

# 香港离岸人民币市场与在岸人民币市场 汇率之间的关联性研究

翟晓英<sup>1</sup>, 于 珺<sup>2</sup>

(1. 山西大学管理与决策研究所, 山西 太原 030006; 2. 西安交通大学金禾经济研究中心, 陕西 西安 710049)

**摘 要:** 本文创新性地构建了由在岸人民币市场即期汇率(CNY)、香港离岸市场人民币即期汇率(CNH)、境外远期无本金交割市场6个月期汇率(NDF6)及1年期汇率(NDF12)、在岸远期6个月期汇率(DF6)及1年期汇率(DF12)组成的人民币汇率系统。然后, 运用单位根检验、协整检验、Granger因果检验和GARCH模型等分别从平稳性、协整性、报酬溢出效应和波动溢出效应等方面对人民币汇率系统内的在岸即期汇率、离岸即期汇率、在岸远期汇率和离岸远期汇率之间的关联性进行了实证研究。研究发现, CNH对CNY存在报酬溢出效应, 二者之间存在双向的波动溢出效应; CNH、CNY、NDF6和DF6间的关联性可能大于CNH、CNY、NDF12和DF12间的关联性。

**关键词:** 香港离岸人民币市场; 在岸人民币市场; 即期汇率; 远期汇率; 溢出效应

中图分类号: F822.0

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)08-0044-11

## 一、引 言

十多年来, 香港利用其独特的经贸和区位优势, 成为最主要的离岸人民币贸易结算、融资和资金管理中心。伴随着境内外汇市场的建设发展、资本项目逐步开放、汇率市场化改革推进及人民币跨境贸易结算规模的持续增加, 香港离岸人民币汇率和在岸人民币汇率间的相互影响也越来越明显。然而, 香港离岸市场与在岸市场的制度环境等存在诸多不同, 这就导致了香港离岸市场人民币汇率和在岸市场人民币汇率之间的动态关系日益复杂。香港离岸市场人民币汇率和在岸市场人民币汇率之间到底存在着什么样的关联性? 为此, 本文将围绕香港离岸市场人民币汇率和在岸市场人民币汇率之间的动态关联性进行研究。研究这一主题, 对于探索人民币汇率的影响因素及其人民币汇率的合理定价具有重要意义; 对于有序推进汇率市场化改革、加速人民币国际化进程具有重要意义; 对于境内金融监管机构实时监控境内外人民币外汇市场价格间的相互冲击, 提供重要信息。

收稿日期: 2016-11-20

基金项目: 山西省高校人文社科重点研究基地项目(2015304); 山西省回国人员留学基金资助项目(2016018); 教育部人文社科基金资助项目(14YJA790034)

作者简介: 翟晓英(1972-), 女, 山西翼城人, 山西大学管理与决策研究所副教授, 博士; 于珺(1991-), 女, 山西运城人, 西安交通大学金禾经济研究中心博士生。

## 二、相关文献回顾

关于汇率的关联性,早期研究主要集中在外汇即期与远期关系上。Aliber (1973)、Cornell (1977)证明远期汇率是未来即期汇率的无偏估计<sup>[1][2]</sup>,但 Bilson (1976)、Hansen 和 Hodrick (1980)、Fama (1984)、Clarida 和 Taylor (1997)的研究结果均拒绝远期汇率是未来即期汇率的无偏估计的假说<sup>[3][4][5][6]</sup>。Hakkio 和 Rush (1989)接受外汇市场有效性假说,研究发现美元的即期汇率与远期汇率之间存在长期稳定的均衡关系<sup>[7]</sup>。之后,一部分学者着重研究 NDF(境外远期无本金交割汇率)和即期汇率的关系。Park (2001)、Rhee 和 Lee (2005)对韩元即期汇率和 NDF 的关系进行研究,表明韩国汇改前,即期汇率对 NDF 有报酬溢出效应,NDF 对即期汇率则不存在该效应,但是波动会在两个市场间传导;汇改后,后者对前者存在报酬溢出效应<sup>[8][9]</sup>。

关于在岸市场人民币汇率的研究起步较晚,一开始主要是有关 CNY 和 NDF 的研究。黄学军和吴冲锋 (2006)研究了汇改前后两个阶段,得出 2005 年汇改前,境内即期市场和 NDF 不存在互动关系,汇改后,境内即期市场具有信息优势<sup>[10]</sup>。代幼渝和杨莹 (2007)运用 Granger 因果检验方法说明境内远期汇率对境外 NDF 存在报酬溢出效应,且境内市场更具有信息优势<sup>[11]</sup>。徐剑刚等 (2007)运用 MA(1) - GARCH(1, 1)模型研究得出 NDF 市场对即期市场具有均值溢出效应<sup>[12]</sup>。Colavecchio 和 Funke (2008)对人民币 NDF 市场与其他亚洲货币 NDF 市场进行研究,发现它们之间存在波动溢出效应,NDF 市场对境内市场也存在波动溢出效应,并指出人民币 NDF 市场的重要性<sup>[13]</sup>。李晓峰和陈华 (2008)研究 NDF 市场、即期市场,并首次涉及人民币境外期货市场,得出了关于 NDF 市场对即期市场存在着明显的均值溢出效应的结论,在三个市场中,境外 NDF 市场的引导力量最强<sup>[14]</sup>。奚君羊和张小燕 (2009)研究发现,汇改前,境内人民币即期汇率和 NDF 不存在关联关系;汇改后,境内即期汇率对 NDF 有显著引导作用<sup>[15]</sup>。严敏和巴曙松 (2010)的研究表明,境外 NDF 市场、境内即期市场和境内远期市场中,NDF 引导力量最强<sup>[16]</sup>。

