

中国股市“特质波动率之谜”及其成因量化分解

杨亚仙 李洋洋

摘要:本文以A股股票为研究对象,通过投资组合分析和Fama-MacBeth横截面回归发现,中国股市确实存在“特质波动率之谜”,即特质波动率和预期收益率显著负相关。进一步分析发现,当控制换手率和历史最大日收益率后,这种负相关关系不再显著。然后量化分解各控制变量对“特质波动率之谜”的解释力,发现历史最大日收益率和换手率的解释力占比高达70%,从而得出中国“特质波动率之谜”的成因主要是投资者异质信念的存在及投资者对彩票类股票的偏好。

关键词:特质波动率;横截面收益;投资组合分析;Fama-MacBeth横截面回归

JEL 分类号:G10,G12,G19

一、引言

自资本资产定价模型(CAPM)提出以来,世界各地的研究学者都试图通过实证检验来支持理论上的CAPM模型,但成效甚微。然而,Black, Jensen 和 Scholes(1972)通过实证结果发现了特质波动率(Idiosyncratic Volatility)和股票预期收益之间的显著相关关系,这与经典的CAPM模型和不完全信息下的资本市场均衡模型的结论相矛盾。这个结论从特质波动率的角度对传统的CAPM模型提出了挑战。

经典金融理论认为,特质风险可被完全分散,所以不会影响预期收益。然而,经典金融理论对理想市场的假设过于完美。实际上,投资者面临着交易成本、卖空限制以及信息不对称等交易约束。Merton(1987)认为,投资者无法完全分散股票的特质风险,并期望获得更高的风险溢价。他从供求角度解释了股票特质波动率和预期收益之间的正相关关系。但是,Ang等(2006,2009)在实证检验的基础上发现特质波动率与股票收益之间存在显著的负相关关系,但却没有理论能够为这种异象提供合理的解释,这就是所谓的“特质波动率之谜”。

但国内学者对于中国股票市场特质波动率与预期收益的关系尚未达成完全共识,因此验证特质波动率之谜的存在性一直是资产定价领域亟待解决的问题,也是本文重点关注的问题之一。同时在对特质波动率之谜的解释上,国内大多数文献集中于Miller(1977)所提出的卖空限制和投资者异质信念对资产定价的影响,在卖空限制的前提下,悲观投资者的信念无法得以实现,导致股价被高估。本文通过投资组合分析法、Fama-MacBeth横截面回归法以及回归系数分解法,在Miller(1977)理论的基础上,进一步探索,发现除投资者异质信念外,投资者对彩票类股票的偏好也是中国股市“特质波动率之谜”的重要影响因素。

作者简介 杨亚仙:中国人民大学财政金融学院金融工程博士研究生;
李洋洋:中国人民大学财政金融学院金融工程博士研究生。

本文的主要贡献在于将中国股市“特质波动率之谜”的成因进行量化分解,量化各因子的解释力度,使“特质波动率之谜”的影响因子在影响程度上有更为直观的认识。同时结合中国股市特殊情况,使用经合理调整的历史最大日收益率作为解释因子,得到了十分显著的效果。在前人的基础上,完善了特质波动率领域的相关研究。

本文剩余部分的结构安排为:第二部分是相关文献回顾;第三部分介绍了特质风险的估计方法及研究特质波动率和横截面预期收益的关系所用到的投资组合分析法及Fama-MacBeth横截面回归法,另外还介绍了量化分解“特质波动率之谜”成因的回归系数分解法;第四部分是实证检验及相应的经济解释;第五部分是结论。

二、文献综述

在过去几十年里,学者们对特质波动率的研究在世界范围内引起了极大的关注。这些研究主要来自以下两个方面。

1. 股票预期收益与特质波动率之间相关关系的研究

国外学者对二者之间的相关关系一直争议不断。一些学者表明,股票特质波动率与预期收益正相关。如前所述,Merton(1987)从理论上证明了二者之间存在正相关关系,许多学者也通过实证检验得到了相似的结论。Xu和Malkiel(2003)使用Fama-French三因子模型得到的特质波动率与预期收益的增长正相关。Chua等(2006)利用时间序列随机模型将特质波动率分解为预期特质波动率和非预期特质波动率,发现预期收益与预期特质波动率显著正相关。考虑到特质波动率具有时变性,Spiegel和Wang(2005),Fu(2009)使用EGARCH模型计算月度条件特质波动率,发现月度条件特质波动率与股票预期收益显著正相关。国内市场证实二者正相关关系的研究较少。陈智明(2015)采用半参数局部多项式回归法发现,中国中小板市场的特质波动率与股票收益之间呈现正相关关系,但这种正相关关系并不稳定。熊伟等(2017)以中国股票市场为研究对象,根据特质波动率构造特质风险因子,发现特质风险因子和股票市场预期收益率正相关。

但是,很多学者得出了与传统的风险收益权衡理论相悖的结论。他们发现股票特质风险与预期收益之间存在负相关关系,这意味着高特质风险不能带来相应的高收益。Ang等(2006)通过实证检验发现二者的负相关关系,并指出正相关结论的实证检验存在一些问题。一些实证研究没有检验个股水平上的特质波动率和预期收益之间的关系,而另一些研究没有直接使用特质波动率作为分组依据。此后,越来越多的学者在实证研究中得出了负相关的结论。Jiang等(2009),Guo和Savickas(2010)基于美国股市不同时期的数据检验了Ang等(2006)的结论,发现确实存在负相关关系。Ang等(2009)分别对23个发达市场,欧洲市场,远东市场和G7国家的每个资本市场组成的全球资本市场进行实证检验,也得到了同样的负相关关系。Fink等(2012)和Guo等(2014)指出Fu(2009)得到的正相关关系与他在条件方差模型中使用同时期的信息有关,控制这个因素后,将得不到正相关的结论。但是Bali等(2008)发现特质波动率和预期收益之间负相关关系的显著性并不稳健,诸如特质波动率的不同计量方法,收益率的不同加权方式,不同的研究样本以及是否使用规模、价格和流动性进行分组等因素都会对特质波动率的定价产生一定的影响。而国内市场的实证研究中,特质波动率的横截面定价多为负。徐小君(2010)通过分析中国股票市场发现当期股票个体波动和个体偏度与收益正相关,而他们的滞后一期值与收益率负相关。虞文微等(2017)以全部A股为研究样本,发现特质波动率与预期收益之间存在显著的负向相关关系。李竹薇等(2014)构建月滚动已实现特质波动率,并通过HP滤波法将特质波动率分解为长期特质波动率和短期特质波动率,发现长期特质波动率与股票横截面收益正相关,而短期特质波动率与之负相关。整体的相关关系取决于二者谁占主导地

