

文章编号:1003-207(2012)05-0031-07

# 股市波动的杠杆效应检验:一种新的方法

陈永伟

(中南财经政法大学统计与数学学院, 湖北 武汉 430073)

**摘要:**股市波动的非对称性特征一直是金融研究中关注的焦点问题。本文首次构建了一个非平衡似无关波动模型,从个股角度对波动的非对称性进行检验。通过与综合指数的对比研究,本文揭示了市场因素对波动非对称性的影响。实证结果表明,我国深证成份指数波动存在杠杆效应,而成份股波动却表现出反向杠杆效应。市场同时存在的共同因素和异质因素,是导致成份股波动和成份指数波动表现不一致的原因。进一步的研究结果表明,在消除共同因素影响后,成份股波动的反向杠杆效应会表现更明显。

**关键词:** 收益;波动;杠杆效应;似无关模型

**中图分类号:** F830.91 **文献标识码:** A

## 1 引言

已有研究表明,股市收益具有左偏分布形态。但是,如何度量由这种偏态所引起的股市波动的非对称性特征,则一直是金融研究中的焦点问题。作为这一领域的研究先驱,Black<sup>[1]</sup>和 Christie<sup>[2]</sup>发现,股票在价格下跌时更容易表现出剧烈波动。对这一现象的解释是,股价下跌提升了上市公司的财务杠杆,即负债与权益比,导致股票未来波动性增强。股市波动的杠杆效应因此而得名。

为了检验杠杆效应,Glosten等<sup>[3]</sup>对广义自回归条件异方差模型(GARCH)进行扩展,构建了带虚拟变量的GARCH模型(也称为GJR模型)。Donaldson和Kamstra<sup>[4]</sup>提出了GJR模型的半参数估计方法。Nelson<sup>[5]</sup>进一步放松了GARCH模型对条件方差参数的非负约束,建立了EGARCH模型。应用这些模型,许多学者对股市波动的非对称性特征进行了研究,他们发现股市波动存在杠杆效应<sup>[6-7]</sup>,或者是存在与杠杆效应刚好相反的特征<sup>[8-9]</sup>。即相对于股价下跌,股价上涨更容易引起股票收益波动。为了区别,本文称后一特征为反向杠杆效应。

Theodossiou和Lee<sup>[10]</sup>和Choudhry<sup>[11]</sup>指出,

GARCH类模型以条件方差作为波动的代理变量,这有可能导致波动特征不明显。因此,最近的研究<sup>[12-13]</sup>开始转向直接以已实现波动来度量杠杆效应。如Duffee<sup>[12]</sup>用股票收益来解释已实现波动的变化,研究了美国2617支个股的波动特征。但是,Duffee<sup>[12]</sup>的缺陷是未能考虑不同个股之间的相互影响,如同一板块或同一行业中的不同个股存在同涨或同跌现象,这有可能导致估计结果不显著<sup>[14]</sup>。因此,一种更为有效的方法是,对Duffee模型进行扩展,构建一个似无关波动模型,通过同时考虑不同个股之间的相互影响来提高模型估计结果的可靠性。这样做的另一优点是,现有文献大多利用综合指数样本来分析股市波动特征,但是,综合指数是成份股数据的加权综合,它只能反映股市波动的整体趋势,却难以刻画个股自身因素对波动的影响。事实上,个股受信息冲击等作用容易出现涨跌停或者是交易停牌,而综合指数却是连续不间断的时间序列,二者描述的波动特征并不相符。因此,以个股为研究对象能更准确反映出股市波动的真实特征。

问题是,在以个股为研究对象时,不同个股上市交易的时间有先后,股票交易发生停牌的时间也不一致,这使我们观察到的样本在不同个股之间的大小并不相同。由这样的样本所构成的似无关波动模型,我们可称之为非平衡的似无关波动模型。因此,估计并检验一个非平衡的似无关波动模型,用以分析我国股市波动的非对称性特征即成为本文研究的出发点。文章余下的安排是:我们首先对Duffee模型进行扩展,构建一个非平衡的似无关波动模型并

收稿日期:2011-07-27;修订日期:2012-08-06

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71001107)

作者简介:陈永伟(1981-),男(汉族),浙江人,中南财经政法大学统计与数学学院副教授,博士,研究方向:计量经济学理论及应用。

给出其参数估计方法。然后利用深证成份股样本和成份指数样本实证检验股市波动的特征,通过比较两组不同样本估计结果的差异,揭示市场不同因素对股市波动的作用,所得结论对于我们重新理解股市波动特征具有重要意义。

