

尾部风险、预期收益率与资产配置^① ——基于中国股票市场的实证研究

蒋岳祥，龙怀钢

(浙江大学 经济学院，杭州 310027)

摘要：中国股票市场尾部风险较为频发，对投资者的资产配置带来了很大挑战。本文基于多因素 LASSO 分位数回归对市场尾部风险进行度量，研究了市场尾部风险与预期收益率的关系及其在资产配置中的作用。研究结果表明：尾部风险在样本内和样本外，对市场收益率都具有显著的负向预测能力，且预测效果大于股利支付率、股利价格比、股息率、盈余价格比、账面市值比、通货膨胀率等经济变量。结合尾部风险的资产配置策略的夏普比率和组合效用都优于历史均值策略和买入持有策略。本文的研究从尾部风险角度完善了现有资产定价理论，对金融机构或个人投资者的投资组合构建和风险管理具有较大的参考价值。

关键词：尾部风险；收益率可预测性；资产定价；资产配置

中图分类号：F832.5 **文献标识码：**A **文章编号：**(2019)01-0059-15

0 引言

政策制定者都十分关注尾部风险。正如世界著名学者兼 IMF 首席经济学家 Olivier Blanchard 在 2009 年所说：“政策制定者应该去做什么？首要的是，通过察觉到尾部风险，并消除尾部风险，来减少不确定性。”在投资实践中，对市场尾部风险的防范及应对措施，更是关系金融机构和投资者收益的重要问题。在学术研究上，风险与收益的关系一直是金融投资理论的核心命题，被学者广泛研究。建立在理性投资者风险厌恶假设上的经典资产定价模型如 CAPM、ICAPM 都表明风险和收益具有正向关系，即投资者承担风险会要求相应的风险溢价，但实证上并没有得到一致结论。并且大多研究聚焦于以波动率为代表的传统风险与预期收益率的关系，如 Ang 等^[1]发现以方差度量的风险与预期收益率呈负相关。而尾部风险作为一种极端风险，研究得较少。Bali 等^[2]认为从尾部风险角度来研究风险与收益关系是很有必要，并且给出了四大理由：第一，投资者具有灾难避免动机，会从安全第一角度来考虑资产选择问题，使得尾部风险在收益与风险关系中变得非常重要。第二，金融机构如商业银行、投资基金、退休基金、保险公司等都使用尾部风险（VaR）作为风险管理工具。第三，刻画资产收益率连续和跳跃过程的连续时间金融模型表明，资产价格里的极端波动可以作为解释市场超额收益的信号，而小的波动被视为噪音。第四，金融资产收益率并不满足正态分布，而呈现出尖峰厚尾特性，这导致建立在均值-方差范式上的资产组合理论并不满足现实条件^[3]，以方差或标准差来度量市场风险并不能合理估计风险。基于这些理由，Bali 等^[2]以市场指数过去一个区间的最小值作为尾部风险 VaR 的代理变量，研究了美国股票市场尾部风险与预期收益率的关系，发现两者具有稳健显著的正向关系。类似的，中国学者陈坚^[4]则研究发现：基于极值理论估计的股票指数尾部风险 VaR，在样本内和样本外对中国市场组合收益率的预测能力都比基于 Copula 模型估计的要强，但 VaR 与市场预期收益率是显著的负向关系。可见尾部风险与预期收益率的关系如何，学界也没有得到一致的结论。

作为世界上最大的新兴市场，相对于国际成熟资本市场，中国股票市场由于个人投资者占多数及市场

① 基金项目：中国博士后基金资助项目（2018640543）。

作者简介：蒋岳祥（1964—），浙江衢州人，博士，浙江大学经济学院教授，博士生导师，研究方向：金融经济学与计量经济学，E-mail：jiangyuexiang@zju.edu.cn；龙怀钢（1989—），湖南永州人，博士，浙江大学经济学院博士后，助理研究员，研究方向：风险管理与资产定价，E-mail：longhuaigang@zju.edu.cn。

制度不完善等，导致股票暴跌的尾部风险频发^[5]。特别是 2015 年 6 月以来，中国股票市场又经历了多次暴跌。因此，中国股票市场为研究尾部风险提供了一个独特的样本。本文采用考虑多因素的 LASSO 分位数回归模型估计的上证指数 VaR，作为市场尾部风险的度量，实证检验了尾部风险、市场预期收益率与资产配置的关系。研究结果表明：尾部风险在样本内和样本外，对市场收益率都具有显著的负向预测能力，且预测效果大于股利支付率、股利价格比、股息率、盈余价格比、账面市值比、通货膨胀率等经济变量。结合尾部风险的资产配置策略的夏普比率和组合效用都优于历史均值策略和买入持有策略。

本文后续结构安排为：第 1 部分为相关文献综述，第 2 部分为数据变量与模型设定，第 3 部分为检验尾部风险与预期收益率的实证结果，第 4 部分为资产配置上的分析，第 5 部分为稳健性分析，最后是本文结论。

1 文献综述

现有关于尾部风险与预期收益率的关系研究，从研究角度来看，主要分为横截面角度和时间序列角度，并且以前者居多。例如，Bali 和 Cakici^[6]以美国股票市场为样本，研究发现 VaR (Value at risk) 与股票规模、流动性一样可以解释股票收益率在横截面上的差异，而市场风险和总波动率却没有解释能力。Huang 等^[7]基于统计极值理论，将个股收益率剔除 Fama-French 三因子收益率后的残差收益率的左尾指数作为极端下行风险的度量指标，对美国股市数据的实证研究发现：在控制规模、价值、动量等因素后，极端下行风险与股票预期收益率显著正相关，并且这种关系不能被商业周期变量所解释。Kelly 和 Jiang^[8]基于极值理论估计的尾部指数，也发现美股的尾部风险载荷具有正向溢价作用。类似的，国内学者陈国进等^[9]进行了中国股票市场上的尾部风险与横截面收益率关系的研究，发现尾部风险因子载荷系数大的投资组合所获得的风险补偿显著大于尾部风险因子载荷系数小的投资组合。与前面几篇文献结论相反，Long 等^[10]基于极值统计理论的尾部指数来度量中国股票市场的特质尾部风险，发现其具有负向的定价作用，但这种定价效应在控制换手率后会消失。Atilgan 等^[11]以全球 26 个发展中国家的股票市场为样本，研究发现下行风险或尾部风险对股票个股横截面收益率也具有显著的负向预测作用，但负向关系在指数层面要弱。Atilgan 等^[12]进一步验证了在美国股票市场和全球股票市场上存在的尾部风险定价异象，并且从行为金融的角度提供了一种解释：投资者容易低估尾部风险的持续性，从而对近期发生极大损失的股票过度估价，从而产生一种左尾动量 (left-tail momentum) 现象。Long 等^[13]则研究了全球 39 个发达国家和发展中国家中的尾部风险在股票横截面收益率的定价作用，也得到了类似负向结论，称之为尾部风险之谜 (tail risk puzzle)，但他们同时指出尾部风险的定价作用随着不同度量指标和不同市场会有所变化。

