

□数量经济理论及应用

我国证券市场信息调整 路径的动态区间估计

丁志国 徐德财 王 渊

【摘 要】通过股价波动非同步性模型和协方差比率模型，以股权分置改革为事件基点，对我国证券市场股价信息含量和信息调整路径进行的区间估计表明，我国证券市场的整体有效性并不高，但有明显的提升，股权分置改革确实提高了我国证券市场的效率。

【关键词】中国证券市场；有效市场；信息含量；信息调整；股权分置改革

【基金项目】国家自然科学基金项目（71073067）；国家社会科学基金重点项目（10AJL006）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（2009JJD790015）

【收稿日期】2011-01-29

【作者简介】丁志国，吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授。（长春 130012）

一、引 言

有效市场理论认为，理性人假设条件的存在使得投资者可以基于获得的信息做出最优投资决策，对信息做出无偏估计。在一个近似完美（理性人的存在，无交易摩擦和零信息成本）的市场条件下，市场将达到有效，即在市场完美条件下，价格能够充分反映市场中所包含的信息，并对信息冲击做出相应的调整。然而现实世界存在复杂性，很难服从有效市场理论基本假设的限定条件，完美的均衡并不总是存在。于是，人们不得不面对关于市场效率的两个基本问题：证券价格中究竟包含了多少信息？信息调整的路径如何？

2005年4月我国证券市场正式启动了股权分置改革，成为我国资本市场制度性变革的关键事件。随着股权分置改革的完成，我国资本市场内部的结构也悄然地发生着变化。管理决策者和理论研究者必须直面的问题就是：股权分置改革这一事件的发生，是否真正提升了我国证券市场的效率？这一问题的答案并不能简单地从上市公司数量，或者市场总市值的增加等方面直接得出，其更加科学的证据应当来源于市场是否更有效地反映了信息，并对信息做出了更有效率的调整。

本文试图通过测度股权分置改革前后我国证券市场中价格所包含的信息量，比较股权分置改革前后公司价值信息的反映比例，并就股权分置改革前后市场包含信息的调整路径给出估计和描述，以此提供判断我国证券市场是否更加有效的科学证据。

本文的具体结构安排如下：第一部分是引言；第二部分是模型描述与数据选取，阐述了本文

选取的信息含量测度模型和信息调整路径估计模型，并对具体选取的变量和数据过程作以简述；第三部分是实证结果分析，给出了股权分置改革前后信息含量测度的实证结果，以及股权分置改革过程中市场信息的调整路径，得出本文基于信息测度和模拟结果给出的市场有效性的基本判断；第四部分是基本结论。

二、模型描述与数据选取

(一) 信息含量的测度

Roll 较早地提出了基于股价波动非同步性模型的股价信息含量测度方法，奠定了证券价格信息效率研究领域的基础。^[1] Roll, Durnev *et al.* 指出可以将股票收益的波动分解为来自市场层面的波动以及来自公司所处行业层面的波动^[1-2]，从而可以用除上述两类波动来源之外的因素来表示股价中公司层面的信息含量：

$$r_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 r_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中， $r_{i,j,t}$ 表示属于行业 j 的公司 i 第 t 期的收益率， $r_{m,t}$ 表示 t 期的市场收益率（通常用市场指数来刻画）。 $r_{j,t}$ 表示行业收益率（通常用行业板块指数来刻画）。 $\varepsilon_{i,j,t}$ 是随机误差项，表示股价波动不能由市场层面和行业层面解释的部分，就个股而言，股票价格中包含公司层面的信息量越多，则残差值越大。如果用调整后的 R^2 来刻画市场及行业收益的解释能力，则 $1 - R^2$ 无疑衡量了股价波动的非同步性，即股价中包含的影响公司基本价值的信息。显然 $1 - R^2$ 越大，则股价信息含量越高。