## 2 一个新的分析框架

### 2.1 模型设定

本文从 Duffee 模型出发,并对其扩展。以  $\sigma_{i,t}$  表示股票  $i$  在  $t$  时期的已实现波动,  $r_{i,t}$  表示股票  $i$  在  $t$  时期的收益,则用以度量杠杆效应的似无关波动模型可以设定为:

$$\ln(\sigma_{i,t+1}/\sigma_{i,t}) = \alpha_i + \lambda_i r_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

$(i = 1, 2, \dots, M; \quad t = 1, 2, \dots, T)$

其中,  $\alpha_i$  和  $\lambda_i$  为待估参数,  $\epsilon_{i,t+1}$  是随机扰动项。模型(1)的含义是,用股票收益来解释未来波动的变化。若系数  $\lambda_i < 0$ ,表示一个负的收益冲击将使股票未来波动性增强。隐含的是,股价下跌加剧了股票波动性,即股市波动存在杠杆效应。反之,若  $\lambda_i > 0$ ,表示一个正的收益冲击将使股票未来波动性增强。这意味着股价上涨加剧了股票波动性,即股市波动存在反向杠杆效应。

模型中若不含下标  $i$ ,则(1)式即简化为 Duffee 模型,反映的是单个股票的波动特征。应用与 Duffee 相同的模型,Christie<sup>[2]</sup> 检验了 379 家上市公司股票的波动特征,发现  $\lambda$  系数的平均值为  $-0.23$ 。类似的方法也被 Black<sup>[1]</sup> 用以检验道琼斯工业股票的波动特征。问题是,在以个股为研究对象时,同一板块或同一行业中的不同个股之间存在同涨或同跌现象,这也就是说不同个股之间可能存在一定的同期相关性。如果忽略这种影响,就有可能导致估计的波动特征不显著。

因此,为了揭示不同个股之间的相互影响,本文对 Duffee 模型进行扩展,构建了一个似无关波动模型(1),用以同时考虑不同个股之间的相互影响及其各自的波动特征。在模型(1)中,我们假定扰动项具有同期相关性,即:

$$\text{cov}(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t}) \neq 0 \quad (2)$$

(2)式反映的即是股票  $i$  和  $j$  在遭受信息冲击时,所可能表现出的共同涨跌现象。如在利率上升时,多数股票均出现下跌倾向。

然而,在以个股为研究对象时,不同股票上市交易的时间存在先后,股票交易发生停牌以及停牌时间的长短也不一致,由此导致我们观察到的不同个

股的样本大小并不相同。据此,我们需要将模型(1)中的时间下标  $T$  修正为  $T_i$ 。只是为表述方便,我们仍以  $T$  表示,对于其中  $T - T_i$  个缺省值,则在样本中以缺省符号“.”表示。由这样的样本所构成的似无关波动模型我们可称之为非平衡的似无关波动模型。因此,如何估计并检验一个非平衡的似无关波动模型就成为描述股市波动特征的关键。

### 2.2 参数估计

为了说明模型的估计思想,我们记  $y_{i,t} = \ln(\frac{\sigma_{i,t+1}}{\sigma_{i,t}})$ ,  $y_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T-1})'$ ,  $Y = (y_1, \dots, y_M)$ ,  $l_{T-1} = (1, \dots, 1)'$ ,  $x_i = (r_{i,1}, \dots, r_{i,T-1})'$ ,  $X = (l_{T-1}, x_1, \dots, x_M)$ ,  $\epsilon_i = (\epsilon_{i,2}, \dots, \epsilon_{i,T})'$ ,  $U = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_M)$ 。则模型(1)可以简约表述为:

$$Y = XB + U \quad (3)$$

其中,  $B$  是由  $\alpha_i$  和  $\lambda_i$  构成的且与解释变量矩阵  $X$  相对应的  $(M+1) \times M$  维系数矩阵,并且满足一般化的参数约束条件:

$$R\beta = \gamma \quad (4)$$

其中,  $\beta$  是由矩阵  $B$  的列向量堆积而成,即  $\beta = \text{vec}(B)$ 。  $R$  和  $\gamma$  为已知的参数约束矩阵和向量。

由前述模型(2)可知,我们假定扰动项具有同期相关性。因此,为了表述方便,我们可以设矩阵  $U$  中每一行向量的方差协方差矩阵为  $\Omega$ 。即令  $\epsilon_i = (\epsilon_{i,1}, \dots, \epsilon_{i,T})'$ ,则模型(2)可以进一步转化为:

$$E(\epsilon_i \epsilon_i') = \Omega \quad (5)$$

需要注意的是,由于不同个股  $i$  的样本大小并不相同,也就是说,有的股票观测值要多些,有的股票观测值要少些。即相对于观测值总数  $T$  来说,有的股票观测值存在缺省的情况,并且缺省的形式可能也不一致。为此,本文假设模型(3)中观测值矩阵  $Y$  的某些元素为缺省值。Hwang 和 Schulman<sup>[15]</sup> 指出,若矩阵  $X$  中的某些元素为缺省值,我们可直接将其设为 0。

