

文章编号: 1002-1566(2015)05-0923-10
DOI: 10.13860/j.cnki.sltj.20150323-002

内地股票市场与国际主要股票市场的 非线性关联机制研究

张小宇 刘金全

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130062)

摘要: 本文分别在线性协整模型和非线性指数平滑迁移自回归误差修正模型 (ESTAR-ECM) 的框架下, 对内地股票市场与国际主要股票市场价格指数进行了长期均衡关系的检验。结果发现内地股票市场除与日本股票市场价格指数不存在协整关系外, 与国际主要股票市场价格指数均存在协整关系。进一步利用线性和非线性格兰杰因果关系检验方法对内地股票市场与国际主要股票市场收益率序列进行了短期动态机制的识别, 结果发现上证指数与道琼斯指数、金融时报指数以及恒生指数收益率之间存在单向的格兰杰因果关系, 并且在上证指数与恒生指数构成的二元系统中, 上证指数表现出较强的外生性。而与日经 225 指数则存在双向的格兰杰因果关系。

关键词: 股票市场; 非线性; 协整检验; 格兰杰因果关系检验

中图分类号: F064, O212

文献标识码: A

Studies on the Nonlinear Relationships between Stock Market in Mainland of China and Other Ones in the World

ZHANG Xiao-yu LIU Jin-quan

(1. Jilin University Quantitative Research Center of Economic, Jilin Changchun 130012, Chin,
2. Agriculture School of Jilin University, Jilin Changchun 130062, China))

Abstract: In this paper, we test the long-term equilibrium relationship of stock market in mainland of China and other ones in the world by the linear cointegration and exponential smoothing transition autoregression error correction model (ESTAR-ECM). We find cointegration relationship between price index of stock market in mainland of China and others ones in the world except for in Japan. Further we test the short-term dynamics relationship of stock return in mainland of China and others in the world by linear and nonlinear Granger causality test, and find that Dow Jones Industrial Average Index and Financial Times and Stock Exchange index have a causal influence on the Shanghai Stock Exchange Composite Index, Shanghai Stock Exchange Composite Index Granger causes Hang Seng Index, and Shanghai Stock Exchange Composite Index and Nikkei 225 Index have a mutual Granger causality.

Key words: stock market, nonlinearity, cointegration, granger causality test

收稿日期: 2012年11月17日

收到修改稿日期: 2015年2月11日

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (10zda006); 中国博士后科学基金 (2014M551162)、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目 (2013ZZ029)、吉林大学基本科研业务费科学前沿与交叉学科项目 (2014QY050)。

0 引言

2007 年下半年美国爆发次贷危机, 引发全球性金融市场动荡, 对内地股票市场也产生了深远影响。因此研究内地股票市场与国际主要股票市场的长期均衡关系及短期动态影响不仅可以指导相关职能部门制定政策应对国际金融危机冲击、维护国家金融安全、防范和规避股票市场间的风险传导, 而且还有助于个人和机构投资者在股票市场上进行资产有效配置和风险管理。

经济基础假说和市场传染假说是全球股票市场联动的理论前提。经济基础假说认为股票市场的联动是由于经济基本面的联动引起的, 即随着世界经济的不断发展, 对外贸易的不断扩张, 各国主要宏观经济变量之间的联动性增强, 而作为经济“晴雨表”的股票市场的联动性自然也有所增强^[1]。而市场传染假说则认为全球股票市场联动性增强的原因不能完全归结于宏观经济基本面, 而主要受投资主体的投资行为影响, 即当一国股票市场受到负面冲击时, 负面影响具有更强的扩散效应, 导致危机时期各国股票市场关联性增强。无论是经济基础假说, 还是市场传染假说均表明全球股票市场的联动性增强。为此, 众多学者开始采用协整检验方法检验国际股票市场价格指数间的长期均衡关系以及采用格兰杰因果关系检验方法检验国际股票市场收益率间的因果关系, 并发现国际股票市场联动性增强的证据, 如 Arshanapalli 和 Doukas^[2] 以及 Kim^[3] 等等。然而, 大部分国内学者的相关研究并未发现我国股票市场与国际主要股票市场具有显著的联动性。如陈守东等利用协整分析与误差修正模型, 对国内股票市场与国际主要股票市场之间的关系进行了实证分析, 发现指数之间收益率序列具有相异的短期波动, 而国内股票市场价格指数与国际主要股票市场价格指数之间却不存在长期协整关系, 表明我国股票市场与国际股票市场不存在长期的共同趋势^[4]。韩非、肖辉考察了 2000 年至 2004 年间的中美股票市场之间的联动性, 发现二者之间的相关性很弱^[5]。赵振全、薛丰慧通过分析上海、香港以及纽约股票市场的日交易数据, 对各股票市场的交易量和收益率的动态影响关系进行了计量检验, 结果发现上海股票市场处于信息封闭状态, 与其它市场不存在信息传递^[6]。陈漓高等采用多元协整检验、基于向量误差修正模型 (VECM) 的格兰杰因果关系检验等计量方法测度国际股票市场间的联动程度, 结果发现美国股票市场对中国股票市场仅有微弱影响^[7]。张兵等利用 Johansen 协整检验的特征根迹检验和最大特征值检验两种方法对上证指数与道琼斯指数进行协整检验, 检验结果表明中美股票市场并不存在长期均衡关系^[8]。