相对而言，关于尾部风险与预期收益率在时间序列上的关系，即尾部风险对股票市场加总收益率 (aggregate returns) 的预测能力研究偏少。在这少数文献中，由于测度尾部风险的方法不同、数据来源的不一，以及研究的市场样本差异，学术界对此问题的研究还存在较大分歧。根据测度股票市场尾部风险的数据来源不同，这方面文献可分为两类。其一，用股票数据测度尾部风险。例如，Bali 等^[2]以 VaR (value at risk) 度量美国不同股票市场指数的尾部风险，采用简单的预测性回归方程： $R_{t+1} = \alpha + \beta E(VaR_{t+1}) + \gamma X_t + \varepsilon_{t+1}$ ，研究发现：控制一些系列宏观经济变量和波动率变量后，预期的市场总体尾部风险与市场总体收益率显著正相关。类似的，国内学者陈坚^[4]对中国股票市场总体尾部风险与总体收益率的关系也做了研究，实证研究表明：与 Copula 方法相比，基于极值理论的 VaR 在样本内和样本外对中国市场组合收益率的预测能力都要强，但总体尾部风险与市场收益率的关系是负向的。Harris 等^[14]同样采用 VaR 度量尾部风险，但与前面两位学者不同的是，他们在实证模型中加入了一个马尔科夫转换机制，对不同状态（高波动与低波动）下的尾部风险与市场总体收益率的关系进行了区分研究。实证研究结果发现，在市场处于低波动时期，市场尾部风险与收益具有显著的正相关关系，而在高波动状态时，随着市场波动加剧，波动反馈效应和财务杠杆效应上升，这种关系消失了。与 VaR 度量尾部风险不同，Kelly 和 Jiang^[8]研究认为所有个股在同一横截面上会具有相同的尾部指数，因此可以将同一时期的的数据组成一个样本进行估计，这克服了传统方法数据量上的不足，并且能够得到时变性的尾部风险代理变量。他们采用与 Bali 等^[2]类似的普通预测性回归方程，实证发现：市场总体尾部风险对美国股票市场指数一个月、1 年、3 年和 5 年的未来收益率都具有显著的预测能力，尾部风险每增加一个标准差大小，年化超额收益

率会分别增加 4.5%，4.0%，3.7% 和 3.2%。国内学者陈国进等^[9]对中国股票市场进行了与 Kelly 和 Jiang^[8]类似的研究，也得出了类似的结论。其二，利用期权价格数据测度尾部风险。由于期权价格包含标的资产的预期信息，特别是对尾部风险的预期，一些学者从期权价格数据中提取尾部风险指标，研究了其与股票市场加总收益率的关系。例如，Bollerslev 等^[15]采用基于美国标准普尔 500 指数期权数据设计的波动率（VIX）指数，估计方差风险溢价（风险中性方差与已实现方差的差值）作为尾部风险的代理指标，研究发现其能够预测美国股票市场总体收益率的大部分变化，并且比常见的预测变量（市盈率、违约价差、消费收入比等）效果更好。Bollerslev 等^[16]进一步基于期权数据，证实了方差风险溢价对股票市场收益率的预测能力主要来自尾部风险溢价成分。

然而，由于国内指数期权产品推出时间不长，用来检验的样本有限，本文也仍然从股票数据角度测度尾部风险。我们的研究与以往研究的区别主要在：第一，本文使用的市场收益率是周度频率的收益率，而一般资产定价研究的都是月度收益率。相对于美国等成熟市场，中国股票市场属于新兴市场，历经的周期尚短。周度收益率能有更多的观测数据用以模型估计和稳健性检验，以得到更为可靠的结论。我们研究发现：尾部风险与市场预期收益率具有显著的负向关系。具体为：尾部风险在样本内和样本外，对市场收益率都具有显著的预测能力，且预测效果大于股利支付率、股利价格比、股息率、盈余价格比、账面市值比、通货膨胀率等经济变量。第二，本文进行了严谨的稳健性分析，从包含不同危机时期的样本子区间、尾部风险与已实现方差、基于 LASSO 分位数回归与基于极值理论两种不同尾部风险估计方法等三个角度进行了稳健性分析，得出总体尾部风险与市场预期收益率的负向关系在中国市场上是稳健存在的。第三，本文将尾部风险与预期收益率的关系，应用到了资产配置和组合管理中，发现结合尾部风险的四种配置策略在 2007~2016 年都能取得 20% 以上的年化收益，绩效指标都优于历史均值策略和买入持有策略。

2 数据变量与模型设定

2.1 变量选择与样本说明

2.1.1 变量选择

(1) 被解释变量

上证指数周度收益率 (R)。与陈坚^[4]使用月度收益率数据相比，周度收益率能有更多的观测数据用以模型估计和稳健性检验，从而得到更可靠的结论。另外考虑到要在资产配置上进行应用，也不宜使用过高频率的数据。此外，有关崩盘风险影响因素的文献中，也大多采用周收益率来进行估计的^[17~19]。因此本文使用周频率是更好的选择。

(2) 解释变量

上证指数尾部风险 VaR。龙怀钢^[20]考虑到影响市场风险的因素较多及其动态时变性的特征，用滞后收益率、滞后交易量变化率、收益率标准差、收益率均值、汇率、利率、美国标准普尔 500 指数等因素作为解释变量，结合了 LASSO 方法与分位数回归估计上证指数的 VaR。结果发现，与 RiskMetrics 法、GARCH 模型法、历史模拟法及极值理论法相比，LASSO 分位数回归模型的估计精度更高。因此，本文沿用龙怀钢^[20]的方法，估计市场尾部风险，并且将其作为解释变量，检验总体尾部风险与市场预期收益率的关系。

(3) 控制变量

参考姜富伟等^[21]及陈坚^[4]，本文选择了账面市值比 (BM)、盈余价格比 (EP)、股利价格比 (DP)、股息率 (DY)、股利支付率 (DE)、通货膨胀率 (INFL) 等 6 个经济变量作为控制变量。月度序列的计算方法分别为：

账面市值比 (BM)：计算方法为在某个月上证指数包含的所有 A 股公司的账面价值之和除以总市值之和。

盈余价格比 (EP)：计算方法为在某个月上证指数包含的所有 A 股公司的盈余之和与总市值之和的对数之比。单个公司的盈余为其过去 12 个月的盈余加总得到。

股利价格比 (DP)：计算方法为在某个月上证指数包含的所有 A 股公司的股利之和与总市值之和的对数之比。单个公司的股利为其过去 12 个月的股利加总得到。

股息率 (DY): 计算方法为在某个月上证指数包含的所有 A 股公司的股利之和的对数与滞后总市值之和的对数之差。

股利支付率 (DE): 计算方法为在某个月上证指数包含的所有 A 股公司的股利之和的对数与盈余之和的对数之差。

通货膨胀率 (INFL): 为全国居民消费价格指数 CPI 的同比增长率。

为了与被解释变量的频度保持一致, 本文对月度的经济变量都使用三次样条插值方法转化为周度数据。这种处理在文献中也常被采用, 如 Allen 等^[22]在研究金融部门的系统性风险与宏观经济变量之间的关系时, 使用插值方法将季度 GDP 数据转换为月度数据进行研究。

