

上海、纽约股票价格指数的时间序列分析

Gregory C·Chow Caroline C·Lawler 著 郭鹏辉 译

原文出处: <http://www.princeton.edu/gchow/downloads.html>

本文旨在研究上海、纽约股票指数的各自特点以及它们的相互关系。上海股票市场是在 1992 年经济快速发展的背景下建立的(Chow, *et al.* 1999)。以回报率、波动率和可能存在的结构变化来研究上海股市价格指数变动的特点将是饶有兴趣的。将这种特点与纽约股票交易价格指数相应的特点进行比较尤为令人感兴趣,因为它们可以揭示一个新生市场股价变动的本质。

世界经济一体化是 21 世纪发展的一个主题。本研究关注中、美经济一体化的一个方面,即纽约、上海股市的联动性。它提供了中国经济与世界经济一体化程度的一系列衡量指标。众所周知,中国以贸易流通与世界经济联为一体。在 1999 年,进出口总价值占中国国内生产总值的 36.5%(见中国统计年鉴(2000)表 3-1 和表 17-1)。我们也知道中国的资本市场缺乏开放性。我们的研究提供了一个衡量中国资本市场开放度的尺度。

两个分析变量是股价指数的回报率和波动率。通常以给定时期内股价指数自然对数的变动衡量回报率。与大多关于股价变动研究不同的是,由给定时期内股价指数自然对数的变动的绝对值而不是它的方差衡量波动率。同应用 ARCH 类模型来研究时间序列模型残差的方差相比,应用绝对量的一个好处就是结果对数据的极限值比较不敏感。在本文中我们研究的是回报率自身的波动,而不是回报率时间序列模型的残差。这样的选择有两个理由,首先,在金融研究中,令人感兴趣的课题经常是回报率自身的波动而非回报率的回归残差;其次,由于股价对数表现为近似一个随机游走过程,或回报率是近似地序列独立的,如众所周知的以及将在本研究后续中看到的,回报率自身的波动和回报率的回归残差是大体相同的。我们选择了回报率和波动率的周观察值进行分析。月观察值无法揭示较精细的或高频的运动。日数据太杂,且由于半天交易次数的区别(取决于美国是否是白天保留交易)和周末、假日的交易延迟而产生一些问题。采用周数据是一个合理的选择。

为刻画各个市场的特点,我们运用回报率的均值和方差,以及上述衡量的波动率的均值和方差。回报率的方差和价格对数绝对变化量的均值都是对波动率的衡量。人们可以预计观察量会揭示上海股价比纽约股价更具波动性。这可能反映在上海股市投资者关于他们未来获利程度的预期,比纽约股市投资者更具有不确定性。为分析两市场股价的联动性,我们将运用简单相关和多元回归方法。多元回归包括自回归以及对自身滞后值和他市场股指相应变量的当期值和滞后值的回归。最后的变量集用于检验格兰杰因果性。并且,我们也将研究在这些回归中可能存在的结构变化。第一部份分别描述上海、纽约两市的股指。第二部份关注它们同期的协方差。第三部份介绍回报率的多元回归。而第四部份介绍以回报率绝对值衡量的波动率的多元回归。第五部份总结。

一、上海、纽约股票价格指数的回报率和波动率

本文所采用的两种股价指数是 DATASTREAM INTERNATIONAL (February 2002b,

2002d)报告的上海综合指数和NYSE综合指数。我们从说明回报率和波动率的基本统计量入手,定义回报率为 $lnindex(t)-lnindex(t-1)$,定义波动率为此差量的绝对值,这里T对应于从1992年一月到2002年二月的第T周,包含10年8周或总计528周的观察值。

