

融资融券制度对尾部系统风险的非对称影响^①

——基于A股市场极值相关性的研究

陈海强^{1,2,3}, 方颖^{1,2*}, 王方舟²

(1. 计量经济学教育部重点实验室(厦门大学), 厦门 361005; 2. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005; 3. 厦门大学经济学院金融系, 厦门 361005)

摘要:融资融券交易制度的推出能否有效降低个股随市场暴涨暴跌的概率是广泛关注的问题. 文章利用 Patton 提出的 SJC Copula 函数, 估计了个股与大盘尾部相关性, 并使用双重差分法分析了融资融券交易制度推出的政策处置效应, 发现融资融券制度降低了标的个股左尾(下跌)极值相关性, 但加剧了右尾(上涨)极值相关性. 进一步分析表明, 上述结果来源于融资融券交易对极值相关性的非对称影响. 具体而言, 融资交易对左尾极值相关性影响不显著, 但加剧了右尾极值相关性, 融券交易则同时显著降低了左尾和右尾极值相关性. 由于融券交易规模远小于融资交易, 融资融券交易对左尾极值相关性的总体影响为负, 对右尾总体影响为正. 研究结论认为, 融资交易追涨模式导致个股跟随大盘暴涨, 而融券交易将悲观交易者信息纳入股价, 有利于抑制股价过度上涨, 而逆向平仓也适当降低了个股暴跌概率. 因此, 监管者应灵活控制融资交易杠杆, 完善融券交易机制以发挥其股价稳定器功能.

关键词:融资融券交易; Copula 函数; 极值相关性; 双重差分法

中图分类号: F831.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2019)05-0099-11

0 引言

2010年3月31日中国证监会在内地A股市场正式启动融资融券交易试点, 首批获准融资融券交易个股涵盖上证50指数和深圳综指近90只股票, 经过几轮扩容, 截至2014年9月22日, 沪深两市融资融券标的股票数量达到900只, 标的股票数量占A股上市公司总数的1/3, 流通市值占A股流通总市值的80%. 融资融券制度的推出被广泛认为可以改变A股市场“单边市”状况, 增加流动性并改善价格发现功能. 但与此同时, 融资融券交易制度也被质疑可能给市场带来一些新的问题, 包括加大市场风险、加剧知情交易等, 甚至一度被视为2015年股灾的导火线之一. 上述争论

使得监管层在发展融资融券交易业务方面存在种种顾虑, 融券交易自2015年8月较长时间暂停了.

学术界近年来对融资融券制度带来的影响进行了广泛研究, 主要集中于研究融资融券对定价效率^[1]、波动率^[2], 以及股价崩盘风险的影响^[3]. 与上述文献不同, 本文则从系统风险角度研究在市场暴涨(暴跌)的极端情况下融资融券交易是否加剧标的个股暴涨(暴跌)风险, 并进一步考察融资融券交易在暴涨与暴跌这两种不同市场极端情况下对股票市场的影响.

文献中暴涨暴跌常用衡量指标是尾部风险(tail risk)或极值风险(extreme value risk). 相对于以方差为代表的传统风险测度, 尾部风险能更

① 收稿日期: 2017-12-06; 修订日期: 2018-12-30.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71571152; 71625001; 71631004; 71850011); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(20720181004; 20720171002); 霍英东教育基金会青年教师基金资助项目(151084).

通讯作者: 方颖(1973—), 男, 上海人, 博士, 教授. Email: yifst1@xmu.edu.cn

好地刻画投资者在极端情况下面临的风险,因此更符合实际风险管理的要求^②.为描述个股在大市出现极值风险的情形下出现相应极值风险的概率,本文借鉴 Patton^[9],采用极值相关性来测度融资融券标的股票与市场极值风险的关联性.其中,右尾极值相关性描述了市场暴涨情况下个股暴涨的条件概率,而左尾极值相关性则描述了市场暴跌情况下个股暴跌的概率.极值相关性可以用来反映市场系统性风险的变化,根据 Brownlees 和 Engle^[10]对系统风险的度量方法,极值相关性的降低意味着系统性风险的下降.

使用极值相关性研究融资融券对于标的股票暴涨暴跌的影响具有以下几个优势.首先,金融市场风险管理的核心是极端情况下对于风险的分析、预测与管控,基于极值风险的分析对于研究融资融券制度是否加剧标的股票的暴涨与暴跌具有更直接的对应关系.其次,已有研究主要关注标的个股暴涨暴跌的个体风险,而极值相关性直接度量了市场极值风险与融资融券标的股票极值风险的关联性.当市场出现暴涨或暴跌时,通过标的个股和非标的个股极值相关性的比较研究,能够更准确地考察融资融券制度对系统风险(systemic risk)的影响.最后,极值相关性可以区分涨停与跌停这两种完全不同的极值风险,有利于分析融资与融券这两种不同交易制度在不同极值风险情况下的作用.

