

## 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

李志生 陈 晨 林秉旋

**内容提要:**我国沪深两市于2010年3月31日推出的融资融券业务为研究卖空机制对资产定价效率的影响提供了难得的自然实验环境。本文利用2009年4月至2013年12月中国A股市场的数据,通过比较融资融券标的股票和非融资融券标的股票,以及股票加入和剔除融资融券标的前后的定价效率,发现融资融券交易的推出有效改善了中国股票市场的价格发现机制,融资融券标的股票的定价效率得到了显著提高。本文还发现,融券卖空量与定价效率之间存在正相关关系,融券卖空量越大,股票的定价效率越高。进一步研究显示,融资融券交易通过提高股票流动性、降低信息不对称程度和增加持股宽度,从而提高定价效率。

**关键词:**卖空 定价效率 融资融券 融券卖空量

## 一、引言

资产定价效率是反映证券市场效率和质量的关键指标。金融创新对证券市场中资产定价效率的提高具有重要的作用,各类创新型金融产品和交易机制的出现有利于改善市场的价格发现机制,使资产价格更精准地反映出市场信息。卖空机制作为金融创新链条中最为重要的环节,被普遍认为是市场不可或缺的组成部分,它的出现一方面通过信用交易为市场创造了充足的流动性,另一方面也为市场提供了一种新的价格发现机制(Bris et al., 2007; Boehmer et al., 2008; Saffi and Sigurdsson, 2011; Boehmer and Wu, 2013; 周春生和杨云红, 2002)。

有效市场理论的支持者认为,由完全理性投资者组成的市场,资产价格能准确、充分且迅速地反映所有市场信息。在有效市场理论框架下,即使某些投资者有非理性行为,一方面,不同投资者之间的非理性会相互抵消;另一方面,由于存在理性的套利者,套利行为会消除非理性行为对价格的影响。但是,无套利均衡的基本前提是市场不存在卖空约束,而事实上,世界各国市场都会对卖空行为设置或多或少的限制(Bris et al., 2007)。

大量理论研究表明,卖空约束对资产定价效率具有负面的影响。Miller(1977)指出,当市场存在卖空约束时,对未来持悲观态度的投资者只能选择离开市场,导致资产价格不能有效地吸收负面信息。Diamond & Verrecchia(1987)发现,卖空约束还会导致部分信息交易者离场,资产定价效率会降低,价格对私人信息的调整速度会减缓。Duffie et al. (2002)认为,搜寻成本和相关交易费用的提高会对卖空行为形成内生性约束,从而对价格效率产生冲击。Bai et al. (2006)将投资者的交易分为风险对冲和信息套利,并发现卖空约束对两类交易都会产生限制,从而有损市场的配置效率

\* 李志生、陈晨,中南财经政法大学金融学院,邮政编码:430073,电子信箱:zsl@znufe.edu.cn;林秉旋,美国罗德岛大学商学院。作者感谢国家自然科学基金(编号:71271214)、教育部“新世纪优秀人才支持计划”(编号:NCET—13—1043)、中央基本科研业务费(编号:31541410502)的资助,感谢匿名审稿人提出的建设性意见,文责自负。

和信息效率。Hong & Stein(2003)的研究还发现,卖空约束使得价格吸收信息的速度不够快,不能充分反映市场信息(特别是负面信息),从而引起暴涨暴跌甚至崩盘。他们认为,由于存在卖空约束,那些本来打算做空的悲观投资者可能成为“边际支持买家”(marginal support buyers),市场悲观情绪被隐藏,但在价格出现下跌时,市场所积累的隐藏负面信息会突然释放,从而加速市场下跌。

值得说明的是,Allen & Gale(1991)在分析卖空限制对社会福利的影响时发现:在限制卖空的情况下,市场能实现完全竞争和有效均衡;但是在无限制的卖空环境中,完全竞争和有效均衡反而无法实现。他们进一步分析认为,金融创新并不是必然高效的,限制卖空可能有利于市场稳定。此外还有一些研究发现,卖空交易者的操纵行为和捕食交易策略(predatory trading strategies)会降低资产的价格效率(Goldstein and Guembel,2008),或者导致价格对信息的过度反应(Brunnermeier and Pedersen,2005)。

和理论研究结论相似,有关卖空交易是否有助于提高资产定价效率的实证研究结论也不尽相同。一方面,Aitken et al. (1998)、Danielsen & Sorescu(2001)等发现,卖空机制的引入有利于提高资产价格对负面信息的吸收速度。Boehmer et al. (2008)和 Diether et al. (2009)基于卖空交易量数据的研究也表明,卖空交易者拥有与价值相关的信息,他们的交易行为有助于修正错误定价,从而提高定价效率。陈国进和张贻军(2009)研究发现,我国市场发生暴跌的可能性受投资者的异质信念程度的影响,他们认为及时推出融资融券和股指期货等双向交易手段有利于稳定市场,降低股市暴跌的概率。黄洋等(2013)以我国第一批可以融资融券的90只股票为样本,发现融资融券的推出使投资者有更多的选择和手段对市场信息做出及时反应。另一方面,部分学者则发现卖空机制和卖空行为对资产价格效率的影响并不明确。比如,Alexander & Peterson(2008)、许红伟和陈欣(2012)等的研究都表明,卖空机制的引入并没有实质性地改善资产定价效率。Altken et al. (1998)和 Morris & Shin(1998)等的研究还指出,允许卖空可能导致皮革马利翁效应(Pygmalion effect),特别是在市场下跌时会加剧恐慌,增大崩盘风险,因而不利于市场的稳定和效率。

已有的关于卖空机制与定价效率的研究多以不同国家资本市场为样本,对比分析允许卖空的和不允许卖空的市场的定价效率(Bris et al. ,2007;Beber and Pagano,2013)。但是,由于不同国家证券市场除了在卖空机制上具有不同的规定外,经济与法制环境、市场发展水平、监管制度等各方面都有很大的差异,研究结论容易受到干扰。2008—2009年全球金融危机爆发期间,很多市场对卖空行为进行了限制或临时性取消,部分学者就卖空禁令这一事件对定价效率的影响进行了分析,并发现卖空禁令在一定程度上损害了市场效率(Kolasinski et al. ,2013;Frino et al. ,2011)。对于这类研究,一方面研究的区间处于金融危机这一特殊时期,另一方面卖空禁令颁布的同时还有很多其它金融救助计划推出,很难得出市场定价效率的变化是卖空禁令的直接结果。

