

人民币与亚洲其他市场货币汇率动态相关性研究

刘伟江,丁一,隋建利

(吉林大学 数量经济研究中心,长春 130012)

摘要:人民币成功加入SDR是中国经济融入全球金融体系的重要里程碑,同时也对人民币国际化进程起到了推进作用。当前,有必要对人民币在国际货币市场中所扮演的角色进行研究,特别是作为国际化的基础——人民币区域化发展问题。在比较了以日本为代表的发达市场和以印度为代表的发展中经济体间汇率的波动关系后发现,人民币与卢比和新加坡元之间相关系数较高、波动较小,而与日元和韩元之间的相关系数则相对不稳定;新一轮汇改后,人民币与其他主要经济体货币动态相关系数波动幅度变大,但整体仍保持在较高水平;尽管人民币中间价汇改当期币值出现下跌,但纵观当前中国经济整体状况,人民币出现长期下跌概率小,因此面对美元未来的加息冲击,人民币仍对亚洲货币汇率稳定起到促进作用。

关键词:人民币汇率;汇率体制改革;亚洲汇率;DCC-MGARCH模型

中图分类号:F832.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-462X(2016)01-0097-05

引言

国际货币基金组织(IMF)宣布人民币将于2016年10月1日起正式加入SDR。人民币成功入篮是中国经济融入全球金融体系的重要里程碑,同时也对人民币国际化进程起到了推进作用。面对当前人民币国际化进程不断加速的情况,我们有必要对人民币在国际货币市场中所扮演的角色进行研究,特别是作为国际化的基础,人民币区域化发展问题更是不容小觑。因此,进一步分析当前背景下中国货币与亚洲其他主要经济体货币间的关系有着重要的现实意义。目前,在成功加入SDR、继续推进人民币国际化的过程中,中国汇率仍有保持稳定的需求。面对美联储加息在

即,尽管中国货币当局进行了“8·11”汇改,对人民币汇率的中间价形成机制加以完善,进一步纠正了中间价与市场价的偏离,这在一定程度上缓解了加息后美元大幅度升值造成的中国实际有效汇率的激增和资本外逃急速加剧并存的情况,但也在一定程度上加剧了加息后人民币兑美元的贬值压力。回顾2008年金融危机爆发以后,面对美元的贬值,亚洲大部分经济体纷纷通过贬值货币的方式来抵御冲击,可见亚洲地区经济体汇率间存在着波动的集群性。相比金融危机时期,当前许多亚洲经济体均选取了更为灵活的汇率制度,同时各经济体间通过货币金融合作增强抵御外部风险能力的共识也日趋增强。因此,在本次美联储加息周期来临之前明确人民币同亚洲其他发达及新兴市场货币的汇率动态相关关系,对监测、控制和规避外汇市场动荡有着现实意义。合理配置外汇资产、识别资产的外汇风险敞口、采取合理的定价机制规避外汇风险,对于从事跨国贸易和国际投资而言也是极为重要的。

一、文献综述

目前,已有大量文献对亚洲市场尤其是中国这一发展最快的新兴市场与其他亚洲经济体汇率间相关关系的研究,如王昭伟(2011)检验了中国、日本和韩国实际汇率波动是否存在杠杆效应

收稿日期:2015-10-11

基金项目:国家自然科学基金项目“新形势下非线性动态随机一般均衡模型在中国货币政策规则评价中的应用”(71203076);教育部人文社会科学研究项目“‘十二五’期间中国经济周期波动态势与经济政策调控模式的动态随机一般均衡分析”(11YJC790158)

作者简介:刘伟江(1967—),女,教授,博士生导师,从事实验经济学和经济模拟研究;丁一(1988—),女,博士研究生,从事实验经济学和经济模拟研究;隋建利(1982—),男,副教授,从事宏观经济和计量经济研究。

