

中国 A 股市场与世界主要股市的非对称相依性

陈建宝^{1,2}, 嵇铸瑶³, 崔振⁴

(1. 福建师范大学 数学与信息学院, 福建 福州 350117; 2. 厦门大学 宏观经济研究中心, 福建 厦门 361005;
3. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005; 4. 海通证券股份有限公司 北京债券融资部, 北京 100029)

摘要: 当前, 中国市场正逐步成为全球最重要的股票市场之一, 中国 A 股市场与国际股票市场之间的联系变得越来越紧密, 各市场间的相互关系也变得越来越复杂。基于 Zheng 等(2012)提出的广义相关测度(GMC), 可实证研究中国 A 股市场与世界主要股票市场(美国、英国、德国、日本和中国香港)之间的非对称相依性。结果表明: 中国 A 股市场与世界主要股票市场间呈现出显著的非对称相依性。整体而言, 外围股票市场对中国 A 股市场的影响强于中国大陆股票市场对外围股票市场的影响; 但随着时间的推移, 中国 A 股市场与世界主要股票市场间的相依性正逐步加强, 且对外围股票市场的影响能力亦在增强。

关键词: A 股; 股票市场; 广义相关测度; 非对称相依性

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 0438-0460(2018)06-0062-12

一、引言

20 世纪 90 年代以来, 新兴发展中国家通过贸易自由化和金融开放在全球经济一体化的进程中扮演着日益重要的角色。国家之间贸易自由化程度的提高和贸易规模的扩大极大地促进了世界经济规模的扩张。而信息技术的迅猛发展、国际资本的迅速膨胀、金融产品的不断创新和市场运行效率的日益提高更是加速了金融自由化和全球化的进程。中国作为仅次于美国的全球第二大经济体, 其资本市场发展对世界资本市场的重要作用日益突显。

股票市场是资本市场的重要组成部分, 其对经济资源配置、企业投融资和市场信息揭示等方面都有着举足轻重的作用。我国股票市场已历经二十余载, 在开始的几年里, 由于经验不足, 监管当局十分谨慎, 我国股票市场与国际股市的关系较为独立。过去的十几年是我国股票市场发展的关键时期。自 2001 年正式加入世界贸易组织之后, 我国加快了开放国内资本市场、实现与国际市场接轨的步伐, 在放松市场管制、完善市场运行机制等方面采取了一系列重要举措, 如 2002 年和 2006 年分别正式引入 QFII 机制和 QDII 机制, 2005 年启动股权分置改革, 2014 年 11 月“沪港通”

收稿日期: 2018-01-22

基金项目: 国家社科基金项目“半参数变系数空间自回归模型的理论及应用研究”(16BTJ018); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“集聚经济下的中国地方政府财税行为研究”(15JJD790029); 福建省自然科学基金项目“几类新的变系数空间自回归模型的估计和应用研究”(2017J01396); 福建省高校创新团队培育计划; 福建师范大学创新团队(IRTL1704)

作者简介: 陈建宝, 男, 云南曲靖人, 福建师范大学数学与信息学院教授、博士生导师, 厦门大学宏观经济研究中心兼职研究员, 经济学博士; 嵇铸瑶, 女, 吉林吉林人, 厦门大学经济学院博士研究生; 崔振, 男, 湖北武汉人, 海通证券股份有限公司北京债券融资部工作人员。

(沪港股票市场互联互通机制)正式启动,以及汇率改革、证券法修订、注册制改革、T+0交易制度、“深港通”等政策和制度的推进,等等。经过多年的发展,我国股票市场正逐步成为全球最重要的股票市场之一,我国股票市场与国际股票市场之间的联系变得越来越紧密,各市场间的相互关系也变得越来越复杂。2007年2月27日中国股市的暴跌事件引发了世界股市大范围暴跌,2008年1月22日和2009年3月3日美国股市的暴跌又引发了中国股市的大跌,2015年6月至7月中国“股灾”也引发世界各国股市的下跌,这些现象表明中国股市已不再是一个独立的股票市场。

股票市场之间的相依性^①在资本风险管理中发挥着重要作用。当股票市场完全分割时,风险不可能在各个市场间传递,从而避免了来自外界的冲击,这也是中国在1997—1998年的亚洲金融危机中能够幸免的原因(洪永森等,2004)。而当股票市场之间存在较强的相依性时,风险就会在各个市场溢出,在经济动荡或经济危机期间,股票市场之间的相依性会表现得更强。

目前,我国股票市场正处于快速发展阶段,在始于2015年的“股灾”还未完全消退的背景下研究中国股票市场与国际股票市场间的相依性问题,对金融市场的风险控制、金融监管以及对投资者投资策略构建等均具有重要的现实意义。

二、文献回顾

关于我国股票市场和世界股票市场之间相依性的研究,国内国外学者进行了卓有成效的工作,文献丰富。一部分学者认为我国股票市场与国际主要股票市场相依性较弱。陈守东等(2006)采用协整分析和误差修正模型研究了1992年11月20日至2002年7月12日间各主要股票市场指数与中国沪深指数之间的关系,结果发现我国股票市场与国际各股票市场间不存在协整关系,我国股票市场与国际股票市场相分离。洪永森等(2004)采用风险-Granger因果关系法分析了中国证券市场A股、B股和H股之间以及中国股市与世界其他股票市场之间的溢出效应,研究结果表明B股、H股与世界其他股市之间存在较强的风险溢出效应,A股虽然与韩国、新加坡股市之间存在着一一定的风险溢出效应,但与世界其他发达国家的成熟股市之间不存在任何风险溢出效应。韩非和肖辉(2005)对2000—2004年中美两国股票市场的联动性进行研究,发现由于该期间严格的金融管制使得中国股票市场处于相对封闭的状态,两国股票市场之间的相关性较小。Lai和Tseng(2010)的研究表明,无论市场是正常的还是异常的,中国股市与G7国家股市之间均不存在明显的相依性。

