

中国股市的 Granger 因果关系分析^①

朱宏泉, 卢祖帝, 汪寿阳

(中国科学院数学与系统科学研究院系统科学研究所, 北京 100080)

摘要:本文分析了香港、上海和深圳股市的相互关系, 借助 Granger 因果关系的思想, 从收益率与波动性两方面研究了三个股市间的相互联系与互动性。结果表明: 沪深股市收益率与波动性间存在着很强的相关性; 沪深股市的变化受香港股市等外来因素的影响很小; 深圳股市对上海股市存在着显著的 Granger 因果关系。

关键词:收益率; 波动性; Granger 因果关系

中图分类号: F830.91

文献标识码: A

文章编号: 1007-9807(2001)05-0007-06

0 引言

随着经济全球一体化进程的加快, 以及计算机、通讯等信息技术的迅猛发展, 国与国之间金融活动相互渗透、相互影响而形成一个联动整体的发展态势, 股票市场作为金融市场的重要组成部分, 其一体化性正越来越受到人们的关注。关于各国股票市场间的联系与互动性, 人们已进行了大量的研究, 各国股市间关联程度的增大以及美国股市对世界其它国家股市的影响越来越大已是不争的事实, 而且越是当股市处于大幅波动期, 各国股市间的相关程度也越大^[1-3]。

关于中国沪深股市的结构与统计特性人们已进行了许多分析与研究^[4-12], 但对沪深股市间的相关关系以及受其它股市走势等因素影响的分析, 还少有文献予以探讨。研究不同股市间的相关性与互动性 (co-movement) 对于分析与研究股市的结构和判断股市的走势及风险传递无疑具有重要的作用, 特别是在各国纷纷开放资本市场、允许资本自由流动的背景下, 变得十分必要。本文试图对沪深股市间的相关关系、波动性以及与中国股市的联系进行 Granger 因果关系分析, 以期对中国股市等资本市场的结构与特性的

分析与研究有所裨益。

考虑到数据的完整性和代表性, 选取香港恒生指数、上证综合指数和深证成份指数作为三个股市的代表, 这是因为这三个指数是相应市场的主要指数, 反应了市场的主要特性, 且在市场成立之初就开始公布相关的指数数据。样本的取值范围是: 1995年6月1日到1999年12月底的每日股指的收盘价, 分别计算出它们的日收益率 r_t ($r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, 其中 P_t 为 t 日股指的收盘价), 考虑这一样本取值范围主要是考虑到数据的平稳性。因为在1995年5月及其以前, 上证综合指数、深证成份指数日收益率的绝对值有时高达20%以上, 而在1995年6月以后, 上证综合指数、深证成份指数日收益率的绝对值几乎都小于0.1。香港共有1120个有效数据, 上海1123个有效数据, 深圳1121个有效数据。

本文的第2部分, 给出了三个股市间收益率和波动性的相关性分析; 第3部分对三个股市收益率间的相互关系进行了 Granger 因果性 (Granger causality) 检验; 第4部分给出了三个股市波动性间的 Granger 因果性检验; 第5部分对进行了总结。

① 收稿日期: 2001-01-17; 修订日期: 2001-07-31。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (79930900); 中国科学院数学与系统科学研究院院长创新基金资助项目 (1501800)。

作者简介: 朱宏泉 (1963-), 男, 四川垫江人, 博士生。

1 相关性分析

对沪深股市自身结构的分析,文[8]得到沪深股市收益率具有周日效应,即周五平均收益率较高,而周一风险最大;文[9]发现中国股市存在不对称的交易量—价格变动关系,为了对香港、上海和深圳股市的相关性进行更深入的分析,在香港、上海与深圳三个股市日收益率的基础上,分别计算出它们每周与每月的收益率(定义与日收益率的定义完全一样,只是在 r_t 的定义中, P_t 和 P_{t-1} 分别表示第 t 周(月)和第 $t-1$ 周(月)的最后一个工作日股指的收盘价),通过对香港、上海