位。自此,越来越多的研究证实了“特质波动率之谜”的存在。在整个市场中负相关关系的结论逐渐成为主流。

2.“特质波动率之谜”的解释

学者们从不同的角度对“特质波动率之谜”进行了解释。Boehme等(2009)认为做空机制是其中一个原因。当存在做空机制时,股票特质波动率与横截面预期收益率呈正相关;当不存在做空机制时,由于悲观投资者的意见根本不会影响市场,而乐观投资者会高估股票价值,导致预期收益较低,因此呈现负相关。Boehme等(2006)和Jiang等(2009)用异质信念来解释“特质波动率之谜”。他们认为投资者对未来盈利能力差的公司的不同期望会增加交易量和特质波动率。当盈利能力得到控制时,二者之间的相关关系将不再显著。另外,Huang等(2010)的研究结果表明“特质波动率之谜”可以用短期月度收益反转来解释。Hou和Loh(2016)提出了一种简单的方法对特质波动率与预期收益之间负相关关系的影响因子进行量化分解,考察各因子的解释力度。国内研究的解释主要集中于卖空限制和投资者异质信念,杨华蔚和韩立岩(2009)以及左浩苗等(2011)都发现控制换手率后,会减弱特质波动率与预期收益之间的负相关关系。刘维奇等(2014)则进一步发现,价格极差、最大日收益率、换手率三者的共同作用使这种负相关关系不再显著。

三、研究方法

(一)特质风险的估计方法

本文使用Fama-French三因子模型计算特质波动率。股票*i*在第*m*月实现的特质波动率为:当月该只股票日超额收益率对Fama-French三因子模型进行回归后,残差的标准差乘以当月交易天数的算术平方根,用公式表示为:

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,m} + \beta_{i,m}MKT_t + s_{i,m}SMB_t + h_{i,m}HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$IV_{i,m} = \sqrt{n_{i,m}} \text{Std}(\varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

(1)式中, $R_{i,t}$ 表示股票*i*在第*t*日的收益率, $r_{f,t}$ 表示第*t*日的无风险收益率, MKT_t 、 SMB_t 和 HML_t 分别表示第*t*日的Fama-French三因子:市场因子、规模因子和账市比因子,其中*t*属于第*m*月。(2)式中 $IV_{i,m}$ 表示股票*i*第*m*月的特质波动率, $\text{Std}(\varepsilon_{i,t})$ 为回归方程(1)的残差的标准差, $n_{i,t}$ 为股票*i*在第*m*月的交易天数。

(二)控制变量

为了检验“特质波动率之谜”的稳定性及其是否能由其他因素解释,我们引入如下控制变量:

1.规模(size):股票*i*在*t*月月末总市值的自然对数。

2.账市比(B/M):账面价值除以市值,即股票*i*在*t*月月末市净率的倒数。

3.前一个月的收益率(lagret): Jegadeesh和Titman(1993)研究发现,历史收益较低的股票在未来将继续保持低收益,从而提出美国股市存在显著的中期动量效应。中国股市动量效应的研究结果与美国股市差异较大,如周琳杰(2002)和朱战宇等(2003)均发现在中国股市,期限为1个月的动量策略收益最好,动量利润只存在于4周以内的周度策略中。本文选取过去一个月的历史收益作为动量效应的测度指标。

4.历史最大日收益率(maxret):过去一个月所有交易日的历史最大日收益率。Bali和Cakici(2008)以个股月内最大日收益率作为控制变量,检验了美国股票市场特质波动率和预期收益相关关系的稳定性。考虑到中国股市存在10%涨停板的限制,本文采用过去一个月内3个最大日收益率的均值作为历史最大日收益率的衡量指标,尽可能减少该制度因素的影响。

5.流动性(Amihud):本文采用Amihud(2002)测度作为股票*i*在第*t*月流动性的测量指标。实际上,该指标衡量的是股票的非流动性,公式如下:

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{n_{i,t}} \sum_{\tau=1}^{n_{i,t}} \frac{|R_{i,\tau}|}{DVol_{i,\tau}} \quad (3)$$

其中, $n_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的交易天数, $R_{i,\tau}$ 为股票 i 在第 t 月第 τ 天的收益率, $DVol_{i,\tau}$ 为股票 i 在第 t 月第 τ 天的交易量(单位: 百万)。

6. 交易成本(cost): 交易成本是衡量投资收益的一个重要因素。本文采用 Lesmond 等(1999)的方法, 即每月日收益率为零的天数占当月总交易天数的比例作为交易成本的代理指标。

7. 换手率(turnover): 异质信念常用的测度指标有交易量和换手率, 而交易量作为一个绝对指标, 在衡量不同规模的公司股票时差异较大。因此, 本文选择股票的平均月换手率作为异质信念的测度指标。

8. 杠杆(leverage): 田利辉(2004)发现在中国, 随着银行贷款规模增大, 企业效率和公司价值下降, 债务融资扩大了经理的代理成本。一般来说, 在公司总资产中, 权益占比越大, 公司风险越小。本文以公司当月月末负债与所有者权益之比作为杠杆比例的衡量指标。

