

汇改后不同市态下汇市与股市溢出效应的异化^①

汪冬华¹, 汪辰²

(1. 华东理工大学商学院, 上海 200237; 2. 南加州大学维特比工程学院, 洛杉矶, 加利福尼亚 90089)

摘要: 本文按照上证综合指数的走势将2005年7月22日至2008年10月28日的整个样本区间划分为牛市和熊市两个样本子区间, 采用样本子区间内的兴业银行人民币综合汇率指数和上证综合指数对数收益率的日数据, 通过 $VAR(p)$ -BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型实证分析了2005年汇改后不同市态下中国汇市和股市间溢出效应的异化现象。结果显示, 汇改后, 牛市和熊市中的中国汇市与股市间溢出效应存在着显著差异。牛市时期, 汇市和股市的条件方差对自身负冲击都具有非对称性, 两市场间不存在均值溢出效应, 但存在显著的双向波动溢出效应, 且一个市场的条件方差对另一市场负冲击都存在非对称效应。而熊市时期, 只有汇市的条件方差对自身负冲击具有非对称性, 汇市股市间只存在股市对汇市单向的均值和波动溢出效应, 且一个市场的条件方差对另一市场负冲击均不存在非对称效应。

关键词: 牛市; 熊市; 外汇-股票市场; 溢出效应; BVGJR-GARCH-BEKK 模型

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2012)11-0091-13

0 引言

随着经济全球化和金融自由化的进程不断推进, 作为金融体系的两大重要子市场, 外汇市场和股票市场间的相互联系与影响更加紧密。汇市股市间此种关联性多数源于两市场间的溢出效应。两个金融市场间的溢出效应包括均值溢出效应和波动溢出效应。均值溢出效应是指市场间收益的信息传导, 在一定程度上能够解释汇市股市间领先和滞后的关系; 而波动溢出效应是指市场间波动的信息传导, 能较好地刻画两个金融市场间波动传导的途径和方向, 反映市场之间的信息流动过程和相互作用机理。因此, 汇市股市间的溢出效应可以较为全面地体现两个金融市场之间的风险传递状况。同时, 在中国自2005年7月21日以来, 人民币汇率进行重大改革, 中国建立了以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节的

管理浮动汇率制度, 整个人民币汇率形成机制的市场化程度有明显提高, 人民币汇率的弹性明显增强、波动性增加, 可能导致其对于其它金融市场的溢出效应变得显著。另外, 2005年4月29日, 中国证监会发布《关于上市公司股权分置改革试点有关问题的通知》, 股权分置改革试点工作启动, 随后, 中国股市迈入了全流通的时代。由此可见, 汇改后中国外汇市场与股票市场间溢出效应的研究对于金融政策实施以及金融风险管理都具有重要的理论和现实意义。

国外学者关于外汇市场与股票市场的关系做了许多有益的探索研究。Ajayi 和 Mougoue 根据美国等8个发达国家1985至1991年的数据研究表明: 股市收益率的增加在短期导致本币贬值, 但在长期则促使本币升值; 而本国货币的贬值, 在短期和长期内都导致股市收益的下降^[1]。Abdalla 和 Murinde 通过1985年1月至1994年7月的印

① 收稿日期: 2012-07-11; 修订日期: 2012-09-25.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71171083); 教育部人文社会科学研究基金资助项目(09YJC630075).

作者简介: 汪冬华(1973—), 男, 江西景德镇人, 博士, 副教授. Email: dhwang@ecust.edu.cn

度、韩国、巴基斯坦和菲律宾 4 个新兴金融市场的月度数据,采用 VAR 模型,研究发现在 4 个国家只存在着汇市对股市的单向因果关系^[2]. Granger, Huang 和 Yang 根据亚洲金融危机的数据资料利用单位根检验和协整理论研究了亚洲 7 个国家及中国香港地区和中国台湾地区的股价与汇率间的格兰杰因果关系. 结果表明: 韩国只存在汇率对股价的单向格兰杰因果关系, 菲律宾存在股价对汇率负的单向格兰杰因果关系, 马来西亚、新加坡、泰国 3 个国家及中国香港地区和中国台湾地区的股市汇市间存在双向的格兰杰因果关系, 但是印度尼西亚和日本的股市汇市间不存在任何的因果关系^[3]. Kanas 从市场波动率的角度利用协整技术和二元 EGARCH 模型研究了美国、英国、日本、德国、法国和加拿大 6 个工业化国家的股市汇市的关系, 结果表明除了德国以外, 其它国家都表现出股市对汇市存在波动溢出效应, 且等量的正负冲击所引起的波动溢出效应是相同的. 然而这些国家都不存在汇市对股市的波动溢出效应^[4]. Yang 和 Doong 使用 GARCH(1, 1) 模型实证研究发现, G-7 国家只存在股市对汇市的单向波动溢出效应^[5-6]. Mishra, Swain 和 Malhotra 等根据 1993 年 1 月 4 日至 2003 年 12 月 31 日的日数据, 采用 GARCH 和 EGARCH 模型对印度股市和汇市的研究发现, 两者之间存在双向的波动溢出^[7]. 通过对东亚 5 个国家及中国香港地区和中国台湾地区汇率和股市动态关系的实证分析, Pan 等发现, 在 1997 年金融危机之前, 日本、马来西亚、泰国 3 个国家和中国香港地区的汇率和股市之间存在显著的因果关系, 但在金融危机时, 东亚 5 个国家、中国香港地区和中国台湾地区没有发现汇率和股市之间存在关系^[8]. Wei 通过构建多元固定条件相关系数的多元 GARCH 模型 (CCC-MGARCH) 和动态条件系数的多元 GARCH 模型 (DCC-MGARCH), 研究美元、日元和欧元等对人民币汇率的未预期冲击对中国股市的波动溢出效应. 实证结果显示, 美元兑人民币汇率的未预期冲击与中国股价波动呈负相关关系, 这意味着未预期的冲击对中国股市有负的效应^[9]. Morales 对 6 个拉丁美洲国家和欧洲经济体

1998 至 2006 年的股市汇市间波动溢出效应进行了研究, 结果表明, 股市对汇市存在单向的波动溢出效应^[10]. Yau 和 Nieh 利用 TECM 模型研究了 1991 年至 2008 年期间新台币兑日元汇率对日本和中国台湾的股市的影响. 结果表明, 新台币兑日元汇率与股市间在日本和中国台湾存在长期均衡关系, 但是汇市股市间非对称的门限协整关系只在中国台湾金融市场存在; 另外, TECM 格兰杰因果关系检验的结果指出, 在日本和中国台湾, 汇市股市间不存在短期的均衡关系^[11]. Zhao 采用 1991 年 1 月至 2009 年 6 月的人民币有效汇率和股票价格的月数据, 通过 VAR-GARCH 模型实证分析了汇市与股市间的动态关系. 研究结果表明: 人民币有效汇率和股票价格间不存在稳定的长期均衡关系, 意味着汇市股市间不存在均值溢出效应; 但汇市股市间存在双向的波动溢出效应^[12]. 以上国外学者关于汇市股市溢出效应的研究大多数集中于境外的外汇市场和股票市场, 所得结论倾向于股市对汇市存在单向的波动溢出效应或者两市场间存在相互的波动溢出效应. 那么, 中国汇市股市的溢出效应如何, 特别是在汇改后两者的联动关系如何以及在不同市态下此种关系是否存在差异?