本文基于 2005-03~2015-03 的日度交易数据,采用 Patton^[9]提出的 SJC Copula 函数,分别估计了个股与市场指数的左尾和右尾极值相关性^③.为分析融资融券交易机制推出的影响,本文利用双重差分法估计并检验融资融券交易机制推出前后个股与市场指数尾部极值相关性的变化.检验结果表明,融资融券政策的推出使得标的个股左尾极值相关性减小,但右尾极值相关性增大.进一步回归分析表明上述结果来源于融资融券交易对极值相关性的非对称影响.融资交易对左尾极值相关性影响不显著,但加剧了右尾极值相关

性,融券交易则同时显著降低了左尾和右尾极值相关性.由于融券交易规模远小于融资交易,融资融券整体对左尾极值相关性的影响体现为负,对右尾影响体现为正.本文研究结论认为,内地 A 股市场融资交易者多奉行追涨交易模式,在股市暴涨时可能加剧个股尾部风险,而融券交易将悲观交易者信息纳入股价,有利于抑制股价过度上涨.在股市暴跌时,融券交易也未如预期那样加速个股下跌,反而因为卖空交易获利平仓降低了个股暴跌风险.因此,监管者应灵活运用逆周期调控,控制融资交易杠杆,完善融券交易机制,改变融资交易和融券交易发展极度不平衡的现状,充分发挥融券交易价格稳定器功能.

1 文献综述

本节梳理了融资融券交易相关文献,已有文献主要关注卖空交易与股市波动的关系,针对融资交易相对较少.

大部分理论研究表明,卖空机制不但不会加剧证券市场的动荡,反而在一定程度上起到稳定证券市场的作用. Miller^[11]首次提出在市场不允许卖空(或卖空成本很高)并且投资者存在异质信息时,悲观交易者由于卖空的限制只能离开市场,而持有股票的投资者都是乐观交易者,股票价格不能有效吸收负面信息,最终股价会被高估,产生系统性的泡沫. Hong 和 Stein^[12]进一步认为,由于不能进行卖空交易,市场的悲观情绪会被隐藏,而一旦出现价格下跌,累积的负面情绪会突然释放,导致加速股价下跌.所以融券交易的缺位是造成股市暴涨暴跌的重要原因.陈国进和张贻军^[13]研究发现,在我国股市限制卖空时,投资者的异质信念程度越大,市场(个股)发生暴跌的可能性越大,融资融券、股指期货等双向交易手段有利于降低投资者异质信念,从而降低我国股市发生暴跌的概率,因此建议监管层面在股指处于低点位时

② 关于尾部风险的测度和管理,国内外已经有不少文献,见 Bollerslev 和 Todorov^[4], Kelly 和 Jiang^[5], 陈蓉和林秀^[6]. 多种资产尾部风险的相关性可以用来计算风险管理中的重要参数即对冲比例(Wang 等^[7]),此外,尾部风险也可以用来测度特定机构的系统性风险(Adrian 和 Brunnermeier^[8]).

③ 对比文献中其他常见 Copula 函数, SJC Copula 函数能较方便的估计出左尾和右尾极值相关性. 此外, SJC Copula 包含对称的极值相关性情形作为特例,同时允许非对称的极值相关性,因此能刻画股市中个股容易同时暴跌而较难同时暴涨的经典特征事实.

放开卖空交易。

实证研究方面, Charoenruek 和 Daouk^[14] 对全球 111 个证券市场以及 Bris 等^[15] 对全球 47 个证券市场的研究发现, 卖空交易可以帮助价格发现功能, 允许卖空交易的市场相较于禁止卖空交易的市场有更低的市场波动性, 而且偏度更小, 同时, 统计检验结果显示允许卖空交易并不会增加市场暴跌的可能性。廖士光和杨朝军^[16] 以中国台湾市场数据得到卖空机制的存在并未加剧证券市场的波动, 反而由于其能使证券供给更有弹性, 在股价虚高时提高证券供给, 当价格下跌时买入, 从两个方向都对市场极端波动起到平抑作用。陈淼鑫和郑振龙^[17] 选取全球 37 个国家和地区的证券市场发现卖空限制越严格的市场收益率的波动性也越高, 放开卖空限制不仅不会加大市场的波动程度, 反而会降低市场的波动性, 并且放开卖空限制不仅不会增大反而会降低市场崩溃的概率。

对于中国内地这个特殊制度背景下的股票市场, 在融资融券后, 李科等^[18] 利用自然实验——白酒行业的塑化剂事件, 研究卖空限制对股票错误定价的影响, 发现卖空限制导致了不能被卖空的股票被严重高估, 融券机制有助于矫正高估的股价。许红伟和陈欣^[1]、李志生等^[19] 则从不同角度出发, 实证研究了融资融券对于标的股票特质信息含量和定价效率的影响。陈海强和范云菲^[2] 通过对比真实波动率与构造的反事实波动率路径, 发现融资融券交易制度降低了股市波动率。刘焯等^[20] 则从动态视角出发考察了融资融券交易对市场稳定性的影响。

也有一种观点认为卖空机制会加剧价格波动, 降低市场稳定性。Aitken 等^[21] 使用澳大利亚的交易数据对事件发生后卖空交易的反应进行研究, 发现卖空交易可能通过对冲交易策略不断自我实现, 加速市场下跌。Bhojraj 等^[22] 通过实证研究发现, 放松保证金限制, 即允许更多的卖空, 尽管它降低了均衡价格水平, 但会加剧过度高估股价, 从而增加价格波动风险。最近一些研究表明, 卖空交易往往在市场面临较大利空消息的影响时会加剧市场波动。这个原因使得很多国家监管机

构为了稳定市场, 自 2008 年金融危机爆发后陆续出台了一些临时限制卖空措施。美国证券监督委员会 (SEC) 曾认为在极端情况下, 为防止证券市场遭受严重破坏, 限制卖空是有必要的^④。

