

投资者情绪与时变风险补偿系数^①

贺志芳¹, 文凤华², 黄创霞³, 杨晓光⁴, 郑石明^{5*}

(1. 江南大学商学院, 无锡 214122; 2. 中南大学商学院, 长沙 410081; 3. 长沙理工大学
数学与计算科学学院, 长沙 410114; 4. 中国科学院数学与系统科学研究院管理、决策与
信息系统重点实验室, 北京 100190; 5. 华南理工大学公共管理学院, 广州 510641)

摘要: 风险补偿系数表示投资者承担单位风险所要求的收益补偿, 也反映了风险与收益之间的关系. 本文以美国股票市场为研究对象, 首先通过构建的 TVA-GARCH-M 模型考察了投资者风险补偿系数的时变特征, 在此基础上运用格兰杰因果关系检验和线性回归方法研究了美国市场上整体投资者情绪与时变的风险补偿系数的关系. 结果表明: 投资者的风险补偿系数随时间发生变化, 投资者情绪与时变风险补偿系数存在显著的负相关关系, 且美国股市整体投资者情绪能格兰杰引起时变风险补偿系数的变化; 同时投资者情绪负向影响着时变风险补偿系数, 乐观情绪的变动会导致时变风险补偿系数降低, 而悲观情绪的变动会使得时变风险补偿系数增加.

关键词: 投资者情绪; 风险补偿; GARCH-M 模型

中图分类号: F831.5 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2017)12-0029-10

0 引言

传统金融理论认为股票的价格由其基本价值决定, 不会受到投资者的情绪等非理性行为的影响. 但行为金融理论把投资行为看成一个心理过程, 认为股票的价格不仅由其基本价值影响决定, 投资者的情绪等非理性行为也会对股票价格产生重要影响. DeLong 等^[1]提出了噪声交易模型(DSSW), 指出投资者情绪是影响股票均衡价格的系统因子. 此后, 国内外学者纷纷展开了投资者情绪影响股票价格的研究. 目前大多数的研究集中于投资者情绪对股市收益率和波动的影响研究, 如王美今和孙建军^[2]、文凤华等^[3]、俞红海等^[4]、Sayim 等^[5]、宋顺林和王彦超^[6]就发现了投资者情绪能够对股市收益产生影响; 张宗新和王海亮^[7]、刘维奇和刘新新等^[8]、黄虹等^[9]、

Schneller 等^[10]的研究表明投资者情绪对股市的波动具有解释作用.

上述关于投资者情绪对股票价格的影响是直接的, 即投资者情绪通过直接影响股市收益率或者波动来影响股票价格, 但也有研究发现投资者情绪会通过影响风险与收益之间的关系从而对资产收益产生影响. Lee 等^[11]就指出单独研究情绪对资产收益或波动的研究是不详细的或者充其量是不完整的, 他们发现投资者乐观(悲观)情绪的较大变动会导致较高(较低)的超额收益和条件波动的下降(增加). Shefrin^[12]也指出正是由于投资者情绪会对资产价格产生潜在影响, 最终导致了行为金融与新古典金融中风险与收益关系的不同. Yu 和 Yuan^[13]研究了投资者情绪对风险与收益关系的影响, 发现风险与收益关系在低情绪时

① 收稿日期: 2016-12-25; 修订日期: 2017-06-18.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71701081; 71471020; 71371195); 江苏省教育厅高校哲学社会科学基金资助项目(2017SJB0816).

通讯作者: 郑石明(1967—), 男, 湖南新田县人, 博士, 教授. Email: zhengsm@scut.edu.cn

期存在显著的正相关关系,而在高情绪时期这种正相关关系会减弱并趋近于零,这表明投资者在低情绪时期面对风险会要求更多的收益补偿,此时整个市场表现出对风险的厌恶。Kim 等^[14]和 Yu 等^[15]分别在韩国和台湾股票市场同样发现较高的投资者情绪会减弱风险与收益之间的正相关关系。高大良等^[16]分析了中国股票市场上的投资者情绪对平均相关性与股市收益之间关系的影响,认为投资者在高情绪时期对总体风险所要求的补偿会显著降低,表现出明显的风险寻求。

同时,风险与收益之间的关系也可以被认为是人们面对风险所要求的收益补偿(即风险溢价)正的风险溢价表示投资者风险规避,Shefrin^[12]指出新古典主义金融将负的风险溢价解释为风险寻求。Bekaert 等^[17]的研究发现方差风险溢价包含大量的风险规避信息,因此也有学者从风险溢价或风险偏好的角度来研究投资者情绪与他们之间的关系。Jouini 和 Napp^[18]的研究认为市场上投资者的悲观情绪会导致更高的风险溢价,并且如果投资者风险容忍度与悲观情绪存在正相关关系,将会导致更高的风险溢价。Fong^[19]针对博彩型股票研究了投资者情绪与风险偏好之间的关系,发现投资者较高的情绪会增强其风险寻求行为,而较低的情绪会减弱投资者的风险寻求行为。Nosić 和 Weber^[20]的研究均发现过度自信和乐观的投资者更容易愿意承担更多的风险,也就是说乐观自信的投资者更倾向于风险寻求。谢军等^[21]通过设定投资者情绪影响函数,发现投资者情绪与无风险资产的投资者比例负相关,情绪越高的投资者持有的无风险资产的比例越低。陈蓉等^[22]在对中国台湾市场的隐含风险厌恶的影响因素分析中,发现隐含风险厌恶与情绪存在一定的反向关系,投资者情绪越乐观,隐含风险厌恶越低。这些研究都表明投资者情绪与风险偏好存在一定的关系。

