



北京大学

本科生毕业论文

题目：中国加入WTO后, 中、韩、日的
股价相关性变化分析
-基于VAR-EGARCH模型

姓 名：姜荣镇

学 号：1400090103

院 系：数学科学学院

专 业：数学与应用数学

指导教师：杨静平教授

二〇二〇 年 五 月

摘要

本论文以KOSPI200、上证指数和日经225的数据来分析韩国、中国和日本资本市场之间的相关性。尤其集中于中国加入WTO，对三者相关性的影响。通过利用VAR-EGARCH模型，验证各指数收益率和波动性之间的关系。还利用常数条件相关系数模型和动态条件相关系数模型来验证相关系数随时间的变化，中国加入WTO影响三国的相关性程度，结果如下。

上证指数与KOSPI200的相关性有所增加却不太明显。变化后的相关系数也没超过0.1。VAR估计后发现VAR(2)模型的系数也大多数变大了，但是变化程度不大，还是不能说中国失去了独立市场的特性。通过分析DCC模型可以发现相关系数的变化趋势。在2001年前，有时候呈现负的相关性，但是2001年后相关系数都是正的。上证指数和日经225之间的分析结果也跟KOSPI200相似。最引人注目的结果是KOSPI200和日经225的关系。这两个指数的相关系数超过了0.3，并且中国加入WTO后增加幅度也是最大的。这说明韩国和日本的资本市场早已经相当开放了，跟中国贸易的比重比较大。中国的出口使韩国和日本能解决生产力不足的问题。

本论文在第一章介绍了研究的背景和问题，还介绍了研究时采用的方法和工具。第二章讲述了从相关性开始到VAR-EGARCH模型的基础概念，进一步阐述了常数条件相关系数和动态条件相关系数的结构和原理。第三章开始实证分析。先进行了基础统计分析，分析三个收益率序列的特征和平稳性。最终说明VAR-EGARCH模型、常数条件相关系数和动态条件相关系数的统计结果。

关键词

相关性，资本市场，VAR-EGARCH，常数条件相关系数，动态条件相关系数

目录

第一章 绪论

- 1.1 研究背景
- 1.2 问题提出
- 1.3 先行研究
- 1.4 研究方法

第二章 理论

- 2.1 基础概念
 - 2.1.1 相关性
 - 2.2.1 时间序列
- 2.2 VAR-EGARCH模型
 - 2.2.1 VAR模型
 - 2.2.2 EGARCH模型
- 2.3 常数条件相关系数 (CCC) 动态条件相关系数 (DCC)

第三章 实证分析

- 3.1 资料和基础统计分析
- 3.2 VAR-EGARCH模型分析结果
- 3.3 随时间变化的相关系数分析结果
 - 3.3.1 常数条件相关系数 (CCC)
 - 3.3.2 动态条件相关系数 (DCC)

第四章 结论

参考文献

第一章 绪论

1.1 研究背景

中国、韩国和日本虽然经济发展速度有点不同，但一直促进开放资本市场，预计今后会更加开放。这是因为资本市场的开放是经济发展的开始。比如，当中国2001年末加入世界贸易组织（WTO）之后，中国取得了辉煌的发展。从中国的GDP年增长率来看也能感觉到资本市场的开放深深影响了中国经济的发展。中国加入WTO前后的GDP增长率有明显的变化。从1997年到2001年的中国平均GDP年增长率为8.3，从2002年到2006年的平均GDP年增长率为10.7。十年之内，经济增长率如此上升是艰难的事情。这意味着在这一时间段内中国发生了某种特殊的经济变化。中国加入WTO促进了中国跟其他国家更加活跃的贸易和交流。世界贸易组织提供中国发挥生产力的舞台，所以中国实现经济增长只是一个时间问题。此外，中国最近逐步放宽外商投资比重限制，并且扩大业务领域，吸引外资。中国金融监管部门正在完善资本市场，扩大对外开放，落实CSI300指数期权，解除对金融行业外资持有的限制，放宽合格境外机构投资者(QFII)及人民币合格境外机构投资者(RQFII)限制，扩大外汇交易条件。中国证监会宣布，从2020年起，逐步放宽对基金公司和证券公司持有外资比例的限制。近期，中国A股同时被纳入MSCI, FTSE Russell, 标准普尔和道琼等全球三大指数，同时外资加速流入中国A股。

年份	中国GDP年成长率 (%)
1997	9.23
1998	7.84
1999	7.67
2000	8.49
2001	8.34
2002	9.13
2003	10.04
2004	10.11
2005	11.4
2006	12.72

中国的这些变化不仅对中国且对其他国家也产生了巨大影响。根据韩国贸易协会进行的贸易统计，2015年度韩国总出口额为5.27万亿美元，其中对中国的出口额为1.37万亿美元。这是韩国出口比重中最高的数值。2015年度韩国自中国的总进口额为4.36万亿美元，进口比重为20.7%，也是最高的数值。日本对中国贸易的依赖性也是很高的。所以中国、韩国和日本资本市场之间有密切的关系，同时很多经济学家时刻关注周围国家资本市场的变化以及变化所带来的影响。

1.2 问题提出

1991年WTO成立。与此同时,韩国加入了WTO,之后1995年1月1日日本加入组织,最后2001年12月11日中国加入了WTO。中国加入WTO意味着中国活跃的贸易,中国活跃的贸易意味着积极促进中韩日的交流。我们已经知道中国加入WTO给其他国家带来什么样的影响,但我们还不知道中国是否受到与韩国、日本相似的影响,也不知道中国是否失去了独立性。证券界长久以来的传言中有“美国股市一咳嗽韩国股市就感冒”的说法。这意味着世界各国的证券市场有着密切的关系,相互影响。特别是各种经济大事件对各国之间会产生巨大的影响。比如,中国市场本来在美国金融危机爆发前,价格和波动性都未受到其他国家的影响,但金融危机爆发后,中国市场受到美国市场的影响,不再被视为一个独立的市场。中国市场对美国市场的影响力也在金融危机后增加,美国市场和中国市场的相互依存性增加了。中国加入WTO以后,中国可能对外产生影响的同时也是受到影响的一方。也可能中国还具有着独立市场的性质。通过比较中国、韩国和日本三者之间的相关性,我们可以比较哪两个国家之间的相关性有比较大的变化,中国的资本市场失去独立市场性质的程度,也可以预测到中国以后的资本市场开放对其他国家的影响程度。

