

# 中国股市是弱式有效的吗

## ——基于一种新方法的实证研究

陈灯塔 洪永森\*

**摘要** 本文采用一种新的统计方法来检验中国股票市场的有效性,结果表明沪市和深市都尚未达到弱式有效,尽管它们的有效程度随着时间的推移有所改善。我们还发现,A股市场比B股市场有效性相对更高,但没有系统的证据显示沪深股市谁的有效性更高。与大部分研究中国股市有效性的文献不同,我们采用的检验方法适合高频金融数据的特点(如允许任意形式的波动聚类的存在),因而结论更有说服力。这些实证结果,对于中国股市中股票收益的预测、资本资产定价和金融资源配置效率等问题的研究都具有重要的现实意义。

**关键词** 中国股市,有效市场假说,广义谱导数

## 一、引言

作为中国经济改革的重要组成部分,中国股票市场已经存在并运行12年了。尽管与发达国家的成熟股市还存在差距,中国股市在筹资、资源配置、国有企业改革和中国资本市场建设中发挥日益重要的作用。经过20世纪90年代的快速发展,中国股市在市值方面已经雄踞新兴股票市场的首位,并且与国际金融市场的联系越来越紧密。12年来,中国股市究竟表现如何?是否已经达到某种形式的市场有效?股市是否已经成为国民经济的晴雨表?沪市和深市,A股市场和B股市场如何互相影响?中国股市与国际金融市场如何相互联系?对这些问题的探讨,对于投资者组合投资的构造和风险管理,管理当局的市场监管以及金融市场的一体化等等,均具有重要的理论和现实意义。

本文是我们正进行的对中国股市系统性实证研究工作的一部分。我们在这里考察中国股市是否达到弱式有效。许多西方的金融经济学家认为,没有其他任何一种经济学假说比有效市场假说得到更多的实证研究的支持。对市场有效性的研究不仅与国内外的投资者的利益息息相关,而且对资本资产定价和金融资源配置有深远的意义。此外,对中国股市的有效性研究,还能揭

\* 陈灯塔,北京大学光华管理学院金融系;洪永森,康乃尔大学经济学系与统计科学系、清华大学经济学系。通讯作者及地址:Yongmiao Hong, Department of Economics and Department of Statistical Science, Cornell University, 424 Uris Hall, Ithaca, NY 14850, U.S.A. 电话:001-607-255 5130;传真:001-607-255 2818;E-mail: yh20@cornell.edu。我们感谢姚洋、陈彬、周颖刚和北京大学经济研究中心、上海交通大学安泰管理学院和厦门大学管理学院学术研讨会的参与者们的指正,以及北京大学金融数学与金融工程研究中心提供的高性能计算服务。本文得到中国博士后科学基金会、美国国家自然科学基金会和清华大学经济管理学院的科研资助。作者对文中可能存在的疏漏和错误承担完全责任。

示转型经济的金融市场发展的特点和规律。

对中国股票市场有效性的实证研究已经有大量的中文文献,如吴世农(1994, 1996),俞乔(1994),宋颂兴和金伟根(1995),陈小悦等人(1997),范龙振和张子刚(1998),戴国强和吴林祥(1999),张思奇等人(2000),李学等人(2001),张亦春和周颖刚(2001),张兵和李晓明(2003),等等。这些研究运用现代统计工具,深刻地探讨了中国股市的运行特征和规律。总的说来,这些研究的结论可以分为相互对立的两种:一些研究认为,中国股市已经达到弱式有效,另一些研究则认为,中国股市离弱式有效仍相去甚远。但是,细看一下,人们可以发现,几乎所有的实证研究中采用的统计方法都忽略了高频金融数据存在的某些公认的特征事实,因而都存在可以改善的地方,有的甚至还存在难以弥补的严重缺陷。比如,一部分的研究检验股票收益是否是序列独立,或者说,股票价格是否服从随机游走。例如采用游程检验(Runs test)和Brock等人(1991, 1996)的混沌相关维度检验(chaotic correlation dimension test),即所谓的BDS检验。虽然股票收益的序列独立确实表明市场有效,但市场有效并不要求股票收益序列独立,因为在股票收益不服从正态分布的情形下市场有效可以和股票收益的高阶序列依赖(比如波动聚类,volatility clustering)共存。众所周知,高频股票收益存在持续的波动聚类,因此,对股票收益序列独立的拒绝并不能说明市场一定是无效的,因为序列依赖有可能是由波动聚类引起的。

另一方面,不少对中国股市有效性的研究常用基于线性相关的统计方法,特别是Box & Pierce(1970)的混合检验,这种检验的基础是股票收益有限期滞后的样本自相关的平方加总。我们强调,用基于自相关的统计方法来检验市场有效性是可行的,因为市场有效表明了股票收益是序列不相关的。然而,自相关仅仅度量序列依赖的线性部分,它可能会漏掉股票收益条件期望中的非线性部分,这些非线性依赖将导致市场无效(请参考第三部分的例子)。还值得一提的是,Box & Pierce(1970)的检验统计量及其极限分布是在条件同方差假设下推导出来的,任何条件异方差的存在都将使该检验方法无效,因为它导致了不合适的检验水平(size),即统计检验中常说的第一类错误(Type I errors)的概率。

由于金融历史数据不可能通过实验重复取得,人们无法验证上述实证研究的结论谁是谁非。但是,采用不适合金融数据特点的统计方法而得到的结论,说服力自然会差一些。本文的主要目的是采用一种新的合适的统计方法来研究中国股票市场的有效性。Hong & Lee(2002)最近提出了一种检验时间序列条件期望模型设定正确与否的统计方法,由于检验统计量的极限分布与待估参数没有关系<sup>1</sup>,该方法可以直接用来检验时间序列的鞅假设,有效市

<sup>1</sup> 即不管是使用估计出来的参数值还是真实的参数值,检验统计量的极限分布相同。

场假说是其中的特例。这种方法特别适合于检验股票市场的有效性，因为它不仅允许存在任意形式的波动聚类以及其他更高阶条件矩中的序列依赖，而且能有效地探测出对市场有效假说的线性和非线性偏离。基于沪深股市 8 只最重要的股票指数的日收益数据，我们发现中国股市尚未达到弱式有效。1996 年后的市场有效性有所提高，但还是无效的。证据还表明，虽然沪深两市的有效性孰高孰低难解难分，但是 B 股市场的有效性比 A 股市场明显低得多。

本文安排如下：第二部分从市场架构、制度安排和政策导向等方面简要回顾中国股市的发展历程和特点；第三部分讨论了有效市场假说的定义及其含义，在这里，我们叙述了诸如随机游走、鞅和单位根等重要概念，以及它们与有效市场假说的关系（参考洪永森 2002）。第四部分介绍了 Hong & Lee (2002) 的广义谱导数检验，并通过模拟实验研究该检验在有限样本下的性能。有兴趣使用该检验的读者，可与作者联系取得相关的 GAUSS 统计软件。第五部分对数据进行说明，并总结中国股市的一些特征事实；第六部分给出了我们的发现并讨论可能的原因和意义；第七部分总结全文。

## 二、中国证券市场：正在兴起的全球化市场

我们首先简要地回顾中国股市的发展历程及其特点，这有助于更好地理解以下的实证结果。中国的经济改革从 1978 年开始至今已近四分之一世纪。在这期间，中国经济保持快速增长，国内生产总值年平均增长率达到 9% 左右；市场导向的国企改革和价格体系改革也取得了很大的成功（详见 Groves 等人，1994；Naughton，1994；林毅夫等人，1996）。虽然中国的市场经济还不够完善，但已挣脱了计划经济的羁绊，大多数行业的供需已经基本上由市场主导了。

相比而言，中国经济中金融体系的改革和发展，却严重滞后。中国的股票市场正式创建于 1990 年底，这有其深刻的背景：虽然中国的国有企业在 20 世纪 80 年代生产力显著提高，但是长期以来中国国有银行对国有企业的不良贷款却不断增长，结果造成国有商业银行不愿意也没有能力再给那些效益不好的国有企业继续提供贷款。另一方面，中国银行业的私人存款却又在不断地增加，多年来个人年储蓄率保持在 30% 到 40% 之间，必须为这一庞大的资金寻找投资出路。这个两难问题亟须解决，因此发展股票市场就成了中国政府一个自然的选择。

中国股市虽然起步较晚，但发展相当迅猛。自 1990 年代中期以来，中国股市已成为中国经济改革，特别是国有企业所有制改革的主战场。伴随着市场结构、法律体系和制度安排的进一步完善，中国股市在国民经济发展中，特别是在融资、改善资源配置、促进国有企业所有制改革，以及建设资本市场中，起着越来越重要的作用。表 1—表 4 描绘了中国股市的整体概貌：截至

2002 年 10 月底，共有 1215 家企业在深交所和上交所上市。到 2001 年底，股市总市值达到 43522 亿元，占同年度国民生产总值的 45.37%，其中可流通市值为 14463 亿元，占国民生产总值的 15.08%。虽然市值特别是可流通股的市值占国民经济的比重与世界其他成熟的证券市场相比仍然比较小，但发展速度快，到 2001 年时已比 1991 时增长了 10 倍（见表 2）。股市投资者至 2001 年底已达 6650 万余户，股市交易十分活跃（见表 3）。中国股市已经成为全球最大的新兴证券市场。

表 1 股市与国民经济

年份	GDP	市价总值	占 GDP 比例	流通市值	占 GDP 比例
	亿元	亿元	%	亿元	%
1992	26638	1048	3.93		
1993	34634	3531	10.20		
1994	46759	3691	7.89	965	2.06
1995	58478	3474	5.94	938	1.60
1996	67885	9842	14.50	2867	4.22
1997	74772	17529	23.44	5204	6.96
1998	79553	19506	24.52	5746	7.22
1999	82054	26471	31.82	8214	9.87
2000	89404	48091	53.79	16088	17.99
2001	95933	43522	45.37	14463	15.08

数据来源：中国证券期货统计年鉴 2002 版。

表 2 股市与国民经济的国际比较

	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
中国		4.4	9.4	8.0	6.0	13.9	23.0	24.1
中国香港	111.5	170.9	332.1	206.0	218.1	291.6	238.1	206.3
阿根廷	2.3	8.1	18.6	14.3	14.6	16.4	20.2	15.2
澳大利亚	36.2	45.2	69.3	65.1	67.2	122.4	172.3	241.7
巴西	3.5	11.6	22.7	34.6	21.0	28.0	31.1	20.7
加拿大	42.2	42.7	59.1	57.3	63.9	82.1	93.4	93.6
埃及	4.1	7.8	8.1	8.2	13.4	21.0	27.6	29.5
法国	26.3	26.5	36.5	33.9	34.0	38.4	48.4	69.5
德国	17.7	24.2	22.9	24.0	28.7	39.5	51.3	
印度	11.9	24.7	35.1	38.6	34.9	30.9	30.5	24.5
印度尼西亚	7.1	8.7	20.9	26.7	32.9	40.0	13.5	23.5
以色列	6.3	45.1	77.0	43.8	41.9	37.6	45.9	39.4
意大利	13.6	10.6	13.8	17.7	19.3	21.3	30.1	48.6
日本	98.2	64.5	70.2	79.3	71.4	67.2	52.8	66.0
韩国	43.8	34.1	40.3	47.6	37.2	26.7	8.8	35.7
马来西亚	113.6	161.2	343.3	274.8	255.0	304.6	93.4	136.0
墨西哥	12.5	38.2	49.7	30.7	25.0	30.2	43.5	23.3
荷兰	42.2	41.8	58.1	83.9	89.5	95.4	129.0	158.0
新西兰	20.5	38.3	58.6	53.0	53.2	59.0	139.3	169.1
巴基斯坦	7.1	16.4	22.4	23.5	15.2	16.6	17.4	8.5
俄罗斯	0.0	0.0	0.0	4.7	8.9	29.4	7.4	
新加坡	93.6	99.8	230.9	192.9	177.0	164.2	111.7	112.0
南非	122.8	79.3	131.8	166.2	185.6	168.9	157.2	127.6
泰国	28.0	52.3	104.2	91.1	84.2	55.0	15.8	31.4
土耳其	3.9	5.1	12.9	16.7	30.2	20.3	31.0	34.5
英国	87.0	88.5	122.1	118.7	127.2	150.9	155.6	174.9
美国	55.1	74.4	81.0	75.4	97.4	114.4	144.2	163.4
委内瑞拉	17.2	12.5	13.3	7.0	4.7	14.3	16.5	8.0