国内学者关于中国汇市股市间的溢出效应也做了相关研究. 张兵、封思贤、李心丹和汪慧建采用 2005 年 8 月 1 日到 2007 年 9 月 28 日的上证 A 股指数、上证 B 股指数和人民币对美元汇率的日数据实证研究了我国 2005 年 7 月汇率制度改革后汇率与股市的关系及其传导机制. 结果发现, 汇率和股价存在着长期均衡的协整关系; 上证指数受到汇率的长期影响, 股市和汇市在短期内存在交互影响, 且短期内汇率变化影响股指变动有滞后^[13]. 邓燊和杨朝军采用 2005 年 7 月 21 日至 2007 年 3 月 20 日上证综合指数和人民币名义汇率的日数据, 利用协整检验和 Granger 因果检验的计量方法实证研究了汇改后中国股市汇市的关系. 结果表明, 汇改后, 中国股市汇市存在长期稳定的协整关系, 人民币升值是中国股市上扬的单向 Granger 原因^[14]. 朱新蓉和朱振元以 2005 年 7 月 21 日至 2007 年 9 月 18 日的中国股价与人民

币兑美元的名义汇率数据,采用单位根检验、协整理论、Granger 因果检验和 GARCH 模型实证研究了人民币汇率波动对中国股票价格报酬的影响. 结果表明,人民币兑美元名义汇率波动是负向影响中国股票价格报酬的^[15]. 陈国进、许德学和陈娟采用 2005 年 7 月至 2008 年 12 月间上证综合指数与美元兑人民币汇率对数收益率的日数据,通过 DCC-MGARCH 模型和 BEKK-MGARCH 模型研究了汇市股市间的波动溢出效应. 结果表明,从短期来看,我国股市与汇市间存在相互的波动溢出效应;但从长期来看,只存在汇市对股市的单向波动溢出^[16]. 陈云、陈浪南和林鲁东采用 1997 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日人民币对美元中间价和上证 A 股指数的日交易数据,并将此样本区间划分为汇改前和汇改后两个子样本区间,利用 BVGARCH-BEKK 模型实证研究人民币汇率与股票市场之间的波动溢出效应. 结果表明,人民币汇率与股票市场之间存在波动溢出效应,且在汇改前后存在差异性;汇改前表现为显著的汇市对股市的单向波动溢出,汇改后主要表现为显著的股市对汇市的单向波动溢出^[17]. 王斌会、郑辉和陈金飞采用 2005 年 7 月 22 日至 2009 年 5 月 27 日期间的人民币实际有效汇率和上证综合指数的日数据,利用向量自回归多元 GARCH 模型对我国股市、汇市和债市间的价格及波动溢出效应进行研究. 结果表明:股市汇市间不存在均值溢出效应,但存在双向波动溢出效应^[18]. 李成、马文涛和王彬采用 2005 年 7 月 22 日至 2009 年 7 月 10 日的日数据,其中分别选取上证综合指数变化率和人民币兑美元的名义汇率变化率表征股票市场收益率和外汇市场收益率,利用四元 VAR(6)-GARCH(1,1)-BEKK 模型实证研究了我国股票市场、债券市场、外汇市场以及货币市场 4 个主要金融市场的溢出关系. 研究发现,外汇市场对股票市场仅有单向均值溢出,汇市股市间均存在双向的波动溢出效应^[19]. 最近,国内学者的上述研究多数是基于 2005 年 7 月汇改后的数据来探讨中国汇市股市的溢出效应,并且大部分是用人民币对美元汇率的数据反映中国人民币汇率水平,所得结果多数认为中国汇市股

市间不存在均值溢出效应,只存在双向的波动溢出效应;但也有些研究认为两市场间只存在单向的均值和波动溢出效应.

从上面的国内外文献可看出,已有研究局限于对金融市场的整体样本进行研究,并没有区分不同市场态势下的状况. 基于行为金融学理论^[20],不同市场下投资者的心理和行为会存在差异和表现出不同的特征,从而导致金融市场间的联动关系在牛市和熊市下会存在差异. 同时,陆凤彬和洪永森研究表明,金融市场间的信息溢出具有明显的时变特征^[21]. 因此,根据市场走势划分研究时期有助于发现不同市场态势下的中国汇市和股市间的溢出效应. 同时,为了更加全面正确地反映人民币汇率变动和人民币汇率对中国对外贸易竞争力的综合影响,应该选取基于贸易加权综合的人民币汇率综合指数来反映中国人民币汇率的真实水平. 另外,汇改后,人民币汇率的弹性明显增强、波动性增加,可能会使得其对其它金融市场的溢出效应变得更加显著. 最后,中国外汇市场和股票市场自身条件方差的非对称性以及两市场中一个市场的条件方差对另一市场负冲击的非对称效应是否存在对于金融风险管理者来说也是很重要的. 基于此,本文按照 2005 年 7 月汇率制度改革后的上证综合指数的走势将整体样本区间划分为牛市和熊市两个样本子区间,采用样本子区间内的人民币综合汇率指数和上证综合指数的数据资料,通过构建反映中国汇市股市溢出效应的模型,实证研究汇改后不同市场态势下中国汇市和股市间溢出效应的异化现象. 这对于我国金融监管机构以及投资者防范和化解金融风险,认识金融风险传导机理具有重要的理论和现实意义.

1 数据及研究方法

1.1 数据的选择及特征说明

2005 年 7 月 21 日,人民币汇率进行重大改革,中国建立了以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节的管理浮动汇率制度. 汇率改革后人民币汇率的弹性开始逐渐变大,单一的双边汇

率不能反映人民币与主要货币汇率的综合变化程度. 因此, 为了更加全面正确地反映人民币汇率变动和人民币汇率对中国对外贸易竞争力的综合影响, 本文选取兴业银行编制的基于贸易加权综合的兴业银行人民币综合汇率指数^②(以下简称 CIB-CCI) 反映中国人民币汇率水平, 数据来源于兴业银行. 另一方面, 由于上海证券交易所的股票成交额和筹资总额均排在世界第三, 上交所股票总市值占 GDP 比值已超过 50%, 上证 A 股能够较好地代表中国股票市场发展状况, 因此本文选取上证综合指数(以下简称 SHCI) 表征中国股市的发展状况, 数据来源于 Wind 数据库. 故本文选取兴业银行人民币综合汇率指数和上证综合指数作为代表来研究中国汇市和股市间的溢出效应.

