

# 中国股市存在“特质波动率之谜”吗？

邓雪春<sup>1</sup>，郑振龙<sup>2</sup>

(1 中国人民银行 厦门市中心支行, 福建 厦门 361004 2 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 文章讨论了中国股市是否存在“特质波动率之谜”, 实证结果表明, 滞后的特质波动率并不是预期特质波动率的一个好的估计值。所谓“特质波动率之谜”是由于研究者错误地使用滞后的特质波动率来取代预期特质波动率而出现的伪现象。文章采用对每支股票的对数特质波动率序列建立 ARMA模型的方法提取预期特质波动率, 并利用横截面回归研究预期特质波动率与预期收益率之间的关系, 研究结果表明两者之间存在显著的正向关系, 这种正向关系即使在考虑了各种控制变量并经过稳健性检验之后仍然成立。

**关键词:** 特质波动率; 预期收益率; 异质信念

**中图分类号:** F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2154(2011)01-0060-08

## 一、引言

经典的资产定价模型告诉我们, 在投资者持有充分多样化投资组合的前提下, 公司特质风险是非系统性风险, 不应得到风险补偿。然而在现实生活中, 这个经典结论的假设前提无法满足。此时, 公司特质风险就成为影响股票收益率的一个重要因素, 特别是对于我国市场来说, 卖空限制与市场信息透明度的缺乏等因素使得大多数投资者不可能进行多样化投资, 因此特质风险对股票预期收益率的影响就更大了。

国外关于公司特质风险的理论研究也表明, 代表特质风险的特质波动率能影响预期收益率, 且这种影响为正向, 如 Levy(1978)<sup>[1]</sup>、Merton(1987)<sup>[2]</sup>、Longstaff(1989)<sup>[3]</sup>、Lehmann(1990)<sup>[4]</sup>、Makel和 Xu(2002)<sup>[5]</sup>等。然而 Ang等人(2006)<sup>[6]</sup>的实证研究却发现, 滞后的特质波动率与预期收益率之间存在负向关系, 并把这种实证中的负向关系与理论模型中的正向关系相违背的现象视为“特质波动率之谜”。

“特质波动率之谜”提出后, 引起了国内外学者的热烈讨论。杨华蔚和韩立岩(2009)<sup>[7]</sup>采用时间序列和横截面回归的方法发现滞后的特质波动率与预期收益率之间存在负向关系, 支持我国市场“特质波动率之谜”的存在, 且认为 Miller(1977)<sup>[8]</sup>异质信念的思想在一定程度上可以解释这一现象。然而, 很多学者对“特质波动率之谜”的存在提出了质疑(如 Spiegel和 Wang 2006)<sup>[9]</sup>、Djavanpour等(2006)<sup>[10]</sup>、Bali和 Cakici(2008)<sup>[11]</sup>、Fu(2009)<sup>[12]</sup>等), 主要集中在两个方面: 第一, 理论模型中得到的正向关系是针对预期特质波动率与预期收益率, 而实证中所使用的滞后的特质波动率能否作为预期特质波动率的代表需要论证; 第二, 样本的选取。Ang等(2009)<sup>[13]</sup>针对这些质疑做出了回应, 但他们在研究中采用特质波动率对公司性质进行回归得到预期特质波动率的做法仍然备受质疑。

鉴于这种情形, 本文首先论证了滞后的特质波动率是否能很好地估计预期特质波动率, 实证结果表明, 滞后的特质波动率并不是预期特质波动率的一个好的估计值, 所谓“特质波动率之谜”是由于研究者

收稿日期: 2010-10-14

作者简介: 邓雪春(1982-), 女, 四川开江人, 中国人民银行厦门市中心支行工作人员, 金融工程博士, 主要从事资产定价、金融工程和风险管理研究; 郑振龙(1966-), 男, 福建平潭人, 厦门大学经济学院金融系教授, 博士生导师, 金融学博士, 主要从事资产定价、金融工程和风险管理研究。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

错误地使用滞后的特质波动率来取代预期特质波动率而出现的伪现象。为了正确地揭示预期特质波动率与预期收益率之间的关系, 本文采用对每支股票的对数特质波动率序列建立 ARMA 模型的方法得到预期特质波动率序列, 再使用横截面回归来寻找预期特质波动率与预期收益率之间的关系。研究结果表明两者之间存在显著的正向关系, 这种正向关系即使在考虑了各种控制变量并经过稳健性检验之后仍然成立。

