

## 中国股票市场对政策信息的不平衡性反应研究

陆蓉 徐龙炳\*

**摘要** 本文将影响股票市场的政策信息区分为“好消息”和“坏消息”。通过 EGARCH 模型研究中国股票市场对“好消息”与“坏消息”的不平衡性反应,指出“好消息”对我国股票市场的影响大于“坏消息”的影响,这与国外股票市场的情况正好相反。根据这一结果本文创建了“信息效应曲线”,具体分析我国股票市场对“好消息”与“坏消息”的不平衡性反应的特征,提出现有交易机制下的股价波动模式。

**关键词** 股票市场,不平衡效应,信息效应曲线

中国股票市场具有新兴市场的共同特点:股票市场的发展状况在很大程度上依赖国家政策的干预。政策对股票市场的影响比企业或市场内在因素的改变对市场的影响更大。人们形象地称之为“政策市”。政策是对股票市场影响最大的信息,这是我国股票市场的特有现象。政策信息对股票市场的影响又分利好信息和利空信息,研究股票收益对“好消息”与“坏消息”的反应可以发现我国股票市场股价波动的不平衡性特征,不平衡性反应对于我国股票市场资产定价、投资组合构造与风险头寸的确立都有重要的作用。对不平衡性效应的产生机理进行探讨又可为政府对政策在股票市场中的定位、交易机制设计、机构投资者培育等问题提供参考依据。

国内尚未见对政策信息如此区分并系统性研究其对股票市场的不平衡性影响的论著。但一些研究结果暗示了中国股票市场可能存在对信息的不平衡性反应。如吴林祥和徐龙炳(2002)的研究发现,股价对可能导致“涨停”的信息存在过度反应,而对可能导致“跌停”的信息不存在过度反应;股票发生涨停的概率大于发生跌停的概率;现有市场机制对多方做多较为有利。冯玉明(2001)、田宏伟(2001)的研究中涉及股价对某一事件、消息所呈现出的短期持续反应(持续上升或持续下降),也称持续效应(momentum effect)现象。持续效应研究为进一步研究信息的不平衡性效应提供可能。胡金焱(2002)对中国股市“政策市”的考察也得到在利空政策下,沪、深股市

\* 陆蓉,中山大学博士后流动站、广发证券博士后工作站,徐龙炳,广发证券发展研究中心。通讯作者及地址:陆蓉,广东省广州市天河北路183号大都会广场36楼广发证券博士后工作站,510075;电话:(020)87555888-335;E-mail:lr8@gf.com.cn。本文得到国家社会科学基金项目(03CJY024)和国家自然科学基金项目(70273062)资助。本文在写作过程中得到陈建梁、戴国强的指导,汪良忠、陆晓鸣、林国春、何荣天为本文提出了很多宝贵建议,在此深表感谢。感谢匿名审稿人的审稿意见。当然,作者文责自负。

存在着较长时期的延迟反应。这些研究结果以及股票市场“10·23”事件、“6·24”事件重大利好消息出台股票市场的狂热表现似乎都在说明在我国股票市场上,“好消息”的影响要大于“坏消息”的影响。

国外的研究结果发现,“好消息”与“坏消息”对股价波动的影响是不平衡的。这种不平衡效应在很多国家的股票市场都存在,如 Booth 等(1997)发现在丹麦、挪威、瑞典、芬兰, Koutmos 等(1993)发现在希腊, Cheung 和 Ng(1992)发现在美国, Koutmos(1992)发现在加拿大、法国、日本, Poon 和 Taylor(1992)发现在英国的股票市场均存在对“好消息”与“坏消息”的不平衡反应。总的结论是“坏消息”对股票市场的影响较大(香港地区和台湾地区的股票市场也有相同的表现(Yeh 等,2000))。

本文通过严格的统计检验来探讨我国股票市场是否存在对“好消息”与“坏消息”的不平衡性反应,并从我国“政策市”产生的根源、市场微观结构、投资者的构成、投资者的心理等角度解释造成这种特殊的政策信息不平衡性效应的原因。

本文结构如下:第一部分讨论度量信息不平衡性效应的理论依据;第二部分为 EGARCH 检验的具体过程;第三部分根据实证分析得到的结果构造信息效应曲线,创建分析我国股票市场信息不平衡性效应的理论框架。第四部分提出进一步研究的方向。