在稳健性检验中, 参考 Bali 等^[2]和陈坚^[4]的研究, 本文考虑增加了已实现方差 RV (realized variance) 和基于极值理论估计的尾部风险来检验结果的稳健性。

2.1.2 样本说明

限于上述变量数据的可得性, 本文的样本期间为 2002 年 2 月 1 日到 2016 年 12 月 30 日。计算 6 个经济变量所采用的样本公司为上证指数包含的所有 A 股, 每月股利、盈余、账面价值、市值等数据都来自国泰安 (CSMAR) 研究数据库。上证指数收益率数据、全国居民消费价格指数及无风险利率等也来自国泰安 (CSMAR) 研究数据库。

2.2 计量模型设定

参考陈坚^[4]和 Bali 等^[2], 分别使用以下模型设定来进行研究。

2.2.1 样本内回归拟合

样本内回归模型设计为

$$R_{t+1} = \alpha + \beta_1 \text{VaR}_t + \beta_i \sum \text{Control}_{it} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

式中, R_{t+1} 表示上证指数 $t+1$ 时刻的周收益率; VaR_t 表示 t 时刻的市场尾部风险; Control_{it} 表示 t 时刻前文提到的控制变量; ε_{t+1} 表示残差项; α, β 为系数。

2.2.2 样本外预测回归

参考 Welch 和 Goyal^[23]及 Rapach 等^[24], 这里采用递归的窗口移动方法^①。样本外预测的步骤如下:

首先, 选取一个分割点, 将总样本划分为样本内 (m 个观测样本) 和样本外 (q 个观测区间) 两个区间。第一个样本外的预测值 \hat{R}_{m+1} , 由下式得到:

$$\hat{R}_{m+1} = \hat{\alpha}_m + \hat{\beta}_{1m} \text{VaR}_m + \hat{\beta}_{im} \sum \text{Control}_{im} \quad (2)$$

其中 $\hat{\alpha}_m$ 、 $\hat{\beta}_{1m}$ 和 $\hat{\beta}_{im}$ 是使用式 (1) 基于前 $m-1$ 个观测样本估计得到的^②。 VaR_m 和 Control_{im} 是尾部风险 VaR 及控制变量在 m 时刻的观测值。

第二个样本外观测值 \hat{R}_{m+2} , 则由下式得到

$$\hat{R}_{m+2} = \hat{\alpha}_{m+1} + \hat{\beta}_{1m+1} \text{VaR}_{m+1} + \hat{\beta}_{im+1} \sum \text{Control}_{im+1} \quad (3)$$

其中, 其中 $\hat{\alpha}_{m+1}$ 、 $\hat{\beta}_{1m+1}$ 和 $\hat{\beta}_{im+1}$ 是使用式 (1) 基于前 m 个观测样本估计得到的^③。 VaR_m 和 Control_{im} 是尾部风险 VaR 及控制变量在 $m+1$ 时刻的观测值。

依次类推, 可以得到 q 个样本外预测值 \hat{R}_{m+k} , $k=1, \dots, q$ 。

2.2.3 样本外预测能力比较

本文采用两种方法来比较模型的样本外预测能力。

^① 递归方法假设随着时间推移, 投资者可以利用更多的数据信息, 加入到投资决策当中, 反映了投资者的学习过程, 因此更加符合实际投资决策过程。

^② 由于 (1) 式中的预测性回归方程中自变量比因变量滞后一期, 所以因变量 R 使用的是第 $2, 3, \dots, m$ 个观测值, VaR 及其他自变量使用第 $1, 2, \dots, m-1$ 个观测值。

^③ 这里因变量 R 使用的是第 $2, 3, \dots, m+1$ 个观测值, VaR 及其他自变量使用第 $1, 2, \dots, m-1, m$ 观测值。

(1) 均方根预测误差 (root mean squared prediction error, RMSPE)

$$\text{RMSPE} = \sqrt{\frac{1}{q} \sum_{k=1}^q (R_{m+k} - \hat{R}_{m+k})^2} \quad (4)$$

式中, q 为样本外预测的样本个数; R_{m+k} 为实际收益率; \hat{R}_{m+k} 为模型预测的收益率。可见, RMSPE 值越接近于 0, 代表预测能力越好。

(2) R^2_{os} 统计量

Campbell 和 Thompson^[25]提出了一个样本外 R^2_{os} 统计量来检验比较两个不同模型的样本外预测能力, 当使用历史均值预测作为基准时:

$$R^2_{\text{os}} = 1 - \frac{\sum_{k=1}^q (R_{m+k} - \hat{R}_{m+k})^2}{\sum_{k=1}^q (R_{m+k} - \bar{R}_{m+k})^2} \quad (5)$$

式中, q 为样本外预测的样本个数; R_{m+k} 为实际收益率; \hat{R}_{m+k} 为模型预测的收益率; \bar{R}_{m+k} 是历史均值预测值。可见, R^2_{os} 是对 \hat{R}_{m+k} 和 \bar{R}_{m+k} 的平方误差的比较, 当 $R^2_{\text{os}} > 0$ 时, 表明 \hat{R}_{m+k} 的预测能力大于 \bar{R}_{m+k} , 反之, 则表明 \hat{R}_{m+k} 的预测能力小于 \bar{R}_{m+k} 。然而有必要对 $R^2_{\text{os}} > 0$ 的显著性进行统计检验, 为此 Clark 和 West^[26]提出了 MSPE-adjusted 统计量对 R^2_{os} 进行假设检验。MSPE-adjusted 统计量计算方法如下:

首先, 得到 $\{f_{m+k}\}$ 序列:

$$f_{m+k} = (R_{m+k} - \bar{R}_{m+k})^2 - [(R_{m+k} - \hat{R}_{m+k})^2 - (\bar{R}_{m+k} - \hat{R}_{m+k})^2] \quad (6)$$

然后, 将 $\{f_{m+k}\}$ 序列对常数项回归, 得到常数项对应的 t 统计量。最后, 根据 t 统计量 (或对应的概率 P 值) 来对 $R^2_{\text{os}} \leq 0$ 的单边检验来进行判断。Clark 和 West^[26]指出若该 t 统计量大于 1.282, 则在 10% 显著性水平下拒绝原假设 ($R^2_{\text{os}} \leq 0$)。

2.2.4 资产配置应用与投资绩效评价

(1) “尾部风险配置策略”

如何将变量的预测能力应用到资产配置和投资管理上? 参考 Campbell 和 Thompson^[25]的做法, 本文设计一种“尾部风险配置策略”。具体方法如下:

