

交易冲击与资产的非对称波动： 基于“已实现波动率”*

梁丽珍 王茂斌 孔东民

[摘要]采用日内“已实现波动率”测度,本文从交易冲击的角度对中国A、B股的日内波动特征进行研究。结果表明,已实现波动率可以很好捕捉我国股市波动的非对称效应,而且这种非对称波动存在显著的时变特征;交易行为能够解释A股的非对称效应,但B股的非对称波动还存在其他的影响因素;知情交易降低了波动性,不知情交易则增强了波动性;结合“处置效应”对波动非对称性的更深入考察以及稳健性检验的都支持了我们的经验发现。

关键词: 已实现波动率 非对称波动 交易冲击

JEL 分类号: C30 G11 G12

一、引言

本文引入“已实现波动率”(realized volatility,也称“实际波动率”)来考察中国股市A、B股的交易冲击与价格波动之间的关系。尽管长期以来,资产价格的波动性一直是金融学理论与实务所关注的最基本内容(如 Engle(1982),Bollerslev(1986),Shiller(1981)以及 Schwert(1989)等等),但在近期,随着计算机运算能力的提高以及高频分笔数据的普及,学者们逐渐开始了对“已实现波动率”的深入研究。相比较传统的波动性测度方法,如 Engle(1982)、Bollerslev(1986)所提的 ARCH 族模型,已实现波动率测度无需模型预设(model free),同时也不需要复杂的参数估计方法。这一概念是由 Merton (1980),Andersen and Bollerslev (1998) 等学者提出并发展的^①,正如 Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2001)所指出的那样,已实现波动率构造简单,计算时只须对日内高频收益平方求和就能得到,但其背后的理论意义是深刻的:只要日内取样频率足够高,已实现波动率就能无限逼近积分波动率(integrated volatility,即瞬时波动率)在样本区间上的积分,它是对波动率的自然测度。此外,Andersen, Bollerslev, Diebold, and Ebens (2001)以及 Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2003)等学者也对已实现波动率进行了各方面的研究,并发现其优良性质。

国内学者对已实现波动率的研究并不多见(也许是限于高频数据的可得性),从有关的几篇文献中可以看到,在中国市场,已实现波动率要比 GARCH 模型、随机波动模型等传统的波动性测度更好,见徐正国、张世英(2004),熊正德、张洁(2006)以及张伟、李平和曾勇(2008)等学者的研究。

对于资产价格波动而言,长期以来,学者们发现其存在显著的不对称特征。如 Schwert(1989)研究了一段时期股票市场波动的变化,并分析了股票收益和宏观经济波动、经济活动、财务杠杆、以及市场交易活动的关系。波动与滞后收益率之间存在着负相关成为了一个风格化特征,这也就

* 梁丽珍,福建莆田学院,副教授;王茂斌,对外经贸大学金融学院,硕士生导师;孔东民,华中科技大学经济学院,硕士生导师。本研究受到国家自然科学基金(70803013)、对外经济贸易大学科研项目(07QD010)以及华中科技大学人文社科青年重点项目(2007001)的资助,谨致谢意。

① Merton (1980) 正式提出了已实现波动率,并指出在抽样频率足够密集的情况下,通过加总高频变量的平方值,一个独立同分布随机变量的方差可以被精确估计。

是“非对称波动效应”(asymmetric volatility effect)^①。在 Schwert(1989)之后,很多学者的研究都验证了这一现象,如 Nelson(1991),Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993),Engel and Ng(1993),Zakoian(1994)以及 Wu and Xiao(2002)等等,Bekaert and Wu(2000)给出了一个较为完善的综述。最近,Graham and Harvey(2003)则通过调查数据进一步发现了这种非对称波动效应的存在。

长期以来,有两种不同的思路对非对称性波动效应进行解释。一是以 Black(1976)和 Christie(1982)为代表的“杠杆效应”假说,公司的股票波动变化由公司的财务杠杆决定。当公司的收益为负时,其价值会随之下降,这使得股票风险增加,并提高了波动性。Schwert(1989)同样认为公司的运营杠杆效应使得收益和波动之间呈负相关,在经济不景气时尤为显著。二是以 Pindyck(1984),French, Schwert, Stambaugh(1987),和 Campbell and Hentschel(1992)为代表的“波动反馈效应”假说,即投资者预期到的波动性增加会要求证券提供更高的收益,因此会使得股价有一个即时性的下降。与杠杆效应解释相反,“波动反馈效应”认为是波动的变化导致了股票价格的变化。Bekaert and Wu(2000)同时提供了基于这两种假说的解释,Wu(2001)进一步构造了一个基于不对称波动的模型并在周频率和月频率下进一步证实了这两种解释都是重要的^②。Li(2003)提出了一个广义的基于代表性个体的均衡模型,该模型显示,波动的不对称性可能太强以致不能被杠杆效应和波动反馈效应的常规偏好参数所衡量。Duffee(2002)则给出了一个基于资产负债表的解释——这种解释更适用于低频率的分析(季度),因为资产负债表的变化在季度频率下才可以被较合理的测量。

尽管这两种假说都是合理的,也有不少研究支持这些假说的成立,但仍然存在不尽如人意之处,“杠杆效应”假说不能完全解释波动性对于股价变化的反应(Schwert,1989)。第二种假说的麻烦在于,它意味着收益和波动存在严格的正相关,但从实证上的证据来看,期望收益与波动的关系是一个还没有定论的议题,例如, French, Schwert, and Stambaugh(1987), Campbell and Hentschel(1992),and Ghysels, Santa-Clara, and Valkanov(2005)发现支持正相关的证据,然而, Breen, Glosten, and Jagannathan(1989)则发现支持负相关的证据。

事实上,上述两种假说仅适用于频率较低的数据(如月度、季度数据),这也是前人对非对称波动现象的研究的主要内容。但是这些假说成立的基础在日内频率下并不存在。财务杠杆显然不会在日内有所变化,或者即使有所变化也可以认为其可以忽略不计。同时,期望收益也许会随着交易周期不同而不同,但是如果针对日内高频分笔数据(tick-by-tick),这种变化同样也可以忽略不计或者难以识别。例如,Sims(1984)以及 Lehmann(1990)认为资产价格在短期间隔内应该遵从于鞅程序,因为在一个有效市场中,基于随机冲击造成的基本价值对称性的微弱变化也可以被合理忽略。这正如 Cochrane(2001)所说的,“在日频率下,风险和风险厌恶变化是不太可能的,对于一个商业周期而言(这也是我们能发现可预期超额收益的期间长度),这种变化才是合理的。”

在以上这些文献的基础上,我们对日频率下的非对称波动现象以及交易冲击进行考察。显然,这种高频率数据下的非对称波动现象,不太可能被上述两类假说所解释。因为在短期(日内或日间),传统上对波动非对称性的解释均无法成立(公司的财务杠杆或者基本价值很难在如此短的时期内发生变化)。这说明,如果我们能够在高频数据下发现波动的非对称性,那么必须寻求传统解释之外的原因。

