

全球主要股市间信息溢出的变异性研究^①

范 奎¹, 赵秀娟², 汪寿阳³

(1 交通银行总行金融市场部, 上海 200120 2 北京邮电大学经济管理学院, 北京 100876

3 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190)

摘要: 使用线性与非线性 Granger 因果关系检验对不同阶段的全球主要股市间 (包括美国、英国、日本、香港以及中国大陆) 均值 (收益) 以及波动 (风险) 溢出效应及其变异性特征进行实证分析. 研究发现: 股市间的均值和风险溢出具有非线性特征; 全球股市信息与风险联动性、互动性不断加强, 传导路径也更加复杂; 中国大陆股票市场在开放度、信息传导效率以及国际影响力方面朝着良性方向发展.

关键词: 股票市场; Granger 因果关系; 非线性; 信息溢出; 均值/风险溢出

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2010)09-0087-11

0 引 言

理解股票市场之间的信息传导机制对于资产定价、风险分散、股市走势预测、上市公司资本国际化以及政策当局的市场监管和风险防范都具有重要意义^[1-3]. 过去十多年间, 许多学者针对股市之间的信息溢出机制进行了深入的研究. 例如, Huang 等^[4]使用 1992 年 10 月至 1997 年 6 月的股票市场日收益数据, 研究发现美国市场对香港和台湾市场具有显著的 1 期正向引导作用, 对日本市场影响相对较弱. Cheng 和 Glascock^[5]研究了 1993 年 1 月至 2004 年 8 月期间的大中华区 (包括中国大陆、香港、台湾)、日本和美国股市之间联动关系, 发现美国相对日本而言, 对大中华经济体内股票市场影响力更大, 而在大中华区内部, 香港市场的影响力最大. 此外, Johansson 等^[6]研究发现 1994 年 1 月至 2005 年 12 月间台湾股市对中国大陆和香港股市有显著影响, 香港股市波动通过台湾市场而影响中国大陆股市的波动性水平. Hsiao 等^[7]研究发现 2001 年 9 月至 2002 年

12 月期间, 美国股市的暴跌对除中国大陆以外的其他亚太地区主要股票市场 (日本、韩国以及台湾) 具有显著的示范效应, 并且指出信息技术革命是美国和亚太地区股票市场联动性加强的原因之一.

国内研究方面, 也发表了很多股市信息溢出的文献. 其中, 俞世典等^[8]指出, 1998 年 9 月至 2000 年 10 月间外国的股票市场 (美国、英国、日本) 对中国 A 股市场有微弱的单向 Grange 因果关系. 朱宏泉等^[9]从收益率与波动性两方面研究了 1995 年 6 月到 1999 年 12 月底间上海、深圳、香港 3 个股市间的相互联系与互动性, 结果表明无论从收益率还是从波动性的角度来看, 香港股市对上海和深圳股市的 Granger 因果关系都不明显. 洪永淼等^[10]分析了 1995 年 1 月到 2003 年 4 月间中国证券市场 A 股、B 股和 H 股之间, 中国股市与世界其它股票市场之间极端风险的溢出效应. 实证结果表明 A 股和 H 股之间, 尤其是 B 股和 H 股之间存在着强烈的风险溢出效应; B 股, 尤其是 H 股, 与世界其他股市之间存在着显著的

① 收稿日期: 2009-12-10; 修订日期: 2010-05-03.

资助项目: 国家自然科学基金资助项目 (70801006); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目.

作者简介: 范奎 (1984—), 男, 河南焦作人, 硕士, Email: fankk@bank.com.cn

风险溢出效应;与此相反, A 股虽然与韩国、新加坡股市之间存在着一定的风险溢出效应,但它与日本、美国和德国等世界主要股市之间不存在任何风险溢出效应. 吴世农和潘越^[11]发现 1994年 1月至 2003年 10月间, 红筹股的走势始终是内地股市的“风向标”, 但 H 股与内地股市却无明显关联. 张碧琼^[12]运用多外生性冲击变量的 EGARCH 模型检验 1992年 5月至 2001年 6月间纽约、伦敦、东京、香港、上海、深圳股票市场之间波动溢出的流星雨假定, 结果表明, 来自香港、纽约、伦敦的价格波动对上海、深圳市场日收益波动具有显著影响. 潘越^[13]利用 Himstra 和 Jones^[14]提出的非线性 Granger 因果关系检验方法考察了 A 股和 H 股之间的非线性联动关系, 实证结果显示, 两个市场之间一直存在着复杂的因果关系: A 股和 H 股两个市场之间仅存在单向的非线性因果关系, 而且这种非线性因果关系在不同阶段呈现出不同的特征.

近年来, 还有一些学者在这个领域进行了更加深入的研究与探讨. 如聂富强等^[15]应用系数多变量 EGARCH 模型来研究我国沪深股市的波动不对称性, 结果发现: 在全样本时期, 收益率呈现深市向沪市的单向溢出, 而沪深两市则都呈现显著的波动不对称性特征. 范致镇等^[16]运用多元 GARCH 模型研究汇改后 (2005年 7月 22日到 2009年 8月 31日) 中国股票市场与外汇市场的信息传导过程, 其结果表明汇市的波动风险会传染给股市, 而股市的波动则不会对汇市产生明显影响, 股市与汇市之间的溢出效应是非对称的. 高翔文^[17]采用 Johansen 协整检验研究中国商品价格跟相关上市公司股价的相关性, 并确定误差修正模型 (VECM), 同时采用 VAR-BEKK-MV-GARCH 模型进行均值溢出和波动溢出的实证检验. 实证结论是, 铜冶炼上市公司股票价格指数在去除市场指数影响后跟铜期货价格有长期的协整关系, 但是两者之间没有均值溢出效应, 但具有波动溢出效应. 沈春华^[18]运用协整理论和误差修正模型对我国沪深 A、B 股股指收益率之间的联动性进行分析, 发现上证 A 指对上证 B 指收益率在短期上具有 Grange 原因, 在 B 股对境内投资者开放后, A、B 股的关联性增强. 陈国进等^[19]考察我

国公司以 A+H 方式交叉上市对 A 股市场的影响, 揭示了我国交叉上市的溢出效应. 研究结果显示, A+H 交叉上市对 A 股市场的影响主要表现在资金分流效应 (市场扩容) 的负面影响上, 分散风险效应等正面影响尚未有效发挥作用.