和深圳股市收益率的自相关性分析,三个股市收益率的自相关性都很弱,即股票市场是一近似有效的市场,这与美国等股市的实证结果一致。

为考察三个股市间的相关性,表1给出了三个股市收益率间的相关系数,从表1中看到,沪深股市收益率间存在着很强的正相关性,特别是周和月的收益率,此表明:沪深股市收益率间一日内的相关性不大,但从一周或一月总体的走势来看,沪深股市收益率间的相关性很强,但是,无论从日、周或月的角度来看,沪深股市与香港股市间的相关性都很弱。

表 1 香港、上海与深圳股市收益率间的相关系数

	香 港	上 海	深 圳
香港	1.000 0		
上海	-0.016 0 (0.084 5/-0.089 1)	1.000 0	
深圳	-0.040 2 (0.093 4/-0.103 9)	0.084 7 (0.497 8/0.764 1)	1.000 0

注:表中括号里的数据分别对应于周和月收益率的相关系数。

考虑到收益率分布的非正态性与变易率聚类性(volatility clustering)^[10,11],即波动性不仅随时间 t 变化,而且常常在某一时间段连续出现偏高或偏低的情况,在这里,采用GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,广义自回归条件异方差性)模型来模拟股市的收益率,用模型残差的方差项来描述股市的波动性,为此考虑如下的GARCH(1,1)模型:

$$\begin{cases} r_t = \mu + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sigma_t v_t, \quad v_t \sim \text{NID}(0,1) \\ \sigma_t^2 = c + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{cases} \quad (1)$$

其中 μ, c, α, β 是未知参数,其值可由极大似然估计而得到。

表2给出了三个股市波动性的自相关系数,从表2中可以明显看到股市波动性具有很强的自相关性、长记忆性(long memory)和持续性(persistence),事实上对于三个股市的日波动性,当滞后阶数大于100时,其相关系数仍为正;对于周和月波动性,当滞后阶数分别大于30和10时(深圳为8个月),也仍有正的相关系数。

表3给出了股市间波动性的相关系数,从表3中可以看到三个股市波动性间的相关关系与三个股市收益率间的相关关系有所不同,香港与上海、香港与深圳股市日和周波动性间存在着一定的负相关,香港与深圳股市月波动性间存在着正相关;上海与深圳股市日或周波动性间的正相关关系十分显著,但月波动性间存在着弱的负相关。

表 2 股市波动性的自相关性

		自相关的滞后阶数						
		1	2	3	4	5	10	20
香港	日	0.971	0.925	0.879	0.826	0.766	0.525	0.271
	周	0.972	0.942	0.915	0.891	0.848	0.746	0.514
	月	0.873	0.769	0.683	0.598	0.521	0.117	-0.263
上海	日	0.875	0.751	0.616	0.493	0.396	0.232	0.114
	周	0.817	0.693	0.549	0.430	0.353	0.121	0.187
	月	0.830	0.665	0.519	0.450	0.396	0.172	-0.356

续表 2

		自相关的滞后阶数						
		1	2	3	4	5	10	20
深圳	日	0.961	0.910	0.852	0.794	0.737	0.502	0.297
	周	0.821	0.667	0.544	0.474	0.368	0.098	0.106
	月	0.780	0.609	0.478	0.361	0.265	-0.135	-0.263

表 3 香港、上海与深圳股市波动性间的相关系数

	香 港	上 海	深 圳
香港	1.000 0		
上海	-0.132 0(-0.343 0/0.108 7)	1.000 0	
深圳	-0.168 8(-0.279 0/0.511 0)	0.722 0(0.743 5/-0.129 0)	1.000

注:表中括号里的数据分别相应于周和月收益率的相关系数。

收益率与波动性的相关性分析表明,香港、上海与深圳股市间存在着相关关系,上海与深圳股市的相关性特别明显。为进一步考察三市之间的相互关系,分别就收益率和波动性对三市之间进行 Granger 因果性分析。