综合上述研究,考虑到风险补偿系数通常也被称为风险溢价系数,其能够很好的刻画风险与收益之间的关系并且能够有效描述投资者的风险偏好行为(Wen 和 Yang^[23]; Wen 等^[24])。因此,本文认为投资者情绪与时变的风险补偿系数存在一定的关系。同时由于以往有研究发现投资者的风险补偿系数并不是固定不变而是随时间变化的,

由此首先提出了带时变风险补偿系数的 TVA-GARCH-M 模型来考察风险补偿系数的时变特征,从而得到时变的风险补偿系数,并进一步运用格兰杰因果检验和回归模型来考察时变风险补偿系数与投资者情绪之间的关系。

1 情绪指标的选择与时变风险补偿的刻画

1.1 投资者情绪指标的选择

根据以往的研究,对市场上投资者情绪指标的度量主要包括两种方式:一种是通过问卷调查形式直接调查投资者对未来市场行情的预期,基于看跌或看涨比例编制成市场情绪指标。采用这种方式来度量投资者情绪较为简单直接,也称直接指标。目前使用较为广泛的是美国个体投资者协会指数(AAII),将该指数作为投资者情绪的代理变量的代表性文献有: Fisher 和 Statman^[25]以及 Brown 和 Cliff^[26]。另一种则是通过采集金融市场中的交易数据进行整理分析,从侧面客观反映投资者的情绪和行为,也称间接指标。该方法运用客观数据进行组合与提取情绪指标,具有直接投资者情绪指标没有的客观性。目前具有代表性的为 Baker 和 Wurgler^[27]的方法,主要运用主成分分析方法提取出一个反映投资者情绪的综合量化指标。基于上述分析,本文采取 AAII 这一直接指标作为投资者情绪的代理变量,同时在稳健性检验中选取 Baker 和 Wurgler 构建的间接投资者情绪指标进行研究。

1.2 时变风险补偿系数的刻画

Engle 等^[28]提出的 GARCH-M 模型,将风险的变化与收益率联系在一起,在对收益与时变风险关系研究中得到了广泛应用,该模型中的风险溢价系数通常被用来描述市场上投资者承担每单位风险所要求的平均收益补偿数,也称为风险补偿系数。需要指出的是,传统的 GARCH-M 模型中隐含着这样一个假设:在一定时期内,投资者承担一单位风险时所要求的收益补偿是固定不变的。但是在实际投资决策中,人们承担风险所要求的风险补偿是变化的。如 Wen 和 Yang^[23]的实证结果表明风险补偿系数会随时间的推移而发生变

化, 人们的风险容忍度可能受某些因素影响而随时间发生变化. Wen 等^[24]的研究考虑了投资者要求固定的收益补偿、前期的风险补偿及前期非预期收益等因素对风险补偿系数的时变性进行了深入研究. 基于此, 本文同样考虑这些因素对风险补偿系数的影响, 将 GARCH-M 模型均值方程中的风险补偿系数拓展为时变的, 建立带时变风险补偿系数的 GARCH-M 模型, 本文称之为 TVA-GARCH-M(Time-Varying GARCH-M) 模型

$$\begin{cases} r_t = c + \gamma_t \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \\ \gamma_t = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{t-1} + \lambda_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \eta_t \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \end{cases} \quad (1)$$

其中股票的日收益率通过股票价格 p_t 计算得到 $r_t = 100 \times \ln(p_t/p_{t-1})$, h_t 为条件方差, 且 $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$, $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$, η_t 为独立同分布的随机变量. 风险补偿系数 γ_t 是随时间变化的, 风险补偿系数越大, 意味着投资者接受每单位额外的风险所要求的补偿越多, 从而显得更加风险规避.

表 1 投资者情绪指数和收益率基本统计特征

Table 1 Descriptive statistics for investor sentiment and stock return

	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	ADF 检验
<i>Sent</i>	0.100 1	0.189 6	-0.032 3	2.732 7	2.867 1	-9.846 8***
<i>R</i>	0.106 7	2.538 6	-0.681 1	7.373 8	795.81**	-34.107**

注: ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 15% 的水平下显著.

从表 1 可以看出, 投资者情绪的均值和标准差都比较小, 虽然偏度是负值, 但 J-B 统计量都在 1% 的置信水平下不能拒绝正态分布假设, 说明美国股市整体投资者的情绪是呈标准正态分布的. 收益率序列具有较小的均值和较大的标准差, 存在较大的偏度和峰度, J-B 统计量拒绝了正态分布的假设. ADF 的检验结果表明市场上整体投资者情绪和收益率序列均是平稳的.