假设投资者在股票资产和无风险债券之间进行资产配置, 根据前面模型对市场预期收益率的预测来决定投资组合中股票资产的权重, 计算公式为^①

$$\omega_t = \frac{1}{\gamma} \frac{\hat{R}_{t+1}}{\sigma_{t+1}^2} \quad (7)$$

式中, γ 为投资者的风险厌恶程度 (不失代表性, 本文采用 $\gamma=3$); \hat{R}_{t+1} 是根据尾部风险及其他变量预测得到的样本外市场收益率; σ_{t+1}^2 是市场收益率波动的预测。 $1-\omega_t$ 则是投资者配置在无风险债券上的权重。可求得投资组合在 $t+1$ 时刻的收益率 R_{t+1}^p 为

$$R_{t+1}^p = \omega_t R_{t+1} + (1 - \omega_t) R_{t+1}^f \quad (8)$$

式中, R_{t+1}^f 为无风险利率, 这里用一年期定期存款利率代替。在 Campbell 和 Thompson^[25]的一文中是使用市场收益率的过去 36 个月的标准差作为市场收益波动率的预测值。类似的, 本文使用过去 36 周的市场收益率的标准差来估计 σ_{t+1}^2 。

(2) “历史均值策略”和“买入持有策略”

为了比较尾部风险在资产配置上应用的效果, 本文考虑以下两个基准策略:

^① 参考 Welch 和 Goyal^[23]的研究, 本文对组合中股票资产的权重 ω_t 限制在 0 与 150% 之间, 即当计算的 ω_t 小于 0 时取为 0, ω_t 大于 1.5 时取为 1.5, 这与中国市场不对称的融资融券制度也较为吻合。

1) “历史均值策略”，在上述过程中以市场收益率的过去 36 周的均值作为未来一期 \hat{R}_{t+1} 的预测值，来决定本期的股票资产权重 ω_t 的策略。与尾部风险配置策略相比，关键在于市场预期收益率的预测方法不同。历史均值策略建立在股票市场是遵循随机游走过程，即历史均值是未来的最佳预测的基础上的。

2) “买入持有”策略：即投资者买入上证指数，一直持有到期末的策略，类似于实践中的“指数化投资策略”。

(3) 策略绩效评价指标

参考 Campbell 和 Thompson^[25]，使用了投资组合效用 (CER) 和效用收益 (CER gain) 来评价策略绩效。组合效用计算公式为 $CER = \hat{\mu}_p - 0.5\gamma\hat{\sigma}_p^2$ ， $\hat{\mu}_p$ 和 $\hat{\sigma}_p^2$ 为使用某策略得到的投资组合收益率序列的均值和方差。这个指标表示投资者愿意放弃风险投资而获得的等价无风险收益率。效用收益 (CER gain) 是投资者基于预测模型的策略的 CER 与基于历史均值预测的策略的 CER 之差。此外，也采用了一些常用的绩效评价指标如：夏普比率、年化收益率、alpha、beta、最大回撤幅度等。

3 实证结果

3.1 描述性统计

表 1 报告了变量的描述性统计。从 Panel A 可知，以上证指数为代表的周度市场收益率的平均值是 0.19%，标准差为 3.54%，正态性检验的 Jarque-Bera 统计量值为 119.69，表明市场收益率不是正态分布。基于 LASSO 分位数回归模型估计的上证指数尾部风险 VaR 均值为 2.4%，最大值为 7.66%，尾部风险表现出尖峰、右偏和非正态的特征。控制变量中的经济变量除了股息率 DY 之外，其他变量也都不服从正态分布。从 Panel B 可知，尾部风险 VaR 与市场收益率 R 相关系数为 -0.13，并且高于其他经济变量与市场收益率的相关性。这说明尾部风险 VaR 与市场预期收益率可能存在显著的负向关系，且对市场收益率的预测能力可能要高于其他变量。

表 1 变量的描述性统计

Table 1 Description statistics of variables

项目		R	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	INFL
Panel A: 描述性统计	nobs	730	730	730	730	730	730	730	730
	Minimum	-0.1384	0.0063	0.1297	-4.3808	-4.7393	-4.7118	-1.2501	-1.844
	Maximum	0.1496	0.0766	0.7637	-2.2257	-3.2468	-2.4195	0.7045	8.7488
	1. Quartile	-0.0185	0.0188	0.3506	-3.4234	-4.0872	-3.9811	-1.1016	1.3616
	3. Quartile	0.0215	0.0276	0.5784	-2.5401	-3.5881	-3.3923	-0.7087	3.4621
	Mean	0.0019	0.024	0.4579	-3.0368	-3.857	-3.7036	-0.8819	2.4807
	Median	0.0013	0.022	0.4413	-2.937	-3.8237	-3.6677	-1.0019	2.1699
	2Stdev	0.0354	0.0085	0.1511	0.5357	0.3352	0.4527	0.3094	2.1551
	Skewness	0.0649	1.6955	-0.0409	-0.5599	-0.4218	0.0317	1.8559	0.5114
	Kurtosis	1.9658	5.1993	-0.7391	-0.5697	-0.5716	0.1169	5.3963	0.225
Panel B: 相关系数矩阵	P_ value	0	0	0.0003	0	0	0.7403	0	0
	R	1							
	VaR	-0.1283	1						
	BM	0.0061	-0.1601	1					
	EP	-0.0499	0.1002	0.7566	1				
	DP	0.0353	-0.0206	0.8382	0.8073	1			
	DY	0.1012	-0.1402	0.0118	0.251	0.327	1		
	DE	0.0913	-0.1413	-0.1564	-0.5758	-0.1317	-0.247	1	
	INF	-0.1003	0.2345	-0.1902	0.2513	-0.0012	0.3166	-0.5099	1

3.2 尾部风险与市场预期收益率：样本内回归

表2报告了根据式(1)得到的尾部风险与市场预期收益率之间的样本内回归结果。第二列是尾部风险VaR,它是采用考虑多因素的LASSO分位数回归模型估计得到的。第3~8列是经济变量,最后一列报告了每个回归的调整的可决系数 R^2 。表2中的Panel A是在式(1)中仅使用一个自变量的回归结果。如Model1中,仅将总体尾部风险VaR作为自变量,与未来一周市场收益率进行回归,报告了回归自变量的系数项及相应Newey等t统计值^[27]。Panel B是加入了控制变量的情形。

从 Panel A 中可以看出，模型 1 中总体尾部风险 VaR 的估计系数为 -0.4394 (相应的 Newey-West t 值为 -3.65)，在 1% 水平上显著。模型 2 ~ 模型 7 的结果显示，经济变量中 DY、DE、CPI 的系数项也在 5% 水平上显著，然而与尾部风险 VaR 相比，可决系数 R^2 都比较小，说明它们对市场预期收益率的预测能力没有 VaR 高。单变量的回归结果表明，尾部风险 VaR 对市场预期收益率具有显著的预测能力，并且尾部风险与市场预期收益率呈显著的负向关系。从 Panel B 中可以看出，模型 8 ~ 模型 13 显示在控制一个经济变量后，总体尾部风险 VaR 仍在 1% 水平上显著。模型 14 显示在同时控制 6 个经济变量后，市场尾部风险的估计系数依然在 10% 水平上显著为负。以上回归结果表明，在样本期间内，尾部风险与市场预期收益率呈现显著的负向关系，并且尾部风险比一般经济变量对市场预期收益率的预测能力更强，且这种关系不受控制变量的影响。

