

人民币汇率与中美股市之间的信息溢出效应

——基于内生结构突变的实证研究

陈 云^{*}

摘要: 人民币汇率形成机制改革后,人民币/美元汇率与中美两国股市之间的信息溢出发生了变化,而金融危机的冲击使这种信息溢出效应更为复杂。本文基于 2005 年 7 月 22 日-2012 年 7 月 30 日人民币/美元汇率及中美两国股市的数据,采用内生结构突变的 ZA 单位根检验和 GH 协整检验,实证研究了人民币/美元汇率与中美股市之间的信息溢出,结果表明存在人民币/美元汇率、美国股市到中国股市的长期信息溢出,但该溢出效应在金融危机全面爆发之际发生了结构突变。此外,成对 Granger 因果检验还发现了人民币/美元汇率与中美两国股市之间存在短期信息溢出。

关键词: 汇率 股市 结构突变 信息溢出效应

一、引言

伴随着经济一体化和全球化的加深,国际金融市场迅速发展起来。与此同时,信息通讯技术的发展和各国金融管制的逐步放松,金融自由化和全球化也进一步加强。在这一背景下,各国金融市场之间的联系日益紧密,不同金融市场之间的资本流动和信息传递机制也逐步加强。国际金融市场之间的信息传递主要通过市场的协同运动表现出来,一个金融市场的价格运动可能扩散到另一个金融市场,引起另一个金融市场的价格运动,从而使不同金融市场之间的联动性增强,这就是金融市场之间的信息溢出效应。汇市和股市作为重要的国际金融子市场,相互之间的信息溢出效应会加剧国际金融市场风险的传染和全球蔓延,也使得投资者的风险管理和政府的金融监管面临更大的挑战 and 不确定性。因此,研究汇市和股市之间的信息溢出效应具有重要的应用价值和实践意义。

就中国而言,由于人民币汇率长期盯住美元,资本市场发展滞后且相对封闭,汇市与股市之间的联系不够紧密。然而,自 2005 年 7 月 21 日人民币汇率形成机制改革,我国开始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。改革之后,人民币汇率的弹性明显增强,日波幅限制放宽。与此同时,股权分置改革为我国证券市场放松了管制和束缚,我国资本市场也逐步对外开放,资本的跨国运动不断增加。更加灵活的汇率制度和更加开放的资本环境,使得国内外金融市场之间的联系愈发紧密,中外股市与汇市之间的关系也发生了变化。另一方面,2007 年美国次贷危机引发全球金融危机,对全球金融市场产生了巨大的冲击,这也使中外股市与汇市之间的关系变得更为复杂。在此背景下,深入研究中外股市与汇市之间的信息溢出效应具有重要的现实意义。

鉴于美国的国际金融中心地位以及美元在我国外汇体系中的特殊地位,本文实证研究了人民币/美元汇率与中美两国股市之间的信息溢出效应,从而能较好地把握中美股市与汇市之间的相互关系,以为政府当

^{*} 陈云,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:anna_chenyun@126.com。

本文的研究得到 2011 年国家社科基金青年项目“人民币汇率、资产价格波动与宏观经济稳定研究”(编号:11CJY098)、2009 年国家社科基金青年项目“PPI 和 CPI 传导机制分析及其实证研究”(编号:09CJY013)、2012 年国家自然科学基金项目“农产品期货市场波动率的预测以及预测精度评价研究”(编号:71203067)、广东省社科青年项目“珠三角中小外贸企业融资问题及金融危机下的应对举措”(编号:09E-02)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,但文责自负。

局应对外来冲击、稳定宏观经济提供政策建议,也为微观主体的投资决策和风险管理行为提供参考。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分为国内外相关文献述评,第三部分为变量、数据和实证分析,第四部分为研究结论和政策启示。

二、国内外相关研究文献述评

关于汇市与股市之间的关系,已有大量的研究文献。20世纪70年代,西方经济发达国家纷纷采用浮动汇率制,汇率与股市的关系也成为经济学界探讨的热点问题。传统的理论观点分为两类:其一是流量导向模型,认为汇率波动通过贸易渠道影响股价(Dornbusch and Fisher,1980)。其二是股票导向模型,认为股价波动通过投资组合调整和资本流动进而影响汇率(Boyer,1977)。

基于上述理论,众多学者对股价与汇率的相互关系展开了实证研究。早期的研究主要集中于美国,如Bahamani-Oskooee和Sohrabian(1992)运用协整检验和格兰杰因果检验研究了美元汇率与美国股价之间的关系。随后,关于汇率和股市关系的研究扩展到其他工业国家和发展中国家(地区),如Ajayi和Mougoue(1996)研究了八个发达国家汇市与股市之间的格兰杰因果关系,Nieh和Lee(2001)研究了G-7国家汇率与股价之间的长期和短期关系。亚洲金融危机之后,东亚等国(地区)的汇率和股价之间的关系引起了学界和业界的广泛关注,如Abdalla和Murinde(1997)研究了四个亚洲新兴市场国家汇率与股价之间的格兰杰因果联系,Granger、Huang和Yang(2000)研究了亚洲九个市场汇市与股市的引导关系,Yau和Nieh(2006)研究了中国台湾、日本两个市场的股市与双边汇率之间的关系,Pan、Fok和Liu(2007)研究了七个东亚国家(地区)汇率与股价之间的格兰杰因果联系,Lin(2012)运用Pesaran(2001)的边限协整检验研究了六个亚洲国家(地区)汇率与股价之间的长期协整关系和短期因果联系。

