
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

左浩苗 郑 鸣 张 翼*

内容提要 本文对中国股票市场特质波动率与横截面收益率的关系进行经验研究,探讨“特质波动率之谜”是否存在。我们发现,中国股票特质波动率与横截面收益率存在显著的负相关关系,但在控制了表征异质信念的换手率后,这种负相关关系消失了。这种现象的产生主要是在卖空限制和投资者异质性的共同作用下,资产价格会被高估从而降低未来的收益率,造成了中国市场上的特质波动率之谜。

关键词 特质波动率 横截面收益率 异质信念 卖空限制

一 引言

风险与收益的关系是金融学理论的核心。经典的 CAPM (Capital Asset Pricing Model)模型中影响资产均衡价格的因素只有系统性风险,不包括公司特质风险,股票

* 左浩苗:厦门大学王亚南经济研究院 福建省厦门市厦门大学经济楼 A310 361005 电子信箱: zhoaham-ia@ gmail . com; 郑鸣:厦门大学王亚南经济研究院 电子信箱: zhengm ing@ xmu . edu . cn; 张翼:国泰君安证券股份有限公司企业融资部 上海市浦东新区银城中路 168号上海银行大厦 200120 电子信箱: cux_zhang@ ya-hoa . com . cn

作者感谢在厦门大学财务会计与管理研究院讨论会上阮军、刘振涛和沈哲等的评论,及新兴经济体公司财务与资本市场研讨会评论人吴飞、2010年中国金融国际年会评论人苏东蔚、2010年《中国金融评论》国际研讨会评论人朱祁和 2010中国数量经济学会年会评论人韩清等的意见。作者感谢华盛顿联邦储备委员会货币金融分析处和加州大学河滨分校李灿林、新加坡管理大学傅方剑、新西兰奥塔哥大学林海、美国辛辛那提大学郭辉、厦门大学王亚南经济研究院郑挺国、黄诗城和张振轩、厦门大学经济学院倪玉娟、庄金良等的意见。本研究得到国家自然科学基金项目(71001087)的资助。作者特别感谢匿名审稿人提出的建设性意见。文责自负。

特质波动率和预期收益无关。近年来,很多研究都发现股票特质波动率与横截面收益率有显著的负相关关系,这与经典资产定价模型和不完全信息的资本市场均衡模型结论都不同。目前还没有一种理论可以对这种现象做出很好的解释,因此有学者称之为“特质波动率之谜”。

在理论方面,Miller(1977)指出,在投资者异质性和卖空限制的前提下,股票价格主要反映了乐观投资者的意见,造成股票价格的高估,并导致未来较低的收益。投资者异质性与股票预期收益呈负相关关系。Merton(1987)提出了一个基于不完全信息的资本市场均衡模型,在均衡条件下,股票的特质风险和预期收益率呈正相关关系。

对于特质风险与预期收益的关系,学术界没有达成一致的结论。Goyal和Santa-Clara(2003)发现滞后的市场组合波动率在预测收益率时并不显著,而滞后的股票平均波动率却是显著的,认为特质风险对收益率的影响显著。Bali等(2005)认为Goyal和Santa-Clara(2003)的结果主要是取决于风险计算方法以及样本区间选取,对波动率计算方法和样本区间进行改变后,特质风险与收益率的相关关系均不显著。Ang等(2006)以1963年7月到2000年12月的NYSE、AMEX和NASDAQ的股票数据为样本,通过三因素模型残差项的标准差来度量股票特质波动率,发现股票特质波动率与横截面预期收益存在显著的负相关关系,而且这种现象不能由公司规模、账面市值比、动量、流动性、公司财务杠杆、交易量、换手率、价差、协偏度、分析师预测分歧程度等因素解释。Ang等(2009)将检验的样本范围扩大,扩大检验的23个发达国家市场,同样发现了这种异象。由于Ang等(2006、2009)的结论既不符合经典资产定价理论,也不符合基于不完全信息的资产定价理论,因此学术界称之为股票“特质波动率之谜”。

Chua等(2006)将特质波动率分解为预期和非预期的两部分,检验了非预期的特质波动率和非预期的收益率之间的关系,发现二者之间为显著的正相关。Brockman和Schutte(2007)研究了从1980到2007年全球44个国家的股票市场,用EGARCH(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型估计特质波动率,支持了Merton(1987)的结论。Jiang等(2009)从异质信念的角度解释了特质波动率之谜,认为投资者对盈利能力差的公司的未来预期分歧会造成较大的交易量和较高的特质波动率,在控制了盈利能力这个变量之后,特质波动率与横截面收益率的关系就变得不显著了。Huang等(2010)检验了Ang等(2006)提出的特质波动率之谜,发现特质波动率之谜主要由收益率的反转效应导致。Bali和Cakici(2008)发现用于估计特质波动率的数据频率、计算投资组合收益率的权重选择、将股票划分为投资组合的分组数量、公司规模和流动性等指标都会影响估计结果,认为Ang等(2006)的

结论并不稳健。Fu(2009)引入 EGARCH 模型估计特质风险,发现特质风险与期望收益存在显著的正相关关系,并不存在所谓的特质波动率之谜,支持了 Merton(1987)的结论,Fu指出 Ang等(2006)的结果在很大程度上可由反转效应解释。

国内关于股票市场风险与收益的研究主要集中在验证 CAPM、Fama-French 三因素模型等在中国是否成立,以及横截面股票收益率受哪些因素的影响方面。陈浪南和屈文洲(2000)检验了 CAPM 在中国股票市场上的有效性。陈信元等(2001)对预期股票收益的决定因素进行了横截面分析,认为公司规模和账面市值比和流通股比例表现出显著的解释能力。汪炜和周宇(2002)利用上海证券交易所上市的股票建立小市值资产组合,认为中国股市显著地存在小公司效应。范龙振和单耀文(2004)、邓长荣和马永开(2005)认为 Fama-French 三因素模型在中国证券市场上成立。石予友等(2008)通过对随机抽取的股票进行研究,发现贝塔不能完全代表影响股票收益的风险,应该同时考虑账面市值比、公司规模和权益比等因素。苏冬蔚和麦元勋(2004)、陈青和李子白(2008)运用不同流动性指标从不同角度研究和证实了中国证券市场存在着流动性溢价现象,认为在运用模型定价时应当考虑流动性风险因素。上述研究基本肯定了 Fama-French 三因素模型在中国股票市场的适用性,同时提出了横截面股票收益应当考虑的定价因素,如流动性风险和权益比等。

目前国内学者对股票特质风险与横截面收益率之间关系的系统性研究还很少。黄波等(2006)以 1996 到 2003 年沪深两市 A 股为样本,研究发现股票特质风险对横截面收益率具有一定程度的解释能力,但是并没有进一步报告两者之间的正负关系。杨华蔚和韩立岩(2009)以 1994 年 12 月至 2005 年 12 月沪深两市所有上市 A 股为研究样本,考察中国股市横截面收益与特质风险的关系,发现股票的特质风险与横截面收益率有异常显著的负相关关系,但并没有考虑不同的特质波动率构造方法的影响。陈国进等(2009)以 1997 至 2007 年沪深两市 A 股为样本,采用 AR(2)模型估计预期的特质波动率,发现股票的特质风险与横截面收益率呈显著负相关,并认为异质信念可以部分解释特质波动率之谜。

