

# 卖空机制、股价信息含量与暴跌风险

## ——基于融资融券交易的经验证据

唐松<sup>1,2</sup>, 吴秋君<sup>1</sup>, 温德尔<sup>1</sup>, 杨斯琦<sup>3</sup>

(1. 上海财经大学会计学院, 上海 200433;

2. 上海财经大学会计与财务研究院, 上海 200433;

3. 深圳前海兴旺投资管理有限公司, 广东 深圳 518040)

**摘要:**文章利用我国逐步推出融资融券交易的自然实验机会,运用双重差分的研究设计,考察了卖空机制对股价反映负面消息效率的影响。文章以2007—2012年的数据为样本研究发现:相对于非标的股票,融资融券标的股票在成为标的之后,其股价对市场的向下波动及时做出了调整,使得股价对市场正负向波动反应之间的不对称性显著降低,表明标的股票更加及时和充分地吸收了有关公司价值的负面信息;同时,相对于非标的股票,融资融券标的股票在成为标的之后,其股价暴跌风险显著降低。文章结果表明,我国股市推出融资融券交易后,卖空机制提高了市场对标的股票负面消息的定价效率。

**关键词:**卖空机制;融资融券;股价信息含量;股价暴跌风险

**中图分类号:**F275.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)08-0074-11

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.2016.08.007

### 一、引言

在我国股票市场建立后的相当长一段时间内,卖空交易是不被允许的。在禁止股票卖空的情况下,即使有的投资者准确预期到公司价值的下降,也无法通过卖空该公司股票的方式将这一负面消息迅速传递到股票市场上,从而造成了公司股价的虚高。公司的负面消息累积到一定程度后,就会导致股价大幅下跌,给投资者带来巨大损失。可见,缺乏卖空机制妨碍了市场对个股价格的发现,甚至可能导致股价暴跌。事实上,监管层、实务界和学术界的许多人士认为,我国股市同涨同跌和部分个股暴涨暴跌现象频发的一个重要原因可能就在于缺乏卖空机制。

随着股票市场改革的不断深入,监管层在2010年3月31日启动了融资融券交易试点。此后,在2011年11月、2013年1月、2013年9月和2014年9月,上交所和深交所又四次扩大了融资融券标的股票的范围。截至目前,融资融券标的股票已达900多只,近1/3的上市公司股票可进行融资融券交易。其中,融券交易业务允许投资者向券商借入标的股票进行卖空。因此,融资融券交易的推出标志着我国股市正式引入了卖空机制。那么,这一被监管

收稿日期:2015-12-17

基金项目:国家自然科学基金项目(71372042,71302076);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(15JJD630007)

作者简介:唐松(1980—),男,云南鹤庆人,上海财经大学会计学院副教授,会计与财务研究院研究员;

吴秋君(1990—),男,江苏南通人,上海财经大学会计学院博士研究生;

温德尔(1988—),男,内蒙古呼和浩特人,上海财经大学会计学院博士研究生;

杨斯琦(1988—),女,辽宁铁岭人,深圳前海兴旺投资管理有限公司,上海财经大学会计学院专业会计硕士。

层和市场各方寄予厚望的制度变革能否真正提高标的股票的定价效率、抑制股价暴跌呢？

从现有文献来看，许红伟和陈欣(2012)发现，允许卖空对于提高标的股票定价效率的效果并不明显。需要指出的是，许红伟和陈欣(2012)选取的样本仅是首批融资融券试点的 85 只标的股票，且研究区间仅为融资融券试点 1 年内。较少的研究样本和较短的研究区间可能削弱了其研究结论的可靠性。此外，李志生等(2015)以 2010 年 3 月至 2013 年 12 月所有融资融券标的股票为对象，研究发现融资融券交易的推出有效改善了我国股票市场的定价效率。然而，他们衡量股票定价效率的指标反映的是股价对(所有)新消息的吸收速度，而并没有区分正面与负面消息。从理论上讲，卖空机制的引入主要会促使负面消息更快地反映到股价中。因此，需要进一步实证考察融资融券交易的推出对标的股票吸收负面消息充分性和及时性的影响，以深入理解卖空机制影响股票定价效率的具体机制。本文选取沪深两市 A 股上市公司 2007—2012 年的数据，运用双重差分模型，从股价吸收负面信息的及时性以及股价暴跌风险两个角度来实证考察融资融券机制是否提高了标的股票的定价效率。

在最近的一项研究中，褚剑和方军雄(2016)考察了我国融资融券制度安排对股价崩盘的影响。他们发现，单独的融券交易在一定程度上有助于降低公司股价的崩盘风险，但由于融资交易数量较大而抵消了融券交易的积极效应，融资融券交易整体上提高了股价崩盘风险。与他们的研究不同，本文着重分析融券交易所带来的卖空机制对股价反映负面消息效率的影响。另外，为了较为全面地衡量股价反映负面消息的效率，除了股价崩盘(或暴跌)指标，本文还考察了股价吸收负面消息的及时性指标。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一)融资融券交易与卖空机制

