媒体报道、机构交易与股价的波动性

谭松涛 崔小勇 孙艳梅

(中国人民大学财政金融政策研究中心,北京 100872;北京大学经济学院,北京 100871; 对外经济贸易大学金融学院应用金融研究中心,北京 100029)

摘 要:本文考察了不同投资者对媒体报道信息反应速度的差异,以及他们的交易行为对资产价格波动性的影响。研究发现,首先,无论机构还是个体投资者的交易行为都会受到媒体报道的影响。但是,与个体投资者相比,机构交易对媒体信息的反应更加及时。其次,机构和个体投资者的交易行为都会加大市场波动。但是,在剔除了公司信息驱动的交易行为之后,机构的交易行为降低了价格波动,而个体投资者的交易对价格波动率的影响依旧为正。研究表明,与个体投资者相比,机构通过交易更快地对市场公开信息做出了反应、降低了资产价格波动,这意味着机构在促进市场信息效率方面发挥了积极的作用。

关键词:媒体报道:投资者交易:信息效率

JEL 分类号:G11, G19 文献标识码:A 文章编号:1002 -7246(2014)03 -0180 -14

一、引言

机构投资者是否发挥了改进股票市场信息效率、稳定市场资产价格的功能,这一直以来都是学术界热议的一个话题。大量学者从诸多角度对这一问题进行了深入的研究,并得出了一些颇有意义的实证结果。例如,祁斌等(2006)发现,机构投资者持股比例与股票波动性之间存在显著的负相关关系,并得出机构投资者有稳定市场的功能。侯宁和叶冬艳(2008)发现机构投资者持股比例与股票个体波动性之间存在显著的正相关关系,进而认为机构投资者能够改进市场信息效率。王咏梅和王亚平(2011)同时考察了机构持

作者简介: 谭松涛,经济学博士,中国人民大学财政金融政策研究中心, Email: Tansongtao@ 126. com. 崔小勇(通讯作者),经济学博士,北京大学经济学院, Email: Cuixiaoyong@ pku. edu. cn. 孙艳梅,经济学博士,对外经济贸易大学金融学院应用金融研究中心。

收稿日期:2013-09-10

^{*}本文受国家自然科学基金项目"政治关联、外部融资约束与企业投资:基于地级市政府换届数据的研究"(项目批准号:71102109)、国家自然科学基金"多部门框架下政府政策的评价方法及其应用研究"(项目批准号:71103208)、国家自然科学基金"新媒体冲击、公司治理与上市公司财务欺诈行为"(项目批准号:71202026)资助。作者感谢匿名审稿人提出的修改意见,当然,文责自负。

股和机构交易,结果发现机构的持股行为会提高市场信息效率,稳定市场;而机构的交易行为则降低市场效率,加剧市场波动。

本文沿袭了王咏梅和王亚平(2011)的思路,从交易行为的角度考察机构对市场信息效率和资产价格波动性的影响。但是,与以往学者将信息学效率和市场稳定性合二为一的方法不同,本文将上述问题拆解成两个部分分别进行研究。我们知道,自从 Roll(1988) 用股价的个体波动率作为信息效率的度量指标以来,学者们就开始使用该指标或者该指标的变形来研究市场信息效率问题。此后,Jin and Myers(2006)也通过理论模型证明,信息的有效性和市场的稳定性即便不是同样的事情,其本质也是一致的。这进一步在信息效率和市场稳定之间搭建了桥梁。然而,这并不意味着我们只有这一种方法来研究市场信息效率问题。

当我们回到信息效率最原始的定义,可以看到,所谓信息效率是指公司信息能否充分、及时地反映在股价中。针对机构交易是否促进市场信息效率这一具体问题,其实质就是考察机构是否能够比市场其他参与者更快地对信息做出正确的反应,从而使得价格能够更快地反映出市场信息。如果公司信息被报道后,机构能够比个体投资者更快地对该信息做出交易反应,那么,机构交易就提高了资产价格对信息反映的速度,进而提高了市场信息效率。在上述思路下,我们可以通过比较机构和个体投资者对市场信息的反应速度,为机构交易行为是否增强了市场信息效率问题提供一个更为直接的经验证据。

而对于机构交易是否加剧了市场波动,我们也给出了一个不同的研究思路。我们认为,虽然从理论上讲,信息是驱动价格发生变化的根本原因,但是,现实市场中资产价格的波动性远远超过其基本面波动性和红利贴现波动性所能解释的程度。噪声、泡沫、投资者心理偏见等因素引发一些与基本面无关的非理性交易行为,成为股价波动的重要因素(West,1988)。而当我们对市场稳定性进行评价的时候,信息变化导致的价格波动并不是我们关注的重点。我们真正关心的是如何降低非信息驱动的价格波动,如何使市场尽可能少地出现由于非基本面因素导致的价格的大起大落(王咏梅和王亚平,2011)。把这种思路应用到机构交易与市场波动之间关系的时候,我们应该首先将交易行为区分成两部分——信息驱动的交易和非信息驱动的交易,然后考察后者对市场波动性的影响。只有这样才能对交易的市场影响做出客观的评价。

基于以上两个想法,本文利用中国主流财经媒体对上市公司的新闻报道刻画市场公开信息,然后考察机构投资者如何对公开信息进行反应,以及机构基于非公开信息的交易行为对资产价格波动性的影响。我们认为,虽然投资者可以通过媒体报道、分析师报告甚至直接到上市公司进行调研等手段获取信息,但是,这些仅仅是对"已公开信息"进行加工处理,而无法通过这些手段获取非公开信息。只有媒体报道才是将"非公开信息"变成"公开信息"最重要(甚至是唯一)的渠道。从这个角度讲,我们可以认为,媒体报道的信息和"公开信息"是近似对等的。不同投资者之间的差异在于他们获取公开信息的手段是不同的。对于个体投资者而言,媒体报道是他们获取公开信息最主要的途径(Barber and Odean,2008)。而机构投资者则可以充分利用分析报告和公司调研等多种手段获取

