

# 中美两国股票市场联动性研究

## ——基于 CCF 检验法的新证据

西村友作\*

**摘要:** 随着经济全球化的迅速发展,国际资本市场呈现出一体化趋势,证券价格的国际联动关系日益显著。有鉴于此,本文主要着眼于中美两国股票市场之间的联动性,应用 EGARCH 模型与 CCF 检验法进行了实证分析。本文主要结论为:(1) EGARCH 模型的检验结果显示,中美两国股票市场具有持续性与非对称性特征;(2)通过 CCF 检验法,发现了中国股票市场对美国股票市场的单方向波动溢出效应的新证据。另外,在较弱的显著水平下,本文还发现了美国股票市场开始影响中国股票市场。随着中国资本市场的逐渐开放,证券价格的国际联动性将会提高,中国股票市场全球化的表现越来越突出。

**关键词:** 股市联动性 CCF 检验法 EGARCH 模型 波动溢出效应

### 一、引言

2007年2月27日,上证综合指数与深证成份指数分别下跌8.84%和9.29%,创下了近十年来中国股市最大单日跌幅。中国股市的暴跌引起了亚洲、欧洲以及美洲等全世界股市的连锁反应,导致全球股市连续暴跌。中国股市似乎是此次全球股市动荡的震源,“黑色星期二”显示了中国股市与世界股市前所未有的联动效应。

最近几年,国外发达资本市场之间的联动性引起许多学者与投资者的关注。随着计量分析的不断深入,国内外众多学者对国际间股市联动性的研究愈发盛行。奉立城(2004)利用上证综合指数和深证成份指数的每日收盘指数进行了 Johansen 协整检验,实证结果发现,沪深两市之间存在长期均衡关系。韩非和肖辉(2005)应用 MA-GARCH-M 模型检验了中美股市的波动溢出效应,研究结果认为,中国股市对美国股市有一定的影响,然而影响很弱,而美国股市对中国股市几乎没有影响。Hamao、Masulis 和 Ng(1990)研究了美国“黑色星期一”引起的股票市场联动性问题。该研究使用了1985年4月至1988年3月的每日数据,并且将样本分为1987年10月19日发生的“黑色星期一”前后2个时段,应用 ARCH 模型进行了实证检验。检验结果显示,波动溢出的传导方向为从美国到日本、从英国到日本以及从美国到英国。反向传导的显著水平则弱得多,并在“黑色星期一”发生之前的样本区间完全不显著。除此之外,Eun 和 Shin(1989)、Cheung 和 Mak(1992)、渡部敏明(1996)、Masih 和 Masih(1999)等均研究了国际股票市场之间的联动性。虽然上述先行研究应用的模型、国家以及数据期间均不相同,然而其结果基本上可以归纳为如下两点:第一,美国在世界股票市场的传导链中居于主导地位,即美国股市可视为“全球性因素”;第二,全球性金融危机,如“黑色星期一”、东南亚金融危机等,增强了股票市场之间的联动性。

本研究主要着眼于中美两国股市的联动性,应用 Nelson(1991)的 EGARCH 模型与 Cheung 和 Ng(1996)提出的 CCF(cross correlation function)检验法来检验中美两国股市之间是否存在短期联动性。本文旨在通过对股市联动性的实证分析,在定量基础上证实中国股市的国际化、全球化进展情况。本研究与以往研究相比,具有以下几个特点:首先,本研究采用的 CCF 检验法有利于同时检验均值-因果关系(causality-in-mean)与方差-因果关系(causality-in-variance),换言之,可以同时检验市场之间的收益与波动的溢出效应。据

\* 西村友作,对外经济贸易大学,邮政编码:100029,电子信箱:xicun\_youzuo@hotmail.com。

本文得到国家社会科学基金项目(08BJY155)资助。

本文所指“中国”为中国大陆,即不包括香港、澳门以及台湾地区的中华人民共和国管辖地区。

笔者所知,至今基本上没有应用该模型从均值与方差两个角度研究中国与美国股市联动性的文献。其次,现存文献建立波动率模型时,模型滞后期长度的选定似乎过于主观,至今还没有 ARCH 类模型滞后期选择的确定无疑的程序,本文拟采用较为科学的方法选定滞后期。最后,许多先行研究侧重于计量检验方面,而本文在实证检验结果的基础上致力于探索联动性的产生原因、考察股票市场的内在机制。