数据来源：中国国家统计局 (National Bureau of Statistics of China, www.stats.gov.cn)

表 3 中国股市概况

	上市股票数	上市公司数	筹资金额	股票成交金额		投资者开户数
				A 股	B 股	
			亿元	亿元	亿元	万户
1993	218	183	375.47	3522.55	104.65	777.67
1994	345	291	326.78	8003.08	124.55	1058.99
1995	381	323	150.32	3958.58	77.86	1242.47
1996	599	530	425.08	21052.29	279.87	2306.81
1997	821	745	1293.82	30295.21	426.62	3333.34
1998	931	851	841.52	23417.72	126.52	3911.13
1999	1029	949	944.56	31049.55	270.44	4481.97
2000	1174	1088	2103.08	60278.67	547.97	5801.13
2001	1240	1154	1252.34	33242.04	5063.13	6650.41

数据来源：中国证券期货统计年鉴 2002 版。到 2002 年 11 月，累计筹资金额达 8722.47 亿元人民币。

表 4 市盈率和换手率

	市盈率					换手率( % )				
	沪市		深市		S&P 500	沪市		深市		S&P 500
	A 股	B 股	A 股	B 股		A 股	B 股	A 股	B 股	
1992			34.68	17.76	20.88			265.45	124.28	1.18
1993			37.90	16.24	17.34			324.44	52.58	2.64
1994			10.38	6.97	14.47			691.79	42.16	3.78
1995	13.66	8.00	9.39	5.86	16.34	519.41	56.26	309.56	30.79	5.00
1996	31.13	14.04	38.52	12.54	18.23	760.05	61.58	949.68	96.85	4.58
1997	42.44	11.99	42.38	10.71	22.05	534.99	74.60	662.32	131.32	4.92
1998	33.66	6.04	32.18	5.82	27.77	355.30	57.30	411.14	45.88	9.46
1999	36.59	10.05	38.28	10.39	28.43	421.55	92.59	371.61	95.40	6.16
2000	58.63	25.23	59.62	13.50	23.52	504.07	151.24	396.47	89.09	8.91
2001	41.39	43.99	41.02	25.59	29.55	216.67	452.26	189.97	482.58	4.43

数据来源：中国证券期货统计年鉴 2002 版，标准普尔数据来自其网站 Standard & Poor's( www.spglobal.com )。

中国股市相对于其他新兴股市的一个最显著特点是，上市公司的主体是国有企业。国企股票分为可流通股和不可流通的国有股（国家股和法人股），是中国股市的一大特色。这种制度安排能在确保国有经济占主导地位的前提下顺利地筹集资金，但国有股的存在，深刻地影响着整个股市的运行。此外，同一家上市公司的可流通股大多有两类股票，即 A 股和 B 股。其中，A 股主要针对国内投资者，用人民币交易；而 B 股主要针对国外投资者，用外汇交易，其出发点是在人民币不能兑换的条件下吸引境外资金。为了避免国际金融市场风险对中国股市的负面影响，A 股和 B 股市场开始相互隔离。市场隔离与限制不但影响信息流动，而且还可能导致股价长期偏离其均衡水平：和大多数新兴股市相反，中国股市中同一上市公司的 A 股价格一直高于其 B 股价格。随着中国股市的发展，A 股和 B 股市场开始逐步向融合。从 2001 年 2 月开始，国内投资者可以用所持外汇购买 B 股；从 2002 年 12 月开始，合格

境外机构投资者——基金管理机构、保险公司、证券公司和其他资产管理机构，也开始获许投资 A 股市场，中国股市与国际金融市场的联系日趋密切。

中国股市受政策的干预与舆论的影响极大，有“政策市”之称。投资者不但对股价信号做出反应，同时还必须猜测政府政策与舆论等非价格信号的含义。客观地说，中国政府在发展股市时既有为国企改革服务的倾向性，又有规范发展股市的长远目标，因而不断加快股市的法制建设，规范措施不断出台。1996 年 4 月，中国股市被列入了国家中长期发展规划，这标志着中国股市试验地位的结束；1997 年 8 月，沪深交易所划归 1992 年成立的中国证监会直接领导；1999 年 7 月，证券法正式实施，从此中国股市进入了一个新的发展时期。

中国股市的另一个显著特点是投机色彩浓厚，波动大。与发达国家成熟的股票市场不同，中国股市的投资者大部分是个人投资者，2002 年的投资者开户数中，个人投资者的比例超过了 99%，机构投资者仅占 0.5%（但却占有投资总额的 60%）。和成熟的股票市场相比，中国股市的换手率和市盈率都相当高，具有明显的过度投机色彩（见表 4）。政策干预与舆论影响，过度投机，个人投资者追涨杀跌的“羊群效应”，以及经济中可随时调动的巨额游资，致使中国股市异常强烈地波动。股价过度波动，可能掩盖真正的价格信号，使投资者无所适从。从 1996 年 12 月 16 日起，中国股市实行了日涨跌幅度不超过 10% 的制度。这在一定程度上减缓了过度波动，但涨跌停板同时也人为地延缓了信息流动速度和股票流动性。

和其他新兴股票市场一样，中国股市存在着严重的信息不对称和信息不真的现象。信息提前泄露、内幕交易、上市公司发布虚假信息以及庄家操纵股价，使得市场信息不能及时地、有效地和均匀地传递，这造成股价波动对信息不灵敏，从而具有时滞相关性。随着证券法与上市公司信息披露制度的实施，以及监管水平与力度的不断提高，中国股市中信息不对称现象有了显著的改善。

如何建立一个机制完善、运行顺畅、稳步协调、高效、统一、开放的股票市场，对充分利用国内外金融资源，完善资源配置，促进国有企业改革，在全球经济一体化进程中趋利避害，意义十分重大。本文的主要目的就是考察中国股市是否已达到 Fama（1970，1991）定义的弱式有效。尽管中国政府仍然直接或者间接地控制着金融资源，比如上市公司的数目、上市额度和新股发行价等，中国股市无疑已成为中国经济中市场机制最活跃最完善的一个有机部分。随着法律体系和制度安排的进一步完善，以及监管水平的不断提高，人们可能会猜测，中国股市已具有某种形式的有效性，或者至少其有效程度随着时间的推移而有所提高。另一方面，现实中仍然存在的政府的政策干预、内幕交易、上市公司虚假信息发布和个人投资者的非理性投资行为等不利因素，也容易使人们相信中国股市仍是无效的。中国股市 12 年的发展历

史提供了足够大的样本，使我们可以比较可靠地检验中国股票市场的有效性。中国股市是否有效与国内外的投资者的利益直接相关，比如股票收益的可预测性对于基金经理把握市场走向特别重要。此外，市场的有效性也会深远地影响到资本资产配置和定价的效率。研究市场有效性，可以帮助寻找市场缺陷的根源，完善市场法规和提高监管水平。同时，研究中国股市的有效性，对验证存在公有制条件下的股票市场能否达到有效，对其他新兴股票市场特别是转型经济的股票市场的发展，都有重要的理论意义。

### 三、有效市场假说

下面我们讨论有效市场假说中弱式有效的定义及其含义，辨析随机游走、鞅和白噪声三个概念的区别与联系，并说明有效市场假说与波动聚类的关系。

#### (一) 弱式有效

假设第  $t$  期的股票价格为  $P_t$ ，我们定义第  $t$  期的股票收益为第  $t-1$  期到第  $t$  期的对数股价相对变化：

$$Y_t \equiv 100 \ln(P_t / P_{t-1}), \quad (3.1)$$

记  $I_{t-1}$  为  $t-1$  时期的所有已知股票收益的集合，即  $I_{t-1} \equiv \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$ 。在考察股票收益  $Y_t$  随时间变化的规律时，一个重要而且有意义的假说是市场弱式有效，这可正式表述为：

$$\mathbb{H}_0: E(Y_t | I_{t-1}) = E(Y_t) \quad a.s. \quad (3.2)$$

股票收益的无条件期望  $E(Y_t)$  可理解为股票的长期平均收益；而条件期望  $E(Y_t | I_{t-1})$  是在充分地利用所有历史的股票收益信息  $I_{t-1}$  时对下一期收益的最佳预测。当 (3.2) 式的原假设  $\mathbb{H}_0$  成立时，在承担同样风险的情况下，长期来看不存在超过市场平均回报的交易策略。当然，这里并不排除短期里跑赢大盘的可能性。如果  $I_{t-1}$  扩展到包含其他信息，我们可以分别定义半强式和强式有效，更深入的讨论请参考 Fama (1970, 1991) 和 Campbell, Lo & MacKinlay (1997) 等文献。特别值得指出的是：(3.2) 式的弱式有效定义可以从受资本约束的典型投资者的跨期效用最大化的一阶条件即欧拉方程导出（请参考 Sargent & Ljungqvist 2002）。

#### (二) 有效市场假说和随机游走

将收益去均值后记为  $\varepsilon_t \equiv Y_t - \mu$ ，其中  $\mu = E(Y_t)$ 。当市场弱式有效时， $\{\varepsilon_t\}$  是关于信息集  $I_{t-1}$  的鞅差分序列 (martingale difference sequence, *m.d.s.*)，此时股价的对数  $\ln P_t$  是一服从漂移率为  $\mu$  的鞅过程：

$$\ln P_t = \mu + \ln P_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.3)$$

如果市场弱式有效,  $\{\epsilon_t\}$  的条件期望将不存在序列依赖, 不管是线性的还是非线性的。然而, 鞅差分序列的定义并没有对条件方差及其更高阶的条件矩做任何限制, 而且也没有假定  $\{\epsilon_t\}$  要服从正态分布。

有一个很相近的过程叫随机游走。如果股票价格  $P_t$  服从漂移率为  $\mu$  的几何随机游走, 则

$$\ln P_t = \mu + \ln P_{t-1} + \epsilon_t, \quad (3.4)$$

其中  $\{\epsilon_t\}$  是零均值的独立同分布 (independent and identically distributed, *i. i. d.*) 序列。对独立同分布序列, 不管  $\epsilon_t$  存在什么条件矩, 这些条件矩都将不存在序列依赖。

长期以来, 人们常用随机走来对股票的价格运动进行建模, 如果股价服从随机游走, 当然就服从鞅过程, 有效市场假说也就成立。此时, 股票收益  $Y_t$  的条件期望不能用  $I_{t-1}$  来预测。然而, 鞅过程并不一定是随机游走过程。一个例子就是 Engle (1982) 的 ARCH (1) 过程

$$\begin{cases} \epsilon_t = h_t^{1/2} e_t \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 \\ \{e_t\} \sim i. i. d. (0, 1) \end{cases} \quad (3.5)$$

对于这样的过程, 条件期望  $E(\epsilon_t | I_{t-1}) = 0$  a. s., 因此满足弱式有效的条件。

但是, 其条件方差是时变且可预测的:  $\text{var}(\epsilon_t | I_{t-1}) = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2$ 。

随机游走和鞅过程的区别意味着用检验独立同分布的统计方法 (比如 Brock 等人 1991, 1996 的混沌相关维度检验) 来检验有效市场假说的方法是不恰当的 (即存在第一类错误), 因为拒绝独立同分布并不意味着拒绝鞅差分。一些中文文献用了这种方法。独立同分布检验实质上检验了所有各阶条件矩 (如果存在) 是否存在序列依赖。当金融时间序列的条件方差存在序列依赖时, 这种方法极有可能错误地拒绝有效市场假说。高频金融数据存在持续的波动聚类已经是一个公认的特征事实。因此, 即使股价满足有效市场假说的条件, 也不大可能服从随机游走。