由于人民币汇率在较长时期内保持对美元的盯住,波动极小,因此研究人民币汇率与股市关系的文献相对比较欠缺。理论研究方面,主要是探讨人民币汇率波动对股票市场可能产生的影响,如孙建平(2004)。实证研究方面,主要是探讨人民币汇率与股价(或股市收益率)之间的线性关系,如张碧琼和李越(2002)较早从实证角度探讨人民币汇率与我国沪深港股市之间的关系;邓桢和杨朝军(2007)研究了汇改后中国股市与汇市之间的协整关系;吕江林、李明生和石劲(2007)基于汇改前后各股票市场数据,考察了人民币升值对中国股市收益率和波动率的影响;张兵、封思贤、李心丹和汪慧建(2008)基于汇改后的数据,分析了人民币汇率与股价之间的长期均衡关系。此外,部分学者探讨了人民币汇率与我国股市之间的非线性关系,如陈云、陈浪南和林鲁东(2009)采用BVGARCH-BEKK模型,研究了汇改前后人民币汇率与我国股市的波动溢出效应;巴曙松和严敏(2009)运用多元EGARCH模型分析了我国股市与汇市之间的价格溢出和波动溢出效应;赵华(2010)运用VECM-MGARCH模型考察了人民币汇率与牛熊股市之间的动态关系。

已有文献大多是探讨汇率与一国股市之间的关系,综合考虑两国股市及双边汇率三者之间关系的研究还比较欠缺,专门针对人民币/美元汇率与中美两国股市之间关系的文献也鲜有见到。此外,既有文献大多采用传统的协整检验来判别汇率与股市之间的关系,没有考虑到外部冲击可能产生的结构突变影响,从而实证结果的可靠性有待进一步检验。

鉴于此,本文实证研究了人民币/美元汇率与中美两国股市之间的关系,并试图从以下几个方面完善现有研究的不足:其一,考虑到2005年7月21日人民币汇率形成机制改革后,人民币/美元汇率真正实现有管理的浮动,汇率与股市之间的关系更加紧密,本文选取汇改后的数据加以分析。其二,考虑到实证检验对样本观测值的数量以及数据频度的要求,本文选择2005年7月22日-2012年7月30日的日交易数据作为研究样本,样本期较长,数据频度较高;另外,在数据处理过程中,也充分考虑了中美两国市场交易的非同步性所带来的影响,从而能更好地捕捉人民币/美元汇率与两国股市之间的关系。其三,考虑到时间序列的结构突变可能会导致传统单位根和协整检验失效,本文选择更为合适的计量方法——内生结构突变的单位根检验和协整检验,从而使得实证研究结果更为稳健可靠。

三、变量、数据和实证分析

(一) 变量和数据说明

本文考察人民币/美元汇率与中美两国股市之间的相互关系,涉及的变量为人民币/美元汇率以及两国的股价指数。分别选取上证综合指数(SS)和美国道琼斯工业平均指数(DJ)作为中美两国股价指数的代表,

同时选择人民币兑美元名义汇率(NER)作为人民币/美元汇率的代表。

从现实交易来看,中美两国股市交易存在不同步性。其一,中美两国的节假日有所不同,从而两国的交易日期不同步,我国市场的一些交易日可能不是美国市场的交易日,同样美国市场的一些交易日可能也不是我国市场的交易日。其二,由于两国市场处于地球的东西半球,存在时差,且每日的交易时间有限,从而两国的开市时间不重合。中国股市的交易时间为周一至周五北京时间上午9:30-11:30,下午13:00-15:00;美国股市的交易时间为周一至周五美国东部时间上午9:30-下午16:00,由于美国每年4月到11月初采用夏令时,11月初到4月初采用冬令时,换算成北京时间,美股夏令交易时间为晚上21:30-清晨3:30,冬令交易时间为晚上22:30-清晨4:30。

为更好地反映人民币/美元汇率与中美两国股市之间的相互关系,本文选择日数据进行分析。考虑到人民币汇率形成机制改革的影响,本文研究的样本区间为2005年7月22日-2012年7月30日。考虑到两国股市交易不同步,本文同时选取开盘价和收盘价加以分析,上证综指每日开盘价(SSOP)和收盘价(SSCL)、道琼斯工业平均指数每日开盘价(DJOP)和收盘价(DJCL)的原始数据均来源于雅虎财经^①。人民币/美元汇率选取外汇市场人民币兑美元中间价,原始数据来源于外汇管理局网站^②。考虑到两国节假日休市时间不同,删去不同市场交易日期不重合的数据,得到中美两国股市开盘价、收盘价、人民币汇率6个序列均可获得的完整数据,共1639组观察值。中美两国股市行情及人民币兑美元中间价走势如下图1-3。