另一部分研究发现,我国股票市场与国际主要股票市场相依性在逐渐增强或呈现时变特征。Hyde等(2007)运用AG-DCC-GARCH模型研究了亚太地区国家、欧洲和美国股市间关系,发现中国与其他被研究国家股市间存在显著的时变条件相关性。骆振心(2008)运用多元协整检验研究了中国股市与英国、美国、德国、日本及中国香港地区股市关联性,发现股权分置改革后,中国股市与世界主要股市间的联动性逐渐加强。李晓广和张岩贵(2008)通过构建回归模型研究了次贷危机前后中国股市与世界股市的联动性,发现总体上联动性不强,但有逐渐增强的趋势。曾五一和罗薇薇(2009)运用GJR-GARCH-ADCC模型对中国A股、B股和H股三个市场的相关性进行研究,发现国内证券市场融合度加深,联动性增强。Wang等(2010)运用时变Copula方法研究了中国股市与世界其他主要股市间的动态相依性,发现中国股市与日本股市及亚洲股市间存在较强的相依性。吴吉林和张二华(2010)运用机制转换动态Copula方法,研究了次贷危机中以沪市为代表的内地股市与美、日、港股间的相依性结构变化,研究发现次贷危机中沪市与日、港股间的相依性上升,而沪市与

^① 参考Patton(2006),本文所指的相依性(Dependence)包括变量间任何线性与非线性关系,而一般的Pearson相关性(Correlation)仅指变量间的线性关系。

美股间的相依性反而下降。吴恒煜等(2013)选取2004年1月1日到2009年6月30日中国大陆、中国香港和日本、英国和澳大利亚五个股票市场日收盘价的道琼斯数据,采用三状态 Markov 机制转换模型研究这些股市间相依性结构变化,研究发现危机发生时,中国与香港股市间相依性大幅上升,次贷危机后中国股市与其他股市间的相依性较弱。郑国忠(2014)采用多个模型探讨了我国大陆、香港和台湾股指期货市场间相依结构及其组合配置风险,研究发现香港与台湾期市间的相依性均最强,二者具有很高的信息溢出效率及市场融合度。Fang 等(2015)采用 DDAC-GARCH 模型来研究中美两国股市间的相关关系,发现中美两国股市间存在动态非对称相依性。

通过上述梳理不难发现,现有文献的研究方法大多属于传统的相关分析法和计量模型分析方法(如 GARCH 模型、Copula 方法和 Markov 机制转换模型等)。传统的 Pearson 相关系数能够测度两个变量之间的线性相依性,却无法捕捉数据的非线性相依特征。计量模型分析方法能够提取数据特定结构的信息,但种类繁多、构造复杂。本文尝试利用一种新的相依性测度方法——广义相关测度(GMC)研究中国大陆股市与世界主要股市的相依关系。该测度法的优势在于:(1)能够从时间角度来刻画变量在区间内的一系列非线性相依性;(2)能够比较某一变量影响其他变量和受到其他变量影响的效果;(3)需要较少的假设条件,得到更多的信息和更加可靠的结论。

三、研究方法介绍

(一) 广义相关测度(GMC)的定义和性质

广义相关测度(Generalized Measures of Correlation, GMC)的概念是由 Zheng 等(2012)提出的。GMC 的定义来自于方差分解公式:

$$\text{var}(Y) = \text{var}(E(Y|X)) + E(\text{var}(Y|X)) \tag{1}$$

其中, $E(X^2) < \infty$ 且 $E(Y^2) < \infty$ 。我们用 $\text{var}(E(Y|X)) / \text{var}(Y)$ 表示给定 X 条件下 Y 的解释方差,即有

$$\text{GMC}(Y|X) = \frac{\text{var}(E(Y|X))}{\text{var}(Y)} = 1 - \frac{\text{var}(E(Y|X))}{\text{var}(Y)} = 1 - \frac{E\{[Y - E(Y|X)]^2\}}{\text{var}(Y)} \tag{2}$$

在回归模型 $Y = g(X) + \varepsilon$ 中,当 $g(X) = E(Y|X)$ 时,有 $\text{GMC}(Y|X) = R^2$ 。但 R^2 主要用于回归分析,GMC 则可以用来测度随机变量间的解释方差。

当变量 X 和变量 Y 都存在有限二阶矩,GMC 具有以下性质:

性质 I. GMC 取值范围为 0 到 1,即 $0 \leq \text{GMC}(Y|X), \text{GMC}(X|Y) \leq 1$,且当变量 X 与 Y 相互独立时,有 $\text{GMC}(Y|X) = \text{GMC}(X|Y) = 0$ 。

性质 II. GMC 与 Pearson 相关系数 r_{XY} 之间存在一定关系,当 $r_{XY} = \pm 1$ 时, $\text{GMC}(Y|X) = \text{GMC}(X|Y) = 1$;当 $r_{XY} \neq 0$ 时, $\text{GMC}(Y|X) \neq 0, \text{GMC}(X|Y) \neq 0$;当 $\text{GMC}(Y|X)$ 与 $\text{GMC}(X|Y)$ 二者其一为零时 $r_{XY} = 0$; $\text{GMC}(Y|X) \geq r_{XY}^2$ 且 $\text{GMC}(X|Y) \geq r_{XY}^2$ 。

性质 III. 假设 $Y = g(X) + \varepsilon$,其中 X 与 ε 相互独立,且 $g(X)$ 和 ε 都存在有限二阶矩, $g(\cdot)$ 可以是线性函数或者非线性函数,则

$$\text{GMC}(Y|X) = \frac{\text{var}(g(X))}{\text{var}(g(X)) + \text{var}(\varepsilon)}$$

特别地,如果 $g(X) = ax + b, a \neq 0$ 则 $\text{GMC}(Y|X) = r_{XY}^2$;对于的极值 1, $\text{GMC}(Y|X) \Leftrightarrow g(X)$ a. s.;若 g 是一对一的可测函数,则 $\text{GMC}(Y|X) = \text{GMC}(X|Y) = 1$,若 g 不是一对一的,则 $\text{GMC}(Y|X) = 1 > \text{GMC}(X|Y) \geq 0$ 。

上述三个性质表明:(1)在特殊情形下,GMC 与 Pearson 相关系数等价(性质 II 和性质 III);(2)GMC 可以用来刻画两个变量间的非线性或非对称相关关系,而常见的 Pearson 相关系数只能刻

