

# 香港红筹股、H股与内地股市的 协整关系和引导关系研究

吴世农 潘越

(厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 不同国家或地区资本市场之间的联动关系通常受到重大事件的影响而发生某些根本性变化。以东南亚金融危机和B股对境内投资者开放两个事件为转折点,将1994年1月~2003年10月期间分为3个阶段,运用Johansen多变量协整关系检验对香港红筹股、H股和内地股市三者之间的协整关系进行了实证研究,结果发现红筹股、H股和内地股市之间存在着长期稳定的协整关系,这一均衡关系在B股开放之后进一步增强。利用基于向量误差修正模型的Granger因果关系检验,发现红筹股的走势始终是内地股市波动的“风向标”,但H股与内地股市却无明显关联;在金融危机之前,红筹股先行于H股,但在金融危机之后,红筹股对H股的先行作用消失。最后,应用预测方差分解和脉冲响应函数的实证方法从另一角度再度证实了上述结论。

**关键词:** 红筹股; 协整关系; 预测方差分解; 脉冲响应函数

**中图分类号:** F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-884X(2005)02-0190-10

## A Study on Co-integration and Causality among HongKong Red Chips, H-Shares and Mainland Stock Market

Wu Shinong Pan Yue

(Xiamen University, Xiamen, China)

**Abstract:** Cointegration among different capital markets is usually affected and changed by some significant events. According to the two turning points of the capital markets in China, Southeastern Financial Crisis and the opening of B-Shares to the mainland investors, this paper has examined the co-integrative relationship among HongKong Red Chips, H shares and the mainland stock market of the three sub periods divided from 3 July 1994 to 31 October 2003 by using Johansen Multivariate Co-integration Test. It was turned out that there has existed long-term stable co-integration relationship among Red Chips, H Shares and the mainland stock market, and such co-integration has been strengthened after the opening of B Shares. The causality by using Granger Causality Test was tested based on Vector Error Correction Model. It was seen that the trend of Red chips has been the key indicator of the fluctuation of the mainland market but there is no the relation between H-Shares and the mainland stock market. From Granger Causality Test, it also was indicated that Red Chips plays a leading role in the movement of H Shares, but the role has disappeared after Financial Crisis. The above conclusions were again proved by the results of Forecast Variance Decomposition and Impulse Response Function.

**Key words:** red chips; co-integration test; forecast variance decomposition; impulse response

### 1 研究背景与文献回顾

香港在全球经济与金融体系中具有十分显赫的地位。作为一个高度自由化和国际化的资本市场,因其与内地资本市场间的特殊关系,成

为内地资本市场与国际资本市场之间联系的桥梁和内地企业海外上市融资的首选地。可以预见,随着近来内地与香港CEPA政策的实施,今后两地之间的贸易和投资关系无疑将更加密切。

收稿日期: 2004-10-18

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(7997005, 70372035)

香港与内地之间的经济联系历来十分紧密,但由于内地资本市场发展相对滞后和封闭,20世纪90年代初期两地股市间的互动关系并不明显。随着内地企业在港上市融资步伐的加快,特别是香港回归后,两地经济与资本市场之间联系不断加强,两地股市间的协整关系(cointegration)开始日见显著。这种协整关系与其它股市之间的协整关系具有明显的不同之处:香港与内地股市间的协整是通过一个特殊的中国板块——红筹股和H股彼此联系在一起的。

在港具有中资背景的红筹股以及内地国有企业H股于20世纪90年代前后在香港上市。红筹股与H股虽然同属于“中资概念股”,其企业发展也都主要依托于内地经济,但仍有根本区别:红筹股在境外注册、管理,属于香港公司或者海外公司,而H股在内地注册、管理,属于中国内地公司。公司性质的不同,对两类公司的治理结构与市场行为都有着相当大的影响。根据香港证监会和联交所的标准及统计,2003年香港市场有红筹股上市公司72家,H股上市公司87家。

目前西方学术界开始关注香港股市及中国内地股市与其他股市,尤其是香港股市与内地股市间的关联关系。很多关于香港股市与其他国家股市间关系的研究都发现,香港一直是亚洲地区股市涨跌的“领头羊”,这一地位在东南亚金融危机发生后更加巩固。Tan(1998),Masih等(1997),Chang等(2001),Su等(2003),Francisco等(2003)等的研究都支持了这一结论。1997年4月始发的东南亚金融危机对各国股市均造成不同程度的影响,关于这方面的研究国外文献论述甚丰。Tan(1998)通过对1995~1998年8个东亚国家股市的观察,运用向量误差修正模型、预测方差分解和脉冲响应函数确认了东南亚金融危机在东亚市场的“传染效应”(contagion effect)。Baig等(1999)研究了1995~1998年5个亚洲股市,发现金融危机后这些市场同向运动(co-movement)的趋势愈加明显。Su等(2003)、Francisco等(2003)也得出了相同的结论。Chang等(2001)通过对1997~1998年台湾、香港、日本和美国股市的比较,发现金融危机不仅对亚洲市场产生影响,对美国市场的影响程度也同样显著。由此可见,东南亚金融危机的发生不仅导致该地区股市的剧烈波动,而且它们之间的互动关系也发生变化,受其影响,香港股市与内地股市之间的协整关系在危机前后也必然发生变化。国外学者

开始探究内地股市与国际市场的关系。Bailey(1994)、Johnson等(1994)、Huang等(2000)等的研究表明在内地股市发展的早期,尤其是东南亚金融危机之前,内地股市与国际股市并不存在显著的依存关系。红筹股、H股与内地股市间的相互关系开始引起学术界的关注。康静(2002)指出,虽然经历过一段很长时间的低迷期,但总体而言,红筹股、H股近10多年来发展迅速,已成为港股中与蓝筹股(blue chip)并驾齐驱的一大板块。截至2002年2月底,33只恒指成份股的市值占到港股总市值的78%,而其中红筹股与H股则占到33只恒指成份股总市值的23%。Sun等(2000)则认为,不断发展的红筹股、H股已基本取代内地B股的海外融资功能,与A股市场共同支持内地经济的发展。由于同属于中资背景企业,受相同的宏观因素和环境的制约,红筹股、H股和内地股市之间理应存在着千丝万缕的联系。Poon等(2000)的研究支持了红筹股、H股与内地股市之间存在着内在稳定联系的假设,他们运用了多变量的EGARCH-M模型发现红筹股、H股和深沪股市之间存在显著的“波动的溢出效应”(spillover effects),其中红筹股在这一波动传递链中始终扮演着“先行者”的角色,直接或间接影响着其他市场。这是因为,相对于内地股市,香港市场的信息透明度高,市场管制较少,在传导链中必然处于先行的一端,而相对H股公司而言,红筹股公司的管理层大多从海外聘请,经营模式与国际惯例接轨,管理效率较高,传递信息的速度也更快。