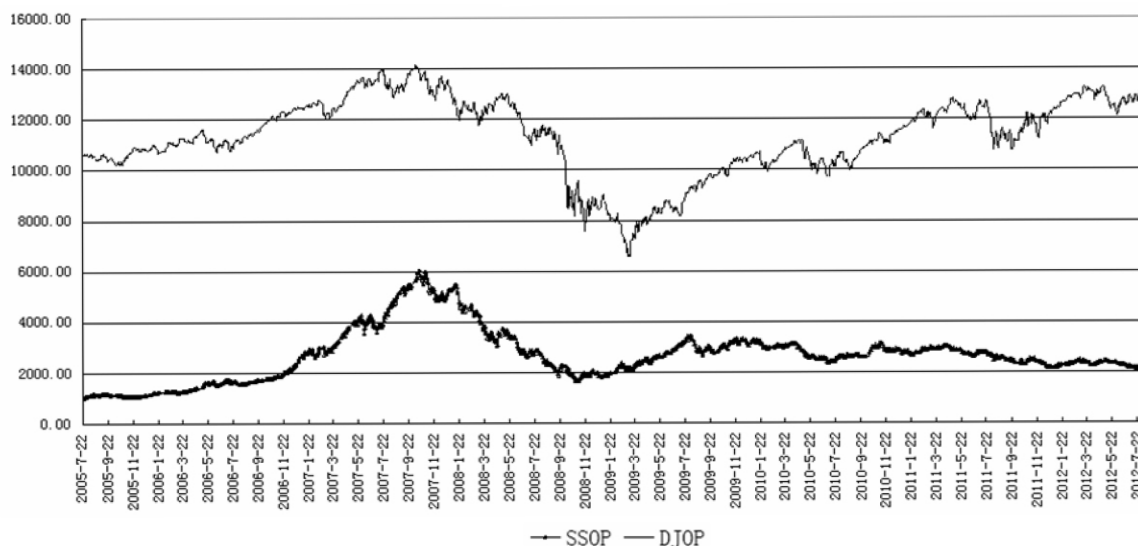


图1 上证综指和道琼斯工业平均指数每日开盘价



图2 上证综指和道琼斯工业平均指数每日收盘价

①网址: <http://finance.yahoo.com/>。

②网址: <http://www.safe.gov.cn/>。

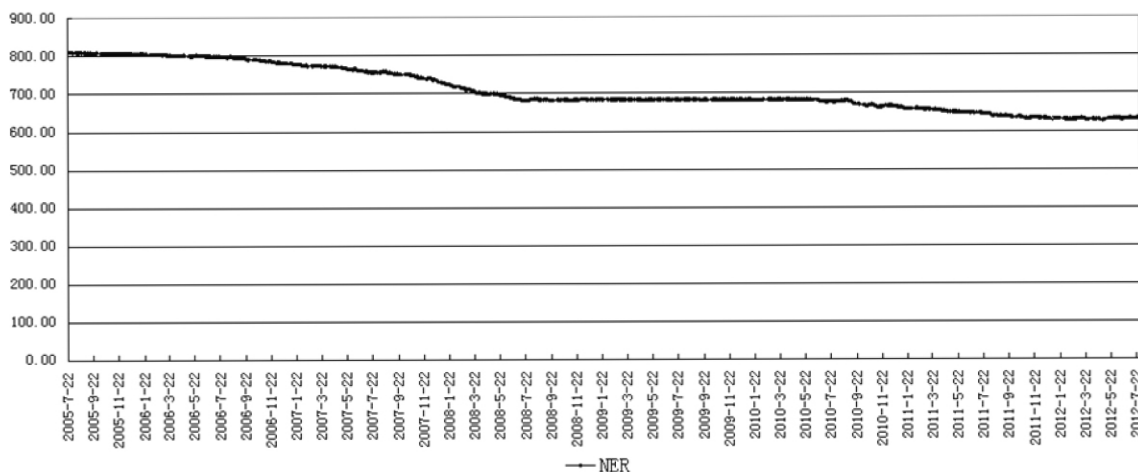


图3 外汇市场人民币兑美元中间价

(二) 结构突变的单位根检验——ZA 检验

本文将人民币兑美元中间价、上证综指每日开盘价和收盘价、道琼斯工业平均指数每日开盘价和收盘价分别取对数,得到五个序列:人民币/美元汇率($\lnner$)、上证综指开盘价($\lnssop$)和收盘价($\lnsscl$)、道琼斯工业平均指数开盘价($\ln djop$)和收盘价($\ln djcl$),作为实证研究的变量。

由于宏观经济变量大多是非平稳的,而基于非平稳序列建立的计量模型容易导致“伪回归”。因此,在构建计量模型进行深入的实证分析之前,首先要对变量序列进行平稳性检验,即单位根检验。最常见的单位根检验方法包括 ADF 检验(Dickey and Fuller, 1979)和 PP 检验(Phillips and Perron, 1988)等。这类传统的线性的单位根检验方法暗含了一个假设前提,即数据生成过程(DGP)不存在结构突变。然而,现实经济中制度变迁、宏观经济政策变化、金融危机等产生剧烈的外生冲击,可能导致变量序列的数据生成过程发生结构突变,如果不考虑这种结构突变,用传统的单位根检验,容易把一个带有结构突变(包括水平值突变和趋势突变)的退势平稳过程误判为随机趋势非平稳过程。

为弥补传统单位根检验的不足,Perron (1989)开创性地提出了结构突变的单位根检验。但 Perron 的研究对于结构突变点的选择,是依据事先掌握的信息以及对变量序列进行数据挖掘,即假定结构突变点是已知(外生)的,这有可能导致单位根检验对原假设的过度拒绝。随后,Zivot 和 Andrews (1992),Banerjee、Lumsdaine 和 Stock (1992),Perron (1997)等提出结构突变的单位根检验——ZA 检验方法。该方法摒弃了结构突变点外生的先验假定,将结构突变点内生,让数据序列本身找出其结构突变点。根据结构突变的形式不同,ZA 检验有如下三种模型:

模型 A: 时间序列的水平值发生结构突变

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma t + \delta DU_t(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

模型 B: 时间序列的趋势发生结构突变

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma t + \varphi DT_t^*(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型 C: 时间序列的水平值和趋势均发生结构突变

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma t + \delta DU_t(\lambda) + \varphi DT_t^*(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 DU_t 和 DT_t^* 为虚拟变量,分别代表发生水平值突变和趋势突变时所对应的结构突变点。

