

服从随机游走假设的特质波动风险 与横截面收益的相关性检验^①

吕文岱¹, 吴量², 徐婧¹, 郭怡怡¹, 张雪燕¹

1. 昆明理工大学 管理与经济学院, 昆明 650500;

2. 同济大学 经济与管理学院, 上海 200092

摘要: 股票市场的卖空限制、市场信息透明度的缺乏等使得投资者无法进行多样化投资, 特质波动风险成为投资者面临的主要风险. 本文首先针对存在争议的特质波动风险度量指标进行有效性检验, 并确定 EGARCH 模型度量指标才满足随机游走假设. 以我国沪深两市 2003—2014 年股票为样本, 进行特质波动风险与横截面收益的截面回归分析, 得出特质波动风险与横截面收益呈显著正相关, 显著的动量效应是主要原因. 同时得出“特质波动之谜”的结论主要是由于特质波动风险度量方法不当造成的伪现象, 也不能简单依据已实现的特质波动率与横截面收益相关性直接推导期望特质波动率与横截面收益的关系. 最后采用二维投资组合分析方法对所得结论做了进一步验证, 得出我国股票市场未出现“特质波动之谜”.

关键词: 特质波动风险; 期望特质波动率; 横截面收益

中图分类号: F830.91

文献标志码: A

文章编号: 1000-5471(2019)01-0048-08

2014 年以来, 我国宏观政策连续调控, 央行数次降准降息, 使得股票市场走势疯狂, 并伴随着政府反复稳定市场措施的出台. 随着我国股票市场改革的不断深化和发展, 投资者数量迅速增多, 投资非理性及股票市场中价格失真现象不减反增. 在我国资本市场开放度不断提高的进程中, 股价异常波动有增无减无疑更加放大了股票市场的波动风险, 进而威胁到金融市场的整体稳定. 以有效市场假说理论(EMH)为代表的传统金融理论对于现实金融市场中广泛存在的股票价格失真、股价异常波动等非理性行为以及投机泡沫现象已越来越难以得到令人信服的理论解释, 包含理性预期、理性泡沫等在内的理论假说面临了诸多的质疑和争论. 随着研究的深入, 人们发现除了股价波动同步性会增加股市价格波动外, 股票所含的特质波动风险同样会使得股票价格出现剧烈波动. 在构建投资组合过程中, 投资者不可能充分持有多样化的投资组合, 因而就不能将非系统风险完全分散, 故而该非系统风险对于投资者来说, 也需要获得相应的风险补偿^[1]. 股票自身的特征因素造成的风险因素即非系统风险同样也会影响股票资产的价格, 这类非系统风险被定义为股票的特质波动风险.

我国股票市场卖空限制与市场信息透明度的缺乏使得投资者无法进行多样化投资, 导致特质波动风险对股票横截面收益的影响程度增大. 经典的资本资产定价(CAPM)模型认为特质波动风险能够通过投资组合而消除, 将不会影响资本资产的未来收益. 然而现实的股票市场并非完全有效, 市场存在交易成本, 投资者对资产收益的预期存在异质性, 同时由于受到投资总额、信息获取等限制, 投资者不可能构建完美有效的投资组合, 特质波动风险无法被消除. 投资者会要求以更高的期望收益弥补所承担的特质波动风险, 最终体现为特质波动风险与资本资产收益呈正相关. 然而近些年在该领域的研究中, 却得出“特质波动之

① 收稿日期: 2018-03-26

基金项目: 云南省教育厅科学研究基金项目(2017ZZX160).

作者简介: 吕文岱(1986-), 女, 博士, 副教授, 主要从事资本市场风险研究.

谜”的结论, 认为特质波动风险与股票资产的收益呈现负相关关系^[2].

