

做空约束导致我国股市被高估了吗？*

李锐， 吴冲锋

（上海交通大学安泰经济与管理学院，上海，200030）

摘要： 本文全面、详细地检查了做空约束对中国股票市场价格水平的影响。首先，我们通过回归分析的方法研究做空余额对未来收益率的预测能力，发现当考虑了融资买入力量后做空比率与未来收益率具有显著的负相关关系，这说明做空约束导致了我国股市被高估。其次，通过对照组研究检查了融资融券实施前后，融资融券标的股票与不可做空股票的不同表现，发现从长期来看，融资融券标的股票的累积异常收益率显著低于不可做空股票的累积异常收益率，表明做空约束确实使得中国股市被高估。此外，本文研究结果表明在研究相关话题时，Fama-French 三因子模型是更为合理的选择。

关键词： 做空约束，融资融券，股票高估，累积异常收益率

* 作者简介：李锐，男，上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生

吴冲锋，男，上海交通大学安泰经济与管理学院教授，博导

联系方式：李锐，通讯作者，上海市徐汇区华山路 1954 号上海交通大学中院 210，邮编 200030，电话 18817946107，电子邮件：lirui0127@163.com

吴冲锋：上海市法华镇路 535 号安泰楼 502 室，邮编 200052，电话 021-62933256，电子邮件：cfwu@sjtu.edu.cn (C.Wu).

本文受国家自然科学基金（项目编号：71320107002）资助。

一、引言

金融市场在现代经济中扮演着重要的角色,其主要原因在于金融市场的价格发现功能。然而,当金融市场面临严重的做空约束时,资产价格可能会产生偏误。一些研究 (Miller, 1977; Figlewski, 1981; Chen et al., 2002; Desal et al., 2002; Boehmer et al., 2008; Engelberg et al., 2012) 发现,做空约束会导致股票价格被高估;也有一些研究 (Jarrow, 1980; Diamond and Verrecchia, 1987; Bai et al., 2006; Beber and Pagano, 2013; Boehmer et al., 2013;) 表明,做空约束并不必然会导致这一结果。

融资融券交易 (margin trading), 作为一种非常重要的做空机制,无疑对股票价格具有重要影响。我国自 2010 年 3 月 31 日首次实施融资融券交易以来,已有 4 年多时间,积累了大量数据。做空约束是否导致我国股票市场被高估,融资融券交易又是否使得我国的股票价格更为合理? 据我们所知,这些问题至今仍未得到较好的回答。

本文通过借鉴已有的研究方法,对“做空约束是否导致我国股市被高估”这一基本问题,运用回归分析和事件研究的方法作一深入、全面的检查,希望能够得到一个更为稳健的结论。

本文剩余部分的安排如下:第二部分为文献综述,从理论研究和实证研究两个方面介绍已有文献在这一问题上的分歧以及他们所采用的主要研究方法;第三部分着重介绍本研究的背景、研究设计以及数据处理;第四部分运用回归分析的方法研究我国股市是否被高估;第五部分运用事件研究的方法研究做空约束是否导致股票市场被高估,本质上是比较可做空股票与不可做空股票的不同表现;第

六部分总结本文的研究结论。

二、文献综述

关于做空约束的文献，浩如烟海，不一而足。因此，本文只聚焦于做空约束对股票价格水平影响的文献。公认的，这一话题由 E. Miller (1977) 提出，他认为如果投资者们对股票的信念存在分歧，当存在做空约束时，不看好该股票的投资

者很难参与到交易中来，从而阻碍了这部分负面信息在股票价格中的反应，使得股票价格较多的包含乐观主义者的观点而较少包含悲观主义者的观点，最终导致股票价格存在正的偏向。Figlewski (1981) 承袭了 Miller 的观点，并将这一假说通过一个标准的一期定价模型描述出来。在该模型中，Figlewski 考虑了一个具体的做空约束——投资者做空所得收益在做空卖出期间是不能进行再投资的，而融券又需要一定的成本，这就使得只有做空者判断做空所得超过融券成本时才会进行做空，这将推高股票的价格。Figlewski 在该文中的另一个贡献是，将做空比率(做空余量与流通总股数的比率)作为做空约束大小的一个代理变量，这一实证研究的方法被以后的许多研究者所采用。Chen et al.(2002) 对 Figlewski 选择做空比率作为做空约束代理变量的做法提出了质疑，他们认为某只股票的做空量大可能并不是因为看空这只股票的投资者多，而仅仅因为这只股票比较容易做空而已 (比如融券难度小)。基于此，他们提出了投资者宽度的概念，即做多这只股票的投资者数量，并通过一个标准的两期资产定价模型予以证明，投资者宽度与股票的未来收益呈正相关。

以上的理论文献均认为做空约束将导致股票价格被高估。然而，Jarrow (1980) 通过一般均衡分析框架，发现当投资者对股票存在异质性信念时，做空约束对股

票价格的影响将是模棱两可的——既可能产生正的偏误也可能产生负的偏误或者无偏误。他的主要观点有两个: (1) 人们的异质信念不仅体现在股票收益的一阶矩方面, 而且体现在股票收益的协方差矩阵上, 当考虑了二阶矩的差异后, 投资者们对资产的相对评价——经过风险调整后的——可能会达成一致; (2) Miller 的分析只考虑了存在做空约束的投资者, 而忽视了不存在做空约束的投资者(比如该股票目前的持有者)对该股票需求的变化。Jarrow 通过理论分析发现, 由于资产之间“替代效应”的存在, 该股票的持有者对该股票的需求可能会下降, 这种空头力量使得股票价格上升还是下降变得模棱两可。Diamond and Verrecchia (1987) 从另一个角度对 Miller 的结论提出了质疑, 他们认为做空约束确实会导致整个信息集产生正向偏误, 但由于投资者们都是理性的, 应该能够预期到这一现象, 从而修正这一正向偏误。两位作者通过坐市商—投资者的序贯博弈模型, 发现做空约束并不会对资产价格产生正向偏误, 但会影响投资者对信息的调整速度。Bai et al. (2006)考虑了投资者的风险厌恶水平, 发现当理性投资者是风险厌恶者时, 较慢的价格发现会使得不知情投资者所感知到的风险增加, 从而会要求一个更高的收益, 这将使得股票价格出现低估。

相对于理论探讨中的巨大分歧, 实证研究结果较为一致地认为做空约束将导致股票价格产生正的偏向。根据对做空约束度量的不同, 这类文献主要有以下几类:

第一, 使用做空比率度量做空约束。Figlewski (1981)用做空比率(做空余量/流通总股数)作为做空约束的代理变量, 研究了美国股市 S&P500 成分股在 1973—1979 年间的表现, 发现相对于做空比率较高的股票, 就平均意义而言做空比率较低的股票其未来收益确实显著高; 但由于做空所得无法再投资, 这一套

利机会事实上是无法实现的。Aitken et al. (1998)通过研究澳大利亚 1994 年 1 月 1 日—1996 年 12 月 31 日的日内做空数据后发现，做空量几乎同时就是坏消息：在做空发生后的 20 分钟内，被做空股票的异常收益为-0.2%。他们同时发现以套利或套期保值为目的的做空似乎并不能引起负的异常收益。Desai et al. (2002) 研究 1988—1994 年间美国纳斯达克上市股票的做空量与未来收益之间的关系，发现做空量多的股票，在扣除四因子影响后，其未来月异常收益率处于 -0.76%—1.13%之间，而且这一负的异常收益会随着做空量的增加而增加。Boehmer et al. (2008) 通过研究纽约证券交易所 2000—2004 年的数据，发现在剔除风险因子影响后，做空量大的股票的年化收益率会比做空量小的股票低 15.6%。Boehmer et al. (2010) 研究了美国 1988—2005 年间的股票数据，发现做空量相对较高的股票虽然未来异常收益显著为负，但是这一效应不仅是短暂的而且在经济上也不显著。但是，如果交易量大且做空量小的股票，其未来异常收益不仅统计上而且经济上显著为正。Engelberg et al. (2012) 通过检查 2005 年 1 月 3 日—2007 年 7 月 6 日期间的美国市场日数据，发现做空量与未来收益存在显著负相关，且这一效应在消息公布日更为强烈。

第二，使用个股期权相关的指标度量做空约束。Figlewski and Webb (1993) 通过研究发现，期权市场作为做空的另一手段，具有缓和做空约束的功能，同时又一次证实做空量与股票未来收益具有显著负相关。Danielsen & Sorescu (2001) 研究认为当引入期权时，由于做空约束的减小，相对做空量应该上升、标的股票的价格应该下降，他们发现美国市场 1981—1995 年间的股票数据支持这一结论。Ofek et al. (2004) 通过期权平价公式计算出了股票的理论价格，与实际价格相比较构造做空约束的代理变量，研究 1999—2002 年间美国的数据发现做空约束越大的

股票其未来收益越小。

第三，使用做空费率度量做空约束。Jones & Lamont (2002) 使用融券费率来测度做空的货币成本，作为做空约束的代理变量，通过检查美国 1929–1933 年间的数据，发现做空约束与未来收益呈显著负相关，且这一效应较为稳健。D’Avolio (2002) 详细研究了美国的融券市场，并首次提出了计算某只股票融券成本过高的概率的计量模型。Ofek et al. (2004) 通过研究 1999—2002 年间美国股票市场，发现使用融券费率作为做空约束的代理变量，也可以构造套利组合。

第四，使用投资者宽度作为做空约束的代理变量。Chen et al. (2002) 认为做空量不能很好地测度做空约束，投资者宽度——做多某只股票的投资者所占比例，能够更好地测度做空约束。在实证研究部分，他们将投资者宽度定义为做多某只股票的共同基金数量占有所有共同基金数量的比例，并发现投资者宽度与未来收益具有显著的正相关性，从而证明做空约束导致了股票被高估。

以上研究中，主要采用了回归分析和投资组合分析的方法。但这些分析方法也面临着局限性：对做空约束的度量总归是间接的，而且也只能捕捉到做空约束的某一个方面，这将可能导致结果产生一定程度的偏离。事件研究则能够较好的克服这一问题¹。Ofek & Richardson (2003) 研究了 2000 年美国的互联网泡沫，发现在泡沫破灭之前互联网公司确实面临着更大的做空约束，比如更高的融券成本、对期权平价公式更大的偏离、内部员工所签订的锁定协议(即在一定时期内不能卖出股票)，这些因素都使得互联网公司股票被严重高估，为接下来的泡沫破灭埋下了祸根。Chang et al. (2007) 运用事件研究的方法，研究了香港市场做空约束对股票价格的影响。研究发现当股票从不可被做空变为可被做空后，累积异常收

¹ 当然，事件研究也会产生其他问题。因此，本文试图结合事件研究和回归分析这两种方法，以期得到更为稳健的研究结论。

益率在可被做空的 60 天内显著为负。Chang et al. (2014)沿用了这一方法，研究我国大陆的股票市场，发现做空约束导致我国股市被高估。然而，Chang et al. (2014)的研究仍有许多值得拓展之处，将在第五部分详细讨论。

国内文献主要有：杨德勇和吴琼（2011）研究发现，融资融券交易对个股波动性具有一定程度的平抑作用，同时对个股的流动性有一定程度的促进作用。冯玉梅等（2012）对首批试点的 71 只股票研究发现，融资融券净额对标的股票的收益率和波动性均具有显著的正向影响。许红伟和陈欣（2012）采用双重差分模型，研究了融资融券交易对我国股票定价效率的影响，发现在融资融券试点 1 年内我国股票定价效率的改善效果较不明显。

综上所述，尽我们所知，目前尚未有文献全面深入地研究融资融券交易对我国股票市场价格水平的影响，尽管这一问题是融资融券交易的基本问题。本文将就这一问题展开详尽研究。本文的主要贡献有如下几点：

（1）在构造做空约束代理变量时，应该考虑融资杠杆买入的力量。我们发现，即使在控制市场因子、市值因子以及账面市值比因子后，传统的做空比率与未来收益率并不存在显著的相关关系。然而，当考虑了融资杠杆买入力量，即将做空比率改进为融券余额与融资融券余额的比率后，发现与未来收益呈显著负相关关系。

（2）在计算异常收益率时，应该采用 Fama-French 三因子模型而非 CAPM 模型。由于我国市场上融资融券标的股票都是一些优质股票，如果不剔除市值因子和账面市值比因子的风险溢价，从某种意义上讲它们的异常收益率本身就“应该”较低。本文第四部分回归分析的结果表明，Fama-French 三因子模型的调整 R^2 更大，市值因子和账面市值比因子的系数非常显著（t 值分别为 9.25 和 -6.41）；

而且,当采用 Fama-French 三因子后,改进后的做空比率系数的 t 值有所下降(从 -2.43 下降到-1.97),这些结果均表明融券卖出余额中所包含的负面信息,部分地会随着市值因子和账面市值比因子的风险溢价被扣除而消失。这部分结果表明,Chang et.al (2014)基于 CAPM 模型计算异常收益率需要改进。