9. 股权集中度(top10): 徐莉萍等(2003)以中国上市公司为研究样本, 发现股权集中度和经营绩效之间显著正相关。因此, 股权集中度也是需要考虑的一个因素, 本文参照相关文献, 选取前 10 大股东的持股比例作为其代理指标(王春丽和马路, 2017)。

(三) 投资组合分析法

本文采用投资组合分析法完成以下两个任务: 一是验证“特质波动率之谜”的存在性; 二是考察控制变量对投资组合超额收益与特质波动率之间的相关关系的影响。具体方法如下:

第一, 本文在验证“特质波动率之谜”时, 月末根据所有股票的月度特质波动率由低到高进行排序, 按五分位点将所有股票分成五组, 每组根据当月股票流通市值加权形成投资组合并持有一个月。每个月都根据股票特质波动率重新分组, 并重复上述过程, 这样就可以分别得到五组投资组合时间序列的预期收益率, 并求得预期收益率序列对 Fama-French 三因子模型回归的截距项, 作为各组合的月超额收益率 α_i 。同时考察第五组减第一组的收益率之差的截距项 α 。如果 α 显著为负, 则证明中国股市存在“特质波动率之谜”。为了减少异方差和序列相关对检验结果的影响, 本文均使用 Newey-West 方法调整的 t 统计量。

第二, 本文在探索“特质波动率之谜”的影响因素时, 通过控制变量和特质波动率进行二维分组形成投资组合。具体地, 以控制变量规模(size)为例, 先根据规模从小到大排序, 按五分位点平均分成五组, 每组内再根据特质波动率从小到大排序, 按五分位点平均分成五组, 每组按流通市值加权, 这样就形成了 25 个投资组合 P_{ji} ($j, i=1,2,3,4,5$; j 表示规模分组, i 表示按特质波动率分组)。每个月都根据规模和特质波动率重新分组, 对于每个 i , 将五个规模分位组的预期收益率的平均值进行 Fama-French 三因子回归, 考察其截距项 α_i 。同时考察特质波动率分位组的第五组减第一组的收益率之差的截距项 α 是否仍显著为负, 若不再显著为负或显著性明显降低, 则规模对“特质波动率之谜”具有一定的解释力。

(四) Fama-MacBeth 横截面回归

Fama-MacBeth 回归在公司个股收益率与相关定价因子的横截面关系的研究中具有重要的贡献。在通过投资组合分析法验证“特质波动率之谜”以及相关的影响因素后, 作为稳定性检验, 本文将使用 Fama-MacBeth 横截面回归对特质波动率与预期收益率之间的关系以及相关控制变量的解释性进行再次验证。具体回归方程如下:

$$R_{i,t+1} - r_{f,t+1} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} IV_{i,t} + \gamma_{2,t} \beta_{i,t} + \gamma_{3,t} S_{i,t} + \gamma_{4,t} h_{i,t} + \sum_{j=5}^K \gamma_{j,t} X_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $R_{i,t+1}$ 表示股票 i 第 $t+1$ 月的收益, $r_{f,t+1}$ 表示第 $t+1$ 月的无风险收益率, $IV_{i,t}$ 表示股票 i 在第 t 月的特质波动率, $\beta_{i,t}$ 、 $S_{i,t}$ 和 $h_{i,t}$ 分别表示股票 i 在 t 月进行 Fama-French 回归得到的三因子的系数估计值(这些系数的估计值在我们求得股票特质波动率的过程中已经得到), $X_{j,i,t}$ 表示股票 i 第 t 月的第 j 个控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 为

股票*i*第*t*月的回归残差。

每个月根据上述方程进行横截面回归,得到时间序列的系数估计值 $\gamma_{k,t}$ ($k=1, 2, \dots, K$),在此基础上,计算其均值、方差和*t*统计量,这里使用Newey-West方法调整的*t*统计量。没有控制变量时,若 γ_1 显著小于0,则证明了“特质波动率之谜”的存在。加入控制变量后,若 γ_1 不再显著,或者显著性明显降低,则说明控制变量对“特质波动率之谜”有一定的解释力。

(五)回归系数分解法分解 γ_1 并量化各控制变量的影响

为了量化各因素对“特质波动率之谜”的解释程度,本文采用Hou和Loh(2016)提出的回归系数分解法。具体步骤如下:

首先,用Fama-MacBeth横截面回归得到时间序列的 $\{\gamma_{1,t}\}$,公式如下:

$$R_{i,t+1} - r_{f,t+1} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} IV_{i,t} + \gamma_{2,t} \beta_{i,t} + \gamma_{3,t} S_{i,t} + \gamma_{4,t} h_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其次,将特质波动率作为被解释变量,各控制变量作为解释变量,作横截面回归:

$$IV_{i,t} = a_t + \delta_t X_{j,i,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

得到时间序列的系数估计值 $\{\delta_{j,t}\}$ 。其中, $X_{j,i,t}$ 是股票*i*第*t*月的第*j*个控制变量。

(6)式将特质波动率分为正交的两部分: $\delta_t X_{j,i,t}$ 和 $a_t + \mu_{i,t}$,这样就可以对 $\gamma_{1,t}$ 进行分解。我们知道, $\gamma_{1,t}$ 可用 $R_{i,t+1}$ 与 $IV_{i,t}$ 的协方差对 $IV_{i,t}$ 的方差的比值来表示,也就是:

$$\begin{aligned} \gamma_{1,t} &= \frac{\text{cov}(R_{i,t+1}, IV_{i,t})}{\text{Var}(IV_{i,t})} \\ &= \frac{\text{cov}(R_{i,t+1}, a_t + \delta_t X_{j,i,t} + \mu_{i,t})}{\text{Var}(IV_{i,t})} \\ &= \frac{\text{cov}(R_{i,t+1}, \delta_t X_{j,i,t})}{\text{Var}(IV_{i,t})} + \frac{\text{cov}(R_{i,t+1}, a_t + \mu_{i,t})}{\text{Var}(IV_{i,t})} \\ &= \gamma_{1,t}^C + \gamma_{1,t}^R \end{aligned} \quad (7)$$

