

卖空制度、流动性与信息不对称问题研究^①

——香港市场的个案

才静涵¹, 夏乐²

(1. 波士顿学院经济系, 美国 波士顿, MA 02467; 2 中国银行(香港)股份有限公司, 中国香港)

摘要: 应用香港市场的案例, 研究了引入卖空制度后个股的交易活跃程度、流动性、波动性与信息不对称的变化, 提出了噪声交易者假说, 即引入卖空制度后重要的变化是噪声交易者会出于对更高亏损可能的担心而退出交易或变得谨慎. 实证结果发现: 引入卖空制度会带来交易活跃程度下降、流动性下降以及信息不对称水平升高. 同时, 通过对知情交易概率 (PN) 的分析发现, 在引入卖空制度后, PN 值确实呈现出显著升高的趋势, 而使其升高的因素就是噪声交易者参与程度降低. 噪声交易者假说较好地解释了上述现象.

关键词: 卖空制度; 噪声交易; 流动性; 信息不对称; 微观结构

中图分类号: F833 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2011)02-0071-15

0 引言

2006 年 8 月 1 日, 中国证监会发布的《证券公司融资融券业务试点管理办法》和《证券公司融资融券业务试点内部控制指引》两个规范性文件开始实施, 这标志着证券公司融资融券业务试点正式启航. 然而, 卖空制度何时能正式引入中国市场? 目前尚无明确的时间表. 对相关风险的考量是最重要的因素之一.

大体上讲, 引入卖空制度的风险可以分为两类: 基本风险和派生风险. 基本风险, 又可称为市场风险, 主要是指由于卖空机制引致的价格、波动性、流动性等可能产生的剧烈变化而带来的不确定性. 基本风险较难通过制度设计来进行控制. 而派生风险又称操作性风险, 系指如市场操纵、履约风险、卖空主体风险等可以通过相关制度建设防范的风险. 可行的控制手段包括: 规定主体卖空资格、划定卖空股票范围、规范保证金制度等等. 在业界, 对于引入卖空制度带来的派生风险的研究

进行得较为深入, 而无论是在学术界还是业界, 对于基本风险的深入研究仍然不足^②.

本文以香港市场为案例, 从卖空制度入手, 应用事件研究法, 实证研究引入卖空制度对市场及个股的流动性、波动性、市场有效性、交易成本、信息不对称等方面的影响. 研究发现: 引入卖空制度除会带来股票价格变化之外, 更会对基础证券的交易特征, 如流动性、信息不对称等带来显著影响. 认为引入卖空制度的主要后果即是噪声交易者的离场. 文章提出的大量实证证据均支持这一假说.

1 文献回顾

1.1 理论研究

早期的金融模型有一条基本假设, 即投资者是理性的、同质的 (homogeneity), 直到 Mille^[1] 开创性地指出投资者的异质 (heterogeneous) 特性,

① 收稿日期: 2007-05-13 修订日期: 2008-08-18

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70602019); 博士后科学基金资助项目 (20060400228).

作者简介: 才静涵 (1977-), 男, 辽宁锦州人, 博士. E-mail: caijh@bcs.edu

② 准确地说, 国外对卖空制度引致市场变化的研究已经相当深入, 但无论是理论还是实证研究, 得出结论却大相径庭, 因此, 已有的研究结论对实际引入卖空制度的参考意义不大. 第 2 部分的文献回顾将详细讨论这一点.

从而开辟了对卖空限制的研究之路。该文指出,在信息相同的情况下,异质的投资者会对同一资产的定价提出不同的看法。由于卖空者通常是对证券价格持悲观态度,因此,将卖空者排除于市场之外将造成该证券价格的高估。尽管 Miller^[1]没有提出严谨的理论模型,但该文章的洞见仍然激起了众多金融经济学家的兴趣,相关研究开始逐渐增加;然而,由于数据的不可得性,早期的大多数文章均是理论研究。这也是为什么关于卖空限制的早期研究成果得出大相径庭的推论的原因——通过假设不同、条件不同、方向不同的纯理论研究得到高度一致的结论几乎是不可能的,但这些理论研究为后来的实证研究提出了可检验的假设。

在 Miller^[1]的基础之上, Harrison和 Kreps^[2]建立了简单而意义深刻的模型,描述了一只股票在限制卖空的情况下究竟是如何被高估的。但与 Miller^[1]不同, Harrison和 Kreps^[2]更强调于投资者投机特性,有效市场理论假定投资者理性,而他们则放松了这一条件从而得出相关结论。

Janow^[3]则充分考虑了现实生活的复杂性,他认为,如果一只股票实行了卖空限制,可能与之相关的“替代股票”的需求也会受到影响,则对该股票的需求会因此而下降。因此,买空限制对个股估值的影响方向不定。这篇文章也激起了研究人员对于卖空制度进行实证研究的兴趣。

Diamond和 Verrecchia^[4]研究了卖空限制和私有信息之间的关系,他们在 Glosten和 Milgrom^[5]的模型基础上建立了理性预期模型,其中,做市商是风险中性的(risk neutral)非内幕信息交易者(uninformed trade),他们通过设立买卖价差获利。在这一模型中,做市商虽然没有内幕信息,但他们可以通过观察这只股票的其他交易者的交易行为进行学习而形成理性预期。Diamond和 Verrecchia^[4]认为,如果投资者是理性的,卖空限制不一定引致股票价格上扬。而 Allen等^[6]的结论正相反,他们通过假设有限的交易时间,同样建立了理性预期均衡模型,推出的结论是卖空限制会导致股价高估。相似的, Conrad^[7]构建了“信息公开”与“信息不公开”的卖空交易模型,研究结果表明,在公开意料之外信息的情况下,卖空交易与股价下跌呈正相关关系,但在不公开意料之外信息的情况下,卖空交易对价格下跌的影响更大。

最近,关于卖空限制对价格影响的研究范围进一步扩大。Xu^[8]提出了卖空限制对股价高估的另一解释。他认为,股票价格是公开信息的凸函数,这意味着股票价格会对好信息比对坏信息的反应更加剧烈。Ba等^[9]建立了理性预期均衡模型,他们认为,知情交易者之所以进行卖空交易出于两种动机:一是风险共享;二是知情交易者有相关的坏消息。对风险共享类投资者进行卖空限制将会使得对该股票的需求增加,从而会提升股票价格。

到目前为止,卖空制度对波动性和交易量的理论研究仍为数不多。例子包括: Scheinkman和 Xiong^[10]构建了行为金融学模型来分析卖空限制对交易量和波动性等可能产生的影响,他们预测,当一只股票被允许卖空,将会引致显著的交易量和波动性下降。上述理论研究的多样性结果充分说明,由于现实的复杂性,依赖于多个理想化假设的理论研究很难对现实中实施卖空限制的真正影响提出准确的预测。Duffie等^[11]通过建立讨价还价过程模型,分析了股票价格是怎么被高估的。但他们的模型没有对成交量和价格波动性等关键指标提出预测。

从上述对卖空制度的理论分析可见,目前关于卖空制度研究的不足之处在于两个方面:1)关于卖空制度的研究主要集中在对于价格方面,对于其他的指标,如成交量、波动性、流动性等方面的研究很少;2)由于卖空制度可能的影响因素存在于各个方面,因此,不同的研究在建立模型时采用了完全不同的假设,这使得研究结论众说纷纭,莫衷一是。

