司内在价值的有效性和及时性。投资者情绪是影响非理性投资者噪声交易行为的主要因素之一, 投资者情绪越高 (低), 越容易高 (低) 估股票的内在价值^[6]。因此, 本研究从理论和实证两方面分析股票特质波动率、股票收益与投资者情绪的关系。

2 相关研究评述

学术界对于股票特质风险与股票收益关系的研究尚未达成一致结论, 部分学者从如何准确刻画股票特质波动率这一角度对此问题进行了阐述。Fu^[7] 认为特质风险与期望收益应该是同期关系; Ang 等^[2]

收稿日期: 2015-02-26 **修返日期:** 2015-08-21

基金项目: 国家社会科学基金 (14ZDA020); 教育部人文社会科学研究规划项目 (14YJA7900); 广东软科学研究计划项目 (2013B070206025)

作者简介: 熊伟 (1989-), 女, 湖南益阳人, 经济学博士, 深圳证券交易所综合研究所博士后。研究方向: 金融经济学和资本市场等。E-mail: panda19890919@126.com

采用已实现异质波动的滞后一期估计期望收益未能有效刻画异质波动随时间的变化,因此他们提出采用EGARCH模型对股票特质波动进行样本内估计,实证结果表明股票期望收益与条件特质波动显著正相关,具有高特质性波动的小额股票的收益反转是造成IV-puzzle的主要原因;Chua等^[8]认为资产定价模型应该反映期望特质波动与期望收益的关系。大多数学者采用已实现收益作为期望收益的代理变量,未能有效区分股票收益中的预期部分和非预期部分,他们采用未预期的特质波动作为股票未预期收益的控制变量,实证发现预期公司特质波动与股票预期收益显著正相关。Bali等^[9]认为公司特质风险与股票截面收益的相关关系与估计股票特质波动率的数据频率、计算股票组合平均收益的权重以及股票分组构造组合的方法有关。

部分学者从多个角度对股票特质波动率影响股票价格的原因进行讨论。Han等^[10]从市场微观结构角度研究,认为在控制股票流动性对股票特质波动率估计的影响后,股票特质波动率对股票收益率没有显著影响;Cao等^[11]基于不完全市场下的期权定价理论和金融中介约束,发现以高特质波动股票为基础资产的期权的收益率显著低于以低特质波动股票为基础资产的期权的收益率;Berrada等^[12]认为当拥有不完全信息时,投资者认为的特质风险包括股票真实的特质风险和预测误差两部分,以此为基础,他们将股票特质波动率与投资者预测误差的乘积定义为特指波动效应,并实证检验了该变量对股票特质波动率与股票收益率的相关关系有显著影响。

中国学者利用中国股票市场数据也对上述问题进行讨论。部分学者发现中国股票市场存在股票特质波动之谜,股票特质波动率与股票收益率呈负相关关系。徐小君^[13]基于公司特质风险研究中国股票市场投资者的投机行为,发现中国投资者对于股票特质风险大的彩票型股票具有明显偏好,市场的高投机性导致了高特质风险股票的过高估价;左浩苗等^[14]发现中国股票特质波动率与截面收益率存在显著负相关关系,认为这与中国股票市场存在卖空限制以及投资者具有异质性有关。还有部分学者发现中国股票特质波动率与股票收益率呈正相关关系。邓雪春等^[15]利用建立ARMA模型的方法提取预期特质波动率,对于预期特质波动率与预期收益率的横截面回归结果表明,两者之间存在显著的正向关系;田益祥等^[16]采用EGARCH模型证实,股票预期特质波动率与股票收益率存在显著正相关关系;罗登跃^[17]基于Fama-French股票组合,研究发现当期已实现特质波动率和非预期特质波动率均与收益显著正相关,而预期特质波动率只有在控制了非预期特质波动率时才与股票收益率显著正相关;杨华蔚等^[18]建立纯交换市场均衡模型框架下的基于投资者异质信念的消费资本资产定价模型,从理论上证明除来自总消费、禀赋的基本面风险外,投资者对市场层面和公司层面外部因素信念差异也是影响股票价格的

风险因素。

以上关于股票特质波动率与股票收益关系的研究主要集中讨论了股票特质波动率与股票收益率之间的截面相关性,本研究将以高特质波动股票与低特质波动股票之间差异率的差额构造股票特质风险因子。根据Merton^[1]不完全信息下的资本市场均衡模型,该因子反映了与信息成本有关的系统性风险因子。与已有研究不同,本研究的重点是高特质波动股票与低特质波动股票之间收益率差额的影响因素。

自20世纪90年代以来,零售交易者交易活动更加频繁是导致股票特质波动增加的主要原因^[19]。投资者过分乐观的情绪使股票价格偏离上市公司的内在价值,在一段时期内形成了股票市场上的非理性繁荣,并最终导致了21世纪初美国科技股泡沫的破灭。传统的金融理论认为,套利者的交易活动抑制了非理性投资者对股票均衡价格的影响。但De Long等^[3]认为投资者情绪的随机性和难以预测性限制了套利者的套利活动,导致股价对内在价值的长期偏离。当投资者情绪导致股票价格偏离内在价值时,通过低买高卖,以期在价差变化中获利的套利者,面临着噪声投资者预期自我实现的风险。噪声投资者预期的系统性偏差可能导致进行套利者的头寸在短期内亏损。股价对内在价值长期偏离的可能性,抑制了具有风险厌恶特征或者可获得投资资金受投资短期业绩影响的套利者的套利活动,并最终导致投资者情绪对股票均衡价格的影响。Barberis等^[20]通过刻画贝叶斯理性下的投资者情绪,解释股票市场上投资者对信息的过度反应和反应不足;Lee等^[21]的实证研究表明投资者情绪是一种被定价的系统性风险,股票超额收益与投资者情绪变化同期正相关,他们采用GARCH-M模型验证了投资者情绪不仅影响股票收益率,还影响股票波动率;蒋玉梅等^[22]关于投资者情绪对股票收益的总体效应的研究表明,投资者情绪对于股票收益产生系统性影响;张宗新等^[23]假定具有贝叶斯理性的投资者对基本面信息和市场噪声偏好的差异,导致他们在先验信念上的不同,进一步实证结果表明投资者对噪声信息的偏好将导致较高频率的情绪波动。投资者的情绪水平越高,股票价格对内在价值的偏离以及股市波动性都越大。Lee等^[24]构建一个含噪声的多期理性模型,发现当市场上信息透明度较低时,投资者的噪声交易是驱动股价变动的主要因素,此时公司信息含量越高,股票特质波动率越低(股价波动同步性越高);Kumar等^[25]基于噪声交易模型,通过投资者情绪,解释具有较多小额投资者的上市公司之间的股价同步性,认为这类公司通常是规模较小、市值较低、机构投资者持股比例较低的公司;Kelly^[26]发现高特质波动率股票通常是上市时间相对较短、市值相对较低、机构投资者持股比例较低、分析师关注较少、流动性较低的股票;许年行等^[27]以股市反转收益表征投资者非理性因素,研究发现,就中国市场总体而言, R^2 与反转