所谓融资融券交易，是指投资者以提供一定担保物的方式，向中介机构借入上市公司股票卖出，或者借入资金买入上市公司股票，并在约定期限内偿还所借资金或股票及相关利息费用等的交易活动。可见，融资融券交易的实质是既允许投资者向指定券商借入资金进行买空交易(杠杆交易)，同时也允许投资者借入标的股票进行卖空交易。对于买空交易，由于只需缴纳一定比例的保证金就可以从指定的券商手中获得数倍的资金，其确实方便了投资者进行融资并买入看涨的股票。但即便如此，在推出融资融券交易之前，投资者如果看涨某只股票，实际上也可以通过自制的财务杠杆从金融市场或其他渠道借入资金进行买入操作而获利。而在推出融资融券交易之前，由于缺乏卖空机制，投资者如果看空某只股票，最多只能卖出自身持有的股票，而不能借入相关证券并卖出获利。因此，融资融券交易推出后最重要的变化在于卖空机制的引入。本文将着重探讨卖空机制对标的股票定价效率的影响。以下结合现有文献，具体分析卖空机制对股价吸收负面消息及时性以及股价暴跌风险的影响。

### (二)卖空机制对股价反映负面消息及时性的影响

Fama(1965)认为，在有效市场中，股价将反映所有关于公司价值的历史和现有信息(包括正面的和负面的)，并对新信息及时做出调整。理论上，限制或禁止卖空将导致投资者不能及时对负面信息进行反应，推迟了股价吸收负面信息的速度，从而使股价对于正面消息和负面消息呈现出不对称的反应过程。这种不对称性主要表现为：一是股价对于正面信息和负面信息的调整速度不同；二是股价对于正面信息和负面信息的调整幅度不同。

Miller(1977)提出了股价高估假说，即市场上的投资者存在预期不一致的现象，当市场

缺乏卖空机制时,受卖空限制的股票价格会被高估,被高估的程度与投资者预期不一致的程度显著正相关。对股票持悲观态度但不能进行卖空交易的投资者被迫离开市场,导致负面信息不能充分反映到股价中。Diamond 和 Verrecchio(1987)提出的理性预期模型认为,卖空限制会降低市场上信息的传递与表达效率,股价对于未公开的利空消息的调整速度相对于未公开的利好消息明显要慢。Hong 和 Stein(2003)进一步研究认为,在卖空限制下,资产价格对于未公开信息尤其是未公开负面消息的调整速度较慢,引入卖空后这一调整速度会加快。

在上述理论研究的基础上,许多实证研究提供了经验上的支持。例如,Jones 和 Lamont(2002)基于美国资本市场月度数据的研究表明,当面临较大政治压力和法律条款限制时,卖空成本较高,个股估值较高,未来收益率相对较低,从而支持了股价高估假说。类似地,Scheinkman 和 Xiong(2003)、Johnson(2004)、Nagel(2005)以及 Cohen 等(2007)的研究也表明,卖空约束下股价不能及时反映有关公司价值的负面消息,存在高估效应。

当然,也有少数学者提出了不同的意见,认为卖空机制对股票定价效率无显著效果甚至产生了负面影响。例如,Jarrow(1980)建立了异质信念下的一般均衡模型,认为卖空会影响定价机制,但由于经济的不同,影响方向不确定,并不总是导致高估。Keim 和 Madhavan(1995)研究认为,卖空交易可能加大市场波动。

### (三)卖空机制对股价暴跌风险的影响

当证券市场上缺乏融资融券机制即限制卖空时,预期未来股价下跌的投资者无法卖空股票,从而无法参与到市场中。换言之,看空交易者关于股票价格的负面消息无法得到及时反映。投资者会在之后多期的交易中根据收到的新信息进行股票买卖。对于看空的投资者,当股票价格没有降到其预期时,他们不会进场,导致其手中的信息会继续隐藏,股价也无法及时反映这部分投资者的信息。当坏消息累积到一定程度时,一旦某个外生事件引发股价下跌,先前累积的坏消息就会在短时间内突然暴露出来,导致股价进一步下跌,从而形成股价暴跌现象。

如果市场上存在卖空机制,只要有投资者认为某只股票未来股价会下跌,他们就可以采用卖空的方式卖出该股票。这些投资者的卖空行为实际上向市场传递了该股票的利空消息,从而引起股价下调。当股价下调到一定程度时,卖空者就会从现货市场上买入股票以偿还先前卖空的股份并从中获利。卖空者从现货市场买入股票的行为增大了股票的需求,减缓了股价的下跌,使股价的下跌幅度减小。可见,卖空机制的引入使有关公司价值的负面消息及时地反映到股价中,避免了负面消息的累积;同时,卖空者在股价下跌时必然从现货市场买入股票以获利,这减小了股价下跌的幅度。因此,引入卖空机制后,股价暴跌风险将减小。