但是公式 (1) 未考虑滞后期的影响，而事实上无论是市场信息还是行业信息，对于股票价格的影响都需要一段时间，加入滞后解释变量既可以控制可能的自相关问题，也可以使模型更接近于现实本身。对公式 (1) 改进后的方程如下：

$$r_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t-2} + \beta_4 r_{j,t} + \beta_5 r_{j,t-1} + \beta_6 r_{j,t-2} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

由公式 (2) 回归分析后获得的 R^2 进行对数处理得到：

$$Info = \ln\left(\frac{1 - R^2}{R^2}\right) \quad (3)$$

从而，可以用指标 $Info$ 来刻画股价信息含量^①，它反映了某一时期股票价格所包含的公司信息的多少，较小的数值代表市场整体信息的充足。这将作为本文分析股权分置改革前后市场中股票价格信息含量的基础指标，用于测度股改前后我国市场整体的信息密度。

(二) 信息调整路径的测度

Amihud and Mendelson 提出了带噪声的部分信息调整模型。^[3] 由于市场噪声的存在，证券价格不能充分及时地反映其内在价值，因而用股票调整系数 α 来刻画股价调整的速度及程度，

$$P_t - P_{t-1} = \alpha(V_t - P_{t-1}) + \mu_t \quad \mu_t \sim WN(0, \sigma_\mu^2) \quad (4)$$

其中， P_t 、 V_t (对数处理后) 分别表示第 t 期股票的价格水平和其内在价值。 α 为股票信息调整系数，表示股价及时调整的程度及速度。 μ_t 服从均值为 0，方差为 σ_μ^2 的白噪声过程。公式 (4) 的平稳性要求为 $0 < \alpha < 2$ 。即当 $\alpha = 1$ 时，股票价格恰好充分反应了市场信息；当 $0 < \alpha < 1$ 时，则说明股票价格反应不足；当 $1 < \alpha < 2$ 时，表示股价过度反应。由于新信息的变化是随机且相互独立的，从而股票的内在价值服从随机游走：

$$V_t = V_{t-1} + E(V_t - V_{t-1}) + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (5)$$

公式 (5) 表明当期股票的内在价值由最近一期股票的内在价值加上价值变化的预期，再加

① 众多学者均表示股价波动非同步性模型具有较强测度股价信息含量能力。

上未预期到的部分 e_t 。 e_t 独立于 μ_t ，并服从均值为 0，方差为 σ_e^2 的正态分布。由于 $R_t = P_t - P_{t-1}$ ，再将公式 (5) 代入公式 (4) 可得：

$$R_t = E(V_t - V_{t-1}) + \alpha \sum_{i=0}^{+\infty} (1 - \alpha)(e_{t-i} - \mu_{t-i-1}) + \mu_t \quad (6)$$

由于过度反应和反应不足可以用自相关系数来刻画，而 α 又可以表示股价过度反应和反应不足的程度，从而推测信息调整系数可能是自协方差的函数，Theobald and Yallup 推导出了这一函数关系^[4]，即

$$\text{cov}(R_t, R_{t-1}) = \frac{\alpha}{2 - \alpha} [(1 - \alpha)\sigma_e^2 - \sigma_u^2] \quad (7)$$

$$\text{cov}(R_t, R_{t-2}) = \alpha \frac{(1 - \alpha)}{2 - \alpha} [(1 - \alpha)\sigma_e^2 - \sigma_u^2] \quad (8)$$

由公式 (7) 和公式 (8)，可得基于股票收益率自协方差比率的 α 估计值：

$$1 - \alpha = \frac{\text{cov}(R_t, R_{t-2})}{\text{cov}(R_t, R_{t-1})} \quad (9)$$

该模型估计得出的 α 值被证明是无偏的。此外，Theobald and Yallup 还给出了该无偏估计量的渐进方差表达式^[4]：

$$\text{asy. var}(1 - \alpha) = \frac{\sigma^2 \text{var}(R_t)}{T[\text{cov}(R_t, R_{t-1})]^2} \quad (10)$$