综合过去十多年间诸多学者相关方面的研究可以发现, 股市之间的信息传导机制具有时变或变异性特征. 然而, 由于不同学者采用的研究方法和样本数据方面的差异, 导致目前学术界依然对于这种变异性缺乏统一、连贯的认识. 另外, 之前的研究对均值以及波动性溢出效应非线性特征方面涉及得较少, 目前这方面国内可查的文献仅有 1篇^[14]. 针对先前研究的不足, 本文分别使用线性与非线性 Granger 因果关系检验对不同阶段的全球主要股市间 (包括美国、英国、日本、中国香港以及大陆) 均值 (收益) 以及波动 (风险) 溢出效应及其变异性特征进行实证分析. 本文的主要贡献在于: 1) 虽然文献 [14] 对 A 股和 H 股之间的非线性信息溢出效应进行了实证研究, 然而目前国内对于中国股市与世界范围其他国家股市之间的非线性均值以及波动溢出方面的研究尚属空白. 而本文从线性和非线性、收益和风险多重角度较为全面的研究了中国股票市场与世界其他主要股票市场之间的联动关系; 2) 针对不同时段的数据样本, 采用统一的研究方法考察了股市间均值以及波动溢出的变异性特征, 揭示其发展历程与趋势, 从而为投资者和监管当局提供有意义的决策参考.

1 研究方法 with 理论模型

1.1 线性 Granger 因果关系检验

Granger 因果关系检验是研究一个时间序列的历史或当期信息是否对另一时间序列的当期或未来值有预测功效. Granger^[20]给出了 Granger 因果关系的一般性定义, 即对于两个平稳时间序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$, 用 $F\{x_t | I_{t-1}\}$ 表示给定信息集 I_{t-1} 下的 $\{x_t\}$ 的条件概率分布, 其中 I_{t-1} 是由 X_t 滞后 L_x 期的向量, 即 $X_{t-L_x}^x = (x_{t-L_x}, x_{t-L_x+1}, \dots, x_{t-1})$ 和 Y_t 滞后 L_y 期的向量, 即 $Y_{t-L_y}^y = (y_{t-L_y}, y_{t-L_y+1}, \dots,$

y_{t-1}) 构成的. 在已知滞后阶数 L_x, L_y 的情况下, 如果存在

$$F(x_t | I_{t-1}) = F(x_t | (I_{t-1} - Y_{t-L_y}^y)),$$

$$y = 1, 2, \dots \quad (1)$$

则称序列 $\{y_t\}$ 不是序列 $\{x_t\}$ 的严 Granger 原因. 如果式 (1) 不成立, 说明 $\{y_t\}$ 的历史信息对 $\{x_t\}$ 的当期和未来值有预测功效, 此时, Y 被称作 X 的严 Granger 原因. 与此类似, 如果存在

$$F(x_t | I_{t-1}) = F(x_t | (I_{t-1} + y_t)),$$

$$t = 1, 2, \dots \quad (2)$$

则称 Y 不是 X 的瞬时 Granger 原因. 式 (2) 与式 (1) 的区别在于式 (2) 中的历史信息中包含了 Y 的当期值 y_t . 如果式 (2) 不成立, 则称 Y 是 X 的瞬时 Granger 原因. 本文只研究平稳序列间的严 Granger 因果关系, 并简称为 Granger 因果关系.

线性的 Granger 因果关系检验可以在 Sims^[21] 提出的向量自回归 (vector autoregression, VAR) 模型框架下进行. 包含两个随机内生变量的 VAR 模型可以表示为

$$x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1,i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1,i} y_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_{2,i} y_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (4)$$

其中: $\{x_t\}, \{y_t\}$ 表示两个平稳时间序列; $\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$ ($j = 1, 2$) 为待估参数; $\{\varepsilon_{i,t}\}, i = 1, 2$ 为残差项, 并且 $\{\varepsilon_{i,t}\} \sim i.i.N(0, 1)$; m, n, p, q 为自回归项的最大滞后阶数. 在 VAR 模型框架下, 通过考察自回归系数的联合显著性, 对变量间的线性 Granger 因果关系进行检验, 即如果式 (3) 中 $\gamma_{1,i} = 0 (i = 1, \dots, n)$ 的联合显著性检验原假设被拒绝, 就意味着序列 $\{y_t\}$ 是 $\{x_t\}$ 的 Granger 原因. 同理, 如果方程 (4) 中原假设 $\beta_{2,i} = 0 (i = 1, \dots, p)$ 的联合显著性检验拒绝了原假设, 就意味

$$\Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) = \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e) \quad (5)$$

则称 Y 不是 X 的严非线性 Granger 原因, 其中 $\Pr(\cdot)$ 表示概率值, $\|\cdot\|$ 表示向量的极大范数. 用 $C1(m + L_x, L_y, e) / C2(L_x, L_y, e), C3(m + L_x, e) / C4(L_x, e)$ 分别表示对应于式 (5) 等号左边和右边条件概率的联合概率比值. 这些联合概率表

着序列 $\{x_t\}$ 是 $\{y_t\}$ 的 Granger 原因. 如果以上两个原假设同时被拒绝, 则说明序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 之间存在着双向 Granger 因果关系.