然而,也有少数学者认为卖空机制不会降低股价暴跌风险,允许卖空甚至加剧了股价暴跌。例如,Allen 和 Gale(1991)指出,市场在完全限制卖空交易的情况下是充分竞争的,允许卖空后市场变得不完全竞争,这会损害市场的有效性。Henry 和 McKenzie(2006)利用中国香港交易市场的日股票数据研究发现,引入卖空交易反而会增加股票的波动性。Haruvy 和 Noussair(2006)也发现,尽管卖空限制会导致股票价格被高估,但允许卖空也可能使股票价格被低估,而并不一定反映公司的基本价值。

综上所述,现有绝大多数文献认为,卖空机制可以提高股价反映负面消息的及时性和充分性,降低股价暴跌风险。然而,也有少数学者对此持不同的意见。可见,这仍然是一个尚

待检验的实证命题。因此,本文将利用我国逐步推出融资融券交易这一自然实验机会,采用双重差分的研究设计,实证考察卖空机制对股价反映负面消息效率的影响。

### 三、研究设计

#### (一)样本与数据

本文选取沪深主板 A 股和中小板股票作为样本。为了保证研究结论的可靠性,需要采用足够长的研究区间来检验融资融券交易对股票定价效率的影响。因此,本文将检验区间确定为融资融券业务开始前三年至后三年,从而只考察 2010 年和 2011 年纳入融资融券业务的标的股票。考虑到两融业务的出台时间为 2010 年 3 月,本文选取的样本区间为 2007 年 1 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日,共 6 年时间。需要说明的是,在从 CSMAR 数据库中取得 2010 年 3 月 31 日和 2011 年 11 月 25 日纳入融券标的股票列表后,我们剔除了其中存在不连续数据以及发生变动的股票,以此作为标的组样本。此外,我们还剔除了当年 IPO 以及停牌导致年度内少于 220 个交易日的股票,以消除股票首次公开发行和长时间停牌等因素对收益率分布的影响。经过以上筛选后,本文的样本中有 216 只融资融券标的股票,1 867 只非融资融券标的股票。

本文融资融券标识数据、个股日(周)收益率和市场日(周)收益率来自国泰安 CSMAR 数据库,其他个股数据以及公司财务数据来自 Wind 金融资讯数据库。为了避免极端值的影响,本文对连续型变量进行了首尾 5% 的 Winsorize 处理。

#### (二)股票定价效率的衡量指标

1. 股价吸收负面消息及时性的衡量指标。在金融学文献中,通常以个股收益率对于市场收益率回归方程的拟合优度  $R^2$  来衡量个股的股价信息含量(Morck 等,2000;Durnev 等,2004;Jin 和 Myers,2006;Femandes 和 Ferreira,2008)。 $R^2$  越大,表明公司股票的收益率波动更多地被市场收益率的波动所解释,即公司股价较少反映(或包含)其特质信息。Bris 等(2007)对  $R^2$  这一指标做了改进,区分了股价吸收正、负面消息的程度。借鉴 Bris 等(2007)的方法,本文采用以下两个指标来衡量融资融券交易对股票吸收负面消息及时性的影响:

$$R^{2Diff} = R^{2-} - R^{2+} \quad (1)$$

其中, $R^{2-}$  和  $R^{2+}$  分别为  $t$  年内市场指数下跌和上涨(即市场收益率为负和为正)时,将个股的日报酬率与市场日报酬率进行回归所得到的  $R^2$ 。它们分别衡量了个股股价吸收负面和正面私有信息的程度。Bris 等(2007)认为,当个股受到卖空限制时,股价无法充分反映负面私有信息,导致  $R^{2-}$  较高;另外,由于个股不存在买入限制,回归得到的  $R^{2+}$  较低。因此, $R^{2-}$  和  $R^{2+}$  之间的不对称性  $R^{2Diff}$  较高。而当解除卖空限制时,这种不对称性不复存在,个股的负面私有信息被充分反映到股价中,使得  $R^{2-}$  和  $R^{2Diff}$  显著降低。

$$\rho_i^{Diff} = \rho_i^- - \rho_i^+ \quad (2)$$

其中, $\rho^-$  和  $\rho^+$  分别为  $t$  年内市场周收益率下跌和上涨(即市场周收益率为负和为正)时,个股周报酬率与滞后一期市场周报酬率之间的相关系数。 $\rho^{Diff}$  为  $\rho^-$  与  $\rho^+$  的差值,表示个股股价对市场坏消息和好信息的反应速度差异,即个股股价随市场不同方向的波动而调整时的不对称程度。Bris 等(2007)指出,当个股存在卖空限制时, $\rho^-$  较高,即个股股价不能及时对市场的向下波动做出反应。同时,由于个股不存在买入限制, $\rho^+$  较低。于是, $\rho^-$  和  $\rho^+$  之间存在较高的不对称性。卖空限制一旦被解除,个股股价能够及时对市场的向下波动做出反应,则  $\rho^-$  显著减小;同时, $\rho^-$  和  $\rho^+$  之间的不对称性不复存在, $\rho^{Diff}$  也显著减小。