笔者认为,在研究香港红筹股、H股与内地股市之间联动关系时,需要特别关注影响其联动关系的重要事件。东南亚金融危机和B股对内地投资者开放是否影响乃至改变香港红筹股、H股与内地股市之间的联动关系?为此,本文应用2003年度诺贝尔经济学奖获得者Engle和Granger提出的“协整关系检验”和“因果关系检验”,力图分析和检验东南亚金融危机和B股对境内投资者开放这两个重大事件对红筹股、H股与内地股市之间的协整关系和引导关系的影响,然后应用预测方差分解和脉冲响应函数从另一角度再次分析和验证红筹股、H股和内地股市之间的引导关系。

## 2 样本选择 and 数据处理

### 2.1 样本选择和阶段划分

选取上证综合指数、香港恒生指数服务公

司编制的红筹股指数和H股指数为研究对象,所有数据来源于“彭博资讯数据库”。采用的样本为经过对数处理的各种指数的日收盘数据,时间跨度为1994年1月3日~2003年10月31日。其中,HCCI代表红筹股指数,HCEI代表H股指数,SHI表示上证综合指数。

由于协整关系是在一段时期内的各变量时间序列之间的均衡关系,这种均衡关系并不稳定,很容易被来自外界的冲击打破,因此在研究不同市场间的协整关系时必须考虑一些重大事件对其造成的影响。选择1997年发生的东南亚金融危机和2001年2月B股对境内投资者开放这两个对中国资本市场改革和发展具有重要意义的事件,并将研究样本的区间分为3个不同的时期,以比较和分析香港红筹股、H股和内地股市之间的协整关系及其变化。

从红筹股与H股的发展历程看,东南亚金融危机和B股的开放都对红筹股与H股的发展产生过重要的影响。东南亚金融危机之后,红筹股与H股进入低位调整阶段,直到2001年受B股对境内投资者开放的利好消息影响,红筹股与H股才逐渐走出低谷开始复苏。选择这两个事件作为划分研究区间的标志性事件,研究其对内地和香港股市之间互动关系的影响具有重要现实意义。因此,将研究区间划分为3个阶段:第1阶段为金融危机发生之前;第2阶段从金融危机发生后到B股开放之前;第3阶段从B股开放之后。

1997年是非常具有戏剧性的一年,香港回归的世纪机遇与东南亚金融风暴的飓风式冲击交织在一起,使得当年的香港股市在经历6~8月份的暴涨之后,又在9、10月份深幅下跌,10月份香港政府入市干预,狙击国际炒家,股价持续动荡,直到年底,香港市场才进入恢复期。此外,2001年2月19日B股向境内投资者开放的消息也曾在短期内引起股价的剧烈波动。鉴于此,为保持股市价格时间序列的平稳和可比,剔除1997年7月2日~1997年12月31日期间以及2001年1月2日~2001年2月28日波动不正常的股价数据,样本期的第1阶段从1994年1月3日~1997年6月30日,第2阶段从1998年1月2日~2000年12月29日,第3阶段从2001年3月1日~2003年的10月31日。

## 2.2 数据处理

香港和内地股市处在同一时区,而且都是周一至周五交易,不同只是在于香港每日的交易时间是从上午10:00~下午4:00,而深沪两

市则是从上午9:30~下午3:00。两个市场交易时段的基本一致,避免了统计上的“时间差”问题(Wang等,2003)。但是,由于香港和内地股市开市和休市的日期并不完全一致,如内地的春节、“五一”和“国庆”的“黄金周”长假,西方的复活节等节日都会令两地股指在时间上不能配比,为保证3个价格序列样本的持续一致性,采取Chen等(2002)的调整方法,当价格时间出现差异时,没有交易的股指用前一天的交易数据代替。经过整理,最后得到2356个样本数据,其中第1阶段的样本数据897个,第2阶段的样本数据783个,第3阶段的样本数据676个。

## 3 研究方法及其实证结果

### 3.1 平稳性检验

Engle等(1987)提出的“协整关系检验”为研究多个变量是否具有协整关系提供了一种行之有效的计量工具。所谓协整关系,并不是指严格意义上的统计相关关系或是函数关系,而是指从一个长期区间来看,对于若干各自具有长期波动规律的变量,它们之间存在的一种长期均衡关系。在本文中,变量分别为红筹股指数、H股指数和上证综合指数的价格序列。

协整关系的研究对象是非平稳的时间序列,因此,在进行协整关系检验前必须确认变量的平稳性,即进行单位根检验。常用的单位根检验方法为Dickey等(1979,1981)提出的ADF检验(Augmented Dickey-Fuller Test)。

ADF检验的回归方程为

$$\Delta x_t = \rho_0 + \omega t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^h \delta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

式中, $x_t$ 为第t日红筹股指数、H股指数和上证综指的水平值; $x_{t-1}$ 为第t-1日各指数的水平值; $\Delta x_t$ 为第t日各指数的一阶差分;  $\omega$ 为趋势项t的估计系数; $\rho_0$ 为常数项; $\delta_i$ 为各指数一阶差分值的滞后项系数; $\epsilon_t$ 为随机扰动项。

ADF检验的原假设为 $H_0: \rho = 0$ ; 备选假设为 $H_1: \rho < 0$ 。检验统计量 $\tau$ 的计算方法与标准的t统计量相同,但 $\tau$ 服从的是DF分布而不是标

由于上海和深圳股市具有高度的相关性,Engle等(1987)指出向量自回归模型中的内生变量个数越多,系统不稳定的可能性越大,因此,选取上证综合指数作为内地股市的代表指标。