1.2 非线性 Granger 因果关系检验

由于时间序列的非线性, 常规线性的 VAR 模型难以正确地描述经济变量之间的 Granger 因果关系^[22]. Baek 和 Brock^[23] 对于探求非线性 Granger 因果关系提出了基于非参数统计量的检验方法. 该方法利用相关积分原理估计跨时间的空间相关概率, 从而揭示变量之间的非线性 Granger 因果关系. Baek 和 Brock 认为, 利用线性 VAR 模型过滤掉序列之间的线性预测能力, 可以认为从残差中提取的任何有助于改善预测的信息是非线性的. 然而 Baek 和 Brock 方法有 1 个严格的假设条件, 即被检验时间序列之间相互独立并且均服从独立同分布^[18]. Hiemstra 和 Jones^[13] 对这一假设进行了拓展和修正, 它允许残差序列存在弱相关性.

Hiemstra 和 Jones 修正的非线性 Granger 因果关系检验具体如下.

结合线性 Granger 因果关系检验原假设方程 (1), 该方法首先假设 $\{x_t\}, \{y_t\}, (t = 1, 2, \dots)$ 为两个严平稳和存在弱相关性的时间序列, 用 X_t^m 表示领先 X_t 序列 m 期的向量, $X_{t-L_x}^{L_x}, Y_{t-L_y}^{L_y}$ 分别表示滞后 X, Y 序列 L_x, L_y 期的向量, 即

$$X_t^m = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m-1}), \quad m = 1, 2, \dots,$$

$$t = 1, 2, \dots$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} = (x_{t-L_x}, x_{t-L_x+1}, \dots, x_{t-1}), \quad L_x = 1, 2, \dots,$$

$$t = L_x + 1, L_x + 2, \dots$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} = (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}), \quad L_y = 1, 2, \dots,$$

$$t = L_x + 1, L_x + 2, \dots$$

给定 m, L_x, L_y (均大于或等于 1) 以及区间参数 $e > 0$ 的情况下, 如果成立

示为

$$C1(m + L_x, L_y, e) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < e \mid \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) \quad (6)$$

$$C2(L_x, L_y, e) =$$

$$\Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e) \tag{7}$$

$$C3(m + Lx, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e) \tag{8}$$

$$C4(Lx, e) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e) \tag{9}$$

于是,式(5)所表示的严非线性 Granger因果关系检验可以表示为

$$\frac{C1(m + Lx, Ly, e)}{C2(Lx, Ly, e)} = \frac{C3(m + Lx, e)}{C4(Lx, e)} \tag{10}$$

联合概率可以通过相关积分估计来实现

$$C1(m + Lx, Ly, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \times \sum_{t < s} \sum I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \tag{11}$$

$$C2(Lx, Ly, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \times \sum_{t < s} \sum I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e) \tag{12}$$

$$C3(m + Lx, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \times \sum_{t < s} \sum I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \tag{13}$$

$$C4(Lx, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \times \sum_{t < s} \sum I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \tag{14}$$

其中

$$t, s = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T - m + 1$$

$$n = T + 1 - m - \max(Lx, Ly)$$

对于给定的 m, Lx, Ly (均大于或等于 1), $e > 0$ 在假设 $\{x_t\}, \{y_t\}$ 是严平稳、弱依赖的时间序列, 如果 $\{y_t\}$ 不是 $\{x_t\}$ 的严 Granger 原因, 那么就满足

$$\sqrt{n} \left(\frac{C1(m+Lx, Ly, e, n)}{C2(Lx, Ly, e, n)} - \frac{C3(m+Lx, e, n)}{C4(Lx, e, n)} \right) \sim N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \tag{15}$$

其中 $\sigma^2(m, Lx, Ly, e)$ 的估计见文献 [13].

综上, 对平稳序列 $\{x_t\}, \{y_t\}$ 和之间的非线性 Granger 因果关系检验包括如下步骤: 1) 检验平稳序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 之间的线性 Granger 因果关系; 2) 如果存在线性 Granger 因果关系, 则建立

VAR 模型, 取残差, 然后将其标准化; 3) 如果不存在线性 Granger 因果关系, 则直接对原序列进行标准化; 4) 对标准化序列进行非线性 Granger 因果关系检验.

1.3 波动率模型

Bollerslev^[24] 提出了广义自回归条件异方差模型 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, GARCH). 其中 GARCH (1, 1) 模型由于简洁、明确的经济学含义及对金融资产价格波动的准确刻画得到了广泛的应用. 标准的 GARCH (1, 1) 模型为

$$R_t = \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_t^2) \tag{16}$$

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(\varepsilon_t | \phi_{t-1}) = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \tag{17}$$

由均值方程 (16) 和条件方差方程 (17) 构成, μ 是常数项, ε_t 是收益率的误差项, 而 σ_t^2 是 ε_t 的条件方差. 系数 $\alpha, \beta \geq 0$ 反映了当前的波动性对于以前波动性水平的依赖程度, 而 $\alpha + \beta$ 反映了波动的持续性.

