

新兴市场引入卖空机制对股市的冲击效应

——来自香港证券市场的经验证据

廖士光, 张宗新

(上海交通大学 管理学院, 上海 200052; 复旦大学 金融研究院, 上海 200433)

摘要: 卖空交易机制作为证券市场中的重要交易制度, 对完善市场功能起着不可或缺的作用, 那么在新兴市场国家中引入卖空交易机制是否会加剧整个市场的波动? 文章利用我国香港股票市场上的数据进行实证检验, 发现卖空交易机制对整个市场的影响是一个相当复杂的过程, 最终的影响方向(加剧市场波动还是平抑市场波动)取决于市场中卖空交易者类型、操作策略及交易信息的公开程度。如果仅考虑投机性卖空者的操作对整个市场的影响, 则卖空交易机制的存在会对整个市场的波动起到“缓冲”作用, 在一定程度上会对市场上的暴涨暴跌现象起到平抑作用, 而不会加剧整个市场的波动。

关键词: 卖空; 交易机制; 股价波动

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2005)10-0042-11

一、引言

近年来, 我国相关立法部门一直在讨论《证券法》的修改问题, 其中引人注目的是修改 1999 年《证券法》不允许信用交易的条款。由于现行证券交易中不允许卖空, 我国证券市场的系统性风险无法借助风险对冲, 从而导致股票市场呈现单边市特征, 投资者盈利方式单一。一旦有市场利空消息出来, 市场会全面下跌, 投资者只能被迫长期持有被“深套”的股票。同时, 国外学者们通过对卖空机制研究发现, 卖空机制除了能够提供避险工具和增加新的盈利方式外, 还可以活跃整个市场, 增加市场的流动性, 挤压市场上的泡沫, 在一定程度上有助于对整个市场进行合理定价。既然卖空机制有如此多的优点, 而且我国股票市场也急需这种交易机制, 为什么证券立法部门和监管部门对它的推出仍持审慎态度呢? 这里涉及的问题主要是卖空交易机制的推出是否会加剧整个市场的波动, 是否会诱发市场危机。

随着证券市场的发展, 卖空机制已成为基础交易制度的一个重要组成部分

收稿日期: 2005-06-16

基金项目: 国家自然科学基金研究项目(70303006)

作者简介: 廖士光(1977—), 男, 江苏阜宁人, 上海交通大学管理学院博士生;

张宗新(1972—), 男, 山东淄博人, 复旦大学金融研究院副教授, 经济学博士。

分。在越来越多的国家或地区纷纷推出卖空机制的同时，卖空机制对证券市场的实际影响也逐渐引起学者、业内人士和管理层的关注。卖空机制究竟是加剧还是平抑市场波动？新兴市场引入卖空机制能否实现风险对冲？引入卖空机制后市场波动是由卖空机制引起的还是其他因素？针对这些争议，本文将利用我国香港证券市场的数据对这一问题进行实证分析，以期发现卖空机制与股价波动之间的内在联系，同时，也期望为我国证券市场在未来推出卖空交易机制时提供一些有益的经验和建议。

二、卖空交易机制对股票市场影响的文献回顾

根据美国证券交易委员会 SEC3B-3 规则规定，卖空交易(short sales)是指投资者出售自己并不拥有的证券的行为，或者投资者用自己的账户以借来的证券完成交割的任何出售行为。最初的卖空用于投机，即估计当前股价过高，通过预先卖空股票、锁定收益，然后待股价下跌后再买回标的股票的买卖操作。自 20 世纪 90 年代以来，国外一些学者就保证金交易(主要涉及的是卖空行为)对市场特别是对每日或每月股价波动的影响进行了大量的研究，结果普遍认为卖空交易信息宣布后通常会引发股市价格下跌。Conrad(1994)构建了一个“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。Senchack 和 Starks(1993)、Figlewski 和 Webb(1993)根据股票是否有期权在交易所上市交易，将卖空行为进一步区分并研究卖空交易对股价的影响，结论表明，卖空有期权上市交易的股票对股价下跌的影响较小，并且这些股票的卖空信息大多是不公开的。Figlewski 和 Webb(1993)的研究还表明，卖空交易与随后市场波动间的相关性并不强。Brent 等(1990)、Senchack 和 Starks(1993)的研究结论显示，市场中相当一部分的卖空交易行为是投资者出于指数期货套利目的而进行操作的。Keim 和 Madhavan(1995)、Aitken 和 Frino(1996)还研究市价委托与限价委托的卖空交易行为对市场价格的影响，结果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。