在时间序列计量经济学中, 若

$$\ln P_t = \mu + \ln P_{t-1} + \epsilon_t, \quad (3.6)$$

其中  $\{\epsilon_t\}$  是均值为 0, 方差为  $\sigma^2 < \infty$  的弱平稳过程, 则  $\ln P_t$  被称为单位根过程。当  $\text{var}(\epsilon_t) < \infty$ , 随机游走和鞅过程都是 (3.6) 式的单位根过程的特例。一些中文文献采用单位根检验 (比如 Dickey-Fuller 检验; 请参考 Hamilton 1994) 来检验市场有效性。Dickey-Fuller 检验实质上是在假设  $\{\epsilon_t\}$  是独立同分布或者是鞅差分序列的条件下, 检验是否存在单位根 (即  $\ln P_{t-1}$  的系数是否为 1), 它并不是在检验  $\{\epsilon_t\}$  是不是鞅差分序列。这点其实很容易理解, 因为即使 (3.6) 式的  $\{\epsilon_t\}$  不是鞅差分序列, 用普通最小二乘方法得到的参数估计量也将收敛于 1 (参见 Hamilton 1994)。因此, 单位根检验不大可能有效地



探测出对有效市场假说的各种偏离。

### (三) 有效市场假说和白噪声

对于弱平稳过程  $\{\varepsilon_t\}$ , 如果  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ , 而且对于任意  $j \neq 0$  有  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0$ , 我们称之为白噪声 (white noise) 或者序列不相关。显然, 弱平稳的鞅差分序列是白噪声, 因为  $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$  a.s. 意味着对于任意  $j \neq 0$  都有  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0$ 。但反过来, 白噪声不一定是鞅差分序列。作为例子, 我们考虑如下的非线性移动平均 (nonlinear moving-average) 过程

$$\varepsilon_t = \alpha e_{t-1} e_{t-2} + e_t, \quad \{e_t\} \sim i.i.d.(0, 1); \quad (3.7)$$

双线性自回归 (bilinear autoregressive) 过程

$$\varepsilon_t = \alpha e_{t-1} \varepsilon_{t-2} + e_t, \quad \{e_t\} \sim i.i.d.(0, 1). \quad (3.8)$$

这两个非线性过程, 对于任意  $j \neq 0$  有  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0$ , 但是它们的条件期望  $E(\varepsilon_t | I_{t-1})$  是时变的, 因此它们不是鞅差分序列。

许多检验  $\{\varepsilon_t\}$  是否为白噪声的统计方法被广泛的用来检验有效市场假说, 比较著名的有 Box & Pierce (1970) 的混合检验, Lo & MacKinlay (1988) 的方差比检验和 Durlauf (1991) 的频谱检验。在一定条件下, 用这些方法检验有效市场假说是可行的, 因为在有效市场假说成立时, 它们具有适当的渐进检验水平。此外, 它们有一定的能力探测出对有效市场假说的偏离, 因为股票收益的任何自相关意味着有效市场假说不成立。尽管如此, 这些检验只能检测条件期望的线性依赖部分, 他们无法检测条件期望中的非线性依赖, 比如 (3.7) 式的非线性移动平均和 (3.8) 式的双线性自回归过程。因此, 即使不存在自相关, 也不能马上下结论说市场是有效的。

当股价变化服从正态分布时, 鞅差分和白噪声是没有差别的。但一个公认的事实是, 高频金融时间序列的分布比正态分布厚尾, 中国股市的收益分布也不例外 (详见第五部分)。在这种情形下, 强调鞅差分和白噪声的差别是有其经济意义的。

### (四) 有效市场假说和波动聚类

正如前所述, 有效市场可以和波动聚类共存。换句话说, 可能存在这样一种情形, 即股票收益的条件期望是不可预测的, 但其波动率却可以预测。除非存在 ARCH-In-Mean 效应,<sup>2</sup> 波动聚类的存在并不意味着收益的可预测性或者是对有效市场假说的偏离。

对高频经济数据和金融数据的波动率是时变的这一特点, 人们已经形成

<sup>2</sup> 如果条件期望  $E(Y_t | I_{t-1})$  依赖于条件方差  $h_t$ , 我们就称存在 ARCH-in-Mean 效应。当存在时变的风险溢价时, 就可能产生这种效应。这个模型最早是由 Engle, Lilien & Robins (1987) 提出。

共识。而自相关检验统计量的极限分布依赖于条件异方差的类型和程度,这一点在时间序列计量经济学中人们并不陌生。忽略了条件异方差将使常用的统计量的极限分布不再适用(Diebold 1986; Lo & MacKinlay 1988; Wooldridge 1990, 1991; Whang 1998; Deo 2000)。Box & Pierce (1970) 的混合检验和 Durlauf (1991) 的频谱检验就存在这一问题。Box & Pierce (1970) 的检验已经被 Diebold (1986) 修正, 但 Diebold (1986) 只考虑某些特殊形式的波动聚类。Lo & MacKinlay (1988) 的方差比检验的一个统计量允许存在条件异方差; Durlauf (1991) 的频谱检验已经由 Deo (2000) 修正而允许存在波动聚类。Lo & MacKinlay (1988) 和 Deo (2000) 没有假设特殊形式的条件异方差, 但他们的统计量仍然不适合于存在不对称波动聚类的情形, 如当条件异方差遵从 Nelson (1991) 的 EGARCH 模型和 Glosten 等人 (1993) 的 TGARCH 模型的时候。

本文的目的是采用一种检验市场有效性的新方法, 该方法必须适用于金融高频数据, 不但允许存在任意形式的条件异方差, 而且能有效地探测出对有效市场假说的线性和非线性偏离。Hong & Lee (2002) 最近提出的模型设定检验方法 (specification test) 很好地满足这些要求。下面我们讨论这一方法, 并做一些解释。

#### 四、广义谱导数方法

Hong & Lee (2002) 最近提出了一种新的检验时间序列条件均值模型设定正确与否的统计方法, 该方法基于 Hong (1999) 提出的广义谱。如同频谱是线性时间序列的基本分析工具一样 (请参考 Priestley 1981), 广义谱是非线性时间序列的基本分析工具。

##### (一) 广义谱导数检验

假设  $\{Y_t\}$  是严平稳过程, 其边际特征函数为  $\varphi(u) \equiv E(e^{iuY_t})$ ,  $Y_t$  和  $Y_{t-|j|}$  的联合特征函数为  $\varphi_f(u, v) \equiv E(e^{iuY_t + ivY_{t-|j|}})$ , 其中  $i = \sqrt{-1}$ ,  $u, v \in (-\infty, +\infty)$ ,  $j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ 。广义谱的基本思想是: 首先将原始数据进行指数变换

$$Y_t \rightarrow \exp(iuY_t),$$

然后考虑变换后的序列  $\{e^{iuY_t}\}$  的频谱:

$$f(\omega, u, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \sigma_f(u, v) e^{-ij\omega}, \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad (4.1)$$

其中  $\omega$  是频率,  $\sigma_f(u, v)$  是转换后序列的自相关函数

$$\sigma_f(u, v) \equiv \text{cov}(e^{iuY_t}, e^{ivY_{t-|j|}}), \quad j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (4.2)$$

广义谱函数  $f(\omega, u, v)$  能捕获到  $Y_t$  和  $Y_{t-j}$  之间的任何依赖, 包含零自相关的相互依赖 (比如 (3.5), (3.7) 和 (3.8) 式所描述的过程)。频谱分析的主要优势是能将所有的时滞信息包含在单一的频谱密度函数中。<sup>3</sup>

广义谱  $f(\omega, u, v)$  本身并不适合于检验有效市场假说, 因为它捕获的序列依赖不仅可存在于条件期望, 还可存在于高阶的条件矩。比如, 广义谱  $f(\omega, u, v)$  能检测出 (3.5) 式的 ARCH 过程, 该过程是鞅差分序列, 满足有效市场假说。

众所周知, 对特征函数求导数可以得到  $\{Y_t\}$  的各阶矩。同样地, 对广义谱函数  $f(\omega, u, v)$  求导数可以得到描绘各阶矩的序列依赖的谱函数。为了能够检测而且只检测条件期望的序列依赖, Hong & Lee (2002) 考虑使用如下

$$f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \sigma_j^{(1,0)}(0, v) e^{-ij\omega}, \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad (4.3)$$

其中

$$\sigma_j^{(1,0)}(0, v) \equiv \left. \frac{\partial \sigma_j(u, v)}{\partial u} \right|_{u=0} = \text{cov}(iY_t, e^{ivY_{t-|j|}}). \quad (4.4)$$

$\sigma_j^{(1,0)}(0, v)$  可以用来检验时滞为  $j$  的自回归函数  $E(Y_t | Y_{t-j})$  是否为常数。在一定条件下, 对于任意的  $v \in (-\infty, +\infty)$ ,  $\sigma_j^{(1,0)}(0, v) = 0$  成立, 当且仅当  $E(Y_t | Y_{t-j}) = \mu$  a.s.<sup>4</sup> 自回归函数能捕获条件期望中的线性和非线性序列依赖, 特别是零自相关过程的序列依赖, 诸如 (3.7) 式和 (3.8) 式的非线性移动平均和双线性自回归, 这些过程是白噪声, 但不是鞅差分序列。因此,  $E(Y_t | Y_{t-j})$  是检验市场有效性的天然的检验工具, 而  $\text{cov}(Y_t, Y_{t-j})$  会漏掉零自相关的非线性依赖。然而,  $E(Y_t | Y_{t-j})$  并没有像  $\text{cov}(Y_t, Y_{t-j})$  那样在实践中得到广泛应用。<sup>5</sup>

为了检验有效市场假说, 我们必须对广义谱导数  $f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  进行一致估计。我们可以使用平滑核函数估计量 (smoothed kernel estimator)

$$\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sum_{j=1-T}^{T-1} (1 - |j|/T)^{1/2} k(j/p) \hat{\sigma}_j^{(1,0)}(0, v) e^{-ij\omega}, \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad (4.5)$$

<sup>3</sup> 函数  $f(\omega, u, v)$  被称为  $Y_t$  的广义谱是因为对其求导, 可以得到传统的功率谱函数:

$$-\left. \frac{\partial^2}{\partial u \partial v} f(\omega, u, v) \right|_{(u,v)=(0,0)} = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \text{cov}(Y_t, Y_{t-|j|}) e^{-ij\omega} \equiv h(\omega)$$

传统频谱  $h(\omega)$  能捕获条件期望的线性依赖部分, Lo & MacKinlay (1988) 的方差比检验实质上是基于频率为零的  $h(\omega)$ 。

<sup>4</sup> 参考 Bierens (1982) 与 Stinchcombe & White (1998) 在其他框架中的相关讨论。

<sup>5</sup> 需要指出的是, 鞅差分序列假设  $E(Y_t | I_{t-1}) = 0$  a.s. 并不完全等价于对任意  $j > 0$  要求  $E(Y_t | Y_{t-j}) = 0$  a.s. 的假设, 前者包含了后者, 而反过来不成立。尽管如此, 对任意  $j > 0$  有  $E(Y_t | Y_{t-j}) = 0$  a.s. 成立而  $E(Y_t | I_{t-1}) \neq 0$  的情况在实际中很少发生。

其中  $(1 - |j|/T)^{1/2}$  是有限样本下的修正项;  $k(\cdot)$  是一个对称的核函数, 它给每个时滞  $j$  加权;  $p \equiv p(T)$  是被称为带宽 (bandwidth) 的平滑参数;

$\hat{\sigma}_j^{(1,0)}(0, v) \equiv \frac{\partial \hat{\sigma}_j(u, v)}{\partial u} \Big|_{u=0}$ ,  $\hat{\sigma}_j(u, v) = \hat{\varphi}_j(u, v) - \hat{\varphi}_j(u, 0)\hat{\varphi}_j(0, v)$ , 这里

$$\hat{\varphi}_j(u, v) = \frac{1}{T - |j|} \sum_{t=|j|+1}^T e^{iuY_t + ivY_{t-|j|}}, \quad j = 0, \pm 1, \dots, \pm(T-1).$$

