

人民币汇率与股票价格关系的实证研究*

刘维奇¹, 董晨昱²

(1. 山西大学管理学院, 山西 太原 030006;

2. 山西大学数学科学学院, 山西 太原 030006)

内容提要: 本文以我国2005年7月21日汇率形成机制改革为界, 分别分析了我国2001年1月2日~2005年7月20日(I段)和2005年7月21日~2007年12月28日(II段)人民币兑美元汇率中间价与上证综指收盘价之间的关系。结果表明: 实行有管理的浮动汇率制后, 人民币兑美元汇率对上证综指有着显著的短期动态影响, 且两变量序列之间存在协整关系; 人民币兑美元汇率与上证综指间存在显著的双向波动溢出, 且波动溢出均存在不对称性。实行有管理的浮动汇率制后, 两市场间的波动溢出效应更为显著。

关键词: 人民币兑美元汇率中间价; 波动溢出; 协整检验; 多元EGARCH

中图分类号: F830

文献标志码: A

文章编号: 1002—5766(2008)16—0062—06

一、引言

人民币汇率形成机制改革是我国经济体制改革的一个重要环节。1994年以前, 我国先后经历了固定汇率制度和双轨汇率制度。1994年汇率并轨以后, 我国实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度。企业和个人按规定向银行买卖外汇, 银行进入银行间外汇市场进行交易, 形成市场汇率。中央银行设定一定的汇率浮动范围, 并通过调控市场保持人民币汇率稳定。实践证明, 这一汇率制度符合当时中国国情, 为我国经济的持续快速发展, 为维护地区乃至世界经济金融的稳定做出了积极贡献。1997年以前, 人民币汇率稳中有升, 海内外对人民币的信心不断增强。但此后由于亚洲金融危机爆发, 为防止亚洲周边国家和地区货币轮番贬值使危机深化, 我国大幅度收窄了人民币汇率浮动区间, 形成了基本上盯住美元的固定汇率制度。随着亚洲金融危机的影响逐步减弱, 近年来我国经济持续平稳较快发展, 经济体制改革不断深化, 金融领域改革取得了新的进展, 外汇管制进一步放宽, 外汇市场建设的深度和广度不断拓展, 为完善人民币汇率形成机制创造了条件。随着人民币汇率形成机制改革的继续推进, 如何利用人民币汇率形成机制改革的机遇促进经济的长期稳定发展和经济主体竞争力的提高, 是企业、银行和管理部门共同面临的新课题。2005年7月21日晚19时, 央行发布就完善人民币汇率形成机制改革有关事宜公告, 这是中国人民银行经国务院批准, 为建立和完善我国社会主义市场经济体制, 充分发挥市场在资源配置中的基础性作用, 建立健全以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度, 所做出的重要决策。标志着人民币汇率不再盯住单一美元, 形成更富弹性的人民币汇率机制。

一个金融市场的波动程度不仅受自身过去及其波动程度的影响, 还可能受到别的市场波动的制约, 这种市场间的波动的传导便成为“波动溢出效应”。随着布雷顿森林体系(Bretton Woods System)中固定汇率制的逐渐瓦解, 世界各国的汇率波动引人注目。尤其是1994年墨西哥金融危机和1997年东南亚金融风暴的相继发生, 对世界产生了巨大影响。随着我国汇率制度的改革和不断完善, 人民币汇率开始走向市场化。2005年7月21日, 央行发布公告, 宣布实行以市场供求为基础, 参考一篮子货币进行调节, 有管

收稿日期: 2008—07—10

* 基金项目: 教育部人文社会科学研究项目“储蓄分流与金融效率”(07JA630027)。

作者简介: 刘维奇(1963—), 男, 山西忻县人。教授, 硕士生导师, 管理学博士, 主要从事金融工程和时间序列等领域研究。E-mail: liuwq@sxu.edu.cn; 董晨昱(1980—), 女, 山西晋城人。助教, 硕士研究生, 主要从事金融时间序列等领域研究。E-mail: bailange@sxu.edu.cn。

www.cnki.net

Ω_{t-1} 表示 $t-1$ 时刻的信息集; $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项; $\sigma_{i,t}^2$ 为其条件方差 $Z_{i,t}$ 的标准化残差。Laopodis, N. T. (1998) 用多元EGARCH模型分析了3个欧洲货币体系国家(法国、荷兰、比利时)汇率和3个非欧洲货币体系国家(加拿大、美国、日本)汇率相对于德国马克间的非对称波动溢出现象。多元EGARCH模型能够充分利用残差向量的方差-协方差矩阵所包含信息, 同时能够反映条件方差不对称性。