1.3 先行研究

在金融时间序列模型化最关注的是波动性。特别在预测资产收益率的趋向的时候,研究过去的信息对未来的影响是非常重要的事情。Engle(1982)利用ARCH模型,第一次把金融时间序列模型反映在经济分析。此后,关于金融时间序列的许多研究发展很快。Bollerslev(1986)提出了GARCH模型,全称为广义自回归条件异方差模型,是ARCH模型的扩展。但是ARCH模型和GARCH模型只能处理单变量数据,不能解释金融市场里许多波动性之间的相关性。所以后来经济学家开始研究多变量金融时间序列模型。比如说,MGARCH模型是把GARCH模型向量化的模型,它能够处理多变量的时间序列。还有Koutmos(1996)用多变量VAR-EGARCH模型研究了英国、意大利、法国和德国这四个国家股票市场的收益率和变动的相关性。他发现了国家之间存在收益率和波动性的相互依存性,和非对称波动溢出效应。Bollerslev(1990)提出了常数条件相关系数模型(CCC模型)。Engle(2002)提出了动态条件相关系数模型(DCC模型)。VAR-EGARCH模型、CCC模型和DCC模型都能够分析多变量时间序列模型。尤其因为CCC模型和DCC模型比其他模型需要估计的参数更少,所以被广泛应用于分析。S. M. Choi(2009)用CCC模型和DCC模型来分析韩国的20个金融时间序列资料,比较这两个模型的预测能力。最后她发现一般情况下这两个模型的预测能力没有那么大的差异,但在对风险的预测上,大多数情况下,DCC模型的性能都优于CCC模型。

1.4 研究方法

本研究的假设是“2001年中国加入WTO以后的中国指数跟韩国和日本指数比2001年前更有相关性”。通过比较中韩、中日的指数，研究中国加入WTO影响中韩日市场的相关程度，并且通过研究韩日指数的相关性来测量中国加入WTO以后的独立程度。本文里我会用从1997年到2006年的每日数据。中国指数用‘上证指数，韩国指数用‘KOSPI200’，日本指数用‘日经225’。收益率取对数收益率来进行分析。对数收益率具有可加性，所以对计算的方便性和公式的直观性方面有很大的好处。计算处理工具以Python为主，还用了EXCEL、EViews和Oxmetrics统计软件。金融时间序列具有后尾分布，其方差不总是存在的，因此不能用线性相关系数来反映它们的相关性。我这里选择的模型是VAR-EGARCH模型。用VAR-EGARCH模型分析价格和变动性的关系，并且用常数条件相关系数（CCC）动态条件相关系数（DCC）来分析两个市场之间的相关性变化。

第二章 理论

2.1 基础概念

2.1.1 相关性

相关性的是指两个变量的关联程度。用相关性可以测量数据或变量之间的波动和趋势的一致性。如果一个变量高的值对应于另一个变量高的值，低的值对应低的值，那么这两个变量正相关，相反则两个变量负相关。通过计算几个变量之间的相关系数能测量它们的相关性。相关性还有一个重要概念是自相关性。自相关性是指一个变量在不同时间之间存在的相关性。一个变量具有较高的自相关性，意味着它的过去状态和未来状态处于密切的关系。

2.1.2 时间序列

（1）时间序列的自相关系数

对于时间序列 $\{X_t\}, t = 1, 2, \dots, N$ ，任取 $u, v \in t$ ，自协方差函数 $\gamma(u, v)$ 可以如下定义。

$$\gamma(u, v) = E(X_u - \mu_u)(X_v - \mu_v)$$

通过自协方差函数可以定义自相关系数 $\rho(u, v)$ 。

$$\rho(u, v) = \frac{\gamma(u, v)}{\sqrt{\text{Var}(X_u)\text{Var}(X_v)}}$$

(2) 时间序列的平稳性

时间序列 $\{X_t\}, t = 1, 2, \dots, N$, 的平稳条件。

- I) $E(X_t) = \mu < \infty$
- II) $\text{Var}(X_t) = E[(X_t - \mu)(X_t - \mu)'] = \sum X < \infty$
- III) $\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)'] = \gamma_k < \infty$

一个时间序列平稳，它的方差和协方差与 t 无关，并且 X_t 和 X_{t+k} 的自协方差只依赖于 k 。也就是说，即使平稳时间序列因暂时的冲击而偏离了趋势值，但最终还是具有回归趋势值的倾向。如果一个时间序列不平稳，它随时间的过去不规则波动越来越大。所以首先要把它转换成平稳序列然后进行检验，不然结果会出现错误。为了分析时间序列的平稳性，需要进行单位根检验。检验平稳性的方法有几种，在本论文上用的是 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 单位根检验法。ADF 原假设为，序列存在单位根，即非平稳。若通过 ADF 检验得到的统计量显著小于 3 个置信度 (1%, 5%, 10%) 的临界统计值，说明拒绝原假设。若数据不平稳，则可以做差分变换，查看是否差分后平稳。

2.2 VAR-EGARCH 模型

2.2.1 VAR 模型

VAR 模型是向量自回归模型 (Vector auto regressive)。有 N 个变量的 VAR(P) 模型可以如下表示。

$$y_{i,t} = C_i + \sum_{j=1}^N \beta_{i,j}^1 y_{j,t-1} + \dots + \sum_{j=1}^N \beta_{i,j}^p y_{j,t-p} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

