

融资融券交易与市场稳定性: 基于动态视角的证据^①

刘 焯, 方立兵*, 李冬昕, 李心丹

(南京大学工程管理学院, 南京 210093)

摘要: 通过构建“外生信息冲击的门限自回归条件密度(TARCD-X)”模型, 进而从动态的视角考察了融资融券实施前后, 市场涨跌和交易量增减 4 种重要的信息冲击对下一期市场稳定性的影响具有怎样的差异, 以及融资融券实施后, 融资融券余额变动作为新的信息冲击如何影响下一期市场的稳定性. 以波动性、暴涨暴跌的不对称性和暴涨暴跌的频繁性 3 个指标衡量市场的稳定性. 研究发现: (1) 12 种影响关系中, 除交易量减小对市场波动性的冲击作用在融资融券实施后有所放大之外, 其他 11 种影响关系均未出现不利变化; (2) 融资融券余额的变动没有显著增加市场的波动性和暴涨暴跌的频繁性, 但其与暴涨暴跌的不对称性存在显著的相关关系. 后者为构建股市暴涨暴跌的预警指标提供了实证依据.

关键词: 融资融券; 市场稳定; 卖空; 条件密度

中图分类号: F830.91 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2016)01-0102-15

0 引 言

2010 年 3 月 31 日, 我国正式启动融资融券试点, 允许符合条件的投资者向经纪公司借入资金(融资)并买入证券, 或者借入证券(融券)并卖出. 作为一项机制创新, 融资融券交易的现实意义在于结束了我国股市成立 20 多年来没有卖空机制的历史. 在经典的金融理论中, 允许卖空交易被视为减小市场摩擦、平抑暴涨暴跌的一项必要举措. 然而, 在实务界, 人们常常怀疑卖空机制会加剧市场动荡、破坏稳定性. 那么, 融资融券的实施到底如何影响市场稳定性呢? 这显然是实务界尤其是监管层十分关心的问题.

本文认为, 对这一问题的回答至少应从如下两个视角进行深入剖析, 一是静态的视角, 二是动态的视角. 前者是较为传统的研究视角, 相关文献十分丰富, 如 Bris 等^[1]、Fotak 等^[2]、Saffi 和 Sig-

urdsson^[3]、Maggi 和 Fantazzini^[4] 以及 Beber 和 Pagan^[5] 等; 国内学者如廖士光^[6]、杨德勇和吴琼^[7]、王旻等^[8] 以及许红伟和陈欣^[9] 等. 这类研究通常比较融资融券实施前后或卖空约束放松(收紧)前后市场稳定性指标的均值具有怎样的差异. 动态视角则有所不同, 其更加强于描述市场稳定性指标的时变特征, 进而考察融资融券这一机制创新前后, 市场稳定性的动态过程具有怎样的差异. 以波动性这一常见的稳定性指标为例, 基于静态视角的研究通常比较融资融券前后两个样本期的平均波动性, 而基于动态视角的考察通常是在刻画时变波动性的基础上, 讨论其时变过程在融资融券实施前后是否发生变化. 可见, 动态视角与静态视角相比, 其显著优势在于强调了市场稳定性的时变特征. 具体说来, 市场稳定性指标的动态变化往往与信息冲击的随机到达紧密相关, 信息冲击的随机性决定了相关稳定性指标的

① 收稿日期: 2013-07-31; 修订日期: 2015-10-28.

基金项目: 国家自然科学基金重点资助项目(70932003); 国家自然科学基金资助项目(71173098); 国家自然科学基金青年资助项目(71203091; 71401071); 教育部人文社会科学研究青年项目(14YJC790025); 江苏省自然科学基金青年资助项目(BK20130589).

通讯作者: 方立兵(1980-), 男, 安徽舒城人, 博士, 讲师. Email: lbfang@nju.edu.cn

时变性. 基于动态视角的研究, 可以深入考察上述信息冲击如何影响市场的稳定性, 以及这种影响关系在融资融券实施前后是否发生变化、怎样变化. 基于静态视角的研究则无法达到这一目的.

然而, 令人遗憾的是, 目前动态视角的研究还很不全面, 相关认识有待深入. 在同类文献中, 万迪昉等^[10]的研究比较具有代表性, 他们以波动性作为市场稳定性指标, 采用 GARCH-M 模型考察了融资融券交易由“试点”转为“常规”的一年半时间内, 市场涨跌对波动性的影响出现了怎样的变化. 但是, 对市场的稳定性的评价仅仅用波动性评价还不够, 还应包括暴涨暴跌的不对称性以及频繁性. 另外, 融资融券实施后, 融资融券余额的变化作为市场披露的重要信息受到密切关注. 那么, 这一新生的信息冲击将对市场的稳定性产生怎样的影响呢? 这是另一个十分重要但基于现有研究结果难以回答的问题.

鉴于此, 本文构建了“引入外生信息冲击的门限自回归条件密度(TARCD-X)”模型, 进而刻画了前期市场涨跌、交易量增减以及融资融券余额的变化等信息冲击与市场稳定性指标之间的动态关系. 为了较为全面地衡量市场的稳定性, 本文除了采用常见的波动性指标外, 还用偏度衡量市场暴涨暴跌的不对称性, 以及峰度衡量暴涨暴跌的频繁性. TARCD-X 模型的关键优势在于, 可以将市场涨跌、交易量增减和融资融券余额的变化等信息冲击变量, 引入收益率的波动、偏度和峰度的动态过程, 进而实现从动态角度考察市场稳定性的时变过程在融资融券实施前后具有怎样的特征.

1 文献回顾

关于实施融资融券或放松卖空限制是否会加剧市场动荡、损害市场的稳定性一直在实务界和学术界引起广泛争议. 特别是在 2007 年—2009 年的全球金融危机期间, 市场一度怀疑卖空交易是导致股市急剧下跌和金融机构大面积倒闭的重要原因. 因此, 包括欧美等成熟市场在内的各国监管者相继推出各种不同程度的卖空禁令(short-selling bans)^[1]. 然而, Fotak 等^[2]在对金融危机期

间美国遭受“重创”的金融机构进行研究后发现, 这些公司的股价暴跌跟卖空交易并无显著关系. 国际货币基金组织(IMF)在其 2010 年发布的报告^[11]中也指出, 欧元区国家的卖空禁令不仅没有对危机期间金融机构的股价起到支撑作用, 反而增加了价格的波动, 损害了市场的稳定性.

事实上, 除了波动性之外, 市场收益率的偏度和峰度也是市场稳定性的两个重要衡量指标. 其中, 偏度描述了价格发生暴涨暴跌的不对称性; 峰度通常用于描述资产价格发生暴涨暴跌的可能性是否高于正态分布给出的累积概率, 即发生暴涨暴跌的频繁性. 理论上, Miller^[12]以及 Diamond 和 Verrecchia^[13]的研究认为, 卖空约束会抑制利空信息的揭示过程而导致股价容易被高估, 增加暴涨的可能性. Hong 和 Stein^[14]则进一步指出, 被抑制的利空信息往往会在积累一段时间后, 在未来市场下跌时集中释放, 从而导致市场在没有任何重大利空信息的驱动下“崩盘(crashes)”, 暴跌的可能性因此而增加. Bai 等^[15]认为卖空约束不利于知情交易者的信息揭示, 从而降低了资产价格的信息含量. 不知情交易者因此面临较大的逆向选择风险, 价格的波动性也就内生地增加了. 可见, 理论研究大多认为, 放松卖空限制有助于提高市场的稳定性, 至少无损于稳定性.

实证研究中, Bris 等^[1]对全球 46 个市场的卖空限制情况进行对比后指出, 限制卖空无助于削弱暴跌高于暴涨的可能性, 即难以缓解收益率的负偏风险. Saffi 和 Sigurdsson^[3]以借贷余额作为卖空约束程度的代理变量, 以收益率的波动、偏度和峰度作为衡量市场稳定性的指标, 对全球 26 个国家和地区的股票市场进行研究后发现, 放松卖空约束与价格的稳定性并无显著关系. Maggi 和 Fantazzini^[4]对全球 31 个新兴市场进行比较后指出, 允许卖空的市场比禁止卖空的市场具有更低的波动性和峰度, 而收益率的偏度在不同的禁止卖空市场中各有不同, 有的比允许卖空的市场低, 有的则比较高. Chang 等^[16]对香港市场股市中允许卖空的个股和不允许卖空的个股进行比较后研究发现, 前者收益率具有较高的波动和较低的正偏度. 王昱等^[8]利用台湾证券市场的融资融券交易数据进行研究后指出, 融资买空与融券卖空交易并未显著影响整个市场的波动性水平. 廖士光

和杨朝军^[17]利用香港股票市场的数据研究表明,对于整个股票市场而言,卖空机制推出后,市场波动性加大,但 Granger 因果检验结果证实市场波动性的增加并非由卖空交易引发.廖土光和杨朝军^[18]对台湾股市研究指出,卖空机制的引入不仅没有加剧市场的波动,反而可以对市场的波动起到平抑作用.许红伟和陈欣^[9]对中国股市的研究则指出,融资融券机制的推出能够显著减少股价发生大幅下跌的概率,却无助于减少收益率的峰度.究其原因,他们认为出现上述结果的原因可能是融资业务和融券业务发展的极端不对称导致的^②.这类研究大多静态地比较市场的稳定性指标——波动、偏度和峰度在卖空约束放松或收紧前后具有怎样的差异.

