

# 卖空机制是否降低了股价高估?<sup>①</sup>

——基于投资者异质信念的视角

孟庆斌, 黄清华

(中国人民大学商学院, 北京 100872)

**摘要:** 从异质信念的视角出发,以我国融券标的股票为研究样本,实证研究了股票卖空机制对股价高估的影响.研究发现:首先,卖空机制可以通过反映投资者的悲观情绪或负面信息降低股价高估;其次,卖空机制对股价高估的影响随着卖空机制的逐步深入逐步加深;最后,卖空者不仅会对市场上的公开信息进行加工处理,而且会通过挖掘公司的私有信息进行交易,这都有利于信息更好的融入股价.进一步研究表明卖空量越大,投资者越能够通过卖空反映其悲观情绪或负面信息降低股价高估;卖空者能够识别出高估的股票且具有私有信息.本文的研究为国内外关于卖空机制是否提高股票市场定价效率的争论提供了新的直接证据.同时,本文关于卖空者信息来源的结论也统一了前人在这两个问题上的争论.

**关键词:** 卖空机制; 异质信念; 股价高估

**中图分类号:** F832.5   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2018)04-0043-24

## 0 引言

有效市场理论认为在完美的市场下,股票的价格反映了股票过去和未来的所有消息,即股票价格反映了股票的基本价值,但是现实中股票市场不可能是完美的,譬如由于大部分国家的股票市场都存在一定程度的卖空限制,就有可能使负面信息融入股价的过程出现阻滞.学者们认为卖空限制的存在会使得部分负面信息无法融入股价或使融入股价速度变慢,从而造成股票的错误定价<sup>[1,2]</sup>.在实证研究中,学者们通过考察卖空机制是否能够降低股价的高估程度来为该问题提供证据,所谓的股价高估指股价超过了股票的基本价值从而使得股票短期内表现出高回报,长期股票收益率下降<sup>[3]</sup>.学者们通过比较同一股票市场中不同卖空限制程度的股票或者对比不同国家的股票市场来分析这个问题<sup>[4,5]</sup>.

然而,同一股票市场中卖空限制程度不同的股票其本身的性质存在差异,而不同国家的市场机制和市场成熟度不同使得这些实证结果有很大的差异.这些问题使得上述研究结论的稳健性受到挑战,也使得卖空机制能够使信息更好的融入股价,从而降低股价高估成为学者们争论的话题.比如,有些学者就认为限制卖空会通过降低交易杠杆避免负面信息通过卖空机制过分放大,从而起到降低市场波动和提高市场效率的作用,因此卖空机制并不能降低股价高估<sup>[6,7]</sup>.为此,本文将尝试利用中国股票卖空机制(融券机制)实施以来的数据,从投资者异质信念的角度出发,对该问题展开讨论.对于中国股市而言,在融券机制开通前后,股票的性质没有发生改变,但融券机制的推出以及之后融券标的不断扩容均为本文分析卖空机制对股价高估的影响提供了难得的准自然实验环境;同时,2013年中国融券市场还开通了转融

① 收稿日期: 2016-10-27; 修订日期: 2017-11-10.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71302156; 71772174); 北京市青年英才计划资助项目; 中国人民大学校内基金资助项目(2017030185).

作者简介: 孟庆斌(1980—),男,河北蔚县人,博士,副教授,博士生导师. Email: mengqingbin@rbs.org.cn

券,更是为本文的研究提供了很好外生冲击.因此利用中国背景所进行的研究,能够为该问题提供直接而准确的回答.

利用中国的研究背景,在相近领域已经出现了部分优秀成果.在理论上,学者们已经证明了在卖空限制下异质信念能够影响资产价格<sup>[8-10]</sup>.但在实证上,虽然学者们从卖空机制如何影响股价非同步性或股价特质性波动这个角度考察了卖空机制对股价信息效率的影响,为卖空机制对股价高估的影响提供了一定的解释,但仍无法对该问题进行彻底的解决<sup>[11-14]</sup>.其原因在于:一方面,股价非同步性和股价特质波动指标都是通过将个股与市场进行对比所得到的,但市场收益也都会受到卖空机制的影响,从而对结果产生干扰.另一方面,股价非同步性或者股价特质性波动更多的反映了信息融入股票价格后的结果,对信息融入股价的过程考虑较少.因此,卖空限制的逐步放开是否会使得投资者悲观情绪或负面信息得以表达,从而降低股价高估仍然需要更多的直接经验证据.

以2008年7月至2016年6月的我国融资融券标的股票为样本,在卖空从严格禁止到逐步放松的背景下,从投资者异质信念的角度出发,通过对比个股在进入融券标的前后股价高估程度的变化,考察投资者能否通过卖空表达自己的悲观情绪或负面信息,从而降低股价高估.研究发现:首先,卖空机制的确有助于投资者通过表达对股票的悲观情绪或负面信息从而降低股价高估,且通过转融券这一外生事件前后进行对比和利用历次扩容事件进行的双重差分检验都验证了这一结论.然后,通过对比不同盈余管理程度的股票,以及分析师跟踪和媒体报道数不同的股票,发现卖空者的信息既来源于对私有信息更加深入的挖掘,又来源于对公开信息更加有效的利用.进一步研究表明,在控制融资量的情况下,卖空量越大,卖空者通过卖空股票反映其悲观情绪或负面消息降低股价高估的程度越大;虽然卖空机制能够通过反映投资者悲观情绪或坏消息降低股价高估,但是却无法完全消除投资者的异质性信念对股价高估的影响,无法抑制2015年股市泡沫的产生,而融资机制却使得乐观投资者能够通过增加杠杆的形式进一步放大其乐观情绪,加大了股价高估

的程度,导致了2015年股票市场泡沫的产生;另外,本文发现中国的卖空者能够识别出被高估的股票,对当前股票收益率高的股票进行卖空,而且盈余公告前卖空者的交易行为的确能够预测未来的股票收益率,直接证明了中国的卖空者确实是知情交易者.最后,通过排除其余解释(杠杆效应)、控制Fama和French中的新因子、更换异质信念指标、改变研究时间窗口对主要结论进行重新检验,保证了本文结论的稳健性<sup>[15]</sup>.

本文理论贡献主要体现在三个方面:1)利用中国推出融券机制这个自然事件,证明了卖空机制的推出能够使投资者通过表达他们的悲观情绪或负面信息从而降低股价高估,为前人在卖空机制是否提高股票市场定价效率的争论提供了直接的证据;2)前人往往在究竟卖空者是知情交易者,即拥有私人信息,还是具有对公开信息更好的收集和处理能力的问题上存在对立<sup>[16-21]</sup>.本文证明,在中国卖空者是两个角色的统一体,为该领域的文献做出了补充;3)现有文献更多的集中于对西方成熟市场的研究,本文利用中国市场进行的研究,为卖空机制的研究提供了来自新兴市场的检验证据,也为其他新兴市场的研究提供了借鉴.

## 1 文献综述与理论分析

### 1.1 严格卖空限制下的异质信念与股价高估

Miller提出,当存在严格卖空限制的时候,悲观的投资者不能进行卖空,而乐观的投资者却可以不断买入,结果必然导致股价高估,以及股票定价效率下降<sup>[1]</sup>.此后的大多数研究支持了这样的观点,认为在存在卖空限制的情况下,由于投资者对于私有信息会出现过度反映,从而造成股票价格脱离真实价值,但是由于卖空限制下股价高估和低估的非对称性,股价呈现出高估的态势,卖空与股价未来收益率之间呈现负相关关系<sup>[22-25]</sup>.

但是并非所有学者都支持Miller的观点<sup>[1]</sup>,如Jarrow<sup>[26]</sup>通过建立异质信念下的一般均衡模型,证实在不同的经济状况下,卖空限制会导致某些股票的价格出现高估或者低估,因此卖空机制的缺失对资产定价的影响方向是不确定的.还有学者发现异质信念与未来股票收益率之间的负向

关系能被股票的特质性风险所解释,异质信念越大,股票的特质性风险越大,未来的收益率越低,所以异质信念与未来股票收益率之间的负向关系应该随着公司负债率的提高而增强<sup>[27]</sup>。

对于我国,陆静等<sup>[28]</sup>基于异质信念和卖空限制,从理论上探讨了A股市场与H股市场分割的股价异象,发现异质信念和卖空限制是导致H股价格低于A股价格的原因之一。史永东和李凤羽<sup>[29]</sup>通过考察在严格卖空限制下年报公布事件前后的收益与异质信念之间的关系,以换手率作为异质信念的代理变量,发现年报公布前后收益与异质信念负相关。Opie等<sup>[30]</sup>利用2003年到2010年A股数据,发现在严格卖空限制下,共同基金持股比例、持股宽度越小,异质信念越高,股价高估程度越大,验证了Miller的理论<sup>[1]</sup>。朱宏泉等<sup>[31]</sup>通过构建换手率分离模型计算未预期交易量,以此作为异质信念的衡量指标,发现在严格的卖空限制下异质信念越大的股票组合当期收益越高、未来一期收益越低,并且这一差异对小规模的公司更加明显,证明了Miller的理论。方立兵和刘海飞<sup>[32]</sup>在对我国两融失衡的原因进行梳理后,基于“均值-方差”、“均值-方差-偏度”和“均值-方差-偏度-峰度”三种框架下的CAPM模型以及三因素模型,发现两融失衡导致标的股票产生显著为正的定价误差。

上述文献说明在中国未推出融资融券机制即市场严格限制卖空时,悲观投资者不能通过卖空将其悲观情绪或负面信息反映在股价中,所以市场上只有乐观投资者参与交易,使得股价被高估,并且投资者异质信念程度越大,股价高估越严重。

虽然上述学者已经对中国市场在严格卖空限制下异质信念与股价高估之间的关系进行了探讨并得出一致的结论,但由于该结果是本文研究卖空机制通过反映悲观投资者情绪降低股价高估程度的前提和基础,所以本文在对主题进行研究之前,仍将首先对该问题进行检验。

## 1.2 卖空机制与股价高估

若上述前提得到验证,即严格卖空限制下异质信念越大则股价高估越严重,本文将进一步在卖空限制逐步放松的过程中探讨异质信念与股价高估之间的关系。

对于该问题,国外学者已经进行了比较深入

的探讨,但仍未达成一致。有的学者认为卖空限制越小,负面信息融入股价的速度越快,从而使得股价更能反映股票的基本价值。如Nagel<sup>[4]</sup>根据卖空限制程度和异质信念对股票进行分组,发现当存在卖空限制时,异质信念越高,股价高估程度越大;Boehmer等<sup>[5]</sup>基于卖空交易量的分析发现受到卖空较多的股票相对收益率更低;Chang等<sup>[33]</sup>通过对香港股票市场一部分股票卖空限制的放开进行研究发现股票可以进行卖空之后股价下跌,并且异质性信念大的股票中下跌幅度更大,认为卖空限制造成股价的严重高估;Chang等<sup>[34]</sup>借助中国股票市场融资融券机制的开通系统分析了融资融券带来的价格影响以及对股票定价效率的影响,他们发现融资融券开通之后股价下跌、股价波动性下降、股票的定价效率增大;Grullon等<sup>[25]</sup>发现卖空量的增加使得股价下跌,降低了股价高估,并且小公司会通过减少发行股权和投资应对下跌的股价。

反对者的质疑主要来源于卖空机制可能降低市场定价效率。他们认为通过提高交易杠杆使得负面信息通过卖空机制过分放大,从而使得股价偏离基本价值,Goldstein等<sup>[7]</sup>和Hardouvelis<sup>[35]</sup>认为由于公司的投资政策与股价之间的反馈关系,所以一些没有信息的空头袭击者会利用公司投资政策与股价之间的反馈关系,通过大量卖空股票操纵股价,影响投资政策,使得股价更加下跌,加剧了股价的错误定价,不利于股票的价格发现,由此可见,既然卖空机制可能有损于市场效率,就更无法保证降低股价高估了。