2 收益率的 Granger 因果关系检验

对 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 两个时间序列,依据 Granger^[16] 的定义,如果相对于仅用 Y_t 的过去值来预测 Y_t 时, X_t 的过去值能用来改进对 Y_t 的预测。即如果 X_t 的过去值能统计地改进对 Y_t 的预测,则称 X_t Granger 因果于(Granger-causes) Y_t 。

记 $\{r_t^{(1)}\}, \{r_t^{(2)}\}, \{r_t^{(3)}\}$ 分别为香港、上海与深圳股市收益率序列,经单位根检验,都不存在单位根,即它们可以看成是平稳序列,为此定义如下的方程:

$$r_t^{(j)} = a_j + \sum_{i=1}^k a_{ij} r_{t-i}^{(j)} + \sum_{i=1}^k b_{ij} r_{t-i}^{(i)}, \quad i \neq j, i, j = 1, 2, 3 \quad (2)$$

相对于方程(2),Granger 因果关系的原假设为:股市 j 对股市 i 不存在 Granger 因果关系,如果原假设成立,则方程(2)中的系数 b_{ij} 都应等于 0,检验结果如表 4 所示(这里给出滞后阶数 k 等于 1 到 5 时的结果,对更大的 k 值,检验的结果不变)。

从表 3 中可以看到:①就香港与上海股市、香港与深圳股市而言,对任意的 k 值,在常规的显著性水平 5% 或 1% 下,都不能拒绝原假设,这表明香港与上海股市、香港与深圳股市间不存在 Granger 因果关系;②而上海与深圳股市,对于任

意的 k 值,在常规的显著性水平下,几乎都是拒绝原假设(月的情况除外),这说明上海与深圳股市间在日和周的情况下存在着 Granger 因果关系,且深圳股市相对于上海股市的 Granger 因果关系更明显,即相对于仅用上海股市的过去信息来预测其未来的走势时,深圳股市过去的历史信息用来改进对上海股市未来变化趋势的预测。

这一现象可能与沪深股市的结构和上市公司的构成有关,其一,在上海证券交易所上市的公司大多为大型的国有企业,而在深圳证券交易所上市的公司主要是较小型的合资、外向型企业^[6];其二,尽管深圳证券交易所在成立之初其规模较上海证券交易所大,但随着国家政策向上海方面的倾斜,到 1994 年底上海证券交易所规模上就已远远超过了深圳证券交易所(详见表 4^[17]),深圳股市对各种信息的反应比上海股市更迅速,而香港股市对上海和深圳股市不存在 Granger 因果关系,与我国资本市场没有对外开放直接相关,一方面,国外的投资者只能投资于沪深股市的 B 股;另一方面,国内的投资者只能投资于沪深股市的 A 股;加之人民币在资本项目下的非自由兑换,因此,影响沪深股市变化的是国内的经济形势与相关的政策。

对于月的情况,表 5 的结果表明,香港、上海与深圳股市月收益率间基本上不存在 Granger 因果关系,即利用一个股市过去月份收益率的历史信息不能改进对另一个股市未来月份总体走势的预测,这可能与股市自身的特点,即随机波动性和股市价格的变化主要反应的是投资者对股市未来的预期有关,一个月以前收益率的历史信息,对股

市而言,基本上是没有价值的.

表4 沪深股市1991~1994年主要统计指标

	上 海				深 圳			
	发行总股 本(亿元)	市价总值 (亿元)	成交金额 (亿元)	成交量 (百万股)	发行总股 本(亿元)	市价总值 (亿元)	成交金额 (亿元)	成交量 (百万股)
1991	2.72	29.43	8.07	4.26	3.57	79.76	35.30	299.58
1992	46.94	558.40	247.18	1 883.40	26.27	489.73	434.07	1 911.99
1993	206.62	2 195.69	2 380.36	15 507.51	122.06	1 335.32	1 286.67	7 914.66
1994	419.06	2 600.13	5 735.08	65 676.03	220.59	1 090.49	2 392.55	35 657.76

Granger 因果关系检验.