效应显著负相关,即股价同步性越低,反转现象越明显;Baker等^[28]构建理论模型,从投资者情绪角度解释股票流动性与股票收益率的关系。投资者市场情绪变化导致股票市场流动性的短期波动,市场中非理性投资者的情绪可以由流动性指标进行衡量。Chan等^[29]区分股票系统性波动和股票特质性波动对股票流动性的影响,认为相对公司层面信息而言,股票价格中的市场层面信息越多,股票逆向选择风险越低,股票流动性越高;股价同步性与股票流动性的正相关关系在信息对称程度较低的非S&P500股票中更为显著。由于中国股票特质波动率受投资者噪声交易影响较大,因此本研究主要从噪声投资者角度,结合投资者情绪和股票流动性,讨论股票特质波动率和股票收益相关关系的影响因素。

3 理论模型

Merton^[1]构造了一个基于不完全信息市场下的两期模型。在该模型中,投资者拥有异质信息、同质预期。对于特定资产 k (即公司 k 的资产)而言,市场上存在两类投资者,一类是了解该资产的知情投资者,一类是不了解该资产的不知情投资者。当且仅当投资者了解资产 k 时,才会投资于该资产。在Merton^[1]的模型中无风险证券和远期合约证券的期望收益和方差以及市场上股票收益的基本结构是投资者的共同信息,但股票收益结构中的参数值只包含在部分投资者的信息集中。本研究所说的投资者了解资产 k ,是指构成资产 k 预期收益率分布的参数是投资者信息集中的元素。Merton^[1]基于以上模型认为,在不完全信息市场中,投资者持有未完全分散化股票特质风险的投资组合,在市场均衡状态下,股票的横截面收益与股票特质风险正相关。

在股市信息不完全和不确定的市场环境下,缺乏信息的噪声投资者可能通过观察市场上的交易行为,从中推断知情投资者掌握的信息,并加以模仿。如散户投资者遵循正反馈交易策略的“追涨杀跌”行为。本研究将不知情投资者分为两类,一类是不进行交易的保守投资者,另一类是缺乏对风险资产未来收益分布的认识但却盲目跟风的噪声投资者。本研究把知情投资者和不知情投资者中的保守投资者都看做理性投资者,通过扩展Merton模型,考虑具有不完全信息的噪声投资者,进一步分析在不完全信息下,受投资者情绪影响的噪声投资者对中国股市的影响。

在一个两期不完全信息市场上有 n 家公司和 N 个具有有限信息的投资者,假定投资于公司 k 的期末收益率 \tilde{R}_k 为

$$\tilde{R}_k = \bar{R}_k + b_k \tilde{Y} + \sigma_k \tilde{\varepsilon}_k \quad (1)$$

其中, \bar{R}_k 为公司 k 的期望收益率, $\bar{R}_k = E(\tilde{R}_k)$; \tilde{Y} 为共同因子的随机变量, $E(\tilde{Y}) = 0, E(\tilde{Y}^2) = 1$; b_k 为 \tilde{Y} 的回归系数; $\tilde{\varepsilon}_k$ 为公司特质因子的随机变量, $E(\tilde{\varepsilon}_k | \varepsilon_1,$

$\varepsilon_2, \dots, \varepsilon_{k-1}, \varepsilon_{k+1}, \dots, \varepsilon_n, Y) = 0, k = 1, 2, \dots, n; \sigma_k$ 为 $\tilde{\varepsilon}_k$ 的回归系数。

市场上交易的证券除了 n 家公司发行的股票,还包括收益率为 R 的无风险证券($n+1$)以及由无风险证券和基于共同因子 Y 的远期合约构造的证券($n+2$)。不失一般性,假定证券($n+2$)的收益率 \tilde{R}_{n+2} 如(2)式所示,即

$$\tilde{R}_{n+2} = \bar{R}_{n+2} + \tilde{Y} \quad (2)$$

其中, \bar{R}_{n+2} 为证券($n+2$)的期望收益率。假定在均衡状态下,投资者对证券($n+1$)和($n+2$)的总需求均为0。

投资者的共同信息包括无风险证券收益、远期合约证券($n+1$)的期望收益和方差以及股票收益的基本结构。(1)式中各个参数值(\bar{R}_k, b_k, σ_k)仅包含在部分投资者的信息集中。若投资者 j 知道(1)式中各个参数值(\bar{R}_k, b_k, σ_k),则称 k 是 J_j 中的元素(即 $k \in J_j$), $j = 1, 2, \dots, N, N$ 为市场上投资者的个数。 J_j 为一列整数的集合,代表投资者 j 了解的股票。若 J_j 包含所有的整数 $k, k = 1, 2, \dots, n+1, n+2$,则表示投资者 j 的信息集是完全的。

假定市场上信息集中包含股票 k (即公司 k 的股票)的知情投资者个数为 N_k ,信息集中不包含资产 k 的不知情投资者个数为 $(N - N_k)$ 。将市场上知情投资者占总投资者的比例(即 $\frac{N_k}{N}$)定义为 $q_k, q_k \in (0, 1]$ 。

q_k 越大,表示资产 k 的信息披露程度越高,投资者对该资产的认知度越高。杨德明^[30]认为上市公司信息披露质量不高时,以散户为主的投资者由于缺乏做出理性判断的信息依据,投资行为表现出更显著的非理性特征。王美今等^[31]构造一个分析情绪型噪声投资者交易活动对中国股市影响的单期理论模型,该模型证明投资者情绪是影响均衡价格的系统性因子,乐观情绪导致噪声投资者增加对股票的需求量,从而推动均衡价格上升。借鉴已有研究的思路,在 $(N - N_k)$ 个不知情投资者中,令噪声投资者的比例为 n_k ,且噪声投资者比例与公司信息披露程度负相关,而与投资者情绪正相关。 $n_k = \frac{\alpha}{q_k}$, α 为噪声投资者比例与公司信息披露程度关系的系数,在一定程度上反映了市场上投资者的情绪。 α 越大,投资者越乐观,乐观情绪导致不知情投资者中噪声投资者的比例增加。

w_k^j 为投资者 j 投资于证券 k (即公司 k 的证券)的初始财富比例,则投资者 j 的组合收益可以表示为

$$\tilde{R}^j = \bar{R}^j + b^j \tilde{Y} + \sigma^j \tilde{\varepsilon}^j \quad (3)$$