## 二、特质波动率的提取

首先我们必须找到公司特质风险的代表——特质波动率。特质波动率的提取方法很多, 除了早期的 CAPM 模型的残差标准差以及后面使用的 Fama 和 French (1993)<sup>[14]</sup> 三因素模型的残差标准差外, 也有许多学者提出了其他的方法, 如 Brown 等 (2004)<sup>[15]</sup> 利用二阶矩的方法直接估计特质波动率, Boehme 等 (2009)<sup>[16]</sup> 使用 Carhart (1997)<sup>[17]</sup> 四因素模型提取特质波动率等。虽然如此, 用 Fama-French 三因素模型提取特质波动率是现有国内外研究中使用的主要方法, 因此本文也采用这种方法来得到个股的特质波动率序列。

首先用个股月内的日数据进行式 (1) 中的 Fama-French 三因素模型回归, 即对股票  $i$  在第  $j$  月第  $\tau$  日的收益率  $r_{i,j,\tau}$  进行如下的回归:

$$r_{i,j,\tau} - r_{f,j,\tau} = \alpha_{i,j} + \beta_{MKT,j,i} (MKT_{j,\tau} - r_{f,j,\tau}) + \beta_{SMB,j,i} SMB_{j,\tau} + \beta_{HML,j,i} HML_{j,\tau} + \epsilon_{i,j,\tau} \quad (1)$$

其中,  $r_{f,j,\tau}$  是第  $j$  月第  $\tau$  日的无风险利率,  $MKT_{j,\tau}$ 、 $SMB_{j,\tau}$  和  $HML_{j,\tau}$  分别是第  $j$  月第  $\tau$  日的市场投资组合收益率、基于公司规模的投资组合收益率和基于账面市值比的投资组合收益率,  $\alpha_{i,j}$  是股票  $i$  在第  $j$  月的回归常数项,  $\epsilon_{i,j,\tau}$  是股票  $i$  在第  $j$  月第  $\tau$  日的回归残差项。

然后利用回归残差的样本标准差得到该股票在这个月的特质波动率。为了统一单位, 我们将得到的标准差序列月度化, 月度化的方法是用标准差乘以该股票当月交易日的平方根。这样就可以得到股票  $i$  在第  $j$  月的特质波动率  $MOL_{i,j}$  的度量指标, 即:

$$MOL_{i,j} = \text{Std}(\epsilon_{i,j,\tau}) \times \sqrt{T_{i,j}} \quad (2)$$

其中  $\text{Std}(\epsilon_{i,j,\tau})$  代表残差  $\epsilon_{i,j,\tau}$  的标准差,  $T_{i,j}$  代表股票  $i$  在第  $j$  月的交易天数。

### (一) 数据描述

文中选取沪市和深市全部非 ST 的 A 股股票作为研究对象, 由于中国在 1996 年 12 月 26 日宣布实行涨跌停板制度, 所以我们的样本从 1997 年 1 月 1 日开始到 2009 年 6 月 30 日。为了减少估计误差, 在数据的筛选过程中, 我们去掉了 20 支存在长时间没有交易的股票, 一共得到的股票为 1439 支。由于在进行下面的特质波动率提取时, 需要对每支股票每个月进行月内三因素模型回归, 为了保证月内回归的有效性, 要求每支股票每月至少有 15 个交易数据, 因而在数据筛选中去掉每支股票不满足条件的月份。在后面进行横截面回归时还需要股票的月度数据, 所有股票的月度和日度数据均来源于万得数据库。

用于月内三因素模型回归的 Fama-French 三因素日数据来源于锐思数据库, 这里采用的三因素数据使用流通市值加权来构建<sup>①</sup>。无风险利率采用一年期定期存款利率, 数据来源于中国人民银行网站 (<http://www.pbc.gov.cn/>), 日无风险利率采用年利率除以 242。

### (二) 特质波动率序列基本性质分析

根据前面描述的特质波动率的提取方法, 去掉不满足条件的交易月, 我们对 1439 支股票都分别进行月内 Fama-French 三因素模型回归。回归完之后, 每支股票按月计算其残差标准差, 并将其月度化后作为该股票当月特质波动率的实现值。

在得到特质波动率序列之后, 我们对其进行了初步的描述性统计量分析。由于股票众多, 我们均采用先对每支股票的特质波动率序列计算其基本的描述性统计量, 再对所有的股票进行算术平均, 以观察整个

① 锐思数据库提供利用流通市值加权和总市值加权的 Fama-French 三因素的日数据和月数据。

市场特质波动率的平均性质。

在表 1 中我们给出了所有股票特质波动率的平均均值、平均标准差和平均偏度、平均峰度等。由于每支股票特质波动率序列的均值都不一样，因此我们在这里引入变异系数，使用变异系数能使多支股票有一个统一的比较标准。

