

# 中国股市的风险补偿与投资者情绪的关系

黄 强<sup>1</sup>, 唐自峰<sup>1</sup>, 姚燕云<sup>2</sup>

<sup>1</sup>绍兴文理学院数理信息学院, 浙江 绍兴

<sup>2</sup>宁波财经学院, 浙江 宁波

收稿日期: 2022年5月27日; 录用日期: 2022年6月19日; 发布日期: 2022年6月29日

## 摘 要

股市的健康发展是实现经济稳定发展至关重要的一环, 为了研究中国股市与投资者情绪之间的关系, 本文以中国股票市场为研究对象, 首先通过构建GARCH-M和ARMA-GARCH-M模型, 采用混频的方法, 对比高频数据和低频数据投资者风险补偿系数发现, 中国股票市场的风险补偿是不显著的。在此基础上通过建立VAR模型, 然后对中国股市收益率与投资者情绪进行格兰杰因果检验, 研究两者关系, 结果表明: 中国股市收益率与投资者情绪存在正相关关系, 并在自回归分析中发现投资者情绪的变化受到收益率的正向影响, 同时投资者情绪也会受到往期收益率的影响。

## 关键词

风险补偿系数, 股票收益率, 投资者情绪, GARCH-M模型, ARMA-GARCH-M模型

# Relationship between Risk Premium and Investor Sentiment in Chinese Stock Market

Qiang Huang<sup>1</sup>, Zifeng Tang<sup>1</sup>, Yanyun Yao<sup>2</sup>

<sup>1</sup>School of Mathematical Information, Shaoxing University, Shaoxing Zhejiang

<sup>2</sup>Ningbo University of Finance & Economics, Ningbo Zhejiang

Received: May 27<sup>th</sup>, 2022; accepted: Jun. 19<sup>th</sup>, 2022; published: Jun. 29<sup>th</sup>, 2022

## Abstract

The healthy development of the stock market is a vital part of the realization of economic stability. In order to study the relationship between the Chinese stock market and the investor sentiment, this article uses the Chinese stock market as the research object. First of all, by constructing the GARCH-M and ARMA-GARCH-M models, the method of mixing is used to compare the risk premium

coefficient of high-frequency data and low-frequency data investors. It is found that the risk premium of China's stock market is not significant. On this basis, the VAR model is established, and then the Chinese stock market yield and investor sentiment are conducted in the Granger causality test. The relationship between the two is studied. The results show that there is a positive correlation between China's stock market yield and investor sentiment. In the self-regression analysis, it was found that the changes in investor sentiment were affected by the positive rate of return. And at the same time, the investor sentiment would also be affected by the previous return.

## Keywords

Risk Premium Coefficient, Stock Yield, Investor Sentiment, GARCH-M Model, ARMA-GARCH-M Model

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

2008年美国金融危机爆发导致全球经济陷入长期低迷,激发了各国对于股市风险的深度思考,而现在在疫情肆虐,对全球经济也造成了很大影响,所以对股市风险的思考很有意义。国内外对于股市风险做了很多研究,如周朝鸿和张建红综述风险测度的方法,并对比中美股市的风险[1],Cotter等学者研究了金融风险的测度方法[2]。而造成股市风险的主要原因有资本市场“暴涨暴跌”[3],“基本面类”和“市场类”异象等市场因素也会导致风险[4],行业趋同和投资者情绪也会引起股市的下跌风险[5],并且投资者情绪也可能会导致股市崩盘[6]。

行为金融理论把投资者的心理等主观因素加入到金融模型中,并认为股票的价格不仅仅取决于基本价值,投资者情绪等也会影响股票价格。在1900年De long等[7]依据噪声信号进行非理性交易,建立噪声交易模型,又称DSSW模型,指出投资者情绪是影响股票价格的因子之一。2013年,张宗新和王海亮[8]拓展DSSW模型,投资者情绪影响资产价格波动。2017年贺志芳等通过构建TVA-GARCH-M模型研究投资者情绪和风险补偿系数的关系[9]。虽然中国股票总市值已经居于全球第二位,但中国资本市场尚未成熟,并不是一个有效市场。股市由个人投资者和投资机构组成,有大量非理性的散户,那么投资者情绪就会对股市波动产生影响。裘江南和葛一迪甚至认为投资者情绪对中国股市的影响巨大,可能会引起股市危机[10]。