(3) 应该通过对照组研究的方法,来确定做空约束是否导致我国股市被高估。Chang et.al (2014)发现做空约束实施日前后,标的股票的 CAR 均会出现显著下降,他们据此断言做空约束导致我国股市被高估。但不足在于,在融资融券实施日之后累积异常收益率 $CAR(0, 5)$ 是负的,但是在融资融券实施日之前累积异常收益率 $CAR(-5, -1)$ 也为负的,那我们怎么能够据此断言做空约束导致中国股市被高估?事实上,如果比较 $CAR(-5, -1)$ 和 $CAR(0, 4)$ 或者 $CAR(1, 5)$,他们的结果显示前者反而小于后者。鉴于此,我们采用了对照组研究的方法,研究发现在融资融券实施日之前,处理组股票和对照组股票的 CAR 走势非常接近,但是实施日之后发生了偏离,而且从长期来看(融资融券实施日之后 30 日起)对照组的 CAR 显著大于处理组的 CAR,这才能够在较为严格的意义上表明做空约束导致我国股市被高估。

三、研究背景及数据说明

(一) 我国的融资融券交易

众所周知,我国的市场化改革向来以稳健为首要特征,融资融券的引入也呈现出了这一特色。从 2005 年 10 月 27 日新修订的《证券法》规定证券公司可以为客户提供融资融券服务,到 2010 年 2 月 12 日证监会公布融资融券首批试点券商以及标的股票名单,再到 2010 年 3 月 31 日在沪深两市正式开通融资融券业务,

历经 4 年半时间。从 2010 年 3 月 31 日的试运行到现在，融资融券标的股票又经过了 6 次调整，包括 4 次大的调整和 2 次小的调整，标的股票的数量逐渐从试点时的 90 只增加到了现在的 700 只。具体情况如表 1 所示。

表 1 融资融券标的股票的变化情况

宣布日	实施日	处理组			对照组		
		股票个数	新增个数	有效个数	股票个数	新增个数	有效个数
2010-02-12	2010-03-31	90	90	87	87	87	87
2010-06-20	2010-07-01	90	5	3	3	3	3
2010-07-16	2010-07-29	90	1	0	0	0	0
2011-11-25	2011-12-05	278	192	192	192	192	192
2013-01-25	2013-01-31	500	276	267	267	267	267
2013-09-06	2013-09-16	700	206	188	188	188	188
总计			770	737		737	737

注：股票个数是指新的标的股票名单上的股票数量；新增个数是指相比于上一次标的股票名单而言，新入选的股票个数；由于在第五部分的事件研究中，要求估计窗口的长度大于 180 天、事件窗口长度大于 60 天，而且在做倾向得分匹配时需要满足共同支撑假设，所以一些标的股票由于不满足研究要求而被排除在分析之外，剩余的股票个数即为有效个数。

为了保证融资融券交易不对 A 股市场产生严重的负面影响，在选择融资融券标的股票时一般更加倾向于规模较大、盈利能力较强的优质股票，比如在首批试运行的 90 只股票中上交所选择了上证 50 指数成分股、深交所选择了深证成指成分股；在正式推出融资融券业务后，上交所选择了上证 180 指数的成分股。这一点是我国市场融资融券交易与其他国家和地区市场的重要区别之一，标的股票选择时的这种倾向性，使得在研究本问题时应该考虑这种人为选择带来的潜在偏误。

（二）研究设计

我国的融资融券交易，经历了一个从无到有的过程，这使得我们能够采用事件研究的方法来探讨相关话题；同时，在融资融券业务开展以来，信息披露非常及时、透明：每个交易日开盘之前，上市公司必须在证券交易所官网披露上一交易日每只股票的融资融券详细数据，这么大量、高质量的数据积累使得我们能够采用回归分析的方法来探讨相关话题。

在回归分析部分，我们探讨的核心话题是，做空约束对股票的未来收益是否具有一定的预测能力，主要方法是通过检查做空约束代理变量是否与未来收益率存在显著负相关关系。在目前学术界所常用的四类代理变量中，只有做空比率是最为可行的选择²。首先，我们选择 Figlewski (1981)所提出的传统的做空比率（即做空余量与流通总股数的比率），然后检查这一代理变量是否与未来收益呈负相关；然而发现，即使控制 Fama-French 三因子后仍然不存在显著的负相关关系。我们认为原因如下：我国的融资融券交易是同步推出的，即当某只股票可以被做空的同时也可以被融资加杠杆做多，而融资加杠杆做多本身也面临着与融券做空交易相同的约束（追缴保证金等）；同时，在我国融资融券交易中，融资交易几乎占到了 99%(如图 1 所示)，这么巨大的交易量不可能不对股票收益产生影响。然而在传统的做空比率中，并没有反映这一影响。基于此，我们构造了新的做空比率指标，即融券卖出余额与融资融券余额的比率，发现在控制风险因子后，这一新的指标与未来收益率呈显著负相关。回归分析结果还表明，做空比率的预测能力随着市值因子和账面市值比因子的控制而有所减弱。这一结果表明，在进行

² 由于我国没有个股期权，故个股期权相关的代理变量不可用；由于我国的融资融券费率较为恒定，故做空成本相关的代理变量不可使用；由于我国只能向券商融资融券交易，故投资者宽度也不适合我国市场的研究。

事件研究时，异常收益率应该基于 Fama-French 三因子模型，而非基于 CAPM 模型。

在进行事件研究时，本文主要借鉴了 Chang et al. (2007, 2014)的研究方法，即通过检查融资融券标的股票在事件日前后异常收益率和累积异常收益率，来确认我国股市是否被高估。然而，当我们仔细审视 Chang et al. (2014) 的相关部分研究后，他们的研究结果并不足以支持股市被高估的假说。他们发现融资融券交易实施之后，标的股票的 CAR 确实出现了显著下降的趋势，从而断定做空约束导致了我国股市被高估。然而，CAR 下降在融资融券交易实施之前已经出现，更进一步，我们甚至发现 $CAR(-5,-1)$ 竟然还小于 $CAR(0,4)$ 或者 $CAR(1,5)$ ，融资融券交易的实施竟然使得 CAR 的下降有所放缓！Chang et al 辩称这是由于信息泄露所致，然而并没有提供更进一步的证据。为了克服这一问题，本文提出了对照组研究的方法：如果在融资融券实施日之前的 10 天里，处理组股票（即融资融券标的股票）与控制组股票（即不可融资融券的股票）的 CAR 走势非常接近；但在融资融券交易实施日之后，处理组股票与控制组股票的 CAR 走势产生了分歧，而且处理组股票的 CAR 显著小于对照组股票的 CAR，则可说明做空约束确实使得我国股市被高估。