虽然大部分文献从不同角度研究了融资融券对于市场稳定性的影响, 但都没有直接回答在大盘出现涨停或跌停的极端情况时, 融资融券交易究竟如何影响个股的尾部风险。本文的贡献主要在于通过极值相关性估计, 研究在市场暴涨或暴跌的情况下, 融资融券是否加剧暴涨与暴跌的风险, 并进而分析在暴涨与暴跌不同的极值风险情况下融资与融券的不同影响。

2 政策效应估计与检验

2.1 极值相关性的估计

本文使用的数据包括个股与市场指数的日度交易数据以及个股的财务数据等, 来自国泰安金融数据库 CSMAR, 数据样本时间为 2005 - 03 - 31 ~ 2015 - 03 - 30^⑤。基于 2010 年 3 月 31 日作为事件日, 本文将样本分为事件前 (即 2005 - 03 - 31 ~ 2010 - 03 - 30) 和事件后 (即 2010 - 03 - 31 ~ 2015 - 03 - 30)。本文选用的市场指数回报数据是考虑现金红利再投资的所有 A 股上市公司股票日市场回报率的加权平均 (流通市值加权平均法), 也使用了沪深 300 作为市场指数来计算市场回报率, 主要结论保持不变。

使用极值相关性度量在市场出现极端情况下个股出现暴涨或暴跌情况的条件概率。基于 Patton^[9] 提出的针对 GARCH 拟合之后残差项的 Copula 建模方法来估计尾部极值相关性。具体来说, Copula 将两个变量的联合分布表示为每个变量的边际分布的函数

$$F_{XY}(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (1)$$

Copula 函数的重要优点就是可以很方便用来刻画尾部相关性。记 $u = F_X(x)$, $v = F_Y(y)$, 左尾和右尾极值相关性可以定义为

$$\begin{aligned} \tau^L &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \Pr[u \leq \varepsilon \mid v \leq \varepsilon] \\ &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \Pr[v \leq \varepsilon \mid u \leq \varepsilon] \end{aligned}$$

④ <http://www.sec.gov/rules/other/2008/34-58592.pdf>

⑤ 本文没有包含股灾时机的数据主要是因为这段时间存在太多的政策干扰, 并且很多证券公司于 2015 年 8 月暂停了融券交易。

$$\begin{aligned}
 &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{C(\varepsilon, \varepsilon)}{\varepsilon} \\
 \tau^U &= \lim_{\delta \rightarrow 1} \Pr[u > \delta \mid v > \delta] \\
 &= \lim_{\delta \rightarrow 1} \Pr[v > \delta \mid u > \delta] \\
 &= \lim_{\delta \rightarrow 1} \frac{1 - 2\delta + C(\delta, \delta)}{1 - \delta}
 \end{aligned}$$

由定义可知, τ^U, τ^L 实际上是条件概率, 它们刻画的是两个随机变量在极值时的表现: 在一个变量趋近于左极限时另一个变量也趋近于左极限的概率, 或者在一个变量趋近于右极限时另一个变量也趋近于右极限的概率. 该值越大(趋于 1), 说明两者的极值相关性越强, 而该值越小(趋于 0)则说明两者的极值相关性越弱. 相对于文献中另外一个常用的刻画系统风险的指标 CoVaR (Adrian 和 Brunnermeier^[8]), Copula 函数定义的尾部极值相关性是个条件概率, 而 CoVaR 则是个条件分位数, 前者是正则化之后在 $[0, 1]$ 之间的一个数值, 容易进行比较, 而后者则受到变量分布的影响. 此外, CoVaR 主要用来描述在某个金融机构极端损失情形下的行业或者系统的风险价值 (VAR), 因此主要用来刻画左尾极值风险, 而基于 Copula 函数定义的尾部极值相关性则可以非常方便同时刻画左尾和右尾的极值风险. 两种方法也存在比较紧密的联系, 比如 CoVaR 也可以通过 Copula 函数进行估计^[8]. Copula 函数形式有多种, 其中一种比较常见的是 Joe^[23] 在 Clayton Copula 提出的 Joe-Clayton Copula (JC Copula)

$$\begin{aligned}
 C_{JC}(u, v \mid \tau^U, \tau^L) &= 1 - \{1 - [(1 - (1 - u)^\kappa)^{-\gamma} + \\
 &\quad (1 - (1 - v)^\kappa)^{-\gamma} - 1]^{-\frac{1}{\gamma}}\}^{\frac{1}{\kappa}},
 \end{aligned}$$

其中 $\kappa = 1/\log_2(2 - \tau^U)$, $\gamma = 1/\log_2(\tau^L)$. 然而 JC Copula 的缺陷就是即使在 $\tau^U = \tau^L$ 的情况下, 分布函数仍存在略微不对称性, 因此 Patton^[9] 提出使用 Symmetrized Joe-Clayton (SJC) Copula, 即对称化的 JC Copula, 方程形式如下

$$\begin{aligned}
 C_{SJC}(u, v \mid \tau^U, \tau^L) &= \frac{1}{2} [C_{JC}(u, v \mid \tau^U, \tau^L) + \\
 &\quad C_{JC}(1 - u, 1 - v \mid \tau^L, \tau^U) + u + v - 1]
 \end{aligned}$$