2 数据

2.1 数据描述

本文研究基于全球主要股票市场 (美国、英国、日本、中国香港和大陆) 代表性指数每周五收盘价数据, 即道琼斯工业平均指数 (DJ), 金融时报 100 指数 (FTSE), 日经 225 指数 (NIK), 香港恒生指数 (HS) 和上证综合指数 (SC). 对原股指收盘价序列分别进行对数和取对数一阶差分变换, 得到对数价格 (LDJ, LFTSE, LNIK, LHS, LSC) 和连续复利收益 (RDJ, RFTSE, RNIK, RHS, RSC). 样本区间为 1992-06-05—2008-12-26 数据来自雅虎财经网站^②. 由于节假日等因素导致美洲、欧洲和亚洲股市交易日期不完全一致, 采用这 5 个市场可得样本的最小交集为 863 个样本.

Koutmos 等^[25] 指出, 金融危机会影响股票市场间信息传递暨均值 / 风险溢出机制, 因此本文按照亚洲金融危机以及当前的全球金融危机为分

② <http://finance.yahoo.com>

割点, 将全样本划分为 4 个子样本, 以研究全球主要股票市场之间的信息传递的变异性特征。由于 1997-06 泰国率先爆发金融危机, 引发了后来的亚洲金融危机, 而恰好在 1997-05-30 我国证券交易印花税由 1‰ 调整为 3‰, 因此将第 1 个子样本期设定为 1992-06-05 日—1997-05-30 (S1, 亚洲金融危机前); 第 2 个子样本期设定为 1997-06-06—1998-12-25 (S2, 亚洲金融危机期间); 从 1999 年开始, 伴随着外部环境的改善, 多数国家的经济开始出现增长, 被普遍认为亚洲

金融危机已经过去, 因此将第 3 个子样本期设定为 1999-01-01—2007-09-07 (S3, 亚洲金融危机后到全球金融危机前); 众所周知的本次全球金融危机始于 2007 年 9 月中旬的贝尔斯登爆出公司成立 83 年以来的首次亏损及公司股价暴跌事件, 因此将最后一个子样本期设定为 2007-09-14—2008-12-26 (S4, 全球金融危机期间)。1992-06-05—2008-12-26 分别为论文写作时可得数据的两个端点。表 1 给出了各时段内样本的主要描述统计量。

表 1 数据描述统计量

Table 1 Data's descriptive statistics

样本区间	序列	样本量	均值	标准差	偏度	峰度
S1: 1992-06-1997-05	RDJ	261	0.002947	0.015	-0.032	3.385
	RFTSE		0.002048	0.016	0.217	4.945
	RHS		0.003397	0.033	-0.136	3.987
	RNIK		0.000344	0.029	0.242	4.708
	RSC		0.000154	0.088	2.974	23.005
S2: 1997-06-1998-12	RDJ	82	0.002793	0.025	-0.317	2.705
	RFTSE		0.002911	0.027	-0.025	2.543
	RHS		-0.004395	0.056	-0.600	4.978
	RNIK		-0.004650	0.033	0.552	4.235
	RSC		-0.001104	0.027	-0.624	3.462
S3: 1999-01-2007年-09	RDJ	452	0.000776	0.023	-0.822	8.049
	RFTSE		0.000118	0.021	-0.295	5.067
	RHS		0.001863	0.031	-0.018	4.051
	RNIK		0.000358	0.028	-0.343	3.553
	RSC		0.003311	0.031	0.503	4.477
S4: 2007-09-2008-12	RDJ	68	-0.006349	0.041	-1.147	9.960
	RFTSE		-0.005649	0.046	-1.428	12.104
	RHS		-0.007724	0.051	-0.421	4.163
	RNIK		-0.009005	0.051	-2.147	13.374
	RSC		-0.015403	0.055	0.281	3.632

2.2 价格、收益率与波动率序列的单位根检验

为了度量不同时段美国、英国、日本、香港以及中国大陆股票市场的风险, 分别对收益率序列建立 GARCH(1, 1) 模型, 得到条件波动率序列, 分别记作 $VD_t, VFTSE_t, VNIK_t, VHS_t, VSC_t$ 。

对各个样本区间内的对数价格序列、收益率序列及波动率序列分别进行单位根检验, 结果见表 2。ADF 统计量显示, 各股票指数对数价格序列为一阶单整序列, 收益率和波动率序列均为平稳序列。

表 2 ADF单位根检验

Table 2 Test of ADF unit root

序列		S1: 1992年6月 至1997年5月		S2: 1997年6月 至1998年12月		S3: 1999年1月 至2007年9月		S4: 2007年9月 至2008年12月	
		ADF	P	ADF	P	ADF	P	ADF	P
价格	LDJ	-1.60	0.7893	-2.39	0.3811	-1.83	0.6865	-1.72	0.7318
	LFTSE	-2.41	0.3734	-2.18	0.4962	-0.81	0.9627	-2.10	0.5350
	LHS	-2.13	0.5257	-1.76	0.7130	-1.13	0.9212	-2.57	0.2937
	LNK	-2.80	0.2002	-2.49	0.3340	-1.00	0.9416	-1.81	0.6872
	LSC	-2.52	0.3170	-2.23	0.4681	0.83	0.9998	0.15	0.9675
收益率	RDJ	-8.45	0.0000	-3.80	0.0042	-11.17	0.0000	-3.48	0.0114
	RFTSE	-6.58	0.0000	-3.71	0.0057	-10.68	0.0000	-3.65	0.0071
	RHS	-7.26	0.0000	-4.31	0.0008	-9.80	0.0000	-2.79	0.0651
	RNK	-7.11	0.0000	-4.16	0.0014	-9.15	0.0000	-3.45	0.0126
	RSC	-8.48	0.0000	-5.38	0.0000	-7.86	0.0000	-4.14	0.0016
波动率	VDJ	-7.36	0.0000	-5.61	0.0000	-13.44	0.0000	-5.87	0.0000
	VFTSE	-4.28	0.0005	-4.57	0.0000	-13.03	0.0000	-4.43	0.0003
	VNK	-4.08	0.0011	-2.91	0.0486	-12.94	0.0000	-7.37	0.0000
	VHS	-9.10	0.0000	-5.68	0.0000	-13.75	0.0000	-3.57	0.0066
	VSC	-8.39	0.0000	-3.12	0.0288	-11.69	0.0000	-5.54	0.0000

