

# 沪深 300 股指期货上市对现货市场尾部风险的影响

李海奇, 肖煊

(湖南大学金融与统计学院)

**摘要:** 本文研究了沪深 300 指数期货交易对股指现货市场尾部风险的影响。本文采用了 Massacci(2017) 中的时变 POT 模型,通过基于得分的方法来得到现货市场的尾部风险动态,这种方法可以直观地得到表示尾部风险的动态。在实证上,采用面板数据政策评估方法 (Hsiao, Ching 和 Wan, 2012) 来构建现货市场尾部风险的反事实结果,主要基于中国和国际股票指数市场之间的横截面相关性。这种方法不需要为指数期货交易引入日期的尾部风险的动态过程指定特定的回归或时间序列模型,从而避免了现有文献中由不受控制的市场因素引起的潜在遗漏变量偏差。本文的实证结果证明,沪深 300 指数期货的上市降低了现货市场的尾部风险。

**关键词:** 金融风险; 指数期货; 尾部风险; 面板数据; 反事实结果

**中图分类号:** F830.9

## The Impact of the Introduction of CSI300 Futures on the Tail Risk of the Spot Market

Li Haiqi, Xiao Xuan

(College of Finance and Statistics, Hunan University)

**Abstract:** We study the impact of the CSI 300 index futures trading on the tail risk of the stock index spot market. We use the time-varying POT model in Massacci (2017) to obtain the tail risk dynamics of the spot market through a score-based method. This method can intuitively obtain the dynamics of tail risk. In empirical research, the panel data policy evaluation method (Hsiao, Ching, and Wan, 2012) is used to construct the counterfactual results of the tail risk of spot market, which is mainly based on the cross-sectional correlation between China and international stock index markets. This method does not need to specify a specific regression or time series model for the dynamic process of the tail risk of the date of introduction of index futures trading, thereby avoiding the potential omission of variable caused by uncontrolled market factors in the existing literature. The empirical results in this paper prove that the listing of the CSI 300 Index futures reduces the tail risk of the spot market.

**Key words:** Financial risk management; index futures; tail risk; panel data; counterfactual results

## 0 引言

发达完善的金融期权期货市场是金融市场的成熟的一种标志。自从 1982 年美国芝加哥交易所上市标准普尔 500 指数期货以来,股指期货作为有效可行的风险管理工具逐渐向全球金融市场传播开来<sup>[1]</sup>。金融期货交易对现货市场产生的影响一直是金融文献中一个备受争议的问题。其中有学者认为,金融期货交易的引入提高了市场内信息流的质量和速度,为投资者扩展了可行的风险管理工具,从而使金融市场变得更加的完善。但是也有学者认为,由于金融期货市场的高杠杆的特性,容易存在投资者的过度投机,金融期货程序化交易也会加重股市的波动,所以股指期货交易可能破坏现货市场的稳定,增大股市的风险。

**作者简介:** 李海奇 (1980-), 男, 湖南大学金融与统计学院教授、博导, 主要研究方向: 计量经济学. E-mail: lihaiqi00@hnu.edu.cn

中国的金融期货市场虽然起步比较晚,但它的发展却备受关注。我国上市的第一个股指期货合约——沪深 300 指数期货自从 2010 年 4 月 16 日上市后一直备受关注,对于我国内地多层次资本市场的建设以及金融市场的完善都有着重要的意义。在 2015 年 6 月,股市出现异常波动,许多股票连续跌停,信用投资者无法平仓,股市崩溃期间,股指期货市场的成交量迅速上升,中证 500 股指期货合约也数次跌停,开始有人将舆论矛头开始指向股指期货<sup>[1]</sup>。

研究股指期货上市对于现货市场的尾部风险产生的影响,对于明确股指期货交易对现货市场极端风险产生的作用,检验股指期货交易在金融市场中实际发挥的功能效果,监管者完善监管制度,规范股指期货交易,降低投资者投资风险、促进市场健康发展等有重要的意义。

## 1 文献综述

### 1.1 股指期货对现货市场影响相关文献综述

股指期货交易对股票市场的影响的研究一直是经济学者研究的热门议题,许多文献研究股指期货对股票市场波动的影响,比如 Chang, Cheng, and Pinegar (1999) 将现货投资组合的波动性分解为投资组合成分证券的横截面离差和回报的平均波动率来检验股指期货是否会影响股市的波动性,当日经指数期货开始在大阪证券交易所交易时,现货投资组合的波动性增加且横截面波动率与平均波动率相比有所下降,而新加坡国际货币交易所则没有这种现象<sup>[2]</sup>。Bologna and Cavallo (2002) 研究分析引入股指期货对意大利证券交易所波动的影响,他们的研究结果发现在意大利股市引入股指期货后,股市的波动性有所降低,这种效应是即时发生,不存在任何延迟效应<sup>[3]</sup>。还有波兰学者 Bohl et al. (2011) 利用特殊条件,即个人是期货市场中最重要的交易者类型,研究引入指数期货交易对股票市场波动的影响。他们采用了 Markov-switching-GARCH 方法内生地识别不同的波动率机制,他们对波兰研究的实证结果表明,引入指数期货交易不会破坏现货市场的稳定。对于三个股票市场指数,这一发现均得到了证实,其稳健性也得到了验证<sup>[4]</sup>。Chen et al. (2013) 运用 HCW 面板数据政策评估方法,研究了中国股指期货交易是否减少股票市场的波动性,实证结果显示,股指期货的上市显著减少中国股票市场的波动性,并用主成分分析法进行对比,验证了结果的显著性和稳健性<sup>[5]</sup>。

从股指期货对现货价格跳跃的影响方面出发, Lahaye et al. (2011) 研究了美国股指期货、债券期货和汇率市场之间的共跳关系,发现同一信息发布会引起两个或两个以上市场同时跳跃,这一结果表明股指期货市场与其他市场之间存在共跳关系<sup>[6]</sup>。王明涛,孙西明,陈云 (2018), 基于 logit 以及回归模型研究了股指期货在同步和延伸交易的时间段内价格跳跃产生的对股指现货的跳跃的影响,研究的结果显示,股指期货在同步和提前交易时段内价格跳跃会显著影响标的指数跳跃,这种影响在熊市中更为明显<sup>[7]</sup>。

也有其他方面的研究比如 Hou and Li (2016) 研究标准普尔 500 指数和沪深 300 指数期货市场之间的信息传递,实证结果表明,来自一个市场的信息显着影响另一个市场的开放价格的波动,过去美国的信息对中国日常交易的波动性有重大影响,但反之则不然<sup>[8]</sup>。酈金梁

等（2012）研究表明引入的股指期货明显地改良了许多代表着股票市场运行质量的指标，随着股指期货的推出，市场深度和股票市场信息显着增加，沪深 300 指数期货上市使得股票市场的流动性和价格发现能力增强，而且进一步增强了交易量的稳定性，减少了价格波动性<sup>[9]</sup>。

## 1.2 尾部风险相关文献综述

尾部风险作为金融市场风险的一部分，有可能导致资产泡沫的行程，所以对其进行研究对于规范金融市场，合理进行风险管理有重要的意义。马玉林等（2003）对比了使用极值理论（EVT）计算的在险价值（VaR）的方法和正态分布以及实际分布的在险价值（VaR）结果，并通过使用沪深指数的日收益率展开的实证研究显示，在极端条件下，用极值方法估计的在险价值有更高的准确性<sup>[10]</sup>。江涛（2010）中使用了 GARCH 模型以及半参数模型的 VaR 方法。实证结果显示，这种基于 GARCH 模型以及半参数模型的 VaR 方法可以较好地描述我国在目前阶段的证券市场风险，而且对比传统方法来说更加有效<sup>[11]</sup>。