我们分别取时间序列的 $\{\gamma_{1,t}^C\}$ 和 $\{\gamma_{1,t}^R\}$ 的均值,得到 γ_1^C 和 γ_1^R ,则 γ_1^C 表示“特质波动率之谜”中可以被控制变量解释的部分, γ_1^R 表示不能被控制变量解释的部分。 $p_C = \gamma_1^C / (\gamma_1^C + \gamma_1^R)$ 和 $p_R = \gamma_1^R / (\gamma_1^C + \gamma_1^R)$ 则分别表示相应部分解释程度的占比。

四、样本数据与实证检验

(一)数据描述

本文以中国全部A股股票为研究对象,样本期为2000年1月1日至2017年12月31日。截至笔者开始实证研究之时,各公司2017年年报尚未更新,故本文中杠杆(leverage)数据截至2017年6月30日,账市比(B/M)和股权集中度(top10)数据截至2017年9月30日,其余数据均截至2017年12月31日,同时因股权集中度(top10)数据自2003年6月开始更新,因此2003年6月以前的数据处于缺失状态。其中Fama-French日度和月度三因子数据以及股权集中度(top10)数据来自Resset数据库,其余数据均来自CSMAR数据库。我们剔除了上市首日、复牌首日等不设涨跌幅限制的股票数据,并剔除了月内交易天数小于17天的当月股票数据,以保证每月有足够多的数据进行回归,使残差能更准确地反映特质波动率的大小。所有变量均在1%、99%的水平上做了winsorize截尾处理。

表1 描述性统计

变量	均值	标准差	1%分位数	25%分位数	50%分位数	75%分位数	99%分位数
Return	0.800	14.04	-32.56	-7.253	-0.0636	7.65	44.19
IV	8.226	4.115	2.150	5.147	7.409	10.550	20.780
size	15.310	1.089	13.140	14.570	15.200	15.900	18.580
B/M	0.344	0.257	0.001	0.184	0.292	0.454	1.157
lagret	0.008	0.147	-0.330	-0.077	-0.003	0.078	0.464
maxret	0.042	0.022	0.010	0.025	0.037	0.054	0.100
Amihud	0.173	0.430	0.002	0.019	0.048	0.141	1.814
cost	0.027	0.041	0.000	0.000	0.000	0.048	0.174
turnover	1.467	1.494	0.057	0.454	0.977	1.958	7.089
leverage	0.0154	0.0387	0.001	0.004	0.009	0.017	0.0478
top10	58.700	15.500	22.000	37.200	60.100	70.400	90.900

表2 变量相关系数矩阵

变量	Return	IV	size	B/M	Lagret	maxret	Amihud	cost	turnover	leverage	top10
Return	1										
IV	-0.065	1									
size	-0.031	-0.095	1								
B/M	0.016	-0.152	0.286	1							
lagret	-0.013	0.157	0.049	-0.032	1						
maxret	-0.055	0.805	-0.053	-0.107	0.081	1					
Amihud	0.034	0.025	-0.358	-0.093	-0.072	-0.008	1				
cost	0.015	-0.178	0.027	0.149	-0.038	-0.171	0.005	1			
turnover	-0.063	0.543	-0.237	-0.090	0.148	0.514	-0.149	-0.123	1		
leverage	0.007	-0.016	0.115	0.436	-0.002	-0.016	-0.024	0.050	-0.019	1	
top10	0.004	0.023	0.271	-0.030	0.018	0.013	0.068	-0.046	-0.337	-0.037	1

注：本表通过计算横截面数据的相关系数矩阵，再计算其在时间序列上的均值得到。其中，Return为下月的收益率，其余变量均为当月数据。

表1是变量的描述性统计。表2是变量相关系数矩阵时间序列上的平均值。从中可以看出，股票预期收益率(Return)与特质波动率(IV)负相关。而特质波动率(IV)和历史最大日收益率(maxret)的相关系数最

大,达到0.805,其次是换手率(turnover)0.543。

(二)投资组合分析法

1.验证“特质波动率之谜”

表3 组合特质波动率及预期收益率的实证检验结果

rank	均值	标准差	市场份额	FF-3 α
1Low	0.540	7.731	0.353	0.639 (1.19)
2	0.866	0.866	0.192	0.984 (1.52)
3	0.564	8.642	0.169	0.562 (0.93)
4	0.230	9.237	0.153	0.232 (0.36)
5High	-0.563	9.342	0.133	-0.499 (-0.76)
5-1	-1.103	5.126		-1.137*** (-3.16)

注:括号内为Newey-West调整的t统计量,***、**和*分别代表在1%、5%与10%的显著性水平上显著。

表3的实证结果与Ang等(2006)和左浩苗等(2011)等的研究结果类似,表明中国确实存在“特质波动率之谜”。低特质波动率组合具有高预期收益率,高特质波动率组合具有低预期收益率。除第二组外,随着组合特质波动率增大,预期收益率逐渐降低。做空低特质波动率组做多高特质波动率组的预期月超额收益率为-1.137%,且Newey-West-t值为-3.16,在1%的水平上显著。说明低特质波动率组合比高特质波动率组合预期月收益率高1.137%,年化可达到13%。表3同时报告了各组合的平均市场份额,可以看到,同样包含市场20%的股票样本,低特质波动率组合比高特质波动率组合的市场份额大很多,说明小市值股票的特质波动率更大。