其中, \tilde{R}^j 为投资者 j 的组合收益; \bar{R}^j 为投资者 j 的组合期望收益; b^j 为投资者 j 对共同因子的风险暴露水平, $b^j = \sum_{k=1}^n w_k^j b_k + w_{n+1}^j, w_{n+1}^j$ 为投资者 j 投资于证券($n+1$)

的初始财富比例; $\sigma^j = \sqrt{\sum_{k=1}^n (w_k^j)^2 \sigma_k^2}$; $\tilde{\varepsilon}^j = \frac{\sum_{k=1}^n w_k^j \sigma_k \tilde{\varepsilon}_k}{\sigma^j}$ 。

利用 $w_{n+2}^j = 1 - \sum_{k=1}^{n+1} w_k^j$, 并通过变换, 投资者 j 投资组合的方差和期望收益可以表示为

$$Var(\tilde{R}^j) = (b^j)^2 + \sum_{k=1}^n (w_k^j)^2 \sigma_k^2 \quad (4)$$

$$\bar{R}^j = R + b^j(\bar{R}_{n+1} - R) + \sum_{k=1}^n w_k^j \Delta_k \quad (5)$$

其中, $\Delta_k = \bar{R}_k - R - b_k(\bar{R}_{n+1} - R)$

假定投资者是风险厌恶的, 根据 Markowitz-Tobin 的均值方差标准选择最优投资组合。理性投资者的最优投资组合问题可转为带约束的最大化问题求解, 即

$$\max_{(b^j, w^j)} [\bar{R}^j - \frac{\delta_j}{2} Var(\tilde{R}^j) - \sum_{k=1}^n \lambda_k^j w_k^j] \quad (6)$$

其中, δ_j 为投资者 j 的风险厌恶系数; λ_k^j 为库恩-塔克乘子, 其经济含义为影子成本, 反映模型中投资者仅投资于其了解的证券这一基本假定, 即 $w_k^j = 0$ 。

(6) 式的一阶条件为

$$\bar{R}_{n+1} - R - \delta_j b^j = 0 \quad (7)$$

$$\Delta_k - \delta_j w_k^j \sigma_k^2 - \lambda_k^j = 0 \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (8)$$

当 $k \in J_j$ 时, $\lambda_k^j = 0, w_k^j = \frac{\Delta_k}{\delta_j \sigma_k^2}$;

当 $k \in J_j^c$ 时, $\lambda_k^j = \Delta_k, w_k^j = 0, J_j^c$ 为投资者 j 的非完全信息集。由此可知, 因投资者 j 的信息集中不包含证券 k 而产生的影子成本 λ_k^j 对所有投资者而言都是相同的。

为了进一步分析不完全信息对均衡资产价格和期望收益的影响, 假定投资者有相同的偏好和初始财富, 即 $\delta_j = \delta, W^j = W$, 并且 $n_k(N - N_k)$ 个噪声投资者完全复制知情投资者的组合构成。 δ 为不需要区分不同投资者的风险偏好, W^j 为投资者 j 的初始财富, W 为不需要区分不同投资者的初始财富。由 (7) 式可知, 在这一假定条件下, 各投资者对共同因子的风险暴露水平也相同, 即 $b^j = b, b$ 为投资者对共同因子的风险暴露水平。

若 D_k 为对证券 k (即公司 k 的证券) 的总需求, 则 $D_k = \sum_{j=1}^N w_k^j W^j = \frac{[N_k + n_k(N - N_k)] W \Delta_k}{\delta \sigma_k^2}$, N_k 为证券 k 的知情投资者数量, $n_k(N - N_k)$ 为投资于证券 k 的噪声投资者数量。 x_k 为市场组合中证券 k 的投资比例, $x_k = \frac{V_k}{M}, V_k$ 为公司 k 的均衡价值, M 为均衡总财富。由均衡条件 $V_k = D_k$ 可知

$$x_k = \frac{p_k \Delta_k}{\delta \sigma_k^2} \quad (9)$$

其中, $p_k = q_k + n_k(1 - q_k), q_k$ 为知情投资者的比例。

经整理, 均衡状态下, 证券 k 的期望收益可表示为

$$\bar{R}_k = R + b_k b \delta + \frac{\delta x_k \sigma_k^2}{p_k} \quad (10)$$

其中, σ_k^2 为股票特质波动率。

由 (10) 式可知, 投资者的风险厌恶水平越高, 证券 k 的期望收益率越高, 而且证券 k 的特质波动率与股票收益正相关。

采用比较静态分析, 令股票收益对股票特质波

动率的弹性为 $\Psi(\sigma_k^2), \Psi(\sigma_k^2) = \frac{\partial \log(\bar{R}_k - R)}{\partial \log(\sigma_k^2)}$, 经计算

可得, $\Psi(\sigma_k^2) = \frac{x_k \sigma_k^2}{p_k b_k b + x_k \sigma_k^2} > 0$, 即特质波动率越大,

股票收益越高, 而且特质波动率对股票收益影响的边际效应与 p_k 呈反比。将 $n_k = \frac{\alpha}{q_k}$ 代入 p_k 的表达式, 化

简求导后可得 $\frac{\partial p_k}{\partial q_k} = 1 - \frac{\alpha}{q_k}$, 所以知情投资者的比例或

公司信息透明度对于股票收益相对公司基本面特质波动弹性的影响取决于投资者情绪和知情投资者比

例的相对大小; $\frac{\partial p_k}{\partial \alpha} = 1 - \frac{1}{q_k}$, 由于 $q_k \in (0, 1]$, 所以 $\frac{\partial p_k}{\partial \alpha}$

≤ 0 恒成立。 $\frac{\partial p_k}{\partial \alpha} = 0$, 当且仅当 $q_k = 1$ 。即当且仅当市场

信息是完全的, 市场上不存在不知情投资者时, 投资者情绪不影响股票收益相对公司基本面特质波动弹性。当市场信息不完全时, $q_k \in (0, 1)$, 市场上投资者情绪越高, p_k 越小, 股票收益相对公司基本面特质波动弹性越大。

由上可知, 股票收益不仅受公司基本面信息波动的影响, 还受市场上情绪型噪声投资者的影响。

4 数据和变量

4.1 股市特质风险因子

为了反映股票特质波动率对股票收益影响的大小, 本研究以 2007 年 1 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日沪、深两市 A 股上市公司的日数据作为样本, 构造股市特质风险因子 IVF 的月度数据。股票日收益率数据来自 CCER 数据库, Fama-French 三因子日数据来自 Resset 数据库, 无风险利率为中国人民银行披露的一年期居民定期存款利率。本研究对投资者情绪的度量主要采用《股市动态分析》的好淡指数, 受数据可获得性的影响, 本研究的样本区间仅到 2012 年。