利用时间序列 x, y 的一系列观测值, 可以估计边际经验分布函数 $u(x) = F_X(x), v(y) = F_Y(y)$, 而通过最大似然估计法可以得到对 τ^U, τ^L 的估

计, 从而得到了两时间序列左右尾极值相关性的估计. SJC Copula 能够很好地估计数据中左尾和右尾相关性, 并弥补了 JC Copula 的缺陷. 为进一步说明使用 SJC Copula 的理由, 本文借鉴 Patton^[9] 的方法, 比较了多个 Copula 函数对本文研究的样本数据的拟合能力 (见表 1). 表 1 表明大部分情形下, 基于最大似然函数的模型选择方法选择了 SJC Copula, 说明其对样本数据的拟合能力比其他 Copula 函数整体更好^⑥. 因此采用 SJC Copula 来估计个股回报率和大市指数回报率之间的左尾和右尾极值相关性.

表 1 基于最大似然函数选择的最优 Copula 函数

Table 1 Optimal Copula selected by maximum likelihood function

Copula 函数	对数似然函数值	
	(2005 - 03 - 31 ~ 2010 - 03 - 30)	(2010 - 03 - 31 ~ 2015 - 03 - 30)
Normal Copula	0	0
Clayton's Copula	1	5
Rotated Clayton Copula	0	0
Plackett Copula	1	4
Frank Copula	0	0
Gumbel Copula	0	0
Rotated Gumbel Copula	75	31
Student's t Copula	17	51
Symmetrized Joe-Clayton Copula	77	80

注: 按照首次融资融券实施时间 2010 年 3 月 31 日将样本分为两段对个股与大市指数的极值相关性进行拟合, 样本个股总数为 171 个, 其中实验组 54 个, 控制组 117 个.

2.2 实验组和控制组的选择

本文将实验组选择为第一批融资融券标试点的个股. 表 2 展示了历次融资融券标的个股数量及占比. 选择第一批试点的股票主要原因是可以分析融资融券制度在 2010 年 3 月 31 日最初引进之后带来的影响, 如果选择后续批次, 在政策推出时间点上将不是很好选择, 同时, 由于投资者在第一批融资融券试点推出后, 对下一批试点的个股

⑥ 采用 AIC 和 BIC 准则得到的结论一致.

有所预期,这个预期可能会影响政策推出效果^⑦.在第一批进行融资融券的90个股中,由于指数调整等原因,部分被调出融资融券标的,本文把这些股票剔除出实验样本,同时,为保证实验组个股在融资融券推出前有较长的数据,本文要求实验组个股为在2005年3月31日时已经至少上市一个月^⑧的公司,经过这些挑选后,实验组个股最终确定为54只.

表2 融资融券标的个股数量及占比

Table 2 Number of margin trading and short selling stocks and its shares

时间	标的股票数量	两市A股总数	标的股票占A股总数百分比
2010-03-31	90	1 785	5.0
2011-12-05	278	2 304	12.1
2013-01-31	500	2 472	20.2
2013-09-16	700	2 467	28.4
2014-09-22	900	2 545	35.4

表3 极值相关性描述性统计

Table 3 Summary statistics of tail dependence

相关性	时间	实验组				控制组			
		最小值	均值	中值	最大值	最小值	均值	中值	最大值
左尾极值相关性	融资融券前	0.277	0.548	0.573	0.696	0.285	0.567	0.605	0.714
	融资融券后	0.234	0.512	0.532	0.676	0.291	0.502	0.516	0.694
右尾极值相关性	融资融券前	0.184	0.358	0.372	0.492	0.132	0.253	0.304	0.392
	融资融券后	0.131	0.404	0.426	0.606	0.087	0.205	0.222	0.481

注:融资融券前时间为2005-03-31~2010-03-30,融资融券后时间为2010-03-31~2015-03-30.

从表3中可以看出,无论是实验组还是控制组,左尾极值相关性普遍大于右尾极值相关性,说明A股市场在市场暴跌时,极值相关性更强,这个发现与已有文献一致,见Patton^[9].重要原因是当市场下跌时,投资者对未来经济发展的不确定性增加,因此往往选择卖出股票来规避风险,而这个现象在缺乏有效避险工具的情形下尤为明显.由于缺乏卖空避险工具,投资者在下跌趋势下只

同样,选择控制组个股为在2005年3月31日至少上市1个月,且2015年3月30日没有退市的个股,并从中去除在任何时段成为过融资融券标的个股的股票,余下684只个股.在此基础上,利用匹配思想来减少遗漏变量的影响.参照陈海强和范云菲^[2],采用CAPM模型中的 β 系数^⑨作为匹配因子来进行对控制组的筛选.具体方法如下:将54只实验组个股中的每一只与684只控制组在2005-03-31~2010-03-30(即融资融券前5年)的 β 系数进行匹配,计算它们的平均距离,平均距离定义为

$$D_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\beta_{it} - \beta_{jt})^2$$

其中 β_{it} 为实验组个股*i*在时间*t*的 β 系数; β_{jt} 为控制组个股*j*在时间*t*的 β 系数.对每只实验组个股挑选距离最近的个股组成控制组.为检验结果的稳健性,也考虑了使用距离最相近的2只和3只进行匹配组成控制组,主要结论保持不变.表3汇报了实验组和控制组个股极值相关性估计的描述性统计.