基于我国A股市场的数据,本文就融资融券交易对我国股票定价效率的影响进行研究,进而分析融资融券交易影响股票定价效率的传导途径和内在机制。相对于已有研究,本文的研究意义和贡献主要体现在以下方面:首先,2010年3月31日,上海证券交易所和深圳证券交易所启动了融资融券交易试点,标志着我国A股市场做空机制的正式建立。融资融券业务的迅猛发展使得理清其对我国股票市场定价效率的影响具有重要的现实意义。

其次,我国融资融券业务在市场参与者层面上存在非常明显的非对称性特征,只有部分试点会员证券公司具有融资融券权限,证券公司在投资经验、资金规模、风险承担能力等方面对参与融资融券的投资者有着苛刻的要求。因此,实际的结果是只有一部分具有较强资金实力和持续盈利能力的专业投资者被允许参与融资融券。一方面,这些专业投资者更可能拥有更多的信息和更为理性的判断,因此他们的交易行为能够更大程度地影响股票价格;另一方面,只允许少部分专业投资者卖空,也有利于控制皮革马利翁效应,起到有序试点和避免市场崩溃的作用。

第三,我国融资融券市场实践为研究卖空机制对股票定价效率的影响提供了很好的自然实验环境。与发达资本市场不同,我国股票市场只有少部分股票为融资融券标的,其他大部分股票并不能卖空,这为我们的研究提供了天然的实验组和对照组。更为重要的是,自融资融券交易试点推出以来,融资融券标的股票先后进行了多次调整,存在被加入和被剔出标的的样本,这有利于我们进行事件分析和对比分析,得到更为可靠的研究结论。

最后,由于发达市场往往同时存在多种卖空途径(如融券、期货、期权等),对某一特定卖空方式的研究(Saffi and Sigurdsson, 2011; Boehmer and Wu, 2013)往往会受到其他卖空方式的影响。而我国作为新兴的资本市场,融券交易是目前唯一的针对特定股票的卖空交易方式,这有利于控制其他卖空途径对研究结果的干扰,使结论更具可信性。

由于我国融资融券交易推出较晚,目前国内鲜有利用融资融券交易直接研究卖空机制与定价效率的文献,仅有的文献(廖士光, 2011; 许红伟和陈欣, 2012)在样本使用和研究方法上存在很大的局限性。首先从样本数量来说,上述研究仅仅针对首批加入或剔出融资融券标的的股票进行分析,样本十分有限。其次,由于数据的限制,廖士光(2011)只研究了股票在加入融资融券标的前48天到后54天,以及股票在剔出融资融券标的前38天到后39天的波动率和收益率的变化;许红伟和陈欣(2012)研究的时间窗口为融资融券试点推出前后250个交易日。在我国融资融券试点推出的最初一年中,不管是融资融券规模还是研究样本的数量和时间跨度都非常有限,导致我们很难识别融资融券的市场效应。<sup>①</sup> 第三,从研究方法来说,上述研究以事件研究为主,采用双重差分的方法对相关指标进行比较,没有对其他可能影响价格效率的指标加以控制。此外,许红伟和陈欣(2012)所用的价格效率指标也存在一定的争议,比如,Griffin et al. (2010)和Saffi & Sigurdsson (2011)都指出,Mørck et al. (2000)提出的反映公司特定信息的 $R^2$ 指标并不能很好地刻画定价效率。

文章余下部分结构如下:第二部介绍研究方法和变量选择,第三部描述研究数据,第四部分展示并分析实证研究结果,第五部分是影响机制分析,第六部分对全文进行总结。

## 二、模型和方法

基于Miller(1977)、Diamond & Verrecchia(1987)、Duffie et al. (2002)、Bai et al. (2006)等的研究,本文的基本假设是,融资融券作为我国资本市场的一项基础性制度创新,有利于股票市场价格发现功能的有效发挥。在不允许卖空的市場,投资者信念的异质性无法通过自由交易得以释放,因此资产的价格不能包含所有市场信息。融资融券一方面通过为投资者创造做空机制,有利于市场对负面信息的吸收,使得股票价格更充分地反映市场情绪;另一方面也通过为投资者提供杠杆交易的机会,有利于股票价格更为迅速地对市场信息做出反应。基于上述分析,从横向的角度看,那些能够做空的股票应该表现出更高的定价效率。同样的道理,从纵向的角度看,同一股票在卖空机制实施后应该表现出更高的定价效率。

### 1. 模型与内生性问题

为了检验融资融券交易是否会对资产定价效率产生影响,本文使用非平衡面板数据模型,首先对融资融券交易试点推出后融资融券标的股票与非融资融券标的股票的定价效率进行比较,具体模型如下:

$$Efficiency_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times Short\_List_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + v_i + e_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

<sup>①</sup> 资本市场上多数制度创新和市场改革的效应都有一个渐变的过程,比如Yang et al. (2012)发现,我国大陆股指期货推出初期,由于交易门槛过高等原因,股指期货对现货的价格发现功能并没有很好地表现出来。

其中被解释变量  $Efficiency_{i,t}$  表示时间  $t$  时股票  $i$  的定价效率;解释变量  $Short\_List_{i,t}$  为虚拟变量,如果时间  $t$  时股票  $i$  为融资融券标的取值 1,否则取值 0;  $Controls_{i,t}$  表示时间  $t$  时股票  $i$  对应的控制变量;  $v_i$  和  $e_t$  分别表示个体效应和时间效应;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