其中， T 表示样本观测值的数目； $\sigma^2 = \text{var}(\varepsilon_t)$ ， ε_t 为方程 $R_{t-2} = c_0 + c_1 R_{t-1} + \varepsilon_t$ 中的残差项。公式 (10) 仅考虑了价格对于信息冲击间隔 1 期的反应，不能反映多期动态相关性。为了动态考察不同时间间隔下股价对信息冲击反应的变化路径，需要计算间隔多期的 α 值，根据对数收益率可加性，可得间隔多期的 α_k 值：

$$\alpha_k = 1 - \frac{\text{cov}(R_{k,t}, R_{k,t-2})}{\text{cov}(R_{k,t}, R_{k,t-1})} \quad (11)$$

$R_{k,t} = P_{k,t} - P_{k,t-1}$ 表示间隔 k 期的对数收益率。由于 $R_{k,t}$ 中包含了 k 期内市场上的累计信息，从而可以用 α_k 来衡量信息到达 k 天后对价格的冲击。

此外，Fama 认为，如果市场是有效的，任何过度反应和反应不足产生的超额收益将因为交易本身的随机性而相互抵消，即超额收益为 0。^[5] 根据这一假设，市场在任何时间点上的信息调整系数的期望值应与 1 无差异，即

$$E(1 - \alpha_{k,m}) = 0 \quad (12)$$

其中， $\alpha_{k,m}$ 表示间隔 k 期的市场平均信息调整系数，一般通过对样本公司的信息调整系数作等权平均来计算，即

$$\alpha_{k,m} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \alpha_k \quad (13)$$

其中， N 表示截面样本的个数，从而根据 (10)、(12) 以及 (13) 式构造出针对 $\alpha_{k,m}$ 是否显著异于 1 的 t 检验统计量：

$$t_k = \frac{N\sqrt{T}(\alpha_{k,m} - 1)}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{\sigma_{k,i}^2 \text{var}(R_{i,k,t})}{[\text{cov}(R_{i,k,t}, R_{i,k,t-1})]^2}}} \quad (14)$$

如果市场在一定程度上有效，那么信息调整指数 $\alpha_{k,m}$ 应与 1 无差异。考察区间内 $\alpha_{k,m}$ 指数路径能够侧面反映市场有效性的改善程度。

本文选取了股权分置改革作为研究的基点，试图以此为基础判断我国资本市场结构性转变前后的有效程度。本文以 2002 年 1 月 1 日至 2009 年 6 月 30 日为样本区间，选取 2002 年之前沪深

两市规模最大的前 200 家上市公司作为研究样本，首先基于股价波动非同步性模型^[2]，分别研究股权分置改革前后（以 2005 年 5 月 10 日为分界点）我国上市公司股价信息含量的变化情况。然后，采用 Theobald and Yallup 的自协方差比率模型^[4]，动态考察国内上市公司股权分置改革前后的信息调整路径。本文数据均来源于锐思金融数据库；数据处理采用 Excel、Eviews 6.0 和 E-CLIPSE 软件。

三、实证结果分析

（一）股权分置改革前后的市场信息含量

表 1 给出了采用股价波动非同步模型来测度前 200 家规模最大样本公司的股价信息含量，并分别用 Info_1 表示股改前上市公司的股价信息含量，用 Info_2 表示股权分置改革后的股价信息含量。图 1 分别给出了股权分置改革前后样本公司信息含量的基本分布状况。

表 1 股权分置改革前后信息含量 (Info) 描述性统计

| | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 |
|--------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Info_1 | 0.401711 | 0.32658 | 2.615527 | -2.20857 | 0.89565 | 0.172508 | 2.299695 |
| Info_2 | 0.102601 | 0.03565 | 2.844702 | -1.52355 | 0.616646 | 0.73154 | 5.628816 |