汇改之后人民币汇率的弹性逐渐变大, 波动幅度也显著提高, 可能导致其对其它金融市场的溢出效应变得显著; 同时, 2005 年 7 月 22 日以后, 上证综合指数于 2007 年 10 月 16 日达到阶段最高点 6 124, 之后一路下跌, 2008 年 10 月 28 日上证综合指数达到阶段最低点 1 664. 2008 年正逢金融危机, 根据李小平、冯芸和吴冲峰的研究结果^[22], 金融危机前后人民币汇率波动状态将会发生转换, 其对股市的溢出效应可能会发生变化. 因此, 本文选取 2005 年 7 月 22 日至 2008 年 10 月 28 日为数据整个样本区间, 剔除交易日期不匹配的数据之后, 共得到 794 组数据. 其中, 样本区间又分为两个子区间, 分别是中国股市的牛市行情阶段: 2005 年 7 月 22 日至 2007 年 10 月 16 日; 中国股市的熊市行情阶段: 2007 年 10 月 17 日至 2008 年 10 月 28 日. 另外, CIB-CCI 指数和 SHCI 指数序列数据进行对数化处理, 因此两个指数的日对数收益率分别表示为

$$r_{1,t} = 100 \times \ln(CIB - CCI_t / CIB - CCI_{t-1}) \quad (1)$$

$$r_{2,t} = 100 \times \ln(SHCI_t / SHCI_{t-1}) \quad (2)$$

其中 $r_{1,t}$ 为 CIB-CCI 指数在第 t 日的收益率, 代表汇市的收益率, $CIB - CCI_t$ 为兴业银行人民币综合汇率指数在第 t 日的收盘价格; $r_{2,t}$ 为 SHCI 指数在第 t 日的收益率, 代表股市的收益率, $SHCI_t$ 为上证综合指数在第 t 日的收盘价格. 因此, 本文利用 CIB-CCI 指数日对数收益率序列和 SHCI 指数日对数收益率序列数据研究汇改后不同市场态势下中国汇市和股市间溢出效应的异化现象.

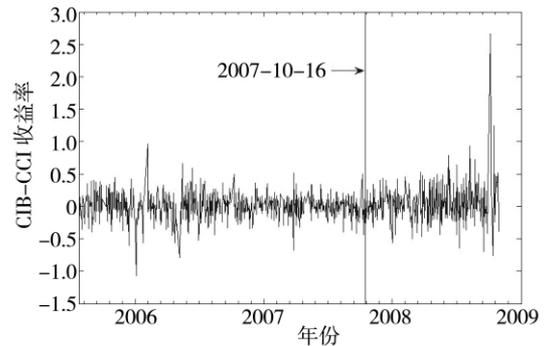


图 1 兴业银行人民币综合汇率指数收益率序列 (2005 年 7 月 22 日—2008 年 10 月 28 日)
Fig. 1 Returns of the CIB-CNY composite index (2005 - 07 - 22—2008 - 10 - 28)

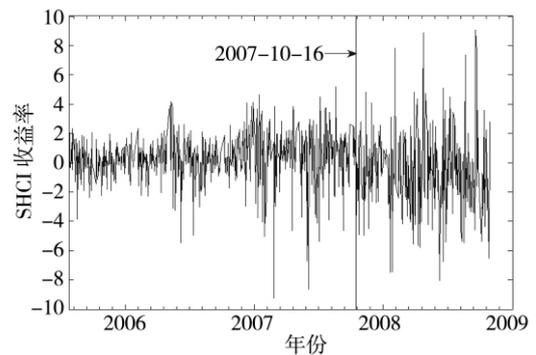


图 2 上证综合指数收益率序列 (2005 年 7 月 22 日—2008 年 10 月 28 日)
Fig. 2 Returns of the Shanghai composite index (2005 - 07 - 22—2008 - 10 - 28)

图 1 和图 2 是 2005 年 7 月 22 日至 2008 年 10 月 28 日间兴业银行人民币综合汇率指数收益率

② 兴业银行人民币综合汇率指数(CIB-CCI)是贸易加权综合的人民币汇率指数,反映了人民币汇率对中国对外贸易竞争力的综合影响. 兴业银行人民币综合汇率指数以 15 种货币(即澳元、阿根廷比索、加元、新台币、欧元、港元、印尼卢比、日元、韩元、马来西亚林吉特、俄罗斯卢布、新加坡元、泰铢、英镑和美元)作为人民币货币篮子的成分货币,指数权重为 15 种货币对应的国家或地区对华贸易占中国进口和出口的比重. 兴业银行人民币综合汇率指数以 2005 年 1 月 3 日为基期,则 2005 年 1 月 3 日该指数等于 100. 兴业银行人民币综合汇率指数的数值增加意味着人民币总体上处于升值状态,该指数下跌则说明人民币对其它的主要货币贬值. 这种表示方法和美元指数、欧元指数是一致的,也符合资本市场指数的表达习惯.

序列和上证综合指数收益率序列的时间图. 表 1 给出了不同市态下 CIB-CCI 与 SHCI 指数收益率描述性统计量和平稳性检验结果. 1) 在股市的牛市阶段, 股票收益率的均值和波动性均高于外汇市场, 说明我国股票市场的波动性比汇市大. JB 统计量和偏度则显示所有变量均为非正态分布, 汇市和股市收益率均呈现左偏. 从峰度看, 各个变量的峰度均大于 3, 说明各个变量均呈尖峰厚尾分布. ADF 单位根检验说明在 1% 显著性水平

下所有序列均平稳. 2) 在股市的熊市阶段, 股票收益率的均值低于外汇市场, 但波动性大于外汇市场, 说明我国股票市场的波动性比汇市大. JB 统计量和偏度则显示所有变量均为非正态分布, 且与股市牛市阶段不同, 汇市和股市收益率均呈现右偏. 从峰度看, 各个变量的峰度均大于 3, 说明各个变量均呈尖峰厚尾分布. ADF 单位根检验说明在 1% 显著性水平下所有序列均平稳.

表 1 不同市态下 CIB-CCI 与 SHCI 指数收益率描述性统计量和平稳性检验

Table 1 Descriptive statistics and ADF unit root test of the returns of CIB-CCI and SHCI in different market states

市态	收益率序列	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	ADF	平稳性结论
牛市	CIB - CCI	0.004 85	0.206 1	- 0.233 5	5.275 9	121.680 4 ***	- 24.215 7 ***	平稳
	SHCI	0.330 20	1.682 1	- 1.114 0	7.359 1	540.239 8 ***	- 23.694 8 ***	平稳
熊市	CIB-CCI	0.061 20	0.321 5	2.267 0	19.367 9	3 040.902 0 ***	- 16.965 7 ***	平稳
	SHCI	- 0.488 10	2.750 2	0.268 1	4.066 0	15.011 1 ***	- 14.956 4 ***	平稳

注: ①**、*** 分别代表在 5% 和 1% 显著性水平下拒绝原假设. ②JB 统计量为 Jarque-Bera 统计量, 用来检验序列是否服从正态分布.