三、数据及诊断

1、数据来源及变量说明

(1) 变量说明。我国金融市场沪深两市具有相似性, 为了简便起见, 仅以上海证券交易所上证综指作为股票市场的代表。选择上证综指日收盘价作为股票市场价格, 用 $P_{s,t}$ 表示; 选择人民币兑美元汇率中间价作为汇率市场价格, 用 $P_{e,t}$ 表示。

(2) 时段选择。本文采用2001年1月2日~2007年12月28日的逐日数据^①, 以2005年7月21日人民币汇率机制改革为分界点, 将数据区间分为两段: 第I段从2001年1月2日~2005年7月20日, 人民币汇率实行盯住美元的固定汇率制; 第II段从2005年7月21日~2007年12月28日, 人民币汇率实行以市场供求为基础, 参考一篮子货币进行调节, 有管理的浮动汇率制度。在这一阶段, 人民币开始向有管理的浮动汇率制回归。

2、数据的基本统计分析

表1列出了两市场价格变量的统计特征。偏度、峰度以及Jarque-Bera统计量的数值表明, 除第I段的 $P_{s,t}$ 近似服从正态分布外, 其他变量都不服从正态分布。6阶、12阶自相关的Ljung-Box Q-检验表明, 两个阶段的变量序列都存在显著的自相关现象。相关系数矩阵表明, 第I段的两个变量序列有正相关关系, 第II段的两个变量序列有很强的负相关关系。这表明实行有管理的浮动汇率制后, 股价与汇率的关系趋于符合市场化特征。

表1 上证综指收盘价与人民币汇率中间价数据的基本统计特征

| 指标 | 第I段 | | 第II段 | |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | $P_{s,t}$ | $P_{e,t}$ | $P_{s,t}$ | $P_{e,t}$ |
| 均值 (Mean) | 1564.729 | 827.690 | 2596.811 | 784.458 |
| 标准差 (Std. Dev) | 272.533 | 0.032 | 1525.872 | 22.531 |
| 偏度 (Skewness) | 0.646 | 0.855 | 0.773 | -0.569 |
| 峰度 (Kurtosis) | 3.182 | 4.302 | 2.148 | 2.061 |
| Jarque-Bera | 77.307 | 210.100 | 77.144 | 53.853 |
| Q(6) | 6276.9** | 3091* | 3490.1** | 3426.6** |
| Q(12) | 12088** | 4843.5** | 6851.2* | 6655.6* |
| 相关系数矩阵 | | | | |
| $P_{s,t}$ | 1.000 | 0.451 | 1.000 | -0.97 |
| $P_{e,t}$ | 0.451 | 1.000 | -0.97 | 1.000 |

注: *, ** 和 *** 分别表示显著性水平1%, 5%和10%。

3、诊断性检验

为了准确选择分析模型, 保证研究方法和研究结果的合理性, 对所选择的数据作诊断性检验, 判断两个变量之间是否存在格兰杰因果关系, 两个序列是否存在单位根, 即平稳性如何, 两者之间是否存在协整关系以及各自是否存在ARCH效应。

(1) Granger因果检验。在经济变量中存在两个变量显著相关, 但它们之间却没有必然的因果意义。为了判断两个变量之间是否存在真正的因果关系, 格兰杰(Clive W. J. Granger)提出一种检验方法, 称为格兰杰因果检验。分别对第I段和第II段数据进行Granger因果检验, 结果如表2所示。检验结果表明,

^①数据来源见清华大学中国金融研究中心数据库(<http://thfd.sem.tsinghua.edu.cn>)和国家外汇管理局网站(<http://www.safe.gov.cn>)。