1999 年底两市场的相对规模见 BRIDGE(2000), 显示在(表一)。

表一 上海、纽约股市交易规模

	上海股市交易量	纽约股市交易量
市场资本总额(单位: 10 亿美元)	191.8	19,200
上市证券总数	578	8476

表二、表三显示以上海、纽约综合价格指数计算得出的回报率和波动率的均值和方差。

表二 回报率均值和方差

	上海股市回报率	纽约股市回报率
均值	0.00310284	0.0017436
方差	0.00486076	0.0003567

表三. 回报波动率均值和方差

	上海股市波动率	纽约股市波动率
均值	0.04265396	0.01436957
方差	0.0030476	0.00015283

上海股市周回报均值为 0.003103(每年 17.5 百分点), 远高于 NYSE (纽约股票交易所) 均值的 0.001744 (每年 9.48 百分点)。这些百分率以名义值计算, 因为没有周价格指数可用以平减。为确证上海市场的高回报率主要不是由于中国的高通货膨胀, 我们分析了两国的通货膨胀率。1991-2001 年中国的通货膨胀率(零售物价指数, 213.7(1991), 358.9(2001)—见中国统计年鉴(2000)表 9.2), 约每年 5.3%。美国的通货膨胀率(消费者价格指数, 134.6(1991.1), 175.1(2001.2)), 约每年 2.6%。通货膨胀率 2.7%的差额可用于调整 17.5%与 9.48%的回报率差额, 仍然有约 5.3%的差额。因此我们可以得出结论: 在 90 年代, 投资经济快速增长下的中国股市的回报率要高于投资美国股市的回报率。

以回报率的方差或回报率绝对值的均值衡量的波动率, 上海市场远高于纽约市场, 这意味着前一市场存在着更大程度的不确定性。以第二种方法衡量的波动率的方差也是上海市场远高于纽约市场, 表明上海市场比纽约市场具有更高程度的变动。所有这些统计量的对比数值均如前所预计。

为验证这些比较统计量是否在 1997 年前后有所变化, 我们计算了两个子样本。第一个样本(1997 以前)包括了从 1992 第 1 周到 1996 年最后 1 周的 5 年; 第二个样本(1997 以后)包括了从 1997 年第 1 周到 2002 年 2 月底的 5 年 2 周。

表四 两子样本的回报率和波动率

	上海股市回报率		纽约股市回报率	
	1997 前	1997 后	1997 前	1997 后
均值	0.00429886	0.00194253	0.0020894	0.001408
方差	0.00874352	0.00110981	0.0001801	0.000529
	上海股市波动率		纽约股市波动率	
	1997 前	1997 后	1997 前	1997 后
均值	0.06029907	0.02553557	0.0106528	0.017975
方差	0.00511205	0.00045909	7.057E-05	0.000207

我们从表四观察到上海市场回报的平均率和方差都在下降。回报率均值从 25%减少到 10.6%，大部份归因于通货膨胀率从 1991-1996 年的 11.4%减少到 1996-2002 的-1.0%，使得两时期的实际回报率大体相当。为证实由通货膨胀所致的规模效应能否解释方差从 0.00874 减少到 0.00111，我们计算了标准差比率 $0.0935/0.0333$ 得出 2.81。这高于均值比率 $0.00430/0.00194$ 或 2.22，因此判断以实际量计的波动率已下降。在后一样本期中，以回报率的绝对值计的海市平均波动率，从 0.0603 下降到 0.0255 或 $(0.0603/0.0255)2.36$ ，大多归因于通货膨胀的规模效应，但它的标准差从 0.715 下降到 0.214 并不能同样归因于通货膨胀的规模效应。要着重注意的是第二个样本期中，上海市场回报率的均值和方差，波动率的均值和方差变得越来越接近于纽约市场相应的统计量。在纽约市场中，观察到两变量的均值和方差的变化都相对较小，部份地是由于通货膨胀率的变化没有像中国那么大。两个子样本在统计量上的差异意味着从 1992 年 1 月到 2002 年 2 月以名义值计的回报率和股价波动率不是协方差平稳的时间序列。如果它们是，两时期的均值和方差应该是一致的。相同的数据生成过程是否为各子样本生成数据还有待公开的探讨。

二、价格变动的简单相关

为获取两市场一体化程度的初步图形，我们计算了两市场变量间的简单相关系数。表 5 显示上海、纽约和香港(由香港股票交易 ALL ORDINARY 提供其价格指数。读者亦可由 DATASTREAM 2002C 检得)股票回报率和股价波动率的相关矩阵。

表5 回报率和波动率的相关矩阵

	回报率 (528 个样本)			波动式 (528个样本)		
	沪市	纽约市	港市	沪市	纽约市	港市
上海	1.0000			1.0000		
纽约	-0.0117	1.0000		-0.1388	1.0000	
香港	0.0638	0.3957	1.0000	-0.0128	0.1876	1.0000

