正反馈交易、市场效率与流动性黑洞

——基于日内分笔交易数据的实证研究

王灵芝　吴忠

(上海工程技术大学管理学院　上海，201620)

摘要：金融危机爆发以来，全球资本市场流动性出现紧缩；中国市场波动幅度增加，多只股票出现流动性黑洞，市场效率显著降低。本文通过向量自回归(VAR)分析，发现投资者在不同程度上采用了正反馈交易策略。进一步地，对存在正反馈交易和不存在正反馈交易的数据分别进行多方面的比较分析，文章发现正反馈交易者显著地降低了市场的效率；通过对收益率序列和委比序列进行向量自回归分析，发现正反馈交易降低了市场的多样性，更容易产生流动性黑洞。

关键词：正反馈交易，向量自回归，委比，流动性黑洞

Abstract： Since the financial crisis break out, the capital markets' liquidity diminished. Chinese stock markets fall a lot, liquidity black hole emerged on many stocks, market's efficiency was weakened. This paper made a vector auto-regression to tick data, and find that the investors used positive feedback trading in a degree. To demonstrate the positive feedback trading is the root of liquidity black hole and low efficiency. We separate the data to two groups according whether there is positive feedback trading or not; then compared on many factors. We find that: the presence of positive feedback trading reduced the market efficiency； And the VAR analysis based on the return and the commission ratio sequence showed that: the existence of positive trading reduced the market's diversity, which is much easier to form a liquidity black hole.

Key words: Positive feedback trading; VAR; Commission Ratio； Liquidity Black Hole

中图分类号：F830.91　　**文献标识码：**A

作者简介：王灵芝，女，金融学博士，上海工程技术大学讲师；研究方向：证券投资分析与风险管理。吴忠，信息管理博士，上海工程技术大学教授；研究方向：社会保险。

引言

证券市场中的反馈现象是指投资者根据股票前期表现情况来决定当期的投资策略的行为。正反馈交易是指买入前期表现较好的证券，卖出前期表现较差证券的交易策略，它是一种追涨杀跌的投资行为。正反馈交易者的交易策略在股市上涨过程中加速了其上涨，而在下跌过程中则加速了其下跌。De Long 等(1990)[3]认为正反馈交易使市场集体认知偏差有自我实现的特征，并导致证券市场波动性加剧，即在牛市时使市场指数出现泡沫，而在熊市时致使市场指数超跌。

金融产品的价格总是围绕其基本价值上下波动，其市场表现不仅与基本价值有关，还与市场预期紧密联系。交易指令的流量是影响资产价格变化的重要因素之一，当大量投资者预期某一资产价格会上涨而希望购买该项资产时，其价格会上扬。类似地，大量交易者预期某资产价格下跌而急于出售该资产时，价格就会走低。然而，当市场中存在众多非理性交易者时，例如正反馈交易者和流动性交易者，则可能会出现价格变化影响交易量的情况。正反馈交易者在市场跌落时争相卖出，而在市场上升时竞相买入。

在有效市场假设下，证券收益应当具有序列无关性，任一证券 t 时刻的均衡收益仅仅取决于市场平均收益与该证券所面临的个体风险。然而，当市场存在反馈交易策略时证券收益会受到前几个阶段市场收益的影响，从而使市场收益自相关，降低了市场的效率。

文献回顾与理论分析

国外对正反馈交易行为的研究主要是探讨日间投资交易行为与股市波动及收益之间的关系。Shiller(1984)[10]认为正反馈交易者的买卖行为并不完全由证券的基本价值所决定，而是会受到市场潮流的影响，大量正反馈交易者的存在增加了证券收益的不确定性，从而造成证券市场股价的整体波动。De Long(1990)[3]就正反馈交易者对证券市场波动性的影响进行了规范研究，结果显示，证券市场中的正反馈行为降低了市场的稳定性；当市场存在正反馈交易现象时，理性投资者并不是稳定市场的力量，反而会在与正反馈交易者的相互作用过程中，把证券价格推动到一个远离其基本价值的水平。Koutmos(1997)[5]对英国、日本等六国股票市场正反馈交易状况进行了实证研究，研究表明，正反馈交易是影响股票收益的重要因素，同时使股票收益出现一阶负自相关。Koutmos 和 Saidi(2001)[6]考察了香港、马来西亚、菲律宾、新加坡、台湾和泰国等 6 个新兴资本市场，实证结果表明，正反馈交易是造成市场报酬波动的重要因素。