在这一假设条件下,记  $P_n$  为第  $n$  个分组中的  $T_n \times (T-1)$  维观测值选择矩阵,其中  $P_n$  的元素是由  $T-1$  维单位矩阵中的  $T_n$  个不同行向量构成。记  $Q_n$  为第  $n$  个分组中对应于具有完整观测值变量的配置矩阵,其中  $Q_n$  中的元素是由  $M$  维单位矩阵中的  $M_n$  个不同列向量构成。也就是说,  $M$  维单位矩阵中剩余的  $(M - M_n)$  个列向量对应于具有缺省值的变量,我们记由这些列向量构成的矩阵为  $\bar{Q}_n$ 。基于此,我们可以将第  $n$  个分组中具有完整观测值的回归模型和具有缺省观测值的回归模型分别表述

为:

$$Y_n Q_n = X_n B_n + V_n \quad (6)$$

$$Y_n \bar{Q}_n = X_n \bar{B}_n + \bar{V}_n \quad (7)$$

其中,  $Y_n = P_n Y$ ,  $X_n = P_n X$ ,  $U_n = P_n U$ ,  $V_n = U_n Q_n$ ,  $\bar{V}_n = U_n \bar{Q}_n$ ,  $B_n = B Q_n$ ,  $\bar{B}_n = B \bar{Q}_n$ 。此时,扰动项  $V_n$  和  $\bar{V}_n$  中每一行向量的方差协方差矩阵可以相应表述为  $\Omega_n = Q_n' \Omega Q_n$  和  $\bar{\Omega}_n = \bar{Q}_n' \Omega \bar{Q}_n$ 。

对方程(6)应用极大似然估计(MLE)可得第  $n$  个分组的对数似然函数为:

$$L_n(V_n; \theta) = constant - (T_n/2) \ln |\Omega_n| - 0.5 tr(V_n' V_n \Omega_n^{-1}) \quad (8)$$

则对于所有分组  $N$ , 基于全部样本观测值的对数似然函数即是对方程(8)求和:

$$L(V_1, \dots, V_N; \theta) = \sum_{n=1}^N L_n(V_n; \theta) \quad (9)$$

因此,模型(1)中参数  $\alpha_i$  和  $\lambda_i$  的极大似然估计量即是在方程(4)的约束对方程(9)求最大化。进一步,我们可将条件似然函数表述为:

$$L^R(\theta) = \sum_{n=1}^N L_n(V_n; \theta) - \eta'(R\beta - \gamma) \quad (10)$$

其中,  $\eta$  为拉格朗日乘子向量。通过求解目标函数(10)的一阶条件,我们即可得到参数  $\alpha_i$  和  $\lambda_i$  的极大似然估计值。基于估计结果,我们可进一步检验股市波动的非对称性特征

### 3 实证检验

#### 3.1 数据描述

前已述及,综合指数样本只是反映了股市波动的整体走势和共同特征,但不能刻画个股自身因素对股票收益波动的影响。特别地,综合指数是成份股收盘价格的加权综合,这种数据处理方式不仅弱化了成份股自身的波动幅度,而且会延长股票波动的持续性。例如,通过计算,我们发现深证成份指数的收益波动即使在滞后 8 期也表现出显著的自回归效应,且其自回归系数的估计值为 0.082,这一结果要明显大于基于成份股样本计算得到的滞后 6 期的平均值,如下表 1 所示。因此,在研究股市波动特征时,以个股为研究对象的方法就显得尤为必要。

本文以深证成份指数的成份股数据为研究样本,出于比较,我们同时选取了相同时期的深证成份指数数据。样本选自 1997 年 1 月 2 日至 2010 年 10 月 29 日,数据来自巨灵金融终端数据库。

与现有研究保持一致,股票的日收益率( $r_{i,t}$ )被定义为对数收盘价格( $p_{i,t}$ )的差分,即  $r_{i,t} = 100 \times \ln(p_{i,t}/p_{i,t-1})$ 。为准确刻画股市波动特征,我们

以收益率的绝对值作为已实现波动变量( $\sigma_{i,t}$ )。由于绝对收益率经常出现零值,这导致波动的对数差分失去意义。因此,为了最大限度地利用样本信息,我们将模型(1)中波动的变化修正为  $(\sigma_{i,t+1} - \sigma_{i,t})/\sigma_i$ , 其中  $\sigma_i$  表示股票  $i$  在样本期内的平均波动。