表 1 特质波动率序列描述性统计量

股票总数	VOI <sup>①</sup> 平均值 (%)	标准差平均值 (%)	变异系数平均值 (%)	偏度平均值	峰度平均值
1439	8.461	3.71	44.59	0.9269	1.4479

从表 1 中可以看出，所有股票月度特质波动率序列均值的平均值为 8.461%，标准差的平均值为 3.71%，而变异系数的平均值为 44.59%，这说明了特质波动率随时间变化比较大。为了更清楚地观察特质波动率的变化情况，在图 1 中给出了样本期内月度平均特质波动率的走势图，也就是将每个月所有股票的特质波动率进行平均，然后做出其趋势图。

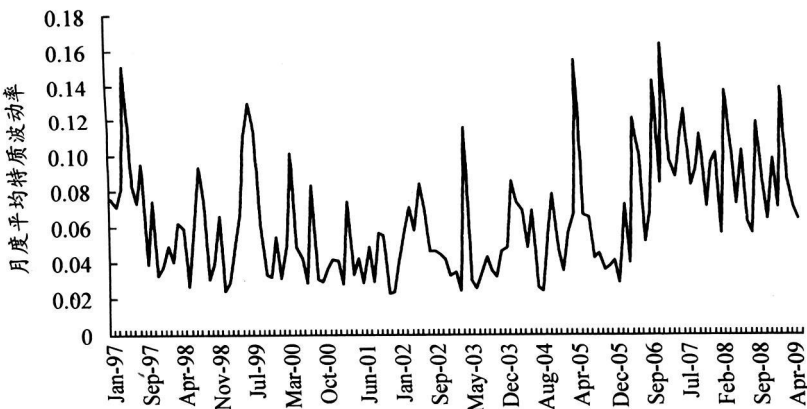


图1 月度平均特质波动率趋势图

从图中可以清楚地看出，从平均值来说我国沪深股市的股票月度特质波动率波动幅度很大。

三、预期特质波动率的提取

在得到预期特质波动率之前，我们首先要检验滞后特质波动率是否能很好地估计预期特质波动率。

(一) 滞后的特质波动率的预测能力分析

使用特质波动率的当期已实现值作为未来特质波动率的预期，就相当于假设特质波动率序列具有很强的持续性，比如 Fam 和 French (1993)<sup>[14]</sup> 在回归中就直接使用规模和账面市值的当期已实现值作为未来的预期值。然而，特质波动率是否能用滞后值作为未来的预期值还需要进一步的讨论，因为在前面的描述性统计分析中发现特质波动率序列具有很强的时变性。

借鉴 Fu (2009)<sup>[12]</sup> 的方法，我们使用标准的单位根检验来对每支股票特质波动率序列的持续性进行检验。由于要进行时间序列上的分析，为了减少误差使得估计更加有效，我们要求每支股票的特质波动率序列至少有 50 个样本，满足条件的股票为 1155 支。对每支股票，我们进行以下检验：

$$VOL_{i,t+1} - VOL_{i,t} = \alpha_i + \beta_i VOL_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T) \tag{3}$$

在这里，我们的原假设是  $H_0: \beta_i = 0 (i=1, 2, \dots, N)$ 。

1. 特质波动率序列白噪声检验

在对 (3) 式进行检验之前，我们必须对 1155 支股票的特质波动率序列进行白噪声检验。因为如果序列是白噪声，则  $\beta_i$  显著异于 0 但会十分接近 -1，(3) 式也就变成了 (4) 式。在这种情形下特质波动率序列是一个均值为  $\alpha_i$  的白噪声序列，特质波动率的期望值与滞后一期的特质波动率无关。此时，特质波动率在任

① 为了表示方便，在以后的表与公式中都用 VOL (Idiosyncratic Volatility) 代表特质波动率。  
(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

意时刻的预期值都是常数, 即其无条件均值  $\alpha_i$ :

$$IVOL_{i+1} = \alpha_i + \varepsilon_{i+1}$$

(4)

我们采用 Ljung 和 Box (1978)<sup>[18]</sup> 提出的 Q 统计量对 1155 支股票的 特质波动率序列进行白噪声检验, 其检验结果如表 2 所示。

从表 2 中我们可以发现, 1155 支股票在 5% 的显著性水平下有 63 支股票接受其特质波动率序列是白噪声的原假设, 占总股票数的 5.45%; 在 10% 的显著性水平下有 55 支股票接受特质波动率序列是白噪声的原假设, 占总股票数的 4.76%。考虑到统计检验总是存在一定的误差, 为了精确起见, 我们采用 10% 的显著性水平来判断序列是否为白噪声。