表 2 尾部风险与市场预期收益率：样本内回归结果

Table 2 Tail risk and expected stock market returns: in-sample results

续表

模型	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	epi	adj. r (%)
模型 12	-0.4901 *** (-2.69)					0.0085 ** (2.11)		1.9242
模型 13	-0.4615 ** (-2.49)						-0.0012 (-1.64)	1.8994
模型 14	-0.3675 * (-1.78)	-0.0152 (-0.65)	-0.0066 (-0.75)	0.0144 (0.99)	0.008 (1.63)	0.0006 (0.08)	-0.0016 (-1.70)	3.1878

中国股票市场尾部风险与预期收益率的负向关系，虽然与 Bali 等^[2]利用美国股票市场数据得出的结论相反，但与陈坚^[4]的结论一致，说明中国股票市场与美国等成熟市场存在差异。一个可能的解释是：中国股票市场存在较大卖空限制及占多数的个人投资者，根据 Miller^[28]的理论，在投资者异质信念的条件下，会导致股票被高估，市场总体尾部风险与预期收益率呈负相关。另一个可能的解释是，尾部风险与市场预期收益率的负向关系，也可能是因为中国股票市场的投资者大多为风险偏好的非理性投资者。国内学者肖俊喜和王庆石^[29]、郑振龙等^[30]都发现了中国股票市场投资者非理性的证据。

3.3 尾部风险与市场预期收益率：样本外预测

3.2 节的样本内实证分析可以用来检验尾部风险与市场预期收益率的关系，从而回答学术上风险与收益关系的命题。但如果要在实践投资中应用尾部风险与收益的关系，则需要进行样本外预测。参考 Welch 和 Goyal^[23]，考虑到需要使用五年作为样本内期间长度，那么去掉初期的五年，样本外期间为 2007 年 1 月 5 日到 2016 年 12 月 30 日。根据 2.2 节中样本外预测步骤进行回归，结果列于表 3。

表 3 尾部风险与市场预期收益率：样本外（2007~2016 年）预测结果

Table 3 Tail risk and expected stock market returns: out-of-sample (2007~2016) results

Panel A: 样本外预测：单变量							
变量	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	INFL
RMSPE	0.0371	0.0375	0.0374	0.0375	0.0374	0.0373	0.0373
R^2_{os}	0.0157	-0.0036	-0.0005	-0.0018	0.0001	0.0079	0.0080
MSPE. adj. T	2.1439	-0.6248	0.7697	0.0229	1.2409	1.9269	1.7994
Panel B: 样本外预测：多变量							
变量	所有变量	VaR+BM	VaR+EP	VaR+DP	VaR+DY	VaR+DE	VaR+INFL
RMSPE	0.0370	0.0373	0.0372	0.0372	0.0372	0.0371	0.0372
R^2_{os}	0.0217	0.0124	0.0154	0.0131	0.0148	0.0203	0.0178
MSPE. adj. T	2.5074	1.8731	2.0152	2.0958	2.3451	2.3342	2.2849

表 3 中 Panel A 报告了单变量的样本外结果。尾部风险 VaR 样本外预测的 R^2_{os} 统计量的值为 1.57%，经调整的 MSPE 统计量的 T 值 (MSPE. adj. T) 为 2.14，说明 VaR 对市场收益率的预测能力显著大于历史均值预测。另外，VaR 的均方根预测误差 RMSPE 相对于其他经济变量是最小的， R^2_{os} 是最大的，说明 VaR 的样本外预测能力比其他经济变量要高。Panel B 将总体尾部风险 VaR 及其他经济变量都包含到样本外预测回归模型中，从结果可以看出：一方面，加入 VaR 后，经济变量的样本外预测能力得到了提升， R^2_{os} 均为正。另一方面，相对于单因子 VaR 的预测能力提升来说，除了三组预测（所有变量、VaR 和 DE、VaR 和 INF）的 R^2_{os} 比单因子 VaR 得到的 R^2_{os} 增大以外，其他四组并没有比单因子 R^2_{os} 大，这说明多变量的结合对预测能力的提升，并不一定比单变量的好。

4 资产配置应用

本节研究将尾部风险的预测能力应用到资产配置和组合管理上。表 4 列出了根据 2.2 节方法得到的投

资策略绩效。我们根据在预测性回归模型(2)中包含的预测因子不同,考虑了4个尾部风险配置策略(分别仅包含尾部风险VaR作为自变量的策略1,包含VaR和EP的策略2,包含VaR和DE的策略3,包含Var和6个经济变量的策略4及2个基准策略(买入持有策略和历史均值策略)。

从策略的盈利能力来看(图1),结合尾部风险与所有经济变量的策略4最高,年化收益率达到42.77%^①,其次是仅包含尾部风险的策略1,买入持有策略最低,历史均值策略略高于买入持有策略,而结合尾部风险与DY的策略2、尾部风险与DE的策略3,都低于仅仅包含尾部风险的策略1。从累计超额收益率、alpha指标来看,也得到类似的结论。

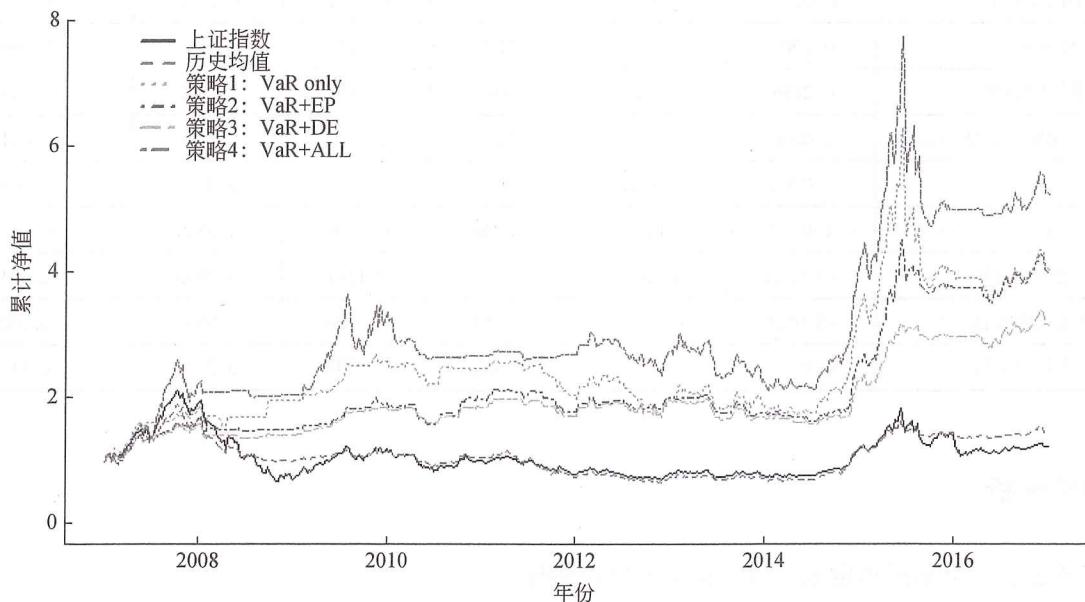


图1 投资策略累计收益曲线图

Fig. 1 Cumulative yield curve of invest strategies

从策略的风险水平来看,策略4的标准差最大,其次是买入持有策略、策略1、历史均值策略、策略2、最低是策略3。结合收益来看,策略4的年化收益率最大,标准差也最大,风险与收益基本相匹配。而买入持有策略,承担了较大的波动风险,却收益很低。实践投资,特别是对冲基金管理中,最大回撤幅度也是一个评价风险的指标。与标准差的排序有所差别,买入持有策略的最大回撤幅度最大,其次是历史均值策略,策略1,策略4,然后是策略2,最低是策略3。可见无论从标准差,还是从最大回撤幅度来看,两个基准策略都具有较大的风险,而应用尾部风险与预期收益关系的策略却降低了投资风险。