1.2 实证研究

与上述的理论研究相比,直接研究卖空限制的实证研究相对更少。Fblewsk^[12]最早进行卖空行为的实证研究。他应用了 S&P500指数股中的超过400只股票来检验卖空利息是如何影响股票收益的。实证结果显示,持有低卖空利率的股票收益率要高于持有高卖空利率的股票。Senchack和 Stark^[13]发现,当卖空利率出现非预期到的提升时,在公告日后的短暂窗口内出现了统计上显著但经济上不明显的负向异常收益。Asquith和 Meulbroeck^[14]应用月度数据证实了卖空利率与股票收益的负向关系。

除了对股票价格的研究之外,近年来,关于卖空制度与其他因素的研究也开始增加。Kem和 Madhavan^[15]与 Aitken和 Firth^[16]研究市价委托与限价委托的卖空交易对市场价格影响,发现卖空交易者大多采用市价委托,且市价委托对市场价格下跌的影响较大。Charoenrook和 Daouk^[17]通过对 111 个国家(23 个发达市场国家,88 个新兴市场国家)证券市场的研究发现,在 2001 年下半年至 2002 年期间,在允许卖空交易的发达市场国家中,其股票收益总的波动性要比禁止卖空交易的新兴市场国家低。同时,允许卖空交易的国家发生市场崩溃的可能性并不比禁止卖空交易的国家要高,并且它们之间的可能性差异在统计上是不显著的。Bris 等^[18]研究了世界上 46 个市场的卖空限制、股票收益分布与价格有效性的关系。他们发现,在无卖空限制的市场中,坏消息将会更迅速地融入股票价格之中,其价格有效性更高;并且,卖空限制将会增加,而非减少市场崩盘的可能性。

然而,上述实证研究的局限性主要存在于两个方面:1) 上述研究仍然集中于股票的收益率或其他宏观因素,对于流动性、波动性、成交量等指标的研究仍然较少;2) 上述研究普遍应用卖空利率进行研究,而卖空利率是否是卖空限制的有效代理变量,还值得商榷。如 Cher 等^[19],对卖空利率作为卖空限制的代理变量进行了批判;3) 上述实证研究方法多采取横截面分析,虽然相关文献均大量引入控制变量,但同样很难完全控制除卖空限制之外的其他复杂因素。

1.3 本文的贡献

与卖空制度相联系的最重要和最直接的课题在于交易信息。很明显,在一只股票由不可卖空变成可以卖空后,原来没有价值的“坏消息”产生了价值,知情交易者和非知情交易者之间的博弈发生了变化,而非知情交易者虽然不知道内幕信息,但他们同样知道“坏消息”持有人会进入市场,因此其预期同样发生了变化,这是复杂的博弈过程,目前文献中有部分理论研究涉及到这一部分,但其结论大相径庭,重要原因之一是没有很好地研究对象。因此,香港的卖空制度是绝无仅有的“天然实验(natural experiment)”。

据本文所知,Chang 等^[20]是惟一针对香港独特的卖空制度进行研究的文章。他们的研究结果

支持了卖空限制会使得股票高估的结论。他们的研究发现,引入卖空制度会引起个股的累计超额收益率降低,日间波动性升高,然而,没有证据显示,引入卖空制度会导致市场崩盘。然而,Chang 等^[20]仅仅研究了日间收益和波动数据,对于流动性、交易成本、交易信息等重要的交易特征没有涉及,本文所关注的知情交易、交易信息等重要命题也未得到论证。而本文借用相似的样本,从微观结构角度切入,对卖空限制制度对股票交易行为、信息性交易程度、价格发现、市场质量、交易成本等关键性指标的影响进行深入研究,并从噪声交易者角度解读卖空限制,研究卖空制度与信息性交易之间的关系。这是本文的学术贡献所在。

此外,研究香港市场的卖空制度也对大陆资本市场引入相关制度带来高度借鉴意义。如果可以从实证的角度提出事实上的证据,来描述股票由不可以卖空到可以卖空的过程前后发生的变化,这对于内地资本市场引入卖空制度提出最直接的数据支持,对于预测并防范风险,判断交易者行为变化等方面提供第 1 手资料,具有重要的现实意义。

2 噪声交易者与卖空制度:假说与研究设计

2.1 噪声交易者假说

现有的理论研究几乎都忽略了卖空制度与噪声交易者的关系。本文提出,噪声交易者的行为将会在卖空制度存在与否的市场中起到重要的作用。

噪声交易者的概念首先由 Kyle^[21]提出, Glosten 和 Milgrom^[4]同样假定了类似的投资者群体:流动性交易者。根据他们的定义,噪声交易者不拥有内幕信息,他们仅仅是“随机地”进行交易。理论中,如果没有噪声交易者,就会出现像 Grossman 和 Stiglitz^[22]所预测的“无交易”的市场——因为所有的投资者都具有内幕信息,其交易行为具有高度的一致性,没有对手方,市场将不存在。De Long 等^[23]建立理论模型分析了金融市场中的噪声交易风险,并试图以此来解释金融资产的过度波动性、Mehra-Prescott 风险溢价效应等现象。Bar

be等^[24]以台湾的实证数据证明,个人投资者(噪声交易者的代表)的收益水平远低于机构投资者(知性交易者的代表)。

然而,为什么噪声交易者们明知自己将会在与信息性交易者的博弈中受损而仍然留在市场中交易呢?正如 Dow和 Gordon^[25]指出的,只有当市场存在摩擦或者障碍时,噪声交易者才有可能生存.而现实是,市场的确存在大量的各种不同的摩擦和障碍,卖空限制就是其中之一.例如,在存在卖空限制的市场中,拥有坏消息的内幕信息持有人如果未持有股票,就无法通过出售股票给噪声交易者而受益。

根据上述文献,本文将“噪声交易假说”表述如下:当一只股票的卖空限制被解除,噪声交易者将通过公开信息了解这一事件,因此,虽然其没有任何内幕信息,但噪声交易者理性地判断持有坏消息的内幕交易者可能入场,与坏消息持有人的交易会其增加其亏损的可能性.因此,噪声交易者会选择退出交易或者交易得更加谨慎。

噪声交易假说是本文提出的最核心的观点.后文将通过一系列指标来检验该假说的预测能力。

2 2 研究设计

2 2 1 数据与样本

1) 数据来源 本文所使用的数据包括如下部分:①香港证券市场个股可卖空状态变化的名单生效日,该数据来源于香港联交所;②香港证券市场个股日间交易数据,该数据来源于 Datastream;③香港证券市场个股日内高频交易数据和报价数据,该数据来源于香港联交所。

2) 样本选择 本文的主要研究兴趣在于引入卖空制度后对个股和市场的影响.因此,本文仅考察加入卖空名单这一事件的影响.如前文所述,香港的卖空机制引入时间为1994年,并在1996年得以充分扩充到大约目前的规模.然而,香港联交所在1997年1月后才开始整理并提供高频交易数据和报价数据.因此,本文必须放弃发生在1997年1月前的样本点.同时,为了去除1997年的金融危机的影响,本文进一步缩短样本时段以使研究窗口与1997年下半年的市场大跌不重合.因此,本文采用1998年7月1日至2005年12月31日作为样本采集的窗口。