依据样本信息,我们计算了成份股数据的平均收益率、平均波动率和波动的自回归系数,各变量的描述性统计结果见下表 1。

表 1 成份股样本的描述性统计结果

公司特征	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$r$	0.0029	0.053	-0.243	0.084
$\rho_1$ of $r$	0.032	0.03	-0.061	0.098
Skewness of $r$	-3.485	2.313	-8.929	0.138
$\sigma$	2.116	0.272	1.647	3.018
$\rho_1$ of $\sigma$	0.089	0.03	0.018	0.162
$\rho_2$ of $\sigma$	0.072	0.028	-0.001	0.129
$\rho_3$ of $\sigma$	0.07	0.03	-0.007	0.137
$\rho_4$ of $\sigma$	0.075	0.039	-0.007	0.172
$\rho_5$ of $\sigma$	0.06	0.022	0.02	0.107
$\rho_6$ of $\sigma$	0.072	0.029	0.023	0.132
ADF statistic of $\sigma$	-14.091	2.657	-20.714	-7.727

注:表中  $r, \sigma, \rho_i$  分别表示股票的平均收益、平均波动和波动的第  $i$  阶自回归系数。

可以看出,深证成份指数的成份股样本的平均收益率为 0.0029, 标准差为 0.053, 这一结果说明投资者在我国股市投资中的平均收益并不显著异于 0。更为重要的是,收益分布具有明显的左偏趋势。通过计算,我们发现在 40 支成份股样本中有 37 支均表现出左偏形态,平均偏态为 -3.485。这一结果不仅蕴含了我国股市波动具有非对称性特征,同时表明投资者在股市投资中非但不能获得显著的投资收益,相反还会遭受经常性亏损。另一方面,表中收益的一阶自回归系数的平均值为 0.032, 最大值为 0.098, 说明股票收益序列为平稳过程,且具有均值回复特征。

本文同时计算了成份股样本的平均波动率和波动的前 6 阶自回归系数。从表中结果可以看出,收益波动具有自回归效应。但是,波动的自回归系数偏小,说明对于任意给定的收益冲击,其对波动的短期影响较为显著,在长期内则会迅速减弱。也就是说,波动的集聚性相对较弱。表中波动变量的 ADF 单位根检验结果则表明,我国股票收益波动具有平稳性。

#### 3.2 波动特征的实证检验

利用非平衡的似无关波动模型,表 2 给出了我国深证成份指数各成份股样本收益波动的实证检验

结果。

从表中结果可以看出,除深发展 A、国元证券、鞍钢股份、冀中能源和宁波银行外,所有成份股的  $\lambda_i$  系数估计值均显著为正,并且国元证券、鞍钢股份和冀中能源的  $\lambda_i$  值虽然为负,但却并不显著。这一结果表明相对于负的收益冲击,一个正的收益冲击更能引起股票未来波动的变化。隐含的是,股价上涨增强了股市波动性,即股市波动存在反向杠杆效应。

进一步,我们按照 Duffee<sup>[12]</sup>研究方法对本文提出的(1)式进行分解,具体将其分解为如下两个似无关波动模型:

$$\ln(\sigma_{i,t+1}) = \alpha_{1i} + \lambda_{1i} r_{i,t} + u_{i,t+1} \quad (11)$$

$$\ln(\sigma_{i,t}) = \alpha_{2i} + \lambda_{2i} r_{i,t} + u_{i,t} \quad (12)$$

其中,(11)式描述的是当期股票收益与下一期股票波动之间的关系,(12)式描述的是股票收益与波动之间的同期关系。而本文(1)式则可近似看成是由此处(11)式和(12)式推断而得。

表 2 波动特征的实证检验结果

股票名称	$\lambda_i$	t 统计值	股票名称	$\lambda_i$	t 统计值
深发展 A	-0.049	-7.67	国元证券	-0.005	-0.86
万科 A	0.172	21.85	燕京啤酒	0.134	13.98
招商地产	0.077	14.29	西飞国际	0.149	18.21
深圳能源	0.129	16.54	长江证券	0.01	1.92
中集集团	0.171	21.34	盐湖钾肥	0.103	11.21
中金岭南	0.122	18.89	一汽轿车	0.011	1.69
中兴通讯	0.127	14.92	太钢不锈	0.12	14.5
华侨城 A	0.175	21.33	中信国安	0.115	15.85
中联重科	0.208	22.61	五粮液	0.227	24.52
潍柴动力	0.096	14.46	云南铜业	0.074	12.35
金融街	0.175	23.95	双汇发展	0.118	10.45
美的电器	0.176	21.5	鞍钢股份	-0.009	-1.43
云南白药	0.138	14.74	神火股份	0.17	20.83
宏源证券	0.027	4.76	冀中能源	-0.006	-0.77
泸州老窖	0.129	15.15	锡业股份	0.034	5.79
吉林敖东	0.113	15.62	西山煤电	0.125	16.11
铜陵有色	0.129	19.79	华兰生物	0.145	13.15
格力电器	0.247	27.32	苏宁电器	0.226	21.19
泰达股份	0.133	17.5	宁波银行	-0.011	-3
河北钢铁	0.136	15.46	金风科技	0.116	15.89
深证成份指数	-0.009	-0.37			