## 一、度量信息不平衡性效应的理论依据

为了度量“好消息”与“坏消息”的不平衡性影响,定义“好消息”为收益的非预期的正向冲击(positive shock),“坏消息”为收益的非预期的负向冲击(negative shock)。这样定义的好处是不必区分导致股价波动的信息来源,而只关注所造成的事实。

Merton(1980)指出,预期收益与可预测的市场波动性有关。Ross(1989)说明可以将波动性看成信息流的尺度。Masulis 和 Ng(1992)证实了隔夜信息会影响白天的收益波动。这些研究说明度量非预期波动的冲击对收益的影响可以采用波动性模型。在各种刻画波动性的模型中,使用最为广泛的是 ARCH(自回归条件异方差)类模型<sup>1</sup>, Bollerslev(1986)将 ARCH(q)模型推广到 GARCH(p,q)模型。GARCH 模型对波动性的描述是非常成功的。由于考虑了收益的时变性以及能够处理时间序列数据的自相关、异方差问题,GARCH 模型得到了广泛应用。尽管 ARCH、GARCH 模型在模拟波动性方面有很大功效,但它们却不能反映数据中的重要信息,那就是非对称效应(Black,1976;Nelson,1990)。非对称效应即指“好消息”(非预期价格上

<sup>1</sup> 对 ARCH 模型描述详见 Engle(1982)。

升)与“坏消息”(非预期价格下降)对预期波动性的影响程度不同。非对称效应的存在说明对条件方差函数中过去各期非预期收益  $\varepsilon_t$  施以对称性的约束是不恰当的。

Pagan 和 Schwert (1990) 首次对波动性模型的非对称性进行了分析。Engle 和 Ng (1993) 比较了不同波动性模型测度过去收益冲击对收益波动性的影响效力, 提出 EGARCH 模型可以较好地体现“好消息”与“坏消息”对收益波动的不平衡性影响。EGARCH 模型由 Nelson (1990) 提出, EGARCH 模型解除了 GARCH 模型参数的非负性约束, 表示为:

$$\ln(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(z_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \gamma_j \ln(h_{t-j}),$$

其中,  $h_t$  为 GARCH 模型残差的条件方差,  $g(z_t) = \theta z_t + \gamma(|z_t| - E|z_t|)$ ,  $z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$ ,  $z_t \sim N(0, 1)$

系数  $\theta$  使得 EGARCH 模型可以表示非对称效应。如果  $\theta = 0$ , 那么收益的正冲击 ( $z_t > 0$ ) 将与收益的负冲击对市场波动性的影响相同; 如果  $-1 < \theta < 0$ , 那么收益的正冲击对市场波动性的影响将小于负冲击的影响; 如果  $\theta < -1$ , 那么收益的正冲击将减少市场的波动性而收益的负冲击将增加市场的波动性。如果  $\theta > 0$ , 那么收益的正冲击较负冲击对市场波动性的影响大。国外股票市场典型的情形是  $\theta < 0$ , 表示收益的正冲击比负冲击对波动性的影响小。

中国股票市场中是否也存在信息的不平衡性效应, 其表现形式是否与国外相同? 对此我们将进行实证研究。

## 二、实证研究

本文实证研究所采用的数据为上海、深圳股票市场的每日股价指数: 上市选用上证综合指数每日收盘指数, 样本区间为 1990 年 12 月 19 日至 2003 年 1 月 6 日; 深市选用深证成分指数每日收盘指数, 样本区间为 1991 年 4 月 3 日至 2003 年 1 月 6 日。

股票收益率  $R_t$  取对数收益率, 即  $R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ , 其中  $P_t$  为  $t$  时刻股价指数。

EGARCH 是对股票收益模型的残差, 即非预期股票收益进行分析的, 因此首先需要建立股票收益模型, 获得非预期股票收益。Pagan 和 Schwert (1990) 提出了一种获得非预期股票收益的方法: 首先调整周末效应<sup>2</sup>, 然后自回归去除收益序列中的可预测部分, 余下部分才为非预期股票收益。

<sup>2</sup> 周末效应指股票平均收益率周一为负, 且比一周其他交易日的股票报酬都低。周末效应在大多数国家的股票市场上都存在。戴国强和陆蓉(1999)的研究发现中国股票市场上也存在周末效应。