本文的结构安排如下:第二部分说明变量数据,并给出单位根检验结果;第三部分提出本文应用的实证模型;第四部分进行实证检验并给出实证结果;第五部分对中美两国股市联动性的结构性因素与内在机制进行探讨;第六部分为总结。

## 二、数据与平稳性检验

本文选取了上证综合指数(略记为  $Chn$ )与道琼斯指数(略记为  $Usa$ )作为各国代表股指指数,并以自 2000 年 1 月 4 日至 2007 年 12 月 31 日的每日股指收盘价作为样本。另外,由于这些股市的交易日略有不同,本文删除了两个市场交易日不重叠的交易数据,最后得到了 1 855 组数据。本文采用对数一阶差分乘以 100 (%)来计算股指每日收益率。道琼斯指数的数据均来源于 Bloomberg,上证综指收盘价来源于“大智慧”软件接收的在线数据。

在使用时间序列数据进行计量分析时,这些变量往往含有单位根,即非平稳序列。本文使用 ADF 检验来验证每个变量平稳与否。由于采用的是每日数据,本文将滞后期的上界暂时定在第 15 期,然后,根据施瓦兹信息准则(Schwarz's Bayesian Information Criterion, SBIC)来确定真实滞后期。表 1 为每个变量的原序列与收益率序列的单位根检验结果。可由表 1 左边原序列结果得知,所有的变量均不能拒绝序列有单位根的零假设,序列存在单位根,是非平稳的。表 1 右边一阶差分序列的检验结果显示,一切变量均在 1% 的显著水平下拒绝零假设,收益率序列不存在单位根,是平稳序列。综合上述结果可知,所有的变量均为 I(1)过程,因而这些变量的收益率序列均可用于本文所采用的波动率模型。

表 1 单位根检验结果

	原序列				一阶差分序列			
	Constant		Constant 和 Trend		Constant		Constant 和 Trend	
	lag	ADF 统计量	lag	ADF 统计量	lag	ADF 统计量	lag	ADF 统计量
$Chn$	0	1.4123	0	0.8375	0	-43.7125*	0	-43.8252*
$Usa$	0	-1.4322	0	-2.4358	0	-43.4809*	0	-43.4975*

注: \* 分别表示在 1% 的显著水平下拒绝零假设;本文采用的 ADF 检验的表达式如下:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \alpha_{p+1} (Constant) \quad \text{与} \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \alpha_{p+1} (Constant \text{ and Trend})$$

## 三、分析方法

本文实证分析分两步完成。首先通过波动率模型得到相应的标准化残差,然后应用 CCF 检验法进行因果检验。

### (一) 波动率模型

#### 1. AR - EGARCH 模型

Nelson(1991)提出的 EGARCH 模型是描述收益率波动非对称性的最好工具之一。本文建立了如下的 AR(k) - EGARCH(p, q) 模型:

$$R_t = c + \sum_{h=1}^k h R_{t-h} + \sum_{l=1}^4 l D_l + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t = h_t^{1/2} z_t \quad h_t^{1/2} > 0 \quad z_t \sim i. i. d \quad E(z_t) = 0 \quad Var(z_t) = 1 \quad (2)$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln(h_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \beta_j [z_{t-j} + (|z_{t-j}| - E(|z_{t-j}|))] \quad (3)$$

若股价对数值是一阶单整过程 I(1),股指对数一阶差分乘以 100 近似于股票每日收益率。

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln\left(1 + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \cong \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Men, Nishimura 和 Li(2007)等大量现存文献表明,上证综指具有持续性与非对称性特征。因此本文选择 EGARCH 模型,以充分刻画 ARCH 现象。

(1) 式为均值方程, 其中  $R_t$  表示各市场股票指数的每日收益率;  $D_l$  为一周中星期  $l$  的虚拟变量, 譬如  $l = 3$ , 如果所观察到的收益率为星期三的收益率, 那么  $D_3 = 1$ ; 否则,  $D_3 = 0$ 。之所以将该虚拟变量引入到模型中, 是因为需要消除掉由“周内效应(day - of - the - week effect)”所带来的负面影响。所谓周内效应是指, 市场价格在一周内存在周期波动性, 即在周内某个交易日股市的平均收益率比其他任何一天的平均收益率明显低或者高的现象。奉立城(2000)对中国股市的周内效应进行了研究, 发现沪市存在着显著为负的“星期二效应”与显著为正的“星期五效应”。周内效应很有可能导致较强的自相关, 将虚拟变量引入到模型中即可有效地降低残差的自相关程度。