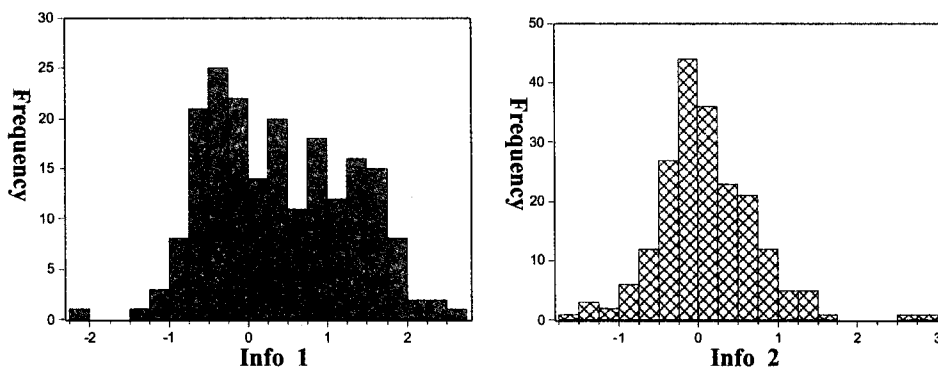


图 1 股权分置改革前后上市公司信息含量分布图

从表 1 的基本统计结果可以看出，不管是股权分置改革前还是股权分置改革后，均有 $\text{Info} > 0$ ，也就是说公司个股股价中都包含了公司自身的特定信息，且信息含量在 50% 以上。这说明中国市场明显存在交易摩擦和信息成本，部分投资者可以通过适当的搜寻和处理信息，以此获取超额利润。对比股权分置改革前后 Info 结果发现，Info_1 的均值大于 Info_2 的均值 ($\text{Info}_1 = 0.4$ ； $\text{Info}_2 = 0.1$)，且股权分置改革前样本公司信息含量区间跨度大于股权分置改革后区间跨度，同时 Info_2 样本值分布相对集中（参见图 1）。由此可知，虽然不同时期各家上市公司个股股价所反映出的公司信息并不稳定，但总体而言，股权分置改革前市场中所包含的公司特有信息量大于股权分置改革后，这说明股权分置改革在一定程度上推动了我国证券市场的优化和信息公开，市场有效程度有所提升。但是 $\text{Info} > 0$ 的事实，同时也表明了我国证券市场存在大量的非公开信息。

（二）股权分置改革前后市场信息调整路径

本文基于自协方差比率模型^[4]，运用 (11) 式计算出了各个样本公司间隔 1 ~ 20 期的信息

调整系数,并针对每一期在剔除了信息调整系数落在之外的样本公司^①的基础上,通过(13)式对调整后的样本截面作等权平均,得到了股权分置改革前后间隔1~20期的样本公司信息调整系数。再根据(14)式对各间隔期的 $\alpha_{k,m}$ 进行显著性水平检验,结果如表2和表3所示。