从以上两个角度来看,上述两种争论的核心实际上集中于卖空机制是否对负面信息产生过度反映这一点。结合我国国情来看:一方面,我国股票卖空制度仅有5年多的历史,融券标的数量,以及可融股票的存量都有限,并且有学者从动态的视角证明了融资融券余额的变动没有显著增加市场的波动性和暴涨暴跌的频繁性<sup>[36]</sup>。因此我国卖空机制不但不应该像成熟市场那样放大负面信息的影响,并且反而可能还不足以完全将负面信息反映在股价中<sup>[37]</sup>。另一方面,与西方发达国家相比,我国融券市场投资者准入门槛和交易成本都很高,参与融券交易的投资者不但具有更加丰富的市场经验,也拥有更好的信息渠道,因此我国的卖空交易更有可能较好的发挥其价格发现功

能<sup>[12,14]</sup>.由此可见,对于存在投资者异质信念的股票,放开卖空限制能够使部分悲观投资者或者负面信息持有者进入市场,使得部分负面信息能够进入股价或者使其进入股价的速度提高,减少股价由于仅能反映乐观投资者情绪而产生的高估.根据以上分析,可以得到如下假设:

**H1** 融券业务的推出会降低投资者异质信念对当期股票收益率的影响.

### 1.3 卖空者的优势来源于私有信息的挖掘还是对公开信息的处理

若假设 H1 得以验证,即我国股票卖空机制能够反映悲观投资者的负面情绪和信息从而降低股价高估,则本文将进一步对其机制进行分析,考察卖空者的信息来源. Diamond 和 Verrecchia<sup>[2]</sup>从理论上证明,由于与买入股票相比,卖空交易往往受到较多限制,如从股票持有人处借券往往存在较多限制,且面临较高的成本等,因此那些参与卖空交易的人可能对股票未来涨跌拥有更多的信息.此后,相关领域的一系列实证研究证明了这一点<sup>[17,18,38]</sup>.

但近年来,部分学者针对之前学者的结论进行了重新检验,得出了不同的结果.有学者表示卖空者并不能提前获得盈余公告之中的负向信息,因此并非是知情交易者<sup>[39,40]</sup>.他们的收益预测更多的依靠其获取并处理公开信息的能力,而不是因为掌握了什么私有信息<sup>[41,42]</sup>.一些负面信息爆出之前的异常卖空则只是由于卖空者的投机<sup>[43,44]</sup>.且相比负面信息发布之前,信息发布后卖空交易量的上升更加显著,说明卖空更多的是由于交易者对公开信息的反映<sup>[45]</sup>.

上述文献一方面反映了两种观点的对立,另一方面也反映了卖空交易信息来源的多样性.就我国市场而言,一方面,我国卖空交易需要支付高达 10% 左右的融券成本,卖空者需要较高的收益才能覆盖成本.而且如前所述我国融券交易门槛相对较高,参与融券交易的投资者多具有一般投资者所不具备的知识或信息渠道,而若想获得较高的收益也需要一定的私有信息.再加上我国股票市场仍不成熟,法律法规还不健全,因此卖空交

易者的信息就有可能为私有信息.对此,本文将通过考察公司的盈余管理程度来进行验证.若以上分析成立,对于盈余管理程度较高,公司透明度越低,即可能隐藏了更多的私有信息的公司,卖空机制推出之后会受到更大的影响,即<sup>[46]</sup>:

**H2a** 对于盈余管理程度较高的公司,卖空机制的推出会更大的降低异质信念对当期股票收益率的影响.

另一方面,我国股票市场投资者仍以散户为主(散户的交易量占 70% 以上)<sup>②</sup>,与卖空者相比,大部分投资者不仅不具有更好的信息来源,甚至对于公开信息的收集和处理能力都非常低下.这就使得对卖空者而言,即使只是更加有效的对市场公开信息进行处理就能获得超额收益.对此,本文将通过考察公司的分析师跟踪人数和媒体报道数量来进行验证.若以上分析成立,对于公开信息较多的公司,如分析师跟踪人数较多或媒体报道数较多的公司,卖空机制推出之后会受到更大的影响,即:

**H2b** 对于分析师跟踪人数较多或者媒体报道数较多的公司,卖空机制的推出会更大的降低异质信念对当期股票收益率的影响.

## 2 变量和数据描述

### 2.1 变量定义

#### 2.1.1 被解释变量:股票收益率(*Ret*)

采用股票的月复权收益率.

#### 2.1.2 解释变量:异质信念(*Difference*)

异质信念的衡量指标主要有换手率、超额收益波动率和分析师盈余预测标准差<sup>[4,22,24,29]</sup>.在这三个指标当中,分析师盈余预测标准差的使用较为广泛,但在中国,由于分析师的独立性和趋同性,并且按月度来看分析师报告数量较少,所以并不适用<sup>[29]</sup>.因此,本文主要利用换手率(*Turnover*)衡量异质信念,并用超额收益波动率(*Volatility*)进行稳健性检验.换手率为月交易量除以流通股本;超额收益波动率为股票的日收益率减去市场日收益率,之后每个月取标准差.

② 见证监会统计数据 <http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/yjzx/yjbg/201307/231742.html>

2.1.3 主要控制变量：

1) 操控性应计利润 (ABACC). 本文使用 Dechow 等<sup>[47]</sup> 的 Jones 模型计算操控性应计利润, 将其作为盈余管理的衡量指标, 操控性应计利润计算方法如下:

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha \times \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_1 \times \frac{\Delta Sales_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中  $TA_{i,t}$  为总应计项目,  $Asset_{i,t-1}$  为公司上年期末总资产,  $\Delta Sales_{i,t}$  为当年营业收入与上年营业收入的差额,  $PPE_{i,t}$  为固定资产原值,  $\Delta Rec_{i,t}$  为当年应收账款与上年应收账款的差额. 然后, 将  $\alpha$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  代入到式(2)中计算可得  $ACC_{i,t}$

$$ACC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - (\hat{\alpha} \times \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \times$$

$$\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}}) \quad (2)$$

对其取绝对值即可得到操控性应计利润 (ABACC). 操控性应计利润越大, 盈余管理程度越大.

2) 分析师跟踪人数 (Coverage)、媒体报道数 (Media). 本文使用季度的分析师跟踪人数和媒体报道数衡量市场公司公开信息的多少<sup>[48,49]</sup>.

2.1.4 其他控制变量

根据 Carhart<sup>[50]</sup>, 本文控制市场收益率 (Mret)、公司规模 (Size)、账市比 (BM)、动量效应 (Mom) 这四个影响股票收益率的因子. 其中公司规模 (Size)、账市比 (BM) 均经过对数处理, 动量效应 (Mom) 为每个月前 12 个月到 2 个月的累计收益率.

以上所有变量具体定义见表 1.

表 1 变量定义

Table 1 Variables definition

变量名称	变量符号	变量定义
个股股票收益率	Ret	采用考虑现金红利再投资的月个股回报率
换手率	Turnover	月交易量 / 流通股本
超额收益波动率	Volatility	股票的日收益率减去市场日收益率, 之后每个月取标准差
操控性应计利润	ABACC	使用 Dechow 等的 Jones 模型进行估计 <sup>[47]</sup>
分析师跟踪人数	Coverage	每个季度对股票预测每股收益的证券公司的数量 (将每个季度有多次预测的经纪公司算作一次跟踪)
媒体报道数	Media	每个月对股票进行报道的新闻条数
市场收益率	Mret	采用考虑现金红利再投资的月市场回报率
公司规模	Size	对其进行对数处理
市账比	MB	总资产 / 总市值, 对其进行对数处理
动量效应	Mom	每个月前 12 个月到 2 个月的累计收益率
可卖空虚拟变量	Short	可以进行卖空则为 1, 否则为 0
转融券虚拟变量	ZRT	可以转融券则为 1, 否则为 0
实验期虚拟变量	DT	实验期为 1, 否则为 0
盈余管理程度高	High	虚拟变量, 分析师跟踪人数或媒体报道数高于中位数为 1, 否则为 0
盈余管理程度低	Low	虚拟变量, 分析师跟踪人数或媒体报道数低于中位数为 1, 否则为 0
卖空量占比	SF	月度平均日度卖空量占交易量的比例
融资量占比	MF	月度平均日度融资量占交易量的比例
日度波动率	Volatility_daily	(日最高价 - 日最低价) / 日最高价
日度异常卖空量	ABSS	盈余公告前 5 天平均日度卖空量除以非事件期的日度卖空量之后减去 1
日度异常交易量	ABVOL	盈余公告前 5 天平均日度交易量除以非事件期的日度交易量之后减去 1

2.2 研究设计

在对本文的主检验进行验证之前, 首先利用式(3)对严格卖空限制时异质信念与股票收益率

的关系进行检验, 研究对象为 A 股所有股票 (剔除金融行业以及 ST 的股票), 样本区间为 2008 年 7 月至 2010 年 3 月.

$$Ret_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Turnover_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中  $Ret_{i,t}$  指股票收益率,  $Turnover_{i,t}$  指投资者的异质信念程度,  $Controls_{i,t}$  表示影响股票收益率的控制变量,  $u_i$  和  $v_t$  分别代表个体效应和时间效应,  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项. 根据前文分析, 可以预期  $\beta_1 > 0$ , 即投资者异质信念越大, 股票收益率越高, 股价高估程度越大.

对 H1, 本文采用与 Chang 等<sup>[33]</sup> 类似的方法, Chang 等<sup>[33]</sup> 指出在股票可以进行卖空之后股价下跌, 且投资者异质性信念越大下跌幅度越大, 所以卖空机制可以使得投资者通过反映其悲观情绪或者负面信息降低股价的高估程度. 因此, 采用当月的股票收益率, 将是否卖空虚拟变量作为卖空机制的代理变量, 比较可卖空后当月的股票收益率与投资者异质性信念的正向关系是否相比于卖空前两者之间的正向关系有所下降. 融券业务的推出会降低投资者异质信念对当期股票收益率的影响的检验可以分为三步:

首先, 利用式(4)对 H1 进行检验, 研究对象为 A 股所有股票(剔除金融行业以及 ST 的股票), 样本区间为融资融券业务开通以及扩容前后各 12 个月.

$$Ret_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Turnover_{i,t} + \beta_2 \times Short_{i,t} + \beta_3 \times Turnover_{i,t} \times Short_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中  $Short_{i,t}$  为可卖空虚拟变量, 当股票  $i$  在  $t$  时刻可以进行卖空则为 1, 否则为 0. 预期系数  $\beta_2 < 0$  且  $\beta_3 < 0$ , 即卖空机制会降低股票收益率, 且卖空机制会通过使得投资者表达悲观情绪或负面信息降低股票的高估程度.

然后, 利用转融券业务的推出这一外生事件对 H1 进行进一步验证. 转融券业务是指证券公司可以通过证券金融公司的平台向基金、社保基金等机构投资者融券, 再将证券提供给融券者进行卖空. 相对而言, 之前开通的融券业务虽然解决了股票完全不能卖空的问题, 但可融股票需要通过证券公司利用有限的自有资金或拆借资金购入, 风险无法完全对冲, 从而使得可融股票池的规模受到较大的限制, 因此其卖空限制仍然较高. 而通过转融券业务, 证券公司可以向基金、社保基金等机构投资者融券, 由于不需要承担风险, 因此可融

股票规模可以充分放大, 从而在较大程度上降低了股票的卖空限制.

转融券业务于 2013 年 2 月 28 日正式开通, 开通后一共有 221 支股票发生了转融券交易, 本文即以这些股票为研究对象, 样本区间为这些股票发生第一笔转融券交易前后各 12 个月. 估计方程见式(5)

$$Ret_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Turnover_{i,t} + \beta_2 \times ZRT_{i,t} + \beta_3 \times Turnover_{i,t} \times ZRT_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中  $ZRT_{i,t}$  表示股票是否能够进行转融券的虚拟变量, 当  $i$  股票在  $t$  时刻能够进行转融券则为 1, 否则为 0. 本文预期  $\beta_2 < 0$  且  $\beta_3 < 0$ , 即转融券会降低股票收益率, 且转融券会使得投资者更容易通过卖空表达悲观情绪或负面信息从而降低股票的高估程度.