综上分析,在我国推出融资融券交易后,如果标的股票吸收负面消息的及时性提高,则  $R^{2-}$  和  $R^{2\text{Diff}}$  以及  $\rho^-$  和  $\rho^{\text{Diff}}$  应显著下降。

2. 股价暴跌风险的衡量指标。本文借鉴 Chen 等(2001)的方法,采用样本股票收益率的负偏度(negative skewness)来衡量股价暴跌风险,具体计算公式如下:

$$Nc skew_{it} = - (n(n-1)^{3/2} \sum R_{it}^3) / ((n-1)(n-2) (\sum R_{it}^2)^{3/2}) \quad (3)$$

其中,  $n$  为  $t$  年内的有效交易天数,  $R_{it}$  为股票  $i$  在  $t$  年内中心化的日收益率。<sup>①</sup> 根据 Chen 等(2001)以及 Jin 和 Myers(2006)的研究,股票收益率的负偏度越大,则股价暴跌风险越大。卖空约束会导致股价不能及时吸收坏消息,从而更可能出现暴跌(Hong 和 Stein, 2003; Bris 等, 2007)。如果引入卖空机制,股票市场的供求趋于平衡,市场会加快吸收坏消息,避免坏消息累积,从而对股价的剧烈波动起到平抑作用,降低股价暴跌风险。因此,如果我国引入卖空机制能够起到上述作用,则标的股票的  $Nc skew_{i,t}$  将显著下降。

### (三)检验模型

1. 股价吸收负面消息及时性的检验模型。借鉴 Bertrand 和 Mullainathan(2003)以及 Chen 等(2012)的双重差分研究设计,本文采用如下的公司固定效应模型来检验卖空机制是否提高了股价吸收负面消息的及时性。在本文的样本中,公司股票被纳入融资融券业务的时间不同,加入公司固定效应可以使我们将融资融券交易的影响与时间变化的影响分离出来。在某一年度,一些公司成为了融资融券标的(处理组),而其他公司则为非标的(控制组),两组都经历了相同的时间变化。在加入公司固定效应的情况下,两者股票价格吸收负面消息及时性的差异就很好地捕捉了融资融券交易对股票定价效率的影响。

$$Y_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \gamma Shortsell_{i,t} + \beta_1 First_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \beta_6 PE_{i,t} + \beta_7 MB_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,  $Y_{i,t}$  为股票  $i$  在  $t$  年内吸收负面消息及时性的指标值( $R^{2\text{Diff}}$  或  $\rho^{\text{Diff}}$ )。  $\alpha_t$  和  $\alpha_i$  分别表示年度和公司固定效应,年度固定效应  $\alpha_t$  控制了各年度特定因素对股价吸收坏消息及时性的影响,公司固定效应  $\alpha_i$  则控制了不随时间变化及不可观测的公司特定因素对股价吸收坏消息及时性的影响。  $Shortsell_{i,t}$  为虚拟变量,如果公司  $i$  在  $t$  年是融资融券标的,则  $Shortsell_{i,t}$  取值为 1,否则为 0。具体而言,对于 2010 年 3 月 31 日纳入的融资融券标的股票,当年及以后年份  $Shortsell_{i,t}$  为 1;2011 年 11 月 25 日纳入的标的股票,2012 年开始  $Shortsell_{i,t}$  为 1。根据上文的分析,如果变量  $Shortsell_{i,t}$  的回归系数显著为负,则表明相对于非标的股票,融资融券标的股票在成为标的后吸收坏消息的及时性提高。如前所述,衡量股价吸收坏消息的两个指标本质来源于  $R^2$ ,即股价同步性指标。因此,本文参考有关公司股价同步性的研究文献来确定控制变量。李增泉(2005)认为,第一大股东持股比例与股价同步性之间存在显著的相关性;Hutton 等(2009)以及侯宇和叶冬艳(2008)的研究表明,公司基本面指标如财务杠杆、盈利能力和市值账面比与股价同步性之间存在显著的相关性;此外,许红伟和陈欣(2012)认为,换手率和市盈率分别从风险偏好和泡沫层面与股票定价效率相关。因此,本文将上述变量作为控制变量,以  $First$ 、 $Size$ 、 $Turnover$ 、 $Lev$ 、 $ROE$ 、 $PE$  和  $MB$  分别表示公司第一大股东持股比例、年末总资产的对数、年平均换手率(除以 100)、资产负债率、净资产报酬率、市盈率(除以 100)和市值账面比(年末公司股票总市值与权益账面价值之比)。