如果模型(1)中解释变量  $Short\_List$  与定价效率存在正相关关系,说明融资融券标的股票的定价效率要高于非标的股票。但是我们并不能确定上述结果的直接原因是融资融券交易试点的推出,不能排除的一个可能是,那些融资融券标的股票在试点推出之前就已经表现出较高的定价效率,因此可能存在内生性问题。为此,我们进一步通过事件分析方法,对股票加入和剔除融资融券标的前后的定价效率进行分析,设定以下模型:

$$Efficiency_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times Event_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + v_i + e_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中解释变量  $Event_{i,t}$  为虚拟变量,对于特定股票  $i$ ,事件(加入或剔除融资融券标的)发生前定义为 0,事件发生后定义为 1;其他变量的定义与式(1)相同。

为了进一步控制内生性,我们从两个方面进行稳健性检验。首先,我们以融资融券标的股票调整前后,标的股票和非标的股票定价效率的差异  $\Delta Efficiency_{i,t}$  为被解释变量,进行双重差分分析,回归方程如下:

$$\Delta Efficiency_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times Short\_List_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + v_i + e_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其次,我们以融资融券标的股票的融券卖空量  $Short\_Flow_{i,t}$  为解释变量,分析卖空行为和卖空量对资产定价效率的影响,模型设定如下:

$$Efficiency_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times Short\_Flow_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + v_i + e_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

## 2. 定价效率指标

已有文献主要从两个方面来衡量资产定价效率:一是价格的信息含量,即资产价格是否真实而充分地反映所有的市场信息,特别是基于公司层面的特质性波动;二是价格的信息反应速度,即资产价格是否能及时而准确地吸收新的市场信息。

Mørck et al. (2000) 通过对不同国家股票市场个股联动 (co-movement) 特征的分析发现,相对于新兴市场,发达股票市场包含了更多的异质性风险 (idiosyncratic risk)。Bris et al. (2007) 提出用当期个股收益率与滞后一期的市场收益率的相关系数来衡量个股及市场的定价效率,具体计算公式如下:

$$\rho_{i,t} = \text{Corr}(r_{i,t}, r_{m,t-1}) \quad (5)$$

其中  $r_{i,t}$  表示时间  $t$  时股票  $i$  的收益率,  $r_{m,t-1}$  表示时间  $t-1$  时的市场收益率。

上述相关系数等价于将个股收益率对滞后的市场收益率进行回归所得到的回归参数,其数值越小,表明个股的收益率与过去的市场收益率的相关性越小,因而异质性波动越大。参考 Bris et al. (2007),我们首先计算每只股票每个交易日的收益率与滞后 1 周的市场收益率之间的相关系数,然后计算每只股票在不同月份相关系数的平均值,并取其绝对值作为最终定价效率的代理变量,绝对值越低,表示股票所包含的异质性风险越大,定价效率越高。

Hou & Moskowitz (2005) 提出利用资产价格对市场信息的调整速度的相对效率来衡量定价效率,并构建了价格滞后指标,得到了学者们的广泛运用 (Saffi and Sigurdsson, 2011; Boehmer and Wu, 2013)。如果市场不能将信息及时而充分地反映到股票的价格中,那么这些信息将会在后续的时间中陆续被吸收,从而形成价格反应的滞后。这种价格反应的滞后可以通过含有滞后的市场收益率的回归模型得到,滞后变量的解释力越强,则价格对信息反应的时间也越长。Hou & Moskowitz (2005) 提出,用单只股票的收益率对同期以及滞后四期的市场收益进行回归:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times r_{m,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_{i,n} \times r_{m,t-n} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,  $r_{i,t}$  表示时间  $t$  时股票  $i$  的收益率;  $r_{m,t}$  表示时间  $t$  时的市场收益率;  $r_{m,t-n}$  表示滞后  $n$  期的市场收益率;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

首先,对模型(6)进行估计,得到原始模型的回归决定系数  $R^2$ ;然后,令滞后的市场收益率的系数为零,对回归方程进行估计,得到限制模型的回归决定系数  $R'^2$ 。基于上述计算,可以得到第一个价格滞后反应指标:

$$D1_i = 1 - \frac{R'^2_i}{R^2_i} \quad (7)$$

与 F 检验相似,这种衡量方法捕捉了单个资产收益率中由滞后的市场收益率所解释的比例。 $D1$  取值越小,表明资产收益率对过去的市场信息的依赖程度越低,资产用来吸收市场信息所需的时间越短,从而定价效率越高。

除了回归方程决定系数,我们还可以用回归方程中解释变量的参数大小来衡量单个资产收益率对滞后的市场收益率的依赖程度,得到第二个滞后反应指标:

$$D2_i = \frac{\sum_{n=1}^4 |\delta_{i,n}|}{|\beta_i| + \sum_{n=1}^4 |\delta_{i,n}|} \quad (8)$$

$D2$  捕捉了方程(6)中滞后市场收益率的回归系数在所有回归系数中的比重,其取值越小,表明定价效率越高。

由于本文研究的样本数据只有 4 年,如果使用年度数据计算上述指标,最终的样本会太少。我们参照 Boehmer & Wu(2013)的做法,将每只股票的日收益率对当日市场收益率以及滞后 1—4 天的市场收益率进行回归。得到所有股票在不同交易日的价格滞后反应指标后,然后计算每只股票在不同月份滞后反应指标的平均值。

### 3. 控制变量

#### (1) 交易所 (Exchange)

我国有上海和深圳两个证券交易所,虽然所处的经济与市场环境相同,并接受相同的监管,但是两个交易所在发行制度、信息披露制度、投资者构成等方面存在一些差异,这些因素可能对定价产生系统性的影响(Liao et al., 2012)。在回归方程的设定中,我们定义交易所虚拟变量 *Exchange*,当股票来自上交所时取值 1,当股票来自深圳交易所时取值 0。

#### (2) 股票市值 ( $\ln(Cap)$ )、账面市值比 ( $B/M$ )

Fama & French(1993)等发现公司的大小和账面市值比是影响股票价格的关键因素。杨忻和陈展辉(2012)发现公司的大小和账面市值比也会影响资产的定价效率。为了控制上述因素的干扰,我们将股票市值的自然对数以及股票的账面市值比纳入控制变量。

