

文章编号: 1002—1566(2005)06—0107—06

中国 A 股股票相邻两期 系数 稳定性的 Chow 检验

赵景文

(清华大学会计系,北京,100084 厦门大学会计系,厦门,360015)

摘要: 本文用 Chow 检验方法研究了中国 A 股股票相邻两期的 系数是否稳定的问题。主要的发现有: 1. 对于个股而言, 80% 以上股票的 系数在上半年和下半年是稳定的。在扩展检验时期至相邻两年后, 股票相邻两期的 系数稳定的概率有所降低, 但是仍然高于 60%; 2. 股票组合 系数稳定性的概率超过 70%; 3. 股票组合的 系数在相邻两期稳定的概率与个股并无显著差异, 并且, 组合中的股票数量与组合的 系数在相邻两期是否稳定的概率并无显著的相关关系。

关键词: 系数; 稳定性 Chow 检验

中图分类号: O212

文献标识码: A

Chow Test on the Stationarity of China A-Share Listed Firms' Coefficients in two Sequential Periods

ZHAO Jing-wen

(School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing, China, 100084)

Abstract: We use Chow test in this paper to check whether China A-share listed firms' coefficients are stationary in two sequential periods. The main findings are in the following: (1) As for single stock, more than 80 percent of coefficients of single stocks are stationary in two sequential half years. When extending test periods to two sequential years, the probability that coefficients are stationary decreases, but is still greater than 0.6. (2) The probability that coefficients of stock portfolios are stationary exceeds 0.7. (3) The probability that coefficients of stock portfolios are stationary is not significantly different from that of single stocks, moreover, the size of portfolios is not significantly correlated with the probability that coefficients of stock portfolios are stationary.

Key words: coefficients; stationarity; Chow test

1 股票系统风险 系数在相邻两期的稳定性

股票的系统风险是否稳定,这在实务和理论研究中都有着重要的意义。因为我们总是用历史数据估计 系数,或者是用过去的 估计和预测未来的,系数的稳定性将会影响到我们对未来的 系数的估计。这里可以将资本市场研究中常用的事件研究方法作为一个例子。研究者在事件研究中经常采用市场模型计算期望收益率,一般的作法是用估计期的 系数预测事件期(或称为检验期)的 系数,并且,研究者通常是假定二者相等。显然,如果 系数并不稳定或者说股票系统风险在相邻两期内并不相等,这种计算期望收益率的方法的可靠性是值得怀疑的。

收稿日期: 2004年 1月 16日

基金项目: 本研究得到国家自然科学基金项目(批准号 70273060)资助。

检验股票相邻两期的 β 系数是否相等, Chow 检验法 (Chow, 1960) 是一个比较合适的方法。沈艺峰、洪锡熙 (1999) 就用这种方法检验了相邻两期的 β 系数是否相等的问题, 他们的研究样本是从 1996 年 1 月 1 日到 1996 年 12 月 27 日间所有在深圳证券交易所上市的 127 只股票, 使用的是日收益率。他们分别检验了单只股票、股票组合的 β 系数的稳定性, 发现不论是单个股票还是股票组合, β 系数在 1996 年的上半年和下半年均不稳定。然后他们检验个股的 β 系数在 1996 年 1995 年的稳定性, 结果表明 β 系数仍然不稳定。

如果沈艺峰、范锡熙 (1999) 的结论是普遍性的, 这对于实务和研究工作将造成很大的麻烦, 我们在估计股票的 β 系数时必须考虑到这种不稳定性, 采用一些时间序列分析的方法改进 β 系数的估计。由于沈艺峰、洪锡熙 (1999) 只分析了在深圳证券交易所上市的 127 只股票的 β 系数在 1995 和 1996 年的情形, 我们在下结论之前, 还必须扩大样本进行进一步的检验, 以期得到更为稳健的结论。