图 1 是美国股票市场上整体投资者情绪的时序图, 从 1996 年到 2000 年的 4 年(大约 200 周), 投资者情绪变化相对较小, 而从 2000 年开始, 美国股市投资者情绪变化增大, 这可能与 2000 年美国取消涨跌停板制度有关; 并在 2003 年期间美国股市投资者情绪波动较大, 出现先升后降趋势, 这可能是由于美国 2003 年扩张的财政政策和扩张的

相反, 若投资者宁愿失去部分利益而承担某部分风险, 此时风险补偿系数就是负的, 这意味着投资者是风险寻求的. λ_0 可以看作是投资者对一定时期内市场的某种固定不变的风险所要求的收益补偿. $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$ 是经过风险调整后前一期的非预期收益, λ_1 反映当期风险补偿受到前期风险补偿某种程度的影响, λ_2 表示当期风险补偿受前期非预期收益与风险的一定程度的共同影响.

2 实证分析

2.1 数据分析

本文选取美国个体投资者协会指数(AAII)作为美国股市整体投资者的情绪指标, 选取标准普尔 500 指数的周度收盘价计算收益率. 样本时间跨度为 1996 年 1 月 4 日~2013 年 6 月 20 日, 共 911 个样本. 数据来源于美国个体投资者协会网站 <http://www.aaii.com/>, 投资者情绪(*Sent*)和收益率(*R*)样本统计特征见表 1.

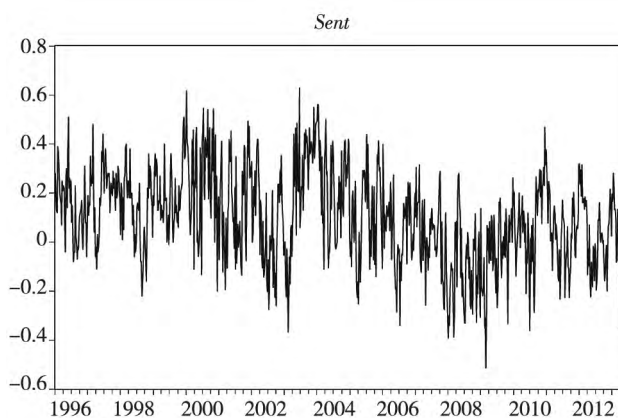


图 1 投资者情绪指数时序图

Fig. 1 Time series of investor sentiment

货币政策以及伊拉克战争等因素的综合作用的影响. 这种下降趋势基本延续到 2008 年左右达到最低, 这可能与美国次贷危机有关, 此次次贷危机造

成整个美国乃至全球的金融危机,对美国投资者情绪造成了严重的影响。

2.2 风险补偿系数的时变特征

根据前文的分析,运用 Eviews 软件对构建的 TVA-GARCH-M 模型进行极大似然估计来考察投资者风险补偿系数的时变特征,估计结果见表 2。

表 2 TVA-GARCH-M 模型的估计结果
Table 2 Estimation of TVA-GARCH-M model

λ_0	λ_1	λ_2	α_0	α_1	α_2
0.223 4 [*] (1.650 4)	-0.421 7 ^{***} (-2.977 8)	-0.109 4 ^{***} (-3.618 5)	0.261 6 ^{***} (2.8258)	0.170 1 ^{***} (4.665 0)	0.796 7 ^{***} (19.895)

注:***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著, 括号内为 z 统计量。

根据表 2,可以发现投资者的风险补偿确实是时变的,其受到投资者本身固有的风险偏好、前期风险容忍度及非预期收益的共同影响。其中 λ_0 显著为正,表明美国市场上投资者对单位风险所要求的固定收益补偿为正,这与传统的理论是一致的,即投资者承担风险必须要求一定的收益作为补偿。 λ_1 显著为负且绝对值小于 1,表明美国股票市场上前期投资者的风险容忍度在下一期出现反转,即当期风险容忍度越大,在下一期风险容忍度越有可能变小,且其行为强度同样存在一个衰减。 λ_2 也显著小于零,这表明投资者前一期的非预期收益显著影响其当期的风险补偿系数大小。具体表现为,若前一期非预期收益为正,则投资者当期承担风险所要求的收益补偿会降低,即当期的风险规避程度会降低;若前一期非预期收益为负,则当前风险补偿系数会增加,表明投资者在当期的风险规避程度提高。以上分析表明投资者承担风险所要求的收益补偿是时变的,由此可以得到一个时变的风险补偿序列,即时变风险补偿系数(GAMMA),绘制出风险补偿系数的时变过程,如图 2 所示。