本文的主要贡献在于首次应用最近发展起来的研究方法,对特质波动之谜在中国的表现进行研究,特别是系统采用了不同的预期特质波动率的估计方法,以及组合分析方法得到了一致和更为稳健的结论。与之前研究结论不同,在改进了特质波动率的估计方法后,本文认为异质信念可以对特质波动率之谜进行充分的解释,并结合中国股票市场的实际,给出了与美国市场表现差异的经济学解释。

本文第二部分介绍了研究特质风险与横截面收益率相关关系的 Fama-MacBeth

回归法和投资组合分析法。第三部分是检验结果和经济解释。第四部分是结论。

二 研究方法

(一) 预期特质风险的估计

现有文献对于度量预期特质风险的方法主要分为两大类: 第一类是直接利用滞后 1 期的实现特质波动率作为预期; 第二类方法是利用时间序列模型估计预期特质波动率。直接利用滞后 1 期的实现特质波动率作为预期隐含的假设是特质波动率服从一个随机游走过程。但是, Fu(2009)的检验发现特质波动率并不服从随机游走过程, 他采用 EGARCH(p, q) 模型构造了特质波动率的预期值。Huang 等(2010)也利用 ARIMA(p, q) (Autoregressive Integrated Moving Average) 模型对特质波动率进行刻画。为了得到更为稳健的结论, 本文分别采用以上方法构造特质风险的预期值。

1. 在随机游走过程假设下的特质波动率。特质风险是指只与某一个公司相关的风险, 它独立于市场风险。Fama-French(1993)的三因素模型被认为是对市场风险的一个合理的度量, 同时在中国市场也成立(范龙振和单耀文, 2004; 邓长荣和马永开, 2005)。因此, 在每一个月内, 我们对每一只股票估计 Fama-French(1993)三因素模型, 即利用股票超额收益率($R_{i\tau} - r_{\tau}$)对市场因素($R_{m\tau} - r_{\tau}$)、规模因素(小公司股票组合与大公司股票组合收益率之差)和价值因素(高账面市值比股票组合与低账面市值比股票组合收益率之差)进行回归, 回归方程如下:

$$R_{i\tau} - r_{\tau} = \alpha_{it} + \beta_{it}(R_{m\tau} - r_{\tau}) + s_{it}SMB_{\tau} + h_{it}HML_{\tau} + \varepsilon_{i\tau} \quad (1)$$

其中 $R_{i\tau}$ 表示第 i 只股票在第 τ 天的收益率, r_{τ} 表示第 τ 天的无风险收益率, $R_{m\tau}$ 表示第 τ 天的市场组合的收益率, SMB_{τ} 和 HML_{τ} 分别表示第 τ 天的规模因素和价值因素, α_{it} 、 β_{it} 、 s_{it} 和 h_{it} 分别表示第 i 只股票在第 t 个月的系数, $\varepsilon_{i\tau}$ 是股票 i 在 t 月 τ 日的残差项。我们仿照 Fama-French(1993)的方法对公司的总市值和账面市值比进行分组计算规模因素 SMB 和价值因素 HML 。由于 Fama-French 三因素模型是用市场系统性风险因子来解释公司个股的收益率, 那么这个回归残差反映了不能用系统性风险解释的公司特质性风险。按照 Ang 等(2006)的做法, 第 i 只股票在第 t 个月实现的月度特质波动率定义为回归(1)残差的标准差:

$$IV_{it} = \sqrt{n_{it}} Std(\varepsilon_{i\tau}) \quad (2)$$

其中 $Std(\varepsilon_{i\tau})$ 是残差项的标准差, n_{it} 是当月的交易天数。若第 $t-1$ 月的特质波动率为 IV_{it-1} , 则在随机游走过程的假设下, 第 t 月的预期特质波动率为 $EIV_{1it} = IV_{it-1}$

2 用 GARCH 族模型估计特质波动率。为了刻画金融时间序列普遍存在的条件异方差, Engle(1982)、Bollerslev(1986)分别提出了 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 和 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型。Nelson(1991)进一步提出的 EGARCH 模型, 刻画了波动的非对称性, 即价格下跌时的波动率大于价格上涨时的波动率。考虑到特质波动率可能并不服从随机游走过程, 同时金融时间序列的波动有聚类的特征, 我们分别采用 GARCH (1, 1) 模型和 EGARCH 模型估计条件特质波动率, 并用三因素模型作为均值方程估计股票的系统风险。我们对每一只股票估计 GARCH (1, 1) 模型 (3a~3c):

$$R_{it} - \bar{r}_t = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - \bar{r}_t) + s_{it} SMB_t + h_{it} HML_t + \varepsilon_{it} \quad (3a)$$

$$\varepsilon_{it} = \sqrt{h_{it}} \nu_{it} \quad (3b)$$

$$h_{it} = \alpha_i + \delta h_{it-1} + \omega_i \varepsilon_{it-1}^2 \quad (3c)$$

其中, ν_{it} 服从独立的标准正态分布, 模型的均值方程为 Fama-French 三因素模型, 残差项 ε_{it} 的条件分布是均值为 0 方差为 h_{it} 的正态分布。我们用月度数据对每一只股票逐月估计 GARCH (1, 1) 模型, 用第 1 个月到第 $t-1$ 个月的数据估计 GARCH (1, 1) 模型, 并利用上述模型和估计所得参数进行一步向前预测估计第 t 月特质波动率的期望值 $EIV2$, 我们选择的时间窗口为 60 个月进行滚动估计 ($t=60$)。

对于 EGARCH (1, 1) 模型, 与 GARCH (1, 1) 类似, 其方程如下 (4a~4d):

$$R_{it} - \bar{r}_t = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - \bar{r}_t) + s_{it} SMB_t + h_{it} HML_t + \varepsilon_{it} \quad (4a)$$

$$\varepsilon_{it} = \sqrt{h_{it}} \nu_{it} \quad (4b)$$

$$\log h_{it} = \alpha_i + \delta \log h_{it-1} + \omega_i g(\nu_{it-1}) \quad (4c)$$

$$g(\nu_{it-1}) = \theta_i \nu_{it-1} + \gamma_i [|\nu_{it-1}| - (\pi/2)^{1/2}] \quad (4d)$$

如同上述利用 GARCH 模型估计预期特质波动率一样, 我们用月度数据对每一只股票逐月估计 EGARCH (1, 1) 模型, 用第 1 个月到第 $t-1$ 个月 (滚动窗口为 60 个月) 的数据估计第 t 月的特质波动率的期望值 $EIV3$ 。同时, 为了检验估计结果的稳健性, 我们还应用 SIC 准则在每次估计中挑选最适合的 EGARCH (p, q) 模型 ($1 \leq p \leq 3, 1 \leq q \leq 3$), 并估计了预期特质波动率, 估计值记为 $EIV4$ 。