表2 股权分置改革前各间隔期信息系数统计描述

| k | 落在 [0,2]内的 样本个数 | $\alpha_{k,m}$ | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 |
|-----|-----------------------|----------------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|
| 1 | 109 | 1.0082 | 1.0101 | 1.9277 | 0.0194 | 0.4709 | 0.0028 | 2.2532 |
| 2 | 101 | 1.0363 | 1.0268 | 1.9729 | 0.0099 | 0.5495 | 0.0247 | 1.9620 |
| 3 | 87 | 0.9943 | 1.0442 | 1.9899 | 0.0988 | 0.5399 | 0.0405 | 1.8907 |
| 4 | 107 | 1.0599 | 1.0231 | 1.9924 | 0.1632 | 0.4966 | 0.1463 | 2.0485 |
| 5 | 111 | 1.0368 | 1.0664 | 1.9323 | 0.0326 | 0.4808 | -0.0430 | 2.2710 |
| 6 | 107 | 1.1329* | 1.1617 | 1.9887 | 0.0798 | 0.5093 | -0.3200 | 2.1587 |
| 7 | 89 | 1.1141** | 1.2266 | 1.9647 | 0.0009 | 0.5396 | -0.4110 | 2.1489 |
| 8 | 78 | 1.0987 | 1.0717 | 1.9828 | 0.0846 | 0.5322 | -0.0920 | 2.0196 |
| 9 | 81 | 0.9764 | 1.0609 | 1.8809 | 0.0399 | 0.5421 | -0.1050 | 1.9309 |
| 10 | 96 | 0.9235 | 0.8417 | 1.9951 | 0.0568 | 0.5071 | 0.4673 | 2.3310 |
| 11 | 90 | 0.9445 | 0.9085 | 1.9550 | 0.0918 | 0.4850 | 0.1993 | 2.0534 |
| 12 | 97 | 0.8029* | 0.7088 | 1.9138 | 0.0037 | 0.5079 | 0.4332 | 2.2032 |
| 13 | 115 | 0.9868 | 0.9439 | 1.9923 | 0.0535 | 0.5580 | 0.1300 | 1.8906 |
| 14 | 106 | 0.9665 | 1.0233 | 1.9675 | 0.0215 | 0.5432 | 0.0184 | 1.9885 |
| 15 | 134 | 1.0566 | 1.0954 | 1.9073 | 0.0753 | 0.4092 | -0.1950 | 2.7394 |
| 16 | 124 | 0.9762 | 1.0122 | 1.8454 | 0.0997 | 0.4856 | -0.2500 | 2.0087 |
| 17 | 131 | 1.1728* | 1.2559 | 1.9574 | 0.0269 | 0.4696 | -0.4650 | 2.5028 |
| 18 | 120 | 1.1279* | 1.2606 | 1.9680 | 0.0182 | 0.5356 | -0.5820 | 2.2344 |
| 19 | 119 | 1.2479* | 1.3589 | 1.9683 | 0.0456 | 0.4687 | -0.7980 | 3.1260 |
| 20 | 103 | 1.0089 | 1.0431 | 1.9991 | 0.0482 | 0.5260 | -0.0440 | 1.8845 |

注:**表示在10%显著性水平上通过检验,*表示在5%水平上通过检验。

表3 股权分置改革后各间隔期信息调整系数统计描述

| k | 落在 [0,2]内的 样本个数 | $\alpha_{k,m}$ | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 |
|-----|-----------------------|----------------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|
| 1 | 134 | 1.2788* | 1.2986 | 1.9859 | 0.1421 | 0.4423 | -0.4556 | 2.5859 |
| 2 | 104 | 0.9529 | 0.9164 | 1.9198 | 0.0563 | 0.5119 | 0.1048 | 1.9185 |
| 3 | 101 | 1.1092 | 1.1777 | 1.9923 | 0.0465 | 0.5290 | -0.2553 | 2.0136 |
| 4 | 91 | 1.0241 | 1.0245 | 1.9906 | 0.0247 | 0.5264 | -0.0956 | 2.0202 |
| 5 | 82 | 1.0392 | 1.0484 | 1.9751 | 0.0013 | 0.5733 | -0.1847 | 1.7846 |
| 6 | 78 | 0.9630 | 0.9828 | 1.9532 | 0.0273 | 0.5664 | 0.1056 | 1.9104 |
| 7 | 76 | 1.0094 | 0.9459 | 1.9578 | 0.0016 | 0.5745 | 0.0252 | 1.8258 |
| 8 | 100 | 0.9900 | 0.9781 | 1.9996 | 0.0221 | 0.5392 | 0.0730 | 1.9071 |
| 9 | 99 | 0.9335* | 0.9560 | 1.9584 | 0.0358 | 0.5214 | 0.1261 | 1.9391 |