2 带漂移项的随机漫步检验

去掉为白噪声的 55 支股票之后, 我们对剩下的 1100 支股票进行了 (3) 式中描述的标准单位根检验, 以此说明未来的特质波动率的预期值是否能用其滞后值来估计。如果接受原假设, 也就意味着预期值等于当前值; 如果拒绝原假设, 则表明以往研究滞后的特质波动率和预期收益之间的关系所得到的结论对预期特质波动率与预期收益率不再适用, 说明在我国市场上发现的“特质波动率之谜”存在变量估计的错误。

对剩下的 1100 支非白噪声特质波动率序列的检验结果表明, 所有的股票在 0.5% 的显著性水平下均拒绝原假设, 说明滞后的特质波动率并不是预期的特质波动率的一个很好的估计值。另外, 所有的回归系数  $\beta_i (i=1, 2, \dots, 1100)$  全都为负, 即滞后的特质波动率和特质波动率的变化负相关, 这说明若当期特质波动率越高, 则下一期的特质波动率降低得越多, 这说明特质波动率存在均值回复现象。

(二) 预期特质波动率的提取

从前面的检验中发现, 对于我国股市来说, 预期特质波动率不能使用滞后的特质波动率来估计, 因此, 我们就需要寻找另外的方法来得到预期特质波动率。国外的许多学者在这方面进行了探讨, 本文结合我国市场的实际情况, 在已经得到了个股特质波动率序列的情况下, 并考虑到特质波动率的非负性, 采用对特质波动率取对数后建立时间序列模型的方法得到预期特质波动率。同时, 我们采用对每支股票分别建模的方法来减少估计误差。

为了使得预测结果更精确, 我们分别建立适合每支股票的时间序列模型。另外, 尽管序列不论是否平稳, 建立的时间序列模型对预测值都没有影响, 只会影响系数的显著性检验结果, 但为了对建立模型的准确性有更好的判断, 下面还是先对序列进行平稳性检验, 然后对平稳和非平稳序列分别建模。在这里, 我们采用 ADF 单位根检验方法对序列的平稳性进行检验, 检验结果如表 3 所示。

从表 3 中可以看出: 在 5% 的显著性水平下, 1100 支股票中有 869 支股票接受序列存在单位根的原假设, 占总数的 79%; 在 10% 的显著性水平下, 有 709 支股票接受存在单位根的原假设, 占总数的 64.45%。以上数据告诉我们, 大多数的特质波动率序列都是非平稳的。

为了使后面预期特质波动率的估计更精确, 我们采用 5% 作为判断是否存在单位根的显著性水平。对接受原假设的 869 支股票的对数特质波动率序列进行一阶差分, 在 5% 的显著性水平下, 一阶差分后所有的非平稳序列都拒绝存在单位根的原假设。这说明在建模的时候, 即使对于不平稳的序列, 一阶差分也可以使得序列变得平稳。

分别对平稳序列和非平稳序列建立时间序列模型后发现, 对于平稳序列来说, 91.11% 满足 ARMA(1, 1) 与 AR(1) 模型, 而对于非平稳序列来说, 其中的 81.93% 满足 MA(1) 模型。随后, 我们利用已建立的时间序列模型, 在样本内直接采用一步向前预测就可以得到对数特质波动率的预期值, 进行指数还原之后就得到预期特质波动率。如果是非平稳序列, 在得到差分序列的预期值后要先对差分还原, 随后再用指数还原, 这样就能得到预期特质波动率。同时, 我们还要考虑到特质波动率序列为白噪声的 55 支股票, 这些股票的预期特质波动率就是序列的无条件均值。

表 2 特质波动率序列白噪声检验

显著性水平 (%)	股票数量	百分比 (%)
5	63	5.45
10	55	4.76

表 3 特质波动率序列 ADF 检验结果

显著性水平 (%)	股票数	百分比 (%)
5	869	79
10	709	64.45

（三）预期特质波动率与滞后特质波动率的比较

为了能更好地说明通过建立时间序列模型得到的预期特质波动率与滞后的特质波动率序列之间的差异,我们对每只股票的这两个序列做差,然后检验做差后的序列是否显著异于零,实际上就相当于检验两个序列是否有显著的差异<sup>①</sup>。