红筹股指数于1997年6月16日正式推出,指数以1993年1月4日为基日,本文中1997年6月16日前的红筹股指数为彭博资讯数据库追溯计算。

若随机变量 $x_t$ 的一阶差分过程 $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 为一平稳过程(stationary process),则称 $x_t$ 包含一个单位根(unit root)。

在对红筹股指数、H股指数和上证综指的一阶差分进行单位根检验时, $x_t$ 表示的是各指数的一阶差分, $\Delta x_t$ 表示的是各指数的二阶差分。

在实际检验过程中,回归方程可以允许有3种表达形式,仅含常数项不含趋势项;既含常数项也含趋势项;常数项和趋势项都不包含,可以根据AIC准则确定最佳的表达形式。

准的  $t$  分布。若接受  $H_0$ , 意味着序列  $x_t$  包含单位根, 即  $x_t$  是非平稳的; 若拒绝  $H_0$ , 表明序列不存在单位根, 是平稳的。ADF 检验的临界值可以通过查表得到。如果  $H_0$  无法被拒绝, 还应该检验  $x_t$  高阶差分的平稳性, 直到  $H_0$  被拒绝。表1 列示了红筹股指数、H 股指数和上证综指的水平值和一阶差分在 3 个阶段的单位根检验结果, 最优滞后期根据 AIC 准则 (Akaike Information Criterion) 确定。

表1 对变量单位根的 ADF 检验结果

时期	变量	水平值检验结果		一阶差分检验结果	
		ADF 值	检验形式 $(\rho_0, \omega)$	ADF 值	检验形式 $(\rho_0, \omega)$
第1阶段	HCCI	1.516	$(\rho_0, 0)$	-7.838***	$(\rho_0, \omega)$
	HCEI	-2.854	$(\rho_0, 0)$	-8.380***	$(\rho_0, \omega)$
	SHI	-2.773	$(\rho_0, \omega)$	-7.694***	$(0, 0)$
第2阶段	HCCI	-2.987	$(\rho_0, \omega)$	-12.110***	$(0, 0)$
	HCEI	-2.687	$(\rho_0, 0)$	-9.989***	$(0, 0)$
	SHI	-2.018	$(\rho_0, \omega)$	-11.260***	$(\rho_0, 0)$
第3阶段	HCCI	-2.114	$(\rho_0, 0)$	-12.122***	$(0, 0)$
	HCEI	1.736	$(0, 0)$	-12.379***	$(\rho_0, \omega)$
	SHI	-1.254	$(0, 0)$	-11.526***	$(0, 0)$

注: 1. ADF 值即为检验统计量的值。2. 检验形式  $(\rho_0, \omega)$  中  $\rho_0, \omega$  分别表示式(1)中的常数项、时间趋势项,  $(\rho_0, \omega)$  表示既含常数项也含趋势项,  $(\rho_0, 0)$  表示含常数项但不含趋势项,  $(0, 0)$  表示常数项和趋势项都不包含。3. \*\*\* 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 即在相应的显著性水平下认为变量是平稳的。

由表1 可知, 无论是第1 阶段、第2 阶段还是第3 阶段, 红筹股指数、H 股指数和上证指数的水平值在显著性水平为 1% 时接受原假设, 而其一阶差分则拒绝原假设, 据此, 可认为它们都包含一个单位根(即一阶差分是平稳的)。因此, 应该采用处理非平稳变量的协整关系检验的分析方法。

### 3.2 协整关系检验

协整关系检验的基本思想是, 如果两个(或两个以上)的时间序列变量是非平稳的, 但它们的某种线性组合却表现出平稳性, 则这些变量之间存在协整关系。目前关于协整关系的检验有许多具体的技术方法, 本文采用 Johansen (1988, 1990) 提出的“极大似然估计法”, 对 3 个阶段红筹股指数、H 股指数和上证指数之间的协整关系进行检验。令  $X_t$  表示时期  $t$  红筹股指数、H 股指数和上证指数数值组成的  $(3 \times 1)$  向量, 其  $k$  阶的向量自回归模型表达式为

$$X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad (2)$$

则有一个与方程(2) 等价的一阶差分方程:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \epsilon_t \quad (3)$$

式中,  $\epsilon_t$  为白噪声扰动项;  $\Pi = -\sum_{i=1}^k A_i - I$  ( $i = 1, 2, \dots, k-1$ );  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k A_j$ 。

Johansen 证明, 系数矩阵  $\Pi$  包含了变量之间长期均衡关系的信息——协整向量, 共有 3 种可能:  $\text{Rank}(\Pi) = n$ , 即系数矩阵  $\Pi$  满秩, 可以证明此时  $X_t$  是平稳向量;  $\text{Rank}(\Pi) = 0$ , 即系数矩阵  $\Pi$  是零矩阵, 式(3) 相当于  $\Delta X_t$  的向量自回归模型;  $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < n$ , 则一定存在  $(n \times r)$  矩阵  $\alpha$  和  $\beta$ , 使得  $\Pi = \alpha \times \beta$ , 其中  $\alpha$  是调整参数矩阵,  $\beta$  是由  $r$  个相互独立的协整列向量组成的矩阵, 也就是说, 虽然  $X_t$  是非平稳的, 但  $\beta X_t$  却是平稳的。因此, 矩阵  $\Pi$  的秩等于  $X_t$  的独立协整向量的个数。Johansen 证明可以通过检验矩阵  $\Pi$  的特征根的显著性, 确定出协整向量的个数。

协整“极大似然估计法”检验的原假设为  $H_0$ : 至多有  $r$  个协整关系; 备选假设为  $H_1$ : 有  $n$  个协整关系(满秩)。检验迹(trace) 统计量为

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i) \quad (4)$$

式中,  $\lambda_i$  为大小排第  $i$  的特征值;  $T$  为观测期总数。

这不是一个独立的检验, 而是对应于  $r$  的不同取值的一系列检验。从检验不存在任何协整关系的零假设开始, 然后是最多一个协整关系, 直到最多  $n-1$  个协整关系, 共进行  $n$  次检验, 备选假设不变。具体检验结果见表2。

