

doi:10.3969/j.issn.1673-9833.2019.06.006

# 人民币汇率与中美股市的联动效应

孙永春, 郑家齐, 郑雅睿

(广州南洋理工职业学院 经济管理学院, 广东 从化 510925)

**摘要:** 对中美股市及人民币汇率 2005-07-21—2018-07-21 共 2 863 笔共同交易日数据进行分析, 实证结果显示: 人民币汇率、中国上证综合指数和美国标准普尔 500 指数没有通过协整检验, 显示没有长期均衡关系; 人民币汇率对中国上海综合股价指数不具 Granger 因果关系的影响, 对标准普尔 500 指数具有单向的因果关系; 同时运用 GARCH 模型检验了标准普尔 500 指数受人民币汇率及自身前一天报酬为反向统计效果显著, 中国上证综合指数受人民币汇率和自身前一天报酬为正向统计效果显著。

**关键词:** 人民币汇率; 上证综合指数; 标准普尔 500 指数; GARCH 模型

**中图分类号:** F832.5

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1673-9833(2019)06-0035-08

**引文格式:** 孙永春, 郑家齐, 郑雅睿. 人民币汇率与中美股市的联动效应 [J]. 湖南工业大学学报, 2019, 33(6): 35-42.

## Linkage Effect of RMB Exchange Rate and Sino-US Stock Market

SUN Yongchun, ZHENG Jiaqi, ZHENG Yaru

(College of Economics and Management, Guangzhou Nanyang Polytechnic, Conghua Guangdong 510925, China)

**Abstract:** Based on an analysis of the collected data of 2 863 common trading days from July 21, 2005 to July 21, 2018 from Sino-US stock market and RMB exchange rate, the empirical results are as follows: RMB exchange rate, China's Shanghai Composite Index and the US S&P 500 Index failed to pass the co-integration test, indicating that there is no long-term equilibrium relationship. RMB exchange rate has no Granger causality effect on Shanghai Composite Stock Price Index, but with a one-way causal relationship with the S&P 500 Index. Meanwhile, GARCH shows that the S&P 500 index is significantly affected by the RMB exchange rate and its own previous day's returns, with China's Shanghai Composite Index positively affected by the RMB exchange rate and its own previous day's returns.

**Keywords:** RMB exchange rate; Shanghai composite index; S & P 500 index; GARCH model

### 1 研究背景

自 2015-08-11 日汇率改革以来, 评价汇率改革对中美股市的影响, 应该把汇率改革放在一个整体框架中, 放在一个汇率形成的机制改革历程中, 放在国际经济和金融格局的大环境中, 这样评价才能更公正

和客观。随着国际化市场的日趋整合, 作为两个最大经济体(中国和美国)的经济产生越来越大的依赖性, 而作为影响国内外市场配置效率重要因素的汇率, 其对股票市场的影响也在逐渐加强, 对于人民币汇率波动与中美两大经济体股市关系的关注就非常必要。金融市场股价波动一直是财经领域中重要的课题, 纵

收稿日期: 2018-11-07

作者简介: 孙永春(1984-), 女, 河南信阳人, 广州南洋理工职业学院教师, 硕士, 主要研究方向为金融, 效率与生产率, E-mail: 957545820@qq.com

观已有相关研究, 本文将国内对于人民币汇率的文献整理如下。

研究者关于人民币汇率变动本身特点的实证研究主要如下: 张桓等<sup>[1]</sup>依据人民币兑美元汇率的长期走势对人民币汇率时序数据分段建立 GARCH (generalized auto-regressive conditional heteroskedasticity) 模型, 实证检验了人民币汇率的波段动态特征。胡志明等<sup>[2]</sup>基于 GARCH 模型对人民币汇率收益率进行了预测研究; 陈耀辉等<sup>[3]</sup>采用分位数回归模型探讨了人民币汇率收益率风险的测度方法; 叶开<sup>[4]</sup>基于美元兑人民币中间价的高频数据, 运用 GARCH 模型和 EGARCH 模型分析了人民币兑美元汇率的波动特征; 李仲飞等<sup>[5]</sup>运用 Copula-GARCH-skewT 模型研究了人民币汇率升值或贬值时, 两个市场的不同反应程度等。

研究者关于人民币汇率波动影响的研究主要如下: 徐同等<sup>[6]</sup>认为“811 汇改”以来, 美元兑人民币汇率与中美两国股市运行状况没有显著联动关系。潘雪艳等<sup>[7]</sup>将极值理论和 GARCH 模型结合, 分析 2006-01-04—2013-11-05 期间美元、港币、日元和欧元对人民币汇率的日对数收益; 王天伦<sup>[8]</sup>运用 GARCH 模型和 VAR 方法估算了人民币汇率变动对出口企业所造成的影响和风险。苟红军<sup>[9]</sup>运用 GARCH-EVT-COPULA 模型度量对美元、欧元、日元和港元 4 种货币对人民币汇率的等权重投资组合风险进行了检验; 冯常生<sup>[10]</sup>运用 GARCH(1, 1)-M 模型研究了人民币汇率波动对中国股票市场的影响; 刘旸<sup>[11]</sup>以 2005 年汇改以来人民币对美元日名义汇率的高频数据为研究对象, 运用 TAR 和 EGARCH 模型对人民币汇率的波动进行了测算。