画两变量间的线性相关关系。另外, 相较 Pearson 相关系数而言, 能够比较出两个变量间更加重要的变量。虽然 Zheng 等(2012) 列举了一些满足 $GMC(Y|X) = GMC(X|Y)$ 的理想情形, 如双变量正态分布序列或满足特殊条件的 t 分布(尖峰后尾) 序列等, 然而, 在实际应用中, 我们发现 $GMC(Y|X)$ 和 $GMC(X|Y)$ 常常不相等。实际上, 比较两者的大小关系有助于判别解释能力更强的变量。如 $GMC(Y|X) > GMC(X|Y)$ 意味着经济变量 X 对 Y 的变动的解释能力大于 Y 对 X 变动的解释能力, 即是说 X 对于 Y 的影响能力更强。在经济金融分析中, 人们常常关注事物间的相互影响是如何动态发展的, 然而 Pearson 相关系数无法捕捉孰强孰弱, GMC 能够在这一方面能够发挥更大的实用价值。

(二) 广义相关测度的估计

由于 GMC 定义中含有条件均值及条件方差, 在实际应用中计算起来不太方便。在已有文献中, 例如 Fan 和 Yao (1998) 提到了计算条件方差的方法。本文将采用非参数核密度方法来估计 GMC。

不妨令 $f^X(x)$ 和 $f^Y(y)$ 分别表示随机变量 X 和 Y 的密度函数, $\{(X_i, Y_i), i = 1, 2, \dots, K, n\}$ 是二维随机变量 (X, Y) 的一个随机样本。定义 $R^1 = (-\infty, +\infty)$, X 积分下限为: $l_x = \inf\{x: f^X(x) > 0, x \in R^1\}$, 上限为 $U_x = \sup\{x: f^X(x) > 0, x \in R^1\}$, Y 积分下限为: $l_y = \inf\{y: f^Y(y) > 0, y \in R^1\}$, 上限为 $U_y = \sup\{y: f^Y(y) > 0, y \in R^1\}$ 。为了表示方便, 我们在后面的式子中将略去所有积分的上下限。由式(2)可知

$$GMC(Y|X) = 1 - \frac{E\{[Y - E(Y|X)]^2\}}{\text{var}(Y)} = \frac{\int \frac{(\phi^{Y|X}(x))^2}{f^X(x)} dx - \mu_Y^2}{\sigma_Y^2} \quad (3)$$

其中, $\mu_Y = E(Y)$, $\sigma_Y^2 = \text{var}(Y)$, $\phi^{Y|X}(x) = \int y f(x, y) dy$, $f(x, y)$ 是变量 X 和 Y 的联合密度函数。定义 (X, Y) 和 X 的核密度函数分别为

$$\hat{f}(x, y) = \frac{1}{nh^2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) K\left(\frac{y - Y_i}{h}\right), f_n^X(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)$$

其中, $K(\cdot)$ 是核函数, h 是带宽。则 NW(Nadaraya - Watson) 估计量为:

$$\hat{E}(Y|X) = \frac{\frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n Y_i K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)}{\frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)} = \frac{\phi_n^{Y|X}(x)}{f_n^X(x)}$$

其中, $\frac{\phi_n^{Y|X}(x)}{f_n^X(x)} = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n Y_i K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)$ 。类似地, 我们可以得

$$\hat{E}Y = \int y f_n^Y(y) dy = \bar{Y} + hE_K^1, \hat{E}Y^2 = \int y^2 f_n^Y(y) dy = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i^2 + h^2 E_K^2 + 2h\bar{Y}E_K^1,$$

$$\text{var}(Y) = s_Y^2 + h^2 \text{var}_K \quad \hat{E}\{[\hat{E}(Y|X)]^2\} = \int \{[\hat{E}(Y|X) - Y]^2 f_n^X(x)\} dx = \int \frac{(\phi_n^{Y|X}(x))^2}{f_n^X(x)} dx$$

其中 $E_K^i = \int z^i K(z) dz$, $\text{var}_K = \int z^2 K(z) dz - (\int z K(z) dz)^2$, \bar{Y}, S_Y^2 和分别表示随机变量 Y 的样本均值和样本方差, 又 $\hat{E}\{(Y - \hat{E}(Y|X))^2\} = \hat{E}Y^2 - \hat{E}\{[\hat{E}(Y|X)]^2\}$, 将这些结果代入 $\frac{\hat{E}\{(Y - \hat{E}(Y|X))^2\}}{\text{var}(Y)}$, 并做适当调整可得

$$\frac{\hat{E}\{(Y - \hat{E}(Y|X))^2\}}{\text{var}(Y)} = 1 + \frac{(\bar{Y} + hE_K^1)^2 - \int \frac{(\phi_n^{Y|X}(x))^2}{f_n^X(x)} dx}{S_Y^2 + h^2 \text{var}_K}, \text{则 GMC}(Y|X) \text{ 的核估计为:}$$

$$GMC(Y|X) = \frac{\int \frac{(\phi_n^{Y|X}(x))^2}{f_n^X(x)} dx - (\bar{Y} + hE_K^1)^2}{S_Y^2 + h^2 var_K} \quad (4)$$

同理可得核估计为:

$$GMC(Y|X) = \frac{\int \frac{(\phi_n^{Y|X}(y))^2}{f_n^Y(y)} dy - (\bar{X} + hE_K^1)^2}{S_X^2 + h^2 var_K} \quad (5)$$

在得到 GMC 的估计量后,我们还需要确定带宽。带宽的选择可以采用 Sain 等(1994)提出的方法,该方法可以通过 R 软件的“ks”包实现,也可以采用交叉验证法来选择。由于 $E(Y|X) = \min_{l(x)} (Y - l(X))^2$, $E(X|Y) = \min_{l(y)} (X - l(Y))^2$ 我们可以选择 h 使得 h 满足

$$h_{opt} = \arg \min_{h>0} \left[\frac{\omega_1}{n} \sum_{k=1}^n (Y_k - \hat{E}_n^{-K}(Y|X = X_k))^2 + \frac{\omega_2}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - \hat{E}_n^{-K}(X|Y = Y_k))^2 \right] \quad (6)$$

其中, ω^1 和 ω^2 是权重, $\hat{E}_n^{-K}(Y|X = X_k)$ 和 $\hat{E}_n^{-K}(X|Y = Y_k)$ 是剔除第 k 个变量 X_k 和 Y_k 后计算的 NWE。此处, ω_1 和 ω_2 也可以选用 Y 和 X 得样本标准差的倒数来表示。