首先观察到纽约和香港两市场的回报率和波动率都具有显著的高度正相关，说明两市场是高度一体化的。与之相反，上海和纽约两市场的回报率和波动率都显示出负相关，在波动率上表现得更为强烈且非常显著。这一事实排除了同一因素集同向影响两市场的可能性。这说明上海和纽约两市不是整合的。

上海和纽约两市场回报率近乎为零且不显著的相关说明两市不是整合的。由于上海、纽约两市的波动率在 0.001 水平上是显著的负相关，这需要一个解释。我们以一个命题开始，即各个市场是受一些经济上的经济基础影响的。在同一时期当中美国和中国经历了迥异的经济历史。这一时期的大部份时间里美国经济持续增长，极可能是由信息技术革命所驱动的。另一方面，中国以天安门事件开始这一时期，接着是邓小平 1992 年在深圳宣布的深入市场改革政策导致了经济扩张和通货膨胀，再者是 1995 年开始的朱镕基紧缩财政政策控制通货膨胀，不料又经受了 1997-9 年亚洲金融危机的负面影响。事实上两国家的经济基础有着不同的时间轨迹，这可由两国家 $\ln GDP(t)-\ln GDP(t-1)$ 的相关性看出。由于中国没有提供季度数据，我们计算了 1992-2000 年 $\ln GDP$ 年度变化的相关系数，得出一数值为-0.632。由

于仅有 8 个年度观察值, 这一负相关系数在 5% 水平下显著。因此, 我们可以这样解释: 上海、纽约两市场波动率负相关是由于两国家两个不同的经济基础因素所导致的。尽管我们无法精确地详述这些经济基础因素, 但是我们可以观测到它们的影响即在 GDP 上的明显变化。两国家 GDP 变动是负相关的, 我们可以说这些基础因素大部份是负相关的, 且我们可以考虑波动率的负相关。中、美的基本经济变量相互是结构不相关的, 但恰巧在我们的样本期内是负相关的。如果是这样, 我们可以说纽约、上海两市场股票交易波动率的负相关属伪。

虽然上述的相关矩阵提供了基于回报率和波动率衡量的两市场一体化程度非常有用的信息, 但是, 在得出滞后因变量的延迟效应之后分析多元回归下的相关性是重要的。

三、回 报 率

我们首先考虑以第 T 周股票价格自然对数的变量衡量的回报率。根据有效市场假设, 回报率难以预测。我们希望能证明这一假设在多大程度上是有效的, 以及上海、纽约两市场的回报率去除它们自身滞后期影响之后是不是相关的。

1 回报率的自回归

上海市场回报率

为利用自身过去值构建一个模型来解释上海市场回报率, 我们分别计算了包含有 1 到 8 个滞后项模型的 AIC 值, 发现当滞后期为 1 时 AIC 值最小。而且, B-G(Breusch-Godfrey) 检验进一步证实了一期滞后模型残差序列不相关的存在。这个一阶自回归模型在表 6 栏 2 中给出。

在原假设(有效市场)下, 回报率是序列不相关的, 我们用双尾 T-检验发现系数 0.1035 在 0.035 水平下是显著的。在这意义上, 我们不能确切地保证上海市场在这一时期内市场有效的假设。稍后当数据分为两个子样本时, 我们将对这一假设加以评论。

纽约市场回报率

为选择解释纽约股票回报率的滞后阶数, 我们计算了滞后 1 到 8 阶模型的 AIC 值, 发现在滞后期为 1 时 AIC 值最小。而且, 应用于一期滞后模型的 B-G(Breusch-Godfrey) 检验进一步证实了残差的序列不相关的存在。这一结果在表 6 栏 5 中给出。负相关系数 -0.0833 在 0.057 水平下显著, 说明纽约股票周回报率可能有一个小的负序列相关。当将样本分为两个时期时我们将对这一现象作进一步的研究。

回报率自回归参数的稳定性

为证实自回归模型参数在 1997 年之后是否有变化, 我们分别估计了 1997 年之前和 1997 年之后两样本的模型(如栏 3、栏 4 显示上海市场; 栏 6、栏 7 显示纽约市场)。

