

定期公告中的盈余信息与订单流不平衡

王春峰¹, 孙金帅¹, 房振明², 黄晓彬¹

(1.天津大学 管理与经济学部, 天津 300072; 2.渤海证券股份有限公司, 天津 300381)

摘要:采用事件研究的方法,选取中国A股非金融类上市公司的季度财务报告,研究了公告前后的订单流不平衡与盈余信息的关系。研究发现:盈余宣告前,市场上存在盈余信息提前泄漏的现象,订单流不平衡与盈余信息基本表现为显著正相关;盈余宣告日,订单流不平衡与盈余信息基本显著正相关;盈余宣告后,盈余信息需要一段时间才能够融入到交易价格中,表明中国股票市场尚未达到半强有效市场程度,之后盈余信息对订单流不平衡不再产生显著影响。同时,还发现订单流不平衡和盈余信息的关系一定程度上受到订单流不平衡序列自相关性的影响。

关键词:定期公告; 盈余信息; 非预期盈余; 订单流不平衡

中图分类号: F830.91

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2013)02-0071-06

定期公告作为公开信息披露中最为重要的财务信息,是投资者了解上市公司盈利能力和经营状况的窗口,是投资者进行理智比较和做出投资决策的基本依据。上市公司发布的财务报告,是中国个人投资者的主要信息来源,定期公告中的会计盈余是一项非常重要的信息,对投资者和资本市场具有重要影响。

Ball 和 Brown(1968)关于非预期收益与股票非预期报酬率之间关系的开创性研究,揭开了盈余信息价值研究的序幕^[1]。Beaver(1968)通过对盈余公告的分析发现,公告期内股价变动幅度比非公告期高出约67%,同时,公告期内交易量比非公告期增加33%左右^[2]。Bamber(1986)研究了美国股票市场195个上市公司的季度财务报告,研究表明超额交易量与非预期盈余存在显著正相关关系^[3];Freeman(1987)、傅蕴英(2002)、张庆翠(2003)也得出了类似的研究结论^[4-5]。Chae(2005)通过对不同类型的公司公告进行研究,结果显示价格敏感性在公告前增加,交易量对不同类型的公告有不同的变化^[6]。刘巍(2007)对我国银行类上市公司研究表明,超常交易量与盈余信息之间的关系并不显著^[7]。以往的研究中,学者们主要研究股票价格和交易量对盈余信息如何反应。股票价格是市场投资者对信息理解差异的平均预期,交易量反映的是投资者的整体交易行为,一定程度上保留了投资者对信息理解的差异性。

随着市场微观结构理论发展,Chordia,Roll,Subrahmanyam(2002)引入了订单流不平衡概念^[8]。订单流不平衡反映了订单簿特征,与股票价格、交易量相比,更能直观地表现投资者对信息理解的个体差异,更能准确地反映盈余信息的含量。订单流不平衡对定期公告盈余信息反应的研究比较匮乏,Kim 和 Stoll(2009)研究了报价驱动市场上,盈余宣告前(后)的订单流不平衡对私有(公开)信息的影响^[9],在其基础上,本文运用分笔高频交易数据对中国股票市场订单流不平衡和盈余信息的关系进行研究,以此分析订单驱动市场盈余信息的宣告对投资者的买卖行为产生的影响。

一、理论分析与研究假设

信息泄漏、知情交易等行为是证券市场中普遍存在的问题,中国资本市场作为一个新兴的市场,市场结构和机制尚不完善,存在较为严重的信息提前泄漏现象。在定期公告前,财务报告中的盈余信息会通过知情交易进入市场,知情交易者会根据其所拥有的私有信息进行交易。如果知情交易者拥有利好(利空)盈余消息,会据此做出买(卖)单决策,市场中会产生明显的买卖方向性差异,导致订单流不平衡。因此,我们提出如下假设:

H_1 :盈余宣告前,订单流不平衡与盈余信息显著正相关。

资本市场对信息披露的反应在一定程度上揭

收稿日期: 2012-02-28

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71271146); 教育部长江学者和创新团队发展计划资助项目(IRT1028); 教育部人文社会科学研究青年基金资助项目(11YJC630067)