<sup>①</sup>即每日收益率减去  $t$  年内的平均日收益率。

2. 股价暴跌风险的检验模型。借鉴 Piotroski 等(2015)的检验模型,本文采用如下的公司固定效应模型来检验融资融券交易是否降低了标的股票的股价暴跌风险。与模型(4)的原理类似,利用模型(5),可以将融资融券交易的影响与时间变化的影响分离出来。在某一年度,一些公司成为了融资融券标的(处理组),而其他公司则为非标的(控制组),两组都经历了相同的时间变化,因而两者股价暴跌风险的差异就很好地反映了融资融券交易对股价暴跌风险的影响。

$$Nc skew_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \gamma Shortsell_{i,t} + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 Turnover_{i,t} + \beta_3 Beta_{i,t} + \beta_4 Return_{i,t} + \beta_5 Sigma_{i,t} + \beta_6 PB_{i,t} + \beta_7 Growth + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Nc skew_{i,t}$ 为股票*i*在*t*年内收益率的负偏度,计算方法如式(3)所示。 $\alpha_t$ 和 $\alpha_i$ 分别表示年度和公司固定效应。 $Shortsell_{i,t}$ 为虚拟变量,如果公司*i*在*t*年是融资融券标的,则 $Shortsell_{i,t}$ 取值为1,否则为0。具体而言,对于2010年3月31日纳入的融资融券标的股票,当年及以后年份 $Shortsell_{i,t}$ 为1;2011年11月25日纳入的标的股票,2012年开始 $Shortsell_{i,t}$ 为1。根据上文的分析,如果变量 $Shortsell_{i,t}$ 的回归系数显著为负,则表明在成为融资融券标的的股票后,其股价暴跌风险相对于非标的股票显著下降。 $Size$ 、 $Turnover$ 、 $Beta$ 、 $Return$ 、 $Sigma$ 、 $PB$ 和 $Growth$ 是控制变量,分别表示公司规模(年末总资产的对数)、年平均换手率(除以100)、公司 $\beta$ 值、股票年度收益率、年度日收益率的标准差、市净率(除以100)以及营业收入增长率(当年营业收入除以上年营业收入的自然对数)。Piotroski等(2015)认为,公司规模、营业收入增长率与股价暴跌风险之间存在相关性;许红伟和陈欣(2012)认为,换手率、市净率与股票收益偏度相关; $Beta$ 值和股票年度收益率则控制了公司系统性和特质风险。

#### 四、实证结果分析

##### (一)描述性统计

描述性统计结果显示,融资融券标的的股票(处理组) $R^{2Diff}$ 的均值为-0.026,而非融资融券标的的股票(控制组)的均值为0.092,两者的差异在1%水平上显著。同时,标的股票的 $\rho^-$ 和 $\rho^{Diff}$ 都在1%水平上显著小于非标的股票。这说明标的股票股价对市场负向波动的调整速度显著加快,股价的负面信息含量增加,对正、负面信息反应的不对称性显著降低。此外,融资融券标的的股票的 $Nc skew$ 均值为-0.222,而非标的的股票的 $Nc skew$ 均值则为0.004,两者的差异在1%水平上显著。这说明在引入卖空机制后,标的股票的股价暴跌风险降低。此外,我们分别对模型(4)和模型(5)中各变量之间的相关性进行了分析。结果显示,模型中控制变量之间的相关系数均小于0.5,表明变量之间不存在严重的多重共线性。

##### (二)回归结果分析

1. 融资融券交易与股价吸收负面消息的及时性。从表1中可以看到,当采用不同的股价吸收负面消息及时性的指标 $R^{2-}$ 、 $R^{2Diff}$ 、 $\rho^-$ 和 $\rho^{Diff}$ 进行回归分析时,除了 $R^{2-}$ 的回归中 $Shortsell$ 的系数在5%水平上显著为负外,其他指标的系数均在1%水平上显著为负。其中, $R^{2-}$ 的回归中 $Shortsell$ 的系数为-0.017, $R^{2Diff}$ 的回归中 $Shortsell$ 的系数为-0.062。这表明在控制其他因素的情况下,融资融券业务推出后,相对于非标的股票,融资融券标的的股票与市场“同跌”的程度显著降低,而且股价随市场向上和向下波动的不对称性下降。同时, $\rho^-$ 的回归中 $Shortsell$ 的系数为-0.295, $\rho^{Diff}$ 的回归中 $Shortsell$ 的系数为-0.251,两者均在1%水平上显著。这表明融资融券业务推出后,标的股票股价对市场向下波动及时做

出反应并进行调整,股价对正、负面信息反应的不对称性显著降低。可见,在引入融资融券交易后,标的股票股价反映负面消息的及时性相对于非标的股票显著提高,股票的定价效率得到改善。

从控制变量来看,当大股东持股比例较高、换手率较高时,股价对负面消息的吸收程度较低,反应速度较慢;而公司规模较大的股票往往吸收负面消息较为及时,反应速度较快。表1中列(1)的 $R^2$ 较小,表明模型的整体解释力较弱;但 $F$ 值为183.89(在1%水平上显著),说明模型的因变量与自变量之间存在显著的线性关系。