对于上海市场, 整体样本中滞后变量的正系数在两个子样本中变得不显著(5%水平下)。这表明正序列相关, 如果存在, 只是在增长初期盛行的一个暂时现象。对两个子样本的参数稳定性作邹氏检验, 给出统计量 $F(2, 523)$ 仅为 0.2489, 远比 20% 临界值 1.61 要低, 不能拒绝没有结构变化的原假设。估计系数巨大的标准误使得无法拒绝原假设。我们也可以得出结论: 两个子时期的有效市场假设是有效的。

对于纽约市场, 由回归系数揭示的负序列相关绝对值在第一子期要比第二子期大。再次, 由于两时期估计参数巨大的标准误, 邹氏检验统计量 $F(2, 523)$ 为 0.6936 不能拒绝两子

样本系数相同的原假设。基于第二子时期的论据，有效市场假设得以保持。

2、检测其它市场当期和滞后期回报率的附加效用

Bekeart 和 Harvey (1995)已观察到新兴市场与发达市场之间回报率的相关性是低的。利用上海和纽约市场，我们可以检测这一观察的真实程度。首先我们以当期上海回报率为因变量，其滞后期和纽约回报率的当期与滞后期为解释变量对这一关系进行检测。结果在表 7 栏 2 中显示。在-0.1 的 t 统计量下，同期纽约回报率系数对上海回报率没有影响。在多元框架中纽约市场的可能影响由纽约当期和滞后期回报率对上海当期回报率的综合影响说明。由于纽约回报率系数 t 统计值小，假设它们都为 0 的 F 检验不予拒绝，且支持两市场不是一体的结论。而且，检验三个变量组合的显著性，包括上海变量的滞后期，得出统计量 $F(3, 523)$ 为 2.13，仅在 9.6% 水平下显著。在这一意义上，基于上海回报率的有效市场假设得到进一步支持。

我们以纽约回报率为因变量进行同样的操作。结果在表 7 第 5 栏中。再次地，因为当期上海回报率系数是非常不显著的，没有发现同期的一体化。(注意到它的 t 统计量同上海市场回报率回归方程中当期纽约市场回报率系数的 t 统计量一样，因为两个都是在保持两滞后值不变下两当期值的偏相关系数。)同样地上海变量系数也是联合不显著的，从解释纽约市场回报率的角度进一步证实了两市场不是整合的。我们也可以检验所有的三个变量的联合显著性，包括纽约变量的滞后期，并获得一个统计量 $F(3, 523)$ 为 1.53，仅在 20.7% 水平下显著。这一附加论据再次地支持了有效市场假设。

这一关系在 97 年之后发生变化吗？

表 7 栏 3、栏 4 显示了上海回报率的子样本模型，栏 5、栏 7 显示纽约回报率的子样本模型。

对于上海回报率的解释，在考虑了纽约回报率的可能影响之后，上海市场自身滞后值系数在两个子样本都变得不显著了。由于系数的标准误差大，邹氏检验 $F(4, 523)$ 为 0.3961 (20% 水平下临界值为 1.5)，不能拒绝模型系数在两时期稳定的假设。纽约回报率在两样本的回归揭示，只有滞后的纽约市场回报率在第一个子样本中是显著的，但邹氏检验 $F(4, 523)$ 为 0.5014，不能拒绝两子样本回归系数一致的假设。

四、波动率的多元回归

1、波动率的自回归

为构建模型以解释上海、纽约两市的波动率，首先要考虑的是它们自身的过去值。我们依据三个标准来决定各模型中滞后因变量的个数：单独参数估计的显著性，AIC 最小值和残差序列相关的存在。一次包含一个滞后因变量，我们通过观察这三个标准来构建一个模型以解释各市场的当期波动率。

为解释上海股价的波动率，我们发现第一、二、四滞后期的系数是高度显著的。1 到 8 期滞后模型的 AIC 值在四个滞后期时最小。而且，应用于四阶滞后模型的 B-G(Breusch-Godfrey) 序列相关检验得出滞后残差系数的 t 统计量为 -1.02， P -值为 0.308。当且仅当包含有三期滞后时残差出现正的序列相关。表 8 栏 2 显示了四阶滞后模型的结果。