$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & t > T\lambda (t = 1, \dots, T) \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ $DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda (t = 1, \dots, T) \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ $\lambda = \frac{T_B}{T}$ T_B 为可能的结构突变点。 k 代表滞后阶数。

本文首先对汇率和股指序列进行传统的 ADF 和 PP 单位根检验,检验结果如表 1。检验结果表明:除人民币/美元汇率($\lnner$)为平稳序列之外,上证综指开盘价($\lnssop$)和收盘价($\lnsscl$)、道琼斯工业平均指数开盘价($\ln djop$)和收盘价($\ln djcl$)均为一阶单整序列 $I(1)$ 。

考虑到金融危机等外部冲击的影响可能导致数据生成过程发生结构突变,为更准确地判别上述变量的平稳性,此处进一步采用结构突变的单位根检验——ZA 检验。利用 Eviews6.0 软件编程,得到 ZA 单位根检验结果如表 2。检验结果表明,上述变量序列均不能拒绝单位根的原假设,也即,人民币 / 美元汇率(*lnner*)、上证综指开盘价(*lnssop*)和收盘价(*lnsscl*)、道琼斯工业平均指数开盘价(*lndjop*)和收盘价(*lndjcl*)均为一阶单整序列 $I(1)$ 。

表 1 人民币 / 美元汇率及中美两国股指的 ADF、PP 单位根检验结果

变量	(<i>c</i> $\neq$ <i>k</i>)	ADF	Prob.	(<i>c</i> $\neq$ <i>b</i>)	PP	Prob.
<i>lnner</i>	(0 0 0)	-7.4174*	0.0000	(0 0 12)	-6.5535*	0.0000
<i>lnssop</i>	(<i>c</i> $\neq$ 1)	-1.6164	0.7865	(<i>c</i> 0 5)	-2.3298	0.1627
Δ <i>lnssop</i>	(<i>c</i> $\neq$ 0)	-44.1549*	0.0000	(<i>c</i> $\neq$ 5)	-44.0991*	0.0000
<i>lnsscl</i>	(<i>c</i> $\neq$ 0)	-1.6145	0.7872	(<i>c</i> $\neq$ 7)	-1.6236	0.7836
Δ <i>lnsscl</i>	(<i>c</i> $\neq$ 0)	-41.8638*	0.0000	(<i>c</i> $\neq$ 8)	-41.8426*	0.0000
<i>lndjop</i>	(0 0 1)	0.3866	0.7955	(<i>c</i> 0 13)	-1.5238	0.5214
Δ <i>lndjop</i>	(0 0 0)	-44.6111*	0.0000	(0 0 13)	-44.8978*	0.0001
<i>lndjcl</i>	(0 0 2)	0.4169	0.8031	(<i>c</i> 0 15)	-1.5486	0.5087
Δ <i>lndjcl</i>	(0 0 1)	-32.5878*	0.0000	(0 0 15)	-45.2698*	0.0001

注:(*c*,*t*,*k*)为 ADF 单位根检验形式,其中 *c* 表示漂移项,*t* 表示趋势项,具体检验形式中是否包含趋势项和漂移项,根据其系数估计值的显著性选择,*k* 表示 ADF 单位根检验中根据 SIC 准则选取的滞后项。(*c*,*t*,*b*) 为 PP 单位根检验形式,其中 *c* 表示漂移项,*t* 表示趋势项,具体检验形式中是否包含趋势项和漂移项,根据其系数估计值的显著性选择,*b* 表示 Newey - west 带宽。
* 表示显著性水平 1% 下拒绝单位根序列的原假设。

表 2 人民币 / 美元汇率及中美两国股指的 ZA 单位根检验结果

变量	检验模型	检验统计量	滞后阶数	结构突变点
<i>lnner</i>	模型 C	-4.5906	1	2007 - 12 - 7
<i>lnssop</i>	模型 C	-4.1130	4	2008 - 1 - 16
<i>lnsscl</i>	模型 C	-4.1032	4	2008 - 1 - 15
<i>lndjop</i>	模型 C	-4.7528	3	2008 - 9 - 2
<i>lndjcl</i>	模型 C	-4.7452	3	2008 - 9 - 16

注:模型 C 表示时间序列的水平值和趋势均发生了结构突变,具体检验形式的选择根据截距项、趋势项系数估计值的显著性判别。模型 C 中 ZA 检验统计量在 1%、5% 和 10% 显著性水平上的临界值分别为 -5.57、-5.08 和 -4.82 (Zivot and Andrews,1992)。

从以上检验表还可以得出各金融序列结构突变发生的时点。道琼斯工业平均指数的结构突变点发生在 2008 年 9 月,这与当时的国际金融形势相符:2008 年 9 月 15 日美国雷曼兄弟公司申请破产,自此美国金融危机急剧恶化,随之引发了全球金融海啸。

上证综指的结构突变点发生在 2008 年 1 月,这与我国股市、汇市及货币政策调整密切相关:2005 年 4 月 29 日股权分置改革试点宣告启动,此后,一系列股改措施相继出台;与此同时,2005 年 7 月 21 日人民币汇率形成机制改革开始启动。在股改和汇改的双重利好消息推动下,中国股市在 2005 年下半年迎来了一波大牛市行情,上证综指自 2005 年 7 月 22 日的 1 046.32 点一路上行,至 2007 年 10 月 16 日达到历史高点 6 124.04 点。而随后在金融危机蔓延、周边股市震荡以及国内宏观经济政策紧缩等国内外多重因素的影响下,中国股市大幅下跌。为抑制流动性过剩,2007 年中国人民银行先后 10 次上调存款准备金率,信贷收紧政策的累积效应也逐步显现,截至 2007 年 12 月末,M2 同比增速和贷款余额同比增速开始回落。2008 年 1 月存款准备金率又一次上调,这次的紧缩政策对市场资金面的影响开始发生方向性变化,投资者对股市的悲观情绪甚浓,上证综指也出现了结构突变。