关于香港离岸市场人民币汇率的研究,近几年才涉及。研究主要包括:(1)香港离岸市场人民币汇率与在岸市场人民币汇率关系的整体研究。Ding 等人 (2014)研究发现在岸市场和离岸市场之间不存在价格发现机制,但存在价格引导关系<sup>[17]</sup>。朱孟楠和张雪鹿 (2015)发现境内外人民币汇率出现差异的重要原因是境内外风险偏好的不同,其深层次的原因是境内外交易主体的不同<sup>[18]</sup>。刘华等 (2015)选用 Granger 因果检验和多元 GARCH 的方法,分别对人民币离岸和在岸汇率之间的线性引导关系和波动溢出效应进行分析,发现在岸市场对离岸市场存在报酬溢出效应,在岸市场对离岸市场存在明显的波动溢出效应<sup>[19]</sup>。(2)香港离岸市场人民币即期汇率(CNH)和在岸市场人民币即期汇率(CNY)、境外远期无本金交割市场汇率(NDF)关系的研究。这类研究更为具体,但并不系统。Maziad 和 Kang (2012)研究了在岸人民币即期汇率(CNY)、香港离岸人民币即期汇率(CNH)和境外远期无本金交割市场汇率(NDF)的波动溢出效应,结果表明香港离岸人民币外汇市场对境内人民币外汇市场呈现出一定的波动溢出效应<sup>[20]</sup>。杨帆 (2015)运用 MVGARCH-BEKK 模型研究发现人民币在岸即期市场汇率(CNY)对于离岸市场的引导效应更为显著,而境外远期无本金交割市场汇率(NDF)对于在岸市场汇率的波动溢出效应更为突出<sup>[21]</sup>。阙澄宇和马斌 (2015)研究发现离岸市场上,不同交易期限合约汇率之间表现出一定的均值溢出效应和波动溢出效应,离岸汇率波动对在岸汇率波动的影响大于在岸汇率波动对离岸汇率波动的影响<sup>[22]</sup>。汤洋和殷凤 (2016)研究了 CNY、CNH、NDF 和 DF 之间的动态关联性,发现 NDF 市场对于 CNY 市场和 DF 市场产生了明显的均值溢出效应,CNY 市场、DF 市场分别与 CNH 市场之间存在双向的均值溢

出效应<sup>[23]</sup>。

梳理上述文献不难发现,关于香港离岸市场人民币汇率、境外远期无本金交割市场汇率与在岸市场人民币汇率关系的研究,目前还处于一个初步探索的阶段,并没有就在岸人民币市场即期汇率和香港离岸即期汇率、在岸即期和在岸远期、在岸即期和香港离岸远期、离岸即期和在岸远期、离岸即期和离岸远期的关系进行系统研究。然而,人民币汇率之间的关联性极为复杂,即期汇率和远期汇率关联,在岸汇率和离岸汇率关联,仅研究在岸市场人民币即期汇率(CNY)和香港离岸市场人民币即期汇率(CNH)的关系,或是研究在岸市场人民币即期汇率(CNY)和境外远期无本金交割市场汇率(NDF)的关系,或是人民币在岸市场即期汇率(CNY)、香港离岸市场人民币即期汇率(CNH)和境外远期无本金交割市场汇率(NDF)的关系远远不够,不能全面发现汇率之间的关联性,不能把握汇率间的影响机制。

鉴于此,本文创新性地构建了由 CNY、CNH、NDF6、NDF12、DF6、DF12 构成的人民币汇率系统,对 CNY、CNH、NDF6、NDF12、DF6、DF12 之间的动态关联性进行全面深入研究。为分析人民币汇率系统内的汇率关联性,本文运用单位根检验、协整检验、Granger 因果检验和 MVGARCH 模型等分别从平稳性、协整性、报酬溢出效应和波动溢出效应等方面进行了实证分析。其中,在溢出效应方面,分别分析了由 CNH、CNY、NDF6、DF6 组成的序列变量间的溢出效应和由 CNH、CNY、NDF12、DF12 组成的序列变量间的溢出效应,并对两个序列之间的溢出效应进行比较。研究发现由 CNH、CNY、NDF6、DF6 序列组成的模型变量之间的溢出效应强于由 CNH、CNY、NDF12、DF12 序列组成的模型,即前者之间的信息传递更加通畅。

### 三、实证研究

#### (一) 数据来源及处理

本文选取的数据区间为 2012 年 5 月 2 日至 2016 年 9 月 21 日。其中,美元兑人民币(香港离岸)即期汇率(CNH)和境外远期无本金交割市场人民币 6 个月汇率(NDF 6)和 1 年期汇率(NDF12)由 Wind 资讯提供;在岸市场美元兑人民币即期汇率(CNY)选取中国人民银行授权中国外汇交易中心公布的人民币兑美元的中间价,数据来源为中国外汇管理局网站;人民币在岸远期市场 6 个月期汇率(DF6)和 1 年期汇率(DF12)来源于 Wind 资讯提供的数据。本文实证分析部分所提到的汇率均采用美元兑人民币或美元兑人民币(香港离岸)的汇率。另外,由于香港和内地的公众假期有所不同以及一些其他特殊情况的存在,可能会出现两个市场的交易日期不对应的情况,本文将不同处删除,所保留的数据均为可对应的数据。

#### (二) 指标分析

##### 1. 基本描述统计分析

表 1 是关于各汇率序列的描述统计,从中可以看出 CNH、CNY、NDF6、NDF12、DF6 和 DF12 等关键变量的基本情况。从均值来看,汇率数据呈现出“离岸高于在岸,远期高于即期,远期 1 年期高于远期 6 个月期”的特征;从标准差来看,各变量的波动均较大,其标准差都高于 0.15;从偏度可以看出,各变量的偏度均大于 0,呈现右偏分布;从峰度来看,汇率数据具有“远期低于即期,远期 1 年期低于远期 6 个月期”的特征。