为解释纽约股价的波动率，我们发现加入第五期滞后期后各系数的显著性下降。一次加入一个滞后期并观察最后一个滞后期的显著性水平，发现第一、二、四、五滞后期在 0.05

水平下各自是显著的,第三、六、七和八期是不显著的。AIC 值在四阶滞后时最小。然而, B-G(Breusch-Godfrey)检验明显显示了在四阶滞后模型中存在着序列相关。再加入一期滞后,序列相关消失且 AIC 值仅是略有上升。因此我们为纽约波动率选择了五阶滞后自回归,如表 8 第 5 栏中所示。

如众所周知的,两市场滞后变量正的且显著的系数说明波动率易于与其自身滞后值有正的相关。纽约市场波动率模型的 ROOT MSE(0.01208)远比上海市场的(0.05102)要低,意味着前者可以以较高的精确度进行预测。波动率残差方差的比较进一步证实了通过比较非条件方差得出的结论,即上海波动率有着较高度度的变动和较差的可预测性。

为检验两市场的结构变化,我们把样本分为两部份,97 之前与 97 之后。上海市场的自回归模型显示在栏 3、栏 4,纽约市场的显示在栏 6、栏 7。对上海两子样本系数相等的邹氏检验得出统计量 $F(5, 514)$ 为 4.26,明显拒绝参数稳定的原假设(显著性 0.001 水平的临界值仅为 0.71)。对纽约市场两子样本的邹氏检验得出统计量 $F(6,511)$ 为 4.53,同样明显拒绝在解释纽约市场波动率中参数稳定的原假设。

2 分析其它市场滞后期波动率的附加影响

接着我们介绍其它市场变量的滞后值,通过对滞后自变量系数集显著性的 F 检验以确定它们是否是前市场波动率的格兰杰因。

如果我们要解释上海市场的波动率,我们根据 AIC 值和残差序列的不相关来选择纽约市场波动率的滞后期数。包含有两个纽约市场滞后期的 AIC 值非常接近于仅含有一期滞后的最小值,但消除了序列相关。因此我们选择两期滞后模型,结果显示在表 9 栏 2。这些结果进一步证实了上海、纽约两市场波动率的负相关。纽约市场两滞后期负的系数各自在 0.053 和 0.061 水平下显著。纽约市场两滞后变量的联合显著性的 F 检验得出 F-统计量为 3.92 和 P-值 0.0204。纽约市场波动率在统计上是上海市场波动率的反向格兰杰因。这一反向关系已在两国经济基础因素不同的时间轨迹中解释过了。

当加入五期上海市场滞后波动率来解释纽约市场波动率时,只有上海市场第一期滞后变量系数在 0.1 水平下是显著的。AIC 值在仅含有上海市场一期滞后时是最小的。而且, B-G(Breusch-Godfrey)检验揭示此模型中无序列相关。一阶上海市场滞后模型显示在表 9 栏 6 中。上海市场滞后变量负的系数在 0.034 水平下是显著的,意味过去时期上海市场波动率的上升会引进纽约市场波动率的下降。上海市场波动率在统计上同样也是纽约市场波动率的格兰杰因。而且,比较两市场的最佳波动率模型,我们再次发现纽约市场波动率的回归有较小的残差方差,因此比上海市场波动率更易于预测。

3 多元设置中波动率的协方差显著吗?

为合并解释上海市场波动率的即时因果关系,我们在回归中加入了其它市场的当期变量值。上海市场的结果显示在表 9 栏 3 中,纽约市场的显示在表 9 栏 7 中。

所有纽约市场变量的系数都是负的,再次揭示了前面所发现的负的关系,尽管当期纽约市场波动率系数仅在 0.138 水平下是显著的。没有两市场变量的滞后期的当期上海市场波动率对当期纽约市场波动率的简单回归,得出一个估计系数 -0.62,在 0.001 水平下显著。在加入了其自身滞后期和它市场滞后期后这一估计数值下降到 -0.272,在 0.138 水平下显著。然而在动态设置当中,我们应检验纽约市场当期和滞后期对上海市场波动率的联合影响,使用统计量 $F(3,516)$ 为 3.36,在 0.187 水平下显著。这个再次加强了两市场当期波动率的反向关系。

加入当期上海市场波动率以解释纽约市场波动率,在表 9 栏 7 中我们发现,当期上海

市场变量的系数为-0.0166, 在 0.1 水平下显著, 但两上海变量的系数都在 0.0284 水平下显著, 统计量 $F(2,515)$ 为 3.58。在考虑两市场过去期波动率的影响之前, 当期纽约市场波动率对当期上海市场波动率的简单回归得出一个估计系数为-0.03, 在 0.001 水平下显著。两结果都支持了两市场波动率的反向关系。

1997 年之后有结构变化吗?