在第 I 段的 $P_{s,t}$ 方程中, $P_{e,t}$ 的滞后变量对 $P_{s,t}$ 有微弱影响。在第 II 段两个方程中, $P_{e,t}$ 和 $P_{s,t}$ 的滞后变量分别应作为 $P_{s,t}$ 方程和 $P_{e,t}$ 方程的外生变量, 因为存在显著影响。

表 2 Granger 因果检验结果

| 原假设 | 第 I 段 | | 第 II 段 | |
|-----------------------------------|-------|-------|--------|-------|
| | F 统计量 | Prob | F 统计量 | Prob |
| $P_{e,t}$ 不能 Granger 引起 $P_{s,t}$ | 1.984 | 0.115 | 3.678 | 0.265 |
| $P_{s,t}$ 不能 Granger 引起 $P_{e,t}$ | 4.835 | 0.002 | 0.288 | 0.750 |

(2) 单位根检验。为检验两个变量序列的平稳性, 判断是否存在单位根, 分别对两段变量做单位根 PP 检验。检验结果如表 3 所示。表明第 I 段序列 $P_{s,t}$ 是 I(1) 过程, 而 $P_{e,t}$ 是 I(0) 过程; 第 II 段 $P_{s,t}$ 和 $P_{e,t}$ 都是 I(1) 过程。

表 3 单位根 PP 检验结果

| 第 I 段 | $P_{s,t}$ | $DP_{s,t}$ | $P_{e,t}$ | |
|--------|-----------|------------|-----------|------------|
| T 统计量 | -1.266 | -32.652 | -9.228 | |
| Prob | 0.647 | 0.000 | 0.000 | |
| 第 II 段 | $P_{s,t}$ | $DP_{s,t}$ | $P_{e,t}$ | $DP_{e,t}$ |
| T 统计量 | 0.503 | -24.171 | 0.687 | -38.922 |
| Prob | 0.987 | 0.000 | 0.992 | 0.000 |

(3) 协整检验。根据单位根检验结果, 第 II 段的两个变量序列都是 I(1) 过程, 故可进一步对其相应的 VAR 模型做约翰逊协整检验, 分别运用特征根迹检验方法和最大特征值检验方法对它们进行检验, 检验结果如表 4 所示。从表 4 可以看出, 不论是特征根迹检验还是最大特征值检验, 在 5% 的显著水平下都拒绝存在零个协整向量的原假设, 故实行有管理的浮动汇率制后两变量序列具有协整关系。因此, 我们可以对第 II 段的变量建立向量误差修正模型。约翰逊检验要求进行回归的变量均为 I(1), 而在某些情况下这也许是不可能的, 正如上述检验结果表明第 I 段人民币兑美元汇率数据序列就存在这种差别。Pesaran 等(1996) 和 Pesaran & Shin(1995) 扩展了一种自回归分布滞后模型 (ARDL) 方法, 该方法适用于未知或那些难以确定回归变量是 I(1) 或 I(0) 的情形。用 ARDL 方法对第 I 段的两个变量序列做协整检验, 结果表明, 实行有管理的浮动汇率制前, 人民币兑美元汇率与上证综指间没有明显的协整关系。

表 4 Johansen 协整检验结果

| 原假设 | 特征根迹检验 | | | | 最大特征值检验 | | |
|--------|--------|-------|--------|-------|--------------------|--------|-------|
| | 特征根 | 迹统计量 | 5% 临界值 | Prob | λ -max 统计量 | 5% 临界值 | Prob |
| 零个协整向量 | 0.077 | 47.8 | 12.321 | 0.000 | 47.133 | 11.225 | 0.000 |
| 存在协整向量 | 0.001 | 0.666 | 4.130 | 0.474 | 0.666 | 4.130 | 0.474 |

(4) ARCH 效应检验。ARCH 效应是运用 GARCH 类模型的前提。对上述两个 VAR 模型的残差向量进行怀特 White 异方差检验 (包括无跨期情况和有跨期情况)。表 5 的检验结果表明, 不论是有跨期情况还是无跨期情况 χ^2 统计量都显著拒绝不存在 ARCH 效应的原假设。