3 利用 ARMA 模型估计特质波动率。与利用 GARCH 模型和 EGARCH 模型将特质波动率视为一个不可观测的过程并估计其条件预期值不同, 我们进一步参考 Huang 等 (2010) 的方法, 利用 ARMA 过程直接拟合已实现的特质波动率, 对其建模, 并进行预测得到预期值。我们首先用日数据估计每一只股票每一个月的三因素模型

从而得到各个股票的月度实现特质波动率的时间序列,之后再对这些时间序列分别采用拟和最优的 ARMA(p, q)过程 ($1 \leq p \leq 2, 1 \leq q \leq 2$ 选择标准是 SIC 准则),以 36 个月滚动的时间窗口进行估计并进行一步向前预测,这个预测值记为 $EIV5_t$ 。

(二) 控制变量

为了检验特质波动率对横截面预期收益的影响是否由其他因素造成,我们选取了下面的控制变量。

1 规模 (mv) 和账面市值比 ($banv$)。规模和账面市值比代表了公司的市场特征和基本面特征。陈信元等 (2001) 发现在中国,规模和账面市值比对横截面收益率有显著的解释能力。本文采用的规模变量定义为每个月月初的股票总市值的对数。账面市值比变量定义为股票当年的账面价值与每个月月初的总市值的比率,账面价值每年 7 月更新数据,总市值每月更新数据。

2 协偏度。Harvey 和 Siddique (2000) 指出仅用均值和方差不足以描述投资者的偏好,提出增加协偏度作为风险度量的一个因素,证明了协偏度风险因子有显著负的风险溢价,即协偏度越高收益率越低。本文参照 Harvey 和 Siddique (2000) 的方法衡量协偏度以及特质偏度,用股票 i 在第 t 月每一个交易日的超额收益 ($R_{i\tau} - r_{\tau}$) 对市场组合的超额收益 ($R_{m\tau} - r_{\tau}$)、收益的平方项 ($(R_{m\tau} - r_{\tau})^2$) 进行回归:

$$R_{i\tau} - r_{\tau} = a_{it} + b_{it}(R_{m\tau} - r_{\tau}) + c_{it}(R_{m\tau} - r_{\tau})^2 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

则股票 i 在第 t 月的协偏度为系数 c_{it} , 特质偏度为 ε_{it} 在第 t 月的偏度。

3 交易成本 ($cost$)。一般认为,交易成本越高的股票,市场摩擦越大,投资者就会要求越高的收益进行补偿。本文采用 Lesmond 等 (1999) 的方法衡量交易成本,即用日收益率为零的天数在一个月所有交易天数中所占的比例来度量交易成本。

4 流动性。Amihud (2002)、Pastor 和 Stambaugh (2003) 在美国股市发现显著的流动性风险溢价;苏冬蔚和麦元勋 (2004) 等在中国股市也发现显著的流动性风险溢价。常见的度量流动性风险的指标有换手率、Amihud (2002) 测度以及 Pastor-Stambaugh (2003) 测度。陈青和李子白 (2008) 认为换手率指标除了可以衡量流动性外,还含有异质信念方面的信息,不适合单独衡量流动性。梁丽珍和孔东民 (2008) 的研究表明 Pastor-Stambaugh (2003) 测度比较适合测度大规模公司,认为在中国 Amihud (2002) 测度优于其他测度。因此本文选择 Amihud (2002) 测度作为衡量流动性的指标。Amihud (2002) 测度实际衡量的是股票的非流动性,具体来说,在第 t 月股票 i 的非流动性由该月内的日交易数据计算而得,即:

$$Am\ ihud_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{\tau=1}^{N_{it}} \frac{|R_{i\tau}|}{DVol_{i\tau}} \quad (6)$$

其中 N_{it} 为股票 i 在第 t 月的交易天数, $R_{i\tau}$ 是股票 i 在 t 月内第 τ 天的收益率, $DVol_{i\tau}$ 为股票 i 在 t 月内第 τ 天的交易量 (以百万元为单位)。

5 前一个月的收益率 (*return1*)。Jegadeesh 和 Titman (1993) 认为美国市场存在显著的中期动量效应。中国股市动量溢价的研究结果与美国股市的结果有较大差异, 如朱战宇等 (2003)、周琳杰 (2002)、马超群和张浩 (2005) 发现在中国市场只有形成期和持有期在 4 周内的周度周期策略中存在动量异常收益。本文选择过去一个月的持有期收益率作为衡量反转效应的指标。

6 换手率 (*turnover*)。在本文研究区间内, 中国市场是严禁卖空交易的, 较为符合 Miller (1977) 理论中的假设条件, 所以我们还需要验证异质信念是不是造成中国特质波动率之谜的原因。异质信念常用的指标有交易量和换手率, 但交易量指标在比较不同大小的公司股票时误差较大, 按照 Boehme 等 (2006) 的建议选择股票的月换手率作为异质信念的代理变量。

7 杠杆比例。石予友等 (2008) 认为在分析股票收益率时, 不能单以贝塔系数作为风险的指标, 在中国还应考虑权益比等会计因素。一般来说, 权益比例越大, 公司的风险就越小, 所以本文以公司的负债与所有者权益之比作为杠杆比例因素。

8 股权集中度 (*top 10*)。Grossman 和 Hart (1980) 认为如果公司股权过于分散, 股东就不会有足够的激励来监督公司的管理层, 所以股权集中度高的公司业绩要好于股权集中度低的公司。Shleifer 和 Vishny (1997) 指出在股权相对分散的情况下公司股东倾向于采取搭便车的行为, 所以股权相对集中有利于提高股东的监控动力, 增加公司的价值。苏武康 (2003) 研究了中国沪深两市所有上市公司, 认为股权集中度与公司绩效正相关。因此, 股权集中度也是需要控制的变量, 本文选取前 10 大股东的持股比例作为代理变量。

(三) Fama-MacBeth 横截面回归

在研究公司个股 (组合) 的收益率与定价因子在横截面的关系方面, 比较常用的方法是 Fama-MacBeth 回归 (Fama and MacBeth, 1973; Fama and French, 1992)。在进行 Fama-MacBeth 回归对股票收益率与公司的特质风险之间的关系进行检验时, 我们需要按照上述预期特质风险的估计方法得到每只股票在每个月份期望的特质风险 EIV 。随后, 对于每一个月份的截面数据, 我们以股票的月超额收益 ($R_i - r_f$) 作为因变量, 对股票的期望特质波动率、三因素模型估计所得的系数并加入上述提到的控

制变量进行回归。具体的回归方程如下所示:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} EIV_{it} + \gamma_{2t} \beta_{it} + \gamma_{3t} s_{it} + \gamma_{4t} h_{it} + \sum_{k=5}^K \gamma_{kt} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中 R_{it} 表示股票 i 在第 t 月的收益率, r_{ft} 表示第 t 个月的无风险利率, EIV_{it} 表示第 t 月的期望特质波动率, β_{it} 、 s_{it} 和 h_{it} 分别是股票 i 在第 t 月的市场因子、规模因子和价值因子的系数, X_{kit} 表示对横截面预期收益率有影响的其他因素。为减少异方差和序列相关的影响, 本文用 Newey 和 West (1987) 的方法修正 t 统计量。在横截面回归得到系数 γ_{kt} ($k = 1, 2, \dots, K$) 估计值 $\hat{\gamma}_{kt}$ 的时间序列基础上, 计算其均值和方差及 t 统计量以判断各个因素是否显著影响股票的横截面收益率, 特别是股票预期特质波动率的系数 γ_{1t} 。因此, Fama-MacBeth 回归是利用每个时间点横截面信息的基础上判断某个因素是否有显著影响。下文报告的回归系数及 t 统计量均按此法计算得到。