我们正是考察个股波动的时间序列特征,并进一步基于交易冲击考察交易行为对于波动的这种非对称性的影响。

事实上,已经有不少研究利用传统的波动性测度发现中国股市存在日频率下的非对称波动现

① 或者说收益率与下一期收益率的条件方差是负相关的,即负(正)的收益率一般伴随着条件方差的上升(下降)。

② Wu(2001)认为杠杆效应和波动反馈效应可能同时起作用。假设有一事件(例如,外国市场动荡)使得交易者对本国市场的波动的预期上升,那么有关波动的冲击效应便常表现为交易者不愿买、而愿卖。这将导致股价下跌,以适应股票的买卖均衡。这正如波动反馈效应假说所预言,波动的预期上升将导致股价的立即下跌。而且,如杠杆效应假说所言,股价下跌又引起财务杠杆上升,然后导致股价更加波动,进而又导致股价更加下跌。

象。例如陆蓉、徐龙炳(2004a, 2004b)的研究。当然,我们在本文中利用已实现波动率也同样发现了这一现象,这说明非对称波动现象在中国也是稳健的。

本文从交易冲击这个新的角度考察股票收益波动的时序特征和波动在日频率下对于股票价格变化的反应,这在前人的研究中较少涉及,见 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)。从本质上而言,交易产生了价格波动,因此不对称波动的现象可以被看作交易过程的结果,见 French and Roll (1986)和 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)。本文中,我们在 Schwert (1989), Jones, Kaul, and Lipson (1994), Chan and Fong (2000)以及 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)的研究方法的基础上,对日频率下交易对个股收益波动的非对称性影响进行较为全面的研究。

本文的贡献主要如下:1、从已实现波动率的角度考察了中国股市的非对称波动性;2、从交易冲击的角度进一步考察是否买卖行为影响了这种非对称特征;3、进一步,我们从知情交易、惯性交易以及“处置效应”等角度对波动性进行了更为深入的研究;4、我们对比了 A、B 股是否存在不同的交易冲击效应问题。

本文的其它部分如下:第二部分给出研究方法和数据说明;第三部分报告基本的检验结果;第四部分对扩展的假说进行更深入的检验;第五部分讨论检验的稳健性;最后给出结论。

二、数据来源与研究方法说明

(一)数据来源说明

本研究所使用的样本数据包括中国股市日内交易的同时有 A、B 股上市的高频分笔数据(共 72 家)以及上证 180 指数(因为指数有调整,我们只选取了在研究期间内一直属于上证 180 样本的股票样本交集)。样本期间为 2005 年 9 月—2006 年 10 月。

全部数据来自于 CCER 高频分笔交易数据库。由于本文的主要目的在于考察 A、B 股波动的不对称性并对两个市场做一对比,因此我们以 72 家同时有 A、B 股上市的样本为基础加以报告。但是为了保证我们选择的样本不会因为受限于必须要有在 A、B 市场交易这一条件,我们还扩展样本到上证 180 指数的成分股进行研究。

其中,经过整理之后,72 家同时有 A、B 股上市公司的 A 股数据观测值为 9,995,996 条,B 股数据观测值为 3,913,593 条,基于上证 180 指数成分股的数据观测值为 25,450,640 条。

因为原始的高频分笔数据并没有买卖方向,因此我们在划分买方主动性交易和卖方主动性交易时,采用了 Lee and Ready(1991)的方法——市场微观结构理论研究中划分买、卖方主动性交易的标准方法,具体而言,如果交易价格高于成交前最优买卖报价的中点,则该笔交易确定为买方主动性交易,反之则为卖方主动性交易;在交易价格等于成交前最优买卖报价中点情况下,如果当前交易价格高于上一交易价格,则该交易确定为买方主动性交易,反之则为卖方主动性交易;如果当前价格与上一交易价格相等,则参考交易前时间上最近的价格变动。

(二)波动率的估计与检验模型设定

基于高频分笔数据的“已实现波动率”的估计所涉及的数据处理量较大,但是计算方法并不复杂。具体而言,先求得日内各笔成交价格的对数收益率^①:

^① 根据张伟、李平和曾勇(2008)的研究,我国股市高频分笔数据在计算 RV 时,频率越高效果越好,他们指出:“从已实现波动率估计值的标准差来看,采样的频率越高,统计误差越小。出现这种现象的原因是:(1)采样的频率越低,丢失的样本(信息)就越多,统计误差就越大;(2)随着频率的降低,已实现波动率估计中所假设零均值的条件也会被破坏,从而导致低频数据估计已实现波动率出现偏差。换言之,基于分笔数据,同时采用一阶偏差修正方法计算的已实现波动率能更精确地估计真实波动率。”他们的仿真模拟也进一步说明了用修正后的分笔数据估计是最精确的。因此,与他们的研究一致,我们在本文采用了修正后的原始分笔数据为基础。另外,我们也对 5 分钟频率也进行部分区间的抽样估计,结论也是不变(从张伟、李平和曾勇(2008)的研究也可以发现,这两种情况下,他们的检验结果也是相互一致的)。此外,在 5 分钟频率估计的时候,如果无法得到恰好下一个 5 分钟的数据,则采用最近的价格作为代替,这也是研究上普遍采用的方法。

$$r_{i,j,t} = P_{i,j,t} - P_{i,j,t-1} \quad (1)$$

其中, $P_{i,j,t}$ 表示第 i 只股票在第 t 个交易日的第 j 笔日内交易价格的自然对数^①。在此基础上, 已实现收益率 $RV_{i,j,t}$ 可以定义为资产日内收益的平方之和, 如下:

$$RV_{i,t} = \sum_{j=1} J_{i,t} (r_{i,j,t})^2 \quad (2)$$

在得到已实现波动率的基础上, 我们首先根据下式进行回归:

$$Ret_{i,t} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{kt} + \sum_{k=1}^{12} \beta_{i,k} Ret_{i,t-k} + \gamma_i \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Ret_{i,t}$ 表示第 i 只股票第 t 个交易日的收益率, 我们控制了滞后 12 期的收益(后文的检验中, 也考察了滞后 5 期的情况); D_{kt} 为控制周日效应的哑变量, 表示第 t 个交易日为每一周的第 k 天, $k=1, 2, \dots, 5$ 。例如, 若对应的观测值为周五($k=5$), 则 D_{5t} 为 1, 否则为 0, 其余的情况也依次类推。 $NS_{i,t}$ 为个股 i 在第 t 个交易日的卖单量加总, $NT_{i,t}$ 为个股 i 在第 t 个交易日的所有订单加总。在等式(3)中, 我们控制了 $NS_{i,t}/NT_{i,t}$ 变量, 其原因在于, 从下一部分表 1 的相关性检验可知, $NS_{i,t}/NT_{i,t}$ 与未预期收益负相关, 如此一来, 可能后文所发现不对称效应仅仅是这种关系的体现。但我们在此处控制了 $NS_{i,t}/NT_{i,t}$ 之后, 未预期收益与 $NS_{i,t}/NT_{i,t}$ 是正交的(未预期收益仅仅是残差项), 也就是说 $NS_{i,t}/NT_{i,t}$ 与未预期收益存在的相关性并不会影响我们在后文所发现卖出交易行为对非对称波动效应的解释力。)