更为细节的研究设计，将在相应部分详细讨论。

（三）数据来源及处理

本文使用日数据来检查相关结论，时间区间为 2008 年 12 月 23 日至 2014 年 3 月 20 日，主要包括 3 部分：（1）股票的日常交易数据以及日无风险利率，包括流通市值、日收益率、日融资融券数据以及日基本面数据等，这部分数据来

源于国泰安数据库；(2) 融资融券标的股票变更的相关数据，包括融资融券股票的宣布日、实施日、股票代码等，均来源于锐思数据库；(3) Fama-French 三因子数据，来源于国泰安数据库。

在进行事件研究时，为了排除其他事件的影响，我们做了如下处理：(1) 每日收益率如果超过涨跌幅限制，则予以排除，这能较好的避免除权日的影响；(2) 在宣布融资融券之后，如果两周之内仍处于停牌状态，基本可以认定有其他重大事件发生，因此该股票从事件研究样本中剔除。

图 1 显示了融资融券试点以来的整个市场的融券余额与融资余额，其中绿线为融券余额，红线为融资余额。从图 1 可以看出，融资余额差不多是融券余额的 100 倍，表明融资做多的力量是非常巨大的，从而在股票价格形成过程中是不容忽视的。

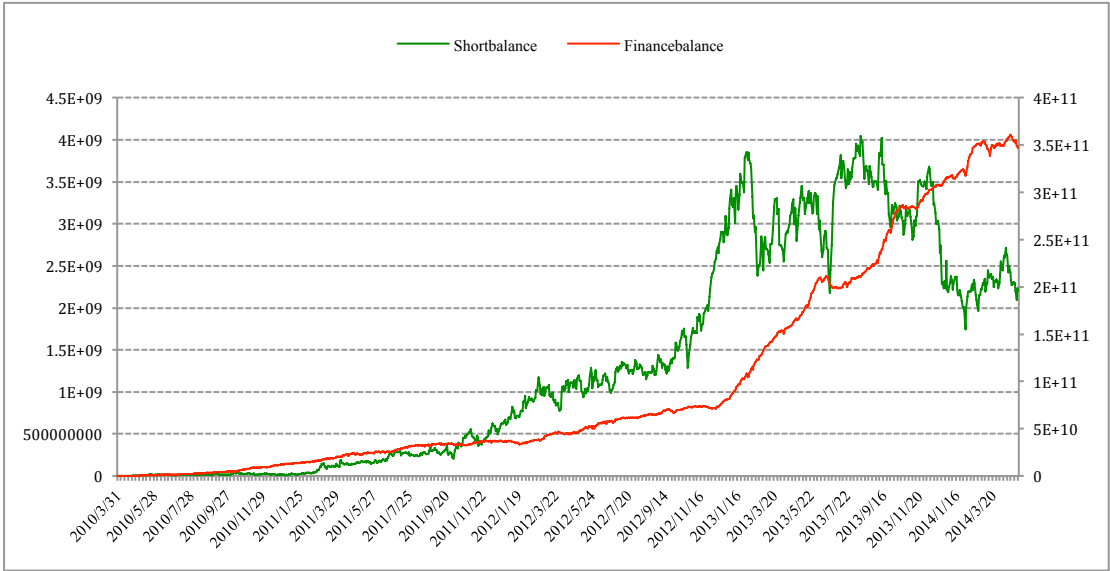


图 1 融券余额与融资余额

四、基于回归分析的实证研究

根据前面的文献分析以及第三部分的研究设计，我们将检验假说 1：

假说 1：股票的做空比率与其未来收益率存在显著的负相关。

（一） 回归模型

在本部分，我们采用固定效应的面板数据回归来检查假说 1，模型设定如下：

$$r_{it} - r_{ft} = \delta_i * SIR_{i,t-1} + \beta_i * X_t + \alpha * FE_i + \varepsilon_t \dots \dots (1)$$

在模型(1)中， r_{it} 为股票 i 在 t 期的收益率， r_{ft} 为 t 期的无风险收益率； X_t 为 t 期的控制变量，包括 t 期的市场因子、市值因子和账面市值比因子， FE_i 标识第 i 只股票的虚拟变量。 $SIR_{i,t-1}$ 为第 i 只股票在(t-1)期的做空约束代理变量，本文采用两种度量方法：（1） $SIR1_{i,t-1}$ 为第 i 只股票在(t-1)期融券余额与流通市值的比率，（2） $SIR2_{i,t-1}$ 为第 i 只股票在(t-1)期融券余额与融资融券余额的比率。

（二） 结果分析

表 2 基于 SIR1 的回归结果

	SIR1	MKT	Size	B/M	Adj.R2
系数	0.001324				0.0025
T 值	(0.01)				
系数	-0.0957	1.1837***			0.3177
T 值	(-0.93)	(316.45)			
系数	-0.0989	1.1681***	0.0788***	-0.0758***	0.3185
T 值	(-0.96)	(299.08)	(9.32)	(-6.41)	

注：本表所报告结果，均是基于传统的做空比率度量 SIR1。t 值使用的是经过异方差调整的稳健标准误。

表 2 报告的是基于 SIR1 的回归结果，结果显示不论只控制市场因子，还是

控制市值因子和账面市值比因子，SIR1 均与未来收益之间不存在显著的相关关系。但是，我们仍然可以发现，Fama-French 三因子要比 CAPM 模型表现更优异：

(1) 调整 R^2 有了一定的增加；(2) 市值因子和账面市值比因子的系数均非常显著。

基于本文所提出的新指标 SIR2 的分析结果，报告在表 3 中。我们发现相比于基于 SIR1，结果变得显著：当不包括任何控制变量时，SIR2 与未来收益率之间并不存在显著地相关关系；当控制了市场因子后，SIR2 的系数变为-0.0029，t 值也变为-2.43；当控制了市值因子和账面市值比因子后，SIR2 的系数变为-0.0023，t 值也下降为-1.97，但仍然是显著的。然而，这一结果却值得引起我们的注意，即市值因子和账面市值比因子的引入，使得 SIR2 系数的显著性不仅从经济意义上而且从统计意义上都有所下降，这提示我们在进行事件研究时如果基于 CAPM 模型计算异常收益率，则可能使得结果产生偏误。同时，与表 2 的结果一致，市场因子、市值因子和账面市值比因子的系数都非常显著，而且调整 R^2 也逐步增大，这些均表明在探讨这类问题时 Fama-French 三因子模型更为合理。