(四) 投资组合分析法

在利用多元回归考察特质波动率对横截面股票收益的解释效力外, 我们还利用投资组合分析方法进一步检验结论的稳健性。投资组合分析法是根据某一指标构建不同的投资组合, 检验不同组合持有期收益率是否存在显著差别。具体来说, 根据预期特质波动率将所有股票由低到高排序, 分为五个投资组合, 在每个月末根据波动率指标或者其他指标重新分组调整组合内的股票。将不同的投资组合持有有一定的时间段, 比较特质波动率最高的一组 and 最低的一组之间的收益率, 如果前者显著低于后者, 则证明中国存在特质波动率之谜。我们用二维分组的方法, 即先按照一个指标分组, 再在每一组内按照第二个指标继续分组, 研究其他控制变量的影响。

三 数据及检验结果

(一) 数据描述及特质风险的估计结果

本文选取 A 股市场的股票作为研究对象, 时间为 1997 年 1 月 1 日至 2009 年 12 月 31 日。收益率采用日对数收益率, 剔除了上市首日、复牌首日等不设涨跌幅限制的交易日数据和上市时间过短的股票数据。对于市场组合的收益率, 本文采用考虑现金红利再投资的综合日市场回报率 (以总市值加权平均) 代替。以上股票价格、交易量、总市值等股票数据和市场回报率数据均来自 CSMAR 金融数据库, 无风险利率为一年居民定期存款利率, 计算三因素模型所需的账面价值信息来自锐思金融研究数据库。前 10 大股东持股比例数据来源于万得资讯。

表 1 描述性统计

变量	均值	中位数	标准差	25% 分位数	75% 分位数	偏度	峰度
<i>return</i>	0.0093	0.0091	0.1589	-0.0750	0.1008	-0.1314	2.0696
<i>IV</i>	0.0855	0.0804	0.0399	0.0557	0.1100	0.6917	0.6147
<i>EIV1</i>	0.0854	0.0803	0.0400	0.0554	0.1100	0.7037	0.6077
<i>EIV2</i>	0.0932	0.0877	0.0364	0.0668	0.1143	0.9434	2.1122
<i>EIV3</i>	0.0864	0.0806	0.0386	0.0588	0.1082	0.8891	1.3988
<i>EIV4</i>	0.0851	0.0789	0.0392	0.0569	0.1065	0.9325	1.3223
<i>EIV5</i>	0.0796	0.0781	0.0261	0.0592	0.0975	0.4888	1.1138
<i>turnover</i>	0.4953	0.3491	0.4563	0.1641	0.6828	1.7739	4.6045

说明: *return* 表示股票收益率, *IV* 表示当期实现的特质波动率, *EIV1* 表示滞后 1 期实现的特质波动率, *EIV2* 表示用 GARCH(1, 1) 模型估计的预期的特质波动率, *EIV3* 表示用 EGARCH(1, 1) 模型估计的预期的特质波动率, *EIV4* 表示用 EGARCH(p, q) 模型估计的预期的特质波动率, *EIV5* 表示用 ARMA(p, q) 模型估计的预期的特质波动率。

表 2 *IV* 自相关系数描述性统计

变量	均值	标准差	5% 分位数	25% 分位数	50% 分位数	75% 分位数	95% 分位数	变异系数	样本数
相关系数	0.307	0.239	-0.142	0.190	0.344	0.469	0.612	78.027	1333

说明: *IV* 表示当期实现的特质波动率, 相关系数表示 *IV* 一阶自相关系数, 首先对样本内每个股票的 *IV* 序列求其相关系数, 然后对所有股票在横截面上计算其描述性统计量。

表 3 变量相关系数矩阵

	<i>IV</i>	<i>EIV1</i>	<i>EIV2</i>	<i>EIV3</i>	<i>EIV4</i>	<i>EIV5</i>	<i>turnover</i>
<i>return</i>	0.216	-0.086	-0.035	-0.018	-0.009	-0.059	-0.081
<i>IV</i>	1	0.314	0.253	0.150	0.131	0.302	0.238
<i>EIV1</i>		1	0.329	0.190	0.170	0.627	0.553
<i>EIV2</i>			1	0.522	0.374	0.360	0.318
<i>EIV3</i>				1	0.351	0.231	0.189
<i>EIV4</i>					1	0.209	0.163
<i>EIV5</i>						1	0.406
<i>turnover</i>							1

说明: 变量解释见表 1。所有相关系数在 5% 的显著性水平下均显著。此相关系数是在每个时间点对横截面的个股数据进行计算然后在时间序列上取平均得到。

限于篇幅,表 1 报告了部分指标的描述性统计量。表 2 给出了已实现的特质波动率自相关系数的描述性统计,我们可以看到,所有股票的已实现特质波动序列一阶自相关系数有 50% 在 0.34 以下,有 95% 在 0.61 以下,这与一般单位根过程自相关系数接近于 1 有很大区别。*Fu* (2009) 对美国 NYSE、AMEX 和 NASDAQ 市场 1963 年 7 月到 2006 年 12 月的数据进行研究,发现已实现的特质波动率一阶自相关系数的均值为 0.33,本文得到了类似的结果。这表明随机游走过程假设并不合理,而在放松随机游走过程的假设下构造特质波动率的预期值并在横截面上对其与收益率的关系进行检验是非常必要的。表 3 总结了本文所需的部分变量的相关性。从中可以看出股票的收益率与当期实现的特质波动率 (V) 正相关,而与预期的特质波动率 ($EV1 \sim EV5$) 负相关。

(二) *Fama-MacBeth* 回归结果

我们采用 *Fama-MacBeth* 回归法检验预期特质波动率 (EV) 与横截面收益率的相关关系。同时,为了控制之前所述各种因素对特质波动率解释力的影响,我们将这些变量加入回归方程逐一进行检验。

1. $EV1$ 作为自变量的回归结果。我们首先采用滞后 1 期的实现波动率 ($EV1$) 表示预期特质波动率,除了模型 1 以外,所有的方程均包括账面市值比和规模两个控制变量,并逐步增加其他控制变量。我们利用月度数据逐月进行估计,如果股票特质波动率是横截面预期收益率的定价因素,则 $EV1$ 的系数应该在统计上是显著的。如果 $EV1$ 的系数符号为正,则股票特质波动率与横截面预期收益有正相关关系,反之有负相关关系。回归结果如表 4 所示。