我们在本文中试图用更大的样本来检验个股及其组合的 β 系数的稳定性, 分析所用的方法仍是 Chow 检验。

2 本文的检验工作

本文采用中国 A 股 1995 - 2002 年的日收益率数据, 来检验 β 系数的稳定性。数据来源于 CSMAR 市场交易数据库。个股日收益率使用考虑现金红利再投资的日个股回报率, 记为 $dretwd$; 市场收益率采用考虑现金再投资的综合日市场回报率 (等权平均法), 记为 $dretwdeq$ 。

本文的检验分为三部分:

- (1) 检验个股的 β 系数在第 t 年的上半年和下半年是否相等, $t = 1996, \dots, 2002$;
- (2) 检验个股的 β 系数在第 t 年和第 $t - 1$ 年是否相等, $t = 1996, \dots, 2002$;
- (3) 检验股票组合的 β 系数在第 t 年的上半年和下半年是否相等, $t = 1996, \dots, 2002$ 。

为了完成这三部分的检验, 进入样本的股票要求满足如下选择条件: 该只股票的首次上市日期不迟于第 $t - 2$ 年的年底; 该只股票在第 t 年至少有 200 个有效的日收益率数据。

对于进入样本中的股票, 如果某只股票的日收益率因停牌等原因出现了缺失值, 采用三次样条插值方法进行插值。

Chow 检验的具体步骤如下:

(1) 在相邻的两期 (第 t 年的上半年和下半年、第 t 年和第 $t - 1$ 年) 分别用单指数模型估计 β 系数 β_1 、 β_2 , 得到两个残差平方和 RSS_1 、 RSS_2 ; 合并相邻两期的数据用单指数模型估计 β 系数 β_0 , 得到残差平方和 RSS_0 。

(2) 假设检验

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_0;$$

统计量为

$$F = \frac{[RSS_0 - (RSS_1 + RSS_2)] / 2}{(RSS_1 + RSS_2) / (n - 2 * 2)} \sim F(2, n - 4)$$

其中, n 为相邻两期观察值总数。

在本文中, 设定显著性水平为 0.05。

该模型即为: $dretwd = \beta_0 + \beta_1 * dretwdeq$

3 研究结果

3.1 个股以及股票组合的 系数稳定性的 Chow 检验

第一部,检验个股的 系数在第 t 年的上半年和下半年是否相等。结果见表 1。

表 1 个股 系数上半年和下半年是否相等的 Chow 检验结果

年度	公司数	系数在上半年和下半年 相等的公司数	系数在上半年和下半 年相等的概率
1996	287	238	0.829
1997	310	264	0.852
1998	507	426	0.840
1999	713	594	0.833
2000	812	702	0.865
2001	900	723	0.803
2002	1021	831	0.814

说明:

(1) Chow 检验的显著性水平为 0.05;

(2) 进入第 t 年的公司必须符合如下选择条件:首次上市日期不迟于第 $t-2$ 年的年底;在第 t 年至少有 200 个有效的日收益率数据。

第二步,检验个股 系数在相邻两年是否相等。结果见表 2。

表 2 个股 系数在相邻两年是否相等的 Chow 检验结果

年度	公司数	相等的公司数	相等的概率
1996 - 1995	287	173	0.603
1997 - 1996	310	278	0.897
1998 - 1997	507	410	0.809
1999 - 1998	713	557	0.781
2000 - 1999	812	678	0.835
2001 - 2000	900	694	0.771
2002 - 2001	1021	675	0.661

说明:

(1) Chow 检验的显著性水平为 0.05;

(2) 这里分析的是股票在第 t 年和 $t-1$ 年 系数的稳定性情况。进入样本的股票必须符合如下选择条件:首次上市日期不迟于第 $t-2$ 年的年底;在第 t 年至少有 200 个有效的日收益率数据。

第三步,检验股票组合的 系数在上半年和下半年是否相等

每个组合中的股票数分别为 5、10、15、20、25、30、35、40;对于股票数给定的任一组合,分别重复 1000 次试验,采用无放回的简单抽样方法。股票组合的收益率由组合中个股收益率简单平均得到。检验结果见表 3。