但是，另外一些学者的研究也发现，卖空交易机制的存在并不会影响股票市场的正常波动。1997 年 James J Angel 以纽约股票交易所(NYSE)的 144 只股票为研究对象，研究股价下跌是否与卖空交易相关，结果表明常规性买卖指令形成的“助涨杀跌”效应是引起证券市场波动的根源，对证券市场的稳定性具有很强的“杀伤力”和“破坏力”，是加剧市场波动的一个重要原因。2000 年 8 月，美国大通曼哈顿银行的研究报告显示，纽约股票交易所中的卖空份额(short interest)与 NYSE 综合指数间呈现出较为相似的变动趋势，这表明卖空交易量同股价指数间存在着极为显著的正向变动关系，指数高涨时卖空量

大、指数低迷时卖空量小,即卖空交易能起到平缓股价指数剧烈波动的作用。Charoenrook 和 Daouk(2003)通过对 111 个国家证券市场的研究发现,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高,并且它们之间的可能性差异在统计上是不显著的。Bris 等(2003)通过检验个股收益率的标准偏差、负收益率极端值的分布频率以及个股和市场收益率的偏度来验证卖空约束是否会稳定市场,结果发现,在允许股票卖空的市场中,收益率的波动性要低得多、负收益率极端值的分布频率要小得多,这也就意味着卖空交易可以起到稳定市场的作用。

三、卖空交易机制对香港股市波动性影响的实证研究

(一)香港证券市场卖空交易机制对市场影响的实证研究

虽然香港证券交易所早在 1994 年 1 月就推出监管卖空计划,且规定只能在报升规则下才可卖空相关股票,但对于控制卖空风险的报升规则也有过取消和重新启用的经历。因此,这里根据卖空交易推出前后的市场状况以及与卖空交易相关的规则变动情况,研究香港股市推出卖空前后和报升规则启用前后整个市场反映(见表 1)。如果比较卖空机制推出前与启用阶段这两个时间段中香港普通股指数收益率的标准差大小,可以发现在推出附有报升规则的卖空机制后,指数收益率的波动性出现放大,但是,如果考察这两个区间中指数收益率的极差(最大值-最小值),可以发现,在推出卖空机制前的市场中,指数收益率的极差(14.09%)要明显大于后一阶段的极差(10.63%),如果用极差的变化来反映市场波动性的变异程度,则卖空机制推出后市场的波动性反而下降了。因此,我们不能简单地根据收益率的标准差来推断卖空交易机制的推出会加剧市场的波动性,因为除了卖空交易机制外,可能还有其他内部或外部因素对整个市场的波动产生影响。如果比较报升规则取消前后整个市场波动性的变化,可以发现,无论是以标准差还是极差来衡量波动性的大小,报升规则取消后(即卖空的约束条件被放松或取消),市场波动性加大,而报升规则重新启用后,市场波动性减小,这也就表明,如果从控制卖空交易机制对整个市场的冲击影响来看,报升规则应该是一个很有效的调节工具。

表 1 卖空推出前后及报升规则启用前后香港普通股指数收益率统计结果

统计量	推出卖空机制前	启用阶段	取消报升规则阶段	重新启用报升规则阶段
	1990.1.2~1993.12.31	1994.1.4~1996.2.29	1996.3.1~1998.9.4	1998.9.7~2004.12.31
均值	0.13	-0.03	-0.08	0.04
标准差	1.24	1.36	1.98	1.48
极差	14.09	10.63	25.66	17.38
观测数	994	534	622	1565

注:除观测数外,其他统计指标的数量级均为 10^{-2} 。

数据来源:根据香港联合证券交易所网站上的数据整理而成。

同时,如果考察香港普通股指数在 1990~2004 年间的走势状况(见图 1)可以发现,在卖空交易机制推出前,普通股指数呈现稳步上行态势,指数的波动性较小但是极差值较大(即指数的波动范围较大);在推出卖空交易机制且启用报升规则的阶段里,普通股指数的波动性出现增加但指数的极差值较小;在取消报升规则的阶段中,普通股指数的波动性明显放大且指数的极差值也增加;但是到了重新启用报升规则的阶段里,普通股指数的波动性则显著变小,同时指数的极差值也明显减小,这些特点与表 1 中的描述性统计结果相一致。