^① Theobald and Yallup 指出,若(4)式服从AMAR(1,1)平稳过程,则 $0 < \alpha < 2$,但这不排除有些个股的价格调整模型并不服从上述过程,从而可能导致价格调整系数落在[0,2]之外。

| | | | | | | | | |
|----|-----|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 10 | 100 | 1.0039 | 0.9636 | 1.9860 | 0.0901 | 0.5007 | 0.1528 | 2.1046 |
| 11 | 114 | 0.9414 | 0.9154 | 1.9628 | 0.0165 | 0.4621 | 0.0959 | 2.3793 |
| 12 | 100 | 0.9357** | 0.9118 | 1.9349 | 0.0174 | 0.4710 | 0.2586 | 2.2298 |
| 13 | 108 | 0.9179* | 0.9299 | 1.8070 | 0.0433 | 0.4732 | 0.0246 | 1.9885 |
| 14 | 105 | 0.9724 | 0.8841 | 1.9787 | 0.0432 | 0.5067 | 0.3685 | 2.2621 |
| 15 | 104 | 0.9560 | 0.9485 | 1.9932 | 0.0389 | 0.4821 | 0.1933 | 2.2139 |
| 16 | 111 | 0.8536* | 0.8962 | 1.9831 | 0.0058 | 0.5257 | 0.0853 | 2.0443 |
| 17 | 105 | 0.9123* | 0.9076 | 1.9652 | 0.0090 | 0.5425 | 0.1339 | 2.0200 |
| 18 | 113 | 0.9351 | 0.9454 | 1.9626 | 0.0131 | 0.5311 | 0.1373 | 1.9792 |
| 19 | 103 | 0.7575* | 0.6587 | 1.9123 | 0.0011 | 0.5031 | 0.3431 | 2.0619 |
| 20 | 96 | 0.8720* | 0.8645 | 1.9720 | 0.0318 | 0.5628 | 0.2671 | 1.8430 |

注：**表示在10%显著性水平上通过检验，*表示在5%水平上通过检验。

表2中给出了股权分置改革前 k 天市场个股股价的信息调整系数。从表中可以看出，股权分置改革前市场股价对信息的反应基本平稳， $\alpha_{k,m}$ 与1基本无差异，但也出现了若干天（6、7、17、18、19）显著大于1的状况，且 $\alpha_{k,m}$ 中位数和最大值均明显大于1。整体而言股权分置改革前市场信息调整系数较稳定，并对信息冲击做出了必要的反应，但仍存在针对信息的过度调整，表现为 $\alpha_{k,m}$ 显著大于1。这在一定程度上说明，股权分置改革过程中确实存在一定的提前性消息，进而导致市场过早、过高地估计了市场动向。

股权分置改革后股票价格信息调整系数的结果列示于表3中。实证结果表明，股权分置改革后，市场中样本上市公司虽然出现了短暂几次的正向信息调整（ $\alpha_{k,m} > 1$ ），但股权分置改革期后20天的区间内整体保持负向调整的趋势（ $\alpha_{k,m} < 1$ ），且 $\alpha_{k,m}$ 在整个区间内中位数基本小于1。这表明，在股权分置改革过程中信息反应处于一个稳步调整的态势，前期出现了显著的正向调整，在股权分置改革进程开始后，又走向了回调的进程。从信息反应周期的角度来说，我国市场投资者对股权分置改革存在一个基本的认知过程，并且对于市场信息的获取和使用也处于一个渐进的过程之中。整个股权分置改革处于投资者不断调整其对整体市场预期的调整过程中，因此股价信息调整系数就表现为一个由正向到负向调整的趋势。

对比股权分置改革前后股价信息调整系数的变动路径不难发现（图2），信息调整系数在股权分置改革前基本处于正向调整的趋势之中，但信息调整路径并不平稳，存在明显的波动。这表明股权分置改革前，我国资本市场内部存在着极大的不确定性，投资者之间存在非同质预期，进而导致信息调整路径波动较大，但整体上仍保持着对股权分置改革的正向预期调整，因此 $\alpha_{k,m} > 1$ 。进入股权分置改革阶段，市场个股股价转向负向调整趋势，适当降低了股权分置改革前期的正向调整。调整过程较为平稳，这能够从起初仍保持一个正向惯性调整趋势看出，并且在整个考察区间内，信息调整路径波动性明显低于股权分置改革前考察区间。从波动性的角度来看，经历了股权分置改革的中国证券市场，有效性有显著提高，能够对市场信息做出应有的调整，并且调整程度与其对真实信息的调整程度差异不大。