之所以上述研究未发现内地股票市场与国际其它主要股票市场间存在显著的协同性, 主要原因是由于内地股票市场与国际其它主要股票市场间的关系可能是非线性的, 因而使得基于线性协整以及线性格兰杰因果关系检验等线性计量方法得到的检验结论往往背离现实。Li 认为对于国内股票市场与国际股票市场构成的二元系统, 若投资主体的风险溢价函数是国内和国际股票市场资金配置风险的非线性函数时, 将导致国内与国际股票价格指数与收益率等指标间的函数关系为非线性的^[9]。

为此, 本文将从如下两个方面对以往研究进行扩展。第一, 在误差修正模型框架下, 利用基于指数平滑迁移自回归误差修正模型 (ESTAR-ECM) 的非线性协整检验方法对内地股票市场与国际主要股票市场价格指数进行长期均衡关系检验。第二, 利用非线性格兰杰因果关系检验方法对内地股票市场与国际主要股票市场收益率序列进行短期动态调整机制的识别。

1 内地股票市场与国际主要股票市场价格指数的协整检验

股票价格指数的协整检验旨在分析股票市场间价格指数是否存在共同的随机趋势, 若存

在协整关系则表明价格指数偏离随机趋势只是暂时的, 共同随机趋势的牵拉效应将使股票市场间价格指数保持长期的均衡状态。

1.1 股票价格指数的线性协整检验

为测度内地股票市场与国际主要股票市场是否存在长期的均衡关系, 可考虑对内地股票市场的价格指数与国际主要股票市场价格指数进行协整检验, 线性协整方程可表示为:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中, y_t 和 x_t 分别表示国内股票市场和国际主要股票市场 t 期收盘价, α 和 β 为回归系数, ε_t 为随机误差项。

对于式 (1), 当序列 y_t 和 x_t 均是零阶单整的 $I(0)$ 过程时, 此时可利用 OLS 对其进行估计; 若两个序列均是一阶单整的 $I(1)$ 过程, 直接利用式 (1) 刻画变量 y_t 和 x_t 之间的关系可能会出现伪回归问题, 为避免出现伪回归需要采用线性协整检验方法检验 y_t 和 x_t 序列是否存在协整关系。具体的检验步骤为: 第一步, 利用 OLS 对式 (1) 进行估计得到残差 $\hat{\varepsilon}_t$; 第二步对残差 $\hat{\varepsilon}_t$ 进行 Dickey-Fuller 检验:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t, \quad (2)$$

其中 Δ 表示差分算子, $\eta_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\eta^2)$, 为随机误差项。若对 η_t 的假设条件放宽, 允许其存在序列相关, 则上述 Dickey-Fuller 检验可扩展为:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \zeta_t, \quad (3)$$

其中 p 为变量 $\Delta \hat{\varepsilon}_t$ 的滞后阶数。对于上式, 若 $\rho = 0$, 表明式 (1) 的残差序列是非平稳的, 即内地股票市场与国际主要股票市场不存在长期均衡关系; 若 $\rho < 0$, 表明式 (1) 的残差序列是平稳的, 即内地股票市场与国际主要股票市场存在长期的均衡关系。可构建如下的统计量对上述问题进行检验:

$$t_{LEG} = \frac{\hat{\rho}}{s_{\hat{\rho}}}, \quad (4)$$

$\hat{\rho}$ 为参数 ρ 的估计量, $s_{\hat{\rho}}$ 为 $\hat{\rho}$ 的样本标准差, 原假设成立时, $\hat{\varepsilon}_t$ 序列非平稳, 此时 t_{LEG} 不再服从标准的 t 分布, 因此不能利用 t 统计量进行协整检验。Mackinnon^[10] 给出了 t_{LEG} 检验统计量的临界值表, 包含了不同变量个数、不同样本容量组合在 1%、5% 和 10% 显著性水平下对应的临界值。在本文的实证研究中, 将 t_{LEG} 的估计值与临界值比较可判断内地股票市场与国际主要股票市场价格指数是否存在协整关系。该种检验协整的方法即为著名的 E-G 两步协整检验法^[11]。线性协整检验还包括 Johansen 和 Juselius^[12] 的基于 VAR 模型的最大特征根检验和秩检验, 此处略。