##### 2. 相关系数分析

由表 2 可以看出, CNH、CNY、NDF6、DF6、NDF12、DF12 各变量之间存在强相关性。为了更加准确地说明各变量之间的关系,我们将使用 VAR 模型均值溢出效应、MVGARCH 波动溢出效应等,从以下三个方面展开讨论:(1) CNH 和 CNY 是否存在关联性;(2) CNY 与 NDF6、CNY 与

NDF12、CNY 与 DF6、CNY 与 DF12 之间是否存在关联性；(3) CNH 与 NDF6、CNH 与 NDF12、CNH 与 DF6、CNH 与 DF12 是否存在关联性。

表 1 基本描述统计

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB
CNH	6.285683	6.221400	6.711600	6.019400	0.173438	0.852087	2.721898	129.0762
CNY	6.272901	6.180700	6.697100	6.093000	0.164602	0.990293	2.883717	170.4066
NDF6	6.340478	6.264000	6.853000	6.094300	0.194993	0.981513	2.716832	170.2945
NDF12	6.394197	6.314000	6.955000	6.096700	0.215316	0.954157	2.701210	161.5184
DF6	6.338814	6.289300	6.728700	6.059500	0.162883	0.683926	2.730892	84.13478
DF12	6.381853	6.354400	6.764000	6.066000	0.165420	0.475836	2.630412	45.12175

表 2 各变量之间的相关系数

变量	CNH	CNY	NDF6	DF6	NDF12	DF12
CNH	1.0000	0.9425	0.9751	0.9878	0.9732	0.9677
CNY		1.0000	0.9677	0.9263	0.9412	0.8929
NDF6			1.0000	0.9628	0.9930	0.9422
DF6				1.0000	0.9699	0.9918
NDF12					1.0000	0.9582
DF12						1.0000

### (三) 平稳性检验

本文首先对所收集到的数据进行平稳性检验,以确定各组数据的平稳性,之后再对数据进行实证分析。检查序列平稳性的标准方法是单位根检验。本文采用较为常用的 ADF 检验方法对各组数据进行平稳性检验。表 3 为实证分析中用到的各组数据的 ADF 单位根检验结果。

表 3 平稳性检验结果

变量	检验类型 (C,T,N)	ADF 检验值	临界值			结论
			1%	5%	10%	
CNH	(C,0,0)	-0.203080	-3.436432	-2.864114	-2.568192	非平稳
CNY	(C,0,1)	0.314068	-3.436438	-2.864116	-2.568193	非平稳
NDF6	(C,0,2)	-0.145572	-3.436444	-2.864119	-2.568195	非平稳
NDF12	(C,0,2)	-0.184159	-3.436444	-2.864119	-2.568195	非平稳
DF6	(C,0,0)	0.046750	-3.436432	-2.864114	-2.568192	非平稳
DF12	(C,0,3)	-0.095360	-3.436450	-2.864122	-2.568196	非平稳
DCNH	(C,0,0)	-30.30957 ***	-3.436438	-2.864116	-2.568193	平稳
DCNY	(C,0,0)	-27.43141 ***	-3.436438	-2.864116	-2.568193	平稳
DNDF6	(C,0,1)	-24.95378 ***	-3.436444	-2.864119	-2.568195	平稳
DNDF12	(C,0,1)	-24.10890 ***	-3.436444	-2.864119	-2.568195	平稳
DDF6	(C,0,0)	-32.45432 ***	-3.436438	-2.864116	-2.568193	平稳
DDF12	(C,0,2)	-20.72219 ***	-3.436450	-2.864122	-2.568196	平稳

注:检验类型中,C 为存在常数项,T 为时间趋势变量,N 为滞后阶数;\*\*\*表示显著性水平为1%;DCNH 表示 CNH 的一阶差分,DCNY 表示 CNY 的一阶差分,DNDF6表示 NDF6的一阶差分,DNDF12表示 NDF12的一阶差分,DDF6表示 DF6的一阶差分,DDF12表示 DF12的一阶差分。

由表 3 可以看出,各组数据的原序列均不平稳,但是对其进行一阶差分处理后,均拒绝原假

设,故各变量的一阶差分均可看作平稳序列。所以,以上各组时间序列数据均为一阶单整,可以进行序列间的协整检验。出于篇幅的考虑,实证分析中的一些结果在文中从略。

#### (四) 报酬溢出效应分析

##### 1. VAR 模型的建立

向量自回归(VAR)是基于数据的统计性质建立模型,把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量滞后值的函数来构造模型,从而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的“向量”自回归模型,对于相互联系的时间序列变量系统是有效的预测模型,故常用于预测相互联系的时间序列系统和分析随机扰动对变量系统的冲击,从而解释各种经济冲击对经济变量形成的影响。

本文所研究的变量之间可能存在一定的关联性,故建立 VAR 模型,以观察组合中内生变量滞后值对于各内生变量的影响。本文分别建立两个 VAR 模型,分别是 CNH、CNY、NDF6、DF6 的 VAR 模型和 CNH、CNY、NDF12、DF12 的 VAR 模型。根据 AIC 准则,两个模型的最优滞后期数均为 4,故建立 VAR(4)模型。实证结果显示,由 CNH、CNY、NDF6、DF6 序列组成的模型的拟合程度略高于由 CNH、CNY、NDF12、DF12 序列组成的模型。

##### 2. 协整检验

各变量均为一阶单整,因此可以分别就 CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间的协整关系及 CNH、CNY、NDF12 和 DF12 之间的协整关系进行检验,本文选取 Johansen 最大特征值检验方法。