另外，也有学者采用日内高频数据对反馈交易策略进行了研究，考察价格变化与交易指令流量的变化的关系。交易指令流量是衡量流动性水平的一个指标。Hasbrouck(2000)[4]发现，正反馈交易者在压力不断增加的交易环境中，其他交易者的行为极其敏感。就单只股票而言，新的市场交易指令的出现总是伴随着交易反方向价订单的撤回。Cohen 和 Shin(2003)[2]对价格和流量运用格兰杰因果关系自向量回归检验，对 2000 年 2 月美国的国库券市场是否存在正反馈交易和流动性黑洞进行了研究。研究发现，在交易活跃及价格波动大的时期，正反馈交易容易出现，价格上涨引致更多的买进，价格下跌促成更多的卖出。Persaud(2003)[9]用这种正反馈交易度量流动性黑洞，他认为在证券市场中，如果一个卖方的存在引发了更多的卖方而不是买方，就认为存在流动性黑洞。流动性黑洞是流动性风险的极端表现，当市场中卖方可以按市场价格卖出任意量的股票或买方可以按市场价格买到任意数量的股票都认为是流动性黑洞。Mendel 和 Shleifer(2010)[8]证明了理性交易者由于信息不完全，会受到噪音交易者影响，从而在金融危机中加剧资产价格的下降。

在境内，反馈交易也引起了学术界的广泛关注。唐彧等(2002)[14]研究了反馈交易规则与上证综合指数日收益自相关之间的联系，结果表明，正反馈交易将导致负的自相关，且相关系数绝对值随波动增大而增大，从而整个收益表现出随波动变化的序列相关。李少平与顾广彩(2007)[12]对我国证券市场正反馈交易行为进行了实证检验，发现在我国证券市场中，不以基本面价值为基础的正反馈交易在市场报酬的形成中起着重要的作用，正反馈交易使市场收益自相关系数与市场波动呈现负向关系，且高波动期间出现负自相关；并且，正反馈交易在市场下跌期间比上涨期间要明显得多。苏艳丽与庄新田(2008)[13]研究发现，当股市呈上涨趋势时，证券投资基金存在正反馈交易行为，当股市低迷时，证券投资基金呈负反馈交易行为。赵鹏举与赵玉敏(2008)[15]认为在存在正反馈交易的情况下，证券收益会表现出不同于有效市场假设所假定的特征，使证券市场表现出超常的波动性，他们建立了一个正反馈交易者和理性交易者参与的市场模型，表明市场中证券收益时间序列呈现出正自相关性。郭乃幸与杨朝军(2011)[10]在一般均衡框架下建立了一个考虑投资者多样化程度、投机交易者比例及宏观货币政策稳定性三因素的两期交易模型，得出金融市场受到流动性冲击后可能出现的三种均衡状态；当流动性冲击加大时，市场在一定条件下无法找到合理的出清价格而出现大幅下跌，从而引发流动性黑洞事件。

已有研究对流动性黑洞的测度主要是基于日内高频成交数据，然而在以指令驱动的中国市场中，仅用成交量来反应市场指令的变化是不合理的。本文将基于日内分笔数据，提出用委比和收益率之间的相关关系来度量流动性黑洞。

测度指标与研究方法

一、正反馈交易测度

正反馈交易策略是买入前期表现较好的证券，卖出前期表现较差证券的交易策略。我们对收益序列和成交量序列进行向量自回归分析，模型如下：

$$\begin{cases} r_t = \sum_{i=1}^{m} a_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} b_i trade_{t-i} + e_{1,t} \\ trade_t = \sum_{i=1}^{p} g_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} d_i trade_{t-i} + e_{2,t} \end{cases} \tag{1}$$