最后, 为了解决遗漏变量的内生性问题, 采用双重差分模型对 H1 进行检验. 在 2010 年 3 月 31 日融券制度实施之后, 融券标的扩容一共有四次, 分别为 2011 年 12 月 5 日、2013 年 1 月 31 日、2013 年 9 月 16 日和 2014 年 9 月 22 日. 参考肖浩等<sup>[12]</sup>, 分别以当期进入融券标的的股票作为实验组, 下一期进入的股票作为对照组, 进行双重差分回归.

由于个股被纳入融券标的之前市场可能已经对该事件提前反映, 所以为了控制新加入标的股票的提前反映, 本文在选择样本区间时均只截止到加入标的前一个月.

第一个双重差分检验: 实验组为 2010 年 3 月 31 日加入的标的股票, 对照组为 2011 年 12 月 5 日新加入的标的股票, 实验区间为 2010 年 4 月至 2011 年 10 月, 对照区间为 2008 年 8 月至 2010 年 2 月.

第二个双重差分检验: 实验组为 2011 年 12 月 5 日加入的标的股票, 对照组为 2013 年 1 月 31 日新加入的标的股票, 实验区间为 2012 年 1 月至 2012 年 11 月, 对照区间为 2010 年 12 月至 2011 年 11 月.

第三个双重差分检验: 实验组为 2013 年 1 月 31 日加入的标的股票, 对照组为 2013 年 9 月 16 日新加入的标的股票, 实验区间为 2013 年 2 月至 2013 年 7 月, 对照区间为 2012 年 7 月至 2012 年 12 月.

第四个双重差分检验: 实验组为 2013 年 9 月 16 日加入的标的股票, 对照组为 2014 年 9 月 22 日新加入的标的股票, 实验区间为 2013 年 10 月至 2014 年 7

月,对照区间为 2012 年 11 月至 2013 年 8 月。

利用式(6)对双重差分模型进行估计

$$Ret_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Turnover_{i,t} + \beta_2 \times DT_t + \beta_3 \times Turnover_{i,t} \times DT_t + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中  $DT_t$  为实验区间虚拟变量,实验期为 1,否则为 0。根据以上研究设计,总体上本文将样本区间分成了两个区间:实验区间与对照区间,划分标准为卖空机制实施前为对照区间,实施之后为实验区间;同时将研究对象分成了两组:实验组与对照组,实验组是可以进行卖空的股票,而对照组是不可以进行卖空的股票,分别将实验组和对照组用式(6)进行回归,估计得出实验组和对照组的  $\beta_3$ ,然后比较两组样本  $\beta_3$  系数的不同,所以本文主要是比较卖空标的股票的高估程度受卖空机制的影响程度是否相比于不可卖空标的股票的高估程度受卖空机制的影响程度更大一些,即比较实验组和对照组受卖空影响的相对值,所以实验区间和对照区间的不可比性不会对本文的结果产生影响。预期实验组的  $\beta_3$  显著小于对照组,即可卖空股票相比于不可卖空股票的确可以通过卖空表达投资者的悲观情绪或负面信息从而降低股价高估程度。

参考 Irani 等<sup>[51]</sup> 以及肖浩等<sup>[12]</sup> 的研究设计对 H2a 和 H2b 进行检验,对式(7)进行估计,研究对象为所有融券标的股票,样本区间为融资融券业务开通以及扩容前后 12 个月,估计方程见式(7)

$$Ret_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Turnover_{i,t} + \beta_4 \times Short_{i,t} + \beta_2 \times Turnover_{i,t} \times Short_{i,t} \times High_i + \beta_3 \times Turnover_{i,t} \times Short_{i,t} \times Low_i + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中  $High_i$  定义为:当股票  $i$  的盈余管理程度、分析师跟踪人数或者媒体报道数高于中位数时取 1,否则取 0;  $Low_i$  定义为:当股票  $i$  的盈余管理程度、分析师跟踪人数或者媒体报道数低于中位数时取 1,否则取 0。本文预期,对于 H2a,  $\beta_2 < \beta_3 < 0$ ,即盈余管理程度较高的公司,卖空机制的推出会更大的降低异质信念对当期股票收益率的影响。对于 H2b,  $\beta_2 < \beta_3 < 0$ ,即对于分析师跟踪人数较多或者媒体报道数较多的公司,卖空机制的推出会更大的降低异质信念对当期股票收益率的影响。

由于研究设计中对不同的假设检验所采用的样本和时间区间并不完全一致,为了避免混淆,本文将以上研究设计进行简单的总结(见表 2)。

表 2 各研究假设对应的研究对象和区间

Table 2 Research sample and sample period of each hypothesis

研究假设	研究对象	样本区间
严格卖空限制时,异质信念与股票收益率	A 股所有股票	2008 年 7 月至 2010 年 3 月
H1	A 股所有股票	融资融券业务开通以及扩容前后各 12 个月
H1	发生了转融券交易的 221 支股票	发生第一笔转融券交易前后各 12 个月
H1	实验组: 2010 年 3 月 31 日加入的标的股票 对照组: 2011 年 12 月 5 日新加入的标的股票	实验区间: 2010 年 4 月至 2011 年 10 月 对照区间: 2008 年 8 月至 2010 年 2 月
H1	实验组: 2011 年 12 月 5 日加入的标的股票 对照组: 2013 年 1 月 31 日新加入的标的股票	实验区间: 2012 年 1 月至 2012 年 11 月 对照区间: 2010 年 12 月至 2011 年 11 月
H1	实验组: 2013 年 1 月 31 日加入的标的股票 对照组: 2013 年 9 月 16 日新加入的标的股票	实验区间: 2013 年 2 月至 2013 年 7 月 对照区间: 2012 年 7 月至 2012 年 12 月
H1	实验组: 2013 年 9 月 16 日加入的标的股票 对照组: 2014 年 9 月 22 日新加入的标的股票	实验区间: 2013 年 10 月至 2014 年 7 月 对照区间: 2012 年 11 月至 2013 年 8 月
H2a 和 H2b	所有融券标的股票	融资融券业务开通以及扩容前后 12 个月

### 3 实证结果

#### 3.1 制度背景

我国自 2010 年 3 月 31 日第一次开通融资融券业务之后先后进行了四次大的融资融券标的的扩充,见表 3. 最初开通融资融券业务时标的的股票数为 90 只;2011 年 12 月 5 日进行了第一次融资融券标的的扩容,新增 189 只股票,同时剔除 1 只股

票;2013 年 1 月 31 日进行了第二次融资融券标的的扩容,新增 276 只股票,同时剔除了 54 只股票;2013 年 9 月 16 日进行了第三次融资融券标的的扩容,新增 206 只股票;2014 年 9 月 22 日进行了第四次融资融券标的的扩容,新增 218 只股票,同时剔除了 13 只股票. 除此之外,深圳交易所和上证交易所对融资融券标的进行了数次微调,详细的记录见表 3. 截止本文样本期的终点(2016 年 6 月),融资融券标的的股票总数为 874 只.

表 3 融资融券标的的增加与减少

Table 3 List changes, addition and deletion events

时间	新加入标的的股票数量	被剔除标的的股票数量	累计融资融券标的的股票数量
2010 - 03 - 31	90	0	90
2010 - 07 - 01	5	5	90
2010 - 07 - 29	1	1	90
2011 - 12 - 05	189	1	278
2013 - 01 - 31	276	54	500
2013 - 03 - 06	0	1	499
2013 - 03 - 07	0	1	498
2013 - 03 - 26	0	1	497
2013 - 03 - 29	0	2	495
2013 - 04 - 10	1	0	496
2013 - 05 - 02	0	1	495
2013 - 05 - 03	0	1	494
2013 - 09 - 16	206	0	700
2014 - 03 - 28	0	1	699
2014 - 04 - 01	0	1	698
2014 - 04 - 29	0	1	697
2014 - 05 - 05	0	2	695
2014 - 09 - 22	218	13	900
2014 - 12 - 04	0	1	899
2015 - 02 - 11	0	1	898
2015 - 03 - 31	0	1	897
2015 - 04 - 23	0	1	896
2015 - 04 - 29	0	1	895
2015 - 05 - 04	0	2	893
2015 - 12 - 01	0	2	891
2016 - 03 - 11	0	1	890
2016 - 03 - 21	0	1	889
2016 - 03 - 22	0	1	888
2016 - 03 - 25	0	1	887
2016 - 04 - 11	0	1	886
2016 - 04 - 12	0	1	885
2016 - 04 - 20	0	2	883
2016 - 04 - 29	0	1	882
2016 - 05 - 03	0	5	877
2016 - 05 - 04	0	3	874



融券的操作流程见图 1。当投资者进行融券卖出时只能卖出融券标的证券，否则为无效委托；当投资者融券卖出融券标的股票时<sup>③</sup>，交易系统会首先检测账户中保证金可用余额是否满足标准，即投资者融券卖出时融券保证金比例<sup>④</sup>不得低于 50%，满足条件之后，投资者可以融券卖出股票；之后，证券公司会对客户提交的担保物进行整体监控，并计算其维持担保比例<sup>⑤</sup>，当股价下跌时，投资者能够在协议期内继续持有，一般最长不超过 6 个月<sup>⑥</sup>，而当股价上涨使得维持担保比例跌破 130% 时，证券公司需要通知投资者在约定的期限内追加担保，如果投资者按

时追加担保使其信用账户的维持担保比例恢复至 150% 以上，则可以在规定的时间内继续持有证券，否则证券公司会进行强行平仓至警戒线或全部平仓。投资者偿还证券有两种方式，一种是通过现券还券，即使用账户内的可用证券来偿还融券负债，另外一种为买券还券，即使用账户内的资金买入证券偿还融券负债。投资者在融券的过程中所需要承担的费用包括交易费用和融券费用，其中交易费用与普通证券交易相同，主要为交易佣金和印花税等，融券费用主要是证券公司向投资者借出证券收取的费用，不同公司费率不同<sup>⑦</sup>。

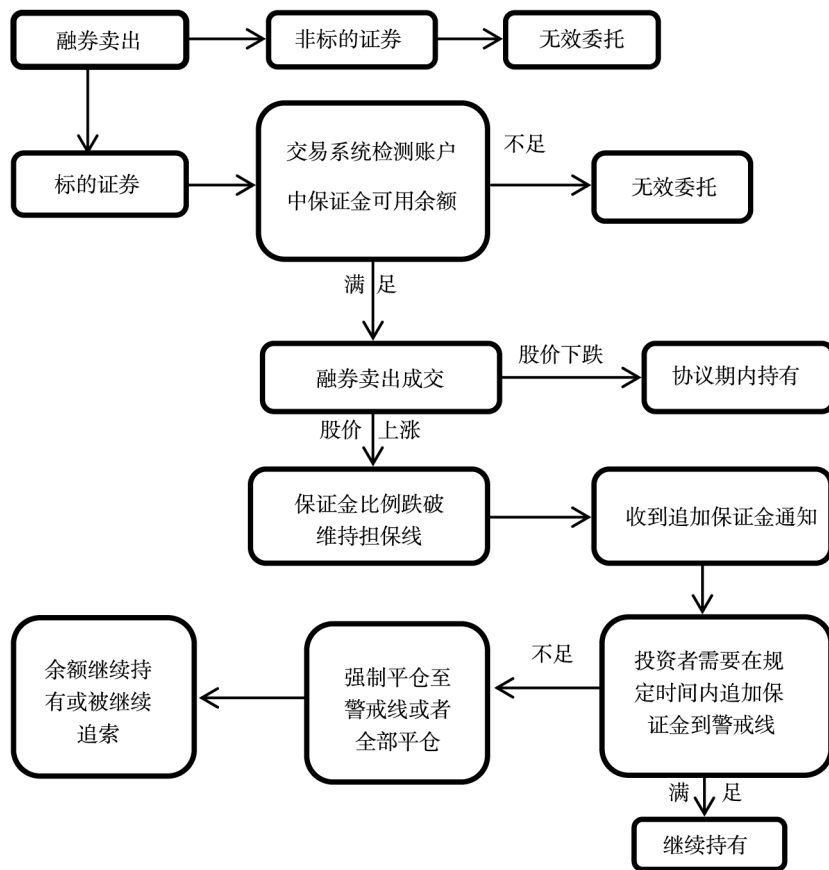


图 1 融券操作流程图

Fig. 1 Short-selling operational flow chart

③ 融券卖出委托价不得低于该股票的最近成交价，否则为无效委托。  
 ④ 融券保证金比例指投资者融券卖出时交付的保证金与融券交易金额的比例，计算公式为：融券保证金比例 = 保证金 / (融券卖出证券数量 × 卖出价格) × 100%。  
 ⑤ 维持担保比例是指客户担保物价值与其融资融券债务之间的比例，计算公式为：维持担保比例 = (现金 + 信用证券账户内证券市值总和) / (融资买入金额 + 融券卖出证券数量 × 当前市价 + 利息及费用总和)。  
 ⑥ 合约到期前，证券公司可以根据投资者的申请为其办理展期，每次展期的期限不得超过 6 个月。  
 ⑦ 譬如在 2016 年 6 月 1 日，中信证券和招商证券的年度融券费率分别为 8.35% 和 10.35%。