1.2 基于指数平滑迁移自回归误差修正模型的股票市场价格指数的协整检验

大量实证检验表明, 股票市场价格指数序列是非平稳序列, 然而利用上述线性协整检验方法对内地与国际主要股票市场价格指数进行协整检验, 却不能拒绝不存在协整关系的原假设^[4,8]。出现上述情况的主要原因是由于内地股票市场价格指数与国际主要股票市场价格指数的长期关系可能呈现非线性特征, 利用线性模型不能捕捉到二者之间的非线性关系, 导致基于线性协整检验得到的结论出现偏差。

1.2.1 指数平滑迁移自回归误差修正模型 (ESTAR-ECM) 设定

鉴于股票市场价格指数可能存在非平稳及非线性特征, 本文拟构建指数平滑迁移自回归误差修正模型捕捉国内股票市场价格指数与国际主要股票市场价格指数间的非线性动态调整机制, 即假定协整方程 (式 (1)) 的残差项满足如下的非线性随机过程:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = F(\hat{\varepsilon}_{t-1}) + e_t, \quad (5)$$

其中 e_t 表示随机误差项, 且 $e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_e^2)$, $F(\hat{\varepsilon}_{t-1})$ 取指数平滑迁移函数的形式:

$$F(\hat{\varepsilon}_{t-1}) = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\varepsilon}_{t-1}^2}), \quad (6)$$

其中, $\theta > 0$, 为迁移速度参数, 当 $\hat{\varepsilon}_{t-1} \rightarrow \pm\infty$ 时, $F(\hat{\varepsilon}_{t-1}) \rightarrow \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1}$; 当 $\hat{\varepsilon}_{t-1} \rightarrow 0$, $F(\hat{\varepsilon}_{t-1}) \rightarrow 0$. 有关 ESTAR 模型的详细描述读者可参见 van Dijk 等^[13] 以及 Lundbergh 等^[14] 的相关文献. 将式 (6) 代入到式 (5) 中得:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\varepsilon}_{t-1}^2}) + e_t. \quad (7)$$

当 $\theta > 0$, $-2 < \gamma < 0$ 时, 序列 $\hat{\varepsilon}_t$ 为全域平稳过程^[15]. 将式 (1) 代入到式 (7) 中得:

$$\Delta y_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\varepsilon}_{t-1}^2}) + \beta \Delta x_t + e_t. \quad (8)$$

若对误差修正项 e_t 的假设条件放宽, 允许其存在序列相关, 可将 Δy_t 和 Δx_t 的滞后项添加到式 (8) 中, 得到基于平滑迁移自回归误差修正模型的非线性协整检验式为:

$$\Delta y_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\varepsilon}_{t-1}^2}) + \beta \Delta x_t + \sum_{k=1}^p \phi'_k \Delta z_{t-k} + e_t. \quad (9)$$

其中, $\Delta z_{t-k} = (\Delta y_{t-k}, \Delta x_{t-k})'$, $\phi_k = (\phi_{1k}, \phi_{2k})'$ 为回归系数列向量, p 为变量 Δz_{t-k} 的滞后阶数.

1.2.2 基于指数平滑迁移自回归误差修正模型 (ESTAR-ECM) 的协整检验

式 (9) 中, 当 $\theta = 0$ 时, 表明变量 y_t 和 x_t 不存在非线性协整关系, 但在 $\theta = 0$ 时, 式 (9) 中参数 γ 不可识别, 因此不能直接利用式 (9) 对变量 y_t 和 x_t 进行非线性协整检验, 此时可将 $F(\hat{\varepsilon}_{t-1})$ 在 $\theta = 0$ 处进行一阶泰勒展开^[16], 对式 (9) 进行近似:

$$\Delta y_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1}^3 + \beta \Delta x_t + \sum_{k=1}^p \phi'_k \Delta z_{t-k} + e_t. \quad (10)$$

对于式 (10), 当 $\gamma = 0$ 时, 变量 y_t 和 x_t 不存在协整关系, 当 $\gamma \neq 0$ 时, 变量 y_t 和 x_t 存在协整关系, 因此可通过检验原假设 $H_0: \gamma = 0$ 和备择假设 $H_1: \gamma < 0$ 实现对变量 y_t 和 x_t 的协整检验, 对应的检验统计量为^[17]:

$$t_{NLECM} = \frac{\hat{\varepsilon}_{-1}^3' Q_1 \Delta y}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{\varepsilon}_{-1}^3' Q_1 \hat{\varepsilon}_{-1}^3}}, \quad (11)$$