作者简介: 王春峰(1966—),男,教授,博士生导师,E-mail:jsh.sun2010@gmail.com

示了市场的有效性。在弱式有效市场中^①,当定期财务报告公开后,其盈余信息会逐渐被资本市场上吸收,并反应到证券价格中。之后,对于利好或利空的盈余消息,不会有进一步的市场反应。对于中国资本市场而言,一般来说,在盈余宣告日,市场上的多数投资者会根据盈余信息的好坏,来做出买卖单决策,盈余中包含越多的利好(利空)信息,市场中会产生更多的买(卖)单。盈余公告之后,公告中包含的盈余信息尚未完全融入到市场中,对投资者的订单决策尚存在一段时间的影响,之后盈余信息对于投资者不再具有投资价值。据此提出如下假设:

H_2 :盈余宣告日,订单流不平衡与盈余信息显著正相关;

H_3 :盈余宣告后,盈余信息对订单流不平衡存在一段时间的正向影响,之后二者相互独立。

二、研究设计

(一) 样本选择

本文选取沪深两市 A 股非金融类上市公司季度财务报告作为样本,分笔高频交易数据和财务数据均来自 CSMAR 数据库,样本区间为 2007 年下半年到 2009 年,共 10 个季度。若季报公告日为非交易日,则将其后第一个交易日作为实际公告日。根据以往的研究经验,为了较纯净地反映盈余信息,公告前后各取 5 个交易日作为事件前期和事件后期。剔除数据缺失和规范不合格的公司,同时还剔除含有异常值的公司,共得到有效完整样本 728 家。

(二) 模型建立

Kyle(1985)基于博弈论的基础上,构建了私有信息与订单流不平衡之间的关系模型^[10],Stoll(2009)在 Kyle 模型的基础上,构建了如下公式(1)所示模型,用于分析订单流不平衡对非预期盈余的影响^[9],本文借鉴 Stoll 模型来研究中国股票市场盈余信息对订单流不平衡的影响。

$$ES_{i,t} = \alpha + \delta_1 * (OI_{i,t-j}) * (\lambda_{i,t-j}) + \delta_2 * r_{i,t-j-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,ES 为非预期盈余指标,表示盈余信息的含量;OI 表示订单流不平衡指标,本文采用交易笔数和交易数量两种方法来衡量该指标,主体研究部分采用交易笔数衡量的订单流不平衡指标,在稳健性检验中,采用交易数量衡量的订单流不平衡指标; λ 表示股票收益对订单流不平衡的敏感性; r 表示股票收益率; t 表示盈余宣告日; j 表示盈余宣告日前后的

窗口期。

(三) 变量定义

1. 非预期盈余的度量

非预期盈余(ES)可以表示盈余信息含量的大小,对于非预期盈余的计算,关键是估计预期每股收益。一般可以采用分析师预测模型和随机游走模型两种方法来估计预期每股收益,由于中国缺乏分析师评级数据库,限制了分析师预测模型的应用。所以本文选用随机游走模型估计预期盈余,即用上季度的盈余作为本季度盈余的预测值^[11]。

因此,公司 i 第 t 期的非预期盈余 $ES_{i,t}$ 可以表示为第 t 期盈余 $Y_{i,t}$ 与第 $t-1$ 期盈余 $Y_{i,t-1}$ 之差,再除以第 $t-1$ 期盈余 $Y_{i,t-1}$ 的百分比,由此得到计算非预期盈余的模型为

$$ES_{i,t} = \frac{Y_{i,t} - Y_{i,t-1}}{Y_{i,t-1}} \quad (2)$$

2. 订单流不平衡的测量

订单流不平衡反映了订单簿的特征,是一种衡量股票在一段时间内多空双方力量差异程度的指标^[12]。订单流不平衡指标不能从市场所公布的交易信息中直接获得,由于所使用的高频交易数据包含了交易方向,本文按照原始数据标明的交易方向区分买单和卖单,对样本区间内每一交易日分别用交易笔数(numbers of trade)和交易数量(volume of trade)两种方法来定义订单流不平衡

$$Oib_bs =$$

$$(\sum \text{买单笔数} - \sum \text{卖单笔数}) / \text{日买卖笔数之和}$$

$$Oib_vol =$$

$$(\sum \text{买单数量} - \sum \text{卖单数量}) / \text{日买卖数量之和}$$

三、实证结果分析

(一) 公告前后订单流不平衡程度比较

在盈余公告前,如果利好(利空)的盈余信息提前进入市场,会引起更多的买(卖)单,导致正(负)的订单流不平衡。因此,不管好消息还是坏消息提前被泄漏,都会引起订单流不平衡,本文将订单流不平衡的绝对值定义为订单流不平衡程度,比较公告前后订单流不平衡程度的特征,以此判断市场中是否存在盈余信息被提前泄漏的现象。