表2 协整关系检验结果

时期	特征根	似然比	5% 临界值	1% 临界值	假设的协整向量个数
第1阶段	0.030639	40.189420	29.68	35.65	None**
	0.010870	12.369420	15.41	20.04	At most 1
	0.002903	2.598729	3.76	6.65	At most 2
第2阶段	0.018578	24.541630	24.31	29.75	None*
	0.011780	9.857952	12.53	16.31	At most 1
	0.000740	0.579675	3.84	6.51	At most 2
第3阶段	0.017104	44.980710	34.55	40.49	None**
	0.014652	21.587410	18.17	23.46	At most 1*
	0.001158	1.571660	3.74	6.40	At most 2

注: 1. \*, \*\* 分别表示在 10% 和 5% 的显著性水平下拒绝原假设。2. 根据 AIC 准则, 第1 阶段协整关系的最优滞后期数为 2, 第2 阶段协整关系的最优滞后期数为 2, 第3 阶段协整关系的最优滞后期数为 4。

表2的结果表明,在第1阶段,红筹股指数、H股指数和上证综指三者存在5%的显著性水平下存在1个协整向量;在第2阶段,三者存在显著性水平为10%时存在1个协整向量;在第3阶段,三者存在显著性水平为10%时存在2个协整向量。

Johansen协整关系检验的结果说明红筹股、H股和内地股市之间存在着长期稳定的关系,具有共同的随机趋势,它们的线性组合有向均衡收敛的趋势。这种长期的均衡关系即使经历了金融危机和B股开放事件所带来的对股价的剧烈冲击也没有发生改变。

协整理论还表明,若3个变量之间存在1个协整向量,则说明这3个变量的动态特性主要由2个共同随机趋势(common stochastic trend)决定;若3个变量之间存在2个协整向量,则只有1个共同随机趋势对变量产生影响。Lee等(1995)指出,系统中协整向量的个数越多(随机趋势越少),系统越稳定。研究发现,在第1阶段和第2阶段,红筹股、H股和内地股市之间的动态特性由2个共同随机趋势确定,反映了各类市场之间共同运动的联系仍然较为松散,不同的经济环境对3个市场的影响仍然存在显著的差异,使得它们不可能由1个共同随机趋势确定。然而,在B股开放之后,造成差异的共同随机趋势减少,三者之间的联系由1个共同随机趋势确定,可见红筹股、H股和内地股市之间的长期均衡关系更加稳定。

### 3.3 基于向量误差修正模型的Granger因果关系检验

Granger(1988)指出,如果多个变量之间存在1个协整向量,那么这些变量之间至少存在单向的因果关系。对于股市而言,如果一个市场是另一市场的Granger成因,那么可以认为这个市场先行于另一市场;如果两个市场之间不存在因果关系,则认为这两个市场之间并不存在明显的关联关系;如果两个市场之间互为对方的Granger成因,则可认为两个市场是相互紧密联系在一起的。

根据Granger表示定理(Granger Representation Theorem),如果变量之间存在协整关系,则一定存在一个与之等价的误差修正模型。Granger(1988)提出了基于向量误差修正模型的因果关系检验,检验方程以误差修正模型的形式表达为

$$\Delta X_{it} = \mu_{it} + \beta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{2,t-i} + \dots$$

$$\sum_{i=1}^m c_i \Delta X_{3,t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

式中, $X_{it}$ 为红筹股指数、H股指数和上证综指的价格序列; $\beta Z_{t-1}$ 为误差修正项,包含 $r$ 个协整向量,反映了股价序列间的长期均衡关系。

在式(5)中,在保证误差修正项的 $\beta$ 系数的显著性或是方程整体的F检验显著的前提下,通过检验所有 $\Delta X_{1,t-i}$ 的系数 $a_i$ ,或所有 $\Delta X_{2,t-i}$ 的系数 $b_i$ ,或所有 $\Delta X_{3,t-i}$ 的系数 $c_i$ 是否显著区别于0来分别判定3个变量两两之间的因果关系。由于Granger因果关系检验对模型中变量所取的滞后长短期较为敏感,采用Hsiao(1981)提出的最终预测误差(Final Prediction Error, FPE)准则确定最佳滞后阶数。表3是Granger因果关系检验的结果。

表3 基于向量误差修正模型的Granger因果关系检验结果

时期	因果关系
第1阶段	HCCI是HCEI的Granger成因 HCCI是SHI的Granger成因 HCEI和SHI之间相互独立
第2阶段	HCCI和HCEI之间相互独立 HCCI是SHI的Granger成因 HCEI和SHI之间相互独立
第3阶段	HCCI和HCEI之间相互独立 HCCI是SHI的Granger成因 HCEI和SHI之间相互独立

由表3可见,在3个阶段,H股和内地股市之间都不存在Granger因果关系,说明两者之间的相关程度很低,不存在明显的相互影响。与此不同的是,在3个阶段,红筹股一直先行于内地股市,其涨落带动着内地股市的变化。这一结果不仅与Poon等(2000)的研究结论相一致,也与股指的实际走势相吻合。可见,红筹股的走势一直是内地股市波动的“风向标”,这恰好说明了为什么红筹股的上扬往往都能启动内地股市的新一轮行情。

另一方面,红筹股与H股之间的“先行-滞后关系”在3个阶段有所变化:在第1阶段,红筹股先行于H股,但到了第2阶段和第3阶段,红筹股和H股之间的Granger因果关系已消失,两个市场间已不存在明显的相互影响。

### 3.4 预测方差分解和脉冲响应函数(见Hamilton, 1994)

#### 3.4.1 预测方差分解

对于一阶差分平稳向量,可以在向量自回

归模型的基础上研究它的动态性质, 主要技术手段是预测方差分解和脉冲响应函数。在本文中, 分析的变量主要是红筹股指数、H 股指数和上证指数价格序列的一阶差分, 也就是红筹股指数、H 股指数和上证指数的收益率。

预测方差分解描述了向量自回归模型中各变量的冲击对系统变量动态变化的相对重要性。它的主要思想是将系统的预测均方误差 (Mean Square Error, MSE) 分解为系统中各变量冲击所作的贡献。设由红筹股指数、H 股指数和上证指数收益率 3 个变量组成的  $Y_t (3 \times 1)$  向量, 构成  $p$  阶向量自回归过程为

$$Y_t = B + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (6)$$

式中,  $A_i$  为  $3 \times 3$  阶系数矩阵;  $B$  为常数向量;  $\epsilon_t$  为 3 维误差向量, 其协方差矩阵为  $\Omega$ 。

