

中国式卖空机制与市场定价效率

于瑞安 吴秋实

摘要 我国证券市场作为新兴市场,经历了卖空市场逐渐稳步发展的十年历程,卖空机制从无到有,可卖空标的股票由少到多。我国证券市场希望通过引入卖空机制起到稳定市场价格与提高市场效率的作用,但卖空机制也可能被投机者利用为“追涨杀跌”的工具。我国目前的卖空机制有三种创新型交易形式,它们为融资融券交易、股指期货交易和股票期权交易,这三种创新型交易形式均可提高我国股票市场定价效率。卖空机制标的股票数量有限、卖空市场交易不够活跃等因素会导致卖空机制对股票市场定价效率的提高程度有限。我国股票市场状态会对卖空机制的价格发现功能产生影响,在极端市场行情下,股指期货与股票期权交易仍具有提高股票市场定价效率的功能,但限制性的股指期货与股票期权交易会弱化价格发现功能,融资融券交易不具有提高股票市场定价效率的功能,融资交易与融券交易的极度失衡导致融资融券交易的价格发现功能丧失,并成为股市暴涨暴跌的“助推手”。

关键词 卖空机制;定价效率;融资融券;股指期货;股票期权

中图分类号 F830.91 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2022)04-0130-13

基金项目 教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC790105);教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJCZH125)

十九届四中全会与十八届三中全会都强调,我国金融市场要通过运用多样化金融工具和金融创新方式,努力促进金融市场整体稳定与安全高效运行。然而,我国金融市场自诞生以来结构缺乏弹性,交易机制不够完善,金融市场难以分散与配置风险,负面信息难以被揭示。

沪深300股指期货作为我国证券市场的首个股指期货合约在2010年4月16日正式上市交易,中国证券市场卖空机制初步形成。同时,上交所和深交所推出两融标的股,这种个股卖空机制是对市场卖空机制的重要补充,至此我国证券市场卖空限制正式开放。2015年2月9日,上证50ETF股票期权正式上市交易,2015年4月16日,中国金融期货交易所又相继推出了上证50与中证500股指期货,进一步丰富了证券市场的卖空机制。通过卖空机制的引入,股票价格能够反映悲观投资者的交易态度与对未来股价走势的看法^[1](P1151-1168),这有助于股票定价效率的提高,抑制资产价格泡沫的产生,降低股市崩盘风险,促进资本市场平稳健康发展^[2](P165-177)^[3](P1029-1079)。但是,我国证券市场历经了融资融券试点与后续的扩容,多种类股指期货以及股票期权等卖空机制的相继推出,股票市场暴涨暴跌的顽疾并未得以消除,2015年中国股市在持续大牛后暴发了股灾,而众多学者将卖空机制归咎为股灾的“罪魁祸首”。因此,卖空机制的引入对于我国新兴资本市场来说,实际利弊还有待进一步考证。

基于此,本文从股票市场定价效率为视角出发,探究卖空机制对股票市场的影响。主要研究内容有两点:第一,中国证券市场融券做空机制、股指期货做空机制和股票期权做空机制对股票市场定价效率的影响。第二,以2015年中国股灾期间的交易数据为自然实验数据,探究融券、股指期货、股票期权等做空机制在极端条件下(股灾)的价格发现功能。

一、文献回顾

卖空一词在国际证监会组织被定义为投资者出售他们未拥有或未形成购买协议的证券,卖空行为包括卖出者拥有尚未执行的期货合约、期权合约、认股权证以及其他能用于交割的权利。本文的研究对象选取股指期货卖空、股票期权卖空和融券卖空,全面涵盖了我国证券市场现行的卖空机制。

卖空机制在国外部分资本市场推出时间较早,已有大量关于卖空约束与市场定价效率方面的研究,大部分研究结论认为卖空机制可以提高市场定价效率。如果市场中存在卖空约束,则资产价格只能反映乐观投资者对未来资产价格走势的看法,悲观投资者的交易态度无法得到体现,导致资产价格被高估。Miller的股价高估假说阐述了以上观点^[1](P1151-1168),随后的一些实证研究也为此观点提供了经验证据^[4](P2097-2121)^[5](P113-127)^[6](P1737-1767)。卖空约束对市场定价效率的负面影响主要体现在影响资产价格吸收市场信息的速度和资产价格所包含的信息含量两个方面。首先,在Hong和Stein构建的异质代理模型表明,若市场的利空信息无法及时得到反映以致逐渐堆积,当股票市场开始下跌时,股票市场会集中释放这些利空信息,导致市场波动加剧甚至崩盘^[7](P487-525)。随后一些学者通过美国股票市场、全球多国股票市场的交易数据对Hong提出的理论模型进行了验证^[3](P1029-1079)^[8](P1879-1913)^[9](P821-852)。其次,卖空约束的存在会减少股票的特质信息含量,导致股票市场股价同涨同跌现象的出现。Roll的研究表明股价的信息含量可以由股票定价模型的拟合优度 R^2 来体现,其值越低,说明个股价格由市场因素决定的部分越少,股价有效信息含量越高,股票定价效率越高,放松卖空约束能使股价与公司特质信息实现有效的结合^[10](P541-566)。随后的一些研究也为Roll的研究结论提供了进一步的验证和延伸拓展^[3](P1029-1079)。