#### (3) 换手率 (Turnover)、买卖价差 (Spread)

大量研究表明,证券的流动性与其定价效率具有相关关系(Kyle, 1985; Sadka & Scherbina, 2007; Chordia et al., 2008)。较低的流动性意味着更高的交易成本,从而阻碍知情交易者的交易,而在流动性充足的市场,知情交易者更有动力去获得更多更准确的信息。基于以上原因,我们在回归分析中对股票的换手率和买卖价差进行控制,其中买卖价差的计算方法参照 Corwin & Schultz(2012)。

#### (4) 市场行情 (Market Type)

很多研究表明,资产的定价效率在上涨行情和下跌行情时有着不同的表现。我国股票市场的波动性较大,投资者的情绪和交易行为更容易受到市场环境的影响,因此我们将市场行情加以控制。具体来说,我们定义行情虚拟变量 *Market Type*,当股票价格上涨时取值为 1,否则取值为 0。

三、数据描述

1. 数据来源

本文所用的融资融券数据来源于巨灵金融平台,其中融资融券标的股票加入时间主要有四次:第一次为2010年3月31日,上交所融资融券标的股票范围为上证50指数的所有成分股,深交所为深成指数的所有40只成分股;第二次为2011年12月5日,上交所融资融券标的股票范围为上证180指数所有成分股,深交所为深证100指数中的98只成分股,其中新加入的标的股票189只,被剔除出的股票1只;第三次为2013年1月31日,沪深股市融资融券标的股票数量增至500只,其中新加入的标的股票276只,被剔除出的股票56只;第四次为2013年9月16日,融资融券标的股票数量由500支增加到700只,期间6只股票被剔除出标的,206只股票被加入标的。

表 1 四次主要融资融券标的股票范围

	新增标的 股票数量	剔除标的 股票数量	标的股票 总数	两市 A 股 公司总数	标的股票占 A 股 公司总数百分比(%)
第一次(2010/3/31)	90	—	90	1627	5.5
第二次(2011/12/5)	189	1	278	1935	14.37
第三次(2013/1/31)	276	56	500	2048	24.41
第四次(2013/9/16)	206	6	700	2468	28

2. 描述性统计

基于2010年4月至2013年12月沪、深两市主板所有股票的数据,表2 Panel A 计算了各主要变量的描述性统计指标。从表中可以看出,三个价格效率指标 $\rho$ 、 $D1$ 、 $D2$ 均表现出较大的波动性,标准差分别达15.97%、27.18%和18.61%。我们还发现,样本期间沪深两市融资融券标的股票的平均月融券卖空量(*Short Flow*)只占所有流通股数的0.168%,最大的不过3.333%,平均月融券卖空余量(*Short Interest*)则更小,仅为所有融资融券标的股票流通股数的0.015%。可见,与成熟资本市场相比,我国融券交易不够活跃,交易量较为有限。<sup>①</sup>

表 2 统计性描述

Panel A:主要变量的描述性统计				
Variable	Mean	Std	Min	Max
$\rho$	0.2155	0.1597	0.0000	1.0000
$D1$	0.3367	0.2718	0.0000	1.0000
$D2$	0.5397	0.1861	0.0000	1.0000
<i>Short Flow</i> (%)	0.1678	0.2369	0.0000	3.3332
<i>Short Interest</i> (%)	0.0145	0.0417	0.0000	2.7947
Panel B:效率指标之间的相关系数				
	$\rho$	$D1$	$D2$	
$\rho$	1.0000	0.0594 <.0001	0.0633 <.0001	
$D1$	0.0594 <.0001	1.0000	0.8894 <.0001	
$D2$	0.0633 <.0001	0.8894 <.0001	1.0000	

<sup>①</sup> Saffi & Sigurdsson(2011)的统计结果显示,美国、英国、澳大利亚等26个股票市场的日平均融券余量占所有股票数量的5.75%,其中美国为8.91%,中国香港为1.61%,泰国为0.46%。

表2 Panel B的结果表明,定价效率指标 $\rho$ 与 $D1$ 、 $D2$ 的相关系数分别为0.0594和0.0633,说明这两类效率指标之间存在共同的部分,但是较小的相关系数又说明 $\rho$ 与 $D1$ 、 $D2$ 分别捕捉了定价效率的不同方面。由于两个价格滞后反应指标 $D1$ 和 $D2$ 的计算模型与方法大体相同,因而具有较高的相关性,但同时这两个指标又互相补充, $D1$ 衡量的是回归方程 $R^2$ 中由滞后的市场收益率所解释的比例,而 $D2$ 则刻画了滞后的市场收益率系数的大小。

#### 四、实证结果

##### 1. 融资融券标的股票与非融资融券标的股票的定价效率差异

我们首先对融资融券标的股票与非融资融券标的股票在定价效率上的差异进行比较,对回归方程(1)进行估计,表3 Panel A给出了回归结果。我们发现,卖空代理变量 $Short\_List$ 对三个定价效率指标 $\rho$ 、 $D1$ 和 $D2$ 的回归系数分别为-0.0112、-0.0533和-0.0342,且均在1%的水平下显著,可见融资融券标的股票的定价效率要显著高于非融资融券标的股票。

除了卖空虚拟变量( $Short\_List$ )对价格效率存在影响外,我们还发现交易所( $Exchange$ )、账面市值比( $B/M$ )、买卖价差( $Spread$ )以及换手率( $Turnover$ )也是影响价格效率的重要因素。具体来说,公司规模越小、账面市值比越高、买卖价差越小、换手率越低,股票的定价效率越高。我们还发现,相对于上涨行情,下跌行情时股票表现出更高的定价效率,这与Miller(1977)、Diamond & Verrecchia(1987)等的理论预测以及Bris et al.(2007)等的经验发现一致。放松卖空约束有利于资产价格对市场负面信息的吸收,从而提高定价效率。此外我们还发现,基于不同的价格效率指标,上交所挂牌的股票和深交所挂牌的股票的定价效率也有所不同,这与Liao et al.(2012)的研究结论较为相似。