四、实证分析

(一) 指标选取

我们旨在探究我国 A 股市场与世界主要股票市场之间的相依性。因此,选择上证综合指数(SH) 当日收盘价作为衡量我国股票市场波动情况的指标;对于 A 股之外的市场,选择美国、英国、德国、日本和中国香港等规模较大的几个国家(地区)的股票市场作为对比研究对象,具体来说,分别选取标普 500(S&P 500) 指数、富时 100(FTSE100) 指数、DAX 指数、日经 225 指数(N225) 及恒生指数(HSI) 当日收盘价作为衡量上述国家(地区) 股票市场波动情况的指标。

对于上述股票市场的指数选择,我们主要基于以下考虑:上海证券交易所是我国最早挂牌成立的机构,由其挂牌交易的沪市的股本结构与深市有较大不同。相对于深市更重视中小企业的特点来说,沪市规模大、股票多,有较多的大盘“蓝筹”股,因此其股市指数对我国大陆股票市场的整体表现具有很大的代表意义。S&P 500 指数是全美第二大的股市指数,其成分股有 90% 在纽交所上市。与第一大股市指数道琼斯指数相比,S&P 500 指数包含的公司更多,因此风险更为分散,能更好地反映美国股票市场的变化。FTSE100 指数成分股为在伦敦证券交易所上市的最大的一百家公司,该指数向来被称为英国经济的晴雨表,能够较好地反映英国股票市场的变化。DAX 指数在德国是最具影响力的指数,该指数虽然仅仅涵盖 30 种蓝筹股,但也是市值加权指数,与其他指数只反映市场价格变化不同,该指数还反映德国股票市场的总体收益概况,能够较好地反映德国股票市场的波动情况。日经 225 指数的成分股为在东京证券交易所上市的成交量最活跃、市场流通性最高的 225 家公司,虽只占东京证券交易所第一类股中 20% 的股数,但该股指却代表第一类股中近 60% 的交易量以及近 50% 的总市值,是代表日本股票市场的指数。恒生指数是根据若干只成份股(即蓝筹股) 市值计算的股市指数,其成分股数目于 2012 年 12 月 10 日达到 50 只上限,代表了香港交易所所有上市公司的 12 个月平均市值涵盖率的近 70%,是香港股市价格的重要指标。总体上看,这六种股票市场指数都能够充分反映六个股票市场的总体行情。

在中国股市成立初期,由于受到国内管制较多,中国股票市场与国际股市的相依性非常低,这一点已经过多数学者的验证。因此,本文将样本区间设置为 2001 年 1 月 1 日至 2015 年 11 月 30 日,数据频率采用日度数据,研究数据来自雅虎财经。

(二) 数据预处理

以各国(地区)股票市场指数日收益率作为研究对象,收益率的计算采用对数形式,为了减小计算过程中出现的误差,这里将计算结果扩大100倍,具体计算公式如下:

$$R_{it} = 100 \times \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right), i = 1, 2, \dots, 6; T = 1, 2, \dots, 3341 \quad (7)$$

其中, i 表示第*i*个股票市场, t 表示第*t*个交易日, P 表示收盘价, R 表示收益率。

考虑到不同国家(地区)的节假日以及各股票市场的停牌日期等不同而带来交易日上的差异,我们参考Hamao等(1990)的做法,剔除不完整数据及非同步交易数据,这也是学者们常用的一种处理方法,我们最终得到3341组观测值的收益率序列。

(三) 描述性统计分析

在进行实证分析之前,先对六个指数收益率序列进行描述性统计分析,这样有利于后文更好地分析数据之间的相依性。

表1给出了各指数样本数据的描述性统计结果,大致描绘了各收益率序列的轮廓特征。各指数收益率序列的中位数都为正,上证综指、日经225指数、恒生指数收益率序列均值为正,标普500指数、富时100指数和DAX指数收益率序列均值为负,但中位数和均值都接近于零,但标普500指数和DAX指数的收益率中位数较其他指数收益率高,标普500指数和富时100指数的均值偏离0的程度更大;各指数收益率标准差相差不大;恒生指数收益率呈右偏分布,其余指数收益率均呈左偏分布,但DAX指数左偏程度相对较小;六个市场指数收益率序列均呈现尖峰分布,而且标普500指数及恒生指数收益率峰度相对较大;ADF检验统计量表明各收益率序列平稳;Jarque-Bera检验和Kolmogorov-Smirnov检验结果显示各收益率序列均呈现非正态分布特征;Ljung-Box Q统计值表明各收益率序列存在一定的自相关。

表1 各指数收益率描述性统计

统计量	SH	SP500	FTSE100	DAX	N225	HSI
指数						
最小值	-9.2562	-9.4695	-9.2646	-7.3355	-13.5820	-12.1110
25%分位数	-0.7260	-0.5373	-0.5680	-0.7503	-0.6658	-0.7843
中位数	0.0105	0.0549	0.0071	0.0615	0.0035	0.0312
均值	0.0092	-0.0101	-0.0237	-0.0077	0.0019	0.0011
75%分位数	0.7893	0.5715	0.5865	0.7722	0.7129	0.8572
最大值	9.4008	10.2457	8.4691	10.6851	13.4068	13.2346
标准差	1.6336	1.2597	1.2117	1.5299	1.4834	1.5696
偏度	-0.2579	-0.4604	-0.3270	-0.1300	0.0032	-0.3850
峰度	4.6848	7.7141	5.9272	3.4462	9.0844	6.4959
ADF统计量	-13.3537	-15.1122	-17.3541	-14.7539	-14.9771	-14.7086
(p值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
JB统计量	3098.32***	8415.83***	4959.09***	1666.37***	11506.63***	5966.94***
(p值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
K-S检验	0.0672***	0.0574***	0.0360***	0.0648***	0.0497***	0.0740***
(p值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
LB Q(1)	0.3306	22.0505***	3.2177*	0.0343	5.0252**	8.8206***
(p值)	(0.5653)	0.0000	(0.0728)	(0.8531)	(0.0250)	(0.0030)
LB Q(5)	9.5585*	27.0148***	42.3962***	29.7126***	22.1488***	10.5714*