本研究采用基于 Fama-French 三因子模型的间接方法构造股票特质波动率, 每月将每只股票日数据的超额收益率对市场因子、规模因子和价值因子进行回归, 即

$$R_{i,t} = \alpha_{i,m} + \beta_{i,m} MKT_t + s_{i,m} SMB_t + h_{i,m} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中, $R_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 日的日收益率减去无风险收益率, t 属于第 m 月; MKT_t 为第 t 日的市场因子; SMB_t 为第 t 日的规模因子; HML_t 为第 t 日的价值因子; $\beta_{i,m}$ 为与市场因子相对应的风险因子载荷; $s_{i,m}$ 为与规模因子相对应的风险因子载荷; $h_{i,m}$ 为与价值因子相对应的风险因子载荷; $\varepsilon_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 日的扰动项。

按照Ang等^[2]的做法,本研究将(11)式残差的标准差($\sigma_{i,m}(\varepsilon_{i,t})$)与股票*i*第*m*月交易天数开方($\sqrt{N_{i,m}}$)的乘积定义为股票*i*在第*m*月的特质波动率 $IV_{i,m}$ 。如(12)式所示,仅保留月交易天数大于17天的数据,即

$$IV_{i,m} = \sqrt{N_{i,m}} \sigma_{i,m}(\varepsilon_{i,t}), N_{i,m} > 17 \quad (12)$$

Xu等^[32]认为股票特质波动率与公司规模有关。因此,本研究采用基于公司规模和股票特质波动率大小的二维分组法。首先,以每月末股票收盘价与在外流通股股数的乘积度量的公司规模为依据,将股票按照公司市值大小平均分为5组;然后,以(12)式计算的股票特质波动率为依据,将每个公司规模组合进一步分为5组。各股票特质波动率组合的收益为该股票特质波动率组合中所有股票收益的加权平均值。本研究将各期最高股票特质波动率投资组合的市值加权平均收益率与最低股票特质波动率投资组合的市值加权平均收益率之差定义为股市特质风险因子 IVF 。与模型估计结果一致,在控制公司规模效应的条件下,投资组合的股票收益随平均特质波动率的增加而单调递增。

4.2 投资者情绪

国内外研究者根据投资者情绪指标的性质可以分为直接指标(显性指标)和间接指标(代理变量),根据投资者情绪指标的构成可以分为单一指标和复合指标两类。直接指标是通过市场调查直接得到的投资者对股票市场看法的指标,如美国个体投资者协会指数、央视看盘指数和好淡指数;间接指标是根据理论和实证研究,从金融市场数据中提取的能够反映投资者情绪的市场变量,如封闭式基金折价率和IPO首日收益率。复合指标,又称为投资者情绪指数,是由多个代理变量复合构成的指标。相对于单一指标,复合指标能够更加全面、客观、准确地反映整个市场的投资者情绪,如投资者情绪综合指数^[32]。基于数据可获得性和研究需要,本研究对投

资者情绪的度量主要采用《股市动态分析》的好淡指数中期指标。好淡指数是以证券业内人士和中小散户等市场参与者为样本,通过统计被访者对后市的判断而得出,中期指标反映的是被访者对1~3个月市势的趋势性预测。该指标的范围为0~100,好淡指数的数值越大,表示对市场未来持乐观态度的投资者越多;反之,则对市场未来持悲观态度的投资者越多。从数据可获得性和模型估计有效性两方面考虑,本研究的样本区间为2007年至2012年,数据容量能满足模型估计的需要。

4.3 股市流动性

股票流动性反映了投资者在较短时间内以较低成本完成市场交易的能力。市场上资产的流动性越好,投资者交易成本越低,情绪型噪声投资者对股票的需求可能越高。本研究通过对个股的Amihud非流动性加权平均得到股市总流动性^[33]。

股票*i*第*m*月的非流动性指标 $Amihud_{i,m}$ 的构成为

$$Amihud_{i,m} = \frac{1}{D_{i,m}} \sum_{t=1}^{D_{i,m}} \frac{|R_{i,t,m}|}{VOL_{i,t,m}} \quad (13)$$

其中, $D_{i,m}$ 为股票*i*在第*m*月的交易天数,仅保留月交易天数大于15天的样本; $R_{i,t,m}$ 为股票*i*在第*m*月内第*t*日的日收益率,单位为百万元; $VOL_{i,t,m}$ 为股票*i*在第*m*月内第*t*日的日交易量,单位为百万元。为保证研究结论不受极端值的影响,参照Amihud^[34]的做法,采取上、下1%的截尾处理。然后,计算市场上各股流动性的加权平均值,作为股市非流动性的度量。需注意的是, $Amihud$ 指标度量的是股市的非流动性,该指标越大,股市流动性越小。股票日收益率数据和日交易量数据均来自CCER数据库。

图1给出2007年1月至2012年12月各月股市特质风险因子、投资者情绪和Amihud非流动性指标。由图1可知,股市特质风险因子的大小基本为正,即各月高特质波动股票的平均收益率大于低特质波动股

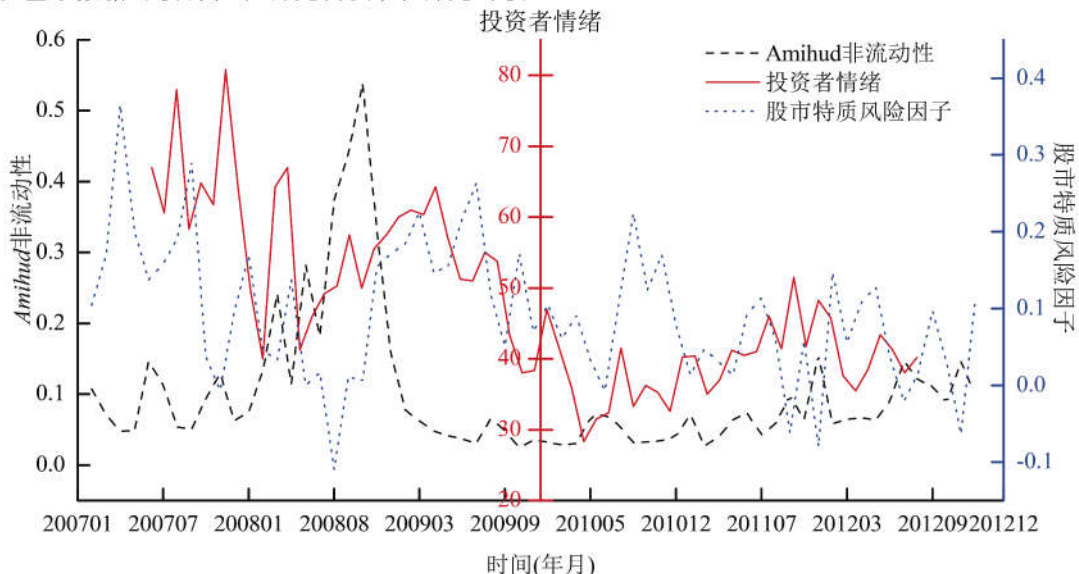


图1 股市特质风险因子、投资者情绪和Amihud非流动性(月)