表1 融资融券交易与股价吸收负面消息的及时性

	(1) $R^2$	(2) $R^{2Diff}$	(3) $\rho$	(4) $\rho^{Diff}$		(5) $Nc skew$
<i>Shortsell</i>	-0.017** (-2.19)	-0.062*** (-8.54)	-0.295*** (-12.57)	-0.251*** (-10.77)	<i>Shortsell</i>	-0.090*** (-4.62)
<i>First</i>	0.222*** (5.71)	0.046 (1.42)	0.263*** (2.66)	0.175* (1.76)	<i>Size</i>	-0.130*** (-11.11)
<i>Size</i>	-0.115*** (-21.68)	-0.017*** (-4.31)	-0.204*** (-18.54)	-0.177*** (-15.14)	<i>Turnover</i>	0.021*** (17.86)
<i>Turnover</i>	0.003*** (8.40)	0.011*** (28.43)	0.012*** (11.70)	0.009*** (8.98)	<i>Beta</i>	0.093*** (3.04)
<i>Lev</i>	-0.037* (-1.85)	0.034** (2.03)	0.111** (2.07)	0.129** (2.55)	<i>Return</i>	0.031*** (9.81)
<i>ROE</i>	-0.109*** (-4.95)	0.022 (1.03)	0.416*** (6.55)	0.287*** (4.76)	<i>Sigma</i>	-3.350*** (-5.94)
<i>PE</i>	-0.004* (-1.91)	0.005*** (2.70)	0.007 (1.15)	0.012** (2.15)	<i>PB</i>	-1.021*** (-7.26)
<i>MB</i>	-0.061*** (-26.01)	0.034*** (13.67)	-0.009* (-1.70)	-0.052*** (-9.14)	<i>Growth</i>	0.031** (2.21)
截距	2.822*** (24.29)	0.297*** (3.41)	3.965*** (16.56)	3.540*** (14.06)	截距	2.730*** (10.53)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	年度固定效应	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	公司固定效应	控制
$F$ 值	183.89***	256.35***	161.84***	93.19***	$F$ 值	104.40***
$R^2$	0.0001	0.1210	0.0258	0.0170	$R^2$	0.0754
$N$	8 422	8 422	8 422	8 422	$N$	7 829

注:括号内为 $t$ 值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

2. 融资融券交易与股价暴跌风险。表1中列(5)给出了融资融券交易与股价暴跌风险的回归结果。从中可以看到,*Shortsell*的系数为-0.090,在1%水平上显著。这表明在控制其他因素的情况下,相对于非标的股票,融资融券标的股票在引入卖空机制后的暴跌风险显著降低。其原因在于,标的股票吸收坏消息更加及时,避免了坏消息的累积,从而有助于有效降低股价暴跌风险。从控制变量来看,股价暴跌风险与公司规模、个股日报酬率的标准差和市净率在1%水平上显著负相关,与个股年平均换手率、*Beta*值和滞后一期的个股年报酬率在1%水平上、与公司营业收入增长率在5%水平上显著正相关。

综上所述,在引入卖空机制后,相对于非标的股票,标的股票股价的负面消息含量显著增加,股价暴跌风险显著降低。

## 五、稳健性检验

### (一)基于配对样本的双重差分检验

我国融资融券交易的标的股票是证券交易所选定的,因此纳入融资融券业务的股票可

能本来就具有较高的信息含量和较低的暴跌风险。换言之,本文的实证检验可能受到内生性问题的影响。需要说明的是,本文的模型(4)和模型(5)中加入了公司固定效应,这可以消除公司层面不随时间变化的特征。如果公司股票的定价效率在被纳入融资融券标的之前本身就较高,则可以视为公司的一个不随时间变化的特征而被固定效应所吸收。因此,在本文的研究设计中,内生性问题并不会严重影响研究结论。尽管如此,为了增强结论的可靠性,我们还采用基于配对样本的双重差分法来检验标的股票与非标的股票在定价效率变化上是否存在差异,以进一步消除可能存在的内生性问题。

参照李志生等(2015)以及许红伟和陈欣(2012)的做法,本文分别选取与两批纳入融资融券交易同时期的沪深300指数成分股中的非标的股票作为配对样本,<sup>①</sup>并以2010年(第一批融资融券试点)和2011年(第二批融资融券试点)作为事件分割时点,分别计算处理组和控制组在融资融券试点之后相对于之前的定价效率差异,再通过回归比较处理组和控制组之间的差异。表2列示了基于上述方法的回归分析结果。从列(1)~列(4)中可以看到,Shortsell的系数分别为-0.051、-0.035、-0.331和-0.290,在1%、10%、1%和1%水平上显著。同时,表2中列(5)显示,Shortsell的系数为-0.082,在10%水平上显著为负。这些结果说明,相对于非融资融券标的股票(控制组),融资融券标的股票(处理组)吸收公司负面消息的及时性在融资融券试点之后相对于之前提高得更多,股价暴跌风险下降得更多。这表明本文的研究结论并没有受到可能存在的内生性问题的影响。

表2 基于配对样本的双重差分回归结果

	(1) $\Delta R^{2-}$	(2) $\Delta R^{2\text{Diff}}$	(3) $\Delta \rho^-$	(4) $\Delta \rho^{\text{Diff}}$	(5) $\Delta N_{\text{skew}}$
Shortsell	-0.051*** (-3.00)	-0.035* (-1.88)	-0.331*** (-5.60)	-0.290*** (-4.05)	-0.082* (-1.95)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.326	0.180	0.381	0.244	0.265
N	285	285	285	285	281