从表 4 我们可以看出,在只考虑 *Fama-French* 三因素模型系数的模型 1 中, $EV1$ 的系数显著为负,说明特质波动率与预期的超额收益率之间存在显著的负相关关系。在模型 2 中,我们加入了股票市值和账面市值比两个自变量,可以看到表示公司规模的控制变量系数显著为负,而表示公司价值的变量系数显著为正,这与 *Fama* 和 *French* (1992) 的结论大致相同,小公司的业绩回报高于大公司,而价值型股票的业绩回报高于成长型股票,但这些并不能解释特质波动率之谜。

在以下回归中,我们逐一增加其他控制变量。由于协偏度、特质偏度、流动性和杠杆比率等控制变量一直不显著,将其略去。表 4 前 1 个月的收益率、换手率以及前 10 大股东持有股票比例都会显著影响横截面收益率。前 1 个月的收益率的系数显著为负,说明中国股市存在短期的反转效应,但 $EV1$ 系数的显著性只是略微下降,仍然显著为负。换手率的系数也显著为负,说明高换手率会导致未来的低收益率。在模型 4 中,由于加入了换手率控制变量使得 $EV1$ 的系数及其显著性都有了较大幅度的下

降,说明异质信念可以在一定程度上解释但不能完全解释特质波动率之谜。在模型 5 中,前 10 大股东持股比例显著为正,这也与 Grossman 等 (1980) 和 Shleifer 等 (1997) 的结果一致,股权的集中有利于股东对公司管理层的监督,增加企业的价值。

表 4 的结果与 Ang 等 (2009) 的结果相同,表明中国确实存在特质风险之谜。但上述结果的前提是预期的特质波动率可以用滞后 1 期实现的特质波动率表示,即特质波动率是一个随机游走的过程。一旦条件不满足,我们的结果就会存在一定的误差。因此,下面我们采用 EGARCH (p, q) 模型估计预期的特质波动率,再次检验中国是否存在特质波动率之谜。

2 EN4 作为自变量的回归结果。我们采用 EN4 作为预期的特质波动率,然后对表 4 的各个模型重新进行估计,估计结果如表 5 所示。由表 5 可以看出,EN4 的系数相对表 4 EN1 系数的绝对值有了明显的下降。模型 1 中,系数虽然显著,但由 -0.258 变为 -0.031,其 t 值也由 -9.03 变为 -3.33。在以下回归中,我们逐一加入不同的控制变量,可以看到,与表 4 的结果稍有不同,除了前一个月的收益率、换手率以及前 10 大

表 4 Fam a-MacBeth 回归结果 (EIV1)

截距项	β_{it}	EIV1	smb	hml	mv	$benv$	$cost$	$return1$	$turnover$	$top10$	调整后的 R^2
1 1.421	1.124	-0.258	0.089	-0.142							0.158
[2.46]	[0.91]	[-9.03]	[0.15]	[-0.47]							
2 5.119	1.104	-0.250	-0.221	-0.226	-0.218	0.283					0.169
[2.51]	[0.89]	[-8.90]	[-0.33]	[-0.71]	[-1.70]	[1.93]					
3 4.956	1.107	-0.248	-0.225	-0.232	-0.211	0.278	1.492				0.169
[2.45]	[0.90]	[-8.89]	[-0.34]	[-0.73]	[-1.65]	[1.89]	[1.59]				
4 3.325	0.920	-0.232	-0.168	-0.191	-0.114	0.199		-0.048			0.183
[1.65]	[0.74]	[-7.78]	[-0.25]	[-0.60]	[-0.91]	[1.45]		[-3.33]			
5 5.529	1.184	-0.146	-0.163	-0.219	-0.243	0.284			-2.278		0.178
[2.75]	[0.97]	[-5.50]	[-0.25]	[-0.70]	[-1.93]	[1.92]			[-5.02]		
6 5.781	1.147	-0.254	-0.247	-0.238	-0.343	0.345				0.022	0.171
[2.82]	[0.93]	[-9.15]	[-0.37]	[-0.75]	[-2.56]	[2.40]				[5.74]	
7 4.382	0.915	-0.138	-0.154	-0.202	-0.272	0.235	1.104	-0.045	-2.207	0.021	0.202
[2.24]	[0.75]	[-5.23]	[-0.23]	[-0.64]	[-2.13]	[1.79]	[1.22]	[-3.09]	[-5.08]	[5.39]	

说明:回归因变量是股票的月收益率, β_{it} , smb 和 hml 分别表示三因素模型中市场因素、规模因素和价值因素的系数值, EIV1 表示滞后 1 期实现的特质波动率, 方括号内是 Newey-West t 统计量。表 5 表 6 同。

股东持有股票比例的系数显著外, 交易成本的系数也变得显著。从这些控制变量对 *EIV4* 系数的影响来看, 与表 4 相同, 换手率的解释效果最为明显, 反转效应次之。特别是当我们控制了换手率之后, *EIV4* 系数的 *t* 值下降为 -1.61, 即使在 10% 的显著性水平下也是不显著的。在模型 7 中, 我们仅仅加入系数显著的 4 个控制变量, 可以看到 *EIV4* 仍然不显著。

表 5 **Fama-MacBeth** 回归结果 (*EIV4*)

截距项	<i>beta</i>	<i>EIV4</i>	<i>sm b</i>	<i>hml</i>	<i>mv</i>	<i>ben v</i>	<i>cost</i>	<i>return1</i>	<i>turnover</i>	<i>top 10</i>	调整后的 R ²	
1	0.086	0.764	-0.031	-0.100	-0.045						0.148	
	[0.16]	[0.61]	[-3.33]	[-0.16]	[-0.15]							
2	4.308	0.765	-0.026	-0.400	-0.165	-0.239	0.453				0.160	
	[2.15]	[0.62]	[-2.96]	[-0.60]	[-0.51]	[-1.85]	[3.19]					
3	4.021	0.784	-0.026	-0.403	-0.178	-0.228	0.441	3.187			0.160	
	[2.02]	[0.63]	[-2.92]	[-0.60]	[-0.55]	[-1.77]	[3.11]	[3.19]				
4	2.339	0.689	-0.022	-0.303	-0.130	-0.113	0.337	-0.069			0.175	
	[1.18]	[0.55]	[-2.73]	[-0.44]	[-0.40]	[-0.89]	[2.54]	[-5.27]				
5	3.011	1.221	-0.013	-0.217	-0.171	-0.271	0.413		-1.074		0.173	
	[1.46]	[1.02]	[-1.61]	[-0.33]	[-0.53]	[-2.05]	[2.88]		[-6.22]			
6	4.938	0.793	-0.026	-0.431	-0.179	-0.358	0.518			0.020	0.162	
	[2.44]	[0.64]	[-2.93]	[-0.64]	[-0.55]	[-2.67]	[3.72]			[5.32]		
7	1.548	1.046	-0.011	-0.181	-0.167	-0.248	0.362	1.758	-0.055	-0.955	0.019	0.190
	[0.77]	[0.87]	[-1.42]	[-0.27]	[-0.52]	[-1.86]	[2.76]	[1.98]	[-3.80]	[-5.34]	[4.93]	