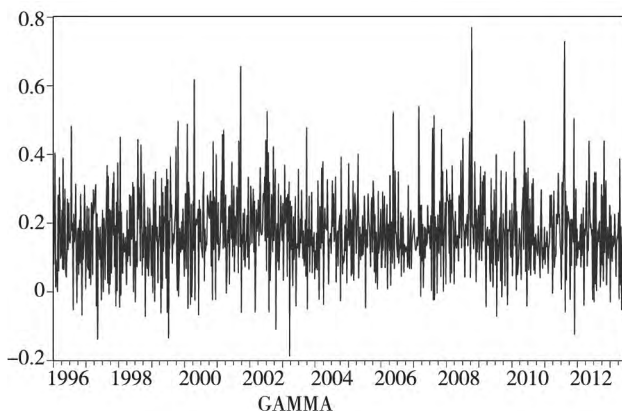


图 2 风险补偿系数的时变过程

Fig. 2 Time-varying process of risk compensation coefficient

通过图 2 走势大致可看出风险补偿系数是平稳的,本文对风险补偿系数序列的平稳性检验结果也表明风险补偿系数序列是平稳的。另外,可以发现美国股票市场上的风险补偿系数表现出明显的时变特征,且平均而言是大于零的,这表明就市场整体而言,风险越大,投资者所需要的收益补偿也越大,这与传统理论相符。但是受前一期风险容忍度、非预期收益共同影响,当期风险补偿系数也存在负数的情况,这表明投资者容易受到这些因素的影响而降低对市场风险的防范,表现出明显的非理性特征,进而助长投机行为。

2.3 投资者情绪与时变风险补偿的关系

2.3.1 相关关系

为研究投资者时变风险补偿与市场上整体投资者情绪之间的关系,本文将投资者时变风险补偿系数与投资者情绪综合在一个图中进行考察,具体见图 3。从图 3 中可以粗略看出投资者时变风险补偿与投资者情绪呈负相关关系,尤其是在 2002 年之后这种负相关关系更为明显。为更加清楚的考察时变风险补偿系数与投资者情绪之间的关系,进一步对二者之间的相关系数进行分析,结

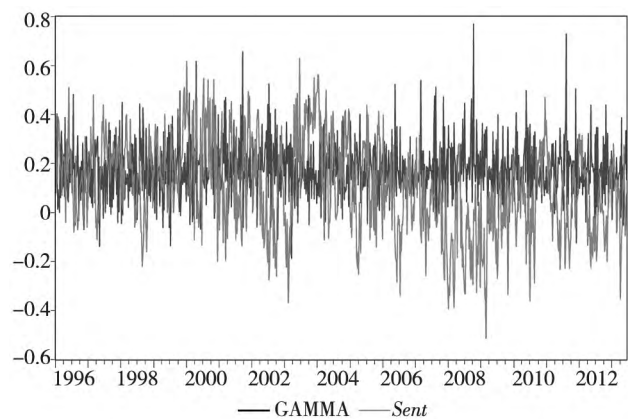


图 3 风险补偿系数与投资者情绪的时序图

Fig. 3 Time series of risk compensation coefficient and investor sentiment

果见表 3. 可以看到无论是 Pearson 相关系数还是 Kendall 相关系数和 Spearman 相关系数, 时变风险补偿系数与投资者情绪之间都存在显著的负相关关系.

表 3 时变风险补偿与投资者情绪的相关系数
Table 3 Correlation between time-varying risk compensation and investor sentiment

Pearson	Kendall	Spearman
-0.201 6 ***	-0.131 6 ***	-0.196 9 ***

注: ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著.

2.3.2 格兰杰因果关系

为进一步明确风险补偿系数与投资者情绪之间的相互关系, 本文采用格兰杰因果检验方法, 来探讨他们之间的因果关系. 由于格兰杰因果检验的结果会受到滞后阶数的影响, 通过建立 VAR 模型得到最优滞后阶数为 7, 检验结果见表 4.

表 4 格兰杰检验结果
Table 4 Results of ranger causality test

原假设	F 统计量	Prob.
投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	16.632 6	0.000 0 ***
时变风险补偿系数不能格兰杰引起投资者情绪	0.964 6	0.455 8

表 4 中的格兰杰检验结果表明, 投资者时变风险补偿系数不能引起投资者情绪的变动, 而投资者情绪能引起时变风险补偿系数的变化, 这一研究结果也与现实情况相符. 这是由于投资者情绪和风险偏好都是对投资者主观心理的反映, 但是投资者情绪通常被认为是投资者的一种非理性行为, 其波动往往较大, 而投资者风险偏好通常是投资者性格的反映, 相对稳定, 因而本文观测到的反映投资者风险偏好的时变补偿的变动常常源于情绪的变动, 而相对稳定的投资者风险偏好通常不能对投资者情绪产生巨大影响.

表 5 回归模型的估计结果
Table 5 Results of regression models

模型	β_0	β_1	β_2	β_3	Adj- R^2
(2)	0.267 1 *** (47.380 7)	-0.446 2 *** (-20.318 2)	-0.172 6 *** (-9.367 1)		0.338 5
(3)	0.253 2 *** (34.983 9)	-0.445 7 *** (-20.389 0)	-0.110 4 *** (-4.143 1)	-0.317 9 *** (6.244 7)	0.345 2

注: ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著, 括号内为 t 统计量, 下同.