假设  $Y_t$  为平稳随机过程, 则式 (6) 可变为一个无穷向量移动平均过程

$$Y_t = C + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s \epsilon_{t-s} \quad (7)$$

式中,  $\Psi$  为系数矩阵;  $C$  为常数向量, 它们均可由式 (6) 中的系数矩阵  $A_i$  和常数向量  $B$  求出。

由于误差向量的协方差矩阵  $\Omega$  是正定矩阵, 因此存在一个非奇异阵  $P$  使得  $\Omega = PP'$ , 于是式 (7) 可以表示为

$$Y_t = c + \sum_{s=0}^{\infty} (\Psi P) (P^{-1} \epsilon_{t-s}) = c + \sum_{s=0}^{\infty} (\Psi P) \omega_{t-s} \quad (8)$$

由式 (8) 可见, 经过变换, 原误差向量  $\epsilon$  变成标准的白噪声向量  $\omega$ , 则  $Y_t$  的  $s$  步预测方差为

$$\text{Var}[Y_{t+s} - E(Y_{t+s} | Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots)] = \epsilon_{t+s} + \Psi_1 \epsilon_{t+s-1} + \Psi_2 \epsilon_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \epsilon_{t+1} \quad (9)$$

它的均方误差为

$$E_{MSE} = \Omega + \Psi_1 \Omega \Psi_1' + \dots + \Psi_{s-1} \Omega \Psi_{s-1}' = PP' + \Psi_1 P P' \Psi_1' + \dots + \Psi_{s-1} P P' \Psi_{s-1}' = \sum_{j=1}^3 (P_j P_j' + \Psi_j P_j P_j \Psi_j' + \dots + \Psi_{s-1} P_j P_j \Psi_{s-1}'), \quad (10)$$

式中,  $P_j$  为矩阵  $P$  的第  $j$  列向量, 括号内的表达式表示第  $j$  个正交化冲击对  $s$  步预测均方误差的贡献。

由式 (10) 可以测算任意一个变量的预测均方误差分解成系统中各变量的随机冲击所作的贡献。即将各指数收益率的  $s$  步预测误差的方差, 分解为由它自身的冲击、其余两个指数收益率的冲击三者所构成的贡献率, 然后计算出每一个变量冲击的相对重要性, 即变量的贡献占总贡献的比例。比较这个相对重要性信息随时间的变化, 就可以估计出该变量的作用时滞, 还可估计出各变量效应的相对大小。具体分解结果见表 4。

表 4 预测方差分解结果

价格序列	时期	第 1 阶段/%			第 2 阶段/%			第 3 阶段/%		
		HCCI	HCEI	SHI	HCCI	HCEI	SHI	HCCI	HCEI	SHI
HCCI 的方差分解	4	99.236	0.557	0.207	99.953	0.009	0.039	98.387	1.488	0.126
	10	99.475	0.331	0.194	99.792	0.163	0.045	97.467	2.381	0.152
	20	99.409	0.444	0.147	99.299	0.671	0.029	96.564	3.096	0.340
	30	98.321	1.559	0.121	98.653	1.312	0.035	95.707	3.708	0.585
	50	93.023	6.856	0.121	97.277	2.570	0.153	94.091	4.853	1.055
HCEI 的方差分解	4	51.009	48.972	0.019	18.490	81.474	0.036	34.717	65.184	0.099
	10	51.750	48.230	0.020	26.529	73.428	0.043	32.786	67.130	0.084
	20	52.410	47.422	0.168	32.844	67.076	0.080	32.873	66.694	0.433
	30	52.890	46.655	0.455	36.771	63.082	0.146	33.032	65.591	1.376
	50	53.592	45.167	1.242	41.291	58.428	0.281	32.546	63.116	4.339
SHI 的方差分解	4	1.365	0.049	98.586	2.355	0.405	97.240	2.196	1.438	96.366
	10	1.645	0.113	98.242	4.580	1.026	94.394	4.134	1.166	94.700
	20	2.177	0.281	97.542	7.184	2.317	90.499	6.087	0.899	93.015
	30	2.761	0.561	96.678	9.548	3.678	86.774	7.819	0.711	91.470
	50	4.002	1.595	94.403	13.724	6.089	80.187	10.890	0.505	88.605

(1) 每个市场的预测方差贡献率主要都是由其自身趋势所决定的。其中, 红筹股的收益波动超过90%以上可以用自身的预测方差贡献率来解释, 内地股市的收益波动大约80%可以由自身决定, H股的收益波动受自身的影响最小, 但也达到了50%以上。

(2) 内地股市对红筹股和H股的影响极为微弱, 但内地股市受红筹股和H股的影响程度却较高, 而且这一程度在金融危机之后有了显著提高。在第1阶段, 红筹股和H股在解释内地股市波动中只占5.6%, 但到了第2阶段, 红筹股和H股的解释能力提高到20%左右, 到第3阶段, 红筹股和H股的解释能力略有下降, 但也达到11%左右。

(3) 从内地股市波动分解的具体结果来看, 在第1阶段, 红筹股对内地股市波动的方差贡献率为4%, 而H股只有1.6%左右, 红筹股对内地股市波动的影响大于H股。在第2阶段, 红筹股和H股对内地股市波动的解释能力都有显著提高, 分别达到13.7%和6.1%, 显示出金融危机之后内地股市与红筹股和H股的联系开始增强。到了第3阶段, 红筹股和H股的影响略有下降, 尤其是H股, 从6.1%降到0.5%, 但红筹股的解释能力仍然保持在10%以上。以上结果表明, 相对H股, 红筹股在内地股市的波动中占有更重要的地位, 并且它的影响在金融危机之后进一步得到增强。这也是与前面Granger因果检验的结论相一致的, 再次证实了红筹股对内地股市波动影响的相对重要性。