实证研究的基本思路是：首先将股票收益序列分离周末效应，模型的建立同戴国强和陆蓉（1999）；对该模型的残差进行自相关性检验；若残差存在自相关，则进行自相关性纠正；检验残差的异方差性；若存在异方差性，则进一步拟合 EGARCH 模型。<sup>3</sup> 具体检验步骤如下：

### 1. 对模型的残差进行自相关性检验

Durbin-Watson (DW) 检验是广泛使用的自相关性的检验方法。指定 1—5 阶残差自相关性的 DW 检验（高惠璇等，1998，第 123 页），检验的结果为 1 阶 DW 是显著的（显著性水平  $\alpha=0.05$ ），因此 2、3、4、5 阶检验被忽略。上海和深圳股票市场股指收益一阶自回归模型的残差均存在自相关性，因此必须进行自相关性的校正。

### 2. 确定自回归误差模型的阶数

DW 检验不应用于自回归阶数的确定。选用逐步自回归方法得到自回归阶数，这一步骤可通过指定 SAS AUTOREG 过程的 BACKSTEP 选项得到。初始阶数为  $nlag=6$ （一星期有 5 个交易日，阶数选择为  $5+1$ ），估计采用极大似然法。对上海股市来说，自回归项向后消除的报告显示在时间间隔 4、6、5 的自回归参数不显著并且被消除，因此自回归残差模型为 AR(1 2 3)；对于深圳股市来说，自回归项向后消除的报告显示在时间间隔 3、2、6 的自回归参数不显著并且被消除，因此自回归残差模型为 AR(1 4 5)。

### 3. 检验残差的异方差性

运用 SAS AUTOREG 过程的 ARCHTEST 选项进行残差的异方差性检验，得到上海和深圳股市股指收益序列均存在 ARCH 效应。

### 4. 估计 EGARCH 模型

表 1 和表 2 的结果显示中国股票市场存在显著的 EGARCH 效应（上海：AR(1 2 3)-EGARCH(1,1)，深圳：AR(1 4 5)-EGARCH(1,1)）。从 EGARCH 模型的检验结果看，在  $\alpha=0.05$  的显著性水平下， $\theta$  显著为正（上海：0.0897；深圳：0.1206），说明我国股票市场存在显著的非对称信息效应。但与发达国家的股票市场的表现相反，我国股票市场的非对称信息效应体现为显著的收益正冲击效应，即“好消息”对股票市场的影响大于“坏消息”对股票市场的影响。

表 1 上海股票市场股指收益 EGARCH 模型

变量	系数	标准误	t 值	$Pr >  t $
常数	0.0007	0.0008	0.92	0.3592
TUE	0.0000	0.0007	0.06	0.9520
WED	-0.0023	0.0009	-2.42	0.0154
THU	-0.0008	0.0008	-0.95	0.3418
FRI	-0.0011	0.0007	-1.47	0.1411

<sup>3</sup> 本文的实证研究运用 SAS 软件实现。

续表

变量	系数	标准误	$t$ 值	$Pr >  t $
AR1	-0.0356	0.0150	-2.37	0.0176
AR2	-0.0367	0.0082	-4.49	<0.0001
AR3	-0.0106	0.0048	-2.24	0.0250
EARCH0	-0.2900	0.0389	-7.45	<0.0001
EARCH1	0.5168	0.0295	17.51	<0.0001
EGARCH1	0.9538	0.0053	178.69	<0.0001
$\theta$	0.0897	0.0271	3.31	0.0009