表3 股票组合系数在上半年和下半年是否相等的 Chow 检验结果

年度	组合中的股票数	相等的次数	相等的概率	年度	组合中的股票数	相等的次数	相等的概率
1996	5	763	0.763	2000	5	873	0.873
	10	792	0.792		10	886	0.886
	15	760	0.760		15	875	0.875
	20	767	0.767		20	869	0.869
	25	742	0.742		25	872	0.872
	30	732	0.732		30	870	0.870
	35	727	0.727		35	892	0.892
	40	732	0.732		40	871	0.871
1997	5	874	0.874	2001	5	824	0.824
	10	855	0.855		10	847	0.847
	15	864	0.864		15	830	0.830
	20	858	0.858		20	820	0.820
	25	836	0.836		25	847	0.847
	30	869	0.869		30	811	0.811
	35	839	0.839		35	843	0.843
	40	866	0.866		40	828	0.828
1998	5	816	0.816	2002	5	765	0.765
	10	843	0.843		10	740	0.740
	15	854	0.854		15	774	0.774
	20	838	0.838		20	774	0.774
	25	858	0.858		25	776	0.776
	30	873	0.873		30	777	0.777
	35	823	0.823		35	793	0.793
	40	841	0.841		40	760	0.760
1999	5	829	0.829				
	10	847	0.847				
	15	832	0.832				
	20	831	0.831				
	25	810	0.810				
	30	812	0.812				
	35	825	0.825				
	40	826	0.826				

说明:

(1) Chow 检验的显著性水平为 0.05;

(2) 对于第 t 年任一股票组合的任一股票, 必须符合如下选样条件: 首次上市日期不迟于第 $t-2$ 年的年底; 在第 t 年至少有 200 个有效的日收益率数据。

(3) 对于每一年的规模给定的任一股票组合, 分别重复 1000 次试验, 采用无放回的简单抽样方法。

表 1 至表 3 的结果表明:

(1) 个股系数的稳定性。个股系数在上半年和下半年相等的概率不低于 80%, 在延长检验时期后, 个股系数在相邻两年相等的概率有所降低, 但是除 1996 年和 2002 年以外, 其他各年都高于 70%, 1996 年和 2002 年仍然高于 60%。这表明有大部分股票的系数在相邻两期是相等的。

(2)资产组合 系数的稳定性。1996年和 2002年股票组合的 系数在上半年和下半年相邻两期相等的概率略低,低于 80%但是高于 70%;其他各年均高于 80%。

3.2 股票 系数稳定性的进一步分析

1. 延长检验时期,个股 系数的稳定性是否变化

通过比较表 1和表 2,可以发现延长检验时期后,个股 系数稳定性的概率有所降低。

2. 股票组合 系数与个股 系数稳定性的概率有无显著差异

由于在每一个给定年度,以组合中包含的股票数量不同分组,我们只计算了 8种情形,为了比较组合 系数稳定与否的概率与个股 系数稳定与否的概率的差异,此时采用非参数检验可能是比较合适的。我们以个股的 系数稳定的概率为 μ_0 ,进行单变量的 Wilcoxon秩和检验。结果如表 4,并不支持组合 系数稳定的概率高于个股稳定的概率的结论。

表 4 组合 系数稳定性与个股 系数稳定性的比较

年度	μ_0	秩和检验统计量	P值
1996	0.829	-18	0.008
1997	0.852	8	0.313
1998	0.840	4	0.641
1999	0.833	-12	0.109
2000	0.865	18	0.008
2001	0.803	18	0.008
2002	0.814	-18	0.008

说明:(1)原假设是

H_0 :第 t 年组合 系数稳定性的概率($P_{组合}$)=第 t 年个股 系数稳定性的概率($P_{个股}$)。

由于在第 t 年,计算了 8种不同股票组合 系数稳定性的概率,而个股稳定性的概率只有一个,故令 $P_{个股}$ 等于实际计算的概率 μ_0 ,从而原假设变为

$H_0: P_{组合} = \mu_0$

由于样本较小,采用单变量的 Wilcoxon秩和检验方法进行检验。

(2)数据来源于表 1和表 3。

3. 股票组合的 系数稳定性的概率是否随组合中股票数的增加而增加

根据表 3的结果,可以分析股票组合 系数的稳定性与组合中股票数的相关关系。由于样本量较小,同时计算 pearson相关系数和 spearman相关系数。无论是 pearson相关系数还是 spearman相关系数,除 1996年外,股票组合的 系数稳定与否与组合中的股票数并无显著的相关性(详见表 5)。