交易所对能够进行融资融券业务的投资者也是有一定要求的,沪深两所融资融券交易细则(2015年修订版)均指出“会员应当加强客户适当性管理,明确客户参与融资融券交易应具备的资产、交易经验等条件,引导客户在充分了解融资融券业务特点的基础上合法合规参与交易.对从事证券交易时间不足半年、缺乏风险承担能力、最近20个交易日日均证券类资产低于50万或者有重大违约记录的客户、以及本公司股东、关联人,会员不得为其开立信用账户<sup>⑧</sup>”,即证券公司可以自行设定允许投资者进行融资融券业务的条件,但是最低标准是从从事证券交易时间为半年以上、具

有风险承担能力、最近20个交易日日均证券类资产高于50万、无重大违约记录且不是本公司的股东及关联人,这一标准限制了大部分中小投资者的交易.

### 3.2 描述性统计

本文的样本区间为2008年7月到2016年6月,剔除了金融行业所有股票以及ST股票,共涉及公司2811个,股票-年度样本181987个.数据均来源于国泰安数据库和锐思数据库,描述性统计和相关系数见表4.其中除了分析师跟踪人数是季度数据,操控性应计利润为年度数据,其余均为月度数据,所有数据均经过1%和99%缩尾处理.

表4 描述性统计和相关系数

Table 4 Summary statistics and correlation matrix

Panel A: 描述性统计						
变量	N	Min	Mean	Median	Max	Std
<i>Ret</i>	181 987	- 0. 303 9	0. 023 0	0. 014 9	0. 477 5	0. 142 2
<i>Mret</i>	181 989	- 0. 223 0	0. 014 7	0. 017 2	0. 257 8	0. 089 8
<i>Turnover</i>	181 989	0. 029 2	0. 571 5	0. 405 5	2. 410 4	0. 510 5
<i>Size</i>	181 989	424	7 890	4 121	63 739	10 908
<i>BM</i>	181 989	0. 089 4	0. 923 2	0. 625 9	4. 575 2	0. 889 4
<i>Mom</i>	181 989	- 0. 653 4	0. 204 8	0. 057 4	3. 045 2	0. 614 6
<i>ABACC</i>	16 605	0. 000 7	0. 066 4	0. 045 5	0. 341 1	0. 066 9
<i>Coverage</i>	46 312	1	4. 729 5	3	42	4. 546 3
<i>Media</i>	107 045	1	4. 036 0	2	366	5. 903 7
Panel B: 相关系数						
变量	<i>Ret</i>	<i>Mret</i>	<i>Turnover</i>	ln( <i>Size</i> )	ln( <i>BM</i> )	<i>Mom</i>
<i>Ret</i>	1	0. 668 4 ***	0. 174 7 ***	0. 067 8 ***	- 0. 113 0 ***	0. 004 8 **
<i>Mret</i>	0. 657 2 ***	1	0. 146 2 ***	0. 057 7 ***	- 0. 077 5 ***	0. 003 8
<i>Turnover</i>	0. 155 5 ***	0. 090 0 ***	1	- 0. 098 4 ***	- 0. 301 3 ***	0. 220 9 ***
ln( <i>Size</i> )	0. 079 5 ***	0. 069 5 ***	- 0. 088 3 ***	1	- 0. 036 2 ***	0. 287 4 ***
ln( <i>BM</i> )	- 0. 128 5 ***	- 0. 083 7 ***	- 0. 272 3 ***	- 0. 000 3	1	- 0. 344 7 ***
<i>Mom</i>	- 0. 025 6 ***	- 0. 041 3 ***	0. 215 6 ***	0. 257 3 ***	- 0. 324 3 ***	1

注: 1. \*\*\*、\*\*、\* 分别为在1%、5%、10%水平下显著(下同); 2. Panel A中Size的单位为百万元; 3. Panel B中对角线上方为Spearman相关系数,下方为Pearson相关系数.

从表4 Panel A可以看到样本平均换手率为0.5715,操控性应计利润平均为0.0664,每个季度平均有4.7295个分析师跟踪一家公司,每家公司每个月平均有4.0360条媒体报道.从表4

Panel B可以看到,换手率与个股收益率显著正相关,初步证明异质信念会使得股价高估,并且个股收益率分别与市场收益率正相关、与公司规模正相关、与账市比负相关、与动量效应负相关.

⑧ 这里“会员”指可以开展融资融券业务的证券公司,“客户”指投资者.

### 3.3 回归分析

#### 3.3.1 严格卖空限制下的异质信念与股价高估

利用式(3)检验在我国股票卖空机制尚未推出之前,即严格卖空限制时,异质信念对股票收益率的影响.研究对象为A股所有股票(剔除金融行业以及ST的股票),样本区间为2008年7月至2010年3月,结果见表5.从中可以看到,异质信

念,及换手率(*Turnover*)系数均在1%的水平下显著为正,与Miller的理论模型<sup>[1]</sup>,以及史永东和李凤羽<sup>[29]</sup>、Opie等<sup>[30]</sup>的结论一致.说明在严格卖空限制下,由于中国股市中的悲观投资者无法表达其悲观情绪或反映其负面信息,使得股票价格更大程度上由乐观投资者所决定,从而导致股价高估.

表5 异质信念与股价高估(严格卖空限制下)

Table 5 Heterogeneous beliefs and share overvaluation (strictly short-selling constraints)

变量	(1)	(2)
<i>Turnover</i>	0.029 6*** (39.52)	0.025 6*** (33.99)
<i>Mret</i>		1.014 7*** (235.08)
$\ln(\text{Size})$		0.012 3*** (26.55)
$\ln(\text{BM})$		-0.013 2*** (-20.00)
<i>Mom</i>		-0.014 5*** (-22.02)
<i>Constant</i>	-0.037 5*** (-6.27)	-0.235 8*** (-23.99)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	156 112	156 112
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.12	0.47

注:表中小括号内数字为回归系数的*T*统计量(下同).

#### 3.3.2 卖空下的异质信念与股价高估

接下来对H1进行检验,即融券业务的推出会降低投资者异质信念对当期股票收益率的影响,如前所述,检验过程分为三步:

首先,对式(4)进行估计,研究对象为A股所有股票(剔除金融行业以及ST的股票),样本区间为融资融券业务开通以及扩容前后各12个月,估计结果见表6.第(1)列、第(2)列表明是否融券虚拟变量(*Short*)的系数均在1%的水平下显著为负,说明卖空机制的确会使得个股收益率下降.并且在加入控制变量,并考虑行业效应、年度效应以及月度效应的情况下,第(2)列表明中的换手率(*Turnover*)和融券虚拟变量(*Short*)的交叉项的系数在5%的水平下显著为负,与H1是一致的,说明当股票进入融券标的之后,由于部分悲观投资者的悲观情绪或负面信息通过融券反映,使得股价高估下降.异质信念(*Turnover*)的系数仍然显著为正,说明卖空机制虽

然能够降低股价高估,但由于目前中国融券门槛和成本仍然较高,也就是说卖空限制仍未完全放开,因此仍无法使股价回归到基本价值.

进一步的,以所有融券标的为样本,在其加入标的前后各一年同样对式(4)进行检验,以考察加入融券标的后是否降低了股价高估,结果见表7.其中第(1)列和第(2)列分别是加入标的前一年和加入标的后一年换手率对个股收益率的估计结果,加入标的前后异质信念(*Turnover*)的回归系数均在1%的水平显著为正,但加入融券标的之后的回归系数出现下降.通过卡方检验,可得卡方值为18.37,在1%的水平下显著,说明加入融券标的后换手率对股价高估的影响的确下降了.在第(3)列中,异质信念(*Turnover*)和是否融券标的的虚拟变量(*Short*)的交叉项系数在1%的水平下显著为负,说明加入融券标的后的确显著降低了融券标的的股价高估,进一步证明了H1.

表 6 异质信念与股价高估

Table 6 Heterogeneous beliefs and share overvaluation

变量	(1)	(2)
<i>Turnover</i>	0.030 7*** (41.62)	0.026 5*** (36.19)
<i>Short</i>	-0.003 3*** (-3.15)	-0.015 7*** (-12.78)
<i>Turnover × Short</i>	-0.011 9*** (-6.21)	-0.004 0** (-2.28)
<i>Mret</i>		0.999 7*** (238.22)
$\ln(\text{Size})$		0.012 6*** (29.72)
$\ln(\text{BM})$		-0.012 7*** (-22.88)
<i>Mom</i>		-0.015 2*** (-24.69)
<i>Constant</i>	-0.034 8*** (-6.59)	-0.238 7*** (-27.16)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	181 987	181 987
$\text{Adj } R^2$	0.11	0.46

表 7 卖空与股价高估

Table 7 Short-selling and share overvaluation

变量	(1) 加入标的前	(2) 加入标的后	(3) 加入前 vs. 加入后
<i>Turnover</i>	0.055 6*** (15.66)	0.036 3*** (11.23)	0.057 9*** (16.87)
<i>Short_in</i>			-0.026 4*** (-6.39)
<i>Turnover × Short_in</i>			-0.0139*** (-6.55)
<i>Mret</i>	1.014 6*** (47.64)	0.921 3*** (51.15)	0.973 2*** (69.57)
$\ln(\text{Size})$	0.016 6*** (9.26)	0.026 1*** (13.68)	0.021 8*** (15.95)
$\ln(\text{BM})$	-0.015 1*** (-9.66)	-0.013 0*** (-8.75)	-0.013 6*** (-11.70)
<i>Mom</i>	-0.026 8*** (-8.70)	-0.025 1*** (-8.86)	-0.024 7*** (-12.34)
<i>Constant</i>	-0.306 3*** (-9.41)	-0.487 1*** (-14.07)	-0.338 2*** (-15.39)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	9 917	10 052	19 969
$\text{Adj } R^2$	0.37	0.40	0.38
卡方值	18.37***		

然后,利用转融券事件对 H1 进行进一步检验,结果见表 8,其中第(1)列和第(2)列分别为转融券

前一年和转融券后一年异质信念对股票收益率的影响。以转融券标的股票为样本进行检验,可以看到转

融券前和融券后换手率(*Turnover*)的系数分别为0.0861和0.0506,均在1%的水平下显著,表明融券后换手率对个股收益率的影响显著变小(卡方值为6.47).第(3)列对式(6)进行估计,可以看到换手

率(*Turnover*)和融券(*ZRT*)的交叉项的系数为-0.0088,在10%的显著水平下显著,说明通过融券使得投资者的悲观情绪或负面信息更容易表达,股价高估下降,进一步证实了H1.