从收益与风险两个方面的权衡来看(表4),夏普比率从大到小的依次是:策略2、策略3、策略4、策略1、历史均值策略、买入持有策略。然而夏普比率没有考虑到投资者在选择资产时的主观风险厌恶程度,本文参考Campbell和Thompson^[25]及Rapach等^[24]也计算了权衡策略风险、收益及投资者效用的策略评价指标:组合效用和效用收益。组合效用和效用收益从大到小依次为:策略2、策略4、策略3、策略1、历史均值策略、买入持有策略。与夏普比率相比,策略3与策略4在考虑投资风险厌恶程度后,以效用收益衡量的绩效排序位次发生了调换,说明投资风险厌恶程度也是一个影响资产配置比较结果的因素。包含尾部风险的策略年化效用收益均达到了9%以上,说明利用尾部风险的预测能力带来的经济效用显著高于历史均值预测。总之,尾部风险资产配置策略的绩效表现均优于历史均值策略和买入持有策略。

^① 这里假设没有融资买入(权重0~150%),且没有考虑手续费的情况,这样处理不影响策略比较。若根据目前证券公司交易佣金和印花税比率,将手续费设置为0.14%的话,年化收益率也将达到18.82%。考虑手续费的绩效报告结果,读者可来信索取。

表 4 投资策略绩效比较

Table 4 Comparison on invest strategies performance

绩效指标	上证指数	历史均值	策略 1: VaR only	策略 2: VaR +EP	策略 3: VaR +DE	策略 4: VaR + 所有控制变量
周收益率均值	0.0011	0.0010	0.0034	0.0031	0.0026	0.0041
标准差	0.0375	0.0269	0.0326	0.0245	0.0218	0.0376
夏普比率	0.0293	0.0405	0.1029	0.1262	0.1177	0.1081
年化收益率	0.0216	0.0438	0.3071	0.3021	0.2182	0.4277
年化夏普比率	0.2069	0.2861	0.7278	0.8924	0.8321	0.7641
累计收益率	0.2138	0.4325	3.0341	2.9848	2.1562	4.2256
累计超额收益率	0.0000	0.2187	2.8204	2.7710	1.9424	4.0119
alpha	0.0000	0.0004	0.0027	0.0026	0.0022	0.0033
beta	1.0000	0.6289	0.6036	0.4109	0.3520	0.7195
年化组合效用	-0.0524	0.0001	0.0916	0.1141	0.0963	0.1010
年化效用收益	-0.0526	0.0000	0.0914	0.1139	0.0961	0.1009
最大回撤幅度	0.6853	0.6582	0.4362	0.2344	0.2100	0.4163

5 稳健性分析

本节考虑了三个不同角度来检验证实结果的稳健性：

1) 检验在样本期间不同子区间上的结果，特别是在市场危机时期。Welch 和 Goyal^[23] 研究指出许多经济变量在市场遭受大的冲击时，会失去预测能力。在不同样本子区间进行分析，是一种常用的实证稳健性的检验方法^[23,24]。本文考虑中国股票市场两个主要的牛熊转换区间：次贷危机期间（2007 ~ 2008 年）和杠杆股灾期间（2014 ~ 2016 年）。

表 5 列出了在次贷危机期间和杠杆股灾期间，尾部风险与市场预期收益率的样本内回归结果。表 5 结果表明，不论在次贷危机期间，还是在杠杆股灾期间，尾部风险与市场收益率都具有显著的负向关系，且这种关系基本不受 6 个经济变量的影响。表 6 列出了在两个子区间上的样本外回归结果。可以看出尾部风险 VaR 在次贷危机期间和杠杆股灾期间的 R^2_{os} 都显著大于 0，表明其预测能力大于历史均值的预测。此外，通过对表 6 和表 3，可以发现在前面整个样本外区间具有显著预测能力的经济变量在危机期间的预测能力消失了。如股利支付率 DE 在杠杆股灾期间不再具有显著的预测能力，而通货膨胀率 INFL，在次贷危机期间和杠杆股灾期间都不具显著的预测能力了。

表5 不同子区间上的样本内回归结果：稳健性分析

Table 5 In-sample regression results on different subperiods: robustness checks

项目	模型	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	INFL	adj. r (%)
Panel A: 次贷危机期间 2007~2008 年	模型 1	-1.2112 * *							5.5078
		(-2.19)							
	模型 2	-1.4927 * *	0.0372						5.1388
		(-2.29)	(0.84)						
	模型 3	-1.1317		-0.0028					4.5635
		(-1.60)		(-0.21)					
	模型 4	-1.424 ***			0.02				6.0767
		(-2.74)			(1.55)				

续表

项目	模型	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	INFL	adj. r (%)
Panel A: 次贷危机期间 2007~2008 年	模型 5	-0.6529				0.0148			6. 5324
		(-0.85)				(1.35)			
	模型 6	-0.8972					0.0504 **		9. 8714
		(-1.56)					(2.45)		
	模型 7	-1.2051 **						-0.0041 *	7. 1111
		(-2.34)						(-1.77)	
	模型 8	-1.1804 *	0.4237 **	-0.0086	-0.066	0.0495	0.0704	0.0092	10. 2206
		(-1.66)	(2.36)	(-0.11)	(-1.02)	(1.19)	(1.48)	(1.51)	
Panel B: 杠杆股灾期间 2014~2016 年	模型 1	-0.5359 *							1. 386
		(-1.66)							
	模型 2	-0.535 *	0.0007						0. 711
		(-1.67)	(0.02)						
	模型 3	-0.5191		0.006					0. 906
		(-1.64)		(0.48)					
	模型 4	-0.5233 *			0.0047				0. 821
		(-1.65)			(0.32)				
	模型 5	-0.5171 *				0.0149			1. 7599
		(-1.69)				(1.42)			
	模型 6	-0.5110					-0.0252		0. 9182
		(-1.49)					(-0.61)		
	模型 7	-0.5514 *						-0.0071	1. 3955
		(-1.67)						(-0.91)	
	模型 8	-0.5515 *	-0.1084	-0.0118	0.0688	0.0104	0.026	-0.0095	-0. 1285
		(-1.66)	(-0.84)	(-0.08)	(0.39)	(0.27)	(0.14)	(-0.69)	