基于以上分析,提出如下研究假设来分析中国股票市场,考虑到风险补偿系数能够很好地刻画风险与收益之间的关系(Wen和Yang[11];Wen等[12])。本文认为风险补偿系数和投资者情绪存在某种关系,所以建立GARCH-M模型考察风险补偿系数,同时考察股票收益率与投资者情绪之间的关系,并进一步建立VAR模型,运用格兰杰因果检验两者关系,以及采用自回归模型来具体考察。

## 2. 建立风险补偿模型

### 2.1. 风险补偿系数

在1987年Engle等[13]将风险溢价思想引入GARCH模型,通过消除波动性建立GARCH-M模型,将收益率与风险进行联系,从而得到广泛应用,用模型中的风险补偿系数来描述市场上投资者承担每单位风险得到的平均收益补偿,GARCH-M模型中的参数 $\delta$ 能够很好地度量市场的相对风险厌恶,但

Bodurtha Jr 和 Mark [14]的实证研究表明风险与超额收益之间并不总是具有显著的线性关系。利用动态交换经济模型, Backus 和 Gregory [15]指出这种关系实际上可以具有任何形状: 递增、递减、平坦、U形、倒U形或非单调的, 这取决于投资者偏好和市场的整体表现。为此, 赵海清等[16]对半参数 GARCH-M 模型进行了检验。相比于其他模型, GARCH-M 模型能够更直观把收益率和波动率联系在了一起, 即能够更直观分析收益与风险的关系, 基于此, 本文构建 GARCH-M 模型

$$\begin{cases} r_t = c + \delta_t \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} e_t \\ h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \end{cases} \quad (1)$$

其中收益率通过股票收盘价格  $p_t$  计算得到  $r_t = (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1} \times 100$ ,  $h_t$  为条件方差, 且  $\omega > 0$ ,  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta > 0$ ,  $\alpha + \beta < 1$ ,  $e_t$  为独立同分布的随机变量。

## 2.2. 投资者情绪指标的选择

投资者情绪是相对抽象的概念, 现在市场上投资者情绪指标的选取方式较多。中国股市投资者信心指数是由耶鲁大学和 CCER (北京大学中国经济研究中心)联合发起设立, 每月的第一个星期进行问卷调查, 调研对象范围广, 样本容量足够保证调查的普遍性和客观性。之后, 项目组对数据进行整理分析, 最后形成分析报告《投资者情绪与资产价格》。基于上述分析, 本文采取投资者信心指数这一直接指标作为投资者情绪的代理变量, 记为  $Sent$ 。

## 3. 实证分析

本文分别研究上证指数收盘价高频数据(5 分钟)和低频数据(月度), 使用不同时间频率(即混频)数据对比更能清楚了分析结果, 将高频和低频数据分别用 GARCH-M 模型和 ARMA-GARCH-M 模型建模进行对比, 采用混频方法来分析中国股市的风险补偿, 然后探究风险补偿与投资者情绪之间的关系。

### 3.1. 数据分析

本文分别选取上证指数的 5 分钟收盘价和月度收盘价, 并计算得出收益率, 样本时间跨度为 2011 年 1 月 4 日~2021 年 12 月 31 日, 共 140,148 个样本; 选用中国投资者信心指数为中国股市投资者的情绪指标, 样本跨度为 2011 年 1 月~2021 年 12 月, 共 132 个样本。收盘价数据来源于通达信金融终端, 投资者信心指数数据来源于 CEIC 数据。投资者信心指数( $Sent$ )和收益率( $r$ )样本特征值见表 1。

Table 1. Description statistics

表 1. 描述性统计

序列	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera
$r$	0.0235	0.1788	-2.2432	101.9690	57,260.697
$Sent$	55.3273	6.4942	0.2026	2.8867	0.9736

从表 1 可以看出样本期内收益率均值为  $2.35 \times 10^4\%$ , 毕竟是 5 分钟收盘价, 收益率不会有大幅的变化, 统计量为 140,016, 峰度值大于 3, 说明  $r$  具有尖峰厚尾特征, JB 检验也证实了, 说明收益率  $r$  不是正态分布。还可以看出投资者信心指数是正态分布, 这也符合现实现象, 大自然、个人社会、教育过程和个体心理状态中的大量现象也都是正态分布, 而投资者信心指数也是属于心理现象。