我们对每支股票都进行以上的检验,同时由于白噪声序列的预期特质波动率就是序列均值,因此我们只对其余的1100支股票进行检验,检验结果如表4所示。从检验结果来看,在5%的显著性水平下,有762支股票的预期特质波动率与滞后的特质波动率显著存在差异,占1100支非白噪声特质波动率序列的近70%,而在10%的显著性水平下,存在显著差异性的股票上升到937支,所占比例高达85.18%。由此可知,对大部分股票来说,采用时间序列模型估计的预期特质波动率与滞后的特质波动率之间存在显著的差异。这充分证明了Ang等人(2006)<sup>[6] 297</sup>提出的“特质波动率之谜”其实是由于变量选取错误,也说明了本文先对特质波动率建立时间序列模型再提取预期特质波动率的必要性。

表4 预期特质波动率与滞后的  
特质波动率的差异性检验

显著性水平 (%)	股票数量	百分比 (%)
1	292	26.55
5	762	69.27
10	937	85.18

四、横截面分析

从已实现的特质波动率序列中提取出预期特质波动率序列之后,我们就可以利用横截面回归来讨论预期特质波动率与预期收益率之间的关系,横截面回归方程如(5)式所示:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} E_{t-1}(IVOL_{i,t+1}) + \sum_{k=2}^K \beta_{ki} X_{k,i,t+1} + \epsilon_{i,t} \quad (i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T) \tag{5}$$

其中  $X_{k,i,t}$  ( $k = 2, 3, \dots, K$ ) 为控制变量(文中选取的控制变量为市场风险  $\beta$  值、规模因子、账面价值比、代表动量因子的滞后一期月度收益率、Harvey和Siddique(2000)<sup>[19]</sup>构建的协偏度与协峰度以及Amihud(2002)<sup>[20]</sup>提出的非流动性因子),  $N_t$ 代表每个月横截面上所包含的股票数目。

我们一共考虑了6个比较具有代表性的模型,回归结果如表5所示。模型1只考虑了传统的代表市场风险的  $\beta$  值、规模和账面价值比这三个因素对股票收益率的解释能力,回归结果显示,这三个传统的风险因子对收益率都有一定程度的解释作用,其中  $\beta$  值和规模这两个因子的系数在5%的显著性水平下显著异于零,账面价值比的系数在10%的显著性水平下显著异于零。

模型2是对预期的特质波动率与预期收益率的关系的研究。由于预期收益率在实证中用已实现收益率代替,为了控制掉未预期到的波动对收益率的影响,以突出预期特质波动率与预期收益率之间的关系,借鉴Chue等人(2005)<sup>[21]</sup>的方法,在横截面回归中加入未预期到的特质波动率作为控制变量。从这个模型的回归系数来看,预期特质波动率的系数在1%的显著性水平下显著为正,且相比模型1整个模型的解释力大幅提高。

模型3是在模型2的基础上加入传统的三个解释因子。可以看到,加入这些因子后,预期的特质波动率和未预期到的特质波动率前的系数并没有发生多大的变化,二者均在1%的显著性水平下显著为正。同时,相比模型2模型3的  $R^2$ 值上升了0.0713,这说明尽管新加入的三个传统的解释因子并不显著,但仍然包含了有关收益率的其它信息。

在模型4另外加入了滞后一期的收益率,用来控制动量效应的影响。从回归系数来看,滞后一期的收益率前的系数在1%的显著性水平下显著为负,说明我国市场存在显著的收益率反转现象,且在加入该因素后预期特质波动率前的系数仍然显著为正。

模型5则是加入了协偏度和协峰度来控制高阶矩风险对结论的影响。回归结果显示,两个新加入的高阶

①实际上可以直接采用两样本的t检验来验证两个序列是否存在差异,只是做差后进行单样本t检验在SAS中更容易实现。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

矩的因子前的系数均不显著,且模型的  $R^2$ 值也仅仅提高了 0.0059。出现这种结果的原因可能是因为特质波动率等其它因素中已经包含了协偏度和协峰度的影响。同时,大多数有关高阶矩风险的文献都采用投资组合作为验证的基础资产,相比文中使用个股进行检验,使用投资组合会使得协偏度和协峰度的效果更加明显。