1 引言

Campbell 等^[3]基于 1962—1997 年股票市场日数据证实存在特质波动风险, 并且是股票波动风险的主要因素, 高特质波动风险的股票具有高的未来收益. Malkiel 等^[4]的研究同样得出, 包括美国股票市场和日本股票市场在内, 特质波动风险会影响股票资产的横截面收益, 加入控制变量后, 特质波动风险对横截面收益的正向影响仍然存在^[5]. 在改用 EGARCH 模型估计期望特质波动率后, 特质波动风险对股票的横截面收益同样具有较强的解释能力, 且呈现显著正相关关系^[6].

部分学者对 Ang 等^[2]的结论提出质疑, 认为该结论很大程度上是由特质波动风险计算方法, 样本选取的范围等因素所致^[7]. 随后 Ang 等^[8]依然基于 Fama 三因素模型, 扩大样本量后进一步论证得出 23 个国家同时存在负相关的结论. 并且刘维奇等^[9]利用我国 1997—2011 年 A 股数据同样检验到我国股票市场存在“特质波动之谜”. 但随后张信东等^[10]发现随着样本期延长, 负相关关系会弱化.

Boehme 等^[11]发现当考虑有限套利时, 特质波动风险与股票横截面收益呈现负相关关系, 从而认为特质波动风险与横截面收益的关系并不是稳定的正相关或负相关关系, 而是受到所考虑控制因素的影响. 此外, 股价的低估和高估也是造成特质波动风险与股票横截面收益关系不确定性的原因之一. 由于特质波动风险没有被市场收益定价, 因而只反映公司层面信息的不确定性^[12].

关于特质波动风险与横截面收益的相关性研究存在较大争议, 而样本期, 控制变量, 特质波动风险度量方法又被认为是导致不同结论的主要原因. 尽管多数学者进行了特质波动风险与横截面收益相关性检验的研究, 但大多停留在检验的过程, 而对结果的进一步解释和分析还较少, 解释部分较简单. 居此, 本文首先对特质波动风险的度量方法进行有效性检验, 然后结合截面数据回归进行特质波动风险不同度量指标与横截面收益的相关性检验, 并结合投资组合分析方法进一步验证特质波动风险与横截面收益的相关关系, 最后在结合已有研究的基础上, 对检验结果做详细解释分析.

2 研究设计

2.1 特质波动风险的度量

结合已有研究结论, 特质波动风险的度量影响到特质波动风险与横截面收益相关性的实证结果. 另外根据时间节点的不同, 特质波动风险可由已实现的特质波动率和预期特质波动率来衡量.

(1) 已实现特质波动率

结合我国股票资本市场的特点^[13], 采用 Fama 三因素模型, 计算如下

$$R_{it} - r_t = a_{it} + b_{it}(R_{mt} - r_t) + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + \xi_{it} \quad (1)$$

ξ_{it} 为模型残差, 已实现特质波动率即为 $\sqrt{\text{Var}(\xi_{it})}$, 即 i 股票 t 期的特质波动风险, 本文所得为月个股已实现特质波动率, 记为 IV_{it} .

(2) 期望特质波动率

基于已实现特质波动率的三因素模型计算方法, 采取以下 4 种方法计算期望特质波动率.

基于随机游走假设的度量: 股票、债券、期货等金融资产, 其波动趋势服从随机游走, 即股价遵循随机游走的规律. 在该假设下直接将已实现特质波动率 IV_{it} 作为期望特质波动率的替代变量, 记为 $EIV1_{it}$.

ARIMA 模型度量: 基于 ARIMA 模型思想, 已实现的特质波动率序列具有时间序列特性, 能够利用 ARIMA 模型在滚动窗口估计期望特质波动率. 本文根据过去 24 个月已实现的特质波动率来估算未来一个月的期望特质波动率, 记为 $EIV2_{it}$.

$$IV_{it} = \alpha_i + \beta_i IV_{it-1} \quad (2)$$

投资组合方法的度量: 借鉴 Fama, French 在 1992 年的研究方法构建投资组合计算加权平均特质波动率, 然后基于 ARIMA 模型计算个股期望特质波动率, 记为 $EIV3_{it}$.