在上述窗口中,总共包含381个允许卖空的样本点.然而,由于本文要求在事件点前后需要有至少6个月的交易时间,因此,这样的要求使得样本点进一步缩减至308个.同时,另一种可能存在的偏误是:某只股票会反复地加入退出可卖空名单,这可能会使该只股票在样本中的权重远大于其他仅有1次加入名单的股票.因此,在本文中,多次加入卖空名单的股票仅考察第1次和第2次加入.这一要求使得有效样本个数降至269个.最后一个要求是每一个事件需要对应前后足够长的时间窗口(120个交易日以上),如果在事件生效日的前后120个交易日内该股票出现退出卖空名单的事件,则该样本被剔除.上述过程将本文所应用的最终样本固定为188个,它们分别发生在166只不同的股票之上.样本的年度分布情况参见表1。

表 1 允许卖空事件在各年度的分布
Table 1 Number of events in each Year

年份	事件数量	比例 (%)
1998	16	8.51
1999	5	2.66
2000	22	11.70
2001	26	13.83
2002	19	10.11
2003	27	14.36
2004	26	13.83
2005	47	25.00
总计	188	100.00

2 2 2 指标体系的设计

1) 流动性 将从3个角度来衡量股票的流动性高低,它们是:

① 买卖价差 买卖价差是微观结构研究之中的重要指标,它是交易成本和市场的(不)流动性的直接代理变量.市场流动性愈高,价差愈小.随着高频数据逐步可获得,买卖价差被越来越多地引入研究,如:Conroy等^[26]应用绝对和相对价差来衡量流动性,Gray等^[27]引入了有效价差,它是投资者真实交易之中交易成本的直接反映.其中,绝对价差、有效价差和相对价差分别被定义为:

$$\text{绝对价差} = \text{卖盘报价} - \text{买盘报价} \quad (1)$$

$$\text{有效价差} = |\text{成交价格} - (\text{买盘报价} + \text{卖盘报价})/2| * 2 \quad (2)$$

相对价差 = 绝对价差 / 成交价格 (3)

② 市场深度 深度是另一个衡量股票流动性的指标. 某股票某一时刻的市场深度被定义为该股票在最佳的买盘 / 卖盘上的待成交的股票数量. 因此, 深度和价差是衡量市场流动性的两维指标.

③ 市场质量 Gray 等^[27] 引入了“市场质量”的概念, 其实质是把市场深度和买卖价差的两维概念合为一体. 他们建立了“质量指数”(Quality index: QI), 其定义为

$$QI = \frac{(\text{买盘深度} + \text{卖盘深度}) / 2}{\text{相对价差}} \quad (4)$$

由定义可见, 市场深度越高, Q 越高; 价差越低, Q 越高. 高 Q 意味着更高的市场流动性, 而不管其来源是深度还是价差.

2) 日内波动性 传统的日内波动性指标的定义为

$$\text{Var}(R) = E(R^2) - [E(R)]^2 \quad (5)$$

其中 R 是逐笔交易收益.

Ahr 等^[28] 定义的新收益波动性指标如下

$$\text{Var}(R) = \text{Sm}(R^2) \quad (6)$$

这一新的日内波动性指标的潜在含义是假设在间隔不长(比如 1 个交易日之内)的时间区域内预期收益为 α 另外, Ahr 等^[28] 没有将该波动性用日交易数量来除. 他们认为, 不用日交易数量来除可以直接计算出该时间间隔内的波动性, 而非每笔交易引致的波动性. 本文将计算两种不同的日内波动性.

3) 信息不对称程度(买卖价差分解)

微观结构研究的核心问题是什么决定了买卖价差? 这牵涉到对买卖价差的分解. Ahr 等^[29] 将该问题的研究分为两类: 一类是基于交易价格的时序相关性(serial correlation 参见 Roll^[30], Lin 等^[31], Huang 和 Stoll^[32] 等). 另一类, 是基于买卖双方主动引起交易的程度(参见 Glosten 和 Harris^[33], Madhavan 和 Smith^[34] 等). 在此类文章中, 价差被分解为 3 部分: 报价执行成本, 信息不对称成本和存货成本.

在本文中, 选用第一类研究方法进行买卖价差分解. 这意味着本文将忽略存货成本, 至少有如下两个原因:

① 现存的文献表明, 存货成本只占很小的一部分(参见 Stoll^[35], Madhavan 和 Smith^[34] 等).

② 不同于 NYSE 的混合型市场, 香港交易所是纯指令驱动市场, 价差是由买卖双方报价差别自动形成, 没有做市商的存在, 因此, 做市商出于提供流动性而必须持有有一定存货的情况理论上并不存在.

综上所述, 应用如下方法进行价差分解

$$\Delta P_{t+1} = -\lambda d_t + \zeta_{t+1} \quad (7)$$

$$\Delta m_{t+1} = \varphi d_t + v_{t+1} \quad (8)$$

其中

$$\Delta P_{t+1} = \log(P_{t+1}) - \log(P_t)$$

$$d_t = \log(P_t) - \log\left(\frac{a_t + b_t}{2}\right)$$

$$\Delta m_{t+1} = m_{t+1} - m_t$$

$$m_t = \log\left(\frac{a_t + b_t}{2}\right)$$

a_t 和 b_t 是卖方和买方在时间 t 的报价, P_t 是 t 时刻的成交价格, 参数 λ 反映了报价对一笔成交的变动, (表现为有效价差的一部分). 因此, λ 的估计值正是价差中的信息不对称部分, 相应地, φ 参数显示了指令处理成本. 扰动项 ζ_t 和 v_t 被假定为正态分布且互不相关. 本文通过 OLS 估计上述方程, 从而估计信息不对称程度.

4) 知情交易概率 (PN) Easley 等^[36] 建立了一种方法论来估计交易之中包含内幕信息的程度. 这一模型建立于报价驱动市场, 而对指令驱动市场也同样适用. 该模型假设, 每天信息到来的概率为 α , 其中, 是好消息的可能性为 $1 - \delta$ 是坏消息的可能性为 δ 知情交易者会以 μ 的频率出现, 噪声交易者会以 ϵ 的频率出现. 做市商会根据交易情况不断地更新其判断. 定义如下公式为做市商的判断

$$P(\eta) = [P_n(\eta), P_b(\eta), P_g(\eta)] \quad (9)$$

其中: P_n 表示没有消息的概率; P_b 表示有坏消息的概率; P_g 表示有好消息的概率. 在 0 时刻其判断为

$$P(0) = [1 - \alpha, \alpha \delta, \alpha(1 - \delta)] \quad (10)$$

在 t 时刻, 其买盘价格应为

$$b(\eta) = \frac{P_n(\eta) \epsilon \bar{V}_t + P_b(\eta) (\epsilon + \mu) \bar{V}_t + P_g(\eta) \epsilon \bar{V}_t}{\epsilon + P_b(\eta) \mu} \quad (11)$$

卖盘价格应为:

$$a(\eta) = \frac{P_n(\eta)\epsilon \bar{V}_i + P_b(\eta)\epsilon \underline{V}_i + P_g(\eta)(\epsilon + \mu)\bar{V}_i}{\epsilon + P_g(\eta)\mu} \quad (12)$$