这里，r_t 是收益变量，$trade_t$ 是交易变量。若某一笔交易的成交价格等于或低于前期买一报价和卖一报价的平均价格，则认为该笔交易是卖方发起的，若最新交易价格高于前期成交价格，则认为该笔交易是买方发起的。当交易是买方发起时，$trade_t$ 为交易量乘 1；当交易是卖方发起时，$trade_t$ 为交易量乘-1。我们用 P_{A1} 和 P_{B1} 分别代表分笔数据中的第一档的买价和卖价，若 $P_t \le (P_{A1_{t-1}} + P_{B1_{t-1}})/2$，我们认为是卖方发起的，$trade_t$ 为交易量乘-1；反之，交易就是由买方发起的，$trade_t$ 为交易量乘 1。

通过这一向量自回归模型，我们既可以估算交易指令流量对收益的影响，也可估算收益对交易指令流量的影响。若系数 $\sum_{i=1}^{n} b_i$ 显著为正，则表示买方交易量的增加导致收益的增加，卖方交易量的增加导致收益的下降。若系数 $\sum_{i=1}^{m} a_i$ 显著为正，表明当期收益与过去收益正相关；若系数不显著，表明当前收益与过去收益无关，市场是有效的；若系数显著为负，表明当前收益与过去收益负相关。$\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正，则表明交易者存在正反馈效应，即当收益增加时，投资者竞相买入；收益率下降时，投资者竞相卖出。$\sum_{i=1}^{q} d_i$ 用于度量当前交易与过去交易的相关性，若 $\sum_{i=1}^{q} d_i$ 显著为正，表明股市中存在显著的跟风行为，或者通常一个大单需要几笔交易才能完成。

二、度量市场有效性

假定 X_t 表示第 t-1 期到第 t 期资产的收益，I_{t-1} 表示过去的信息集，有效市场假设成立的条件是 $E(X_t | I_{t-1}) = E(X_t)$，也就是说在信息集 I_{t-1} 条件下，$\{X_t - m\}$ 是一个鞅差分序列，即 $E[(X_t - m) | I_{t-1}] = 0$。Lo & Mackinlay(1988)[7]提出方差比检验，该方法可用于检验市场的有效性。

记 $\sum_{j=1}^{p} X_{t-j}$ 为 p 天内的累计收益率，则方差比可表述为：

$$VR(p) = \frac{\mathrm{var}(\sum_{j=1}^{p} X_{t-j})}{p \cdot \mathrm{var}(X_t)} = \frac{pg(0) + 2p\sum_{j=1}^{p}(1 - j/p)g(j)}{pg(0)} \tag{2}$$

在有效市场假设下，$g(j) = 0, j > 0$，则方差比等于 1 的结论可用于判断原假设是否成立，若比值显著偏离 1 则表示可以拒绝原假设。在 H_0 与条件同方差假设下，Campbell(1997)[1]证明：当 $T \to \infty$ 时，

$$\sqrt{T/p}\sum_{j=1}^{p}(1 - j/p)\hat{r}(j) \xrightarrow{d} N[0, 2(2p-1)(p-1)/3p]$$

在条件异方差下，考虑到 ARCH 效应，VR(p)调整为：

$$VR(p)=1+\sum_{j=1}^{p}(1-j/p)\hat{g}(j)/\sqrt{\hat{g}_2(j)} \tag{3}$$

其中，$\hat{g}_2(j)=T^{-1}\sum_{t=|j|+1}^{T}(X_t-\bar{X})^2(X_{t-|j|}-\bar{X})^2$

在条件 $E[(X_t-m)^2(X_{t-j}-m)(X_{t-l}-m)]=0,\ j,l>0,\ j\neq l$ 成立时，可以证明：

$$\sqrt{T}\hat{g}(j)/\sqrt{\hat{g}_2(j)}\xrightarrow{d}N(0,1)$$

进而，有：

$$\frac{1}{\sqrt{p}}\sum_{j=1}^{p}(1-\frac{j}{p})\sqrt{T}\frac{\hat{g}(j)}{\sqrt{\hat{g}_2(j)}}\xrightarrow{d}N(0,\frac{1}{p}\sum_{j=1}^{p}(1-\frac{j}{p})^2)=N(0,2(2p-1)(p-1)/3p)$$