(4) 从H股波动的分解来看, 在第1阶段, 金融危机之前, 即市场热炒红筹股时期, 红筹股对H股的影响是决定性的, 能够解释高达50%以上的H股收益波动, 超过H股自身的解释能力。然而, 到了第2阶段, 红筹股在金融危机之后一蹶不振, 并从此步入低迷徘徊的时期, 在这一段调整期内, 红筹股对H股的影响显著降低, 在滞后4期时, 红筹股的解释能力只有18.5%, 而第1阶段滞后4期时红筹股的解释能力就达到51%。虽然随着滞后期数的增加, 红筹股的解释能力稳定在40%左右, 但红筹股对H股波动的影响仍然下降了。在第3阶段, 红筹股对H股波动的影响力进一步降低, 只能解释30%左右的H股波动。预测方差分解的这一结果与Granger因果关系检验的结果是一致的, 即第1阶段红筹股先行H股, 但到了第2阶段、第3阶段红筹股的先行地位消失。

综上所述, 在东南亚金融危机之后, 红筹股

对内地股市的影响始终十分明显; 尽管红筹股对H股的影响在逐步下降, 但3个阶段中红筹股对H股波动的最低方差贡献率也稳定在30%左右, 因此红筹股始终是H股变动的一个重要影响因素。

### 3.4.2 脉冲响应函数

脉冲响应函数提供了另一种描述系统动态变化的方法。在向量自回归模型中, 当某一变量 $t$ 期的扰动项变动时, 会通过变量之间的动态联系, 对 $t$ 期以后各变量产生一连串的连锁作用。脉冲响应函数将描述系统对冲击的动态反应, 并从动态反应中判断变量间的时滞关系。

在式(8)中, 系数矩阵 $\Psi P$ 的第 $i$ 行第 $j$ 列的元素表示的是系统中第 $i$ 个变量对第 $j$ 个变量的一个标准误差的正交化冲击的 $s$ 期脉冲响应。由式(8)可计算出系统中一个变量对另一个变量的脉冲响应函数。在本文中, 脉冲响应函数将计算1个单位的各变量冲击分别对红筹股、H股和内地股市波动的影响, 并试图描述这些影响的轨迹, 显示任意一个变量的变化如何通过模型影响所有其他变量, 最终又反馈到自身的过程。图1、图2和图3分别描述了3个阶段各变量的脉冲响应函数路径, 滞后期数 $s$ 为20期。

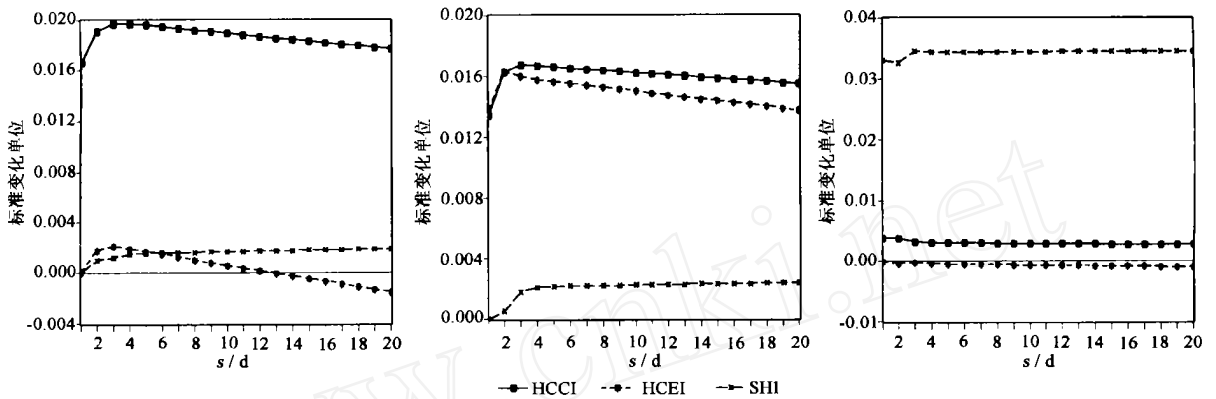
图1显示, 在金融危机前的第1阶段, 红筹股、H股和内地股市对其自身1个单位的正冲击都立刻有较强的反应, 收益率比初始的均衡水平分别增加了0.016、0.013和0.033个单位, 并且持续增加, 到第3天后开始缓慢回落, 其中内地股市自身1个单位的正冲击具有永久性的影响, 最后稳定在0.035。H股对红筹股的影响先正后负, 影响程度并不大, 滞后作用特别显著, 而红筹股对H股的影响十分明显, 第1天就达到0.014, 第2天增加到0.016, 从第3天开始缓慢趋弱, 其影响程度在第3天就一直超过H股自身的冲击, 说明在金融危机之前, 红筹股先行H股的优势十分明显, 在滞后3期后就显现出来。内地股市对红筹股和H股的影响都很微弱, 而H股对内地股市的影响几乎为零, 红筹股对内地股市的影响虽然不显著, 但明显要高于H股的影响程度。

图2表明, 金融危机过后的一段调整期内, 红筹股、H股对其自身1个单位正冲击的反应相比第1阶段都有显著上升, 收益率比初始的均衡水平分别增加了0.035、0.07个单位, 而内地股市对自身冲击的立时反应却下降到0.014个单位。其中红筹股和内地股市对自身冲击的反应在第2天后开始缓慢回落, H股对自身冲

击的反应十分强烈, 20 天内反复震荡。H 股对红筹股的影响为负, 但影响程度并不大, 而红筹股对 H 股的影响相对而言却明显得多。在第 2 阶段, 红筹股对 H 股的影响已经减弱, 但在滞后 16 期后影响程度依然超过了 H 股自身的冲击, 因此第 2 阶段, 可以说红筹股仍然先行于 H 股, 但优势已经不明显, 需要经过一段较长的时