表8 融券与股价高估

Table 8 Zhuanrongquan and share overvaluation

变量	(1) 融券前	(2) 融券后	(3) 融券前 vs. 融券后
<i>Turnover</i>	0.0861*** (7.37)	0.0506*** (4.92)	0.0855*** (7.18)
<i>ZRT</i>			-0.0404*** (-3.07)
<i>Turnover</i> × <i>ZRT</i>			-0.0088* (-1.72)
<i>Mret</i>	0.8136*** (15.33)	0.8052*** (17.17)	0.8609*** (27.99)
ln( <i>Size</i> )	0.0074*** (2.75)	0.0192*** (6.09)	0.0131*** (5.82)
ln( <i>BM</i> )	0.0003 (0.12)	-0.0074** (-2.41)	-0.0033* (-1.66)
<i>Mom</i>	-0.0163** (-2.35)	-0.0233*** (-3.69)	-0.0207*** (-4.72)
<i>Constant</i>	-0.1665*** (-3.20)	-0.3723*** (-6.59)	-0.2510*** (-6.07)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 893	1 928	3 821
Adj <i>R</i> <sup>2</sup>	0.31	0.42	0.38
卡方值	6.47***		

最后,为了解决内生性问题,本文采用双重差分模型(DID)对H1进行检验.由于融券标的和非融券标的均可能受到卖空机制的影响,所以只比较融券标的在卖空前股价高估的变化程度是不够的,还应将融券标的和非融券标的的进行对比.所以本文采用双重差分检验来进一步检验.按照第三部分的研究设计,将4次双重差分检验的实验组和对照组分别用式(6)进行估计,估计结果见表9.从表9可以看到,在4次双重差分检验中第3次和第4次实验组的换手率(*Turnover*)和是否卖空的交叉项(*DT*) 在5%的水平下显著为负,且交叉项系数显著小于对照组(卡方值分别为

4.58和5.03).说明相对于对照组,卖空限制放松后,由于投资者的悲观情绪或负面信息能够表达,实验组股票的股价高估程度明显下降,再次证明了H1.第1次和第2次双重差分检验中实验组与对照组的交叉项系数差别不大(卡方值分别为0.18和0.29),说明融资融券机制开通以及第一次扩容并没有使得融券标的的股价高估程度显著下降.其原因在于:一方面,在2013年2月28日融券放开之前,由于券商可融股票存量较小,悲观投资者往往无法充分表达其悲观态度和负面情绪;另一方面,由于卖空限制放开时间较短,投资者对交易机制还并不熟悉,参与度较低.

表 9 卖空与股价高估

Table 9 Short-selling and share overvaluation

变量	(1) 第一个 DID		(2) 第二个 DID		(3) 第三个 DID		(4) 第四个 DID	
	实验区间: 2010 - 04 ~ 2011 - 10 对照区间: 2008 - 08 ~ 2010 - 02		实验区间: 2012 - 01 ~ 2012 - 11 对照区间: 2010 - 12 ~ 2011 - 11		实验区间: 2013 - 02 ~ 2013 - 07 对照区间: 2012 - 07 ~ 2012 - 12		实验区间: 2013 - 10 ~ 2014 - 07 对照区间: 2012 - 11 ~ 2013 - 08	
	实验组	对照组	实验组	对照组	实验组	对照组	实验组	对照组
<i>Turnover</i>	0.038 5*** (3.57)	0.047 6*** (5.75)	0.052 0*** (5.97)	0.057 3*** (8.37)	0.091 2*** (10.74)	0.067 9*** (3.95)	0.076 8*** (9.35)	0.048 0*** (5.46)
<i>DT</i>	-0.004 9 (-0.53)	-0.010 0 (-1.05)	-0.013 2 (-0.96)	-0.018 3* (-1.81)	-0.023 9* (-1.80)	0.018 2 (1.18)	-0.015 8*** (-3.08)	0.0211*** (5.39)
<i>Turnover × DT</i>	0.014 6 (1.26)	0.008 7 (0.95)	0.004 5 (0.24)	-0.006 2 (-0.70)	-0.027 1** (-2.31)	0.025 5 (1.18)	-0.024 0** (-2.12)	0.010 4 (1.00)
<i>Mret</i>	1.019 8*** (21.71)	1.053 9*** (31.97)	1.112 9*** (23.43)	1.109 7*** (27.97)	0.344 1*** (3.04)	0.440 6*** (4.44)	0.893 0*** (27.01)	1.013 2*** (31.00)
$\ln(\text{Size})$	0.011 8*** (4.38)	0.016 8*** (5.51)	0.017 6*** (5.30)	0.020 7*** (9.01)	0.038 8*** (8.75)	0.019 6*** (4.50)	0.023 9*** (7.19)	0.018 9*** (5.88)
$\ln(\text{BM})$	-0.011 5*** (-3.85)	-0.022 9*** (-7.57)	-0.013 5*** (-5.53)	-0.014 7*** (-7.39)	-0.014 4*** (-4.38)	-0.018 5*** (-4.20)	-0.011 9*** (-4.23)	-0.018 9*** (-6.28)
<i>Mom</i>	-0.019 2*** (-4.16)	-0.019 1*** (-6.64)	-0.014 4*** (-2.77)	-0.023 9*** (-5.76)	-0.017 4* (-1.94)	-0.020 2** (-2.05)	-0.025 8*** (-6.05)	-0.037 8*** (-8.18)
<i>Constant</i>	-0.218 3*** (-4.10)	-0.266 9*** (-5.55)	-0.289 8*** (-4.98)	-0.342 0*** (-8.98)	-0.508 6*** (-7.01)	-0.238 5*** (-3.43)	-0.377 6*** (-7.22)	-0.284 2*** (-5.88)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	6 603	6 603	8 984	8 984	4 325	4 325	8 284	8 284
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.54	0.50	0.41	0.37	0.53	0.53	0.39	0.40
卡方值	0.18		0.29		4.58**		5.03**	

### 3.3.3 卖空者的优势来源于对私有信息的挖掘还是对公开信息的处理

接下来对中国市场上卖空者的优势究竟来源于对私有信息的挖掘还是对公开信息的处理进行验证,即检验假设 H2a 和 H2b. 研究对象为所有融券标的股票,样本区间为融资融券业务开通以及扩容前后各 12 个月. 由于盈余水平、分析师跟踪人数以及媒体报道数可能受到卖空的影响,因此本文以加入卖空标的前一年的操控性应计利润 (*ABACC*),以及加入卖空标的前 12 个月到 2 个月之间的平均分析师跟踪人数和媒体报道数进行分组,然后对式(7)进行估计,结果见表 10<sup>[12,52,53]</sup>.

从表 10 可以看到:第(1)列中是否卖空虚拟变量 (*Short*) 的系数显著为负,说明融券降低了股价高估,将操控性应计利润高组的交叉项系数 ( $\textit{Turnover} \times \textit{Short} \times \textit{High}$ ) 与低组的交叉项系数 ( $\textit{Turnover} \times \textit{Short} \times \textit{Low}$ ) 进行对比,由系数大小 (-0.023 2 和 -0.014 2) 以及卡方值(4.00) 可以看到操控性应计利润高的股票其高估程度下降

的更大,证实了 H2a,说明盈余管理程度越高的股票,股价高估程度受卖空机制的影响越大,此时卖空者利用私有信息进行交易,使得股价高估下降,与 Christophe 等<sup>[16]</sup>, Christophe 等<sup>[17]</sup>, Khan 等<sup>[18]</sup> 和 Karpoff 等<sup>[19]</sup> 的结论一致.

第(2)列中,对于分析师跟踪人数而言,对比分析师跟踪人数多组的交叉项系数 ( $\textit{Turnover} \times \textit{Short} \times \textit{High} = -0.039 8$ ) 与少组的交叉项系数 ( $\textit{Turnover} \times \textit{Short} \times \textit{Low} = -0.021 2$ ),以及卡方值(15.34) 可以看到:卖空的开通对分析师跟踪人数多的股票的股价高估影响更大,使得股价高估下降幅度更大. 对于媒体报道数而言,对比媒体报道数多组的交叉项系数 ( $\textit{Turnover} \times \textit{Short} \times \textit{High} = -0.020 8$ ) 与媒体报道数少组的交叉项系数 ( $\textit{Turnover} \times \textit{Short} \times \textit{Low} = -0.014 3$ ) 以及卡方值(9.30) 可以看到:对于媒体报道数较高的股票,卖空的开通对其股价高估影响更大,股价高估下降幅度更大. 这就证明了 H2b,说明对于分析师跟踪人数多的股票或者媒体报道数高的股票,市场

上的公开信息更多,由于卖空者具有较强的信息处理能力,通过对公开信息进行处理,能够更大程度上影响到了股价高估。

综上所述,卖空者的信息既来源于对公司的私有信息的挖掘,又来源于对市场公开信息的收集和处理。

表 10 私有信息、公开信息下的卖空与股价高估

Table 10 Short-selling and share overvaluation under private information/public information

变量	(1)	(2)	
	私有信息 操控性应计利润	公开信息的处理 分析师跟踪数 媒体报道数	
<i>Turnover</i>	0.060 9 *** (17.79)	0.057 1 *** (15.22)	0.057 9 *** (16.88)
<i>Short</i>	-0.031 2 *** (-6.54)	-0.012 2 *** (-5.42)	-0.033 0 *** (-6.81)
<i>Turnover × Short × High</i>	-0.023 2 *** (-5.05)	-0.039 8 *** (-6.96)	-0.020 8 *** (-4.72)
<i>Turnover × Short × Low</i>	-0.014 2 *** (-6.71)	-0.021 2 *** (-4.26)	-0.014 3 *** (-6.80)
<i>Mret</i>	0.969 1 *** (68.97)	0.972 9 *** (66.09)	0.973 0 *** (69.55)
$\ln(\text{Size})$	0.023 2 *** (17.05)	0.022 4 *** (14.66)	0.022 3 *** (16.51)
$\ln(\text{BM})$	-0.013 3 *** (-11.46)	-0.013 7 *** (-11.11)	-0.013 6 *** (-11.67)
<i>Mom</i>	-0.025 4 *** (-12.45)	-0.023 3 *** (-11.01)	-0.024 8 *** (-12.35)
<i>Constant</i>	-0.430 1 *** (-17.37)	-0.356 0 *** (-14.78)	-0.414 5 *** (-16.82)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	19 675	17 741	19 919
Adj $R^2$	0.38	0.39	0.38
卡方值	4.00 **	15.34 ***	9.30 **

## 4 进一步研究

### 4.1 卖空量、融资量与股价高估

前文主要研究卖空机制对股价高估造成的影响,即采用是否可卖空作为代理变量,并没有研究卖空量对股价高估的影响. Cohen 等<sup>[38]</sup>, Boehmer 等<sup>[5]</sup> 和 Grullon 等<sup>[25]</sup> 研究发现卖空量能够预测未来的股票收益率,能够纠正股票的错误定价. 所以,这里将研究卖空量越大是否越有利于通过反映投资者的悲观情绪或负面信息降低股价高估程度,估计样本区间为2010年3月到2016年6月,研究对象为所有可以进行融资融券的股票. 首先,对

股票市场平均卖空量和融资量进行描述性统计(见表 11),由表 11 可以看出,日度融资买入额占日度交易额明显高于日度融券卖出量占日度交易量,随着时间的推移,日度融券卖出量占日度交易量的比例由 2010 年的 0.01% 上升至 2013 年的 1.35%,而后又下降至 2016 年的 0.04%,而日度融资买入额占日度交易额由 2010 年的 0.79% 上升至 2015 年的 20.57%.

接下来,通过对模型(8)进行回归,研究卖空量越大是否越有利于通过反映投资者的悲观情绪或负面信息降低股价高估程度,其中  $SF_{i,t}$  为  $i$  股票  $t$  月份平均日度卖空量占交易量的比例.