根据正态分布的统计性质，在条件异方差或同方差下都可得到，$VR(p)\xrightarrow{d}N[1,2(2p-1)(p-1)/3T]$成立。

三、流动性黑洞

Persaud(2003)[9]认为流动性黑洞是指这样一种情况：价格的下跌并不能出现更多的买者，而是会出现更多的卖者，他们竞相压低市场的价格，从而导致了更多的卖者出现。当处于流动性黑洞之中时，价格会导致流量的正向变化，而在一个更加稳定的市场中，价格会导致流量的逆向变化，即价格下跌会出现更多出价的买方。Persaud 采用正反馈交易度量流动性黑洞，然而，这与他本人所提出的流动性黑洞的概念并不相符。正反馈交易是指股票的成交量与股票过去的收益有关，在股票价格上升时买方成交量增加，而股票下跌时卖方的成交量增加。在证券市场中如果一个卖方的存在引发了更多的卖方，而不是买方，那么就认为该市场存在流动性黑洞。在做市商制度下，这一定义与正反馈交易的测度几乎是一致的，然而在指令驱动的中国市场中，仅用成交量来反应买卖指令的变化是非常不合理的，若采用整个市场中委比(用“WB”表示)来度量市场中投资者的反应与策略将更为恰当。委比是衡量某一时段买卖盘相对强度的指标，计算公式为：

$$WB=(\sum_{i=1}^{5}Q_{Ai}-\sum_{j=1}^{5}Q_{Bj})\Big/(\sum_{i=1}^{5}Q_{Ai}+\sum_{j=1}^{5}Q_{Bj})\times 100\% \tag{4}$$

在分笔成交数据中，$\sum_{j=1}^{5}Q_{Aj}$ 是现在所有个股委托买入下五档的总数量，代表委买手数；$\sum_{j=1}^{5}Q_{Bj}$ 是现在所有个股委托卖出上五档的总数量，代表委卖手数。

对收益率序列和委比序列进行向量自回归，可以判断指令驱动市场中流动性黑洞是否存在，VAR 方程如下：

$$\begin{cases} r_t=\sum_{i=1}^{m}a_i r_{t-i}+\sum_{i=1}^{n}b_i WB_{t-i}+e_{1,t} \\ WB_t=\sum_{i=1}^{p}g_i r_{t-i}+\sum_{i=1}^{q}d_i WB_{t-i}+e_{2,t} \end{cases} \tag{5}$$

若 $\sum_{i=1}^{p}g_i$ 显著为正，则表明在市场收益率上升的时候，买方指令增加，这表明股价的上涨引发了更多的买方而不是卖方；而当股票收益率下降的时候，卖方指令增加，即当股价下跌的时候卖方的存在引发了更多的卖方，而不是更多的买方，这正是 Persaud(2003)[9]所定义的股票市场流动性黑洞。

四、实证步骤

步骤一：对所选样本进行正反馈交易分析，将存在正反馈的样本与不存在正反馈的数据分离，这样有利于考察正反馈体系对市场效率和流动性黑洞的影响。

步骤二：对步骤一得到的两组数据，利用方差比检验，研究正反馈交易是否降低了市场的有效性。

步骤三：对步骤一得到的两组数据，分别按照(5)进行 VAR 分析，研究正反馈交易的存在是否更容易导致个股产生流动性黑洞。

实证研究

一、数据说明

分笔交易数据是超高频数据，它以 6 秒一次的行情采集期间，提供最新成交价、成交量、订单簿上的前五档买卖价与量，通常是几笔成交的集合。分笔数据订单簿上的价与量是尚未交易的买卖指令数据，便于投资者了解市场中的买方与卖方信息。本文以日内分笔数据为研究对象，旨在研究极端市场环境中正反馈交易策略对市场效率和流动性黑洞的影响，故选取我国证券市场受国际金融危机影响最大的时期，样本区间为 2008 年 3 月 3 日~2009 年 12 月 31 日，共 449 个交易日。在上证 A 股和深证指数成分股中抽取 10 只股票，被抽取到的样本均在 2003 年 1 月 1 日前上市，且在考察的样本区间内，没有 ST 情况发生，数据来源于上证信息中心。