国内学者对于此方面的研究大多始于2010年国内股票市场推出卖空机制之后,研究结论受研究方法和研究时间的不同而有差异。首先,关于融资融券的研究,在融资融券制度推出之初,交易不够活跃、融资融券标的股票数占比过小等原因导致这一创新机制未能提高股票市场定价效率^[11](P6-13)^[12](P52-61)。随着融资融券交易的发展,一些学者的研究发现,交易成本与卖空摩擦导致融资融券交易仍无法提高股票市场定价效率^[13](P80-99)^[14](P80-90)。另一些学者的研究表明,融资融券交易对提高市场定价效率有正面效用,当投资者识别到市场正面或负面信息时,融资融券交易为投资者提供了更有效的获利渠道,资产价格对市场信息的反应速度及程度在融资融券交易推出后得到显著性的提高^[2](P165-177)^[15](P85-96)。其次,关于股指期货的研究,我国学者主要从股指期货价格与现货价格的领先滞后关系、期现两市场间的波动溢出效应等方面,诠释股指期货市场向现货市场的信息传递效率。主要研究结论表明,期现两市场间的套利机制可以使得市场信息在两市场之间进行有效的传递,使股价信息效率得以提高,而我国在2015年股灾时期对股指期货市场的限制性交易阻碍了期现两市场间信息的有效传递,降低了期货市场的价格发现功能^[16](P36-51)。最后,关于股票期权的研究,我国学者认为股票期权同样具有价格发现功能,股票期权的推出使得更多的有效信息传递到现货市场。股票期权作为一种新的金融工具,为投资者提供了转移风险的途径,并且股票期权特有的交易机制使得其不仅能够帮助投资者判断未来股票价格的变动方向,还可以帮助判断未来股票价格的变动程度,帮助投资者采取更精准有效的交易策略,促使资产价格回归真实水平^[17](P84-94)^[18](P89-100)。

二、研究设计

本文实证设计部分首先对样本数据的选取与处理过程进行说明,其次对实证指标进行构建,并对控制变量进行选取,最后对实证模型进行构建,并对模型存在的内生性问题进行说明。

(一) 样本与数据来源

实证研究部分采用的样本数据起始时间点为2010年3月31日(我国首个卖空机制推出日),采用的

样本数据终止时间点为2019年5月31日。为了解决内生性问题,对于不同卖空机制的研究所选取的数据样本不同,按融资融券组、股指期货组与股票期权组分别进行介绍。

融资融券组:共有七次融资融券标的股票的批量调入,由2010年3月31日的首次试点股票与后续的六次扩容股票所组成。最后一次较大规模扩容由2017年3月20日进行至2017年10月30日,此次是中国2015年股灾过后的补丁式扩容。由于标的股票的调出时间节点较为零散,每次调出股数量差异较大,以手动统计方式进行处理。

股指期货组:中国证券市场已经推出的股指期货合约有三种,分别是沪深300股指期货合约(IF)、上证50股指期货合约(IH)与中证500股指期货合约(IC)。实证研究根据IF组、IH组和IC组进行划分,分别进行。

关于沪深300股指期货的研究,针对2015年2月前的交易数据,将IF组的实验组股票设置为沪深300指数所有成分股,IF组的对照组股票设置为剔除沪深300指数成分股后剩余的融资融券标的股。为保证对照组股票拥有足够的样本量,IF组数据起始时间设置为2013年1月;针对2015年2月后的交易数据,将IF组的实验组股票设置为剔除上证50指数成分股后余下的沪深300指数成分股^①,对照组的设置不变。因此,IF组的实验组股票和对照组股票的定价效率差异主要取决于股票是否为沪深300股指期货标的资产成分股。

关于上证50股指期货的研究,将IH组的实验组股票设置为上证50指数所有成分股,对照组股票设置为剔除上证50指数成分股后余下的沪深300指数成分股,实验组股票与对照组股票均为融资融券标的资产与沪深300股指期货合约标的资产^②,IH组的实验组股票与对照组股票定价效率差异主要取决于股票是否为上证50股指期货标的资产成分股。IH组数据起始时间设置为2015年4月16日。

关于中证500股指期货的研究,将中证500指数成分股中可进行融资融券交易的股票剔除,剩余的138支股票作为IC组的实验组股票^③,IC组的对照组股票设置为所有融资融券非标的股,那么IC组的实验组股票与对照组股票均无法进行融券卖空,定价效率差异主要取决于股票是否为中证500股指期货标的资产成分股。IC组数据起始时间设置为2015年4月16日。

股票期权组:在本文研究时间范围内的股票期权产品只有上证50ETF股票期权,选择上证50指数成分股作为实验组标的股,上证180指数成分股作为对照组非标的股,以保证标的股票与非标的股票间的特征差异最小化,缓解内生性问题。由于指数成分股的选取每半年变化一次,两组内均有股票随着时间推移而不再是指数成分股,将此部分股票删除。为了保证两组股票均有足够的回归样本,此部分回归仅选择2015年2月9日至2017年6月8日作为时间区间。在此区间内将发生变动的上证50与上证180指数成分股进行删除,最后共余留28支标的股票与42支非标的股票,分别作为实验组与对照组。

(二) 实证指标设计

本文通过考察定价效率指标与卖空代理变量之间的相关作用来证明各卖空机制对股票市场定价效率的影响。实证研究部分所需的定价效率指标与回归控制变量的选取如下。

1. 定价效率指标。根据国内外学者关于定价效率方面的已有研究^{[2](P165-177)[3](P1029-1079)[9](P821-852)[19](P215-260)[20](P981-1020)},选取股价信息含量(ρ)、股价对信息反应速度(S)、股价对信息反应程度(E)作为定价效率的代理变量。

股价信息含量(ρ):Mrock与Bris等人的研究表明,滞后的市场收益与当期个股收益间的相关性反映了个股的异质性风险大小,也就是股票价格中所包含的有效信息量^{[19](P215-260)[3](P1029-1079)}。滞后

① 上证50ETF股票期权合约于2015年2月9日推出,随后中国金融期货交易所又推出了上证50股指期货合约,将实验组剔除上证50指数成分股可以排除股票期权合约与IH合约对股票定价效率产生的影响。

② 上证50股指期货推出时融资融券标的股票已扩容至涵盖所有沪深300指数成分股。

③ 依据来源于Wind数据库。

的市场收益与当期个股收益的相关性越低,个股的异质性风险越大,股价信息含量越高,定价效率越高。股价信息含量的计算方法如式子(1)所示。

$$\rho_{i,t} = \text{Corr}(r_{i,t}, r_{m,t-1}) \quad (1)$$

式子(1)中的 ρ 代表滞后的市场收益对当期个股收益的影响, r_m 代表市场收益, r_i 代表个股收益。参照Bris^[3](P1029-1079)的研究将滞后一周的市场收益作为 $r_{m,t-1}$ 。