四、实证研究结果

采用极大似然估计方法拟合多元 EGARCH 模型。对数似然函数为:

$$L(\Theta) = -0.5(NT) \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T (\log |Q_t| + \varepsilon_t' Q_t^{-1} \varepsilon_t)$$

其中, $N=2$ 为均值方程的个数; T 为样本数; Θ 为待估参数矩阵; $\varepsilon_t = (\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{e,t})^T$ 是 t 时刻的残差向量; Q_t 为 t 时刻 2×2 的条件方差-协方差矩阵。

模型中的滞后阶数根据 AIC 准则和 SC 准则确定。表 6 列出模型的参数估计结果。从 VAR 模型的估计

表5 White 异方差检验结果

| 原假设 | | 第 I 段 | | 第 II 段 | |
|------------|-----|--------------|-------|--------------|-------|
| | | χ^2 统计量 | Prob | χ^2 统计量 | Prob |
| 残差向量不存在异方差 | 无跨期 | 242.964 | 0.000 | 173.571 | 0.000 |
| | 有跨期 | 253.633 | 0.000 | 206.276 | 0.000 |

结果可以看出, 在第 I 段, 两个变量序列分别只受各自滞后项的影响。而在第 II 段, $P_{s,t}$ 不仅受自身滞后项的影响, 而且还受 $P_{e,t}$ 滞后一期和滞后二期的显著影响。另外, $b_{s,1}$ 的值是 4.76 (为正), $b_{s,2}$ 的值是 -5.661 (为负), 说明滞后一期的人民币兑美元汇率中间价对上证综合指数收盘价有正的影响, 而滞后二期的人民币兑美元汇率中间价对上证综合指数收盘价有负的影响, 进而说明从长期来看, 实行有管理的浮动汇率制后, 汇市与股市的关系更加密切。

表6 汇率市场与股票市场关系研究模型估计结果

| 第 I 段 | | 第 II 段 | |
|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 参数及估计值 | | 参数及估计值 | |
| $a_{s,0} = -48100.06^*$ | $a_{s,0} = 127.718^*$ | $a_{s,0} = 745.932^*$ | $a_{s,0} = -0.161^*$ |
| $a_{s,1} = 1.004^*$ | $a_{s,1} = 0.000$ | $a_{s,1} = 1.002^{**}$ | $a_{s,1} = 0.000$ |
| $a_{s,2} = -0.048$ | $a_{s,2} = 0.000$ | $a_{s,2} = -0.013$ | $a_{s,2} = -0.001$ |
| $a_{e,1} = 0.039$ | $a_{e,1} = 0.000$ | $b_{s,1} = 4.76^*$ | $b_{s,1} = 0.386^{**}$ |
| $b_{s,1} = 30.249$ | $b_{s,1} = 0.677^*$ | $b_{s,2} = -5.661^{***}$ | $b_{s,2} = 0.014$ |
| $b_{s,2} = 15.837$ | $b_{s,2} = 0.026^*$ | $\alpha_{s,0} = 7.965^*$ | $\alpha_{s,0} = -0.139^*$ |
| $b_{s,3} = 12.037$ | $b_{s,3} = 0.083^*$ | $\alpha_{s,1} = 0.008$ | $\alpha_{s,1} = 0.000$ |
| $\mu_{s,0} = 0.077^{**}$ | $\mu_{s,0} = 0.053^{**}$ | $\beta_{s,1} = 5.493^*$ | $\beta_{s,1} = -0.015$ |
| $\mu_{s,1} = 0.719^{**}$ | $\mu_{s,1} = 0.826^*$ | $\lambda_s = 0.000$ | $\lambda_s = 0.000^*$ |
| $\delta_{s,1} = 0.521^{**}$ | $\delta_{s,1} = 0.033^{**}$ | $\mu_{s,0} = 0.075^*$ | $\mu_{s,0} = 0.03^*$ |
| $\delta_{s,2} = 0.053^*$ | $\delta_{s,2} = 0.364^{**}$ | $\mu_{s,1} = 0.897^*$ | $\mu_{s,1} = 0.91^*$ |
| $\theta_{s,1} = -0.43^*$ | $\theta_{s,1} = 0.166^*$ | $\delta_{s,1} = 0.61^{**}$ | $\delta_{s,1} = 0.178^*$ |
| $\theta_{s,2} = -0.195^{**}$ | $\theta_{s,2} = -0.106^{**}$ | $\delta_{s,2} = -0.19^*$ | $\delta_{s,2} = 0.27^{**}$ |
| | | $\theta_{s,3} = -0.66^{**}$ | $\theta_{s,3} = 0.102^*$ |
| | | $\theta_{s,4} = -0.383^{**}$ | $\theta_{s,4} = -0.094^{**}$ |
| $Q(6) = 3.51[0.91]$ | $Q(6) = 3.9[0.663]$ | $Q(6) = 1.99[0.903]$ | $Q(6) = 3.557[0.7]$ |
| $Q(12) = 4.762[0.918]$ | $Q(12) = 7.853[0.69]^*$ | $Q(12) = 3.39[0.917]$ | $Q(12) = 7.944[0.836]$ |
| $\hat{Q}(6) = 1.022[0.927]$ | $\hat{Q}(6) = 2.117[0.826]$ | $\hat{Q}(6) = 1.003[0.930]$ | $\hat{Q}(6) = 3.113[0.905]$ |
| $\hat{Q}(12) = 3.04[0.957]$ | $\hat{Q}(12) = 5.818[0.872]$ | $\hat{Q}(12) = 6.747[0.981]$ | $\hat{Q}(12) = 7.3[0.955]$ |