利用样本数据,我们也对模型(11)和(12)进行了估计,结果发现有 87.5% 的股票其  $\lambda_{1i}$  系数估计值在模型(11)中表现并不显著。相反,有 95% 的股票其  $\lambda_{2i}$  估计值在模型(12)中具有统计显著性,并且在 5% 水平上显著为负。这一结果说明本文得出的股市波动存在反向杠杆效应结论主要由股票收益与波动的同期关系为负所支配。进一步,我们计算了表 2 中各  $\lambda_i$  系数估计值与公司年均负债权益比的

关系,结果发现 spearman 相关系数的估计值为 -0.01,其对应显著性检验的  $p$  值为 0.93,说明股票市场波动特征与公司杠杆比率并不存在显著关系。

参照深证成份指数的编制方法,我们以成份股的流通市值为权重,同时计算了各个  $\lambda_i$  系数的加权平均值为 0.113,这一结果仍显著为正,说明整体来看股市波动存在反向杠杆效应。Yeh 和 Lee<sup>[8]</sup>认为中国股市投资者的投资行为是导致反向杠杆效应存在的原因。从理论上来看,估计的收益与波动的同期关系为负,说明股票在价格上涨时同期波动减少,风险降低,投资者会因为股价上涨而对市场前景充满预期,激发投资信心与冲动,但是实际上,股价上涨形成了股票未来波动变化增强,导致市场潜在投资风险增加。

以上结论也进一步证实了 Black<sup>[16]</sup>的观点。由于市场存在众多散户投资者,并且散户难以获得内幕信息,因此,在利好信息的冲击下散户投资者更容易相信自己正处于交易时点,产生非理性的投资行为。一个典型的事实是,中国股市从 2005 年 6 月开始出现持续性上涨,直至 2007 年 10 月到达历史高位。股价上涨吸引了众多投资者盲目跟进股市,据中国证券登记结算公司统计,仅 2007 年一年新增 A 股账户就超过 3700 万户,约是 2006 年的 12.9 倍。因此,市场繁荣更容易激励投资者产生投资欲望,并导致投资风险在股价上涨中得到积聚和增强。

### 3.3 市场因素对波动特征的影响

作为比较,本文同时计算了深证成份指数样本的波动特征,所得结果列入表 2 中的最后一行。令人惊奇的是,虽然成份股波动具有明显的反向杠杆效应,但是反映整体成份股波动特征的深证成份指数波动却并没有如期表现出应有的反向杠杆效应。相反,我们发现利用深证成份指数样本计算的实际  $\lambda_Z$  系数估计值为 -0.009。这一结果说明,对于深证成份指数而言,一个负的收益冲击更能引起股市的剧烈波动,即股市波动存在杠杆效应。本文利用 EGARCH 模型和 GJR 模型的实证结果同样表明,深证成份指数波动存在杠杆效应,并且,这种效应在统计上是显著的。

那么,为什么基于成份股样本和深证成份指数样本进行估计的结果会表现相异? 本文认为深证成份指数是成份股数据的加权综合,它反映的是股票市场的整体走势和共同特征,即市场存在的共同因素对所有股票收益所产生的影响。由于这些因素对绝大多数股票收益均产生负的作用,表现为成份股

收益分布的明显左偏形态(如表1中结果所示),因此,深证成份指数的波动特征就表现为杠杆效应。另一方面,成份股自身同时也受到市场异质因素的影响,并且这些因素对股票收益可能产生正的作用,表现为各成份股的收益从左偏(显著负值)开始向0靠近或超过0,并使得所有成份股的平均收益为0.0029(如表1中结果所示),因此,成份股自身的波动特征就显现出反向杠杆效应。

由于深证成份指数收益是市场共同因素的一个很好的代理变量,因此,为了验证这种解释,我们以深证成份指数收益为自变量,首先将各个成份股收益对深证成份指数收益进行回归,消除市场共同因素的影响,然后用残差代表市场异质因素对成份股自身的影响。如果本文的解释得以成立,那么,消除共同因素影响后的残差将表现出更强的反向杠杆效应。为此,我们重新估计了成份股样本的波动特征,表3给出了模型的估计结果。为了便于比较,表中带\*的数值表示与原来估计结果相比出现下降。