股价对信息反应速度(S):Hou等人^[20](P981-1020)的研究发现市场信息冲击对股票价格的影响不是及时性的,其影响会产生一定程度的滞后。

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times r_{m,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_{i,n} \times r_{m,t-n} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式子(2)诠释了股票价格对信息冲击的反应过程, r_i 与 r_m 的定义同式子(1), $t-n$ 为滞后 n 期,每一期为一个交易日。我们通过式子(2)可以计算出可决系数 R^2 ,令 $\delta_{i,n}$ 为0后再次计算出可决系数 R'^2 ,将两次回归所得的可决系数参与式子(3)的计算,得出股价对信息反应速度(S),S值越低,股票价格对信息冲击的反应速度越快,定价效率越高。

$$S_i = 1 - \frac{R'^2_i}{R^2_i} \quad (3)$$

股价对信息反应程度(E):我们继续参照Hou等人^[20](P981-1020)的研究,提取式子(2)中各变量的回归系数,再通过式子(4)可计算出股价对信息反应程度(E),E的值越低,股票价格对信息反应程度越高,定价效率越高。

$$E_i = \frac{\sum_{n=1}^4 |\delta_{i,n}|}{|\beta_i| + \sum_{n=1}^4 |\delta_{i,n}|} \quad (4)$$

2. 控制变量。国内外学者对市场定价效率的相关研究表明换手率(Turnover)、买卖差价(Spread)、市场状态(Crash)^①、账面市值比(B/M)、股票市值(Market value)等因素均对股票定价效率有显著性影响^[2](P165-177)^[21](P2217-2230)^[22](P604-643)^[23](P32-46)^[24](P143-158)^[25](P61-65)^[26](P98-110)^[27](P3-56)^[28](P137-141)。因此,本文实证模型选取以上五个变量作为控制变量。

(三) 模型与内生性

本文实证部分选取非平衡面板数据模型。我们先考察卖空机制推出后,不可卖空的非标的股与可卖空的标的股之间的定价效率的差异,回归模型设定如式子(5)所示。

$$\text{Efficiency}_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times \text{Short_list}_{i,t} + \gamma \times \text{Controls}_{i,t} + v_i + e_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式子(5)中因变量 $\text{Efficiency}_{i,t}$ 为个股定价效率;自变量 $\text{Short_list}_{i,t}$ 为虚拟变量。本文的研究目的是考察各种卖空交易对标的资产定价效率的影响,我们关于变量 $\text{Short_list}_{i,t}$ 的设定是,如果时间 t 时股票 i 为可卖空标的资产时取值为1,否则取值为0,当研究的卖空机制对象分别为融资融券、沪深300股指期货、上证50股指期货、中证500股指期货、上证50ETF股票期权时,对应的虚拟变量分别表示为Margin_trading、Futures(IF)、Futures(IH)、Futures(IC)、Option。Controls_{*i,t*}为控制变量, e_i 、 v_i 分别为时间效应与个体效应。

考虑到关于定价效率指标的设定,均是其值越小代表定价效率越高,因此,如果式子(5)中 $\text{Short_list}_{i,t}$ 与 $\text{Efficiency}_{i,t}$ 之间关系为负,说明能够进行卖空交易股票的定价效率要高于无法进行卖空交易股票的定价效率。但我们无法证明标的股票更高的定价效率是由卖空交易导致的,也可能存在这样一种情况,即卖空交易机制推出之前,这些可进行卖空交易的股票的定价效率就已较高。因此,本文引入事件分析

① Crash 为市场状态的虚拟变量,在股市处于非静态(股灾)时Crash取值为1,在股市处于静态时Crash取值为0。我们根据Parkinson^[25](P61-65)的算法计算市场日波动率,然后参照周先平^[26](P98-110)的方法对市场状态进行划分。在本文研究期间内选择2014年12月至2016年5月作为股市非静态期,其余时期为股市静态期。

法,以卖空机制的推出为事件窗口,将标的股票在卖空机制推出前后定价效率的差异进行对比,回归模型设定如式子(6)所示。

$$Efficiency_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times Event_{i,t} + \gamma \times Constols_{i,t} + v_i + e_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式子(6)中 $Event_{i,t}$ 是虚拟变量,在事件发生后设置为1,事件发生前设置为0;其他变量的定义同式子(5)。如果 $Event_{i,t}$ 与定价效率指标呈负向关系,则说明股票在成为卖空标的股后的定价效率有所提高,式子(5)与(6)的回归结果可以共同说明卖空机制对股票定价效率的影响。

考虑到市场行情会影响投资者情绪与交易行为,本文认为不同市场状态下,卖空机制对股票市场定价效率的影响方向或程度可能存在不同,于是本文将市场状态变量不加以控制后重新研究不同市场状态下各种卖空机制对市场定价效率的影响。

三、描述性统计及实证分析

本文实证研究部分首先对各组回归所涉及的定价效率指标进行描述性统计,并检验各定价效率指标之间的相关性,然后通过非平衡面板数据模型将三种卖空机制对市场定价效率的影响分别进行检验,最后采用双重差分模型以及对股灾期间样本的再回归完成稳健性检验。

(一) 描述性统计

本文同时研究三种卖空机制对股票市场定价效率的影响,在分别研究每种卖空机制时所选取的数据不同,因此,定价效率指标的计算与回归检验也各自单独进行。为了节约篇幅,此处将各组实证研究中的定价效率指标的描述性统计结果进行合并,如表1所示。其中S、E、 ρ 分别代表股价对市场信息的反应速度、反应程度以及股价所包含的信息含量,角标margin代表融资融券组,角标IF、IH、IC分别代表沪深300股指期货组、上证50股指期货组与中证500股指期货组,角标option代表股票期权组。表1显示每组的所有定价效率指标均表现出较大的波动性,另外上证50股指期货组与股票期权组指标的均值相较于其他组的略小,表现出更高的定价效率。