表 3 回归结果

	SIR2	MKT	Size	B/M	Adj.R2
系数	0.0004				0.0025
T 值	(0.27)				
系数	-0.0029***	1.1838***			0.3178
T 值	(-2.43)	(316.46)			
系数	-0.0023**	1.1683***	0.0783***	-0.0757***	0.3185
T 值	(-1.97)	(299.06)	(9.25)	(-6.41)	

注：本表所报告结果，均是基于本文新提出的做空比率度量 SIR2。t 值使用的是经过异方差调整的稳健标准误。

最后，通过比较表 2 和表 3 的结果我们发现，除过 SIR1 和 SIR2 的系数和 t 值外，其余的系数和 t 值以及调整 R^2 均未发生大的变化，这表明我们所构造的新指标并没有改变整个模型的解释力，唯一的改变是使得融券余额中所包含的负面信息更显著地显现出来。综上，我们认为实证结果支持本文的假说 2，即做空约束确实导致中国股市被高估。

五、基于事件研究的实证研究

本部分主要运用事件研究的方法，来研究做空约束是否导致我国股市被高估，主要借鉴了 Chang et al.(2007)对香港市场的研究。后来 Chang et al.(2014)使用这一方法研究我国股市，认为我国股市确实存在显著的高估。但本文认为，Chang et al.(2014)的研究存在许多需要扩展的地方：（1）从数据长度上来看，该文数据截止日期为 2012 年 12 月 31 日，所涉及股票仅有 285 只，从现在的数据积累来看似乎并不能反映我国市场融资融券交易的全貌。（2）他们的异常收益率是基于 CAPM 模型计算所得，而正如本文前面的实证结果表明，在我国市场上似乎更应该采用 Fama-French 三因子模型，以扣除市值因子和账面市值比因子的风险溢价。（3）由于我国融资融券标的股票的 CAR 在实施日之前已经出现了下降趋势，因此应该通过对照组研究的方法来确定我国股市是否被高估：只有当融资融券标的股票的 CAR 显著小于对照组股票的 CAR 时，才能够断定做空约束确实导致我国股市被高估。

与 Chang et al.(2007)不同的是，我们将某只股票在融资融券实施日之后的第一个交易日定义为事件日，标记为 0 天，这样就规避了一些标的股票在融资融券实施日数据缺失的问题。本研究一共涉及到 6 个融资融券实施日，共包含 12 个

事件日。为了避免其他重大事件对本研究的影响，剔除掉那些在实施日之后 10 个交易日仍未交易的股票。我们将[-280, -31]定义为估计窗口，为了保证估计系数的稳健性，如果估计窗口长度不足 180，也被剔除。我们将[-10, 60]定义为事件窗口，为了避免其他事件的扰动，如果事件窗口长度不足 60，也被剔除。根据已有文献以及前面的分析，我们提出以下假说 2：

假说 2：在融资融券实施日之前，处理组股票和对照组股票的 CAR 不存在显著差异；在融资融券实施日之后，处理组股票的 CAR 显著小于对照组股票的 CAR。

（一）样本匹配

我们采用倾向匹配得分法完成样本匹配。在匹配指标选取方面，放弃了流通市值、账面市值比等基本面指标，原因如下：（1）由于融资融券标的股票中的蓝筹权重股占比非常高，使得标的股票的基本面指标与其他股票有着非常大的差异（尤其是流通市值），这将使得很难达到令人满意的匹配效果；（2）如果采用 Fama-French 三因子模型计算异常收益率，则一些基本面指标的影响已被扣除，故显得也没有必要再根据基本面指标匹配。我们选择估计窗口里平均收益率、收益率波动率和平均换手率进行匹配，原因如下：（1）在选择融资融券标的股票时，过去一段时间的平均涨跌幅度、平均波动幅度以及换手率就是非常重要的考虑指标；（2）平均收益率和收益率波动率是刻画股票收益率最为重要的样本矩，换手率是刻画股票交易活跃程度的重要指标，同时换手率也是 Chang et al.(2007) 采用的指标。

匹配步骤如下：（1）针对每一个事件日，处理组股票为该事件日新入选的标

的股票，备选组股票为在该事件日及其之前从未有过融资融券经历的股票；（2）根据该事件日所对应的估计窗口里的平均收益率、收益率波动率和平均换手率，通过 logit 模型计算倾向得分；（3）在满足共同支撑假设的样本里，根据最近邻匹配原则为每一只标的股票选择最优的匹配股票。匹配结果如表 1 所示，表 4 为处理组股票和对照组股票在一些指标上的统计性描述。

表 4 统计性描述

	处理组			对照组			T 值	p 值	观测量
	平均值	中位数	标准差	平均值	中位数	标准差			
收益率	0.0005	0.0004	0.0017	0.0005	0.0003	0.0017	0.31	0.7586	737
收益率波动率	0.0272	0.0272	0.0054	0.0274	0.0272	0.0047	-0.83	0.4047	737
换手率	0.0204	0.0165	0.0158	0.0207	0.0162	0.0158	-0.43	0.6684	737
流通市值	22.7573	22.6280	0.9854	21.5039	21.4335	0.8523	26.12	0.0000	737
每股盈利/股价	0.0368	0.0314	0.0253	0.0270	0.0232	0.0208	8.03	0.0000	737
每股净资产/股价	0.3657	0.3200	0.2275	0.3622	0.3207	0.2065	0.31	0.7575	737

注：收益率波动率为估计窗口中的 250 个收益率的标准差；其余指标均为估计窗口中的 250 个数据的均值。

表 4 报告了融资融券标的股票及其对照组股票在基本指标上的统计性描述，其中前 3 个指标为匹配指标，后三个指标为基本面指标。我们发现收益率、收益率波动率和换手率，这两组股票无显著差异，说明我们的匹配还是比较成功的。公司规模、盈利能力，处理组股票显著优于对照组股票，这也印证了前面的论述：在我国，融资融券标的股票基本都选择规模较大、盈利能力较强的股票；但是两

组股票在每股净资产/股价上却没有显著差异，这说明公司的成长性并不是能否融资融券的考虑因素。表 4 的结果表明，在计算异常收益率时，更应该采用 Fama-French 三因子模型。