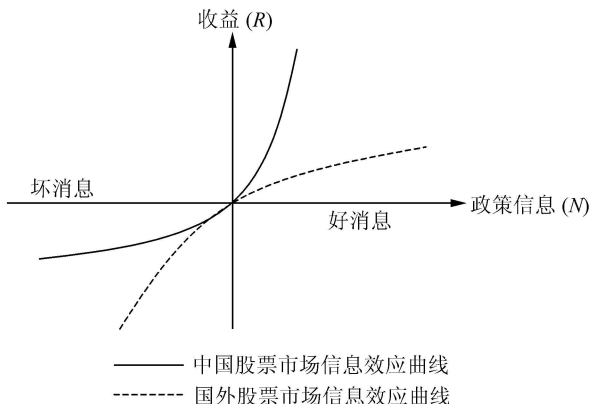
表 2 深圳股票市场股指收益 EGARCH 模型

变量	系数	标准误	$t$ 值	$Pr >  t $
常数	-0.0032	0.0008	-3.78	0.0002
TUE	0.0038	0.0012	3.20	0.0014
WED	0.0037	0.0009	4.07	<0.0001
THU	0.0044	0.0010	4.59	<0.0001
FRI	-0.0003	0.0012	-0.21	0.8310
AR1	-0.0505	0.0222	-2.28	0.0228
AR4	-0.0405	0.0178	-2.27	0.0231
AR5	-0.0704	0.0170	-4.14	<0.0001
EARCH0	-1.4475	0.1506	-9.61	<0.0001
EARCH1	0.4369	0.0391	11.16	<0.0001
EGARCH1	0.8040	0.0200	40.17	<0.0001
$\theta$	0.1206	0.0411	2.93	0.0033

### 三、中国股票市场对信息的不平衡性反应特征及解释

#### (一) 信息效应曲线的提出

为了刻画并比较中国股票市场与国外股票市场对“好消息”与“坏消息”的不平衡性反应，本文创建如下图形：



信息效应曲线图

图中,以收益( $R$ )为纵轴,纵轴上部表示收益的提高,纵轴下部表示收益的降低;政策信息( $N$ )为横轴,横轴的右端表示好消息的冲击,越往右表示越大的好消息冲击,横轴的左端表示坏消息的冲击,越往左表示越大的坏消息冲击。图中的实线表示中国股票市场的信息效应曲线,虚线表示的是国外股票市场的信息效应曲线。

股票收益( $R$ )与信息( $N$ )的函数关系可表示为  $R = f(N, X_1, \dots, X_i)$ , 其中  $X_1, \dots, X_i$  是影响收益  $R$  的其他因素,根据上文实证分析的结果,对于中国股票市场,信息效应曲线是凹的,表示中国股票市场“好消息”对股票市场的影响大于“坏消息”对股票市场的影响;国外股票市场的信息效应曲线是凸的,表示国外股票市场“坏消息”对股票市场的影响大于“好消息”对股票市场的影响。

## (二) 中国信息效应曲线的特殊性质

为什么我国股票市场的信息效应曲线呈现出与国外股票市场的信息效应曲线不同的形状,我国股票市场对信息的不平衡性反应具有什么样的性质,为什么会出现这种现象呢?

性质 1 在中国股票市场上,“好消息”对股票市场的影响大于“坏消息”对股票市场的影响。若以  $N_g$  表示“好消息”,  $N_b$  表示“坏消息”,则有

$$\frac{\partial R}{\partial N_g} > \frac{\partial R}{\partial N_b} \quad (1)$$

而对于国外的股票市场,则有

$$\frac{\partial R}{\partial N_g} < \frac{\partial R}{\partial N_b} \quad (2)$$

(2)式揭示了国外股票市场信息效应曲线的性质:“坏消息”对股票市场的影响较大。对此现象的解释主要有两种:“杠杆效应”(leverage effect)和“波动加强效应”(volatility feedback effect)。“杠杆效应”指波动—收益相关关系(volatility-return correlation),这种效应最早由 Black(1976)提出,他观察到股价下跌后股票的波动将增加。国外学者利用“杠杆效应”解释“坏消息”对股票市场将造成较大的影响:当“坏消息”到来时,股票价格下降,导致公司的负债—权益比(以市场价值衡量)上升,股票价格的大幅度下降增加了企业的杠杆作用,这样就相应增加了持有股票的风险,导致股票收益更大幅度的波动。即图中虚线所揭示的下半段曲线的斜率较大的情形。所谓“波动加强效应”指波动—波动相关关系(volatility-volatility correlation),指的是由于波动具有集群性(徐龙炳和陆蓉,1999),收益的正冲击后往往还会表现更多的收益正冲击,这样“好消息”的冲击会使得预期波动增加,股票

的期望收益率提高，股价将下降，这会削弱“好消息”的影响；而“坏消息”的冲击同样会使得股票的预期波动增加，降低股价，这会加强“坏消息”的影响。用图来解释，虚线下半段随着“坏消息”的增强，斜率不断增大，即“坏消息”的影响不断增强；虚线的上半段曲线的斜率不断减小，即“好消息”对股票市场的影响会不断减弱。