2.考察“特质波动率之谜”的影响因素

表4 二维投资组合分析

变量	根据IV排序并分组					
	1Low	2	3	4	5High	5-1
size	0.539*** (-2.86)	0.255 (-1.61)	0.341** (-2.48)	0.0162 (-0.09)	-0.602*** (-2.72)	-1.141*** (-3.20)
B/M	0.358* (-1.96)	0.556*** (-3.46)	0.368** (-2.24)	-0.0272 (-0.18)	-0.728*** (-3.32)	-1.086*** (-3.32)
lagret	0.559*** (-2.99)	0.298* (-1.88)	0.432** (-2.60)	-0.00237 (-0.02)	-0.677*** (-3.01)	-1.236*** (-3.50)
maxret	0.314** (-2.07)	0.497*** (-3.06)	0.043 (-0.24)	-0.109 (-0.65)	-0.421** (-2.13)	-0.735*** (-2.68)

Amihud	0.552*** (-2.96)	0.486*** (-3.40)	0.422*** (-2.80)	-0.143 (-0.82)	-0.794*** (-3.48)	-1.347*** (-3.82)
zero	0.344* (-1.82)	0.558*** (-3.57)	0.298** (-2.13)	-0.0286 (-0.16)	-0.685*** (-2.99)	-1.029*** (-3.04)
turnover	0.286 (-1.48)	0.264 (-1.56)	0.365** (-2.38)	0.0804 (-0.54)	-0.121 (-0.62)	-0.408 (-1.31)
leverage	0.570*** (2.82)	0.591*** (4.45)	0.206 (1.39)	-0.0404 (-0.24)	-0.703*** (-3.17)	-1.273*** (-3.51)
top10	0.591*** (2.89)	0.471*** (3.14)	0.268* (1.77)	-0.0513 (-0.29)	-0.659*** (-2.87)	-1.250*** (-3.41)

注: 括号内为Newey-West调整的t统计量, **、*和*分别代表在1%、5%与10%的显著性水平上显著。

表4报告了二维投资组合分析的实证结果,可以看到第五组减第一组的收益率差异在控制规模(size)、账市比(B/M)、前一个月的收益率(lagret)、流动性(Amihud)、交易成本(zero)、杠杆(leverage)和股权集中度(top10)时仍显著为负,且收益率差异没有较大变化。但控制换手率(turnover)后,收益率差异大幅降低,变为-0.408%,且不再显著,Newey-West-t值为1.31。同Jiang等(2009)、左浩苗等(2011)和虞文微等(2017)等研究结果类似。同时在控制历史最大日收益率(maxret)时,收益率差异也大幅降低,为-0.735%,尽管仍然显著,但Newey-West-t值变为-2.68,显著性水平大幅下降,同刘维奇等(2014)研究结果类似,不同的是,本文对历史最大日收益率进行了调整,详见第二部分对控制变量的具体说明。实证结果表明换手率和历史最大日收益率对“特质波动率之谜”具有一定的解释力。

(三)Fama-MacBeth横截面回归

表5报告了Fama-MacBeth横截面回归的实证结果。模型1中特质波动率(IV)的系数为-0.187, Newey-West-t值为-2.61,在1%的水平下显著。说明特质波动率和预期收益率的负相关关系,再次证明中国股市存在“特质波动率之谜”。

表5 Fama-MacBeth横截面回归实证结果

	截距项	beta	smb	hml	IV	size	B/M	lagret	maxret	Ave R2	Ave N
model1	2.587*** (2.60)	-0.047 (0.03)	-0.004 (-0.14)	-0.245 (0.11)	-0.187*** (-2.61)					0.0215	1686.23
model2	8.528** (2.06)	-0.236 (0.04)	-0.107 (-0.12)	-0.081 (0.13)	-0.190*** (-2.72)	-0.380 (-1.59)				0.0557	1686.23
model3	2.460** (2.29)	3.020 (0.08)	1.054 (-0.24)	2.307 (0.19)	-0.187** (-2.57)		0.180 (0.23)			0.0329	1681.53

The Idiosyncratic Volatility Puzzle and the Quantitative Decomposition of Its Explanations

model4	2.465** (2.39)	2.416 (0.17)	0.805 (-0.30)	3.307 (0.21)	-0.192*** (-2.64)				-0.923 (-0.24)		0.0346	1672.92
model5	2.655** (2.50)	0.003 (0.05)	0.001 (-0.12)	-0.002 (0.11)	-0.218 (-1.41)					5.302 (-0.09)	0.0301	1686.23
	截距项	beta	smb	hml	IV	Amihud	cost	turnover	leverage	top10	Ave R2	Ave N
model6	2.219* (1.94)	0.001 (0.00)	0.000 (-0.16)	-0.003 (0.13)	-0.188*** (-2.61)	6.295* (1.72)					0.0357	1686.23
model7	2.546** (2.38)	0.045 (0.02)	0.020 (-0.13)	-0.258 (0.10)	-0.185** (-2.56)		1.472 (0.14)				0.0240	1683.67
model8	2.603** (2.48)	0.195 (0.07)	0.077 (-0.07)	-0.304 (0.04)	-0.123 (-1.39)			-0.506 (-1.41)		0.0318	1678.93	
model9	2.439** (2.51)	0.040 (0.14)	0.028 (-0.14)	0.014 (0.11)	-0.181*** (-2.62)			0.298 (0.17)			0.0285	1686.23
model10	2.274 (1.29)	0.039 (0.13)	0.023 (-0.11)	0.015 (0.11)	-0.178*** (-2.61)					0.356 (0.26)	0.0372	1686.23

注: 1. Ave R2 和 Ave N 分别表示平均可决系数和平均样本股票数; 2. 括号内为 Newey-West 调整的 t 统计量, ***, ** 和 * 分别代表在 1%、5% 与 10% 的显著性水平上显著。

之后,我们将控制变量逐一加入模型,考察控制变量对“特质波动率之谜”的影响。实证结果表明,分别加入规模(size)、账市比(B/M)、前一个月的收益率(lagret)、流动性(Amihud)、交易成本(cost)、杠杆(leverage)和股权集中度(top10)等变量后,对特质波动率和预期收益率的负相关关系鲜有影响,依然显著为负。