表 11 描述性统计: 融资融券量

Table 11 Summary statistics: Margin trade and short-selling volume

年度	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
融资融券标的股票数量(股)	90	274	274	676	876	868	852
日度融券卖出量(股)	4 643	89 215	194 441	359 928	496 947	880 864	14 325
日度融券卖出量/日度交易量	0.01%	0.50%	1.27%	1.35%	1.20%	0.76%	0.04%
日度融资买入额(元)	4 484 634	11 667 064	10 557 723	25 567 133	52 721 619	160 905 665	58 565 849
日度融资买入额/日度交易额	0.79%	4.45%	7.60%	13.58%	20.14%	20.57%	18.46%

$$Ret_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Turnover_{i,t} + \beta_2 \times SF_{i,t} + \beta_3 \times Turnover_{i,t} \times SF_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

结果见表 12, 表 12 第(1)列显示卖空量( $SF$ )越大股票收益率越低, 这与前面学者的结论是一致的, 说明中国卖空者的投资行为的确能够纠正股票的错误定价, 且换手率与卖空量的交叉项( $Turnover \times SF$ )在 10% 的水平下显著为负, 说明卖空量越大, 卖空者通过卖空股票反映其悲观情绪或负面消息降低股价高估的程度越大; 由于融资量也可能对股价高估程度造成影响, 在第(2)列的回归中将每月的平均日度卖空量占交易量的比例( $MF$ )纳入模型中, 结果发现卖空量( $SF$ )和换手率与卖空量的交叉项( $Turnover \times SF$ )的系数仍然显著为负, 且分别在 1% 和 5% 的水平下显著, 融资量( $MF$ )的系数显著为正, 结果表明在控制融资量的情况下, 卖空量越大, 卖空者通过卖空股票反映其悲观情绪或负面消息降低股价高估的程度越大. 本文认为我国卖空量虽然很小, 但是仍然能够影响股价高估程度的原因如下: 一方面, 与买入股票相比, 卖空交易往往受到较多限制, 如从股票持有人处借券往往存在较多限制, 且面临较高的成本等, 因此那些参与卖空交易的人可能对股票未来涨跌拥有更多的信息, 以往很多学者也证明了卖空交易者拥有更多的私有信息、更能识别出被高估的股票, 本文在下面的分析中也直接证明了中国的卖空交易者能够识别出高估的股票, 且在盈余公告前具有私有信息, 其行为能够预测盈余公告附近的股票收益率, 所以卖空交易的规模虽然不大, 但是有负面信息的, 一定程度上会对股价高估产生影响; 另外一方面, Maffett 等<sup>[54]</sup>研究发现在卖空限制条件下, 投资者并不能通过股票价格识别出违约风险较高的企业, 这意味着卖空的存在使其他市场参与者通过观测卖空量就

可以获得更多的有关公司特质风险的信息, 从而使公司市场透明度提高, 有效性增强, 由于我国的融券量是每天交易结束之后就公布, 市场其他投资者会对异常的卖空量进行分析推测出公司可能的负面信息, 卖出股票, 降低股价高估<sup>[16-18, 54]</sup>. 即虽然卖空量比较少, 但是卖空者的行为一方面由于具有负面信息从而降低股价高估, 另一方面通过影响他人的行为降低股价高估.

在第(3)列的回归中, 本文试图研究融资是否通过增加杠杆放大投资者的乐观情绪从而加大股价高估的程度, 由换手率与融资量的交互项( $Turnover \times MF$ )可以看出融资并没有通过增加杠杆的形式放大投资者的乐观情绪从而加大股价高估的程度.

#### 4.2 牛熊市下, 卖空量、融资量与股价高估

本部分旨研究不同的市场环境下(牛熊市), 卖空量或融资量对股价高估的影响程度是否有所不同. 采用两种方式划分“牛市”和“熊市”, 第一种定义方式为波峰波谷判定法, 根据 Pagan 等<sup>[55]</sup>, 当市场指数从波谷上升至波峰且此过程维持一定时间时, 市场处于牛市, 否则为熊市, 图 2 是 2010 年 1 月至 2016 年 12 月的上证综合指数走势图, 由图 2 可知 2014 年 1 月至 2015 年 6 月为牛市(见阴影部分), 其余时间均为熊市; 第二种定义方式为市场平均收益判定法, 根据 Lindahl 等<sup>[56]</sup>, 当市场平均收益率超过无风险利率时则为牛市, 否则为熊市, 市场平均收益率为上证综指的收益率, 无风险利率为一年期银行存款利率, 所以 2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2014 年、2015 年、2016 年的市场超额收益率(市场平均收益率减去无风险利率)分别为 -16.61%, -24.96%, -0.07%, -9.75%, 49.90%, 7.29% 和 -13.81%, 所以将 2014 年 1 月到 2015 年 12 月定义为牛市, 其余时间均为熊市.



表 12 卖空量、融资量与股价高估  
Table 12 Short-selling volume, margin trade volume and share overvaluation

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Turnover</i>	0.028 0 (12.60) ***	0.028 7 (12.70) ***	0.018 4 (3.14) ***
<i>SF</i>	-0.379 0 (-4.70) ***	-0.368 6 (-4.47) ***	-0.533 9 (-6.99) ***
<i>Turnover</i> × <i>SF</i>	-0.392 0 (-1.78) *	-0.511 6 (-2.25) **	
<i>MF</i>		0.171 3 (9.67) ***	0.148 4 (7.72) ***
<i>Turnover</i> × <i>MF</i>			0.042 3 (1.39)
<i>Mret</i>	0.919 6 (77.37) ***	0.891 1 (70.82) ***	0.887 7 (69.96) ***
$\ln(\text{Size})$	0.015 7 (14.97) ***	0.018 4 (15.78) ***	0.018 2 (15.77) ***
$\ln(\text{BM})$	-0.009 0 (-11.79) ***	-0.009 8 (-12.36) ***	-0.009 8 (-12.36) ***
<i>Mom</i>	-0.031 6 (-10.75) ***	-0.030 7 (-10.56) ***	-0.031 1 (-10.72) ***
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.307 2 (-15.45) ***	-0.368 5 (-16.37) ***	-0.362 5 (-16.30) ***
Observations	25 897	25 897	25 897
Adj $R^2$	0.39	0.40	0.40

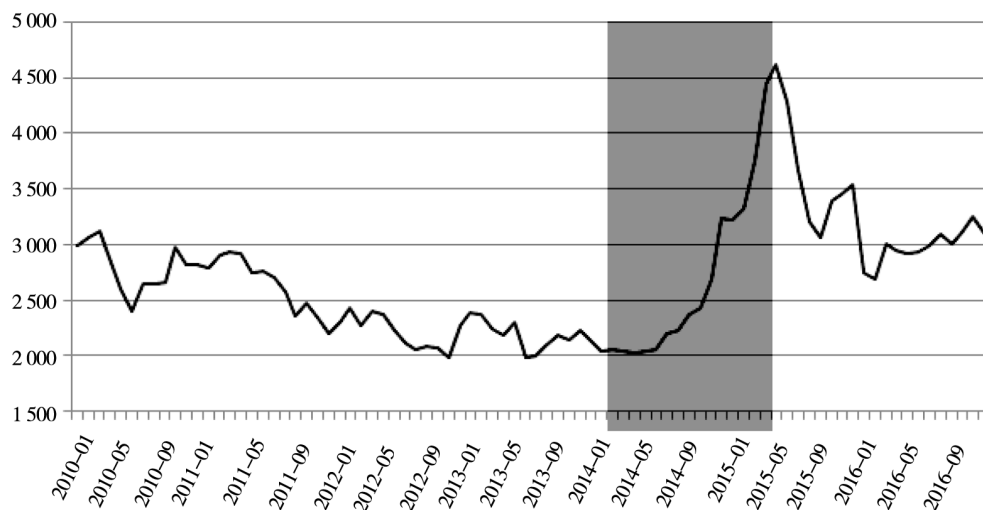


图 2 上证综合指数走势图  
Fig. 2 Shanghai composite index

根据以上两种对牛市和熊市的定义方式,将 2010 年 3 月到 2016 年 6 月区分为牛市和熊市两个时期,分别在两个时期内对式(8)进行回归,研究不同时期卖空量对股价高估影响有何不同.表 13 第(1)列和第(3)列结果表明,牛市时换手率与卖空量的交互项( $Turnover \times SF$ )在 10%的水平

下显著为负,而熊市时则不显著,且经卡方检验牛市和熊市时两者没有显著差异,说明不同的市场状况下卖空与股价高估之间的关系差异不大,熊市时卖空量并没有通过反映其悲观情绪或负面信息降低股价高估主要由于可进行卖空的股票数量很少,2015 年 6 月到 2016 年 6 月属于从波峰跌至

波谷,这期间应该有大量的卖空行为,但是实际上平均日度卖空量仅占日度交易量的 0.09%。

将式(8)中卖空量( $SF$ )替换成融资量( $MF$ ),分别在牛市和熊市时对式(8)进行回归,研究不同时期融资量对股价高估的影响有何不同,结果见表 13 第(2)列和第(4)列。本文发现,牛市和熊市时融资对股价高估的影响有显著的差异,牛市时,换手率与融资量的交互项( $Turnover \times MF$ )的系数在 1%的水平下显著为正,说明市场情绪高涨时,投资者通过融资增加杠杆,进一步放大了投资者异质性信念对股价高估的影响程度,从而增大了 2014 年和 2015 年的市场泡沫;熊市时,换手率与融资量的交互项( $Turnover \times MF$ )的

系数为正,但是并不显著,说明融资对股价高估的影响在牛市时更大。

通过对牛市和熊市下卖空和融资对股价高估影响的研究解释了我国 2015 年股票市场泡沫产生的原因。虽然卖空机制能够通过反映投资者悲观情绪或坏消息降低股价高估,但是却无法完全消除投资者的异质性信念对股价高估的影响,也就无法抑制 2015 年股市泡沫的产生;另外,除了卖空机制以外,融资机制在这个过程中起着重要的作用,2015 年日度融资量占日度交易量的 20.57%,融资机制使得乐观投资者能够通过增加杠杆的形式进一步放大其乐观情绪,加大了股价高估的程度,导致了 2015 年股票市场泡沫的产生。