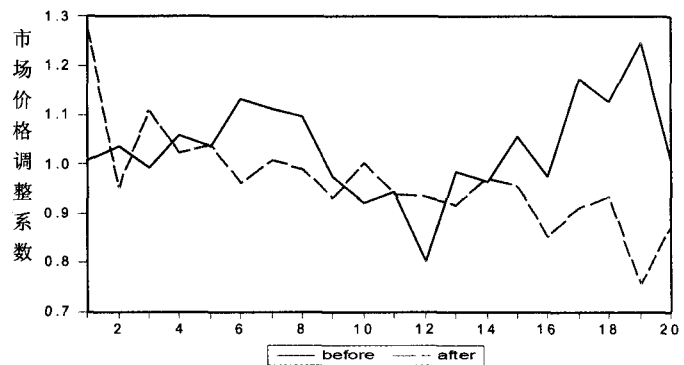


图2 股权分置改革前后市场信息调整系数的动态路径

为了避免所谓的规模效应或小公司效应影响信息调整路径结果的稳健性，同时也为了细致分

析不同规模条件下公司的信息调整路径，本文将 200 家样本公司按照规模排序，构建了分别包含 100 家样本的大公司组合和小公司组合，并对各个组合的信息调整系数进行了求解。实证结果参见图 3 和表 4。

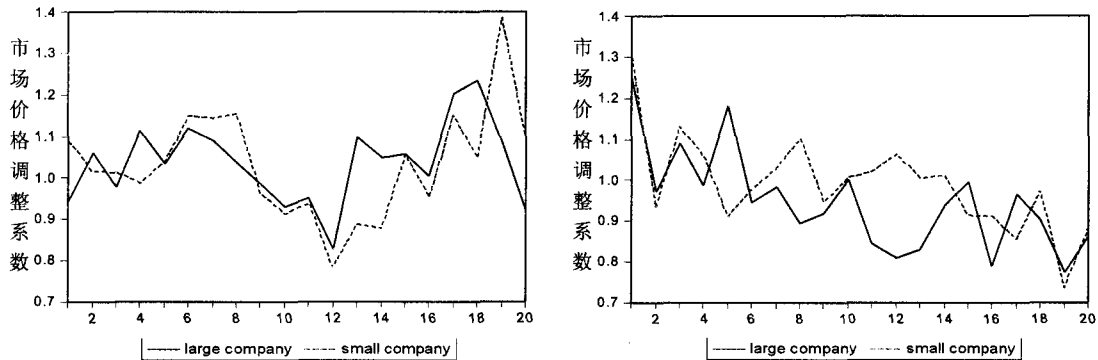


图 3 股权分置改革前后不同规模公司样本的信息调整路径

表 4 股权分置改革前后按公司规模分组的信息调整系数

| k | 股改前 | | 股改后 | |
|----|----------|----------|----------|----------|
| | 大公司组合 | 小公司组合 | 大公司组合 | 小公司组合 |
| 1 | 0.9433 | 1.0906 | 1.2535* | 1.3005* |
| 2 | 1.0611 | 1.0164 | 0.9702 | 0.9363 |
| 3 | 0.9766 | 1.0133 | 1.0903 | 1.1308** |
| 4 | 1.1144** | 0.9874 | 0.9877 | 1.0567 |
| 5 | 1.0341 | 1.0395 | 1.1812* | 0.9104 |
| 6 | 1.1204* | 1.1489** | 0.9446 | 0.9772 |
| 7 | 1.0904 | 1.1444** | 0.9836 | 1.0292 |
| 8 | 1.0375 | 1.1539 | 0.8949** | 1.1016 |
| 9 | 0.9875 | 0.9610 | 0.9192* | 0.9459 |
| 10 | 0.9308 | 0.9131 | 1.0013 | 1.0066 |
| 11 | 0.9499 | 0.9381 | 0.8436* | 1.0206 |
| 12 | 0.8254* | 0.7826 | 0.8072* | 1.0642 |
| 13 | 1.0988 | 0.8876* | 0.8284* | 1.0042 |
| 14 | 1.0498 | 0.8766* | 0.9378 | 1.0119 |
| 15 | 1.0575 | 1.0557* | 0.9951 | 0.9138 |
| 16 | 1.0035 | 0.9536 | 0.7888* | 0.9107 |
| 17 | 1.2016* | 1.1519* | 0.9657 | 0.8558** |
| 18 | 1.2355* | 1.0484 | 0.9039* | 0.9731 |
| 19 | 1.0830 | 1.3849* | 0.7736* | 0.7358* |
| 20 | 0.9221** | 1.0974** | 0.8629** | 0.8828** |