表 4 CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间的协整检验

假设	Max-Eigen 统计量	5% 置信水平	结论(5%)
没有协整	31.00466	27.58434	拒绝原假设
至少存在一个	8.461243	21.13162	不能拒绝原假设
至多存在二个	5.103159	14.26460	不能拒绝原假设
至多存在三个	0.270876	3.841466	不能拒绝原假设

表 5 CNH、CNY、NDF12 和 DF12 之间的协整检验

假设	Max-Eigen 统计量	5% 置信水平	结论(5%)
没有协整	20.46551	27.58434	不能拒绝原假设
至少存在一个	6.765548	21.13162	不能拒绝原假设
至多存在二个	6.430543	14.26460	不能拒绝原假设
至多存在三个	0.325750	3.841466	不能拒绝原假设

表 4 显示,CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间存在一组协整关系。由表 5 可知,CNH、CNY、NDF12 和 DF12 之间不存在协整关系。综上,通过 Johansen 最大特征值检验,可知 CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间存在长期稳定的均衡关系。

##### 3. Granger 因果检验

Granger 因果检验实质上是检验一个变量的滞后变量是否可以引入到其他变量方程中。一个变量如果受到其他变量的滞后影响,则称它们具有 Granger 因果关系。在香港人民币离岸市场建立并推出 CNH 定盘价后,由于境内境外两个市场通过贸易结算、存款或者投资等途径会发生作用,它们之间可能会存在引导关系。为进一步了解它们之间的引导关系,判断引进其他变量的滞后项是否可以更好地估计该变量,如引进 CNH 的滞后变量对于估计 CNY 的未来变化情况是否有所改善,故进行 Granger 因果关系检验,检验结果如表 6 所示。

表 6 Granger 因果检验 (4 阶)

原假设	F-Statistic	Prob.
D(CNY) does not Granger Cause D(CNH)	0.40561	0.8047
D(CNH) does not Granger Cause D(CNY)	84.2216	7. E - 62 ***
D(NDF6) does not Granger Cause D(CNH)	1.76237	0.1342
D(CNH) does not Granger Cause D(NDF6)	29.9091	1. E - 23 ***
D(DF6) does not Granger Cause D(CNH)	2.00036	0.0924 *
D(CNH) does not Granger Cause D(DF6)	40.7787	1. E - 31 ***
D(NDF6) does not Granger Cause D(CNY)	58.3125	2. E - 44 ***
D(CNY) does not Granger Cause D(NDF6)	1.67176	0.1543
D(DF6) does not Granger Cause D(CNY)	21.2259	8. E - 17 ***
D(CNY) does not Granger Cause D(DF6)	3.42125	0.0087 ***
D(DF6) does not Granger Cause D(NDF6)	3.14220	0.0140 **
D(NDF6) does not Granger Cause D(DF6)	20.1121	6. E - 16 ***
D(NDF12) does not Granger Cause D(CNH)	0.94140	0.4391
D(CNH) does not Granger Cause D(NDF12)	31.7917	5. E - 25 ***
D(DF12) does not Granger Cause D(CNH)	1.52179	0.1936
D(CNH) does not Granger Cause D(DF12)	39.2228	1. E - 30 ***
D(NDF12) does not Granger Cause D(CNY)	38.6017	4. E - 30 ***
D(CNY) does not Granger Cause D(NDF12)	1.93388	0.1026
D(DF12) does not Granger Cause D(CNY)	12.3123	9. E - 10 ***
D(CNY) does not Granger Cause D(DF12)	6.60283	3. E - 05 ***
D(DF12) does not Granger Cause D(NDF12)	2.96355	0.0189 **
D(NDF12) does not Granger Cause D(DF12)	26.9811	3. E - 21 ***

注: \*\*\*表示1%的显著性水平, \*\*表示5%的显著性水平, \*表示10%的显著性水平。

表 6 所示的 Granger 因果检验的结果可以从图 1 较清晰地看出。

由图 1 可知, 当滞后阶数为 4 阶时, 可得出如下结论: (1) 拒绝了 CNH 不是 CNY 的 Granger 原因, 说明在 1% 的显著性水平下, CNH 是 CNY 的 Granger 原因, 即 CNH 对 CNY 存在报酬溢出效应; (2) 在 1% 的显著性水平下, CNH 是 NDF6 (NDF12) 的 Granger 原因, 即 CNH 对 NDF6 (NDF12) 存在报酬溢出效应; (3) CNH 是 DF6 (DF12) 的 Granger 原因, 其显著性水平为 1%, 即说明 CNH 对 DF6 (DF12) 存在报酬溢出效应; (4) CNY 与 DF6 (DF12) 之间存在着双向的 Granger 因果关系, 显著性水平均为 1%; (5) NDF6 (NDF12) 是 CNY 的 Granger 原因, 显著性水平为 1%; (6) NDF6、NDF12 分别是 DF6、DF12 的 Granger 原因, 显著性水平为 1%, DF6、DF12 分别是 NDF6、NDF12 的 Granger 原因, 显著性水平为 5%。通过对 CNH、CNY、NDF6 和 DF6 进行 Granger 因果检验, 还发现 DF6 是 CNH 的 Granger 原因, 显著性水平为 10%。