3 Granger因果关系检验与分析^③

3.1 股市收益率线性与非线性 Granger因果关系检验

对全球主要股市收益率序列 (RDI, RFTSE, RNK, RHS, RSC) 之间的线性与非线性 Granger 因果关系进行检验, 结果见图 1。

在 S1 样本区间内, 1) 股市间收益率的线性 Granger 因果关系显示: 英国股市对中国香港股市, 中国香港股市对日本股市分别存在线性均值溢出。2) 股市间收益率的非线性 Granger 因果关系显示: 美国、日本股市分别与中国香港股市存在双向非线性均值溢出; 英国股市对中国香港股市, 日本股市对英国、美国股市分别存在非线性均值溢出。

在 S2 样本区间内, 1) 股市间收益率的线性 Granger 因果关系显示: 美国股市对英国、日本股

市, 英国股市对日本股市, 中国香港股市对英国股市分别存在线性均值溢出。2) 股市间收益率的非线性 Granger 因果关系显示: 美国对日本、中国大陆股市, 香港股市对中国大陆股市, 日本股市对中国大陆、香港股市存在非线性均值溢出。

在 S3 样本区间内, 1) 股市间收益率的线性 Granger 因果关系显示: 美国股市与香港股市存在双向线性均值溢出; 美国股市对日本股市, 英国股市对美国、日本、中国香港股市, 中国大陆股市对中国香港股市分别存在线性均值溢出。2) 股市间收益率的非线性 Granger 因果关系显示: 美国股市与中国大陆股市, 日本股市与中国香港、中国大陆股市分别存在双向非线性均值溢出; 中国大陆股市对香港股市, 香港股市对英国股市分别存在非线性均值溢出。

在 S4 样本区间内, 1) 股市间收益率的线性 Granger 因果关系显示: 美国股市与英国、日本、中国大陆股市, 英国股市与香港股市分别存在双向线性均值溢出; 美国股市对中国香港股市, 英国股

③ 由于篇幅限制, 线性与非线性 Granger 因果关系检验的详细结果不能以表格形式给出, 如有需要, 请联系作者。

市对中国大陆股市, 中国香港、日本股市对中国大陆股市分别存在线性均值溢出. 2) 股市间收益率的非线性 Granger 因果关系显示: 美国股市对日

本、中国大陆股市, 英国股市对美国、中国大陆股市, 中国香港股市对日本股市分别存在非线性均值溢出.

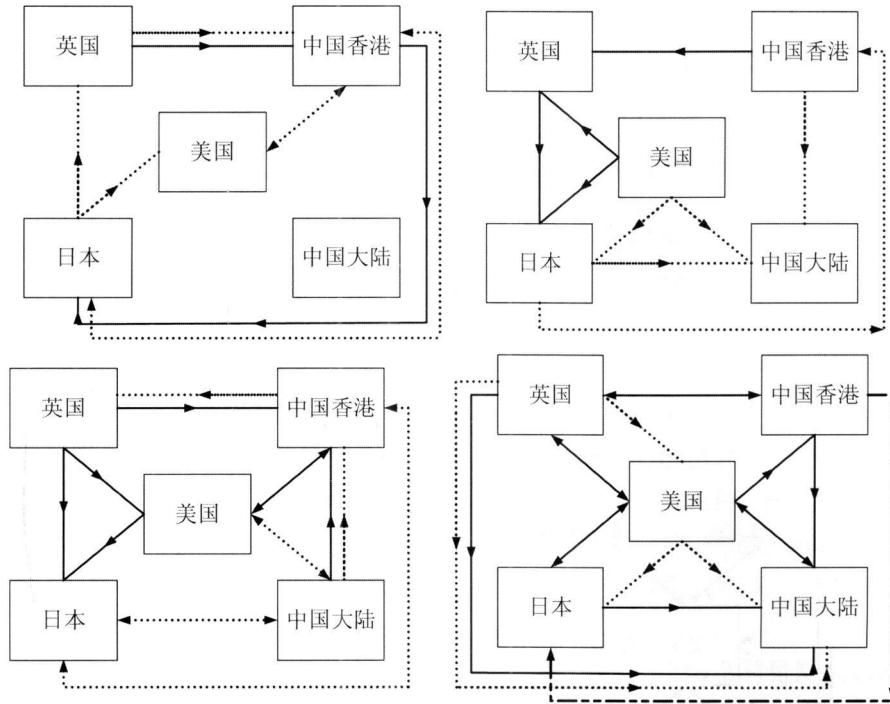


图 1 股市收益率线性与非线性 Granger 因果关系图

Fig 1 Linear and non-linear Granger causality relationships between stock markets' returns

注: 自左上至右下分别为 S1、S2、S3、S4 样本区间内股市收益率线性与非线性 Granger 因果关系图, 其中实线代表存在线性 Granger 因果关系, 虚线代表存在非线性 Granger 因果关系, 箭头代表信息传递方向.

3.2 股市波动率线性与非线性 Granger 因果关系检验

对全球主要股市波动率序列 (VDI、VFTSE、VN IK、VHS、V SC) 之间的线性与非线性 Granger 因果关系进行检验, 结果见图 2

在 S1 样本区间内, 1) 股市间波动率的线性 Granger 因果关系显示: 美国股市对中国香港股市, 英国股市对中国香港、日本股市, 中国香港股市对中国大陆股市, 中国大陆股市对英国股市有线性风险溢出. 2) 股市间波动率的非线性 Granger 因果关系显示: 英国股市对中国香港、中国大陆股市, 日本股市对英国股市有非线性风险溢出; 中国香港股市与中国大陆股市存在双向的风险溢出.