这些公开信息。在"有限关注"的假设下,信息获取手段的多样性可以帮助机构投资者更快地掌握信息,提高其对信息的反应速度,进而对资产价格产生影响。

本文的研究发现:(1)无论机构还是个体投资者,他们的交易行为都受到媒体报道的影响。媒体报道中负面词汇比例越高,则投资者的净卖出越多。但是,与个体投资者相比,机构对媒体报道的反应速度更快,而个体的反应则存在一定时间的滞后。(2)从整体上看,无论是机构还是个体投资者,他们的交易行为与市场波动率之间都呈现正相关的关系。但是,在剔除了媒体信息驱动的交易之后,机构的交易行为减弱了市场波动率,而个体投资者的交易依然加剧市场波动率。这表明,机构交易虽然加剧了市场波动性,但是这种影响更多的是基于媒体信息做出的正常反应。在剔除这种反应之后,机构交易减弱了市场波动性。

本文随后的安排如下:第二部分回顾相关文献;第三部分是研究假设;第四部分是实证研究设计;第五部分是实证研究结果,最后部分是研究结论和启示。

二、文献回顾

(一)市场信息效率与机构投资者

股票市场是信息驱动的市场,股价对信息的有效反映是市场得以存在的基础。市场的信息效率,就是在描述资产价格能否及时、准确地反映市场信息。自 Roll(1988)以来,学者们往往采用股票个体波动率、个体波动率在总体波动率的比例(或者股价同步性)来度量市场信息效率水平。原因在于,当市场信息效率比较高的时候,公司股价中个体信息的含量较高,股票的个体性波动率较大,股价同步性较低。这一观点在 Jin and Myers (2006)、Hutton et al. (2009)、Durnev et al. (2003)等文献中均得到了一定的证实。然而,另一方面,一些证据也从侧面表明,当市场中噪声比较多的时候,噪声引起的非理性行为也会导致个体波动率的提高。例如,Dasgupta et al. (2010)发现,当公司信息不透明的时候,噪声会加重公司股价的不确定性,个体波动率越高。Lee and Liu(2011)则从理论和实证两个角度得出当市场噪声较多时,个体波动率负向地反映市场的信息效率。虽然这些研究绝大多数都是从侧面提供的证据,但却给我们在度量市场信息效率的时候造成了一些困扰。也正是考虑到这一点,我们才想到从更加直接的角度,考察投资者对市场信息效率的影响。

市场信息效率水平与机构投资者之间有着重要的联系。我们知道,作为证券市场中一类特殊的投资者,机构拥有着比散户更大规模的资金支持、更多的专业知识,具备更强的信息解读能力和更少的非理性情绪,这些因素使得机构在投资过程中更加理性(Lakonishok et al.,1992; Bartov et al.,2000)。这包括,机构能够更好地解读公司的盈余操纵(Balsam et al.,2002),更好地运用信息(Cohen et al.,2002)等。此外,从非直接的角度看,机构投资者持股比较高的公司会吸引更多的分析师跟踪分析公司信息(Sias,1996),提高公司信息披露质量(Bushee and Noe,2000),通过积极参加公司治理实践限制经理人

的委托代理问题(Shleifer and Vishny,1986; Chen et al.,2007等),降低公司应计异常现象 (Collins et al.,2003)。这些因素都有助于机构投资者改善证券市场信息效率水平。但与此同时,也有证据表明,机构投资者的羊群效应和正反馈交易(Malkiel and Xu,2003)会给市场带来噪声,加剧市场波动,破坏市场稳定性。因此,机构投资者与市场信息效率之间的关系依旧是一个悬而未决的问题。

(二)媒体报道与资产价格

媒体报道对资产价格的影响主要通过两个渠道实现的:一是媒体的报道会向市场提供反映公司价值的最新信息,从而影响资产价格;二是在投资者"有限关注"的前提下,媒体报道可以提高投资者对被报道公司的关注度,降低投资者因关注度不足导致的分散化投资不足问题(Merton,1987),进而降低资产要求的风险补偿。

对于第一个渠道,人们通常是从媒体报道内容中提取媒体情绪,用其测度媒体报道内容的正面或负面程度,进而考察媒体情绪与资产价格之间的关系。例如,Tetlock(2007)用定量方法度量了媒体语气与股票市场短期走势之间的关系。文章发现《华尔街日报》"与市场同步专栏"中的文章体现出的悲观情绪与次日道琼斯指数收益率之间呈显著的负相关。Tetlock et al. (2008)进一步发现媒体对某只股票报道的情绪可以预测该股票未来的收益以及公司未来财务盈余。除此之外,Antweiler and Frank(2004)利用雅虎财经和"愤怒的公牛"BBS(网络股票讨论专区)中关于道琼斯工业平均指数和道琼斯国际指数45 家成份股的150 万条留言,构建了股市牛气指数及意见分歧指数,结果发现BBS 正面信息对下一个交易日的股票收益有预测作用。

对于第二个渠道,其机制在于媒体对上市公司信息的报道降低了投资者"有限关注"造成的行为偏差,进而影响了资产价格。对投资者交易行为的研究表明,新闻媒体的报道会吸引投资者的注意力(Liu et al.,2008),而媒体报道也主要通过影响有限理性投资者的注意力,影响其投资行为(Barber and Odean,2008)。在有限关注的框架下,Klibanoff et al. (1998)发现相关国别新闻出现在《纽约时报》头版的几周内,封闭式国别基金的价格会更接近其价值水平。Chan(2003)发现负面新闻对股票收益率的负面影响可以长达12个月之久,而正面新闻对收益的影响相对较弱。Fang and Peress(2007)则发现,从横截面角度看,那些很少被媒体关注或报道的公司会有更高的回报率。