二、正反馈交易

根据分笔成交数据的最新成交价计算收益率 $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$。根据分笔成交数据计算 $trade_t$，若 $P_t \le (P_{A1_{t-1}} + P_{B1_{t-1}})/2$，$trade_t$ 为交易量乘-1；反之，$trade_t$ 为交易量乘 1。对得到的收益率 r_t 序列和交易量 $trade_t$ 利用方程(1)进行向量自回归分析，从而判断数据是否存在正反馈交易。参数估计使用最大似然法，通过 S-plus 计量软件的 BHHH 算法分别对这 10 只股票每天的分笔数据进行估计，通过使 AIC 最小且残差不再有自相关性基础上使似然值最大，确定滞后阶数。为节省篇幅，仅以 S1(600009)、S2(000001)为例报告参数估计结果，并给出样本总体估计系数的均值。

表 1：收益与标记的交易向量自回归方程

样本代码		收益方程		标记的交易方程	
		收益的系数 $\sum_{i=1}^{m} a_i$	交易的系数 $\sum_{i=1}^{n} b_i$	收益的系数 $\sum_{i=1}^{p} g_i$	交易的系数 $\sum_{i=1}^{q} d_i$
S1 (600009)	系数均值	0.1552	6.9624E-08	7341.66	0.0972
	正值个数	362	338	262	243
	(显著个数)	(87,101,69)	(72,64,69)	(32,39,46)	(51,34,46)
	负值个数	87	111	187	206
	(显著个数)	(13,12,21)	(24,18,25)	(22,41,48)	(39,60,51)
S2 (000001)	系数均值	0.3169	7.5432E-07	1219.63	0.0551
	正值个数	335	292	224	241
	(显著个数)	(85,70,79)	(42,36,55)	(26,40,29)	(36,47,69)
	负值个数	103	146	214	197
	(显著个数)	(7,16,28)	(31,26,21)	(34,53,31)	(19,31,56)
总体样本	系数均值	0.2138	8.967E-08	3328.52	0.0621

注：小括号内的数字分别为系数估计值的渐进 t-统计量在 1%、5%、10%水平上的显著的个数。

在收益方程中，估计结果 $\sum_{i=1}^{m} a_i$ 可用于判断市场是否有效，若 $\sum_{i=1}^{m} a_i$ 不显著表明市场是有效的。对于样本 S1 而言，$\sum_{i=1}^{m} a_i$ 显著为负的天数是 46 天，显著正的天数为 257 天，$\sum_{i=1}^{m} a_i$ 为正的天数明显多于为负的天数，即当前收益与过去收益正相关；系数 $\sum_{i=1}^{n} b_i$ 用于估计交易指令流量对收益的影响，对样本 S1 的估计结果显示有 205 天系数 $\sum_{i=1}^{n} b_i$ 显著为正，占总样本的 45.66%，表明买方增加时收益率增加，卖方增加时收益率下降。

在标记的交易方程中，$\sum_{i=1}^{q} d_i$ 用于度量当前交易与过去交易的相关性，系数 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 用于判断是否存在正反馈交易。样本 S1 中 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正的天数为 117 天,样本 S2 中 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正的天数为 95 天，在这些交易日里，投资者采用了正反馈交易策略。在后续的实证分析中，我们按照投资者是否采取了正反馈交易，将研究数据分为两组，第一组中投资者采取正反馈交易策略，第二组中投资者未采取正反馈交易策略。

三、正反馈交易与市场效率

为了研究正反馈交易的存在是否显著降低了市场的效率，我们对上述两组数据进行方差比检验。

(1)对收益率序列及收益率的平方序列进行 Ljung-Box Q-统计量和 Q^2 统计量检验，结果表明收益率序列均存在显著的自相关性和异方差性。

(2)在条件异方差下，考虑到 ARCH 效应，这里按照(3)式对每只股票每天的分笔成交数据方差比 VR(p)的值，对存在正反馈交易的第一组数据，计算得到$\{VR_{1t}(p), t=1,2,...,m\}$序列，不存在正反馈交易的第二组得到$\{VR_{2t}(p), t=1,2,...,n\}$序列。研究方法部分已证明 $VR(p) \xrightarrow{d} N[1, 2(2p-1)(p-1)/3T]$，其中 T 为样本点数。由正态分布的统计特性可知，$\overline{VR}_{1t}(p) \to N[1, 2(2p-1)(p-1)/3mT]$，从而：

$$\overline{VR}_{1t}(p) - \overline{VR}_{2t}(p) \to N[0, (\frac{1}{m}+\frac{1}{n})\frac{2(2p-1)(p-1)}{3T}] \tag{6}$$