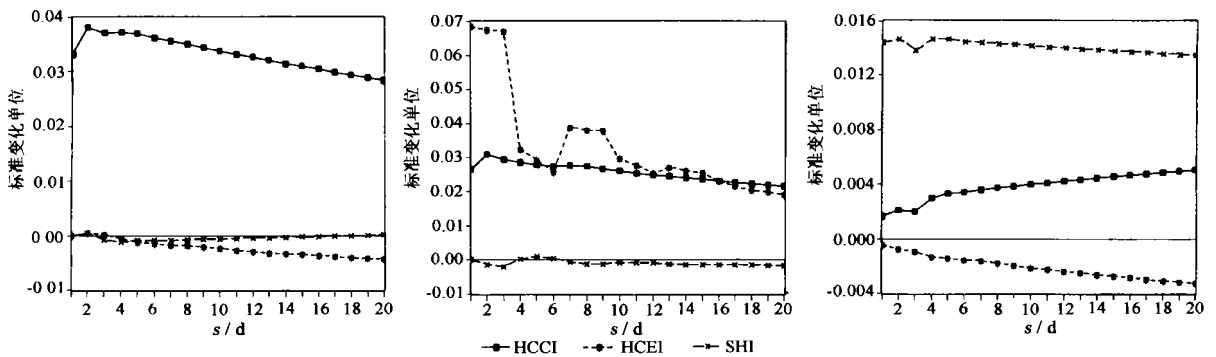
间(16 期后)才显现出来。内地股市对红筹股和 H 股的影响仍然很微弱, 而红筹股对内地股市的影响为正, H 股对内地股市的影响却为负。

由图 3 可见, 在第 3 阶段, 红筹股对其自身 1 个单位正冲击的即刻反应下降, 达到 0.02 个单位, H 股的反应下降极为明显, 从第 2 阶段的 0.07 个单位减少为 0.013 个单位, 而内地股市



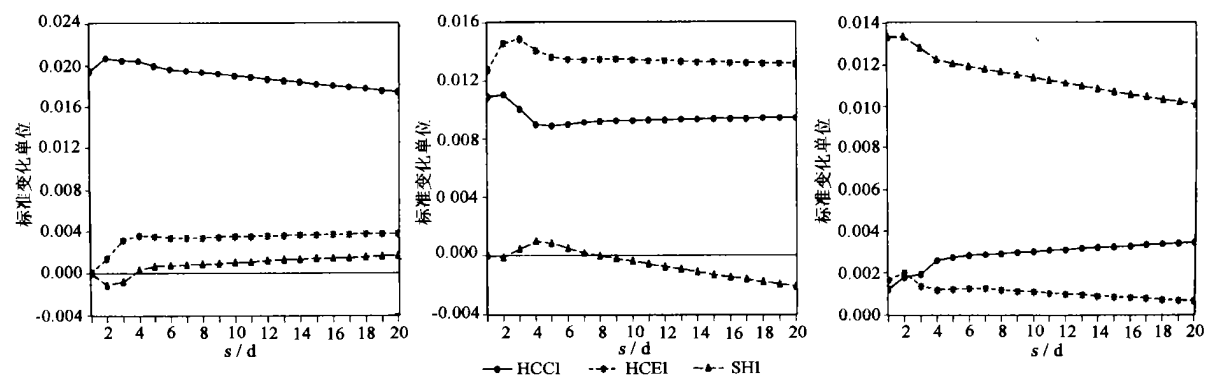
(a)HCCI对3个变量1个单位冲击的响应 (b)HCEI对3个变量1个单位冲击的响应 (c)SHI对3个变量1个单位冲击的响应

图1 第1阶段各变量的脉冲响应函数路径



(a)HCCI对3个变量1个单位冲击的响应 (b)HCEI对3个变量1个单位冲击的响应 (c)SHI对3个变量1个单位冲击的响应

图2 第2阶段各变量的脉冲响应函数路径



(a)HCCI对3个变量1个单位冲击的响应 (b)HCEI对3个变量1个单位冲击的响应 (c)SHI对3个变量1个单位冲击的响应

图3 第3阶段各变量的脉冲响应函数路径



对自身冲击的初始反应仍然保持在0.013个单位。其中红筹股和内地股市对其自身冲击的反应随着滞后期数的延长而缓慢回落,而H股对自身冲击的反应相对第2阶段的反复震荡要平和许多,在上升到第3天后逐渐回落到均衡水平。图3很清晰地显示出,红筹股对H股的影响进一步减弱,在H股的波动中H股自身冲击的影响已显著超过红筹股,红筹股不再带动H股的涨落。此外,红筹股和H股对内地股市的影响都是正向的,但从图3中可以看出,红筹股对内地股市的影响程度明显大于H股。

图1~图3印证了预测方差分解的结果:

在3个阶段,红筹股板块的变化始终都是影响内地股市波动的重要因素,而且这一影响作用在东南亚金融危机之后进一步增强;在3个阶段,H股对内地股市的影响始终很微弱;在金融危机之前,红筹股对H股的影响是绝对性的,但在金融危机之后红筹股对H股的影响显著降低。这些研究发现再次证实了Granger因果关系检验的结论。

## 4 研究结论与启示

### 4.1 研究结论

以东南亚金融危机和B股对境内投资者开放两个事件作为转折点,分别研究1994年1月3日~1997年6月27日、1998年1月2日~2000年12月29日,以及2001年3月1日~2003年10月31日3个阶段的香港红筹股、H股和内地股市之间的互动关系。

Johansen多变量协整关系检验的结果表明,在上述3个阶段的每一个阶段,红筹股、H股和内地股市之间都存在着长期稳定的协整关系,这种长期均衡关系在B股开放之后更加稳定。由此可见,东南亚金融危机和B股对境内投资者开放并未从根本上改变香港股市中红筹股板块、H股板块与内地股市的协整关系。

基于向量误差修正模型的Granger因果关系检验证实了红筹股的走势始终是内地股市波动的“风向标”,而H股与内地股市并无明显关联。红筹股和H股都属于中资背景企业,在同一个资本市场上市,照理来说,两者对内地股市的影响程度应该是基本一致的,但本文的实证结果却表明两者之间存在很大的差异。究其原因,可能是由于内地投资者对红筹股和H股看法上的分歧所致。在内地投资者看来,虽然同在香港上市,却只有红筹股才是真正意义上的“港股”,而H股更多地被投资者看成是“内地股”。香港

股市是成熟的资本市场,价格对信息的反映较为充分、完全,相对内地股价,港股价格往往被认为具有更高的信息含量,因此身为“港股”的红筹股比H股更为内地投资者所信任,成为内地投资者判断内地股市未来走向和投资决策的“风向标”之一。