然而,纵观以往学者的研究我们可以发现,这些研究要么是在考察媒体报道与交易行为 之间的关系,要么是在考察媒体报道与资产价格之间的关系。很少有学者将"媒体关注—交 易行为—资产价格"放在一个框架下进行研究。媒体报道如何通过交易行为影响资产价格, 这依然是一个有待解决的问题,本文的研究为这一问题提供了一定的实证结果。

三、研究假设

本文的研究主要包括两个方面:一是考察与个体投资者相比,机构的交易行为是否促进了市场信息效率。二是考察机构和个体投资者的交易行为对市场波动性的影响。

对于第一个问题,我们通过比较机构和个体投资者对媒体信息作出正确反应的速度,从更加直接的角度考察交易行为如何影响市场信息效率。具体而言,我们用中国主流财经媒体的报道作为市场公开信息的替代指标,然后沿袭 Tetlock (2007)和 Loughran and McDonald (2009)等文献的方法,用媒体报道内容中正面和负面词汇占总词汇的比例来度量媒体情绪。并用该指标反映媒体报道内容的积极和消极程度,或者说作为媒体报道内容是好消息还是坏消息的判断指标。根据这一指标,我们可以推断投资者应该做出的交易的净头寸方向。例如,如果媒体报道中正面词汇比例较高,那就意味着该报道属好消息,投资者净买人量应该较多。如果交易净头寸方向与媒体情绪一致,我们就认为投资者对媒体信息作出了正确反应。

为了考察不同投资者对媒体信息反应速度的差异,我们将媒体报道变量的滞后项纳入回归方程中。如果投资者对媒体报道的反应比较及时,那么信息在当期就会影响投资者的交易行为。而如果投资者对媒体报道的反应比较迟缓,那么信息对交易行为的影响会存在一定的滞后。利用这种方法,我们可以比较机构和个体投资者对信息的反应速度,以及不同投资者对市场信息效率的促进作用。据此,我们给出假设1:

H1:机构比个体投资者更快地对当期信息作出正确反应。

对于第二个问题,我们认为,投资者交易行为是由两部分组成的:一是市场公开信息驱动的交易;另一部分则是由非信息因素(如噪声、泡沫、投资者心理偏见等)引发的交易。由于前者是投资者对市场信息的正当反应,因此,即便它们加剧了市场价格的波动,我们也应该予以接受。但是,非信息主导的交易行为对市场波动性的影响则可以通过加强上市公司信息披露、提高市场信息效率、深化投资者理性投资的教育活动等措施予以降低。换句话说,我们关注的应该是后者对市场波动性的影响。而这一点恰恰是以往文献在考察机构交易与市场波动性之间关系时忽视的问题。

正是考虑到这一点,我们将投资者的交易行为分离成两个部分,信息驱动的交易和非信息驱动的交易,然后考察不同的交易行为对市场波动性的影响,并将其与个体交易行为的影响进行对比。我们认为,如果机构投资者发挥了稳定市场的作用,那么就应该看到机构因非信息因素产生的交易行为会降低波动性水平。据此,我们给出假设2:

H2:对于机构投资者而言,非信息驱动的交易行为会降低市场波动性。

四、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文使用的数据包括机构和个体投资者交易数据、媒体信息数据以及上市公司股价数据。其中第三部分的数据来自国泰安(CSMAR)公开数据库,而前两个数据则是非公开数据。这里,我们简单介绍一下这两个数据的基本情况。

文章使用的机构交易数据包含了2005~2008年间所有在深圳证券交易所 A 股上市的公司每天的总成交量、由机构驱动总买(卖)单量、由个体投资者驱动的总买(卖)单

量)。^① 由此,我们可以分别计算出在每个交易日、每只股票由机构和由个体驱动的净买人量以及总交易量,用来度量机构和个体的交易行为。

本文使用的媒体信息数据来自 2011 年中科院计算所开发的"中国新闻数据分析库"。该数据库涵盖了中国证监会指定媒体、行政化媒体和市场化媒体等中国内地主流财经媒体对上市公司的报道信息。原始数据包括新闻发布的时间、报道机构、被报道公司名称、新闻内容。在原始数据的基础上,数据库团队借鉴 Loughran and McDonald(2009)的研究成果,首先构造了一个包含 3755 个正面词汇,6017 个负面词汇的金融词库。然后基于这一词库对每个报道内容中的词汇进行归类,分别计算出每篇报道中正面词汇和负面词汇在文章中的比例。我们将正面(负面)词汇占总词汇的比例定义为媒体情绪,并用其度量媒体信息的积极(消极)程度。此外,我们还根据媒体报道内容构造出媒体关注度指标,以及媒体情绪分歧指标。具体定义见本节第三部分。

虽然从数据频率上看,机构交易和媒体信息都是日度数据,但是,由于很多公司并不是每天都会有媒体报道,如果采用日度数据进行研究,媒体信息指标中大量的观测值可能会是零值。因此,本文在研究过程中将日度数据在周内进行加总,并用周频率数据进行研究。

(二)计量模型设定

为了对第一个假设进行检验,我们在控制了媒体关注度和媒体报道情绪分歧指标之后,分别用媒体情绪指标对机构投资者和个体投资者的净买人水平进行如下方程的回归: $Netbuy_{int}^{Intit(Indiw)} = \beta_0 + \beta_1 Positive_{in} + \beta_2 Negative_{in} + \beta_4 Coverage_{in} + \beta_4 Disag_{in}$