而当我们分别加入历史最大日收益率(maxret)和换手率(turnover)时,特质波动率系数(IV)均不再显著, Newey-West-t 值分别边为-1.41 和-1.39。考虑到 maxret 和 turnover 与 IV 的相关系数较高,可能存在多重共线性的情况。因此在回归之后,检验了各变量的“方差膨胀因子”(VIF)发现均远小于 10,故可排除多重共线性的影响。以上实证结果说明历史最大日收益率和换手率可以在一定程度上解释“特质波动率之谜”,同投资组合分析法的结论一致。

(四)分解特质波动率的系数估计值并量化各控制变量的影响

本节分为以下两个部分:单变量分析和多变量分析。

1.单变量分析

表6 分解特质波动率的系数(单变量分析)

stage	变量	size	t值/占比	B/M	t值/占比	lagret	t值/占比	maxret	t值/占比	Amihud	t值/占比
1. 超额收益对IV回归	截距	2.587***	(2.60)	2.564***	(2.59)	2.621***	(2.68)	2.587***	(2.60)	2.587***	(2.60)
	IV	-0.182***	(-2.61)	-0.181***	(-2.60)	-0.188***	(-2.63)	-0.182***	(-2.61)	-0.182***	(-2.61)
2. 在第1阶段基础上增加控制变量	截距	8.528**	(2.06)	2.460**	(2.29)	2.465**	(2.39)	2.655**	(2.50)	2.219*	(1.94)
	IV	-0.190***	(-2.72)	-0.187**	(-2.57)	-0.192***	(-2.64)	-0.218	(-1.41)	-0.188***	(-2.61)
	控制变量	-0.380	(-1.59)	0.180	(0.23)	-0.923	(-0.24)	5.302	(-0.09)	6.295*	(1.72)
3. IV对控制变量回归	截距	13.480***	(9.77)	8.608***	(76.66)	7.942***	(80.47)	1.354***	(10.43)	8.285***	(77.77)
	控制变量	-0.348***	(-3.86)	-0.516***	(-6.01)	4.346***	(6.19)	168.054***	(60.55)	-0.349	(0.76)
4. 分解第一阶段IV的系数	控制变量	0.0005	-0.26%	-0.0058	3.20%	-0.0042	2.26%	-0.1188	65.30%	-0.0019	1.02%
	剩余	-0.1825	100.26%	-0.1756	96.80%	-0.1835	97.74%	-0.0631	34.70%	-0.1801	98.98%
	总计	-0.182	100%	-0.181	100%	-0.188	100%	-0.182	100%	-0.182	100%

stage	变量	cost	t值/占比	turnover	t值/占比	leverage	t值/占比	top10	t值/占比
1. 超额收益对IV回归	截距	2.585***	(2.60)	2.587***	(2.59)	2.587***	(2.60)	2.587***	(2.60)
	IV	-0.182***	(-2.61)	-0.181***	(-2.59)	-0.182***	(-2.61)	-0.182***	(-2.61)
2. 在第1阶段基础上增加控制变量	截距	2.546**	(2.38)	2.603**	(2.48)	2.439**	(2.51)	2.274	(1.29)
	IV	-0.185**	(-2.56)	-0.123	(-1.39)	-0.181***	(-2.62)	-0.178***	(-2.61)
	控制变量	1.472	(0.14)	-0.506	(-1.41)	0.298	(0.17)	0.356	(0.26)
3. IV对控制变量回归	截距	8.584***	(86.83)	6.080***	(53.44)	8.177***	(94.16)	9.713***	(24.61)
	控制变量	-14.404***	(-7.01)	2.247***	(26.45)	-1.068	(-0.44)	-2.151	(0.75)
4. 分解第一阶段IV的系数	控制变量	-0.0072	3.97%	-0.0943	52.13%	-0.0035	1.91%	-0.0077	4.24%
	剩余	-0.1745	96.03%	-0.0866	47.87%	-0.1785	98.09%	-0.1743	95.76%
	总计	-0.182	100%	-0.181	100%	-0.182	100%	-0.182	100%

注：1. 本表第一阶段和第二阶段的回归变量中包含Fama-French三因子回归的系数估计值，限于篇幅，本文未报告其结果，但并不影响对结果的分析；2. 本表“t值/占比”各列中前三阶段表示Newey-West调整的t统计量，第四阶段表示控制变量解释力度的占比；3. ***、**和*分别代表在1%、5%与10%的显著性水平上显著。

单变量分析是指特质波动率逐一对控制变量进行回归,考察单一变量对特质波动率的解释程度占比。表6报告了单变量分析的实证结果。第一阶段对特质波动率进行回归的过程中,剔除了相应控制变量缺失的样本,以保证第一阶段至第三阶段的回归样本保持一致,因此导致不同控制变量组第一阶段的回归结果略有差异。第二阶段在第一阶段的基础上增加了控制变量,与表5的结果一致,此处是为了进行对照。第三阶段是特质波动率对相应控制变量进行横截面回归,得到时间序列的系数估计值的均值。第四阶段则用第二部分中介绍的方法对第一阶段“特质波动率之谜”的系数进行分解。从第四阶段分解结果可以看到账市比(B/M)、前一个月的收益率(lagret)、流动性(Amihud)、交易成本(cost)、杠杆(leverage)和股权集中度(top10)只能解释“特质波动率之谜”的很小一部分,解释程度占比从1.02%至4.24%不等,而规模(size)的解释程度甚至为负(-0.26%),说明控制变量对解释“特质波动率之谜”的贡献是负的。相反,历史最大日收益率(maxret)和换手率(turnover)对“特质波动率之谜”有相当大的解释力度。其中maxret解释力占比最大,达到65.3%,turnover次之,为52.13%,未被解释分部分分别只剩34.7%和47.87%。接下来我们将进行多变量分析,考察将全部控制变量同时加入回归方程,解释力度是否会增加。