图 1 是中国股票市场上整体投资者情绪的时序图, 从 2011 年到 2014 年 7 月, 虽然投资者情绪涨跌

都有，但是整体的趋势是下降的，这是由于 2010 年 11 月紧缩调控，新股密发，通胀压力，经济增速放缓；十八届三中全会在 2014 年召开后，全面启动体制改革，引起股市利多，同时美国推出宽松货币政策，在这一大环境下，我们在 2014 年到 2015 年投资者信心指数是最高；在 2015 年年中，提出供给侧结构性改革，出台“三去一降一补”，引起股市灾难，造成投资者信心指数的暴跌，一直持续到 2017 年，恢复了投资，价值投资与国际接轨，让大家看到了希望，增强了大家的信心；而在 2018 年有杠杆、有质押、有信誉减值和外围等很多经济因素，下半年贸易战日益严峻，经济增长不容乐观，国民自信心受到了一定的动摇，造成 2018 年的投资者信心指数的涨跌幅很大；2019 年我国顶住了中美贸易战的压力，证券法大修，对欺诈发行、内幕交易、市场操纵以及虚假消息等违法违规行为的惩罚力度空前加大，科创板强势登场，创业板和新三板改革提速，投资者的信心得到极大地增强，但是 2019 年底爆发的新冠疫情对中国的经济和金融产生了重要的影响，投资者对于经济发展的信心萎靡，随后疫情全球性爆发，制约世界各国经济发展，但由于我国防控到位，疫情状况逐渐好转，随着我国疫情得到控制，国外疫情仍然得不到缓解，国内投资者信心得到显著加强，但后续疫情一直持续，对我国投资者信心造成一定影响。

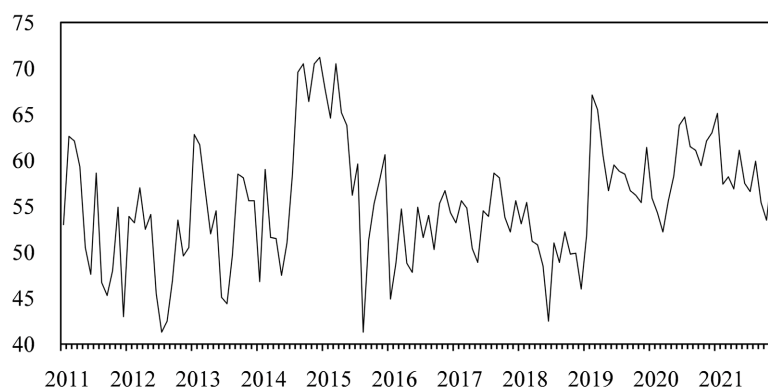


Figure 1. Investor confidence index timing chart  
图 1. 投资者信心指数时序图

## 3.2. 基于 GARCH-M 模型的风险补偿系数的特征

### 3.2.1. 高频数据风险补偿系数

由于投资者信心指数是月度数据，而使用的收益率数据是 5 分钟数据，为了使情绪指标和收益率成为同频数据，所以使用 R 语言软件，采用 rugarch 包运用 GARCH-M 模型(即上文中的模型(1))将每个月的 5 分钟数据运算得出月度的  $\delta$  值。在 5% 的置信水平下，分别检验模型和参数  $\delta$ ，检验结果见表 2。

Table 2. Model and parameter  $\delta$  test results of the GARCH-M model  
表 2. GARCH-M 模型的模型和参数  $\delta$  检验结果

显著性	\$uc.LRp	\$cc.LRp	t 检验
显著	127	123	18
不显著	5	9	114

根据表 2，可以发现对模型进行 Kupic 检验，仅仅只有 9 个月份数据带入模型是不显著的，绝大多数是显著的，说明这个模型的效果比较好；对风险补偿系数  $\delta$  进行 t 检验，较大部分  $\delta$  值是不显著的，可以认为上证指数的股票持有人对风险补偿的要求没有及时地反映到股票收盘价格上。

股票收益率序列存在自相关性，一定程度上影响模型效果，从而造成上面的结果。采用

ARMA(p,q)-GARCH(m,n)-M 模型,能够有效解决自相关和异方差等特性,序列的自相关性问题可以用 ARMA(p,q)模型处理,异方差问题用 GARCH(m,n)-M 模型处理。本文在对此模型选取不同的 p,q,m,n 情况下,发现 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 得到的模型拟合效果相对较好,并且对比模型(1)的 GARCH(1,1)-M 模型,ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 得到模型拟合效果的 AIC 和 SBC 值都比较小(鉴于篇幅有限,本文不一一列出),因此选取该模型重新进行上述数据的研究,具体模型如下:

$$\begin{cases} r_t = c + \lambda r_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \delta_t \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} e_t \\ h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \end{cases} \quad (2)$$