和风险溢价的情况发现,中日韩三国间的汇率关系均表现为正向协同作用,且日韩的协同波动持续性最为显著^[1];杨娇辉和王曦(2013)针对人民币、韩元和新台币进行研究证实,跨货币溢出效应确实存在,市场间的波动溢出为单向溢出且条件相关关系具有显著的时变性^[2];刘刚(2013)对2005年7月25日至2012年12月2日东南亚经济体汇率间的联动性进行分阶段实证检验,结果表明,金融危机后,尽管东南亚地区美元的总体地位仍难以撼动,但人民币对部分东亚货币的影响力已超过了美元,对美元地位构成了挑战^[3];田涛(2014)基于汇率制度变迁的角度对人民币与东亚各主要国家货币之间的汇率动态关系进行分析证实,供应方寡头竞争均衡机制的存在使得东亚国家存在非正式汇率制度安排^[4];王颖和李甲稳(2015)运用协整分析方法对东盟各经济体货币与人民币、美元和日元的购买力平价趋同程度进行分析认为,人民币在东盟经济中可能成为区域内的隐形“货币锚”^[5]。为了进一步研究当前复杂经济环境和亚洲经济体新汇率制度下人民币的区域性作用,本文通过多元GARCH模型对中国与部分其他亚洲经济体汇率间的动态相关性进行了实证研究,比较了与以日本为代表的发达市场和以印度为代表的发展中经济体间汇率的波动关系。

二、实证模型与框架

本文通过动态条件相关多元GARCH模型(DCC-MGARCH)对亚洲地区部分国家间汇率时变相关关系进行研究。当前对时变相关系数进行研究的方法主要有三种:一是较为简单的滚动历史相关法,但是由于这一方法要求对变量赋予等权重,因此其应用范围相对有限;二是指数加权移动平均(EMWA)方法,尽管该方法在简单移动平均方法上有所改进,但仍在杠杆效应和长期趋势的研究方面存在不足;三是本文所采用的GARCH方法,这一模型可以对随时间改变的方差协方差矩阵进行估计,进而通过分解方差协方差矩阵得到相关系数矩阵。根据已有研究也证实多元GARCH模型在对时变相关性进行估计时可以有效地弥补前面两种方法的不足之处。本文采用的DCC-MGARCH模型是由Engle(2002)在常相关(CCC)模型的基础上引入随时间变化的条件相关矩阵得出的,并针对该模型提出了相应的两阶段估计法,即在估计时将似然函数分为估计GARCH参数的部分和估计交互无条件相关系数

参数的部分。这种方法在保留标准GARCH模型主要特征的同时,还克服了传统多元GARCH模型估计较为复杂的问题。为了进一步介绍DCC-MGARCH模型,假设条件方差协方差矩阵表示如下:

$$r_t | \phi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2)$$

其中, H_t 定义为条件协方差矩阵, R_t 为 $n \times n$ 阶的时变相关系数矩阵, $D_t = \text{diag} \{ \sqrt{h_{it}} \}$ 是单变量GARCH模型估计得到的 $n \times n$ 阶时变标准差的对方阵。假设 D_t 中各元素变量来自单变量的GARCH(p, q)模型,则具体表示形式如下:

$$h_{it} = W_i + \sum_{p=1}^{p_i} \alpha_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{q_i} \beta_{iq} h_{it-q}, \quad \forall i=1, 2, \dots, n \quad (3)$$

通过 $\sqrt{h_{it}}$ 将 ε_t 标准化改写为 $\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$, 且 $\varepsilon_t \sim N(0, R_t)$, 因此可以进一步将动态相关结构改写为:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (4)$$

$$Q_t = (1 - \sum_m \alpha_m^* - \sum_n \beta_n^*) \bar{Q} + \sum_m \alpha_m^* (\varepsilon_{t-m} \varepsilon_{t-m}') + \sum_n \beta_n^* Q_{t-n} \quad (5)$$

式(5)中 Q^* 为条件方差-协方差矩阵 Q_t 对角元素的平方根构成的对角矩阵, 其中 Q_t 通过第一阶段估计得到。 \bar{Q} 是 ε_t 的无条件协方差矩阵。在DCC(1,1)模型中仅需要用到一阶滞后的协方差和条件协方差, 因此需要对 α_m^* 和 β_n^* 进行估计。DCC-MGARCH模型具体参数估计方法采用极大似然估计法, 具体似然函数形式如下:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t] \quad (6)$$

式(6)中, ε_t' 是通过单变量GARCH估计出的标准化的残差, 总体来说, DCC模型的两步估计可以总结为首先通过对每一变量构建单变量的GARCH模型估计出条件方差矩阵 H_t , 之后再通过标准化的残差利用极大似然估计计算动态相关参数。通过这一方法得到的估计结果具有一致性和渐近正态性的特征。