图 1 香港普通股指数(AOI)在不同阶段中的走势图(1990~2004)

数据来源:香港联合证券交易所网站。

如果单纯从表 1 中这四个阶段里普通股指数收益率的标准差来考察,可以得出卖空交易机制推出后会加剧市场的波动性,但这里可能还掺杂着影响市场波动性的其他因素,如 1997 年爆发的东南亚金融危机是影响整个市场波动性的系统性风险因素,因此,如果综合考虑其他影响因素,我们并不能得出卖空交易机制的推出会加剧市场波动这样一个确定性结论。

为了能从更深层次来挖掘和刻画香港股票市场上的卖空机制与证券市场价格波动间的内在联系,下文将运用时间序列中的协整和因果检验来对此进行研究,研究期间为 1999 年 1 月至 2004 年 12 月,共计 72 个月,同时以普通股指数的月标准差(VOL)作为证券市场波动性的反映指标,以股票月卖空交易额(SS)(单位为百万港元)来反映卖空交易机制。

从图 2 中可以看出,在 1999 年 1 月至 2004 年 12 月期间,普通股指数的波动性与股票月卖空交易额之间呈现相反的走势,两者之间的相关系数为 -0.09354 ,但相关系数的 p 统计值为 0.4345 ,即表明虽然两者的相关系数为负,但是该系数在统计上与 0 无显著性差异,也就表明指数波动性与股票卖空交易额之间的关系是不确定性的。

检验变量之间是否存在协整关系以及因果关系的前提是检验各变量是否

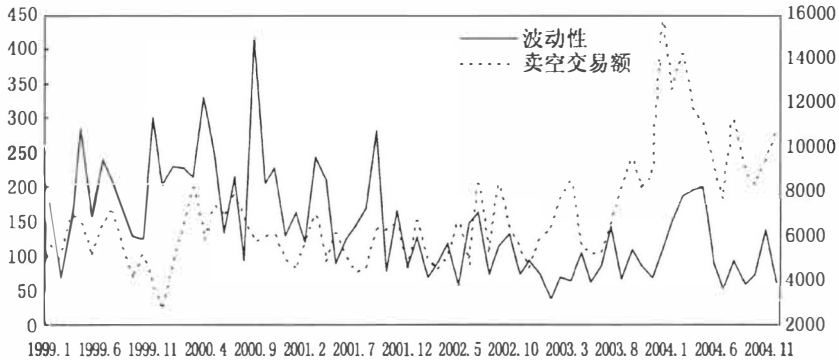


图 2 香港普通股指数波动性与股票卖空交易额的对比图

数据来源:根据香港联合证券交易所网站上的数据整理而成。

服从单位根过程,即变量序列是否是一阶单整过程(integrated of order 1),记作 $I(1)$ 。常用的单位根检验方法是 ADF(augmented Dickey-Fuller)检验,其检验的回归方程式为: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$, $H_0 : \delta = 0$ 。其中, ΔY_t 为变量序列的一阶差分,t 为时间或趋势变量,因为金融时间序列数据往往具有自相关性,因此,加入 ΔY_{t-1} 项以消除变量自相关的影响。若检验结果表明 δ 显著为 0,则说明变量是单位根过程 $I(0)$;否则,若 δ 显著异于 0 (即 δ 显著小于 0),则表明变量是一稳定的 $I(0)$ 过程。VOL 和 SS 的原序列及其一阶差分序列的单位根检验结果见表 2。

表 2 单位根 ADF 检验结果

原序列	ADF 值	(c,t,p)	1%临界值	结 论	差分序列	ADF 值	1%临界值	结 论
VOL	-2.6791	(c,0,2)	-3.5267	接受 H_0 , 不平稳	Δ VOL	-8.7737*	-3.5267	拒绝 H_0 , 平稳
SS	-1.9094	(c,0,2)	-3.5267	接受 H_0 , 不平稳	Δ SS	-7.3235*	-3.5267	拒绝 H_0 , 平稳

注:(1) (c,t,p)为检验类型,c和t表示带有常数项和时间趋势项,p表示所采用的滞后阶数,下同;(2)临界值是在相应显著性水平下得到的 Mackinnon 值;(3) Δ 表示原序列的一阶差分,下同;(4)*表示在 1%水平下显著。