其中, \bar{V}_i 表示当没有消息时标的资产的价值, 有
好消息和坏消息时, 其价值分别为 \underline{V} 和 \bar{V} 。假设 S
表示在 t 时刻一笔卖单到达, B 表示在 t 时刻一笔
买单到达, T 表示每天估计时刻的间隔数, 则最大
似然估计方程为

$$L(B, S | \theta) = (1 - \alpha) \left\{ e^{\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^S}{S!} \right\} + \\ \alpha \delta e^{\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{(\mu + \epsilon)T} \frac{((\mu + \epsilon)T)^S}{S!} + \\ \alpha (1 - \delta) \left\{ e^{(\mu + \epsilon)T} \frac{((\mu + \epsilon)T)^B}{B!} e^{\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^S}{S!} \right\} \quad (13)$$

可以通过最大似然估计法 (MLE) 估计此方
程中的相关参数 $\theta = (\alpha, \delta, \epsilon, \mu)$, 因此, 信息性交
易概率可以被估计为

$$PN(\eta) = \frac{\mu(1 - P_n(\eta))}{\mu(1 - P_n(\eta)) + 2\epsilon} \quad (14)$$

通过比较加入卖空名单前后 PN 值的变化,
就可以很清楚地看到一只股票在由不能卖空到可
以卖空的过程中内幕交易程度的变化。

3 实证结果

本部分将通过长短两个事件窗口来检验引入
卖空制度的后果。短窗口为 21 个交易日 (约为 1
个月), 长窗口为 120 个交易日 (约为半年), 半年
的交易日可足以稀释由于引入卖空交易带来的短
期冲击。与 Chang 等^[20] 的研究方法相一致, 本文
将事件日设为引入卖空制度的生效日期
(effective day)。

3.1 交易活跃程度

应用一系列的指标以检验引入卖空制度后交
易的活跃程度变化。指标包括: 成交笔数 (定义
为某一交易日内的成交数量)、交易规模 (定义为某

一交易日内平均每笔成交的股数)、交易方向 (定
义为某一交易日内卖方引致成交笔数除以总成交
笔数)、成交量 (当日成交的所有股票数量)、成交
金额 (当日成交的所有股票对应金额)。实证结果
参见表 2^③。

1) 成交笔数 由表 2 可见, 短期内 (21 个交易
日) 的交易笔数由引入卖空制度前的每天 236 笔
降至事件后的 180 笔, 下降了约 19%, 对 χ^2 检验结
果在 5% 水平上显著。短期内, 虽然中位数有所
上升 (由 65 笔升至 68 笔), 但其对数差异仍然表
明, 交易笔数下降了 14%, Wilcoxon signrank 检验
在 5% 水平上显著。

在长期内 (120 个交易日), 每日成交笔数下
降更为明显, 均值由事件前的 226 笔下降至事件
后的 170 笔, 在 1% 水平上显著。中位数由 110 笔
下降至 83 笔, 同样在 1% 的水平上显著。

2) 交易规模 引入卖空制度前, 短期内平均
每笔成交数量为 37 825 股, 中位数为 23 353 股,
引入后均值略降至 36 256 股, 中位数降至 21
282 股, 均值不显著, 中位数在 10% 的水平上显
著。长期内, 平均每笔成交数量为 37 286 股, 中
位数为 27 004 股, 引入卖空制度后, 平均每笔成
交数量降至 36 160 股, 中位数降至 24 994 股, 均
值在 5% 的水平上显著, 中位数在 1% 的水平上
显著。

3) 交易方向 引入卖空制度之前, 买卖双方引
致的交易数量大致平衡, 短期内卖方引致交易占
所有交易的 49.19% (中位数: 49.09%), 然而, 引
入卖空制度之后, 卖方引致交易的比例有了显著
的下降, 仅占有所有交易的 43.25% (中位数
45.50%)。长期内, 卖方引致交易比例同样显著
下降, 但程度略有减轻。

4) 成交量 从短期来看, 引入卖空制度前后,
日成交量的均值由 2 025 万骤降至 663 万, 其中位
数也由 182 万降至 173 万, 二者均在 5% 水平上显
著。长期内, 日成交量的均值由 1 048 万降至 739
万, 中位数由 294 万降至 212 万, 二者均在 1% 水

③ 本文同时按照股票价格和交易量等指标针对 188 个样本点选择了另 188 个样本点作为对照组, 并重复所有实证研究。在多数情况下, 对
照组的变化统计上不显著, 即使部分对照组出现了显著的变化时 (特别是在 120 窗口时, 由于前后的估计期限达到 1 年, 因此, 对照组
出现一定的变化也是可以预期的) 其变化程度及显著性程度均小于试验组。这一结果保证了实证结果的有效性。出于篇幅考虑, 没有
汇报对对照组的结果。感兴趣的读者可向作者索取。

平上显著。

5) 成交金额 从短期来看, 引入卖空制度前后, 日成交金额的均值由 1 993 万港元下降至 1 360 万港元, 其中位数也由 348 万港元下降至 317

万港元, 二者均在 5% 的水平上显著。长期内, 日成交金额的均值由 1 825 万港元下降到 1 365 万港元, 其中位数也由 668 万港元下降至 407 万港元, 二者均在 1% 的水平上显著。

表 2 成交笔数、交易规模、交易方向、成交量、成交金额的变化

Table 2 The number of trades, trade sizes, trade direction, share volume and dollar volume

A组: 21 d

A成交笔数	事件前	事件后	log差异	t值	Signrank值	P值
均值	236 452.1	180 196.8	-0.193	-2.221		0.028
中位数	65 500.0	60 500.0	-0.142		-1.432	0.048
B交易规模						
均值	37 824 886.0	36 256 311.8	-0.058	-1.293		0.198
中位数	23 352 910.1	21 282 148.9	-0.064		-1.411	0.057
C交易方向						
均值	0.4919	0.4315	-0.093	-1.931		0.055
中位数	0.4909	0.4550	-0.064		-1.350	0.046
D成交量						
均值	20 247 727	6 625 835	-0.251	-2.463		0.015
中位数	1 818 000	1 726 000	-0.094		-1.666	0.025
E成交金额						
均值	19 929 824	13 603 656	-0.231	-2.234		0.027
中位数	3 482 958	3 165 505	-0.116		-1.568	0.035

B组: 120 d

A成交笔数	事件前	事件后	log差异	t值	Signrank值	P值
均值	225 879.5	169 837.8	-0.289	-5.391		0.000
中位数	110 390.1	83 302.2	-0.280		-4.287	0.000
B交易规模						
均值	37 286 504.4	36 160 176.5	-0.063	-2.123		0.035
中位数	27 004 479.5	24 993 604.6	-0.069		-1.960	0.008
C交易方向						
均值	0.4816	0.4732	-0.019	-2.475		0.014
中位数	0.4780	0.4760	-0.012		-1.721	0.021
D成交量						
均值	10 482 336.11	7 385 519 092.2	-0.363	-5.852		0.000
中位数	2 940 274.73	2 123 530 230.8	-0.381		-4.606	0.000
E成交金额						
均值	18 247 716.78	13 654 986 249.8	-0.348	-5.127		0.000
中位数	6 678 648.14	4 068 142 343.4	-0.342		-3.846	0.000

注: 本表显示了事件前后每个交易日成交笔数、交易规模、交易方向、成交量、成交金额的横截面均值/中位数变化情况。表中 log 差异表示对数变动(变动百分比), 即: $\log(\text{事件后值}) - \log(\text{事件前值})$ 。成对检验的 t 值与 Wilcoxon sign rank 检验值, 以及其相对应的 P 值在最后 3 列显示。样本数量为 188。

6) 小结 总结上述引入卖空制度前后市场交易活跃程度的变化, 在引入卖空制度之后, 个股的交易笔数、成交量和成交金额都有了显著的下降, 特别是在 120 个交易日的长期窗口来看, 交易活跃程度的下降会更加明显. 同时, 对交易方向的观察发现, 无论是在长期窗口还是在短期窗口, 卖方引致交易的比例会显著下降.