VAR 模型是 AR 模型的推广。AR 模型是单变量的自回归模型，而 VAR 模型是多个变量向量化的自回归模型。这个式子的直观意义是 t 时刻的收益率通过 N 个变量 $t-p$ 到 $t-1$ 时刻的收益率线性表示。如果 $\beta_{i,j}^p$ 越接近 1, $y_{i,t}$ 和 $y_{j,t-p}$ 的相关性也越高。相反地，如果 $\beta_{i,j}^p$ 越接近 -1, $y_{i,t}$ 和 $y_{j,t-p}$ 的相关性越低。

2.2.2 EGARCH 模型

GARCH 模型是自回归条件异方差模型 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)，是 ARCH 模型的推广。GARCH(p, q) 模型可以如下表示。

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad \text{其中 } z_t \sim iid N(0,1)$$

上面公式中， σ_t^2 是方差， z_t 是服从标准正态分布的随机变量。 ε_t 是VAR模型里的误差，它服从均值为零、方差为 σ_t^2 的正态分布。GARCH(p, q)模型认为时间序列每个时间点变量的波动率是最近p个时间点残差平方的线性组合，与最近q个时间点变量波动率的线性组合加起来得到。即GARCH模型的条件方差不仅是滞后残差平方的线性函数，还是滞后条件方差的线性函数。因而GARCH模型适合在计算量不大时，方便的描述高阶的ARCH过程，具有更大的适用性。

EGARCH模型是Nelson在1991年首次提出的。EGARCH中的E指的是指数(Exponential)。EGARCH模型克服了GARCH模型处理正负收益率时波动率出现对称的问题。EGARCH模型可以如下表示。

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j g(z_{t-j}) + \sum_{j=1}^p \gamma_j \ln(\sigma_{t-j}^2),$$

$$\text{其中, } g(z_t) = |z_t| - E|z_t| + \delta z_t, \quad z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$$

EGARCH的一个主要优点是它把波动取对数。因此在估计过程中，不需要参数限制。相反，当估计GARCH(1, 1)时，通常估计过程限制在大于零。所以EGARCH模型是分析金融时间序列的很好的工具。EGARCH模型的主要参数是标准化误差 $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ ，这里的 ε_t 是VAR模型的误差项。 σ_t^2 是方差。EGARCH(p, q)就是对数方差关于 $t-1$ 到 $t-q$ 时刻的标准化误差和 $t-1$ 到 $t-p$ 时刻的方差的函数。分析EGARCH模型时，需要估计的系数有 α_0 、 α_j 、 γ_j 和 δ 。其中 γ_j 代表的是波动的持续性。 γ_j 越高，一旦发生影响变动性的经济事件，这一事件在相当长的时间内持续影响日后的变动性。 δ 代表的是非对称变动性的存在。如果 $\delta > 0$ ，利好因素将比利空消息带来更高的波动性增加。如果 $\delta < 0$ ，利空因素将比利好消息带来更高的波动性增加。

为了易于计算和分析，在本论文中VAR的p值取2。EGARCH的p值取1，q值取1。如果p和q值取太大的话，计算会很复杂并且容易出现误差。相反，如果p和q值太小的话，分析的时候只能反映前一天的影响。最终在分析时使用的VAR-EGARCH模型可以如下表示。

$$R_{i,t} = C + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j}^1 R_{j,t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j}^2 R_{j,t-2} + \varepsilon_{i,t}, \quad i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} (|z_{j,t-1}| - E|z_{j,t-1}| + \delta_j z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln \sigma_{i,t-1}^2 \right], \quad z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$$

$R_{i,t}$: t时刻i市场的对数收益率, $i, j = 1, 2, 3$ (1: KOSPI200, 2: 上证指数, 3: 日经225)

$\varepsilon_{i,t}$: 误差, 服从均值为零、方差为 $\sigma_{i,t}^2$ 的正态分布

$\sigma_{i,t}^2$: 方差

$z_{i,t}$: 服从标准正态分布的随机变量

第一个式子是韩国、中国、日本数据的 VAR(2) 模型。因为 p 取值 2, 所以各指数的收益率可用三个指数的前两天收益率 ($R_{j,t-1}$ 和 $R_{j,t-2}$) 来表示。换句话说, 以两天的收益率能预测到后一天的收益率。

第二个式子是 EGARCH 模型。两边取指数, 等式左边只剩方差, 等式右边变成一个指数函数。把 $g(z_t) = |z_t| - E|z_t| + \delta z_t$ 带入后可以得到上面 EGARCH 式子。

2.3 常数条件相关系数 (CCC) 和动态条件相关系数 (DCC)

$$CCC : \rho_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^N z_{i,t} z_{j,t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^N z_{i,t}^2 \sum_{t=1}^N z_{j,t}^2}}, \quad z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$$