在对等式(3)回归以后, 我们保存其残差 $\varepsilon_{i,t}$ 为未预期收益的代理变量, 然后进行如下形式回归:

$$RV_{i,t} = \phi_i + \Psi_i M_t + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} RV_{i,t-k} + \varphi_i NT_{i,t} + \left(\delta_{i,0} + \delta_{i,1} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \right) \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (4)$$

这里, M_t 为控制周一效应的哑变量, 如果对应的观测值为周一, 则 M_t 为 1, 否则为 0。因为波动性具有持续效应, 所以引入了 12 阶的滞后变量加以控制(后文的检验中, 同时考察了滞后 5 阶的情况)。

根据 Lamoureux and Lastrapes(1990)的研究, 波动性与交易量显著相关, 因此我们在上式中控制了 $NT_{i,t}$, 容易看到, 在 $\delta_{i,0}$ 和 $\delta_{i,1}$ 均设定为 0 时, 上式即为考察波动性与交易量的传统检验模型。对于我们引入的 $(\delta_{i,0} + \delta_{i,1} NS_{i,t}/NT_{i,t}) \varepsilon_{i,t-1}$ 而言, 如果在 $\delta_{i,1}$ 设定为 0 时, $\delta_{i,0}$ 为负, 那么就存在非对称的波动性效应, 因为这意味着滞后收益的提高会降低次日的波动性, 反之亦然。

除此之外, 我们还采用传统的波动率测度方法进行检验, 例如 Schwert(1989), Jones, Kaul, and Lipson(1994), Chan and Fong(2000)以及 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)所采用的利用日内高频分笔收益率对滞后收益回归的残差作为波动率测度的方法, 并得到一致的结论, 见稳健性说明部分。

三、基本检验结果

表 1 报告了基本的描述性统计结果和相关系数。可以看到, 整体而言我们的检验样本期间, 收益率为 0.2%, 与波动率基本相仿。而整体而言, 卖单要比买单稍多, 平均在 50%以上。无论是 A、B 股同时上市的公司还是上证 180 指数的成份股, 基本的结果都很类似, 这也说明我们的选样偏差不大。从相关系数来看, 也都体现了相同的特征, 收益和已实现波动率之间为正相关, 但是卖出交易行为(N_s/N_T)与收益和已实现波动率之间为负相关。

接下来, 我们根据回归方程(4)考察波动的不对称性。表 2 报告了在基于已实现波动率测度

^① 我们在计算收益率序列时, 采用了比较流行的买卖中间价, 即买一价和卖一价的均值。这样做的好处是可以消除由于 bid-ask bounce 所造成的交易价格的负的序列相关性。

下,非对称波动与交易冲击效应。为了和前人文献相合,我们选择了两中不同的滞后期间考察。滞后 5 期为一周的情况,滞后 12 期是为了和前人的大多数文献一致(尽管取滞后 12 期的部分原因在于有些研究是基于月度数据,但是依然有学者在对日度数据研究时也选择了滞后 12 期,如 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)等),当然,可以看到,两种不同的滞后期下,我们的结论都是非常类似的。

在回归过程中,我们与 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)一致,报告了所有样本股票回归系数的均值(即按照个股进行回归,然后对全部样本的回归系数加以算术平均),在统计的显著性检验中,也参照了 Avramov, Chordia, and Goyal 的方法进行了横截面相关(cross-section correlations)和异方差(heteroskedasticity)调整,具体可见 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)的技术附录。

在回归中我们还控制了相应滞后期的波动性以控制回归中的自相关问题(即在等式(3)中,如果滞后期为 k 期,我们控制了从 $t-1$ 至 $t-k$ 期的滞后波动率)。

表 1 描述性统计与相关性检验

	基于样本 A 股的结果 (Obs: 9,995,996)					基于样本 B 股的结果 (Obs: 3,913,593)					基于上证 180 指数的结果 (Obs: 25,450,640)				
	Ret	RV	N_B ($\times 10^6$)	N_S ($\times 10^6$)	N_S/N_T	Ret	RV	N_B ($\times 10^6$)	N_S ($\times 10^6$)	N_S/N_T	Ret	RV	N_B ($\times 10^6$)	N_S ($\times 10^6$)	N_S/N_T
<i>Panel A: 描述性统计</i>															
Mean	0.002	0.002	1.98	1.90	0.514	0.002	0.002	0.518	0.492	0.525	0.002	0.002	4.61	4.52	0.513
Std	0.028	0.002	2.05	1.71	0.124	0.026	0.002	0.723	0.574	0.174	0.026	0.001	5.06	4.19	0.116
Min	-0.089	0.000	0.07	0.04	0.094	-0.088	0.000	0.005	0.005	0.049	-0.086	0.000	0.149	0.176	0.120
Max	0.093	0.012	16.4	13.4	0.912	0.099	0.016	5.97	4.39	0.963	0.093	0.012	42.4	33.0	0.903
<i>Panel B: 相关系数</i>															
Ret	0.002					0.064					0.011				
RV	0.303	0.521				0.328	0.502				0.285	0.506			
N_B	0.163	0.559	0.755			0.137	0.510	0.671			0.199	0.523	0.741		
N_S	0.263	0.580	0.951	0.919		0.259	0.559	0.930	0.894		0.264	0.556	0.944	0.918	
N_S/N_T	-0.245	-0.083	-0.384	0.085	1.000	-0.241	-0.078	-0.337	0.112	1.000	-0.191	-0.101	-0.382	0.102	1.000

注:本表报告了 72 家同时有 A、B 股上市的样本和 161 家上证 180 指数的成分股的描述性统计结果。其中 Ret 为样本股票日收益率的均值;RV 为样本股票已实现波动率的均值; N_B 为样本股票每日买单量均值; N_S 为样本股票每日卖单量均值; N_S/N_T 为卖单与总订单之比的均值。Panel A 报告了描述统计;Panel B 报告了各变量的相关系数。Obs 为样本数据整理之后的观测值,即剔除了缺失值的情况。样本检验期间是 2005 年 9 月—2006 年 10 月。