交易活跃程度下降这一事实说明, 引入卖空制度这一举措并没有使得大量的投资者根据掌握的坏消息进行卖空, 否则, 引入卖空制度后的成交情况应该较引入前更加活跃才对. 在目前已有的文献中, Diamond 和 Verrecchia^[4] 没有对这一现象提出任何解释, 而按照 Ba^[9] 的推理, 引入卖空制度至少会在短期内引起交易变得更加活跃. 这些基于理性预期理论的模型很难解释目前的实证结果.

然而, 一些行为金融模型的预测与本文的实证结果相同. 例如, Scheinkman 和 Xiong^[10] 指出, 对卖空的限制刺激了不同阵营的过度自信的投资者之间的交易. 因此, 在引入卖空制度后, 交易反而会变得清淡. 同时, 这一实证结果与本文所提出的噪声交易者的影响高度一致: 即引入卖空制度会将部分噪声交易者挤出市场, 因此导致交易变

得不如引入卖空制度之前活跃.

Scheinkman 和 Xiong^[10] 对交易方向的变化没有有效地解释, 一般均衡论的模型同样不能解释这一现象. 然而, 本文的噪声交易者行为则与此部分的实证结果一致: 引入卖空制度使得部分噪声交易者退出市场, 对仍然留在市场中的噪声交易者而言, 他们也会对卖方交易中的信息成分更加谨慎和敏感, 因此, 更少的卖盘就可以推动价格到新的均衡点. 这一观点与 Diamond 和 Verrecchia^[4] 的猜测类似, 即引入卖空制度加快了价格对私有信息的调整速度.

3.2 流动性

本部分应用如下的变量来检验引入卖空交易后流动性的变化情况: 买(卖)盘的数量、买(卖)盘深度、买卖价差和市场质量指数. 其中, 买(卖)盘数量是指一个交易日中最佳买(卖)报价的总数, 买(卖)盘深度是指在一个交易日内最佳买(卖)盘上的报单数量的均值. 另外, 3类买卖价差和市场质量指数(在上文中已经有过定义)也会在本部分考察.

1) 报盘数量 表 3 的 A 组显示了 21 个交易日窗口的买卖盘数量变化情况. 无论是买盘还是卖盘, 在引入卖空制度之后均呈现下降趋势, 以卖盘

表 3 报盘数量

Table 3 The number of quotes

A组: 21 d

A 卖盘数量	事件前	事件后	log 差异	t 值	Signrank 值	P 值
均值	24 775 4	22 288 8	-0.174	-2.300		0.023
中位数	17 000 0	16 000 0	-0.115		-1.483	0.028
B 买盘数量						
均值	23 767 6	21 228 7	-0.169	-2.233		0.027
中位数	16 000 0	14 000 0	-0.118		-1.375	0.051

B组: 120 d

A 卖盘数量	事件前	事件后	Log 差异	t 值	Signrank 值	P 值
均值	25 310 8	21 026 7	-0.203	-6.275		0.000
中位数	20 818 7	18 078 1	-0.250		-4.450	0.000
B 买盘数量						
均值	24 384 9	20 344 3	-0.199	-6.236		0.000
中位数	19 417 6	16 923 1	-0.247		-4.565	0.000

注: 本表显示了事件前后每个交易日报盘数量的横截面均值 / 中位数变化情况. 表中 log 差异表示对数变动 (变动百分比), 即: $\log(\text{事件后的值}) - \log(\text{事件前的值})$. 成对检验的 t 值与 Wilcoxon sign rank 检验值, 以及其相对应的 P 值在最后 3 列显示. 其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day). 样本数量为 188

为例, 引入卖空制度之前的日均卖盘数量为 25 次 (中位数为 17 次), 而引入卖空制度后, 该数字下降至 22 次 (16 次), 对数差异约为 17.4%, 成对 t 检验 (Wilcoxon signrank 检验) 在 5% 的水平上显著。买盘成交数量也呈现出类似的结果。

长期而言 (B 组), 下降趋势更加明显, 无论是

买盘还是卖盘, 成对 t 检验和 Wilcoxon signrank 检验均在 1% 水平上显著。

2) 市场深度 表 4 的 A 组显示了引入卖空制度之后短期内市场深度的变化。结果显示, 在短期内, 无论是买盘深度还是卖盘深度, 无论是均值还是中位数, 都没有显示出显著的变化。

表 4 市场深度

Table 4 Quote depth

A 组: 21 d

A 卖盘深度	事件前	事件后	log 差异	t 值	Signrank 值	P 值
均值	297 244 052 5	224 675 958 1	-0.051	-0.794		0.428
中位数	121 367 033 0	106 757 971 0	-0.103		-859	0.251
B 买盘深度						
均值	434 254 676 5	244 106 824 2	-0.101	-1.453		0.148
中位数	118 000 000 0	106 080 996 9	-0.118		-1 140	0.124

B 组: 120 d

A 卖盘深度	事件前	事件后	log 差异	t 值	Signrank 值	P 值
均值	309 121 159 5	254 382 771 9	-0.095	-1.874		0.062
中位数	129 375 574 8	125 669 025 5	-0.125		-1 738	0.020
B 买盘深度						
均值	384 463 857 9	341 961 350 3	-0.076	-1.402		0.163
中位数	134 450 131 9	130 218 604 8	-0.092		-1 675	0.025

注: 本表显示了事件前后每个交易日市场深度的横截面均值 / 中位数变化情况。表中 log 差异表示对数变动 (变动百分比), 即: $\log(\text{事件后的值}) - \log(\text{事件前的值})$ 。成对 t 检验的 t 值与 Wilcoxon signrank 检验值, 以及其相对应的 P 值在最后 3 列显示。其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day)。样本数量为 188。

然而, 正如 B 组所显示, 长期而言, 引入卖空制度之后市场深度发生了一定的变化, 买盘深度和卖盘深度的中位数均呈现出显著的下降趋势 (Wilcoxon signrank 检验在 5% 的水平上显著)。对于均值而言, 卖盘深度的变化在 10% 的水平上显著, 而买盘深度虽然下降, 但变化不显著。(这一情况可能是由于极值造成, 当 5% 的极值被剔除后, 买盘深度也呈现出显著的变化)

3) 买卖价差 买卖价差是衡量股票流动性的重要指标之一。买卖价差的存在意味着投资者在同一时刻买卖相同数量的同一只股票时会引致成本, 买卖价差越大, 投资者买卖股票时引致的成本就越高。因此, 买卖价差的水平与股票的流动性呈负相关关系。