##### 2. 股票加入融资融券标的对定价效率的影响

表3 Panel A的结果虽然能够说明融资融券标的股票的定价效率和质量要高于非融资融券标的股票,但是不能排除的一个可能是,那些融资融券标的股票在融资融券试点推出之前就已经表现出较高的定价效率,因此可能存在内生性问题。为了排除上述可能,我们把研究范围缩小到融资融券标的股票,对这些股票加入到融资融券标的前后的定价效率和市场质量指标进行比较。我们以2010年3月31日初次纳入融资融券标的的90只股票、2011年12月5日新加入的189只股票、2013年1月31日新加入的276只股票以及2013年9月16日新加入的206只股票为样本,截取每只股票加入融资融券标的的时点前后12个月的数据,并将加入时点前的虚拟变量 $Event\_In$ 定义为0,将加入时点后的虚拟变量 $Event\_In$ 定义为1,对回归方程(2)进行估计,结果如表3 Panel B所示。

与Panel A的结果相似,在控制其他变量的影响后,融资融券标的的加入事件对定价效率指标 $\rho$ 、 $D1$ 和 $D2$ 的回归系数分别为-0.0118、-0.0736和-0.0475,且都在1%的水平下显著,说明股票加入到融资融券标的的后的定价效率有了显著性提高。此外,交易所( $Exchange$ )、公司规模( $\ln(Cap)$ )、账面市值比( $B/M$ )、买卖价差( $Spread$ )、换手率( $Turnover$ )、市场行情( $Market\_Type$ )对价格效率的影响方向和表3 Panel A基本一致。

##### 3. 股票剔除融资融券标的对定价效率的影响

作为对上一部分的补充,本部分进一步对融资融券试点推出后58只被剔除融资融券标的的股票为样本进行事件分析。我们将剔除时点前的虚拟变量 $Event\_Out$ 定义为0,将剔除时点后的虚拟变量 $Event\_Out$ 定义为1,对方程(2)进行估计,结果如表3 Panel C所示。

结果表明,与加入融资融券标的的样本的结果刚好相反,股票剔除融资融券标的的这一事件( $Event\_Out$ )对三个定价效率指标的回归系数分别为0.0160、0.1040和0.0626,并且后两个系数均在1%的水平下显著,说明股票在剔除融资融券标的的后的定价效率出现了显著下降。

表 3 融资融券标的的股票与非融资融券标的的股票的价格效率差异

	Panel A: 标的股票 vs. 非标的股票 Short Dummy: Short_List			Panel B: 加入标的的前 vs. 加入标的的后 Short Dummy: Event_In			Panel C: 剔除标的的前 vs. 剔除标的的后 Short Dummy: Event_Out		
	$\rho$	D1	D2	$\rho$	D1	D2	$\rho$	D1	D2
Intercept	0.1756 <.0001	-0.3458 <.0001	0.0784 0.0166	0.1171 0.0086	-0.6332 <.0001	-0.0392 0.6806	0.2574 0.1516	0.3786 0.3275	0.6294 0.0428
Short Dummy	-0.0112 <.0001	-0.0533 <.0001	-0.0342 <.0001	-0.0118 0.0005	-0.0736 <.0001	-0.0457 <.0001	0.0160 0.3092	0.1040 <.0001	0.0626 0.0024
Exchange	-0.0046 <.0001	0.0401 <.0001	0.0230 <.0001	-0.0112 0.0005	0.0028 0.8366	0.0002 0.9807	-0.0175 0.2525	-0.0163 0.6588	0.0009 0.9764
ln(Cap)	0.0018 0.0045	0.0265 <.0001	0.0183 <.0001	0.0039 0.0351	0.0372 <.0001	0.0224 <.0001	-0.0024 0.7547	-0.0078 0.6383	-0.0087 0.5154
B/M	-0.0213 <.0001	-0.1408 <.0001	-0.0957 <.0001	-0.0037 0.5576	-0.0513 0.0011	-0.0442 <.0001	-0.0348 0.0536	-0.1085 0.0038	-0.0688 0.0193
Spread	0.4177 <.0001	3.8390 <.0001	2.4594 <.0001	0.6928 0.0011	3.4031 <.0001	2.1593 <.0001	0.9436 0.1383	1.6066 0.1223	1.3379 0.0930
Turnover	0.0000 0.0699	0.0011 <.0001	0.0007 <.0001	0.0000 0.4007	0.0012 <.0001	0.0007 <.0001	-0.0001 0.7844	0.0025 <.0001	0.0016 <.0001
Market Type	-0.0001 0.9283	0.0622 <.0001	0.0363 <.0001	-0.0023 0.4150	0.0442 <.0001	0.0238 <.0001	-0.0084 0.3571	0.0685 <.0001	0.0384 0.0005
Stock-level Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month-level Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	85556	85688	85689	15387	15404	15404	1468	1470	1470
R-Square	0.0026	0.0754	0.0643	0.0031	0.0688	0.0539	0.0069	0.091	0.0644



#### 4. 稳健性检验

本部分通过双重差分检验和融券卖空量对定价效率影响的分析,对上述分析结果作进一步的稳健性研究。

##### (1) 双重差分分析

在表3的分析中我们提到,直接比较融资融券标的的股票和非融资融券标的的股票的定价效率可能存在内生性问题,那些被加入融资融券标的的股票本身可能具有更高的定价效率。实际上,融资融券标的的股票多为主要指数的成分股,在市值、流动性、账面市值比等指标上具有明显的优势。为了解决可能的内生性问题,我们采用双重差分检验来比较融资融券标的的股票与非融资融券标的的股票在定价效率变化上的差异。我们以2010年3月、2011年12月、2013年1月和2013年9月作为分割时点,对四个时点前后一年融资融券标的的股票和非标的股票的定价效率进行对比分析。考虑到绝大部分融资融券标的的股票均为沪深300指数成分股,我们只选取沪深300指数成分股中的融资融券标的的股票和非融资融券标的的股票进行分析,以控制股票特征对统计结果的干扰。