续表 1

统计量	SH	SP500	FTSE100	DAX	N225	HSI
指数						
(p 值)	(0.0888)	(0.0000)	(0.0000)	0.0000	(0.0005)	(0.0606)
观测值个数	3341	3341	3341	3341	3341	3341

注: R 软件中峰度大于零即表示尖峰分布。Q(1) 和 Q(5) 分别表示 Ljung - Box 检验滞后阶数为滞后 1 阶和滞后 5 阶。“****”“***”和“*”分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 显著性水平上拒绝原假设

表 2 中国大陆股市与各主要股市收益率的相关性

SH	Pearson 相关系数	Kendall 相关系数	Spearman 相关系数
SP500	0.0576	0.0295	0.0438
FTSE100	0.1239	0.0702	0.1043
DAX	0.0969	0.0564	0.0840
N225	0.2309	0.1319	0.1959
HSI	0.3971	0.2418	0.3504

表 2 显示了在整个研究样本期间,上证综指收益率与各国(地区)指数收益率之间的相关系数。虽然传统相关系数测度具有一定的局限性,但是同样也能反映一些基本信息。无论是 Pearson 相关系数还是秩相关系数(Kendall 相关系数和 Spearman 相关系数),上证综指收益率与香港恒生指数收益率相关性最强,其次是日经 225 指数收益率,与标普 500 指数收益率相关性最弱。

(四) 中国大陆股市与世界主要股市相依性检验

由表 1 可知,各收益率序列表现出尖峰且自相关的特征。Engle(1982)的研究指出股票收益率序列都表现出条件异方差特征,Glosten 等(1993)的研究指出收益率序列一般会伴随着杠杆效应。因此,我们将采用 ARMA(p, q) - GJR - GARCH(m, n) 模型来剔除各收益率序列的这些效应。同时,考虑到股票指数的尖峰厚尾性,参考大多数学者的研究,本文采用 t 分布来刻画残差的分布。具体地,该模型如下:

$$R_{it} = \mu_i + \sum_{a=1}^p AR_{ia} R_{it-a} + \sum_{b=1}^q MA_{ib} q_{it-b} + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, 5, 6, t = 1, 2, 3, \dots, 3341 \quad (8)$$

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \sum_{a=1}^m ARCH_{ia} \varepsilon_{it-a}^2 + \sum_{c=1}^n \gamma_{ic} S_{it-c} \varepsilon_{it-c}^2 + \sum_{b=1}^n GARCH_{ib} \sigma_{it-b}^2 \quad (9)$$

$$S_{it-c} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{it-c} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{it-c} \geq 0 \end{cases} \quad (10)$$

$$\sqrt{\frac{v_i}{\sigma_{it}^2(v_i - 2)}} \varepsilon_{it} = \eta_{it}, \eta_{it} | \psi_{it-1} \sim iid(0, 1), \eta_{it} \sim t(v_i) \quad (11)$$

其中, i 表示第 i 个指数收益率序列; t 表示第 t 期; R 表示收益率; μ 表示条件均值; AR 和 MA 分别表示自回归项和移动平均项; p 和 q 分别为 AR 和 MA 相应的阶数(该阶数可以通过 AIC 准则进行确定); ε 为误差项; σ^2 为误差项 ε 的条件方差; ω 为常数项; ARCH 和 GARCH 分别表示自回归条件异方差项和广义自回归条件异方差项; m 和 n 分别为 ARCH 项和 GARCH 项的阶数; s 为状态变量,当 ε 小于零时, s 取值 1, 否则取值 0; γ 是捕捉杠杆效应的杠杆系数,如果该系数大于零,则过去的正向冲击对当期条件方差的影响比过去的负向冲击对当期条件方差的影响更大; η 是服从自由度为 v 的标准化残差; ψ 表示 $t - 1$ 期的信息集。

表 3 给出了六个指数收益率序列的 ARMA(p, q) - GJR - GARCH(m, n) 模型估计结果。从表

3 来看,通过 $ARMA(p, q) - GJR - GARCH(m, n)$ 模型,各收益率序列的自相关、条件异方差和杠杆效应得以消除,进而得到各个收益率序列的标准化残差序列 η 。

表3 各指数收益率序列的 $ARMA(p, q) - GJR - GARCH(m, n)$ 模型估计结果

	SH	SP500	FTSE100	DAX	N225	HSI
(p, q)	(1,1)	(1,0)	(1,0)	(1,1)	(1,0)	(1,0)
(m, n)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(2,1)
μ	0	0.0327** (0.0206)	0	0.0085 (0.4497)	0	0
AR	0.9977*** (0.0000)	-0.0436** (0.0119)	-0.0304* (0.0870)	0.7656*** (0.0078)	-0.0328* (0.0679)	0.0029* (0.0641)
MA	-0.9828*** (0.0000)	0	0	-0.7724*** (0.0063)	0	0
ω	0.0366*** (0.0011)	0.0170*** (0.0000)	0.0200*** (0.0000)	0.0256*** (0.0000)	0.0527*** (0.0000)	0.0248*** (0.0002)
ARCH	0.0634*** (0.0000)	0.0408*** (0.0002)	0.0464*** (0.0052)	0.0394** (0.0117)	0.0859*** (0.0000)	0.0157 (0.1209) 0.0453*** (0.0071)
GARCH	0.9268*** (0.0000)	0.9006*** (0.0000)	0.8892*** (0.0000)	0.9073*** (0.0000)	0.8812*** (0.0000)	0.9097*** (0.0000)
γ	-0.1953*** (0.0033)	-1.0000*** (0.0000)	-1.0000*** (0.0038)	-1.0000** (0.0100)	-0.3568*** (0.0000)	1.0000 (0.5888) -0.0805** (0.0448)
ν	3.8952*** (0.0000)	8.0356*** (0.0000)	10.0000*** (0.0000)	10.0000*** (0.0000)	10.0000*** (0.0000)	9.1308*** (0.0000)
LM-ARCH 检验	8.4348 (0.7503)	17.0354 (0.1483)	6.8099 (0.8699)	11.2885 (0.5044)	9.8592 (0.6283)	14.2627 (0.2842)
AIC	3.4838	2.7677	2.7544	3.3004	3.4409	3.2227
对数似然函数值	-5812.6220	-4616.4110	-4595.1880	-5505.2410	-5742.0120	-5375.5190