上述两种解释对我国股票市场都不合适。从股价与上市公司财务状况的关系来看，国外股票市场股价与上市公司经营管理、企业的业绩密切相关。因此“坏消息”通过影响公司财务杠杆继而在公司的股价上体现出来。而国内股票市场股价的波动与上市公司治理的关系不密切，股票的定价与上市公司的财务状况、经营业绩没有必然的联系。上市公司多为国有企业，投资者相信企业有政府信用作担保，公司负债—权益比的升降不会必然导致股票风险增加，因此没有“杠杆效应”的表现。当然没有表现出“杠杆效应”不能说明“杠杆效应”在我国股票市场上不存在。国际上对波动和收益的因果关系仍有争议 (Bekaert *et al*, 2000)，究竟是股价下跌导致波动增加，还是反之波动增加引致的股价下跌仍未能确定。我国“杠杆效应”表现不明显可能是由于其他因素作用的结果，本文在以下的论述中将其原因进行详细分析。同样对于波动的集群效应，我国股票市场对于股价波动性的增加并不要求通过企业提高收益预期来实现补偿。由于“政策市”的存在，准确把握政策行情甚至比仔细研究公司的投资价值更加有效。因此对我国来说，政策的影响导致了“好消息”与“坏消息”对股票市场的影响与国外表现不同。

性质2 “好消息”的影响将被强化，而“坏消息”的影响将被削弱，可表示为

当  $N_{g1} > N_{g2}$  时，有

$$\frac{\partial R}{\partial N_{g1}} > \frac{\partial R}{\partial N_{g2}} \quad (3)$$

当  $N_{b1} > N_{b2}$  时，有

$$\frac{\partial R}{\partial N_{b1}} < \frac{\partial R}{\partial N_{b2}} \quad (4)$$

其中  $N_{g1}$ 、 $N_{b1}$  表示较大的好消息和较大的坏消息冲击， $N_{g2}$ 、 $N_{b2}$  表示较小的好消息和较小的坏消息冲击。

“好消息”对中国股票市场的影响大于“坏消息”的影响，反映了我国股票市场具有明显的政策主导型的股票市场的特征。投资者普遍认为政府不会不管老百姓，因此投资者对利好的消息信心很足，而对利空的消息也不是特别畏惧，甚至还往好的方面想。这就加强了“好消息”对股票市场的影响而削弱了“坏消息”对股票市场的影响。从中国股票市场的信息效应曲线图

(凹函数)来看:实线的下半段,曲线的斜率不断降低(“坏消息”的影响被削弱),而曲线的上半段斜率则是不断上升的(“好消息”的影响被加强)。

### (三)原因分析

为什么中国股票市场的信息效应会出现这种特征,我们认为:

1. 从“政策市”产生的根源来看,我国股票市场的信息不平衡性的特殊表现与政府在股票市场中的定位有关。我国股市素有“政策市”之称,政府是上市公司最大的股东代表,同时也是众多的未上市公司的庞大的国有资产所有者代表,自然产生希望股市繁荣的内在倾向。因此无论是媒体宣传还是监管都是偏好于股市上涨。从历史经验来看,政府经常在股价低迷时出手“救市”,政府干预股市以维持“政策性底部”已经成为市场的“共识”。这实际上是向投资者提供了隐性担保,使得他们更加激进乐观。如从1993年2月到1994年7月沪深股市一路下滑,1994年7月30日,政府通过各大媒体发表《中国证监会与国务院有关部门就稳定和发展股市做出决策》的新华社通稿,推出暂停新股发行与上市、严格控制上市公司配股规模、采取措施扩大入市资金范围的“三大救市政策”,结果带来了沪深股市的大涨,并创下股价放开后的涨幅之最。仅第一周,深证指数涨幅达68%;上证指数涨幅达105%。1996年4月,针对股市低迷状况,国务院领导在听了中国证监会关于股市情况的汇报之后,批示要“稳步发展,适当加快”。十几天后消息传到股市,立即拉动了股市大幅上涨。从1996年4月1日到12月12日,上证综指涨幅达124%,深证指涨幅达346%。又如从2001年6月开始,股市出现单边下滑,2001年10月23日和2002年6月24日,中国证监会分别宣布暂停减持和停止减持国有股方案后,沪深两市当天出现了接近10%涨幅,成交达天量的盛况。因此是“政策市”导致了我国股票市场对于“好消息”过分敏感。