(3) 式为 Nelson(1991) 提出的非对称条件异方差模型, EGARCH 模型。其中,  $h_t$  为在  $t$  时刻的条件方差, 即在  $t$  时刻的收益率  $R_t$  的波动率。这个方差方程右边的  $E(|z_{t-j}|)$  项是为了对应各种分布而存在的, 当  $z_t$  服从正态分布时, 它变为  $(2/\pi)^{1/2}$ 。由于本文假设(2)式的  $z_t$  服从正态分布, 因此(3)式可改写为:

$$\ln(h_t) = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln(h_{t-i}) + \sum_{j=1}^q (\beta_j |z_{t-j}| + \gamma_j z_{t-j}) \quad (4)$$

## 2. AR - EGARCH 模型滞后期的选择方法

目前还没有 ARCH 类模型滞后期的确定无疑的选定程序。关于  $AR(k) - EGARCH(p, q)$  的滞后期选择的程序, 本文采用的方法如下:

首先, 估计  $AR(k)$  模型, 滞后期在第 1~15 期中选择使得 SBIC 最小的滞后期  $k^*$ 。

其次, 对于  $AR(k^*) - EGARCH(p^*, q^*)$  模型进行  $(p, q) = (1, 1), (1, 2), (2, 1), (2, 2), (1, 3), (2, 3), (3, 1), (3, 2)$  以及  $(3, 3)$  的 9 种检验, 选择其中使得 SBIC 最小的滞后期  $(p^*, q^*)$ 。

最后, 对于从  $AR(k^*) - EGARCH(p^*, q^*)$  得出来的标准化残差与标准化残差的平方进行 Ljung - Box 检验。若在 5% 的显著水平也不能拒绝该序列存在自相关的原假设的话, 我们可以决定  $k^*, p^*, q^*$  作为准确的滞后期; 即使只有一种检验也受到拒绝, 要将  $AR(k^*)$  改为  $AR(k^* + 1)$  重新从第二步开始检验, 一直到标准化残差与标准化残差的平方都没有被拒绝, 确定  $k^*, p^*, q^*$ 。

### (二) CCF 检验法

在 EGARCH 模型的基础上, 我们将应用 Cheung 和 Ng(1996) 提出的 CCF 检验法来进一步检验两个时间序列之间的因果关系。CCF 检验法拥有以下几个方面的优点: 不但可以检验均值的因果关系, 而且还可以检验方差的因果关系; 不需要进行同步模拟, 因此相对简单易行; 在因果关系检验过程中, 当研究序列的个数较多、同时滞后期又较长时, 该方法非常有用; 渐近分布性很明显, 并且其渐近性质不依赖于正态假设; 与标准的因果检验不同, 这一方法能够提供因果检验时限方面的信息; 使用由单变量模型估计出来的残差, 因此不必担心变量遗漏问题(Hamori, 2003)。

首先讨论均值 - 因果关系的检验方法。中美两国股票市场的日收益率序列  $R_{i,t} (i = Usa, Chn; t = 1, 2, \dots, T)$ , 可表示如下:

$$R_{i,t} = \mu_{R_{i,t}} + h_{R_{i,t}}^{1/2} \cdot z_{i,t} \quad E(z_{i,t}) = 0 \quad Var(z_{i,t}) = 1 \quad (5)$$

其中,

$$\mu_{R_{i,t+1}} = E[R_{i,t+1} | I_t] \quad (6)$$

$$h_{R_{i,t+1}} = E[(R_{i,t+1} - \mu_{R_{i,t+1}})^2 | I_t] \quad (7)$$

其中  $\mu_{R_{i,t+1}}$  表示条件均值;  $h_{R_{i,t+1}}$  表示条件方差;  $z_{i,t}$  为满足均值为 0、方差为 1 的白噪声过程;  $I_t$  为  $t$  时刻的信息集。

设  $U_t$  和  $V_t$  分别为由两个变量  $R_{Usa,t}$  与  $R_{Chn,t}$  得出的标准化残差, 由(5)式可得:

$$U_t = (R_{Usa,t} - \hat{\mu}_{R_{Usa,t}}) / \hat{h}_{R_{Usa,t}}^{1/2} = \hat{z}_{Usa,t} \quad (8)$$

$$V_t = (R_{Chn,t} - \hat{\mu}_{R_{Chn,t}}) / \hat{h}_{R_{Chn,t}}^{1/2} = \hat{z}_{Chn,t} \quad (9)$$