（二）计算异常收益率

根据以下步骤计算累积异常收益率：

（1）根据每只股票在估计窗口[-280, -31]的数据，通过 OLS 回归计算回归系数，采用 Fama-French 三因子模型进行估计：

$$r_{it} - r_{ft} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} * (r_{Mt} - r_{ft}) + \gamma_{2i} * SMB_t + \gamma_{3i} * HML_t + \varepsilon_{it} \dots \dots (2)$$

式（2）中， r_{it} 为股票 i 在 t 日的收益率， r_{ft} 为 t 日的日无风险利率， r_{Mt} 为我国整个 A 股市场的流通市值加权收益率， SMB_t 为 t 日的市值因子， HML_t 为 t 日的账面市值比因子。通过上式，即可得到各系数的估计值：

$$\widehat{\gamma}_{0i}, \widehat{\gamma}_{1i}, \widehat{\gamma}_{2i}, \widehat{\gamma}_{3i}.$$

（2）根据上一步所计算的系数估计值，通过式（3）计算每一只股票在[-10, 60]的异常收益率：

$$AR_{it} = (r_{it} - r_{ft}) - \widehat{\gamma}_{0i} - \widehat{\gamma}_{1i} * (r_{Mt} - r_{ft}) - \widehat{\gamma}_{2i} * SMB_t - \widehat{\gamma}_{3i} * HML_t \dots \dots (3)$$

（3）根据上一步所计算的每只股票的异常收益率 AR，计算每只股票的累积异常收益率：

$$CAR_i(t1, t2) = \prod_{t=t1}^{t=t2} (1 + AR_{it}) - 1 \dots \dots (4)$$

式（4）中，t1, t2 表示计算累积异常收益率的时间窗口。累积异常收益率为判断我国股市是否被高估的主要指标：如果做空约束导致我国股市被高估，那么融资融券标的股票的累积异常收益率应该显著低于不可融资融券股票的累积

异常收益率。

（三）实施日前后的实证结果

表 5 报告了融资融券实施日前后 71 天里，基于 Fama-French 三因子模型计算的异常收益率，其中 0 天表示事件日当天。我们发现，在事件日之前的 10 个交易日里，有 5 天处理组大于对照组（其中有 1 天显著大），有 5 天处理组小于对照组（其中有 1 天显著小）；在事件日之后的 61 个交易日里，有 22 天处理组大于对照组（其中有 5 天显著大），有 39 天处理组小于对照组（其中有 12 天显著小）。

令人费解的是，在事件日当天以及接下来的 10 个交易日里，处理组股票的表现竟然都优于对照组股票，尤其在事件日当天处理组股票的平均异常收益率竟然达到了 0.185%，远远大于对照组的-0.215%（t 值也达到了 3.22）；这一现象在接下来的 10 天里，甚至得到了延续：在[0, 10]，有 6 天处理组都大于对照组，其中 2 天都非常显著，并且没有发生过处理组显著小于对照组的情况。这一情况在[11, 20]得到了扭转：有 8 天处理组小于对照组，其中 4 天都是显著小，并且没有发生过处理组显著大于对照组的情况。

上述结果表明，在事件日之前的 10 天里，处理组股票和对照组股票的异常收益率并没有大的差异；但在事件日之后的 61 个交易日里，处理组股票的表现要差于对照组的股票。虽然发生了[0, 10]期间的插曲，但是从长期来看（比如 10 个交易日之后）融资融券标的股票确实存在弱势表现，这些实证结果支持本文假说 2。

表 5：融资融券事件日前后的异常收益率

编号	处理组			对照组			t 值	p 值
	观测量	平均值	中位数	观测量	平均值	中位数		
-10	736	3.8092	9.0425	736	-1.3827	0.3785	0.42	0.6632
-9	736	-2.7822	-27.2715	736	4.6480	-21.8985	-0.70	0.2405
-8	736	3.5073	-33.2070	736	-6.7851	-40.0365	0.91	0.8180
-7	736	-12.2782	-48.9890	736	12.8929	-25.5955	-2.20	0.0139
-6	736	-10.7646	-35.7195	736	-8.0568	-42.0410	-0.23	0.4076
-5	736	-8.7322	-26.2245	736	-15.5986	-31.1420	0.59	0.7233
-4	736	6.2979	-16.5950	736	-15.4362	-24.1865	1.85	0.9678
-3	736	-20.1270	-31.5985	736	-12.0600	-24.4410	-0.71	0.2388
-2	736	-2.1138	-16.4325	736	6.5537	-26.3550	-0.86	0.1959
-1	736	-3.1538	-38.4455	736	-20.5772	-39.4990	1.53	0.9369
0	736	18.5442	-2.9710	736	-21.4788	-35.1630	3.22	0.9993
1	736	-15.2027	-31.1210	736	-7.2917	-29.4340	-0.71	0.2386
2	736	-2.2244	-24.7690	736	-12.5256	-30.3845	0.91	0.8183
3	736	14.1476	-2.4640	736	-17.3335	-33.7850	3.00	0.9986
4	736	1.1373	-26.7395	736	-13.9921	-23.7170	1.33	0.9084
5	736	-13.5750	-32.2395	736	-2.6073	-19.2710	-0.93	0.1763
6	736	-50.6060	-58.5830	736	-49.1191	-66.1525	-0.13	0.4499
7	736	6.1076	-9.3160	736	4.5519	-11.0865	0.13	0.5511
8	736	-3.5966	-34.5555	736	6.2969	-17.9215	-0.81	0.2081
9	736	-0.8331	-34.4695	736	5.2846	-15.3040	-0.52	0.3023
10	736	2.4401	-24.7780	736	-9.8816	-35.9975	1.04	0.8508
11	736	-12.0317	-23.5715	736	-10.6425	-16.0845	-0.11	0.4560
12	736	-13.3745	-26.9080	736	4.0796	-23.5780	-1.45	0.0741
13	736	-17.3561	-29.6645	736	0.3596	-19.9470	-1.30	0.0970
14	736	1.7112	-14.0705	736	-1.7136	-19.6495	0.28	0.6120
15	736	-32.2888	-28.9835	736	-0.1850	-10.4170	-2.63	0.0043
16	736	-27.2848	-30.9595	736	1.3394	-12.8415	-2.32	0.0102
17	736	-23.3180	-32.7185	736	-8.5500	-18.1875	-1.08	0.1399