常用核函数  $k(\cdot)$  的例子有 Bartlett 核函数

$$k(z) = (1 - |z|) \mathbf{1}(|z| \leq 1), \quad (4.6)$$

其中的  $\mathbf{1}(\cdot)$  是指标函数 (indicator function), 以及 Parzen 核函数

$$k(z) = \begin{cases} 1 - 6z^2 + 6|z|^3, & \text{if } |z| \leq 0.5 \\ 2(1 - |z|)^3, & \text{if } 0.5 < |z| \leq 1. \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4.7)$$

可以看出, 这些核函数给予高阶时滞的权重比较小。

有效市场假说成立时, 广义谱导数  $f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  相对于频率是一条水平线:

$$f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sigma_0^{(1,0)}(0, v), \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad (4.8)$$

该函数的一致估计可以取

$$\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \hat{\sigma}_0^{(1,0)}(0, v), \quad \omega \in [-\pi, \pi]. \quad (4.9)$$

Hong & Lee (2002) 通过比较  $\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  和  $\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  的加权二次方程而提出如下的统计量:

$$M_1(p) = \frac{1}{\sqrt{\hat{D}_1(p)}} \left[ \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/p) \mathbf{1}(T-j) \int |\hat{\sigma}_j^{(1,0)}(0, v)|^2 dW(v) - \hat{C}_1(p) \right], \quad (4.10)$$

其中  $W: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$  是零对称单调递增的加权函数,

$$\begin{aligned} \hat{C}_1(p) &= \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/p) \frac{1}{T-j} \sum_{t=j+1}^{T-1} (Y_t - \bar{Y})^2 \int |\hat{\varphi}_{t-j}(v)|^2 dW(v), \\ \hat{D}_1(p) &= 2 \sum_{j=1}^{T-2} \sum_{l=1}^{T-2} k^2(j/p) k^2(l/p) \\ &\quad \times \iint \left| \frac{1}{T - \max(j, l)} \sum_{t=\max(j, l)+1}^T (Y_t - \bar{Y}) \hat{\varphi}_{t-j}(v) \hat{\varphi}_{t-l}(v') \right|^2 \\ &\quad \times dW(v) dW(v'), \end{aligned}$$

$\hat{\varphi}_j(v) = e^{ivY_j} - \hat{\varphi}(v)$ ,  $\hat{\varphi}(v) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e^{ivY_t}$ . 有效市场假说成立时, 当  $T \rightarrow \infty$  若  $p = p(T) \rightarrow \infty$ , 依分布收敛有

$$M_1(p) \rightarrow N(0, 1).$$

该方法可以看做是 Hausman (1978) 的模型设定检验从时域到频域的推广<sup>6</sup>。应用  $M_1(p)$  检验时可以使用标准正态分布  $N(0, 1)$  的右侧临界值 (upper-tailed critical values), 比如显著水平为 5% 时, 临界值为 1.645。<sup>7</sup>

在下面我们的模拟和实证研究中, 加权函数  $w(\cdot)$  取为标准正态  $N(0, 1)$  分布的累积分布函数, 中心因子 (centering factor)  $\hat{C}_1(p)$  和伸缩因子 (scaling factor)  $\hat{D}_1(p)$  近似等于两个函数  $\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  和  $\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  之差的平方积分的均值和方差。这些因子已经考虑了任意形式条件异方差和其他时变高阶矩的影响。因此, 统计量  $M_1(p)$  适用于存在任意形式的波动聚类的时间序列数据。

统计量  $M_1(p)$  还有其他优点。如前所述, 广义谱导数  $\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  只检查条件期望的序列依赖, 因此特别适合检验有效市场假说, 当存在波动聚类或者其他更高阶条件矩的序列依赖时, 它不会错误地拒绝有效市场假说。另一方面  $\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$  能探测出对有效市场假说的线性和非线性的偏离, 比如 (3.7) 式和 (3.8) 式的情况, 因此, 它比基于自相关的检验更能有效地探测出对有效市场假说的各种偏离, 即使基于自相关的检验的适用范围被扩展到允许存在任意形式的条件异方差时也是如此。更重要的是,  $M_1(p)$  检验了大量的时滞, 这可以确保有效市场假说在任何未知的高阶时滞下被违背时,  $M_1(p)$  检验仍有能力将其探测出来。通常情况下, 现行的其他方法如果也使用大量的时滞, 由于失去大量的自由度反而造成了检验能力的丧失。值得庆幸的是,  $M_1(p)$  检验方法不存在这个问题, 它通过核函数  $k(\cdot)$  的平方对高阶时滞赋予递减权重, 这符合金融市场更多是受近期而非远期发生的事件的影响的情形, 因此  $M_1(p)$  仍然保持很好的检测能力。这是频域分析优于时域分析 (如 Box & Pierre (1970) 检验) 的地方。时域分析通常给每期滞后赋予同样的权重, 很显然这将使它在检查大量长时滞的时候效率低下。

## (二) 模拟实验

在实际应用中, 样本总是有限的。在将  $M_1(p)$  检验应用到实际数据

<sup>6</sup> Hong & Lee (2002) 并不是使用直接观察到的原始数据  $\{Y_t\}_{t=1}^T$ , 而是使用时间序列条件模型的残差估计  $\{\hat{\varepsilon}_t\}_{t=1}^T$ , 其中  $\hat{\varepsilon}_t \equiv Y_t - g(I_{t-1}, \hat{\theta})$ ,  $g(\cdot, \cdot)$  是一个条件期望模型,  $\hat{\theta}$  是一个一致的有限维参数的估计量。他们证明  $M_1(p)$  的极限分布不受待估参数的不确定性的影响 (也就是说, 可以将参数的估计值当成真实参数值来用)。因此, 不需要任何修改, 我们可以直接使用  $M_1(p)$  来检验市场有效性。实际上, 检验有效市场假说并不需要估计任何参数。

<sup>7</sup> 之所以使用标准正态分布  $N(0, 1)$  的右侧临界值, 是因为如果有效市场假说不成立, 统计量  $M_1(p)$  将随样本数的增加而趋于正无穷大。换言之, 统计量  $M_1(p)$  取负值只在有效市场假说成立时才可能出现。

前,我们需要确认  $M_1(p)$  检验在有限样本下是不是具有合理的渐进检验水平。为了考察  $M_1(p)$  检验在市场有效时的检验水平的情况,我们考虑两个数据生成过程 (data generating processes, DGP):

$$\text{DGP 1 [i.i.d.(0,1)]: } Y_t = \varepsilon_t$$

和

$$\text{DGP 2 [ARCH(1)]: } \begin{cases} Y_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t, \\ h_t = 0.43 + 0.57 Y_{t-1}^2, \end{cases}$$

其中  $\{\varepsilon_t\}$  是独立同分布的标准正态  $N(0,1)$  随机序列。对于这两个数据生成过程,有效市场假说都成立,但股票收益  $\{Y_t\}$  在 DGP 1 下存在条件同方差,而在 DGP 2 下存在条件异方差。

为了说明在检验有效市场假说时必须考虑波动聚类的重要性,我们比较了在条件同方差下推导出来的广义谱导数检验方法。Hong (1999, 第 4 节) 在独立同分布假设下提出了如下的检验鞅差分序列的统计量

$$M_2(p) = \frac{1}{\sqrt{\hat{D}_2(p)}} \left[ \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/p) \left( \int_0^1 |\hat{\sigma}_j^{(1,0)}(0, v)|^2 dW(v) - \hat{C}_2(p) \right) \right], \quad (4.11)$$

其中

$$\hat{C}_2(p) = s^2 \int_0^1 |\hat{\sigma}_0(u, -v)|^2 dW(v) \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/p),$$

$$\hat{D}_2(p) = 2s^4 \iint_0^1 |\hat{\sigma}_0(v, v')|^2 dW(v) dW(v') \sum_{j=1}^{T-2} k^4(j/p),$$

$s^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_t$ 。在独立同分布的假设下,依分布收敛有  $M_2(p) \rightarrow N(0,1)$ 。该检验在 DGP 1 下是合适的,但在 DGP 2 下就无效了,因为  $\hat{C}_2(p)$  和  $\hat{D}_2(p)$  是在独立同分布的假设下得到的,在 DGP 2 下,  $M_2(p)$  不服从渐进正态分布。

在计算  $M_1(p)$  和  $M_2(p)$  的过程中,我们采用标准正态  $N(0,1)$  的累积分布函数  $\Phi(\cdot)$  作为权重函数  $W(v)$ , 并且使用了 (4.6) 式和 (4.7) 式的 Bartlett 核函数和 Parzen 核函数。实际应用中,很重要的一个问题是带宽  $p$  的选择。虽然可以使用非随机的数值作为带宽  $p$  (比如选取  $p = T^{1/5}$ ), 为了改善检测能力, Hong & Lee (2002) 提出用一个数据驱动 (data-driven) 的嵌入方法 (plug-in method) 来选择带宽  $\hat{p}_0$ 。该方法需要选取一个初始带宽  $\bar{p} = c \cdot (10T)^{1/5}$ 。为了考察初始带宽  $\bar{p}$  取值的影响,我们考虑了取  $c = 1, 2, \dots, 10$  的情况, 这些  $c$  值给予  $\bar{p}$  相当宽的取值范围, 比如, 当样本容量  $T = 250$  时,  $\bar{p} \in [4.78, 47.82]$ ; 当  $T = 500$  时,  $\bar{p} \in [5.49, 54.93]$ 。对于每一个样本容量  $T$ , 我们用 GAUSS Windows 版本的随机数产生器为各个数据生成过程产生了

1000 组数据。

表 5 和表 6 给出了在显著水平分别取 10%、5%和 1% 下，根据渐进分布理论得到的  $M_1(p)$  和  $M_2(p)$  检验的拒绝比率。在 DGP 1 下， $M_1(\hat{p}_0)$  和  $M_2(\hat{p}_0)$  检验水平除了  $c$  很小 ( $c=1,2$ ) 时，都很适度；Bartlett 核和 Parzen 核拥有相似的检验水平。在 DGP 2 下，允许存在条件异方差的  $M_1(\hat{p}_0)$  检验仍然拥有合理的检验水平，而作为对照的  $M_2(\hat{p}_0)$  检验则过多地拒绝有效市场假设。这一结果表明，在检验市场有效假说时，如果没有考虑到波动聚类的影响，会出现严重的第一类错误。

表 5 模拟实验：广义谱导数的检验水平(  $T=250$  )

		DGP1 : i.i.d. ( 0,1 )						DGP2 : ARCH( 1 )					
c		Bartlett Kernel			Parzen Kernel			Bartlett Kernel			Parzen Kernel		
		1	5	10	1	5	10	1	5	10	1	5	10
M1	1	4.2	8.9	12.6	4.0	8.8	12.0	2.4	6.5	10.2	2.4	6.6	10.1
	2	3.3	6.8	11.4	4.2	7.9	11.5	2.3	5.3	9.6	2.1	6.0	9.6
	3	3.2	6.6	10.5	3.4	6.8	10.6	2.2	4.7	8.1	2.3	5.2	9.1
	4	2.4	6.5	9.8	3.2	6.6	10.1	2.0	3.8	7.3	2.1	4.8	8.5
	5	1.5	6.5	8.8	3.0	6.3	10.3	1.7	3.5	6.7	2.2	4.7	8.3
	6	1.5	5.9	8.9	2.9	6.2	10.0	1.5	3.2	6.5	2.1	4.2	7.5
	7	1.2	5.1	9.1	2.7	6.3	9.5	1.2	3.3	6.6	2.1	3.9	7.3
	8	1.2	4.7	8.3	2.0	6.2	9.1	1.2	3.3	5.6	2.0	3.7	7.1
	9	1.1	4.5	8.0	2.0	6.4	9.2	1.0	3.2	5.4	1.9	3.6	6.8
	10	1.1	4.2	7.5	1.7	6.3	9.0	1.1	2.8	5.3	1.9	3.5	6.6
M2	1	4.5	9.5	12.3	4.3	9.2	12.1	18.7	28.5	35.6	18.4	27.8	34.8
	2	3.7	7.7	11.5	4.2	7.7	11.9	18.5	29.2	36.8	18.2	28.8	35.5
	3	3.6	7.3	11.4	3.6	7.1	11.0	17.6	28.0	36.5	18.2	28.4	35.5
	4	3.2	7.0	10.8	3.3	7.1	10.5	15.2	26.9	34.5	17.6	27.9	35.3
	5	2.9	7.0	10.1	3.5	6.9	10.6	14.2	25.5	33.0	17.4	27.5	35.0
	6	2.6	7.1	10.8	3.3	6.8	11.0	12.8	23.8	31.6	16.2	27.4	35.0
	7	2.4	7.2	10.3	3.4	7.0	10.4	12.2	23.3	30.1	14.8	26.3	34.4
	8	2.5	6.8	10.7	3.4	7.2	10.5	11.6	22.1	29.3	14.7	26.2	33.5
	9	2.6	6.5	11.2	3.2	6.8	10.4	11.4	21.2	28.8	14.3	25.6	33.1
	10	2.3	6.6	11.1	3.0	6.7	10.4	11.1	20.2	27.7	13.6	24.7	33.1