+ $\gamma_1 Positive_{i,t-1} + \gamma_2 Negative_{i,t-1} + \gamma_3 Coverage_{i,t-1} + \gamma_4 Disag_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ (1)

其中,下标i代表股票i,t代表第t期。被解释变量分别是机构投资者在t期对股票i的净买入金额。考虑到不同市值公司的交易规模可能存在差异,我们用每只股票年末流通股市值对净买入金额进行标准化。

解释变量中, $Positive_u$ 和 $Negative_u$ 为第 t 期,公司 i 的所有报道内容中正面词汇和负面词汇占总词汇的比例的均值。计算时,我们先计算每篇报道正面词汇和负面词汇占该篇报道总词汇的比例,然后对公司 i 在第 t 期的所有报道进行简单算术平均。 $Coverage_u$ 为媒体关注度,定义为第 t 期,样本内所有媒体对公司 i 的报道次数之和。 $Disag_u$ 为 t 期,公司 i 的媒体报道情绪分歧。具体定义为第 t 期,公司 i 的每篇报道中正面词汇比例和负面词汇比例之比的标准差,我们用该指标度量媒体报道的异质性。如果在第 t 期,不同媒体报道中正面词汇和负面词汇比例的差异较大的话,那就意味着这段时间不同媒体对公司报道的倾向性存在较大差异。我们认为,在这种情况下,对于投资者而言,公司信息比较复杂。投资者根据这些报道进行投资决策比较困难。

为了检验第二个假设,我们首先分别用机构和个体交易总量对市场信息进行(2)式的回归:

① 王咏梅和王亚平(2011)阐述了驱动单(Market Order)和被动单(Limit Order)包含的信息的差异。篇幅所限,本文不再赘述。

 $Trad_{ii}^{lnst(Indiv)} = \beta_0 + \beta_1 Positive_{ii} + \beta_2 Negative_{ii} + \beta_3 Coverage_{ii} + \beta_4 Disag_{ii}$

+
$$\gamma_1 Positive_{i,t-1} + \gamma_2 Negative_{i,t-1} + \gamma_3 Coverage_{i,t-1} + \gamma_4 Disag_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$
 (2)

其中, $Trad_{ii}^{Inst}$ 和 $Trad_{ii}^{Indiv}$ 分别为机构和个体投资者第 t 期,对 i 家公司驱动单买人和卖出量之和。与 $Netbuy_{ii}^{Inst(Indiv)}$ 指标类似,我们这里也用每只股票年终时流通股市值对总交易量进行标准化处理。通过(2)式的回归,我们可以得到回归方程的残差 $\hat{\varepsilon}_{ii}^{Inst}$ 和 $\hat{\varepsilon}_{ii}^{Indiv}$,该指标度量了非公司信息驱动的交易行为。然后在控制了媒体信息指标之后,我们用资产价格的波动率对这两个指标进行(3)式的回归;

$$Vol_{ii} = \beta_0 + \beta_1 \hat{\varepsilon}_{ii}^{lnut} + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{ii}^{lndiv} + \beta_3 Negative_{ii} + \beta_4 Coverage_{ii} + \beta_5 Disag_{ii} + \gamma_1 Positive_{i,t-1} + \gamma_2 Negative_{i,t-1} + \gamma_3 Coverage_{i,t-1} + \gamma_4 Disag_{i,t-1} + u_{ii}$$
(3)

其中,被解释变量为资产价格在一周内的波动率,我们用股票日收益率的标准差进行度量。同时,为使波动率指标更接近正态分布,我们对其进行了对数变换,这也是文献中通用的做法(如 Sias,1996;Rubin and Smith,2009;王咏梅和王亚平,2011 等)。

五、数据描述及实证检验结果

(一)数据统计描述

在这一部分,首先对本文使用的机构交易数据和媒体信息数据进行一个简要的介绍。根据深圳证券交易所提供机构和个体驱动买入(卖出)单数据,我们计算出每周的由机构和个体驱动的总买(卖)单量、机构和个体驱动净买入量、机构和个体驱动的总交易量四个指标。考虑到不同公司市值的差异,我们用每只股票年末时流通股市值对上述指标进行标准化处理。根据媒体报道数据,我们分别计算出媒体情绪、媒体关注度和媒体情绪分歧三个指标。以上指标具体的描述性统计见表1。

 指标	含义	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
Netbuy ^(inst)	机构驱动净买人	0. 439	7. 868	- 46. 45	389. 24	0. 035
Netbuy ^(indiv)	个体驱动净买人	0. 706	6. 617	-320.83	150. 87	0. 675
Trade (inst)	机构驱动总交易	3. 117	9. 472	0.0004	451.06	1. 423
Trade (indiv)	个体驱动总交易	30. 04	32. 566	0.017	589. 55	20. 232
Negative	负面词汇比例	0. 010	0. 0084	0	0. 042	0.009
Positive	正面词汇比例	0.046	0.024	0.0008	0. 113	0.045
Coverage	媒体关注度	3. 814	3. 671	1	20	3
Disag	媒体情绪分歧	5.019	5. 551	0.050	31. 317	3. 186

表 1 机构交易与媒体信息数据统计描述

表2给出了媒体报道指标与机构交易指标间的相关系数。由于投资者交易指标都是作为被解释变量的,所以,交易指标之间的相关系数我们这里就省略了。从相关系数上看,媒体信息指标间不存在严重的线性相关问题。从媒体报道指标与交易指标间的相关系数看,机构净买入与媒体报道中正面词汇、负面词汇比例都是负相关的,而个体净买入