能选择卖出股票来规避损失,因此个股更容易跟随大市暴跌,从而带来更大的系统风险.此外,从表3中也可以发现,融资融券制度推出之后,实验组和控制组个股左尾极值相关性均下降,一方面是受到融资融券交易的影响,另一方面也可能因为同期推出的股指期货交易^⑩降低了实验组和控制组个股的系统风险.有意思的是,右尾极值相关

⑦ 本文也单独考虑了各个批次的情况,本文主要结论依然成立.

⑧ 至少上市一个月是为了保证个股价格的稳定,一般来说,新股上市10个交易日后即可达到相对稳定状态,此处选取1个月也是部分参照上证综指对新上市公司编入指数的处理方法.

⑨ CAPM模型中采用的股票的收益率为“考虑现金红利再投资日个股回报率”,市场组合的收益率采用“考虑现金红利再投资的日市场回报率(流通市值加权平均法)”,无风险利率采用“日度化无风险利率”,数据来自CSMAR.

⑩ 沪深300股指期货合约自2010年4月16日起正式上市交易.

性实验组和控制组表现并不一样,实验组个股的右尾相关性增强,而控制组个股降低,说明融资融券个股在大市上升趋势中更容易被融资交易杠杆功能影响,从而与大市走势更加紧密相关,而控制组个股没有融资交易的影响,使得与大市的趋同性反而下降.上述结果均没有控制其他可能的影响因素,因此本文在下一节中利用双重差分法来做进一步的分析.

2.3 双重差模型

为进一步估计和检验融资融券交易制度对极值相关性的影响,使用如下双重差分法模型

$$\tau_{it}^U = \alpha_0^U + \alpha_i^U + \beta_i^U \beta_i^U + \gamma^U T_{it} + \delta^U X_{it} + \varepsilon_{it}^U \varepsilon_{it}^U t = 0,1 \quad (2)$$

$$\tau_{it}^L = \alpha_0^L + \alpha_i^L + \beta_i^L \beta_i^L + \gamma^L T_{it} + \delta^L X_{it} + \varepsilon_{it}^L t = 0,1 \quad (3)$$

其中 i 代表个体,包括 54 个实验组个体和 38 个控制组个体,共 92 个个体; $t = 0$ 代表事件前,即 2005-03-31 ~ 2010-03-30; $t = 1$ 代表事件后,即 2010-03-31 ~ 2015-03-30; $T_{it} = 1$, 即 i 为实验组且 $t = 1$, 否则 $T_{it} = 0$; X_{it} 为控制变量,表 4 对比了控制变量在实验组和控制组在融资融券实施前后的均值水平.

表 4 双重差分法控制变量均值

Table 4 Mean of control variables in the difference in difference model

控制变量	实验组		控制组	
	融资融券前	融资融券后	融资融券前	融资融券后
换手率(%)	2.06	1.01	2.98	1.98
流通市值/万亿元	0.028	0.059	0.002	0.003
市盈率(%)	45.62	46.69	163.42	208.31
市净率(%)	5.71	2.94	3.49	26.26
市销率(%)	6.67	3.26	5.38	8.89

注:融资融券前时间为 2005-03-31 ~ 2010-03-30,而融资融券后时间为 2010-03-31 ~ 2015-03-30.

表 5 报告了双重差分模型的估计结果.前两列为在不对其他控制变量进行控制时,即没有上述模型中变量 X_{it} 时的估计结果,也就是无条件政策处置效应的估计值;后两列为加入控制变量 X_{it} 后的估计结果,也就是条件政策处置效应的估计值.从表 5 可以得知,代表政策效应 T_{it} 对应的系数

在左尾极值相关性的回归中显著为负,表明融资融券交易减小了大市暴跌下个股联动暴跌的风险,而 T_{it} 对应的系数在右尾极值相关性的回归中显著为正,表明融资融券交易推出加大了大市暴涨下个股联动暴涨的风险.跟已有文献相比,本文首次发现了融资融券制度在大市上升和下降期间

表 5 政策处置效应回归结果

Table 5 Regression results of Difference in Difference model of tail dependence

控制变量	左尾极值相关性	右尾极值相关性	左尾极值相关性	右尾极值相关性
政策效应	-0.03 *** (0.01)	0.07 *** (0.01)	-0.04 ** (0.02)	0.06 *** (0.02)
换手率			2.34 *** (0.65)	-0.50 (0.77)
回报率			-0.00 *** (0.00)	0.00 (0.00)
流通市值			-0.02 (0.15)	0.30 * (0.18)
市盈率			0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
市净率			0.00 * (0.00)	-0.00 *** (0.00)
市销率			-0.00 *** (0.00)	-0.00 *** (0.00)
常数	0.54 *** (0.01)	0.30 *** (0.01)	0.53 *** (0.02)	0.32 *** (0.02)

注:表中数字第一行为估计系数,第二行括号内为标准误差;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著.

对个股系统性风险的不对称影响. 主要原因可能是在融资融券制度下, 大市暴跌时, 融券交易者倾向于获利平仓, 因此反而降低了个股联动暴跌的风险, 而大市暴涨时, 融资交易者多为风险爱好者, 倾向于加仓, 从而增加了个股联动暴涨风险. 为检验这个推断, 在下一节对上述机制进行进一步分析.