注:表中括号内数值为各统计量对应的 p 值,“***”“**”和“*”分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 显著性水平上拒绝原假设,LM-ARCH 检验是针对模型残差进行的 ARCH 效应检验

表4给出了经处理后的上证综指与其他指数收益率序列的全局相依性结果。由表4可知,上证综指与日经225指数及香港恒生指数收益率相关性明显高于其他指数相关性。上证综指与标普500指数及DAX指数的相关性则处于相对较低水平。

表4 经处理后的中国大陆股市与各主要股市收益率相关性

SH	Pearson 相关系数	Kendall 相关系数	Spearman 相关系数
SP500	0.0626	0.0359	0.0536
FTSE100	0.1161	0.0688	0.1031
DAX	0.0937	0.0538	0.0801
N225	0.2026	0.1278	0.1907
HSI	0.3682	0.2389	0.3490

按照本文第三部分介绍的研究方法,接下来将对上证综指与各国(地区)股票市场指数的相依性做动态分析。

假定数据为, $\{(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n), (x_{n+1}, y_{n+1}), \dots, (x_{n+1825}, y_{n+1825})\}$

(1) $i = 1$;

(2) 用 $\{(x_i, y_i), (x_{i+1}, y_{i+1}), \dots, (x_{i+25}, y_{i+25})\}$ 来计算 $GMC(X_i | Y_i)$ 和 $GMC(Y_i | X_i)$;

(3) $i = i + 1$, 重复步骤(2) 直至 $i = n$, n 为滚动样本量 1516。

对于我们考察的五组序列,通过以上步骤,每组序列将得到两条动态 GMC 曲线。

图 1—图 5 给出了上证综指与各指数间的动态广义相关系数,横轴表示计算 GMC 指标的样本窗口。从各组图形的左图来看, $GMC(\cdot | S)$ 、 $GMC(S | \cdot)$ 和 $r_{s,g}^2$ 的整体走势大致相同,但 $r_{s,g}^2$ 的变动相对于 $GMC(\cdot | S)$ 和 $GMC(S | \cdot)$ 来说显得小一些,这可能意味着上证综指与各个股票市场指数间的相依性是非线性的,而非简单的线性关系。

从左图中 $GMC(\cdot | S)$ 和 $GMC(S | \cdot)$ 曲线的纵坐标来看,上证综指与世界其他股票市场的相依性仍较低,其中,上证综指与恒生指数相依性最高, $GMC(H | S)$ 取值范围为 $[0.0561, 0.2810]$, 以全样本计算的 $GMC(H | S)$ 的估计值为 0.1320, $GMC(S | H)$ 取值范围为 $[0.0615, 0.2788]$, 以全样本计算的 $GMC(S | H)$ 的估计值为 0.1397; 上证综指与标普 500 指数相依性较低, $GMC(P | S)$ 取值范围为 $[0.0063, 0.0204]$, 以全样本计算的 $GMC(P | S)$ 的估计值为 0.0104, $GMC(S | P)$ 取值范围为 $[0.0067, 0.0266]$, 以全样本计算的 $GMC(S | P)$ 的估计值为 0.0104; 上证综指与富时 100 指数相依性较低, $GMC(F | S)$ 取值范围为 $[0.0173, 0.0453]$, 以全样本计算的 $GMC(F | S)$ 的估计值为 0.0203, $GMC(S | F)$ 取值范围为 $[0.0165, 0.0365]$, 以全样本计算的 $GMC(S | F)$ 的估计值为 0.0192; 上证综指与 DAX 指数相依性较低, $GMC(D | S)$ 取值范围为 $[0.0139, 0.0935]$, 以全样本计算的 $GMC(D | S)$ 的估计值为 0.0154, $GMC(S | D)$ 取值范围为 $[0.0148, 0.0919]$, 以全样本计算的 $GMC(S | D)$ 的估计值为 0.0141; 上证综指与日经 225 指数相依性较低, $GMC(N | S)$ 取值范围为 $[0.0192, 0.0935]$, 以全样本计算的 $GMC(N | S)$ 的估计值为 0.0424, $GMC(S | N)$ 取值范围为 $[0.0207, 0.0919]$, 以全样本计算的 $GMC(S | N)$ 的估计值为 0.0457。另外,上证综指与 DAX 指数、日经 225 指数和恒生指数的 GMC 和 Pearson 相关系数数值相近,趋势相同,说明两种相关系数同时刻画了变量间的线性相关关系; 上证综指与标普 500 和富时 100 的 GMC 数值显著大于 Pearson 相关系数,并且变动趋势不同,可见, GMC 刻画了变量间非线性相关关系,而这种非线性关系无法由 Pearson 相关系数计算出。表 4 表明用全局数据计算的非参数相关系数(Kendall 相关系数和 Spearman 相关系数) 小于 Pearson 相关系数,说明尽管这两种非参数相关系数方法能够度量非线性相关程度,但信息提取率不高。综合几种相关系数的计算结果,我们认为当变量存在非线性相关性时, GMC 对相关信息提取率最高,优势明显。