表 5 的 A 组显示了引入卖空制度后短期内买卖价差的变化。结果显示, 在短期内, 各类买卖价差均未呈现出明显的变化。

表 5 的组 B 显示了引入了卖空制度后长期内买卖价差的变化。结果显示, 在 120 d 窗口内, 各类价差均有增大的趋势。大体上, 各类价差的增幅在统计上显著。

4) 市场质量指数 如上文所述, 市场质量指数同时包含了买卖价差和市场深度两个维度的指标。高 Q 意味着更高的市场流动性。表 6 显示了市场质量指数的变化情况。由表 9 可见, 无论是短期还是长期, 市场质量指数均有所下降。这意味着市场流动性在引入卖空制度之后显著降低。

表 5 绝对价差、有效价差和相对价差
Table 5 Absolute spread, effective spread and relative spread

A组: 21 d

A 绝对价差								
	事件前	事件后	差值	t signrank值	P 值	\log 差值	t signrank值	P 值
均值	0.0409	0.0432	0.0023	0.815	0.416	0.013	0.377	0.707
中位数	0.0252	0.0251	0.0000	534	0.469	0.000	480	0.512
B 相对价差								
	事件前	事件后	差值	t signrank值	P 值	\log 差值	t signrank值	P 值
均值	0.0126	0.0126	-0.0001	-0.083	0.934	-0.006	-0.161	0.872
中位数	0.0099	0.0098	-0.0001	341	0.649	-0.007	68	0.928
C 有效价差								
	事件前	事件后	差值	t signrank值	P 值	\log 差值	t signrank值	P 值
均值	0.0455	0.0455	0.0001	0.025	0.980	0.001	0.019	0.985
中位数	0.0262	0.0255	0.0000	518.5	0.482	0.000	277	0.707

B组: 120 d

A 绝对价差								
	事件前	事件后	差值	t signrank值	P 值	\log 差值	t signrank值	P 值
均值	0.0379	0.0443	0.0064	2.048	0.042	0.028	0.870	0.385
中位数	0.0252	0.0254	0.0009	2.918	0.000	0.047	2.267	0.002
B 相对价差								
	事件前	事件后	差值	t signrank值	P 值	\log 差值	t signrank值	P 值
均值	0.0121	0.0128	0.0007	1.824	0.070	0.035	1.399	0.163
中位数	0.0096	0.0104	0.0006	1.672	0.025	0.049	1.387	0.063
C 有效价差								
	事件前	事件后	差值	t signrank值	P 值	\log 差值	t signrank值	P 值
均值	0.0426	0.0495	0.0069	2.031	0.044	0.020	0.640	0.523
中位数	0.0264	0.0266	0.0008	2.559	0.001	0.051	1.984	0.008

注: 本表显示了事件前后每个交易日绝对价差、有效价差和相对价差的横截面均值 / 中位数变化情况。其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day)。样本数量为 188

表 6 市场质量指数
Table 6 Market quality index

A组: 21 d

	事件前	事件后	\log 差异	t 值	Signrank值	P 值
均值	101.245307	130.760336744	971.1	-0.137	-1.837	0.068
中位数	27.006774	011.327574630	717.6	-0.217	-1.424	0.054

B组: 120 d

	事件前	事件后	\log 差异	t 值	Signrank值	P 值
均值	85.267062	753.679881914	446.9	-0.102	-1.863	0.064
中位数	31.715085	820.830482520	426.7	-0.116	-2.077	0.005

注: 本表显示了事件前后每个交易日市场质量指数的横截面均值 / 中位数变化情况。表中 \log 差异表示对数变动 (变动百分比), 即: $\log(\text{事件后的值}) - \log(\text{事件前的值})$ 。成对检验的 t 值与 Wilcoxon sign rank 检验值, 以及其相对应的 P 值在最后 3列显示。其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day)。样本数量为 188

5) 小结 总的来说, 虽然程度有所区别, 但上述 4 项流动性指标均指向方向上类似的结果: 即引入卖空制度后, 个股流动性会倾向于降低。这是在现实中引入卖空制度时应考虑的问题。其中, 买卖价差的变动情况应特别引起注意。现存的一般均衡模型的预测无法解释这一现象, 如从 Diamond 和 Verrecchia [4] 中可推测在引入卖空制度后价差应变小而非变大, 这与本文的实证结果不符。现有的行为金融模型也对价差会如何变动保持沉默。而本文所提出的噪声交易者行为则直接符合实证结果: 本文认为, 噪声交易者被引入的卖空交易制度所挤出, 使得市场上流动性提供者的数量变少, 这是其一; 其二, 仍然在市场中的噪声交易者也会变得更加谨慎与敏感, 他们

会要求更高的溢价以抵消由于他们和持有坏消息进入市场的内幕信息持有人之间的交易所引起的损失。反映在价差的扩大。如果这一推论是正确的, 有必要进一步详细解读价差的情况。在下文中, 将进一步分解价差以对此推论提供佐证。

3.3 收益波动性

Chang 等 [19] 检验了日间收益波动性对引入卖空制度的反应。他们发现, 原始收益率和异常收益率的标准差在引入卖空制度之后均有显著的升高。然而, 他们同时也指出, 个股日间收益波动性的提高并不一定意味着整个市场的稳定性被影响。

本文引入两个日内收益波动性的指标进行研究。这填补了 Chang 等 [20] 仅使用日间收益波动性的不足之处。

表 7 日内波动性 —— $E(R^2) - E(R)^2$
Table 7 Intra-day volatility — $E(R^2) - E(R)^2$

A组: 21 d

	事件前	事件后	差值	t signrank 值	P 值	log 差值	t signrank 值	P 值
均值	0.0001	0.0001	0.0000	0.234	0.816	-0.089	-0.838	0.403
中位数	0.0000	0.0000	0.0000	-0.555	0.426	-0.096	-0.925	0.176

B组: 120 d

	事件前	事件后	差值	t signrank 值	P 值	log 差值	t signrank 值	P 值
均值	0.0001	0.0001	0.0000	0.310	0.757	0.037	0.622	0.535
中位数	0.0000	0.0000	0.0000	1.177	0.115	0.086	0.967	0.196

注: 本表显示了事件前后每个交易日日内波动性 (定义为 $E(R^2) - E(R)^2$) 的横截面均值 / 中位数变化情况。表中显示了成对检验的 t 值与 Wilcoxon signrank 检验值, 以及其相对应的 P 值。其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day)。样本数量为 188。

表 8 日内波动性 —— $\text{Sum}(R^2)$
Table 8 Intra-day volatility — $\text{Sum}(R^2)$

A组: 21 d

	事件前	事件后	差值	t signrank 值	P 值	log 差值	t signrank 值	P 值
均值	0.0046	0.0031	-0.0016	-2.521	0.013	-0.217	-1.982	0.049
中位数	0.0017	0.0017	-0.0003	-1.382	0.056	-0.282	-1.548	0.024

B组: 120 d

	事件前	事件后	差值	t signrank 值	P 值	log 差值	t signrank 值	P 值
均值	0.0042	0.0027	-0.0015	-4.045	0.000	-0.266	-5.777	0.000
中位数	0.0023	0.0019	-0.0006	-4.243	0.000	-0.270	-4.027	0.000