在 S2 样本区间内, 1) 股市间波动率的线性 Granger 因果关系显示: 美国股市与日本股市存在双向线性风险溢出; 英国股市对日本、中国大陆股市, 中国香港股市对英国股市, 中国香港股市对中

国大陆股市, 日本股市对中国香港股市有线性风险溢出. 2) 股市间波动率的非线性 Granger 因果关系显示: 英国股市对美国股市, 中国香港股市对日本、中国大陆股市存在非线性风险溢出; 英国股市与中国香港股市, 日本股市与中国大陆股市存在双向非线性风险溢出.

在 S3 样本区间内, 1) 股市间波动率的线性 Granger 因果关系显示: 美国股市分别与英国、中国香港、日本以及中国大陆股市, 英国股市与中国香港、日本股市分别存在双向线性风险溢出; 中国大陆股市对英国、中国香港股市有线性风险溢出. 2) 股市间波动率的非线性 Granger 因果关系显示: 美国股市与英国、中国香港股市, 英国股市和中国香港、中国大陆股市分别存在双向非线性风险溢出; 美国股市对中国大陆股市, 日本股市对美国、英国股市, 中国大陆股市对中国香港股市存在非线性风险溢出.

在 S4 样本区间内, 1) 股市间波动率的线性

G r a n g e r因果关系显示: 美国股市与中国香港股市, 英国股市与日本、中国大陆股市, 日本股市与中国香港股市分别存在双向线性风险溢出; 美国、中国香港股市对英国, 中国大陆股市对美国、中国香港、日本股市有线性风险溢出. 2) 股市间波动率的非线性 G r a n g e r因果关系显示: 美国股市对

中国香港、中国大陆股市有非线性风险溢出; 英国股市对中国大陆股市有非线性风险溢出; 日本股市对中国香港、中国大陆股市, 英国、日本股市对中国大陆股市, 日本股市对中国香港股市存在非线性风险溢出.

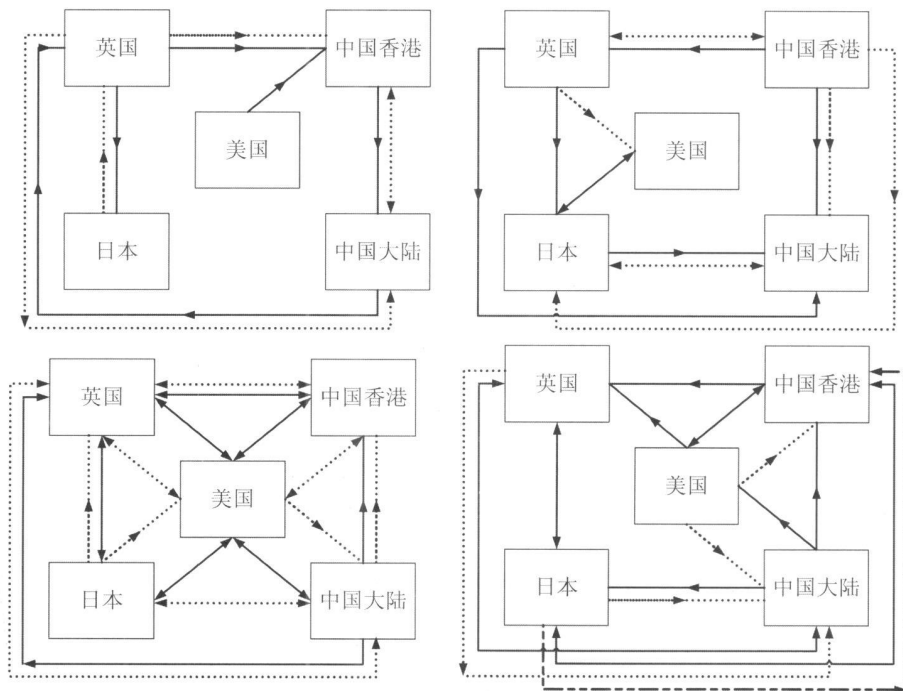


图 2 股市波动率线性与非线性 G r a n g e r因果关系图

Fig 2 Linear and non-linear G r a n g e r causality relationships between stock markets' volatilities

注: 自左上至右下分别为 S1、S2、S3、S4样本区间内股市波动率线性与非线性 G r a n g e r因果关系图, 其中实线代表存在线性 G r a n g e r因果关系, 虚线代表存在非线性 G r a n g e r因果关系, 箭头代表信息传递方向.

3.3 股市收益率、波动率线性与非线性 G r a n g e r 因果关系检验结果分析

亚洲金融危机之前, 欧美市场对亚洲市场的影响强于亚洲市场对欧美市场的影响, 可以认为当时成熟市场在较大的程度上引导着新兴市场. 值得注意的是英国股票市场对中国香港股票市场存在显著的线性和非线性均值、风险溢出, 说明在中国香港尚未回归中国大陆之前, 中国香港股票市场在很大程度上是伦敦市场的影子市场. 此外, 中国大陆此时呈现出了与其他市场的完全信息割裂状态, 主要原因是此时中国大陆市场还处于稚型期, 市场的开放程度低, 跨市场交易壁垒高, 加上市场监管法律法规不健全, 投资者理性程度不高等.