1.2 VAR(p)-BVGJR-GARCH(1 1)-BEKK 模型的建立

为了研究汇改后不同市场态势下中国汇市和股市间均值和波动溢出效应以及各市场自身条件方差的非对称性和两市场中一个市场的条件方差对另一市场负冲击的非对称性, 依据上述数据统计特征, 本文采用两变量 VAR(p)-BVGJR-GARCH(1 1)-BEKK 模型分析汇市和股市间溢出效应. 其中, 均值溢出效应检验基于均值方程 VAR(p) 模型, 波动溢出效应检验则基于方差方程 BVGJR-GARCH(1, 1)-BEKK 模型.

汇市收益率 $r_{1,t}$ 和股市收益率 $r_{2,t}$ 服从的均值方程为

$$r_{1,t} = \mu_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} r_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1,i} r_{2,t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$r_{2,t} = \mu_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} r_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2,i} r_{2,t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (4)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad u_t = H_t^{-1/2} \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 p 为 VAR 模型最佳滞后阶数 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})'$ 为两个均值方差残差项 $\varepsilon_{1,t}$ 和 $\varepsilon_{2,t}$ 组成的 2×1 残差项矩阵 $\mu_t = (\mu_{1,t}, \mu_{2,t})'$ 为标准化残差

项 $u_{1,t}$ 和 $u_{2,t}$ 组成的 2×1 标准化残差矩阵 H_t 为 ε_t 在信息集 I_{t-1} 下的条件方差与协方差矩阵. 在式 (3) 和式 (4) 所构成的均值方程中, 如果 $\varphi_{1,i}$ 均为零或者不显著, 则表明股市对汇市无均值溢出; 同理, 如果 $\phi_{2,i}$ 均为零或者不显著, 则表明汇市对股市无均值溢出.

Glosten 等提出了 GJR 模型^[23] 用以研究金融市场受到负冲击下的价格波动的杠杆效应. 为了进一步研究金融市场间溢出效应中的非对称效应, Kroner 和 Ng 拓展了 BEKK 模型, 在先前的 GARCH-BEKK 模型中加入了非对称效应, 构建了多元 GJR-GARCH-BEKK 模型, 考虑了每个市场波动方程中的非对称效应以及两个市场间条件方差非对称性的溢出效应^[24]. 因此, 本文的条件方差方程 BVGJR-GARCH(1 1)-BEKK 模型设定为

$$H_t = C C' + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + G H_{t-1} G + D' \xi_{t-1} \xi_{t-1}' D \quad (6)$$

其中当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 出现负冲击时 $\xi_{t-1} = \varepsilon_{t-1}$; 当 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 出现正冲击时 $\xi_{t-1} = 0$. D 为 2×2 矩阵, D 矩阵主对角项反映了市场受到自身滞后一期负冲击的非对称效应, D 矩阵非对角项 d_{ij} 反映了 i 市场

受到 j 市场滞后一期负冲击的非对称效应. C 为 2×2 的上三角常数矩阵, A 和 G 均为 2×2 矩阵. A 矩阵主对角项反映了市场自身滞后一期残差项平方对当期条件方差的影响, 即波动的 ARCH 效应; G 矩阵的主对角项反映了市场自身滞后一期条件方差对当期条件方差的影响, 即波动的 GARCH 效应. A 矩阵的非主对角项元素 a_{ij} 衡量了 j 市场收益率滞后一期残差项平方对当期 i 市场收益率条件方差的影响, 即 ARCH 型波动溢出效应; G 矩阵的非主对角项元素 g_{ij} 衡量了 j 市场收益率滞后一期条件方差对当期 i 市场收益率条件方差的影响, 即 GARCH 型波动溢出效应. 矩阵 H_t 、 C 、 A 、 G 和 D 的具体形式如下

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \quad (8)$$

为了更好地看出市场间的波动溢出效应, 本文将式 (6) 展开后具体可得

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + (a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2) + (g_{11}^2 h_{11,t-1} + 2g_{11}g_{12}h_{12,t-1} + g_{12}^2 h_{22,t-1}) + (d_{11}^2 \zeta_{1,t-1}^2 + 2d_{11}d_{12}\zeta_{1,t-1}\zeta_{2,t-1} + d_{12}^2 \zeta_{2,t-1}^2) \quad (9)$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + (a_{21}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{21}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2) + (g_{21}^2 h_{11,t-1} + 2g_{21}g_{22}h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1}) + (d_{21}^2 \zeta_{1,t-1}^2 + 2d_{21}d_{22}\zeta_{1,t-1}\zeta_{2,t-1} + d_{22}^2 \zeta_{2,t-1}^2) \quad (10)$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{12} + [a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{12}a_{21} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{12}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2] + [g_{11}g_{21}h_{11,t-1} + (g_{12}g_{21} + g_{11}g_{22})h_{12,t-1} + g_{12}g_{22}h_{22,t-1}] + [d_{11}d_{21}\zeta_{1,t-1}^2 + (d_{12}d_{21} + d_{11}d_{22})\zeta_{1,t-1}\zeta_{2,t-1} + d_{12}d_{22}\zeta_{2,t-1}^2] \quad (11)$$

式 (3) 至式 (11) 构成了一个完整的 VAR(p)-BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型. 本文主要考察式 (9) 和式 (10), 它们分别是汇市和股市两个市场的条件方差方程. 在这两个式子中, 第 1 个括号内的项为 ARCH 项, 即滞后一期冲击 $\varepsilon_{i,t-1}$ 对当期条件方差 h_t 的影响; 第 2 个括号内的项为 GARCH 项, 即滞后一期条件方差 $h_{i,t-1}$ 对当期条件方差 h_t 的影响; 第 3 个括号内的项为非对称

效应项, 即当期条件方差 h_t 受到滞后一期负冲击的非对称效应. 因此, 股市对汇市的波动溢出效应主要体现在系数 a_{12} 和 g_{12} 上, 而汇市对股市的波动溢出效应则主要体现在系数 a_{21} 和 g_{21} 上; 汇市收益率的条件方差对于股市滞后一期负冲击的非对称效应主要体现在系数 d_{12} 上, 而股市收益率的条件方差对于汇市滞后一期负冲击的非对称效应主要体现在系数 d_{21} 上.

本文采用 Kroner 和 Ng^[24] 以及 Engle 和 Kroner^[25] 提出的全信息极大似然估计法估计 BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型参数, 该估计具有有效性和一致性. 联合分布的对数似然函数是所有条件分布对数似然函数的和, 即多元正态分布的对数和, 联合对数似然函数的公式如下

$$L = \sum_{t=1}^T L_t$$

$$L_t = \frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |H_t| - \frac{1}{2} \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \quad (12)$$

其中 L 表示联合对数似然值, t 表示时间, n 表示序列个数. 根据模型非线性的对数似然函数形式, 本文采用 BHHH 算法进行迭代和优化计算.

2 实证分析及结果

为了比较汇改后中国汇市和股市在牛市和熊市不同市态下的溢出效应, 本文将在上述确定的牛市(2005 年 7 月 22 日至 2007 年 10 月 16 日) 和熊市(2007 年 10 月 17 日至 2008 年 10 月 28 日) 的行情阶段内利用 CIB-CCI 指数和 SHCI 指数的对数收益率的日数据实证研究不同市场态势下中国汇市和股市间溢出效应的异化现象.