注:限于篇幅,表中没有报告控制变量的结果。下表同。

## (二)采用融券交易量直接衡量卖空的影响

为了更加准确地识别未公开的负面信息是否及时充分地反映到股票价格中并最终降低股价暴跌风险,我们进一步采用融券交易量来更加直接地衡量卖空机制的影响。借鉴李志生等(2015)采用的卖空量指标,我们以标的股票年度融券卖出量与平均流通股数的比值作为Short\_flow(以百分数表示),替代原模型中是否为卖空标的股票的虚拟变量,重新对本文的主要模型进行了回归分析。<sup>②</sup>根据统计分析,在融券标的股票样本中,年度融券卖空量Short\_flow的均值为0.010%,最小值为0,最大值为0.015%。可以发现,在我国实行融资融券的前三年,融券比例还较小,融券交易还不够活跃。基于融券交易量的回归结果见表3。在所有回归中,Short\_flow的系数均在1%水平上显著为负。这表明融券卖空交易量的增加能够有效提高标的股票的股价吸收负面消息的及时性,并降低股价暴跌风险。

<sup>①</sup>本文的研究样本为第一批和第二批纳入融资融券业务的股票,这些股票绝大多数为沪深300指数成分股,它们与沪深300指数成分股中的非标的股票在市值规模、估值、业绩、流动性等方面较为接近。

<sup>②</sup>我们用融券卖空量这一连续型变量替代是否为融券标的的虚拟变量,因而采用全样本进行了回归。如果仅以融资融券标的的股票在成为标的之后的观测值作为样本,回归结果亦类似。



表 3 基于融券交易量的回归结果

	(1) $R^2$	(2) $R^{2Diff}$	(3) $\rho^-$	(4) $\rho^{Diff}$	(5) $Ncskew$
<i>Short_flow</i>	-2.482*** (-3.63)	-2.764*** (-4.38)	-17.671*** (-11.92)	-20.947*** (-12.17)	-7.740*** (-4.19)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.0001	0.1145	0.0227	0.0172	0.076
$N$	8 422	8 422	8 422	8 422	7 829

(三)采用不同的样本区间

融资融券标的股票的扩充发生在 2011 年,为了使这批标的股票在成为标的前后的检验区间尽量平衡,我们将样本区间缩减为 2009—2012 年,重新对本文的主要结果进行了稳健性检验。此外,我们采用 2008—2012 年作为样本区间进行了检验。结果均未发生变化。

六、结论与启示

融资融券交易是我国股票市场上推出的一项重要制度,标志着在股票市场引入了卖空机制。引入卖空机制能否提高标的股票的定价效率,完善股票市场的价格发现功能,实务界和学术界都非常关心。本文利用我国逐步推出融资融券交易这一自然实验机会,以两批融资融券标的股票(2010 年 3 月 31 日以及 2011 年 11 月 25 日)为研究对象,运用双重差分模型考察了 2007—2012 年我国融资融券机制的推出对股票定价效率的影响。研究发现,相对于非标的股票,融资融券标的股票在成为标的之后,其股价对市场的向下波动及时做出了反应和调整,使得股价对市场正向与负向波动反应之间的不对称性显著降低,表明标的股票吸收负面信息更加及时和充分;同时,相对于非标的股票,融资融券标的股票在成为标的后,其股价暴跌风险显著降低。这说明引入卖空机制有助于避免标的股票坏消息的累积,从而抑制股价暴跌风险。以上结果表明,我国股市推出融资融券交易后,卖空机制的出现使股价能够及时充分地反映公司的负面信息,提高了股票定价效率。

本文的研究具有较强的现实意义和学术价值。第一,本文利用更具代表性的样本和更长的研究区间,从股价吸收负面消息的及时性和股价暴跌风险两个角度,检验了卖空机制对定价效率的影响。这不仅补充了国内的现有文献,也为判断融资融券政策的有效性以及为监管层完善后续相关政策、进一步深化金融创新提供了比较可靠的经验证据。第二,本文基于我国股市部分股票允许被卖空这一外生事件,采用双重差分模型,对标的股票和非标的股票在事件前后的定价效率进行了对比研究。这一研究设计可以同时控制时间序列和横截面上的其他相关因素,使得实证结果更加稳健。

需要指出的是,由于最近几批纳入融资融券交易的时间较短,本文的样本只包含第一批和第二批纳入融资融券试点的股票。而截至目前,融资融券标的范围已扩大到 900 多只股票。随着时间的推移,这将使学者有更丰富的数据对融资融券交易的影响进行更深入的研究。此外,2015 年,我国股票市场经历了剧烈动荡和大幅下跌。从实际结果来看,在此次股市的大幅下跌中,卖空机制并没有很好地起到阻止股价暴跌的作用。究其原因,我们认为这并非融券交易机制本身不具有本文所述的降低股价暴跌风险的作用;恰恰相反,由于融券交易规模太小,卖空机制的股价“稳定器”作用非常有限。事实上,在 2015 年股市大幅下跌之前,我国股市融资(杠杆)交易和融券(卖空)交易极不对称。据统计,当时沪深两市的融资余额总和超过 2 万亿元,而融券余额则不足 100 亿元,融券交易规模还不到融资融券总交易规模的 0.5%。这与国外发达市场上融券交易规模占到 30% 以上的情况相去甚远。在这样一