原假设 $H_0: \overline{VR}_{1t}(p) \geq \overline{VR}_{2t}(p)$，即正反馈交易的存在降低了市场效率。构造检验统计量 $z = (\overline{VR}_{1t}(p) - \overline{VR}_{2t}(p)) \Big/ \sqrt{(\frac{1}{m}+\frac{1}{n})\frac{2(2p-1)(p-1)}{3T}}$，根据 z 值判断原假设是否成立，当统计值 $z < -z_a$ 时，可以在 a 置信水平下拒绝原假设。

样本 S1 中，两组数据个数分别为 m=117,n=332；样本 S2 中，两组数据个数分别为 m=95,n=343。由收益率序列的 ACF 值可知选取 p=2 比较恰当，T 为分笔成交数据个数。表 2 给出了研究样本 S1(600009)、S2(000001)存在正反馈交易和不存在正反馈交易的两组数据统计比较的结果：

表 2：两组数据市场效率统计比较

研究样本	$\overline{VR}_{1t}(p)$	S_{VR1}	m	$\overline{VR}_{2t}(p)$	S_{VR2}	n	z 统计值	原假设
S1(600009)	1.2496	0.0463	117	1.0871	0.0257	332	0.9245	接受

S2(000001)	1.3945	0.0685	95	1.1250	0.0349	343	1.1062	接受

注：S_{VR1} 和 S_{VR2} 分别代表第一组和第二组数据方差比序列的样本标准差。

对其余 8 只股票的统计比较结果也均不能拒绝原假设，这表明正反馈交易的存在降低了市场的有效性。这一结论很容易理解，正反馈交易是一种追涨杀跌的交易策略，投资者依照过去的收益情况做出投资策略，容易使市场形成单边上涨或下跌的局面，市场效率低下。

四、正反馈交易与流动性黑洞

结合分笔成交数据计算收益率序列 r_t，并按照(4)式计算委比序列 WB_t。为了判断投资者采用正反馈交易策略时，市场中的个股是否会出现流动性黑洞，下面对存在正反馈交易和不存在正反馈交易的两组数据分别按照(5)式进行收益率序列 r_t 和委比序列 WB_t 的向量自回归分析(VAR)。样本 S1 中第一组数据有 117 个，第二组数据共 332 个；样本 S2 中，第一组数据 95 个，第二组数据 343 个。委比方程中的系数 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 可用于判断是否存在流动性黑洞，因此表 3 仅给出了 VAR 分析委比序列的参数估计结果：

表 3：收益率与委比序列的向量自回归方程

样本代码		第一组数据的委比方程		第二组数据的委比方程	
		收益的系数 $\sum_{i=1}^{p} g_i$	委比系数 $\sum_{i=1}^{q} d_i$	收益的系数 $\sum_{i=1}^{p} g_i$	委比系数 $\sum_{i=1}^{q} d_i$
S1 (600009)	系数均值	32.4082	0.6987	-71.3841	-0.0426
	正值个数	85	69	61	130
	(显著个数)	(26,24,17)	(13,18,11)	(9,12,7)	(15,21,24)
	负值个数	32	48	271	202
	(显著个数)	(6,11,8)	(14,12, 6)	(21,38,16)	(24,31,18)
S2 (000001)	系数均值	58.5269	-0.3127	-84.2108	-0.0694
	正值个数	71	31	97	132
	(显著个数)	(13,16,21)	(2,6,6)	(7,14,18)	(14,12,22)
	负值个数	24	64	246	211
	(显著个数)	(2,8,5)	(14,8,12)	(30,34,49)	(21,32,38)
总体样本	系数均值	36.2441	0.2791	-69.3942	-0.0953