表1 定价效率指标描述性统计

| Variable | Mean | Std | Min | Max |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|
| S_{margin} | 0.334 | 0.296 | 0.000 | 1.000 |
| E_{margin} | 0.529 | 0.198 | 0.025 | 1.000 |
| ρ_{margin} | 0.187 | 0.131 | 0.000 | 1.000 |
| S_{IF} | 0.306 | 0.262 | 0.000 | 1.000 |
| E_{IF} | 0.377 | 0.185 | 0.000 | 1.000 |
| ρ_{IF} | 0.205 | 0.138 | 0.005 | 1.000 |
| S_{IH} | 0.244 | 0.253 | 0.002 | 1.000 |
| E_{IH} | 0.261 | 0.215 | 0.000 | 1.000 |
| ρ_{IH} | 0.198 | 0.156 | 0.000 | 1.000 |
| S_{IC} | 0.376 | 0.333 | 0.000 | 1.000 |
| E_{IC} | 0.594 | 0.236 | 0.000 | 1.000 |
| ρ_{IC} | 0.221 | 0.182 | 0.000 | 1.000 |
| S_{option} | 0.263 | 0.264 | 0.002 | 1.000 |
| E_{option} | 0.227 | 0.198 | 0.000 | 1.000 |
| ρ_{option} | 0.196 | 0.146 | 0.000 | 1.000 |

表2至表6为定价效率指标间的相关系数,指标 ρ 与S、E的相关系数均较小,介于0.054至0.217之

表2 融券组定价效率指标的相关系数

| Variable | S_{margin} | E_{margin} | ρ_{margin} |
|-----------------|--------------|--------------|-----------------|
| S_{margin} | 1.000 | 0.912*** | 0.195*** |
| E_{margin} | 0.912*** | 1.000 | 0.217*** |
| ρ_{margin} | 0.195*** | 0.217*** | 1.000 |

表3 IF组定价效率指标的相关系数

| Variable | S_{IF} | E_{IF} | ρ_{IF} |
|-------------|----------|----------|-------------|
| S_{IF} | 1.000 | 0.915*** | 0.170*** |
| E_{IF} | 0.915*** | 1.000 | 0.203*** |
| ρ_{IF} | 0.170*** | 0.203*** | 1.000 |

表4 IH组定价效率指标的相关系数

| Variable | S_{IH} | E_{IH} | ρ_{IH} |
|-------------|----------|----------|-------------|
| S_{IH} | 1.000 | 0.911*** | 0.177*** |
| E_{IH} | 0.911*** | 1.000 | 0.208*** |
| ρ_{IH} | 0.177*** | 0.208*** | 1.000 |

表5 IC组定价效率指标的相关系数

| Variable | S_{IC} | E_{IC} | ρ_{IC} |
|-------------|----------|----------|-------------|
| S_{IC} | 1.000 | 0.925*** | 0.170*** |
| E_{IC} | 0.925*** | 1.000 | 0.188*** |
| ρ_{IC} | 0.170*** | 0.188*** | 1.000 |

表6 股票期权组定价效率指标的相关系数

| Variable | S_{option} | E_{option} | ρ_{option} |
|-----------------|--------------|--------------|-----------------|
| S_{option} | 1.000 | 0.892*** | 0.080*** |
| E_{option} | 0.892*** | 1.000 | 0.054*** |
| ρ_{option} | 0.080*** | 0.054*** | 1.000 |

注：* $p < 0.1$ ；** $p < 0.05$ ；*** $p < 0.01$

间,说明这两类指标在统计意义上不相关^①,衡量了定价效率的不同层面。指标S与E的计算方法类似,导致呈高相关性,但它们却代表了资产价格对市场信息反应的两个不同维度。

(二) 实证分析

本部分内容是针对本文所构建的回归式子(5)与(6)的结果展示,以及稳健性检验的结果展示,并根据各组卖空机制的回归结果做出分析。

1. 融资融券交易对股票市场定价效率的影响。首先将融券卖空标的股票作为实验组,非标的股票作为对照组,对回归式子(5)进行估计,考察标的股与非标的股定价效率的差异,结果如表7所示。我们发现融券卖空代理变量Margin_trading与指标S、E和 ρ 的关系系数均为负向且显著。这表明相较于非融资融券标的股票,融资融券标的股票收益率与市场收益率的同步性更小(股价信息含量更高)、融资融券标的股票对市场信息的反应速度更快、融资融券标的股票对市场信息的反应程度更大。所以我们认为相较于非标的股票,标的股票表现出了更高的定价效率,这与李志生的研究结果基本一致^[2](P165-177)。需要注意的是除了市场状态变量外,各控制变量与定价效率指标的关系也均显著,市场状态变量仅在股

① 指标相关系数小于0.3则在统计意义上视为不相关。

价对信息反应速度与程度指标中影响显著,而对股价信息含量影响不显著。

表7 融资融券标的股票与非标的股票定价效率差异

| Variable | S | E | ρ |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>Spread</i> | 0.037*** (3.09) | 0.026*** (5.01) | 0.003*** (6.74) |
| <i>Market value</i> | 0.025*** (8.77) | 0.021*** (9.68) | 0.002*** (4.91) |
| <i>Turnover</i> | 0.046*** (7.75) | 0.026*** (5.78) | 0.003*** (5.53) |
| <i>B/M</i> | -0.187*** (-4.53) | -0.165*** (-3.88) | -0.005*** (-5.64) |
| <i>Crash</i> | 0.034*** (4.75) | 0.027*** (5.33) | -0.011 (-0.41) |
| <i>Margin_trading</i> | -0.031*** (-13.56) | -0.024*** (-17.44) | -0.008*** (-6.49) |
| <i>_cons</i> | 0.764*** (26.12) | 0.451*** (33.01) | 0.589*** (21.46) |
| R^2 | 0.22 | 0.23 | 0.14 |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