由表 5 的结果可以看出, 在我们按照 Fu (2009) 的方法重新估计预期的特质波动率 (*EIV4*) 之后, 如果只考虑 Fama-French 三因素的系数值和 *EIV4* 则得到的结果仍与 Ang 等 (2009) 相同, 在中国特质波动率与截面收益率之间存在显著的负相关关系, 而且这种负相关关系在考虑股票的规模因素和价值因素后仍然显著, 并没有出现 Fu (2009) 二者显著正相关的结果, 但是这种负相关关系在控制了换手率变量之后消失了。

3 *EIV2*, *EIV3* 和 *EIV5* 作为自变量的回归结果。为了进一步检验上面的得到的结果, 我们采用其他几种方法估计预期特质波动率, 再一次对模型进行估计, 由于 *EIV2* 和 *EIV3* 均采用 GARCH 模型族估计预期特质波动率, 结果与表 5 非常类似, 限于篇幅, 结果略去。表 6 报告了采用 *EIV5* 的估计结果。具体来说, *EIV5* 前面的系数显著

为负,在模型 1 中系数值为 -0.197 与 $EIV1$ 的结果类似,这主要是 $EIV5$ 的估计直接对已实现的特质波动率进行建模。在加入了控制变量后,当回归方程中包含换手率时,预期特质波动率的系数不显著。同时,表 6 各主要变量前面系数的数值与之前大体一致。这个结果表明,我们的结论对于预期波动率估计方法的变动是稳健的。因此,我们放松特质波动率是一个随机游走过程的假设,不同的特质波动率的估计结果大体一致,它们的趋势可以用相同的控制变量来解释。

表 6 Fam a-MacBeth 回归结果 ($EIV5$)

截距项	<i>beta</i>	$EIV5$	<i>snb</i>	<i>hml</i>	<i>mv</i>	<i>benv</i>	<i>cost</i>	<i>return1</i>	<i>turnover</i>	<i>top 10</i>	调整后的 R^2
1 1.400	0.466	-0.197	-0.063	0.123							0.182
[2.53]	[0.49]	[-4.74]	[-0.13]	[0.50]							
2 7.825	0.317	-0.169	-0.407	0.089	-0.412	0.209					0.201
[3.46]	[0.34]	[-4.25]	[-0.77]	[0.35]	[-2.86]	[1.60]					
3 7.479	0.338	-0.165	-0.406	0.085	-0.396	0.202	1.756				0.201
[3.35]	[0.36]	[-4.11]	[-0.77]	[0.34]	[-2.77]	[1.55]	[1.41]				
4 5.791	0.353	-0.161	-0.430	0.145	-0.291	0.097		-0.073			0.217
[2.52]	[0.37]	[-4.06]	[-0.80]	[0.56]	[-1.99]	[0.75]		[-5.87]			
5 6.097	0.468	-0.033	-0.330	0.105	-0.456	0.197			-1.031		0.213
[2.61]	[0.51]	[-0.85]	[-0.63]	[0.42]	[-3.11]	[1.56]			[-5.70]		
6 8.217	0.334	-0.174	-0.419	0.069	-0.484	0.240				0.012	0.202
[3.60]	[0.36]	[-4.34]	[-0.80]	[0.27]	[-3.19]	[1.82]				[3.21]	
7 4.446	0.458	-0.046	-0.376	0.128	-0.391	0.116	0.662	-0.059	-0.931	0.011	0.231
[1.90]	[0.49]	[-1.22]	[-0.70]	[0.50]	[-2.55]	[0.93]	[0.57]	[-4.51]	[-5.11]	[2.93]	

(三) 投资组合分析结果

1 利用 $EIV1$ 分组的结果。我们首先采用最简单的投资组合构建策略检验 Ang 等 (2006) 提出的特质波动率之谜是否存在,即用 $t-1$ 月实现的特质波动率作为 t 月的预期特质波动率 ($EIV1$) 将所有股票排序分为 5 组,其中组合 1 (组合 5) 包括了预期特质波动率最低的 (最高的) 股票。我们将这些投资组合持有 1 个月,并在每个月的月末重新调整投资组合,不断重复这个过程。这样我们就可以得到投资组合收益的时间序列,以及波动率高组和波动率低组收益率之差的时间序列,同时我们还可以得到这个时间序列的 t 统计量,为了消除时间序列相关性和异方差的影响,我们采用 Newey - West t 统计量检验收益率之差是否显著异于零,结果如表 7 所示。

表 7 以 $EIV1$ 分组的投资组合月平均收益率

投资组合	$EIV1$	r_{nw}	r_{aw}	mv	$return1$	$turnover$	$cost$	$top10$
1	4.349	0.848	1.460	14.768	-0.778	30.275	0.041	54.260
2	6.360	0.824	1.214	14.708	0.166	37.232	0.035	54.970
3	7.776	0.427	0.783	14.686	1.624	41.740	0.032	55.296
4	9.454	0.163	0.194	14.626	2.820	49.389	0.029	55.292
5	12.866	-0.606	-0.942	14.579	5.797	69.416	0.024	55.245
5-1		-1.453	-2.401					
		[-2.92] [-7.62]						

说明: r_{nw} 表示以市值为权重的组合平均收益率(%), r_{aw} 表示等权重的组合平均收益率(%), $EIV1$ 表示滞后 1 期实现的特质波动率, 组合 5-1 表示组合 5 与组合 1 的收益率之差。方括号内是 Newey-West t 统计量。表 8 9 同。

表 7 第 1 列报告了 5 个投资组合的平均预期特质波动率, 第 2 列我们报告了以股票总市值为权重的持有期投资组合平均收益率, 收益率从组合 1 的 0.85% 下降到组合 2 的 0.82%, 再下降到 0.43% (组合 3), 0.16% (组合 4), 投资组合 5 的收益率更是下降至 -0.61%, 其与投资组合 1 的月平均收益率相差 -1.45%, t 值为 -2.92。因此高特质风险投资组合的收益率显著低于低特质风险投资组合的收益率的, 而且特质波动率与组合平均收益率之间的确存在着负相关关系。这个结果与 Ang 等 (2006) 和 Fu (2009) 的结果类似, 但又稍有区别。国外的研究结果表明, 虽然组合 5 与组合 1 之间的加权平均收益率的差别是显著的, 但主要是组合 5 的收益率突然大幅降低所致, 也就是说组合 1 到组合 4 之间的收益率并没有显著不同。但中国的数据结果显示组合加权平均收益率是随着特质波动率的升高而稳步降低的。Bali 和 Cakici (2008)、Huang 等 (2010) 还发现高特质波动率的投资组合所包含的股票市值往往比较小, 特质波动率之谜主要由这些高波动率低市值的股票造成, 所以采用不同的加权方法计算组合收益率会导致不同的结果。但如表 7 第 3 列等权重计算结果所示, 组合 5 的月度平均收益率为 -0.94%, 组合 1 的月度平均收益率为 1.46%, 二者之差为 -2.40%, 其 t 值为 -7.62 相对于加权平均收益率更加显著, 这个解释对于中国并不成立。具体来讲, 如表 7 第 4 列所示, 投资组合的平均市值随着波动率的升高而逐渐变小, 但是变化的幅度相对于国外的结果而言小很多。在美国, 波动率最高股票构成的投资组合 (组合 5) 只占有所有股票总市值的 2% 左右, 波动率最低股票构成的组合 (组合 1) 则占将近 50%, 而在中国二者都占总市值的 1/5 左右, 所以等权重与市值加权两种方法所得到的结果差别不大。