三、样本数据和实证分析

1. 样本选择。本文选择了亚洲五个国家对欧元的汇率收益率数据进行实证研究, 包括代表发达国家货币市场的日本、韩国和新加坡, 代表新兴市场的中国和印度, 通过对这五个国家汇率关系的研究, 可以进一步比较人民币在发达和新兴货币市

场间所扮演的角色。样本区间方面,我们选取了2005年1月4日至2015年12月2日的日数据,数据来源于Wind数据库。样本范围选择2005年汇改后至今,完全包含了全球金融危机的前、中、后期全过程,以及2010年二次汇改以来的整个时间段。进一步对全球金融危机爆发前后以及新一轮汇改尤其是“8·11”汇改前后亚洲地区不同货币市场间汇率关系的动态变化进行分析比较。

表1 为对样本区间内五种货币兑欧元汇率对

数差分后的主要统计描述。其中,日元的标准差最大,即在选取的整个样本区间内其汇率收益率波动最大。对各国汇率收益率日数据的偏度、峰度和Jacque-Bera统计量进行统计可知,样本区间内各变量皆具有“尖峰后尾”的分布特征,且均不服从正态分布。通过ADF检验证实五个变量均在1%的显著水平下为平稳序列。对各收益率序列异方差情况进行检验证实,所有序列均存在ARCH效应。

表1 各汇率样本日数据收益率描述性统计值

汇 率	均 值	标准差	偏 度	峰 度	Jacque-Bera		ARCH (1) P 值
					统计量	P 值	
人民币	-0.000178	0.006115	-0.1132	6.601824	1516.801	0.0000	0.0000
日元	-0.0000209	0.007850	-0.329432	7.063690	1973.698	0.0000	0.0000
卢比	0.0000662	0.006453	-0.084365	6.473990	1408.805	0.0000	0.0000
韩元	-0.0000455	0.007843	-0.011595	16.84800	22332.93	0.0000	0.0000
新加坡元	-0.000140	0.004630	-0.062131	5.927375	999.79	0.0000	0.0000

2.模型参数估计。本文应用DCC-MGARCH模型对上述亚洲五个经济体汇率收益率关系分两步进行估计,第一步,运用单变量的GARCH(1,1)模型分别对五国汇率收益率数据进行回归估计,消除序列相关和ARCH效应;第二步,利用第一步回归中得到的残差标准化后估计相关系数矩阵。表2中给出了第一步回归估计的结果,其中,W、 α 和 β 分别对应了式(3)中的截距项、ARCH

项和GARCH项。结果可知五个变量的ARCH和GARCH项系数均在1%的水平下显著,再次印证了各国汇率收益率序列的异方差效应。另外,对每个单变量GARCH模型回归得到的残差及其平方序列通过Ljung-Box检验,证实不存在自相关或ARCH效应,由此证实模型设定的合理性。最后,估计参数 α 与 β 的和均近似于1,表明五组收益率序列的波动均具有显著的持续性。

表2 单变量GARCH(1,1)模型参数估计

	条件均值方程			条件方差方程		
	截距项	AR (1)	MA (1)	W	α	β
人民币	-0.0001129	0.573656**	-0.584195***	0.125778**	0.032219***	0.964730***
日元	0.000063	-0.935842***	0.932143***	0.260004**	0.058977***	0.938375***
卢比	-0.000008	0.355639	-0.340104	0.512041**	0.045873***	0.941723***
韩元	-0.0001129	-0.163735	0.093945	0.488537**	0.079453***	0.912041***
新加坡元	-0.0001187	0.817345***	-0.819505***	0.125342**	0.036059***	0.958644***

注:表中***、**、*分别表示参数在1%、5%、10%的水平下显著

五国汇率收益率序列的无条件相关系数估计结果在表3中给出,且所有估计结果均在1%的水平下显著。其中 α^* 和 β^* 均异于零,同时两者的和小于1符合模型约束条件。 $\alpha^* = 0.029057$ 度量了滞后一阶的标准化残差乘积对动态相关系数的影响,本文估计结果中 α^* 相对较小,而 $\beta^* =$

0.958272接近于1相对较大,这就表明各国汇率收益率序列的当期动态异方差主要来源于其上一期的波动,而前期残差平方所带来的影响较小。同时也表明五国汇率收益率间的相关系数具有较强的持续性,前期相关性对当期影响较大。在本文的估计结果中所有的无条件相关系数均在1%