上述结论考虑的控制组仅为 38 只个股 (对每只实验组个股匹配 1 只控制组个股, 存在重叠), 在稳健性分析中考虑了对每只实验组个股匹配 2 个控制组个股, 一共得到 78 只个股组成控制组 (存在重叠), 同时也考虑每只实验组个股匹配 3 只股票得到一共 117 只个股组成控制组, 回归结果基本一致, 见附录.

3 影响因素分析

为进一步探寻政策效应对左尾极值性和右尾极值性的影响的来源, 利用面板数据固定效应模型分别对 τ^U, τ^L 进行回归分析. 为保证面板数据的样本充足性, 对 2010-03-31 ~ 2015-03-30 的日度数据逐年估计个股与大市的左尾和右尾风

险相关系数 τ^U, τ^L , 从而得到 54 个实验组个股共 5 年的年度面板数据. 借鉴陈海强和范云菲^[2] 采用的融资融券指标, 利用当期融资余额或融券余额占流通市值的平均比例来刻画融资或融券交易的活跃程度.

使用如下固定效应面板回归模型来分析融资交易和融券交易活跃度对这些尾部相关性的影响. 模型形式如下

$$\tau_{it}^U = \alpha_0^U + \alpha_i^U + \beta_t^U + \gamma^U X_{it} + \varepsilon_{it}^U \quad (4)$$

$$\tau_{it}^L = \alpha_0^L + \alpha_i^L + \beta_t^L + \gamma^L X_{it} + \varepsilon_{it}^L \quad (5)$$

其中 i 代表个体, 共 54 个实验组个股, $t = 1, 2, \dots, 5$, 共 5 个阶段; α_i^U, α_i^L 控制个体效应; β_t^U, β_t^L 控制时间效应; X_{it} 为代表融资交易和融券交易活跃度的变量以及其他控制变量. 本文采用同时控制时间和个体固定效应的面板模型主要因为极值相关性可能与宏观经济环境与个体股票特质相关, 控制这些时变和异质特征可能减少潜在的遗漏变量误差. 通过去除组内平均来去掉时间固定效应和个体固定效应, 利用最小二乘法可以估计出参数 (γ^U, γ^L). 表 6 给出了左尾和右尾极值相关性的回归结果.

表 6 极值相关性面板数据回归结果

Table 6 Panel data regression results for tail dependence

控制变量	左尾(1)	左尾(2)	左尾(3)	右尾(4)	右尾(5)	右尾(6)
融资余额 占流通市值的比例	0.45 (0.74)	0.44 (0.74)	1.03 (1.26)	2.79*** (0.95)	2.76*** (0.95)	4.24*** (1.50)
融券余额 占流通市值的比例	-1.50*** (0.36)	-1.49*** (0.36)	-1.35*** (0.50)	-1.18** (0.46)	-1.16** (0.46)	-0.59 (0.58)
换手率	4.16*** (1.38)	4.19*** (1.42)	3.00 (2.49)	-5.17*** (1.78)	-5.01*** (1.83)	-3.16 (2.86)
回报率	-0.10*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.07** (0.03)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.10*** (0.04)
流通市值		0.02 (0.148)	-0.06 (0.22)		0.07 (0.18)	0.20 (0.21)
市盈率			0.00* (0.00)			0.00 (0.00)
市净率			-0.02*** (0.01)			-0.02*** (0.01)
市销率			0.01 (0.01)			0.00 (0.01)
常数	0.48*** (0.02)	0.48*** (0.03)	0.54*** (0.05)	0.49*** (0.03)	0.48*** (0.03)	0.45*** (0.06)

注: 表中数字第一行为估计系数, 第二行括号内为标准误差; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著.

表6前3列回归结果报告了融资融券活跃程度对左尾极值相关性的影响。融资余额占比系数为正,但并不显著。融券余额占比系数显著为负,说明融券交易减小左尾极值相关性,即降低了个股跟随大盘暴跌的风险,这个发现与廖士光和杨朝军^[16]的研究一致,融券交易投资者通过反向交易降低了市场波幅以及个股系统性风险。表6后3列回归结果报告了融资融券活跃程度对右尾极值相关性的影响。融资余额占比系数显著为正,表明融资交易加大了右尾极值相关性,增大了个股

随大市暴涨的风险。融券余额占比系数显著为负,说明融券交易降低了大盘大涨时个股大涨的风险。总结而言,分析结果表明融券交易有平抑个股股价暴涨暴跌的作用,降低了个股尾部系统性风险,而融资交易的杠杆效应则加剧了股价与大市暴涨的右尾极端风险。

在稳健性检验中,回归样本扩大到2010年3月31日前已上市1个月的实验组个股,样本量增至75,回归结果汇报在表7,主要结论保持一致。

表7 扩大样本后极值相关性面板数据回归结果

Table 7 Panel data regression results of tail dependence using extended samples

控制变量	左尾(1)	左尾(2)	左尾(3)	右尾(4)	右尾(5)	右尾(6)
融资余额 占流通市值的比例	0.43 (0.68)	0.42 (0.68)	0.07 (0.68)	2.07** (0.83)	2.06** (0.83)	1.75** (0.81)
融券余额 占流通市值的比例	-1.47*** (0.35)	-1.47*** (0.35)	-1.49*** (0.35)	-1.24*** (0.43)	-1.20*** (0.43)	-1.16*** (0.43)
换手率	1.62 (1.15)	1.56 (1.18)	3.70*** (1.21)	-4.69*** (1.43)	-4.52*** (1.46)	-3.18** (1.49)
回报率	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.06*** (0.02)	-0.05*** (0.01)
流通市值		-0.01 (0.04)	-0.03 (0.04)		0.04 (0.06)	0.01 (0.06)
市盈率			0.00 (0.00)			-0.00** (0.00)
市净率			-0.02*** (0.00)			-0.02*** (0.01)
市销率			0.00* (0.00)			0.01* (0.00)
常数	0.53*** (0.02)	0.53*** (0.02)	0.59*** (0.02)	0.51*** (0.02)	0.50*** (0.02)	0.55*** (0.03)