其中  $\hat{\mu}_{R_{Usa,t}}, \hat{\mu}_{R_{Chn,t}}$  与  $\hat{h}_{R_{Usa,t}}^{1/2}, \hat{h}_{R_{Chn,t}}^{1/2}$  分别表示条件均值与条件方差的估计值。 $U_t$  和  $V_t$  的  $k$  阶样本互相关函数  $r_{uv}(k)$  可表示为:

金融资产的波动率通常在金融理论领域被定义为其标准差  $h_t^{1/2}$ , 通常在计量分析领域被定义为其方差  $h_t$ 。本文将  $h_t$  称为波动率。

本部分主要参考 Cheung 和 Ng(1996)、Hamori(2003)、Panopoulou(2006)、高侨(2007)等。

$$r_{uv}(k) = Cov_{uv}(k) / \sqrt{Cov_{uu}(0) \times Cov_{vv}(0)} \quad (10)$$

其中,  $Cov_{uu}(0)$  与  $Cov_{vv}(0)$  分别为  $U_t$  和  $V_t$  的方差;  $Cov_{uv}(k)$  为样本互协方差, 即:

$$Cov_{uv}(k) = T^{-1} (U_t - \bar{U})(V_{t-k} - \bar{V}), k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (11)$$

样本互相关函数  $r_{uv}(k)$  服从如下分布:

$$r_{uv}(k) \sim N\left[0, \frac{1}{T}\right] \quad (12)$$

因此, 滞后阶数  $k$  期的 CCF 统计量  $CCF - statistic(k)$  可定义为:

$$CCF - statistic(k) = \sqrt{T} \cdot r_{uv}(k) \quad (13)$$

Cheung 和 Ng(1996) 证明, 当样本容量趋向无穷大时, (11) 式的 CCF 统计量服从渐近标准正态分布, 即:

$$\begin{pmatrix} CCF - statistic(k) \\ CCF - statistic(k) \end{pmatrix} \xrightarrow{T} \text{Asymptotically } N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}\right], k \rightarrow \infty \quad (14)$$

因此可以通过以下假设检验来检验在滞后阶数  $k$  上两个变量之间是否存在因果关系。

$$H_0: CCF - statistic(k) = 0$$

$$H_1: CCF - statistic(k) \neq 0 \quad (15)$$

若不能拒绝零假设, 就意味着不存在因果关系, 反之亦然。务必注意的是, 当  $k=0$  时, CCF 表示一般的相关系数, 因此必须在  $k \neq 0$  情况下进行检验。

方差 - 因果关系的检验方法与上述程序基本一致。只要对 (8)、(9) 式求平方获得  $U_t^2$  与  $V_t^2$ :

$$U_t^2 = (R_{Usa,t} - \hat{\mu}_{R_{Usa,t}})^2 / \hat{h}_{R_{Usa,t}} = \hat{z}_{Usa,t}^2 \quad (16)$$

$$V_t^2 = (R_{Chn,t} - \hat{\mu}_{R_{Chn,t}})^2 / \hat{h}_{R_{Chn,t}} = \hat{z}_{Chn,t}^2 \quad (17)$$

由 (16)、(17) 式得出样本互相关函数, 同样可以进行方差 - 因果检验。

## 四、实证结果

### (一) EGARCH 模型的检验结果

根据在第三部分所述的模型滞后期的选择方法, 通过反复比较获得了较为适宜的模型滞后期  $k^*$ ,  $p^*$ ,  $q^*$ 。在均值方程方面,  $Chn$  与  $Usa$  分别选择了 AR(3) 与 AR(1), 方差方程均选择了 EGARCH(1, 1)。基于上述结果, 本文采用极大似然估计法来估计 EGARCH 模型的各个参数, 详细估计结果见表 2。表中  $Q(20)$  与  $Q^2(20)$  分别表示在滞后 20 期对标准化残差与标准化残差平方的 Ljung - Box 统计量。在 10% 显著水平下, 所有序列的  $Q(m)$ 、 $Q^2(m)$  对于  $m = 1, 2, \dots, 20$  均不能拒绝原假设, 因此可以认为残差不存在自相关, 即本文建立的 AR - EGARCH 模型的滞后期是准确的。表 2 中仅列出了滞后 20 期的 Ljung - Box 统计量。

表 2 EGARCH 模型主要参数的估计结果

		1	1	1	LL	Q(20)	Q <sup>2</sup> (20)
Chn	- 0.1507* (0.0125)	0.9771* (0.0042)	0.2245* (0.0171)	- 0.0258* (0.0100)	- 3226.20	25.704	12.683
Usa	- 0.0700* (0.0124)	0.9825* (0.0024)	0.0876* (0.0156)	- 0.1149* (0.0097)	- 2527.94	14.863	11.658