2.1 牛市时期

在 2005 年 7 月 22 日至 2007 年 10 月 16 日期间的牛市行情阶段内, 利用 CIB-CCI 指数日收益率序列和 SHCI 指数日收益率序列数据估计出牛市时期内 VAR(p)-BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型中的参数, 得出均值方程和条件方差方程.

1) 牛市时期均值方程 VAR(p) 的估计. 依据 LR(likelihood ratio) 准则, 取 VAR 模型的最优滞

后阶数为 6. 表 2 为牛市时期均值方程 $VAR(p)$ 系统的估计结果. 表 2 的估计结果显示: ① 均值方程残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量 $Q^2(15)$ 在 1% 水平下是显著的, 这表明两个均值方程的残差平方序列具有 ARCH 效应, 因此运用 GARCH 模型对残差进行建模是合适的. ② 汇市和股市收益率

均受到其自身滞后项的显著影响. 其中, 汇市收益率的滞后 3 期对当期有显著影响, 股市收益率的滞后 6 期对当期有显著影响, 说明汇市和股市收益率均有序列相关性. ③ 式 (3) 中的 φ_{1j} 和式 (4) 中的 ϕ_{2j} 不显著, 则表明牛市时期汇市与股市相互间不存在均值溢出效应.

表 2 VAR 模型估计结果(牛市时期:2005 年 7 月 22 日—2007 年 10 月 16 日)

Table 2 Estimation results of VAR model (bull market: 2005 - 07 - 22—2007 - 10 - 16)

牛市时期均值方程 $VAR(p)$ 的估计结果	$R(CIB - CCI)_t$	$R(SHCI)_t$
常数项	0.007 6 (0.770 7)	0.340 9*** (4.271 8)
$R(CIB - CCI)_{t-1}$	-0.043 1 (-0.985 1)	-0.684 1 (-1.941 8)
$R(CIB - CCI)_{t-2}$	0.005 0 (0.113 0)	-0.286 8 (-0.809 1)
$R(CIB - CCI)_{t-3}$	0.073 2** (2.656 6)	-0.040 7 (-0.114 5)
$R(CIB - CCI)_{t-4}$	0.004 7 (0.107 3)	0.311 4 (0.878 5)
$R(CIB - CCI)_{t-5}$	0.005 6 (0.126 3)	-0.527 5 (-1.488 0)
$R(CIB - CCI)_{t-6}$	-0.025 3 (-0.576 5)	-0.351 8 (-0.997 9)
$R(SHCI)_{t-1}$	-0.010 1 (-1.867 7)	-0.024 7 (-0.570 9)
$R(SHCI)_{t-2}$	-0.001 6 (-0.293 7)	-0.047 5 (-1.094 6)
$R(SHCI)_{t-3}$	-0.000 7 (-0.123 5)	0.047 1 (1.089 5)
$R(SHCI)_{t-4}$	-0.000 4 (-0.078 1)	0.083 8 (1.938 6)
$R(SHCI)_{t-5}$	0.002 3 (0.425 5)	0.037 5 (0.866 3)
$R(SHCI)_{t-6}$	-0.001 9 (-0.358 9)	-0.132 2*** (-3.063 5)
$Q^2(15)$	56.323 0***	58.326 0***
对数似然值	-91.356	-1024.385

注: ①**、*** 分别代表在 5% 和 1% 显著性水平下拒绝原假设; ② 括号内是 t 统计量; ③ $Q^2(15)$ 代表均值方程残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量; ④ $R(CIB-CCI)$, 表示汇市收益率 $R(SHCI)$, 表示股市收益率.

2) 牛市时期 BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的估计. 表 3 为牛市时期 $VAR(6)$ -BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的估计结果. 其中, 汇市和股市收益率的标准化残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量均不显著, 无法拒绝零假设, 即标准化残差项无 ARCH 效应, 两个市场的标准化残差平方项均不存在条件异方差现象, 说明本文模型结构设置合理.

对于汇市而言, 结果显示: ① a_{11} 和 g_{11} 均在 1% 水平下显著, 说明汇市收益率的波动受到自身滞后一期的残差以及条件方差的影响较大, 即其波动存在聚集性, 滞后一期大的扰动和波动会使当期的波动变大. d_{11} 在 1% 水平下显著, 说明汇市收益率的波动对于自身滞后一期负冲

击具有非对称效应: 汇市受到自身滞后一期负冲击比受到自身滞后一期正冲击产生更大的波动. ② a_{12} 和 g_{12} 在 1% 水平下显著, 说明股市对于汇市存在 ARCH 和 GARCH 型波动溢出效应. d_{12} 在 1% 水平下显著, 说明汇市收益率的条件方差对于股市滞后一期负冲击具有非对称效应: 汇市受到股市滞后一期负冲击比受到股市滞后一期正冲击产生更大的波动. ③ 汇市条件方差方程中 GARCH 效应系数的平方和 ($g_{11}^2 + g_{12}^2 = 0.944 6$) 接近于 1, 说明汇市波动具有持久性.

对于股市而言, 结果显示: ① a_{22} 和 g_{22} 均在 1% 水平下显著, 说明股市收益率的波动受到自身滞后一期的残差以及条件方差的影响较大, 即

其波动存在聚集性,滞后一期大的扰动和波动会使当期的波动变大。 d_{22} 在 5% 下显著,说明股市收益率的波动对于自己滞后一期负冲击具有非对称效应:股市受到自身滞后一期负冲击比受到自身滞后一期正冲击产生更大的波动。② a_{21} 在统计意义上不显著, g_{21} 在 1% 水平下显著,说明汇市对于股市存在 GARCH 型波动溢出效应。 d_{21} 在 1% 水平下显著,说明股市收益率的条件方差对

于汇市滞后一期负冲击具有非对称效应:股市受到外汇市场滞后一期负冲击比受到汇市滞后一期正冲击产生更大的波动。值得注意的是, a_{21} 在统计意义上不显著,但是系数 d_{21} 在统计意义上显著,因此,当汇市出现负冲击时,汇市对股市存在 ARCH 型波动溢出效应。③ 股市条件方差方程中 GARCH 效应系数的平方和($g_{22}^2+g_{21}^2=0.9324$) 接近于 1,说明股市波动具有持久性。

表 3 BVGJR-GARCH-BEKK 模型参数估计结果(牛市时期:2005 年 7 月 22 日—2007 年 10 月 16 日)

Table 3 Estimation results of BVGJR-GARCH-BEKK model (bull market: 2005 - 07 - 22—2007 - 10 - 16)