其中 $\hat{\varepsilon}_{-1} = (\hat{\varepsilon}_0^3, \hat{\varepsilon}_1^3, \dots, \hat{\varepsilon}_{T-1}^3)'$, T 为样本容量, $Q_1 = I_T - S(S'S)^{-1}S'$, 为残差生成矩阵, I_T 为 T 维单位矩阵, $S = (\Delta x, \Delta z_{-1}, \Delta z_{-2}, \dots, \Delta z_{-p})$, $\Delta x = (\Delta x_0, \Delta x_1, \dots, \Delta x_{T-1})'$, $\Delta z_{-k} =$

$(\Delta z_{1-k}, \Delta z_{2-k}, \dots, \Delta z_{T-k})'$, $k = 1, 2, \dots, p$, $\Delta y = (\Delta y_1, \Delta y_2, \dots, \Delta y_T)$, $\hat{\sigma}^2$ 为式 (10) 中扰动项 e_t 的方差估计值。Kapetanios 等对 t_{NLECM} 和 t_{LEG} 检验统计量的检验功效进行了蒙特卡洛随机模拟, 结果发现 t_{NLECM} 检验方法具有更强的检验功效。同样, t_{NLECM} 统计量也不服从标准的 t 分布, 在实证研究中, 可将 t_{NLECM} 统计值与 Kapetanios 等利用蒙特卡洛随机模拟方法给出的临界值进行对比, 对上述非线性协整检验作出最终判断^[17]。

1.3 内地股票市场与国际主要股票市场价格指数的协整检验结果

为考察内地股票市场与美国、英国、日本以及中国香港等国际主要股票市场之间的长期关联及短期动态特征, 分别选择上证综合指数 (下文简称上证指数或 SHCI)、美国道琼斯工业平均指数 (下文简称道琼斯指数或 DJIA)、英国金融时报指数 (下文简称金融时报指数或 FTSE)、日经 225 指数 (下文简称日经指数或 N225) 以及香港恒生指数 (下文简称恒生指数或 HSI) 的日收盘价测度上述地区的股票市场行情。考虑到内地与上述地区的节假日不同, 导致交易日略有不同, 因此将上证指数与上述国际主要股票市场价格指数两两对比并剔除不重复的交易日数据。具体的数据起止时间以及样本容量详见附录。

在进行协整检验之前, 分别利用 ADF 和 P-P 检验两种方法对上述股票市场价格指数序列进行单位根检验。检验结果表明上述股票市场价格指数序列均为非平稳序列, 且均为一阶单整的 $I(1)$ 过程, 检验结果略。

利用基于线性协整 (对应的检验统计量为 t_{LEG}) 和非线性 ESTAR-ECM 模型的协整检验方法 (对应的检验统计量为 t_{NLECM}) 对上证指数与其它指数进行协整检验。 t_{LEG} 检验中 $\Delta \hat{\epsilon}_t$ 以及 t_{NLECM} 检验中 Δz_t 的滞后阶数 p 分别设定为 0 至 4 阶, 计算相应的检验统计量 t_{LEG} 和 t_{NLECM} , 得到检验结果见表 1 所示。

表 1 内地股票市场与国际主要股票市场价格指数之间的协整检验

滞后阶数	t_{LEG} 统计量					t_{NLECM} 统计量				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
SHCI&DJIA	-2.47	-2.31	-2.26	-2.37	-2.50	-4.02***	-3.74**	-3.71**	-3.82***	-3.90***
SHCI&FTSE	-2.15	-2.07	-1.99	-2.01	-2.15	-3.47**	-3.26**	-3.25**	-3.30**	-3.39**
SHCI&N225	-2.00	-2.00	-1.99	-2.08	-2.14	-0.78	-0.81	-0.81	-1.00	-1.07
SHCI&HSI	-3.28*	-3.36**	-3.37**	-3.46**	-3.50**	-2.49	-2.55	-2.56	-2.79	-2.96*

注: 表中数字右上方“***”、“**”以及“*”分别表示对应的 t_{LEG} 和 t_{NLECM} 统计量在 1%、5% 以及 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