基于动态视角的研究如 Bohl 等^[19]采用 GARCH、机制转换 GARCH 等模型考察了卖空约束收紧前后市场的波动性具有怎样的差异,并发现卖空约束收紧后,市场的波动性显著增加了.Devaney^[20]也采用 GARCH 类模型对美国证监会 (SEC) 宣布纳入卖空禁令的房地产信托公司 (REIT) 股价的波动性进行了比较,结果也拒绝了卖空禁令会缓解波动性.万迪昉等^[10]基于 GARCH-M、EGARCH-M 模型考察了融资融券业务推出前后,市场涨跌对股市波动性的影响具有怎样的差异,并指出金融创新能够促进交易所自律监管功能的发挥.由此可见,这些研究虽然进行了动态建模但很少分析卖空约束放松或收紧前后,相关信息冲击对波动性的影响关系发生了怎样的变化.而这才是基于动态视角进行研究的关键所在.当然,除了收益率波动过程具有显著的时变性之外,近年来也有不少研究指出,收益率的偏度(暴涨暴跌的非对称性)和峰度(暴涨暴跌的频繁性)也存在显著的时变性^[21-25].因此,要更加深入、全面地考察融资融券这一机制创新对市场稳定性的影响,应综合考察波动性、偏度和峰度等稳定性指标的动态过程发生了怎样的变化.

纵观现有文献,基于静态视角的研究,无论是“横向”比较,即在不同卖空约束程度的市场间比较,或是“纵向”比较,即对同一市场在卖空约束

放松(收紧)前后进行比较,其研究结果均难以回答市场稳定性的动态过程是否发生改变、怎样改变.基于动态视角的研究往往没有考虑收益率的偏度和峰度等两个重要的稳定性指标,因而不全面.此外,基于现有研究的结果还难以回答融资融券余额的变化如何影响市场的稳定性.众所周知,融资融券余额是反映投资者买空、卖空行为的重要变量,其变动情况较为细致地跟踪了市场买空、卖空交易的运动轨迹.因此,研究融资融券余额的变化与市场稳定性的关系可以进一步考察投资者买空、卖空行为对市场的稳定性会产生怎样的冲击作用.

2 TARCD-X 模型的构建与估计

设市场的收益率为 r_t , 其条件均值为 μ_t , 条件波动、条件偏度和条件峰度分别为 σ_t 、 λ_t 和 η_t . 这三个指标构成了本文用于衡量市场稳定性的主要指标,下标 t 表示这三个指标具有时变性.于是,市场收益率 r_t 可以表示为如下随机过程

$$r_t | \Psi_{t-1} \sim D(\mu_t, \sigma_t^2, \lambda_t, \eta_t) \quad (1)$$

其中 Ψ_{t-1} 表示第 t 期可以获得的信息集.

关于条件均值 μ_t , 考虑如下模型

$$\mu_t = u_0 + u_1 r_{t-1} \quad (2)$$

对于金融市场的收益率来讲,其价格的效率性确保了一阶自回归足以刻画收益率之间的自相关关系.这是因为即便是一个弱势有效的市场,过去的收益率已经不具有对未来收益率的预测能力.因此,选择一阶自回归描述收益率自相关特征是合理的.

关于条件波动过程 σ_t , 考虑到收益率的波动过程具有“聚集性”和“杠杆效应”等典型事实,以及为了规避模型参数的非负性约束,这里选择 Nelson^[26]提出的指数 GARCH(EGARCH)模型

$$\ln \sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 | \varepsilon_{t-1} | + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_3 \ln \sigma_{t-1} \quad (3)$$

其中 $\varepsilon_t = r_t - \mu_t$ 是扰动项,刻画了市场涨跌这一信息冲击.Engle 和 Ng^[27]最早采用这种方法绘制了“消息影响曲线(News Impact Curve)”,形象地描述了信息冲击与市场预期波动性的相关关系.

^② 从沪深两市的融资融券余额来看,融资交易的占比长期居于 95% 以上,而融券交易的占比在绝大部分情况下不足 5% (参见本文的样本描述).

本文为了更加明确地考察不同符号的信息冲击对波动性的影响,令 $\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$ $\varepsilon_t^- = \max(-\varepsilon_t, 0)$. 此外, 鉴于融资融券交易实施前后可能存在的结构性变化, 考虑引入虚拟变量 D_t : 若第 t 期为融资融券交易后时期, $D_t = 1$; 否则 $D_t = 0$. 将上述变量代入式(3)并整理后可得

$$\ln \sigma_t = a_0 + (a_1 + a_2 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^+ + (a_3 + a_4 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^- + a_5 \ln \sigma_{t-1} \quad (4)$$

根据上述设定, 在融资融券实施前, 正向冲击 (ε_t^+) 和负向冲击 (ε_t^-) 对条件波动的影响系数分别为 a_1 和 a_3 , 而融资融券实施后的影响系数分别为 $a_1 + a_2$ 和 $a_3 + a_4$. 若 a_2 和 a_4 显著为正, 则意味着市场涨跌对波动性的冲击作用在融资融券实施后显著增加. 此外, 交易量的增减是另一个可能影响市场稳定性的重要信息冲击变量. 设 TV_t 为第 t 期市场的交易量, $v_t = \ln TV_t - \ln TV_{t-1}$ 表示第 t 期市场交易量的对数变化. 为了考察 v_t 对收益率条件波动的影响及其在融资融券实施前后的变化, 将式(4)设定为如下形式

$$\ln \sigma_t = a_0 + (a_1 + a_2 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^+ + (a_3 + a_4 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^- + (a_5 + a_6 D_{t-1}) v_{t-1}^+ + (a_7 + a_8 D_{t-1}) v_{t-1}^- + a_9 \ln \sigma_{t-1} \quad (5)$$

$$\text{SkewT}(x | \gamma, \kappa) = BC \left(1 + \frac{1}{\kappa - 2} \left(\frac{Bx + A}{1 + \gamma \text{sgn}(x + A/B)} \right)^2 \right)^{-(\kappa+1)/2} \quad (8)$$

其中 x 定义为标准化收益率 $(r_t - \mu_t) / \sigma_t$; γ 和 κ 分别是偏度系数和自由度; $\text{sgn}(\cdot)$ 是符号函数; A 、 B 和 C 都是 γ 和 κ 的函数

$$A = 4\gamma C \frac{\kappa - 2}{\kappa - 1}, \quad B = \sqrt{1 + 3\gamma^2 - A^2},$$

$$C = \frac{\Gamma((\kappa + 1)/2)}{\sqrt{\pi(\kappa - 2)} \Gamma(\kappa/2)}$$

$\gamma > 0$ 和 $\gamma < 0$ 分别表示概率分布为正偏和负偏, 而且 $|\gamma|$ 越大, 偏斜程度越严重; 当 $\gamma = 0$ 时, 分布是对称的, 退化为传统的学生 - t 分布; 自由度 κ 刻画了分布的尖峰、厚尾程度. 与传统的学生 - t 分布类似, 对于 SkewT 分布来讲, “尖峰”和“厚尾”也是一致的, 即 κ 越小, “峰”越“尖”, “尾”越“厚”, 价格发生暴涨暴跌的频繁性越高, 峰度越大, 反之亦反之. 因此, SkewT 分布足够灵活, 可以较好地反映收益率的条件高阶矩特征. 更为重要的是, 与三阶和四阶中心矩等偏度和峰度的统计

其中 $v_t^+ = \max(v_t, 0)$ 和 $v_t^- = \max(-v_t, 0)$. 于是, a_5 和 a_7 分别表示融资融券实施前交易量的增大 v_t^+ 或 v_t^- 减小对收益率条件波动的影响, 而融资融券实施后的影响系数分别为 $a_5 + a_6$ 和 $a_7 + a_8$. 若 a_6 和 a_8 显著为正, 则意味着交易量增减对波动性的冲击作用在融资融券实施后显著增加.

类似的, 关于收益率条件偏度 λ_t 和条件峰度 η_t 的设定可以采用如下形式

$$\lambda_t = b_0 + (b_1 + b_2 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^+ + (b_3 + b_4 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^- + (b_5 + b_6 D_{t-1}) v_{t-1}^+ + (b_7 + b_8 D_{t-1}) v_{t-1}^- + b_9 \lambda_{t-1} \quad (6)$$

$$\eta_t = c_0 + (c_1 + c_2 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^+ + (c_3 + c_4 D_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^- + (c_5 + c_6 D_{t-1}) v_{t-1}^+ + (c_7 + c_8 D_{t-1}) v_{t-1}^- + c_9 \eta_{t-1} \quad (7)$$

其中 ε_t^+ 和 ε_t^- 以及 v_t^+ 和 v_t^- 的定义与式(5)相同. 式(6)和式(7)系数的含义与式(5)类似. 因此, 式(6)和式(7)分别刻画了融资融券实施前后, 前期价格涨跌和交易量增减对收益率条件偏度和峰度的影响.