待估矩阵	矩阵参数	
$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$	- 0.273 2 *** (- 22.449 6)	0.847 5 (0.404 5)
	0	0.546 0 (0.156 6)
$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$	- 0.074 5 *** (- 49.086 8)	0.001 8 *** (165.233 7)
	0.078 4 (0.122 6)	0.258 2 *** (126.610 1)
$G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$	0.971 9 *** (7 887.941 1)	0.000 4 *** (478.146 1)
	0.067 8 *** (3.333 3)	0.963 2 *** (5 361.311 6)
$D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}$	- 0.206 7 *** (- 27.743 6)	0.144 2 *** (8.265 9)
	0.035 9 ** (2.449 8)	- 0.772 1 ** (- 2.358 2)
对数似然值	- 3 174.189 8	
标准化残差项 u_t 的 ARCH 效应检验		
	汇市收益率	股市收益率
$Q^2(15)$	25.437 0	9.466 3

注:①**、*** 分别代表在 5% 和 1% 显著性水平下拒绝原假设;②括号内是 t 统计量;③ $Q^2(15)$ 代表均值方程标准化残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量。

2.2 熊市时期

在 2007 年 10 月 17 日至 2008 年 10 月 28 日期间的熊市行情阶段内,利用 CIB-CCI 指数日收益率序列和 SHCI 指数日收益率序列数据估计出熊市时期内 VAR(p)-BVGJR-GARCH(1, 1)-BEKK 模型中的参数,得出均值方程和条件方差方程。

1) 熊市时期均值方程 VAR(p) 的估计. 依据 LR(likelihood ratio) 准则,取 VAR 模型的最优滞后阶数为 4. 表 4 为熊市时期均值方程 VAR(p) 系统的估计结果. 表 4 的结果显示:① 均值方程残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量 $Q^2(1)$ 在 1% 水平下是显著的,这表明两个均值方程的残差平方序列具有 ARCH 效应,因此运用 GARCH 模型对残差进行建模是合适的。② 汇市收益率均受到其自身滞后项的显著影响,汇市收益率的滞后 4

期对当期有显著影响,表明汇市收益率有序列相关性. 而股市收益率序列自身的自相关性并不显著。③ 式(3) 中的系数 $\varphi_{1,4}$ 在 5% 水平下是显著的,即汇市收益率均值方程中,股市收益率的滞后 4 期的影响在 5% 水平下显著,则说明熊市时期股市对汇市存在均值溢出效应. 而熊市时期汇市对股市不存在均值溢出效应,因此,表明熊市时期汇市与股市间均值溢出效应是单向的。

2) 熊市时期 BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的估计. 表 5 为熊市时期 VAR(4)-BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的估计结果. 其中,汇市和股市收益率的标准化残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量均不显著,无法拒绝零假设,即标准化残差项无 ARCH 效应,两个市场的标准化残差平方项均不存在条件异方差现象,说明本文模型结构设置合理。

表 4 VAR 模型估计结果(熊市时期: 2007 年 10 月 17 日—2008 年 10 月 28 日)

Table 4 Estimation results of VAR model (bear market: 2007 - 10 - 17—2008 - 10 - 28)

VAR 模型估计结果	$R(CIB - CCI)_t$	$R(SHCI)_t$
常数项	0.070 3 *** (3.091 0)	-0.414 4 ** (-2.098 1)
$R(CIB - CCI)_{t-1}$	-0.056 4 (-0.864 5)	-0.131 9 (-0.232 9)
$R(CIB - CCI)_{t-2}$	0.042 3 (0.646 6)	-0.281 5 (-0.496 2)
$R(CIB - CCI)_{t-3}$	0.027 3 (0.418 2)	-0.558 9 (-0.987 1)
$R(CIB - CCI)_{t-4}$	-0.126 1 *** (-2.938 1)	-0.312 7 (-0.553 6)
$R(SHCI)_{t-1}$	0.006 5 (0.849 4)	-0.028 2 (-0.426 7)
$R(SHCI)_{t-2}$	0.002 9 (0.373 6)	-0.084 5 (-1.271 5)
$R(SHCI)_{t-3}$	0.007 6 (1.001 7)	0.008 0 (0.120 1)
$R(SHCI)_{t-4}$	-0.016 5 ** (-2.158 8)	0.048 1 (0.724 9)
$Q^2(1)$	2.794 4 ***	2.447 7 ***
对数似然值	-65.707 3	-603.787

注:①**、*** 分别代表在 5% 和 1% 显著性水平下拒绝原假设; ②括号内是 t 统计量; ③ $Q^2(1)$ 代表均值方程残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量; ④ $R(CIB - CCI)_t$ 表示汇市收益率, $R(SHCI)_t$ 表示股市收益率。

对于汇市而言,结果显示:① a_{11} 和 g_{11} 均在 1% 水平下显著,说明汇市收益率的波动受到自身滞后一期的残差以及条件方差的影响较大,即其波动存在聚集性,滞后一期大的扰动和波动会使当期的波动变大。 d_{11} 在 1% 水平下显著,说明汇市收益率的波动对于自身滞后一期负冲击具有非对称效应:汇市受到自身滞后一期负冲击比受到自身滞后一期正冲击产生更大的波动。② a_{12} 和 g_{12} 在 1% 水平下显著,说明股市对于汇市存在 ARCH 和 GARCH 型波动溢出效应。 d_{12} 在统计意义上不显著,说明汇市收益率的条件方差对于股市滞后一期负冲击不具有非对称效应。③汇市条件方差方程中 GARCH 效应系数的平方和($g_{11}^2 + g_{12}^2 = 0.898 8$) 接近于 1,说明汇市波动具有持久性。

对于股市而言,结果显示:① a_{22} 在 1% 水平下显著,而 g_{22} 在统计意义上不显著,说明股市收益率的波动主要受到自身滞后一期残差的影响较大,即滞后一期大的扰动会使当期的波动变大,波动存在聚集性,但滞后一期大的波动不会使当期的波动变大,并且股市自身的冲击不会对其波动产生持久性的影响。 d_{22} 在统计意义上不显著,说明股市收益率的波动对于自身滞后一期负冲击不具有非对称效应。② a_{21} 和 g_{21} 在统计意义上均不显著,说明汇市对于股市不存在波动溢出效应。 d_{21} 在统计意义上不显著,说明股市收益率的条件方

差对于汇市滞后一期负冲击不具有非对称效应。

2.3 实证结果分析

本文按照上证综合指数的走势将 2005 年 7 月 22 日至 2008 年 10 月 28 日的整个样本区间划分为牛市和熊市两个样本子区间,采用样本子区间内的兴业银行人民币综合汇率指数和上证综合指数对数收益率的日数据,通过两变量 VAR(p)-BVGJR-GARCH(1,1)-BEKK 模型实证分析了汇改后不同市态下中国汇市和股市的波动特性以及汇市股市之间均值、波动和非对称性溢出效应的异化现象。

表 6 示了汇改后不同市态下中国汇市和股市条件方差的 ARCH、GARCH 效应、非对称性、集聚性和持久性等特性的情况。结果表明:1) 牛市时期,汇市和股市条件方差都存在 ARCH、GARCH 效应、非对称性、集聚性和持久性等特性。2) 熊市时期,汇市条件方差存在 ARCH、GARCH 效应、非对称性、集聚性和持久性等特性。而股市条件方差只存在 ARCH 效应和集聚性,不存在 GARCH 效应和非对称性,其波动持久性较弱(这与祖垒等人的结论一致^[26])。