注: 本表显示了事件前后每个交易日日内波动性 (定义为 $\text{Sum}(R^2)$) 的横截面均值 / 中位数变化情况。表中显示了成对检验的 t 值与 Wilcoxon signrank 检验值, 以及其相对应的 P 值。其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day)。样本数量为 188。

表 7 显示, 无论是短期还是长期内, 引入卖空制度都没有给传统的日内波动性带来显著的变动。然而, 如果应用 Ahn 等 [33] 定义的日内波动性 (参见表 8), 可以看到, 在引入卖空制度之后, 日

内波动性有变小的趋势。对于短期来说, 日内波动性的均值在 5% 水平上显著下降, 中位数在 10% 水平上显著下降。对于长期而言, 均值和中位数均在 1% 水平上显著下降。这一实证结果与 Chang

等^[20]的结果有着明显的不同. 他们发现, 引入卖空制度带来的是个股日间收益波动性的提高, 而本文发现, 引入卖空制度不会带来日内收益波动性的提高. 这意味着, 日间波动性的提高不是在交易时间由于交易过程引致的, 而是非交易时间由于信息披露而产生的.

从文献上看, Ba等^[9], 以及 Scheinkman和 Xiong^[10] 虽然运用了完全不同的模型, 讲述了完全不同的故事, 但他们均预测引入卖空制度将会降低股票的波动性. 本文的观点是: 正是由于噪声交易者的交易兴趣降低才使得(未经交易数量调整的)股票收益波动降低. 从这一点上看来, 在充分信息披露的市场上, 引入卖空制度不太可能给市场的稳定性带来严重影响.

3.4 买卖价差分解

大量已有的研究试图对买卖价差中的信息成分进行检验. KYI^[6,21] 设置了一个精巧的模型来验证做市商是如何小心地设定买卖价差以抵消其与知情交易者进行交易而造成的损失. 因此, 价差中的一部分被称为逆向选择成本, 它是来源于知情交易者与做市商之间的信息不对称. 当然, 这一部分是无法直接观察到的. 这也是前文中介绍各种价差分解模型的原因.

表 9显示了价差分解的结果. 如前文已经分析过的原因, 在此应用的方法论参见 Liu等^[27] 的文章. 表 9的 A部分显示, 在引入卖空制度的事件前, 逆向选择成本的横截面均值为 0.169, 而事件后, 该数值上升到了 0.241, 成对检验在 1%的水平上显著. 相对而言, 中位数的变化更小一些, 由 0.083升至 0.089, 但仍然在 10%的水平上显著.

由此可见, 在引入卖空制度之后, 交易中信息不对称程度升高了. 和上文中已经证实的价差扩大的实证结果结合来看, 本文认为, 是由于引入卖空制度将部分噪声交易者驱逐出市场, 因此, 使得其余的噪声交易者更加谨慎, 他们要求更高的溢价来抵消更高的亏损可能性. 如果将这一故事放在 KYI^[6,21] 的框架下描述, 即, 由于噪声交易者的减少, 知情交易者的相对比例增加, 因此, 做市商们与知情交易者们的交易而产生亏损的可能性增大, 由此, 理性的做市商们会做的事情就是增大价差来抵消亏损, 具体体现在逆向选择成本的提升. 值得一提的是, 多数现存的理论研究对这一点的预测是错的, 如, Diamond和 Verrecchia^[4] 错误地预测了买卖价差的变动方向, Ba等^[9] 声称在引入卖空制度后逆向选择成本将下降, 而 Scheinkman和 Xiong^[10] 的模型无法对价差做出预测.

表 9 价差分解
Table 9 Components of spread

A组:

逆向选择成本	事件前	事件后	差值	t值	Signrank值	P值
均值	0.169 006 4	0.240 691 3	0.071 684 9	3.341 678		0.001 0
中位数	0.082 570 4	0.089 739 9	0.000 517 146		1.399	0.060 9

B组:

指令执行成本	事件前	事件后	差值	t值	Signrank值	P值
均值	0.147 492 2	0.182 930 0	0.035 437 8	2.899 429		0.004 2
中位数	0.081 831 8	0.083 759 6	0.001 001 2		776	0.300 2

注: 本表显示了事件前后各 120个交易日日内价差分解的横截面均值/中位数变化情况. 表中显示了成对检验的 t值与 Wilcoxon sign rank 检验值, 以及其相对应的 P值. 其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day). 样本数量为 188.

3.5 知情交易概率 (PIN)

在上一节中, 预测了使得逆向选择成本增长的机制是通过噪声交易者的减少, 知情交易者的相对比例增加, 究竟事实是否如此. 通过计算知情交易概率 (PIN)可以直接对这一推测进行验证. 关于 PIN值已经在前文的方法论当中有过相关的介绍. 在本部分中, 应用引入卖空制度前后 120个

交易日窗口来估计如下 4个指标: ① 信息事件的发生概率 (α); ② 噪声交易者到达率 (ϵ); ③ 知情交易者到达率 (μ); ④ 知情交易概率 (PIN). 如果上述推论是正确的话, 预测噪声交易者到达率 (ϵ)将会呈下降趋势, PIN将会呈上升趋势. 其他二指标方向不定.

表 10显示了估计结果. 首先, 正如本文所预

测的那样, α 和 μ 无论是均值还是中位数均没有显示出显著的变化; 对于 ϵ , 其均值由 53.39 下降到 48.13 结果不显著, 将 5% 的极值去掉后又重新估计了 ϵ 值, 发现其在 10% 的水平上显著下降. 这说明 ϵ 均值变化不显著是由于个别极值引起的, 相应地, 其中位数则在 1% 的水平上显著降

低. 而由 ϵ 、 α 和 μ 3 个参数共同决定的 PN 的均值和中位数均呈现显著上升趋势 (1% 的水平显著). 此实证结果完全与本文的推测一致. PN 的估计结果进一步说明, 本文所提出的以噪声交易者的行为变化来解释引入卖空制度效果的推论是正确的、符合事实的.

表 10 知情交易概率
Table 10 Probability of informed trading

参数		事件前	事件后	差值	t 值	signrank 值	P 值
α	均值	0.3908220	0.3593574	-0.0366814	-1.56584		0.1191
	中位数	0.2969543	0.2752171	-0.0226660		-876.5	0.2076
ϵ	均值	53.3917846	48.1337269	-6.6448713	-1.46395		0.1449
	中位数	37.9221806	28.2319846	-4.4554794		-2282.5	0.0012
μ	均值	77.5516705	77.7375436	0.5746367	0.08531		0.9321
	中位数	59.5415609	57.2306500	-6.0386271		-721.5	0.3120
PN	均值	0.2150042	0.2297411	0.0170868	2.687585		0.0079
	中位数	0.2146908	0.2283317	0.0179797		2494.5	0.0004

注: 本表显示了事件前后 120 个交易日内的知情交易概率 (PN 值) 的横截面均值 / 中位数变化情况. 表中显示了成对检验的 t 值与 Wilcoxon sign rank 检验值, 以及其相对应的 P 值. 其中“事件前”和“事件后”均指在引入卖空交易制度的生效日期 (effective day). 由于有 6 个样本的最大似然估计过程不收敛, 因此, 本表中有效样本数量为 182.