Figure 1 Idiosyncratic Risk Factor, Investor Sentiment and Amihud Illiquidity (Monthly)

票的平均收益率。股市特质风险因子与投资者情绪的走势具有比较一致的表现,反映出一定的“同涨同跌”性;而股市特质风险因子与 *Amihud* 非流动性指标很多时候表现出相反的变动方向。股市特质风险因子与投资者情绪呈正相关关系,两者的相关系数为 0.551;股市特质风险因子与 *Amihud* 非流动性指标呈负相关关系,两者的相关系数为 -0.414。

若时间序列中存在单位根过程,则序列非平稳,容易出现回归分析中的伪回归。因此,进行单位根检验,表 1 给出 ADF 单位根检验的结果。由表 1 可知,在常数项和常数项 + 趋势项的两种检验形式下,投资者情绪和股市特质风险因子的水平值均在 5% 的显著性水平下显著拒绝存在单位根的原假设;在常数项 + 趋势项的检验形式下, *Amihud* 非流动性的水平值不能拒绝存在单位根的原假设,而当对它的一阶差分(即 $\Delta Amihud$) 进行检验时,检验结果均在 1% 的显著性水平下显著拒绝存在单位根的原假设,表明该序列为非平稳的 $I(1)$ 过程。因此,在下文的分析中采用股市特质风险因子和投资者情绪的水平值、 *Amihud* 非流动性指标的一阶差分。

表 1 ADF 单位根检验
Tabel 1 ADF Unit Root Test

变量	常数项	常数项 + 趋势项
特质风险因子 (<i>IVF</i>)	-4.847***	-5.368***
投资者情绪 (<i>IS</i>)	-3.194**	-4.411***
<i>Amihud</i> 非流动性	-2.689*	-2.743
<i>Amihud</i> 非流动性的一阶差分	-8.754***	-8.676***
5% 临界值	-2.920	-3.488

注:***为在 1% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设,**为在 5% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设,*为在 10% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。

5 实证设计和结果分析

5.1 实证方法

已有研究大都采用 Granger 因果检验和预测误差方差分解分析变量相互间的动态关系,Granger 因果检验既没有考虑变量间的同期因果关系,又忽略了经济变量的因果关系在经济意义上的显著性;预测误差方差分解虽然可以反映变量间关系在经济意义上的显著性,但已有研究对影响方差分解结果的关键因素(扰动项之间同期因果关系)的设定大都采用 Choleski 分解或借助先验信息和相关理论,缺乏客观性。有向无环图(DAG)方法考虑了变量间的同期因果关系,而且该方法基于扰动项之间的条件相关系数,而非借助先验信息,更加具有客观性。本研究先分析变量扰动项之间的条件相关系数,采用有向无环图的分析方法,在正确识别出扰动项之间的同期因果关系的基础上,对 VAR 扰动项进行结构性分解(即识别 SVAR),以考察中国股票市场上股市特质风险因子、投资者情绪与股市流动性相互间的动态

关系。

首先,对(14)式中的 VAR 模型进行正确估计,得到变量之间的扰动相关系数矩阵。

$$X_t = \Gamma_0 + \sum_{d=1}^l \Gamma_d X_{t-d} + \xi_t \quad (14)$$

其中, X_t 为含各平稳变量的 3×1 向量, Γ_0 为截距项向量, Γ_d 为一个 3×3 的系数矩阵, ξ_t 为误差项向量, l 为滞后阶数。

然后,通过扰动相关系数矩阵对变量之间的同期因果关系进行有向无环图分析。本研究以各个变量间均有无方向连线的“无向完全图”为出发点(即各变量之间可能存在的同期因果关系),利用 PC 算法得出各变量间同期因果关系的依赖性和因果关系的指向性。PC 算法首先分析变量间的无条件(0 阶)相关系数,当相关系数为 0,则将表示因果关系的连线移去;然后分析 1 阶偏相关系数,有向图理论认为相关系数矩阵的逆矩阵非对角线上元素是对应变量偏相关系数的相反数,因此通过从原相关矩阵中提取相关元素,构成一个 3×3 矩阵,便可得相应的 1 阶偏相关系数,移去变量间的偏相关系数为 0 的连线。若模型含有 M 个变量,这一算法将持续分析到 $(M-2)$ 阶的偏相关系数。在计算过程中,采用 Fisher's z 检验统计量检验偏相关系数是否为 0,即

$$z[\rho(e, f | g)h] = \frac{1}{2}(h-|g|-3)^{\frac{1}{2}} \cdot \ln \left\{ \frac{|1 + \rho(e, f | g)|}{|1 - \rho(e, f | g)|} \right\} \quad (15)$$

其中, $\rho(e, f | g)$ 为以 g 个变量为条件变量、变量 e 和 f 的偏相关系数, h 为估计相关系数矩阵的样本数, $|g|$ 为条件变量的样本数。若 $r(e, f | g)$ 为样本偏相关系数,变量 e, f 和 g 满足正态分布,则 $z[\rho(e, f | g)h] - z[r(e, f | g)h]$ 遵从标准正态分布。

假定存在任意的 3 个变量 X, Y 和 Z 。在完全图中,若 X 与 Y 有边相连,则称 X 与 Y 是相邻的。 X 与 Y 的隔离集 K 是使 X 与 Y 的偏相关系数为 0 的条件变量的集合。当 X 与 Y 相邻, Y 与 Z 相邻,而 X 与 Z 不相邻时($X - Y - Z$),若已知 Y 不属于 X 与 Z 的隔离集,即 X 与 Z 的无条件相关系数为 0,而当以 Y 为条件变量时, X 与 Z 的偏相关系数不为 0,则可由此推断 X 和 Z 都是引发 Y 的原因,三者的同期因果关系应为 $X \rightarrow Y \leftarrow Z$ 。