纵使表7的回归结果显示实验组标的股票的定价效率显著性大于对照组非标的股票的,但这不代表融资融券机制就对股票定价效率的影响有正向作用,因为可能实验组股票在融资融券业务推出以前就具有比对照组股票更高的定价效率。因此,本文进一步通过考察两融业务推出前后实验组标的股票定价效率的变化,考察股票加入融资融券标的对定价效率的影响,以此共同论证融资融券交易对市场定价效率的影响。我们以两融初次试点股以及之后的五次扩容股进行研究,选取这些股票在成为标的前后一年的数据,令扩容事件Event在个股成为标的前取值为0,个股成为标的后取值为1,然后对式子(6)回归,各变量回归系数于表8所示。

表8 股票加入融资融券标的对定价效率的影响

| Variable | S | E | ρ |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Spread</i> | 0.032*** (5.89) | 0.020*** (5.51) | 0.004*** (2.82) |
| <i>Market value</i> | 0.006*** (6.52) | 0.004*** (4.45) | 0.001*** (3.98) |
| <i>Turnover</i> | 0.015*** (11.13) | 0.009*** (11.05) | 0.001** (2.48) |
| <i>B/M</i> | -0.140*** (-9.85) | -0.090*** (-8.59) | -0.004 (-1.02) |
| <i>Event</i> | -0.048*** (-9.14) | -0.032*** (-8.78) | -0.008*** (-3.62) |
| <i>_cons</i> | 0.197*** (6.14) | 0.417*** (19.47) | 0.154*** (9.78) |
| R^2 | 0.19 | 0.20 | 0.09 |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

表8结果显示扩容事件Event与三个定价效率指标都呈现出了负向的显著关系,我们所选择的股票在成为标的股之后定价效率有所提高。此外,企业规模、账面市值比、买卖价差、换手率对价格效率的影

响方向和表7基本一致,大多数实验组股票选取时间范围处于股市静态期,因此,此处研究市场状态的影响不具意义,并未对其市场状态加以控制。表8与表7的回归结果可以共同证明我国融资融券交易对股票市场定价效率具有提高作用。

2. 股指期货交易对股票市场定价效率的影响。同样此部分先通过式子(5)检验股指期货合约标的资产成分股和非成分股的定价效率的不同,表9给出了各组回归下主要回归变量的估计系数和相对应的t值。IF组、IH组与IC组的回归结果显示,股指期货代理变量Futures_{it}与股价对信息反应速度、股价对信息反应程度和股价信息含量指标的相关系数在三组回归中均为负,其中IF组和IC组的回归结果均在1%的水平下显著,IH组的虚拟变量与定价效率指标S和E的相关系数仅在5%的水平下显著,并且与定价效率指标 ρ 仅在10%的水平下显著。由于各控制变量对定价效率的影响方向在各组回归中均与融资融券组的实证回归结果相似,为节约篇幅,此处不再予以报告。表9的回归结果可以证明三种股指期货合约标的的定价效率均显著高于非标的的定价效率。

表9 股指期货标的资产成分股与非成分股定价效率差异

| Variable | Futures(IF) | Futures(IH) | Futures(IC) |
|----------|----------------------|---------------------|----------------------|
| S | -0.026*** (-7.09) | -0.043** (-2.04) | -0.021*** (-5.55) |
| E | -0.019*** (-7.78) | -0.031** (-2.18) | -0.014*** (-4.97) |
| ρ | -0.002*** (-4.61) | -0.007* (-1.66) | -0.002*** (-5.21) |

注:* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

表9的结果虽然可以一定程度上说明股票定价效率的差异是取决于股票是否为股指期货合约标的资产成分股,但不能排除的一个可能是,实验组股票在成为合约指数成分股前的定价效率已经高于对照组股票,此处我们需要进一步对比实验组股票在股指期货合约推出时间节点前后的定价效率差异,以此验证股指期货合约推出对股票市场定价效率的影响。本部分通过选取沪深300指数成分股在2010年4月16日前后一年时间跨度的数据,对比指数成分股在沪深300股指期货合约推出前后的定价效率差异。我们通过表10中虚拟变量Event(IF)与 ρ 、S和E的回归系数发现,沪深300指数成分股在股指期货合约推出之后定价效率有显著性提高。另外,通过选取上证50指数成分股和中证500指数成分股在2015年4月16日前后一年时间跨度的数据,分别对比指数成分股在对应的股指期货合约推出前后的定价效率差异,我们发现上证50组虚拟变量Event(IH)与 ρ 、S和E的回归系数均为负且显著,中证500组虚拟变量Event(IC)与 ρ 、S和E回归系数也均为负且显著。回归结果可以证明上证50指数成分股和中证500指数成分股的定价效率在其相应的股指期货合约推出之后均有一定程度的提高。因此,我们可以证明股指期货合约标的资产成分股的定价效率高于非成分股的定价效率,并且这些标的资产成分股定价效率的提高是由股指期货交易推出所引起的。表9与表10的回归结果可以共同证明我国股指期货交易对股票市场定价效率具有提高作用。表9中各组回归结果中相关系数大小说明沪深300股指期货与上证50股指期货对股票市场定价效率的提高作用略大于中证500股指期货。

3. 股票期权交易对股票市场定价效率的影响。为了证明股票期权合约标的股票与非标的股票的定价效率差异,我们选择上证50ETF股票期权合约标的资产成分股作为实验组,而以上证180指数成分股作为对照组。表11的回归结果显示,虚拟变量Option与定价效率指标S、E和 ρ 关系系数分别为:-0.079、-0.082、-0.032,并且均在1%水平下显著。这说明实验组股票与对照组股票之间定价效率存在显著差异,但差异程度仍然不大。各个控制变量对定价效率指标的影响也均与前文相似,不赘。