与上述两个指标都是正相关的。媒体关注度与机构净买人是正相关,与个体净买人是负相关。但是媒体关注度与机构和个体交易总量之间都是正相关的。媒体情绪分歧指标与机构净买人之间是正相关,与个体净买人之间是负相关,与总交易量是正相关。这表明,当媒体报道内容的分歧较大时,会导致投资者信念差异增加,相互之间的交易增加。而分歧较大的时候,意味着市场信息不够清晰,此时,个体投资者倾向于净卖出,而机构投资者拥有更强的信息解读能力,倾向于净买人。

	机构 净买人	个体 净买人	机构 总交易	个体 总交易	负面词 汇比例	正面词 汇比例	媒体 关注度	媒体情 绪分歧	
负面词汇比例	- 0. 040	0. 044	-0.042	-0.030	1				
正面词汇比例	-0.020	0.002	0.017	-0.043	0. 219	1			
媒体关注度	0.043	-0.024	0.080	0.078	0.025	-0.050	1		
媒体情绪分歧	0. 031	-0.034	0.057	0. 017	-0. 263	0. 228	0. 083	1	

表 2 机构交易与媒体信息相关系数

(二)媒体信息与机构交易行为

这一部分通过比较机构和个体投资者对信息反应速度,考察机构是否促进了市场信息效率。我们认为,如果机构投资者的交易受当期信息影响,而个体投资者的交易行为更多地受滞后信息影响,那就意味着机构对市场信息的反应更加及时,机构的交易行为促进了信息效率。表 3 给出了相应的回归结果:

	模	型 1	模型 2		
	机构净买人	个体净买人	机构净买入	个体净买人	
N	-60. 326 ***	60. 786 ***	-49. 446 **	59. 892 ***	
Negative_t	(-5.94)	(6.98)	(-2.53)	(3.48)	
Positive t	5. 453	- 6 . 814 **	4. 576	-4. 530	
	(1.47)	(-2.15)	(0. 64) 0. 255 ***	(-0.72) -0.141***	
Coverage_t			(7.75)	(-4.87)	
D.			0.067 ***	-0.063***	
Disag_t	·		(2.94)	(-3.15)	
Negative_t ~ 1	29. 793 ***	-23. 063 ***	31. 647	- 32. 287 *	
negative_t ~ 1	(3.01)	(-2.71)	(1.63)	(-1.89)	
Positive_t - 1	437	4. 881	-8.800	13. 703 **	
rositive_t – r	(-0.12)	(1.59)	(-1.20)	(2.13)	
Coverage_t - 1			-0. 071 **	0. 111 ***	
			(-2.23) 0.050**	(3. 94) -0. 030	
Disag_t - 1			(2. 27)	(-1.55)	
Const	1.063	0. 135	-0.308	0. 357	
Overall_R2	0.0011	0. 0020	0, 0038	0.0050	
Observation	27229	27229	14060	14060	

表 3 机构与个体对信息反应速度比较

注:所有回归均为固定效应回归。解释变量两端 1% 的数值均进行了 winsorize 处理。括号内为回归 t 值,***代表在 1% 的水平上显著,**代表在 5% 的水平上显著,**代表在 10% 的水平上显著。

从表3的结果可以得到如下结论:首先,与个体投资者相比,机构对媒体报道的反应 更加迅速。媒体报道中负面词汇越多,则机构投资者在当期净卖出数量越大。但是,当期 媒体报道中负面词汇越多,个体投资者在当期依然保持显著的净买人头寸,在下一期才会 出现显著的净卖出。这表明,机构投资者对当期信息的反应比较及时,而个体投资者的反 应相对迟缓。机构投资者通过自身的交易影响了市场供求,进而增强了市场的信息效率。

其次,从信息对两类投资者的影响上看,机构投资者对媒体的负面报道有显著反应,但媒体的正面报道无论是在当期还是滞后期对机构交易都没有显著影响。换句话说,对于机构而言,市场出现坏消息的时候,他们会卖出股票。但是,市场出现好消息的时候,他们并不会简单地根据市场信息进行买入。这一结论与 Chan(2003)是一致的。但是,对于个体投资者而言,当市场出现负面消息时,他们会在滞后一期卖出股票。当市场出现好消息的时候,他们会在滞后一期买入股票。从这个角度看,机构投资者的交易更为谨慎。

再次,从媒体关注度的角度看,媒体关注度对机构投资者当期的交易有显著正的影响,媒体关注度越高,则机构投资者在当期对该股票的净买入越多。而个体投资者对媒体关注较高公司的反应同样存在滞后,个体投资者对上期媒体关注度较高的公司有显著的净买人行为。关注度指标同样显示机构投资者对市场信息的反应更加迅速。

最后,从媒体报道情绪分歧看,当媒体报道中正面词汇和负面词汇比值的方差越大, 机构投资者倾向于净买入,而个体投资者倾向于净卖出。我们认为,当媒体报道情绪的分 歧比较大时,市场环境比较复杂,个体投资者更难对媒体报道的信息做出准确的评估,因 此,个体投资者会出现净卖出行为。这种行为如果引发资产价格出现低估,那就可能导致 机构出现净买人。

从以上实证结果,我们可以看出,与个体投资者相比,机构对当期信息的反应更加及时,而个体投资者会在一周之后才能做出与媒体信息内容相应的交易行为。从这个意义上说,机构比个体投资者更快地通过自身的交易行为反映上市公司的相关信息。机构的交易提高了市场信息效率。