由上述设定可以看出, 式(1)中关于收益率分布形态的设定需要同时引入均值、波动、偏度和峰度等参数. 为此, 本文选择 Hansen^[21] 提出的有偏学生 - t (SkewT) 分布. 其概率密度函数如下

定义相比 SkewT 分布的偏度系数 γ 和自由度 κ 更为直接地刻画了收益率分布的不对称程度和尖峰、厚尾程度. 因此, 更加符合本文关注于价格暴涨暴跌的对称性和频繁性特征的研究主旨. 根据 SkewT 分布的定义, 偏度系数 γ 应具有如下取值范围 $-1 < \gamma < 1$, 而自由度 κ 应满足 $3 < \kappa < 30$. 为使式(6)和式(7)产生的偏度和自由度系数符合此范围, Hansen^[21] 建议用 Logistic 函数 $\Lambda_{(l, \mu)}(x) = l + (u - l) / (1 + e^{-x})$ 将 λ_t 和 η_t 分别映射到 $(-1, 1)$ 和 $(3, 30)$ 的区间内. 考虑到 γ 和 κ 的时变性, 记

$$\gamma_t = \Lambda_{(-1, 1)}(\lambda_t), \quad \kappa_t = \Lambda_{(3, 30)}(-\eta_t)$$

显然, λ_t 越大, γ_t 越大, 收益率越倾向于正偏, 暴涨高于暴跌的可能性越高; η_t 越大, κ_t 越小, 尖峰、厚尾程度越严重, 暴涨暴跌频繁性越高.

综合式(1)一式(8), 需要估计的参数来自四个方程, 即均值方程(2)的 $\theta_1 = (u_0, \mu_1)$, 条件波动方程式(3)的 $\theta_2 = (a_0, a_1, a_2, \dots, a_9)$, 条件偏

度方程(6)的 $\theta_3 = (b_0, b_1, b_2, \dots, b_9)$ 以及条件峰度方程(7)的 $\theta_4 = (c_0, c_1, c_2, \dots, c_9)$. 在 Ψ_{t-1} 给定

$$L(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left\{ -\ln(\sigma_i(\theta_2)) + \ln \left[\text{SkewT} \left(\frac{r_i - \mu_i(\theta_1)}{\sigma_i(\theta_2)} \mid \gamma_i(\theta_3), \kappa_i(\theta_4) \right) \right] \right\} \quad (9)$$

其中 $\theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4)$.

为进一步考察融资融券实施后,融资融券余额的变化对市场稳定性的影响,考虑将相关变量引入稳定性指标的动态过程.记 M_t 和 S_t 分别表示第 t 期市场的融资余额和融券余额,二者的对数变化 m_t 和 s_t 分别按如下方法计算

$$m_t = \ln M_t - \ln M_{t-1}, s_t = \ln S_t - \ln S_{t-1} \quad (10)$$

当观测值为融资融券后样本时,式(5)、式(6)和式(7)可改写为

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t = & a_0 + a_1 e_{t-1}^+ + a_2 e_{t-1}^- + a_3 v_{t-1}^+ + \\ & a_4 v_{t-1}^- + a_5 m_{t-1}^+ + a_6 m_{t-1}^- + a_7 s_{t-1}^+ + \\ & a_8 s_{t-1}^- + a_9 \ln \sigma_{t-1} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \gamma_t = \Lambda_{(-1,1)}(\lambda_t) \quad \lambda_t = & b_0 + b_1 e_{t-1}^+ + b_2 e_{t-1}^- + \\ & b_3 v_{t-1}^+ + b_4 v_{t-1}^- + b_5 m_{t-1}^+ + \\ & b_6 m_{t-1}^- + b_7 s_{t-1}^+ + b_8 s_{t-1}^- + b_9 \lambda_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \kappa_t = \Lambda_{(3,30)}(-\eta_t) \quad \eta_t = & c_0 + c_1 e_{t-1}^+ + c_2 e_{t-1}^- + \\ & c_3 v_{t-1}^+ + c_4 v_{t-1}^- + c_5 m_{t-1}^+ + \\ & c_6 m_{t-1}^- + c_7 s_{t-1}^+ + c_8 s_{t-1}^- + c_9 \eta_{t-1} \end{aligned} \quad (13)$$

其中 $m_t^+ = \max(m_t, 0)$, $m_t^- = \max(-m_t, 0)$, $s_t^+ = \max(s_t, 0)$, $s_t^- = \max(-s_t, 0)$. 因此,式(11)、式(12)和式(13)分别在控制了前期价格、交易量的变化后,反映了不同方向融资余额的变化(m_t^+ 和 m_t^-)以及不同方向融券余额的变化(s_t^+ 和 s_t^-)对收益率条件波动、偏度和峰度的影响.将式(11)、式(12)和式(13)代入式(9),并基于融资融券实施后的样本进行极大似然估计,即可考察融资融券余额变化作为新的信息冲击如何影响市场的稳定性.

无论是将收益率的波动、偏度和峰度的动态过程设定为式(5)、式(6)和式(7),亦或式(11)、式(12)和式(13),两种设定都刻画了前期价格涨跌、前期交易量增减、融资融券余额变化等外生信息变量(记作“ X ”)三种稳定性指标的冲击作用.此外,两种设定中也考虑了外生信息以“0”为门限值(threshold)的非对称冲击.因此,本文将

的情况下,可以通过极大化如下对数似然函数得到上述参数的估计值

其称为“外生冲击的门限自回归条件密度(TARCD-X)模型”.为了便于表述,在本文接下来的内容里,将式(5)、式(6)和式(7)设定下的模型记为“TARCD-X1”模型,将式(11)、式(12)和式(13)设定下的模型记为“TARCD-X2”模型.这两个模型的参数估计均采用极大似然方法,估计过程使用 Eviews 编程实现.由于模型的待估参数较多,实际估计时,参数的初值对似然函数的极大化过程影响较大.因此,本文采用从简单到复杂的过程,将各个变量逐个加入模型中,并以前一个模型估计的结果作为下一个模型的初值,从而完成最终的模型估计.

3 样本描述及一些初步的结果

自2010年3月31日融资融券试点正式启动至2013年1月25日扩容以前,纳入融资融券范围的股票主要来自沪深300指数的部分成分股.因此,本文的实证研究以沪深300指数(HS300)的日百分比对数收益率为样本,进而从市场的层面考察融资融券的实施如何影响稳定性.与现有研究仅考察纳入融资融券范围的股票相比,其必要性在于,没有纳入融资融券范围的股票不可避免地会受到前者价格变化的影响.因此,仅仅以融资融券标的股票为研究对象并不能较为全面地评价这一机制创新对整个市场的影响.

本文的样本期间选择2009年1月5日至2013年3月29日.其中,2009年1月5日至2010年3月30日为融资融券前样本;2010年3月31日~2013年3月29日为融资融券后样本.融资融券交易前样本以2009年1月5日作为起点的原因在于,2006年至2008年的中国股市经历了长达两年的牛市和一年的熊市.在此期间,沪深300指数从2006年初的937点一路上涨,直到2007年10月16日达到5875点的最高位置,然后又持续下跌,并于2008年11月4日跌至1627

点的最低水平. 这一“过山车式”的暴涨暴跌过程如果不从样本中剔除, 可能使研究结果难以令人信服. 当然, 作为一个补充的检验, 本文的稳健性检验部分仍然将其纳入研究样本.

如此取样可能带来的一个新的问题是, 融资融券前后样本容量差距较大. 前者共包括 300 个观测值, 而后者约为前者的 2.4 倍, 共 728 个观测值. 但本文认为后者容量相对较大是必要的. 首先, 融资融券交易作为一项机制创新, 投资者需要一个适应过程, 监管者也需要对市场的运行情况观察一段时间后才能全面推行. 事实上, 融资融券

交易由“试点”转为“常规”是以 2011 年 11 月 25 日《上海证券交易所融资融券交易实施细则》正式施行为标志的. 2010 年 3 月 31 日至 2011 年 11 月 24 日期间的样本仅为试运行期间的样本. 其次, 在上述样本中, 融资融券作为“常规”业务的样本量(2011 年 11 月 25 日至 2013 年 3 月 29 日)共计 324 个交易日, 与融资融券前的样本量是比较接近的. 当然, 由于本文着眼于市场稳定性的动态过程, 为了保持其时间序列上的连续性, 不再剔除 2010 年 3 月 31 日至 2011 年 11 月 24 日这段试点期间的样本.

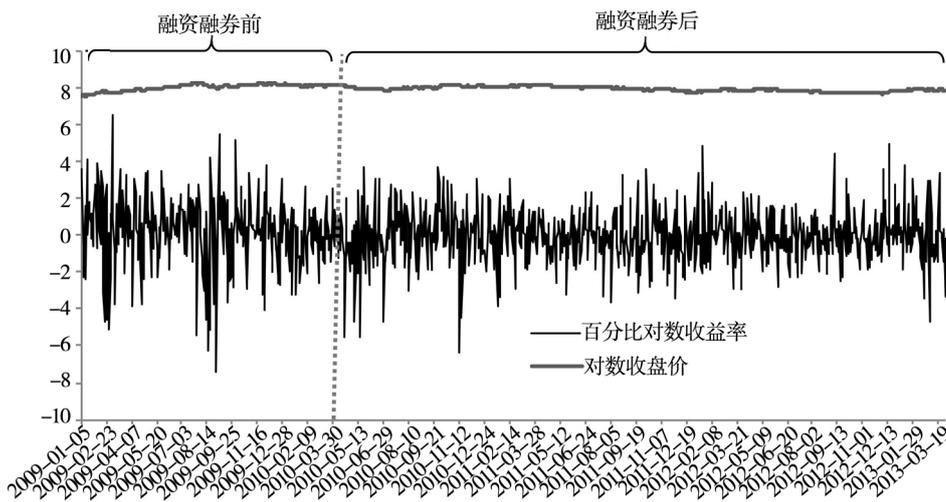


图 1 沪深 300 指数的对数收盘价及收益率(百分比)

Fig. 1 Logarithmic close price and returns (in percent) of HS300 index

图 1 描绘了整个样本期间沪深 300 指数的对数收盘价和百分比对数收益率的折线图. 从图中可以看出, 沪深 300 指数在整个样本期的走势是比较平稳的. 表 1 对融资融券前后沪深 300 指数的收益率(r_t)、交易量的对数变化(v_t)以及融资融券后融资融券余额的对数变化(m_t 和 s_t)进行了描述性统计.