在波动的自回归模型中我们已发现上海、纽约的参数都高度地不稳定。证实当它市场的波动率变量加入模型作为解释变量改进模型时参数的不稳定性是否仍然存在是有饶有趣味的。我们已估计了 97 之前和之后的两个子样本的模型, 如在表 9 中栏 4、栏 5 所示的上海市场的和栏 8、栏 9 所示的纽约市场的。

97 之前上海市场波动率的回归模型中, 纽约市场波动率的当期和滞后期负的系数没有一个显著的, 三个变量的统计量 $F(3,248)$ 仅为 1.06, P-值为 0.368, 表明联合影响是不显著的。97 之后, 相应的统计量 $F(3,260)$ 为 1.31, 仅在 0.27 水平下显著。因此, 对于两时期, 在调整了上海市场滞后变量的影响后, 上海市场和纽约市场波动率之间没有显著的负相关。这一结果与整体样本的显著负相关性相矛盾。而且, 97 之后子样本模型的 ROOT MSE 变得更小, 意味着尽管模型不是一个正确的数据生成过程, 波动率的条件方差会随着上海市场变得更成熟而减少。对两子样本的所有系数相等的邹氏检验给出统计量 $F(8,508)$ 为 2.209 且极为显著, 因为这一统计量的临界值在 0.001 水平下仅为 0.592。如果系数暂时不稳定, 人们可能会质疑模型在两时期有效的假设了。如果假设是无效的, 给出的统计分析仅可以被解释为概括经济历史的确定因素的描述性统计, 而不是正确定义的统计模型的估计和检验了。

观察纽约市场波动率的模型, 我们发现两个上海市场滞后变量的联合影响在第一时期是不显著的, 统计量 $F(2,247)$ 为 0.41, P-值为 0.664。第二时期也如此, 统计量 $F(2,260)$ 为 2.21, P-值为 0.112。回顾一下整体样本下两个上海市场滞后变量的联合影响在 0.0284 水平下是显著的, 统计量 $F(2,515)$ 为 3.58。因此, 整体样本中, 两个上海市场滞后变量表现出对纽约市场波动率负的联合影响, 而对各个子样本的影响却是不显著。这与关于纽约市场变量对上海市场波动率负的联合影响的结果是相似的。纽约市场波动率回归的参数绝非暂时地不稳定的, 这从邹氏检验得出的统计量 $F(8,507)$ 为 3.34, P-值比 0.01 小得多中可以看出。从如此不稳定的参数中, 人们会质疑, 这一方程是否真的代表了两个子样本的数据生成过程。

五、结 论

本文中我们提出了两种结论, 一个基于统计经验发现, 另一个是基于经济计量学方法。

这里有六个经验发现。前二两个是关于对两市场都有效的回报率和波动率各自的时间序列性质。第二和第三是基于这两个变量处理上海和纽约市场的比较。余下的两个是在两市场两变量的联动。

首先, 关于两市场回报率的动态性质, 我们可以说, 在上海、纽约两市两个子样本中周回报率都是近似序列无关的情况下有效市场假设必然是有效的。对这一说明有两个辅助的要求。在上海市场回报率中发现自身滞后期有一个弱的正效应, 但在第二子样本中消失了。在纽约市场回报率中发现滞后期有一个较强的负效应, 但也是在第二子样本就消失了。对于整体样本, F 检验证明了上海、纽约市场回报率所有变量的联合影响是不显著的, 不能拒绝回报率是随机且序列无关的原假设。其次, 关于波动率的动态性质, 我们发现两市场其自身滞后变量存在着正的效应, 因此进一步证实了众所周知的波动率具有正的序列相

关结论。然而，上海和纽约市场波动率的自回归和包含有它市场当期和滞后期的回归都是暂时不稳定的。这表明尽管波动率有正的序列相关，但由于它的不稳定，难以确定一个回归方程。