表 10 股票加入股指期货合约标的对定价效率的影响

| Variable | Event(IF) | Event(IH) | Event(IC) |
|----------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>S</i> | -0.017*** (-3.83) | -0.042*** (-8.48) | -0.009*** (-6.20) |
| <i>E</i> | -0.008*** (-3.03) | -0.039*** (-7.95) | -0.011*** (-6.84) |
| ρ | -0.004*** (-5.18) | -0.015*** (-3.70) | -0.016*** (-4.43) |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

表 11 股票期权合约标的资产成分股与非成分股定价效率差异

| Variable | S | E | ρ |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Option</i> | -0.079*** (-4.77) | -0.082*** (-8.78) | -0.032*** (-3.15) |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

与前面几组研究相类似,表 11 的研究结果并不能完全证明股票期权交易对市场定价效率的影响。因此,进一步引入虚拟变量 Event,研究股票期权交易推出事件对 28 支标的股票定价效率的影响,股票期权推出之前 Event 取值为 0,推出后取值为 1。表 12 展示了标的股票在成为标的前后各一年定价效率的变化,其中解释变量 Event 与三个定价效率指标 ρ 、S 和 E 关系系数均为负且在 1% 水平下显著,说明标的股票在股票期权交易推出之后定价效率有了显著性的提高,表 11 与表 12 的回归结果共同说明了我国股票期权交易对股票市场定价效率具有提高作用,但提高程度也同样有限。

表 12 股票加入股票期权合约标的对定价效率的影响

| Variable | S | E | ρ |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Event</i> | -0.055*** (-3.20) | -0.063*** (-5.67) | -0.048*** (-3.07) |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

4. 稳健性检验。本文在研究单一卖空机制对股票市场定价效率的净影响时,需要同时考虑其他卖空机制对市场定价效率影响的干扰,以解决回归检验存在的内生性问题。虽然本文的实证模型设定与严格的手动筛选每种卖空机制的实验组及对照组的股票可以很大程度上解决内生性问题,但上证 50 股指期货对股票市场定价效率影响的结果仍然会受到上证 50ETF 股票期权的影响,并且我们无法通过选择特定的时间窗口和数据窗口进行回归来解决这个问题。因此,我们进一步采用双重差分模型,分别比较融资融券、股指期货与股票期权交易在推出时间节点的前后一年时间范围内的标的股票在定价效率变化上的差异以及非标的股票在定价效率变化上的差异。我们将式子(5)中因变量替换为 $\Delta \text{Efficiency}_{i,t}$,研究政策推出前后股票定价效率变化的差异(ΔS 、 ΔE 和 $\Delta \rho$)与虚拟变量 $\text{Short_list}_{i,t}$ 的关系,检验结果如表 13 所示。

根据双重差分模型的原理可知,实验组和实验期的交互项系数代表了实验组股票和对照组股票在卖空机制推出前后定价效率变化的差异程度。以融资融券组为例,表 13 的回归结果表明融资融券推出前后标的股票对信息的反应速度提升较非标的股票多 3.8%,对信息的反应程度提升较非标的股票多 4.3%,标的股票的特质波动下降程度较非标的股票多 1.6%,其他组的检验结果中也可得到相类似的结论。因此,上述结果表明在各卖空机制推出前后,可卖空标的资产成分股定价效率的提高幅度要显著高于不可卖空股票的,进一步证明了各卖空机制对股票市场定价效率的提高有正面效用。

表 13 双重差分回归

| Variable | ΔS | ΔE | $\Delta \rho$ |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Margin_trading</i> | -0.038*** (-9.02) | -0.043*** (-26.05) | -0.016*** (-7.31) |
| <i>Futures (IF)</i> | -0.023*** (-4.33) | -0.028*** (-7.55) | -0.005*** (-9.68) |
| <i>Futures (IH)</i> | -0.013*** (-4.99) | -0.021*** (-10.07) | -0.004*** (-8.66) |
| <i>Futures (IC)</i> | -0.018*** (-10.17) | -0.011*** (-12.61) | -0.004*** (-8.54) |
| <i>Option</i> | -0.014*** (-17.63) | -0.029*** (-28.44) | -0.005*** (-10.65) |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

除了使用双重差分模型, 本文还将部分回归模型重新选择了样本时间窗口, 以极端市场行情下的时间段为例, 考察特殊时期下各卖空机制对股票市场定价效率的影响。根据前文回归结果, 市场状态变量对股价信息反应速度与反应程度指标具有显著性的正向影响, 说明当市场状态由非静态变为静态时, 研究组内股票表现出了更高的定价效率。但市场状态对股价信息含量指标的影响却不显著, 且在各组回归下的影响方向也不一致, 为了更具体地考察股市处于股灾期间时各卖空机制的价格发现功能, 将股灾期间的数据进行截取, 检验实验组股票与对照组股票定价效率的差异, 检验结果如表 14 所示。

表 14 股灾期间各卖空机制对股票定价效率影响

| Variable | S | E | ρ |
|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>Margin_trading</i> | 0.017*** (3.37) | 0.010*** (2.71) | -0.002 (-1.01) |
| <i>Futures (IF)</i> | -0.019*** (-4.69) | -0.012*** (-3.55) | -0.001*** (-7.17) |
| <i>Futures (IH)</i> | -0.049** (-2.37) | -0.032** (-2.04) | -0.005** (-2.41) |
| <i>Futures (IC)</i> | -0.014*** (-2.79) | -0.012*** (-2.89) | -0.002*** (-17.94) |
| <i>Option</i> | -0.026*** (-6.81) | -0.022*** (-3.79) | -0.018*** (-6.02) |