2.3.3 影响关系

线性回归分析可以用来分析两个及两个以上的变量相互关系的统计方法, 是经济分析中使用最多的方法. 因此, 本文根据格兰杰检验结果采用线性回归方法进一步研究投资者情绪对时变风险补偿的影响关系. 将时变风险补偿系数作为因变量, 将市场上整体投资者的情绪作为自变量, 同时引入常数项及前期风险补偿作为控制变量, 建立如下线性回归模型

$$\gamma_t = \beta_0 + \beta_1 \gamma_{t-1} + \beta_2 Sent_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

其中 γ_t 是根据 TVA-GARCH-M 模型估计出来的时变风险补偿, $Sent_t$ 是投资者情绪指数 (AAII), β_1 反映的是投资者情绪对时变风险补偿的影响程度.

同时, 以往关于投资者情绪的研究大多将情绪分为乐观 (高) 情绪和悲观 (低) 情绪来考察不同情绪对金融资产价格的影响. 根据 Yuan 和 Yu^[13] 的研究, 投资者情绪在高情绪时期和低情绪时期对风险与收益关系的影响并不相同, 这也表明投资者承担风险所要求的补偿在不同情绪时期可能会有所不同. 因此, 将投资者情绪划分为乐观情绪和悲观情绪来分别研究他们对投资者所要求的收益补偿的影响. 具体做法是, 定义虚拟变量 D_t , 以情绪高于零表示乐观情绪, 也即当情绪指标大于零时, D_t 取值为 1, 否则为 0. 将虚拟变量 D_t 引入到模型 (2) 中构建如下模型

$$\gamma_t = \beta_0 + \beta_1 \gamma_{t-1} + \beta_2 D_t Sent_t + \beta_3 (1 - D_t) Sent_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

其中 β_2 和 β_3 分别表示乐观情绪变动和悲观情绪变动对时变风险补偿的影响. 采用普通最小二乘法 (OLS) 分别对模型 (2) 和模型 (3) 进行估计, 并在估计过程中采用 Newey-West 方法调整残差的异方差性和序列的自相关, 结果见表 5.

表 5 中,无论是在模型(2)还是在模型(3)中,均存在 β_0 显著大于零, β_1 显著为负且绝对值小于1,这与前文中TVA-GARCH-M模型的估计结果是一致的.模型(2)中的 β_2 显著为负,表明股市整体投资者的情绪负向影响着时变风险补偿系数,即投资者情绪越低,其对风险所要求的收益补偿就越高,风险规避程度越高;投资者情绪越高,投资者承担风险所要求的收益补偿会越低,风险规避程度越低,也就具有较高的风险容忍度,这也与本文的直觉相一致,Jouini 和 Napp^[18]就指出直觉即风险容忍度越高的投资者越乐观.

在模型(3)的估计结果中, β_2 显著为负,反映的是乐观情绪变动对风险补偿系数的影响.由于乐观情绪变动的值为正,因而 $\beta_2 \times Sent_t < 0$,这表明乐观情绪的变动负向影响着投资者风险补偿系数,乐观情绪变动越大,投资者所要求的风险补偿越低,风险规避程度越低. β_3 表示悲观情绪变动对风险补偿的影响程度,由于悲观情绪变动值小于零并且 β_3 显著为负,有 $\beta_3 \times Sent_t > 0$,因此悲观情绪变动正向影响投资者风险补偿系数;悲观情绪变动越大,投资承担风险所要求的补偿越高,风险规避程度越高.同时,相比于模型(2),模型(3)中Adj- R^2 较大,这说明区分乐观情绪和悲观情绪来分别研究他们对风险补偿系数的影响是合理的.总体而言,投资者的乐观情绪变动和悲观情绪变动对风险补偿有不同影响,乐观情绪的变动负向影响着风险补偿,而悲观情绪变动正向影响着风险补偿.针对这一研究结果,本文认为投资者的乐观情绪越高,其对未来市场的信心也越大,风险容忍度也会相应降低,导致在面对既定的风险时甚至愿意降低所要求的风险补偿而倾向风险寻求,因而乐观情绪的变动负向影响投资者风险补偿系数.而投资者表现出的悲观情绪程度越高,其

对未来市场的信心也会极大不足,风险容忍度会随之提高,在面对既定的风险时通常会要求更多的收益作为补偿,因而投资者的悲观情绪正向影响其风险补偿系数.

3 稳健性检验

3.1 基于两个子样本的稳健性检验

将前文研究中的全部样本划分为长度相等的两个子样本对研究结论进行检验,样本1的时间跨度约为1996年1月4日~2004年9月23日,样本2的时间跨度约为2004年9月30日~2013年6月20日.运用这两个子样本分重复前文的研究,即首先得到投资者的时变风险补偿进行研究,再考察其与投资者情绪之间的关系.在两个样本中对二者进行格兰杰因果检验,检验结果见表6.两个样本的检验结果均表明投资者情绪是引起投资者时变风险补偿的格兰杰原因,而风险补偿不能引起情绪变动.