人民币 / 美元汇率的结构突变发生在 2007 年 12 月,这也与我国经济、金融所面临的复杂环境密不可分:2005 年“7.21”汇改以来,一方面有来自国际社会的经济和政治压力,一方面有国内抑制通货膨胀、对抗巨额贸易顺差、调整产业结构的需要,人民币对美元持续快速升值,截至 2007 年底累计升值约 10%,仅 2007 年就升值 6.9%,远远超出了此前的市场预期。人民币的大幅升值对出口企业冲击很大:我国以中小企业为主的出口企业主要凭借价格优势立足国际市场,人民币升值极大地削弱了其价格竞争优势;而出口企业的结构调整、优化升级过程仍需时日,非价格竞争优势尚未建立;这就使得出口企业利润下降、订单减少,企业面临资金短缺困境。2007 年美国次贷危机引发全球金融危机,又进一步恶化了出口企业的外部环境,加之劳动力成本上升、出口退税率降低等不利因素,2007 年底中国多地遭遇中小出口企业倒闭风潮。在国内外不利的经济

金融形势之下,尽管人民币升值的趋势未改,但中央银行对人民币升值的态度已经发生了结构性变化,对外汇市场的干预程度也在逐步加大。2008年6月人民币实际上重回对美元的盯住,直至2010年6月19日人民币汇率形成机制改革重新启动。

(三) 结构突变的协整检验——GH 检验

针对一阶单整变量,一般通过协整检验来判别它们之间是否具备长期均衡关系。常用的协整检验方法有两种:Engle-Granger 两步协整检验法(Engle and Granger, 1987)和 Johansen 协整检验法(Johansen and Juselius, 1990)。前者是基于回归残差的 ADF 单位根检验,后者是在 VAR 模型基础上进行的似然比检验。然而,这类传统的协整检验方法存在一定的局限性,即对结构变化十分敏感。当变量序列的数据生成过程受到政策调整、金融危机等外部冲击时,这些冲击可能会改变经济变量间的均衡关系,从而使得传统的协整检验失效。

为了弥补这一缺陷, Gregory 和 Hansen (1996) 提出了结构突变的协整检验——GH 检验方法。该方法是在 Engle-Granger 两步协整检验法的基础上拓展而来,考虑了内生结构突变,检测结构突变点的具体位置,并检验变量之间是否存在协整关系。GH 检验的原假设是不存在协整关系,备择假设是存在带结构突变的协整关系。依据结构突变的形式不同, GH 检验有如下三种模型:

模型 1(C): 截距项发生结构突变

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\lambda) + \beta_1 X_t + e_t \quad (4)$$

模型 2(C/T): 包含时间趋势的截距项发生结构突变

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\lambda) + \gamma t + \beta_1 X_t + e_t \quad (5)$$

模型 3(C/S): 截距项和斜率项均发生结构突变

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\lambda) + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t(\lambda) + e_t \quad (6)$$

其中 y_t 为单变量, X_t 为多元向量, $D_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & t > T\lambda \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $\lambda = \frac{T_B}{T}$, T_B 为可能的结构突变点。

μ_1 和 μ_2 分别为结构突变前后的截距项, β_1 和 β_2 分别为结构突变前后的斜率系数。

GH 检验还提出了如下三个统计量:

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau) \quad Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau)$$

结合前述变量单位根检验结果,人民币/美元汇率及中美两国股指序列均存在结构突变,传统的协整检验不太适用。因此,本文选择结构突变的 GH 协整检验。

首先,选择上证综指和道琼斯工业平均指数的每日收盘价,分别分析美国股市和人民币/美元汇率对中国股市的影响,以及中国股市和人民币/美元汇率对美国股市的影响。进一步,考虑到中美股市交易的非同步性,分析美国股市收盘价和人民币/美元汇率对中国股市开盘价的影响,以及中国股市收盘价和人民币/美元汇率对美国股市开盘价的影响。检验结果如表 3 所示。

表 3 中美股指和双边汇率的 GH 协整检验结果

模型	ADF^*	T_B	Z_α^*	T_B	Z_t^*	T_B
方程 1: $\ln sscl = \alpha + \delta_1 \ln ner + \delta_2 \ln djcl + \varepsilon$						
C/S	-6.4478(7)	2008-10-21	-90.3465	2008-10-10	-6.8439	2008-10-10
方程 2: $\ln djcl = \alpha + \delta_1 \ln ner + \delta_2 \ln sscl + \varepsilon$						
C/S	-4.8209(3)	2008-10-30	-48.7927	2008-10-28	-5.0120	2008-10-28
方程 3: $\ln ssop = \alpha + \delta_1 \ln ner + \delta_2 \ln djcl + \varepsilon$						
C/S	-6.4141(8)	2008-10-21	-83.0065	2008-10-10	-6.5881	2008-10-10
方程 4: $\ln djop = \alpha + \delta_1 \ln ner + \delta_2 \ln sscl + \varepsilon$						
C/S	-4.8153(7)	2008-10-22	-44.8078	2008-10-29	-4.7895	2008-10-29