注: \*表示在 1% 的显著水平下拒绝零假设; 括号中的数字为估计系数的标准差; LL 表示对数似然值;  $Q(20)$  与  $Q^2(20)$  分别表示在滞后 20 期对标准化残差与其平方的 Ljung - Box 统计量。

的大小能够反映在  $t-1$  时刻发生相同单位的冲击 ( $z_{t-1} = i_{t-1} / i_{t-1}$ ) 时的股票市场在  $t$  时刻的反映的大小。由表 2 可以看出, 所有  $Chn$  与  $Usa$  的参数在 1% 水平为显著, 而且  $Chn$  的值高达 0.2245, 比  $Usa$  的值 0.0876 大 2.6 倍。由此可以看出, 与美国股市相比, 中国股市对冲击的敏感度更大, 市场波动性更加剧烈。

$< 1$  是 GARCH 过程弱平稳的充分必要条件, 如表 2 所示, 中美两国股市的  $\alpha$  值均小于 1, 说明这些模型

除此之外, 还有另外一种检验方法:  $S_{uv} = T \sum_{i=1}^k r_{uv}^2(i)$ ,  $S_{vu} = T \sum_{i=1}^k r_{vu}^2(i)$ , 统计量  $S$  渐近服从  $\chi_k^2$  分布。若  $S > \chi_k^2$ , 意味着在  $1 \sim k$  阶之间存在因果关系。

为了提高检验的准确度与可靠性, 我们进行了 LM 检验。甚至连在 10% 的显著水平下, 所有序列也均不能拒绝不存在 ARCH 效应的原假设, 即 ARCH 效应已被有效剔除。这里省略了各个时段 LM 检验的详细结果。

均满足这个条件。大量对发达国家股市进行的实证研究表明,一般情况下,收益率序列的  $d$  指标非常接近于 1。检验结果显示,  $Chn$  与  $Usa$  的  $d$  值分别为 0.9771 与 0.9825,并在 1%水平均为显著。这意味着中美两国股市也都具有很长的持续性特征。

大量的实证研究认为,无论是高度成熟的股票市场还是新兴市场,均存在显著的波动非对称性,而且同等强度的利空消息比利好消息对波动性的影响程度更大。本文实证结果表明,参数  $\beta_1$  在 1%水平均为显著,并且中美两国股市皆呈现负值,说明两个市场在本文样本期间内均存在着波动非对称性特征,而且相对于利好消息而言,利空消息会导致股市更大的波动。这与其他研究的结果是基本一致的。

EGARCH 模型的检验结果显示,每一个参数均在 1%水平显著,说明该模型对 ARCH 现象刻画得相当充分,可以使用这些时间序列的标准化残差来检验中美两国股市的联动性。

### (二) 基于 CCF 检验法的因果检验结果

本文使用每日数据进行研究,因而必须考虑中美两国股市交易时间的时差。对于同一天而言,中国和美国股市的交易时间是中国在前、美国在后,并没有重叠。由于 CCF 检验法务必在  $k=0$  情况下进行检验,因此在检验中国对美国股市的因果关系时,需要用  $R_{Usa,t-1}$  进行检验,否则出现误差。另外,由于本研究使用每日数据,根据先行研究决定以 1%的显著水平为判断有无因果关系的标准。

CCF 检验的结果见表 3。均值 - 因果检验结果显示,在 1%的显著水平下,无论是美国对中国还是中国对美国均不显著。尽管显著水平较弱,但是,美国股市在滞后一期与中国股市存在均值 - 因果关系,这意味着出现了美国股市开始影响中国股市的苗头。方差 - 因果检验结果显示,在 1%的显著水平下,中国股市在滞后一期对美国股市具有波动溢出效应。这意味着美国股市的波动受到中国股市波动的影响,而反向传导则不存在。

表 3 CCF 检验结果

lag	均值 - 因果检验		方差 - 因果检验	
	$Chn \Rightarrow Usa$	$Usa \Rightarrow Chn$	$Chn \Rightarrow Usa$	$Usa \Rightarrow Chn$
1	1.1358	2.4093 **	5.3607 *	0.4517
2	1.6564	1.1401	- 0.5120	- 0.4905
3	0.3442	0.5679	- 0.5163	- 0.7873
4	- 0.3227	0.9250	- 0.3399	0.2538
5	- 2.4652 **	1.6134	2.0221 **	0.3700