我们将每只股票事件前后一年定价效率的相对差值作为被解释变量进行回归分析,结果如表4 Panel A所示。我们发现,虚拟变量 *Short\_List* 对三个价格效率指标变化结果的回归系数分别为-0.0225、-0.0199和-0.0135,并且分别在1%、10%和10%的置信水平下显著。上述结果进一步表明融资融券标的的股票定价效率的提高幅度要显著高于非融资融券标的的股票。

表4 差分回归结果

	Panel A: 差分回归			Panel B: 融券卖空量的影响		
	$\Delta\rho$	$\Delta D1$	$\Delta D2$	$\rho$	$D1$	$D2$
<i>Intercept</i>	-0.1791 0.0669	0.2314 0.1373	0.1947 0.0812	0.1569 0.0012	-0.2151 0.1099	0.1361 0.1391
<i>Short_List</i>	-0.0225 0.0011	-0.0199 0.0685	-0.0135 0.0857			
<i>Short_Flow</i>				-0.0131 0.0793	-0.0101 0.4438	-0.0183 0.0516
<i>Exchange</i>	0.0027 0.7002	-0.0056 0.6103	-0.0031 0.6980	-0.0092 0.0272	0.0034 0.7968	-0.0010 0.9074
$\ln(Cap)$	0.0074 0.0717	-0.0097 0.1367	-0.0078 0.0969	0.0020 0.3272	0.0197 0.0005	0.0150 0.0001
<i>B/M</i>	0.0011 0.9211	-0.0104 0.5617	0.0091 0.4780	-0.0098 0.1500	-0.1162 <.0001	-0.0806 <.0001
<i>Spread</i>	1.7527 0.0027	-1.4981 0.1072	-0.0820 0.9021	1.0559 <.0001	2.1094 <.0001	1.3833 <.0001
<i>Turnover</i>	0.0002 0.2529	-0.0007 0.0096	-0.0006 0.0021	0.0000 0.6175	0.0017 <.0001	0.0010 <.0001
<i>Market Type</i>	-0.0219 0.5992	0.1068 0.1080	0.0104 0.8263	-0.0055 0.0947	0.0531 <.0001	0.0285 <.0001
Stock-level Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month-level Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	625	625	625	11807	11820	11820
R-Square	0.0388	0.0328	0.0417	0.0036	0.0572	0.0428

## (2) 融券卖空量对定价效率的影响

前面的分析均使用卖空约束代理变量为解释变量,并没有从交易量的角度考察卖空对定价效率的影响。Boehmer & Wu(2013)提出,通过对卖空交易量的分析,可以更为明确地识别卖空投资者的信息是否被反映到资产价格中,以及反映的速度。为此,我们将回归模型中的虚拟变量替换为融券卖空量,通过模型(4)对前文的结论进行进一步的检验。我们选取融资融券标的股票自2010年3月31日后的数据,解释变量 *Short\_Flow* 为月平均融券卖空量与月平均流通股数的比值。

表4 Panel B的结果表明,融券卖空量对三个效率指标  $\rho$ 、 $D1$  和  $D2$  的回归系数分别为  $-0.0131$ 、 $-0.0101$  和  $-0.0183$ ,其中  $\rho$  和  $D2$  的系数在10%的置信水平下显著。也就是说,卖空行为和卖空量与定价效率之间存在正相关关系,融券卖空量越大,股票吸收信息的速度越快,定价效率越高。

除了以上分析,我们还试图控制股票是否是主要指数的成分股对定价效率的影响,在面板数据分析中使用年度效应来替代月度效应,在事件分析中尝试不同的时间窗口(如6个月和18个月),都得到了一致的研究结果。此外,我们还对股票交易量(Frino et al., 2011)、Amihud 非流动性指标(Beber and Pagano, 2013)加以分析,以进一步研究融资融券交易对流动性和市场质量的影响。这些稳健性研究都得到了和前文较为一致的结果,限于篇幅,本文没有对上述结果一一列出。

## 五、影响机制

本部分通过比较分析融资融券交易前后股票的流动性、信息不对称程度和持股宽度,试图探讨卖空交易影响股票定价效率的内在机制和传导过程。

### 1. 流动性

Chordia et al. (2008) 和 Chung & Hrazdil(2010)发现,当市场流动性增加时,股票短期收益的可预测性会降低,因此相比于流动性弱的市场,流动性强的市场中资产价格更趋近于随机游走。借鉴 Chordia et al. (2008) 和 Chung & Hrazdil(2010)的方法,我们用买卖价差(bid-ask spread)来衡量市场的流动性,进而分析股票加入和剔除融资融券标的前后流动性的变化。

如表5 Panel A 所示,虚拟变量 *Event\_In* 对买卖价差 *Spread* 的回归系数为  $-0.0008$ ,并在1%的水平下显著。可见,股票加入融资融券标的后,买卖价差出现了明显下降,说明其流动性有了显著性提高。虚拟变量 *Event\_Out* 对买卖价差 *Spread* 的回归系数则为  $0.0013$ ,说明其流动性出现了一定程度的降低。<sup>①</sup> 一般认为,流动性能够直接反映套利者的交易成本。根据 Kyle(1985)的模型,当市场流动性越高时,投资者的交易对资产价格的影响越小,套利者基于价值信息的套利行为会越频繁。而且,在流动性较高的市场中,套利者也更更有动力去获取更为准确的市场信息。因此,当市场流动性提高时,交易成本的降低会提高投资者参与套利交易的热情,使得股票价格更为迅速和充分地吸收市场信息,进而提高价格的有效性。

### 2. 信息不对称

一般来说,公司基本面的不确定性和准确信息反馈的缺乏会带来更大的投资者心理偏差和信念分歧,从而加大价格波动,因此信息不对称的减小对提高股票价格效率具有积极作用(Hirshleifer, 2001)。Leland(1992)等还发现,内幕交易作为信息不对称的典型表现形式,会降低定价效率。基于已有的研究,我们用知情交易概率(probability of informed trading)<sup>②</sup>作为衡量信息不对称的指标,研究融资融券交易对个股信息不对称性的影响。