注：**表示在 10% 显著性水平上通过检验，* 表示在 5% 水平上通过检验。

从图 3 和表 4 中可以看出，区分公司规模的不同组合所获得的信息调整路径与整体样本结果基本无差异，即股权分置改革前信息反映路径波动较为剧烈，股权分置改革后信息反映路径较为平稳，市场整体朝向更加有效的方向发展。相比而言，大公司规模组合和小公司规模组合在股权分置改革实施之后的信息调整路径存在一些差异，小公司组合的信息调整路径更加平缓。这可能是由于股权分置改革前市场中的投资者并没有对小公司组合给予过多预期（来自于限售股市值

总额的考虑),因此在股权分置改革实施之后需要对初始预期(信息)的调整并不那么剧烈。总体而言,大样本组合和小样本组合都进一步验证了我国市场在股权分置改革进程中经历了一个连续的信息反应过程。对比股权分置改革前后的信息调整路径,可以得出股权分置改革确实提升了我国资本市场效率的结论。

四、基本结论

在一个有效的市场中,价格能够对信息做出及时、准确的反映。然而,这一命题需要以交易无摩擦和信息无成本作为充要条件。因此,检验市场有效与否可以从两个方面入手,即证券价格中包含的信息量和价格对信息调整的路径。本文基于股价波动非同步性模型的股价信息含量测度方法和自协方差比率模型的信息调整区间估计方法,测度了我国资本市场的有效程度,以及股权分置改革是否真的提升了我国证券市场的效率,基本结论如下:

对样本公司股价信息含量的测度表明,我国资本市场整体公开信息含量在股权分置改革实施后有所增多,但个股信息仍占主要信息份额,存在通过收集和处理信息获取超额收益的市场机会。虽然我国证券市场的有效程度并不高,但是从信息含量角度来看,股权分置改革的实施提升了资本市场的信息含量。基于协方差比率模型估计样本公司的信息调整路径结果表明,股权分置改革前后均存在明显的信息调整趋势,前半段区间总体保持正向调整,后半段区间保持负向回调趋势,这与人们对股权分置改革的初始预期相符合。并且,证券价格信息调整路径显示,股权分置改革实施后的信息调整路径相对平缓,说明我国证券市场在经历股权分置改革后对信息的反应效率有所提升。

总体而言,以股权分置改革为基点,通过对股价信息含量和股价信息调整路径的区间估计的结果均表明,我国资本市场的整体有效性并不高,但有明显的提升,股权分置改革确实提升了我国证券市场的效率。

[参考文献]

- [1] Roll R. R^2 , *Journal of Finance*, 1988, 43 (2): 541 - 566.
- [2] Durnev A, Morck R, Yeung B, *et al.* Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? *Journal of Accounting Research*, 2003, 41 (5): 797 - 836.
- [3] Amihud Y, Mendelson H. Trading mechanisms and stock returns: an empirical investigation, *Journal of Finance*, 1987, 42 (3): 533 - 553.
- [4] Theobald M, Yallup P. Determining security speed of adjustment coefficients, *Journal of Financial Markets*, 2004, 7 (1): 75 - 96.
- [5] Fama E. Market efficiency, long-term returns, and behavioural finance, *Journal of Financial Economics*, 1998, 49: 283 - 306.

[责任编辑: 赵东奎]