EGARCH 模型度量: 本文利用 EGARCH(p, q) 模型计算期望特质波动率, EGARCH 的具体函数形式如式(3)和式(4), 其中 $1 \leq p \leq 3, 1 \leq q \leq 3$.

$$R_{it} - r_t = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - r_t) + s_t \text{SMB}_t + h_t \text{HML}_t + \xi_{it} \quad (3)$$

$$\xi_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$$

$$\ln \sigma_{it}^2 = a_i + \sum_{l=1}^p b_{il} \ln \sigma_{it-l}^2 + \sum_{k=1}^q c_{ik} \left\{ \theta \left(\frac{\xi_{it-k}}{\sigma_{it-k}} \right) + \gamma \left[\left| \frac{\xi_{it-k}}{\sigma_{it-k}} \right| - \left(\frac{2}{\pi} \right)^{\frac{1}{2}} \right] \right\} \quad (4)$$

ξ_{it} 即为估计的条件期望特质波动率. 依据 AIC 最小信息准则得出利用 EGARCH(1, 1) 模型来估计期望特质波动率. 将式(4) 转换为式(5). 利用该方法计算的期望特质波动率记为 $EIV4_{it}$.

$$\ln \sigma_{it}^2 = a_i + b_{i1} \ln \sigma_{it-1}^2 + c_{i1} \left\{ \theta \left(\frac{\xi_{it-1}}{\sigma_{it-1}} \right) + \gamma \left[\left| \frac{\xi_{it-1}}{\sigma_{it-1}} \right| - \left(\frac{2}{\pi} \right)^{\frac{1}{2}} \right] \right\} \quad (5)$$

2.2 控制变量的确定和度量

投资组合的贝塔系数 — 系统风险: 采用与 Fama 相似的处理方法, 如式(6)

$$R_{pt} = \sum_{i=1}^k v_{it} R_{it} \quad (6)$$

其中 R_{pt} 为投资组合 p 在 t 月的市值加权投资组合收益率, v_{it} 为股票 i 市值, R_{it} 为收益率. 得到投资组合贝塔系数 $BETA_{it}$, 如式(8)

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{pt} + \beta_{2it} R_{pt-1} + \xi_{it} \quad (7)$$

$$BETA_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it} \quad (8)$$

股票资产规模 — 规模效应: 我国股票市场同样存在显著规模效应^[14]. 基于式(9), 其中 ME_{it} 为 i 股票 t 月资产规模, MP_{it} 为 i 股票 t 月月收盘价, SN_{it} 为 i 股票 t 月流通股股数.

$$ME_{it} = \ln(MP_{it} \times SN_{it}) \quad (9)$$

账面市值比 — 账面市值比效应: 我国与美国股票市场显著的账面市值比效应相类似. 账面市值比 BM_{it} 计算如式(10), BE_{it} 为 i 股票 t 月账面资产总额, EM_{it} 为 i 股票 t 月市值.

$$BM_{it} = \ln \left(\frac{BE_{it}}{EM_{it}} \right) \quad (10)$$

$t-2$ 至 $t-7$ 期平均收益率 — 动量效应与反转效应: 与西方发达资本市场类似, 中国资本市场同样存在显著反转效应和动量效应. 计算如式(11)

$$R_{it}(-7, -2) = \frac{1}{6} \sum_{T=t-7}^{t-2} R_{iT} \quad (11)$$

流动性指标 — 流动性溢价理论: 股票市场流动性溢价的存在^[15], 将非流动性水平取倒数作为流动性水平的衡量指标 $LLIQ$, 即

$$LLIQ_{iyt} = \frac{1}{\left[\frac{1}{D_{iy}} \sum_{t=1}^{D_{iy}} \frac{|R_{iyt}|}{VOLD_{iyt}} \right]} \quad (12)$$

2.3 横截面收益的度量

本文沿用已有度量方法, 基于股票价格粘性, 采用 t 期个股月收益率度量预期横截面收益. 个股月收益率 RET 计算如公式(13), 其中 P_{it} 为 i 股票 t 月月末收盘价, CD_{it} 为 i 股票 t 月支付的现金红利, P_{it-1} 为 i 股票 $t-1$ 月月末收盘价.