① 由于回归分析中被剔除融资融券标的的股票只有58只,异质性截面样本较少,导致回归系数不显著。

② 知情交易概率反映了各类利用私有信息进行的交易,取值越低,表明信息对称程度越高。我们借鉴 Easley et al. (1996)的模型计算知情交易概率。

如表5 Panel B, 虚拟变量 *Event\_In* 对知情交易概率 *PIN* 的回归系数为  $-0.0029$ , 并且在 10% 的水平下显著。可见, 股票加入融资融券标的后, 由知情交易概率所反映的信息不对称程度出现了显著性下降。融资融券一方面为市场提供了做空与做多的双向交易机制, 另一方面也为投资者进行杠杆交易创造了条件。不管是双向交易还是杠杆交易, 都有利于减小市场异质信念和信息不对称程度, 进而提高股票价格的有效性。

### 3. 持股宽度

持股宽度 (Ownership breadth) 指的是市场上持有特定股票多方头寸的人数。Miller (1977) 认为, 当市场存在卖空约束时, 对未来持悲观态度的投资者只能选择离开市场, 导致资产价格不能有效地吸收市场的负面信息。Chen et al. (2002) 进一步研究发现, 持股宽度和卖空约束之间存在显著的正相关关系, 卖空约束的直接后果是持股宽度的降低, 越低的持股宽度表明越多的负面信息没有反映在价格中, 因而定价效率越低。借鉴 Chen et al. (2002) 的方法, 我们首先计算每只股票每个月度的持股宽度, 然后分析融资融券对股票持股宽度的影响, 结果如表5 Panel C 所示。

表5 融资融券交易提高股票定价效率的机制分析

	Panel A: Spread		Panel B: PIN		Panel C: Ownership Breadth	
	加入标的	剔除标的	加入标的	剔除标的	加入标的	剔除标的
<i>Intercept</i>	-0.0635 <.0001	-0.0843 <.0001	0.2117 <.0001	0.1906 0.0353	-0.1019 0.0589	0.7196 <.0001
<i>Event_In</i>	-0.0008 0.0002		-0.0029 0.0799		0.0061 0.0042	
<i>Event_Out</i>		0.0013 0.2192		0.0013 0.7951		-0.0208 <.0001
<i>Exchange</i>	-0.0006 0.3555	-0.0001 0.9734	-0.0054 0.0191	-0.0027 0.7204	0.0814 <.0001	-0.0065 0.8526
$\ln(\text{Cap})$	0.0032 <.0001	0.0042 <.0001	-0.0047 <.0001	-0.0033 0.3992	0.0095 <.0001	-0.0231 <.0001
<i>B/M</i>	-0.0036 <.0001	-0.0070 <.0001	0.0120 0.0014	0.0281 0.0021	0.0194 <.0001	0.0225 <.0001
<i>Turnover</i>	0.0001 .	0.0001 <.0001	0.0000 0.3134	-0.0002 0.0446	0.0001 <.0001	0.0002 <.0001
<i>Market Type</i>	0.0002 0.0587	0.0004 0.3247	0.0115 <.0001	0.0069 0.1094	-0.0024 0.0083	-0.0004 0.6991
Stock-level Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month-level Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14876	1375	14902	1377	14379	1357
R-Square	0.1565	0.3155	0.0082	0.0158	0.0081	0.185

我们发现, 融资融券试点的推出显著提高了标的股票的持股宽度。具体来说: 虚拟变量 *Event\_In* 和 *Event\_Out* 的回归系数分别为 0.0061 和  $-0.0208$ , 且均在 1% 的水平下显著。可见, 股票加入融资融券标的后, 持股宽度出现了显著上升, 股票剔除融资融券标的后, 持股宽度则出现了显著下降。因此, 我们认为对持股宽度的影响也是融资融券交易机制影响股票定价效率的重要途径。

## 六、结 论

本文以我国 A 股市场 2010 年 3 月 31 日推出的融资融券交易为研究对象, 结合面板数据分析

和事件分析方法,研究卖空机制对资产定价效率的影响。我们发现:首先,融资融券交易试点的推出显著改善了标的股票和整个市场的定价效率;其次,融券卖空量与定价效率之间存在正相关关系,融券卖空量越大,股票的定价效率越高;第三,对市场流动性、信息不对称和持股宽度的影响为融资融券有利于提高股票定价效率提供了合理解释。

本文的研究结果说明,我国证券监管层希望通过引入融资融券交易来完善交易制度、提高市场效率的目标已取得了实质性的进展,这为卖空机制有利于改善资产定价效率和提高市场质量这一研究结论提供了来自新兴市场的证据。交易机制的不断完善将有利于改善我国证券交易制度僵化、暴涨暴跌、效率低下的状况。我们认为,监管层应该采取进一步措施降低融资融券交易的门槛和交易费用,逐步增加融资融券标的股票的数量,不断扩大转融通业务的试点范围和规模,最大限度地发挥融资融券交易的市场功能,促使我国证券市场向定价机制更合理、市场质量更高的目标迈进。