注:表中数字第一行为估计系数,第二行括号内为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

5 结束语

本文研究了内地A股市场于2010年3月31日推出的融资融券政策对标的个股与大盘涨跌极值相关性的影响。发现融资融券政策降低了左尾极值相关性,但增大了右尾极值相关性。固定效应面板回归分析发现融资交易对左尾极值相关性并不显著,但对右尾极值相关性有增大作用,而融券对左尾和右尾极值相关性具有显著负效应。由于A股市场融券量远小于融资量,因此,融资融券政

策最终对左尾极值相关性呈现为负效应,而对右尾极值相关性为正效应。

上述非对称性影响可能来源于国内融资和融券交易机制的非对称性以及投资者的非理性行为。首先,由于国内投资者依然多为散户,投机性较强,多采用追涨模式,在交易机制方面,融资比融券操作流程更容易(从券商融资比借券更加容易),交易成本更小,因此融资交易在市场大涨的时候容易出现非理性增加,比如2015年上半年股市大涨伴随融资余额急剧增加,加剧了市场右尾极值系统风险。而融券交易

有利于将悲观交易者的信息纳入股价,在市场大跌时降低了个股随市场大跌的可能,在市场大涨时悲观交易者的卖空行为抑制股价过度上涨,因此发挥了股价稳定器的作用.因此,本文结论认为监管层应进一步制定措施完善融券交

易制度,如降低融券交易成本和增加券源,使得融券交易能真正发挥价格稳定器的作用.同时,应该对融资交易采取逆周期调控措施,控制融资杠杆从而降低市场暴涨时由于融资交易带来的右尾极值系统风险.

参 考 文 献:

- [1]许红伟,陈欣.我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究[J].管理世界,2012,(5):52-61.
Xu Hongwei, Chen Xin. Did the introduction of margin trading in China improve the pricing efficiency of underlying stocks? —An empirical study based on difference-in-differences model[J]. Management World, 2012, (5): 52-61. (in Chinese)
- [2]陈海强,范云菲.融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J].金融研究,2015,(6):159-172.
Chen Haiqiang, Fan Yunfei. The impact of the launch of margin trading and short selling on Chinese stock market volatility: Evidence from a panel-data policy evaluation approach[J]. Journal of Financial Research, 2015, (6): 159-172. (in Chinese)
- [3]褚剑,方军雄.中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J].经济研究,2016,51(5):143-158.
Chu Jian, Fang Junxiong. Margining-trading, short-selling and the deterioration of crash risk[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(5): 143-158. (in Chinese)
- [4]Bollerslev T, Todorov V. Tails, fears, and risk premia[J]. Journal of Finance, 2011, 66(6): 2165-2211.
- [5]Kelly B, Jiang H. Tail risk and asset price[J]. Review of Financial Studies, 2014, (27): 2841-2871.
- [6]陈蓉,林秀雀.波动率偏斜与风险中性偏度能预测尾部风险吗[J].管理科学学报,2016,19(8):113-126.
Chen Rong, Lin Xiuque. Can implied volatility skew or risk-neutral skewness predict tail risk? [J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(8): 113-126. (in Chinese)
- [7]Wang Y, Wu C, Yang L. Hedging with futures: Does anything beat the naïve hedging strategy? [J]. Management Science, 2015, 61(12): 2870-2889.
- [8]Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR. [J]. American Economic Review, 2016, 106(7): 1705-1741.
- [9]Patton A J. Modelling asymmetric exchange rate dependence [J]. International Economic Review, 2006, 47(2): 527-556.
- [10]Brownlees C T, Engle R. Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement[R]. New York: New York University, Leonard Stern School of Business, 2010.
- [11]Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. Journal of Finance, 1977, 32(4): 1151-1168.
- [12]Hong H, Stein J C. Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes[J]. Review of Financial Studies, 2003, 16(2): 487-525.
- [13]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 Guojin, Zhang Yijun. Heterogeneous beliefs, short sale restriction and the crash of individual stocks[J]. Journal of Financial Research, 2009, (4): 80-91. (in Chinese)
- [14]Charoenruek A, Daouk H. A study of market-wide short-selling restrictions[R]. New York: Cornell University, Department of Applied Economics and Management, 2009.
- [15]Bris A, Goetzmann W N, Zhu N. Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world [J]. Journal of Finance, 2007, 62(3): 1029-1079.
- [16]廖士光,杨朝军.卖空交易机制对股价的影响——来自台湾股市的经验证据[J].金融研究,2005,(10):131-140.
Liao Shiguang, Yang Chaojun. The impact of short-selling mechanism on stock price: Evidence from Taiwan stock market