注:模型 C/S 表示截距项和斜率项均发生结构突变,具体检验模型的选择根据截距项、斜率项系数估计系数的显著性判别。检验模型为 C/S 且回归元(不包括截距项和趋势项)数目 $m=2$ 时, GH 协整检验的统计量 ADF^* 和 Z_t^* 在 1%、5% 和 10% 显著性水平下的临界值分别为 -5.97、-5.5、-5.23; Z_α^* 在 1%、5% 和 10% 显著性水平下的临界值分别为 -68.21、-58.33、-52.85 (Gregory and Hansen, 1996)。 T_B 为协整关系发生结构突变的时点。() 中的数值为 ADF 检验的滞后阶数。

当道琼斯工业平均指数收盘价和开盘价作为被解释变量时, GH 协整检验的三个检验统计量 ADF^* 、 Z_α^* 、 Z_t^* 均不显著,即美国股指、人民币/美元汇率和中国股指之间不存在带结构突变的协整关系,表明人民币/美元汇率和中国股市对美国股市不存在长期信息溢出效应。

当上证综指收盘价和开盘价作为被解释变量时, GH 协整检验的三个检验统计量 ADF^* 、 Z_α^* 、 Z_t^* 十分显著(显著性水平为 1%), 即中国股指、人民币/美元汇率与美国股指之间存在带结构突变的协整关系, 且结构突变的时点约为 2008 年 10 月。这表明人民币/美元汇率、美国股市对中国股市存在长期信息溢出, 但这一溢出效应在样本期内发生了结构突变。

为进一步分析结构突变前后人民币/美元汇率、美国股市对中国股市的信息溢出变化情况, 根据 GH 检验模型, 估计出协整方程式如下:

$$\begin{aligned} \ln sscl_t &= 15.74 - 54.91 D_t(\lambda) + \begin{pmatrix} -3.48 & 1.61 \\ (0.74) & (290.11) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lnner \\ \ln djcl \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 10.50 & -1.43 \\ (46.43) & (6.29) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lnner \\ \ln djcl \end{pmatrix} D_t(\lambda) \\ \ln ssop_t &= 15.79 - 53.35 D_t(\lambda) + \begin{pmatrix} -3.49 & 1.61 \\ (0.74) & (290.14) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lnner \\ \ln djcl \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9.80 & -1.21 \\ (46.44) & (6.29) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lnner \\ \ln djcl \end{pmatrix} D_t(\lambda) \end{aligned}$$

其中 $D_t(\lambda)$ 为结构突变虚拟变量, 括号中的数值为系数估计值的标准差。

从估计结果来看, 结构突变之前, 截距项和斜率项系数均是显著的, 人民币/美元汇率的系数为 $-3.49(-3.48)$, 美国股指的系数为 1.61。该结果进一步证实了人民币/美元汇率和美国股市对中国股市均存在显著的信息溢出, 且人民币/美元汇率的溢出效应高于美国股市的溢出效应。由于人民币汇率采用的是直接标价法, 该结果表明, 人民币对美元升值会引起中国股市上涨; 美国股市对中国股市的影响是正向的, 即美国股市上涨(下跌)会引起中国股市上涨(下跌)。而结构突变之后, 截距项和斜率项系数均不显著, 即人民币/美元汇率、美国股市对中国股市的信息溢出效应不明显。

以上实证结果与现实经济情况相吻合, 2005 年人民币汇率形成机制改革和一系列股改措施的出台, 极大地推动了中国股市的市场化进程, 也加强了我国股市与汇市以及国外金融市场之间的联系。人民币/美元汇率的变化通过资本和贸易渠道对中国股市产生显著影响, 而美国作为国际金融中心, 其股市行情的波动也对中国股市产生明显的影响。然而, 由于中国股市制度建设目前尚不完善, 股市非理性扩容、内幕交易盛行、市场过度投机, 极大地损害了股市的正常发展, 加之中国改革进入深水区, 经济呈现下滑趋势, 投资者悲观情绪甚浓。2008 年 9 月美国次贷危机引发全球金融海啸, 使得中国所面临的外部环境进一步恶化。在不利的国内外经济金融形势之下, 中国股市遭受重创, 持续低迷, 人民币/美元汇率、美国股市对中国股市的信息溢出机制完全被破坏。

(四) Granger 因果检验

为进一步考察人民币/美元汇率与两国股市之间的短期信息溢出效应, 即短期价格引导关系, 本文选择成对序列的 Granger 因果检验加以判别, 检验结果如表 4 所示。

表 4 中美汇率、两国股指成对序列 Granger 因果检验结果

原假设 H_0	滞后阶数	F 统计量	P 值
$\ln sscl$ 不是 $\lnner$ 的 Granger 原因	1	23.7930*	0.0000
$\lnner$ 不是 $\ln sscl$ 的 Granger 原因	4	4.1039*	0.0026
$\ln djcl$ 不是 $\lnner$ 的 Granger 原因	1	27.6974*	0.0000
$\lnner$ 不是 $\ln djcl$ 的 Granger 原因	5	1.9449***	0.0842
$\ln sscl$ 不是 $\ln djcl$ 的 Granger 原因	6	2.7985**	0.0103
$\ln djcl$ 不是 $\ln sscl$ 的 Granger 原因	2	21.1829*	0.0000
$\ln djcl$ 不是 $\ln ssop$ 的 Granger 原因	2	91.9963*	0.0000
$\ln sscl$ 不是 $\ln djop$ 的 Granger 原因	2	5.6913*	0.0034

注: 滞后阶数的选择根据 AIC 准则判断, *、**、*** 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著。