综合表5和表6的结果说明，相比于一般经济变量，尾部风险与预期收益率的显著负向关系是稳健的，尾部风险对市场预期收益率的预测能力也是稳健存在的。

表6 不同子区间上的样本外回归结果：稳健性分析

Table 6 Out-of-sample regression results on different subperiods: robustness checks

样本区间：2007 ~ 2008 年

Panel A: 样本外预测: 单变量

变量	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	INFL
RMSPE	0.0527	0.0541	0.0536	0.0540	0.0535	0.0533	0.0537
R_{os}^2	0.0449	-0.0068	0.0134	-0.0012	0.0172	0.0239	0.0064
MSPE. adj. T	1.9384	-0.4206	1.0182	0.0385	1.6350	1.9692	0.7850

Panel B: 样本外预测: 多变量

变量	所有变量	VaR95+BM	VaR95+EP	VaR95+DP	VaR95+DY	VaR95+DE	VaR95+INFL
RMSPE	0.0538	0.0532	0.0530	0.0531	0.0525	0.0529	0.0533
R_{os}^2	0.0063	0.0247	0.0338	0.0296	0.0516	0.0361	0.0241
MSPE. adj. T	2.4249	1.3802	1.6115	1.5730	2.2124	1.7556	1.3983

样本区间：2014 ~ 2016 年

续表

Panel A: 样本外预测: 单变量							
变量	VaR	BM	EP	DP	DY	DE	INFL
RMSPE	0.0357	0.0361	0.0363	0.0361	0.0359	0.0364	0.0360
R_{os}^2	0.0213	-0.0008	-0.0109	0.0017	0.0107	-0.0164	0.0048
MSPE. adj. T	1.3618	-0.9688	-1.3998	0.6304	1.3982	-1.0537	0.8009

Panel B: 样本外预测: 多变量							
变量	所有变量	Var95+BM	Var95+EP	Var95+DP	Var95+DY	Var95+DE	Var95+INFL
RMSPE	0.0357	0.0357	0.0358	0.0357	0.0356	0.0359	0.0357
R_{os}^2	0.0214	0.0192	0.0147	0.0211	0.0279	0.0126	0.0221
MSPE. adj. T	1.2928	1.2237	1.0644	1.3667	1.6400	0.9284	1.5041

2) 参考 Bali 等^[2]的做法, 本文比较了尾部风险 VaR 与已实现方差 RV (realized variance) 对市场预期收益率的预测能力。已实现方差 RV 是一个重要的股票波动风险的衡量指标。它是否已经包含了尾部风险 VaR 的信息呢? 本文的已实现方差 RV 估计窗口长度与尾部风险 VaR 一致。表 7 列出了比较结果。从 Panel A 样本内回归来看, 当 Model 2 中仅包含已实现方差 RV 时, 回归的系数项为 -0.0254, 且在 95% 的置信水平下显著, 而当加入尾部风险 VaR (model 3) 后, RV 的系数项不再显著, 而 VaR 的系数项依然显著为负。Panel B 中已实现方差 RV 的样本外预测 R_{os}^2 值为 -0.0102, 说明其预测能力低于历史均值预测。综合来看, 总体尾部风险 VaR 与市场预期收益率的显著负向关系不能被传统的风险指标已实现方差 RV 所解释, 尾部风险 VaR 包含了 RV 所不具有的信息。

表 7 尾部风险与已实现方差的比较
Table 7 Tail Risk Versus Realized Variance

Panel A: 样本内回归			
模型	VaR	RV	adj. r (%)
模型 1	-0.4394 *** (-3.65)		1.8376
模型 2		-0.0254 ** (-2.09)	0.4680
模型 3	-0.4997 ** (-2.40)	-0.0052 (-0.39)	1.3952

Panel B: 样本外预测			
变量	VaR	RV	VaR+RV
RMSPE	0.0372	0.0377	0.0375
R_{os}^2	0.0157	-0.0102	0.0010
MSPE. adj. T	2.1439	1.0940	1.7399

3) 比较不同尾部风险估计方法对总体尾部风险与市场预期收益率关系的影响。陈坚^[4]研究表明利用极值理论估计的尾部风险的预测效果要优于基于 Copula 方法的尾部风险估计。这里我们比较本文的基于 LASSO 分位数回归模型估计的尾部风险 (记为 VaR_{QR}) 与基于极值理论估计的尾部风险 (记为 VaR_{EVT})。表 8 列出了比较结果。

表 8 两种不同尾部风险估计方法的比较
Table 8 Comparison on Two Methods of Tail Risk Estimations

Panel A: 样本内回归			
模型	VaR _{QR}	VaR _{EVT}	adj. r (%)
模型 1	-0.4394		1.8376
	(-3.65)		
模型 2		-0.3999	0.4529
		(-2.15)	
模型 3	-0.4847	-0.1499	1.4451
	(-2.43)	(-0.75)	

Panel B: 样本外预测			
变量	VaR _{QR}	VaR _{EVT}	VaR _{QR} +VaR _{EVT}
RMSPE	0.0372	0.0376	0.0374
R^2_{os}	0.0157	-0.0084	0.0052
MSPE adj. T	2.1439	1.0796	1.9659

从 Panel A 来看，在样本内，VaR_{QR} 和 VaR_{EVT} 与市场预期收益率都具有显著的负向关系，但 VaR_{QR} 的显著性更大。从 Panel B 来看，VaR_{EVT} 几乎没有预测能力，而 VaR_{QR} 的预测能力优于历史均值预测。因此，本文基于 LASSO 分位数回归模型估计的尾部风险比基于极值理论的方法更好。

6 结论

本文从股票市场整体的尾部风险角度，基于 LASSO 分位数回归模型对市场指数尾部风险的估计，研究了尾部风险与市场预期收益率的关系及其在资产配置上的应用效果。本文的实证研究包含四个方面：样本内回归、样本外预测预测、资产配置应用及稳健性分析。样本内的回归结果表明，基于 LASSO 分位数回归模型的市场尾部风险 VaR 与市场预期收益率具有显著的负向关系，且这种关系不受经济变量的影响。样本外的预测结果表明，尾部风险 VaR 具有显著的预测能力，这种预测能力比一般经济变量和历史均值方法的都要高。对尾部风险预测能力在资产配置上应用效果的研究表明，考虑尾部风险的资产配置策略的夏普比率及组合效用都较高，优于历史均值策略及买入持有策略。本文结论，与陈坚^[4]的研究一致。但不同的是，本文使用的是基于 LASSO 分位数回归估计的尾部风险和周度收益率数据，并且进行了严谨的稳健性分析，使得结论更为可靠，预测效果更好。然而本文结论，与 Bali 等^[2] 及 Atilgan 和 Demirtas^[31] 的国际市场及其他新兴市场结论相反。这说明中国市场具有其特殊之处，未来的研究可以继续深入挖掘背后的解释因素和理论机制。总之，本文的研究，在学术上回答了市场尾部风险与预期收益率的关系问题，在实践上为金融投资机构或个人投资决策提供了方法参考，具有较好的学术价值和应用价值。

参考文献：

- [1] 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.
- [2] Bali T G, Demirtas K O, Levy H. Is There an intertemporal relation between downside risk and expected returns? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009, 44 (4): 883-909.
- [3] Markowitz H. Portfolio selection [J]. Journal of Finance, 1952, 7 (1): 77-91.
- [4] 陈坚. 中国股票市场尾部风险与收益率预测——基于 Copula 与极值理论的 VaR 对比研究 [J]. 厦门大学学报 (哲学社会科学版), 2014, (4): 45-54.
- Chen J. China's stock market tail risk and return prediction: a contrastive study of VaR—Based on Copula and EVT [J]. Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences), 2014, (4): 45-54. (in Chinese)
- [5] 陈国进, 张贻军. 异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究 [J]. 金融研究, 2009, (4): 80-91.