对于 A 股而言,在滞后期为 12 的情况下,可以看到当设定 $\delta_{i,1}=0$ 的时候, δ_0 小于 0,并显著拒绝 $\delta_0=0$ 的零假设。这说明,波动的不对称性在我们的日频率数据以及采用已实现波动率测度的情况下,依然明显存在,甚至更为显著——这也是我们后文检验的基础。从第一部分的说明可以知道,如果非对称波动仅仅来源于“财务杠杆效应”或者“时变期望收益效应”(即“收益反馈效应”)时,它不应该(或者不太可能)在日频率下依然存在。这也正是我们引入交易冲击来考察非对称波动现象的出发点。

接下来,当事先未设定 $\delta_{i,1}$ 具体数值的时候,从检验结果可以看出,此时检验结果很有意思, δ_0 大于 0, δ_1 小于 0,并且二者都在统计上显著。 δ_1 小于 0 说明波动的不对称效应是时变的(time varying)——随着卖出交易行为变化,这意味着在第 $t-1$ 个交易日,未预期收益为正(负)时,更大的卖出交易伴随着第 t 个交易日更低(高)的波动。因此,在未预期收益为正时,卖出交易降低了次日的波动,在未预期收益为负时,卖出交易提高了次日波动。

表 2 非对称波动与交易冲击

		ϕ_i	Ψ_i	$\varphi_i(\times 10^{10})$	$\rho_{i,k}$	$\delta_{i,0}$	$\delta_{i,1}$	$Adj-R^2$
<i>Panel A: A-shares</i>								
lag_12	coeff	0.0004	0.0002	6.125	Yes	-0.0016		-0.0016
	t-val	9.8862	4.9917	3.7891		-2.5656		
	coeff	0.0004	0.0002	5.980	Yes	0.0080	-0.0198	0.4722
	t-val	9.9222	5.0749	3.7749		3.0654	-4.1201	
lag_5	coeff	0.0004	0.0002	6.184	Yes	-0.0015		0.4320
	t-val	12.9203	5.8908	3.8326		-3.2672		
	coeff	0.0004	0.0002	6.084	Yes	0.0072	-0.0182	0.4421
	t-val	12.8886	5.9623	3.8528		3.0877	-4.0702	
<i>Panel B: B-shares</i>								
lag_12	coeff	0.0005	0.0001	0.1432	Yes	-0.0037		0.4169
	t-val	7.3207	3.7765	7.5225		-5.3889		
	coeff	0.0005	0.0001	0.1436	Yes	-0.0017	-0.0045	0.4236
	t-val	6.9908	3.8230	7.5019		-0.6253	-0.8638	
lag_5	coeff	0.0005	0.0001	0.1385	Yes	-0.0031		0.3887
	t-val	9.7879	4.0497	8.9430		-5.1359		
	coeff	0.0005	0.0001	0.1390	Yes	-0.0042	0.0022	0.3944
	t-val	9.5921	3.8705	8.8895		-1.4998	0.4004	
<i>Panel C: 180-Index</i>								
lag_12	coeff	4.57E-04	3.75	1.49	Yes	-0.002		0.481
	t-val	8.608	1.605	6.595		-2.480		
	coeff	0.000	3.74	1.49	Yes	0.004	-0.012	0.490
	t-val	8.618	1.621	6.476		1.380	-2.026	
lag_5	coeff	0.001	3.75	1.46	Yes	-0.002		0.449
	t-val	10.960	1.928	7.020		-2.914		
	coeff	0.001	3.76	1.46	Yes	0.004	-0.011	0.459
	t-val	10.980	1.943	6.940		1.330	-1.920	

注:本表涉及两步回归,首先根据公式(3)计算得到未预期收益,然后根据下式进行回归,以考察非对称波动性和交易冲击:

$$RV_{i,t} = \phi_i + \Psi_i M_t + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} RV_{i,t-k} + \varphi_i NT_{i,t} + (\delta_{i,0} + \delta_{i,1} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}}) \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

这里,各变量的定义如正文所示。在回归的时候我们先对个股进行回归,然后报告了所有样本股票回归系数的均值(即按照个股进行回归,然后对全部样本的回归系数加以算术平均),作为本表的系数(coeff);在本表的 t-val 计算时,采用 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)的方法来修正横截面相关(cross-section correlations)并调整了异方差(heteroskedasticity)。其中,Panel A 报告了 72 家 A 股上市公司样本的检验结果,Panel B 报告了 72 家 B 股上市公司样本的检验结果;Panel C 报告了 161 家上证 180 指数的成分股的检验结果。Adj-R² 表示调整后的 R²。所有的模型整体显著性都可以在 5% 的水平上拒绝零假设。另外,我们控制了滞后 12 期的波动率以减弱波动率的持续性,但是为了节省篇幅,我们忽略了这 12 个系数,感兴趣的读者可通过 Email 向编辑部索取。

显著为正的 δ_0 与显著为负的 δ_1 说明了,这种非对称波动性(即跨期收益和波动的负相关)可以完全被交易行为解释。

模型的回归拟合优度为 45.97%,并在统计上显著,说明我们的模型设定较为合理。另外,在研究中还采用了交易量和交易额两种测度,因为检验结果都极为类似,我们省略了基于交易额的估计结果。

对于 B 股而言,在滞后期为 12 的情况下,可以看到,波动的非对称效应也非常显著,但是对于 B 股,其波动的非对称性难以被交易行为完全解释。当然,B 股市场交易相对稀薄(thin),交易的

冲击的影响自然要比A股市场较弱,这个检验结果也符合常识,同时也说明B股市场的非对称波动可能更主要的不在于交易冲击而可能还有其他的原因。

对于上证180指数成分股而言,在滞后期为12的情况下,可以看到,波动的非对称效应同样是显著的,而且当事先未设定 $\delta_{i,1}$ 具体数值的时候,也呈现了显著 δ_1 小于0,并且 δ_0 无法拒绝等于0的零假设,这也说明了波动的非对称性可以完全被交易行为解释。

最后,也可以看到,滞后期为5的情况与在滞后期为12的情况下的检验结果类似,说明结论是稳健的,此处不再赘述。

需要指出,本文以 N_S/N_T 为基准进行考察,但是以为 N_B/N_T 基准进行考察的结论是一样的。其原因在于 $N_S/N_T + N_B/N_T \approx 1$ (即按照总订单量标准化之后的买单和卖单之和为应该严格为1)^①。

四、扩展检验结果

在获得上一部分的基础结果之后,我们继续从几个角度结合交易行为进行扩展性的考察。

(一)知情交易与不知情交易

从交易方向上来说,所有的交易都可以分为惯性交易和反转交易^②。Cutler, Poterba, and Summers(1990), De Long, Shleifer, Summers, and Waldman(1990)的研究指出,即使在市场存在理性投资者的情况下,惯性交易者(或正反馈交易者)的投资策略会导致超额的波动, Froot, Scharfstein, and Stein(1992)也提供了一个类似的基于羊群行为(herding behavior)的模型。整体上而言,有关的学术研究都支持惯性交易促进了波动性但是反转交易降低了波动性这一观点,见 Avramov, Chordia, and Goyal(2006)。