同时,根据模型(2)和模型(3)对两个样本进行估计,结果见表7.在模型(2)中,两个子样本中系数 β_0 显著为正, β_1 显著为负,与前文的研究结果一致.两样本中的系数 β_2 均显著小于零,同样表明两个样本中均存在投资者情绪对时变风险补偿有显著的负向影响关系.在模型(3)中,两个子样本中的 β_2 显著为负,同样表明乐观情绪变动正向影响风险补偿,乐观情绪变动越大,风险补偿越小,投资者投机程度越高. β_3 也显著小于零,由于悲观情绪变动本身也为负值,同样表明了悲观情绪变动越大,投资者风险补偿越大,风险规避程度越高.这些结果均与前文的研究结果一致.

通过上述分析,可知样本区间的选择对模型的有效性不会产生较大影响,本文的研究结果具有一致性.

表 6 两样本下的格兰杰检验结果

Table 6 Results of Granger causality test for both sub-samples

样本 1	原假设	F-Statistic	Prob.
	投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	20.650 1	0
样本 2	投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	2.201 7	0.111 8
	原假设	F-Statistic	Prob.
样本 2	投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	48.104 0	0
	投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	0.032 5	0.968 0

表 7 两样本回归模型的估计结果
Table 7 Results of regression models for both sub-samples

模型	样本	β_0	β_1	β_2	β_3	$Adj-R^2$
(2)	样本 1	0.675 0 *** (48.427 13)	-0.433 6 *** (-18.838 6)	-0.210 6 *** (-6.199 0)		0.316 2
	样本 2	0.208 9 *** (28.875 5)	-0.403 2 *** (-8.330 3)	-0.182 8 *** (-9.643 9)		0.231 1
(3)	样本 1	0.671 5 *** (44.336 5)	-0.433 7 *** (-18.668 0)	-0.197 4 *** (-4.635 6)	-0.275 2 *** (2.041 6)	0.315 0
	样本 2	0.200 5 *** (24.006 7)	-0.400 8 *** (-8.298 1)	-0.130 1 *** (-3.968 1)	-0.246 3 *** (-5.393 8)	0.233 7

3.2 基于不同情绪指标的稳健性检验

投资者情绪的测度方法一般有两种：直接法与间接法。前文采取的是 AAI 作为投资者情绪的代理变量，属于直接投资者情绪指标，具有一定的主观性。间接法通过市场能够反映投资者情绪的相关数据计算而得到，具有代表性的是 Baker 和 Wurgler^[27] 提出的 BW 情绪指标，他们对市场上获取的 6 个变量（封闭式基金折价率、换手率、IPO 数量、IPO 首日收益、红利溢价和基金现金持有比例）进行主成分分析，并将第一主成分作为投资者情绪的代理变量。因此，本文采用 Baker 和 Wurgler 构建的 BW 情绪指标作为投资者情绪的代理变量，样本为 1965 年 7 月~2010 年 12 月的月度数据，数据来自于 Wurgler 的个人网站：http://www.nber.org/people/jeffrey_wurgler，同样选取该时间段内的标准普尔 500 指数的月度收盘价计算收益率对本文的研究结果进行稳健性检验。

首先通过 TVA-GARCH-M 模型得到投资者的时变风险补偿系数，并对该风险补偿系数和投资者情绪进行单位根检验，发现二者是平稳的。然后，对时变风险补偿系数与投资者情绪进行格兰杰因果关系检验，根据 AIC 值，选择最佳滞后阶数为 1，结果见表 8。研究结果同样表明，投资者情绪是时变风险补偿系数的格兰杰原因，而投资者时变风险补偿不能格兰杰引起投资者情绪。

进一步利用该样本对模型（2）和模型（3）进行估计，结果见表 9。与前文的研究结果一致，

$\beta_0 > 0$ 表明美国股票市场上投资者的固定风险补偿为正，表现为风险规避。然而 β_1 显著为正，说明此时投资者当期的风险容忍度受前一期的风险容忍度持续正向影响，这与前文的研究结果不同。这可能是采取样本的时间间隔不同导致的，前文采用的是时间间隔较短的周度数据，而此处样本采用的是时间间隔较长的月度数据。投资者风险容忍度是随时间变化的，短期内投资者前期风险容忍度对当期风险容忍度有一个负向的削弱作用，而长期内对前期风险容忍度有正向的增强作用。模型（2）中的 β_2 显著为负，表明投资者情绪负向影响时变风险补偿系数，这与前文的研究结果一致。模型（3）中的 β_2 显著为负，表明乐观投资者情绪负向影响时变风险补偿系数，投资者乐观情绪变动越大，其承担风险所要求的补偿越小。 β_3 虽然为正值但并不显著，这表明此时悲观情绪对时变风险补偿系数影响并不显著，其原因有待进一步探究，但并不影响本文的整体结论。因此认为不同投资者情绪指标的选取对研究结果不会造成很大差异，也说明本文研究的结果具有一定的稳健性。