图 1 显示了定期公告前后[-5,5]窗口期订单流不平衡程度(Oib_bs 绝对值)均值,公告前的订单流不平

^①赵宇龙(1998)、陈晓、陈淑燕(2001)、张庆翠(2004)、刘崴、张文龙(2007)等研究表明,我国资本市场的效率距离成熟资本市场尚有一定差距,基本属于弱式有效市场。

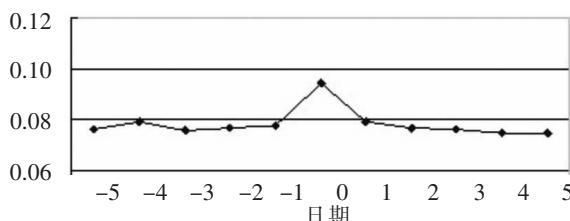


图1 [-5,5]窗口期的订单流不平衡程度的均值

衡程度略大于公告后,越临近公告日,订单流不平衡程度越大,公告后订单流不平衡程度逐渐降低,公告

日当天订单流不平衡程度明显高于公告日前后时期。

表1对全部样本公告前后的订单流不平衡程度进行了描述性统计和比较,发现公告前的订单流不平衡程度的均值和中位数都大于公告后。通过Wilcoxon秩和检验法进行非参数检验,表明公告前的订单流不平衡程度在5%水平下显著大于公告后。统计结果表明,定期公告前市场上的订单流不平衡程度较高,说明定期公告前,部分投资者知悉市场上的盈余信息,并由此决定买卖行为,市场上存在一定程度的信息提

表1 公告前后订单流不平衡程度的描述性统计与比较

项目	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	公告后均值-公告前均值	Z统计值
公告前 Oib_bs	0.0771	0.0548	1	0	0.0887	-0.0009	-1.962(0.050)
公告后 Oib_bs	0.0762	0.0541	1	0	0.0893		

前泄漏问题,由此也验证了上文的假设 H_1 。

(二)订单流不平衡对非预期盈余信息的实证结果分析

1.全部样本实证结果分析

基于公式(1),对所选的728家上市公司10个季度的数据进行全变量回归分析,数据结果如表2(a)所示。

研究结果表明,窗口[-5,-1]日的系数 δ_1 总体上表现为显著正相关,随着盈余宣告日的临近,系数 δ_1 逐渐减小,显著性水平也逐渐降低,说明市场中的盈余信息逐渐被越来越多的投资者所掌握,盈余信息的

价值效应降低,基本验证了假设 H_1 的成立。在盈余宣告当天,非预期盈余信息被完全公开,系数 δ_1 显著为正,表明公开后的盈余信息会显著影响投资者的行为,投资者根据非预期盈余信息的好坏做出有利于自身的买卖单安排,导致订单流不平衡与盈余信息显著正相关,验证了假设 H_2 。在盈余宣告后第一天,系数 δ_1 表现为显著正相关,说明盈余信息公开后,尚不能迅速、有效地融入到股票价格中,中国股票市场尚未达到半强有效市场程度,在[2,5]日的系数 δ_1 基本不能通过显著性检验,投资者不能再根据非预期盈余信息进行买卖单选择,验证了假设 H_3 的成立。