3 波动性的 Granger 因果关系检验

收益率的 Granger 因果关系检验表明,上海与深圳股市间存在着 Granger 因果关系,特别是深圳股市对上海股市的 Granger 因果关系十分显著.而股市波动性间的相关分析表明,三个股市波动性间同样存在着相关关系,完全类似于第二部分对股市收益率的 Granger 因果关系分析(将方程(2)中收益率换成相应的波动率,即(1)中条件方差 σ_t^2),表6给出了三个股市波动性间的

Granger 因果关系检验.从表6中可以得到:①深圳股市日或周波动性对上海股市日或周波动性存在着显著的 Granger 因果关系,即相对于仅用上海股市日或周波动性的过去信息来预测其未来的波动性时,深圳股市日或周波动性过去的历史信息能用来改进对上海股市未来日或周波动性的预测;②除此之外,对于任意的 k 值和日、周或月波动性,基本上都不能拒绝原假设,即三个股市波动性间的 Granger 因果关系不显著.

表5 股市收益率的 Granger 因果关系检验

部分1:日收益率						
		K				
		1	2	3	4	5
F 统计量	$i = 1, j = 2$	0.068 8	0.042 7	0.031 0	0.047 3	0.070 5
	$i = 2, j = 1$	0.037 9	0.487 3	0.439 7	0.766 2	0.699 8
	$i = 1, j = 3$	0.524 0	0.269 8	0.840 4	0.614 5	0.493 0
	$i = 3, j = 1$	0.038 8	0.030 5	0.032 5	0.077 8	0.484 9
	$i = 2, j = 3$	5.779 5*	50.918**	238.46**	181.24**	148.72**
	$i = 3, j = 2$	5.629 1*	7.583 3**	3.365 0*	3.479 8**	3.001 7*
部分2:周收益率						
		K				
		1	2	3	4	5
F 统计量	$i = 1, j = 2$	1.034 9	0.676 0	0.568 8	0.485 0	0.676 2
	$i = 2, j = 1$	0.408 1	0.121 4	0.568 8	0.057 4	0.150 4
	$i = 1, j = 3$	0.078 2	0.010 0	0.798 5	1.297 4	1.722 9
	$i = 3, j = 1$	0.031 8	0.041 9	0.057 5	0.058 4	0.199 0
	$i = 2, j = 3$	87.198**	43.158**	26.515**	21.320**	17.020**
	$i = 3, j = 2$	8.706 7**	7.075 1**	5.085 8**	3.648 8**	3.312 0**

续表5

		部分3:月收益率				
		K				
		1	2	3	4	5
F 统计量	$i = 1, j = 2$	0.248 0	0.208 9	0.196 0	0.193 5	0.451 6
	$i = 2, j = 1$	0.074 9	0.232 2	0.360 9	0.480 2	0.456 6
	$i = 1, j = 3$	0.794 5	0.402 6	0.297 3	0.317 6	0.403 0
	$i = 3, j = 1$	0.618 8	0.391 5	0.522 3	0.532 6	0.431 8
	$i = 2, j = 3$	0.152 5	1.334 2	1.653 6	1.283 1	0.970 8
	$i = 3, j = 2$	1.549 0	1.126 9	3.340 7*	3.128 5*	2.953 3*