注：样本容量为  $T=250$  时的 1000 次模拟结果。

表 6 模拟实验 : 广义谱导数的检验水平(  $T = 500$  )

c	DGPI : i.i.d. ( 0 , 1 )							DGP2 : ARCH ( 1 )						
	Bartlett Kernel			Parzen Kernel				Bartlett Kernel			Parzen Kernel			
	1	5	10	1	5	10		1	5	10	1	5	10	
M1	1	4.0	8.4	11.4	3.9	8.0	11.3	2.3	5.1	8.4	2.3	5.1	8.5	
	2	2.8	7.8	11.3	3.5	7.5	11.2	2.0	4.6	8.0	2.1	5.0	7.6	
	3	2.4	7.0	11.3	2.7	7.3	10.8	1.7	4.7	8.3	1.8	4.6	7.6	
	4	2.4	5.9	9.6	2.4	6.9	11.2	1.4	4.8	7.8	1.8	4.2	7.7	
	5	2.5	5.5	9.0	2.4	6.3	10.9	1.5	4.1	7.5	1.7	4.1	7.9	
	6	2.4	5.6	8.1	2.5	6.2	10.3	1.3	3.9	7.4	1.7	4.5	7.8	
	7	2.4	5.7	8.0	2.2	6.3	9.3	1.2	3.8	7.0	1.5	4.8	8.0	
	8	2.2	5.9	7.9	2.1	6.0	9.2	1.1	3.9	6.8	1.5	5.1	7.9	
	9	1.9	5.7	8.5	2.1	5.6	8.6	1.1	3.6	6.7	1.4	4.8	7.7	
	10	2.0	5.6	8.6	2.2	5.3	8.5	1.0	3.5	6.7	1.4	4.6	7.5	
M2	1	4.1	8.7	11.3	4.1	8.2	11.0	17.1	29.5	38.0	16.6	28.2	36.8	
	2	3.3	8.3	11.4	3.5	7.7	11.0	18.7	31.1	37.4	17.0	30.3	37.7	
	3	2.5	7.0	11.7	3.0	7.7	10.9	17.7	28.8	37.8	17.7	30.8	36.7	
	4	2.9	6.5	10.5	2.7	7.1	11.4	17.0	27.1	35.2	18.1	29.6	36.6	
	5	2.8	6.5	9.7	2.6	6.6	11.6	16.0	25.7	34.2	17.9	28.7	36.5	
	6	2.5	6.4	9.9	2.4	6.5	11.3	14.6	25.1	32.8	17.7	28.1	36.7	
	7	2.6	6.3	9.7	2.3	6.5	10.4	13.9	24.6	31.9	17.5	27.2	35.5	
	8	2.7	6.6	9.4	2.3	6.5	9.8	13.1	23.3	31.6	17.1	26.8	35.4	
	9	2.6	6.6	9.7	2.4	6.3	9.4	12.9	22.0	30.7	16.7	26.6	34.6	
	10	2.5	6.6	10.2	2.2	6.2	8.9	12.4	20.8	30.2	16.5	26.0	34.2	

注 : 样本容量为  $T = 500$  时的 1000 次模拟结果。

五、数据说明

大部分检验有效市场假说的研究都选取大盘指数为研究对象。同样的，我们的样本选取为沪深两市从正式开业的 1990 年 12 月到 2002 年 10 月底的 8 只股票指数的日数据，这些交易数据从中国股票市场研究数据库（CSMAR）和上海万纬网络科技有限公司的 WISe 数据浏览系统提取。8 只指数分别是：上证综合指数、上证 A 股指数、上证 B 股指数和上证 180 指数，深证综合指数、深证 A 股指数、深证 B 股指数和深证成分指数。这些重要指数，代表了沪深两市的总体表现。除了上证 180 指数（前身是上证 30 指数）开始于 1996 年 7 月 1 日以外，其他指数的开始发布日期介于 1990 和 1992 之间，所有 8 只指数的样本结束时间都取为 2002 年 10 月 31 日。图 1 到图 4 给出了 8 只指数在整个样本期间的日收盘价格、日收益率以及收益率的直方图。从图中可以看到，不论沪市、深市，还是 A 股、B 股，这些指数都存在很明显的波动聚类现象。然而，我们发现 A 股和 B 股呈现出不同的波动聚类模式：除了 B 股指数，其他指数收益在前期（1996 年 12 月 16 日前的子样本期间）比后期（1996 年 12 月 16 日后的子样本期间）波动得更厉害，这可能是因为 1995 年 1



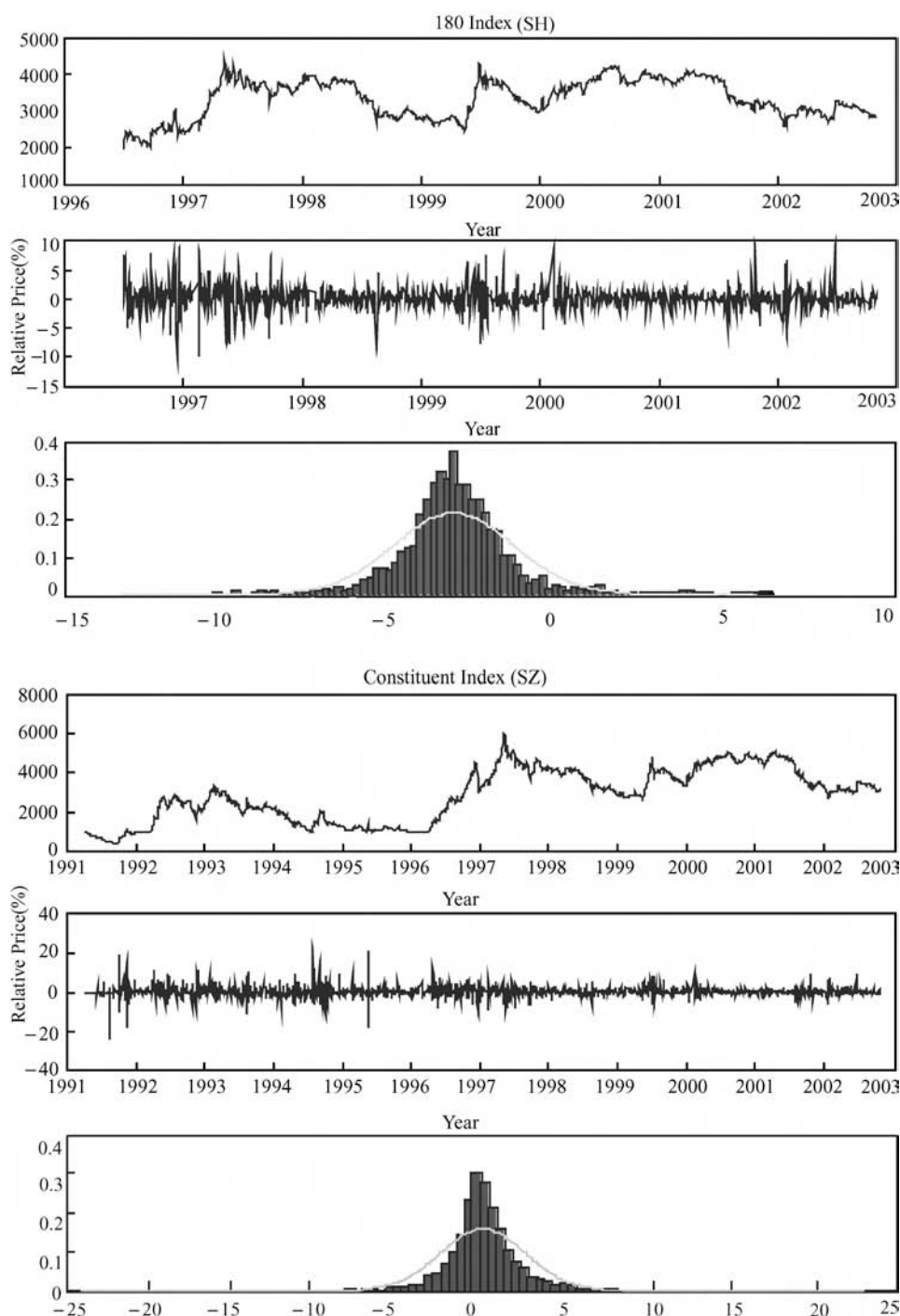
月 1 日起，沪深 A 股及基金交易统一实行  $T+1$  交收制度，并于 1996 年 12 月 16 日实施了日涨跌 10% 幅度限制的缘故。相反，B 股后期的波动比前期强烈得多，这表明，中国政府在 1996 年 1 月立法鼓励外国投资进入 B 股市场后，B 股市场就相对活跃起来。

在直方图中，我们将指数收益的无条件分布和对应的有相同样本均值和方差的正态分布进行比较。显然，所有的指数收益不服从正态分布：在均值附近，他们都比正态分布有更突出的尖峰，同时在两端表现出厚尾，厚尾意味着很大的超额峰度值。此外，相比于正态分布，不管是正的还是负的收益率，存在不少特别大的数值。这些都表明中国股市存在过度投机。表 7 列出了所有指数在整个样本期间以及 1996 年 12 月 16 日前后的两个子样本期间的统计概况描述：样本均值，样本标准差，样本偏度和样本峰度。从表中可以看到，对于 A 股和综合指数，沪市平均收益在整个样本期间以及子样本期间，都比深市的平均收益高，而样本标准差并不见得比深市的大。对于 B 股指数，沪市在整个样本期间以及第一个子样本期间的平均收益和标准差都比深市小，但在第二个子样本期间，沪市有更高的收益和更小的标准差。