从另一个角度而言,知情交易者和不知情交易者之间的交易方向之区别也有类似的特征。Hellwig(1980)的噪音理性期望模型指出,不知情交易者的交易活动提高了资产收益的波动性。一般而言,知情交易者通过价格与真实价值的偏离来确定自己的头寸(可理解为套利行为),并导致价格波动的降低,随着知情交易者的增加,他们通过买卖行为所提供的所有投资者的信号也越来越精确,从而最终会导致价格向着基本价值回归。Wang(1993)的模型也得到了同样的结论。

Avramov, Chordia, and Goyal(2006)认为,无论是Hellwig(1980)还是Wang(1993)的研究,都意味着不知情交易者提高了资产波动,而知情交易者降低了资产波动。这说明知情交易者(不知情交易者)的交易行为与反转交易者(惯性交易者)的行为是类似的,从而Avramov, Chordia, and Goyal(2006)推测反转交易者为知情交易者,惯性交易者为不知情交易者。更早的研究也有这样的观点,如Friedman(1953)论述到,非理性的投资者通过“高买低卖”增强了价格的波动性,然而,理性投资者的“高卖低买”则增强了价格稳定性,因此,理性交易者促使价格稳定。Cutler, Poterba, and Summers(1990)也认为,正反馈投资行为往往导致更高的超额波动,即使有理性投资者存在。

为了证明这一判断, Avramov, Chordia, and Goyal(2006)通过对不同交易者的交易行为相关性以及买卖方向与随后超额收益之间的关系进行了详细的考察,并得到了非常显著的支持性结果。需要注意的是,我们考察的数据都是短期或者极短期的数据,这与长期的反转和惯性投资策略存在不同。在此基础上,我们现在考察知情(不知情)交易是否提高(降低)了资产的波动性。首先定义这两种投资者行为,因为等式(3)的残差 $\varepsilon_{i,t}$ 为股票*i*在时期*t*的超额收益,在卖出交易($NS_{i,t}/NT_{i,t}$)

^① 尽管在实际上,按照Lee and Ready(1991)的方法可能对于极少的订单无法识别方向,但是这种影响极小(不超过0.1%),几乎可以完全忽略。

^② 关于惯性和反转投资策略与异常收益的实证发现非常之多,无论国内还是国外都发现了相当广泛的经验支持,因为这并非文章的重点,我们不过多涉及。

表3 非对称波动与不同方向的交易冲击

		ϕ_i	Ψ_i	$\varphi_i(\times 10^{10})$	$\rho_{i,k}$	$\delta_{i,0}$	$\delta_{i,1}$	$\delta_{i,2}$	$A dj-R^2$
<i>Panel A: A-shares</i>									
lag_12	coeff	0.0004	0.0002	6.125	Yes	-0.0016			0.4597
	t-val	9.8862	4.9917	3.7891		-2.5656			
	coeff	0.0004	0.0002	5.762	Yes	0.0080	-0.0099	-0.0286	0.4822
	t-val	7.7181	5.2496	3.9200		3.1421	-1.8284	-5.1389	
lag_5	coeff	0.0004	0.0002	6.184	Yes	-0.0015			0.4320
	t-val	12.9203	5.8908	3.8326		-3.2672			
	coeff	0.0004	0.0002	5.896	Yes	0.0071	-0.0084	-0.0270	0.4513
	t-val	9.8439	5.9301	3.9714		3.2649	-1.7539	-5.8797	
<i>Panel B: B-shares</i>									
lag_12	coeff	0.0005	0.0001	0.1432	Yes	-0.0037	0.4169		0.4169
	t-val	7.3207	3.7765	7.5225		-5.3889			
	coeff	0.0004	0.0001	0.1408	Yes	-0.0073	0.0207	-0.0062	0.4313
	t-val	5.9875	3.8306	7.3549		-2.7819	3.4935	-1.1889	
lag_5	coeff	0.0005	0.0001	0.1385	Yes	-0.0031	0.3887		
	t-val	9.7879	4.0497	8.9430		-5.1359			
	coeff	0.0005	0.0001	0.1368	Yes	-0.0048	0.0153	-0.0078	0.4008
	t-val	8.4756	4.1002	8.7957		-1.7462	2.6140	-1.3831	
<i>Panel C: 180-Index</i>									
lag_12	coeff	4.57E-04	3.75	1.49	Yes	-0.002			0.481
	t-val	8.608	1.605	6.595		-2.480			
	coeff	0.000	3.96	1.48	Yes	0.005	-0.006	-0.018	0.497
	t-val	7.923	1.689	6.458		1.536	-1.069	-3.081	
lag_5	coeff	0.001	3.75	1.46	Yes	-0.002			0.449
	t-val	10.960	1.928	7.020		-2.914			
	coeff	0.000	3.86	1.43	Yes	0.004	-0.006	-0.018	0.465
	t-val	9.920	1.960	7.237		1.513	-1.030	-2.916	

注:本表涉及两步回归,首先根据公式(3)计算得到未预期收益,然后根据下式进行回归,以考察非对称波动性和交易冲击:

$$RV_{i,t} = \phi_i + \Psi_i M_i + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} RV_{i,t-k} + \varphi_i NT'_{i,t} + \left(\underbrace{\delta_{i,0} + \delta_{i,1} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} \geq 0}}_{\text{知情交易者}} + \underbrace{\delta_{i,2} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} < 0}}_{\text{不知情交易者}} \right) \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

这里,各变量的定义如正文所示。在回归的时候我们先对个股进行回归,然后报告了所有样本股票回归系数的均值(即按照个股进行回归,然后对全部样本的回归系数加以算术平均),作为本表的系数(coeff);在本表的t-val计算时,采用Avramov, Chordia, and Goyal(2006)的方法来修正横截面相关(cross-section correlations)并调整了异方差(heteroskedasticity)。其中,Panel A报告了72家A股上市公司样本的检验结果,Panel B报告了72家B股上市公司样本的检验结果;Panel C报告了161家上证180指数的成分股的检验结果。Adj-R²表示调整后的R²。所有的模型整体显著性都可以在5%的水平上拒绝零假设。另外,我们控制了滞后12期的波动率以减弱波动率的持续性,但是为了节省篇幅,我们忽略了这12个系数,感兴趣的读者可通过Email向编辑部索取。

作为考虑基准的情况下,卖出交易行为在正(负)超额收益情况下分别为反转(惯性)投资行为,从而也就分别对应了知情(不知情)交易者行为。因此,定义反转投资者为 $(NS_{i,t}/NT_{i,t}) \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} \geq 0}$,这里 $Dummy_{\varepsilon_{i,t} \geq 0}$ 为哑变量,在 $\varepsilon_{i,t} \geq 0$ 时为1,否则为0;定义惯性投资者为 $(NS_{i,t}/NT_{i,t}) \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} < 0}$,这里 $Dummy_{\varepsilon_{i,t} < 0}$ 为哑变量,在 $\varepsilon_{i,t} < 0$ 时为1,否则为0。可以看到,我们这种定义背后的直觉为:在价格上升时的卖出者为知情投资者,在价格下降时的卖出者为不知情交易者。