Li and Rose (2009) 通过比较标准收益率的预期短缺和对世界市场的依赖程度，研究了国家、地区和世界范围内新兴股票市场的尾部风险。利用有偏的 Student-t GJR-GARCH 模型和 SJC copula 模型，显示了大多数可投资组合比非可投资组合具有更低的尾部风险以及更高的尾部依赖性。在有巨大的共同损失期间，新兴市场可能更依赖于世界市场<sup>[12]</sup>。Oh et al. (2018) 研究了股票市场存在价格限制时的尾部风险动态，提出了在价格限制下的尾部风险的期望值，然后分析了这些限制在逐渐放松时对韩国股市的影响程度<sup>[13]</sup>。

现在对于股指期货对现货市场的影响研究都集中于金融市场的其他方面，极少有股指期货对现货尾部风险影响的研究。因此，对中国股指期货交易对现货市场尾部风险的影响的研究可以丰富当前的文献，并填补文献中从未有过的对现货市场尾部风险影响的研究的缺失。

## 2 理论研究方法

### 2.1 尾部风险的研究方法

本文根据 Massacci（2017）基于观察驱动的方法，应用 Creal 等人的基于数据驱动得分的原则，构造本文关注的尾部风险动态<sup>[14,15]</sup>。用  $\{J_t\}_{t=1}^T$  代表股指的每日收盘价， $\{c_t\}_{t=1}^T$  是风险资产组合的对数投资回报， $T$  代表选取的样本量大小，则由对数收益率的计算方法可知：

$$c_t = \ln(J_t) - \ln(J_{t-1}) \quad (1)$$

令  $R_t = -c_t$ ，本文中用  $R_t$  来表示股票指数的负对数回报，根据 Chavez-Demoulin 等(2014) 中的表示方法，用超过固定门限值  $\alpha$  的部分表示极端回报， $c_t > \alpha$  和  $c_t < \alpha$  的部分分别表示正极端回报和负极端回报<sup>[16]</sup>，因为  $R_t$  和  $c_t$  是互为相反数的关系，所以对于  $R_t$  来说， $R_t > -\alpha$  和  $R_t < -\alpha$  的部分分别表示负极端回报和正极端回报，为了表示的简便起见，令  $\mu = -\alpha$ 。投资者大多比较关心亏损的极端风险，为了计算简便和从现实意义出发，所以在本文中我们考虑  $R_t > \mu$  的部分，即股指的负对数回报大于门限值的部分，亦即股指出现极端损失的部分。

令  $F_t(r_t|\Theta_{t-1})$  表示股指的负对数回报  $R_t$  的累积条件分布函数， $\Theta_{t-1}$  表示的是  $t-1$  时期的

市场的信息集，一般情况下为了使 $R_t$ 的概率密度函数存在，假设 $F_t(r_t|\Theta_{t-1})$ 是在 $t$ 上可随时间变化且绝对连续的正函数。根据累积分布函数的定义，可知 $R_t > \mu$ 的条件概率为 $p_t = P(R_t > \mu|\Theta_{t-1}) = 1 - F_t(\mu|\Theta_{t-1})$ 。所以对 $R_t > \mu$ 部分的条件累积分布函数为：

$$F_t^\mu(r_t|\Theta_{t-1}) = P(\mu < R_t \leq r_t | R_t > \mu; \Theta_{t-1}) \\ = \frac{F_t(r_t|\Theta_{t-1}) - F_t(\mu|\Theta_{t-1})}{1 - F_t(\mu|\Theta_{t-1})}, 0 < \mu \leq r_t, \quad (2)$$

如果没有 $F_t(r_t|\Theta_{t-1})$ 的解析表达式，就无法得到上述式(2)的条件累积分布函数的表达式，所以 Massacci (2017) 借鉴了 Picklands (1975) 提出的 POT 模型，得到上述条件分布函数的非退化渐近分布——广义帕累托分布 (GPD) [14]，如 Harvey (2013) 中表示的一样，将 $R_t > \mu$ 部分的广义帕累托分布的广义累积分布写为[17]：

$$G_t^\mu(r_t|\Theta_{t-1}) = 1 - (1 + \frac{r_t - \mu}{\lambda_t})^{-\rho_t}, \quad (3) \\ r_t > \mu, \mu > 0,$$

$$\rho_t > 0, \lambda_t > 0.$$

根据 Picklands (1975) 得到的结论中的一致性收敛结果，可以得出对本文需要的股指的条件累积分布函数一致性收敛的函数表达式[14]，即：

$$\lim_{\mu \rightarrow +\infty} \sup_{\mu \leq r_t < +\infty} |F_t^\mu(r_t|\Theta_{t-1}) - G_t^\mu(r_t|\Theta_{t-1})| = 0 \quad (4)$$

$G_t^\mu(r_t|\Theta_{t-1})$ 的形状依赖于形状参数 $\rho_t$ 和尺度参数 $\lambda_t$ ，尺度参数 $\lambda_t$ 依赖于门限值 $\mu$ ，形状参数 $\rho_t$ 独立于门限值 $\mu$ ，且决定了条件分布的上尾形状， $\rho_t \rightarrow +\infty$ 意味着尾部缩减，而得到指数的负极端回报的概率 $p_t = P(R_t > \mu|\Theta_{t-1})$ 是 $\rho_t$ 的单调递减函数，也就是更小的 $\rho_t$ 的值意味着更大的得到负极端回报的概率，即更小的 $\rho_t$ 的值代表着更高的尾部风险，所以在本文中，我们用 $p_t$ 来表示尾部风险，通过计算形状参数 $\rho_t$ 的值就可以得到 $p_t$ 的值，而 $p_t$ 的值较大时表示股票指数的尾部风险较大， $p_t$ 的值较小时表示股票指数的尾部风险较小。

本文希望得到一个在股指的负对数回报 $R_t$ 的整个样本空间有效的 $\{p_t\}_{t=1}^T$ 的序列来表示股指的尾部风险序列，我们只关心 $R_t > \mu$ 的部分，所以本文在这里可以根据 Massacci (2017) 的方法定义 $Y_t = \max(R_t - \mu, 0)$ ，则 $Y_t$ 表示的是股指出现的极端损失的大小，那么它的条件累积分布函数为 $H_t(y_t|\Theta_{t-1}) = P(Y_t < y_t|\Theta_{t-1})$ 。对 $y_t = 0$ 的部分，即不会有极端损失的部分， $H_t(y_t|\Theta_{t-1}) = 1 - p_t$ ，对于 $y_t > 0$ 的部分，即股指发生极端损失的部分，可以得到近似表达：

$$H_t(y_t|\Theta_{t-1}) = 1 - p_t + p_t G_t^\mu(r_t|\Theta_{t-1}) \\ = 1 - p_t \left(1 + \frac{y_t}{\lambda_t}\right)^{-\rho_t}, y_t > 0, \rho_t > 0, \lambda_t > 0. \quad (5)$$

为了把两种情况结合在一个表达式当中，从而简化上述式(5)的表达，可以假设示信函数 $I(x \in A) = \begin{cases} 1, & x \in A \\ 0, & x \notin A \end{cases}$ ，则根据上面的表达式我们得出 $Y_t$ 的条件累积分布函数可以表示为：

$$H_t(y_t|\Theta_{t-1}) = I(y_t = 0)(1 - p_t) + I(y_t > 0) \left[1 - p_t \left(1 + \frac{y_t}{\lambda_t}\right)^{-\rho_t}\right], \quad (6) \\ \rho_t > 0, \lambda_t > 0.$$