4 结束语

本文提出了噪声交易者假说来解释引入卖空制度后的市场变化. 认为, 一旦卖空限制被解除, 造成的直接结果必然是部分噪声交易者会退出交易或者交易更谨慎. 应从这一角度观测引入卖空制度的市场风险. 研究了一系列的指标变化来验证上述假说, 实证结果发现:

1) 引入卖空制度会带来交易笔数和成交量的显著降低, 同时, 交易方向会由卖转买. 然而, 在引入卖空制度前后, 交易规模没有明显的变化. 这些事实与对于噪声交易者的推论高度一致: 由于引入卖空制度驱逐了部分噪声交易者, 因此, 加快了市场对坏消息的吸纳速度;

2) 引入卖空制度后, 个股的流动性在短期和长期内均有所下降. 一系列的指标均指向相同的结果, 如: 买 (卖) 盘数量显著减少, 买 (卖) 盘深度明显降低, 3 类价差 (绝对价差、相对价差和有效

价差) 均变宽, 并且, 市场质量指数在引入卖空制度后同样有显著的下降. 这些实证发现与目前多数的理论模型均有所冲突, 但与本文所提出的噪声交易者行为模式的预测保持一致. 另外, 还发现, 没有任何证据表明, 引入卖空制度后日内波动性将有显著提高. 这一结果提示, 在引入卖空制度的时候, 应该更注意解决的问题可能不是波动加大, 而是交易清淡.

3) 本文进一步研究了引入卖空制度与信息不对称程度之间的关系. 通过对买卖价差进行分解发现, 在引入卖空制度之后, 信息不对称程度加大, 这一结果的可能途径就是通过噪声交易者的减少而实现的.

4) 为了进一步厘清这一问题, 本文还研究了知情交易概率 (PN), 实证结果发现, 在引入卖空制度后, PN 值确实呈现出显著升高的趋势, 而使得其升高的因素就是噪声交易者参与程度降低. 这一结果直接证实了关于噪声交易者的假说是正确的、恰当的、符合事实的.

参考文献:

- [1] Miller F. Risk, uncertainty and divergence of opinion [J]. *Journal of Finance*, 1977, 32(4): 1151—1168
- [2] Harrison JM, Kreps DM. Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1978, 92(2): 323—336
- [3] Jarrow R. Heterogeneous expectations, restrictions on short sales and equilibrium asset prices [J]. *Journal of Finance*, 1980, 35(5): 1105—1113
- [4] Diamond DW, Verrecchia R E. Constraints on short selling and asset price adjustment to private information [J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, 18(2): 277—311
- [5] Glosten L, Milgrom P. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed agents [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1): 71—100
- [6] Allen F, Morris S, Postlewaite A. Finite bubbles with short sale constraints and asymmetric information [J]. *Journal of Economic Theory*, 1993, 61(2): 206—229
- [7] Conrad J. The Price Effect of Short Interest Announcement [R]. Working Paper, University of North Carolina, 1994
- [8] Xu W. Price convexity and skewness [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(5): 2521—2552
- [9] Bai Y, Chang E C, Wang J. Asset Prices under Short Sale Constraints [R]. Working Paper, The University of Hong Kong, 2006
- [10] Scheinkman J, Xiong W. Overconfidence and speculative bubbles [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6): 1183—1219
- [11] Duffie D, Garleanu N, Pedersen LH. Securities lending, shorting and pricing [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66(2/3): 307—339
- [12] Fgłowski S. The informational effects of restrictions on short sales: Some empirical evidence [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1981, 16(4): 463—476
- [13] Senchack A J, Starks L. Short sale restrictions and market reaction to short interest announcements [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28(2): 177—194
- [14] Asquith P, Meubroeck L. An Empirical Investigation of Short Interest [R]. Working Paper, Harvard University, 1996
- [15] Keim D, 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
- [16] Alken M J, Frino A, McCorry M S, et al. Short sales are almost instantaneously bad news: Evidence from the Australian stock exchange [J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(6): 2205—2223
- [17] Charoenruek A, Daouk H. The World Price of Short Selling [R]. Working Paper, The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University, 2003
- [18] Bris Arzurp, Goetzmann W, Zhu N. Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(3): 1029—1079
- [19] Chen J, Hong H, Stein J C. Breadth of ownership and stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66(2/3): 171—205
- [20] Chang E C, Cheng J W, Yu Y. Short sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(5): 2097—2121
- [21] Kyle A. Continuous auctions and insider trading [J]. *Econometrica*, 1985, 53(6): 1315—1335
- [22] Grossman S J, Stiglitz J. On the impossibility of informationally efficient markets [J]. *American Economic Review*, 1980, 70(3): 393—408
- [23] De Long J, Shleifer A, Summers L, et al. Noise trader risks in financial markets [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(4): 703—738
- [24] Barber B, Lee Y, Liu Y, et al. Just how much do individual investors lose by trading [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(2): 609—632

- [25] Dow J Gordon G Noise traders R]. Working Paper NBER 2006
- [26] Conroy RM Harris R S Benet BA The effects of stock splits on bid-ask spreads J. Journal of Finance 1990 45(4): 1285—1295
- [27] Gray S F Smith T Whaley R E Stock splits Implications for investor trading costs J. Journal of Empirical Finance 2003 10(3): 271—303
- [28] Ahn H J Bae K H Chan K L Limited orders depth and volatility Evidence from the stock exchange of Hong Kong J. Journal of Finance 2001 56(2): 767—788
- [29] Ahn H J Cai J Hamao Y et al Little Guys Liquidity and the Informational Efficiency of Price Evidence from the Tokyo Stock Exchange on the Effects of Small Investor Participation [R]. Working Paper University of Southern California 2002
- [30] Roll R A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market J. Journal of Finance 1984 39(4): 1127—1139
- [31] Lin J C Sanger G Booth G Trade size and components of the bid-ask spread J. Review of Financial Studies 1995 8(4): 1153—1183
- [32] Huang R Stoll H The components of the bid-ask spread: A general approach J. Review of Financial Studies 1997 10(4): 995—1034
- [33] Glosten L Harris L Estimating the components of the bid/ask spread J. Journal of Financial Economics 1988 21(1): 123—142
- [34] Madhavan A Smith S A Bayesian model of intraday specialist price J. Journal of Financial Economics 1993 30(1): 99—134
- [35] Stoll H Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical tests J. Journal of Finance 1989 44(1): 115—134
- [36] Easley D Kiefer N M O'Hara M Cream-skimming or profit-sharing? The curious role of purchased order flow J. Journal of Finance 1996 51(3): 811—933

Short sale constraints liquidity and information asymmetry Evidence from Hong Kong Stock Market

CAI Jing-han, XIA Le

1. Department of Economics Boston College MA02467 U S
2. Bank of China Hong Kong Ltd Hong Kong China

Abstract We use a natural experiment occurring on Hong Kong stock market to examine the effects of removing short sales constraints on several trading characteristics of underlying stocks. We find that the trading of underlying stocks become less active after the lift of short sales constraints. Meanwhile the liquidity of underlying stocks is tightened and the information asymmetry among the investors aggravates. But we fail to find any evidence indicating that the lift of short sales constraints seriously destabilizes the market. We further provide a story of noise traders to explain these empirical findings.

Key words short sale constraint noise traders liquidity information asymmetry microstructure