再次，上海市场有比纽约高的回报率均值。整体样本中，上海市场较高的回报率均值部份地但非主要地是由于中国较高的通货膨胀率的结果。就是在第二时期中国的通货膨胀率变为 0 或略负，上海市场的回报率仍然较纽约市场高，但在第二时期两市场的差距缩小。第四，以回报率的方差或回报率的平均绝对变化量衡量的波动率，上海市场都较纽约高，这一现象无法由中国较高的通货膨胀率完全解释。第二种衡量波动率的方法本身就受上海市场有着较高度不确定性的支配。作为一个新兴市场，上海市场有着较高的波动率且波动率本身有着较高的方差，但在第二时期随着上海市场变得更成熟，它与纽约市场的差距减少。

第五，两市场波动率有显著的负相关，而两市场回报率却是不相关的。如由两市场以其自身滞后值和它市场波动率当期和滞后期进行的回归所示，在考虑加入其自身滞后值后，这一负相关依然存在。对整体样本而言，解释市场波动率的它市场波动率变量负的联合影响是显著的，但在两个子样本中都是不显著的。当出现正序列相关时，所有解释上海、纽约市场波动率的回归是高度不稳定的。第六，考虑到回报率和波动率缺乏正相关，我们可得出结论：上海、纽约两市场在我们的样本期内是非整合的。波动的负相关由两市场遗漏变量的作用来解释。上述的结果是中国资本市场没有与世界资本市场一体化的表现，但一体化程度可能会随着中国成为 WTO 成员而有所提高。总体上，本文的经验结果提供了一份中国在其经济发展过程中部份金融历史的记录。

基于经济计量学方法的实践有四个观察。第一个是利用自回归作为时间序列分析的一个标准工具。由于缺少对有关时间序列的经济理论知识，经济计量学家经常选择向量自回归为数据生成过程。我们对上海、纽约两市场回报率的波动率的研究表明这一数据生成过程有时可能是无效的。上海股市的波动率似乎无法由其自身滞后期和纽约市场当期和滞后期充分解释。许多未知变量遗漏。经济数据有时是各种各样因素以一种非常复杂的方式相互作用的结果，它无法由简单的富有吸引力的二元自回归充分模拟。

第二是运用格兰杰因果检验来确定因果影响的存在。本文表明，如果一个重要的简化假设是错误的，格兰杰检验会给出误导性的结果。回顾一篇经济计量学文章(邹, 1983, P212), 我们发现：“X 引起 Y，给出一个至少包括 (X_t, Y_t) 的信息集 A_t 。如果利用 X_t 的过去值比不用它们可以更好的预测 Y_t ... 为确定包含有 X_t 和 Y_t 的二元时间序列模型的因果关系我们做了两个简化的假设。首先，集合 A_t 仅包括 X_t 和 Y_t ...” 如果包含在模型之外的其它变量影响因变量成为疑问，如同我们的二元波动率模型，由格兰杰因果检验得出的结论会被误解。如果我们在当前没有其它重要变量提供的错误假设下解释检验的结果，我们将错误地认为纽约市场波动率是上海市场波动率负的格兰杰因，上海市场对纽约市场也是一样。这一反向关系可被解释为是由于尚未详述的两国经济基础因素不同的时间轨迹的结果。这表明了众所周知的遗漏变量对回归系数估计的影响。

第三，“伪相关”在时间序列分析中的存在经常是遗漏变量的结果而非单位根的存在。尽管独立时间序列各自有一单位根会产生伪相关，可能在经济计量学实践中经常出现的伪相关不是由于单位根的存在。如果单位根是因，它们可通过一阶差分作协整分析转换非平稳模型为平稳模型以消除伪相关。(下转第 87 页)

由于遗漏变量，伪相关会存在于平稳模型中。本研究表明，当不期望波动率有单位根

时，上海和纽约两市场回报率的波动率之间存在伪负相关。

第四，本研究建议价格对数变化的绝对值是股票价格且可能是其它经济变量的一个方便的衡量。绝对值的使用，如果应用于时间序列模型的残差，可提供对于常用的 ARCH 类模型另一个选择。这两种模型的相对价值尚有待研究。

编者注：因篇幅有限，删去表 6—9。读者若需要了解其中的信息，可查看原文表格。

译者单位：厦门大学经济学院计统系
邮 编：361005