上表表明利用线性协整检验并未发现上证指数与道琼斯指数以及金融时报指数之间存在协整的证据, 对应的 t_{LEG} 检验统计量均不能在 10% 的显著性水平下拒绝原假设, 而 t_{NLECM} 检验对应的统计量均在 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 表明上证指数与道琼斯指数以及金融时报指数之间存在非线性的协整关系。无论利用线性协整检验还是非线性协整检验, 均未发现上证指数与日经指数存在协整关系的证据, 表明上证指数与日经指数不存在长期的均衡关系。而上证指数与恒生指数之间存在线性协整关系, 对应的 t_{LEG} 检验统计量均在 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 而 t_{NLECM} 检验并未发现上述变量存在非线性协整关系, 对应的 t_{LEG} 统计量均不能在 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 表明上证指数与恒生指数仅存在线性协整关系。

2 内地股票市场与国际主要股票市场收益率的格兰杰因果关系检验

对国际间股票市场关系的研究, 不仅包括价格指数间长期均衡关系的检验, 还应包括对收

益率序列的短期动态调整机制的识别。

2.1 线性格兰杰因果关系检验

对于滞后 p 阶的二元向量自回归模型:

$$\begin{aligned} y_t &= c_y + \alpha_{y1}y_{t-1} + \alpha_{y2}y_{t-2} + \cdots + \alpha_{yp}y_{t-p} + \beta_{y1}x_{t-1} + \beta_{y2}x_{t-2} + \cdots + \beta_{yp}x_{t-p} + \mu_{yt}, \\ x_t &= c_x + \alpha_{x1}x_{t-1} + \alpha_{x2}x_{t-2} + \cdots + \alpha_{xp}x_{t-p} + \beta_{x1}y_{t-1} + \beta_{x2}y_{t-2} + \cdots + \beta_{xp}y_{t-p} + \mu_{xt}, \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $c_i, \alpha_{ij}, \beta_{ij}, i = x, y, j = 1, 2, \dots, p$ 为回归系数, μ_{it} 为随机误差项, 且 $\mu_{it} \sim \text{i.i.d.}N(0, \sigma_i^2)$. 若回归系数 $\beta_{y1} = \beta_{y2} = \cdots = \beta_{yp} = 0$, 变量 x_t 对预测变量 y_t 没有帮助, 此时称变量 x_t 非格兰杰影响变量 y_t . 同理, 若 $\beta_{x1} = \beta_{x2} = \cdots = \beta_{xp} = 0$, 则称变量 y_t 非格兰杰影响变量 x_t . 可采用单方程检验方法和系统检验方法对于上述线性模型进行格兰杰因果关系检验, 如检验变量 x_t 非格兰杰影响变量 y_t , 单方程检验方法构建的检验统计量为:

$$LM_{line-single} = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/p}{RSS_1/(T - 2p - 1)} \sim F(p, T - 2p - 1), \quad (13)$$

其中 RSS_1 为式 (12) 中第一个回归方程的无约束残差平方和, RSS_0 为该方程约束残差平方和 ($\beta_{y1} = \beta_{y2} = \cdots = \beta_{yp} = 0$), T 为样本观测值的个数. $\beta_{y1} = \beta_{y2} = \cdots = \beta_{yp} = 0$ 成立时, $LM_{line-single}$ 渐近服从 F 分布. 由于单方程检验方法单独估计系统方程中的结构式方程, 因此方程中包含内生变量, 存在随机解释变量问题, 导致模型的参数估计量是有偏的或非一致的, 进而影响格兰杰因果关系检验的结果. 为克服上述问题, 可以对式 (12) 进行系统估计, 在此基础上构建检验统计量进行格兰杰因果关系检验, 系统检验方法构建的检验统计量为^[18]:

$$LM_{line-system} = \frac{T}{p} (m - \text{tr}(U_1' U_1 (U_0' U_0)^{-1})) \sim F(p, T), \quad (14)$$

其中 m 是系统方程中包含的方程个数, $\text{tr}(\cdot)$ 为对应矩阵的迹, U_1 和 U_0 分别为系统方程无约束和约束条件下对应的 $T \times 2$ 维的残差矩阵. 原假设成立时, $LM_{line-system}$ 检验统计量渐近服从自由度为 (p, T) 的 F 分布.