2. 多变量分析

多变量分析在第二阶段和第三阶段将全部控制变量同时加入回归模型,考察各变量综合作用时对“特质波动率之谜”的解释程度。表7报告了多变量分析的实证结果。从第四阶段的实证结果可以看出,所有控制变量对“特质波动率之谜”的解释程度为74.39%,其中历史最大日收益率(maxret)和换手率(turnover)的解释程度最大,分别为52.54%和17.51%,其余控制变量对“特质波动率之谜”的解释程度从-0.32%至1.59%不等,总计为4.34%。不能被控制变量解释的部分只占25.61%。

表7 分解特质波动率的系数(多变量分析)

stage	变量	系数	占比	t值
1.超额收益对IV回归	截距	2.433**		(2.55)
	IV	-0.189***		(-2.60)
2.在第1阶段基础上增加控制变量	截距	9.683*		(1.65)
	IV	-0.160		(-1.06)
	size	-0.474		(-1.38)
	B/M	0.325		(0.70)
	lagret	-0.087		(0.13)
	maxret	10.415		(0.18)
	Amihud	3.501		(0.45)
	cost	-0.246		(-0.01)
	turnover	-0.614*		(-1.60)
	leverage	-0.688		(-0.01)
	top10	-0.311		(-0.05)
3.IV对控制变量回归	截距	0.208		(0.67)
	size	-0.030		(0.05)
	B/M	-0.291***		(-4.08)
	lagret	1.848***		(4.84)
	maxret	142.393***		(45.17)
	Amihud	2.214***		(2.98)
	cost	-1.779*		(-1.76)
	turnover	1.043***		(11.08)
	leverage	2.774**		(2.17)
	top10	1.519***		(4.45)

4. 分解第一阶段IV的系数	size	-0.0020	1.06%
	B/M	-0.0030	1.59%
	lagret	-0.0016	0.85%
	maxret	-0.0993	52.54%
	Amihud	0.0006	-0.32%
	cost	-0.0010	0.53%
	turnover	-0.0331	17.51%
	leverage	0.0002	-0.11%
	top10	-0.0012	0.63%
	剩余	-0.0484	25.61%
	Total	-0.1888	100%
	样本期	2000.01-2017.09	

注: 1. 本表第一阶段和第二阶段的回归变量中包含Fama-French三因子回归的系数估计值, 限于篇幅, 本文未报告其结果, 但并不影响对结果的分析; 2. 括号内为Newey-West调整的t统计量, **、*和*分别代表在1%、5%与10%的显著性水平上显著。

以上结果均说明历史最大日收益率和换手率能在很大程度上解释“特质波动率之谜”。可从以下两个角度, 结合中国股市实际情况进行解释: 第一, 换手率可以有效地反映投资者的异质信念, 投资者异质信念越多, 换手率越高。根据Miller(1977)提出的理论, 在卖空限制和投资者异质信念同时存在的前提下, 悲观投资者的信念无法在市场中得到体现, 而乐观投资者会认为股票价格被低估, 从而大量买进造成股票价格被高估, 降低了未来收益率。第二, 历史最大日收益率和换手率均为郑振龙和孙清泉(2013)提出的衡量彩票类股票的性质, 同时该文章得出, 中国股票市场存在明显的彩票偏好, 由于彩票类股票被彩票偏好投资者过度追逐, 其年收益率至少低于其他股票5%。因此, 投资者对彩票类股票的偏好(对应本文中历史最大日收益率较大和换手率较高的股票)也会使投资者未来收益下降。同时高换手率和高历史最大日收益率都意味着更高的股价波动, 所以, 换手率和历史最大日收益率与未来预期收益之间的负相关关系共同造成了“特质波动率之谜”。

(五) 稳健性检验

为了检验上述结果稳定可靠, 本文从以下几方面进行了稳健性检验:

(1) 通过投资组合分析法和Fama-MacBeth横截面回归两种方法对中国股市“特质波动率之谜”的存在性以及成因进行了实证检验, 结果类似。

(2) 投资组合分析法中替换流通市值加权方法为等权重加权, 结论未发生改变。

(3) 分别根据行业、经济周期将样本分成不同的子样本, 一一进行上述实证分析, 结果均没有较大变化。限于篇幅, 稳健性检验的回归结果不再列示。

以上分析表明, 本文关于特质波动率的实证分析结果是稳健的。

五、结论

本文以2000年1月至2017年12月中国全部A股股票为研究对象,探讨了股票特质波动率与预期收益率之间的关系。我们采用被广泛运用的Fama-French三因子模型来计算月度特质波动率,并分别通过投资组合分析和Fama-MacBeth横截面回归发现中国股市的确存在“特质波动率之谜”,即特质波动率与预期收益率存在负相关的关系。同时在以上两种方法的基础上对特质波动率之谜的影响因子进行分析,发现历史最大日收益率和换手率在一定程度上可对“特质波动率之谜”进行解释。随后本文对特质波动率的回归系数进行分解,并量化各控制变量的解释力度。实证结果表明被历史最大日收益率和换手率解释的部分高达70%,而不能被控制变量解释的部分仅剩约25%。进一步地,本文认为在卖空限制的前提下投资者异质信念的存在和投资者偏好彩票类股票可以解释“特质波动率之谜”异象的发生。

本文通过实证研究发现中国股市存在“特质波动率之谜”,说明了市场效率的缺乏和市场制度的不完善。中国应不断完善交易机制,提高信息披露质量,增加信息的透明度,为投资者提供一个更加健全的资本交易市场。随着中国融资融券业务的推广和普及以及融资融券交易量的增加,“特质波动率之谜”的表现形式是否会有变化,从公司角度而不是投资者角度进行研究是否会有新发现,这些都是值得继续深入研究的课题。