为了验证有向无环图结果的可靠性和合理性,检验可观察误差项 ξ_t 和正交扰动项 ε_t 之间的约束关系,本研究采用似然比检验进行过度识别检验。该检验以过度假设为真作为原假设,检验统计量为满足自由度为 $[\frac{u(u-1)}{2} - v]$ 的 χ^2 分布,具体表达式为 $2\{\log[\det(\Omega)] - \log[\det(\Sigma)]\}T$, u 为 VAR 模型中变量的个数, v 为 VAR 模型中变量的过度约束的个数。

5.2 实证结果和分析

采用似然比检验、AIC 和 SBC 信息准则确定(14)式中的滞后阶数,以上结果均显示最优滞后阶数为 1,因此本研究选用的是含有 3 个变量、滞后阶数为 1

的VAR模型。在正确估计(14)式中的向量自回归模型基础上,得到变量间的扰动相关系数矩阵,即

$$corr = \begin{bmatrix} 1.000 & & \\ 0.316 & 1.000 & \\ -0.627 & -0.075 & 1.000 \end{bmatrix}$$

运用统计软件TETRAD II,以各变量之间的扰动相关系数矩阵为基础,分析它们之间的无条件相关系数和偏相关系数。对有向无环图方法小样本性质的研究表明,当数据样本较小时(如样本量小于100时),为了识别模型中各变量间的同期因果关系,可以使用较高的显著水平系数(如20%)。本研究实际分析中应用的样本为63个观测值,与杨子晖^[35]的研究类似,因此取20%的显著性水平。图2给出20%的显著性水平下,各变量之间的同期因果关系。

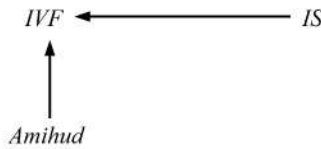


图2 20%显著性水平下的有向无环图
Figure 2 Directed Acyclic Graph at the 20% Significance Level

在识别SVAR前,采用似然比方法对模型进行过度识别检验,以检验有向无环图的分析结论是否有效、可靠。检验结果表明,当假定存在如图2所示的同期因果关系时,LR统计量在1%的显著性水平下无法拒绝过度约束为真的原假设,即图2所示的有向无环图分析结果是合理的、有效的。以有向无环图分析的结果为基础,对VAR扰动项进行结构性分解,并通过预测误差方差分解和脉冲响应分析对股市特质风险因子、投资者情绪与股市流动性相互之间的关系做进一步分析。表2给出有向无环图的预测方差分解结果。

从表2方差分解分析的结果可知,从第1个月开始,股市特质风险因子的波动有近11.278%是由投资者情绪的冲击引起的,而股市非流动性对股市特质风险因子的解释程度也近28%,表明中国股票市场上高特质波动股票与低特质波动股票收益率之间的差异与股票市场上投资者情绪和股市流动性有关。随着时间的推移,投资者情绪对股市特质风险因子波动的解释程度逐渐增大,而股市非流动性对股市特质风险因子波动的解释程度略有下降。从长期看(2年),投资者情绪和股市非流动性对股市特质风险因子的解释程度分别为20.328%和27.460%。投资者情绪和Amihud非流动性的波动由其自身的扰动来解释,其比例分别为92.170%~83.649%和95.732%~95.356%。

由于预测方差分解分析给出了每个信息对模型内生变量变化的相对重要性,并没有给出影响的方

表2 基于有向无环图的预测方差分解
Table 2 Forecast Variance Decomposition Based on the Directed Acyclic Graph

预测期(月)	IVF	IS	Amihud
股市特质风险因子的预测方差分解			
1	61.178	11.278	27.544
3	53.195	18.963	27.842
6	52.385	20.119	27.497
12	52.242	20.293	27.465
24	52.213	20.328	27.460
投资者情绪的预测方差分解			
1	0.000	100.000	0.000
3	5.111	92.170	2.720
6	7.510	86.197	6.293
12	8.178	83.960	7.862
24	8.269	83.649	8.082
Amihud非流动性的预测方差分解			
1	0.000	0.000	100.000
3	1.047	3.221	95.732
6	1.109	3.456	95.435
12	1.114	3.523	95.363
24	1.115	3.529	95.356

向。图3给出投资者情绪和Amihud非流动性对股市特质风险因子的脉冲响应分析。图中实线为脉冲响应,两条虚线间为95%置信区间,纵轴分别表示投资者情绪和Amihud非流动性冲击的随机扰动项一个标准差冲击对VAR模型中股市特质风险因子当前值和未来值(至24个月)取值的影响。

从投资者情绪冲击看,投资者情绪随机扰动项1个标准差的冲击能导致股市特质风险因子短期内增加,即上涨的投资者情绪能够促进股市特质风险因子的上升。这与模型的估计结果一致,即投资者对股票市场未来走势越乐观,不知情投资者中的噪声投资者比例越大,股票特质波动率对股票价格的边际影响越大,高特质波动股票与低特质波动股票之前的收益差越大。从Amihud非流动性冲击看,Amihud非流动性冲击随机扰动项1个标准差的正冲击能导致股市特质风险因子短期内降低。由于对Amihud非流动指标的负向冲击代表股市流动性的增加,所以上涨的股市流动性能够促进股市特质风险因子的上升。市场上流动性增加,投资者在较短时间内以较低成本交易股票的能力增加,噪声投资者对股票的需求增加,因而进一步增加了高特质波动股票收益与低特质波动股票收益之间的差异。投资者情绪冲击和股市流动性冲击对股市特质风险因子的影响主要表现在短期(6个月内),从中长期看对股市特质风险因子无明显影响,这可能与中国股票市场上特质波动率由非理性投资者的噪声交易驱动