股指的极端损失变量 $Y_t$ 的条件累积分布函数 $H_t(y_t|\Theta_{t-1})$ 的计算需要 $p_t$ 的表达式, 根据金融投资回报的条件分布的厚尾特性, 同时本文参考 Embrechts et al.(1997)中的 Fréchet 分布, 利用幂法则乘以一个时变函数 $L_t(q_t)$ 在极限情况下变化缓慢的性质, 可以将其用于得到股指负对数回报的条件累积分布函数<sup>[18]</sup>, 所以有:

$$P(R_t > q_t|\Theta_{t-1}) = L_t(q_t), \quad (7)$$

$$\lim_{q_t \rightarrow \infty} \frac{L_t(cq_t)}{L_t(q_t)} = 1, q_t > 0, \rho_t > 0, c > 0. \quad (8)$$

根据之前假设的累积条件分布函数的性质, 将函数 $L_t(q_t)$ 的表达式假设为:

$$L_t(q_t) = \left(\frac{q_t}{1+q_t}\right)^{\rho_t}, q_t > 0, \rho_t > 0. \quad (9)$$

将以上的各个函数表达式化简一下, 可以得到表示股指的尾部风险的变量 $p_t$ 的表达式:

$$p_t = P(R_t > \mu|\Theta_{t-1}) = \left(\frac{1}{\mu+1}\right)^{\rho_t}, \mu > 0, \rho_t > 0 \quad (10)$$

式(10)确保尾部风险表示变量 $p_t$ 的取值在单位区间内, 同时尾部风险表示变量 $p_t$ 随设定的阈值 $\mu$ 和形状参数 $\rho_t$ 单调递减, 且满足 $\lim_{\mu \rightarrow 0} p_t = 1, \lim_{\mu \rightarrow +\infty} p_t = 0, \lim_{\rho_t \rightarrow 0} p_t = 1, \lim_{\rho_t \rightarrow +\infty} p_t = 0$ , 满足前文提到的所有限制性条件, 所以本文得到的尾部风险量就是 $p_t$ 。

所以极端损失变量 $Y_t$ 的条件累积分布函数 $H_t(y_t|\Theta_{t-1})$ 的表达式变成:

$$H_t(y_t|\Theta_{t-1}) = I(y_t = 0) \left[ 1 - \left(\frac{1}{\mu+1}\right)^{\rho_t} \right] + I(y_t > 0) \left[ 1 - \left(\frac{1}{\mu+1}\right)^{\rho_t} \left(1 + \frac{y_t}{\lambda_t}\right)^{-\rho_t} \right], \quad (11)$$

$$\mu > 0, \rho_t > 0, \lambda_t > 0.$$

这个表达式(11)结合了 EVT 中的两个模型: POT 模型用于极端的损失条件累积分布函数和幂法则用于极端损失的条件概率函数, 共同构造了股指极端损失量的条件累积分布表达式。运用 Creal et al. (2012) 和 Harvey (2013) 中的结论, 将 $\rho_t > 0$ 的变化规律设定为指数自回归过程<sup>[17]</sup>:

$$\ln \rho_t = \varphi_0 + \varphi_1 \ln \beta_{t-1} + \varphi_2 u_{t-1}, \quad (12)$$

其中 $\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2$ 为标量参数。类似的, 可以根据 Massacci (2017) 中得出的 $\lambda_t$ 的模型为:

$$\ln \lambda_t = \omega_0 + \omega_1 \ln \beta_{t-1} + \omega_2 u_{t-1}, \quad (13)$$

其中 $\omega_0, \omega_1, \omega_2$ 为标量参数。所以形状参数 $\rho_t$ 和尺度参数 $\lambda_t$ 有相同的驱动项 $u_t$ , 通过数据驱动基于得分机制给 $u_t$ 建立模型, 将 $u_t$ 与潜在似然函数相关联, 在给定信息集 $\Theta_t$ 时它是已知的。用 $h_t(Y_t|\Theta_{t-1})$ 表示损失变量 $Y_t$ 的概率密度函数, 可以得出关于 $\ln \rho_t$ 的已实现得分函数:

$$score = \partial \ln[h_t(Y_t|\Theta_{t-1})] / \partial \ln \rho_t, \quad (14)$$

$$\mu > 0, \rho_t > 0, \lambda_t > 0.$$

在给定信息集 $\Theta_t$ 的条件下, 共同驱动项 $u_t$ 是已知的, 且可以用以下表达式来表示:

$$u_t = -\{E\{\frac{\partial^2 \ln[h_t(Y_t|\Theta_{t-1})]}{\partial (\ln \rho_t)^2} | \Theta_{t-1}\}\}^{-1} \frac{\partial \ln[h_t(Y_t|\Theta_{t-1})]}{\partial \ln \rho_t}, \quad (15)$$

根据 Massacci (2017) 的理论, 本文将门限值设定为 $R_t$ 的 90%分位数, 即负对数回报大于总体负对数回报的 90%分位数时, 并且认定这是一个极端损失, 则根据以上的推导<sup>[14]</sup>, 可以得出对于 $Y_t = y_t$ 的似然函数为:



$$h_t(Y_t|\Theta_{t-1}) = I(Y_t = 0) \left[ 1 - \left( \frac{1}{\mu + 1} \right)^{\rho_t} \right] + I(Y_t > 0) \left[ \left( \frac{1}{\mu + 1} \right)^{\rho_t} \frac{\rho_t}{\lambda_t} \left( 1 + \frac{y_t}{\lambda_t} \right)^{-\rho_t - 1} \right],$$

$$\mu > 0, \rho_t > 0, \lambda_t > 0. \quad (16)$$

根据极大似然估计的原理, 最大化似然函数, 然后再去求解极大似然估计量就可以得到  $\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2, \omega_0, \omega_1, \omega_2$  的估计值, 从而得出形状参数  $\rho_t$  的估计值, 进而可以根据  $p_t$  的表达式(10) 得到我们需要的尾部风险表示变量  $\{p_t\}_{t=1}^T$  序列来表示股票指数现货市场的尾部风险。

## 2.2 HCW 面板数据政策评估方法

Hsiao et al. (2012) 中提出了一种新的可以用于进行面板数据政策效应评估的回归控制法, 这种方法比双重差分法和合成控制法更加灵活。这种面板数据政策评估的方法, 主要是基于中国和国际股票指数市场之间的横截面相关性<sup>[19]</sup>。这种方法不用为尾部风险的动态过程指定特定的回归或时间序列模型, 从而避免了由不受控制的市场因素引起的潜在遗漏变量偏差。本文将用这种方法来检验股指期货上市对股指市场的尾部风险的影响。HCW 的面板数据政策效应评估方法假设股指的尾部风险由若干不可观测的共同因子决定, 并利用其他国家和地区股指尾部风险以及一些选取的中国宏观变量和中国股指的尾部风险的横截面相关关系来构造国内股指在假设不上市股指期货交易政策下的尾部风险序列的反事实路径, 并用此来与事实数据进行对比得出股指期货上市这一事件对股指的尾部风险的影响。

根据 Hsiao et al. (2012), 假设国内主要的股指沪深 300 以及其他主要的市场指数的尾部风险服从以下因子模型:

$$p_{it} = b_i' f_t + a_i + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (17)$$