通过协整检验, 发现 CNH、CNY、NDF6、DF6 之间存在长期稳定的均衡关系, 而未发现 CNH、CNY、

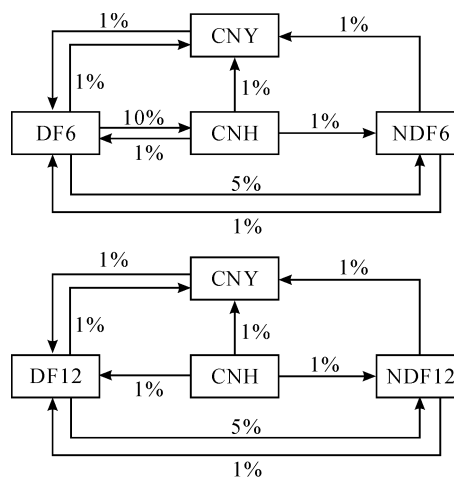


图 1 Granger 因果检验结果示意图

注: 箭头由 Granger 原因指向 Granger 结果;  
箭头上下分别标明的是显著性水平。

NDF12、DF12 之间存在长期稳定的均衡关系；由 Granger 因果检验，除了两序列组合所得到的共同结论外，在 CNH、CNY、NDF6 和 DF6 的序列组合中，还得到了 DF6 是 CNH 的 Granger 原因（显著性水平为 10%）的结论。综合协整检验和 Granger 因果检验结果得到，CHN、CNY、NDF6 和 DF6 等四个序列之间的关联性大于 CHN、CNY、NDF12 和 DF12 之间的关联性。

为了研究在岸、离岸市场人民币汇率之间的信息传导方向，本文之前的部分已经对一个市场汇率的波动对其他市场汇率的影响，即均值水平不同的市场间汇率的相互作用进行研究，也就是均值溢出效应分析，下面对一个市场波动的变化对其他市场的影响进行研究，即波动水平不同的市场间汇率相互作用进行研究，也就是波动溢出效应分析。

#### （五）波动溢出效应分析

本文之所以选择 GARCH(1, 1) 模型（广义自回归条件异方差模型）来研究变量之间的波动溢出效应，是由于其对波动性分析和预测的适用性。

##### 1. CNH、CNY、NDF6 和 DF6 的 GARCH(1, 1) 模型

##### （1）CNH 的 GARCH(1, 1) 模型

在之前的平稳性检验中，我们得到各序列均存在单位根过程，因此可建立随机游走模型。将原数据进行取自然对数处理，并建立模型：

$$\log(CNH_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_3 \log(NDF6_{t-1}) + \alpha_4 \log(DF6_{t-1}) + u_t \quad (1)$$

为了检验上述模型是否具有 ARCH 效应，选用 Heteroscedasticity 检验（ARCH）方法。Heteroscedasticity 检验（ARCH）结果显示，在滞后阶数为 1 时，可在 10% 的显著性水平下拒绝原假设，即序列  $\log(CNH_t)$  存在 ARCH 效应，故建立 GARCH(1, 1) 模型，估计结果显示，均值方程、方差方程如下：

$$\begin{aligned} \log(CNH_t) &= 1.0121^{***} \log(CNH_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= (-7.02E-06)^{**} + 0.1417^{***} \mu_{CNH_{t-1}}^2 + 0.6857^{***} \sigma_{CNH_{t-1}}^2 + (2.55E-05)^{***} \log(CNH_{t-1}) \\ &\quad + (-2.98E-05)^{***} \log(CNY_{t-1}) + (1.57E-05)^{***} \log(DF6_{t-1}) \end{aligned} \quad (2)$$

由式(2)的均值方程可知，CNH 与其滞后一期的关系较 OLS 方法显示得更为密切；由方差方程可以看出，CNY 和 DF6 对 CNH 均存在波动溢出效应。

##### （2）CNY 的 GARCH(1, 1) 模型

建立关于 CNY 自然对数的随机游走模型：

$$\log(CNY_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_3 \log(NDF6_{t-1}) + \alpha_4 \log(DF6_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

Heteroscedasticity 检验（ARCH）结果显示，在滞后阶数为 1 时，可在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，即序列  $\log(CNY_t)$  存在 ARCH 效应，故建立 GARCH(1, 1) 模型。均值方程、方差方程如下：

$$\begin{aligned} \log(CNY_t) &= 0.0162^{***} + 0.9578^{***} \log(CNY_{t-1}) + 0.0846^{***} \log(CNH_{t-1}) \\ &\quad + 0.0064^{***} \times \log(NDF6_{t-1}) - 0.0574^{***} \times \log(DF6_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= (-1.89E-06)^{***} + 0.1557^{***} \mu_{CNY_{t-1}}^2 + 0.6078^{***} \sigma_{CNY_{t-1}}^2 + (-1.38E-05)^{***} \log(CNY_{t-1}) \\ &\quad + (9.48E-06)^{***} \log(CNH_{t-1}) + (-4.65E-06)^{*} \log(NDF6_{t-1}) + (1.02E-05)^{***} \log(DF6_{t-1}) \end{aligned} \quad (4)$$

由式(4)的均值方程可知，CNY 与其自身和 CNH、NDF6、DF6 的滞后一期关系密切；由方差方程可以看出，CNH、NDF6、DF6 对 CNY 均存在波动溢出效应。

##### （3）NDF6 的 GARCH(1, 1) 模型

建立关于原数据自然对数的随机游走模型：

$$\log(NDF6_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(NDF6_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_3 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_4 \log(DF6_{t-1}) + u_t \quad (5)$$

Heteroscedasticity 检验 (ARCH) 结果显示, 在滞后阶数为 1 时, 可在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 即序列  $\log(NDF6_t)$  存在 ARCH 效应, 故建立 GARCH(1, 1) 模型, 均值方程、方差方程如下:

$$\begin{aligned}\log(NDF6_t) &= 0.9538^{***} \log(NDF6_{t-1}) + 0.1200^{***} \log(CNH_{t-1}) \\ &\quad - 0.0237^* \log(CNY_{t-1}) - 0.0509^{***} \log(DF6_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= 0.1730^{***} \mu_{NDF6t-1}^2 + 0.6195^{***} \sigma_{NDF6t-1}^2 + (-6.81E-06)^{**} \log(NDF6_{t-1}) \\ &\quad + (1.31E-05)^{***} \log(CNH_{t-1}) + (-1.99E-05)^{***} \log(CNY_{t-1}) + (1.42E-05)^{***} \log(DF6_{t-1})\end{aligned}\quad (6)$$