其中的一些模型参数同模型 1。现将前文 2011 年 1 月 4 日~2020 年 12 月 31 日上证指数 5 分钟收盘价格数据按月度代入模型(2),在 5%的置信水平下,分别检验模型和参数  $\delta$ ,检验结果见表 3。

**Table 3.** Model and parameter  $\delta$  test results of the ARMA-GARCH-M model

**表 3.** ARMA-GARCH-M 模型的模型和参数  $\delta$  检验结果

显著性	Suc.LRp	Sec.LRp	t 检验
显著	124	124	27
不显著	8	8	105

观察表 3,可以发现对模型进行 Kupic 检验,其结果和表 2 相同,模型绝大部分是显著的;虽然模型(2)的参数  $\delta$  检验的显著性好一些,但是依然是有 105 个风险补偿系数是不显著的。说明从中国股市高频数据收益来看,投资者是非理性的,为什么是这样呢?

我国股市发展时间不长,处于初级发展阶段,市场制度建设不完善,市场中小投资比例过大,投资者结构不合理,并且经过统计发现,投资者年龄偏小,在心态、技术结构和知识储备都存在一定问题,这就导致自主决策能力较弱,盲目跟风意识较强,尤其是股市易受市场消息面因素的影响,一旦市场上出现有利或不利消息,投资者的不理性行为就会导致股票价格大幅波动,缺乏理性判断。

### 3.2.2. 低频数据风险补偿系数

由于高频(5 分钟)数据在模型(1)和模型(2)的风险补偿系数检验大部分都是不显著的,现在对低频(月度)数据进行考察。将 2011 年 1 月~2021 年 12 月的月度数据代入模型 1,在置信水平 5%下,得到的估计结果见表 4。

**Table 4.** Parameter estimation result of GARCH-M model

**表 4.** GARCH-M 模型的参数估计结果

$c$	$\delta$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$
31.2296 (188.9975) (0)	-0.0059 (-7.4078) (0)	2.6741 (4.4860) (0.6270)	0.0394 (6.5204) (0)	0.0060 (10.8235) (0)

注:第一行括号内为 t 统计量,第二行括号内为 P 值,后续不做说明。

根据表 4,可以发现上述系数除  $\omega$  外,全部都是显著的,并且还可以发现风险补偿系数  $\delta$  值为负,说明这是不符合市场预期的,投资者受到一些外在因素的影响,产生一些非理性行为,导致承担风险,但是并没有得到预期的回报,长期以往,会助长投机行为。对模型 1 进行 Kupic 检验,得到 Suc.LRp 为

0.20543,  $\$cc.LRp$  为 0.18793, 模型是显著的。

现在将月度数据带入模型(2), 在置信水平 5%下, 得到的估计结果见表 5。

**Table 5.** Parameter estimation result of ARMA-GARCH-M model

**表 5.** ARMA-GARCH-M 模型的参数估计结果

$c$	$\lambda$	$\gamma$	$\delta$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$
17.2630 (12.1139) (0)	0.0099 (38.5006) (0)	0.0231 (2.4212) (0.0155)	0.0500 (7.3482) (0)	16.7410 (0.9351) (0.3497)	0.0005 (1.7942) (0.07227)	0.0915 (8.5952) (0)

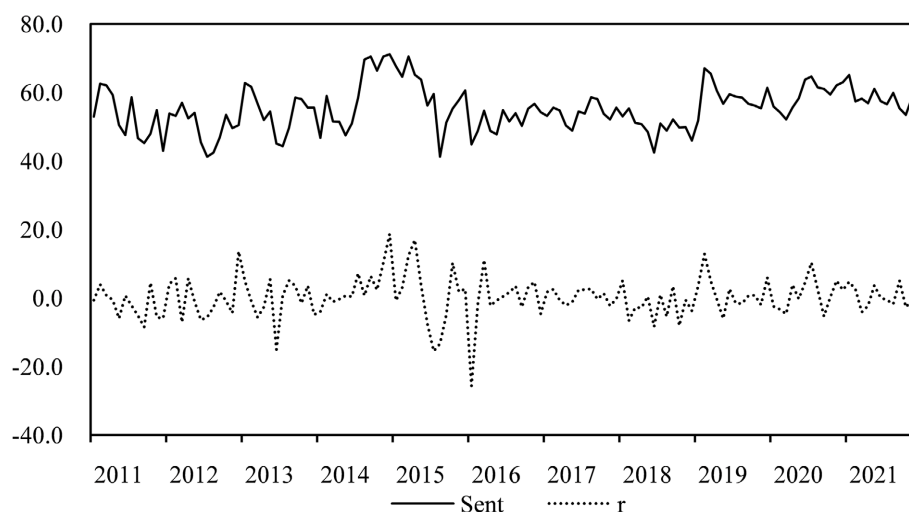
根据表 5, 可以发现除了系数  $\omega$  和  $\alpha$  是不显著的, 其余系数都是显著的, 并且风险补偿系数  $\delta$  值比较大, 由于这是低频数据, 时间跨度比较大, 所以造成风险补偿系数  $\delta$  值是偏大的。对模型(2)进行 Kupic 检验, 得到  $\$uc.LRp$  为 0.77691,  $\$cc.LRp$  为 0.67810, 故而模型是显著的。