表3 消除共同因素影响后的波动特征

股票名称	$\lambda_i$	$t$ 统计值	股票名称	$\lambda_i$	$t$ 统计值
深发展 A	0.089	6.15	国元证券	-0.047*	-5.16
万科 A	0.354	25.05	燕京啤酒	0.144	10.32
招商地产	0.041*	4.28	西飞国际	0.205	17.89
深圳能源	0.156	11.18	长江证券	0.01	0.97
中集集团	0.289	21.35	盐湖钾肥	0.16	12.5
中金岭南	0.19	18.01	一汽轿车	-0.04*	-3.77
中兴通讯	0.166	14.16	太钢不锈	0.142	10.53
华侨城 A	0.245	21.88	中信国安	0.162	14.78
中联重科	0.316	23.85	五粮液	0.375	25.5
潍柴动力	0.154	7.89	云南铜业	0.048*	4.62
金融街	0.258	25.12	双汇发展	0.174	11.62
美的电器	0.309	23.81	鞍钢股份	-0.057*	-5.15
云南白药	0.129*	11.42	神火股份	0.256	20.03
宏源证券	0.012*	1.21	冀中能源	-0.023*	-2.06
泸州老窖	0.22	17.83	锡业股份	0.039	3.85
吉林敖东	0.168	15.44	西山煤电	0.221	17.79
铜陵有色	0.17	14.68	华兰生物	0.178	14.28
格力电器	0.4	29.18	苏宁电器	0.29	21.19
泰达股份	0.172	15.81	宁波银行	-0.061*	-3.23
河北钢铁	0.219	14.79	金风科技	0.198	11.26

与表2的估计结果相比,除招商地产等9支股票外,其余31支股票的系数估计值均出现不同程度的增加,占有成份股总数的77.5%。具体来看,在消除市场共同因素的影响之前,反映成份股波动特征的 $\lambda_i$ 系数的加权估计值为0.113,其波动幅度为-0.049(深发展A)~0.247(格力电器)。但在消除共同因素的影响之后, $\lambda_i$ 系数的加权估计值上升

为0.171,是原来的1.51倍,并且系数的波动幅度也提升为-0.061(宁波银行)~0.4(格力电器)。其中,系数估计值中超过原来波动幅度上限的股票就占有成份股总数的22.5%,股市波动表现出明显增强趋势。基于此,本文认为我国股票市场确实存在共同因素和异质因素两种作用,并且在消除共同因素的影响之后,成份股的波动特征将表现出更为明显的反向杠杆效应。

### 3.4 实证结果的稳健性分析

在前述分析中,我们以深证成份指数收益作为市场共同因素的代理变量,并以此检验共同因素和异质因素对股票波动产生的影响。但是,这种分析方法是稳健的吗?特别是,除了深证成份指数收益外,市场是否还存在其他显著的共同因素?

事实上,目前在股市收益的因素建模分析中,主要有两种方法进行处理<sup>[17]</sup>:第一种方法是假定共同因素是可观察的,然后利用回归分析方法来控制共同因素影响,例如,我们可以将金融市场变量作为可观察变量,用来捕捉系统性风险,本文前述研究即属于此类;第二种方法是假设共同因素是不可观察或未知的,然后采用统计方法进行分析。具有代表性的是Bai和Ng<sup>[18]</sup>提出的因素模型,目前该模型已经被广泛应用于金融市场分析<sup>[19]</sup>。有鉴于此,本文采用第二种方法对上述研究结果进行稳健性分析。

假设 $r_{i,t}$ 是表示第 $i$ 支股票在第 $t$ 期的收益, $r_{i,t}$ 受共同因素和异质因素影响,因此我们可将其表述为如下形式:

$$r_{i,t} = \theta'_i F_t + e_{i,t} \quad (i = 1, \dots, M; \quad t = 1, \dots, T) \quad (13)$$

其中 $F_t$ 表示共同因子向量,即每一支股票 $i$ 均包含有共同因子 $F_t$ , $\theta_i$ 是与 $F_t$ 相对应的因子载荷向量。 $\theta'_i F_t$ 构成了收益 $r_{i,t}$ 的共同因素成分,而 $e_{i,t}$ 则为 $r_{i,t}$ 的异质因素成分。由于 $F_t$ 是不可观察的,因此我们事先并不知道 $F_t$ ,也不清楚 $F_t$ 的维数,即我们并不知道 $r_{i,t}$ 中究竟包含有多少个共同因子。