$$RET_{it} = (P_{it} + CD_{it}) / P_{it-1} \quad (13)$$

3 数据及结果分析

3.1 数据来源与样本选择

2001 年是中国股票市场的转折点. 从 2002 年至今, 中国证券市场开始进入规范化和国际化的发展过程, 因此确定研究样本为 2003—2014 年沪深 A 股上市公司. 数据来源于 WIND 数据库, 其中剔除高杠杆的金融、保险行业. 剔除 ST, PT 股票, 剔除月成交天数在 15 d 以下的公司. 数据计算中均采用月数据.

3.2 描述性统计分析

将横截面收益, 特质波动风险的 4 类度量指标进行描述性统计, 如表 1.

表 1 沪深上市公司 2003—2014 年变量描述统计

变量	均值	最大值	最小值	标准差%	偏度	峰度
RET	0.022 5	13.407 2	-0.591 3	0.163 8	13.221 0	607.102 3
EIV1	0.092 3	0.337 2	0.004 2	3.693 3	6.251 8	12.395 5
EIV2	0.089 9	0.401 1	0.004 2	3.601 9	3.990 5	7.014 3
EIV3	0.085 8	0.394 7	0.003 6	3.462 7	4.521 7	7.006 3
EIV4	0.077 5	0.094 1	0.004 0	0.447 7	1.609 9	5.257 7

从表 1 得出, $EIV1$ 的均值最大为 9.23%, 而 $EIV4$ 的均值最小, 为 7.75%。另外 $EVI1, EVI2$ 和 $EVI3$ 的均值和标准差都远大于 $EVI4$ 的均值和标准差。

3.3 相关性分析

此处相关性分析是对数据进行逐月的相关性分析。表 2 结果显示, 特质波动风险的 4 个度量指标均与股票收益率呈正相关, 在 0.01 的水平上差异具有统计学意义, 初步推论我国股票市场 2003—2014 年期间不存在“特质波动之谜”。

表 2 沪深上市公司 2001—2012 变量年相关分析

	$EIV1$	$EIV2$	$EIV3$	$EIV4$	BETA	ME	$\ln(BM)$	$RET(-7, -2)$	$\ln(LLIQ)$
RET	0.140 2**	0.120 9**	0.131 5**	0.091 3**	-0.013 3	-0.026 8*	0.033 0	0.024 1**	-0.027 1*
EIV1		0.516 1*	0.484 2	0.466 2*	0.332 7*	-0.389 0*	-0.055 0*	-0.113 4*	0.290 8*
EIV2			0.467 8*	0.433 7*	0.339 6*	-0.371 1*	-0.088 4*	-0.081 5*	0.262 7*
EIV3				0.430 7*	0.341 8*	-0.358 6*	-0.102 5*	-0.514 9*	0.237 1*
EIV4					0.355 6*	-0.347 7*	-0.121 1*	-0.039 9*	0.221 9*
BETA						-0.340 4*	-0.044 6*	-0.028 9*	0.407 2*
ME							-0.214 4*	-0.035 3*	0.042 5
$\ln(BM)$								0.066 7	-0.122 4
$RET(-7, -2)$									0.006 5
$\ln(LLIQ)$									1.000 0

* 表示在 0.05 的水平上差异具有统计学意义; ** 表示在 0.01 的水平上差异具有统计学意义。

3.4 特质波动风险的时间序列检验

为确定是否能直接利用已实现的特质波动率来估计期望特质波动率, 在此首先检验特质波动率的时间序列属性。本文采用单位根检验的方法, 在单位根检验的方法上, 本文选择 DF 检验方法, 构造检验的回归模型(5-1):

$$y_t - y_{t-1} = \mu y_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (14)$$