表2 全部样本检验结果

j	(a)全部样本回归结果			(b)考虑订单流自相关性的回归结果			
	δ_1	δ_2	Adj-R ² / %	δ_1	δ_2	δ_3	Adj-R ² / %
-5	1.953*** (4.399)	0.226*** (2.698)	0.4	1.913*** (4.308)	0.228*** (2.717)	-0.060** (-2.477)	0.5
-4	-0.129 (-0.306)	0.528*** (5.966)	0.5	-0.177 (-0.419)	0.530*** (5.986)	-0.064*** (-2.652)	0.6
-3	1.220*** (2.812)	0.225*** (2.716)	0.2	1.203*** (2.773)	0.222*** (2.680)	-0.062** (-2.532)	0.3
-2	0.406 (0.944)	0.412*** (4.639)	0.3	0.367 (0.853)	0.411*** (4.632)	-0.062** (-2.554)	0.4
-1	1.004** (2.521)	0.567*** (6.747)	0.8	0.907** (2.262)	0.562*** (6.689)	-0.051** (-2.090)	0.8
0	0.766** (2.401)	0.112 (1.288)	0.1	0.440 (1.103)	0.107 (1.232)	-0.041 (-1.359)	0.1
1	1.962*** (4.701)	0.033 (0.409)	0.3	1.841*** (4.353)	-0.002 (-0.028)	-0.045* (-1.765)	0.4%
2	0.395 (0.973)	0.109 (1.308)	0.1	0.335 (0.824)	0.079 (0.933)	-0.058** (-2.370)	0.1%
3	0.164 (0.432)	0.315*** (3.601)	0.2	0.113 (0.297)	0.307*** (3.499)	-0.059** (-2.434)	0.3
4	0.784* (1.854)	0.234** (2.545)	0.1	0.750* (1.774)	0.235** (2.550)	-0.062** (-2.561)	0.2
5	0.714 (1.632)	0.207** (2.168)	0.1	0.670 (1.530)	0.199** (2.080)	-0.060** (-2.470)	0.2

注:括号内为t统计值,***、** 和 * 分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

2. 考虑到订单流自相关性的实证结果分析

Chordia, Roll, Subrahmanyam(2005)对纽约股票交易所的研究表明订单流不平衡存在显著的一阶自相关性^[13];王春峰,孙永亮,房振明(2007)研究表明我国股票市场的订单流不平衡也存在显著的自相关性^[14]。因此,考虑到订单流不平衡的自相关性,如下公式(3)在公式(1)的基础上引入了盈余宣告当天的订单流不平衡,以验证订单流不平衡的自相关性对订单流不平衡与盈余信息二者之间关系的影响。

$$ES_{i,t} = \alpha + \delta_1 * (OI_{i,t-j}) * (\lambda_{i,t-j}) + \delta_2 * r_{i,t-j-1} + \delta_3 * OI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

根据公式(3),对所选的全部变量进行实证分析,结果如表2(b)所示。表2(b)的研究结果与表2(a)研究结果相比,在考虑了订单流不平衡的自相关性后,窗口[-5,5]日相对应的每一个窗口日系数 δ_1 都相应地减小,显著性水平没有变化。说明订单流不平衡和盈余信息之间的相互关系一定程度上来自于订单流不平衡的序列自相关性。

表3 全部样本分组检验结果

j	(a) 按照盈余信息含量高低分组回归结果			(b) 按照规模大小分组回归结果		
	Size1(高)	Size2(中)	Size3(低)	Size1(大)	Size2(中)	Size3(小)
	δ_1	δ_1	δ_1	δ_1	δ_1	δ_1
-5	2.852*** (2.940)	1.253** (1.998)	1.992*** (2.817)	2.641*** (3.143)	2.018** (2.531)	0.642 (1.065)
-4	-0.592 (-0.750)	0.159 (0.236)	0.185 (0.266)	-0.091 (-0.114)	-0.102 (-0.136)	-0.407 (-0.726)
-3	1.853** (2.026)	1.449** (2.309)	0.136 (0.196)	0.932 (1.161)	2.074** (2.299)	1.073** (2.046)
-2	2.489*** (2.736)	-0.353 (-0.552)	-0.968 (-1.469)	0.028 (0.035)	1.220 (1.437)	0.197 (0.371)
-1	0.859 (1.091)	0.974 (1.605)	1.182* (1.833)	1.319* (1.826)	1.308* (1.696)	0.019 (0.036)
0	0.930 (1.523)	0.867* (1.677)	0.441 (0.879)	0.572 (0.885)	1.141** (2.118)	0.660 (1.599)
1	3.698*** (4.418)	1.405** (2.105)	0.538 (0.857)	1.612** (2.109)	3.501*** (4.531)	1.104* (1.938)
2	0.219 (0.271)	0.448 (0.721)	0.597 (0.919)	0.058 (0.079)	1.461* (1.953)	0.028 (0.048)
3	-0.134 (-0.1950)	0.506 (0.850)	0.253 (0.371)	-0.204 (-0.260)	0.527 (0.888)	0.123 (0.232)
4	0.443 (0.576)	1.356* (1.802)	0.827 (1.259)	1.979** (2.236)	0.106 (0.163)	0.087 (0.144)
5	0.537 (0.639)	0.996 (1.498)	0.602 (0.806)	1.430 (1.630)	0.382 (0.510)	0.152 (0.270)