基于此,我们把回归方程(4)进一步改写为:

$$RV_{i,t} = \phi_i + \Psi_i M_i + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} RV_{i,t-k} + \varphi_i NT_{i,t} + \left(\underbrace{\delta_{i,0} + \delta_{i,1} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} \geq 0}}_{\text{知情交易者}} + \underbrace{\delta_{i,2} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} < 0}}_{\text{不知情交易者}} \right) \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (5)$$

可以看到,我们基于上一期的未预期的收益,把交易行为分解为知情和不知情交易两部分,与前面所发现的非对称效应一致,我们预期 $\delta_{i,1} + \delta_{i,2}$ 应该小于 0,进一步,我们还可以给这两个参数更细致的预测,因为 $\delta_{i,1}$ 表示知情交易者,所以他们降低了波动性,从而在超额收益大于 0 的时候, $\delta_{i,1}$ 必定小于 0;因为 $\delta_{i,2}$ 表示不知情交易者,所以他们增加了波动性,从而在超额收益小于 0 的时候, $\delta_{i,2}$ 必定也小于 0。

因此可以预期到如下三种系数关系: $\delta_{i,1} + \delta_{i,2} < 0, \delta_{i,1} < 0, \delta_{i,2} < 0$ 。最终的检验结果如表 3 所示。从 Panel A 滞后 12 期的检验结果可以看到, $\delta_{i,1} + \delta_{i,2}$ 小于 0,而且二者也分别小于 0,并且在统计上是显著的,Panel C 基于上证 180 指数的结果也同样支持了这一假说。

然而,对于 B 股,可以看到,再引入交易冲击之后,其波动的非对称效应依然非常显著,这意味着波动的非对称性难以被交易行为完全解释,进一步 $\delta_{i,1}$ 显著为正,这说明,在 B 股市场交易的知情投资者反而促进了波动。

整体上而言,比较一致的结论为 $\delta_{i,2} < 0$,这说明在未预期收益为负时,不知情者的惯性交易促进了价格的进一步下降,即波动性增加。但是在未预期收益为正时,知情者的反转交易在 A 股市上降低了价格的进一步上升,也降低了波动性,但是 B 股市上则发现了相反的证据。

由于滞后期为 5 的情况与滞后期为 12 的情况类似,我们不再具体分析。

(二)波动与“处置效应”(disposition effect)

一般而言,不熟练的投资者往往受限于一些行为偏差,其中最典型一个特征即为损失规避(loss aversion),也就是说投资者不愿意实现他们的亏损,但是却往往尽早实现他们的盈利。这称之为“处置效应”。如赵学军、王永宏(2001)发现我国股市的投资者存在明显的“处置效应”。

从而,“处置效应”意味着不知情交易者在价格上升时更有可能卖出手中股票。因为我们的研究是以卖出交易为基准,所以可以结合股票前期的历史收益与“处置效应”进行一个更为细致的分类。具体而言,我们构造如下的回归模型:

$$RV_{i,t} = \phi_i + \Psi_i M_i + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} RV_{i,t-k} + \varphi_i NT_{i,t} + \delta_{i,0} \varepsilon_{i,t-1} + \left(\delta_{i,1}^+ Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0} + \delta_{i,1}^- Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} < 0} \right) \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} \geq 0} \times \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times \varepsilon_{i,t-1} + \left(\delta_{i,2}^+ Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0} + \delta_{i,2}^- Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} < 0} \right) \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} < 0} \times \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (6)$$

这里, $Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0}$ 和 $Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} < 0}$ 均为表示滞后收益的哑变量。在滞后 11 至滞后 2 天的历史收益非负时, $Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0}$ 为 1, $Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} < 0}$ 为 0,反之亦然。在研究中,我们选择了未调整的收益(而非经过市场收益调整的超额类似收益),以此与投资者的状况保持一致。

与等式(5)相比,我们的检验模型(6)中以历史收益为条件,进一步把 $\delta_{i,1}$ 分解为 $\delta_{i,1}^+$ 和 $\delta_{i,1}^-$,把 $\delta_{i,2}$ 分解为 $\delta_{i,2}^+$ 和 $\delta_{i,2}^-$ 。处置效应意味着,当过去的收益为正时,卖出行为更有可能来自于不知情交易者,而当过去的收益为负时,卖出行为来自于不知情交易者的可能性相对较小。表 4 综合了我们的假说。

表 4 假说结构说明

未预期收益	卖出交易者	历史收益情况	知情程度	波动变化程度	回归系数
$\varepsilon_{i,t} \geq 0$	知情交易者	$Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0$	知情程度更低	降低的程度更小	$\delta_{i,1}^+$
$\varepsilon_{i,t} \geq 0$	知情交易者	$Ret_{i,t-11,t-2} < 0$	知情程度更高	降低的程度更大	$\delta_{i,1}^-$
$\varepsilon_{i,t} < 0$	不知情交易者	$Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0$	不知情程度更高	增加的程度更大	$\delta_{i,2}^+$
$\varepsilon_{i,t} < 0$	不知情交易者	$Ret_{i,t-11,t-2} < 0$	不知情程度更低	增加的程度更小	$\delta_{i,2}^-$

因此,与前面所发现的非对称效应一致,应该有 $(\delta_{i,1}^+ + \delta_{i,1}^- + \delta_{i,2}^+ + \delta_{i,2}^-) < 0$, 进一步,应该有 $\delta_{i,1}^- < \delta_{i,1}^+$ (注意二者均小于 0, 而表 4 的波动变化程度指的是绝对值) 以及 $\delta_{i,2}^+ < \delta_{i,2}^-$ 。

最终的检验结果如表 5 所示。可以看到,对于 Panel A 和 C 而言,与我们的预期相当一致,所有的四个回归系数都小于 0, 因此其加总也必然小于 0; 对于 $\delta_{i,1}^- < \delta_{i,1}^+$ 而言,虽然差异不甚显著,但也呈现了一致的特征,对于 $\delta_{i,2}^+ < \delta_{i,2}^-$, 则有非常明显的差异,我们在个股的回归中进行设定性检验,发现有超过 90% 的样本呈现出了这一特征并在统计上显著。这支持了我们的假说。

对于 B 股而言,结果不尽一致。 $\delta_{i,1}^+ > 0$, 这说明在未预期收益为正,历史收益也为正时,执行卖出交易的知情交易者,促进了波动性; $\delta_{i,1}^- > 0$, 这说明在未预期收益为正,历史收益为负时,执行卖出交易的知情交易者,也同样促进了波动性,与表 4 的检验结果是一致的,即执行反转策略的知情交易者在未预期收益为正的情况下增加了波动。 $\delta_{i,2}^+$ 并不显著异于 0, 我们无法做出统计性推断; $\delta_{i,2}^-$, 这说明在未预期收益为负,历史收益也为负时,执行卖出交易的不知情交易者,促进了波动性。