其中原假设和备择假设为

$$\begin{cases} H_0: \mu = 0 \\ H_1: \mu < 0 \end{cases}$$

根据 DF 检验原理, 本文在求出各股已实现特质波动率 IV 的自相关系数基础上, 计算各股一阶至三阶的平均自相关系数(表 3)。从表 3 结果可知, 股票已实现的特质波动率 IV 的平均值为 9.64%, 标准差为 3.29%, 其一阶的自相关系数为 0.3281; 对应新变量 $\ln(IV)$ 的一阶自相关系数为 0.3513。变量 IV 和新变量 $\ln(IV)$ 的自相关系数在阶数增加的情况下, 自相关系数下降得不显著, 即自相关关系消失较缓慢。从新变量 $\ln(IV_t/IV_{t-1})$ 自相关系数来看, 其一阶自相关系数为 -0.395 5, 当阶数上升到二阶时, 自相关系数迅速下降到 -0.060 1。从数据结果分析可初步得出结论: 对于我国金融市场相当一部分股票而言, 其特质波动率的对数形式 $\ln(IV)$ 的一阶差分并不服从随机游走的过程。

表 3 特质波动率及相关变量自相关系数

	观测量	均值	标准差	自相关系数		
				lag=1	lag=2	lag=3
IV	503	0.096 4	0.032 9	0.328 1	0.214 6	0.192 0
$\ln(IV)$	503	-2.510 2	0.024 7	0.351 3	0.237 8	0.183 6
$\ln(IV_t/IV_{t-1})$	503	-0.002 0	0.010 2	-0.395 5	-0.060 1	-0.009 1

为进一步证明股票已实现的特质波动率不服从随机游走的结论,在此引用 Visaltanachoti 的检验方法,对特质波动率的时间序列进行两组回归分析.

模型 1

$$IV_{i,t+1} - IV_{i,t} = \mu_{0i} + \mu_{1i}IV_{i,t} + \varepsilon_i \quad (15)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T;$$

模型 2

$$\ln(IV_{i,t+1}) - \ln(IV_{i,t}) = \mu_{0i} + \mu_{1i}\ln(IV_{i,t}) + \varepsilon_i \quad (16)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

为更好地说明股票特质波动率的时间序列属性,在此加入参考变量股票规模的模型进行对比检验.股票规模各月均有变化,但其变化幅度不大,相对于特质波动率来说,是一个较为持续稳定的变化量,因此本文将股票规模的时间序列视为是服从随机游走的,故将其引入作为检验的对照变量,将模型 2 中的特质波动率指标替换为股票规模的对数指标 $\ln(ME)$,得到模型 3.

模型 3

$$\ln(ME_{i,t+1}) - \ln(ME_{i,t}) = \mu_{0i} + \mu_{1i}\ln(ME_{i,t}) + \varepsilon_i \quad (17)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

将以上 3 个模型分别进行回归后,结果如表 4 所示.

表 4 特质波动率随机游走检验

	变量	观测数	均值	中位数	拒绝率/%
模型 1	μ_1	503	-0.620 4	-0.602 9	87.23
	$t(\mu_1)$		-5.532 1	-5.264 7	
模型 2	μ_1	503	-0.595 5	-0.574 1	83.39
	$t(\mu_1)$		-5.323 7	-5.136 4	
模型 3	μ_1	503	-0.047 6	-0.026 8	20.56
	$t(\mu_1)$		-1.017 3	-0.992 5	

从表 4 可知,在模型 3 中,股票规模自然对数的回归结果显示,回归系数 μ_1 的平均值 t 统计量为 -1.017 3,表明股票规模的对数服从随机游走假设.相反,模型 1 中已实现的特质波动率的 $t(\mu_1)$ 绝对值为 5.532 1,远大于 0,得出已实现的特质波动率未通过随机游走检验.其次在模型 2 中,同样存在与模型 1 类似的结果,在已实现的特质波动率自然对数的回归模型中,系数 μ_1 显著不为零.由此,通过对已实现的特质波动率的随机游走检验,在该部分得出结论认为股票特质波动率的时间序列并不服从随机游走的假设,也就证明 Ang 等^[2]的结论不具有较强的说服力.