### 参考文献

- 陈国进、张贻军,2009:《异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》第4期。
- 黄洋、李宏泰、罗乐、唐涯,2013:《融资融券交易与市场价格发现——基于盈余公告漂移的实证分析》,《上海金融》第2期。
- 廖士光,2011:《融资融券交易价格发现功能研究——基于标的股票确定与调整的视角》,《上海立信会计学院学报》第1期。
- 许红伟、陈欣,2012:《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》第5期。
- 杨忻、陈展辉,2013:《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》第12期。
- 张维、张永杰,2006:《异质信念、卖空限制与风险资产价格》,《管理科学学报》第4期。
- 周春生、杨云红,2002:《中国股市的理性泡沫》,《经济研究》第7期。
- Alexander, G. J., and M. A. Peterson, 2008, "The Effect of Price Tests on Trader Behavior and Market Quality: An Analysis of Reg SHO", *Journal of Financial Markets*, 11: 84—111.
- Allen, F., and D. Gale, 1991, "Arbitrage, Short Sales, and Financial Innovation", *Econometrica*, 59: 1041—1068.
- Aitken, M. J., A. Frino, M. S. McCorry, and P. L. Swan, 1998, "Short Sales Are Almost Instantaneously Bad News: Evidence from the Australian Stock Exchange", *Journal of Finance*, 53: 2205—2223.
- Bai, Y., E. C. Chang, and J. Wang, 2006, "Asset Prices under Short-sale Constraints", Working paper, MIT.
- Beber, A., and M. Pagano, 2013, "Short-Selling Bans around the World: Evidence from the 2007—09 Crisis", *Journal of Finance*, 68: 343—381.
- Boehmer, E., C. M. Jones, and X. Zhang, 2008, "Which Shorts Are Informed?", *Journal of Finance*, 63: 491—527.
- Boehmer, E., and J. Wu, 2013, "Short Selling and the Price Discovery Process", *Review of Financial Studies*, 26: 287—322.
- Bris, A., W. N. Goetzmann, and N. Zhu, 2007, "Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World", *Journal of Finance* 62: 1029—79.
- Brunnermeier, M. K., and L. H. Pedersen, 2005, "Predatory Trading", *Journal of Finance*, 60: 1825—1863.
- Chen, J, H. Hong, and J. C. Stein, 2002. "Breadth of Ownership and Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 66: 171—205.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, 2008, "Liquidity and Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 87: 249—268.
- Chung, D., and K. Hrazdil, 2010, "Liquidity and Market Efficiency: A Large Sample Study", *Journal of Banking and Finance*, 34: 2346—2357.
- Corwin, S. A., and P. Schultz, 2012, "A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices", *Journal of Finance*, 67: 719—760.
- Danielsen, B. R., and S. M. Sorescu, 2001, "Why Do Option Introductions Depress Stock Prices? A Study of Diminishing Short Sale Constraints", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36: 451—484.
- Diamond, D. W., and R. E. Verrecchia, 1987, "Constraints on Short-selling and Asset Price Adjustment to Private Information", *Journal of Financial Economics*, 18: 277—311.
- Diether, K., K. H. Lee, and I. M. Werner, 2009, "Short-Sale Strategies and Return Predictability", *Review of Financial Studies*,

22: 575—607.

Duffie, D., N. Garleanu, and L. H. Pedersen, 2002, "Securities Lending, Shorting, and Pricing", *Journal of Financial Economics*, 66: 307—339.

Easley, D., N. M. Kiefer, and J. B. Paperman, 1996, "Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks", *Journal of Finance*, 51: 1405—1436.

Fama, E. F., and K. R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33: 3—56.

Frino, A., S. Lecce, and A. Lepone, 2011, "Short-sales Constraints and Market Quality: Evidence from the 2008 Short-sales Bans", *International Review of Financial Analysis*, 20: 225—236.

Griffin, J. M., P. J. Kelly, and F. Nardari, 2010, "Do Market Efficiency Measures Yield Correct Inferences? A Comparison of Developed and Emerging Markets", *Review of Financial Studies*, 23: 3225—3277.

Goldstein, I., and A. Guembel, 2008, "Manipulation and the Allocational Role of Prices", *Review of Economic Studies* 75: 133—164.

Hirshleifer, D., 2001, "Investor Psychology and Asset Pricing", *Journal of Finance* 56: 1533—1597.

Hong, H., and J. C. Stein, 2003, "Difference of Opinion, Short-Sales Constraints and Market Crashes", *Review of Financial Studies* 16: 487—525.

Kolasinski, A. C., A. Reed, and J. R. Thornock, 2013, "Can Short Restrictions Actually Increase Informed Short Selling?", *Financial Management*, 42: 155—181.

Kyle, A. S., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica*, 53: 1315—1335.

Leland, H. E., 1992, "Insider Trading: Should It Be Prohibited", *Journal of Political Economics* 100: 859—887.

Liao, L., Z. Li, W. Zhang, and N. Zhu, 2012, "Does the Location of Stock Exchange Matter? A Within-Country Analysis", *Pacific-Basin Finance Journal*, 20: 561—582.

Miller, E. M., 1977, "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion", *Journal of Finance* 32: 1151—1168.

Mørck, R., B. Yeung, and W. Yu, 2000, "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movement?", *Journal of Financial Economics*, 58: 215—260.

Morris, S., and H. S. Shin, 1998, "Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks", *American Economic Review*, 88: 587—97.

Sadka, R., and A. Scherbina, 2007, "Analyst Disagreement, Mispricing, and Liquidity", *Journal of Finance*, 62: 2367—2403.

Saffi, P. A., and K. Sigurdsson, 2011, "Price Efficiency and Short-Selling", *Review of Financial Studies* 24: 821—852.

## Does Short Selling Improve Price Efficiency in the Chinese Stock Market? Evidence from Natural Experiments

Li Zhisheng<sup>a</sup>, Chen Chen<sup>a</sup> and Lin Bingxuan<sup>b</sup>

(a: Zhongnan University of Economics and Law, b: University of Rhode Island)

**Abstract:** The introduction of margin trading mechanism in the Chinese stock market provides a natural experimental environment for studying how short selling affects price efficiency. Using the margin trading data between April 2009 and December 2013, this paper compares the price efficiency for stocks that are eligible for margin trading and those that are not eligible, and the price efficiency before and after an approval (or denial) of margin trading for individual stocks. Our empirical evidence suggests that the introduction of margin trading mechanism significantly improves stock price efficiency. We also find there is a positive correlation between short-selling flow and price efficiency. A further study shows that margin trading can function as a mechanism for mitigating information asymmetry, increasing market liquidity and stock ownership breadth.

**Key Words:** Short Selling; Price Efficiency; Margin Trading; Short-selling Flow

**JEL Classification:** G14, G12, G10

(责任编辑:王利娜)(校对:曹 帅)