综上所述, 以上关于对人民币汇率的研究大多针对人民币汇率本身的特点、人民币汇率与其他国家汇率的关系, 以及人民币汇率对股价和进出口贸易的影响等进行研究, 而对人民币汇率波动与中美股市联动性的研究相对较少。现有关于汇率与资本市场的研究大多停留在对中国股市与汇率之间联系的研究, 虽然徐同等<sup>[6]</sup>对汇改和中美资本市场进行了联动性研究, 但模型和数据的选取上有待进一步地完善, 本文基于 R 软件做 GARCH 建模, 更能准确地建立时间序列模型。

## 2 研究方法及数据来源

### 2.1 研究方法

#### 2.1.1 单根检定

本文利用人民币对美元汇率波动探讨与中国和

美国股票市场的联动关系, 数列应为稳定的时间数列, 而通常时间数列是非定态的, 若直接进行回归分析, 可能出现虚假回归 (spurious regression) 而使得数据之间无关联性, 所以必须对变量进行定性处理, 需要运用单根检定 (unit root test) 来处理数据, 本文借用 ADF (augmented Dickey and Fuller) 单根检定法。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中:  $Y_t$  为当期变量;

$Y_{t-i}$  为滞后期的变量;

$\Delta$  为差分运算因子;

$\alpha_0$  为漂浮项 (drift term);

$\alpha_1$ 、 $\beta$  和  $\theta_i$  为系数;

$t$  为趋势项 (trend term);

$\varepsilon_t$  为残差值, 且  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  为白噪音 (white noise);

落后期数  $k$  的选择参照文献 J. Y. Campbell 等<sup>[12]</sup>的方法。

单根检定如果不拒绝虚无假设则序列为非定性, 反之拒绝  $H_0$  则序列为平稳。

#### 2.1.2 格兰杰因果检验

C. W. J. Granger 检验的变量  $A$  和  $B$  的因果关系, 在检验  $A$  时, 通过加入  $A$  和  $B$  两个变量过去的资料来进行检定, 即为  $B$  引起  $A$  变化的, 也就是说  $B$  是  $A$  的原因 ( $B$  causes  $A$ )。反之检验  $B$  变量也是按照同样的方式。本研究运用 Granger 双变量回归式检验因果关系, 公式如下:

$$B_t = \alpha_0 + \alpha_1 A_{t-1} + \alpha_2 A_{t-2} + \dots + \alpha_r A_{t-r} + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 B_{t-2} + \dots + \beta_n B_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 A_{t-1} + \alpha_2 A_{t-2} + \dots + \alpha_r A_{t-r} + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 B_{t-2} + \dots + \beta_n B_{t-n} + \varepsilon_t \quad (3)$$

式 (2) ~ (3) 中:  $B_t$  和  $A_t$  为当期变量;

$B_{t-n}$  和  $A_{t-n}$  为滞后期变量;

$\alpha_0$  为截距项;

$\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\dots$ 、 $\alpha_n$  为  $A$  的系数;

$\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\dots$ 、 $\beta_n$  为  $B$  的系数。

这两个回归方程式的缺点是没有考虑同期影响, 计算后得到的格兰杰因果关系的结果有 3 种情况:

1)  $B$  和  $A$  关系是互为独立的; 2) 两者有因果关系; 3) 若第三种情况包括情况 1 和 2, 则这种关系成为 Feedback, 即为回馈关系。依据式 (2) 和 (3) 的回归式:

若 Joint Hypothesis 为  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = 0$ , 则根据第一个回归式 (2) 的虚无假设可得,  $A$  不是  $B$  的因。

若 Joint Hypothesis 为  $\beta_1=\beta_2=\dots=\beta_n=0$ , 则根据第二个回归式 (3) 的虚无假设可得,  $B$  不是  $A$  的因。

格兰杰因果关系的检定中, 主要看对应的  $p$  值, 如果回归方程式 (2) 中  $p$  值大于 0.01 时, 接受虚无假设的检验,  $A$  不是  $B$  的因; 如果  $p$  值小于 0.01 时, 拒绝虚无假设的检验,  $A$  是  $B$  的因。回归方程式 (3) 可以同理得到。

### 2.1.3 协整检验

在进行时间系列分析时, 传统研究中要求所用的时间系列必须是平稳的, 没有随机趋势, 否则会产生“伪回归”问题。但是现实中的时间序列数据通常是非平稳的, 可以对它进行差分使它变得平稳, 但是这样会失去总量的长期信息, 而这些信息对分析问题来说又是必要的。鉴于此, 在实际中可以用协整检验来解决这个问题。