通过对特质波动率的时间序列进行随机游走检验,认为直接依据 Fama 的三因素模型计算得到的已实现特质波动率并不服从随机游走假设,可初步认为随机游走假设下得到的期望特质波动率 $EIV1$ 不服从随机游走条件,不适用于时间序列的截面回归分析.在此基础上,本文分别对 ARIMA 模型度量的期望特质波动率 $EIV2$,投资组合方法度量的期望特质波动率 $EIV3$ 和 EGARCH 模型度量的 $EIV4$ 共 3 组期望特质波动率进行同样的时间序列平稳性检验,并得出只有 EGARCH 模型计算的期望特质波动率服从随机游走的假设.故确定特质波动风险的度量指标采用 EGARCH 模型计算的期望特质波动率,并且在后文直接用符号 EIV 表示.

3.5 Fama-Macbeth 截面回归分析

本文确定特质波动风险为 EGARCH 模型下的期望特质波动率的衡量方法,构建如下回归模型

$$RET_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{k=1}^K \alpha_{Kt} X_{kit} + \varepsilon_{it}; i = 1, 2, 3, \dots, N_t; t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (18)$$

其中 RET_{it} 为 i 股票 t 月收益率, X_{kit} 为横截面收益的解释变量, N_t 为 t 期的股票数量. 回归结果见表 5.

表 5 截面回归结果

模型	BETA	ME	ln(BM)	RET(-2,-7)	ln(LLIQ)	EIV(t)	IV(t-1)	IV(t)	R ²
1	0.017 8 (-0.076 1)	-0.102 5 (-2.991 3)	0.217 7 (-4.987 0)						3.915 4
2	0.126 4 (-0.908 3)	-0.168 8 (-4.252 7)	0.173 6 (-4.135 6)	0.654 2 (-3.107 4)	-0.105 8 (-2.025 5)				3.657 3
3						0.135 7 (-8.934 6)			2.991 3
4	0.051 5 (-0.881 6)	-0.261 2 (-7.178 5)	0.578 4 (-12.851 1)			0.126 8 (-11.6751)			5.034 2
5	0.113 6 (-0.970 5)	-0.179 4 (-4.996 2)	0.463 9 (-11.013 6)	0.913 6 (-4.974 5)	-0.042 8 (-7.662 3)	0.139 7 (-13.567 4)			6.997 5
6	0.035 1 (-0.478 2)	-0.198 1 (-5.667 3)	0.174 5 (-3.946 1)	0.733 1 (-3.662 4)	-0.085 7 (-1.016 3)		-0.017 9 (-3.473 6)		5.347 0
7	0.074 3 (-1.027 4)	-0.394 1 (-14.769 4)	0.437 9 (-10.436 5)	1.591 5 (-8.702 4)	-0.526 7 (-8.445 2)			0.298 4 (-20.036 8)	4.241 6

注: 小括号内为 t 统计量.

模型 1 显示我国股市存在规模效应. 模型 2 证实股票“动量”效应^[16-17], 与邹小芄等^[18]的相反, 没有显著反转效应. 从模型 3 至模型 5, 期望特质波动率与收益率呈正相关的显著性逐渐增加, 模型拟合效果得到显著提高. 模型 6 得出 $t-1$ 期的特质波动率与收益率之间呈负相关, 虽然得到与 Ang 等^[2]相同结论, 但回归系数绝对值(0.017 9)对收益率解释程度较低. 模型 7 显示已实现特质波动率与收益存在显著正相关, 但并不能直接据此判定已实现的特质波动率在预测未来期间收益率时, 同样存在显著正相关关系. 一方面, 已实现的特质波动率不服从随机游走假设; 另一方面, 模型 7 中的结果仅是已实现的特质波动率与同一时期已实现收益率之间的关系, 本身无法确定非预期收益率的波动($RET_t - E(RET_t)$)和非预期的特质波动率($IVOL_t - E(IVOL_t)$)之间的关系.