从表 1 可以看出, 融资融券后, 沪深 300 指数收益率的标准误比融资融券前有所下降. 这就意味着, 收益率的波动程度比融资融券前有所改善. 从收益率的偏度来看, 虽然两个样本期均为负值, 但绝对值从 0.5417 下降到 0.1373, 即融资融券交易实施后, 收益率的负偏度也削弱了, 暴涨暴跌的不对称性有所缓解.

相比之下, 刻画暴涨暴跌频繁性的峰度在融资融券后相对较大, 这与前述理论预示不尽一致. 但是, 从沪深 300 指数暴涨暴跌的次数和频率来看, 融资融券实施前, 涨幅大于 5% 的次数为 3

次, 频率约为 1% ($\approx 3/300$), 跌幅大于 5% 的次数为 5 次, 频率约为 1.67% ($\approx 5/300$); 相比之下, 融资融券实施后, 涨幅大于 5% 的次数和频率为 0, 而跌幅大于 5% 的次数和频率分别为 3 和 0.41% ($\approx 3/728$). 由此可见, 融资融券实施后, 市场发生暴涨暴跌的频繁性大幅减小, 特别是暴跌的频率减小为原来的 1/4 左右. 这些结果表明, 暴涨暴跌的频繁性和幅度相对于融资融券前均有所改善. 另外, 从收益率的极端值来看, 融资融券实施前的最大涨幅和跌幅分别为 6.46% 和 7.37%, 而融资融券实施后的最大涨幅和跌幅分别为 4.93% 和 6.42%. 从收益率暴涨暴跌的分布(样本分位数)来看, 融资融券实施后, 95% 和 85% 水平上的分位数均小于融资融券实施前相应水平上的分位数, 而 5% 和 15% 水平上的分位数均大于融资融券实施前的分位数. 这就从暴涨暴跌的分布情况反映了融资融券实施后市场的稳定

性相对较好. 综合上述描述性统计结果可以看出, 大部分市场稳定性指标均反映了融资融券的实施提升了市场的稳定性. 这与现有的基于静态视角的研究结果是一致的.

表1 融资融券前后样本的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the observations in the two sample periods

	融资融券前样本		融资融券后样本			
	r_t	v_t	r_t	v_t	m_t	s_t
均值	0.204 6	0.002 9	-0.041 2	-0.000 1	0.013 9	0.014 3
中位数	0.359 0	-0.006 4	-0.032 3	-0.021 7	0.005 6	0.008 3
标准误	1.952 9	0.200 0	1.417 3	0.239 1	0.054 6	0.188 8
偏度	-0.541 7	0.264 5	-0.137 3	0.605 8	11.672 2	2.276 3
	(0.000 1)	(0.030 7)	(0.065 2)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
超额峰度	1.302 6	0.210 0	1.641 5	0.986 0	163.401 4	62.281 8
	(0.000 0)	(0.228 9)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Jarque-Bera 统计量	35.883 3	4.049 7	84.022 3	74.013 6	825 296.1	118 129.7
	(0.000 0)	(0.132 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
涨幅 > 5% 次数	3		0			
跌幅 > 5% 次数	5		3			
最大值	6.462 2	0.645 2	4.925 6	1.092 7	0.925 0	2.491 0
最小值	-7.371 3	-0.458 8	-6.416 7	-0.679 9	-0.048 0	-1.874 4
$Q(85\%)$	1.984 8	0.190 5	1.363 8	0.231 5	0.020 2	0.095 5
$Q(15\%)$	-1.587 9	-0.192 5	-1.325 9	-0.235 8	-0.001 9	-0.075 4
$Q(95\%)$	3.171 8	0.356 9	2.329 9	0.429 6	0.041 5	0.209 9
$Q(5\%)$	-3.403 9	-0.325 0	-2.112 4	-0.341 2	-0.006 0	-0.164 4
样本量(T)	300		728			

注: 1) r_t 、 v_t 、 m_t 和 s_t 分别表示沪深 300 指数、交易量、融资余额和融券余额的对数变化, 其中, 收益率为百分数;

2) 超额峰度 = 样本峰度 - 3, 在正态分布的假设下, 偏度和超额峰度渐近服从均值为 0, 标准误为 $\sqrt{6/T}$ 和 $\sqrt{24/T}$ 的正态分布; 3) 圆括号中的数值为相应统计量的 p -值; 4) 以粗体显示的数值表示其 p -值小于显著性水平 10%; 5) $Q(q)$ 表示样本的 q 分位数.

从交易量对数变化(v_t)的分布情况来看, 无论是极端值还是四种分位数值, 融资融券后的绝对值均大于融资融券前的结果. 这说明融资融券实施后交易量的大幅增加和减少均比融资融券前变化的较为剧烈. 这与融资融券这一机制创新所带来的杠杆交易是有关的. 除此之外, 从 v_t 的偏度和峰度而言, 融资融券后的偏度和峰度均高于融资融券前的样本. 这说明融资融券实施后, 市场的交易量比融资融券前更加易于出现大幅增减, 且大幅增加的可能性相对更高. 这些结果也都与融资融券给市场带来的杠杆交易是一致的.

图2给出了融资融券实施后, 各交易日融资余额的对数($\ln M_t$)、融券余额的对数($\ln S_t$)以及融资余额占融资融券余额比重($M_t/(M_t + S_t)$)的折线图. 从图2可以看出, 融资余额和融券余额均成增长趋势. 结合表1对融资融券余额的对数变化给出的描述性统计结果来看, 融资融

券余额的日平均增幅为 1.3% ~ 1.4%. 从图2还可以看出, 融资余额增长趋势相对较为稳定, 而融券余额的增长过程具有较大的变异. 这也可以从表1给出的相关描述性统计结果得到支持. 首先, 从标准误来看, 融资余额对数变化(m_t)的标准误不到融券余额对数变化(s_t)标准误的 1/3. 其次, 从 m_t 和 s_t 的极端值以及六种水平的分位数也可以得出类似的结论. 融资余额的日最大涨幅为 92.50%, 最大跌幅为 4.80%, 但融券余额的日最大涨幅为 249.10%, 而最大跌幅为 187.44%. 最后, 从分位数来看, m_t 的 50% 以上的三种分位数均小于 s_t 相应水平上的分位数, 而 m_t 在 50% 以下的三种水平上的分位数均大于 s_t 相应水平上的分位数. 另外, 值得注意的是, 从融资余额在融资融券余额中的占比(图2)来看, 融资余额长期占据绝对优势, 占比一直维持在 95% 以上. 这再次印证了现有研究给出的结果, 即我国的融资融券交

易存在严重的“跛足”现象。

综上所述, 相关描述性统计结果已经初步说明了融资融券交易实施后, 沪深 300 指数的价格变化比融资融券前更加稳定, 而交易量则比融资

融券前变化得更加强烈。另外, 融资融券实施后, 市场的融资余额呈现较为稳定的增长趋势; 融券余额虽然在总体上也呈增长趋势, 但其变化相对较为剧烈。

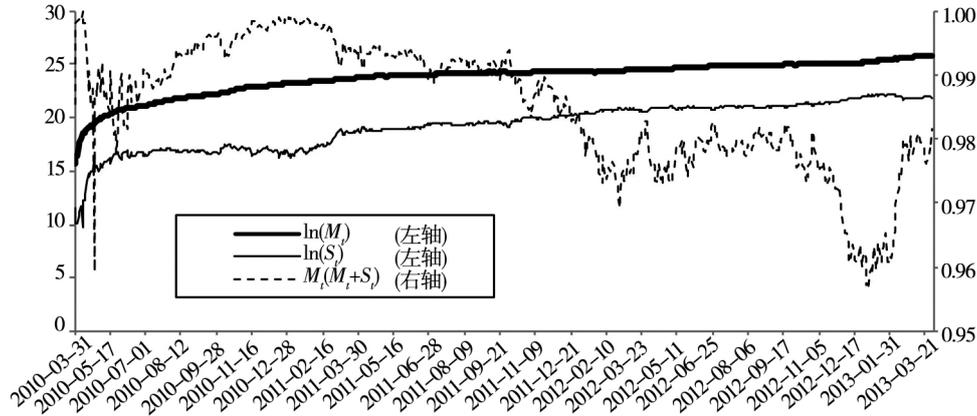


图 2 融资融券余额日折线图

Fig. 2 Line chart of daily account of margin trading

4 实证结果

本文的实证结果包括如下两个部分: 一是基于全样本估计式(5)、式(6)和式(7)设定下的 TARCD-X1 模型, 进而考察前期的价格和交易量的变化如何影响市场波动性、暴涨暴跌的不对称性(偏度)和频繁性(峰度)等稳定性指标, 以及这种影响关系在融资融券实施前后是否发生变化; 二是基于融资融券后的样本估计式(11)、式(12)和式(13)设定下的 TARCD-X2 模型, 从而考察前