表 7 数据统计概况

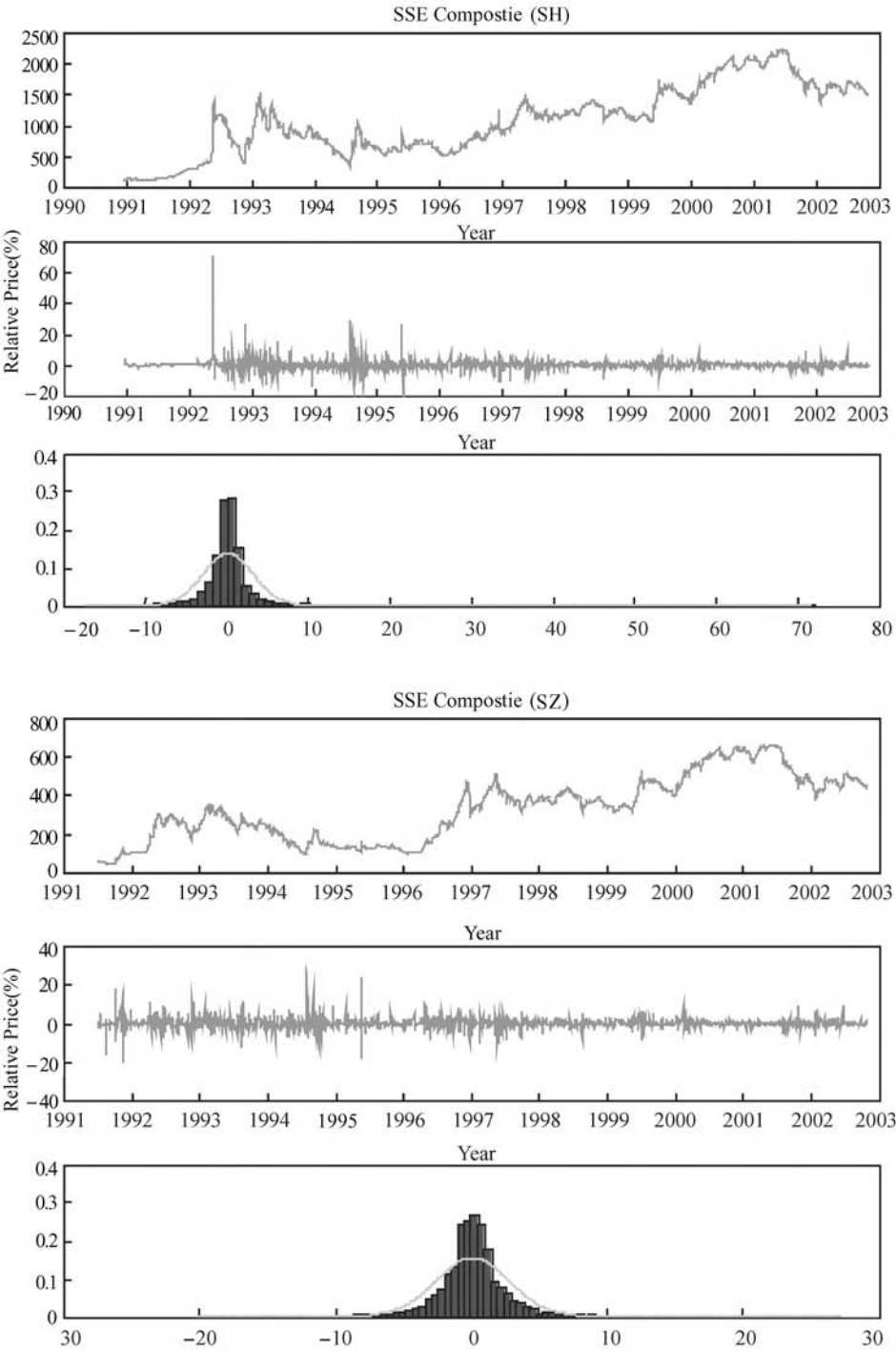
A：整个样本期间，从开市到 20021101						
	开始日期	样本数	均值	标准差	偏度	峰度
上证综合指数	19901219	2926	0.093	2.979	5.754	129.162
上证 A 股指数	19901219	2927	0.094	3.106	5.771	127.714
上证 B 股指数	19920221	2630	0.001	2.363	0.388	7.858
上证 180 指数	19960701	1528	0.024	1.853	0.067	8.599
深证综合指数	19910703	2806	0.066	2.656	0.814	17.071
深证 A 股指数	19921004	2458	0.020	2.623	0.970	18.651
深证 B 股指数	19921006	2411	0.014	2.431	0.366	9.618
深证成分指数	19910403	2885	0.039	2.537	0.523	17.437
B：第一子样本，从开市到 19961213						
上证综合指数	19901219	1514	0.159	3.796	5.370	93.936
上证 A 股指数	19901219	1514	0.162	3.986	5.273	90.406
上证 B 股指数	19920221	1217	-0.052	1.920	0.588	14.329
上证 180 指数	19960701	115	0.304	2.694	0.330	3.815
深证综合指数	19910703	1392	0.132	3.258	0.985	14.052
深证 A 股指数	19921004	1044	0.046	3.371	1.226	14.808
深证 B 股指数	19921006	1010	0.005	1.918	0.319	24.975
深证成分指数	19910403	1514	0.159	3.796	5.370	93.936
C：第二子样本，19961216—20021101						
上证综合指数	19961216	1414	0.029	1.689	-0.283	9.458
上证 A 股指数	19961216	1414	0.029	1.697	-0.302	9.544
上证 B 股指数	19961216	1414	0.054	2.673	0.316	5.493
上证 180 指数	19961216	1414	0.008	1.745	0.080	9.067
深证综合指数	19961216	1414	0.008	1.861	-0.577	9.073
深证 A 股指数	19961216	1414	0.008	1.870	-0.600	9.126
深证 B 股指数	19961216	1414	0.028	2.716	0.402	5.939
深证成分指数	19961216	1414	-0.015	1.881	-0.213	8.330

注：(1) 开始日期和样本数指的是指数价格的，因此对数价差的样本数相应要少 1。  
(2) 在 1996 年 12 月 16 日实行 10% 的涨跌幅限制前，有不少特别大的市场变动，比如 1992 年 5 月 21 日，上证综合指数从 616.64 点飞升到 1265.79 点，创下了 105% 的日收益率记录，对数价差为 72%。当该异常值剔除后，整个样本的偏度和峰度分布下降到 1.364 和 21.078。  
数据来源：第一子样本从 CSMAR 数据库，第二子样本从 WISE 系统，整个样本中，2002 以前的数据从 CSMAR 中提取，2002 年的数据由 WISE 系统得到。