#### 1) 协整检验

本文运用 Johansen and Juselius 于 1990 年所提出的多变量协整分析法, 同时运用假设滞后期为  $k$  的 VAR 模型来检定多变量之间的协整关系。

#### 2) 协整个数检定

Johansen 最大似估计检定法有两种, 分别为轨迹测试 (trace test) 及最大特性根检定法 (maximum eigenvalue test), 以这两种检定法的检定结果决定协整向量的数目。

### 2.1.4 ARCH 检定

本文借用的 ARCH 模型, 仍是修正传统回归模式变异数为固定的假设, 提出时间序列数据条件变异数受过去  $q$  期残差项平方 (亦即非预期之波动性) 影响, 也就是条件变异数可随时间改变。ARCH( $q$ ) 过程如下:

$$\begin{cases} R_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^n \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t, \quad i = 1, 2, \dots, n, \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t), \\ h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2. \end{cases} \quad (4)$$

式 (4) 中:  $R_t$  为符合 ARCH 模型的时间序列数据;

$\Omega_{t-1}$  为在  $t-1$  期内所有可以收集到已知信息的集合;

$\sum_{i=1}^n \phi_i r_{t-i}$  为  $R_t$  的条件平均数, 是落后期数内生变量

与外生变量之线性组合;

$h_t$  为  $R_t$  之条件异质变异数, 会受到过去  $q$  期误差项的干扰;

$q$  为 ARCH 过程的阶数;

$\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q$  为待估参数。

ARCH-LM 检定步骤如下。

1) 利用最小平方法估计残差。

运用 ARCH 模型估计 OLS(ordinary least square) 的残差  $\varepsilon_t^2$ 。

2) 虚无假设  $H_0: \alpha_1=\alpha_2=\dots=\alpha_q=0$  为真时, LM 统计量近似为  $\chi^2(q)$ , LM 检定统计量的一致估计式为

$$\xi^* = \frac{1}{2} f' z (z' z)^{-1} z' f. \quad (5)$$

式中:  $z' = (z_1', z_2', \dots, z_T')$ ;

$$f = \frac{\varepsilon_1^2}{h_1} - 1, \dots, \frac{\varepsilon_T^2}{h_T} - 1.$$

3) 在常态假设下, 统计量  $\xi = TR^2$ ,  $R^2$  为  $f$  与  $z$  之相关系数的平方。检定结果若拒绝  $H_0$ , 表示所检测序列具 ARCH 效果; 反之若不拒绝  $H_0$ , 表示所检测序列无 ARCH 效果。

### 2.1.5 GARCH 模型

本文以 AR(1)-GARCH(1, 1) 模型为基础, 设定对称 GARCH 模型进行人民币汇率对中国上证综合指数和标准普尔 500 指数之股价波动传递效果进行分析与探讨。

$$\begin{cases} R_{S,t} = f_0 + f_1 R_{S,t-1} + f_2 h_{S,t-1} + f_3 R_{CN,t-1} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_{R,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t}), \\ h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}. \end{cases} \quad (6)$$

式中:  $R_{S,t}$  为  $S$  市场 (SH 或 SP)  $t$  期股价报酬;

$R_{S,t-1}$  为滞后一期的股价报酬;

$R_{CN,t-1}$  为滞后一期人民币利率的股价报酬;

$h_t$  为条件异质变异数;

$f_0, f_1, f_2, f_3, \alpha_0, \alpha_1, \beta_1$  为待估计参数。

### 2.2 资料来源与变量定义

本文使用 GARCH 模型探讨报酬之波动影响或信息传递之波动影响, 研究数据为 2005-07-21—2018-07-21 共 2 863 笔日数据, 探讨人民币汇率变动对中国上证综合指数 (shanghai composite, SH) 和标准普尔 500 指数 (Standard & Poor's 500-stock index, SP) 股价报酬的传递波动影响进行分析。主要变量设定如表 1。

表 1 变量表

Table 1 Variable table

国别	变量	股票指数名称
中国	CN	人民币汇率
中国	SH	中国上海综合股价指数
美国	SP	标准普尔 500 指数

### 3 实证结果分析

#### 3.1 基本统计量分析

##### 3.1.1 变量报酬率的计算方式

研究中以取对数报酬为报酬率的表达方式,其优点在于转换成日报酬率后能降低极端值的影响程度,且避免因非定态时间序列造成的假性回归之存在。其报酬率的计算方式如下:

$$R_{s,t} = (\log P_t - \log P_{t-1}) \times 100. \quad (7)$$

式中:  $R_{s,t}$  为第  $t$  期时股价报酬率;

$P_t$  为第  $t$  期时股价指数;