期的价格、交易量、融资融券余额的变化等信息冲击如何影响市场的波动性、偏度和峰度等稳定性指标。

4.1 市场稳定性的动态过程: 融资融券前后的比较

从 TARCD-X1 模型的设定可以看出, 式(5)、式(6)和式(7)总共刻画了 12 种影响关系, 即市场的上涨和下跌、交易量的增大和减小 4 种信息冲击与波动性、暴涨暴跌的不对称性和频繁性 3 种稳定性指标间的动态关系。三个方程的参数估计结果如表 2 所示。

表 2 信息冲击与市场的稳定性: TARCD-X1 模型的估计结果

Table 2 Information shock and the stability of stock market: Results of TARCD-X1 model

条件波动方程(5)			条件偏度方程(6)			条件峰度方程(7)		
变量	系数估计	标准误	变量	系数估计	标准误	变量	系数估计	标准误
常数项	0.215 7	0.078 9	常数项	0.058 5	0.016 6	常数项	0.806 9	0.324 3
ε_{t-1}^+	0.116 1	0.059 9	ε_{t-1}^+	-0.058 3	0.021 5	ε_{t-1}^+	0.742 1	0.241 8
$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$	-0.093 3	0.142 1	$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$	0.013 3	0.006 4	$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$	0.175 0	0.510 4
ε_{t-1}^-	0.215 1	0.052 0	ε_{t-1}^-	0.026 2	0.011 3	ε_{t-1}^-	-0.490 7	0.134 3
$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^-$	-0.122 9	0.068 4	$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^-$	0.032 2	0.056 3	$D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^-$	-0.249 2	0.100 5
v_{t-1}^+	-0.450 7	0.704 8	v_{t-1}^+	-0.543 1	0.317 4	v_{t-1}^+	-0.225 7	0.060 4
$D_{t-1}v_{t-1}^+$	-0.249 1	0.119 5	$D_{t-1}v_{t-1}^+$	0.289 7	0.155 7	$D_{t-1}v_{t-1}^+$	-0.380 6	0.639 7
v_{t-1}^-	0.323 5	0.163 3	v_{t-1}^-	0.292 0	0.108 0	v_{t-1}^-	0.167 5	0.073 8
$D_{t-1}v_{t-1}^-$	0.109 4	0.043 9	$D_{t-1}v_{t-1}^-$	0.215 0	0.923 6	$D_{t-1}v_{t-1}^-$	-0.495 8	0.229 8
$\ln \sigma_{t-1}$	0.743 3	0.065 1	λ_{t-1}	0.441 9	0.159 5	η_{t-1}	-0.239 7	0.036 2

注: 1) TARCD-X1 模型设定为式(5)、式(6)和式(7), 估计的样本期为 2009 年 1 月 5 日至 2013 年 3 月 29 日; 2) 虚拟变量 D_{t-1} 用于控制融资融券后各信息冲击对收益率条件波动的影响; 3) 以粗体显示的数值表示其 p -值小于显著性水平 10%。

从表 2 中式(5)的估计结果可以看出, 融资融券实施前, 前期价格的正向冲击(ε_{t-1}^+)和负向

冲击(ε_{t-1}^-)都会增加市场的条件波动, 且从系数的大小来看, 前期价格的负向冲击会引起更大的

波动. 这符合“杠杆效应”的理论预示, 即市场下跌时会引起更大的预期波动. 但是, $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^-$ 的系数显著为负预示着 融资融券实施后, 前期价格的负向冲击对收益率条件波动的影响显著减少. 这与现有研究指出的融资融券的实施, 对市场起到“单向缓冲器”的作用是一致的, 即市场下跌时融资融券交易能缓解市场的波动性. $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$ 的系数不显著说明, 前期价格的正向冲击与融资融券实施前并无显著差异. 因此, 总体来讲, 市场的涨跌变化在融资融券实施后对预期波动的冲击作用有所减少. 从交易量引起的信息冲击来看, $D_{t-1}v_{t-1}^+$ 的系数显著为负预示着 融资融券实施后, 交易量的正向冲击对条件波动的影响显著减少; $D_{t-1}v_{t-1}^-$ 的系数显著为正预示着, 负向冲击则会显著增加市场的波动. 这说明, 融资融券实施后, 当市场交易量放大时, 人们对市场未来走势的不确定性显著减少, 但当交易量缩小时会显著增加人们对市场未来不确定性的预期. 由此可见, 交易量增减对市场波动性的冲击在融资融券实施前后出现了较大的差异, 但作用的效果存在两面性, 当交易量放大时, 预期波动减小, 而交易量缩小时, 预期波动增大.

采用类似的分析, 从式(6)的估计结果可以看出, 市场涨跌对下一期暴涨暴跌不对称性的影响也存在显著差异, 且价格上涨会降低预期的偏度, 价格下跌会增加预期的偏度. 但重要的是, 前一种情况在融资融券实施后被显著削弱, 即暴跌高于暴涨的可能性显著减少. 交易量增减所引起的信息冲击对市场条件偏度的影响在融资融券实施后也出现了一些变化. $D_{t-1}v_{t-1}^+$ 的系数显著为

正, 说明融资融券实施后, 交易量的正向冲击更加倾向于提高市场收益率预期偏度, 即暴涨高于暴跌的可能性增加, 缓解了负偏风险. 式(7)的估计结果来看, 前期市场价格和交易量的正向冲击对市场峰度的影响在融资融券前后没有显著差异. 但是, 二者的负向冲击在融资融券实施后均出现了显著改变. $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$ 和 $D_{t-1}v_{t-1}^-$ 的系数均显著为负, 这说明前期市场下跌和交易量减少对市场峰度的影响, 在融资融券实施后均显著降低. 由此可见, 市场价格和交易量的正向冲击对市场偏度的影响在融资融券实施后均显著增大, 即提高市场的预期偏度. 除此之外, 二者的负向冲击对偏度的影响均未出现显著变化; 另一方面, 价格和交易量的正向冲击对市场收益率峰度的影响在融资融券前后没有显著差异, 而负向冲击对峰度的影响在融资融券实施后均显著减小.

如果用 $\langle Y|X \rangle$ 表示信息冲击 X 对稳定性指标 Y 的影响, 则 ε_{t-1}^+ 、 ε_{t-1}^- 、 v_{t-1}^+ 和 v_{t-1}^- 四种信息冲击对波动性 σ_t 所造成的冲击可以表示为 $\langle \sigma_t | \varepsilon_{t-1}^+ \rangle$ 、 $\langle \sigma_t | \varepsilon_{t-1}^- \rangle$ 、 $\langle \sigma_t | v_{t-1}^+ \rangle$ 和 $\langle \sigma_t | v_{t-1}^- \rangle$; 以此类推, 它们对暴涨暴跌的不对称性指标 γ_t 造成的冲击可以表示为 $\langle \gamma_t | \varepsilon_{t-1}^+ \rangle$ 、 $\langle \gamma_t | \varepsilon_{t-1}^- \rangle$ 、 $\langle \gamma_t | v_{t-1}^+ \rangle$ 和 $\langle \gamma_t | v_{t-1}^- \rangle$; 对暴涨暴跌的频繁性指标 κ_t 的冲击可以表示为 $\langle \kappa_t | \varepsilon_{t-1}^+ \rangle$ 、 $\langle \kappa_t | \varepsilon_{t-1}^- \rangle$ 、 $\langle \kappa_t | v_{t-1}^+ \rangle$ 和 $\langle \kappa_t | v_{t-1}^- \rangle$. 于是, 依据表 2 中 $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$ 、 $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^-$ 、 $D_{t-1}v_{t-1}^+$ 和 $D_{t-1}v_{t-1}^-$ 的系数估计结果, 四种信息冲击对三种市场稳定性指标共 12 种影响关系, 在融资融券前后的比较可以汇总为图 3.

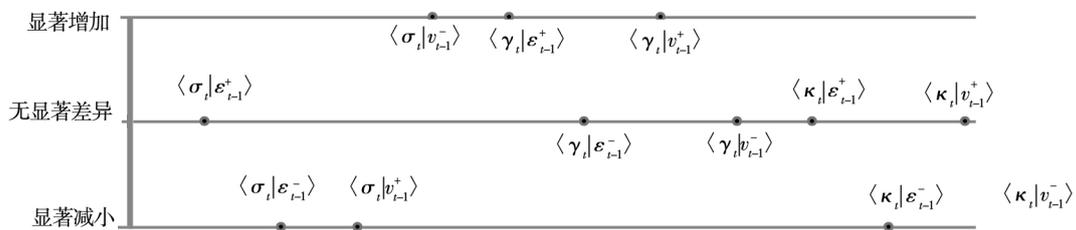


图3 融资融券前后信息冲击对市场稳定性指标的影响比较

Fig. 3 Comparison of the impact of information shock on market stability around margin trading

从图 3 可以看出, 融资融券后, 交易量的负向冲击对条件波动的影响 $\langle \sigma_t | v_{t-1}^- \rangle$ 比融资融券前显著增加, 但如 $\langle \sigma_t | v_{t-1}^+ \rangle$ 点所示, 其正向变化对条件波动的冲击作用显著减少了. 另外, 如 $\langle \gamma_t | \varepsilon_{t-1}^+ \rangle$ 、 $\langle \gamma_t | v_{t-1}^+ \rangle$ 点所示, 价格和交易量的正

向冲击在融资融券后显著增加了条件偏度, 但偏度增加的效果是市场出现暴涨的可能性增加, 或减少暴跌的可能性, 因此可以认为影响关系没有发生不利变化. 除此之外, 其他 8 种影响关系中, 有 4 种没有显著差异, 4 种影响关系是显著减少

了预期波动和峰度. 因此, 总的来说, 除了交易量减少会引起较大的波动外, 融资融券的实施并未造成其它信息冲击与市场稳定性的关系发生恶化.