从表 2 中可知,在 1999 年 1 月至 2004 年 12 月的 72 个月期间,单位根检验显示在 1%的显著性水平下,VOL 和 SS 的原序列都是非平稳的 $I(1)$ 过程(ADF 统计值均在 1%的临界值范围内),而它们的一阶差分都是平稳的 $I(0)$ 过程(ADF 统计值均在 1%的临界值范围之外),即时间序列 VOL 和 SS 都是一阶单整过程。

对于存在单位根的两组或两组以上的时间序列,如果它们的线性组合是平稳的 $I(0)$ 过程,则它们之间存在协整关系。对服从 $I(1)$ 过程的变量进行协整检验,依据检验手段的不同可分为两种:一种是基于回归残差的 EG(Engle 和 Granger)两步法协整检验;另一种是 VAR 系统下基于回归系数的 Johansen 协整检验。由 EG 两步法得到的协整参数估计量具有超一致性和强有效

性,但在有限样本条件下,这种估计量是有偏的,且样本容量越小,偏差越大。由于本文分析中的有效样本相对较小,为了克服小样本条件下 EG 两步法参数估计的不足,这里我们采用后者进行分析。

Johansen 极大似然值方法是在 VAR 模型中利用极大似然估计来检验多个变量间协整关系的方法,即假设 Y_t 和 X_t 分别是 k 阶和 d 阶向量,它们服从 $I(1)$ 过程,先建立如下 VAR 模型: $H_1: \Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + BX_t + \epsilon_t$, $H_2: \Pi = \alpha\beta'$, 其中, $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ 。如果系数矩阵 Π 的秩 $r < k$, 则存在 $k \times r$ 阶矩阵 α 和 β 使矩阵 $\Pi = \alpha\beta'$ 以及 $\beta' Y_t$ 都服从平稳 $I(1)$ 过程。然后再作迹检验 (trace test) 和最大特征值检验 (max-eigenvalue test)。

从上文的单位根检验结果可知,在 1999 年 1 月~2004 年 12 月的时间段中, VOL 和 SS 都是单整的 $I(1)$ 过程,因此,我们对该时间段中的序列作协整检验。在运用 Johansen 协整分析方法来检验 VOL 和 SS 之间是否存在协整关系之前,还要确定 VAR 模型的最优滞后期,本文根据 FPE (final prediction error) 和 AIC (akaike information criterion) 信息准则来确定最优滞后期,当滞后期为 2 时, FPE 和 AIC 的数值最小,因此,这里 VAR 模型的最佳滞后期为 2。接着,将 VOL 和 SS 进行配对,得到向量组合 (VOL, SS), 然后分别计算迹统计量和最大特征值统计量, Johansen 检验结果分别列示在表 3 中。

表 3 VOL 和 SS 间协整关系 Johansen 检验表

变量组	特征值	迹统计量	5%临界值	协整方程数	λ 统计量	5%临界值	协整方程数
VOL 和 SS	0.195153	19.16029	15.41	None **	12.59197	14.07	None
	0.107070	6.568318	3.76	至多 1 个 **	6.568318	3.76	至多 1 个 **

注: (1) 由于在此的 VAR 模型中时间序列的滞后阶数为 2, 因此, 此处内生变量一阶差的滞后阶数为 1; (2) λ 表示最大特征值; (3) 此处迹检验的 1% 临界值为 6.56, * * 表示在 5% 水平下显著。

从检验结果中可以看出, 迹检验和最大特征值检验均在 5% 置信水平拒绝了存在协整方程的原假设, 表明香港普通股指数波动性和卖空交易额之间并不存在长期稳定的协整关系。它们之间的因果关系检验可以使用传统的 Granger 因果关系检验法。

按常理由将来不能推测出过去, 如果变量 X 是导致变量 Y 的原因, 则变量 X 的变化将先于 Y 的变化, Granger 提出, 如果利用 X 和 Y 的滞后值对 Y 进行预测比只用 Y 的滞后值预测所产生的预测误差要小, 即 $\sigma^2(Y_t | Y_{t-k}, \text{对 } \forall k > 0) > \sigma^2(Y_t | (Y_{t-k}, X_{t-k}), \text{对 } \forall k > 0)$, 则称 X 是 Y 的 Granger 原因, 记为 $X \Rightarrow Y$ 。