(三)机构交易与股价波动率

从前面一部分的实证结果可以看出,与个体投资者相比,机构对媒体信息的反应更加 及时。接下来,我们考察机构投资者的交易行为对股价波动性的影响。

为了与以往研究进行一个对比,我们首先用股价波动率对投资者交易数据进行回归,得到表4模型3的结果。从模型3可以看出,无论是否控制媒体报道信息,机构和个体投资者的交易行为都加剧了市场波动性。但是,从数值上看,机构交易对市场波动性的影响更大。在控制了媒体信息之后,机构投资者一单位的交易量对股价波动率的影响是个体投资者的3倍。这一结论与王咏梅和王亚平(2011)相似。但是,正如我们前面所说,投资者的交易行为中有一部分是信息驱动的,有一部分是非信息的因素驱动的。如果交易是信息驱动的,那么交易所造成的市场波动就是合理的。因此,当我们评价机构交易是否加剧市场波动的时候,应该关注非信息驱动的交易行为。我们分别将机构和个体交易总量对媒体信息进行回归,并将回归的残差(分别记为 Resid_Trad_inst 和 Resid_Trad_indiv)作为非信

息交易行为的度量指标,然后用股价波动率对其进行回归。回归结果见表4模型4。

= 4	An Al-	-A- 101	⊢ ₽7.	/A. 244	ᇺᅲ
表 4	机构	父笏	一加	שמוחר	찌으

	A 7 17L12	以又勿可以以以以中	·		
	模	型 3	模型 4		
	股价	波动率			
Resid_Trad_inst			-0.076***	-0. 455 ***	
Resid_Trad_indiv			(-5.60) 0.016***	(-5. 25) 0. 142 ***	
nesia_naa_maiv			(10.47)	(4.21)	
Trad_inst	0. 014 ***	0. 015 ***			
	(15. 95) 0. 005 ***	(10.66) 0.005***			
Trad_indiv	(43. 59)	(22.94)			
Negative_t		5. 069 ***		0	
Positive t		(6. 35) -2. 972 ***		-4. 603 ***	
		(-10.12) 0.009***		(-5. 64) -0. 109 ***	
Coverage_t		(6.77) 0.0003		(-3.18) -0.001	
Disag_t		(0.30)		(-1.03)	
Negative_t - 1	,	1. 490 *		0	
Positive_t - 1		(1. 88) -3. 186 ***		-3. 849 ***	
		(- 10. 68) -0. 005 ***		(-6.76) -0.061 ***	
Coverage_t - 1		(-3.52) 0.001		(-4.89) -0.013***	
Disag_t - 1		(1.61)		(-2.81)	
Const	-3.635	-3.441	-3. 645	- 4. 397	
Overall_R2	0. 1118	0. 1458	0.0001	0. 0326	
Observation	37607	13964	13964	13964	

注:所有回归使用的均为固定效应模型。回归过程中,相关指标两端 1% 的数据进行了 winsorize 处理。括号内为回归 t 值, ***代表在 1% 的水平上显著, **代表在 5% 的水平上显著, * 代表在 10% 的水平上显著。

从表 4 右侧两列的回归结果可以看出剔除媒体信息引发的交易行为之后,机构投资者的交易对市场波动率的影响变成了负值,而个体投资者对市场波动率的影响依旧为正。结合模型 3 的回归结果,这意味着虽然整体上看机构的交易行为加剧了市场波动,但是,在剔除了公司信息驱动的交易行为之后,机构交易降低了市场波动性。但是,对于个体投资者而言,无论是否剔除公司信息的影响,其交易行为都在加剧市场波动率。

(四)稳健性检验

在上一部分,我们得到非信息驱动的机构交易行为降低了市场的波动性。这里,波动性的度量使用的是股价的标准差。虽然很多研究都认为用标准差衡量市场的稳定性是一个很直观的方法(祁斌等,2006;王咏梅和王亚平,2011;Sias,1996;Rubin and Smih,2009;Yan and Zhang,2009等),但是,也有文献利用其他指标来度量波动率。例如个体波动率(Durnev

et al.,2003)、市场激烈变化的价格跳跃频率(Jin and Myers,2006)、价格振幅的平方(Li and Wang,2010),波动率估计值的移动平均(Jones et al.,1994)等。考虑到文章结论的稳健性,我们用价格振幅和个体波动率作为波动率的度量指标来进一步验证上述结论。

按照 Li and Wang(2010)的观点,日内振幅在诸多文献中得到过应用(如 Corrado and Truongm,2007; Yang and Zhang,2009 等)。该指标从理论上、数值模拟上、实证中都表现出对波动率高效的测度(Alizadeh et al.,2002)。我们按照该文的定义,用(4)式计算日内价格振幅

$$\sigma^2 = Range^2 = \frac{(\ln high - \ln low)^2}{4\ln 2} \tag{4}$$

然后,在周内对价格振幅 Range 进行平均,用其度量周内价格波动状况。表 5 的模型 5、6 给出了相应的回归结果。

此外,考虑到股价的波动也可能是由宏观或行业因素导致的,为了将这种宏观和行业的影响剔除掉,我们借鉴了 Durnev et al. (2003)的方法,用方程(5)估计出每只股票在每个月的个体波动率(Idiosyncratic Volatility):

$$r_{i,j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 r_{m,j,t} + \gamma_2 r_{ind,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}$$
 (5)

其中, $r_{i,j,t}$ 为股票 i 在第 t 个月份的第 j 个交易日的收益率, $r_{m,j,t}$ 为第 t 个月份的第 j 个交易日以流通股市值加权的市场平均收益率, $r_{ind,j}$ 为第 i 个股票所属行业在第 t 个月份的第 j 个交易日的行业指数收益率。该回归模型的残差平方和($Idiov_{tt}$)即是股票 i 在月份 t 的个体波动率。该指标度量了股价中非市场和行业因素导致的波动率。沿袭文献中常用的做法,我们对该指标进行了对数变换。表 5 模型 7 、8 给出了相应结果。