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

根据表 14 的回归结果可知, 在极端市场行情期间, 除了融资融券组外, 其他各组的解释变量回归系数均为负且显著, 卖空标的股票的定价效率仍然显著高于非标的股票的定价效率, 此时股指期货与股票期权仍具有价格发现功能。另外, 将表 14 中三种股指期货组与股票期权组解释变量的回归系数与整体时间跨度下的回归系数相比, 沪深 300 股指期货与股票期权交易机制对股票市场定价效率的提高程度有所下降, 原因是股灾期间的限制性的股指期货与股票期权交易制度弱化了其价格发现功能, 而上证 50 和中证 500 股指期货由于推出时间较晚, 可能由于股灾期间的数据时间窗口与总体数据时间窗口的差异性较小, 因而导致静态与非静态期下回归的解释变量系数变化差异甚微。

另外, 我们注意到表 14 中的解释变量 *Margin_trading* 与指标 ρ 的关系不显著, 股灾期间整体 A 股市场同涨同跌现象较为严重, 两融标的股票与非标的股票间的股价同步性并无显著性区别。而 *Margin_trading* 与指标 S 和 E 之间的显著正向关系说明股灾期间融资融券交易对股票的定价效率存在负面影响。原因是股市处于大牛市时, 市场融资买入额急剧加大, 使得市场买空渠道“过度开采”, 可能导致

无法提升市场对好消息的反映效率,也可能“夸大”好消息对资产价格的影响。并且在股市急剧下跌的股灾期间,大多数市场投资者对市场未来行情持过度悲观态度,做市商不愿意在股市急剧下跌时期向其他投资者借券,时常出现无券可融的情况,融资买人与融券卖出比例极度失衡^①,此时融券标的股无法通过足量的融券卖空来提高自身的定价效率,坏消息的反映效率无法得到提升,还可能出现“抑制—累积—雪崩”的情况。为了对以上可能影响融资融券机制价格发现功能的因素进行验证,本文在方立兵的研究基础上进行改进^[15](P85-96),对融资融券失衡程度指标(MBS)进行构建: $MBS = \ln(FT/ST)$ 。FT为日均标准化融资交易额,ST为日均标准化融券交易额,MBS的值衡量了融资交易与融券交易的悬殊比例,其值越大,代表融资融券失衡程度越大。我们进一步检验MBS与三个定价效率指标之间的关系,结果如表15所示。我们发现表15中MBS与S、E、 ρ 之间均为正向且显著的关系,可以证明融资融券失衡程度越大,标的股票的定价效率越低。这使Hong的研究结论在中国证券市场上得到了经验验证^[17](P487-525)。

表15 融资融券失衡对股票定价效率影响

| Variable | S | E | ρ |
|----------|--------------------|--------------------|--------------------|
| MBS | 0.121*** (4.99) | 0.104*** (8.75) | 0.089*** (4.38) |

注:* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

最后,本文还重新挑选了部分回归的样本股票、再次选择新的数据时间窗口与研究卖空交易量对定价效率的影响等方法帮助更严谨的证明研究结论。例如,为排除沪深300、中证500、上证50股指期货和上证50ETF股票期权卖空交易对融资融券组研究的影响,我们将融资融券标的股中涵盖的沪深300指数成分股进行剔除,并将2015年4月之后的融券标的股中涵盖的中证500指数成分股也进行剔除^②,再次将剩余的融资融券标的股与非融资融券标的股的定价效率差异进行对比,其回归结果仍然能说明融资融券交易对市场定价效率有所提高;为了解决在研究上证50ETF股票期权对市场定价效率影响时上证50股指期货对其影响结果的干扰,我们选取股票期权推出日至上证50股指期货推出前的时间段再次进行回归,回归结果仍支持原结论;构建融券卖空量指标(融券卖空量与流通股数比值)与股票期权卖空量指标(卖出看涨期权交易量占期权合约交易总量比值)作为解释变量,研究与市场定价效率的关系,发现融券卖空与股票期权卖空越活跃,市场定价效率越高;由于篇幅限制以上具体结果不予报告。

四、结论及政策建议

融券卖空交易、股指期货卖空交易和股票期权卖空交易均可显著提高我国股票市场的定价效率,但提高程度仍然有限。这是由于我国各卖空机制推出的年限有限,在卖空机制推出初期,可卖空股票数量有限、市场门槛较高与监管严格等因素导致卖空市场的交易不够活跃。在股灾期间,融券卖空机制无法提高我国股票市场定价效率,而股指期货卖空机制与股票期权卖空机制仍可显著提高我国股票市场定价效率,但提高程度有所下降。在极端市场行情下两融交易的极度失衡影响了融资融券机制的价格发现功能,并且在极端市场行情下的限制性股指期货及股票期权交易制度也弱化了它们的价格发现功能。

根据本文实证研究得出的结论,结合中国证券市场的发展现状和存在的问题,本文为证券市场交易规则的制定者和证券市场的监管者提出三点政策建议:

一是促进融券业务交易活跃。融资融券交易制度推出至今稳步发展,但融券交易却始终不够活跃,

① 结论依据来源于万德数据库。

② 沪深300指数成分股已涵盖上证500指数所有成分股,毋须再次将上证500指数成分股剔除,即可排除上证50股指期货与上证50ETF股票期权对实验组与对照组股票定价效率的影响。

融资交易与融券交易极度失衡。因此,首先建议降低融资融券做市商的准入制度,对中小型券商进行信用评级和经营绩效考评,允许经营良好和信用评级较高的中小型券商向投资者提供融资融券业务,活跃融资融券市场。其次建议适当改变融资融券最长的6个月期限,由券商市场化运作,在最高期限之下,可自由与投资者约定交割期限,这样可以加快券商的资金回笼,提高券商经营绩效,减少信用风险。

二是股指期货交易限制逐步放松,增加股指期货市场流动性。2015年股灾期间证监会与中国金融期货交易所采取救市政策,多次规范并管控股指期货市场交易,股指期货的限制交易政策弱化了其价格发现功能。因此,首先建议将股指期货连续竞价交易时间恢复从9:15到11:30以及13:00到15:15,使股指期货价格对现货指数价格有更强的引导性。其次建议中国金融期货交易所可进一步下调各合约平今仓交易手续费标准、放宽股指期货限价指令和市价指令的每次最大下单数量,以促进股指期货市场交易活跃,增加市场流动性。