Granger 的因果性同时也表示了不同时间序列间的领先与滞后关系, 对 Granger 因果性的检验是通过下列过程实现的, 如果序列 X 和 Y 都是平稳的

过程,考虑下面的二个回归方程式: $Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \epsilon_t$, $X_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \mu_t$, 其中, X、Y 分别表示两个不同的变量, 扰动项 ϵ_t 和 μ_t 不相关。

零假设分别为: $H_{0x} : \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, n$, 如果成立, 则意味着 X 不是 Y 的 Granger 原因; $H_{0y} : \alpha_i = 0, i = 1, 2, \dots, m$, 如果成立, 则意味着 Y 不是 X 的 Granger 原因。如果两个原假设均不成立, 则说明变量 X 和 Y 存在双向因果关系。

尽管 VOL 和 SS 之间不存在长期的协整关系, 但由于 VOL 和 SS 的一阶差分都是平稳的 $I(0)$ 过程, 因此, 我们可以用其差分进行 Granger 因果分析, 以检验它们之间是否存在因果关系, 以及因果关系的方向。由于 Granger 因果关系检验对滞后期非常敏感, 此处采用 FPE 和 AIC 来确定最佳的滞后阶数, 经过反复筛选得到向量组合 (Δ VOL、 Δ SS) 的最优滞后期均为 1。另外, 为了进一步确定它们之间的因果关系, 分别额外选取滞后 2 至 5 期的情况下考察它们之间的联系, Granger 因果关系检验见表 4。

表 4 Granger 因果关系检验结果

滞后期 L	检验项目(原假设)	F	p	检验结果
1	Δ VOL 不是 Δ SS 的 Granger 原因	0.57683	0.45022	接受原假设
	Δ SS 不是 Δ VOL 的 Granger 原因	0.53070	0.46885	接受原假设
2	Δ VOL 不是 Δ SS 的 Granger 原因	0.20228	0.81738	接受原假设
	Δ SS 不是 Δ VOL 的 Granger 原因	1.00195	0.37285	接受原假设
3	Δ VOL 不是 Δ SS 的 Granger 原因	0.21183	0.88783	接受原假设
	Δ SS 不是 Δ VOL 的 Granger 原因	0.63521	0.59519	接受原假设
4	Δ VOL 不是 Δ SS 的 Granger 原因	0.12926	0.97117	接受原假设
	Δ SS 不是 Δ VOL 的 Granger 原因	1.33571	0.26761	接受原假设
5	Δ VOL 不是 Δ SS 的 Granger 原因	0.37053	0.86667	接受原假设
	Δ SS 不是 Δ VOL 的 Granger 原因	1.35105	0.25700	接受原假设

从上文检验结果发现, 香港股市中恒生指数变动与股票卖空交易额之间既不存在所谓的协整关系, 也不存在因果引致关系, 这一检验结果也与图 2 中的检验结论相印证, 对此, 可以这样理解, 即卖空机制的推出对于整个香港股票市场而言, 没有造成市场的大幅度波动, 即便市场出现异常波动, 这一波动也不是由卖空机制本身所造成的。这是由于卖空交易机制一般都是采用保证金交易形式, 这种交易形式所形成的杠杆效应会将收益或损失放大若干倍, 不管投资者抱有何种心态进行卖空交易操作, 都是相当谨慎的。因此, 从表 5 中可以发现, 尽管可以被卖空股票数目呈逐年增加态势, 在整个股票数目中所占比重也不断增加, 但是恒生指数成分股卖空交易额占恒生指数市场交易额比重和卖空交易额在整个市场交易额中比重却一直保持在 10% 水平以下。

表 5 可卖空股票的数目及卖空交易额的相对规模

日期	主板股票总数	创业板股票总数	允许卖空的股票数目	卖空交易额占市场交易额比重
1997	658	—	241(36.63)	1.2
1998	680	—	195(28.68)	4.4
1999	701	7	182(25.71)	3.3
2000	736	54	217(27.47)	2.5
2001	756	111	157(18.11)	3.4
2002	812	166	165(16.87)	4.4
2003	852	185	174(16.78)	3.3
2004	892	204	229(20.89)	3.7

注：括号中的数据表示允许卖空的股票数目占主板和创业板市场股票总数的比重。

资料来源：允许卖空的股票数目根据 Eric C Chang & Yinghui Yu, 2004, “Short-sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market”, Working paper, pp. 35 中的数据整理而成，其余数据来源于香港《证监会季刊》(2003 年冬季)和香港联合证券交易所网站。