由式(6)的均值方程可知, NDF6 与其自身的滞后一期关系密切, 与 CNH、CNY 和 DF6 的滞后一期存在一定的关联性; 由方差方程可以看出, CNH、CNY 和 DF6 对 NDF6 均存在波动溢出效应。

#### (4) DF6 的 GARCH(1, 1) 模型

建立关于 DF6 自然对数的随机游走模型:

$$\log(DF6_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(DF6_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_3 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_4 \log(NDF6_{t-1}) + u_t \quad (7)$$

Heteroscedasticity 检验 (ARCH) 结果显示, 在滞后阶数为 1 时, 可在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 即序列  $\log(DF6_t)$  存在 ARCH 效应, 故建立 GARCH(1, 1) 模型。均值方程、方差方程如下:

$$\begin{aligned}\log(DF6_t) &= 0.0100^{**} + 0.9009^{***} \log(DF6_{t-1}) + 0.1175^{***} \log(CNH_{t-1}) \\ &\quad - 0.0284^{***} \log(CNY_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= (-1.09E-05)^{***} + 0.1633^{***} \mu_{DF6t-1}^2 + 0.5947^{***} \sigma_{DF6t-1}^2 + (2.53E-05)^{***} \log(DF6_{t-1}) \\ &\quad + (9.35E-06)^{***} \log(CNH_{t-1}) + (-1.62E-05)^{***} \log(CNY_{t-1}) + (-1.22E-05)^{***} \log(NDF6_{t-1})\end{aligned}\quad (8)$$

由式(8)的均值方程可知, DF6 与其滞后一期关系密切, 并且与 CNH、CNY 的滞后一期存在一定的关联性; 由方差方程可以看出, CNH、CNY 和 NDF6 对 DF6 均存在波动溢出效应。

### 2. CNH、CNY、NDF12 和 DF12 的 GARCH(1, 1) 模型

#### (1) CNH 的 GARCH(1, 1) 模型

将原数据进行取自然对数处理, 并建立模型:

$$\log(CNH_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_3 \log(NDF12_{t-1}) + \alpha_4 \log(DF12_{t-1}) + u_t \quad (9)$$

Heteroscedasticity 检验 (ARCH) 结果显示, 在滞后阶数为 1 时, 可在 10% 的显著性水平下拒绝原假设, 即序列  $\log(CNH_t)$  存在 ARCH 效应, 故建立 GARCH(1, 1) 模型。估计结果如下:

$$\begin{aligned}\log(CNH_t) &= 1.0090^{***} \log(CNH_{t-1}) - 0.0166^* \log(CNY_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= (-1.10E-05)^{**} + 0.1443^{***} \mu_{CNHt-1}^2 + 0.6083^{***} \sigma_{CNHt-1}^2 + (-3.24E-05)^{***} \log(CNY_{t-1}) \\ &\quad + (2.29E-05)^{***} \log(DF12_{t-1})\end{aligned}\quad (10)$$

由式(10)的均值方程可知, CNH 与其滞后一期关系密切, 并且与 CNY 的滞后一期存在一定的关联性; 由方差方程可以看出, CNY、DF12 对 CNH 存在波动溢出效应。

#### (2) CNY 的 GARCH(1, 1) 模型

建立关于原数据自然对数的随机游走模型:

$$\log(CNY_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_3 \log(NDF12_{t-1}) + \alpha_4 \log(DF12_{t-1}) + u_t \quad (11)$$

Heteroscedasticity 检验 (ARCH) 结果显示, 在滞后阶数为 1 时, 可在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 即序列  $\log(CNY_t)$  存在 ARCH 效应, 故建立 GARCH(1, 1) 模型, 估计结果显示, 均值方程、方差方程如下:

$$\begin{aligned}\log(CNY_t) &= 0.9697^{***} \log(CNY_{t-1}) + 0.0488^{***} \log(CNH_{t-1}) - 0.0175^{***} \log(DF12_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= (-1.08E-05)^{***} + 0.1505^{***} \mu_{CNYt-1}^2 + 0.6107^{***} \sigma_{CNYt-1}^2 + (-1.21E-05)^{***} \log(CNY_{t-1})\end{aligned}$$



$$+ (1.16E - 05)^{***} \log(CNH_{t-1}) + (-3.66E - 06)^{***} \log(NDF12_{t-1}) + (1.03E - 05)^{***} \log(DF12_{t-1}) \quad (12)$$

由式(12)的均值方程可知, CNY 与其滞后一期关系密切, 并且与 CNH 和 DF12 的滞后一期之间存在一定的关联性; 由方差方程可以看出, CNH、NDF12 和 DF12 对 CNY 存在波动溢出效应。

### (3) NDF12 的 GARCH(1, 1) 模型

建立关于原数据自然对数的随机游走模型:

$$\log(NDF12_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(NDF12_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_3 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_4 \log(DF12_{t-1}) + u_t \quad (13)$$

Heteroscedasticity 检验 (ARCH) 结果显示, 在滞后阶数为 1 时, 可在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 即序列  $\log(NDF12_t)$  存在 ARCH 效应, 故建立 GARCH(1, 1) 模型。均值方程、方差方程如下:

$$\begin{aligned} \log(NDF12_t) &= 0.0112^* + 0.9754^{***} \log(NDF12_{t-1}) + 0.0746^{***} \log(CNH_{t-1}) - 0.0496^{***} \log(CNY_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= (9.99E - 06)^{***} + 0.1541^{***} \mu_{NDF12t-1}^2 + 0.6050^{***} \sigma_{NDF12t-1}^2 + (2.32E - 06)^{**} \log(NDF12_{t-1}) \\ &\quad + (6.41E - 06)^{***} \log(CNH_{t-1}) + (-4.17E - 05)^{***} \log(CNY_{t-1}) + (2.77E - 05)^{***} \log(DF12_{t-1}) \end{aligned} \quad (14)$$