3.6 特质波动风险与横截面收益的投资组合分析

本文进一步采用二维投资组合分析方法验证前文的研究结论. 如表 6 所示, 在价值加权和等值加权两类方式下, 期望特质波动率与收益率呈正相关关系, 且关系显著存在. 等值加权下收益率的差异高于市值加权下收益率差异, 进一步证实当剔除相关干扰因素后, 股票特质波动风险和横截面收益之间的正相关关系更加显著, 进一步验证了截面回归分析中的结果.

3.7 结果分析

本文结论与同样采用 EGARCH 模型的 Mi 等^[19], Eiling^[20]以及 Fu^[6]的研究结论相同, 我国资本市场并未发现“特质波动之谜”. 此外, 回归结果显示已实现的特质波动率与横截面收益率呈显著正相关, 与 Fink 等^[22]相同度量方法下的结果一致, 而 $t-1$ 期特质波动率与收益率的负相关关系正好验证了 Ang 等^[2]的结果, 初步认为“特质波动之谜”更大程度是由特质波动风险衡量方法差异造成的伪现象. 此外, 与 Ang 等^[8]收益反转动因的结论不同, 本文只得出我国股票市场存在动量效应, 未发现显著反转效应, 由此进一步降低了我国股票市场“特质波动之谜”金融异象存在的可能性. 本文分析认为我国股票市场以散户投资者为主, 股票市场信息反馈迟缓, 股价在短期内受负面消息影响不大. 相反, 股价的抬高增加股票收益, 反过来加剧特质波动风险上升. 与国外基于信息披露的解释不同^[23], 我国股票市场信息披露的市场效应并不明显.

表 6 二维投资组合分析

投资组合收益率		期望特质波动率 <i>EIV</i>					
		Low	2	3	4	High	H-L
A 部分: 价值加权							
股票 流通 市值	Low	0.012 8	0.017 2	0.029 5	0.042 4	0.055 1	0.042 3**
	2	0.012 1	0.020 6	0.033 5	0.042 8	0.053 2	0.041 1**
	3	0.012 7	0.016 8	0.028 3	0.042 6	0.053 9	0.041 2**
	4	0.011 2	0.024 8	0.035 7	0.044 4	0.049 3	0.037 9**
	High	0.011 9	0.024 2	0.034 7	0.040 6	0.048 1	0.036 2**
B 部分: 等值加权							
股票 流通 市值	Low	0.002 1	0.012 6	0.020 8	0.033 8	0.050 7	0.048 6**
	2	0.001 3	0.010 7	0.016 4	0.026 3	0.048 1	0.046 8**
	3	0.003 3	0.010 6	0.019 7	0.025 3	0.052 9	0.049 6**
	4	0.001 5	0.012 1	0.019 4	0.026 1	0.050 6	0.049 1**
	High	0.001 1	0.010 6	0.016 7	0.022 9	0.051 2	0.050 1**

注: ** 表示在 1% 水平上差异具有统计学意义。

4 结 论

基于本文研究内容, 不难发现我国股票市场特质波动风险在股价波动风险中的比例日趋加大, 同时相应要求市场监管者和相关实践者更加注重对资本市场的有效建设, 加大市场的规范化力度, 从而降低市场的波动风险. 此外, 需要继续加强对上市公司信息披露的管制, 减少因信息不对称导致的投资者非理性行为. 加强投资者的投资理念, 使投资者由投机型投资转向为价值型投资, 并最终形成理性的投资观念和意识.

参考文献:

- [1] TANG G Y N, SHUM W C. The Relationships Between Unsystematic Risk, Skewness and Stock Returns During Up and Down Markets [J]. *International Business Review*, 2003, 12(5): 523-541.
- [2] ANG A, HODRICK R J, XING Y, et al. High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further US Evidence [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2008, 91(1): 1-23.
- [3] CAMPBELL J Y, LETTAU M, MALKIEL B G, et al. Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(1): 1-43.
- [4] VIDAL-GARCÍA J, VIDAL M, NGUYEN D K. Do Liquidity and Idiosyncratic Risk Matter? Evidence from the European Mutual Fund Market [J]. *Review of Quantitative Finance & Accounting*, 2016, 47(2): 213-247.
- [5] GOYAL A, SANTA CLARA P. Idiosyncratic Risk Matters! [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(3): 975-1007.
- [6] FU F. Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 91(1): 24-37.
- [7] HUANG W, LIU Q, GHON RHEE S, et al. Another Look at Idiosyncratic Volatility and Expected Returns [J]. *Journal of Investment Management*, 2011, 9(4): 26-36.
- [8] ANG A, HODRICK R J, XING Y, et al. The Cross-Section of Volatility and Expected Returns [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2010, 61(1): 259-299.
- [9] 刘维奇, 邢红卫, 张信东. 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 [J]. *中国管理科学*, 2014, 22(8): 10-20.
- [10] 张信东, 王晓丽. 特质波动率之谜再检验——基于不同的交易策略 [J]. *管理现代化*, 2016, 36(2): 8-10.
- [11] BOEHME R D, DANIELSEN B R, 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): 438-468.
- [12] 花冯涛. 我国证券市场公司特质波动能够被定价吗——基于“非资产定价模型分解法”的测度与检验 [J]. *山西财经大学学报*, 2011, 33(11): 26-35.
- [13] 吴世农, 许年行. 资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证分析 [J]. *经济研究*,

2004(6): 105—116.

- [14] 苏冬蔚, 麦元勋. 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 [J]. 经济研究, 2004(2): 95—105.
- [15] 李一红, 吴世农. 中国股市流动性溢价的实证研究 [J]. 管理评论, 2003, 15(11): 34—42.
- [16] JEGADESH N, TITMAN S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency [J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(1): 65—91.
- [17] BARBERIS N, SHLEIFER A, VISHNY R. A Model of Investor Sentiment [J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(3): 307—343.
- [18] 邹小芃, 钱 英. 我国股票市场的中长期回报率的过度反应 [J]. 数理统计与管理, 2003, 22(6): 9—14.
- [19] MI L, BENSON K, FAFF R. Further Evidence on Idiosyncratic Risk and REIT Pricing: a Cross-Country Analysis [J]. *Accounting Research Journal*, 2016, 29(1): 34—58.
- [20] EILING E. Industry-Specific Human Capital, Idiosyncratic Risk, and the Cross-section of Expected Stock Returns [J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68(1): 43—84.
- [21] 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(5): 117—135.
- [22] FINK J D, FINK K E, HE H. Expected Idiosyncratic Volatility Measures and Expected Returns [J]. *Financial Management*, 2012, 41(3): 519—553.
- [23] JIANG G J, XU D, YAO T. The Information Content of Idiosyncratic Volatility [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(1): 1—28.

On Correlation Examination of Idiosyncratic Risk and Cross-section Stock Return-Based on RWH

LV Wen-dai¹, WU Liang²,
XU Jing¹, GUO Yi-yi¹, ZHANG Xue-yan¹

1. Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650500, China;

2. School of Economics & Management, Tongji University, Shanghai 200092, China

Abstract: Diversified investment in the stock market cannot be achieved for the short-sale constraints and transparency limitation, and then the idiosyncratic risk become the principal risk faced with investors. In the wake of idiosyncratic volatility puzzle been put forward with Ang (2006), the relationship is disputed between idiosyncratic risk and cross-section stock return. Based on the above, in this paper, the effectiveness test of idiosyncratic risk measurement has been conducted firstly, and then EGARCH model been chosen for its following a random walk. Secondly, the cross section regression analysis of idiosyncratic risk and stock return have been tested during 2003—2014, and the significant positive correlation been found for the significant momentum effect. Besides, idiosyncratic volatility puzzle is just a pseudo phenomenon because of different measurement, and the realized idiosyncratic volatility is not a effective indicator for the idiosyncratic risk. Last, the test results are verified further with two dimensional portfolio analysis, and get the conclusion that there is no idiosyncratic volatility puzzle in China's A-Share Market.

Key words: idiosyncratic risk; expected idiosyncratic volatility; cross-section return