表 8 基于 BW 情绪的格兰杰检验结果
Table 8 Results of Granger causality test based on BW sentiment

原假设	F 统计量	Prob.
投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	48.297 9	0
投资者情绪不能格兰杰引起时变风险补偿系数	1.105 6	0.293 5

表 9 基于 BW 情绪指标的回归模型估计结果

Table 9 Results of regression models based on BW sentiment

模型	β_0	β_1	β_2	β_3	Adj- R^2
(2)	0.004 6 ** (1.987 3)	0.984 6 *** (137.566 4)	-0.000 2 * (-1.924 5)		0.963 5
(3)	0.005 7 * (1.908 2)	0.983 7 *** (117.907 3)	-0.003 5 * (-1.679 0)	0.001 3 (0.585 6)	0.963 5

4 结束语

本文运用美国股票市场上的数据,基于 GARCH-M 模型构建了 TVA-GARCH-M 模型来刻画投资者风险补偿系数如何随时间变化,即风险补偿系数的时变特征,进而在此基础上运用格兰杰因果检验方法和最小二乘方法研究了美国股票市场上整体投资者情绪与投资者时变风险补偿之间的关系。研究表明投资者风险补偿系数具有明显的时变特征,投资者当期风险容忍度受到前一期风险容忍度的持续性影响,并且这种影响可能

会随时间间隔的不同而不同。同时,市场上整体投资者情绪与时变风险补偿系数存在显著的负相关关系,并且投资者情绪能够显著引起时变风险补偿系数的变化,而投资者风险补偿系数不能引起市场整体投资者情绪的变化。最后,通过投资者情绪与时变风险补偿的回归分析进一步发现,市场上整体投资者情绪对时变风险补偿有显著的负向影响;投资者乐观情绪的变动越大,其时变风险补偿系数会越小,投资者的投机程度就会越高,而投资者悲观情绪的变动越大,其时变风险补偿系数也越大,投资者的风险规避程度越高。

参 考 文 献:

- [1] De Long J B, Shleifer A, Summers L H, et al. Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation [J]. The Journal of Finance, 1990, 45(2): 379-396.
- [2] 王美今, 孙建军. 中国股市收益、收益波动与投资者情绪[J]. 经济研究, 2004, 10: 75-83.
Wang Meijin, Sun Jianjun. Stock market returns, volatility and the role of investor sentiment in China [J]. Economic Research Journal, 2004, 10: 75-83. (in Chinese)
- [3] 文凤华, 肖金利, 黄创霞, 等. 投资者情绪特征对股票价格行为的影响研究[J]. 管理科学学报, 2014, 17(3): 60-69.
Wen Fenghua, Xiao Jinli, Huang Chuangxia, et al. The effects of characteristics of investor sentiment on stock price behaviors [J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(3): 60-69. (in Chinese)
- [4] 俞红海, 李心丹, 耿子扬. 投资者情绪、意见分歧与中国股市 IPO 之谜[J]. 管理科学学报, 2015, 18(3): 78-89.
Yu Honghai, Li Xindan, Geng Ziyang. Investor sentiment, disagreement and IPO puzzle in China's stock market [J]. Journal of Management Sciences in China, 2015, 18(3): 78-89. (in Chinese)
- [5] Sayim M, Rahman H. The relationship between individual investor sentiment, stock return and volatility: Evidence from the Turkish market [J]. International Journal of Emerging Markets, 2015, 10(3): 504-520.
- [6] 宋顺林, 王彦超. 投资者情绪如何影响股票定价? ——基于 IPO 公司的实证研究[J]. 管理科学学报, 2016, 19(5): 41-55.
Song Shunlin, Wang Yanchao. How does investor sentiment affect stock pricing? An empirical research based on IPO firms