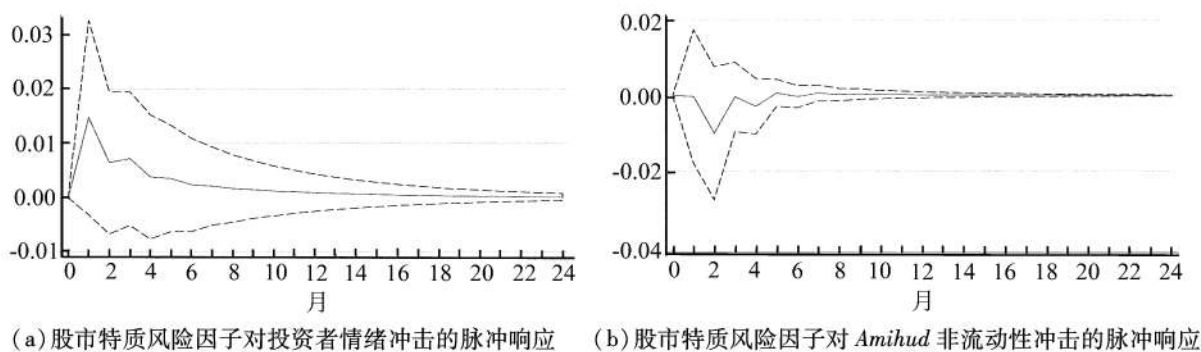


图3 脉冲响应分析

Figure 3 Impulse Response Function Analysis

而噪声投资者具有短视性和不稳定性有关。

6 结论

本研究首先拓展了 Merton^[1] 非完全信息下的均衡资产定价模型,将不知情投资者进一步分为噪声投资者和保守投资者。然后基于有向无环图技术识别出的股市特质风险因子、投资者情绪与股市流动性之间的同期因果关系,对 VAR 的扰动项进行结构性分解。研究结果表明,股票特质波动率与股票收益率成正比,股票特质波动率对股票收益率的边际影响随投资者情绪的增加和噪声投资者比例的提高而增加。预测方差分解研究表明,投资者情绪和股市流动性是影响中国股票市场高特质波动股票与低特质波动股票截面收益差异大小的重要原因。脉冲响应分析表明,投资者越乐观,市场上流动性越强,股票收益相对公司基本面特质波动的弹性越大,高特质波动股票与低特质波动股票截面收益之间的差异越大。中国资本市场信息透明度较低,投资者缺乏低成本获取公司信息的渠道,很难对未来不确定性做出合理预期,因此更倾向于模仿他们自认为有信息优势的其他投资者。这一部分缺乏信息和判断力的噪声投资者,更容易受市场上投资者情绪的影响,形成趋同性的羊群效应。当大盘上涨时,迅速集聚;而大盘跳水时,恐慌出逃。随投资者情绪变动而不断进出市场的噪声投资者影响了中国股市的股票特质波动率和股票收益。

国内外学者对股票特质波动率随时间变动的原因为及股票特质波动率与股票收益之间的相关关系进行了广泛讨论,但尚未达成一致意见。基于不同的假设条件,将导致不同的分析结果。各个市场在信息环境、市场发展程度和投资者认知水平等方面的差异,为检验不同的理论提供了实证样本。本研究以中国特殊的制度背景和市场特征为基础,从投资者情绪角度考虑股票特质波动率和股票收益率,不仅可以丰富国内外已有研究成果,也可以为中国股票市场的投资者分散投资风险、实行有效的投资策略和风险管理提供参考。但本研究主要从市场层面构造投资者情绪和股市流动性,缺乏个股层面的

实证检验。作为下一步的研究方向,将从个股层面进一步研究微观主体的行为金融决策对股价变动的影

参考文献:

- [1] Merton R C. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information [J]. The Journal of Finance, 1987, 42(3): 483-510.
- [2] Ang A, Hodrick R J, Xing Y, Zhang X. The cross-section of volatility and expected returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(1): 259-299.
- [3] De Long J B, Shleifer A, Summers L H, Waldmann R J. The survival of noise traders in financial markets [J]. The Journal of Business, 1991, 64(1): 1-19.
- [4] Lee D W, Liu M H. Does more information in stock price lead to greater or smaller idiosyncratic return volatility? [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(6): 1563-1580.
- [5] 陈浪南,熊伟.公司特质波动决定因素研究:信息效率还是噪音交易? [J]. 中国会计评论, 2014, 12(1): 1-16.
Chen Langnan, Xiong Wei. The determinants of idiosyncratic volatility: Firm-specific information or occasional frenzy? [J]. China Accounting Review, 2014, 12(1): 1-16. (in Chinese)
- [6] Brown G W, Cliff M T. Investor sentiment and the near-term stock market [J]. Journal of Empirical Finance, 2004, 11(1): 1-27.
- [7] Fu F. Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 91(1): 24-37.
- [8] Chua C T, Goh J, Zhang Z. Expected volatility, unexpected volatility, and the cross-section of stock returns [J]. Journal of Financial Research, 2010, 33(2): 103-123.
- [9] Bali T G, Cakici N. Idiosyncratic volatility and the cross section of expected returns [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, 3(1): 29-58.

- [10] Han Y, Lesmond D. Liquidity biases and the pricing of cross-sectional idiosyncratic volatility [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(5):1590-1629.
- [11] Cao J, Han B. Cross section of option returns and idiosyncratic stock volatility [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108(1):231-249.
- [12] Berrada T, Hugonnier J. Incomplete information, idiosyncratic volatility and stock returns [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(2):448-462.
- [13] 徐小君. 公司特质风险与股票收益: 中国股市投机行为研究 [J]. *经济管理*, 2010, 32(12):127-136.
Xu Xiaojun. Idiosyncratic risk and stock returns: A study of speculation behavior in China stock market [J]. *Economic Management Journal*, 2010, 32(12):127-136. (in Chinese)
- [14] 左浩苗, 郑鸣, 张翼. 股票特质波动率与横截面收益: 对中国股市“特质波动率之谜”的解释 [J]. *世界经济*, 2011, 34(5):117-135.
Zuo Haomiao, Zheng Ming, Zhang Yi. Idiosyncratic volatility and cross sectional expected return: An investigation of “idiosyncratic volatility puzzle” in China stock market [J]. *The Journal of World Economy*, 2011, 34(5):117-135. (in Chinese)
- [15] 邓雪春, 郑振龙. 中国股市存在“特质波动率之谜”吗? [J]. *商业经济与管理*, 2011(1):60-67, 75.
Deng Xuechun, Zheng Zhenlong. Is there an idiosyncratic volatility puzzle in China's equity market? [J]. *Journal of Business Economics*, 2011(1):60-67, 75. (in Chinese)
- [16] 田益祥, 刘鹏. 机构持股、特质风险与股票收益的实证研究 [J]. *投资研究*, 2011, 30(8):79-88.
Tian Yixiang, Liu Peng. An empirical study on institutional ownership, idiosyncratic risk and stock returns [J]. *Review of Investment Studies*, 2011, 30(8):79-88. (in Chinese)
- [17] 罗登跃. 特质波动率与横截面收益: 基于Fama-French股票组合的检验 [J]. *统计与决策*, 2013(4):167-169.
Luo Dengyue. Idiosyncratic volatility and cross-sectional returns: Test on Fama-French portfolios [J]. *Statistics & Decision*, 2013(4):167-169. (in Chinese)
- [18] 杨华蔚, 韩立岩. 外部风险、异质信念与特质波动率风险溢价 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(11):71-80.
Yang Huawei, Han Liyan. Extraneous risk, heterogeneous beliefs and idiosyncratic risk [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(11):71-80. (in Chinese)
- [19] Brandt M W, Brav A, Graham J R, Kumar A. The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episodes? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(2):863-899.
- [20] Barberis N, Shleifer A, Vishny R. A model of investor sentiment [J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(3):307-343.
- [21] Lee W Y, Jiang C X, Indro D C. Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2002, 26(12):2277-2299.
- [22] 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]. *Naikai Business Review*, 2010, 13(3):150-160. (in Chinese)
- [23] 张宗新, 王海亮. 投资者情绪、主观信念调整与市场波动 [J]. *金融研究*, 2013(4):142-155.
Zhang Zongxin, Wang Hailiang. Investor sentiment, subjective belief adjustment and market fluctuations [J]. *Journal of Financial Research*, 2013(4):142-155. (in Chinese)
- [24] Lee D W, Liu M H. Does more information in stock price lead to greater or smaller idiosyncratic return volatility? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(6):1563-1580.
- [25] Kumar A, Lee C M C. Retail investor sentiment and return comovements [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(5):2451-2486.
- [26] Kelly P J. Information efficiency and firm-specific return variation [J]. *The Quarterly Journal of Finance*, 2014, 4(4):1450018-1-1450018-44.
- [27] 许年行, 洪涛, 吴世农, 徐信忠. 信息传递模式、投资者心理偏差与股价“同涨同跌”现象 [J]. *经济研究*, 2011, 46(4):135-146.
Xu Nianhang, Hong Tao, Wu Shinong, Xu Xinzong. Information flow model, investor psychological bias and stock price comovement [J]. *Economic Research Journal*, 2011, 46(4):135-146. (in Chinese)
- [28] Baker M, Stein J C. Market liquidity as a sentiment indicator [J]. *Journal of Financial Markets*, 2004, 7(3):271-299.
- [29] Chan K, Hameed A, Kang W. Stock price synchronicity and liquidity [J]. *Journal of Financial Markets*, 2013, 16(3):414-438.
- [30] 杨德明. 信息披露、投资者行为与市场回报: 针对盈余惯性与价格惯性的研究 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2009:38.
Yang Deming. Information disclosure, investor behaviour and stock returns [M]. Beijing: Economic Science Press, 2009:38. (in Chinese)
- [31] 王美今, 孙建军. 中国股市收益、收益波动与投