$P_{t-1}$  为第  $t-1$  期股价指数。

##### 3.1.2 变量报酬率的基本统计量

本研究分析人民币汇率(CN)、中国上海综合股价指数(SH)及上海综合股价指数报酬( $R_{SH}$ )和标准普尔500指数(SP)和标准普尔500指数报酬( $R_{SP}$ ),经式(2)取对数报酬一阶差分后,对样本期间2863笔日报酬资料人民币汇率波动、上海综合股价指数和标准普尔500指数报酬风险进行基本统计量描述,如表2所示,分析内容包括平均数、中位数、最大值、最小值、标准差、偏态系数、峰态系数、Jarque-Bera 常态分配检定等。

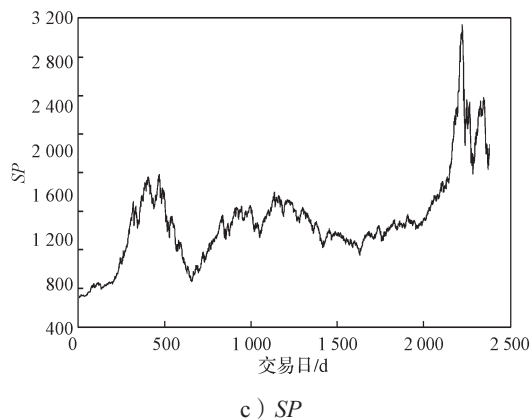
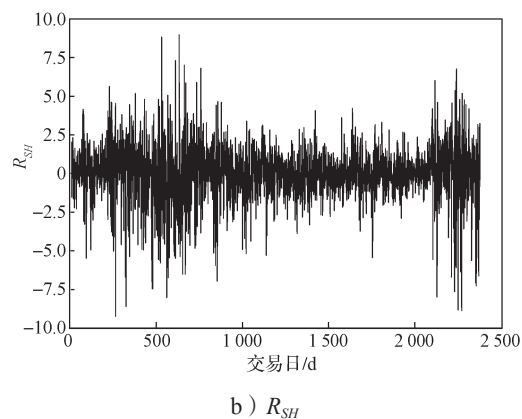
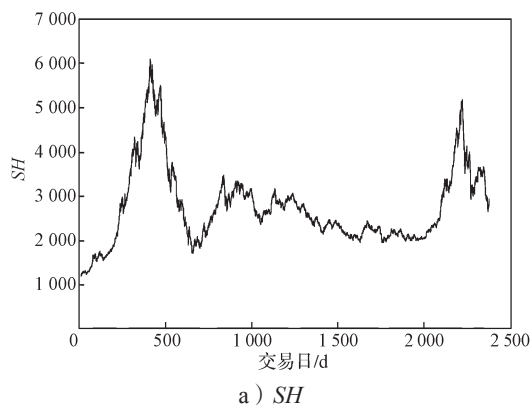
表2 研究变量统计值

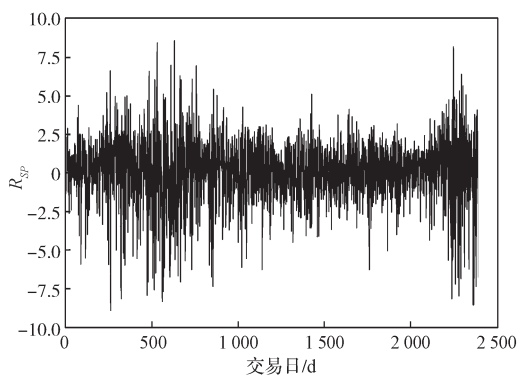
Table 2 Research variable statistics

统计量	CN	$R_{CN}$	SH	$R_{SH}$	SP	$R_{SP}$
mean	6.743 4	-0.009 1	2 758.010 0	0.038 1	1 455.515 0	0.020 3
median	6.581 4	-0.004 8	2 588.683 0	0.106 4	1 377.950 0	0.068 5
maximum	8.068 5	6.560 9	6 092.057 0	9.034 5	2 130.820 0	10.245 7
minimum	6.041 1	-6.040 1	1 180.963 0	-12.763 6	676.5300	-13.798 9
std. dev.	0.586 6	0.2274	889.238 6	1.861 6	354.524 0	1.355 2
skewness	0.933 2	2.5380	1.181 0	-0.620 8	0.3678	-0.5827
kurtosis	2.711 5	507.3358	4.521 2	7.017 6	2.259 1	15.4374
Jarque-Bera probability	352.046 3	25 098 861.000 0	779.076 4	1 744.734 0	107.584 4	15 396.530 0
	0.0000	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