整体上而言,对于 A 股,知情交易降低了市场的波动性,不知情交易增加了市场波动性。进一步,在未预期收益为正,历史收益也为正时,执行卖出交易的知情交易者对波动性的稳定性要低于那些在未预期收益为正,历史收益为负时,执行卖出交易的知情交易者;在未预期收益为负,历史收益为正时,执行卖出交易的不知情交易者对波动性的增加要高于那些在未预期收益为负,历史收益也为负时,执行卖出交易的不知情交易者。这与我们的直觉也是符合的。

由于滞后期为 5 的情况与滞后期为 12 的情况类似,我们同样不再做具体分析。

五、稳健性说明

我们从几个角度来说明一下本文的稳健性考察^①。

第一、尽管本文引入了已实现波动率来进行研究。但是依然存在传统的研究方法,例如,根据 Schwert (1989), Jones, Kaul, and Lipson (1994), Chan and Fong (2000) 以及 Avramov, Chordia, and Goyal (2006) 的研究所采用的利用日内高频分笔收益率对滞后收益回归的残差作为波动率测度的方法,并得到一致的结论。这种方法是直接采用收益率对其滞后回归获得超额收益,然后以此超额收益的绝对值作为波动性的代理变量,具体而言,本文的公式(3)不变,但是公式(4)改写为:

$$|\varepsilon_{i,t}| = \phi_i + \Psi_i M_i + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} |\varepsilon_{i,t-k}| + \varphi_i NT_{i,t} + \left(\delta_{i,0} + \delta_{i,1} \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \right) \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (7)$$

公式(5)和(6)也做了相应的变动。

在这种情况下,我们得到类似的结果。

第二、本文目前的研究我们采用了交易量(交易股数)为基准,但是在未报告的结果中,我们还采用了交易金额作为基准,这两种检验方法的结果没有实质的区别。

第三、本文采用的滞后期为 5 和 12 天,但是当我们将其改为 10 天或者 15 天时,结论依然是

^① 因为每一个稳健性考察都与本文具有同样的篇幅,所以为了简洁起见,我们并未在文章中报告,但需要这些检验结果的读者可以通过 Email 索取。

表 5 非对称波动与“处置效应”

		ϕ_i	Ψ_i	$\varphi_i (\times 10^{10})$	$\rho_{i,k}$	$\delta_{i,0}$	$\delta_{i,1}^+$	$\delta_{i,1}^-$	$\delta_{i,2}^+$	$\delta_{i,2}^-$	$A dj-R^2$
<i>Panel A: A-shares</i>											
lag_12	coeff	0.0004	0.0002	0.0000	Yes	0.0090	-0.0120	-0.0127	-0.0268	-0.0337	0.4939
	t-val	7.7578	5.2224	4.1756		3.3935	-2.4991	-1.7112	-3.9701	-5.6566	
lag_5	coeff	0.0004	0.0002	0.0000	Yes	0.0080	-0.0100	-0.0103	-0.0260	-0.0306	0.4621
	t-val	10.1153	6.0310	4.1598		3.3455	-1.8131	-1.8385	-4.8612	-6.0963	
<i>Panel B: B-shares</i>											
lag_12	coeff	0.0004	0.0001	0.0000	Yes	-0.0073	0.0244	0.0167	0.0029	-0.0163	0.4417
	t-val	6.1809	3.5950	7.1936		-2.7634	3.6064	2.9416	0.5254	-2.7883	
lag_5	coeff	0.0005	0.0001	0.0000	Yes	-0.0046	0.0177	0.0119	-0.0009	-0.0145	0.4134
	t-val	8.9848	3.9880	8.7768		-1.5804	2.5644	2.0901	-0.1078	-2.7142	
<i>Panel C: 180-Index</i>											
lag_12	coeff	4.39E-04	4.37E-05	1.49	Yes	0.004	-0.005	-0.005	-0.015	-0.018	0.507
	t-val	8.082	1.814	6.710		1.346	-1.007	-0.768	-2.524	-2.908	
lag_5	coeff	4.88E-04	4.00E-05	1.44	Yes	0.004	-0.004	-0.006	-0.015	-0.019	0.475
	t-val	10.103	1.962	7.238		1.377	-0.716	-1.095	-2.375	-2.821	

注：本表涉及两步回归，首先根据公式(3)计算得到未预期收益，然后根据下式进行回归，以考察非对称波动性和交易冲击：

$$\begin{aligned}
 RV_{i,t} = & \phi_i + \Psi_i M_i + \sum_{k=1}^{12} \rho_{i,k} RV_{i,t-k} + \varphi_i NT_{i,t} + \delta_{i,0} \varepsilon_{i,t-1} + \\
 & (\delta_{i,1}^+ Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0} + \delta_{i,1}^- Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} < 0}) \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} \geq 0} \times \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times \varepsilon_{i,t-1} + \\
 & (\delta_{i,2}^+ Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} \geq 0} + \delta_{i,2}^- Dummy_{Ret_{i,t-11,t-2} < 0}) \times Dummy_{\varepsilon_{i,t} < 0} \times \frac{NS_{i,t}}{NT_{i,t}} \times \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}
 \end{aligned}$$

这里，各变量的定义如正文所示。在回归的时候我们先对个股进行回归，然后报告了所有样本股票回归系数的均值（即按照个股进行回归，然后对全部样本的回归系数加以算术平均），作为本表的系数（coeff）；在本表的 t-val 计算时，采用 Avramov, Chordia, and Goyal (2006) 的方法来修正横截面相关 (cross-section correlations) 并调整了异方差 (heteroskedasticity)。其中，Panel A 报告了 72 家 A 股上市公司样本的检验结果，Panel B 报告了 72 家 B 股上市公司样本的检验结果；Panel C 报告了 161 家上证 180 指数的成分股的检验结果。Adj-R² 表示调整后的 R²。所有的模型整体显著性都可以在 5% 的水平上拒绝零假设。另外，我们控制了滞后 12 期的波动率以减弱波动率的持续性，但是为了节省篇幅，我们忽略了这 12 个系数，感兴趣的读者可通过 Email 向编辑部索取。

成立的。

当然，今后的研究还可以进行子样本期间的考察。因为受限于高频数据的可得性，我们的样本期间长度不够充分长，所以没有分隔成不同的样本期进行考察。此外，本文的检验大都局限于牛市的情况，在今后在数据可以获得时，也可以考察一下熊市中，是否有同样的结论。