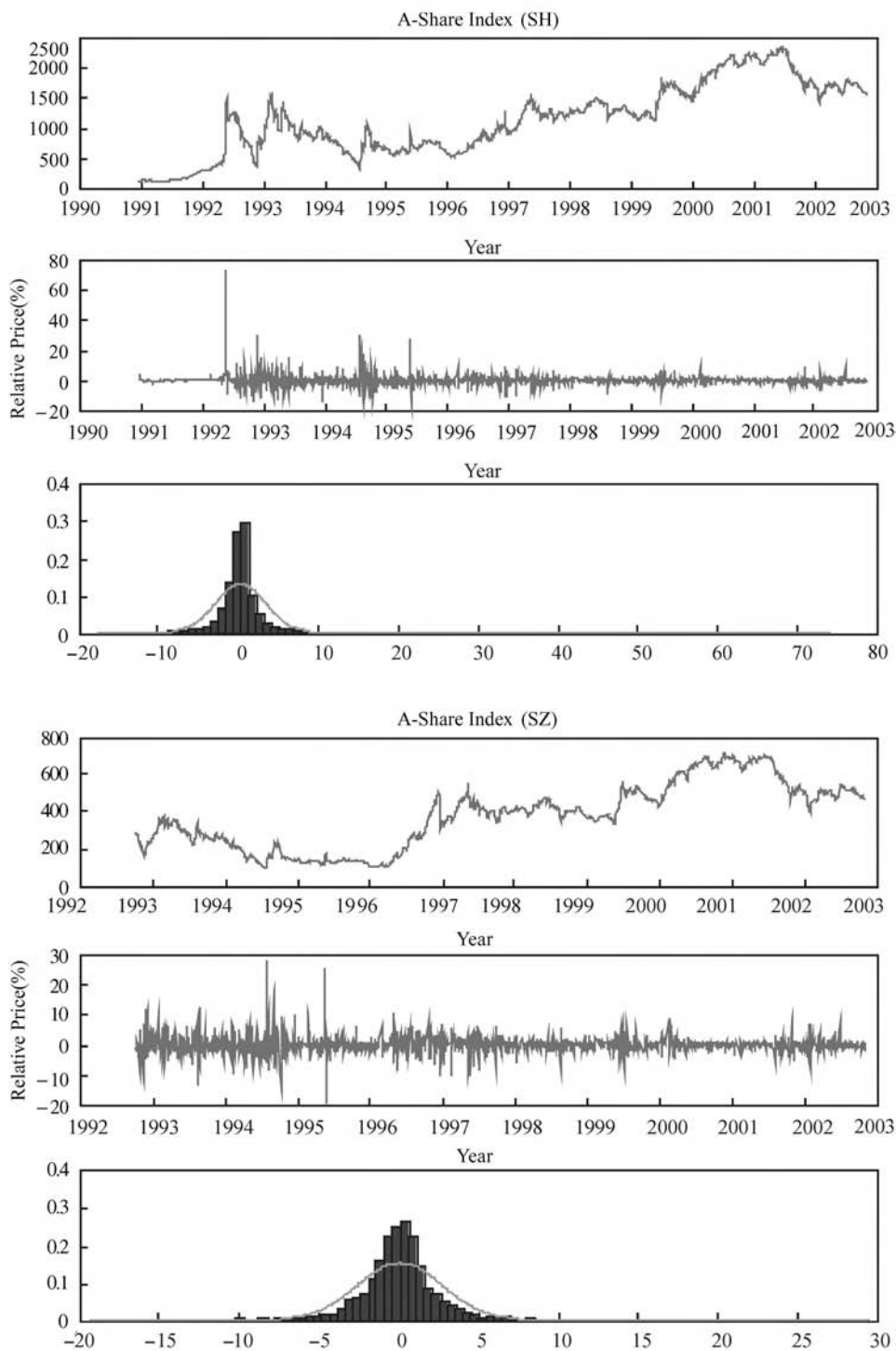
注：前 3 个图是上证 180 指数，后 3 个图是深证成分指数。

图 1 成分指数



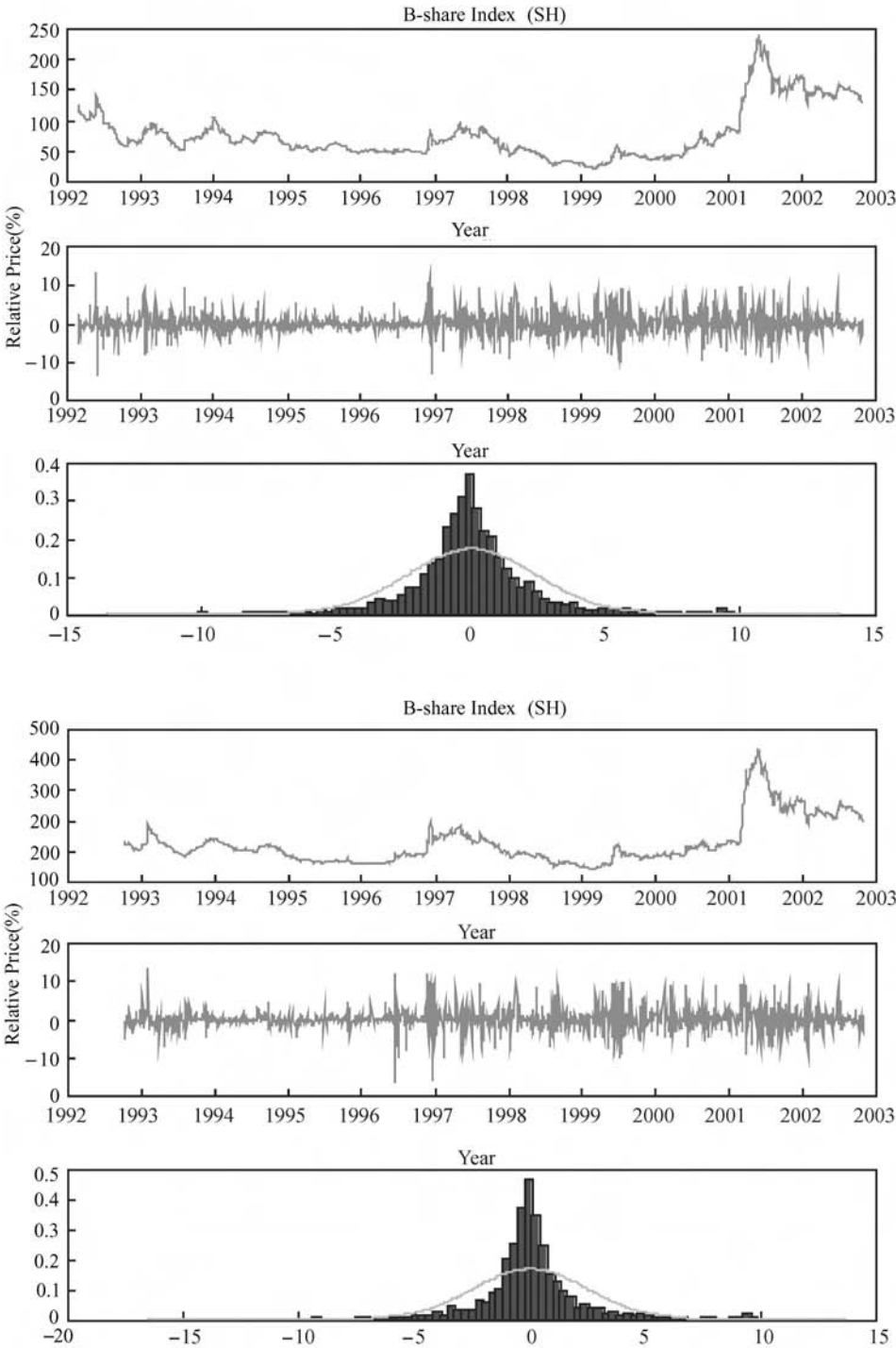
注：前 3 个图是上证综合指数，后 3 个图是深证综合指数。

图 2 综合指数



注：前 3 个图是上证 A 股指数，后 3 个图是深证 A 股指数。

图 3 A 股指数



注：前 3 个图是上证 B 股指数，后 3 个图是深证 B 股指数。

图 4 B 股指数

除 B 股指数外,所有指数的整个样本期间以及第一个子样本期间的标准差都比第二个子样本期间的小。相反,B 股指数的第二个子样本期间的标准差比整个样本期间和第一个样本期间的都来得大。这些数字与图 1 到图 4 相吻合:在第二个子样本期间,B 股的波动变大而 A 股的波动反而减小了。

除了上证综合指数、上证 A 股指数和深证成分指数外,其他指数的偏度并不很大。对所有的指数来说,整个样本期间以及第一个样本期间的偏度值都为正,而在第二个子样本期间,所有的偏度都变小了,并有一半指数的偏度变成了负值。不管是整个样本期间,还是两个子样本期间,所有指数的峰度都比正态分布的大出许多。同时,整个样本期间和第一个子样本期间的偏度要比第二个子样本期间的大得多,其中,上证综合指数和上证 A 股指数在整个样本期间和第一个子样本期间的偏度异常的大。而深证成分指数在第一个子样本期间的峰度也很大。这么大的峰度显然是由少数的市场异常变动引起的,比如上证综合指数在 1992 年 5 月 21 日曾经出现高达 105% 的日收益,即大致 72% 的对数价差变动。<sup>8</sup>

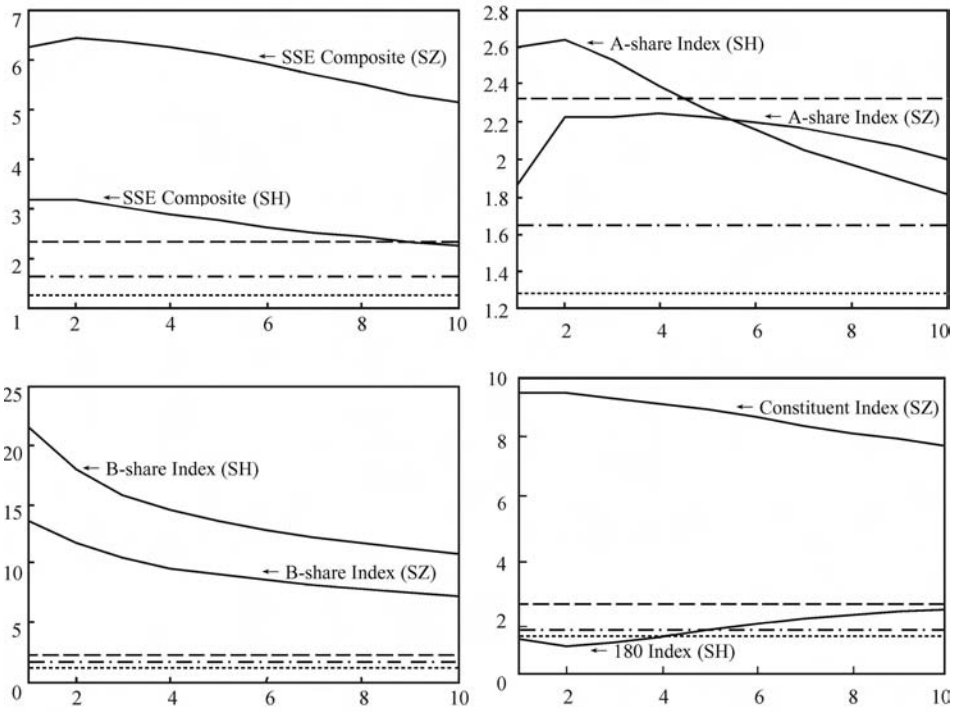
## 六、实证结果

由于中国股票收益存在持续但未知其形式的波动聚类,在检验市场有效性时,必须使用允许任意形式的条件异方差存在的检验方法。图 5 给出了检验统计量  $M_1(\hat{p}_0)$  在整个样本下的检验值,横轴是微调参数  $c$ ,它是用来选择初始带宽  $\bar{p}$  的(即  $\bar{p} = c \cdot (10T)^{1/5}$ ),这样,我们可以查看统计量  $M_1(\hat{p}_0)$  相对于  $c$  值的稳定性。三条水平线分别对应于标准正态  $N(0,1)$  分布在显著水平为 10%、5% 和 1% 下的右侧(upper-tailed)临界值 1.28、1.65 和 2.33。任何的检验值  $M_1(\hat{p}_0)$  超过临界值都表明在相应显著水平下拒绝有效市场假说。

图 5 表明,除了上证 180 指数在  $c \leq 5$  的情况下,在 5% 的显著水平下,所有指数的检验结果都严格地拒绝有效市场假说。对市场有效性的强烈拒绝可能是由于早期不完善的制度安排、政府的不断政策干预和投资者的非理性行为引起的。为了检验中国股市是否在后阶段达到有效,或者有效性是否有所提高,我们分别检验了两个子样本:1996 年 12 月 16 日前后的子样本,因为从这一天开始,中国股票市场开始实施股票交易的日价格涨跌 10% 幅度的限制,而在此之前,监管当局根据市场的情况还频频改变股市的交易规则。

图 6 给出第一个样本下的  $M_1(\hat{p}_0)$  检验值,除了深证 A 股指数和上证 180 指数以外,在 1% 的显著水平下,对于大部分的  $c$  值,所有指数的检验结果都拒绝有效市场假说,需要说明的是上证 180 指数在 1996 年 12 月 16 日前只有 115 个观察点,因此检验的不显著很可能是小样本引起的。除上证 180

<sup>8</sup> 如果将 1992 年 5 月 21 日的日收益剔除,上证综合指数的峰度将下降到剔除前的不足六分之一。



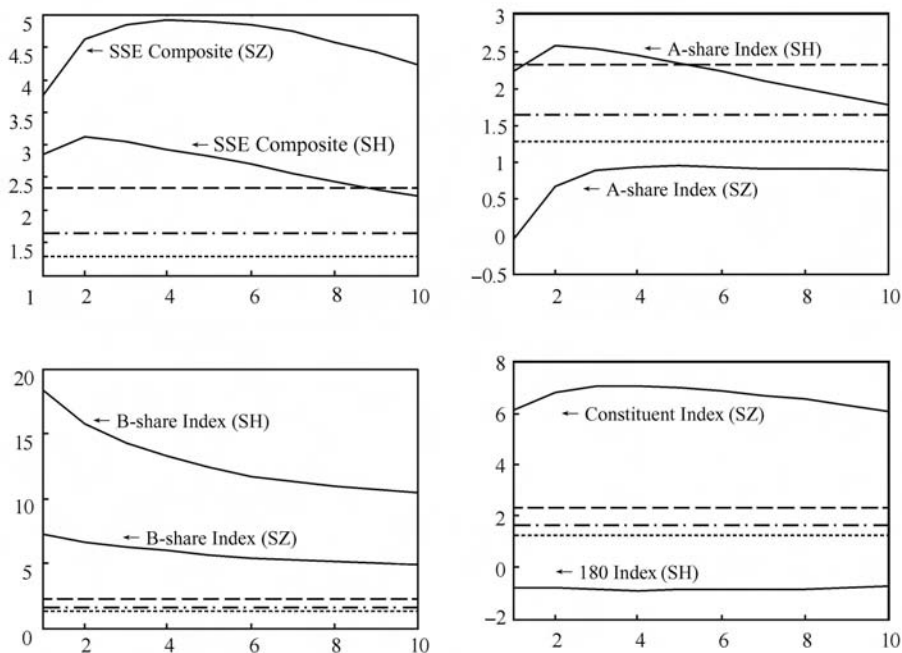
注：(1) 整个样本，时间从开市到 2002 年；  
(2) 三条水平线分别标注的是对应于显著水平为 10%、5% 和 1% 下的标准正态分布的右侧临界值 1.28、1.65 和 2.33；  
(3) 除了上证 180 指数在微调参数小于 6 时的情形以外，所有指数的检验结果在 5% 的显著水平下都果断地拒绝了市场的有效性。

图 5 统计检验结果（整个样本）

指数外，其他指数的两个子样本的样本数相差不大。

图 7 给出第二个样本下的  $M_1(\hat{p}_0)$  检验值，对于大部分  $c$  值，在 5% 的显著水平下，所有的 8 只指数（包括深证 A 指和上证 180 指数）的检验结果都拒绝了有效市场假说。此外，对于综合指数和成分指数，当  $c$  值增大时， $M_1(\hat{p}_0)$  检验值也随着变大，更加显著地拒绝市场的有效性，这说明高阶时滞下，市场有效性更低，表明了中国股市存在较长期的均值回归（long-run mean reverting）现象。这可能是信息传导不畅而引起的后果。

为什么十多年了，中国股市还没有达到弱式有效？鉴于这个问题的重要性，我们探讨性地给出我们的看法：第一，尽管 1990 年开市至今已经有 12 年了，但中国股市与成熟的资本市场仍然有很大的差距，并且不同于中国经济中的基本上已由市场来决定价格的商品市场，股票价格没有完全体现出所有的公开信息，监管当局仍然直接或者间接地控制着金融资源：比如新上市的公司数目、上市额度和新股上市价格等。虽然 1997 年以后，政府政策干预



注:(1)第一子样本:时间从开市到1996年12月13日;

(2)三条水平线分别标注的是对应于显著水平为10%、5%和1%下的标准正态分布的右侧临界值1.28、1.65和2.33;

(3)在1%的显著水平和微调参数 $c$ 的大部分取值下,除深证A股指数和上证180指数外的所有指数都强烈地拒绝了有效市场假说,需要注意的是上证180指数的样本容量太小,只有115个观察点。