- 投资者情绪[J]. 经济研究, 2004, 39(10): 75-83.
- Wang Meijin, Sun Jianjun. Stock market returns, volatility and the role of investor sentiment in China [J]. *Economic Research Journal*, 2004, 39(10): 75-83. (in Chinese)
- [32] Xu Y, Malkiel B G. Investigating the behavior of idiosyncratic volatility [J]. *Journal of Business*, 2003, 76(4): 613-645.
- [33] 张婷, 于瑾, 吕东锴. 新兴市场投资者情绪与价值溢价异象: 基于中国内地、香港和台湾地区的比较分析[J]. *国际金融研究*, 2013(1): 87-95.
- Zhang Ting, Yu Jin, Lyu Dongkai. Research on investor sentiment and value anomaly in emerging market; Based on evidence from the stock markets of China mainland, Hong Kong and Taiwan [J]. *Studies of International Finance*, 2013(1): 87-95. (in Chinese)
- [34] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- [35] 杨子晖. 财政政策与货币政策对私人投资的影响研究: 基于有向无环图的应用分析[J]. *经济研究*, 2008, 43(5): 81-93.
- Yang Zihui. The effects of fiscal and monetary policy on private investment: An application of directed acyclic graphs [J]. *Economic Research Journal*, 2008, 43(5): 81-93. (in Chinese)

Idiosyncratic Volatility, Stock Return and Investor Sentiment

Xiong Wei¹, Chen Liangan²

1 Research Institute, Shenzhen Stock Exchange, Shenzhen 518028, China

2 Lingnan (University) College, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: Systematic risk is priced only in the cross-sectional stock returns based on the traditional asset pricing models. However, idiosyncratic risk may not be fully diversified as market is imperfect and idiosyncratic risk is positively related to stock returns (Merton, 1987). Ang, Hodrick, Xing and Zhang (2006, 2009) suggest a negative relationship between idiosyncratic risk and stock returns, which makes idiosyncratic volatility one of the most popular asset pricing puzzles, called the “idiosyncratic volatility puzzle”. Recent studies have re-examined the relationship between idiosyncratic volatility and stock returns, and reached contradictory conclusions. In emerging economies, like China, the capital markets are dominated by individual investors, where the stock prices are more likely to be affected by investor sentiment and noise trading. This paper investigates the dynamic relationship between the idiosyncratic volatility, the stock returns and the investor sentiment from both theoretical and empirical perspectives. First, this paper incorporates the noise traders affected by investor sentiment into the capital market equilibrium model with incomplete information of Merton (1987). The theoretical results indicate that the idiosyncratic volatility and the stock return are positively correlated, and the elasticity of expected excessive returns with respect to the idiosyncratic volatility is an increasing function of investor sentiment and noise traders. And then, we investigate the role of idiosyncratic risk as a systematic factor in the asset pricing process. Particularly, we present the idiosyncratic risk premium as a source of systematic risk factor capturing the returns of buying stocks with the highest idiosyncratic risk and selling stocks with the lowest idiosyncratic risk. The mid-term HaoDan Index, which is released by Stock Market Trend Analysis Weekly in China, is used as investor sentiment indicator. By employing the data from Shanghai Stock Exchange from 2007 to 2012 and utilizing the directed acyclic graphs (DAG) to identify the structural VAR model, we find that the investor sentiment and market liquidity play an important role in indicating the difference in returns between stocks with high idiosyncratic volatility and stocks with low idiosyncratic volatility. We find that the cross-sectional differences in returns between stocks with high idiosyncratic volatility and stocks with low idiosyncratic volatility (IVF) in China's stock market will be higher when the investors are more optimistic and the market is more liquid. This study is of great help to a better understanding of investor behaviour and the relation between idiosyncratic volatility and stock return in China.

Keywords: idiosyncratic volatility; stock return; investor sentiment; incomplete information; liquidity

Received Date: February 26th, 2015 **Accepted Date:** August 21st, 2015

Funded Project: Supported by the National Social Science Foundation of China (14ZDA020), the Humanity and Social Sciences Research of Ministry of Education (14YJA7900) and the Soft Science Research Program of Guangdong (2013B070206025)

Biography: Xiong Wei (1989 - , Native of Yiyang, Hunan), Doctor in Economics and is a Post-doctoral Fellow in the Research Institute at Shenzhen Stock Exchange. Her research interests include financial economics and capital market, etc. E-mail: panda19890919@126.com □