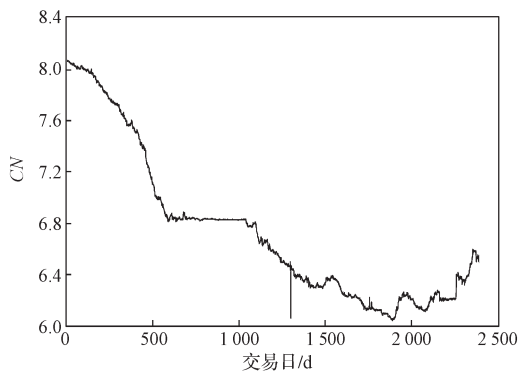
由表2可知,在平均数方面,样本期间上海综合股价报酬(0.038 1)及标准普尔500指数报酬(0.020 3)最佳。在标准差方面,样本期间指数报酬风险之高低顺序为中国上海综合股价、美国标准普尔500(SP),人民币汇率市场由于市场化程度比较低,受到政府管制较多,波动比较低。从偏度值(skewness)来看,人民币汇率报酬序列最高,且大于0,说明该序列表现出右偏特征;股市报酬序列都小于0,表现出左偏特征。在衡量平坦性的峰态系数上,样本期间所有国家均呈现大于3,表示序列都呈现高狭峰分配。

图1为原始股价和股价报酬时间走势图。

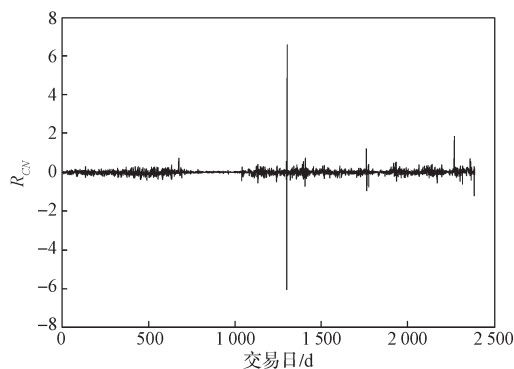




d)  $R_{SP}$



e)  $CN$



f)  $R_{CN}$

图 1 原始股价和股价报酬时间走势图

Fig. 1 Trend chart of the original stock price with its return time

### 3.2 单根检定

本文运用 ADF 单根检定法, 分别就人民币汇率、中国上证综合股价指数和标准普尔 500 指数, 检测其是否为定态时间数列, 表 3 为原始股价与股价报酬的 ADF 单根检定结果。

由表 3 中 ADF 单根检定数据可看出, 原始股价存在单根及图呈现随机漫步的现象, 于是用股价报酬检定, 皆为稳定的时间序列 (图 1), 故本研究采用股价报酬研究股价波动传递效果。

表 3 原始股价与股价报酬的 ADF 单根检定表  
Table 3 ADF single root table of original stock price with its returns

检测项	$k$	ADF		
		无截距与无趋势项	截距项	截距与趋势项
人民币 价格项	3	-4.030 9***	-3.832 7***	0.405 1
汇率 报酬项	2	-35.769 8***	-36.002 4***	-36.351 4***
中国上证 价格项	4	-0.243 7	-2.319 4	-2.321 3
综合指数 报酬项	0	-48.360 4***	-48.369 7***	-48.394 5***
美国标准 价格项	1	0.902 1	-0.450 0	-1.609 2
普尔 500 报酬项	0	-54.033 7***	-54.035 8***	-54.037 3***

注: 1) ADF 检定法为  $t$  检定量; 2) 水平项、差分项分别表示变量原始股价及经取自然对数报酬后之 ADF 统计量; 3) \*\*、\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平; 4)  $k$  为最适落后期数。

### 3.3 格兰杰因果关系检定

本研究采用 Granger 对因果关系的检定方法, 检定股市传递分析是否具有因果关系。Granger 因果关系检定的判断是依据  $F$  统计量大于临界值或  $P$ -value 小于 1%、5% 或 10%, 则表示拒绝没有影响关系存在的虚无假设, 显示两变量的因果关系是显著的, 并可藉此判断两变量之变动率是具单向或双向关系。表 4 为 Granger 因果关系检定结果。

表 4 Granger 因果关系检定结果

Table 4 Granger causality results

虚无假设	F-statistic	probability
$SH$ does not Granger Cause $CN$	0.757 4	0.894 2
$CN$ does not Granger Cause $SH$	0.889 4	0.692 8
$SP$ does not Granger Cause $CN$	0.949 6	0.575 0
$CN$ does not Granger Cause $SP$	1.934 5***	0.000 1

由表 4 中的检定结果可以得出, 在 10% 显著水平下, 人民币汇率对中国上海综合股价指数不具任何 Granger 因果关系的影响, 但对标准普尔 500 指数具有单向的因果关系。

### 3.4 协整检验

表 5 所示为人民币汇率和标准普尔 500 指数的协整检验结果。

表 5 Johansen 人民币汇率 - 标准普尔 500 指数协整检验

Table 5 Johansen RMB exchange rate and S&P 500 index co-integration

变量	NULL	Trace	Crit 90%	Crit 95%	Crit 99%
$CN$	$r \leq 0$	8.610	16.162	18.398	23.148
$SP$	$r \leq 1$	0.031	2.705	3.841	6.635
变量	NULL	Eigen	Crit 90%	Crit 95%	Crit 99%
$CN$	$r \leq 0$	8.579	15.001	17.148	21.747
$SP$	$r \leq 1$	0.031	2.705	3.841	6.635