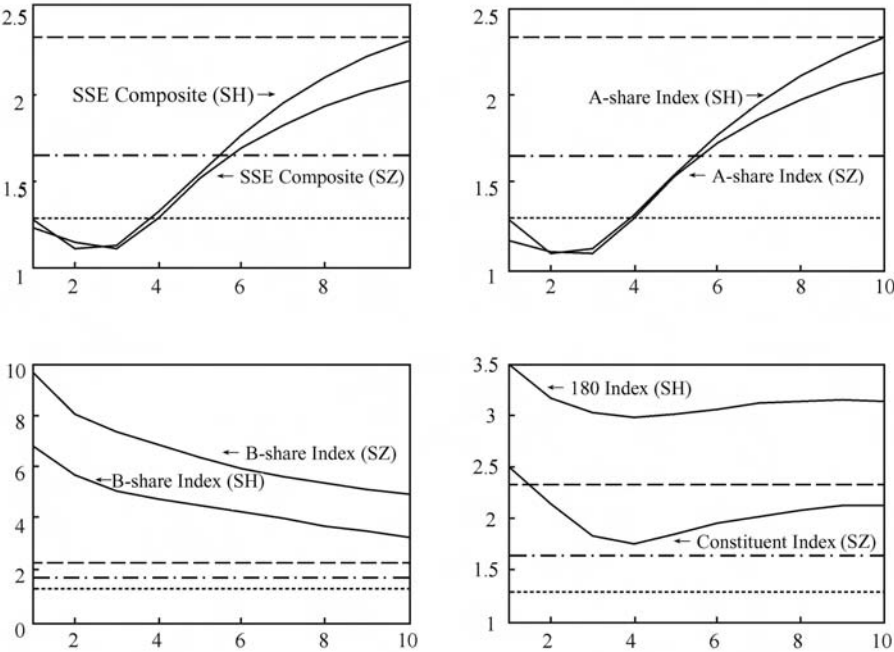
图6 统计检验结果(第一子样本)

的范围和频率有所减少,但是投资者还是需要面对这样或者那样的非价格信息,特别是,投资者对政府不时的政策干预仍心存顾虑。第二,资本市场能良好地运行,很重要的一点是投资者要能及时地得到上市公司的高质量信息。然而,当前上市公司发布虚假财务信息时有发生。此外,涨跌幅度限制,A股和B股之间的市场分割,内幕交易等,都有可能减缓信息传递的速度。诚然,到底是哪些因素使中国股市没有达到弱式有效以及它们的相对重要性如何,需要进一步的实证研究。

比较图6和图7可以看到,除了深证A股指数和上证180指数,第一个样本的统计量 $M_1(\hat{p}_0)$ 一般都比第二个样本来得大。<sup>9</sup>这表明,沪市(综合指数,A股指数和B股指数)和深市(综合指数,成分指数和B股指数)的有效性都在提高,看来,随着经验的积累,中国对股市的监管水平有所

<sup>9</sup> 除上证180指数外,其他指数的两个子样本的样本容量大致相同,因此我们可以直接比较 $M_1(\hat{p}_0)$ 在两个子样本中的数值大小。





注：(1) 第二子样本，时间从 1996 年 12 月 16 日到 2002 年 11 月 1 日；

(2) 三条水平线分别标注的是对应于显著水平为 10%、5% 和 1% 下的标准正态分布的右侧临界值 1.28、1.65 和 2.33；

(3) 在 5% 的显著水平下，几乎所有的微调参数  $c$  的取值下，所有 8 只股票指数都拒绝了市场的有效性。

图 7 统计检验结果（第二子样本）

提高，并且法制建设努力的方向是正确的。

比较图 5—图 7，我们发现，不管是沪市或者深市，B 股的  $M_1(\hat{p}_0)$  检验值都比 A 股来得大，这表明，对于沪深两市来说，A 股市场比 B 股市场效率高。需要说明的是，并没有系统性的证据表明沪市深市谁的有效性更高，沪深两市在中国股票市场的建设和发展过程中，相互竞争，共同发展，不分伯仲。

为什么 B 股市场比 A 股市场效率低下？金融市场的正常运转需要很大的交易量的支撑，因为大交易量才有可能快速的抹平各种套利机会，使市场达到有效。10 年来的大部分时间（1992 年才开始有 B 股），B 股市场交易基本上不活跃。在 2001 年 2 月中国政府将 B 股开放给国内投资者之前，B 股市场相对 A 股市场来说，大部分时间死气沉沉。可以想象，在 B 股和 A 股市场融合过程中，随着市场分割地逐渐破除，B 股市场的有效性将大大提高。

本文的实证检验结果有许多重要的含义。比如，对有效市场假说的偏离表明了中国股市的股票收益可以用历史收益来预测，这对于国内外的投资者

的直接利益关系重大,因为这意味着有可能找到合适的交易策略来持久地战胜市场。相关的问题是,在中国股市中,如何预测股票收益?如何找到具有出众的样本外预测能力的交易策略?另一方面,对市场有效假说的偏离对上市公司的资产资本定价的效率也有重要的意义。例如,中国股市上市公司股票价格由哪些因素(包含宏观经济因素)决定?这些问题的研究是迫切需要的并富有现实意义的,我们将在后续的文章中探讨。

## 七、结 论

我们采用一种新近提出来的广义谱导数检验方法,研究中国股票市场的有效性。结果表明:沪市和深市两个股票市场还没有达到弱式有效,虽然两个市场有效性在后期都有所提高。此外我们还发现,A股市场的有效性比B股市场的有效性高,但没有系统的证据表明沪市或深市谁的有效性更高一些。对这些实证结果,我们探讨性地进行一些解释。与大多数研究中国股市有效性的文献不同,我们采用的检验方法适合高频金融数据的特点(如允许存在任意形式的波动聚类和非正态分布),因而结论应更有说服力。

## 参 考 文 献

- [1] 陈小悦、陈晓、顾斌,“中国股市弱型效率的实证研究”,《会计研究》1997年第9期,第13—17页。
- [2] 戴国强、吴林祥,“中国证券市场有效性研究”,选自《金融市场微观结构理论》,上海:上海财经大学出版社,1999年。
- [3] 洪永淼,“金融计量的新近发展”,《经济学(季刊)》,2002年第1卷第2期,第249—268页。
- [4] 李学、刘建民、靳云汇,“中国证券市场有效性的游程检验”,《统计研究》2001年第12期,第43—46页。
- [5] 林毅夫、蔡昉、李周,《中国奇迹》。三联书店,1996年。
- [6] 宋颂兴、金伟根,“上海股市市场有效实证研究”,《经济学家》1995年第4期,第107—113页。
- [7] 吴世农,“上海股票市场效率的分析与评价”,《投资研究》1994年第8期,第44—47页。
- [8] 吴世农,“我国证券市场效率的分析”,《经济研究》1996年第4期,第13—19页。
- [9] 俞乔,“市场有效、周期异常与股价波动”,《经济研究》1994年第9期,第43—50页。
- [10] 张兵、李晓明,“中国股票市场的渐进有效性研究”,《经济研究》2003年第1期,第54—61页。
- [11] 张思奇、马刚、冉华,“股票市场风险、收益与市场效率——ARMA-ARCH-M模型”,《世界经济》2000年第5期,第19—28页。
- [12] 张亦春、周颖刚,“中国股市弱式有效吗”,《金融研究》2001年第3期,第34—40页。
- [13] Bierens, H., “Consistent Model Specification Tests”, *Journal of Econometrics*, 1982, 20, 105—134.
- [14] Box, E. and D. Pierre, “Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 1970, 65, 1509—1526.
- [15] Brock, W., D. Dechert, J. Scheinkman and B. LeBaron, “A Test for Independence Based on the Correlation Dimension”, *Econometric Reviews*, 1996, 15, 197—235.

- [ 16 ] Brock , W. , D. Hsieh and B. LeBaron , *Nonlinear Dynamics , Chaos , and Instability : Statistical Theory and Economic Evidence* . MIT Press : Cambridge , MA , 1991 .
- [ 17 ] Campbell , C. , A. Lo and MacKinlay , *Econometrics of Financial Markets* . New Jersey : Princeton University Press , 1997 .
- [ 18 ] Cochrane , J. , *Asset Pricing* . New Jersey : Princeton University Press , 2001 .
- [ 19 ] Deo , R. , " Spectral Tests of the Martingale Hypothesis under Conditional Heteroskedasticity " , *Journal of Econometrics* , 2000 , 99 , 291—315 .
- [ 20 ] Diebold , F. X. , " Testing for Serial Correlation in the Presence of ARCH " , *Proceedings from the American Statistical Association , Business and Economic Statistics Section* , 1986 , 323—328 .
- [ 21 ] Engle , R. F. , " Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation " , *Econometrica* , 1982 , 50 , 987—1007 .
- [ 22 ] Engle , R. F. , D. Lilen , R. Robbins , " Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure : the ARCH-M Model " , *Econometrica* , 1987 , 55 , 391—407 .
- [ 23 ] Fama , E. F. , " A Review of Theory and Empirical Work " , *Journal of Finance* , 1970 , 25 , 383—417 .
- [ 24 ] Fama , E. F. , " Efficient Markets II " , *Journal of Finance* , 1991 , 46 , 1575—1618 .
- [ 25 ] Glosten , L. , R. Jagannathan , and D. Runkle , " On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks " , *Journal of Finance* , 1993 , 48 , 1779—1801 .
- [ 26 ] Groves , T. , Y. Hong , J. McMillan and B. Naughton , " Incentives in Chinese State-owned Enterprises " , *Quarterly Journal of Economics* , 1994 , CIX , 183—209 .
- [ 27 ] Hamilton , J. , *Time Series Analysis* . New Jersey : Princeton University Press , 1994 .
- [ 28 ] Harvey , C. and A. Siddque , " Autoregressive Conditional Skewness " , *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 1999 , 34 , 465—487 .
- [ 29 ] Harvey , C. and A. Siddque , " Conditional Skewness in Asset Pricing Tests " , *Journal of Finance* , 2000 , 55 , 1263—1296 .
- [ 30 ] Hausman , J. , " Specification Tests in Econometrics " , *Econometrica* , 1978 , 46 , 1251—1271 .
- [ 31 ] Hong , Y. , " Hypothesis Testing in Time Series via the Empirical Characteristic Function : A Generalized Spectral Density Approach " , *Journal of the American Statistical Association* , 1999 , 84 , 1201—1220 .
- [ 32 ] Hong , Y. and Y. Lee , " Generalized Spectral Tests for Conditional Mean Specification in Time Series with Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form " , *Working paper* , Department of Economics & Department of Statistical Science , Cornell University , 2002 .
- [ 33 ] Lo , A. and A. C. MacKinlay , " Stock Prices do not follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test " , *Review of Financial Studies* , 1989 , 1 , 41—66 .
- [ 34 ] Naughton , B. , *Growing out of Plan* . Oxford : Oxford University Press , 1994 .
- [ 35 ] Nelson , D. , " Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach " , *Econometrica* , 1991 , 59 , 349—370 .
- [ 36 ] Priestley , M. B. , *Spectral Analysis and Time Series* . London : Academic press , 1991 .
- [ 37 ] Sargent , T. and L. Ljungqvist , *Recursive Macroeconomic Theory* . Cambridge , MA : MIT Press , 2002 .
- [ 38 ] Stinchcombe , M. and H. White , " Consistent Specification Testing with Nuisance Parameters Present only Under the Alternative " , *Econometric Theory* , 1998 , 14 , 295—324 .
- [ 39 ] Whang , Y. -J. , " A Test of Autocorrelation in the Presence of Heteroskedasticity of Unknown Form " , *Econometric Theory* , 1998 , 14 , 87—122 .
- [ 40 ] Wooldridge , J. , " A Unified Approach to Robust , Regression-Based Specification Tests " , *Econometric Theory* , 1990 , 6 , 17—43 .

- [ 41 ] Wooldridge , J. , “ On the Application of Robust , Regression-Based Diagnostics to Models of Conditional Means and Conditional Variances ” , *Journal of Econometrics* , 1991 , 47 , 5—46.

## Has Chinese Stock Market Become Efficient —Evidence from a New Approach

MAX CHEN

( *Peking University* )

YONGMIAO HONG

( *Cornell University & Tsinghua University* )

**Abstract** Using a new statistical procedure suitable to test the efficient market hypothesis in presence of volatility clustering and normality , we find significant evidence against the weak form of efficient market hypothesis for both Shanghai and Shenzhen stock markets , although they have become more efficient at the later stage. We also find that Share A markets are more efficient than Share B markets , but there is no clear evidence on which stock exchanges market , Shanghai or Shenzhen , is more efficient. These findings are robust to volatility clustering , a key feature of high-frequency financial time series. They have important implications on predictability of stock returns and on efficacy of capital asset pricing and allocation in Chinese economy.

**JEL Classification** C12 , C32 , G14