注: \*和 \*\*分别表示在 1%和 5%的显著水平下拒绝零假设;数据为 CCF 统计量  $CCF - statistic(k)$ 。

## 五、中美股市联动性的结构性因素与内在机制分析

### (一) 波动溢出效应分析 —— 股市联动性的阻碍因素

本文发现中国股市对美国股市存在单向的波动溢出效应。该结果与第一部分回顾的发达国家股市联动性的先行研究不同,即在中国股市与美国股市的传导链上,居于主导地位的不是美国而是中国。这一结论似乎很离奇,然而本文认为却有一定的合理性。Ross (1989) 指出,资产收益波动率与市场的信息流动直接相关,即波动溢出效应的方向代表了信息在股票市场上的传导方向。有鉴于此,本文实证结果可以理解为中国股市的信息可以顺利传导至美国,而美国流向中国股市的信息则很可能受到严重阻碍。前者可以理解为发达国家的投资者在全球范围内进行投资,而来自目前世界经济增长主要引擎之一的中国的信息则成为了他们投资决策的重要依据,这也就要求他们必须积极关注并搜集中国股市的各种信息。至于后者,本文认为其传导不利的主要原因在于中国股市的不开放性及投资者结构问题。

中国履行加入 WTO 时有关资本市场对外开放的承诺,加快了资本市场对外开放改革的步伐。然而相对于发达国家而言,中国资本市场仍然存在一些对金融部门的严格管制。原则上,国外投资者只能购买 B 股,并且只允许用外汇买卖,而对 A 股投资,只有一部分“合格境外机构投资者(QFII)”才能获得投资权。从中国股市总体来看,B 股市场的流通市值规模只有沪深两市总流通市值的约 2.73%,若与考虑非流通股的市价总值相比该值降至 0.78%左右。另外,QFII 投资限额也只有沪深两市流通市值的 0.77%。从以上数据可以看出,国外投资者在中国内地股市中的地位是微不足道的,由此本文认为外国投资者对中国股市的影响力相对较弱。

QFII 投资限额以 2007 年 12 月 28 日的汇率 US \$1 = 7.3046RMB 计算(数据来源于国家外汇管理局)。各个股市的数据来源于上海证券交易所网站(<http://www.sse.com.cn/>)与深圳证券交易所网站(<http://www.szse.cn/>),由笔者自行计算。

与其他发达国家股市相比,中国 A 股市场投资者结构仍然以个人投资者为主。目前,个人投资者的开户数量和持股市值比例均偏高。一般而言,个人投资者所获得的信息量远远不如专业的机构投资者,而且,个人投资者对国外的信息敏感度亦相对低于机构投资者。此外,由于只有部分“合格境内机构投资者(QDII)”才获得境外投资权,因此大部分国内机构投资者并不需要提高对境外市场的关注度。总之,中国股市存在对国外信息的反应不足,即市场对国外信息做出相应的价格反应并不显著。

## (二) 收益溢出效应分析——股市联动性的推动因素

除了中国股市对美国股市很强的波动溢出效应之外,本文还发现了中国股市逐渐开始受到美国股市较弱的影响。该结论与韩非和肖辉(2005)的研究有所不同。本文认为,这恰恰是中国股市全球化的表现之一。韩非和肖辉(2005)使用了自 2000 年 1 月至 2004 年 12 月的每日数据,而本文将时间延长到 2007 年 12 月,这就证明在这大约三年的时间中国进一步加快了自由化、国际化的步伐,中国政府加强了对外开放政策。

在外商在华直接投资方面,近年来中国取得了惊人的发展。根据宏观经济的一般规律,股票市场是经济发展的“晴雨表”,中国股市的暴跌意味着中国经济的衰退,会导致直接在华投资减少以及与中国企业息息相关的外资企业的收益恶化,进而引起这些企业的股价下降。2006 年外国在华直接投资额高达 780.95 亿美元,其中美国在华直接投资额为 20.65 亿美元。此外,2006 年香港在华直接投资额高达 202.33 亿美元。近年来,香港开始向中国的“离岸金融中心”方向发展,成为国际资本投资内地的主要渠道。因此,香港在华直接投资额当中,除香港当地企业以外,相当大的程度是由发达国家在港企业投资的。此外,美国跨国公司对中国经济的影响力逐渐增强。2004 年美国在华企业的总销售额为 604.35 亿美元,利润为 60.92 亿美元,总销售额占中国名义 GDP 的比重达 3.13%,而 1995 年该比重只有 0.8%,由此可以看出,美国在华企业的销售额增长率超过中国经济增长率,在中国的市场地位逐年提高,对中国市场的影响力日渐增强。