表 5 股票组合 系数的稳定性与组合规模的相关性分析

年度	pearson		spearman	
	相关系数	P值	相关系数	P值
1996	-0.845	0.008	-0.838	0.009
1997	-0.303	0.466	-0.190	0.651
1998	0.239	0.568	0.190	0.651
1999	-0.527	0.179	-0.619	0.102
2000	0.014	0.974	-0.214	0.610
2001	-0.048	0.910	-0.084	0.844
2002	0.455	0.257	0.443	0.272

说明:

(1)数据来源于表 3;

(2)P值为相关性检验的 P值(双边检验)。

4 结论和意义

本文用 Chow 检验方法研究了中国 A 股 系数的稳定性问题。主要的发现有:1. 对于个

股而言,80%以上股票的 β 系数在上半年和下半年是相等的。在扩展检验时期至相邻两年后,股票相邻两期的 β 系数相等的概率有所降低,但是仍然高于 60%;2. 股票组合 β 系数稳定性的概率超过 70%;3. 股票组合的 β 系数在相邻两期相等的概率与个股并无显著差异,并且,组合中的股票数量与相等的概率并无显著的相关关系。

这个研究结论的意义表明:在一般情况下,用股票最近一期的 β 系数来作为其下一期系数的估计有超过 80%的可能性是正确的,但是还有不小的概率可能犯错误,这表明我们在进行事件研究时,必须谨慎地估计股票的期望报酬率。

[参考文献]

- [1] 沈艺峰,洪锡熙.我国股票市场贝塔系数的稳定性检验[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),1999(4),62~68
- [2] Chow, G C. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions[J]. Econometrica 1960, 28, 591 - 605.

(上接第 106 页)

[参考文献]

- [1] Copeland, T. (1976), A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival[J]. Journal of Finance 31, 135 - 155.
- [2] Karpoff, J. M. (1987), The relation between price changes and trading volume: a survey[J]. Journal of financial Quantitative Analysis, 22(1), 109 - 126
- [3] Epps, T., and M. Epps(1976), The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture of distribution hypothesis[J]. Econometrica 44, 305 - 321.
- [4] Harris L. (1986), Cross-security tests of the mixture of distribution hypothesis[J]. Journal of financial and Quantitative Analysis, 21(1), 39 - 46
- [5] Jain P, Joh G (1988), The dependence between hourly prices and trading volume[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 23(2), 269 - 283.
- [6] Smirlock M, Startks L. (1988), An empirical analysis of the stock price-volume relationship[J]. Journal of Banking and Finance, 12(1), 31 - 42
- [7] 盛建平,高芳敏(2000).成交量与回报率相关性实证研究[J].预测(5),69-71.
- [8] 张永东,何荣天(2002).深圳股市波动性与成交量关系的实证分析[J].系统工程(5),24-28
- [9] 陈怡玲,宋逢明.中国股市价格变动与交易量关系的实证研究[J].管理科学学报,2000,3(2),62-69.
- [10] Cheng Kenneth Xu(2000). The microstructure of the Chinese stock market[J]. China Economic Review, 11, 79 - 97.
- [11] Schwert,W. (1989). Why does stock market volatility change over time[J]. Finance XLIV(5), 1115 - 1153
- [12] Schwert,W. (1990). Stock volatility and the crash of '87[J]. Rev Finan Stud 3(1), 77 - 102
- [13] Fama, E. (1965). The behavior of stock market prices[J]. Journal of Business 38, 34 - 105.
- [14] Clark, P. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices[J]. Econometrics, 41, 135 - 155.