(二) 实证结果的解释与分析

为什么会有这样一种结果呢？我们认为根据卖空交易者交易目的，一般可将交易者分为投机性者、对冲性者、套利者和做市者。投机性卖空者一般会预期股票价格在未来某一时刻将要下跌，他们会向证券商借入股票并以较高的现价售出，然后在股价下跌至一定价位时再低价购入股票并归还给证券商，这样，投资者就可以从股票价差中获得丰厚的利润，但如果股价在未来时刻不跌反升时，投资者将会遭受较大的损失。对冲性卖空者由于担心股票价格下跌而对自己已经持有的股票或以股票为基础证券的衍生证券造成损失，他们会卖空该种股票或与该股票相关性较强的股票以对冲持有头寸的风险，因此，对冲性卖空者往往又被称为套期保值卖空者。套利卖空者为赚取不同市场上同一证券的价差(跨市场套利)或相同市场上关联度较强的证券之间的价差(跨品种套利)会进行卖空交易。做市商为了降低做市风险和做市成本，以更好地提供和维持指定证券流动性也会进行卖空操作。

如果单从投机性卖空者的操作来考察，则引入卖空机制可对证券市场的剧烈波动起到平抑作用，起到稳定证券市场的作用。在一定时期内，由于证券市场中各种证券的供给有确定的数量，各种证券本身又没有相应的替代品，如果证券市场仅限于现货交易，市场将呈现单边运行态势，在供求关系出现严重失衡的时候，市场必然会产生巨幅震荡。然而，在证券现货市场中引入卖空交易机制，可以增加相关证券的供给弹性，这主要是通过下面这样一种机制实现的(见图 3)，即当证券市场上股票的价格因为投资者的过度追捧或是恶意炒作而变得虚高时，市场中理性的投资者或投机性卖空者会及时察觉到这种现

象,预期股票价格在未来的某时刻会下跌,于是他们会通过卖空机制来卖空这些价格明显被高估的股票。这样,这些价格被严重高估的股票供给量会明显增加,这一方面缓解了市场上对这些高价股供不应求的紧张局面,抑制了股票价格泡沫的继续生成和膨胀;另一方面,这些投资者的卖空行为也会向其他投资者和整个证券市场传递股价被高估的信号,这种“示范效应”会使过度高涨的证券市场重新趋于理性,及时让投资者清醒地认识到股市的泡沫,促使股票价格回归到内在的投资价值上来。另外,当这些价格高估股票因泡沫破灭而出现价格下跌时,先前卖空这些股票的投资者因到期交割的需要会重新买入这些股票,这一方面会增加市场对这些股票的需求,在某种程度上起到“托市”的作用;另一方面也会给其他投资者一种股价被低估的信号,通过卖空机制的“示范效应”改变股票市场上的供求状况而使股价回复到真实的价值水平上来,从而达到稳定证券市场的效果。

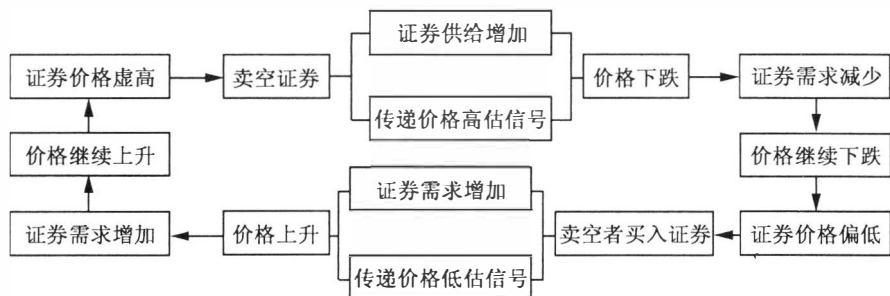


图3 基于投机性卖空者的卖空交易机制对股价的作用机制传导图

四、研究结论与政策建议

从上文对香港证券市场的实证检验结果中可以发现,恒生指数的变动与股票卖空交易额之间既不存在所谓的协整关系,也不存在因果引致关系,也就是说,卖空机制的推出对于整个股票市场而言,没有造成市场的大幅度波动,即便市场出现异常波动,这一波动也不是由于卖空机制本身造成的。