4.2 融资融券后相关信息冲击对市场稳定性的影响

表 3 给出了 TARCD-X2 模型的估计结果. 与 TARCD-X1 模型不同, 这里进一步将融资融券余

额的前期变化 (m_{t-1} 和 s_{t-1}) 作为信息冲击引入收益率条件波动性、暴涨暴跌的不对称性和频繁性三个指标的动态过程, 即式 (11)、式 (12) 和式 (13). 因此, 基于表 3 的分析, 不仅可以考察融资融券后价格和交易量的正负向冲击如何影响市场收益率的波动、偏度和峰度等稳定性指标, 还可以考察融资融券余额的正、负向冲击如何影响市场的稳定性.

表 3 信息冲击与市场的稳定性: TARCD-X2 模型的估计结果

Table3 Information shock and the stability of stock market: Results of TARCD-X2 model

条件波动方程 (11)			条件偏度方程 (12)			条件峰度方程 (13)		
变量	系数估计	标准误	变量	系数估计	标准误	变量	系数估计	标准误
常数项	0.001 6	0.006 7	常数项	0.028 0	0.008 6	常数项	0.272 6	0.372 1
ε_{t-1}^+	0.024 5	0.005 9	ε_{t-1}^+	-0.033 2	0.009 8	ε_{t-1}^+	0.835 6	0.757 8
ε_{t-1}^-	0.042 6	0.008 0	ε_{t-1}^-	0.034 1	0.009 7	ε_{t-1}^-	-0.581 1	0.335 3
v_{t-1}^+	-0.246 7	0.117 1	v_{t-1}^+	-0.233 8	0.321 0	v_{t-1}^+	-0.807 3	0.392 0
v_{t-1}^-	0.243 0	0.131 7	v_{t-1}^-	0.452 2	0.190 4	v_{t-1}^-	-0.977 5	0.273 4
m_{t-1}^+	-0.317 7	0.078 6	m_{t-1}^+	0.065 2	0.035 8	m_{t-1}^+	-0.190 6	0.799 2
m_{t-1}^-	0.405 9	0.463 8	m_{t-1}^-	-0.651 4	0.167 2	m_{t-1}^-	0.425 0	0.592 7
s_{t-1}^+	0.041 5	0.073 9	s_{t-1}^+	-0.149 8	0.002 2	s_{t-1}^+	0.549 4	0.685 1
s_{t-1}^-	-0.196 0	0.099 3	s_{t-1}^-	0.307 2	0.021 9	s_{t-1}^-	0.031 2	0.105 3
$\ln \sigma_{t-1}$	1.009 9	0.000 7	λ_{t-1}	0.656 8	1.216 1	η_{t-1}	0.790 2	0.372 7

注: 1) TARCD-X2 模型设定为式 (11)、式 (12) 和式 (13), 估计的样本期为 2010 年 3 月 31 日至 2013 年 3 月 29 日; 2) 以粗体显示的数值表示其 p -值小于显著性水平 10%.

比较表 3 与表 2 的结果可以看出, 虽然系数的大小可能存在一定的差异, 但这两个表所给出的融资融券后, 前期价格和交易量变化对市场稳定性的影响关系的符号和显著性是基本一致的. 以波动性为例, 式 (5) 中 ε_{t-1}^+ 和 $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^+$ 的系数分别为 0.116 1 和 -0.093 3, 二者之和为 0.022 8, 即 D_{t-1} 取 1 时的系数, 反映了融资融券后 ε_{t-1}^+ 对波动性的影响. 这与式 (11) 中 ε_{t-1}^+ 的系数 0.024 5 是基本一致的. 相比之下, 在加入融资融券余额的影响后, ε_{t-1}^- 系数大小发生了一定变化, 式 (5) 中 ε_{t-1}^- 和 $D_{t-1}\varepsilon_{t-1}^-$ 的系数之和为 0.092 2, 而式 (11) 中 ε_{t-1}^- 的系数为 0.042 6. 从统计的角度来看, 在模型中加入一些新的解释变量后, 其他自变量的系数大小发生一定的变化是可以预期的.

鉴于 TARCD-X2 模型的主要特点, 这里着重对融资余额和融券余额的不同方向变化如何影响市场的稳定性加以分析. 为了使得分析过程更为直观, 这里依然参照图 3 的绘制思路, 用 $\langle Y | m_{t-1}^+ \rangle$ 、 $\langle Y | m_{t-1}^- \rangle$ 、 $\langle Y | s_{t-1}^+ \rangle$ 和 $\langle Y | s_{t-1}^- \rangle$ 分别

表示 m_{t-1}^+ 、 m_{t-1}^- 、 s_{t-1}^+ 和 s_{t-1}^- 等四种融资融券余额变化对市场稳定性指标 Y 的冲击作用, 其中, Y 分别表示 σ_t 、 γ_t 和 κ_t . 根据表 3 给出的估计结果, 可以绘制如图 4 所示的融资融券余额变化与市场稳定性的影响关系图.

结合表 3 和图 4 可以看出, 对于市场收益率的波动性而言, 当融资余额增加 (m_{t-1}^+) 或融券余额减少 (s_{t-1}^-) 时, 市场的条件波动会减少, 即预期的不确定性下降, 而 m_{t-1}^- 和 s_{t-1}^+ 对收益率的条件波动没有显著影响. m_{t-1}^+ 和 s_{t-1}^- 的系数显著为负预示着, 融资融券交易的资金流向是人们交易决策的重要参考指标, 且总体来讲, 融资余额的增加或融券余额的减少, 在平均意义下可以给市场传递一个短期向好的信息, 从而增加人们“做多”的信心, 降低不确定性. 这与中国的广大投资者仍然习惯于“做多不做空”的现实是一致的. 正如图 2 中融资融券余额的占比所示, 融资余额长期占据 95% 以上, 即大多数投资者倾向于融资而非融券.

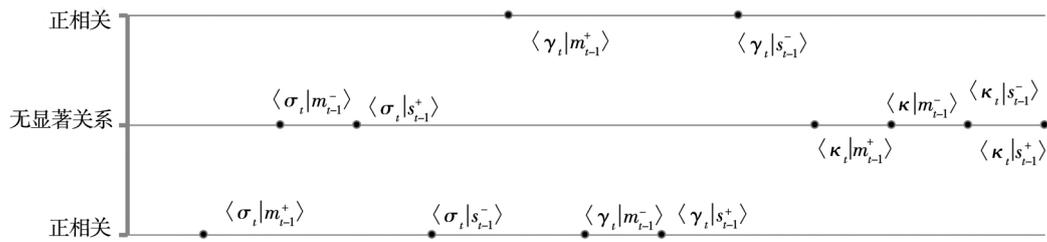


图4 融资融券余额变化与市场的稳定性

Fig. 4 The impact of changes of margin account on market stability

从偏度指标来看,融资融券余额的变化与市场暴涨暴跌的不对称性具有显著的相关关系.式(12)的估计结果显示, m_{i-1}^+ 和 s_{i-1}^- 的系数显著为正,而 m_{i-1}^- 和 s_{i-1}^+ 的系数显著为负.这一结果预示着,当融资余额增加或融券余额减少时,市场暴涨高于暴跌的可能性增加,预期偏度增加;反之则暴跌高于暴涨的可能性增加,预期偏度减少.这也就是说,融资融券余额的变化对下一期市场暴涨暴跌的对称性具有一定的预测作用,进而从另一个角度支持了融资融券余额是市场中的重要信息冲击变量.与波动性和不对称性不同,式(13)的估计结果显示,融资融券余额的变化对市场暴涨暴跌的频繁性(峰度)没有显著影响. m_{i-1}^+ 、 m_{i-1}^- 、 s_{i-1}^+ 和 s_{i-1}^- 与峰度系数的动态过程没有显著的相关关系.

综上所述,在TARCD-X2模型中,价格和交易量的变化与三个市场稳定性指标的关系与TARCD-X1模型是一致的.除此之外,在控制了前期价格涨跌和交易量增减后,融资融券余额的变化并未显著增加市场的波动性和峰度(暴涨暴跌

的频繁性),且其对预期偏度(暴涨暴跌的不对称性)具有一定的短期预测能力.具体来说,当融资余额减少或融券余额增加时,市场暴跌的可能性增加,而暴涨的可能性减小,即需要注意防范负偏风险.