六、结论

采用日内“已实现波动率”测度，本文从交易冲击的角度对中国 A、B 股的日内波动特征进行研究。检验结果表明，已实现波动率可以很好捕捉我国股市波动的非对称效应，而且这种非对称波动存在显著的时变特征；卖出交易行为能够完全解释 A 股市场中的这种非对称效应；对于 B 股而言，虽然其波动也呈现出明显的非对称性，但无法完全被卖出交易冲击所解释。

进一步，我们将交易行为分解为知情和不知情交易时，发现知情交易确实降低了波动性，而不

知情交易则增强了波动性。因此,我们认为投资者的交易行为似乎确实能够解释波动率的非对称现象。

最后,我们还结合行为金融中的“处置效应”对知情交易和不知情交易进一步进行不同程度的区分和考察,检验同样发现积极的支持性结论。

未来进一步的研究,可以从扩展至不同的样本考察期间以及更大的样本范围;此外,也可以利用来自券商或者交易所的原始数据获得更为精确的买卖方向识别。这也是我们进一步的工作。

参考文献:

- 陆蓉、徐龙炳(2004):《中国股票市场对政策信息的不平衡性反应研究》,《经济学季刊》,第2期。
- 陆蓉、徐龙炳(2004):《“牛市”和“熊市”对信息的不平衡性反应研究》,《经济研究》,第3期。
- 熊正德、张洁(2006):《“已实现”波动率在 VaR 计算中的实证研究》,《经济数学》,第3期。
- 徐正国、张世英(2004):《调整“已实现”波动率与 GARCH 及 SV 模型对波动的预测能力比较研究》,《系统工程》,第8期。
- 张伟、李平、曾勇(2008):《中国股票市场个股已实现波动率估计》,《管理学报》,第3期。
- 赵学军、王永宏(2001):《中国股市“处置效应”的实证分析》,《金融研究》,第7期。
- Andersen, T.G. and T. Bollerslev (1998): “Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts”, *International Economic Review*, 39, 885–905.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. Diebold and P. Labys (2001): “The distribution of exchange rate volatility”, *Journal of American Statistical Association*, 96, 42–55.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. Diebold and H. Ebens (2001): “The Distribution of Realized Stock Return Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 61, 43–76.
- Andersen T. G., T. Bollerslev, F. Diebold and P. Labys (2003): “Modeling and forecasting realized volatility”, *Econometrica*, 71(2), 579–625.
- Avramov, D., T. Chordia and A. Goyal (2006): “The Impact of Trades on Daily Volatility”, *Review of Financial Studies*, 19, 1241–1277.
- Bekaert, G. and G. Wu (2000): “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets”, *Review of Financial Studies*, 13, 1–42.
- Black, F. (1976): “Studies of Stock Price Volatility Changes”, *Proceeding of the 1976 meetings of the American Statistical Association, Business and Economical Statistics Section*, 177–181.
- Bollerslev, T. (1986): “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- Breen, D., L. R. Glosten and R. Jagannathan (1989): “Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns”, *Journal of Finance*, 44, 1177–1189.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel (1992): “No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 31, 281–318.
- Chan, K. and W. M. Fong (2000): “Trade Size, Order Imbalance, and the Volatility–Volume Relation”, *Journal of Financial Economics*, 57, 247–273.
- Christie, A. A. (1982): “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects”, *Journal of Financial Economics*, 10, 407–432.
- Cochrane, J.H. (2001): *Asset Pricing*. New Jersey: Princeton University Press.
- Cutler, D. M., J. M. Poterba and L. H. Summers (1990): “Speculative Dynamics and the Role of Feedback Traders”, *American Economic Review*, 80, 63–68.
- De Long, B. J., A. Shleifer, L. H. Summers and R. J. Waldmann (1990): “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *Journal of Finance*, 45, 379–395.
- Duffee, G. (2002): “Balance Sheet Explanations for Asymmetric Volatility”, working paper, University of California, Berkeley.
- Engle, R. (1982): “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation”, *Econometrica*, 50, 987–1008.
- Engle, R. F. and V. K. Ng (1993): “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, *Journal of Finance*, 48, 1749–1778.
- French, K. R. and R. Roll (1986): “Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders”, *Journal of Financial Economics*, 17, 5–26.

- French, K. R., G. W. Schwert and R. Stambaugh (1987): "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, 3–29.
- Friedman, M. (1953): *The Case for Flexible Exchange Rates*, in Milton Friedman (ed.), *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Froot, K. A., D. S. Scharfstein and J. C. Stein (1992): "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation", *Journal of Finance*, 47, 1461–1484.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara and R. Valkanov (2005): "There is a Risk–Return Tradeoff After All", *Journal of Financial Economics*, 76, 509–548.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. E. Runkle (1993): "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns of Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.
- Graham, J. R. and C. R. Harvey (2003): "Expectations of Equity Risk Premia, Volatility and Asymmetry from a Corporate Finance Perspective", working paper, Duke University, Durham, NC.
- Hellwig, M.F. (1980): "On the Aggregation of Information in Competitive Markets", *Journal of Economic Theory*, 22, 477–498.
- Jones, C., G. Kaul and M. Lipson (1994): "Transactions, Volume, and Volatility", *Review of Financial Studies*, 7, 631–651.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes (1990): "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume Versus Garch Effects", *Journal of Finance*, 45, 221–229.
- Lee, C. and M. Ready (1991): "Inferring Trade Direction from Intraday Data", *Journal of Finance*, 46, 733–747.
- Lehmann, B. (1990): "Fads, Martingales, and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 1–28.
- LeRoy, S. and R. Porter (1981): "The Present–Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds", *Econometrica*, 49, 555–574.
- Li, C. (2003): "The Skewness Premium and the Asymmetric Volatility Puzzle", working paper, University of California Riverside.
- Merton, R. C. (1980): "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation", *Journal of Financial Economics*, 8, 323–361.
- Nelson, D. B. (1991): "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 347–370.
- Pindyck, R. S. (1984): "Risk, Inflation and the Stock Market", *American Economic Review*, 74, 334–351.
- Schwert, G. W. (1989): "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", *Journal of Finance*, 44, 1115–1153.
- Shiller, R. (1981): "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified By Subsequent Changes in Dividends?", *American Economic Review*, 71, 421–436.
- Sims, C. A. (1984): "Martingale-like Behavior of Prices and Interest Rates", Discussion Paper No. 205, Center for Economic Research, University of Minnesota, Minneapolis.
- Wang, J. (1993): "A Model of Intertemporal Asset Prices Under Asymmetric Information", *Review of Economic Studies*, 60, 249–282.
- Wu, G. (2001): "The Determinants of Asymmetric Volatility", *Review of Financial Studies*, 14, 837–859.
- Wu, G. and Z. Xiao (2002): "A Generalized Partial Linear Model of Asymmetric Volatility", *Journal of Empirical Finance*, 9, 287–319.
- Zakoian, J. M. (1994): "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931–955.

(责任编辑:罗 滢)