2.2 非线性格兰杰因果关系检验

若 y_t 和 x_t 为两个协方差平稳且满足遍历性的时间序列, 且 y_t 和 x_t 之间存在函数形式未知的非线性关系, 即:

$$\begin{aligned} y_t &= f_y(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}; \phi_y) + \mu_{yt}, \\ x_t &= f_x(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}; \phi_x) + \mu_{xt}, \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $f_i (i = x, y)$ 表示未知函数, ϕ_i 为对应函数中的参数向量, $\mu_{it} \sim \text{i.i.d.}N(0, \sigma_i^2)$, 并且 μ_{yt} 和 μ_{xt} 不相关, 即 $E(\mu_{xt}, \mu_{ys}) = 0, t, s = 1, 2, \dots, T$. 此时, 若:

$$f_y(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}; \phi_y) = f_y^*(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}; \phi_y^*), \quad (16)$$

则称变量 x 非格兰杰影响变量 y . 同理, 若:

$$f_x(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}; \phi_x) = f_x^*(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}; \phi_x^*), \quad (17)$$

则称变量 y 非格兰杰影响变量 x 。由于 $f_i (i = x, y)$ 的函数形式未知, 因此要构建传统的检验统计量进行格兰杰因果关系检验, 必须对函数 $f_i (i = x, y)$ 进行参数化, 此时可在 $x_{t-j}, y_{t-j} = 0$ ($j = 1, 2, \dots, p$) 处对 $f_i (i = x, y)$ 进行二阶泰勒展开:

$$\begin{aligned}
 y_t &= c_y^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{yj}^* y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{yj}^* x_{t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{yj_1j_2}^* y_{t-j_1} y_{t-j_2} \\
 &\quad + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=1}^p \lambda_{yj_1j_2}^* y_{t-j_1} x_{t-j_2} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \beta_{yj_1j_2}^* x_{t-j_1} x_{t-j_2} + \varepsilon_{yt}, \\
 x_t &= c_x^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{xj}^* x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{xj}^* y_{t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{xj_1j_2}^* x_{t-j_1} x_{t-j_2} \\
 &\quad + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=1}^p \lambda_{xj_1j_2}^* x_{t-j_1} y_{t-j_2} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \beta_{xj_1j_2}^* y_{t-j_1} y_{t-j_2} + \varepsilon_{xt}.
 \end{aligned} \tag{18}$$

在上述二元系统中, 若:

$$\beta_{yj}^* = \lambda_{yj_1j_2}^* = \beta_{yj_1j_2}^* = 0, \quad j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p, \tag{19}$$

则称变量 x 非格兰杰影响变量 y 。同理, 若:

$$\beta_{xj}^* = \lambda_{xj_1j_2}^* = \beta_{xj_1j_2}^* = 0, \quad j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p, \tag{20}$$

则称变量 y 非格兰杰影响变量 x 。上述模型中解释变量的个数将随着滞后阶数的增加而增加, 这将引起模型多重共线性, 并对格兰杰因果关系检验带来一定的困难。此时可利用主成分分析的方法分别提取式 (18) 中第一个方程变量 $x_{t-j}, y_{t-j_1} x_{t-j_2}$ 和 $x_{t-j_1} x_{t-j_2}$ ($j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p$) 以及第二个方程变量 $y_{t-j}, x_{t-j_1} y_{t-j_2}$ 和 $y_{t-j_1} y_{t-j_2}$ ($j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p$) 的主成分替代相应的解释变量^[19]。本文分别提取累积贡献率超过 90% 的前 k_y 和 k_x 个主成分分别替代式 (18) 中第一个方程变量 $x_{t-j}, y_{t-j_1} x_{t-j_2}$ 和 $x_{t-j_1} x_{t-j_2}$ ($j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p$) 以及第二个方程变量 $y_{t-j}, x_{t-j_1} y_{t-j_2}$ 和 $y_{t-j_1} y_{t-j_2}$ ($j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p$)。此时式 (18) 可重新表示成:

$$\begin{aligned}
 y_t &= c_y^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{yj}^* y_{t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{yj_1j_2}^* y_{t-j_1} y_{t-j_2} + \sum_{j=1}^{k_y} \delta_{yj} F_y^j + \varepsilon_{yt}, \\
 x_t &= c_x^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{xj}^* x_{t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{xj_1j_2}^* x_{t-j_1} x_{t-j_2} + \sum_{j=1}^{k_x} \delta_{xj} F_x^j + \varepsilon_{xt},
 \end{aligned} \tag{21}$$

其中 F_y^j 和 F_x^j 分别为变量 $x_{t-j}, y_{t-j_1} x_{t-j_2}$ 和 $x_{t-j_1} x_{t-j_2}$ ($j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p$) 以及变量 $y_{t-j}, x_{t-j_1} y_{t-j_2}$ 和 $y_{t-j_1} y_{t-j_2}$ ($j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p$) 的第 j 个主成分。通过检验原假设:

$$H_0 : \delta_{y1} = \delta_{y2} = \dots = \delta_{yk_y} = 0, \tag{22}$$

和

$$H_0 : \delta_{x1} = \delta_{x2} = \dots = \delta_{xk_x} = 0. \tag{23}$$

检验变量 y 和 x 之间的非线性格兰杰因果关系。单方程检验方法和系统检验方法构建的检验统计量分别为:

$$LM_{\text{nonline-single}} = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/k_i}{RSS_1/(T - k_i - 1)} \sim F(k_i, T - k_i - 1), \quad i = y, x, \tag{24}$$