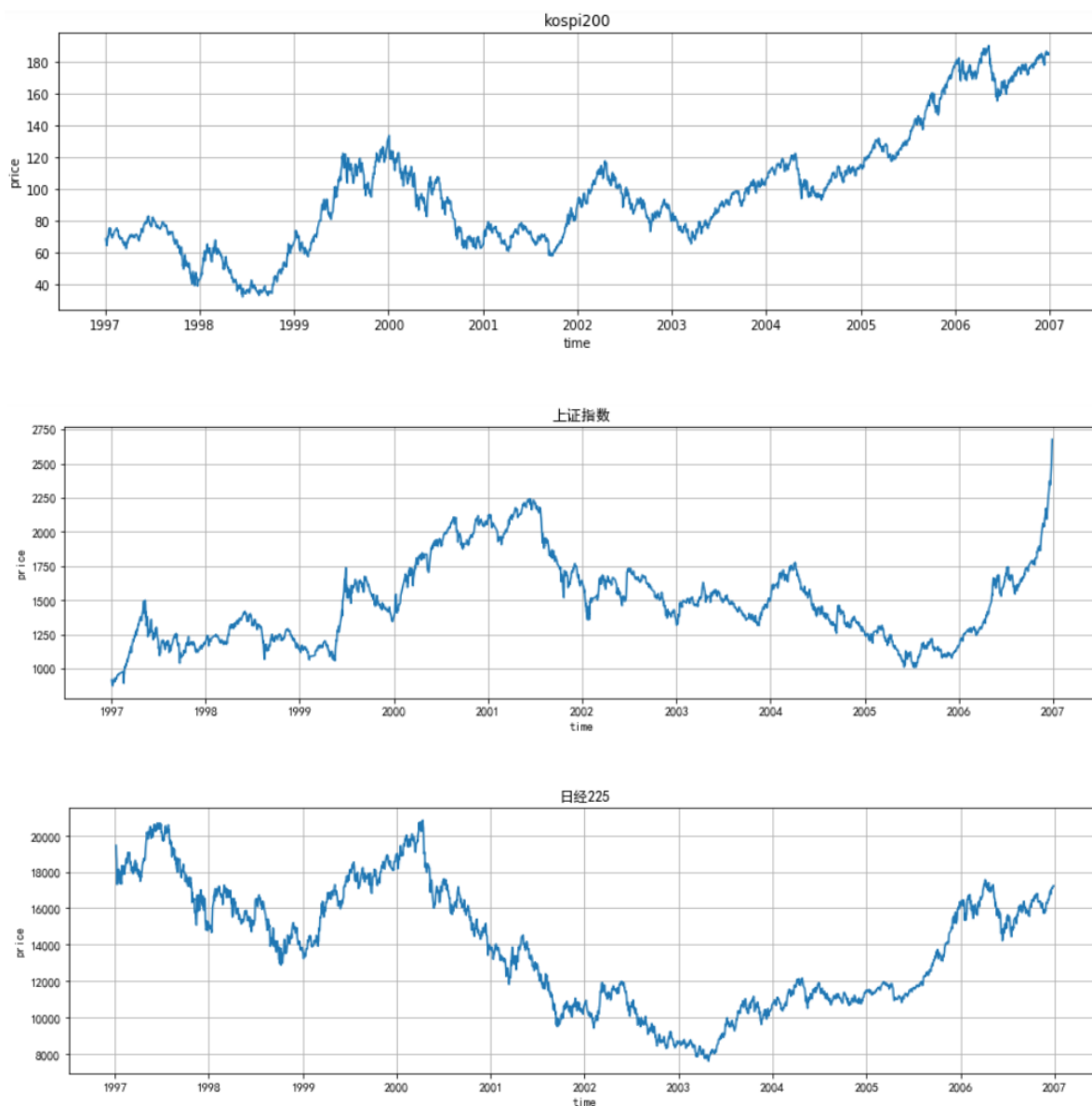
$$DCC : \rho_{ij,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \gamma_i^s z_{i,t-s} z_{j,t-s}}{\sqrt{(\sum_{s=1}^{t-1} \gamma_i^s z_{i,t-s}^2)(\sum_{s=1}^{t-1} \gamma_j^s z_{j,t-s}^2)}}, \quad z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$$

上面的两个式子是 CCC 和 DCC 的定义。两个式子里都有 EGARCH 里的标准化误差项 ($z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$)。CCC 的构造跟一般的相关系数的构造很相似, 差异只在于里面的参数。常数条件相关系数的参数是 $z_{i,t}$, 而一般的相关系数的参数是收益率的偏差 ($R_i - \bar{R}_i$)。两个相关性的效果也很相似, 都可以验证两个时间序列的相关性。但是动态相关系数比常数条件相关系数包含更多信息, 效果也更多。动态相关系数 $\rho_{ij,t}$ 包含时间变量 t, 式子的分子分母都加到 t-1 项。并且式子里还有一个参数 γ_i 。 γ_i 是 EGARCH 里的参数。 γ_i 越高, 收益率的波动持续性越高。所以通过计算 DCC, 我们可以看相关系数随时间变化趋势。

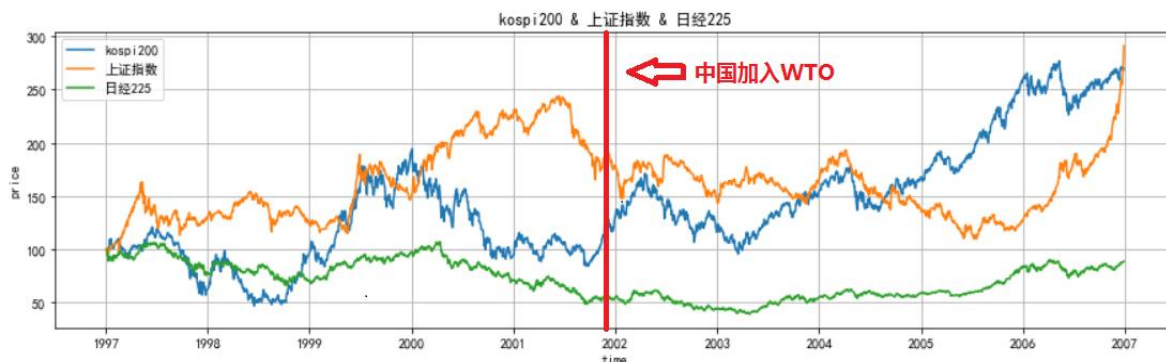
第三章 实证分析

本研究中需要的数据从中国 wind 平台收集。收集的的股价数据是 KOSPI200、上证指数和日经 225 的从 1997 年 1 月 3 日到 2006 年 12 月 29 日的每日数据 (120 个月)。中国加入 WTO 的前后分成两个时间段, 第一个时间段是从 1997 年 1 月 3 日到 2001 年 12 月 28 日, 第二个时间阶段是从 2002 年 1 月 2 日到 2006 年 12 月 29 日。分析工具为 Python、Excel、Eviews 和 Oxmetrics。

3.1 资料 and 基础统计分析



上面是 1997 年到 2006 年的 KOSPI200、上证指数和日经 225 的股价趋势。KOSPI200 和日经 225 总体上有着非常相似的趋势。虽然上涨和下跌的幅度不一致，但几乎在同一时期内同步上涨或下跌。在 2002 年后，上涨和下跌幅度也很相似。还有一个突出的特点是 2006 年的上证指数。从 2006 年开始，上证指数迅速上涨。这个现象维持到 2008 年底。主要原因是制度因素，比如股改，上市公司收益的提高以及人民币升值带来的价值重估。