表 13 不同时期内,融券、融资和股价高估

Table 13 Margin trade, short-selling and share overvaluation in different time

变量	第一种定义方式: 2014 年 1 月 ~ 2015 年 6 月为牛市				第二种定义方式: 2014 年 1 月 ~ 2015 年 12 月为牛市			
	(1) 融券		(2) 融资		(3) 融券		(4) 融资	
	牛市	熊市	牛市	熊市	牛市	熊市	牛市	熊市
$Turnover$	0.040 3*** (10.88)	0.027 8*** (9.43)	-0.006 1 (-0.45)	0.020 7*** (3.18)	0.030 0*** (11.08)	0.043 5*** (9.81)	-0.018 2* (-1.84)	0.034 0*** (4.24)
$SF$	-1.347 9*** (-8.99)	-0.271 2** (-2.21)	-1.600 5*** (-11.77)	-0.277 4*** (-2.69)	-0.851 4*** (-7.17)	-0.401 0*** (-3.06)	-1.051 2*** (-9.32)	-0.319 2*** (-3.07)
$Turnover \times SF$	-0.545 3* (-1.72)	0.047 4 (0.11)			-0.427 5* (-1.65)	0.427 7 (0.72)		
$MF$	0.160 0*** (6.96)	0.087 1*** (3.16)	0.064 1** (2.05)	0.065 6** (2.10)	0.205 2*** (9.40)	0.064 9* (1.90)	0.087 8*** (3.25)	0.037 2 (1.01)
$Turnover \times MF$			0.208 0*** (3.26)	0.043 3 (1.11)			0.229 4*** (4.80)	0.090 4 (1.49)
$Mret$	0.679 1*** (26.20)	1.033 0*** (59.45)	0.671 3*** (25.61)	1.032 5*** (59.40)	0.854 1*** (54.69)	1.019 0*** (41.61)	0.847 0*** (53.96)	1.020 2*** (41.61)
$\ln(Size)$	0.032 8*** (15.00)	0.013 3*** (10.12)	0.033 0*** (15.04)	0.013 3*** (10.10)	0.025 3*** (15.47)	0.016 1*** (10.38)	0.025 2*** (15.54)	0.015 8*** (9.99)
$\ln(BM)$	-0.002 6** (-2.05)	-0.014 1*** (-12.89)	-0.002 4* (-1.86)	-0.014 1*** (-12.84)	-0.009 1*** (-8.59)	-0.010 1*** (-7.51)	-0.008 9*** (-8.28)	-0.010 1*** (-7.53)
$Mom$	-0.041 7*** (-7.93)	-0.027 4*** (-6.94)	-0.039 8*** (-7.53)	-0.026 9*** (-6.83)	-0.041 3*** (-11.87)	-0.024 1*** (-3.87)	-0.039 1*** (-11.14)	-0.024 3*** (-3.90)
<i>Industry-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Constant$	-0.622 5*** (-15.80)	-0.241 4*** (-9.50)	-0.603 0*** (-15.25)	-0.237 5*** (-9.41)	-0.515 6*** (-16.65)	-0.292 4*** (-9.98)	-0.488 8*** (-16.01)	-0.285 4*** (-9.57)
$Observations$	25 897	25 897	12 587	13 310	16 860	9 037	16 860	9 037
$Adj R^2$	0.31	0.49	0.31	0.49	0.4	0.42	0.4	0.42
卡方值	1.11		4.87**		1.9		3.78*	

### 4.3 卖空者的动机

#### 4.3.1 卖空者交易行为与股价

Diether 等<sup>[57]</sup>研究发现美国的卖空者能够识别出被高估的股票,表现为卖空者对历史和当前股票收益率高的股票进行卖空,Chang 等<sup>[34]</sup>发现中国的卖空者能够识别出当期股票收益率高的股票,对其进行卖空.据此,本文借鉴 Diether 等<sup>[57]</sup>的方法对中国卖空者的行为进行研究,即使用日度的卖空量占交易量的比例( $SF_{i,d}$ )对当期的股票收益率( $Ret_{i,d}$ )和过去 5 天至前 1 天的累计股票收益率( $Ret_{i,[d-5,d-1]}$ )进行回归,回归模型见式(9),将过去一天的日度卖空量占交易量的比例、波动率、历史波动率、换手率、历史换手率、公司规模、账市比作为控制变量,具体定义见表 1,回归结果见表 14.

$$SF_{i,d} = \alpha + \beta_1 \times Ret_{i,d} + \beta_2 \times Ret_{i,[d-5,d-1]} + \gamma \times Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

由表 14 可以看出,卖空量与当期的股票收益率显著正相关,而与过去 5 天的累计收益率显著负相关,并且当期股票收益率的系数为 0.022 4,过去 5 天的累计收益率的系数为 -0.006 5,当期股票收益率对卖空量的影响显著大于过去 5 天的累计收益率对卖空量的影响,这与 Diether 等<sup>[57]</sup>的结果并不一致,Diether 等<sup>[57]</sup>发现美国的卖空者会卖空历史和当前股票收益率高的股票,而本文的结果显示中国的投资者相信短期内(即[-5,-1]之间)股票价格还是会延续的,所以会利用当期股价的反弹进行套利,通过卖空当期高估的股票获利.

#### 4.3.2 盈余公告前卖空者的行为能否预测未来股票收益率

Christophe 等<sup>[16]</sup>采用 Nasdaq 上市公司的卖空数据,发现盈余公告前 5 天的卖空交易能够对盈余公告之后的股票回报率有显著的负面影响,认为卖空者是知情交易者.那么我国的投资者是能够拥有关于盈余公告的私有信息,在盈余公告前卖空未来表现不好的股票呢?据此,本文采用与 Christophe 等<sup>[16]</sup>相同的方法对此进行检验,由于季度报表不受分析师的审计,真实性受到质疑,所以这里采用 2010 年到 2016 年披露的年度报表作为研究样本<sup>[16]</sup>.首先,构建年报前 5 日的平均日度异常卖空量,构建方法见式(10)

表 14 卖空交易与股价

Table 14 Short-selling and stock price

变量	SF
<i>Ret</i>	0.022 4 (9.21)***
<i>Ret</i> [-5, -1]	-0.006 5 (-6.56)***
<i>SF</i> (-1)	0.621 4 (49.90)***
<i>Volatility</i> _daily	0.032 8 (8.44)***
<i>Average Volatility</i> _daily[-5, -1]	-0.041 7 (-8.82)***
<i>Turnover</i> _daily	-0.039 5 (-11.74)***
<i>Average Turnover</i> _daily[-5, -1]	0.033 0 (9.34)***
ln(Size)	0.002 4 (11.27)***
ln(BM)	0.000 5 (4.93)***
<i>Industry-level Effect</i>	Yes
<i>Year-level Effect</i>	Yes
<i>Month-level Effect</i>	Yes
<i>Constant</i>	-0.039 4 (-11.41)***
<i>Observations</i>	538 956
Adj <i>R</i> <sup>2</sup>	0.53

$$ABSS_{i,[t-5,t-1]} = \frac{SS_{i,[t-5,t-1]}}{AVESS_{i,[t-60,t-6]}} - 1 \quad (10)$$

其中  $SS_{i,[t-5,t-1]}$  为年报前 5 日的平均日度卖空量,  $AVESS_{i,[t-60,t-6]}$  为年报前 60 日至 5 日之间的平均日度卖空量,即非事件期时的卖空量,用事件期的平均日度卖空量除以非事件期的日度卖空量之后减去 1 即为盈余公告前 5 日的平均日度异常卖空量( $ABSS_{i,[t-5,t-1]}$ ).接下来,采用式(11)进行检验

$$ABSS_{i,[t-5,t-1]} = \alpha + \beta_1 \times Ret_{i,[t,t+1]} + \beta_2 \times Ret_{i,[t-5,t-1]} + \beta_3 \times ABVOL_{i,[t-5,t-1]} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中  $Ret_{i,[t,t+1]}$  为年报公布当日以及后一天的累积收益率,  $Ret_{i,[t-5,t-1]}$  为年报公布前 5 日至前 1 日的累积收益率,  $ABVOL_{i,[t-5,t-1]}$  为年报公布前 5 日的平均日度异常交易量,定义方式与

$ABSS_{i,[t-5,t-1]}$ 是一致的. 对式(11)的回归结果如表15所示,  $Ret_{i,[t,t+1]}$ 的系数为-1.9578, 在5%的水平下显著, 说明年报公布当日及后一天的累积收益率( $Ret_{i,[t,t+1]}$ )越小, 卖空量越大, 与 Christophe 等<sup>[16]</sup>的结论是一致的, 盈余公告前卖空者的交易行为的确能够预测未来的股票收益率, 即卖空者是知情交易者.

表15 盈余公告前卖空交易行为的预测性

Table 15 Predictability of short-selling before earnings announcement

变量	ABSS
$Ret[0, +1]$	-1.9578 (-2.06)**
$Ret[-5, -1]$	1.5988 (2.01)**
$ABVOL[-5, -1]$	0.5609 (6.45)***
Industry-level Effect	Yes
Year-level Effect	Yes
Month-level Effect	Yes
Constant	-0.4446 (-1.08)
Observations	2409
Adj $R^2$	0.12

## 5 稳健性检验

为了验证上文实证结果的可靠性, 本文进行了如下的稳健性检验:

1) Johnson 认为<sup>[27]</sup>, 当公司有负债时, 异质信念与未来股票收益率之间的负向关系可能并不是一种错误定价. 其原因在于, 根据期权定价理论, 由于异质信念代表了股票的特质性风险, 股票的特质性风险越大, 未来的收益率越低, 所以异质信念与未来股票收益率之间的负向关系应该随着公司负债率的提高而增强. 为排除 Johnson 的解释, 本文在式(4)中加入杠杆率以及换手率与杠杆率的交乘项, 并带入模型进行回归, 所得结果基本保持一致(换手率(*Turnover*)与卖空虚拟变量(*Short*)的交乘项显著为负).

2) Fama 等<sup>[15]</sup>认为, 公司的盈利能力(*OP*)越强, 股票的收益率越高; 投资(*Inv*)越激进, 股票的收益率越低. 因此将盈利能力和投资加入其三因子模型中, 构建了五因子模型. 本文将盈利能力和

投资这两个控制变量加入式(4), 进行回归分析, 所得结果基本保持一致(换手率(*Turnover*)与卖空虚拟变量(*Short*)的交乘项显著为负)<sup>[58]</sup>.

3) 本文使用股票超额收益的波动率(*Volatility*)作为异质信念的衡量指标, 对 H1 进行检验, 所得结果基本保持一致(超额收益波动率(*Volatility*)和卖空(*Short*)的交乘项显著为负).

4) 在验证 H1 时, 本文将研究样本选为所有融资融券标的, 样本区间选为融资融券推出前后1年, 将样本区间扩大到2年, 所得结果基本保持一致(换手率(*Turnover*)与卖空虚拟变量(*Short*)的交乘项显著为负).

限于篇幅, 本文没有报告上述结果, 感兴趣的读者可向作者索取.

## 6 结束语

本文以我国融券标的为研究样本, 探讨了股票卖空机制对股价高估的影响, 为学者们在该问题上的争议提供了直接的经验证据.

实证结果表明: 首先, 卖空机制的确可以通过反映投资者的悲观情绪或负面信息降低股价高估, 从而使得股票价格向基本价值靠拢. 其次, 融券机制刚刚推出时, 由于可融股票存量较小, 以及卖空限制放开时间较短, 投资者参与度较低, 并没有对股价高估有显著的改善. 随着融券标的的不断扩容以及转融券推出, 股价高估情况有了显著的改善. 最后, 卖空者不仅会对市场上的公开信息进行加工处理, 而且会通过挖掘公司的私有信息进行交易, 这都有助于信息更好的融入股价. 进一步研究表明, 在控制融资量的情况下, 卖空量越大, 卖空者通过卖空股票反映其悲观情绪或负面消息降低股价高估的程度越大; 虽然卖空机制能够通过反映投资者悲观情绪或坏消息降低股价高估, 但是却无法完全消除投资者的异质性信念对股价高估的影响, 无法抑制2015年股市泡沫的产生, 而融资机制却使得乐观投资者能够通过增加杠杆的形式进一步放大其乐观情绪, 加大了股价高估的程度, 导致了2015年股票市场泡沫的产生; 另外, 本文发现我国的卖空者能够识别出被高估的股票, 对当前股票收益率高的股票进行卖

空,而且盈余公告前卖空者的交易行为的确能够预测未来的股票收益率,直接证明了我国的卖空者确是知情交易者。

本文的研究对相关理论做出了一定的补充和贡献:利用中国数据,从异质信念的视角检验了卖空机制是否会使得投资者表达其悲观情绪或负面信息,从而降低股价高估,为国内外关于卖空机制是否提高股票市场定价效率的争论提供了新的直接证据。同时证明了卖空者的信息既来源于对公开信息的收集和处理,也来源于对私有信息的挖掘和获取,统一了前人在这两个问题上的争论。

同时,从本文的研究中也可以得到如下的政策启示:一方面,卖空机制使股票市场中投资者的

悲观情绪以及负面信息得以表达,使股价高估的问题得到了改善,因此科学、合理的完善和发展我国股市卖空机制有利于股市定价效率的提高,且能够有效的规避股票价格泡沫现象的出现,从而保障股市的健康发展。另一方面,我国股市仍处于发展的初期阶段,市场机制尚未健全,内幕交易、股价操纵等现象依然存在,因此在股票卖空机制的推进中,要把握循序渐进的节奏,逐步放松个股的卖空限制。而对于“裸卖空”以及通过多重结构化放大交易杠杆的机制更是要深入研究、谨慎实施,切不可由于过度卖空导致悲观情绪和负面信息的过分放大,从而引起市场大幅波动甚至股价崩盘风险的过度累积。