影响力有所提高, 原因是中国香港资本市场是危机爆发之后跨国资本重点炒作和攻击的对象之一, 中国香港是否能够挺过难关直接关系到亚洲金融危机蔓延的危害程度, 因此中国香港市场成为全球关注的焦点. 中国大陆虽然是亚洲成员国之一, 但是中国香港和日本对其的信息溢出只是非线性的, 因而可以认为中国大陆市场没有直接卷入亚洲金融危机, 亚洲金融危机对我国的影响是间接的. 事实上, 我国证监部门从 1996年 12月份和 1997年 4月份就曾连续两次大力度地行政调控证券市场, 及时、有效的抑制了当时的过度投机. 从我国 A 股市场由两轮高峰, 尤其是从 1997年 5月中旬的高峰回落的周期分析, 这个时间段较之东南亚金融危机的爆发以及港股暴跌期明显要早, 这在很大程度上规避了这一金融危机的联动效

应。而同期中国香港和日本市场对中国大陆市场的线形和非线性风险溢出, 则更多是由于投资者的心理因素造成的。

亚洲金融危机之后, 全球化的大趋势依然延续, 全球股市之间的联动性进一步的加强, 一方面是由于东南亚国家得益于美国 1999 - 2000 年期间信息产业的迅速崛起以及全球制造业向亚太地区的转移从而迅速从亚洲金融危机中恢复, 导致成熟市场和新兴市场之间的资本流动重新活跃。另一方面则由于信息通讯, 特别是互联网技术快速发展和普及, 加快了全球信息的传递。随着中国经济在全球经济中地位的提升以及资本管制、市场准入以及汇率制度等多方面改革措施的逐步出台, 中国股市的国际影响力得到明显提高。

与亚洲金融危机不同, 全球股票市场在本轮金融危机期间表现出了高度的联动性, 除经济、金融全球化背景进一步加深外, 还因为美国是此次金融危机的发源地, 由于美国以及美元在全球经济、金融体系中不可替代的地位和巨大的影响力, 此次金融危机的爆发已经不像亚洲金融危机的区域性那么明显, 全球主要股票市场都受到波及。

对比不同时段全球主要股市间收益率和波动率的线性以及非线性 Granger 因果关系图, 不难发现股市间信息和风险溢出主要呈现如下变异性特征: 1) 全球股市信息以及风险联动性、互动性不断加强, 传导路径也更加复杂, 但总体来讲, 股市间均值溢出依然存在明显的非对称性, 即欧美股市较亚太股市影响力占优, 而风险溢出的非对称性则不明显, 这给资产的跨国配置和市场风险的防范增加了难度; 2) 亚洲金融危机之前, 中国

股票市场与其他股票市场呈现完全的信息分割状态, 亚洲金融危机之后与其他市场的引导关系逐步变得明显, 出现被引导、互动甚至引导其他市场, 表明我国股票市场在开放度、信息传导效率以及国际影响力方面都在朝着良性方向发展。

4 结束语

本文使用线性与非线性 Granger 因果关系检验对不同阶段的全球主要股市间 (包括美国、英国、日本、中国香港以及中国大陆) 均值 (收益) 以及波动 (风险) 溢出效应及其变异性特征进行实证分析。研究发现:

1) 股市间的信息传导暨均值 / 波动溢出机制除呈现线性特征外, 还存在非线性特征。因此使用非线性模型度量股市间信息溢出应该具有更好的效果, 这为今后相关方面的研究提供了有益的思路。

2) 全球股市信息与风险的联动性、互动性不断加强, 传导机制也愈加复杂。因此, 在建立和完善一国股票市场的预警机制时, 要充分考虑到别国危机对本国的冲击和传染。另外, 各国应加强协调与合作, 建立有利于信息集中和国际金融风险监管的体系, 为国际金融和经济更健康地发展创造良好的国际环境。

3) 我国股票市场在开放度、信息传导效率以及国际影响力方面都在朝着良性方向发展, 这既是我国实体经济在全球范围内地位不断上升的结果, 也是我国股票市场在过去十多年中不断深化改革所取得成效的具体体现。

参考文献:

- [1] Brooks C, Henry O T. Linear and non-linear transmission of equity return volatility: Evidence from the US, Japan and Australia [J]. *Economic Modelling*, 2000, 17(4): 497-513
- [2] Van Rijckeghem C, Weder B. Sources of contagion: Is it finance or trade? [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54(2): 293-308
- [3] Sola M, Spagnolo F, Spagnolo N. A test for volatility spillovers [J]. *Economics Letters*, 2002, 76(1): 77-84
- [4] Huang B N, Yang C W, Hu J W. Causality and cointegration of stock market among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2000, 9(3): 281-297.
- [5] Cheng H, Gascook J L. Dynamic linkages between the greater China economic area stock markets: mainland China, Hong Kong and Taiwan [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2005, (5): 343-357.