KOSPI200、上证指数和日经 225 以 1997 年 1 月 3 号为标准值（100）合并在一个图像里。从直观上看，KOSPI200 和上证指数的变动比较大，日经 225 比较平稳。从 2000 年到 2001 年末，KOSPI200 和上证指数明显地具有相反的趋势，但是中国加入 WTO 之后的趋势比以前更相似。这 10 年内 KOSPI200 和上证指数的增长率比较大，都上升了 260% 左右，而日经 225 下降了 20%。这是因为日本在这期间内经历了经济萧条。从 1990 年到 2000 年代日本的经济增长率很低，这影响了股价趋势。综上所述，三个指数的趋势都有不同的特点，并且很难找到宏观上的相关性。但是再深入分析的话，这三个指数的收益率可能有看不见的相似点。下面开始用各指数的对数收益率来进行基础统计分析。

	KOSPI200	上证指数	日经 225
样本量	2225	2225	2225
平均	0.0004647	0.0004831	-0.000055
标准误差	0.0005164	0.0003288	0.0003281
中位数	0.0007988	0.0003529	-0.000055
标准差	0.0243573	0.0155034	0.0154789
样本方差	0.0005933	0.0002404	0.0002396
峰度	3.9878001	5.5923719	2.6837070
偏度	-0.023486	0.0780706	-0.108646
最小值	-0.129986	-0.093342	-0.090145
最大值	0.1460458	0.0940079	0.0783037
总和	1.0340198	1.0747863	-0.121291

从 1997 年到 2006 年的日收益率总样本量是 2225。为了减小误差，排除了各市场休市日的收益率，只算了三个市场都开市的收益率。可发现各指数的平均都小于 0.1%。KOSPI200 和日经 225 的偏度取负值，上证指数的偏度取正值。三个指

数的峰度都大于零，所以他们都具有尖峰分布。但是它们的峰度不是过大的，可以看成它们的分布跟正态分布非常近似。

	JB 检验	p 值
KOSPI200	1462.935	0.0
上证指数	2880.599	0.0
日经 225	666.183	0.0

当检验总样本量大于 2000 时，Jarque-Bera 正态检验是一个合理的检验法。所以采取 Jarque-Bera 检验方法（JB test）来进行正态检验。结果 JB 值最小的是日经 225，为 666.183。但是三个指数的 p 值都小于 0.001，接受正态检验假设。

日收益率

	kospi200	上证指数	日经225
kospi200	1		
上证指数	0.020699	1	
日经225	0.406617	0.074805	1

周收益率

	kospi200	上证指数	日经225
kospi200	1		
上证指数	0.056753	1	
日经225	0.451003	0.043138	1

上面是整个时间段中三个指数的日收益率和周收益率的相关系数。从日收益率的相关系数能看出 KOSPI200 和日经 225 的相关系数为 0.407，可以说它们两个具有一定的相关性。但是上证指数与其它两个指数的相关性比较低。因为相关系数都大于零，所以它们的关系不是负相关，但是整体上看中国显现着独立市场的特性。为了减小误差再次计算了整个区间上的周收益率的相关系数，但是与日收益率相关系数没有太大的差异。因此，也适合利用日收益率作以下的统计。

中国加入WTO前的日收益率

	kospi200	上证指数	日经225
kospi200	1		
上证指数	-0.00439	1	
日经225	0.331082	0.05182	1

中国加入WTO后的日收益率

	kospi200	上证指数	日经225
kospi200	1		
上证指数	0.077173	1	
日经225	0.597013	0.108253	1

上面是中国加入 WTO 前后的相关系数。虽然差距不太大，中国加入 WTO 后的相关系数都比以前更大。KOSPI200 和日经 225 的相关系数为 0.6。这对于金融市场相关系数来说，是一个非常高的数据。也就是说，两者有着非常密切的关系。相反，上证指数的相关系数小于 0.1，这几乎可以看作是无相关的数据。

时间序列的平稳性

		KOSPI200 T统计量	上证指数 T统计量	日经225 T统计量
ADF检验统计量		-34.58769	-47.04088	-49.33901
置信度	1%	-3.433096	-3.433095	-3.433095
	5%	-2.862639	-2.862639	-2.862639
	10%	-2.567401	-2.567401	-2.567401

为了深入分析金融时间序列，需要检验序列是否适合分析。如果时间序列不平稳，必须要差分，把它变成平稳序列后进行分析。上面是 ADF 单位根检验结果。ADF 检验得到的统计量都明显小于 3 个置信度的临界统计值，说明三个时间序列都平稳，不用再差分。

3.2 VAR-EGARCH模型分析结果

VAR的估计中P值取2，分析工具为Eviews。

整个时间段 VAR-EGARCH 模型分析结果

VAR 估计结果

$$VAR(2): R_{i,t} = C + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j}^1 R_{j,t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j}^2 R_{j,t-2} + \varepsilon_{i,t}, \quad i, j = 1, 2, 3$$

标准误差() & t-统计量[]

	KOSPI200 (i=1)	上证指数 (i=2)	日经225 (i=3)
KOSPI200 (-1) ($\beta_{i,1}^1$)	0.051277 (0.02320) [2.21001]	-0.002650 (0.01481) [-0.17894]	0.034808 (0.01474) [2.36182]
KOSPI200 (-2) ($\beta_{i,1}^2$)	-0.062295 (0.02319) [-2.68577]	-0.001311 (0.01480) [-0.08859]	0.000476 (0.01473) [0.03232]