- [J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(5): 41–55. (in Chinese)
- [7]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.
Zhang Zongxin, Wang Hailiang. Investor sentiment, subjective belief adjustment and market volatility[J]. Journal of Financial Research, 2013, 4: 142–155. (in Chinese)
- [8]刘维奇, 刘新新. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场研究[J]. 管理科学学报, 2014, 17(3): 70–87.
Liu Weiqi, Liu Xinxin. Individual and institutional investor sentiment and stock returns: Study based on Shanghai A-share market[J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(3): 70–87. (in Chinese)
- [9]黄虹, 张恩焕, 孙红梅, 等. 融资融券会加大投资者情绪对股指波动的影响吗? [J]. 中国软科学, 2016, (3): 151–161.
Huang Hong, Zhang Enhuan, Sun Hongmei, et al. Do short selling and margin trading really increase the impacts of investors' emotion on the fluctuation of stock index? [J]. China Soft Science, 2016, (3): 151–161. (in Chinese)
- [10]Kumari J, Mahakud J. Investor sentiment and stock market volatility: Evidence from India[J]. Journal of Asia-Pacific Business, 2016, 17(2): 173–202.
- [11]Lee W Y, Jiang C X, Indro D C. Stock market volatility, excess returns and the role of investor sentiment[J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 26(12): 2277–2299.
- [12]Shefrin H. Risk and return in behavioral SDF-based asset pricing models[J]. Journal of Investment Management, 2008, 6(3): 1–19.
- [13]Yu J, Yuan Y. Investor sentiment and the mean-variance relation[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100(2): 367–381.
- [14]Kim J S, Kim D-H, Seo S W. Individual mean-variance relation and stock-level investor sentiment[J]. Journal of Business Economics and Management, 2017, 18(1): 20–34.
- [15]Yu J, Huang H H, Hsu S W. Investor sentiment influence on the risk-reward relation in the Taiwan stock market[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2014, 50(sup2): 174–188.
- [16]高大良, 刘志峰, 杨晓光. 投资者情绪、平均相关性与股市收益[J]. 中国管理科学, 2015, 23(2): 10–20.
Gao Daliang, Liu Zhifeng, Yang Xiaoguang. Investor sentiment, average correlation and stock market returns[J]. Chinese Journal of Management Science, 2015, 23(2): 10–20. (in Chinese)
- [17]Bekaert G, Hoerova M. What do asset prices have to say about risk appetite and uncertainty? [J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 67: 103–118.
- [18]Jouini E, Napp C. Heterogeneous beliefs and asset pricing in discrete time: An analysis of pessimism and doubt[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2006, 30(7): 1233–1260.
- [19]Fong W M. Risk preferences, investor sentiment and lottery stocks: A stochastic dominance approach[J]. Journal of Behavioral Finance, 2013, 14(1): 41–52.
- [20]Nosić A, Weber M. How risky do I invest: The role of risk attitudes, risk perceptions and overconfidence[J]. Decision Analysis, 2010, 7(3): 282–301.
- [21]谢军, 杨春鹏, 闫伟. 含有无风险资产的情绪最优投资者组合[J]. 系统管理学报, 2012, 21(4): 540–545.
Xie Jun, Yang Chunpeng, Yan Wei. Sentiment-based portfolio with risk free asset[J]. Journal of Systems & Management, 2012, 21(4): 540–545. (in Chinese)
- [22]陈蓉, 王宜峰, 邱紫华. 隐含风险厌恶: 度量、影响因素与信息含量[J]. 厦门大学学报: (哲学社会科学版), 2016, (1): 116–127.
Chen Rong, Wang Yifeng, Qiu Zihua. Implied risk aversion: Measurement, factors and information content[J]. Journal of

- Xiamen University(Arts & Social Sciences) ,2016 ,(1) : 116 – 127. (in Chinese)
- [23]Wen F , Yang X. Skewness of return distribution and coefficient of risk premium[J]. Journal of Systems Science and Complexity ,2009 ,22: 360 – 371.
- [24]Wen F , He Z , Dai Z , et al. Characteristics of investors' risk preference for stock markets[J]. Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research ,2014 ,3(48) : 235 – 254.
- [25]Fisher K L , Statman M. Consumer confidence and stock returns[J]. The Journal of Portfolio Management ,2003 ,30(1) : 115 – 127.
- [26]Brown G W , Cliff M T. Investor sentiment and asset valuation[J]. The Journal of Business ,2005 ,78(2) : 405 – 440.
- [27]Barker M , Wurgler J. Investor sentiment and cross-section of stock returns[J]. The Journal of Finance ,2006 ,61(4) : 1645 – 1680.
- [28]Engle R F , Lilien D M , Robins R P. Estimating time-varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model[J]. Econometrica ,1987 ,55: 391 – 407.

Investor sentiment and time-varying coefficient of risk compensation

*HE Zhi-fang*¹ , *WEN Feng-hua*² , *HUANG Chuang-xia*³ , *YANG Xiao-guang*⁴ ,
ZHENG Shi-ming^{5*}

1. School of Business , Jiangnan University , Wuxi 214122 , China;
2. School of Business , Central South University , Changsha 410081 , China;
3. School of Mathematics and Computer Science , Changsha University of Science and Technology , Changsha 410114 , China;
4. Academy of Mathematics and Systems Science , Chinese Academy of Sciences , Beijing 100190 , China;
5. School of Public Administration , South China University of Technology , Guangzhou 510641 , China

Abstract: The coefficient of risk compensation shows the compensation required by investors for taking each unit of risk , which also reflects the tradeoff between risk and return. Using data in the US stock market , this paper firstly builds a TVA-GARCH-M model to analyze the time-varying characteristics of investors' risk compensation coefficient. Then the relationship between the aggregate investor sentiment and the time-varying risk compensation coefficient in US stock market are investigated by using the granger causality test and the linear regression model. The results show that the coefficient of investors' risk compensation changes over time , and it is negatively related to aggregate investor sentiment. What' s more , the aggregate investor sentiment has a negative effect on the time-varying risk compensation coefficient. Particularly , investors with optimism sentiment will decrease their time-varying risk compensation coefficient while investors with pessimism sentiment will make their time-varying risk compensation coefficient increase.

Key words: investor sentiment; risk compensation; GARCH-M model