个多空交易极不均衡的市场上，卖空的力量显然难以对冲杠杆交易所带来的风险，股市的自我平衡能力极其有限。因此，在今后的股市发展中，应该积极稳妥地采取措施进一步扩大融券交易的范围、减少融券交易的限制，以增加融券交易的规模。这样才能有效发挥卖空机制的价格发现和抑制股价暴跌的作用，提高股市的自我调节和平衡能力。

参考文献：

- [1]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,(5):143-158.
- [2]侯宇,叶冬艳.机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据[J].金融研究,2008,(4):131-145.
- [3]李增泉.所有权结构与股票价格的同步性——来自中国股票市场的证据[J].中国会计与财务研究,2005,(3):57-100.
- [4]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,(4):165-177.
- [5]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.
- [6]Allen F, Gale D. Arbitrage, short sales, and financial innovation[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1991, 59(4):1041-1068.
- [7]Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [8]Bris A, Goetzmann W N, Zhu N. Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(3): 1029-1079.
- [9]Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 345-381.
- [10]Chen Q, Chen X, Katherine S, et al. The sensitivity of corporate cash holdings to corporate governance [J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(12): 3610-3644.
- [11]Cohen L, Diether K B, Malloy C J. Supply and demand shifts in the shorting market[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(5): 2061-2096.
- [12]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.
- [13]Durnev A, Morek R, Yeung B. Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(1): 65-105.
- [14]Fama E F. The behavior of stock-market price[J]. *Journal of Business*, 1965, 38(1): 34-105.
- [15]Fernandes N, Ferreira M A. Does international cross-listing improve the information environment[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 216-244.
- [16]Haruvy E, Noussair C N. The effect of short selling on bubbles and crashes in experimental spot asset markets[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(3): 1119-1157.
- [17]Henry Ó T, McKenzie M. The impact of short selling on the price-volume relationship: Evidence from Hong Kong[J]. *The Journal of Business*, 2006, 79(2): 671-691.
- [18]Hong H, Stein J C. Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes[J]. *Review of Financial Studies*, 2003, 16(2): 487-525.
- [19]Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.
- [20]Jarrow R. Heterogeneous expectations, restrictions on short sales, and equilibrium asset prices[J]. *The Journal of Finance*, 1980, 35(5): 1105-1113.

- [21]Jin L, Myers S C. R2 around the world: New theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257—292.
- [22]Johnson T C. Forecast dispersion and the cross section of expected returns[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(5): 1957—1978.
- [23]Jones C M, Lamont O A. Short-sale constraints and stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66(2): 207—239.
- [24]Keim D B, Madhavan A. Anatomy of the trading process empirical evidence on the behavior of institutional traders[J]. *Journal of Financial Economics*, 1995, 37(3): 371—398.
- [25]Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. *The Journal of Finance*, 1977, 32(4): 1151—1168.
- [26]Moreck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1—2): 215—260.
- [27]Nagel S. Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 78(2): 277—309.
- [28]Piotroski J D, Wong T J, Zhang T. Political incentives to suppress negative information: Evidence from Chinese listed firms[J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(2): 405—459.
- [29]Scheinkman J, Xiong W. Overconfidence and speculative bubbles[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6): 1183—1219.

## Short Selling, Stock Price Informativeness and Stock Price Crash: Evidence from Margin Trading in China

Tang Song<sup>1,2</sup>, Wu Qiujun<sup>1</sup>, WENDEER<sup>1</sup>, Yang Siqu<sup>3</sup>

(1.School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Institute of Accounting and Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. Shenzhen Qianhai Xingwang Investment Management Co., Ltd., Shenzhen 518040, China)

**Abstract:** This paper makes use of the natural experimental opportunity that China has gradually introduced margin trading in stock market, and investigates the effect of short selling on stock pricing efficiency in reflecting negative information by using a difference-in-difference research design. Using the data from 2007 to 2012, it concludes that compared with non-target stocks, after the stocks become the underlying assets of securities margin trading, their stock prices react more timely to downward market volatility, thus reducing the asymmetric stock price reaction between positive and negative market information, which means that prices for underlying stocks of securities margin trading embed bad news of corporate values more timely and fully. At the same time, compared with non-target stocks, after the stocks become the underlying assets of securities margin trading, the probability of stock price crashes is significantly reduced. These results suggest that short selling improves the stock pricing efficiency in reflecting negative information after China introduces the securities margin trading.

**Key words:** short selling; margin trading; stock pricing informativeness; stock price crash

(责任编辑 康健)