注:括号内为t统计值,***、** 和 * 分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

4. 按照规模大小分组实证结果分析

类似地,我们根据所选样本资产规模大小的不同,将所有的728个样本平均分为大、中、小三组。同样运用式(1)对三组不同的样本进行回归分析,计算结果如表3(b)所示。

根据规模大小进行分组结果表明:对于资产规模大与小的样本组,公告前的订单流不平衡与盈余

3. 按照盈余信息含量高低分组实证结果分析

为了更好地说明订单流不平衡与盈余信息的关系,我们按照盈余信息含量(非预期盈余的绝对值)的高低程度不同,将所有的728个样本平均分为高、中、低三组,运用公式(1)对三组不同的样本进行回归分析,计算结果见表3(a)所示。

根据盈余信息含量高低进行分组研究表明:对于盈余信息含量高的样本,其回归结果与全部样本回归结果基本一致,但是在盈余宣告日,非预期盈余信息与订单流不平衡相关性不显著,盈余信息融入市场价格的效率不高。对于信息含量居中的样本,在窗口[-5,-1]日的系数 δ_1 表现为显著正相关的天数不多,不能够很好地说明订单流不平衡与盈余信息显著正相关;在窗口[0,5]日的检验结果与全部样本结果相一致。对于非预期盈余低的样本,盈余宣告前,订单流不平衡与盈余信息关系的显著性不如盈余信息含量高和中的样本组,盈余宣告后,订单流不平衡与盈余信息相互独立。

信息基本表现为正相关,但是显著性水平不明显;公告日的订单流不平衡与盈余信息是相互独立的;公告后的第一天,投资者会根据盈余信息的好坏,做出自己的买卖决策,随后,盈余信息基本不再具有投资价值。对于规模居中的样本,其结论与全部样本回归结果基本一致,只是公开的盈余信息融入市场的效率稍微低一些,在信息公开后2天才能够

彻底融入到市场的交易价格中。因此,将所选全部样本分别根据盈余信息含量高低和公司规模大小进行分组后,其检验结果与全部样本检验结果尚存在部分差异。

(三)稳健性检验

为了增强实证分析结论的可靠性,本文利用交易数量衡量的订单流不平衡进行稳健性检验。其中,全样本回归结果和考虑到订单流自相关性后的回归结果与上述实证过程的检验效果一样。按照非预期盈余高低分组回归结果表明,高、中非预期盈余样本检验效果比上述检验结果显著性稍微弱一些,非预期盈余低的样本检验效果跟上述情况类似。按照规模大小分组回归结果显示,大规模样本的检验效果比上述检验结果显著性稍微弱一些,中、小规模样本的检验效果跟上述情况类似。

四、研究结论

本文选取中国A股非金融类上市公司的季度财务报告,研究了定期公告前后的订单流不平衡与盈余信息的关系。研究结果表明:(1)盈余宣告前,

市场上存在盈余信息提前泄漏的现象,知情交易者据此做出买卖单选择,导致市场上的订单流不平衡程度较高,订单流不平衡与盈余信息基本表现为显著正相关。(2)盈余宣告日,投资者会依据盈余信息的好坏做出有利的订单决策,表现为订单流不平衡与盈余信息呈显著正相关关系。(3)盈余宣告后的第一天,盈余信息才能够充分融入到交易价格中,表明中国市场尚未达到半强有效市场程度,之后盈余信息对订单流不平衡不再产生显著影响。(4)同时还发现订单流不平衡和盈余信息的关系一定程度上受到订单流不平衡序列自相关性的影响。

上述研究结果表明,中国证券市场中盈余信息的作用较显著,但仍存在较严重的信息不对称程度,市场有效性较差。因此,有关监管部门应该加强信息监管,规范证券市场的信息披露行为,适度引导上市公司进行信息预告,以提高证券市场的信息透明度,进而提高市场的有效性。同时,对于信息披露前的信息提前泄漏等违规行为,监管机构要严格管制、严厉打击,以维护市场投资者的利益,确保证券市场健康发展。