注:* 和** 分别表示在 0.05 和 0.01 的水平下显著。

表6 股市波动性的 Granger 因果关系检验

		部分1:日波动性				
		K				
		1	2	3	4	5
F 统计量	$i = 1, j = 2$	0.453 1	0.016 1	0.413 8	0.234 6	1.477 8
	$i = 2, j = 1$	2.941 8	1.551 9	1.124 1	0.942 1	0.732 4
	$i = 1, j = 3$	0.056 4	0.184 3	0.107 6	0.134 8	0.144 7
	$i = 3, j = 1$	1.320 3	0.776 3	0.589 2	0.481 0	0.407 3
	$i = 2, j = 3$	182.47**	102.18**	85.223**	160.43**	128.27**
	$i = 3, j = 2$	8.354 9**	1.714 4	0.475 8	0.623 3	1.507 7
		部分2:周波动性				
		K				
		1	2	3	4	5
F 统计量	$i = 1, j = 2$	0.203 4	0.138 4	0.199 2	0.331 3	0.272 3
	$i = 2, j = 1$	3.417 0	1.514 1	1.207 4	1.035 6	0.804 4
	$i = 1, j = 3$	0.001 6	0.005 7	0.116 7	0.075 8	0.295 9
	$i = 3, j = 1$	2.225 6	1.161 6	1.012 1	0.774 9	0.713 7
	$i = 2, j = 3$	137.09**	97.741**	64.630**	48.857**	39.507**
	$i = 3, j = 2$	1.067 2	1.193 5	1.235 9	2.591 8*	2.245 4
		部分3:月波动性				
		K				
		1	2	3	4	5
F 统计量	$i = 1, j = 2$	0.688 7	0.770 0	0.611 4	0.498 4	0.653 9
	$i = 2, j = 1$	0.890 6	0.751 4	0.581 1	0.568 1	0.789 4
	$i = 1, j = 3$	2.592 1	1.429 1	0.997 7	0.778 7	0.671 6
	$i = 3, j = 1$	3.287 6	2.330 7	2.470 4	1.105 3	1.248 5
	$i = 2, j = 3$	0.223 0	0.152 3	2.485 4	1.970 9	1.944 7
	$i = 3, j = 2$	0.122 4	0.564 4	0.811 1	0.793 4	0.718 0

注:* 和** 分别表示在 0.05 和 0.01 的水平上显著。

波动性间的 Granger 因果关系检验结果与前一部分收益率间的 Granger 因果关系检验结果大致相同,香港股市的波动对沪深股市的波动不具有 Granger 因果关系,这表明,我国沪深股市的波动主要是受内地经济、政策等因素的影响,而与境

外股市等因素的变化关系不大,这与我国境内资本市场没有对外开放有直接的关系;深圳股市波动性显著地 Granger 因果于上海股市波动性,其原因仍如前所述,可能在于二者的结构与上市公司的构成。

4 结论

在本文中分析了香港、上海和深圳股市间的相互关系,借助于Granger因果关系的思想,研究了三个股市间的联系与互动性,结果表明:

(1) 香港、上海和深圳股市收益率的自相关性很小,但股市波动率的自相关性很大,具有长记忆性与持续性,且香港股市波动性的自相关性、长记忆性和持续性要大于上海与深圳股市。

(2) 上海和深圳股市与香港股市的相关性不大,无论从收益率还是从波动性的角度来看,香港股市对上海和深圳股市的Granger因果关系都不明显,说明沪深股市的变化主要是受国内经济、政

策等因素的影响。

(3) 对于日和周而言,深圳股市对上海股市存在着显著的Granger因果关系,即相对于仅用上海股市的过去信息(收益率、波动率)来预测其未来的走势(收益率、波动率)时,深圳股市过去的历史信息(收益率、波动率)能用来改进对上海股市未来变化趋势的预测,但反之,上海股市对深圳股市仅在收益率上存在一定的Granger因果关系。

(4) 对于月度数据,三个股市间均不存在Granger因果关系,这说明股市一月以前的历史信息对股市未来的走势不会产生明显的影响,股市价格的变化主要反应的是投资者对未来经济等因素的预期。

参 考 文 献:

- [1] Latha R, Raul S. Volatility and cross correlation across major stock markets[J]. Journal of Empirical Finance, 1998, 5: 397-416
- [2] Kiplanis E C. Stability and forecasting of the co-movement measure of international stock market return[J]. J. Int. Money Finance, 1988, 8: 63-75
- [3] King M, Sentana E, Wadhvani S. Volatility and links between national stock markets[J]. Econometrica, 1994, 62: 901-934
- [4] Chang Eric C, McQueen Grant R, Michael Pinegar J. Cross-autocorrelation in Asian stock markets[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 1999, 7: 471-493
- [5] Schwert W. Why does stock market volatility change over time? [J]. Journal of Finance, 1989, 44: 1115-1153
- [6] Xu Cheng Kenneth. The microstructure of the Chinese stock market[J]. China Economic Review, 2000, 11: 79-97
- [7] 王军波,邓述慧. 中国证券一级市场分析[J]. 管理科学学报, 2000, 3(1): 45-52
- [8] 薛继锐,顾岚. 中国股票市场的日历效应分析[J]. 数理统计与管理, 2000, 19(2): 10-15
- [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): 62-68
- [10] 吴如海,宋逢明. 基金分离下中国股市交易量模型的实证研究[J]. 管理科学学报, 2000, 3(1): 39-44
- [11] 闫冀楠,张维. 关于上海股市收益分布的实证研究[J]. 系统工程, 1998, 16(1): 21-25
- [12] 宋学峰,顾世清. 深沪证券市场股价波动的混沌度及其调控方法[J]. 管理科学学报, 2000, 3(1): 53-57
- [13] 中国证券监督管理委员会编. 中国证券统计年报 1995[R]. 北京:中国法制出版社, 1996
- [14] Keim B D, Stanibaugh R F. A further investigation of the weekend effect in stock returns[J]. Journal of Finance, 1984, 39: 819-126
- [15] Jaffe J, Westerfield R. The week-end in common stock returns; The international evidence[J]. Journal of Finance, 1985, 40: 433-454
- [16] Monica Ablsted. Analysis of financial risk in a GARCH framework[M]. Bank of Finland Studies E011, 1998
- [17] 陆惠祖. 高等时间序列经济计量学[M]. 上海:上海人民出版社, 1999. 278-331
- [18] Granger C J. Investigating causal relationships by econometrics models and cross spectral methods[J]. Econometrica, 1969, 37: 425-135

(下转至 78 页)

Rule generation approach based on rough set theory

AN Li-ping¹, WU Yu-hua¹, TONG Ling-yun²

1. School of Management, Tianjin University, Tianjin 300072, China;

2. School of Management, Hebei University of Technology, Tianjin, 300130, China

Abstract: Rule generation is an important technology in data mining. In this paper, based on rough set theory, using the concept of generalized decision attribute function or uncertain class, an inconsistent decision system is transformed to one that is consistent as an initial preprocessing step. On the basis of this, by means of discernibility matrix and decision function, a rule generation algorithm is presented. The algorithm can generate all decision rules directly, instead of computing all the reducts of decision system. Furthermore, the obtained rule set using the algorithm keeps all useful information, which is different from that using some other algorithm. In the end, an example illustrates that the algorithm is reasonable and effective.

Key words: rough sets; rule generation; data mining

(上接第12页)

Granger causality analysis of stock markets in China

ZHU Hong-quan, LU Zu-di, WANG Shou-yang

Institute of Systems Science, Academy of Mathematics and Systems Sciences, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China

Abstract: This paper analyzes the auto- and cross- correlations of Hong Kong, Shanghai and Shenzhen stock markets. Based on some econometric techniques, the Granger causality on the cross-correlation and co-movement of the three stock markets is explored. The results show that there are strong auto-correlation, long memory and persistence for the volatility of each of the three stock markets. Hong Kong stock market has little influence on Shanghai and Shenzhen stock markets. Shenzhen stock market has strong Granger causality on Shanghai stock market, but the reversal does not exist.

Key words: return; volatility; granger causality