在中美两国对外贸易与外汇储备方面,亦可以看出中美两国的相互依赖关系。近年来,中美两国进出口贸易呈高速增长趋势,这种趋势在中国入世后尤其明显。美国对中国出口额年增长率从入世前的 12.29% 提高到入世后的 23.67%,主要原因无疑是中国履行 WTO 承诺大幅度降低了关税,并且包括配额、进口许可在内的各种非关税措施也已逐步取消。在外汇储备方面,1999 年底中国只有 1546.75 亿美元左右的外汇储备,在 2006 年 10 月超过了 1 万亿美元,截至 2007 年末,中国国家外汇储备余额为 15282 亿美元,同比增长 43.32%,全年外汇储备增加 4619 亿美元。这种国际间相互依存性的加强很有可能有助于提高股票市场之间的联动性。

近年来,境外上市融资已经成为中国国内企业发展的重要途径之一,美国成为仅次于香港的中国企业的第二大境外上市地。截至 2007 年底,有 109 家中国企业通过发行美国存托凭证(ADR)在美国上市交易,其中有 35 家公司在纽约证券交易所、有 30 家公司在 NASDAQ 通过发行二级和三级 ADR,实现了跨境上市。这些公司绝大部分为在所属行业内居领先地位的国有或国有控股企业,即中国经济的中心企业。随着越来越多的跨国公司,尤其是直接影响中国经济景气循环变动的大型国有企业在美国上市,中美两国股市之间的联动性也会逐渐显著。

近年来,中国经济整体呈现快速、强劲增长态势,全球影响力大幅提升,经济全球化程度不断提高。在此背景下,中国股市的地位显著提升,其与国际股市的联动性也随之逐步增强。然而与处于强势地位的美国股市影响他国的大趋势有所不同,由于中国市场开放程度仍然较低等因素的作用,在中美两国股市之间,形成了一小股“中国影响美国”的逆流,即所谓“中国股市国际联动性之谜”。

## 六、结论

本文主要着眼于中美股票市场之间的联动性,使用 2000 年 1 月至 2007 年 12 月的每日股票指数,运用 EGARCH 模型与 CCF 检验法分析了中美两国股市之间的联动效应。实证结果为:

(1) EGARCH 模型的检验结果显示,中美两国股市均具有持续性与非对称性特征,并且模型对 ARCH 现

---

数据来源于国家外汇管理局《中国国际收支平衡表》与国家统计局贸易外经统计司《中国贸易外经统计年鉴》。

美国在华企业的数据来源于美国商务部“Selected Data of Majority - Owned Nonbank Foreign Affiliates”,中国的名义 GDP 数据来源于国家统计局《中国统计年鉴》。

数据来源于中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn/>)。

数据来源于 NYSE 网站(<http://www.nyse.com/>)、纽约银行的数据库 ADRs: Global Investing & Personal Finance with The Bank of NY(<http://www.adrbny.com/>)。

象刻画得相当充分。

(2) CCF 检验法的因果检验结果显示,在 1% 的显著水平下,发现了中国股市对美国股市的单方向波动溢出效应。然而在较弱的显著水平下,本文还发现了美国股市开始影响中国股市的苗头。

本文认为,“中国股市国际联动性之谜”就是在中国宏观经济强劲发展与国内资本市场严格管制的双重背景下所产生的过渡性现象。中国股票市场的发展仍然处于新兴阶段,市场基础还比较薄弱,尚有巨大的发展空间。随着中国股市的不断对外开放,中国与国际股市之间的联动性问题将会变得更加突出,这种特定环境下所产生的过渡性现象也将会逐渐消失,而以美国股市为首的其他国际股票市场对于国内股票市场的影响也势必会日益增强。