上证指数(-1) ($\beta_{i,2}^1$)	-0.011380 (0.03339) [-0.34080]	0.000606 (0.02131) [0.02842]	-0.015844 (0.02121) [-0.74704]
上证指数(-2) ($\beta_{i,2}^2$)	-0.032722 (0.03336) [-0.98092]	-8.77E-05 (0.02129) [-0.00412]	-0.017267 (0.02119) [-0.81488]
日经225(-1) ($\beta_{i,3}^1$)	0.021035 (0.03667) [0.57362]	0.038963 (0.02340) [1.66501]	-0.069505 (0.02329) [-2.98398]
日经225(-2) ($\beta_{i,3}^2$)	-0.007676 (0.03666) [-0.20936]	-0.028579 (0.02340) [-1.22147]	-0.050908 (0.02329) [-2.18594]
C	0.000488 (0.00052) [0.94568]	0.000475 (0.00033) [1.44242]	-4.34E-05 (0.00033) [-0.13246]

EGARCH的估计中p和q都取1，分析工具为Oxmetrics。

EGARCH 估计结果						
$\sigma_{i,t}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} (z_{j,t-1} - E z_{j,t-1} + \delta_j z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln \sigma_{i,t-1}^2 \right], \quad z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$						
标准误差()						
	$\alpha_{i,0}$	$\alpha_{i,1}$	$\alpha_{i,2}$	$\alpha_{i,3}$	δ_i	γ_i
KOSPI200 (i=1)	0.0173 (0.004)	0.1556 (0.021)	-0.0013 (0.018)	-0.0214 (0.016)	-0.3410 (0.049)	0.9772 (0.004)
上证指数 (i=2)	0.0364 (0.005)	-0.0713 (0.022)	0.2118 (0.021)	0.0203 (0.022)	-0.1986 (0.056)	0.9665 (0.005)
日经 225 (i=3)	0.0081 (0.003)	0.0161 (0.017)	-0.0234 (0.013)	0.1063 (0.018)	-0.2401 (0.088)	0.9784 (0.004)

上面是对整个时间段进行 VAR(2) 和 EGARCH(1, 1) 分析结果。在 VAR 的估计结果，每列可以看成是一个式子，它由各市场的前两天收益率和一个常数项构成。如果 $\beta > 0$ ，意味着该指数对当天的指数加以正的影响。如果 $\beta < 0$ ，意味着该指数对当天的指数加以负的影响。从结果上能看到 $\beta_{1,2}^1$ 、 $\beta_{1,2}^2$ 、 $\beta_{3,2}^1$ 、 $\beta_{3,2}^2$ 都小于 1。这表明在整个期间内韩国和日本的股价根本没有受到中国的影响。中国的情况也差不多。 $\beta_{2,1}^1$ 、 $\beta_{2,1}^2$ 、 $\beta_{2,3}^1$ 、 $\beta_{2,3}^2$ 的值也接近零，这说明中国是一个独立市场。KOSPI200 和日经 225 之间的数值也不高。这可能因为 p 的值设定为 2，所以两天

前的收益率产生了不利的影响。从结果上看，一天前的数据总是高于两天前的数据。这说明各国时时价格变化立即给其他国家影响。

在 EGARCH 的估计结果，每行可以看成是一个式子。每个式子中的 γ_i 都接近 0.97。这代表三个指数的波动持续性程度相似，并且比较高。它们的波动不是时刻地变化，而一个经济事件会给波动性持续的影响。三个指数的 δ_i 都小于零。这表明利空因素将比利好消息带来更高的波动性增加。

中国加入 WTO 前后区分之后 VAR-EGARCH 模型分析结果

VAR 估计结果

$$VAR(2): \quad R_{i,t} = C + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j}^1 R_{j,t-1} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j}^2 R_{j,t-2} + \varepsilon_{i,t}, \quad i,j = 1,2,3$$

标准误差() & t-统计量[]

	KOSPI200 (i=1)		上证指数 (i=2)		日经225 (i=3)	
	前	后	前	后	前	后
KOSPI200 (-1) ($\beta_{i,1}^1$)	0.051384 (0.03190) [1.61079]	0.059562 (0.03731) [1.59630]	-0.006193 (0.01781) [-0.34781]	0.017046 (0.03171) [0.53757]	0.037324 (0.01764) [2.11601]	0.024336 (0.03174) [0.76682]
KOSPI200 (-2) ($\beta_{i,1}^2$)	-0.072018 (0.03187) [-2.25953]	-0.030206 (0.03732) [-0.80931]	-0.010090 (0.01779) [-0.56712]	0.031115 (0.03172) [0.98100]	-0.003974 (0.01762) [-0.22547]	0.018989 (0.03175) [0.59817]
上证指数 (-1) ($\beta_{i,2}^1$)	-0.022841 (0.05414) [-0.42188]	0.009994 (0.03550) [0.28157]	-0.009843 (0.03022) [-0.32573]	0.016080 (0.03016) [0.53309]	-0.017881 (0.02994) [-0.59728]	-0.010465 (0.03019) [-0.34664]
上证指数 (-2) ($\beta_{i,2}^2$)	-0.056408 (0.05394) [-1.04582]	-0.001806 (0.03553) [-0.05084]	-0.023561 (0.03011) [-0.78261]	0.032565 (0.03020) [1.07844]	-0.023248 (0.02982) [-0.77950]	-0.011765 (0.03022) [-0.38928]
日经225 (-1) ($\beta_{i,3}^1$)	0.051641 (0.05775) [0.89417]	-0.033930 (0.04409) [-0.76954]	0.074357 (0.03224) [2.30658]	-0.022883 (0.03747) [-0.61071]	-0.102114 (0.03193) [-3.19759]	-0.024393 (0.03750) [-0.65045]
日经225 (-2) ($\beta_{i,3}^2$)	-0.032688 (0.05788) [-0.56475]	0.014829 (0.04407) [0.33651]	-0.022866 (0.03231) [-0.70774]	-0.048880 (0.03745) [-1.30525]	-0.084667 (0.03201) [-2.64539]	-0.018187 (0.03748) [-0.48525]
C	0.000299 (0.00091) [0.32825]	0.000663 (0.00050) [1.33803]	0.000595 (0.00051) [1.16861]	0.000381 (0.00042) [0.90577]	-0.000607 (0.00050) [-1.20415]	0.000436 (0.00042) [1.03580]