本文首先选择两国股市收盘价, 分别与人民币/美元汇率进行配对, 检验汇率与股市之间的短期信息溢出, 结果发现: 上证综指收盘价与人民币/美元汇率之间存在十分显著(显著性水平为 1%) 的双向 Granger 因果关系, 表明人民币/美元汇率与中国股市之间存在双向的短期信息溢出, 汇率变动会影响股市, 股市波动也会影响汇率。道琼斯工业指数收盘价与人民币/美元汇率之间也存在双向 Granger 因果关系, 从股指到汇率的单向 Granger 因果关系显著性水平为 1%, 但从汇率到股指的单向 Granger 因果关系显著性水平仅为 10%, 表明美国股市与人民币/美元汇率之间也存在短期信息溢出, 且主要表现为美国股市对人民币/美元汇率的影响, 人民币/美元汇率对美国股市的信息溢出较少。

进而选择两国股市收盘价, 以判别两国股市之间的短期信息溢出, 结果发现显著的从道琼斯工业指数收盘价到上证综指收盘价的单向 Granger 因果关系(显著性水平为 1%) 及从上证综指收盘价到道琼斯工业指

数收盘价的单向 Granger 因果关系(显著性水平为 5%) ,表明中美两国股市存在短期信息溢出 ,美国股市波动对中国股市的信息溢出更显著 ,而中国股市波动对美国股市也会产生一定的信息溢出。

考虑到两国交易的不同步 ,由于存在时差 ,同一天美国股市收市以后几个小时中国股市才开市 ,本文进一步检验道琼斯工业指数收盘价对上证综指开盘价的影响 ,发现十分显著的(显著性水平为 1%) 单向 Granger 因果联系 ,这表明美国股市收市情况对中国股市开市存在明显的短期信息溢出 ,中国股市开盘价走势一定程度上会参照几个小时前美国股市的收盘情况。另外 ,考虑到中国的经济地位不断提升 ,中国股市上一交易日的收盘情况是否也会对美国股市的开盘走势有一定的参考作用 ,本文进一步检验了上证综指收盘价对道琼斯工业指数开盘价的影响 ,也发现了较显著的(显著性水平为 5%) 单向 Granger 因果联系 ,证实了中国股市收市也会对美国股市开市产生一定的短期信息溢出。

四、研究结论和政策启示

本文基于人民币汇率形成机制改革后的日交易数据 ,考虑到金融危机可能带来的内生结构突变的影响 ,综合运用结构突变的 ZA 单位根检验、GH 协整检验 ,考察了人民币/美元汇率与中美两国股市之间的长期信息溢出 ,并运用成对 Granger 因果检验考察了人民币/美元汇率与两国股市之间的短息信息溢出 ,得到研究结论如下:

第一 ,从长期来看 ,人民币/美元汇率及中美两国股市之间存在信息溢出 ,主要体现为美国股市、人民币/美元汇率对中国股市产生影响。然而 ,美国股市、人民币/美元汇率对中国股市的信息溢出在 2008 年 10 月发生了结构突变。在此之前 ,美国股市波动对中国股市有一定的引导作用 ,美国股市的上涨(下跌)能引起中国股市的上涨(下跌);人民币/美元汇率也对中国股市产生影响 ,人民币对美元升值引起中国股市的上涨。而在此之后 ,美国股市、人民币/美元汇率对中国股市的信息溢出不显著 ,美国股市对中国股市的影响减弱 ,两国股市的联动性不复存在;人民币/美元汇率的变动也不再对中国股市产生影响。

第二 ,从短期来看 ,人民币/美元汇率及中美两国股市之间也存在信息溢出 ,体现为汇率与两国股市相互之间的短期价格引导关系 ,以及两国股市之间的短期价格引导关系。中美两国股市波动均能对人民币/美元汇率产生显著影响 ,而人民币/美元汇率的变化虽能显著地影响中国股市行情 ,但对美国股市的影响不显著。中美两国股市行情相互影响 ,美国股市波动对中国股市的影响十分显著 ,中国股市波动也对美国股市产生一定的影响。

根据上述研究结论 ,得到政策启示如下:

第一 ,在经济一体化和金融全球化的背景下 ,作为世界两大重要的经济体 ,中美两国金融市场之间的联系必将日益加深。在金融危机爆发之前 ,中美股市之间也的确存在信息溢出效应。美国作为全球经济霸主和国际金融中心 ,无论是长期还是短期 ,美国股市行情均对中国股市有较大影响 ,美国股市波动对中国股市具有波动传递和风险传染效应。中国虽然已跃居全球第二大经济体 ,但其金融市场的发展远远滞后于经济发展 ,在国际金融市场的影响力较弱 ,尤其是长期内中国股市波动对美国股市几乎没有影响。金融危机爆发后 ,中美股市之间的信息溢出效应不复存在。中国股市主要受国内各项宏观经济政策以及资本市场投资者情绪影响 ,陷入持续大幅下跌困境。这也反映出我国资本市场仍然十分脆弱 ,有待进一步完善。为此 ,相关当局一方面要密切关注国内外金融市场间的相互关系 ,制定适宜的宏观经济政策 ,采取有效的监管措施 ,防范外部冲击所带来的不利影响 ,稳定国内经济;另一方面要不断完善各项制度建设 ,促进国内资本市场的健康发展。