スプログスのパロアが川口が開かり、中区のデー							
	价格振幅			皮动率			
	模型 5	模型6	模型7	模型 8			
D :1 T 1: .		-0.435**		-0. 028 ***			
Resid_Trad_inst		(-2.38)		(8.52)			
D: 1 T 1 '- 1'		0. 111		0. 057 ***			
Resid_Trad_indiv		(1.56)		(11.29)			
The 1 to a	0. 042 ***		0. 002 ***				
Trad_inst	(15.40)		(13. 15)				
Trad indi-	0. 014 ***		0. 0006 ***				
Trad_indiv	(34. 91)		(32. 31)				
Negative_t	5. 910 ***	0	7. 33 ***	0. 143			
Negative_t	(3.66)	U	(4.98)	(1.21)			
Positive_t	- 8. 981 ***	- 8. 869 ***	0. 95 *	-2.29**			
rosmve_t	(-15.15)	(-5.16)	(1.88)	(-2.08)			
Causes 4	0. 016 ***	-0.044	0. 008 ***	-0.028			
Coverage_t	(5.90)	(-0.61)	(9.33)	(-0.35)			
Dinon t	0.002	0.003	-0.001	0.002			
Disag_t	(1.01)	(1.20)	(-0.96)	(0.71)			

表 5 机构交易对日内价格振幅和个体波动率的影响

				续表
	价格		个体证	支动率
	模型 5	模型 6	模型7	模型8
Negative_t - 1	4. 880 *** (3. 05)	0	3. 36** (2. 27)	-0.051 (-0.33)
Positive_t - 1	-8. 220 *** (-13. 66)	-7. 020 *** (-5. 86)	0. 334 (0. 66)	-1.72** (1.98)
Coverage_t - 1	-0.001 (-0.41)	-0.048* (-1.84)	-0.008*** (-9.34)	-0.010 (-1.65)
Disag_t - 1	0.003* (1.87)	-0.003 (-0.31)	-0.003** (-2.16)	-0.001 (-0.20)
Const	3. 462	3. 154	-5.302	-4.51
Overall_R2	0. 2529	0. 0189	0. 2260	0. 026
Observation	14060	14060	9025	9025

注:所有回归使用的均为固定效应模型。模型 5 和 7 是考察机构和个体交易总量对股价振幅和股票个体波动率的影响。模型 6 和 8 则是先分别用机构和个体总交易量对媒体信息指标进行回归得到残差,然后用股价振幅和个体波动率对残差进行回归。回归过程中,相关指标两端 1% 的数据进行了 winsorize 处理。括号内为回归 t 值。

我们分别用价格振幅和个体波动率作为被解释变量重复表 4 的工作,结果发现,股价波动率度量方式的变化未改变表 4 的结论。无论是机构还是个体投资者,他们的交易总量对股价振幅的影响依旧是正值;但是,在剔除了公司信息驱动交易行为之后,机构交易行为对股价振幅的影响是负值,而个体投资者的交易行为对股价振幅的影响为正值。

六、研究结论与启示

本文用中国主流财经媒体的报道数据作为市场信息的代理指标,考察了机构投资者是否促进了市场信息效率,降低了市场波动性。研究发现,首先,无论是机构还是个体投资者,他们的交易行为都会受到媒体报道的影响。但是,与个体投资者相比,机构对媒体报道信息的反应更加迅速。随着市场信息的出现,机构能够更快地通过交易对市场信息做出反应;而个体投资者的反应则存在一定时间的滞后。其次,从整体上看,无论是机构还是个体投资者,他们的交易行为都加剧了市场波动率。而且从数值上看,机构交易对市场波动率的影响程度更大。但是,在剔除了公司信息驱动的交易之后,机构交易降低了市场波动率,而个体投资者的交易行为对市场波动性的影响依旧为正。我们的研究表明,与个体投资者相比,机构投资者在提高市场信息效率、降低资产价格波动方面都发挥着更加积极的作用。

本文的研究具有如下几个理论和政策含义:(1)我们避开了传统市场信息效率度量指标存在的争议,从一个更加直接的角度考察了机构投资者如何对媒体报道这一类公开信息进行反应,并借此对机构是否增进了市场信息效率的问题提供了新的证据。(2)我们证实了虽然机构交易行为加剧了市场波动性,但是,这种效应主要是由信息驱动的,剔

除媒体信息驱动的交易之后,机构的交易降低了市场波动率。这一结论改进了王咏梅和 王亚平(2011)的研究结果。本文的研究将有助于我们更准确地认识机构交易行为的市 场影响,并在政策制定过程中全面地考虑这些影响,优化监管决策。