其中  $f_t$  表示  $K \times 1$  阶随着时间变化的可观察或不可观察的影响股指的尾部风险的公共因子,  $b_i$  表示  $1 \times K$  阶常数变量, 代表影响股指  $i$  的  $K$  个公共因子的系数, 其中, 每个不同的股指  $i$  受公共因子的影响的程度有可能不同,  $a_i$  表示不随时间变化的个体的固定影响,  $\varepsilon_{it}$  表示第  $i$  个尾部风险个体的随机异质性分量, 并假设其期望值为 0, 即  $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。假设共存在  $N$  个股指或其他对照组分量<sup>[19]</sup>, 则

$$P_t = B f_t + \alpha + \varepsilon_t \quad (18)$$

定义  $P_t = (p_{1t}, \dots, p_{Nt})'$  作为一个  $N \times 1$  阶向量, 使  $p_{1t}$  表示沪深 300 尾部风险,  $p_{2t}, \dots, p_{Nt}$  表示其他股票指数市场的尾部风险和选取的中国宏观数据。其中,  $B$  为  $N \times K$  阶矩阵,  $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_N)'$ ,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ , 现有如下的假设:

假设 1: 对于所有的  $i$ ,  $\|b_i\| = c < \infty$ ;

假设 2:  $\varepsilon_{it}$  服从  $I(0)$  是平稳序列,  $E(\varepsilon_{it}) = 0$ , 而且  $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}') = \Omega$ , 方差  $\Omega$  是常对角矩阵;

假设 3:  $E(\varepsilon_{it} f_t') = 0$ ;

假设 4:  $\text{rank}(B) = K$ ;

假设第一个个体(即国内股指的尾部风险)在  $T_1$  时刻受到了政策干扰(即股指期货上市), 则在  $T_1$  时刻之前, 我们定义没有受到干扰的  $p_{1t}$  的观测值为:

$$p_{1t} = p_{1t}^0, t = 1, 2, \dots, T_1. \quad (19)$$

在  $T_1$  时刻之后, 定义受到了政策干扰(即股指期货上市)的即实际上的  $p_{1t}$  的观测值为:

$$p_{1t} = p_{1t}^1, t = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T. \quad (20)$$

由式(17)可知, 影响股指尾部风险的主要由随时间变化的公共因子  $f_t$  (影响截面维度的所有实验组和对照组变量) 以及个体的固定影响  $a_i$  和随机异质性分量  $\varepsilon_{it}$  组成, 且不同的个

体的随机异质性成分不相关,  $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ 。所以, 截面上的尾部风险的相关关系只取决于公共因子  $f_t$ 。由于其他市场不会受到沪深 300 股指期货是否已经上市这一事件的干扰, 所以控制组的指数的尾部风险在沪深 300 股指期货上市前后都不会受到这一事件的影响, 所以有:

$$p_{it} = p_{it}^0, i = 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T. \quad (21)$$

为了表示方便, 定义一个虚拟变量  $d_{1t}$  来表示股指期货这一事件是否已经发生, 即政策干扰是否已经发生, 它的定义式如下:

$$d_{1t} = \begin{cases} 1, & \text{对 } p_1 \text{ 的政策干扰已经发生} \\ 0, & \text{对 } p_1 \text{ 的政策干扰没有发生} \end{cases} \quad (22)$$

并且假定无论股指期货是否已经上市, 每个控制组的指数的尾部风险个体的随机异质性分量的条件期望都是 0, 所以有  $E(\varepsilon_{is} | d_{1t}) = 0$  对所有  $i = 2, \dots, N$  和  $s \geq t$  均成立, 即控制组中其他市场的尾部风险的随机异质性分量与政策干扰相互独立。所以可观测到的变量:

$$p_{1t} = (1 - d_{1t})p_{1t}^0 + d_{1t}p_{1t}^1 \quad (23)$$

沪深 300 股指期货上市对国内股指的尾部风险  $p_{1t}$  的政策效应的影响变量用实际上的受到沪深 300 股指期货上市这一政策干扰的尾部风险量和预测的不受到沪深 300 股指期货上市政策干扰反事实尾部风险量的差值来表示, 即:

$$\Delta_{1t} = p_{1t}^1 - p_{1t}^0, t = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T. \quad (24)$$

估计政策效应  $\Delta_{1t}$  的困难之处在于我们无法在政策实施的时间点  $T_1$  之后观测到不受到政策干扰影响的尾部风险  $p_{1t}^0$ , 之前的估计  $\Delta_{1t}$  的方法通常是设定一个特定的  $p_{1t}$  的模型, 但这样无法保证是否会存在不受控制的遗漏变量, 从而有遗漏变量偏差。但是 Hsiao et al.(2012)提出的新的政策评估方法解决了这个问题, HCW 方法不用假设尾部风险的特定的模型, 所以本文在这里应用这种方法, 用来自  $\tilde{p}_t^0 = (p_{2t}^0, \dots, p_{Nt}^0)'$  来预测反事实结果  $p_{1t}^0$  [19]。

由之前的假设可以得出一定会存在向量  $\tilde{\alpha}$  使得  $(1, -\tilde{\alpha}')(b_1, \dots, b_N)' = 0$ , 将前面关于  $\tilde{\alpha}$  的式子代入前面定义的尾部风险的因子模型, 然后再化简得到:

$$p_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \tilde{\alpha}' \tilde{p}_t^0 + \varepsilon_{1t} - \tilde{\alpha}' \tilde{\varepsilon}_t \quad (25)$$

其中  $\tilde{\alpha} = (a_2, a_3, \dots, a_N)'$ ,  $\bar{\alpha} = \tilde{\alpha}' \tilde{\alpha}$ ,  $\tilde{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ , 为了简化表达, 定义  $\tilde{\varepsilon}_{1t} = \varepsilon_{1t} - \tilde{\alpha}' \tilde{\varepsilon}_t$ , 所以将上式 (25) 进一步化简可得:

$$p_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \tilde{\alpha}' \tilde{p}_t^0 + \tilde{\varepsilon}_{1t} \quad (26)$$

要求不受到沪深 300 股指期货上市这一政策干扰的反事实  $p_{1t}^0$  的估计值, 就要最小化以下目标函数来得到上述表达式中间的参数值:

$$\frac{1}{T_1} \sum_{t=1}^{T_1} (p_{1t}^0 - \bar{\alpha} - \tilde{\alpha}' \tilde{p}_t^0)(p_{1t}^0 - \bar{\alpha} - \tilde{\alpha}' \tilde{p}_t^0) \quad (27)$$

求解上述最小化的目标函数, 我们可以得出所求的参数估计值为  $(\hat{\alpha}, \hat{\tilde{\alpha}})$ , 从而可以得到  $p_{1t}^0$  的估计量为:

$$\hat{p}_{1t}^0 = \hat{\alpha} + \hat{\tilde{\alpha}}' \tilde{p}_t^0 \quad (28)$$

本文应用了 HCW 面板数据政策评估方法推荐的比较容易实施的 AIC 准则选择相应的控制组, 从而在得到以上反事实估计量以后, 可以很容易地将政策效应  $\Delta_{1t}$  的估计量表示为:

$$\hat{\Delta}_{1t} = p_{1t}^1 - \hat{p}_{1t}^0, t = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T. \quad (29)$$

而且从 Hsiao et al.(2012)中的结论可以得知, 政策效应的期望值不会随其他控制组的变化而变化, 即  $E(\hat{\Delta}_{1t} | \tilde{p}_t) = \Delta_{1t}, t = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T$ . [19] 所以我们可以用得出  $\hat{\Delta}_{1t}$  值来表示

沪深 300 股指期货上市对股指尾部风险的影响大小, 如果政策效应 $\hat{\Delta}_{1t}$ 大于 0, 即股指的真实的尾部风险大于构造的反事实尾部风险, 则说明沪深 300 股指期货上市会增大股指的尾部风险, 反之, 如果政策效应 $\hat{\Delta}_{1t}$ 小于 0, 即构造的股指的反事实尾部风险大于其真实的尾部风险, 则说明沪深 300 股指期货上市会减小股指的尾部风险。