表 7 第 5 列报告了投资组合形成期的以股票市值作为权重的组合平均收益率, 可以看出从组合 1 到组合 5, 其收益率是单调增加的, 这与持有期收益率完全相反, 表现较为明显的反转效应。表 7 第 6 到第 8 列分别报告了组合平均的换手率、交易成本和前 10 大股东持股比例。可以看到只有换手率的变化较明显, 从组合 1 的 30.28% 上升到组合 5 的 69.42%, 而交易成本和前 10 大股东持股比例变化并不明显, 其趋势是随着预期特质波动率的升高而降低的, 这些与前面的回归结果一致。综上所述, 如果将 $EIV1$ 作为预期特质波动率, 那么中国也存在特质波动率之谜。

2 利用 $EIV1$ 和控制变量

二维分组的结果。下面我们采用二维分组的方法研究控制变量后的影响。这里我们选取公司规模、账面市值比、过去一个月的收益率、交易成本、换手率和前 10 大股东持股比例几个控制变量。表 8 报告以前一个月收益率二维分组的结果, 其

表 8 以前一个月收益率二维分组的投资组合月平均收益率

投资组合	$EIV1$	r_{vw}	r_{aw}
1	4.673	1.204	1.328
2	6.552	1.142	1.145
3	7.845	0.643	0.742
4	9.373	-0.026	0.187
5	12.443	-0.517	-0.692
5-1		-1.721	-2.020
		[-4.33]	[-6.64]

余结果限于篇幅略去。具体来讲, 我们以组合形成期的收益率进行二维分组来控制反转效应。现有文献对此存在不同的结论, Ang 等 (2006) 指出在控制了形成期收益率之后, 预期特质波动率与持有其组合平均收益率仍然是显著负相关的; 而 Huang 等 (2010) 采用与 Ang (2006) 相同的方法, 发现在控制了过去的收益率水平之后特质波动率之谜消失了。

从表 8 可以看出, 在控制了反转效应之后, 等权重组合 5 的平均收益率为 -0.69%, 组合 1 的平均收益率为 1.33%, 二者之差为 -2.02%, t 值为 -6.64。虽然 t 值较控制反转效应之前稍有下降, 但仍然是显著的, 而且以市值为权重计算的组合 5 与组合 1 平均收益率之差的 t 值为 -4.33 也是显著不为零的, 所以在中国, 反转效应并不能解释特质波动率之谜。正如表 7 所示, 由于中国高收益率股票与低收益率股票的市值大致相等, 二者的反转效应互相抵消。因此, 中国股票市场不同于美国市场, 使得反转效应无法解释中国的特质波动率之谜。类似地, 我们发现在采用 $EIV1$ 的情况下, 换手率也不能解释特质波动率之谜, 与之前利用 $EIV1$ 进行回归分析的结果大致相同, 这些因素并不能为特质波动率之谜提供一个合理的解释。

3 不同预期特质波动率估计值的分组结果。前面的投资组合分析法得到的结果

同 Fama-MacBeth 两步回归法一样隐含着特质波动率是一个随机游走过程的假设, 下面我们采用其他几种方法得到的预期特质波动率进行投资组合分析。

表 9 以换手率二维分组的投资组合月平均收益率 ($EIV_2, EIV_3, EIV_4, EIV_5$)

投资组合		1	2	3	4	5	5- 1
EIV_2	r_{nw}	0.496	0.402	0.429	0.435	0.156	- 0.340 [- 1.00]
	r_{av}	0.570	0.503	0.611	0.703	0.317	- 0.253 [- 0.90]
EIV_3	r_{nw}	0.563	0.348	0.072	0.240	0.451	- 0.112 [- 0.37]
	r_{av}	0.583	0.554	0.472	0.602	0.586	0.003 [0.02]
EIV_4	r_{nw}	0.211	0.577	0.448	0.310	0.253	0.042 [0.18]
	r_{av}	0.487	0.626	0.540	0.580	0.477	- 0.010 [- 0.05]
EIV_5	r_{nw}	0.452	- 0.053	0.030	0.337	- 0.326	- 0.786 [- 2.29]
	r_{av}	0.646	0.776	0.570	0.490	0.203	- 0.386 [- 1.05]

从表 9 我们可以看出, 在控制了换手率之后, 除了采用 EIV_5 分组的加权平均收益率之差之外, 组合 5 与组合 1 的平均收益率之差都是不显著的。投资组合分析法的整体结果再一次验证了前文通过 Fama-MacBeth 回归法得到的结论: 中国存在特质波动率之谜的现象, 而且不同的预期特质波动率估计方法、不同的权重组合都不能消除这种现象。但是一旦控制了换手率这个因素, 特质波动率与横截面收益率之间的负相关关系就消失了, 说明换手率基本可以解释中国的特质波动率之谜。

(四) 卖空限制、异质信念与特质波动率之谜

前面的结果证实反转效应不能解释中国特质波动率之谜是因为中国股票市值结构与国外不同, 同时换手率能解释中国特质波动率之谜也是源于中国市场自身的特点。与国外发达市场不同, 中国股票市场上禁止卖空交易。根据 Miller (1977) 的解释, 市场上的投资者具有异质信念, 对于未来的预期分为悲观和乐观两种。悲观的投资者会认为该股票被高估, 但是在卖空限制的前提条件下, 悲观投资者不能参与市场交易, 反之, 乐观的投资者会认为这些股票被低估, 他们会大量的买进股票, 所以市场

中的资产价格仅仅反映了乐观投资者的估值,这就造成了当期资产价格的高估,从而降低了未来的资产收益率水平。最近的一些研究结论也支持 Miller 的理论。Boehme 等 (2006) 指出当卖空限制和投资者异质性同时存在时,证券价格会被明显高估。投资者之间的分歧越大,资产价格越被高估,未来的收益率越低。同时,如果投资者之间的分歧越大,股票的交易量也就越大,这就造成了高换手率的现象。所以,换手率与未来的收益率是一种负相关的关系。高换手率往往伴随较高的股价波动,从而导致较高的特质波动率,这样,特质波动率与未来的收益率就产生了负相关的关系。

在中国,卖空限制和投资者对股票未来收益估计的分歧相对于国外成熟市场更加明显。中国股市在样本期内完全禁止卖空交易,当股票处于下跌状态时,投资者无法通过卖空股票来规避股票下跌的风险,使股价的负面信息难以及时反映出来。同时,中国证券市场尚不成熟,机构投资者在股市所占比例较低,个人投资者相对较高,市场投机气氛严重,投资者对股票未来收益预期值的分歧较成熟市场更为明显。