在收益与委比的向量自回归方程中，委比方程中收益的系数 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 可用于判断指令驱动市场中个股是否存在流动性黑洞，$\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正就表明存在流动性黑洞。表 3 显示，样本 **S1** 中，第一组数据中 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正的共有 67 天，占样本数据的 57.3%，第二组数据中 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正的共有 28 天，占样本数据的 8.43%；样本 S2 中，第一组数据中 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正的共有 50 天，占样本数据的 52.6%，第二组数据中 $\sum_{i=1}^{p} g_i$ 显著为正的共有 39 天，占样本数据的 11.37%。通过对比发现，存在正反馈交易的第一组数据产生流动性黑洞的概率远远高于不存在正反馈交易的第二组数据，这表明正反馈交易策略会诱发流动性黑洞。

结论

正反馈交易是一种追涨杀跌的交易策略。本文基于向量自回归模型对分笔成交数据进行了实证分析，分析结果可用于判断投资者是否采用了正反馈交易策略，根据研究结果将存在和不存在正反馈交易的数据分成两组，此后分别对这两组数据的市场效率进行了比较分析。研究发现，正反馈交易策略的存在降低了市场效率。

在国外市场实行做市商制度下，证券在某一方向上的价格运动可能导致交易员在短期内以相同的方向重新评价资产价值，这将导致交易行为的正反馈，并很快引起收益的同向反应，因此，成交量与收益率之间的正相关性反应了投资者的正反馈交易策略。然而在中国市场指令驱动交易制度下，投资者的正反馈交易策略体现在买卖指令簿上，买卖指令簿的深度度量了市场潜在的流动性。本文结合委比和收益率序列的向量自回归分析，存在正反馈交易的一组数据中，产生流动性黑洞的概率远远高于不存在正反馈交易的数据组，这就表明了正反馈交易策略会诱发流动性黑洞，同时也为 Persaud[9]用正反馈交易度量市场的流动性黑洞提供了依据。

[基金项目：本文得到国家社会科学基金（项目编号：12BGL088）、上海高校优秀青年教师科研专项基金（shgcjs008）、上海工程技术大学校基金（A-0501-11-016）的资助。]

参考文献：

[1] Campbell, J. Y.. The Econometrics of Financial Markets [M].Princeton University Press, 1997.

[2] Cohen, B., Shin, H. S.. Positive-feedback Trading under Stress: Evidence from The US Treasury Securities Market [R].Working Paper, London School of Economics, 2003.

[3] De Long, J., Shleifer A., Summers L. H., Waldmann R. L.. Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation [J].Journal of Finance, 1990 (5): 375-395.

[4] Hasbrouck,. J.. Measuring the Information Content of Stock Trades [J].The Journal of finance, 1991, (3): 179-207.

[5] Koutmos, G.. Feedback trading and the autocorrelation pattern of stock returns: further empirical evidence [J].Journal of International Money and finance, 1997, 16(4): 625-636.

[6] Koutmos, G., Saidi, R.. Positive feedback trading in emerging capital markets [J].Applied Financial Economics, 2001, (11): 291-297.

[7] Lo, A. W., MacKinlay, A. C.. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test [J].Review of financial studies, 1988 (1): 41-66.

[8] Mendel, B., Shleifer, A.. Chasing Noise [R].Working paper, Harvard University, 2010.

[9] Persaud, A. D.. Liquidity Black Holes [J].Risk, 2003.

[10] Shiller, R. J.. Stock prices and social dynamics [J].Brooking Papers on Economics Activity, 1984.

[11] 郭乃幸，杨朝军. 一般均衡下的金融市场流动性黑洞研究[J].投资研究, 2011, Vol.11: 124-132.

[12] 李少平，顾广彩. 中国证券市场正反馈交易的实证研究[J].系统工程，2007, (9): 111-115.

[13] 苏艳丽，庄新田. 中国证券投资基金羊群行为和正反馈行为研究[J].东北大学学报, 2008, Vol.3: 420-423.

[14] 唐彧，曾勇，唐小我. 反馈交易规则与股指收益自相关:对上证综指的实证研究[J].管理工程学报, 2002, Vol.4: 17-21.

[15] 赵鹏举，赵玉敏. 证券市场正反馈交易与收益自相关 [J].数理统计与管理, 2008, Vol.3: 535-540.