表 5 横截面回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$\beta$ 值	0.0163 (2.0744)**		0.0113 (1.5430)	0.0127 (1.7273)*	0.0128 (1.7520)*	0.0127 (1.7502)*
Size	-0.0045 (-1.9802)**		-0.0021 (-1.0323)	-0.0010 (-0.5063)	-0.0010 (-0.5086)	-0.0001 (-0.0387)
BM	0.01295 (1.6909)*		0.0090 (1.41961)	0.0128 (2.0566)**	0.0139 (2.3135)**	0.0151 (2.5478)**
$R_{t-1}$				-0.0804 (-6.1048)***	-0.0760 (-5.6502)***	-0.0756 (-5.5893)***
$Coskewness_{t-1}$					-0.0066 (-1.5984)	-0.0063 (-1.5226)
$Cokurtosis_{t-1}$					-0.0017 (-0.6782)	-0.0015 (-0.6013)
$Illiq_{t-1}$						0.0130 (2.1252)**
$E_{t-1}(MOL_t)$		0.2420 (3.3330)***	0.1929 (2.7983)***	0.2693 (3.7407)***	0.2841 (3.9507)***	0.2930 (4.0421)***
未预期到的 IVOL		1.2262 (14.9938)***	1.1569 (15.5679)***	1.1952 (15.9195)***	1.2016 (15.8686)***	1.2018 (15.8872)***
调整后的 $R^2$ 值	0.0956 (12.0195)***	0.1702 (16.3327)***	0.2415 (21.6802)***	0.2636 (22.6712)***	0.2695 (23.2125)***	0.2727 (23.3582)***

注: 括号内的值为  $t$  值, \*表示 10%的显著性水平, \*\*表示 5%的显著性水平, \*\*\*表示 1%的显著性水平。

最后一个模型中我们将所有控制变量都加入到模型中去, 观察在所有的控制变量都存在时对预期特质波动率系数的影响。从回归结果中可以看出, 所有控制变量的加入对预期特质波动率前的系数并没有太大的影响, 依然在 1%的显著性水平下显著为正, 而 Amihud (2002)非流动性因子前的系数在 5%的显著性水平下显著为正, 也就是流动性越差, 收益率越高。

综上所述, 即使在加入了众多的控制变量之后, 预期特质波动率对预期收益率的影响仍然为正, 我国市场并不存在“特质波动率之谜”。

五、稳健性检验

由于国内关于特质波动率的文章都认为特质波动率中包含了投资者异质信念的信息, 与这些文献类似, 我们也采用换手率作为异质信念的代表, 来检验考虑了异质信念后预期特质波动率与预期收益率之间的正向关系是否仍然成立, 其方法是: 首先按照换手率的高低将所有股票分为 5组, 随后提取出换手率最高的一组 and 换手率最低的一组分别进行横截面回归, 表 6和表 7中分别给出了低换手率和高换手率子样本的横截面回归结果。

表 6 低换手率横截面回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
beta		0.0025 (0.3237)	0.0031 (0.3970)	0.0055 (0.7356)	0.0049 (0.6556)	0.0038 (0.5073)
Size		0.0022 (1.0407)	0.0026 (1.3171)	0.0028 (1.3672)	0.0027 (1.3935)	0.0034 (1.5187)
BM		0.0045 (0.4781)	0.0045 (0.4918)	0.0037 (0.4307)	0.0015 (0.1869)	0.00001 (0.0009)
R <sub>t-1</sub>			-0.08312 (-4.5145)***	-0.0787 (-4.3069)**	-0.0660 (-3.2032)**	-0.0604 (-2.9612)**
Coskewness <sub>t-1</sub>				-0.0043 (-0.9618)	-0.0022 (-0.4388)	-0.0014 (-0.2703)
Cokurtosis <sub>t-1</sub>					-0.0057 (-1.4031)	-0.0062 (-1.5580)
Illiq <sub>t-1</sub>						0.0033 (0.2250)
E <sub>t-1</sub> (MOL <sub>t</sub> )	0.3023 (3.0093)***	0.2842 (2.5916)***	0.3499 (3.0899)***	0.3036 (2.6007)***	0.3441 (3.0997)***	0.3428 (2.8947)***
未预期到的 VOL	1.0494 (10.37)***	0.9790 (10.0729)***	0.9993 (10.2141)***	1.0165 (11.1012)***	1.0086 (10.6494)***	1.0065 (10.5443)***
调整后的 R <sup>2</sup> 值	0.1794 (13.8471)***	0.2725 (19.1073)***	0.2968 (21.9965)***	0.2992 (22.2082)***	0.2998 (22.2037)***	0.3058 (22.7770)***