假设 $F_t$ 的维数为 $k$ ,Bai和Ng<sup>[18]</sup>建议应用主成分方法估计模型(13)中的 $\theta_i$ 和 $F_t$ ,并通过构造如下统计量判断共同因子的个数 $k$ :

$$IC(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left( \frac{M+T}{MT} \right) \ln \left( \frac{MT}{M+T} \right)$$

$$\text{其中 } V(k, \hat{F}^k) = \frac{1}{MT} \sum_{i=1}^M \sum_{t=1}^T (r_{i,t} - \hat{\theta}_i^k \hat{F}_t^k)^2.$$

利用样本数据,我们的检验结果恰好表明 $r_{i,t}$ 中含有1个共同因子。这一结果与本文前述将深证成

份指数收益作为市场共同因素的代理变量也相吻合。

进一步,为了验证本文提出的解释,我们对模型(13)中收益的异质因素成分  $e_{i,t}$  进行估计,并观察  $e_{i,t}$  的波动是否会表现出更强的反向杠杆效应。基于本文提出的似无关波动模型,表4给出了  $e_{i,t}$  的波动特征的估计结果。表中\*号表示与未消除共同因素影响的估计结果(表2)相比,数值出现下降。可以看出,除招商地产(代码:000024)等7支股票外,其余33支股票的系数估计值均出现不同程度的增加,占有成份股总数的82.5%。进一步,我们仍然以成份股的流通市值为权重,计算  $\lambda_i$  的加权估计值为0.148,该值同样比原来估计值提高了近31个百分点,并且  $\lambda_i$  的系数波动幅度从原来的-0.049~0.247整体右移至-0.027~0.303。因此,在消除市场共同因素影响后,受异质因素影响,成份股波动的反向杠杆效应确实表现更明显。以上结果不仅验证了本文解释,而且说明本文以深证成份指数收益作为市场共同因素代理变量的研究方法同样具有稳健性和可靠性。

表4  $e_{i,t}$ 波动特征的估计结果

股票名称	$\lambda_i$	$t$ 统计值	股票名称	$\lambda_i$	$t$ 统计值
深发展 A	0.045	4.28	国元证券	0.006	0.86
万科 A	0.204	21.05	燕京啤酒	0.141	11.60
招商地产	0.043*	5.70	西飞国际	0.171	17.80
深圳能源	0.116*	11.33	长江证券	0.019	2.31
中集集团	0.202	19.70	盐湖钾肥	0.126	11.37
中金岭南	0.154	19.00	一汽轿车	-0.011*	-1.28
中兴通讯	0.147	14.63	太钢不锈	0.133	11.61
华侨城 A	0.188	20.00	中信国安	0.131	15.19
中联重科	0.241	22.70	五粮液	0.280	23.96
潍柴动力	0.111	7.80	云南铜业	0.069	8.67
金融街	0.201	23.52	双汇发展	0.144	10.70
美的电器	0.212	21.27	鞍钢股份	-0.017*	-1.82
云南白药	0.129*	12.22	神火股份	0.212	20.55
宏源证券	0.025*	3.55	冀中能源	0.010	1.04
泸州老窖	0.155	15.22	锡业股份	0.046	5.92
吉林敖东	0.132	14.92	西山煤电	0.149	15.36
铜陵有色	0.147	16.19	华兰生物	0.166	13.83
格力电器	0.303	27.62	苏宁电器	0.241	20.93
泰达股份	0.150	16.62	宁波银行	-0.027*	-2.06
河北钢铁	0.173	14.80	金风科技	0.158	11.76

上述估计和检验结果至少从三个方面说明了本文的含义:第一,不论是否考虑市场因素对股票收益波动的影响,大多数成份股的波动均表现出较为显著的反向杠杆效应,只是市场共同因素的作用弱化了这种效应。第二,我国股票市场存在共同因素和异质因素两种作用。其中,共同因素对股票收益产

生负的作用,表现为成份股收益的左偏分布形态,并由此导致深证成份指数的收益波动具有杠杆效应。另一方面,异质因素对成份股收益产生正的作用,并在成份股中居于主导地位,由此导致成份股波动的反向杠杆效应较为明显。因此,本文认为在分析股市波动特征时,以深证成份指数和成份股为样本可能产生相反的研究结论。而以成份股为样本所产生的研究结论将更具有针对性,并更富有意义。第三,一个正的  $\lambda_i$  系数同时反映了市场投资者普遍存在追涨行为。在股价上涨时,投资者会误认为获利机会来临,盲目跟进股市,导致投资风险增加。基于此,本文认为当前政府部门除了应加强对信息披露的监管外,更应注重对市场投资者的风险揭示和教育工作,尤其是在股市持续向好时,这一工作显得更为重要。

#### 4 结语

本文对研究股市波动非对称性的文献进行回顾与梳理,并指出它们的缺陷。通过对 Duffee 模型的扩展,本文提出了一个新的分析框架。在该框架下,我们可以直接用股票收益来解释波动的