5 稳健性检验

为了检验上述结果的稳健性,本文进行两个方面的稳健性检验.首先,考虑将样本的起始时间调整为沪深300指数的挂牌日期,即利用2005年4月8日至2013年3月29日共1939个观测值重新估计TARCD-X1模型.虽然2006年~2008年中国股市经历了一次前所未有的“牛转熊”行情,但不能排除这种行情的出现本身也可能是因为市场缺乏做空机制.因此,本文前面的研究中,将样本的起点选为2009年1月5日实际上是一种保守的做法,即提高了拒绝原假设的可能性.作为稳健性检验,进一步将样本期提前到2005年4月8日也是有益的尝试.

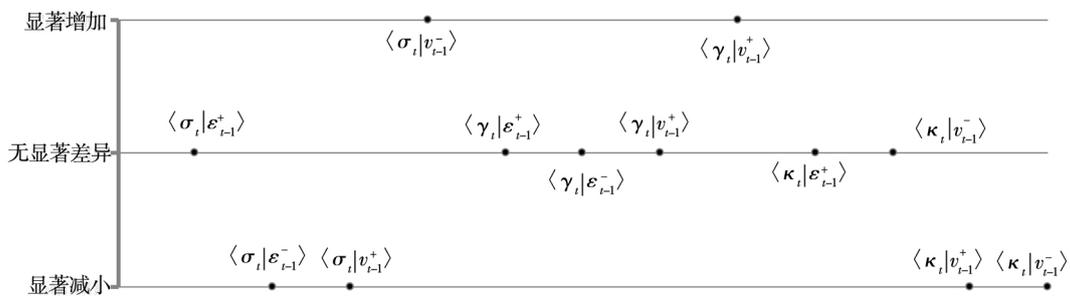


图5 融资融券前后信息冲击对市场稳定性指标的影响比较:替代样本

Fig. 5 Comparison of the impact of information shock on market stability around margin trading: Based on the alternative sample

如图5所示^③,虽然模型系数的显著性与图3的结果有一定差异,但从比较的结论来看,4种信

^③ 限于篇幅,稳健性检验的详细数据这里从略,但欢迎感兴趣的同仁来信索取.

息冲击对 3 种稳定性指标的 12 种影响关系中,也只有交易量的负向冲击与收益率波动性之间的关系在融资融券后显著增加,其他 11 种影响关系均未产生不利变化。因此,总体来说,市场稳定性指标的动态变化在融资融券实施后并未发生较大的不利变化。

本文进行的第二个稳健性检验是考虑到投资者大多存在风险规避心理,故而将“收益-风险”关系引入模型的均值方程并重新估计模型。这是因为,在前述研究中,TARCD-X1 和 TARCD-X2 模型的均值方程均被设定为 AR(1) 的形式。这种设定形式忽略了信息冲击所引起的波动性风险与预期收益之间的关系,而这种“收益-风险”关系反映了投资者的风险规避心理对市场稳定性可能产生的影响。鉴于此,考虑将式(2)调整为

$$\mu_i = u_0 + u_1 r_{i-1} + \varphi \sigma_i \tag{14}$$

其中 σ_i 反映了预期的波动性,系数 φ 刻画了收益率的期望值 μ_i 与预期的波动性风险之间的相关性。将式(14)与式(5)、式(6)和式(7)联合亦或与式(11)、式(12)和式(13)联合即可得到两种新的模型,这里分别记为 TARCD-X3 和 TARCD-X4 模型。

基于这两个模型的估计结果,参照图 3 和图 4 的绘制思路可以得到“融资融券前后信息冲击对市场稳定性指标的影响比较:基于 TARCD-X3

模型”(如图 6 所示)以“融资融券余额变化与市场的稳定性:基于 TARCD-X4 模型”(如图 7 所示)。比较图 3 和图 6 可以看出,前期市场涨跌和交易量增减对市场波动性的冲击作用在两种模型设定下没有发生变化。四种信息冲击对收益率偏度(暴涨暴跌的不对称性)的影响中,仅市场上涨(价格的正向冲击 ε_i^+)对预期偏度的影响显著增加,这就预示着,融资融券实施后,前期的市场上涨可能增加暴涨高于暴跌的可能性。对此,可以结合融资融券交易的“跛足”特征加以解释。如图 2 所示,从融资融券余额来看,融资交易的比重远高于融券交易,前期的市场上涨在融资交易的推动下产生更大的价格动量效应(momentum effect),从而增加暴涨高于暴跌的可能性。TARCD-X1 模型因为没有剔除预期“收益-风险”关系,这种动量效应所带来的暴涨有可能被预期的波动性风险所“吸收”,因此,TARCD-X3 模型结果显示正向冲击对偏度的影响增加了。图 6 和图 3 相比的另一个差异是交易量的减少(交易量的负向冲击 v_i^-)对暴涨暴跌频繁性(峰度)的影响较之融资融券前没有显著差异。由此可见,总的来说,在控制了预期“收益-风险”关系后,4 种信息冲击对 3 种稳定性指标的影响关系与图 3 的结果相比,均未出现不利变化。

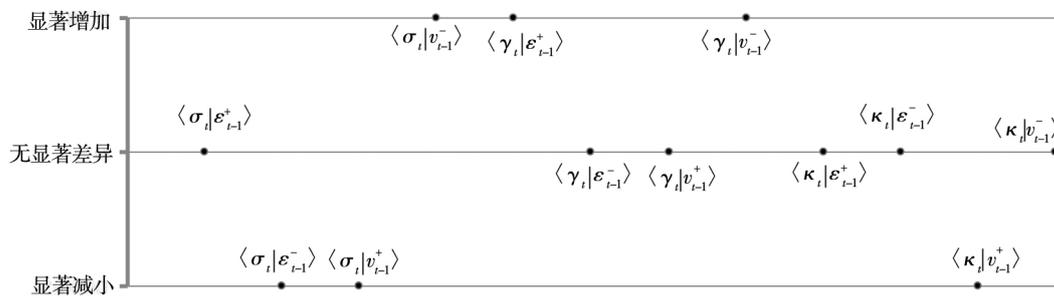


图 6 融资融券前后信息冲击对市场稳定性指标的影响比较:基于 TARCD-X3 模型

Fig. 6 Comparison of the impact of information shock on market stability around margin trading: Based on TARCD-X3 model

进一步比较图 4 和图 7 的结果可以发现,融资融券实施后,TARCD-X4 模型所给出的融资融券余额的变化对市场稳定性的 12 种影响关系中,10 种结果与 TARCD-X2 的结果是类似的。不同的是,在控制了“收益-风险”关系后,TARCD-X4 模

型的结果显示,融资余额和融券余额的增加对暴涨暴跌频繁性冲击作用显著减弱。这就进一步说明了,TARCD-X2 模型所给出的融资融券余额对市场稳定性的影响中,有部分影响效果被投资者所要求的波动性风险补偿抵消了。

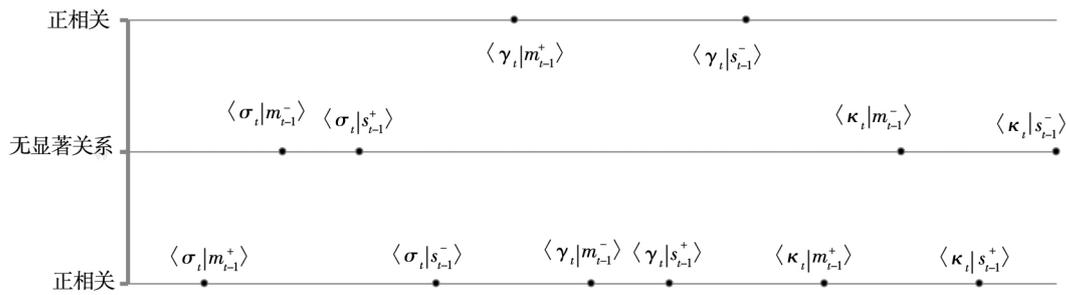


图7 融资融券余额变化与市场的稳定性: 基于 TARCD-X4 模型

Fig. 7 The impact of margin account changes on market stability: Based on TARCD-X4 model

综合上述稳健性检验的结果可以看出,市场涨跌和交易量增减4种信息冲击对市场稳定性的影响,在控制了“收益-风险”关系后,并未出现显著的不利变化.另一方面,从融资融券余额的变化作为新的信息冲击,对市场稳定性的影响也不会因为控制了“收益-风险”关系而恶化.因此,总的来说,在对投资者的风险规避心理所造成的影响加以控制后,本文实证研究部分所给出的结果均未出现不利变化.

6 结束语

为较为全面地考察融资融券交易对市场稳定性的影响,有必要从静态和动态两个视角进行深入研究.从已有文献来看,相关研究大多着眼于前者,即考察市场在不同程度的卖空约束条件下,其稳定性具有怎样的差异.这就忽略了市场稳定性指标应当具有的时变性特征.相比之下,动态视角着眼于市场稳定性时变过程在融资融券实施(放松卖空约束)前后是否发生变化、怎样变化.具体说来,基于动态视角的研究,可以将市场涨跌、交易量增减和融资融券余额的变化等重要的信息冲击引入市场稳定性指标的时变过程,进而更加深入地回答如下两个问题:一是市场涨跌和交易量增减等重要的信息冲击如何影响市场的稳定性,以及这种影响关系在融资融券前后具有怎样的差异;二是融资融券余额作为新的信息冲击会对市场的稳定性产生怎样的影响.此二者显然是十分重要而基于静态视角往往难以回答的问题.