由式(14)的均值方程可知, NDF12 与其滞后一期关系密切, 并且与 CNH、CNY 的滞后一期之间存在着一定的关联性; 由方差方程可以看出, CNH、CNY 和 DF12 对 NDF12 存在波动溢出效应。

### (4) DF12 的 GARCH(1, 1) 模型

建立关于原数据自然对数的随机游走模型:

$$\log(DF12_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(DF12_{t-1}) + \alpha_2 \log(CNH_{t-1}) + \alpha_3 \log(CNY_{t-1}) + \alpha_4 \log(NDF12_{t-1}) + u_t \quad (15)$$

Heteroscedasticity 检验 (ARCH) 结果显示, 在滞后阶数为 1 时, 可在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 即序列  $\log(DF12_t)$  存在 ARCH 效应, 故建立 GARCH(1, 1) 模型, 估计结果显示, 均值方程、方差方程如下:

$$\begin{aligned} \log(DF12_t) &= 0.0190^{***} + 0.9386^{***} \log(DF12_{t-1}) + 0.0773^{***} \log(CNH_{t-1}) \\ &\quad - 0.0519^{***} \log(CNY_{t-1}) + 0.0259^{***} \log(NDF12_{t-1}) + u_t \\ \sigma_t^2 &= 0.2551^{***} \mu_{DF12t-1}^2 + 0.5000^{***} \sigma_{DF12t-1}^2 + (6.44E - 05)^{***} \log(DF12_{t-1}) \\ &\quad + (-4.52E - 05)^{***} \log(CNH_{t-1}) + (-2.31E - 05)^{***} \log(CNY_{t-1}) \end{aligned} \quad (16)$$

由式(16)的均值方程可知, DF12 与其滞后一期关系密切, 并且与 CNH、CNY、NDF12 的滞后一期之间存在一定的关联性; 由方差方程可以看出, CNH 和 CNY 对 DF12 存在波动溢出效应。上述的 GARCH 模型波动溢出效应的分析结果可以从图 2 中较清晰地看出。

综上所述, CNY 和 DF6 对 CNH 存在波动溢出效应; CNH、NDF6 和 DF6 对 CNY 存在波动溢出效应; CNH、CNY 和 DF6 对 NDF6 存在波动溢出效应; CNH、CNY 和 NDF6 对 DF6 存在波动溢出效应; CNY 和 DF12 对 CNH 存在波动溢出效应; CNH、NDF12 和 DF12 对 CNY 存在波动溢出效应; CNH 和 CNY 对 DF12 存在波动溢出效应。

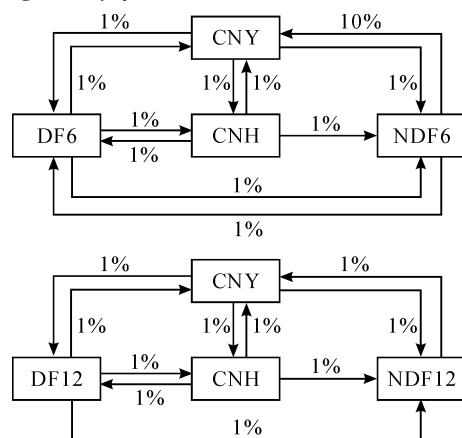


图 2 GARCH 模型分析结果示意图

注: 箭头由波动产生变量指向受该波动影响的变量; 箭头上下分别标明的是显著性水平。

## 四、结论与建议

### (一) 结论

本文分别就 CNH、CNY、NDF6、DF6 之间的关联性以及 CNH、CNY、NDF12、DF12 之间的关联性,从平稳性、协整性、报酬溢出效应、波动溢出效应等方面进行实证分析。研究得到如下结论:第一,CNH、CNY、NDF6、DF6 之间,以及 CNH、CNY、NDF12 和 DF12 之间可能存在一定的关联性。第二,CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间存在长期稳定的均衡关系。通过 Granger 因果检验,发现在两个 VAR 模型中,CNH 均对 CNY 存在着单向的报酬溢出效应;CNH 对 NDF6(NDF12)存在着单向的报酬溢出效应,NDF6(NDF12)对 CNY 存在着单向的报酬溢出效应;CNH 和 CNY 分别与 DF6 之间存在着双向的报酬溢出效应,CNY 与 DF12 之间存在着双向的报酬溢出效应,CNH 对 DF12 存在着单向的报酬溢出效应;NDF6(NDF12)与 DF6(DF12)之间存在着双向的报酬溢出效应。第三,从波动溢出效应的角度来看,CNH 与 CNY 之间存在双向的波动溢出效应;CNH 对 NDF6(NDF12)有单向的波动溢出效应,NDF6(NDF12)与 CNY 之间存在着双向的波动溢出效应;CNH 和 CNY 分别与 DF6(DF12)之间存在着双向的波动溢出效应;NDF6 与 DF6 之间存在着双向的波动溢出效应,DF12 对 NDF12 有单向的波动溢出效应。总体上,实证分析发现,CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间存在一定的关联性,CNH、CNY、NDF12 和 DF12 之间也存在一定的关联性,且前者之间的关联性可能大于后者之间的关联性。

### (二) 建议

第一,本文实证分析中得到,CNH、CNY、NDF6 和 DF6 之间的关联性可能大于 CNH、CNY、NDF12 和 DF12 之间的关联性。这一结论对后续研究中指标选取具有一定的指导意义,如在研究即期汇率和远期汇率时,6 个月期的汇率可以作为较好的远期汇率指标。第二,CNH 对 CNY 存在着单向的报酬溢出效应,政府在制定货币政策和汇率政策的过程中,要充分考虑离岸市场对在岸市场的溢出效应,增强政策制定的前瞻性和有效性,增强政策在应对外部冲击中的灵活性和有效性。