可见,卖空交易机制的推出对整个市场的影响是一个相当复杂的过程,最终的影响方向(是加剧市场波动还是平抑市场波动)要取决于市场中卖空交易者的类型、操作策略及交易信息的公开程度,如果市场上投机性卖空者的比重较大且它们的交易额所占份额也较大时,卖空交易机制在一定程度上会平抑市场的过度波动;反之,卖空交易机制会在一定程度加剧市场的过度波动;如果与卖空交易相关的信息披露程度越低,则卖空交易就越有可能加剧整个市场的动荡。

由于我国证券市场上推出卖空交易机制是金融深化的必然趋势,在此,根据香港市场实证结果和境外证券市场的实践操作,我们在推出卖空交易机制

时,应注意以下几方面的问题:第一,如果要推出卖空交易机制,就一定要采用报升规则,因为报升规则可以有效地控制卖空交易活动对市场带来的不利影响,防止在市场下跌情形下,卖空交易行为加剧市场行情的恶化。第二,在推出卖空交易机制后,监管部门要加强卖空交易活动的监管,强化与卖空交易活动相关信息的披露,以保证这些信息的公开性、及时性和真实性,减少内部信息对整个市场带来的冲击。第三,由于卖空交易活动大多采用保证金交易形式,保证金的杠杆效应会将投资者的收益或损失放大若干倍,从预防和控制风险的角度出发,监管部门应对从事卖空交易的投资者资质进行规范,只有达到一定规模且自身风险控制能力较强的机构投资者才可进行卖空。同时,监管部门可以使用保证金比率来调控市场上的卖空交易活动,以达到稳定市场的目的。

参考文献:

- [1] Aitken M, A Frino. The accuracy of the tick test: Evidence from the Australian stock exchange[J]. *Journal of Banking and Finance*, 1996, (20): 1715~1729.
- [2] Anchada Charoenrook, Hazem Daouk. The world price of short selling[R]. Working paper, The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University, 2003: 1~49.
- [3] Arturo Bris, William N Goetzmann, Ning Zhu. Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world[R]. Working paper, Yale International Center for Finance, 2003.
- [4] Brent A D Morse, E K Stice. Short interest: Explanation and tests[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1990, (25): 273~289.
- [5] Conrad Jennifer. The price effect of short interest announcement[R]. Working paper, University of North Carolina, 1994.
- [6] Eric C Chang, Yinghui Yu. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong Market[R]. Working paper, 2004: 35.
- [7] Figlewski Stephen, Gwendolyn P Webb. Options, short sales and market completeness [J]. *Journal of Finance*, 1993, (48): 761~777.
- [8] Granger C. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J]. *Econometrica*, 1969, (37): 424~438.
- [9] Keim Donald B, Ananth Madhavan. Anatomy of the trading process: Empirical evidence on the behavior of institutional traders[J]. *Journal of Financial Economics*, 1995, (37): 371~398.
- [10] Senchack A J, Laura T Stark. Short-sale restrictions and market reaction to short-interest announcement[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, (28): 177~194.

The Shock Effect of Short Selling Mechanism to Emerging Market: Evidence from Hong Kong Stock Market

LIAO Shi-guang¹, ZHANG Zong-xin²

(1. Management School, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200052, China;

2. Institute of Financial Studies, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: As an important trading system in the modern securities market, the short selling mechanism plays great roles in perfecting the market functions. But may the allowance of short selling mechanism in the emerging market enhance the market volatility? The paper discusses the relationship between the market volatility and short sales with the data from Hong Kong stock market, and the result suggests that the effect of short selling on the whole market volatility is very complicated, and the final result may depend on the types of short sellers, trading strategies of investors and the openness of trading information. If only with the consideration of speculative short sales, the short sales can play an important role in buffering stock price volatility in stead of aggregating it.

Key words: short selling; trading mechanism; stock price volatility

(责任编辑 喜 雯)

(上接第 41 页)

fat-tailed and asymmetric, so it is not proper to fit the real financial data by normal distribution. This paper fits the returns of Shanghai Composite using generalized hyperbolic distribution and tests its goodness-of-fit. The results of test show that the daily log-return of Shanghai Composite can be well described by generalized hyperbolic distribution and normal inverse Gaussian distribution. The fact of non-normal distribution can be well explained by a simple linear system with noise.

Key words: fat-tailed; asymmetry; generalized hyperbolic distribution; normal inverse Gaussian distribution; Monte Carlo simulation

(责任编辑 喜 雯)