注：括号内的值为 t 值，\*表示 10%的显著性水平，\*\*表示 5%的显著性水平，\*\*\*表示 1%的显著性水平。

表 7 高换手率样本横截面回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
beta		0.0103 (1.2206)	0.0108 (1.2771)	0.0096 (1.1302)	0.0093 (1.0954)	0.0094 (1.0866)
Size		-0.0052 (-1.7934)*	-0.0032 (-1.1741)	-0.0030 (-1.0909)	-0.0031 (-1.0962)	-0.0012 (-0.3970)
BM		0.0274 (3.0156)***	0.0316 (3.5575)***	0.0260 (2.7747)***	0.0280 (2.9813)***	0.02913 (3.0885)***
R <sub>t-1</sub>			-0.0948 (-5.6826)***	-0.0938 (-5.5289)***	-0.0967 (-5.6535)***	-0.0931 (-5.4008)***
Coskewness <sub>t-1</sub>				0.0007 (0.1717)	-0.0086 (-1.3316)	-0.0066 (-1.0202)
Cokurtosis <sub>t-1</sub>					-0.0022 (-0.5307)	-0.0027 (-0.6627)
Illiq <sub>t-1</sub>						0.0280 (2.3130)**
E <sub>t-1</sub> (MOL <sub>t</sub> )	0.1472 (1.7851)*	0.2385 (2.5851)***	0.3146 (3.3806)***	0.3405 (3.5273)***	0.3782 (3.8996)***	0.3884 (3.9845)***
未预期到的 VOL	1.2663 (12.5156)***	1.2313 (12.8787)***	1.2840 (13.1028)***	1.2920 (13.0154)***	1.3013 (12.9833)***	1.2963 (12.9351)***
调整后的 R <sup>2</sup> 值	0.1913 (13.2520)***	0.2488 (16.5943)***	0.2744 (17.5537)***	0.2751 (17.5971)***	0.2765 (17.6944)***	0.2804 (17.8848)***

注：括号内的值为 t 值，\*表示 10%的显著性水平，\*\*表示 5%的显著性水平，\*\*\*表示 1%的显著性水平。

从横截面回归结果来看, 不论是对于低换手率样本还是高换手率样本来说, 预期特质波动率前的回归系数都显著为正, 而且在考虑了流动性和高阶矩等控制变量之后, 系数的显著性仍然不发生变化。从以上结论可以看出, 即使考虑了异质信念的存在, 预期特质波动率与预期收益率的正向关系仍然成立。

## 六、结 论

交易费用、不完全信息和卖空限制等市场摩擦的存在使得投资者不能多样化投资, 在这种情形下, 众多学者都从理论上证实了预期特质波动率与预期收益率之间的正向关系, 然而在实证研究中得到的结论却不尽相同, 特别是 Ang 等 (2006)<sup>[6]297</sup> 提出“特质波动率之谜”后, 二者之间的关系到底应该是理论模型中的正向还是与理论相违背的负向, 引起了学者们广泛的讨论。

本文针对杨华蔚和韩立岩 (2009)<sup>[7]8</sup> 等国内学者发现的我国也存在“特质波动率之谜”的结论进行了研究, 检验发现, 对于我国市场来说, 滞后的特质波动率并不是预期特质波动率的一个好的估计值。随后本文采用对每支股票的对数特质波动率序列建立时间序列模型的方法得到预期特质波动率序列, 并考虑了流动性和高阶矩等控制变量之后使用横截面回归研究了预期特质波动率与预期收益率之间的关系, 实证结果表明二者之间存在显著为正的关系。最后, 考虑到国内外众多学者都采用 Miller (1977)<sup>[8]1152</sup> 提出的异质信念的思想来解释“特质波动率之谜”, 文中也考虑了异质信念对横截面回归中的正向关系的影响。使用换手率作为异质信念的代表, 对高换手率和低换手率的子样本分别进行横截面回归, 发现两个子样本中二者的关系仍然显著为正。

综上所述, 本文认为我国市场并不存在“特质波动率之谜”, 所谓“特质波动率之谜”是因为预期特质波动率的估计值有误所导致。预期特质波动率在我国是影响股票收益率的一个重要因素, 不应被忽略, 这与我国股市存在交易费用、不完全信息和卖空限制等导致投资者无法充分分散化投资的现实相一致。