EGARCH 估计结果							
$\sigma_{i,t}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} (z_{j,t-1} - E z_{j,t-1} + \delta_j z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln \sigma_{i,t-1}^2 \right], \quad z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$							
标准误差()							
		$\alpha_{i,0}$	$\alpha_{i,1}$	$\alpha_{i,2}$	$\alpha_{i,3}$	δ_i	γ_i
KOSPI200 (i=1)	前	0.0181 (0.005)	0.1442 (0.022)	-0.0172 (0.015)	-0.0191 (0.020)	-0.3167 (0.075)	0.9769 (0.005)
	后	0.0073 (0.008)	0.0506 (0.023)	0.0972 (0.028)	0.0148 (0.019)	-2.1533 (0.991)	0.9801 (0.006)
上证指数 (i=2)	前	0.0323 (0.018)	-0.0732 (0.025)	0.2073 (0.024)	0.0194 (0.031)	-0.2454 (0.082)	0.9712 (0.007)
	后	0.0541 (0.018)	-0.0254 (0.021)	0.1618 (0.038)	0.0581 (0.033)	-0.0186 (0.143)	0.9548 (0.015)
日经225 (i=3)	前	0.0057 (0.003)	0.0111 (0.017)	-0.0336 (0.014)	0.0983 (0.022)	-0.1811 (0.131)	0.9813 (0.005)
	后	0.0181 (0.010)	-0.0012 (0.013)	0.0701 (0.031)	0.0809 (0.045)	-1.4986 (0.693)	0.9704 (0.009)

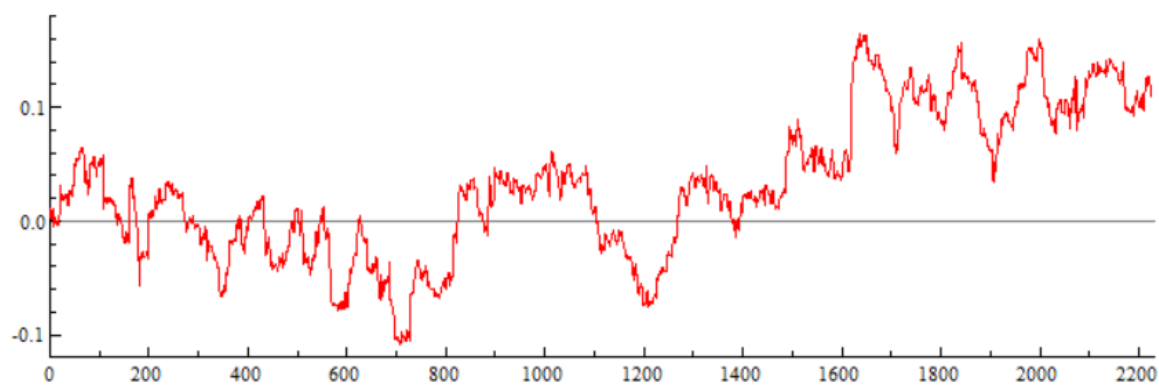
中国加入WTO后的VAR估计数据大部分比以前更高，并且一天前的数据高于两天前的数据。 $\beta_{1,2}^1$ 、 $\beta_{1,2}^2$ 、 $\beta_{2,1}^1$ 、 $\beta_{2,1}^2$ 都比以前上升了。这说明KOSPI200和上证指数有相关性的变化。但是变化后的值还是小于0.1，这只能代表弱相关性。此外，上证指数和日经225之间没有明显的变化。有的数值降低了，有的上升了。EGARCH估计结果中的 γ_i 都与0.97接近， δ_i 都取负值。

	KOSPI200		上证指数		日经225	
	前	后	前	后	前	后
KOSPI200	1	1				
上证指数	-0.010326	0.084888	1	1		
日经225	0.342652	0.575306	0.041204	0.099279	1	1

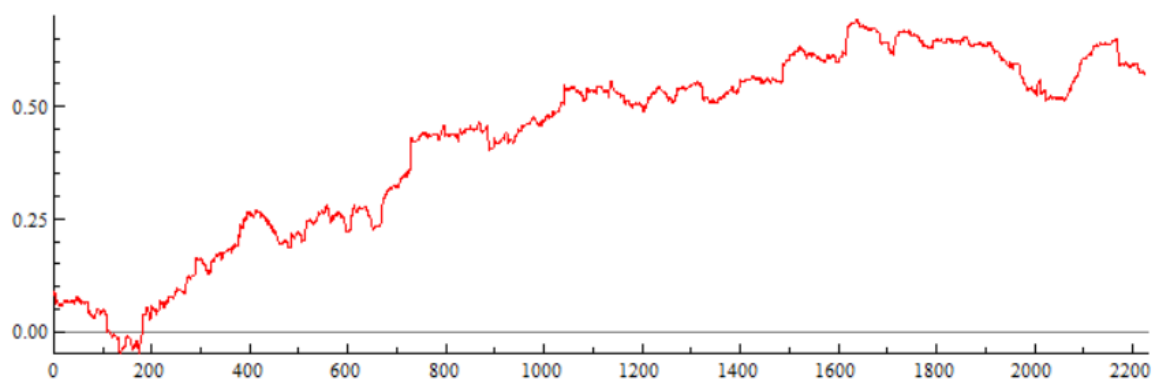
上面是中国加入WTO前后的常数条件相关系数。结果跟3.1中的相关系数相近。KOSPI200和日经225的系数比较高，并且上升了0.233，上升幅度比其他两个系数大得多。这个意思就是中国的贸易发展不但影响中国与其他国家的关系，而且影响周围国家之间的关系。KOSPI200和上证指数的常数条件相关系数大概上升了0.094。上证指数和日经225的常数条件相关系数上升了0.058。两个都有一些上升，但是系数都低于0.1。因此看不出很高的相关性。