18	736	-20.7778	-41.3430	736	-0.0073	-28.1200	-1.85	0.0325
19	736	-26.1653	-37.6010	736	-1.8121	-14.8370	-1.90	0.0289
20	736	4.5854	7.7520	736	-13.8205	-16.1440	1.36	0.9130
21	736	-2.7377	-8.3220	736	-14.2227	-20.0865	0.87	0.8086
22	736	-15.2611	-12.7985	736	-20.0027	-7.3500	0.38	0.6494
23	736	9.9429	-7.6115	736	-5.3162	-17.5875	1.20	0.8843
24	736	-8.4849	-17.9295	736	12.3390	-5.5130	-1.62	0.0526
25	736	-7.9439	-27.5895	736	9.6307	-17.0505	-1.53	0.0633
26	736	-9.3004	-21.7130	736	0.6902	-5.1380	-0.81	0.2089
27	736	3.6460	7.5685	736	19.4455	1.9075	-1.22	0.1122
28	736	27.1196	24.4395	736	19.6686	15.8930	0.63	0.7349
29	736	1.1135	-23.9945	736	1.8443	-25.3070	-0.07	0.4723
30	736	-16.1348	-31.0275	736	5.0321	-21.1070	-1.90	0.0287
31	736	-8.3231	-20.7230	736	-17.3074	-35.5520	0.81	0.7917
32	736	-13.8772	-25.8685	736	1.3480	-24.5020	-1.38	0.0842
33	736	-30.3335	-30.4660	736	-7.9469	-34.1705	-1.93	0.0272
34	736	-14.0742	-30.2795	736	1.3235	-19.3990	-1.46	0.0723
35	736	-30.2885	-30.1990	736	-11.6771	-25.2925	-1.69	0.0455
36	736	-7.6752	-29.5245	736	-4.4506	-18.6915	-0.30	0.3816
37	736	-8.6280	-16.4430	736	3.3762	-17.9040	-1.10	0.1365
38	736	13.4499	-2.7685	736	1.9105	-26.9115	0.95	0.8283
39	736	-17.6384	-33.5440	736	3.2100	-19.8505	-1.87	0.0308
40	736	-2.9270	-28.4850	736	5.9087	-29.3325	-0.73	0.2331
41	736	17.8824	-2.6870	736	3.4853	-19.3750	1.32	0.9069
42	736	-4.3783	-25.8335	736	-26.0966	-41.5235	1.94	0.9735
43	736	-22.2802	-28.0780	736	7.0884	-20.9880	-2.76	0.0029
44	736	-6.3278	-17.0990	736	-1.4069	-24.4630	-0.46	0.3210
45	736	-3.0302	-16.6780	736	3.2737	-24.2360	-0.61	0.2718
46	736	4.7076	-8.6955	736	1.2990	-18.0385	0.34	0.6348
47	736	-22.7543	-40.6115	736	-7.5401	-33.6020	-1.49	0.0676
48	736	1.9623	-27.8000	736	-10.0767	-42.7625	1.04	0.8507

49	736	-7.0375	-23.7735	736	-12.7572	-20.5705	0.56	0.7116
50	736	10.0338	-4.9195	736	-6.4398	-32.0535	1.39	0.9179
51	736	-11.4073	-18.6265	736	-34.4982	-34.5885	2.07	0.9808
52	736	-19.7099	-43.9320	735	-9.1492	-29.2680	-0.94	0.1748
53	736	-29.0128	-41.8905	735	-13.6237	-39.3340	-1.40	0.0811
54	736	5.7206	-4.4920	735	-15.6675	-31.6120	1.95	0.9743
55	736	-28.1079	-26.0475	735	-5.7657	-19.2900	-2.05	0.0202
56	736	-0.9407	-23.9170	734	3.3034	-18.3635	-0.47	0.3182
57	736	-5.0007	-18.6190	733	6.4083	-23.8500	-1.12	0.1310
58	736	-0.7473	-18.4175	732	2.0027	-21.7610	-0.25	0.4015
59	736	-21.3569	-38.6060	732	-6.5655	-27.5745	-1.30	0.0964
60	735	-19.2656	-31.3630	731	8.2584	-14.9250	-2.38	0.0087

注：异常收益率为基于 Fama-French 三因子模型计算所得；且本表所报告的平均值和中位数均以基点为单位。如果处理组的平均值显著大于对照组，我们将 t 值标记为红色；如果处理组的平均值显著小于对照组，则 t 值标记为绿色。

表 6 报告了各时段的累积异常收益率。处理组 CAR(-10,-1)的平均值为-0.392% (中位数为-1.741%), 对照组 CAR(-10,-1)的平均值为-0.595%(中位数为-1.161%), 且 t 值为 0.51, 故我们认为在[-10,-1]时段内, 融资融券标的股票与不可做空股票的表现是无显著差异的, 且都是下降的。这一结果并不支持 Chang et al.(2014)的观点: 他们认为 CAR(-5, -1)显著为负是因为信息泄露所致。然而本文的研究结果显示处理组和对照组的 CAR(-10, -1)均为负, 这似乎表明事件日之前 CAR 下降是这一时期整个市场的特点, 并不是融资融券标的股票所特有。

但在事件日之后, 这一无差异的状态被打破: 处理组 CAR(0, 40)为-3.319%, 显著小于对照组的-1.259% (t 值为-2.55); 这一趋势一直持续到事件窗口的最后一天, 处理组的 CAR(0, 60)为-4.575%, 显著小于对照组的-2.156%(t 值为-2.39)。

同样的, [0, 10]期间的表现让人费解: 处理组的 CAR(0, 10)显著大于对照组,

t 值为 1.84；这一现象之后都没有发生过。作为比较，我们分别计算了 CAR(11, 20)、CAR(21, 30)、CAR(31, 40)、CAR(41, 50)和 CAR(51, 60)，结果显示处理组显著大于对照组的情况再也没有发生过；相反，有 4 个时段都是处理组小于对照组（其中 3 个时段都显著小）。这些结果均表明，事件日之前处理组股票与对照组股票并不存在显著差异；但在事件日之后，长期来看处理组股票存在弱势表现，从而支持本文的假说 2。