可以发现低频(月度)数据不管是在模型 1 还是模型 2 下, 模型和风险补偿系数  $\delta$  值都是显著的, 这就表明从长期来看投资者是理性的。为什么短期内投资者是非理性的, 而从长期看投资者又是理性的呢? 类似于价格总是围绕着价值上下波动, 虽然短时间内价格和价值有偏差的, 但是从长期看来, 价格是等于价值的。同样, 影响投资者理性的因素在短时间内造成的股票收益率波动比较大, 但是长期内, 正向影响和反向影响、前一段时间和后一段时间造成的波动是会相互抵消的, 这就造成从长期数据分析市场上投资者是理性的, 其实这是“假性”理性投资者。

### 3.3. 股票收益率与投资者情绪的关系

#### 3.3.1. 相关关系

上文研究出月度数据的风险补偿系数是显著的, 现再研究月度数据股票收益率与市场上整体投资者情绪之间的关系, 将股票收益率与投资者情绪综合在一个图中进行考察, 具体见图 2。从图 2 中可以粗略看出股票收益与投资者情绪变化趋势大致相同, 波峰和波底位置也相差无几, 两者呈正相关关系, 尤其是在 2016 年之后这种正相关关系更为明显。



**Figure 2.** Stock returns and investors sentimental timing chart

**图 2.** 股票收益与投资者情绪时序图

### 3.3.2. 格兰杰因果关系

为了进一步研究收益率和投资者情绪之间的关系,也为了验证上面猜测得出的两者呈现正相关关系,通过建立 VAR 模型,得出最优滞后阶数为 1 阶,采用格兰杰因果检验,查看收益率和投资者情绪究竟是如何相互影响的,检验结果见下表。

**Table 6.** Granger causality test results  
**表 6.** 格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计量	P
$r$ 不能格兰杰引起 $Sent$	4.03838	0.0089
$Sent$ 不能格兰杰引起 $r$	0.88426	0.4514

表 6 中的格兰杰检验结果表明,股票收益率的变动不受投资者情绪影响,而投资者情绪的变化会受到股票收益率影响,这个研究结果是符合现实情况的。由于投资者情绪是一种心理情绪,对投资者的主观心理进行反映,但是情绪并不是一种理性行为,会受到很多因素影响,其波动往往会根据股市上个月的收益情况而变化,而股票收益率和很多因素都有关系,例如:国家政策、行业景气度和国际关系等等。因而本文研究的投资者情绪指标的变动是因为股票市场收益率产生波动,而投资者情绪(每个月 10 形成)通常不能对股票收益率产生巨大影响。

### 3.3.3. 影响关系

在经济金融研究中,两个变量的相互影响关系常用自回归模型来进行分析,为了进一步分析投资者情绪如何具体受股票收益率。本文以投资者情绪作为因变量,以股票收益率以及股票收益率的滞后项作为自变量,将股票收益率滞后 5 阶,得到的结果见表 7。

**Table 7.** Estimation results of regression model  
**表 7.** 回归模型的估计结果

参数	$c$	$r_t$	$r_{t-1}$	$r_{t-2}$	$r_{t-3}$	$r_{t-4}$	$r_{t-5}$
系数	54.8938	0.5344	0.4632	0.2583	0.2651	0.1121	0.1032
P 值	0	0	0	0.0001	0.0001	0.0802	0.1011

根据表 7 结果,  $r_t$  滞后 4 阶后系数不显著,建立如下自回归模型:

$$Sent_t = 54.8938 + 0.5344r_t + 0.4632r_{t-1} + 0.2583r_{t-2} + 0.2651r_{t-3} + \varepsilon \quad (3)$$