考虑到实际上我们是利用得到的反事实结果的估计值计算得出的估计的政策效应, 所以很有可能存在着序列相关性, 为了不受到序列相关性的影响, 所以用博克斯-詹金斯法为 $\hat{\Delta}_{1t}$ 构建一个 ARMA 模型, 构造如下:

$$\tilde{\alpha}(L)\hat{\Delta}_{1t} = \tilde{\mu} + \tilde{\delta}(L)v_t \quad (30)$$

其中 $\tilde{\mu}$ 表示沪深 300 指数期货上市对股指尾部风险的长期政策效应, 可以用  $t$  统计量来检验 $\tilde{\mu}$ 是否显著不为 0, 如果 $\hat{\Delta}_{1t}$ 是一个平稳序列, 那么长期政策效应可以用简单的在  $t$  上面平均来进行估计, 具体如下:

$$p \lim_{(T-T_1) \rightarrow \infty} \frac{1}{T-T_1} \sum_{t=T_1+1}^T \hat{\Delta}_{1t} = \Delta_{1t} \quad (31)$$

当进行  $t$  检验时, 原假设 $H_0$ 是沪深 300 股指期货上市对股指尾部风险不会产生显著的影响, 即 $\tilde{\mu} = 0$ , 则备择假设 $H_1: \tilde{\mu} \neq 0$ , 这里也分为两种情况, 当 $\tilde{\mu} < 0$ 显著时, 表示沪深 300 股指期货上市显著降低了股指的尾部风险; 当 $\tilde{\mu} > 0$ 显著时, 表示沪深 300 股指期货上市显著增加了股指的尾部风险。考虑到可能存在的序列相关性, 所以当进行  $t$  检验时, 可以用 Newey and West(1987)中的异方差自相关一致估计量 (HAC) 来估计简单平均后的方差值, 避免错误地接受 $\tilde{\mu}$ 为 0 的原假设, 从而使结果更加可信, 避免了在进行假设检验时可能会产生的错误<sup>[20]</sup>。

### 3 实证研究

#### 3.1 数据的选取及处理

图 1 展示了从 2002 年 1 月到 2019 年 4 月沪深 300 股票指数价格的变化曲线。从图 1 可以看出 2008 年全球金融危机时期和 2015 年股灾时期, 沪深 300 股指都经历了一个较大的负向波动, 在这两个时期内, 沪深 300 股指尾部风险应该也是比较大的。

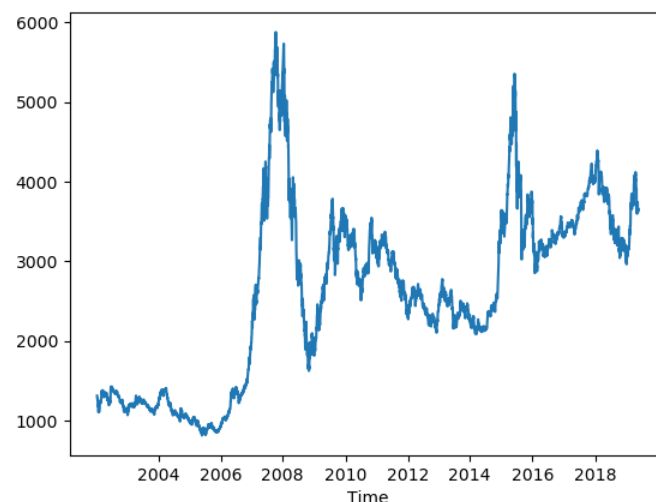


图 1 沪深 300 每日收盘价曲线

Fig. 1 CSI 300 daily closing price curve



通过 2.1 节的方法求尾部风险的表达式中有标量参数, 对于其他控制组国家和地区也是采取同样的方法求出相应的尾部风险动态。得出的沪深 300 尾部风险的标量参数为表 1 所示,

表 1 沪深 300 尾部风险标量参数

Tab. 1 CSI 300 scalar parameters of tail risk

Parameter	Estimate	Std Err	t-val
$\varphi_0$	0.2620	0.1822	1.4381
$\varphi_1$	0.9464	0.1192	7.9381
$\varphi_2$	-0.0521	0.1996	-0.2610
$\omega_0$	-0.1235	0.1133	-1.0903
$\omega_1$	0.1185	0.5243	0.2260
$\omega_2$	0.1745	0.6950	0.2511

本文所有的数据来源于万德 (wind) 数据库, 其中包含了从 2002 年 1 月到 2019 年 4 月中国股指数据沪深 300 (CSI300) 的每日收盘价, 用于计算每日回报, 还有其他国际市场股票指数数据, 以及中国国内宏观数据 (包括选取的 M1 的月增长率和 M2 的月增长率, 还有居民消费价格指数 CPI 的月增长率, 工业生产月增长等)。

由于香港市场与中国内地金融市场的关系紧密, 所以本文数据包括了香港恒生指数 (HSI), 恒生综合指数 (HSCI), 恒生中国企业指数 (HSCEI)。根据同样的原因, 本文还选取了台湾加权指数 (TWII) 和台湾 50 指数 (TW50) 的数据。除此以外, 本文还包括了许多国际有影响力的市场股票指数数据, 其中亚太地区有澳大利亚标准普尔 200 指数 (AS51), 韩国综合指数 (KS11), 日经 225 指数 (N225), 新加坡富时新加坡海峡时报指数 (STI)。还有其他影响力大的市场指数, 如道琼斯工业指数 (DJI), 法国 CAC40 指数 (FCHI), 圣保罗 IBOVESPA 指数 (IBOVESPA), 英国富时 100 指数 (FTSE), 瑞士市场指数 (SSMI), 德国 DAX30 指数 (GDAXI), 西班牙 IBEX35 指数 (IBEX), 新西兰 NZ50 指数 (NZ50), 俄罗斯交易系统指数 (RTS), 美国标准普尔 500 指数 (SPX) 等。

本文将以沪深 300 股价指数的尾部风险指标作为实验组, 所选取的其他国家或地区的股价指数的尾部风险指标作为控制组, 同时为了解释宏观变量对沪深 300 股指的尾部风险的作用, 将所选取的宏观指标也加入控制组当中。由于每个国家和地区的股市开盘日不同, 为了消除这种差异, 在求出尾部风险指标后, 对其求出月平均值, 得到一个平衡面板。

在这里得到的所选的实验组 and 所有控制组的尾部风险指标, 它们的描述性统计如下表 2 所示:

表 2 尾部风险描述性统计

Tab. 2 Descriptive statistics of tail risk

指数	平均值	中位数	标准差	方差	峰度	偏度	最小值	最大值	置信度 95%
CSI300	0.1006	0.0890	0.0490	0.0024	1.7209	1.3782	0.0438	0.2771	0.0069
AS51	0.1060	0.0948	0.0559	0.0031	3.7065	1.5467	0.0462	0.3932	0.0079
DJI	0.1028	0.0855	0.0650	0.0042	4.7011	1.8126	0.0301	0.4344	0.0092