- Chen G J, Zhang Y J. Heterogeneous beliefs, short- sales restriction and crash in Chinese stock markets [J]. Journal of Financial Research , 2009, (4) : 80-91. (in Chinese)
- [6] Bali T G, Cakici N. Value at risk and expected stock returns [J]. Financial Analysts Journal, 2004, 60 (2) : 57-73.
- [7] Huang W, Liu Q, Rhee S G, et al. Extreme downside risk and expected stock returns [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36 (5) : 1492-1502.
- [8] Kelly B, Jiang H. Tail risk and asset prices [J]. Review of Financial Studies, 2014, 27 (10) : 2841-2871.
- [9] 陈国进, 许秀, 赵向琴. 罕见灾难风险和股市收益——基于我国个股横截面尾部风险的实证分析 [J]. 系统工程理论与实践, 2015, (9) : 2186-2199.
- Chen G J, Xu X, Zhao X Q. Rare disaster risk and asset returns: evidence from tail risk in Chinese stock market [J]. Systems Engineering- Theory & Practice, 2015, (9) : 2186-2199. (in Chinese)
- [10] Long H, Jiang Y, Zhu Y. Idiosyncratic tail risk and expected stock returns: Evidence from the Chinese stock markets [J]. Finance Research Letters, 2018, 24: 129-136.
- [11] Atilgan Y, Bali T G, Demirtas K O, et al. Global downside risk and equity returns [J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 98: 1-17.
- [12] Atilgan Y, Bali T G, Demirtas K O, et al. Left-tail momentum: underreaction to bad news, costly arbitrage and equity returns [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135 (3) : 725-753.
- [13] Long H, Zhu Y, Chen L, et al. Tail risk and expected stock returns around the world [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019, 56: 162-178.
- [14] Harris R D F, Nguyen L H, Stoja E. Extreme downside risk and market turbulence [J]. Bank of England Working Paper No. 547, 2015. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2660122>.
- [15] Bollerslev T, Tauchen G, Zhou H. Expected stock returns and variance risk premia [J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22 (11) : 4463-4492.
- [16] Bollerslev T, Todorov V, Xu L. Tail risk premia and return predictability [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 118 (1) : 113-134.
- [17] Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices [J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61 (3) : 345-381.
- [18] Kim J, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (3) : 639-662.
- [19] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2013, (7) : 31-43.
Xu N X, Yu S Y, Yin Z H. Herding behavior of institutional investors and stock price crash risk [J]. Management World, 2013, (7) : 31-43. (in Chinese)
- [20] 龙怀钢. 尾部风险与资产价格——基于中国股票市场的研究 [D]. 杭州: 浙江大学, 2018.
Long H G. Tail risk and asset price: a study based on Chinese stock markets [D]. Hangzhou: Zhejiang University, 2018. (in Chinese)
- [21] 姜富伟, 涂俊, Rapach D E, 等. 中国股票市场可预测性的实证研究 [J]. 金融研究, 2011, (9) : 107-121.
Jiang F W, Tu J, Rapach D E, et al. Research on the return predictability of Chinese stock markets [J]. Journal of Financial Research, 2011, (9) : 107-121. (in Chinese)
- [22] Allen L, Bali T G, Tang Y. Does Systemic Risk In The Financial Sector Predict Future Economic Downturns? [J]. The Review of Financial Studies, 2012, 25 (10) : 3000-3036.
- [23] Welch I, Goyal A. A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21 (4) : 1455-1508.
- [24] Rapach D E, Strauss J K, Zhou G. Out- of- Sample equity premium prediction: combination forecasts and links to the real economy [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23 (2) : 821-862.
- [25] Campbell J Y, Thompson S B. Predicting excess stock returns out of sample: can anything beat the historical average? [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21 (4) : 1509-1531.
- [26] Clark T E, West K D. Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models [J]. Journal of Econometrics, 2007, 138 (1) : 291-311.
- [27] Newey W K, West K D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix [J]. Econometrica, 1987, 55 (3) : 703-708.

- [28] Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion [J]. *Journal of Finance*, 1977, 32 (4): 1151-1168.
- [29] 肖俊喜, 王庆石. 交易成本、基于消费的资产定价与股权溢价之谜: 来自中国股市的经验分析 [J]. 管理世界, 2004, (12): 3-11.
- Xiao J X, Wang Q S. The transaction cost, assets pricing based on consumption, and the puzzle in share ownership premium: an analysis of the experiences from China's stock market [J]. *Management World*, 2004, (12): 3-11. (in Chinese)
- [30] 郑振龙, 王为宁, 刘杨树. 平均相关系数与系统性风险: 来自中国市场的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2014, (3): 1047-1064.
- Zheng Z L, Wang W N, Liu Y S. Average correlation and systematic risk: evidence from Chinese market [J]. *China Economic Quarterly*, 2014, (3): 1047-1064. (in Chinese)
- [31] Atilgan Y, Demirtas K O. Downside risk in emerging markets [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2013, 49 (3): 65-83.

Tail Risk, Expected Stock Returns and Asset Allocation: Evidence from Chinese Stock Markets

Jiang Yuexiang, Long Huaiyang

School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China

Abstract: Tail risks can often be seen in Chinese stock markets, which has caused a large challenge to the asset allocation exercise of investors. Based on using a multi-factors LASSO quantile regression model to measure tail risk, this paper investigates the relationship between tail risk and expected stock market aggregate returns and the effects of tail risk on asset allocation. Our empirical results show that tail risk has significantly negative predictive ability on aggregate stock returns both in-sample and out-of-sample. Moreover, the predictability of tail risk is larger than some economic variables such as dividend payout ratio, dividend price ratio, dividend yield, earning price ratio, book to market value ratio, and inflation ratio. Asset allocate strategy incorporating tail risk has higher Sharpe ratio and utility gain performance than historical average strategy and buy- and- hold strategy. The conclusions of this study have contributed to existing asset pricing theory, and are of great significance for portfolio selection and risk management of financial institutions as well as individual investors.

Key words: Tail risk; Return Predictability; Asset Pricing; Asset Allocation