的水平下显著。其中,中国与同为金砖国家的印度的无条件相关系数高达0.814127,与新加坡元的无条件相关系数最大为0.879873,这可能是由于三国均采用了有管理的浮动汇率制度。而采用自由浮动汇率制度的国家代表日本和韩国与其他

国家汇率的相关系数均相对较低,日元与韩元无条件相关系数最小,与卢比的无条件相关系数次之,与人民币和新加坡元的无条件相关系数略高,接近0.6。此外,与同样为发达国家的韩国相比,日元与其他四国的无条件相关系数总体均较低。

表3 DCC模型回归参数

	ρ_{21}	ρ_{31}	ρ_{41}	ρ_{51}	ρ_{32}	ρ_{42}
系数	0.586613	0.814127	0.676620	0.879873	0.418483	0.376236
	ρ_{52}	ρ_{43}	ρ_{53}	ρ_{54}	α^*	β^*
系数	0.597664	0.677733	0.793084	0.774140	0.029057	0.958272

注:表中1、2、3、4、5分别表示人民币、日元、卢比、韩元和新加坡元,如 ρ_{21} 表示人民币与日元汇率收益率序列的无条件相关系数,以此类推

3.动态条件相关系数。根据上文估计结果可以得到五国汇率收益率序列动态相关系数。

样本区间内人民币与卢比和新加坡元汇率收益率的动态相关关系表明,从2005年汇改至今人民币汇率与卢比和新加坡元汇率相关性始终为正,且在2005年7月前,相关系数均相对较大且波动较小。中国汇改转为实施有管理的浮动汇率制度后,与两者的相关性出现微弱下调,但波动幅度增大。金融危机期间,中国重新采取盯住美元的汇率政策,使得与卢比、新加坡元汇率间的相关性出现迅速的下降。2010年,中国实施新一轮汇改,进一步增强人民币汇率的弹性,使得人民币处于单边上升趋势,从而导致与卢比相关性出现下降。2011—2014年,人民币与卢比的相关性表现出快速的下降,在2013年最后一个季度达到最低点后又开始上升。目前,人民币与卢比的相关性较高,“8·11”汇改后这种相关关系略有回调。而人民币与新加坡元间的条件相关系数虽存在波动但总体维持在较高水平,这是由于在新加坡元的货币篮子中人民币所占权重基本上接近或超过美元。此外,新加坡虽然是中国在东盟国家中最大的贸易伙伴,但是两国之间贸易商品结构比较单一,新加坡对中国出口产品主要以资本与技术性贸易产品为主,受汇率变动因素影响较小,因此,新加坡元与人民币汇率变动之间的关联性一直比较稳定。值得注意的是,“8·11”汇改后中国汇率在短期内出现了大幅度震荡走势,导致人民币与新加坡元的相关系数出现急速下降。

样本区间内人民币与日元和韩元汇率收益率的动态相关系数表明,人民币与这两者的相关性波动较大,关系较为复杂。在2008年金融危机爆发前,与日元相关关系振幅最为显著。金融危机爆发时与两者的相关系数均出现了大幅度下降,降至0.2左右。但危机爆发后至2013年人民币与日元和韩元的条件相关系数又呈现出逐步增强的特点,其中与日元的关联性回调极为迅速。当前,人民币汇率与两者的相关性近乎相同,受人民币兑美元中间价形成机制改革的影响,两者均表现出下降的走势,其中与韩元汇率相关系数下降幅度较大。

综上所述,后金融危机时期,人民币与卢比、新加坡元、日元和韩元几乎均保持了较高的正相关性,其中与新加坡元相关关系整体较大且相对稳定;受“8·11”汇改的影响,相关性均有下降,与新加坡元和韩元相关关系下降显著。

对发展中国家印度与其他国家汇率间的动态关系进行分析发现,样本区间内卢比与韩元的相关系数走势与人民币近乎相同,仅是在金融危机爆发时期,卢比与韩元的相关性略高于人民币。与日元汇率相关性方面,卢比的整体水平要低于人民币,并且在2008年和2013年后半年均出现过微弱的负相关情况。值得注意的是,2015年年初开始两者相关性持续走高,达到0.75左右后出现回调。与新加坡元的相关性方面,卢比与新加坡元间的动态相关系数自2011年迅速下降后始终维持在相对较低的水平,进入2014年后开始逐