2. 从投资者的构成及其心理来看,国外证券市场的投资者主要由机构投资者构成,在股份经济比较发达的国家,90%以上的个人投资者都是委托基金等投资机构进行证券交易的,机构投资者控制的股市总市值一般在50%以上,约2/3的日交易额由其完成。而我国证券市场主要由散户构成。根据上海和深圳证券交易统计月报,至2002年2月底,沪深两个证券交易所总开户数达6893.59万户,其中个人投资者6856.64万户,占99.46%;机构投资者36.95万户,占0.54%。可见我国股票市场个人投资者占绝大多数。个人投资者收入少,入股资金低。他们投入股市的目的是想快速赚钱,摆脱生活的困境,投资行为呈现短期化特征。2001年《上海证券交易所市场资料》显示40岁以上的投资者占投资者总数的39.4%,投资者队伍呈老龄化;投资者知识水平较低,中专以下学历的投资者占38.17%,而大学以上学历的投资者仅占12.62%。这些个人投资者承受风险的能力差,容易对股市的波动产生过度反应,或者急于购入股票或者急于抛售股票,使市场的投机气氛相当



浓厚。

对散户投资者的心理分析表明，投资者在过滤各种信息时，注重那些能够增强他们自信心的信息，而忽视那些伤害他们自信心的信息。例如很多投资者不愿意卖出已经发生亏损的股票就表明了这一点，因为这等于承认自己决策失误，并伤害自己的自信心。这种现象被称之为“损失厌恶”（Kahneman 等，1979），表现为人们面对同样数量的收益和损失时，感到损失的数量更加令他们难以忍受。根据上海证券交易所 2001 年的一份投资者问卷调查报告，投资者在从众心理驱使下有追高的行为倾向（占 50% 以上）。很多投资者因为害怕遭受损失而采取了“决不止损”的手法（占 49.41%）。除了厌恶损失的心理，我国公众还有一种特殊的心理，那就是“投资转储蓄”心理。我国公众的储蓄倾向较发达国家要高得多，股票市场的投资者愿意将股票投资看成一种储蓄，因此当“坏消息”导致股价下跌时，投资者将股票当成储蓄来持有，很少止损。<sup>4</sup> 这进一步削弱了“坏消息”对股票市场的影响。

信息的可获得性也是导致政策不平衡效应的一个重要原因。基于利益诱导和外界压力而产生出的强烈的信息需求，促使投资者优化信息资源的配置，充分发掘信息的价值。个人投资者在获取、鉴别和利用信息方面的能力远不如机构投资者。机构投资者一般拥有较多的信息渠道、数量众多训练有素的研究分析员，掌握更多的信息收集、整理、加工、分析的技能；个人投资者收集信息的渠道受到较大的限制，在信息分析能力上也绝对落后于机构投资者，个人投资者在决策中只能依靠一些公开的、容易得到的信息，如证监会指定的报刊、电台、电视等媒体披露的表面信息，缺乏深度挖掘信息的能力。在获得信息的及时性、准确性方面，个人投资者往往处于劣势，容易受到机构投资者的引导。因此机构投资者的操作动向也会成为个人投资者操作的信息来源，在操作上追从机构投资者，即所谓的“跟庄”行为。大量的“跟庄”行为也会造成股价的延迟反应，加剧政策的不平衡效应。

3. 从市场微观结构来看，我国股票市场缺乏做空机制，无论是机构还是个人都只能从上涨的股价中获利。这决定了我国股票价格变化方向上的不对称性。政府、机构投资者与个人都具有对股价上涨的强烈偏好或意愿。共同愿望会造成市场自动调节机制的失灵，股价的调整就只能依赖于外生的强制性措施，这又会使股价齐涨和齐跌。由于缺乏股票期货、指数期货或期权等金融衍生工具，投资者无法进行套期保值和风险规避。在牛市行情中，投资者将资金不断投入股市，其结果是股价不断攀升，股市风险加大。面对增大的风险，投资者只能通过减仓来降低风险，而不能使用期货进行套期保值。在熊市行情中，投资者只能卖出股票，等待行情见底时建仓，而不能运用期

<sup>4</sup> 国外与之类似的理论有“处置效应 (Disposition Effect)”理论，指的是投资者对盈利股票过早抛出、对损失股票继续持有的异常现象。