#### 参 考 文 献:

- [1] Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. *The Journal of Finance*, 1977, 32(4): 1151 - 1168.
- [2] 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.
- [3] Boehme R D. Short-sale constraints, differences of opinion, and overvaluation[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2006, 41(2): 455 - 487.
- [4] Nagel S. Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 78(2): 277 - 309.
- [5] Boehmer E, Jones C M, Zhang X. Which shorts are informed? [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(2): 491 - 527.
- [6] Allen F, Gale D. Arbitrage, short sales, and financial innovation[J]. *Econometrica*, 1991, 59(4): 1041 - 1068.
- [7] Goldstein I, Guembel A. Manipulation and the allocational role of prices[J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 133 - 164.
- [8] 张 维, 张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格[J]. *管理科学学报*, 2006, 9(4): 58 - 64.  
Zhang Wei, Zhang Yongjie. Heterogeneous beliefs, short-selling constraints and the asset prices[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 9(4): 58 - 64. (in Chinese)
- [9] 陈国进, 张贻军. 异质信念, 卖空限制与我国股市的暴跌现象研究[J]. *金融研究*, 2009, (4): 80 - 91.  
Chen Guojin, Zhang Yijun. Heterogeneous beliefs, short-selling constraints and the crash phenomenon in the Chinese stock markets[J]. *Journal of Financial Research*, 2009, (4): 80 - 91. (in Chinese)
- [10] 古志辉, 郝项超, 张永杰. 卖空约束、投资者行为和 A 股市场的定价泡沫[J]. *金融研究*, 2011, (2): 129 - 148.  
Gu Zhihui, Hao Xiangchao, Zhang Yongjie. Short-selling constraints, investor behavior and A-stock market assets bubbles [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (2): 129 - 148. (in Chinese)
- [11] 许红伟, 陈 欣. 我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗? ——基于双重差分模型的实证研究[J]. *管理世界*, 2012, (5): 52 - 61.  
Xu Hongwei, Chen Xin. Do margin trade and short-selling contribute to stock pricing efficiency in China?: Based on difference in difference mode[J]. *Management World*, 2012, (5): 52 - 61. (in Chinese)
- [12] 肖 浩, 孔爱国. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究: 基于双重差分模型的检验[J]. *管理世界*, 2014, (8): 30 - 43.  
Xiao Hao, Kong Aiguo. Margin trade, short-selling and stock price idiosyncratic volatility-based on difference in difference mode[J]. *Management World*, 2014, (8): 30 - 43. (in Chinese)

- [13]方立兵,刘 焯. 融资融券大扩容: 标的股票定价效率提升了吗? [J]. 证券市场导报, 2014, (10): 56-61.  
Fang Libing, Liu Ye. Does margin trade expansion increase the stock price efficiency? [J]. Securities Market Herald, 2014, (10): 56-61. (in Chinese)
- [14]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.  
Li Zhisheng, Chen Chen, Lin Binxuan. Does short selling improve price efficiency in the Chinese stock market?: Evidence from natural experiments[J]. Economic Research Journal, 2015, (4): 165-177. (in Chinese)
- [15]Fama E F, French K R. A five-factor asset pricing model[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 116(1): 1-22.
- [16]Christophe S E, Ferri M G, Angel J J. Short-selling prior to earnings announcements[J]. Journal of Finance, 2004, 59(4): 1845-1876.
- [17]Christophe S E, Ferri M G, Hsieh J. Informed trading before analyst downgrades: Evidence from short sellers[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(1): 85-106.
- [18]Khan M, Lu H. Do short sellers front-run insider sales? [J]. The Accounting Review, 2013, 88(5): 1743-1768.
- [19]Karpoff J M, Lou X. Do Short Sellers Detect Overpriced Firms? Evidence from SEC Enforcement Actions[R]. Washington DC: Working Paper, University of Washington, 2008.
- [20]Hirshleifer D, Teoh S H, Yu J J. Short arbitrage, return asymmetry, and the accrual anomaly[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(7): 2429-2461.
- [21]Ljungqvist A, Qian W. How constraining are limits to arbitrage? [J]. Review of Financial Studies, 2016, 29(8): 1975-2028.
- [22]Diether K B, Malloy C J, Scherbina A. Differences of opinion and the cross section of stock returns[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(5): 2113-2141.
- [23]Hong H, Stein J C. Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes[J]. Review of Financial Studies, 2003, 16(2): 487-525.
- [24]Berkman H, Dimitrov V, Jain P C, et al. Sell on the news: Differences of opinion, short-sales constraints, and returns around earnings announcements[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(3): 376-399.
- [25]Grullon G, Michenaud S, Weston J P. The real effects of short-selling constraints[J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(6): 1737-1767.
- [26]Jarrow R. Heterogeneous expectations, restrictions on short sales, and equilibrium asset prices[J]. Journal of Finance, 1980, 35(5): 1105-1113.
- [27]Johnson T C. Forecast dispersion and the cross section of expected returns[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(5): 1957-1978.
- [28]陆 静,曹国华,唐小我. 基于异质信念和卖空限制的分割市场股票定价[J]. 管理科学学报, 2011, 14(1): 13-27.  
Lu Jing, Cao Guohua, Tang Xiaowo. Stock pricing between segmented capital markets under heterogeneous beliefs and short sale constraint[J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(1): 13-27. (in Chinese)
- [29]史永东,李凤羽. 卖空限制、意见分歧收敛与信息披露的股价效应——来自 A 股市场的经验证据[J]. 金融研究, 2012, (8): 111-124.  
Shi Yongdong, Li Fengyu. Short-selling constraints, difference of opinion and stock price reaction of information: Evidence from A-share stock market[J]. Journal of Financial Research, 2012, (8): 111-124. (in Chinese)
- [30]Opie W, Zhang H F. Investor heterogeneity and the cross-sectional stock returns in China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2013, 25: 1-20.
- [31]朱宏泉,余 江,陈 林. 异质信念、卖空限制与股票收益——基于中国证券市场的分析[J]. 管理科学学报, 2016, 19(7): 115-126.  
Zhu Hongquan, Yu Jiang, Chen Lin. Heterogeneous beliefs, short-sale constraints and stock returns: Evidence from China [J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(7): 115-126. (in Chinese)
- [32]方立兵,刘海飞. 融资融券失衡与标的股票的定价误差[J]. 证券市场导报, 2016, (9): 39-50.

- Fang Libing, Liu Haifei. The imbalance of margin trading and stock price mispricing[J]. *Securities Market Herald*, 2016, (9): 39–50. (in Chinese)
- [33] Chang E C, Cheng J W, Ying hui Y U. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(5): 2097–2121.
- [34] Chang E C, Luo Y, Ren J. Short-selling, margin-trading, and price efficiency: Evidence from the Chinese market[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 48(C): 411–424.
- [35] Hardouvelis G A. Margin requirements, volatility, and the transitory component of stock prices[J]. *American Economic Review*, 1990, 80(4): 736–762.
- [36] 刘 焯, 方立兵, 李冬昕, 等. 融资融券交易与市场稳定性: 基于动态视角的证据[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(1): 102–116.
- Liu Ye, Fang Libing, Li Dongxin, et al. Margin trading and the stability of stock market: A dynamic perspective[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(1): 102–116. (in Chinese)
- [37] Lecce S, Lepone A, Mckenzie M D, et al. The impact of naked short selling on the securities lending and equity market [J]. *Journal of Financial Markets*, 2012, 15(1): 81–107.
- [38] Cohen L, Diether K B, Malloy C J. Supply and demand shifts in the shorting market[J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(5): 2061–2096.
- [39] Daske H, Richardson S A, Tuna A I. Do Short Sale Transactions Precede Bad News Events? [R]. Social Science Electronic Publishing, Working Paper, 2005.
- [40] Boehmer E, Wu J. Order Flow and Prices[R]. Social Science Electronic Publishing, Working Paper, 2008.
- [41] Engelberg J E, Reed A V, Ringgenberg M C. How are shorts informed? Short sellers, news, and information processing [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105(2): 260–278.
- [42] Blau B M, Pinegar J M. Are short sellers incrementally informed prior to earnings announcements? [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2013, 21(1): 142–155.
- [43] Henry T R, Koski J L. Short selling around seasoned equity offerings[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(12): 4389–4418.
- [44] Blau B M, Wade C. Informed or speculative: Short selling analyst recommendations[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36(1): 14–25.
- [45] Drake M S, Myers L A, Scholz S, et al. Short selling around restatement announcements: When do bears pounce? [J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2015, 30(2): 218–245.
- [46] 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.
- [47] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. *Accounting Review*, 1995, 70(2): 193–225.
- [48] 潘 越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. *金融研究*, 2011, (9): 138–151.
- Pan Yue, Dai Yiyi, Lin Chaoqun. Information opacity, analysts following and stock crash risk[J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (9): 138–151. (in Chinese)
- [49] 黄 俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. *管理世界*, 2014, (5): 121–130.
- Huang Jun, Guo Zhaorui. News media and the capital market pricing efficiency: Based on the analysis of stock price synchronicity[J]. *Management World*, 2014, (5): 121–130. (in Chinese)
- [50] Carhart M M. On persistence in mutual fund performance[J]. *Journal of Finance*, 1997, 52(1): 57–82.
- [51] Irani R M, Oesch D. Monitoring and corporate disclosure: Evidence from a natural experiment[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(2): 398–418.
- [52] 贺学会, 李 琛, 徐寿福, 等. “对手”还是“队友”: 盈余管理语境中的卖空者和监督者[J]. *财贸经济*, 2016, (6): 67–81.
- He Xuehui, Li Chen, Xu Shoufu, et al. Friends or foes: Short sellers and monitors in the context of earnings management

- [J]. *Finance and Trade Economics*, 2016, (6): 67–81. (in Chinese)
- [53] 顾 琪, 陆 蓉. 金融市场的“劣汰”机制——基于卖空机制与盈余管理的研究[J]. *财贸经济*, 2016, (5): 60–75.
- Gu Qi, Lu Rong. Eliminating the inferior: Short sales and earnings management[J]. *Finance and Trade Economics*, 2016, (5): 60–75. (in Chinese)
- [54] Maffett M G, Owens E L, Srinivasan A. Short-Sale Constraints and the Informativeness of Stock Price for Default Prediction [R]. Social Science Electronic Publishing, Working Paper, 2017.
- [55] Pagan A R, Sossounov K A. A simple framework for analysing bull and bear markets[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18(1): 23–46.
- [56] Lindahl-Stevens M L. Redefining bull and bear markets[J]. *Financial Analysts Journal*, 1980, 36(6): 76–77.
- [57] Diether K B, Lee K, Werner I M. Short-sale strategies and return predictability[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22 (2): 575–607.
- [58] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1): 3–56.

## Does short selling decrease stock overvaluation: A perspective of heterogeneous beliefs

*MENG Qing-bin, HUANG Qing-hua*

School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China

**Abstract:** Exploiting the staggered removal of short-sale bans in China, the paper examines how short-selling affects share overvaluation from the perspective of heterogeneous beliefs. The study finds that removal of short-sale bans can decrease share overvaluation. Short-sellers use both public information and private information to trade, contributing to the price discovery. Furthermore, short-sellers release more pessimism or negative information by short selling more stocks, which can decrease share overvaluations. Short-sellers trade to decrease overvaluation by selling stocks with higher contemporaneous returns and private information. The study provides new and direct evidences for worldwide arguments on this problem: whether short-selling can improve stock pricing efficiency or not. At the same time, this study provides a unified conclusion to the information sources of short-sellers.

**Key words:** short-selling; heterogeneous beliefs; stock overvaluation