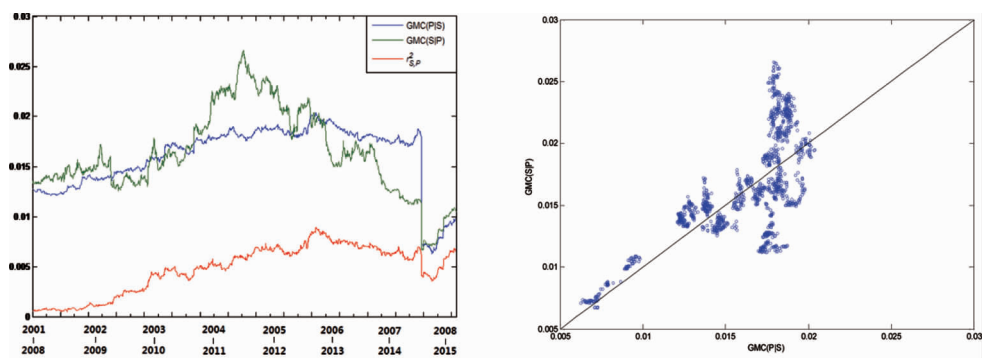


图 1 上证综指与标普 500 指数间的动态相依性

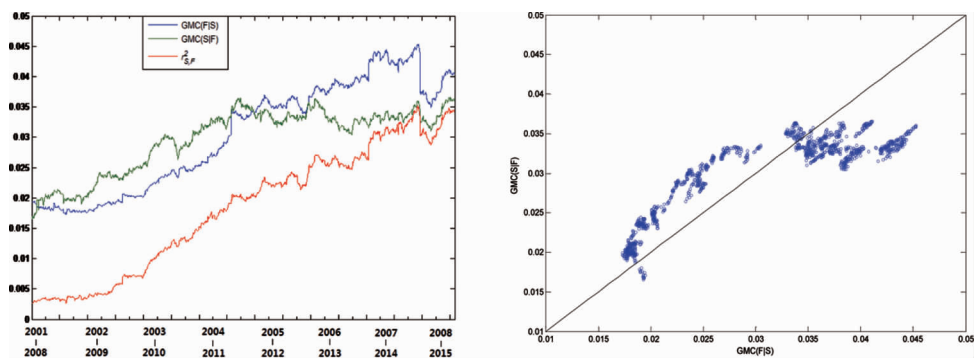


图 2 上证综指与富时 100 指数间的动态相依性

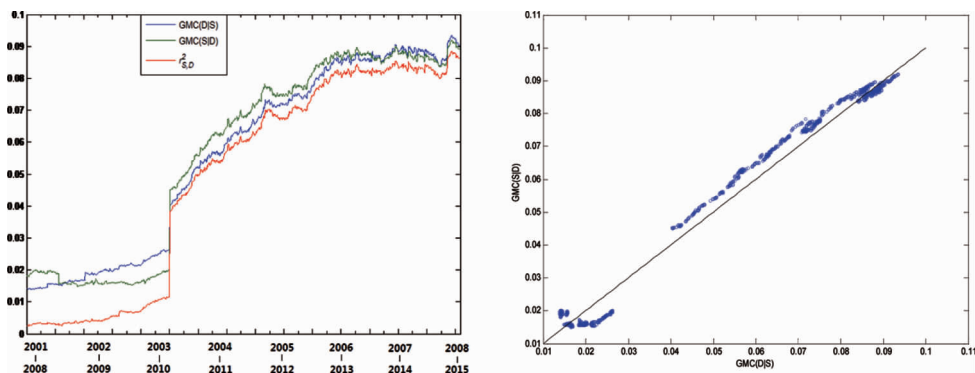


图 3 上证综指与 DAX 指数间的动态相依性

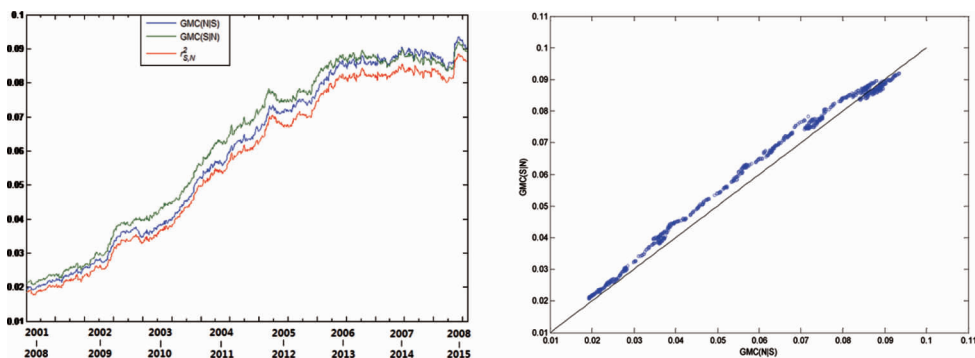


图 4 上证综指与日经 225 指数间的动态相依性

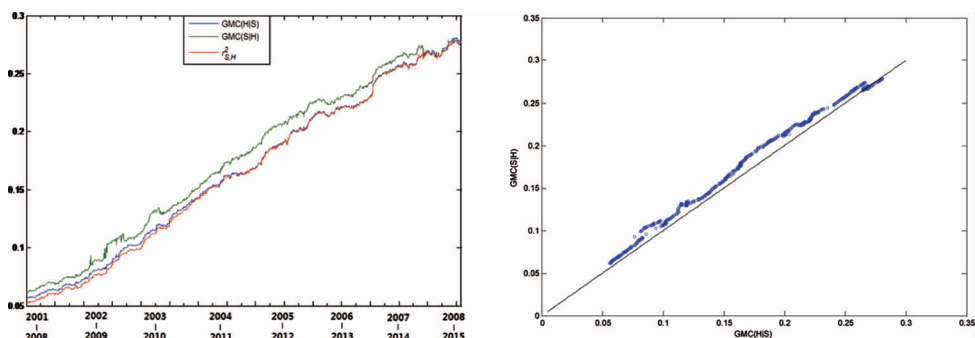


图 5 上证综指与恒生指数间的动态相依性

从图 1—图 5 中左边的图来看, $GMC(\cdot|S)$ 和 $GMC(S|\cdot)$ 两条曲线的走势来看, 随着时间的

推移, $GMC(\cdot S)$ 和 $GMC(SI\cdot)$ 基本都呈上升趋势, 表明中国资本市场一体化进程正在稳步推进。当滚动窗口逐渐纳入 2010—2013 年的收益率数据时, $GMC(SIP)$ 超过 $GMC(PIS)$, 达到高点后跌落至 $GMC(PIS)$ 水平下。我们认为 2007 年开始的美国次贷危机对中国股市造成的影响是渐进式的, 标普 500 对上证综指的解释能力在 2011 年至 2012 年间达到峰值, 2013 年以后, 上证综指对标普 500 的解释能力更强, 说明金融危机的传导作用减弱, 中国股市影响力增强。观察 $GMC(SIF)$ 和 $GMC(FIS)$ 的动态走势, 我们发现上证综指对富时 100 指数的解释力度在逐渐提高, 滚动窗口逐渐纳入 2007 年至 2012 年次贷危机期间收益率数据时, $GMC(SIF)$ 高于 $GMC(FIS)$, 说明富时 100 指数的解释力度更强, 市场影响力更大; 2012 年以后, $GMC(FIS)$ 保持高于 $GMC(SIF)$ 的水平, 说明上证综指的影响力超越富时 100 指数, 并在金融危机后保持优势。上证综指与 DAX 指数、日经 225 指数和恒生指数的动态广义相关系数呈现明显的趋同效应, 即 $GMC(\cdot IS)$ 和 $GMC(SI\cdot)$ 大小相近, 趋势相同。整体上, 三个指数的 $GMC(SI\cdot)$ 大于 $GMC(\cdot IS)$, 说明三个指数对上证综指收益率的解释能力更高, 影响力更大。