Granger因果关系检验还发现,在东南亚金融危机之前,红筹股不仅先行于内地股市,而且也先行于H股,但在金融危机之后,红筹股相对H股的先行地位已经不存在。对这一现象可能的解释是,在金融危机之前投资者没有理性看待红筹股和H股之间的差异,只要是中资概念股就被盲目追捧,因此,这一阶段H股被中资概念股的“光环”所笼罩。当中资概念股的“泡沫神话”随着金融危机的到来而破灭后,市场进入调整和复苏期,投资者理性地区分红筹股和H股,结果H股的波动更多地由自身因素所决定。

总之,预测方差分解和脉冲响应函数的结果则从另一角度再次证实了红筹股对H股和内地股市的变化具有重要的影响。

### 4.2 启示

本文的研究揭示了香港红筹股、H股和内地股市之间的内在关系,从而有助于境内外投资者和政府相关部门了解和掌握内地股市与香港市场,乃至国际市场之间相互联系的动态特征,并对其制定相应的投资策略和政策法规具有重要的参考价值。

(1)香港的红筹股、H股与内地股市存在显著的协整关系,而且香港股市是通过红筹股板块,而不是H股板块影响着内地股市,成为它们当中的“先行者”。因此,投资者通过系统地考察香港红筹股板块的动态趋势,可以揭示和预测内地股市的发展趋势。对于境外投资者而言,内地资本市场还是一片相对陌生的投资区域,而且目前内地上市公司在信息披露等行为规范方面还没有达到国际标准,有关信息渠道也不够通畅。因此,在进入内地市场前,境外投资者会优先关注与内地股市密切相关的红筹股,从其与内地股市的内在关系中寻找投资规律,为其进入内地资本市场提供有价值的决策依据。

(2)研究证实了香港股市中红筹股板块、H股板块与内地股市之间始终存在着密切的联系,而实施B股对境内投资者的开放政策使这种关系更趋紧密,表明B股对境内投资者开放政策导致香港股市通过红筹股而联动内地股市。面对国际和区域经济一体化的事实以及内地与香港CEPA签订之后,两地经济联系将进

进一步加强,通过了解内地与香港之间资本市场之间的联动关系,分析这种互动关系产生和变化的原因,有助于政府适时出台更为开放的相关政策,例如实施QD II(内地认可机构投资者)等安排内地与香港之间在资本市场方面的协作政策,促进内地与香港股市进一步平稳的融合。

### 参 考 文 献

[1] 康静 H 股投资机会显现 北京证券研究发展中心研究报告[R] 2002

[2] Bailey W. Risk and Return on China New Stock Market: Some Preliminary Evidence [J] Pacific-Basin Finance Journal, 1994, 2(1): 243~ 260

[3] Baig T, Goldfajn I Financial Market Contagion in the Asian crisis [C]. MF Staff Papers, 1999, 46 (2): 167~ 195

[4] Chang T Y, Nieh C C. International Transmission of Stock Price Movements Among Taiwan and Its Trading Partners: Hong Kong, Japan and the United States [J]. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 2001, 4(4): 379~ 401

[5] Chen G M, Firth M, Rui O M. Stock Market Linkages: Evidence from Latin America [J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 26(6): 1113~ 1141

[6] Dickey D A, Fuller W A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root [J]. Journal of American Statistical Association, 1979, 74(366): 427~ 431

[7] Dickey D A, Fuller W A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root [J]. Econometrica, 1981, 49(4): 1057~ 1072

[8] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251~ 276

[9] Francisco C, Vicente M. Has 1997 Asian Crisis Increased Information Flows between International Markets [J]. International Review of Economics and Finance, 2003, 12(1): 111~ 143

[10] Granger C W J. Some Recent Developments in a Concept of Causality [J]. Journal of Econometrics, 1988, 39(1/2): 199~ 211

[11] Hamilton J D. Time Series Analysis [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994

[12] Hsiao C. Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection [J]. Journal of Monetary Economics, 1981, 7(1): 85~ 106

[13] Huang B N, Yang C W, Hu J W S. Causality and Cointegration of Stock Markets Among the United States, Japan, and the South China Growth

Triangle [J]. International Review of Financial Analysis, 2000, 9(3): 281~ 297

[14] Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors [J]. Journal of Economic Dynamic and Control, 1988, 12(2/3): 231~ 254

[15] Johansen S, Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, 52(2): 169~ 210

[16] Johnson R, Sun M, Soenen L. The Shenzhen Stock Exchange: an Assessment of the Risk and Return [J]. Asian Business, 1994, 10 (4): 1~ 16

[17] Lee B S, Jeon B N. Common Stochastic Trends and Predictability of International Stock Prices [J]. Journal of the Japanese and International Economics, 1995, 9(3): 245~ 277

[18] Masih A M M, Masih R. Dynamic Linkages and the Propagation Mechanism Driving Major International Stock Markets: An Analysis of the Pre- and Post Crash Eras [J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 1997, 37(4): 859~ 885

[19] Poon W P H, Fung H G. Red chips or H shares: Which China-Backed Securities Process Information the fastest [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2000, 10(3-4): 315~ 343

[20] Sun Q, Tong, W H S. The Effect of Market Segmentation on Stock Prices: The China syndrome [J]. Journal of Banking and Finance, 2000, 24(12): 1875~ 1902

[21] Su C L, Bruce F. The Interdependence of Share Markets in the Developed Economies of East Asia [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2003, 11 (2): 219~ 237

[22] Tan J A. Contagion Effects during the Asian Financial Crisis: Some Evidence from Stock Price Data [C]. Pacific Basin Working Papers Series, 1998, PB98-06

[23] Wang S S, Jiang L. Location of Trade, Ownership Restrictions, and Market Illiquidity: Examining Chinese A- and H-Shares [J]. Journal of Banking and Finance, 2004, 28(6): 1273~ 1297

作者简介: 吴世农(1956~), 男, 汉族, 福建泉州人。厦门大学(厦门市 361005) 副校长、教授、博士研究生导师, 研究方向为公司理财和投资学, 涉及资本市场行为、资产定价、投资基金管理、公司财务政策等。潘越, 厦门大学管理学院。