表 7 给出了汇改后不同市态下中国汇市与股市间的均值溢出效应的差异。结果表明:1) 牛市时期,汇市与股市相互间不存在均值溢出效应。2) 熊市时期,汇市与股市间只存在股市对汇市的单向均值溢出效应。

表 5 BVGJR-GARCH-BEKK 模型参数估计结果(熊市时期:2007 年 10 月 17 日—2008 年 10 月 28 日)

Table 5 Estimation results of BVGJR-GARCH-BEKK model (bear market: 2007 - 10 - 17 ~ 2008 - 10 - 28)

待估矩阵	矩阵参数	
$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$	- 0.178 5(- 1.241 9) 0	- 4.468 6(- 0.008 0) 19.432 5(0.041 8)
$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$	0.179 1 ^{***} (32.515 2) 0.516 8(0.259 4)	0.012 3 ^{***} (120.277 6) 0.296 3 ^{***} (4.428 3)
$G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$	0.948 0 ^{***} (460.048 3) - 1.675 4(- 0.364 9)	0.008 6 ^{***} (13.605 4) 0.551 4(0.614 5)
$D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}$	0.475 7 ^{***} (13.560 7) - 0.112 2(- 0.051 4)	0.000 1(0.004 9) 0.000 0(0.003 3)
对数似然值	- 1 784.449 6	
标准化残差项 u_t 的 ARCH 效应检验		
	汇市收益率	股市收益率
$Q^2(15)$	10.894 0	5.905 2

注:①^{***} 代表在 1% 显著性水平下拒绝原假设; ② 括号内是 t 统计量; ③ $Q^2(15)$ 代表均值方程标准化残差项平方的 Ljung-Box Q 统计量.

表 6 条件方差性质的比较

Table 6 Comparison of properties of conditional variances

条件方差性质的比较		牛市	熊市
汇市条件方差	ARCH 效应	存在	存在
	GARCH 效应	存在	存在
	非对称性	存在	存在
	集聚性	存在	存在
	持久性	存在	存在
股市条件方差	ARCH 效应	存在	存在
	GARCH 效应	存在	不存在
	非对称性	存在	不存在
	集聚性	存在	存在
	持久性	存在	弱

表 7 均值溢出效应差异比较

Table 7 Difference comparison of return spillover effects

均值溢出效应	牛市	熊市
股市对汇市的均值溢出效应	不存在	存在
汇市对股市的均值溢出效应	不存在	不存在

表 8 波动溢出效应差异比较

Table 8 Difference comparison of volatility spillover effects

波动溢出效应	牛市	熊市
股市对汇市的波动溢出效应	ARCH 和 GARCH 型	
汇市对股市的波动溢出效应	GARCH 型 不存在	
非对称性	汇市条件方差对于股市滞后一期负冲击具有非对称效应 股市条件方差对于汇市滞后一期负冲击具有非对称效应	汇市条件方差对于股市滞后一期负冲击不具有非对称效应 股市条件方差对于汇市滞后一期负冲击不具有非对称效应

表 8 给出了汇改后不同市态下中国汇市与股市之间波动和非对称性溢出效应的差异. 结果表明: 1) 牛市时期, 汇市和股市之间存在显著的双向波动溢出效应, 且两个市场中一个市场的条件方差对另一个市场负冲击均存在非对称效应. 这表明, 在股市的牛市阶段, 外汇市场与股票市场的联系比较紧密. 2) 熊市时期, 汇市与股市间只存在股市对汇市的单向波动溢出效应. 两个市场中一个市场的条件方差对另一个市场负冲击均不存在非对称效应. 这表明, 在股市的熊市阶段, 外汇市场与股票市场的联系程度就变小了.

3 结束语

本文的实证结果发现: 汇改后, 牛市和熊市中的中国汇市与股市间溢出效应存在着显著差异. 牛市时期, 汇市和股市的条件方差对自身负冲击都具有非对称性, 汇市与股市间不存在均值溢出效应, 但两个市场间存在显著的双向波动溢出效应, 且两个市场中一个市场的条件方差对另一个市场负冲击均存在非对称效应. 而熊市时期, 只有汇市的条件方差对自身负冲击具有非对称性, 汇市与股市间只存在股市对汇市单向的均值和波动溢出效应, 且两个市场中一个市场的条件方差对另一个市场负冲击均不存在非对称效应. 此实证分析获得的结论较客观的反映了目前中国汇市与股市间影响的实际情况. 必须指出的是, 如果将牛、熊市的样本放在一起讨论则很可能遗漏一些重要发现. 因此, 根据市场走势划分研究时期有助于发现不同市场态势下的中国汇市和股市间的溢出效应.

本文的分析表明, 在中国股市经历股权分置

改革以后, 中国股市的流通市值迅速增加, 资本的进出更加自由, 而随后人民币汇率制度的改革, 则是终结了人民币长期以来以盯住美元为目标的汇率制度, 使得人民币能够在一定程度上根据实际的贸易情况和货币供求来波动, 这大大提高了外汇市场的活力, 而人民币的不断稳步升值, 更大大提高了汇市对于国际国内资本的吸引. 对于中国的金融市场监管者来说, 需要密切关注汇市与股市间存在的这种波动联动效应, 尤其是在中国股市处在较明显的牛市行情中时, 两个市场的联动程度较高, 首先需要警惕汇市的动向, 一旦汇市出现大的波动, 就需要引起重视, 对于流动的资金进行关注, 避免其对股市产生巨大的非预期影响. 另一方面, 又要防止热钱集体套现而对汇市造成的冲击, 导致人民币汇率过度波动, 对经济造成危害. 对于投资者来说, 应该密切关注汇市的波动对于股市的指导意义, 同时控制投资风险.

值得注意的是, 股市对于汇市无论在牛市还是熊市都存在波动溢出效应, 除了单纯考虑外资热钱的影响以外, 也说明中国的股改和全流通时代背景下, 企业在资本市场融资变得更加方便, 也更扩大了对外贸易的规模, 结售汇制度自然导致了对汇市的影响.

目前, 由于中国的股票市场尚不存在做空机制(股指期货除外), 因此汇市与股市间较强的波动聚集和联动效应主要在股市处于较明显的上升行情中时才会出现. 随着中国资本市场的逐渐发展以及全球化, 在不久的将来, 当中国的有价证券价格下跌也能盈利时, 汇市与股市间的波动联动关系会更加强烈, 对监管者和投资者来说需要更强的风险识别和控制能力.

参考文献:

- [1] Ajayi R A, Mougoue M. On the dynamic relation between stock prices and exchange rates [J]. *The Journal of Financial Research*, 1996, 41(4): 193-207.
- [2] Abdalla I S A, Murinde V. Exchange rate and stock price interactions in emerging markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines [J]. *Applied Financial Economics*, 1997, 7(1): 25-35.
- [3] Granger C W J, Huang B N, Yang C W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from the recent Asia flu [J]. *The Quarterly Reviews of Economics and Finance*, 2000, 40(3): 337-354.