参考文献

- [1] 侯宁、叶冬艳,2008,《机构投资者、知情人交易和市场效率》,《金融研究》第4期。
- [2] 祁斌、黄明、陈卓思,2006,《机构投资者与股价波动性》,《金融研究》第9期。
- [3]王咏梅、王亚平,2011,《机构投资者如何影响市场的信息效率——来自中国的经验证据》,《金融研究》第10期。
- [4] Antweiler, W. and M. Frank, 2004, "Is All That Talk just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Board," Journal of Finance, Vol. 59, pp. 1259 ~ 1293.
- [5] Alizadeh, S., M. Brandt and F. Diebold, 2002, "Range based Estimation of Stochastic Volatility Models," Journal of Finance, Vol. 57, pp. 1047 ~ 1091.
- [6] Balsam, S., E. Bartov and C. Marquardt, 2002, "Accruals Management, Investor Sophistication, and Equity Valuation: Evidence from 10Q Filings," Journal of Financial Research, Vol. 40, pp. 987 ~ 1012.
- [7] Barber, B. and T. Odean, 2008, "All That Glitters: The Effect of Attention and News on The Buying Behavior of Individual and Institutional Investors," Review of Financial Studies, Vol. No. 2, pp. 785 ~818.
- [8] Bartov, E., S. Radhakrishnan, and I. Krinsky, 2000, "Investor Sophistication and Patterns in Stock Return after Earning Announcements," The Accounting Review, Vol. 75, pp. 43 ~ 63.
- [9] Bushee, B. J. and C. F. Noe, 2000, "Corporate Disclosure Practices, Institutional Investors, and Stock Return Volatility," Journal of Accounting Research, Vol. 38, pp. 171 ~ 202.
- [10] Chan, W., 2003, "Stock Price Reaction to News and No news Drift and Reversal After Headlines," Journal of Financial Economics, Vol. 70, pp. 223 ~ 260.
- [11] Chen, X., J. Harford, and K. Li, 2007, "Monitoring: Which Institutions Matter?" Journal of Financial Economics, Vol. 86, pp. 279 ~ 305.
- [12] Cohen, R. P. Gompers and T. Vuolteenaho, 2002, "Who Underreacts to Cash flow News? Evidence from Trading Between Individuals and Institutions," Journal of Financial Economics, Vol. 66, pp. 409 ~ 462.
- [13] Collins, D. G. Gong and P. Hribar, 2003, "Investor Sophistication and The Mispricing of Accruals," Review of Accounting Studies, Vol. 8, pp. 250 ~ 276.
- [14] Dasgupta, D., J. Gan and N. Gao, 2008, "Does Lower R2 mean More Informative Stock Prices? Theory and Evidence,"
 Working Paper, Hong Kong University of Science and Technology.
- [15] Durnev, A., R. Morck, B. Yeung, and P. Zarowin, 2003, "Does Greater Firm specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?" Journal of Accounting Research, Vol. 41, pp. 797 ~ 836.
- [16] Fang, L. and J. Peress, 2009, "Media Coverage and the Cross section of Stock Returns," Journal of Fiannee, Vol. 64, No. 5, pp. 2023 ~ 2052.
- [17] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, 2009, "Opaque Financial Report, R square, and Crash Risk," Journal of Financial Economics, Vol. 94, No. 1, pp. 67 ~ 86.
- [18] Jin, L. and S. Myers, 2006, "R2 Around the World: New Theory and New Tests," Journal of Financial Economics, Vol. 79, pp. 257 ~ 292.
- [19] Jones, C., G. Kaul, and M. Lipson, 1994, "Transactions, Volume and Volatility," Review of Financial Studies, Vol. 7, pp. 631 ~652.
- [20] Klibanoff, P., O. Lamont, and T. Wizman, 1998, "Investor Reaction to Salient News in Closed end Country Funds," Journal of Finance, Vol. 53, No. 2, pp. 672 ~ 699.

- [21] Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny, 1992, "The Impact of Institutional Trading on Stock Price," Journal of Financial Economics, Vol. 32, pp. 23 ~ 43.
- [22] Lee, D. W. and M. H. Liu, 2011, "Does More Information in Stock Price Lead to Greater or Smaller Idiosyncratic Return Volatility?" Journal of Banking and Finance, Vol. 35, No. 6, pp. 1563 ~ 1580.
- [23] Li, W. and S. Wang, 2010, Daily Institutional Trades and Stock Price Volatility in a Retail Investor Dominated Emerging Market, Journal of Financial Markets, Vol. 13, pp. 448 ~474.
- [24] Liu, L., A. Sherman, and Y. Zhang, 2009, "The Role of the Media in Initial Public Offerings," Working Paper, Hong Kong University of Science and Technology.
- [25] Malkiel, B. and Y. Xu, 2003, "Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility," Journal of Business, Vol. 76, Issue 4, pp. 613 ~ 644.
- [26] Merton, R, 1987, "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," Journal of Finance, Vol. 42, pp. 483 ~510.
- [27] Roll, R., 1988, "R2," Journal of Finance, Vol. 43, pp. 541 ~ 566.
- [28] Rubin, A. and D. Smith, 2009, "Institutional Ownership, Volatility and Dividends," Journal of Banking and Finance, Vol. 33, pp. 627 ~639.
- [29] Sias, R. W., 1996, "Volatility and the Institutional Investor," Financial Analysts Journal, March/April.
- [30] Shleifer, A., and R. Vishny, 1986, "Large Shareholders and Corporate Control," Journal of Political Economy, Vol. 94, pp. 461 ~ 468.
- [31] Tetlock, P., 2007, "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market," Journal of Finance, Vol. 62, No. 3, pp. 1139 ~ 1168.
- [32] Tetlock, P., M. Saar Tsechansky and S. Macskassy, 2008, "More than Words: Quantifying Language to Measure Firm's Fundamentals," Journal of Finance, Vol. 63, No. 3, pp. 1437 ~ 1467.
- [33] West, K., 1988, "Dividend Innovations and Stock Price Volatility," Econometrica, Vol. 56, pp. 37 ~ 61.
- [34] Yan, X. and Z. Zhang, 2009, "Institutional Investors and Equity Returns: Are Short term Institutions Better Informed," Review of Financial Studies, Vol. 22, No. 2, pp. 893 ~ 924.

Does Institutional Investors' Trading Behavior Exacerbate Stock Market Volatility?

TAN Songtao CUI Xiaoyong SUN Yanmei

(China Financial Policy Research Center, Renmin University of China; School of Economics, Peking University; School of Banking and Finance, University of International Business and Economics)

Abstract: This paper investigates whether the institutional investors' trading behavior improve the efficiency of stock market and delimitate the volatility of stock price. We find that the institutional investors react on the media Reports sooner than individual investors. And the institutional investors' trading derived by non-media information reduces the stock volatility and the individual investors' trading has an opposite influence.

Key words: Media sentiment, Institutional investor's trading behavior, Information efficiency

(责任编辑:方平)(校对:FY)