FCHI	0.0986	0.0842	0.0598	0.0036	3.0642	1.3987	0.0270	0.3921	0.3921
FTSE	0.1022	0.0911	0.0529	0.0028	5.3450	1.7522	0.0445	0.4049	0.0074
GDAXI	0.0985	0.0875	0.0481	0.0023	3.0195	1.4056	0.0427	0.3339	0.0068
IBEX	0.1008	0.0873	0.0587	0.0034	3.4278	1.5279	0.0328	0.3651	0.0083
IBOVE	0.1612	0.1403	0.0987	0.0097	2.4614	1.1748	0.0246	0.6245	0.0139
SPA									
KS11	0.1205	0.1050	0.0891	0.0079	1.7882	1.1733	0.0096	0.4852	0.0126
N225	0.0987	0.0887	0.0491	0.0024	8.4683	2.0484	0.0404	0.4032	0.0069
NZ50	0.1549	0.1289	0.0931	0.0087	3.0606	1.4900	0.0175	0.5708	0.0131
RTS	0.0869	0.0739	0.0535	0.0029	11.039	2.4911	0.0402	0.4483	0.0075
SPX	0.1026	0.0888	0.0565	0.0032	5.3655	1.8627	0.0468	0.4104	0.0080
SSMI	0.1424	0.1235	0.0905	0.0082	1.7180	1.2203	0.0147	0.4889	0.0128
STI	0.0928	0.0818	0.0550	0.0030	5.8038	1.7688	0.0391	0.4172	0.0077
HSCEI	0.0961	0.0808	0.0481	0.0023	5.6371	1.8999	0.0467	0.3728	0.0068
HSCI	0.2085	0.1889	0.1290	0.0166	1.0932	0.9854	0.0277	0.7332	0.0182
HSI	0.0969	0.0805	0.0514	0.0026	5.9545	1.9632	0.0436	0.3904	0.0072
TWCO	0.0977	0.0862	0.0531	0.0028	1.5747	1.2826	0.0369	0.3090	0.0075
TW50	0.1089	0.0883	0.0828	0.0069	43.306	5.3258	0.0335	0.8882	0.0117

由表 2 可以看出尾部风险的分布相对比较稳定,本文选取的大多数股价指数的尾部风险指标的平均值都在 0.1 的附近且方差较小,大多有高峰现象,且基本有右偏现象。

### 3.2 沪深 300 股指期货上市对沪深 300 尾部风险的政策效应

305 考虑到 2008 年的金融危机的全球性,所以在实证时,不剔除这部分数据,但是 2015 年,中国国内金融市场发生了股灾,其他国际市场没有发生如此大规模的异常波动,所以检验沪深 300 股指期货对股指现货市场的尾部风险影响时,并没有包含发生股灾之后的数据。

#### 3.2.1 面板数据政策评估结果

310 为了结果的可信度同时也为了排除股灾时期其他因素的影响,本章将时间分为三个阶段,2004 年 1 月到 2010 年 4 月为本章设置的第一阶段,2010 年 4 月到 2015 年 4 月为本章设置的第二阶段,2015 年 4 月到 2019 年 4 月为本章设置的第三阶段。用 HCW 方法在考虑研究沪深 300 股指期货上市对沪深 300 现货市场的尾部风险的影响时,需要关注的是第一阶段和第二阶段。

315 在沪深 300 股指期货上市之前,采用 HCW 方法,用控制组的线性组合去拟合实验组即沪深 300 股指的尾部风险,然后得出在假设沪深 300 股指期货没有上市的沪深 300 指数尾部风险的反事实结果,为了防止过度拟合,根据 AIC 准则选择的控制变量为韩国综合指数(KS11),瑞士市场指数(SSMI),恒生中国企业指数(HSCEI),得出的结果如表 3 表

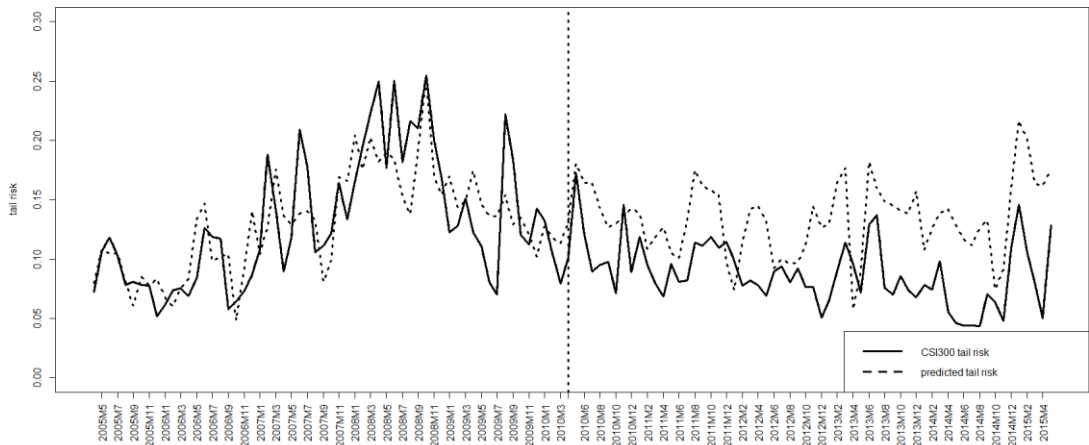
示，韩国综合指数（KS11）和恒生中国企业指数（HSCEI）的拟合系数在显著性水平为 0.001 下显著，瑞士市场指数（SSMI）的拟合系数在显著性水平为 0.01 下显著。

320 表 3 反事实拟合结果 AIC 准则选择的控制组系数

Tab. 3 Control group coefficients selected by AIC criterion for counterfactual fitting results				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.079159	0.010205	7.7569	1.743e-10 ***
KS11.GI	-0.497656	0.104463	-4.7640	1.348e-05 ***
SSMI.GI	0.342529	0.102804	3.3319	0.0015188 **
HSCEI.HI	0.637805	0.157245	4.0561	0.0001533 ***

注：\*\*\*表示系数在 0.1%水平上显著，\*\*表示系数在 1%水平上显著，\*表示系数在 5%水平上显著。

325 政策评估前后的尾部风险拟合如图 2，图 2 中可以清楚地看出，在政策沪深 300 股价指数期货上市之前，选取的控制组韩国综合指数（KS11），瑞士市场指数（SSMI），恒生中国企业指数（HSCEI）对沪深 300 股指尾部风险指数的拟合效果很好，而在政策推出以后，实验组的事实曲线与反事实结果曲线出现了差异，从图 2 就可以看出沪深 300 股指期货上市对沪深 300 指数尾部风险的影响，具体就表现在表示实际上的沪深 300 指数尾部风险的实线，和通过选取的控制组拟合的反事实结果的虚线在沪深 300 股指期货上市这一时间点前后的对比变化。



330 图 2 沪深 300 股指期货对沪深 300 尾部风险的政策影响  
Fig. 2 Policy effect of CSI 300 stock index futures on CSI 300 tail risk

335 沪深 300 的尾部风险跟实际上沪深 300 股指期货上市后的沪深 300 的尾部风险相比变大了，说明沪深 300 股指期货的推出会减小现货市场的尾部风险，结果显著，而且本文做实证的时间跨度从 2010 年 5 月到 2015 年 4 月，跨度比较长，说明这种影响效果并不具有时效性。得出的引入沪深 300 股指期货上市之后的反事实结果与实际曲线对比的结果，显示时间平均下估计的政策效应为-0.0460，经过异方差自相关一致估计（HAC）的标准差调整后的 t 值即为-11.42，结果是 99%显著性水平下显著的。

340 由于 2010 年 4 月到 2015 年 4 月时间跨度过长，直接全都在本文中展示出来篇幅过长，这里截取其中一部分时间段政策效应如表 4 所表示：

表 4 沪深 300 股指期货上市对沪深 300 的尾部风险的影响政策效应结果  
Tab. 4 Policy effect results of CSI 300 stock index futures on CSI 300 tail risk

Time	Actual	Counterfactual	treatment
2010M5	0.172642	0.18078218	-0.00814
2010M6	0.120226	0.16414169	-0.04392
2010M7	0.089327	0.16359915	-0.07427
2010M8	0.095027	0.14321165	-0.04818
2010M9	0.097664	0.12709203	-0.02943
2012M5	0.068813	0.13173824	-0.06293
2012M6	0.089595	0.09223321	-0.00264
2012M7	0.093934	0.10018763	-0.00625
2012M8	0.080288	0.0958437	-0.01556
2012M9	0.0923	0.09713236	-0.00483