货卖空来减轻股市下跌的压力。此外,我国证券市场投资品种稀少,只有股票、国债、企业债券和可转换债等少数几种。加之股权中占大部分的国有股、法人股不能上市流通,股票的供求关系失衡,投资者不能通过分散投资减少对股市的依赖。

我国某些交易制度的设计,使得股价可能对“好消息”和“坏消息”具有不平衡的反应。交易制度规定当日购买的股票在当日不能卖出( $T+1$ ),而当日取得的资金可在当日购买股票( $T+0$ ),因此投资者可以通过卖出某些股票的方法来得到资金购买所需的股票。这无形中使得“追涨”更加成为可能。但是,下跌的情况刚好相反。 $T+1$ 情况下当日购买股票的投资者并不能在该日卖出股票,因此在下跌情况下,当日的成交量占流通股本的比重越大,可供继续卖出的股票数量就越少,当日价格趋势反转的几率也就增大,因此一旦价格下跌投资者便愿意死守等待价格上涨。

从报价制度来看,我国股票市场实行电脑撮合的集中竞价交易制度,而许多发达国家的股票交易实行做市商制度。集中竞价是定单驱动的,投资者对信息通过定单直接反映,而且我国的交易指令仅有限价指令,无市价指令和止损指令,这种交易制度比做市商制度更加容易累积风险。机构投资者利用资金优势和持股优势,可以利用大量的买单和卖单引导股价的走势,引起个人投资者的跟风,追涨杀跌,加剧股市波动。做市商有义务在市场因突发事件出现剧烈波动时,以自有资金以稍高买价或稍低卖价买卖其负责交易的股票,以维护市场稳定,因此做市商制度可以缓冲消息对市场的直接冲击。Odean(1998)分析指出,金融市场存在信息成本时,过度自信会增大成交量和市场深度,同时降低投资者的预期效应。对价格波动性的影响依赖于过分自信的主体是谁。一般交易者和内幕信息交易者过分自信会增加波动性,做市商过分自信会减少波动性。因此我国的股票市场对信息的过度反应超过国外的股票市场,特别是对“好消息”的过度反应。

#### 四、进一步研究的方向

本文对中国股票市场“好消息”与“坏消息”的不平衡性效应研究,基于全样本和日收益数据,我们认为,进一步研究可以从以下几个方面来考虑:

1. 对中国股票市场的波动周期划分子样本进行分阶段研究。我国股票市场呈现的这种信息不平衡性的特有表现可能与中国股票市场存在的一类特殊的投资或投机者——庄家有关。庄家一般是指资金规模比较雄厚的机构投资者。存在庄家的股票,其价格行为模式与普遍的市场预期往往相反:利空消息未必会造成股价的下跌,因为在利空消息出台前,股价可能已大跌,利空出台很可能是庄家吸筹的好时机;利好消息不一定能促使股价上涨,相反,可能会变成庄家出货的好机会。因此,“好消息”在牛市相对高位时可能实际

上是出货的信号，而“坏消息”在熊市相对低位时可能实际上是买进的时机。因此“好消息”对于市场不一定就是好消息；“坏消息”对于市场不一定就是坏消息。它们对股票市场的影响可能与股指运行的相对位置有关。

2. 如果机构投资者的坐庄行为影响股票对信息的反应，那么区分大盘股和小盘股对信息不平衡性反应将是有意义的。吴林祥和徐龙炳（2002）指出，小盘股的涨停比例远远大于大盘股。田宏伟（2000）对我国股市持续效应的研究指出，在我国高成交量小盘股赢家组合具有最大的持续效应。对股票进行这种分类可能对选择投资组合与确立风险头寸提供更加精确的结果。

3. 由于“好消息”与“坏消息”是根据股票收益的非预期波动来定义的，而非预期波动的冲击可能只在很短的时间内存在，之后将可能发生逆转。因此可利用高频数据对中国股票市场信息不平衡性效应进一步研究，与低频数据的研究结果进行比较，以明确我国股票市场“好消息”与“坏消息”的不平衡性反应是否还有其他原因。