参考文献:

- [1] Ball R, Brown P. An empirical evaluation of accounting income numbers[J]. Journal of Accounting Research, 1968(6):159–178.
- [2] Beaver W. The information content of annual earnings announcements [J]. Journal of Accounting Research, 1968 (supplement): 67–92.
- [3] Bamber L S. The information content of annual earnings releases: a trading volume approach[J]. Journal of Accounting Research, 1986(3):40–56.
- [4] Freeman R. The association between accounting earnings and security returns for large and small firms [J]. Journal of Accounting and Economics, 1987(9):195–228.
- [5] 张庆翠.股票交易量对年报盈余信息反应的实证研究[J].财经理论与实践,2003(11):44–48.
- [6] Chae J. Trading volume, information asymmetry and timing information[J]. Journal of Finance, 2005(60):413–442.
- [7] 刘巍,张文龙.中国上市银行股票交易量对年报信息的反应的分析[J].国际金融研究,2007(10):68–71.
- [8] Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Order imbalance, liquidity and market returns [J]. Journal of Financial Economics, 2002 (65):111–130.
- [9] Sukwon T K, Hans R, Stoll. Is order imbalance related to information[R]. SSRN Working Paper, 2009.
- [10] Kyle, Albert S. Continuous auctions and insider trading[J]. Econometrica, 1985(53): 1335–1355.
- [11] 赵现明,张天西.基于XBRL标准的年报信息含量研究[J].经济与管理研究,2010(2): 102–107.
- [12] Lee, Charles M C, Mark J, Ready. Inferring trade direction from intraday data[J]. Journal of Finance, 1992(46): 733–747.
- [13] Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Evidence on the speed of convergence to market efficiency [J]. Journal of Financial Economics, 2005(76): 271–292.
- [14] 王春峰,孙永亮,房振明.订单流不平衡对股票价格的冲击效应实证研究[J].北京理工大学学报:社会科学版,2007,9(2): 71–75.

Earnings Information and Order Imbalance around Periodical Reports

WANG Chunfeng¹, SUN Jinshuai¹, FANG Zhenming², HUANG Xiaobin¹

(1.College of Management and Economics,Tianjin University,Tianjin 300072,China;2.Bohai Securities Co. Ltd.,Tianjin 300381,China)

Abstract: This paper selects the quarterly financial reports of China's A-share non-financial listed companies, studies the relationship between order imbalance and earnings information before and after the earnings announcement with event study method. The results show that, there is a phenomenon of early leakage of earnings information on the market before earnings announcement. On and before the declaration date of earnings announcement, order imbalance and earnings information have the basic performance of significant positive correlation relationship. After the earnings announcement, it needs some time to take the earnings information into the transaction price, which shows that China's stock market has not yet reached semi-strong efficient market level, and earnings information no longer has a significant impact on order imbalance later. We also find that, to some extent, the sequence autocorrelation of order imbalance has an impact on the relationship between earnings information and order imbalance.

Key words: periodical reports; earnings information; earnings surprise; order imbalance

[责任编辑：箫姚]

(上接第 70 页)

Study on Trading Network Model and Its Stability in Stock Market

BIAN Yuetang¹, ZHANG Yuefeng², XU Lu³

(1.School of Business, Nanjing Normal University ,Nanjing 210023 ,China; 2.State Key Laboratory of Hydro Science and Engineering, Tsinghua University ,Beijing 100084 ,China; 3.Nanjing Institute of Railway Technology ,Nanjing 210031 ,China)

Abstract: A trading network model is introduced based on the basic rules of limit order book. Through the simulation analysis of the network model, not only the statistical characteristics of degree distribution, clustering coefficient, average path length, degree correlation and so on are described, but also the stability of the network and the relationship between the degree of the network and the trading volume are studied. The feature of small world and scale free is obviously shown. Particularly, the results show the relatively stable clustering coefficient which is not dependent on the network scale, growing average path length with linear slope as the network size increasing logarithmically and the positive correlation between the degree of the network and the trading arrival rate. Meanwhile, the investment network has a high stability for random attacks, while it's lower under the selective attack.

Key words: stock market; trading network; stability

[责任编辑:箫姚]