- [4] Kanas A. Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: International evidence [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2000, 27(3-4): 447-467.
- [5] Yang S Y, Doong S C. Prices and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: Empirical evidence from the G-7 countries [J]. *International Journal of Business and Economics*, 2004, 3(2): 139-153.
- [6] Doong S C, Yang S Y. Response asymmetries in Asian stock markets [J]. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 2005, 8(4): 637-657.
- [7] Mishra A K, Swain N, Malhotra D K. Volatility spillover between stock and foreign exchange markets: Indian evidence [J]. *International Journal of Business*, 2007, 12(3): 343-359.
- [8] Pan M S, Robert C W F, Liu Y A. Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2007, 16(4): 503-520.
- [9] Wei C C. Multivariate GARCH modeling analysis of unexpected U. S. D, Yen and Euro-dollar to remimibi volatility spillover to stock markets [J]. *Economics Bulletin*, 2008, 3(64): 1-15.
- [10] Morales L D. Volatility spillovers between equity and currency markets: Evidence from major Latin American countries [J]. *Latin American Journal of Economics*, 2008, 45(132): 185-215.
- [11] Yau H Y, Nieh C C. Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan [J]. *Japan and the World Economy*, 2009, 21(3): 292-300.
- [12] Zhao H. Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China [J]. *Research in International Business and Finance*, 2010, 24(2): 103-112.
- [13] 张兵, 封思贤, 李心丹, 等. 汇率与股价变动关系——基于汇改后数据的实证研究 [J]. *经济研究*, 2008, (9): 70-81. Zhang Bing, Feng Sixian, Li Xindan, et al. Exchange rates and stock prices interactions in China: An empirical study after 2005 exchange rate reform [J]. *Economic Research*, 2008, (9): 70-81. (in Chinese)
- [14] 邓 燊, 杨朝军. 汇率制度改革后中国股市与汇市关系——人民币名义汇率与上证指数的实证研究 [J]. *金融研究*, 2008, (1): 29-41. Deng Shen, Yang Chaojun. An empirical study on the relationship between stock price and exchange rate in China: An empirical research based on RMB nominal exchange rate and the Shanghai Composite Index [J]. *Journal of Financial Research*, 2008, (1): 29-41. (in Chinese)
- [15] 朱新蓉, 朱振元. 人民币汇率波动与中国股票价格报酬之间的相关性——基于 2005 年至 2007 年的实证分析 [J]. *金融研究*, 2008, (11): 99-107. Zhu Xinrong, Zhu Zhenyuan. On the correlation between RMB exchange volatility and stock price returns: An empirical research based on the data from 2005 to 2007 [J]. *Journal of Financial Research*, 2008, (11): 99-107. (in Chinese)
- [16] 陈国进, 许德学, 陈 娟. 我国股票市场和外汇市场波动溢出效应分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, (12): 109-119. Chen Guojin, Xu Dexue, Chen Juan. The volatility spillover effect between the Chinese stock market and the foreign exchange market [J]. *Quantitative & Technica Economics*, 2009, (12): 109-119. (in Chinese)
- [17] 陈 云, 陈浪南, 林鲁东. 人民币汇率与股票市场波动溢出效应研究 [J]. *管理科学*, 2009, 22(3): 104-112. Chen Yun, Chen Langnan, Lin Ludong. Volatility spillover effects between RMB exchange rate and stock market [J]. *Journal of Management Sciences*, 2009, 22(3): 104-112. (in Chinese)
- [18] 王斌会, 郑 辉, 陈金飞. 中国股市、汇市和债市间溢出效应的实证研究 [J]. *暨南学报(哲学社会科学版)*, 2010, (4): 37-45. Wang Binhui, Zheng Hui, Chen Jinfei. Empirical research on spillover effect among the stock, currency and bond market of China [J]. *Journal of Jinan University (Philosophy & Social Science Edition)*, 2010, (4): 37-45. (in Chinese)
- [19] 李 成, 马文涛, 王 彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, (6): 3-19. Li Cheng, Ma Wentao, Wang Bin. Research on spillover effect within financial markets: A analysis based on four-variable VAR-GARCH(1,1)-BEKK model [J]. *Quantitative & Technica Economics*, 2010, (6): 3-19. (in Chinese)
- [20] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1645-1680.
- [21] 陆凤彬, 洪永森. 时变信息溢出检验及其在金融市场中的应用 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(4): 31-39.

- Lu Fengbin, Hong Yongmiao. Time-varying information spillover and their application to financial markets [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(4): 31–39. (in Chinese)
- [22] 李小平, 冯芸, 吴冲峰. 金融危机前后的汇率波动特征 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(4): 40–49.
Li Xiaoping, Feng Yun, Wu Chongfeng. The characteristics of exchange rate volatility before and after the financial crisis [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(4): 40–49. (in Chinese)
- [23] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stock [J]. *Journal of Finance*, 1993, 48(5): 1779–1801.
- [24] Kroner K, Ng V. Modeling asymmetric co-movements of asset returns [J]. *The Review of Financial Studies*, 1998, 11(4): 817–844.
- [25] Engle R F, Kroner K F. Multivariate simultaneous generalized ARCH [J]. *Econometric Theory*, 1995, 11(1): 122–150.
- [26] 祖垒, 崔志伟, 李自然, 等. 上证指数波动持久性在牛熊市的差异 [J]. *中国管理科学*, 2011, 19(2): 57–62.
Zu Lei, Cui Zhiwei, Li Ziran, et al. The volatility of Shanghai composite index between bull and bear markets [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2011, 19(2): 57–62. (in Chinese)

Dissimilation of spillovers effects between the foreign exchange market and the stock market in different market states after the 2005 exchange rate reform

WANG Dong-hua¹, WANG Chen²

1. School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China;
2. Viterbi School of Engineering, University of Southern California, Los Angeles, CA 90089, USA

Abstract: In this paper, the whole sample period from 22 July 2005 to 28 October 2008 is divided into two periods one is the bull market period and the other is the bear market period. Using the daily log return of the CIB-CNY Composite Index and the Shanghai Composite Index in both the bull and bear markets, we empirically analyze the dissimilation of spillovers effects between the foreign exchange market and the Chinese stock market in different market states after the 2005 exchange rate reform with VAR-BVGJR-GARCH-BEKK model. The empirical results demonstrate that distinct differences exist in the spillovers effects between the foreign exchange market and the Chinese stock market in the bull and bear markets. In the bull market, there is the response of the market to its own past negative shocks for the two financial markets. At the same time, there are not significantly mutual mean spillovers effects within the two financial markets, whereas there are remarkably bidirectional volatility spillovers effects between the two markets, and there is the response of the one market to the negative shocks of other market. However, in the bear market, we find evidence of unidirectional mean and volatility spillovers from the Chinese stock market to the foreign exchange market, and there is only the response of the market to its own past negative shocks for the foreign exchange market, but there is not the response of the one market to the negative shocks of the other market.

Key words: bull market; bear market; foreign exchange-stock market; spillovers effects; BVGJR-GARCH-BEKK model