第二 ,伴随着人民币汇率形成机制改革的推进 ,以及资本市场的逐步放开 ,汇市和股市作为重要的金融子市场 ,相互之间的信息溢出效应也得以显现。金融危机爆发前 ,人民币/美元汇率的波动仅对中国股市产生影响 ,对美国股市没有影响。这也充分反映了美元的国际地位以及美元对中国经济的重要影响。然而 ,这一情形显然不利于汇率的市场调节机制的发挥 ,也不利于我国资本市场的发展 ,从而也使得人民币汇率改革举步维艰。金融危机的爆发 ,汇市与股市之间的信息溢出效应不复存在。这一方面源于国内股市发展困境 ,另一方面源于人民币汇率改革的波折。金融危机爆发以后 ,国内货币当局一度中断了人民币汇率改革进程 ,却又使人民币成为国际货币竞争重点打击的对象 ,后危机时代 ,人民币汇率改革重启 ,但也将面临重重困难。因此 ,人民币汇率战略显得尤为关键 ,如何通过人民币汇率改革以及相关政策调整 ,实现人民币的逐步国际化 ,并不断提升其国际影响力 ,是破解人民币汇率改革困境的重要环节。

参考文献:

1. 孙建平 2004 《汇率弹性化与股票市场风险控制》,《金融研究》第9期。
2. 张碧琼、李越 2002 《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得到的证明》,《金融研究》第7期。
3. 吕江林、李明生、石劲 2007 《人民币升值对中国股市影响的实证分析》,《金融研究》第6期。
4. 邓燊、杨朝军 2007 《汇率制度改革后中国股市与汇市关系实证研究》,《金融研究》第12期。
5. 张兵、封思贤、李心丹、汪慧建 2008 《汇率与股价变动关系: 基于汇改后数据的实证研究》,《经济研究》第9期。
6. 巴曙松、严敏 2009 《股票价格与汇率之间的动态关系——基于中国市场的经验分析》,《南开经济研究》第3期。
7. 陈云、陈浪南、林鲁东 2009 《人民币汇率与股票市场波动溢出效应研究》,《管理科学》第6期。
8. 赵华 2010 《基于 VECM - MGARCH 模型的人民币汇率与牛熊股市关系研究》,《经济数学》第12期。
9. Abdalla, I. S. A. , and V. Murinde. 1997. "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India , Korea , Pakistan , and Philippines. " *Applied Financial Economics* , 7(1) : 25 - 35.
10. Ajayi, R. A. , and M. Mougoue. 1996. "On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates. " *Journal of Financial Research* , 19(2) : 193 - 207.
11. Bahmani - Oskooee, M. , and A. Sohrabian. 1992. "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar. " *Applied Economics* , 24(4) : 459 - 464.
12. Boyer, R. S. 1977. "Devaluation and Portfolio Balance. " *The American Economic Review* , 67(2) : 54 - 63.
13. Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. " *Journal of the American Statistical Association* , 74(366) : 427 - 431.
14. Dornbusch R. , and S. Fisher. 1980. "Exchange Rates and the Current Account. " *The American Economic Review* , 70(5) : 960 - 971.
15. Engle R. F. , and C. W. J. Granger. 1987. "Co - integration and Error Correction: Representation , Estimation , and Testing. " *Econometrica* 55(2) : 251 - 276.
16. Granger, C. W. J. , B. N. Huang , and C. W. Yang. 2000. "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu. " *The Quarterly Review of Economics and Finance* , 40(3) : 337 - 354.
17. Gregory, A. W. and B. E. Hansen. 1996. "Residual - based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. " *Journal of Econometrics* , 70(1) : 99 - 126.
18. Johansen, S. and K. Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. " *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* , 52(2) : 169 - 210.
19. Lin, C. H. 2012. "The Comovement between Exchange Rates and Stock Prices in the Asian Emerging Markets. " *International Review of Economics and Finance* , 22(1) : 161 - 172.
20. Nieh, C. C. and C. F. Lee. 2001. "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G - 7 Countries. " *Quarterly Review of Economics and Finance* , 41(4) : 477 - 490.
21. Pan, M. S. , R. C. W. Fok and Y. A. Liu. 2007. "Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets. " *International Review of Economics and Finance* , 16(4) : 503 - 520.
22. Perron, P. 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. " *Econometrica* , 57(6) : 1361 - 1401.
23. Pesaran, M. H. , Y. Shin and R. J. Smith. 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. " *Journal of Applied Econometrics* , 16(3) : 289 - 326.
24. Phillips, P. C. B. and P. Perron. 1988. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression. " *Biometrika* , 75(2) : 335 - 346.
25. Yau, H. Y. and C. C. Nieh. 2006. "Interrelationships among Stock Prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen Exchange Rate. " *Journal of Asian Economics* , 17(3) : 535 - 552.
26. Zivot, E. and D. W. K. Andrews. 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil - price Shock, and the Unit - root Hypothesis. " *Journal of Business & Economic Statistics* , 10(3) : 251 - 270.

Information Spillover Effects between RMB Exchange Rate and Sino - US Stock Markets: An Empirical Study Based on Endogenous Structural Break

Chen Yun

(School of Economics and Management , South China Normal University)

Abstract: There's new change of information spillover effects between RMB exchange rate against dollar and Sino - US stock markets after RMB exchange rate reform. And financial crisis brought some shocks to the spillover effects. Using ZA unit root test and GH cointegration test based on endogenous structural break, this paper studies on information spillover effects among RMB exchange rate against US dollar and Sino - US stock markets from July 7th 2005 to July 30th 2012. The empirical results showed that there're long - run information spillover effects from RMB exchange rate against US dollar and US stock market to China's stock market, while there's a structural break during October, 2008 when global financial crisis broke out completely. In addition, with pairwise Granger Causality Test, this paper finds short - run information spillover effects between RMB exchange rate against US dollar and Sino - US stock prices.

Key Words: Exchange Rate; Stock Market; Structural Break; Information Spillover Effects

JEL Classification: F31, F41, G15

(责任编辑: 彭爽)