- [J]. *Journal of Financial Research*, 2005, (10): 131 – 140. (in Chinese)
- [17] 陈森鑫, 郑振龙. 卖空机制对证券市场的影响: 基于全球市场的经验研究[J]. *世界经济*, 2008, (12): 73 – 81.
Chen Miaoxin, Zheng Zhenlong. The impact of short-selling mechanism on stock market: An empirical analysis based on the global market[J]. *The Journal of World Economy*, 2008, (12): 73 – 81. (in Chinese)
- [18] 李 科, 徐龙炳, 朱伟骅. 卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据[J]. *经济研究*, 2014, 49(10): 165 – 178
Li Ke, Xu Longbing, Zhu Weihua. Short-sale constraints and stock mispricing: The evidence from the margin transactions institutions[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(10): 165 – 178. (in Chinese)
- [19] 李志生, 陈 晨, 林秉旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗? ——基于自然实验的证据[J]. *经济研究*, 2015, 50(4): 165 – 177.
Li Zhisheng, Chen Chen, Lin Bingxuan. Dose short selling improve price efficiency in the Chinese stock market? Evidence from natural experiment[J]. *Economic Research Journal*, 2015, 50(4): 165 – 177. (in Chinese)
- [20] 刘 焯, 方立兵, 李冬昕, 等. 融资融券交易与市场稳定性: 基于动态视角的证据[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(1): 102 – 116.
Liu Ye, Fang Libing, Li Dongxin, et al. Margin trading and the stability of stock market: A dynamic perspective[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(1): 102 – 116. (in Chinese)
- [21] Aitken M J, Frino A, McCorry M S. Short sales are almost instantaneously bad news: Evidence from the Australian Stock Exchange[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(6): 2205 – 2222.
- [22] Bhojraj S, Bloomfield R J, Taylor W B. Margin trading, overpricing, and synchronization risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(5): 2059 – 2085.
- [23] Joe H. *Multivariate Models and Dependence Concepts*[M]. London: Chapman & Hall, 1997.

Asymmetric effect of margin trading and short selling on tail systematic risk: An empirical analysis of extreme dependence in Chinese A-share Market

CHEN Hai-qiang^{1,2,3}, FANG Ying^{1,2*}, WANG Fang-zhou²

1. Key Laboratory of Econometrics(Xiamen University), Ministry of Education, Xiamen 361005, China;
2. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. Department of Finance, School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: Whether the introduction of margin trading and short selling decreases extreme co-movements between individual stocks and market index is an essential issue. Using the symmetrized Joe-Clayton copula (Patton^[9]), left and right tail dependence between individual stocks and market index are estimated, and a difference-in-difference (DID) analysis is applied to examine the treatment effect of margin trading and short selling. The paper finds that the newly introduced mechanism decreases left tail dependence, but increases right tail dependence. Further regression analysis finds that the above asymmetric effects result from the different impacts of margin trading and short selling on tail dependence. Particularly, margin trading has no significant effect on left tail dependence, but increases right tail dependence; short selling decreases both left and right tail dependence. As margin trading volume is far beyond short selling volume, the net effect is positive for right tail dependence, but negative for the left. Therefore, positive feedback trading strategies by margin traders amplify right tail dependence, while short selling incorporates the belief of pessimistic investors and cools down the market sentiment. Therefore, regulators should control the leverage ratio of margin trading, and improve the short selling mechanism to utilize its role as a price stabilizer.

Key words: margin trading and short selling; Copula function; tail dependence; difference in difference

附录 A 扩大控制组后的估计结果

表 A.1, 表 A.2 分别给出针对实验组每个个股匹配 2 只和 3 只控制组个股的政策效应估计结果。

表 A.1 控制组为 78 只个股政策效应估计结果

Table A.1 Estimation results of treatment effect with 78 control group samples

控制变量	左尾极值相关性	右尾极值相关性	左尾极值相关性	右尾极值相关性
政策效应	-0.03*** (0.01)	0.08*** (0.01)	-0.02 (0.02)	0.09*** (0.02)
换手率			2.80*** (0.53)	-0.01 (0.66)
回报率			-0.00** (0.00)	0.00** (0.00)
流通市值			-0.03 (0.15)	0.37** (0.18)
市盈率			0.00 (0.00)	0.00*** (0.00)
市净率			0.00 (0.00)	0.00** (0.00)
市销率			0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
常数	0.55*** (0.01)	0.28*** (0.01)	0.51*** (0.01)	0.27*** (0.02)

注：表中各变量第一行数字为估计系数，第二行括号内为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

表 A.2 控制组为 117 只个股政策效应估计结果

Table A.2 Estimation results of treatment effect with 117 control group samples

控制变量	左尾极值相关性	右尾极值相关性	左尾极值相关性	右尾极值相关性
政策效应	-0.04*** (0.01)	0.09*** (0.01)	-0.02 (0.01)	0.10*** (0.018)
换手率			2.85*** (0.44)	0.56 (0.56)
回报率			-0.00** (0.00)	0.00*** (0.00)
流通市值			-0.04 (0.15)	0.41** (0.18)
市盈率			0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
市净率			0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
市销率			0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
常数	0.55*** (0.01)	0.26*** (0.01)	0.51*** (0.01)	0.26*** (0.02)

注：表中各变量第一行数字为估计系数，第二行括号内为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。