注: Q 统计量和 Q2 统计量分别是对 VAR-EGARCH 模型标准化残差及标准化残差的平方自相关检验。*、** 和 *** 分别表示显著性水平 1%、5% 和 10%; [] 内为 P 值。

前述检验结果已经表明, 第 II 段的两个变量序列具有协整关系。向量误差修正模型的估计结果中, $\beta_{s,1}$ 为 5.493 且效果显著, 说明人民币兑美元汇率中间价对上证综合指数收盘价有显著的短期影响, λ_s 和 λ_e 的数值都比较小, 这意味着由于短期波动而造成的长期关系失衡需要经过较长时间方能回调到均衡位置。

从两个市场间波动溢出效应的实证结果可见, 方差方程中所有估计的系数至少在 5% 显著水平下是显著的, $\mu_{s,1}$, $\mu_{e,1}$ 分别描述了两个市场波动的持续性, 且两个间段的值都小于 1, 说明它们的条件方差都是有穷的。在第 I 段, $\delta_{s,e}$ 的值是 0.053 (为正), $\theta_{s,e}$ 的值是 -0.195 (为负), 说明人民币兑美元汇率的波动对上证综合指数的波动起着正向的传递效果, 且在波动幅度相同的情况下, 汇率的负向波动比正向波动对指数的波动影响更大。 $\theta_{e,s}$ 的值是 0.033 (为正), $\theta_{e,s}$ 的值是 0.166 (为正), 说明上证综合指数的波动对人民币兑美元汇率的波动起着正向的传递效果, 且在波动幅度相同的情况下, 股指的正向波动比负向波动对汇率的波动影响更大。还应注意到 $|\theta_{s,e}| > |\theta_{e,s}|$, 这说明汇率市场和股票市场之间波动的影响具有一定的“不对称性”, 即股指波动对汇率波动影响不如汇率波动对股指波动的影响显著。第 II 段

有与第 I 段相类似的结果,但比较其数值,第 II 段中 $\delta_{s,e}$ 的值是 0.19 明显大于第 I 段的值 0.053,第 II 段中 $\delta_{e,s}$ 的值为 0.178 明显大于第 I 段的值 0.033,说明实行有管理的浮动汇率制后,两市场间的波动溢出效应更为显著,这可能是由于汇制改革后人民币汇率的弹性增大,其作为调节整个国民经济的杠杆作用更为明显,汇率市场与股票市场之间的联动也更为灵活。

五、结论

本文使用逐日数据,分阶段地对人民币兑美元汇率中间价与上证综指收盘价间的关系进行了研究,结果表明:

(1) 2005 年 7 月 1 日汇率机制改革前,人民币兑美元汇率中间价与上证综合指数收盘价间存在正相关关系,从 VAR 模型的估计结果可以看出两个变量序列分别只受各自滞后项的影响,由协整检验结果得出人民币兑美元汇率与上证综合指数间没有明显的协整关系。