以及

$$LM_{nonline-system} = \frac{T}{k_i} (m - \text{tr}(U_1' U_1 (U_0' U_0)^{-1})) \sim F(k_i, T), \quad i = y, x, \quad (25)$$

其中 RSS_0 、 RSS_1 、 T 、 m 、 U_1 和 U_0 与线性格兰杰因果检验中表示的含义相同。

2.3 内地股票市场与国际主要股票市场收益率的格兰杰因果关系检验结果

在进行格兰杰因果关系检验之前,我们还对所有股票市场收益率序列进行了单位根检验,结果表明所有股票市场收益率序列均不包含单位根。另外,考虑到过高的滞后阶数将导致向量自回归模型出现多重共线性,最终影响格兰杰因果关系检验的可靠性,并结合 AIC、SIC 信息准则,将线性和非线性格兰杰因果关系检验中滞后阶数 p 设定为 1 阶,得到有关上证指数收益率与国际主要股票市场收益率的线性和非线性格兰杰因果关系检验结果见表 2 所示。

表 2 内地股票市场与国际主要股票市场收益率的格兰杰因果关系检验结果

检验方法	线性格兰杰因果关系检验				非线性格兰杰因果关系检验			
	$LM_{line-single}$		$LM_{line-system}$		$LM_{nonline-single}$		$LM_{nonline-system}$	
RDJIA NGC RSHCI	4.90	(0.03)	4.91	(0.03)	7.64	(0.01)	7.67	(0.01)
RSHCI NGC RDJIA	0.04	(0.84)	0.04	(0.84)	2.34	(0.13)	2.40	(0.12)
RFTSE NGC RSHCI	5.75	(0.02)	5.78	(0.02)	6.96	(0.01)	7.00	(0.01)
RSHCI NGC RFTSE	0.08	(0.78)	0.08	(0.77)	0.12	(0.73)	0.14	(0.71)
RN225 NGC RSHCI	0.71	(0.40)	0.73	(0.39)	3.51	(0.06)	6.54	(0.05)
RSHCI NGC RN225	5.45	(0.02)	5.54	(0.02)	6.54	(0.01)	7.09	(0.01)
RHIS NGC SRHCI	1.54	(0.21)	1.75	(0.19)	0.31	(0.58)	0.39	(0.53)
RSHCI NGC RHSI	3.54	(0.06)	4.01	(0.05)	7.82	(0.01)	8.18	(0.00)

注: RDJIA NGC RSHCI 表示道琼斯指数收益率非格兰杰影响上证指数收益率(下同),括号中的数字为对应检验统计量的显著性概率。

从表 2 的检验结果可以看出,上证指数收益率与道琼斯指数收益率、金融时报指数收益率以及恒生指数收益率之间存在着单向格兰杰因果关系,道琼斯指数收益率与金融时报指数收益率格兰杰影响上证指数收益率,线性和非线性格兰杰因果关系检验统计量均在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。而上证指数收益率非格兰杰影响道琼斯指数收益率和金融时报指数收益率,对应的检验统计量均不能在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。另外,上证指数收益率格兰杰影响恒生指数收益率,表明上证指数能够在一定程度上影响恒生指数,并为预测香港股票价格提供一定的信息。上证指数收益率与日经指数收益率之间存在单向的线性格兰杰因果关系,即上证指数收益率格兰杰影响日经指数收益率,而日经指数收益率非格兰杰影响上证指数收益率。然而,利用非线性格兰杰因果关系检验发现上证指数收益率与日经指数收益率存在双向格兰杰因果关系的证据,表明上证指数与日经指数存在着短期的非线性动态响应机制。

3 本文主要结论

本文首先利用线性和非线性协整检验方法检验了上证指数与国际主要股票市场价格指数是否存在长期均衡关系,在此基础上对收益率序列进行了线性和非线性格兰杰因果关系检验。得到如下几个基本结论:

第一,线性模型不能捕捉到股票价格指数之间的动态关系,股票价格指数间的长期均衡关系可能表现出非线性的特征。线性协整检验并未发现上证指数与道琼斯指数以及金融时报指

数之间存在协整的证据, 对应的 t_{LEG} 检验统计量均不能在 10% 的显著性水平下拒绝不存在协整的原假设, 这与大部分学者得到的结论是一致的, 然而利用非线性 t_{NLECM} 检验却发现上证指数与道琼斯指数以及金融时报指数之间存在非线性的协整关系。表明随着中国经济的不断发展, 与欧美等主要国家实体经济的联系日益密切, 作为一国经济的“晴雨表”, 反映实体经济走势的股票市场联动性增强。而且这种联动性还表现出较强的非线性特征。

第二, 在上证指数收益率与道琼斯指数收益率以及金融时报指数收益率的二元系统中, 道琼斯指数收益率以及金融时报指数收益率表现出较强的外生性, 无论采用线性还是非线性格兰杰因果关系检验, 均表明上证指数收益率与道琼斯指数收益率和金融时报指数收益率存在单向的格兰杰因果关系, 即道琼斯指数收益率和金融时报指数收益率格兰杰影响上证指数, 美国金融危机对中国股票市场的影响也说明了这一点。因此, 应特别防范和规避这种单向风险传导机制对我国股票市场产生不良影响。

第三, 内地股票市场在亚洲股票市场中处于主导地位。尽管上证指数与日经指数不存在长期的均衡关系, 但上证指数收益率与日经指数收益率却存在显著的双向非线性格兰杰因果关系。另外, 在上证指数收益率与恒生指数收益率的二元系统中, 上证指数表现出较强的外生性, 即上证指数收益率单向格兰杰影响恒生指数收益率。表明中国股票市场对亚洲股票市场具有一定的引导作用, 中国股票市场的波动能够为预测未来短期亚洲股票市场的走势提供相关信息。

[参考文献]

- [1] McQueen G, Roley V V. Stock prices, news, and business condition [J]. Review of Financial Studies, 1993, (6): 683-707.
- [2] Arshanapalli B, Doukas J. International stock market linkages: Evidence from the pre- and post-October 1987 period [J]. Journal of Banking & Finance, 1993, (17): 193-208.
- [3] Kim H. Dynamic causal linkages between the U.S. stock market and the stock markets of the East Asian economies [R]. CESIS Electronic Working Paper Series, No.236, 2010.
- [4] 陈守东, 韩广哲, 荆伟. 主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003, (5): 124-129.
- [5] 韩非, 肖辉. 中美股票市场间的联动性分析 [J]. 金融研究, 2005, (11): 117-129.
- [6] 赵振全, 薛丰慧. 股票市场交易量与收益率动态影响关系的计量检验: 国内与国际股票市场比较分析 [J]. 世界经济, 2005, (11): 60-70.
- [7] 陈漓高, 吴鹏飞, 刘宁. 国际证券市场联动程度的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006, (11): 124-132.
- [8] 张兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究 [J]. 经济研究, 2010, (11): 141-151.
- [9] Li X M. A revisit of international stock market linkages: New evidence from rank tests for nonlinear cointegration [J]. Scottish Journal of Political Economy, 2006, (53): 174-197.
- [10] MacKinnon J G. Critical vales for cointegration tests [R]. Queen's Economics Department Working Paper, No.1227, 2010.
- [11] Engle R F, Granger C W J. Co-Integration and error correction representation, estimation, and testing [J]. Econometrica, 1987, (55): 251-276.
- [12] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, (52): 169-210.
- [13] van Dijk D, Ter?svirta T, Franses P H. Smooth transition autoregressive models - A survey of recent

- developments [J]. *Econometric Reviews*, 2002, (21): 1–47.
- [14] Lundbergh S, Teräsvirta T, van Dijk D. Time-varying smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2003, (21): 104–121.
- [15] Kapetanios G, Shin Y, Snell A. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework [J]. *Journal of Econometrics*, 2003, (112): 359–379.
- [16] Granger C W, Teräsvirta T. *Modelling Nonlinear Economic Relationships* [M]. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [17] Kapetanios G, Shin Y, Snell A. Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models [J]. *Econometric Theory*, 2006, (22): 279–303.
- [18] Bewley R. *Allocation Models: Specification, Estimation, and Applications* [M]. Massachusetts: Ballinger Publishing Company, 1986.
- [19] Péguin-Feissolle A, Strikholm B, Teräsvirta T. Testing the Granger noncausality hypothesis in stationary nonlinear models of unknown functional form [R]. CREATES Research Paper, No.19, 2008.

附录

附表 数据描述

样本	起止时间	样本容量
SHCI&DJIA	1990-12-19—2011-09-23	4931
SHCI&FTSE	1990-12-19—2011-09-23	4950
SHCI&N225	1990-12-19—2011-09-22	4834
SHCI&HIS	1990-12-19—2011-09-23	4932