由表 5 中的结果可知, 单根检定可以发现人民币汇率与中国上证综合股价指数和美国标准普尔 500 股价指数不存在单根。具体参考表 6 的 Johansen<sup>[13]</sup> 协整检验结果。

表 6 Johansen 人民币汇率 - 中国上证综合指数协整检验  
Table 6 Johansen RMB exchange rate and Shanghai composite index co-ordination verification

变量	NULL	Trace	Crit 90%	Crit 95%	Crit 99%
CN	$r \leq 0$	12.488	16.162	18.398	23.148
SH	$r \leq 1$	0.426	2.705	3.841	6.635

变量	NULL	Eigen	Crit 90%	Crit 95%	Crit 99%
CN	$r \leq 0$	12.062	15.001	17.148	21.747
SH	$r \leq 1$	0.426	2.705	3.841	6.635

表 6 的结果显示, 在样本期间, 人民币汇率与中国上证综合股价指数和美国标准普尔 500 指数等在显著水平为 10% 时, 不存在协整关系。

3.5 ARCH 检定

本研究运用 R. F. Engle<sup>[14]</sup> 提出的 LM (Lagrange multiplier) 检定方法, 检定统计资料是否有 ARCH 效果。该模型为

$$\hat{\epsilon}_t^2 = c + \sum_{j=1}^q d_j \hat{\epsilon}_{t-j}^2 \quad (8)$$

式中:  $\hat{\epsilon}_t^2$  为估计误差;

$\hat{\epsilon}_{t-j}^2$  为滞后  $j$  期的估计误差;

$c$  为常数项;

$d_j$  为误差估计项的待估参数。

统计量为  $LM=n \times R^2 \sim \chi^2(q)$ , 其中,  $n$  为样本容量;  $R^2$  为判别系数。

在零假设成立前提下,  $n \times R^2$  配渐近服从  $q$  个自由度的卡方  $\chi^2(q)$  分布, 检测结果为显著时即代表具有 ARCH 效果, 即可配适 GARCH 模型。本研究检定结果列于表 7。

表 7 人民币汇率、中国上海综合股价指数及标准普尔 500 指数报酬 ARCH-LM 检定结果

Table 7 RMB exchange rate, Shanghai Composite Index and S& P 500 Index ARCH-LM certification

落后期数	$R_{CN}$	$R_{SP}$	$R_{SH}$
1	487.914 0***	161.001 6***	60.278 2***
2	265.006 3***	123.812 2***	42.264 1***
3	177.846 9***	133.518 3***	40.904 7***
4	133.303 0***	117.401 8***	36.037 8***
5	106.558 4***	98.977 7***	29.244 0***
6	88.723 3***	108.847 1***	25.199 4***
7	75.985 1***	93.227 2***	23.012 4***
8	66.430 1***	81.725 9***	20.343 5***
9	58.998 6***	73.188 7***	18.165 7***
10	53.053 2***	66.468 0***	17.667 9***

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 的显著水平下拒绝虚无假设。

表 7 所示实证结果表明, 人民币汇率、美股股价报酬和中国股股价报酬的日报酬数据皆在 1% 的显示水平下拒绝虚无假设, 表示人民币汇率、美股股价报酬和中国股股价报酬具有变异数为异质变异数, 因此在模型的配适上可以利用 GARCH 模型。

3.6 GARCH 检定

表 8 为  $R_{CN}$  与  $R_{SP}$  报酬 AR(1)-GARCH(1, 1) 模型估计结果。

表 8  $R_{CN}$  与  $R_{SP}$  报酬 AR(1)-GARCH(1, 1) 模型估计结果  
Table 8  $R_{CN}$  and  $R_{SP}$  compensation AR(1)-GARCH(1, 1) model

统计量	估计系数	T 值	P-Value
$\lambda_0$	-0.006	-0.335	0.738
$\lambda_1$	-0.270	-34.201***	0.000
$\lambda_2$	-0.196	-26.270***	0.000
$\alpha_0$	0.018	1 020.561***	0.000
$\alpha_1$	0.017	1 361.366***	0.000
$\beta_1$	0.932	11 272.374***	0.000
$\alpha_1 + \beta_1$	0.949		
$L-BQ(10)$		0.135	1.000
$L-BQ(20)$		0.273	1.000
$L-BQ^2(10)$		0.006	1.000
$L-BQ^2(20)$		0.012	1.000