我们必须认识到经济全球化是一把“双刃剑”,它能带来福音,也能铸就悲剧,此前东南亚、拉美一些国家的遭遇为我们提供了前车之鉴。1997 年前后,受东南亚金融危机的冲击,许多亚洲国家(和地区)的股市规模均呈现大幅缩减趋势,但中国股市因其封闭性的特征,受到的影响相对轻微。然而,随着中国资本市场的发展和日趋开放,境内外市场之间的联动程度将会越来越高。这意味着当国际金融资本市场爆发金融危机时,中国市场也不得不面临危机带来的负面影响。另外,从中长期来看,资产价格国际联动性的增强必然会使国际投资多样化空间变小、国际投资的风险分散效果变弱。因此,中国政府管理当局与相关监管机构在有效监控国内金融市场风险因素的同时,还务必对目前中国股市所面临的各种境外风险提高警惕。相关监管机构对中国股市稳定仍需未雨绸缪,进一步加强市场法律法规体系建设与监管力度,严厉打击违法违规行为,以防止境外热钱违规流入股市。此外,还要进一步强化针对投资者的风险教育工作,促使投资者树立风险防范意识,提高风险识别能力,培育理性且规范运作的机构投资者与个人投资者。同时值得注意的是,在完善和健全金融市场相关法律法规体系的过程中,不应该盲目照搬其他发达国家的监管制度。如上所述,中国股票市场正处于过渡性特殊时期,必须根据中国的实际情况循序渐进,稳步推进。

中国改革开放三十年来取得了巨大成就。本文实证结果显示,中国经济已成为世界经济增长的主要引擎之一,而中国股市信息的变化影响着国际投资者的投资决策,这一事实可谓是改革开放辉煌成就的证据之一。今后,中国股市虽然仍需加快改革开放和现代化建设步伐,但凭空盲目推进也是危险的,决不能以市场的未来换取眼前的短暂利益。金融市场是中国市场经济体系中一个极为重要的组成部分,它的健康发展,对整个国家的经济发展有着非同寻常的影响。我们一定要慎重掌握中国股票市场对外开放的速度与规模,以防范境外股市的剧烈波动对中国市场的破坏性冲击,实现中国股市健康而稳定的发展。

#### 参考文献:

1. 奉立城:《中国股票市场的“周内效应”》,载《经济研究》,2000(11),第 50~57 页。
2. 奉立城:《沪深两市的整合性及风险特征》,载《对外经济贸易大学学报》,2004(1),第 35~39 页。
3. 韩非、肖辉:《中美股市间的联动性分析》,载《金融理论》,2005(11),第 117~129 页。
4. Cheung, Y. L. and Mak, S. C., 1992. “The International Transmission of Stock Market Fluctuation between the Developed Markets and the Asian - Pacific Markets.” *Applied Financial Economics*, Vol. 2(1), pp. 43 - 47.
5. Cheung, Y. W. and Ng, L. K., 1996. “A Causality - in - Variance Test and Its Application to Financial Market Prices.” *Journal of Econometrics*, Vol. 72, pp. 33 - 48.
6. Eun, C. S. and Shin, S., 1989. “International Transmission of Stock Market Movements.” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24(2), pp. 241 - 256.
7. Hamao, Y.; Masulis, R. W. and Ng, V., 1990. “Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets.” *Review of Financial Studies*, Vol. 3(2), pp. 281 - 307.
8. Hamori, S., 2003. *An Empirical Investigation of Stock Markets: the CCF Approach*. Kluwer Academic Publishers.
9. Masih, A. M. M. and Masih, R., 1999. “Are Asian Stock Market Fluctuations Due Mainly to Intra - regional Contagion Effects? Evidence Based on Asian Emerging Stock Markets.” *Pacific - Basin Finance Journal*, Vol. 7, Issue 3 - 4, pp. 251 - 282.
10. Men, M.; Nishimura, Y. and Li, R., 2007. “Studies on the Characteristics of Volatility in China's Stock Market.” *Global Business and Finance Review*, Vol. 12(3), pp. 51 - 61.
11. Nelson, D. B., 1991. “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach.” *Econometrica*, Vol. 59, pp. 347 - 370.
12. Panopoulou, E., 2006. “The Predictive Content of Financial Variables: Evidence from the Euro Area.” *The Institute for International Integration Studies Discussion Paper*, No. 178.
13. Ross, S. A., 1989. “Information and Volatility: the No - arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy.” *Journal of Finance*, Vol. 44(1), pp. 1 - 17.
14. 高橋克秀,「アジア経済動態論 - 景気サイクルの連関と地域経済統合 -」,神戸大学経済学叢書第 14 輯,2007 年。
15. 渡部敏明,「東アジアの株価の時系列分析 - 米英からの波及効果と域内連動 -」,「フィナンシャル? レビュー」,大蔵省財政金融研究所, No. 38, 1996 年,第 56 - 67 頁。

(责任编辑:孙永平)