表 7 中可以看出,在模型(3)中系数值均显著大于零,系数显著为正,投资者情绪受到股票收益率的正向影响,即股票收益率越高,投资者对未来市场信心就越高,投资者情绪就越高,而股票收益率降低会导致投资者情绪降低,这与本文之前的时序图猜测以及格兰杰因果关系是一致的。并且还可以看出  $r_t$  滞后阶数越多,对  $Sent_t$  的影响程度越小,这说明股票的近期收益对投资者情绪的影响更强,时间越往前的股市收益率对本期投资者情绪的影响程度逐渐减弱。

## 4. 结论

本文采用中国股票市场“晴雨表”上证指数的数据,运用 GARCH-M 模型以及 ARMA-GARCH-M 模型分别对上证指数的 5 分钟和月度数据作用,发现大部分的高频数据在两个模型求出的系数都是不显著的,而月度数据在两个模型下都是显著的,从而发现股票收益率与投资者情绪存在相关关系,进而在

此基础上运用格兰杰因果检验方法和自回归模型研究了中国股票市场上整体投资者情绪与股票收益率之间的关系。

研究表明：1) 投资者风险补偿系数不显著是由于投资者是非理性的，非理性行为导致风险补偿体现不明显；2) 中国股市收益率与投资者情绪存在正相关关系，并且投资者情绪受到股票收益率影响，但是股票市场收益率的变化却不能影响投资者情绪；3) 运用自回归分析股票收益率与投资者情绪，发现投资者情绪受到股票收益率的正向影响，股票收益率越高，投资者对未来市场信心就越高，投资者情绪就越高，而近期收益对投资者情绪的影响更强，时间越往前的股市收益率对本期投资者情绪的影响程度逐渐减弱。

## 参考文献

- [1] 周朝鸿, 张建红. 风险测度及中美两国股市风险对比[J]. 金融理论与教学, 2017(2): 1-6+9.
- [2] Cotter, J., Hallam, M. and Yilmaz, K. (2017) Mixed-Frequency Macro-Financial Spillovers. Koç University-TUSIAD Economic Research Forum Working Papers 1704.
- [3] 周文龙, 李育东, 余红心, 等. 投资者情绪与市场收益的双向波动溢出关系——基于 TGARCH-M 和 BEKK-GARCH 模型[J]. 证券市场, 2020(11): 69-78.
- [4] 尹力博, 韦亚, 韩复龄. 中国股市异象的时变特征及影响因素研究[J]. 中国管理科学, 2019, 27(8): 14-25.
- [5] 周亮, 邓亮东. 行业趋同度, 投资者情绪与股市下跌风险[J]. 金融理论探索, 2021(6): 15-25.
- [6] 刘艺璇. 投资者情绪与股市崩盘风险研究[J]. 大众投资指南, 2021(5): 14-15.
- [7] De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., et al. (1990) Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation. *The Journal of Finance*, **45**, 379-395. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03695.x>
- [8] 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.
- [9] 贺志芳, 文凤华, 黄创霞, 等. 投资者情绪与时变风险补偿系数[J]. 管理科学学报, 2017, 20(12): 29-38.
- [10] 裘江南, 葛一迪. 股市危机情境下社交媒体投资者情绪对股票市场的影响研究[J]. 管理评论, 2021, 33(5): 281-294.
- [11] Wen, F. and Yang, X. (2009) Skewness of Return Distribution and Coefficient of Risk Premium. *Journal of Systems Science and Complexity*, **22**, 360-371. <https://doi.org/10.1007/s11424-009-9170-x>
- [12] Wen, F., He, Z., Dai, Z., et al. (2014) Characteristics of Investors' Risk Preference for Stock Markets. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, **3**, 235-254.
- [13] Engle, R.F., Lilien, D.M. and Robins, R.P. (1987) Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. *Econometrica*, **55**, 391-407. <https://doi.org/10.2307/1913242>
- [14] Bodurtha Jr., J.N. and Mark, N.C. (2012) Testing the CAPM with Time-Varying Risks and Returns. *The Journal of Finance*, **46**, 1485-1505. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04627.x>
- [15] Backus, D.K. and Gregory, A.W. (1993) Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variances. *Journal of Business & Economic Statistics*, **11**, 177-185. <https://doi.org/10.1080/07350015.1993.10509946>
- [16] 赵海清, 刘惠, 麦继芳. 一类半参数 GARCH-M 模型的统计检验[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(1): 51-60.