由表 8 的估计结果可知, 标准普尔 500 股价报酬指数受人民币汇率前一天报酬波动为反向统计显著效果。从变异数方程式测算结果可以看出, 系数  $\alpha_1 + \beta_1$  的和为 0.949, 系数之和的值小于 1, 这代表模型满足平稳的条件。ARCH 效果  $\alpha_1 = 0.017$ , 其值大于 0, 统计显著效果为正向; GARCH 效果  $\beta_1 = 0.932$ , 其值也大于 0, 统计显著效果为正向。Ljung-Box 的报酬序列与报酬平方序列的统计量, 都拒绝虚无假设, 具统计显著性, 表示残差为白噪音, AR(1)-GARCH(1, 1) 模型设定可能没有偏误。

表 9 为  $R_{CN}$  与  $R_{SH}$  报酬 AR(1)-GARCH(1, 1) 模型估计结果。

表 9  $R_{CN}$  与  $R_{SH}$  报酬 AR(1)-GARCH(1, 1) 模型估计结果  
Table 9  $R_{CN}$  and  $R_{SH}$  reward AR(1)-GARCH(1, 1) model

统计量	估计系数	T 值	P-Value
$\delta_0$	-0.216	-5.426***	0.000
$\delta_1$	0.156	13.048***	0.000
$\delta_2$	5.450	30.941***	0.000
$\alpha_0$	0.013	7.821***	0.000
$\alpha_1$	0.125	251.525***	0.000
$\beta_1$	0.870	1753.655***	0.000
$\alpha_1 + \beta_1$	0.995		
$L-BQ(10)$		1.636	0.998
$L-BQ(20)$		7.148	0.996
$L-BQ^2(10)$		0.018	1.000
$L-BQ^2(20)$		0.041	1.000

由表 9 的估计结果可知, 中国股市受人民币汇率

前一天报酬为正向统计显著效果;从表9变异数方程式测算结果可以看出,系数 $\alpha_1+\beta_1$ 的和0.995,其值小于1,这代表模型满足平稳的条件。ARCH效果 $\alpha_1=0.125$ ,其值大于0,这表明统计显著效果为正向;GARCH效果 $\beta_1=0.870$ ,该值也大于0,这代表统计显著效果为正向。Ljung-Box的报酬序列与报酬平方序列的统计结果显示都拒绝虚无假设,都具有统计显著性,这表示残差为白噪音,AR(1)-GARCH(1,1)模型设定可能没有偏误。

## 4 结论与不足

### 4.1 研究结论

本研究采用GARCH模型,探讨了2005-07-21—2018-07-21人民币汇率波动与中美股市大盘指数报酬风险的联动效应,得出的结论如下:

1) 标准普尔500指数与人民币汇率前一天报酬统计结果为反向;从变异数方程式测算结果可知模型满足平稳条件。ARCH统计显著效果为正向,GARCH统计量的效果也为正向。

2) 中国股市受人民币汇率前一天报酬为正向统计显著效果;从变异数方程式的结果,可知模型满足平稳条件。ARCH统计效果为正向;GARCH统计结果为正向统计显著效果。由Ljung-Box的报酬序列与报酬平方序列的统计量,可知结果拒绝虚无假设,具统计显著性。表明残差为白噪音,AR(1)-GARCH(1,1)模型设定没有偏误。

从以上结果可知,人民币汇率与中国和美国两大股票市场具有联动效应。

### 4.2 研究不足

本文尝试运用2005-07-21以来的数据估计人民币汇率与中美股市的联动关系,由于笔者水平有限,本文至少存在以下两方面不足:

1) 由于中国和美国交易日及休市日不一定完全一致,为了使研究数据的对应期间相同,本文只是取两国的共同交易日数据进行研究,这可能对研究结果产生一定的误差。

2) 在研究期间,由于不少新公司上市,也有不少公司面临危机而退市,这可能影响中国和美国股票市场加权股价指数中所包含的上市公司数量,进而影响人民币汇率波动性对中美股市报酬波动的影响,造成研究结果存在一定偏差。

### 参考文献:

[1] 张桓,吴可.基于GARCH模型的人民币汇率波

段动态特征研究[J].经济数学,2015,32(4):93-98.

ZHANG Huan, WU Ke. Research on Periodical Dynamic Characteristics of RMB Exchange Rate Based on GARCH Model[J]. Journal of Quantitative Economics, 2015, 32(4): 93-98.

[2] 胡志明,陆彬斌,郭晓芳.基于GARCH模型的人民币汇率收益率预测研究[J].商,2015(28):178,124.

HU Zhiming, LU Binbin, GUO Xiaofang. Research on Forecasting of RMB Exchange Rate Returns Based on GARCH Model[J]. Business, 2015(28): 178, 124.

[3] 陈耀辉,朱盼盼.基于分位数回归模型的人民币汇率风险测度方法研究[J].长江大学学报(自科版),2015,12(22):1-8.

CHEN Yaohui, ZHU Panpan. Research on RMB Exchange Rate Risk Measurement Method Based on Quantile Regression Model[J]. Journal of Yangtze University (Natural Science Edition), 2015, 12(22): 1-8.