(2) 实行有管理的浮动汇率制后,人民币兑美元汇率中间价与上证综合指数收盘价间存在显著的负相关关系,上证综合指数收盘价不仅受自身滞后项的影响,而且还受人民币兑美元汇率中间价滞后两期的影响。人民币兑美元汇率中间价对上证综合指数收盘价有着显著的短期动态影响,且两变量之间存在协整关系。

(3) 两变量序列在人民币汇率机制改革前后均存在显著的双向波动溢出,且波动溢出均存在不对称性。实行有管理的浮动汇率制后,两市场间的波动溢出效应更为显著。

(4) 有管理的浮动汇率制有助于实现经济系统向自身内外均衡理想状态靠拢,从而充分发挥人民币汇率作为调节整个国民经济的杠杆作用。而维持汇率稳定的外汇市场干预政策则会导致外汇储备非均衡,进而使市场调节产生针对固定汇率制的“错觉”反应,在调节机制扭曲的作用下,经济系统将远离均衡。

因此,我国应该构建合理的汇率政策,在不断完善人民币汇率形成机制基础上,应适时放宽汇率波幅范围,增大人民币汇率的弹性,有助于金融效率的提升。

参考文献:

- [1] Aggarwal R. Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates[J]. Akron Business and Economic Review, 1981, (Fall): 7-12.
- [2] Smith C. Stock Markets and the Exchange Rate—a Multicountry Approach[J]. Journal of Macroeconomics, 1992, (14): 607-629.
- [3] Soenen L A, Hennigar E S. An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices—The Us Experience between 1980 and 1986[J]. Akron Business and Economic Review, 1988, (Winter): 7-16.
- [4] Abdalla I S, Murinde V. Exchange Rate and Stock Price Interaction in Emerging, Financial Markets[J]. Applied Financial Economics, 1997: 25-35.
- [5] Granger C W J, Bwo-Nung Huang, Chin-Wei Yang. A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2000, (40): 337-354.
- [6] 张碧琼, 李越. 汇率对中国股票市场的影响是否存在: 从自回归分布滞后模型(ARDL-ecm)得到的证明[J]. 金融研究, 2002, (7): 26-35.
- [7] 陈雁云, 何维达. 人民币汇率与股价的 ARCH 效应检验及模型分析[J]. 集美大学学报, 2006, 9, (1): 72-75.
- [8] Laopodis N T. Asymmetric Volatility Spillovers in Deutsche Mark Exchange Rates [J]. Journal of Multinational Financial Management, 1998, (8): 413-430.
- [9] Pesaran M H, Shin Y. Long Run Structural Modelling[J/OL]. 1996. [2008-1-10]. <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/>.
- [10] Pesaran M H, Shin Y. Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium[J]. Journal of Econometrics, 1996, (71): 117-143.
- [11] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: 应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006.

Empirical Study on Relations between RMB Exchange Rate and Stock Prices

LIU Wei-qi¹, DONG Chen-yu²

(1. School of Management, Shanxi University, Taiyuan, Shanxi, 030006 China;

2. School of Mathematical Science, Shanxi University, Taiyuan, Shanxi 030006 China)

Abstract: The paper analyzes the relationship between the central parity of the RMB exchange rate against the US dollar and the closing prices in Shanghai Stock Exchange composite index during the period of January 2nd, 2001 to December 28th, 2007. With the reform of RMB exchange rate regime as the line of demarcation, the period is divided into two phases, i.e. from January 2nd, 2001 to July 21st, 2005 is the first phase and from July 21st, 2005 to December 28th, 2007 the second phase. The conclusions are as follows: first, after the implementation of the managed floating RMB exchange rate regime, the RMB exchange rate against the US dollar exerts a noticeable influence on the Shanghai Stock Exchange composite index, there exists a kind of co-integration relationship between them. Second, they have a significant two-way volatility spillover effect; they are asymmetric.

Key Words: central parity of the RMB exchange rate against the US dollar; volatility spillover co-integration; VAR-EGARCH

(责任编辑: 丛 戎)