表 6 融资融券事件日前后的累积异常收益率

累积区间	处理组			对照组			t 值	P 值
	观测量	平均值(%)	中位数(%)	观测量	平均值(%)	中位数(%)		
(-10, -1)	736	-0.3916	-1.7408	736	-0.5952	-1.1612	0.51	0.6961
(0, 10)	736	-0.3306	-1.1378	736	-1.1330	-1.6625	1.84	0.9667
(0, 20)	736	-1.8463	-2.7177	736	-1.3680	-2.1865	-0.76	0.2249
(0, 30)	736	-2.1114	-3.4200	736	-1.0759	-2.1102	-1.43	0.0763
(0, 40)	736	-3.3190	-4.2245	736	-1.2585	-2.9352	-2.55	0.0054
(0, 50)	736	-3.5718	-4.1831	736	-1.6511	-3.6060	-2.13	0.0168
(0, 60)	736	-4.5748	-5.0773	736	-2.1559	-4.8633	-2.39	0.0085
(11, 20)	736	-1.5920	-1.7297	736	-0.2631	-0.6945	-3.08	0.0011
(21, 30)	736	-0.2250	-0.5009	736	0.2741	-0.4668	-1.37	0.0858
(31, 40)	736	-1.2142	-1.4260	736	-0.2468	-1.1694	-2.76	0.0029
(41, 50)	736	-0.3230	-0.3099	736	-0.4487	-1.0364	0.35	0.6356
(51, 60)	736	-1.2640	-1.5581	736	-0.6287	-0.9345	-1.75	0.0406

注：累积异常收益率基于公式（4）计算的。

这些结果在图 2 中得到了更为直观的呈现。其中带圆圈的绿线为处理组的 CAR，带方形的红线为对照组的 CAR。长期来看，虽然处理组和对照组的 CAR 均出现了下降趋势，但处理组的下降趋势更加明显。这也从一定程度说明本文采

取对照组研究的必要性：从某种意义上讲，CAR 在这段时期下降是“这类”股票（即估计窗口中的平均收益率、收益率波动率和平均换手率相似的股票）的共同特性，只有当处理组股票的下降趋势显著强于对照组股票时，才能够支持本文的假说 2。更为详细地，我们发现在事件日之前的 10 天里，处理组和对照组 CAR 的走势非常相似，融资融券之后这种相似的走势发生了偏离。这些结果支持本文的假说 2。



图 2 实施日前后的累积异常收益率

六、结论和政策建议

本文研究结果表明，做空约束确实导致我国股市被高估，而且融资融券交易有助于缓和这一问题。主要有以下结论：

- (1) 融券余额与融资融券余额的比率对未来收益有一定程度的预测能力，

该比率越高意味着经过风险因子调整后的未来收益率显著越低。同时这一预测能力受市值因子和账面市值比因子的影响，基于 Fama-French 三因子模型的预测能力低于基于 CAPM 模型的预测能力。

（2）在融资融券事件日之后，融资融券标的股票具有显著的弱势表现，但这一弱势表现在事件日之后 10 天才能逐渐显现出来。同时我们发现，在融资融券事件日前后，控制组股票也出现了较大幅度的下降（大概为-3%左右），这说明融资融券交易对整个市场都产生了负面影响，但融资融券标的股票的 CAR 下降更为明显（大概为-5%左右）。

因此，我们认为融资融券交易对于提升我国股市的定价效率有着积极意义，建议逐步加大标的股票的范围，并逐步减小做空约束，使得我国股票的定价偏误以及收益率异常的现状得以改善。

参考文献

- (1) 冯玉梅：《融资融券对标的股票价格变化影响的实证研究》，《山东财政学院学报》，2012 年第 5 期
- (2) 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 年第 5 期
- (3) 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》，《中央财经大学学报》，2011 年第 5 期
- (4) Aitken, M.J., Frino, A., McCorry, M.S., Swan, P.L., 1998. Short sales are almost instantaneously bad news: evidence from the Australian stock exchange. *Journal of Finance* 53, 2205-2223.
- (5) Bai, Y., Chang E. C., and Wang J., 2006, "Asset Prices Under Short-Sale Constraints", Working paper, Hong Kong Institute of Economics and Business Strategy.
- (6) Beber, A. and Pagano, M. (2013) Short-selling bans around the world: evidence from the 2007–09 crisis, *The Journal of Finance*, 68, 343–81.

-
- (7) Boehmer, E., Huszar, Z.R., Jordan, B.D., 2010. The good news in short interest. *Journal of Financial Economics* 96, 80-97.
- (8) Boehmer, E., Jones, C. Zhang, X. 2013. Shackling short-sellers: the 2008 shorting ban. *Review of Financial Studies* 26, 1363–1400.
- (9) Chang, E.C., Cheng, J.W., Yu, Y.H., 2007. Short sales constraints and price discovery: evidence from the Hong Kong market. *Journal of Finance* 62, 2097-2121.
- (10) Chang, E.C., Luo, Y., Ren, J.J., 2014. Short-selling, margin-trading, and price efficiency: evidence from the Chinese market. *Journal of Banking & Finance* 48, 411-424.
- (11) Chen, J., Hong, H., Stein, J.C., 2002. Breadth of ownership and stock returns. *Journal of Financial Economics* 66, 171–205.
- (12) Danielsen, B.R., Sorescu, S.M., 2001. Why do option introductions depress stock prices? A study of diminishing short sale constraints. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 451-484.
- (13) D’Avolio, G., 2002. The market for borrowing stock. *Journal of Financial Economics* 66, 271-306.
- (14) Desai, H., Ramesh, K., Thiagarajan, S.R., Balachandran, B.V., 2002. An investigation of the informational role of short interest in the Nasdaq market. *Journal of Finance* 57, 2263–2287.
- (15) Diamond, D.W., Verrechia, R.E., 1987. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information. *Journal of Financial Economics* 18, 277–311.
- (16) Engelberg, J.E., Reed, A.V., Ringgenberg, M.C., 2012. How are shorts informed? Short sellers, news, and information processing. *Journal of Financial Economics* 105, 260-278.
- (17) Figlewski, S., 1981. The informational effects of restrictions on short sales: some empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16, 463–476.
- (18) Figlewski, S., Webb, G.P., 1993. Options, short sales, and market completeness. *Journal of Finance* 48, 761-777.
- (19) Jarrow, R., 1980. Heterogeneous expectations, restrictions on short sales, and equilibrium asset prices. *Journal of Finance* 35, 1105–1113.
- (20) Jones, C.M., Lamont, O.A., 2002. Short-sales constraints and stock returns. *Journal of Financial Economics* 66, 207-239.
- (21) Miller, E.M., 1977. Risk, uncertainty and divergence of opinion. *Journal of*

Finance 32, 1151–1168.

(22) Ofek, E., Richardson, M., 2003. Dotcom mania: the rise and fall of internet stock prices. *Journal of Finance* 58, 1113-1137.

(23) Ofek, E., Richardson, M., Whitelaw, R.F., 2004. Limited arbitrage and short sales restrictions: evidence from the options markets. *Journal of Financial Economics* 74, 305-342.