- [6] Johansson A C, Ljungvall C. Spillover effects among the greater China stock markets [J]. *World Development*, 2009, 37(4): 839–851.
- [7] Hsiao F S T, Hsiao M C W, Yanashita A. The impact of the US economy on the Asia Pacific Region: Does it matter? [J]. *Journal of Asian Economics*, 2003, 14: 219–241.
- [8] 俞世典, 陈守东, 黄立华. 主要股票指数的联动分析 [J]. *统计研究*, 2001, (8): 42–46.
Yu Shiridian, Chen Shoudong, Huang Lihua. Dynamic linkages of global main equity indices [J]. *Statistical Research*, 2001, (8): 42–46 (in Chinese).
- [9] 朱宏泉, 卢祖帝, 汪寿阳. 中国股市的 Granger 因果关系分析 [J]. *管理科学学报*, 2001, 4(5): 7–12.
Zhu Hongquan, Lu Zudi, Wang Shouyang. Granger causality analysis of stock markets in China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2001, 4(5): 7–12 (in Chinese).
- [10] 洪永淼, 成思危, 刘艳辉, 等. 中国股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应 [J]. *中国经济季刊*, 2004, 3(3): 703–726.
Hong Yongmiao, Cheng Siwei, Liu Yanhui, et al. Extreme risk spillover between Chinese stock market and international stock market [J]. *China Economic Quarterly*, 2004, 3(3): 703–726 (in Chinese).
- [11] 吴世农, 潘越. 香港红筹股、H股与内地股市的协整关系和引导关系研究 [J]. *管理学报*, 2005, 2(2): 190–199.
Wu Shirong, Pan Yue. A study on cointegration and causality among Hong Kong red chips, H-shares and mainland stock market [J]. *Chinese Journal of Management*, 2005, 2(2): 190–199 (in Chinese).
- [12] 张碧琼. 中国股票市场信息国际化: 基于 EGARCH 模型的检验 [J]. *国际金融研究*, 2005, (5): 68–73.
Zhang Biqiong. The globalization of Chinese stock market: Based on EGARCH model [J]. *International Finance Research*, 2005, (5): 68–73 (in Chinese).
- [13] Hinstra C, Jones J D. Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price volume relation [J]. *Journal of Finance*, 1994, 54(5): 1639–1665.
- [14] 潘越. 基于非线性 Granger 因果检验的股市间联动关系研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, (9): 87–100.
Pan Yue. Study on the dynamic linkage between stock markets based on non-linear granger causality test [J]. *The Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2008, (9): 87–100 (in Chinese).
- [15] 聂富强, 宋国军. 沪、深股市波动不对称性的实证分析 [J]. *数理统计与管理*, 2007, 26(1): 172–177.
Nie Fuqiang, Song Guojun. Empirical analysis of the asymmetric volatility in Shanghai and Shenzhen stock markets [J]. *Application of Statistics and Management*, 2007, 26(1): 172–177 (in Chinese).
- [16] 范致镇, 张兵. 中国汇市与股市的信息传递关系——基于股市“牛熊”特征的比较研究 [J]. *广东金融学院学报*, 2009, 24(6): 81–91.
Fan Zhizhen, Zhang Bing. The information relationship between foreign exchange market and stock market in China [J]. *The Journal of Guangdong University of Finance*, 2009, 24(6): 81–91 (in Chinese).
- [17] 高翔. 中国商品期货价格与相关上市公司股价相关性分析 [D]. 厦门: 厦门大学, 2009.
Gao Xing. Correlation Analysis of Futures Price and Corresponding Stock Price in China [D]. Xiamen: Xiamen University, 2009 (in Chinese).
- [18] 沈春华. 中国股票市场股指收益率及波动性研究 [D]. 长沙: 湖南大学, 2006.
Shen Chunhua. Study on Stock Index Return and Volatility in China [D]. Changsha: Hunan University, 2006 (in Chinese).
- [19] 陈国进, 王景. 我国公司 A+H 交叉上市的溢出效应分析 [J]. *南开管理评论*, 2007, 10(4): 36–42.
Chen Guojin, Wang Jing. The spillover effect analysis of the A and H shares cross-listing firms in China [J]. *Nankai Business Review*, 2007, 10(4): 36–42 (in Chinese).
- [20] Granger C. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. *Econometrica*, 1969, 37: 424–438.
- [21] Sims C A. Macroeconomics and reality [J]. *Econometrica*, 1980, (48): 1–48.

- [22] Brock W. Causality, Chaos, Explanation and prediction in economics and finance[M] // Casti J, Karlqvist A. Beyond Belief: Randomness, Prediction and Explanation in Science. Boca Raton, Fla: CRC Press, 1991.
- [23] Baek E, Brock W. A nonparametric test for independence of a multivariate time series[J]. *Statistica Sinica*, 1992, (2): 137-156
- [24] Bollerslev T A. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*, 1986, 31: 307-327
- [25] Koutmos G, Booth G G. Asymmetric volatility transmission in international stock markets[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1995, 14(6): 747-762

Empirical study on time-varying information and risk spillover effects among global main equity markets

FAN Kui¹, ZHAO Xiu-juan², WANG Shou-yang³

1. Department of Financial Market, Bank of Communications, Shanghai 200120, China

2. School of Economics and Management, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China

3. Institute of Mathematics and System Sciences, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China

Abstract Linear and nonlinear Granger causality test methods are used to detect the mean (return) and volatility (risk) spillover effects and their time-varying characteristics among the global main equity markets including those in the U. S., U. K., Japan, Hong Kong and Mainland China. The empirical results indicate that: 1) There exist nonlinear mean/volatility spillover effects among the equity markets; 2) The linkages among the equity markets are becoming more and more interactive and complex; 3) The development of Mainland China equity market is in a good condition in aspects of openness, information conduction efficiency and international influence.

Key words equity market; granger causality test; GARCH; nonlinear; information spillover; mean/volatility spillover

(上接第 75 页)

and the impact that positive order imbalance have on the stock price is larger than negative order difference, especially when the stock is a large-cap share. This finding is useful in explaining why the price in A-share market is higher than other markets, and the relation between price change and the change of trading volume approximate to an exponential function in large-cap share, but not in middle- or small-cap share. The change intervals of order imbalance in bear market are much larger than in bull market, and it is the same with the change of trading volume, the price will rise with increase in the change of volume in bull market, but not in bear market. These results will be helpful for the institutional investors to optimize investment and cut down the impact cost.

Key words order imbalance; change of trading volume; price impact; market state