3.2.2 安慰剂检验

前面得出了沪深 300 股指期货上市对沪深 300 股指的尾部风险的政策效应结果是显著的，为了验证政策效应的稳健性，所以进行了改变实验组的安慰剂检验，其实就是将控制组的变量替换作为实验组然后得到的政策效应结果如图 3。

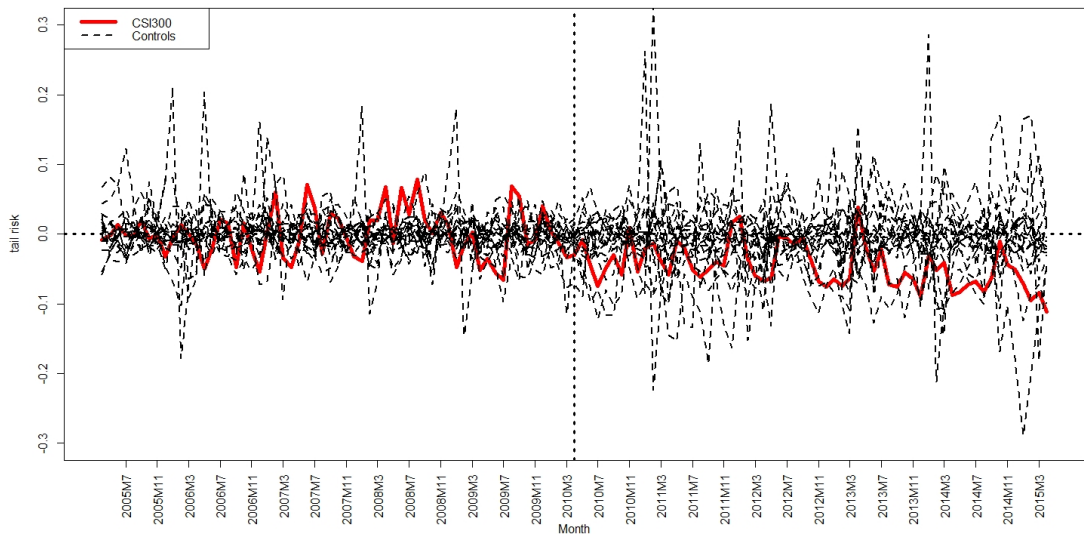


图 3 改变实验组的安慰剂检验结果

Fig. 3 Placebo test results of the changed experimental group

由图 3 可以看出在替换变量后全程大致只有一个控制组变量的结果在沪深 300 的结果下方，所以本文做出错误判断的概率为  $2/25 < 10\%$ ，在 10% 的误差范围内有理由相信，沪深 300 股指期货上市减小了现货市场的尾部风险，这就说明在这个角度上，沪深 300 股指期货上市对沪深 300 尾部风险的减小是稳健的。

为了进一步验证沪深 300 市场尾部风险减小确实是由沪深 300 股指期货上市引起的，将做 HCW 政策评估时的政策实施时间改成 2007 年 4 月，经过 AIC 准则选择的最优的控制组组合为：澳大利亚标准普尔 200 指数（AS51），圣保罗 IBOVESPA 指数（IBOVESPA），瑞士市场指数（SSMI），香港恒生指数数据（HSI），和 MI 月增长率，结果如表 5 所示：

360

表 5 改变时间后反事实拟合结果 AIC 准则选择的控制组系数

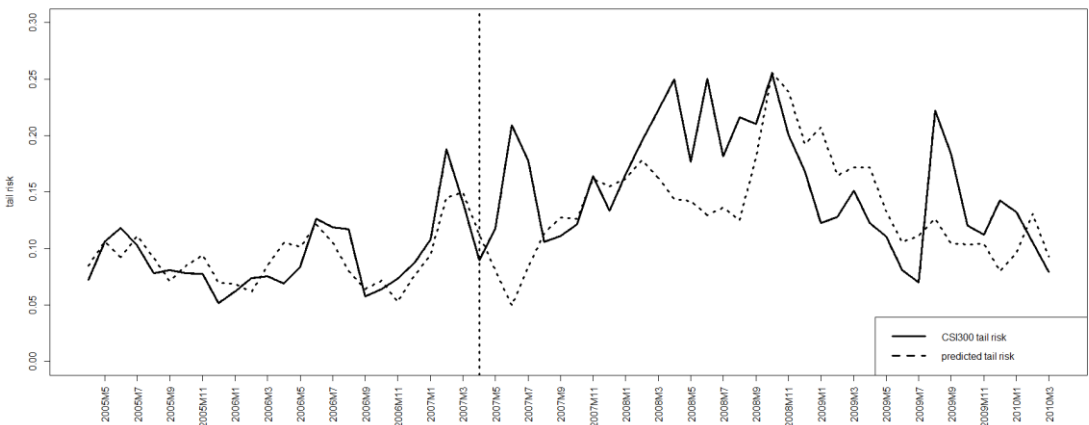
Tab. 5 Control group coefficients selected by AIC criterion for counterfactual fitting results after changing time

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.693203	0.286292	2.4213	0.025641 *
AS51.GI	-0.593634	0.176362	-3.3660	0.003244 **
IBOVESPA.GI	0.153508	0.069742	2.2011	0.040293 *
SSMI.GI	0.239011	0.099817	2.3945	0.027114 *
HSL.HI	0.541837	0.243861	2.2219	0.038633 *
M1	-0.622339	0.283051	-2.1987	0.040488 *

注：\*\*\*表示系数在 0.1%水平上显著，\*\*表示系数在 1%水平上显著，\*表示系数在 5%水平上显著。

365

在最优拟合结果下，将拟合的反事实结果与实际的沪深 300 尾部风险相比较得到的时间平均后的估计的政策效应为 0.0188，结果是不显著的，由此可以知道在改变了 HCW 面板数据政策评估方法的政策实施时间以后得到的政策效应结果跟将政策实施时间设定在在正确的政策实施时间即沪深 300 股指期货上市的时间时得到的政策效应结果完全不同，由此可以验证，沪深 300 股指期货市场尾部风险减小这一效果是跟沪深 300 股指期货上市有着联系的，并不是随便一个时间点都会引起相同的结果。具体的结果图可以见图 4。



370

图 4 改变政策时间点的安慰剂检验结果

Fig. 4 Placebo test results of changing policy time point

375

由图 4 可以很容易地看出，在改变政策实施时间，通过 AIC 准则选择的控制组拟合的沪深 300 的尾部风险的反事实结果基本与实际的沪深 300 市场尾部风险没有太大的差别，具体表现在图 4 中，在设定的时间线 2007 年 4 月前后，代表实际的沪深 300 尾部风险的黑色实线与代表控制组拟合的若是某一事件发生在 2007 年 4 月的反事实结果的虚线基本没有什么区别，说明在 2007 年 4 月这一时间前后，沪深 300 的尾部风险并不会有什么明显的变化。说明得到的沪深 300 股指期货上市显著减小了沪深 300 指数尾部风险的结果不是由偶然的任何时间点的影响，而是由沪深 300 股指期货上市这一事件影响的。