四 结论

本文基于中国证券市场股票数据,对中国股市是否存在特质波动率之谜,以及造成这种现象的原因进行了研究。我们采用滞后 1 期实现的特质波动率和利用 GARCH, EGARCH, ARMA 模型一步向前预测的特质波动率,利用 Fama-MacBeth 回归法对特质波动率和横截面收益率之间的关系进行了研究。回归结果发现二者有显著的负相关关系,说明中国股票市场存在特质波动率之谜。随后我们通过加入规模、账面市值比、协偏度、交易成本、流动性、换手率、反转效应、股权集中度等控制变量,发现换手率指标在解释中国股票市场的特质波动率之谜方面有着显著的贡献。为了保证结果的稳健性,本文还采用了投资组合分析法和二维分组的方法进行研究,同样发现预期特质波动率与横截面收益有显著的负相关关系,并且这一现象在控制了换手率指标后就消失了。更进一步,本文认为中国市场上的特质波动率之谜基本可以由卖空限制的交易规则和投资者异质信念解释。

本文发现投资者异质信念在中国资本市场具有额外的解释效力,在考虑异质信念情况下进行资产定价的理论研究,并应用到中国资本市场上,无疑是一个值得深入探讨的问题。此外,随着中国融资融券的推出和卖空限制的放开,特质波动率之谜会有哪些新的表现形式和可能的解释,也是一个可能的研究方向。

参考文献:

陈青、李小白 (2008):《我国流动性调整下的 CAPM 研究》《数量经济技术经济研究》第 6 期。

陈国进、涂宏伟、林辉 (2009):《我国股市的特质波动率之谜及基于异质信念的解释》厦门大学工作论文。

陈浪南、屈文洲 (2000):《资本资产定价模型的实证研究》《经济研究》第 4 期。

陈信元、张田余、陈东华 (2001):《预期股票收益的横截面多因素分析:来自中国证券市场的经验证据》《金融研究》第 6 期。

邓长荣、马永开 (2005):《三因素模型在中国证券市场的实证研究》《管理学报》第 5 期。

范龙振、单耀文 (2004):《交易额、A 股比例、势效应和三因子模型》《管理科学学报》第 3 期。

黄波、李湛、顾孟迪 (2006):《基于风险偏好资产定价模型的公司特质风险研究》《管理世界》第 11 期。

梁丽珍、孔东民 (2008):《中国股市的流动性指标定价研究》《管理科学》第 3 期。

马超群、张浩 (2005):《中国股市价格惯性反转与风险补偿的实证研究》《管理工程学报》第 2 期。

石予友、仲伟周、马骏、陈燕 (2008):《股票的权益比、账面市值比及其公司规模与股票投资风险—以上海证券市场的 10 只上市公司股票投资风险为例》《金融研究》第 6 期。

苏冬蔚、麦元勋 (2004):《流动性与资产定价:基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究》《经济研究》第 2 期。

苏武康 (2003):《中国上市公司股权集中度与公司绩效实证研究》《经济体制改革》第 3 期。

汪炜、周宇 (2002):《中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证分析—以上海股票市场为例》《经济研究》第 10 期。

杨华蔚、韩立岩 (2009):《中国股票市场特质波动率与横截面收益研究》《北京航空航天大学学报(社会科学版)》第 1 期。

周琳杰 (2002):《中国股票市场动量策略赢利性研究》《世界经济》第 8 期。

朱战宇、吴冲锋、王承伟 (2003):《不同检验周期下中国股市价格动量的盈利性研究》《世界经济》第 8 期。

Amihud Y. “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects” *Journal of Financial Markets* 2002, 5, pp 31 – 56.

Ang A.; Hodrick R. J.; Xing Y. and Zhang X. “The Cross-Section of Volatility and Expected Returns” *Journal of Finance*, 2006, 61, pp 259–299

——. “High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U. S. Evidence.” *Journal of Financial Economics*, 2009, 91, pp 1–23

Bali T. G.; Cakici N.; Yan, X. and Zhang Z. “Does Idiosyncratic Risk Really Matter?” *Journal of Finance*, 2005, 60, pp 905 – 929

Bali T. G. and Cakici N. “Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008, 43, pp 29–58.

Boehme, R. D.; Danielsen, B. R. and Sorescu, S. M. “Short-Sale Costs Differences of Opinion and Overvaluation” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2006, 41, pp 455–487.

Bollerslev, T. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*, 1986, 31, pp 307 – 327.

Brockman P. and Schutte M. “Is Idiosyncratic Volatility Priced? The International Evidence” University of Missouri–Columbia working paper, 2007

Chua C.; Goh, J. and Zhang Z. “Idiosyncratic Volatility Matters for the Cross-Section of Returns in

More Ways than One” Singapore Management University working paper, 2006

Engle, R. F. “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation” *Econometrica*, 1982, 50, pp. 987–1007.

Fama, E. F. and French, K. R. “The Cross-Section of Expected Stock Returns” *Journal of Finance*, 1992, 47, pp. 427–465.

———. “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds” *Journal of Financial Economics*, 1993, 33, pp. 3–56.

Fama, E. F. and MacBeth, J. D. “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests” *Journal of Political Economy*, 1973, 81, pp. 607–636.

Fu, F. “Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns” *Journal of Financial Economics*, 2009, 91, pp. 24–37.

Goyal, A. and Santa-Clara, P. “Idiosyncratic Risk Matters” *Journal of Finance*, 2003, 58, pp. 975–1007.

Grossman, S. J. and Hart, O. D. “Takeover Bids, the Free-Riders Problem, and the Theory of the Corporation” *The Bell Journal of Economics*, 1980, 11, pp. 42–46.

Harvey, C. R. and Siddique, A. “Conditional Skewness in Asset Pricing Tests” *Journal of Finance*, 2000, 55, pp. 1263–1295.

Huang, W.; Liu, Q.; Rhee, S. G. and Zhang, L. “Return Reversals, Idiosyncratic Risk and Expected Returns” *Review of Financial Studies*, 2010, 23, pp. 147–168.

Jegadeesh, N. and Titman, S. “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency.” *Journal of Finance*, 1993, 48, pp. 65–92.

Jiang, G. J.; Xu, D. and Yao, T. “The Information Content of Idiosyncratic Volatility.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44, pp. 1–28.

Lesmond, D. A.; Ogden, J. P. and Trzcinka, C. A. “A New Estimate of Transaction Costs” *Review of Financial Studies*, 1999, 12, pp. 1113–1141.

Merton, R. C. “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information” *Journal of Finance*, 1987, 42, pp. 483–510.

Miller, E. M. “Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion” *Journal of Finance*, 1977, 32, pp. 1151–1168.

Nelson, D. B. “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach” *Econometrica*, 1991, 59, pp. 347–370.

Newey, W. K. and West, K. D. “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix” *Econometrica*, 1987, 55, pp. 703–708.

Pastor, L. and Staubach, R. F. “Liquidity Risk and Expected Stock Returns” *Journal of Political Economy*, 2003, 111, pp. 642–658.

Shleifer, A. and Vishny, R. W. “A Survey of Corporate Governance” *Journal of Finance*, 1997, 52, pp. 737–783.

(截稿: 2011年1月 责任编辑: 李元玉)