[4] 叶开.基于EGARCH模型的人民币汇率波动性实证分析[J].经济论坛,2015(4):10-15.

YE Kai. Empirical Analysis of Volatility of RMB Exchange Rate Based on EGARCH Model[J]. Economic Forum, 2015(4): 10-15.

[5] 李仲飞,邓柏峻,张浩.市场分割、汇率期限结构与外汇市场变动的非对称性[J].中山大学学报(社会科学版),2014,54(5):198-208.

LI Zhongfei, DENG Baijun, ZHANG Hao. Market Segmentation, Exchange Rate Maturity Structure and Asymmetry of Foreign Exchange Market Changes[J]. Journal of Sun Yat-Sen University(Social Science Edition), 2014, 54(5): 198-208.

[6] 徐同,李博文.“811汇改”后人民币汇率与股市、债市的联动效应:基于中美两国汇率及资本市场的实证研究[J].未来与发展,2018,42(2):54-63,53.

XU Tong, LI Bowen. The Linkage Effects of Stock Market and Treasury Market on USDCNY Exchange Rate: An Empirical Study Based on Chinese and American Capital Markets after “811 Reform” [J]. Future and Development, 2018, 42(2): 54-63, 53.

[7] 潘雪艳,蔡光辉,刘顺祥.基于尾指数方法的外汇市场风险度量研究:以美元、港币、日元和欧元对人民币汇率为例[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2015,43(5):558-563.

PAN Xueyan, CAI Guanghui, LIU Shunxiang. Measuring Value at Risk of Foreign Exchange Rate Based on Tail Index: Taking USD, HKD, JPY and EUR Against RMB for Example[J]. Journal of Anhui Normal University (Humanities and Social Sciences), 2015, 43(5): 558-563.

[8] 王天伦.我国家具制造业上市公司外汇风险管理研究:基于GARCH模型与VaR方法[J].江汉大学学报(自然科学版),2014,42(3):31-36.

WANG Tianlun. Estimation of Foreign Exchange Risk on

Listed Companies of Chinese Furniture Manufacturing: Based on GARCH Model and VaR Method[J]. Journal of Jiangnan University(Natural Science Edition), 2014, 42(3): 31-36.

[9] 苟红军, 陈 迅, 花拥军. 基于 GARCH-EVT-COPULA 模型的外汇投资组合风险度量研究 [J]. 管理工程学报, 2015, 29(1): 183-193.  
 GOU Hongjun, CHEN Xun, HUA Yongjun. Measuring the Value-At-Risk of Foreign Exchange Portfolio by a Garch-Evt-Copula Based Model[J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2015, 29(1): 183-193.

[10] 冯常生. 人民币汇率波动对中国股市的影响: 基于计量模型的实证检验 [J]. 经济问题, 2012(8): 97-101.  
 FENG Changsheng. Effect of Chinese Stock Market to the Fluctuations of RMB Exchange Rate: Based on Empirical Econometric Model[J]. On Economic Problems, 2012(8): 97-101.

[11] 刘 旻. 基于 GARCH 类模型的人民币汇率波动特征分析 [J]. 大连海事大学学报 ( 社会科学版 ), 2014, 13(3): 9-13.  
 LIU Yang. Analysis of Volatility of RMB Exchange Rate Based on GARCH Model[J]. Journal of Dalian Maritime University(Social Science Edition), 2014, 13(3): 9-13.

[12] CAMPBELL J Y, PERRON P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots[J]. NBER Macroeconomics Annual, 1991, 6: 141-201.

[13] JOHANSEN S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models[J]. Econometrica, 1991, 59(6): 1551.

[14] ENGLE R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrica, 1982, 50(4): 987.

( 责任编辑: 申 剑 )



( 上接第 34 页 )

[14] 陈前前, 张玉明. 融资约束、研发投入与中小上市公司成长性: 基于 PVAR 模型的经验证据 [J]. 东北大学学报 ( 社会科学版 ), 2015, 17(4): 362-368.  
 CHEN Qianqian, ZHANG Yuming. Financial Constrains, R & D Investment and the Growth of SMEs: Based on the Empirical Data of the PVAR Model[J]. Journal of Northeastern University(Social Science), 2015, 17(4): 362-368.

[15] 丁 琳. 基于突变级数法的中小企业成长性评价研究 [D]. 济南: 山东大学, 2010.

DING Lin. Research of SMEs Growth Evaluation Bases on Catastrophe Progression Method[D]. Jinan: Shandong University, 2010.

[16] 朱顺泉. 基于突变级数法的上市公司绩效综合评价研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2002, 22(2): 90-94, 117.  
 ZHU Shunquan. Study on Catastrophe Theory and Application of Credit Evaluation of Listed Corporation[J]. Systems Engineering: Theory & Practice, 2002, 22(2): 90-94, 117.

( 责任编辑: 申 剑 )