### 参考文献:

- [1] Robert Z. Aliber. The Interest Parity Theorem: A Reinterpretation [J]. Journal of Political Economy, 1973, (81): 1451-1459.
- [2] Cornell Bradford. Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 1977, (5): 55-65.
- [3] John F. O. Bilson. A Monetary Approach to the Exchange Rate [Z]. IMF Staff Paper, 1976, (25): 105-109.
- [4] Lars Peter Hansen and Robert J. Hodrick. Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis [J]. Journal of Political Economy, 1980, (88): 829-853.
- [5] Eugene F. Fama. Forward and Spot Exchange Rates [J]. Journal of Monetary Economics, 1984, (14): 319-338.
- [6] Richard H. Clarida and Mark P. Taylor. The Term Structure of Forward Exchange Premiums and Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors [J]. Review of Economics and Statistics, 1997, (79): 353-361.
- [7] Craig S. Hakkio and Mark Rush. Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets [J]. Journal of International Money and Finance, 1989, (8): 75-88.
- [8] Jinwoo Park. Information Flows between Non-deliverable forward(NDF) and Spot Markets: Evidence from Korean Currency [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2001, (9): 363-377.
- [9] Gwang-Ju Rhee, EunMo Lee. Foreign Exchange Intervention and Foreign Exchange Market Development in Korea [Z]. Bis Papers Chapters, 2005, (24): 196-208.
- [10] 黄学军, 吴冲锋. 离岸人民币非交割远期与境内即期汇率价格的互动: 改革前后 [J]. 金融研究, 2006, (11): 83-89.
- [11] 代幼渝, 杨莹. 人民币境外 NDF 汇率、境内远期汇率与即期汇率的关系的实证研究 [J]. 国际金融研究, 2007, (10): 72-80.

- [12] 徐剑刚, 李治国, 张晓蓉. 人民币 NDF 与即期汇率的动态关联性研究 [J]. 财经研究, 2007, (9): 61 – 68.
- [13] Roberta Colavecchio, Michael Funke. Volatility Transmissions between Renminbi and Asia-Pacific on Shore and Offshore U. S. Dollar Futures [J]. China Economic Review, 2008, 19(4): 635 – 648.
- [14] 李晓峰, 陈华. 人民币即期汇率市场与境外衍生市场之间的信息流动关系研究 [J]. 金融研究, 2008, (5): 14 – 24.
- [15] 奚君羊, 张小燕. 人民币即期汇率与无本金交割远期汇率的关联性分析 [J]. 上海经济研究, 2009, (3): 34 – 38.
- [16] 严敏, 巴曙松. 人民币即期汇率与境内外远期汇率动态关联——NDF 监管政策出台之后 [J]. 财经研究, 2010, (2): 15 – 25.
- [17] David K. Ding, Yiuman Tse, Michael R. Williams. The Price Discovery Puzzle in Offshore Yuan Trading: Different Contributions for Different Contracts [J]. Journal of Futures Markets, 2014, 34(2): 103 – 123.
- [18] 朱孟楠, 张雪鹿. 境内外人民币汇率差异的原因研究 [J]. 国际金融研究, 2015, (5): 87 – 96.
- [19] 刘华, 周为, 蒋超. 利率和汇率市场化改革是否会影响人民币离岸和在岸市场间的溢出效应? [J]. 上海金融, 2015, (7): 66 – 74.
- [20] Samar Maziad, Joong Shik Kang. RMB Internationalization: Onshore/Offshore Links [Z]. IMF Working Paper, 2012, WP/12/133.
- [21] 杨帆. 人民币国际化进程中在岸与离岸市场汇率联动研究 [J]. 统计与决策, 2015, (19): 149 – 152.
- [22] 阙澄宇, 马斌. 人民币在岸与离岸市场汇率的非对称溢出效应——基于 VAR-GJR-MGARCH-BEKK 模型的经验证据 [J]. 国际金融研究, 2015, (7): 21 – 32.
- [23] 汤洋, 殷凤. 人民币国际化进程中在岸与离岸市场汇率的动态关联——基于 VAR-DCC-MVGARCH-BEKK 模型的实证分析 [J]. 金融经济研究, 2016, (3): 16 – 26.

## A Study on the Relevance between Spot Exchange Rate of Onshore RMB Market and Spot Exchange Rate of Hongkong Offshore RMB Market

ZHAI Xiaoying<sup>1</sup>, YU Jun<sup>2</sup>

(1. Institute of Management and Decision, Shanxi University, Taiyuan 030006, China; 2. Jinhe Center for Economic Research, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China)

**Abstract:** This paper establishes a RMB exchange rate system including spot exchange rate of onshore RMB market (CNY), spot exchange rate of Hongkong offshore RMB market (CNH), forward rate in non deliverable forward market over 6 months and 1 year (NDF6 and NDF12) & forward rate in the onshore market over 6 months and 1 year (DF6 and DF12). In the empirical studies, we use unit root test, cointegration test, Granger causality test and MVGARCH model respectively for stationarity, cointegration, Granger causality, volatility spillover effect and other aspects to test the dynamic relationship among different exchange rates. We conclude that CNH has a compensation spillover effect on CNY, and there exists a two-way volatility spillover effect between CNH and CNY, and the relevance among CNH, CNY, NDF6, DF6 may be greater than the relevance among CNH, CNY, NDF12, DF12. At last, based on these conclusions, we proposes some suggestions.

**Key words:** Hongkong Offshore RMB Market; Onshore RMB Market; Spot Exchange Rate; Forward Rate; Spillover Effect

(责任编辑: 原 蕴)