3.3.2 动态条件相关系数 (DCC)

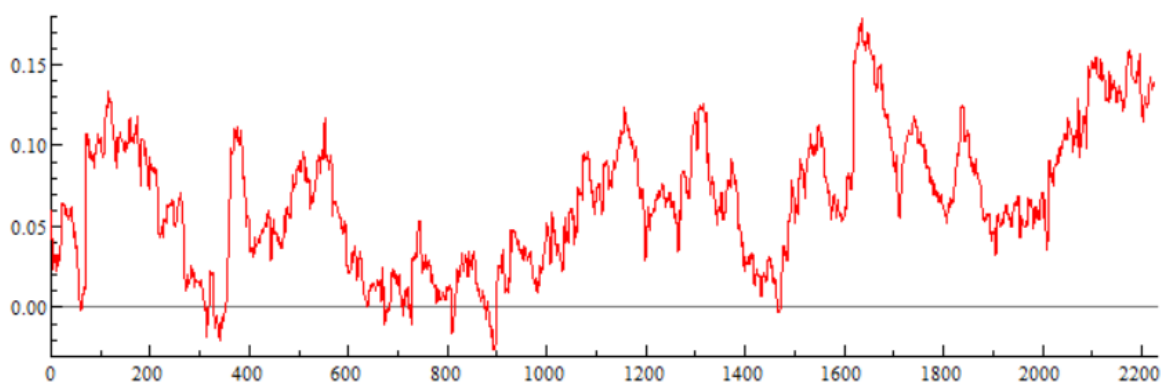
KOSPI200 和上证指数的动态条件相关系数



KOSPI200 和日经 225 的动态条件相关系数



上证指数和日经 225 的动态条件相关系数



上面是各指数之间的动态条件相关系数。横轴的数代表样本量。观测的总样本是从 1997 年到 2006 年，总样本量为 2225。我以中国加入 WTO 的日期为基准点，比较左右的动态相关系数的变化趋势。中国加入 WTO 之前的总样本量是 1106。计算工具是 Oxmetrics。

以 1100 为中心分析左右趋势，变化最明显的是 KOSPI200 和日经 225 的动态相关系数。图上能看到它们的相关系数不是一开始高的。刚开始它们的相关系数是 0.1，但是 1 年后开始持续上升，最高点是 0.7 左右。这意味着韩国和日本之间有明显的经济事件或者相互之间产生强烈影响。中国加入 WTO 后，仍然保持持续增长，但为了确认这是否受到了加入 WTO 的影响，要分析与上证指数的动态相关系数。上证指数与其他两个指数的相关系数也有明显的特点。在 2002 年前，很多时间段上系数取负值，并且有许多个与零点的交叉点。这意味着中国加入 WTO 之前，两个指数具有随机的相关性，没有明显的相似点。但是 2002 年末以后相关系数曲线没有跟零点的交叉点。虽然最高点小于 0.2，但是细看 -0.2 到 0.2 的区间，前后的变化是非常明确的。

第四章 结论

本论文用 VAR-EGARCH 模型对中国、韩国和日本的资本市场进行相关性分析，并且用常数条件相关系数和动态相关系数来分析各指数之间的相关系数的变化，结果如下。

中国市场比韩国和日本市场具有更大的独立性。中国加入 WTO 后，中韩日资本市场之间的关系更加密切，却变化不是很明显。加入后的结果不能说中国完全失去了独立性，但是随着时间的过去，彼此之间产生了更大的相关性。这可能是由于中国加入 WTO 后，在东亚及世界范围内促进更多的贸易，所以世界的经济热点给中国和世界各国市场产生了相似的影响。韩国和日本是跟中国贸易最活跃的两个国家，因此中国加入 WTO 后韩日之间的相关性也有上升。从动态条件相关系数能到发现相关系数的变化趋势。相关系数的最主要变化点是 2002 年。在 2002 年前，有的时间段内相关系数取负值。但是在 2002 年后，相关系数都大于零，并且越来越上升。KOSPI200 和日经 225 之间的动态相关系数的最大值是 0.7 左右，之后也保持 0.5 以上。如此大的变化代表了不仅中国的影响外有其他的因素存在。不可否认的是中国资本市场开放确实存在一定的影响。

到 21 世纪初，中国呈现出许多独立市场的面貌，但此后又实施了许多资本市场开放政策。所以如果用最近的数据再做研究，自然会出现更高的相关性。今后随着中国进一步开放资本市场，亚洲国家之间将产生很多影响，相关性将进一步提高。因此，现代人们应该更加敏感地反映其他国家的变化。韩国和日本的个人投资者本来对中国股价变化并不在意，但今后应该要关注中国的经济状况和股价变化。

这项研究得出的结果具有变数。因为这段时间发生的经济大事件，除了中国加入 WTO 之外，还有很多。例如，2002 年的韩日世界杯对股价的影响也很大，还有美国的经济危机也对亚洲经济产生了很大的影响。但可以确切得出的结论是，

今后随着亚洲国家资本市场的开放，亚洲股票市场的相关性也会提高。所有国家都应该对此关注且敏感地反应。

参考文献

1. Koutmos.G, Modeling the dynamic interdependence of major European stock markets, 1996, Journal of Business Finance & Accounting 23, 975-988
2. S.M.Choi, Analysis of Multivariate-GARCH via DCC Modelling, 2009, KCI22, 995-1006
3. 黄立君, 晋同祥, 基于 EGARCH-M 模型的伊斯兰股票市场稳定性研究, 2019, 甘肃理论学刊, 107-115+
4. 邓丽杰, 基于 Copula 函数的证券市场相关性分析, 2011, 西安电子科技大学
5. J.I.Choi, Volatility & Correlation Analysis of the East Asian Stock Market - Focusing on Korea • Japan • China • Hong Kong • Taiwan, 2017, The Journal of the Korea Contents Association, 165-173
6. 李庆章, 中国股市与全球股市之间的动态相关性分析—基于 DCC-GARCH 模型, 2018, 首都经济贸易大学