步回调。

对样本中亚洲发达经济体之间汇率的动态相关走势的研究表明,金融危机爆发前,日元与新加坡元和韩元间的关系变化均呈现大幅度下降趋势。2008年第一季度,日元与韩元汇率间相关系数转为负值。在危机爆发后,日元与新加坡元的动态相关系数快速上升,重新回到0.25~0.75内震荡,日元与韩元的动态相关系数则恢复的相对缓慢。2013年后,日元与新加坡元、韩元相关性的走势基本一致。韩元与新加坡元的动态相关关系走势表明,金融危机爆发的中后期,两者汇率收益率的相关性在一个较高的水平上波动,除此之外整体相对稳定,维持在0.75左右;危机后期两者相关性快速降至0.3附近,且维持了约四个季度的时间后又回到原有相关水平;与其他汇率动态相关性比较,韩元与新加坡元受到金融危机影响相关性减弱的时间相对滞后,且影响时间相对较长。

本文得出的所有动态相关系数时间路径,除了均在金融危机前后出现相关性快速下降之后又马上回调的特点外,在2013年均表现出了相关系数显著下降后回升过程,这是因为2012年12月以来亚洲各国汇率受到欧债危机和美国卷入财政悬崖等问题的影响。2014年至今相关系数均表现出不同程度的走高,四国货币与人民币的相关性回升到危机前水平。

结 论

本文通过采用DCC-MGARCH模型对2005年1月4日至2015年12月2日人民币、日元、卢比、韩元和新加坡元兑欧元的汇率收益率序列的动态相关性进行分析,得到以下几点结论:自2005年汇改以来,人民币对其他几个经济体汇率产生显著正向影响。相较于金融危机前,金融危机后五国货币汇率均呈现出了更强的正相关关系,这表明危机期间,亚洲经济体货币汇率收益率联动态势有所加强。同时也表明,面对此次金融危机,亚洲各国货币之间构建起了非正式的汇率合作机制,其中人民币对新加坡元影响力最大,其次是卢比。作为全球第二大经济体,中国不但是最大的出口国同时也是最大的净债权国,人民币地位也随着中国总体经济地位的上升得到相应提

高,人民币在亚洲汇率市场的影响力已远远超过日元对亚洲其他货币的影响力。2010年6月第二次汇改后,人民币汇率双向浮动弹性增强,汇率波动幅度增大,而同时亚洲主要经济体在面对即将到来的美联储加息时纷纷调整了汇率水平,这些调整皆造成了人民币与各亚洲主要经济体货币汇率间相关关系波动变大,但与亚洲其他国家间相关程度比较而言,人民币与各主要亚洲经济体货币间动态相关系数仍维持在较高水平,人民币对其他货币汇率影响程度仍较高。尽管在“8·11”汇改时,由于前期受到美联储加息预期渐浓的影响,人民币汇率释放前期积累的贬值压力表现出下行趋势。但从长期来看,中国货币当局在美联储加息前进行汇改,确保了加息后美元大幅度升值不会造成中国实际有效汇率的激增和资本外逃急速加剧并存的情况。同时在当前人民币国际化的进程中,确保人民币汇率的稳定也是推动这一进程的重要前提。而进一步解开人民币与美元的联系,虽在一定程度上加剧了美元加息后人民币兑美元的贬值压力,但目前中国实体经济企稳,加之贬值降低出口压力利于经济复苏,这些均对人民币汇率形成支撑,人民币汇率出现大幅度长期下跌的概率微乎其微。可以确定,未来面对美联储加息的冲击,相对稳定的人民币对亚洲地区的汇率水平将起到显著的维稳作用。

参考文献:

- [1] 王昭伟. 外汇市场的协同波动与联合干预[J]. 国际金融研究, 2011, (6): 50-58.
- [2] 杨娇辉, 王曦. 市场分割下东北亚货币的跨货币溢出效应与汇率预测[J]. 国际金融研究, 2013, (5): 32-48.
- [3] 刘刚. 东亚地区人民币集团形成进展判断——基于人民币对东亚货币汇率影响力的比较研究[J]. 经济科学, 2013, (2): 70-80.
- [4] 田涛, 商文斌, 陈鹏. 汇率制度变迁背景下人民币地区影响力的实证分析[J]. 上海经济研究, 2014, (10): 16-24.
- [5] 王颖, 李甲稳. 东盟货币竞争性均衡与人民币货币锚效应——基于购买力平价模型[J]. 重庆理工大学学报:自然科学, 2015, 29(1): 144-149.

[责任编辑:房宏琳,曾 博]