三是推出更多种类股指期货、蓝筹个股期权交易。上证50ETF股票期权的推出对股票市场定价效率有所提高,但其提高程度有限,目前我国期权市场规模偏小,无法承担机构大量对冲的功能。建议进一步推进股票期权市场的发展,推出多样化股指期货以及蓝筹个股期权产品,丰富股票期权产品线,加强期权的对冲市场建设,提高市场容量,满足资产管理机构和投资者的多元化风险管理需求。

参考文献

- [1] E. M. Miller. Risk, Uncertainty, and Divergence of Option. *Journal of Finance*, 1977, 32(4).
- [2] 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. *经济研究*, 2015, (4).
- [3] A. Bris, W. N. Goetzmann, N. Zhu. Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World. *Journal of Finance*, 2007, 62(3).
- [4] E. C. Chang. Short-sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market. *Journal of Finance*, 2007, 62(5).
- [5] G. Fellner, E. Theissen. Short Sale Constraints, Divergence of Opinion and Asset Prices: Evidence from the Laboratory. *Labsi Experimental Economics Laboratory University of Siena*, 2014, 101(9).
- [6] G. Grullon, S. Michenaud, J. P. Weston. The Real Effects of Short-Selling Constraints. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(6).
- [7] H. Hong, J. C. Stein. Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes. *Review of Financial Studies*, 2003, 16(2).
- [8] J. M. Karpoff, X. Lou. Short Sellers and Financial Misconduct. *Social Science Electronic Publishing*, 2010, 65(5).
- [9] P. A. C. Saffi, K. Sigurdsson. Price Efficiency and Short Selling. *Review of Financial Studies*, 2011, 24(3).
- [10] R. Roll. R^2 . *The Journal of Finance*, 1988, 43(3).
- [11] 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. *管理世界*, 2005, (12).
- [12] 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. *管理世界*, 2012, (5).
- [13] 佟孟华,梅光松,张国建.融资融券交易促进我国股票市场定价效率了吗——来自A股市场的经验证据. *投资研究*, 2017, (1).
- [14] 顾琪,王策.融资融券制度与市场定价效率——基于卖空摩擦的视角. *统计研究*, 2017, (1).
- [15] 方立兵,刘焯.融资融券大扩容:标的股票定价效率提升了吗? *证券市场导报*, 2014, (10).
- [16] 戴方贤,尹力博.股指期货交易提升股票市场有效性吗? *财贸经济*, 2017, (8).
- [17] 赵尚梅,孙桂平,杨海军.基于信息传导的期权对股票市场稳定性影响. *管理科学学报*, 2015, (6).
- [18] 杨瑞杰,张向丽.我国股指期货与股指现货联动性的实证研究——基于价格先行性、波动先行性与无套利性视角. *对外经贸大学学报*, 2016, (2).
- [19] R. Morck, B. Yeung, W. Yu. The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements? *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1).
- [20] K. Hou, T. J. Moskowitz. Market Frictions, Price Delay, and the Cross-section of Expected Returns. *Review of Financial*

- Studies*, 2005, 18(3).
- [21] K. Lam, L. Tam. Liquidity and Asset Pricing: Evidence from the Hong Kong Stock Market. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35(9).
- [22] B. Han, Y. Tang, L. Yang. Public Information and Uninformed Trading: Implications for Market Liquidity and Price Efficiency. *Journal of Economic Theory*, 2016, 163(1).
- [23] G. Hong, A. Warga. An Empirical Study of Bond Market Transactions, *Financial Analysts Journal*, 2000, 56(2).
- [24] 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. *经济研究*, 2016, (5).
- [25] M. Parkinson. The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return. *Journal of Business*, 1980, 53(1).
- [26] 周先平, 李标, 沈国旭. 股指期货该为2015年股灾负责吗——基于方向性波动溢出模型的实证分析. *金融*, 2017, 7(2).
- [27] E. F. Fama, K. R. French. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1).
- [28] 杨忻, 陈展辉. 中国股市三因子资产定价模型实证研究. *数量经济技术经济研究*, 2013, (12).

Chinese Short Selling Mechanisms and Market Pricing Efficiency

Yu Ruian (Hubei University of Technology)

Wu Qiushi (Hubei University)

Abstract As an emerging market, Chinese securities market has experienced the development of short selling mechanism from nothing to existence, with the number of short selling underlying assets changing from less to more and with a steady development of short selling market in the past ten years. Chinese securities market hopes to stabilize market prices and improve market efficiency through the introduction of short selling mechanism. However, the short selling mechanism may also be used by speculators as a tool to "buying the winners". In Chinese securities market, margin trading, stock index futures trading and stock index options trading are three innovative trading forms in short selling mechanism. All the three innovative trading forms have increased the pricing efficiency of stock market. However, the increment of stock market pricing efficiency is limited due to the limited number of underlying stocks and the inactivity of short selling market. The state of Chinese stock market has an impact on the price discovery function of short selling mechanism. During the stock market crash, the stock index futures and stock index options still have the function of increasing the efficiency of stock market pricing, but the restricted trading of stock index futures and stock index options weakens the price discovery function. However, during the stock market crash, the margin trading mechanism has no function of increasing the stock market pricing efficiency, the extreme imbalance between margin trading and short selling trading leads to the loss of price discovery function of margin trading mechanism, and becomes the "booster" of stock market boom and slump.

Key words short selling mechanism; pricing efficiency; margin trading; stock index futures; stock index options

■ 收稿日期 2021-10-29

■ 作者简介 于瑞安, 经济学博士, 湖北工业大学经济与管理学院讲师; 湖北 武汉 430068;
吴秋实, 经济学博士, 湖北大学商学院教授; 湖北 武汉 430062。

■ 责任编辑 何坤翁