鉴于此,本文提出了“外生信息冲击的门限自回归条件密度(TARCD-X)”模型,进而从动态的视角考察了前期市场涨跌和交易量增减等4种

信息冲击对市场稳定性的影响在融资融券实施前后发生了怎样的变化. TARCD-X模型的显著优势在于可以将这4种信息冲击同时引入市场的波动性、暴涨暴跌的不对称性和暴涨暴跌的频繁性3个稳定性指标的时变过程,从而考察这12种影响关系在融资融券实施前后是否存在差异.此外,基于TARCD-X模型还可以考察融资融券余额的变化作为新的信息冲击如何影响市场的稳定性.以沪深300指数为样本,研究发现:首先,12种影响关系中,除了交易量减小对市场波动性的冲击作用有所放大之外,其他11种影响关系均未出现不利变化;其次,融资融券余额的变动作为新的信息冲击没有显著增加市场的波动性和暴涨暴跌的频繁性;最后,融资融券余额的变动与暴涨暴跌的不对称性存在显著的相关关系.具体说来,融资余额增加和融券余额减少预示着市场出现暴涨的可能性增加,而融资余额减少和融券余额增加预示着市场出现暴跌的可能性增加.因此,融资融券余额的变化对市场暴涨暴跌的不对称性具有一定的预测能力,这就为构造预警指标、防范市场的暴涨暴跌风险提供了有益的参考.

融资融券机制的实施结束了我国股市没有卖空机制的历史,但卖空机制的引入究竟能否减小市场摩擦、提升市场效率、促进市场稳定一直颇受关注.本文的研究只是经验地从动态的视角考察了融资融券实施前后市场稳定性发生了怎样的变化.但如何解释上述结果还有待于构建理论模型进行深入分析.例如,通过构建理论模型,研究卖空限制的市场环境下,价格的波动性、暴涨暴跌的非对称性和频繁性是如何形成的将是重要的研究内容.另外,对资产价格形成过程的深入考察,一种新兴的金融学分支——计算实验金融学(agent-based

computational finance , ACF) 广受青睐. 与经典的金
融理论与实证研究的范式不同, 计算实验金融研究
遵循相应的市场制度安排, 赋予微观主体特定的行
为模式以及相应的学习机制, 强调市场(理性的或有

限理性的) 主体间的微观交互, 进而揭示市场的运行
特征与规律. 基于计算实验环境, 更为细致地研究放
松卖空限制如何影响市场的稳定性将是未来极具创
新性和实践价值的研究方向.

参 考 文 献:

- [1]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.
- [2]Fotak V , Raman V , Yadav P K. Naked short selling: The emperor' s new clothes? [R]. Working Paper , Oklahoma: Uni-
versity of Oklahoma , 2009.
- [3]Saffi P A C , Sigurdsson K. Price efficiency and short selling [J]. *Review of Financial Studies* , 2011 , 24(3) : 821 - 852.
- [4]Maggi M , Fantazzini D. Chapter 23: Short Selling in Emerging Markets: A Comparison of Market Performance During The
Global Financial Crisis [M]. *Handbook of Short Selling* , Waltham: Elsevier , 2012: 339 - 352.
- [5]Beber A , Pagano M. Short-selling bans around the world: Evidence from the 2007 - 2009 crisis [J]. *Journal of Finance* ,
2013 , 68(1) : 343 - 381.
- [6]廖士光. 融资融券交易价格发现功能研究——基于标的证券确定与调整的视角 [J]. *上海立信会计学院学报* , 2011 ,
(1) : 67 - 76.
Liao Shiguang. Study on the price discovery function of margin purchase and short sale transaction: From the aspect of under-
lying securities determination and adjustment [J]. *Journal of Shanghai Lixin University of Commerce* , 2011 , (1) : 67 - 76.
(in Chinese)
- [7]杨德勇, 吴 琼. 融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角 [J]. *中央财经大学学
报* , 2011 , (5) : 28 - 34.
Yang Deyong , Wu Qiong. Empirical research on the impact of margin trading on liquidity and volatility of Shanghai security
market [J]. *Journal of Central University of Finance & Economics* , 2011 , (5) : 28 - 34. (In Chinese)
- [8]王 旻, 廖士光, 吴淑琨. 融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示 [J]. *财经
研究* , 2008 , (10) : 99 - 109.
Wang Min , Liao Shiguang , Wu Shukun. The study on the impact effects of margin trading on stock market: Evidence and enlight-
enments from Taiwan stock market in China [J]. *Journal of Finance and Economics* , 2008 , (10) : 99 - 109. (in Chinese)
- [9]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. Does the pricing of underlying stocks are more efficient after margin trading in Chinese stock market
[J]. *Management World* , 2012 , (5) : 52 - 61. (in Chinese)
- [10]万迪昉, 李佳岚, 葛 星. 融资融券能否提高交易所自律监管效率? [J]. *证券市场导报* , 2012 , (8) : 66 - 71.
Wan Difang , Li Jialan , Ge Xing. Can margin trading increase the efficiency of self-regulation of stock market exchange?
[J]. *Securities Market Herald* , 2012 , (8) : 66 - 71. (in Chinese)
- [11]International Monetary Fund. EU commission consultation on short selling [R]. [http://www . imf. org/external/np/eur/
2010/pdf/080510. pdf](http://www.imf.org/external/np/eur/2010/pdf/080510.pdf) , 2010. 8.
- [12]Miller E M. Risk , uncertainty , and divergence of opinion [J]. *Journal of Finance* , 1977 , 32(4) : 1151 - 1168.
- [13]Diamond D W , Verrecchia R E. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information [J]. *Journal
of Financial Economics* , 1987 , 18(2) : 277 - 311.
- [14]Hong H , Stein J C. Differences of opinion , short-sales constraints , and market crashes [J]. *Review of Financial Studies* ,
2003 , 16(2) : 487 - 525.
- [15]Bai Y , Chang E C , Wang J. Asset prices under short-sale constraints [R]. Working Paper , Cambridge: MIT , 2006.
- [16]Chang E C , Cheng J W , Yu Y. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market [J].
Journal of Finance , 2007 , 62(5) : 2097 - 2121.
- [17]廖士光, 杨朝军. 卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究 [J]. *管理世界* , 2005 , (12) :

- 6 – 13.
Liao Shiguang , Yang Chaojun. The short selling mechanism , the market fluctuation , and the market fluidity [J]. Management World , 2005 , (12) : 6 – 13. (in Chinese)
- [18] 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)
- [19] Bohl M T , Essid B , Siklos P L. Do short selling restrictions destabilize stock markets? Lessons from Taiwan [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance , 2012 , 52(2) : 198 – 206.
- [20] Devaney M. Financial crisis , REIT short-sell restrictions and event induced volatility [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance , 2012 , 52(2) : 219 – 226.
- [21] Hansen B E. Autoregressive conditional density estimation [J]. International Economic Review , 1994 , 35(3) : 705 – 730.
- [22] Harvey C R , Siddique A. Autoregressive conditional skewness [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis , 1999 , 34(4) : 465 – 487.
- [23] Leon A , Rubio G , Serna G. Autoregressive conditional volatility , skewness and kurtosis [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance , 2005 , 45(4 – 5) : 599 – 618.
- [24] 许启发 , 张世英. 多元条件高阶矩波动性建模 [J]. 系统工程学报 , 2007 , 22(1) : 1 – 8.
Xu Qifa , Zhang Shiyang. Multivariate conditional higher moments volatility modeling [J]. Journal of Systems Engineering , 2007 , 22(1) : 1 – 8. (in Chinese)
- [25] 王 鹏. 基于时变高阶矩波动模型的 VaR 与 ES 度量 [J]. 管理科学学报 , 2013 , 16(2) : 33 – 45.
Wang Peng. Calculating VaR and ES based on volatility models with time-varying higher-moments [J]. Journal of Management Sciences in China , 2013 , 16(2) : 33 – 45. (in Chinese)
- [26] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach [J]. Econometrica , 1991 , 59(2) : 347 – 370.
- [27] Engle R F , Ng V K. Measuring and testing the impact of news on volatility [J]. Journal of Finance , 1993 , 48(5) : 1749 – 1778.

Margin trading and the stability of stock market: A dynamic perspective

LIU Ye , FANG Li-bing* , LI Dong-xin , LI Xin-dan

School of Management and Engineering , Nanjing University , Nanjing 210093 , China

Abstract: A new model called Threshold Auto-Regressive Conditional Density model with exogenous shocks (abbreviated to be TARCD-X) is developed in the present work. The advantage of this model is that it accommodates all twelve relationships between the four types of information shocks and three indicators of market stability. Therefore , the model can be well employed to investigate the impact of margin trading on the stability of stock market from a dynamic perspective. The shocks include the increase and decrease of stock market price , and trading volume. The indicators of market stability involve volatility , the asymmetry of large up and down movements , and the frequency of large movements of the stock market. The empirical results documented that: (1) eleven of the twelve relationships do not worsen except for the decreasing of trading volume has a larger effect on conditional volatility after the execution of margin trading; (2) the changes in the margin trading account , as a new information shock , do not increase the volatility or the frequency of large movements , but are significantly correlated to the asymmetry of large up or down movement. This evidence is beneficial to building early warning indicators to identify large movement of stock market.

Key words: margin trading; market stability; short sale; conditional density