### 参考文献:

- [1] LEVY H. Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio [J]. The American Economic Review, 1978, 68(4): 643-658.
- [2] MERTON R. A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information [J]. Journal of Finance, 1987, 42(3): 483-510.
- [3] LONGSTAFF F A. Temporal Aggregation and the Continuous-time Capital Asset Pricing Model [J]. Journal of Finance, 1989, 44(4): 871-887.
- [4] LEHMANN B N. Residual Risk Revisited [J]. Journal of Econometrics, 1990, 45(1-2): 71-97.
- [5] MALKIEL B G, XU Y. Idiosyncratic Risk and Security Returns [J]. Working Paper, 2006.
- [6] ANG A, HODRICK R J, XING Y, et al. The Cross-Section of Volatility and Expected Returns [J]. Journal of Finance, 2006, 61(1): 259-299.
- [7] 杨华蔚, 韩立岩. 中国股票市场特质波动率与横截面收益研究 [J]. 北京航空航天大学学报: 社会科学版, 2009, 22(1): 6-10.
- [8] MILLER F. Risk Uncertainty and Divergence of Opinion [J]. Journal of Finance, 1977, 32(4): 1151-1168.
- [9] SPEGEL M, WANG X. Cross-sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk [J]. Yale ICF Working Paper No. 05-13, 2005(8).
- [10] DORAN J S, DIAMANTOPOULOS D, PETERSON D R. The Information Content in Implied Idiosyncratic Volatility and the Cross-section of Stock Returns: Evidence from the Option Markets [J]. Journal of Futures Markets, 2008, 28(10): 1013-1039.
- [11] BALIT G, CAKICIN. Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, 43(1): 29-58.
- [12] RU F. Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Expected Stock Returns [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 91(1): 24-37.
- [13] ANG A, HODRICK R J, XING Y, et al. High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further US Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 91(1): 1-23.
- [14] FAMA E, FRENCH K. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1): 3-56.

(下转第 75 页)



[ 25] ROSENBAUM M S Exploring the Social Supportive Role of Third Places in Consumers' Lives J. Journal of Service Research 2006, 9( 1): 59-72

The Effect of Customer Participation on Customer Satisfaction  
and Customer Citizenship Behavior

FAN Jun

( School of Business Administration, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract In the process of service production and delivery, customers are rather than the pure consumers who are independent of the service organization due to the customer participation. As co-producers of service, customers will not only affect production efficiency and service quality of the organization, but also affect their own psychological outcomes and behavioral outcomes. This paper selects customer satisfaction, customer citizenship behavior as indicators to measure the psychological, behavioral outcome, builds the model of the Effect of Customer Participation on Customer Satisfaction and Customer Citizenship Behavior, and conducts an empirical study based on group tour. The results show that both information share and personal interaction have a positive impact on customer satisfaction, customer satisfaction has a positive impact on all kinds of customer citizenship behavior, customer participation has a positive impact on customer citizenship behavior, and customer satisfaction partially mediates the relationship between customer participation and customer citizenship behavior.

Key words: customer participation, customer satisfaction, customer citizenship behavior

(责任编辑 傅凌燕)

(上接第 67页)

[ 15] BROWND P, FERREIRAM A Information in the Idiosyncratic Volatility of Small Firms J. EFA 2004 Maas tricht Meetings Paper No. 3020, 2004( 9).

[ 16] BOEHME R, DANIELSEN B, KUMAR P, et al Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Stock Returns: Merton ( 1987) Meets Miller ( 1977) J. Journal of Financial Markets, 2009, 12( 3): 1-31.

[ 17] CARHART M M On Persistence in Mutual Fund Performance J. Journal of Finance, 1997, 52( 1): 57-82

[ 18] LJUNG G, BOX G On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models J. Biometrika, 1978, 65(2): 297-303

[ 19] HARVEY C, SIDDIQUE A Conditional Skewness in Asset Pricing Tests J. Journal of Finance, 2000, 55(3): 1263-1295

[ 20] AMIHUD Y Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects J. Journal of Financial Markets, 2002, 5( 1): 31-56

[ 21] CHUA C, GOH J, ZHANG Z Idiosyncratic Volatility Matters for the Cross-section of Returns In more Ways than One J. Research Collection Lee Kong Chian School of Business Paper 1074, 2006(7).

Is There an Idiosyncratic Volatility Puzzle in China's Equity Market?

DENG Xue-chun, ZHENG Zhen-bing

(1. Xiamen Central Subbranch, People's Bank of China, Xiamen 361004, China

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract This paper investigates the idiosyncratic volatility puzzle in China's equity market. The empirical result shows that lagged idiosyncratic volatility is not a good estimate of expected idiosyncratic volatility, and idiosyncratic volatility puzzle arises when researchers irrelevantly use the lagged volatilities as proxies for expected ones. This paper calculates the expected idiosyncratic volatilities via ARMA models, and tests the relationship between the expected idiosyncratic volatilities and the expected returns. The result suggests that there is a significant positive relationship between the expected returns and the expected idiosyncratic volatilities, even when various controlled variables are taken into consideration.

Key words: idiosyncratic risk, expected return, heterogeneous beliefs

(责任编辑 毕开凤)