参考文献

- [1]陈智明,2015,《中国中小板市场的“特质波动率之谜”》,《技术经济》第10期,98-104。
- [2]李竹薇、史永东、于淼、安辉,2014,《中国股票市场特质波动率异象及成因》,《系统工程》第6期,1-7。
- [3]刘维奇、邢红卫、张信东,2014,《投资偏好与“特质波动率之谜”——以中国股票市场A股为研究对象》,《中国管理科学》,第8期,10-20。
- [4]田利辉,2004,《杠杆治理、预算软约束和中国上市公司绩效》,《经济学》,第10期,15-26。
- [5]王春丽和马路,2017,《股权性质、股权集中度和股权制衡度与研发投入绩效》,《投资研究》,第7期,138-147。
- [6]熊伟、陈浪南、柯忠义,2017,《股市特质风险与股票收益率相关关系的实证研究》,《管理工程学报》,第2期,170-176。
- [7]徐莉萍、辛宇、陈工孟,2006,《股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响》,《经济研究》第1期,90-100。
- [8]徐小君,2010,《公司特质风险与股票收益——中国股市投机行为研究》,《经济管理》第12期,127-136。
- [9]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,6-10。
- [10]虞文微、张兵、赵丽君,2017,《异质信念、卖空机制与“特质波动率之谜”——基于2698家中国A股上市公司的证据》,《财经科学》第2期,38-50。
- [11]郑振龙、孙清泉,2013,《彩票类股票交易行为分析:来自中国A股市场的证据》,《经济研究》第2期,128-140。
- [12]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,60-64。
- [13]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,62-67。
- [14]左浩苗、郑鸣、张翼,2011,《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》,《世界经济》第5期,117-135。
- [15]Amihud Y., 2002, “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects”, Journal of Financial Markets, 5 (1), pp. 31-56.
- [16]Ang A., Hodrick R. J., Xing Y. and Zhang X., 2006, “The Cross-Section of Volatility and Expected Returns”, Journal of Finance, 61(1), pp. 259-299.
- [17]Ang A., Hodrick R. J., Xing Y. and Zhang X., 2009, “High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence”, Journal of Financial Economics, 91(1), pp. 1-23.
- [18]Bali T. G. and Cakici N., 2008, “Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns”, Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2008, 43(1), pp. 29-58.

- [19]Boehme R. D., Danielsen B. R., Kumar P. and Sorescu S. M., 2009, “Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Stock Returns: Merton (1987) Meets Miller (1977)”, *Journal of Financial Markets*, 12(3), pp. 438-4689.
- [20]Chua C. T., Goh J. and Zhang Z., 2005, “Idiosyncratic Volatility Matters for the Cross-Section of Returns——in More Ways than One!”, *China International Conference in Finance*.
- [21]Fu F., 2009, “Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Expected Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 91(1), pp. 24-37.
- [22]George J. Jiang, Danielle X. and Tong Y., 2009, “The Information Content of Idiosyncratic Volatility”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(1), pp. 1-28.
- [23]Guo H. and Savickas R., 2010, “Relation between Time-series and Cross-sectional Effects of Idiosyncratic Variance on Stock Returns”, *Journal of Banking & Finance*, 34(7), pp. 1637-1649.
- [24]Fink J. D., Fink K. E. and He H., 2012, “Expected Idiosyncratic Volatility Measures and Expected Returns”, *Financial Management*, 2012, 41(3), pp. 519-553.
- [25]Guo H., Kassa H. and Ferguson M. F., 2014, “On the Relation between EGARCH Idiosyncratic Volatility and Expected Stock returns”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 49(1), pp. 271-296.
- [26]Huang W., Liu Q., Rhee S. G. and Zhang L., 2010, “Return Reversals, Idiosyncratic Risk and Expected Returns”, *Review of Financial Studies*, 23(1), pp. 147-168.
- [27]Jegadeesh N. and Titman S., 1993, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 48, pp. 65-92.
- [28]Jensen M. C., Black F. and Scholes M. S., 1972, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, *Social Science Electronic Publishing*, 94(8), pp. 4229-4232.
- [29]Kewei Hou and Roger K. Loh, 2016, “Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle? ”, *Journal of Financial Economics*, 121(1), pp. 167-194.
- [30]Lesmond D. A., Ogden J. P. and Trzcinka C. A., 1999, “A New Estimate of Transaction Costs”, *Review of Financial Studies*, 12(5), pp. 1113-1141.
- [31]Merton R. C., 1987, “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information”, *Journal of Finance*, 42(3), pp. 483-510.
- [32]Miller E. M., 1997, “Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion”, *Journal of Finance*, 32(4), pp. 1151-1168.
- [33]Spiegel M. I. and Wang X., 2005, “Cross-sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk”, *China International Conference in Finance*.
- [34]Xu Y. and Malkiel B. G., 2003, “Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility”, *Journal of Business*, 76(4), pp. 613-645.

Abstract: This paper takes the Chinese stock market A stocks as the research object. Through portfolio analysis and Fama-MacBeth cross-sectional regressions, it is found that there is indeed the idiosyncratic volatility puzzle in Chinese stock market, i.e., there is a significantly negative relationship between the stocks' idiosyncratic volatility and the expected return. Using the above two methods to further analyze, it is found that after controlling the turnover rate and historical maximum daily yield, the negative correlation between idiosyncratic volatility and expected return is no longer significant. Then, using the covariance decomposition method to quantitatively analyze the explanatory power of all control variables to the idiosyncratic volatility puzzle, we found that the historical maximum daily yield and the turnover rate accounted for as high as 70% of the total, leading to the idiosyncratic volatility puzzle in China. The formation of this puzzle is mainly due to the existence of investors' heterogeneous beliefs and investors' preference for lottery stocks.

Key Words: Idiosyncratic Volatility; Cross-sectional Return; Portfolio Analysis; Fama-MacBeth Cross-sectional Regressions