变化,并能够同时考虑不同股票的波动特征。

利用深证成份指数和成份股的样本研究发现,我国深证成份指数的收益波动存在杠杆效应,而成份股的波动却表现出反向杠杆效应,并且这种反向杠杆效应主要由收益与波动的同期关系为负所支配。本文进一步研究发现,股票市场同时存在共同因素和异质因素两种作用。其中,共同因素作用于所有股票,对股票收益产生负的作用,表现为收益分布的左偏形态,并由此导致深证成份指数的收益波动具有杠杆效应。而异质因素作用于成份股自身,对个股收益产生正的作用,表现为个股的平均收益围绕0上下波动,由此导致成份股的波动具有反向杠杆效应。本文的解释得到了模型检验结果的进一步支持。我们发现,在消除共同因素影响后,成份股的反向杠杆效应表现更明显。

基于此,本文认为我国股市波动存在反向杠杆效应。这一结果揭示了当前市场投资者普遍存在追涨行为。在股价上涨时,投资者更容易对市场前景产生乐观预期,忽视投资风险,做出非理性投资行为。因此,本文建议当前政府部门应着重加强对投资者的风险警示和教育工作,特别是在股市繁荣时更应规范交易行为,倡导理性投资决策,通过培育合格的市场投资者来促进股市健康发展。

## 参考文献:

- [1] Black F. Studies of stock price volatility changes[J]. Proceedings of the 1976 Meeting of Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association, 1976, 27:399-418.
- [2] Christie A. The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage, and interest rate effects[J]. Journal of Financial Economics, 1982, 10:407-432.
- [3] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the relation between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks [J]. Journal of Finance, 1993, 48:1779-1801.
- [4] Donaldson R G, Kamstra M. An artificial neural network-GARCH model for international stock return volatility [J]. Journal of Empirical Finance, 1997, 1:17-46.
- [5] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach [J]. Econometrica, 1991, 59:347-370.
- [6] 陈浪南, 黄杰鲲. 中国股票市场波动非对称性的实证研究[J]. 金融研究, 2002, (5):67-73.
- [7] Li Qi, Yang Jian, Hsiao C, Chang Y J. The relationship between stock returns and volatility in international stock markets [J]. Journal of Empirical Finance, 2005, 12:650-665.
- [8] Yeh Y H, Lee T S. The interaction and volatility asymmetry of unexpected returns in the greater china stock markets [J]. Global Finance Journal, 2000, 11:129-149.
- [9] 陆蓉, 徐龙炳. “牛市”和“熊市”对信息的不平衡性反应研究[J]. 经济研究, 2004, (3):65-72.
- [10] Theodossiou P, Lee U. Relationship between volatility and expected returns across international stock markets [J]. Journal of Business Finance and Accounting, 1995, 22:289-300.
- [11] Choudhry T. Stock market volatility and the crash of 1987: Evidence from six emerging markets [J]. Journal of International Money and Finance, 1996, 15:969-981.
- [12] Duffee G R. Stock returns and volatility: A firm-level analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1995, 37:399-420.
- [13] Bollerslev T, Zhou H. Volatility puzzles: A unified framework for gauging return-volatility regressions [R]. Working Paper No. 2003-40, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003.
- [14] Zellner A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias [J]. Journal of the American Statistical Association, 1962, 57:348-368.
- [15] Hwang H S, Schulman C. Estimation of SUR model with non-nested missing observations [J]. Annales d'économie et de Statistique, 1996, 44:219-240.
- [16] Black F. Noise [J]. Journal of Finance, 1986, 41:529-543.
- [17] Campbell J, Lo A W, Mackinlay A W. The econometrics of financial markets [M]. Princeton: Princeton University Press, 1997.
- [18] Bai J, Ng S. Determining the number of factors in approximate factor models [J]. Econometrica, 2002, 70(1):191-221.
- [19] Anderson H M, Vahid F. Forecasting the volatility of Australian stock returns, do common factors help? [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2007, 25:76-90.

## Examining the Leverage Effect in China's Stock Markets: A New Approach

CHEN Yong-wei

(School of Statistics and Mathematics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Abstract:** The asymmetric relationship between stock return and volatility in financial research. An unbalanced seemingly unrelated regression model is proposed in this paper to examine the individual firms' stock return volatility. It is discovered that the volatility of Shenzhen constituent stocks show the reversed leverage effects. Compared with the Component Index, which exposes insignificant leverage effect, we find the impact of market factors on volatility asymmetry is found. Specifically, there exists common factors and idiosyncratic factors in stock market, that should account for the difference between the Component Index and the constituent volatility. After removing the effect of common factors, the reversed leverage effect is more significantly.

**Key words:** return; volatility; leverage effect; SUR