## 参 考 文 献

- [1] Bekaert, G. and G. J. Wu, "Asymmetric volatility and risk in equity markets", *Review of Financial Studies*, 2000, 13, 1—42.
- [2] Black, F., "Studies of Stock Price Volatility Changes", Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section, 1976, 177—181.
- [3] Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 1986, 31, 307—327.
- [4] Booth, G. G., T. Martikainen, and Y. Tse, "Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets", *Journal of Banking and Finance*, 1997, 21, 811—823.
- [5] Cheung, Y. W., and L. K. Ng, "Stock Price Dynamics and Firm Size: An Empirical Investigation", *Journal of Finance*, 1992, 47, 1985—1997.
- [6] Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation", *Econometrica*, 1982, 50, 987—1008.
- [7] Engle, R. F., and V. K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 1993, 48, 1749—1778.
- [8] Kahneman, D., and A. Tversky, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, 1979, 47, 263—291.
- [9] Koutmos, G., "Asymmetric Volatility and Risk Return Tradeoff in Foreign Stock Markets", *Journal of Multinational Financial Management*, 1992, 2, 27—43.
- [10] Koutmos, G., C. Negakis, and P. Theodossiou, "Stochastic Behaviour of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, 1993, 3, 119—126.
- [11] Masulis, R. W., and V. K. Ng, "Stock Return Dynamics over Intra-day Trading and Nontrading Periods in the London Stock Market", Mitsui Life Financial Research Center, Working Paper, University of Michigan, 1992.
- [12] Merton, R. C., "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation", *Journal of Financial Economics*, 1980, 8, 323—361.

- [ 13 ] Nelson , D. B. , “ Conditional Heteroskedasticity in Asset Return : A New Approach ” , *Econometrica* , 1990 , 59 , 347—370.
- [ 14 ] Odean , T. , “ Volume , Volatility , Price , and Profit When All traders Are above Average ” , *Journal of Finance* , 1998 , 53 , 1887—1934.
- [ 15 ] Pagan , A. R. , and G. W. Schwert , “ Alternative Models for Conditional Stock Volatility ” , *Journal of Econometrics* , 1990 , 45 , 267—290.
- [ 16 ] Poon , Ser-Huang , and S. J. Taylor , “ Stock Returns and Volatility : An Empirical Study of the U. K. Stock Market ” , *Journal of Banking and Finance* , 1992 , 16 , 37—59.
- [ 17 ] Ross , S. , “ Information and Volatility : The Non-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy ” , *Journal of Finance* , 1989 , 44 , 1—17.
- [ 18 ] Yeh , Y. H. , and L. J. Tsai , “ The Interaction and Volatility Asymmetry of Unexpected Returns in the Greater China Stock Markets ” , *Global Finance Journal* , 2000 , 11 , 129—149.
- [ 19 ] 戴国强、陆蓉,“ 中国股票市场的周末效应检验 ”,《金融研究》,1999 年第 4 期,第 48—54 页。
- [ 20 ] 冯玉明,“ 市场的非理性与组合投资策略 ”,《证券市场导报》,2001 年第 3 期,第 30—32 页。
- [ 21 ] 高惠璇等编译,《SAS 系统 SAS/ETS 使用手册》。北京:中国统计出版社,1998 年 2 月。
- [ 22 ] 胡金焱,“ 中国股市 政策市 实证考察与评析 ”,《财贸经济》,2002 年第 9 期,第 19—22 页。
- [ 23 ] 田宏伟,《中国股价异常现象行为金融学分析与非线性特征研究》,天津大学博士学位论文,2001 年。
- [ 24 ] 吴林祥、徐龙炳,“ 涨跌幅限制扭曲了股票价格行为吗?——来自中国股票市场的新证据 ”,《中国会计与财务研究》,2002 年第 2 期,第 1—42 页。
- [ 25 ] 徐龙炳、陆蓉,“ R/S 分析探索中国股票市场的非线性 ”,《预测》,1999 年第 2 期,第 59—62 页。

## Asymmetric Effects of Policy Information on China 's Stock Markets

RONG LU

( *Sun Yat-sen University* )

LONGBING XU

( *GF Securities. , LTD. .* )

**Abstract** We categorize policy information into “ good news ” and “ bad news ” and investigate the asymmetric effects of them on China 's Stock Markets using exponential ARCH models. We find that the effect of good news on China 's Stock Markets is more significant than those of bad news , which is different from what have been found in many foreign stock markets. According to the empirical results , we create a “ news-return curve ” to analyze the characteristics of the asymmetric effects. Finally , we point out several problems for further research.

**JEL Classification** D820 , D840 , C510