3.2.3 其他讨论

380

之前因为 2015 年股灾只是中国的情况，不会对其他国家金融造成很大影响，所以本文在做政策效应影响分析时没有将股灾发生后这段时间考虑进去，但是在加入第三阶段的时



间后，接着得到了图 5 中的结果。

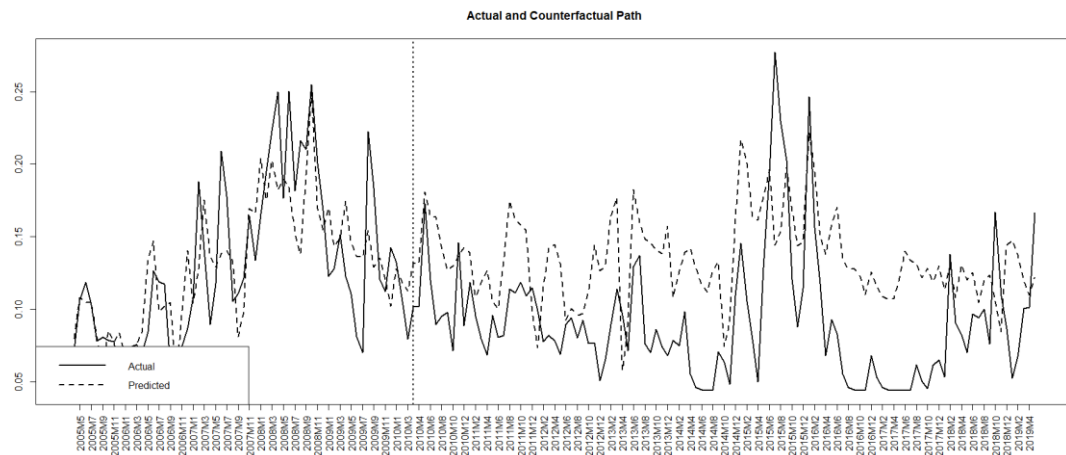


图 5 延长时间后的政策效应结果

Fig. 5 Results of policy effect after extended time period

由图 5 可以看出，在 2015 年股灾时期的沪深 300 股指期货的政策效应结果跟 2015 年 4 月股灾开始之前的政策效应结果有所不同，控制组拟合的沪深 300 的尾部风险的反事实结果基本都在实际的沪深 300 尾部风险的下方，说明这段时间，政策效应是正的，在 2016 年 2 月重灾时间过去后，控制组拟合的沪深 300 的尾部风险的反事实结果再次回到了实际的沪深 300 尾部风险的上方，又回到了股灾之前的状态。由当前的实证结果无法验证这段时期沪深 300 的尾部风险的变化是由于什么原因产生的，但是由于前后政策效应结果由负变为正再变成负，可以推测，沪深 300 股指期货上市这一政策会减小沪深 300 的尾部风险，而股灾期间的异常是因为 2015 年发生的股灾这一事件对本文选择的控制组里面的大部分其他国家的股票指数市场的影响并不明显，当然这一推测需要进一步的验证。但是 2015 年股灾前后存在的政策效应的异常结果显示沪深 300 股指期货上市会减小其标的股指沪深 300 尾部风险的结果是毋庸置疑的，但是在股市动荡时期，比如在 2015 年股灾时期，股指期货也不能使其标的现货市场免于剧烈的动荡，但同时也不能因此指责股指期货是造成股灾的元凶。

## 4 结论

本文采用基于观察驱动的方法，并应用 Creal 等人的基于数据驱动得分的原则，运用对具有非平稳性的序列具有稳健性的新的 EVT 模型来构造尾部风险动态，应用 Hsiao et al (2012) 提出的 HCW 面板数据政策评估方法，探讨沪深 300 股指期货上市对沪深 300 股票指数市场尾部风险的影响。研究发现沪深 300 股指期货上市显著降低了沪深 300 股票指数市场的尾部风险。本文的研究结果表明，至少在中国，沪深 300 指数期货市场可以为投资者提供更好的风险管理工具，有利于沪深 300 股票市场的稳定。但是，这一结果在推广到其他国家或地区时必须谨慎，因为这一发现可能源于中国金融市场的独特的性质，特别是其严格的进入要求，不同于其他国家的投资者结构构成和其他政府法规等。因此，在将这一结论扩展到其他

市场之前, 需要进一步研究这些因素如何影响期货市场的运行, 并进行严格地验证。

#### 410 [参考文献] (References)

- [1] 蔡向辉. 股指期货: 风险管理的金融逻辑.第 1 版[M]. 北京: 东方出版社, 2017.
- [2] CHANG E C, CHENG J W, PINEGAR J M. Does futures trading increase stock market volatility? The case of the Nikkei stock index futures markets[J]. Journal of Banking and Finance, 1999,23, 727-753.
- 415 [3] BOLOGNA P, CAVALLLO L. Does the introduction of stock index futures effectively reduce stock market volatility? Is the 'futures effect' immediate? Evidence from the Italian stock exchange using GARCH[J]. Applied Financial Economics, 12,183-192.
- [4] BOHL M T, SALM C A, WILFING B. Do individual index futures investors destabilize the underlying spot market?[J] Journal of Futures Markets,2011, 31, 81-101.
- 420 [5] CHEN H, HAN Q, LI Y, WU K. Does index futures trading reduce volatility in the chinese stock market? a panel data evaluation approach[J]. Journal of Futures Markets, 2013,33(12),1167-1190.
- [6] LAHAYE J, LAURENT S, NEELY C J. Jumps, co-jumps and macro announcements[J]. Journal of Applied Econometrics,2011, 26(6):893-921.
- [7] 王明涛,孙西明,陈云.中国股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响研究--基于同步与延伸交易的视角[J].管理科学学报,2018,21(08):64-82.
- 425 [8] HOU Y, LI S. Information transmission between U.S. and China index futures markets: an asymmetric dcc Garch approach[J]. Economic Modelling,2016, 52, 884-897.
- [9] 郇金梁,雷曜, 李树憬.市场深度、流动性和波动率--沪深 300 股票指数期货启动对现货市场的影响[J].金融研究,2012(6):124-138.
- 430 [10] 马玉林,陈伟忠,施红俊.极值理论在 VaR 中的应用及对沪深股市的实证分析[J].金融教学与研究,2003(06):25-27.
- [11] 江涛.基于 GARCH 与半参数法 VaR 模型的证券市场风险的度量和分析:来自中国上海股票市场的经验证据[J].金融研究,2010(06):103-111.
- [12] LI X M, ROSE L C. The tail risk of emerging stock markets[J]. Emerging Markets Review,2009, 10(4), 242-256.
- 435 [13] OH S, KEE H, PARK K. Tail risk under price limits[J]. Economic Modelling,2018,77,113-123
- [14] MASSACI D. Tail risk dynamics in stock returns: links to the macroeconomy and global markets connectedness[J]. Management Science, 2014,63(9), 3072-3089.
- [15] CREAL D, KOOPMAN S J, ANDRE L. Generalized autoregressive score models with applications[J]. Journal of Applied Econometrics,2012, 28(5), 777-795.
- 440 [16] CHAVEZ-DEMOULIN V, EMBRECHTS P, SARDY S. Extreme-quantile tracking for financial time series[M]. Journal of Econometrics,2014, 181(1), 44-52.
- [17] HARVEY A C.Dynamic Models for volatility and heavy tails: with applications to financial and economic time series[M].Cambridge:Cambridge University Press,2003
- 445 [18] EMBRECHTS P,KLUPPELBERG C,Mikosch T.Modelling Extremal events for insurance and finance[M].Berlin:Springer-Verlag,1997
- [19] HSIAO C, CHING H S, WAN S K. A panel data approach for program evaluation: measuring the benefits of political and economic integration of Hong Kong with mainland china[J]. Journal of Applied Econometrics, 2012,27(5), 705-740.
- 450 [20] NEWHEY W K, WEST K D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix[J]. Econometrica, 1987,55, 703-708.