从五个指数与上证综指的广义相关系数散点图来看, 结论相似。绝大部分 $GMC(SI\cdot)$ 点高于对角线, 这意味着其他股票市场对中国 A 股市场的影响大于中国股票市场对其他股票市场的影响, 但随着时间的推移, 中国股票市场也开始影响其他股票市场, 尤其是 2013 年以后, 上证指数对标普 500 和富时 100 的影响力超过两个指数对自身的影响。以上结果说明了中国股票市场与世界主要股票市场间的相依性正逐步加强, 且对外围股票市场的影响能力正在增强。

五、结论

本文利用 Zheng 等(2012)提出的广义相关测度(GMC)方法检验了中国 A 股市场与世界主要股票市场(文中选取五个比较有代表性的股票市场, 分别是: 中国香港、美国、英国、德国和日本)之间的相依性。为了消除各序列的自相关、异方差及杠杆效应, 我们在进行实证检验之前还运用 AR-MA(p, q)-GJR-GARCH(m, n) 模型对研究期间内各股票指数的初始收益率序列进行建模。实证结果表明: 中国 A 股市场与世界其他主要股票市场间存在显著的非对称相依性。整体而言, 外围股票市场对中国 A 股市场的影响强于中国 A 市场对外界股票市场的影响, 但随着时间的推移, 中国 A 股市场与世界主要股票市场间的相依性正逐步加强, 且对外围股票市场的影响能力正在增强。2018 年 2 月 5 日和 8 日美国股市标普 500 分别下跌 4.10% 和 3.75% (道琼斯指数两日均下跌上千点), 直接导致中国上证指数自 2018 年 2 月 6 日至 9 日 4 日内连续累计下跌 9.6%, 凸显了美国股市对中国 A 股市场的影响效应较大, 之后数天美国股市不断上扬, 中国股市也随之上扬。这部分验证了我们的研究结果。对于我国投资者而言, 及时利用其他世界主要股市的涨(跌)相关信息, 有效地提高收益(规避风险), 本文的研究结果显然具有启发价值。

参考文献:

- 陈守东、韩广哲、荆伟, 2006 《主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析》, 《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 洪永森、成思危、刘艳辉、汪寿阳, 2004 《中国股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 李晓广、张岩贵, 2008 《我国股票市场与国际市场的联动性研究》, 《国际金融研究》第 11 期。
- 骆振心, 2008 《金融开放、股权分置改革与股票市场联动——基于上证指数与世界主要股指关系的实证研究》, 《当代财经》第 4 期。
- 吴恒煜、胡根华、秦嗣毅, 2013 《次贷危机下中国股市与国外股市相依性分析——基于 Markov 机制转换模型》, 《数理统计与管理》第 2 期。

- 吴吉林、张二华, 2010 《次贷危机、市场风险与股市间相依性》, 《世界经济》第3期。
- 曾五一、罗薇薇, 2009 《中国证券市场A、B、H股的动态相关关系研究》, 《商业经济与管理》第7期。
- 郑国忠, 2014 《我国两岸三地股指期货市场相依性及配置风险测度——基于VAR-DCC-MVGARCH-t, Copula-EGARCH-t, Copula-SV-t模型的比较》, 《上海金融》第8期。
- Engle, R. F., 1982, "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4).
- Fan, J., and Yao, Q. 1998, "Efficient Estimation of Conditional Variance, Functions in Stochastic Regression", *Biometrika*, 85(3).
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D. E. 1993, "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *the Journal of Finance*, 48(5).
- Hamao, Y., Masulis, R. W., Ng, V. 1990, "Correlations in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial studies*, 3(2).
- Hyde, S., Bredin, D., Nguyen, N. 2007, "Correlation dynamics between Asia-Pacific, EU and US stock returns", *International Finance Review*, 8.
- Lai, Y., Tseng, J. C. 2010, "The role of Chinese stock market in global stock markets: A safe haven or a hedge?", *International Review of Economics and Finance*, 19(2).
- Wang, K., Chen, Y. H., Huang, S. W. 2010, "The dynamic dependence between the Chinese market and other international stock markets: A time-varying copula approach", *International Review of Economics and Finance*, 20(4).
- Zheng, S., Shi, N. Z. and Zhang, Z. 2012, "Generalized measures of correlation for asymmetry, nonlinearity, and beyond", *Journal of the American Statistical Association*, 107(499).

[责任编辑: 叶颖玫]

Asymmetric Dependence between the Chinese A Stock Market and the World's Major Stock Markets

CHEN Jian-bao^{1,2}, ZHUO Zhu-yao³, CUI Zhen⁴

(1. Marco-economic Research Center, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian; 2. College of Mathematics & Informatics, Fujian Normal University, Fuzhou 350117, Fujian; 3. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian; 4. Beijing Bond Financing Department, Haitong Securities Co., Ltd., Beijing 100033, China)

Abstract: Using the generalized measurement of correlation (GMC) proposed by Zhang et. al (2012), we study the asymmetric dependence between the Chinese A stock market and the world's major stock markets (the U. S., Britain, Germany, Japan and Hong Kong). The research results show that there exists significant asymmetric dependence between Chinese A stock market and the world's major stock markets. Overall, the influence of periphery stock markets on the Chinese A stock market is stronger than the influence the other way around. However, the dependence between China's stock market and the world's major stock markets has gradually strengthened with the passage of time, and the influence of China's stock market on periphery stock markets is also on the rise.

Keywords: A stock, stock markets, generalized measurement of correlation (GMC), asymmetric dependence