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

严 敏[1]，巴曙松[1,2]
（1. 中国科学技术大学 管理学院，安徽 合肥 230026；
2. 国务院发展研究中心 金融研究所，北京 100010）

摘　要：文章运用 Granger 因果检验方法和 DCC-MGARCH 模型，对外管局禁止境内机构从事 NDF 交易后人民币对美元即期汇率市场、境内远期汇率市场和境外 NDF 市场之间的动态关联关系进行了实证研究，研究发现：市场间常条件和动态条件相关系数随着合约期限的增长呈递减态势，即期市场与 NDF 市场之间的相关性最强，境内外远期市场之间的相关性最弱；虽然即期市场存在对 NDF 市场的信息波动溢出效应，但从总体上看，NDF 市场的价格引导力量强于即期市场和境内远期市场，处于市场价格信息的中心地位。

关键词：NDF；监管政策；波动溢出；DCC-MGARCH
中图分类号：F830.9　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2010)02-0015-11

一、引　言

汇率是在开放经济环境下发挥重要作用的相对价格变量，反映了一国经济基本因素的变动，直接影响贸易和投资等实体经济活动，从而进一步影响到产业结构调整和国民福利。自 2005 年 7 月 21 日人民币汇率形成机制改革以来，人民币汇率弹性显著增强，至今即期汇率已累计升值超过 15%。随着我国对外开放度的提高，人民币汇率制度的弹性化程度将会进一步增强，与其同时我国的进出口企业以及相关国际投资者必然面临很大的人民币外汇风险，而规避这类外汇风险的最好方法就是建立一个能对冲这些风险的有效的外汇衍生品市场。

在人民币汇率风险不断加大的背景下，我国央行在外汇市场建设方面也做出了很多的改革和努力，相继在柜台市场全面放开了远期结售汇业务，在银

收稿日期：2009-11-17
作者简介：严　敏（1980－），男，安徽庐江人，中国科学技术大学管理学院博士研究生；
巴曙松（1969－），男，湖北武汉人，中国科学技术大学管理学院教授，国务院发展研究中心金融研究所研究员，博士生导师。

行间市场引入了远期和掉期等衍生交易品种。在境外,为了规避境内的外汇管制,离岸的人民币无本金交割远期交易(Non-Deliverable Forwards,简称NDF)市场早在20世纪90年代中期就相继在新加坡和香港出现,由于不受国内货币当局的管制以及自身定价机制的灵活性,交易近来一直比较活跃。

显然上述即期市场、境内远期市场以及境外NDF市场之间必然存在着相互影响,为此,如何正确理清三个市场之间的关联关系就一直是投资者和监管者非常关心的问题,市场间信息传导关系的全面了解不仅有利于投资者有效实现套期保值或套利,也有利于监管者的相关政策制定和实施。

二、文献回顾以及问题的提出

关于外汇即期市场与远期市场或离岸市场之间的关系,早期主要集中于线性价格溢出方面的研究(Callen等,1989)。由于汇率数据一般为非平稳数据,简单线性回归研究可能出现伪回归问题,随后Zivot(2000)、Kutan和Zhou(2003)先后使用了协整理论和Granger因果关系检验分析对即期外汇市场和远期外汇市场之间的关系进行了研究。

除了上述从线性的角度直接研究外,一些文献还同时从价格溢出和波动溢出两个角度对市场间的关联关系进行了研究。Park(2001)比较研究了韩国在1997年汇率制度改革前后韩元即期汇率与NDF之间的波动溢出关系。王凯立和吴军奉(2006)发现新台币即期汇率和NDF存在着显著的双向报酬传导机制,禁止台湾法人参加新台币NDF市场后,NDF对即期汇率波动溢出的传导效应不显著,表明该政策有助于稳定新台币的波动。

国外有关研究人民币境内外市场间关系的文献并不多见,大多集中于对人民币NDF市场本身的研究或基于人民币NDF市场对国内即期汇率制度形成机制的研究以及对我国资本管制有效性进行检验或人民币NDF市场与别国NDF市场之间关联关系。

在国内已有很多学者对人民币即期市场与境外NDF市场之间的联动关系进行了探讨。在价格溢出方面,黄学军、吴冲锋(2006)比较研究了我国汇率制度改革前后二个阶段的人民币NDF与即期汇率的互动关系。在波动溢出方面,徐剑刚等(2007)研究发现汇改后人民币NDF与即期汇率两个市场间不存在相互的波动溢出效应,只存在人民币NDF市场对即期市场的单向报酬溢出效应。陈蓉等(2008)的实证研究表明在境内关闭NDF后,境内人民币远期市场与NDF市场一起发挥了远期市场的价格发现功能,对即期汇率具有显著的引领作用,且同时境内远期市场对NDF市场有显著的波动溢出效应。

上述文献主要集中于即期市场与NDF市场以及境内远期市场与NDF市场等两两市场间的研究,同时从报酬溢出和波动率溢出两个角度对即期市场、境内远期市场以及NDF市场三者之间动态关联关系研究的文献还比较

少。其次，2006 年 10 月，国家外汇管理局曾发布通知，禁止国内商业银行和其他任何机构参与境外 NDF 交易，此监管措施的实施必然会对市场间的互动关系产生影响，时至今日，其影响效果如何还有待检验，而国内对关闭 NDF 市场后的市场间关系研究还不多见。另外，研究样本选择范围狭窄，多数文献只是对 3 月期合约或 1 年期合约进行了研究，但对交易相对比较活跃的合约进行全面研究的文献还没有，而不同合约由于其市场参与者结构差异（短期多以套期保值者，长期多以投机者），相应市场间的关系也可能会改变。最后，在具体实证方面，大部分文献都是基于价格收益率序列服从正态分布假设下进行模型估计，而实际上，收益率序列普遍具有显著的尖峰厚尾特征，并不服从正态分布。为此，本文采用多元联合 t 分布来拟合收益序列的尖峰厚尾性，并引入较为复杂的动态条件相关多元 GARCH 模型，基于交易相对活跃的四期合约样本日数据，同时从线性和非线性的角度来研究关闭 NDF 市场后三个市场间关联关系，以期全面揭示三市场间动态信息传导过程。

三、市场之间的动态信息传导模型

首先，通过 VAR(k)模型，从一阶矩角度来考察三个市场之间的价格（报酬）溢出关系，即线性关系。具体模型为：

$$R_{s,t}=\mu_S+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{SS,i}R_{s,t-i}+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{SD,i}R_{D,t-i}+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{SN,i}R_{N,t-i}+\varepsilon_{S,t} \quad (1)$$

$$R_{D,t}=\mu_D+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{DS,i}R_{s,t-i}+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{DD,i}R_{D,t-i}+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{DN,i}R_{N,t-i}+\varepsilon_{D,t} \quad (2)$$

$$R_{N,t}=\mu_N+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{NS,i}R_{s,t-i}+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{ND,i}R_{D,t-i}+\sum_{i=1}^{k}\alpha_{NN,i}R_{N,t-i}+\varepsilon_{N,t} \quad (3)$$

其中，$R_{S,t}$为 t 时刻 SPOT 市场收益率，$R_{D,t}$为 t 时刻 DF 市场收益率，$R_{N,t}$为 t 时刻 NDF 市场收益率。μ_S、μ_D、μ_N 为常数项。k 为滞后阶数。$\alpha_{SS,i}$、$\alpha_{DD,i}$、$\alpha_{NN,i}$分别为 SPOT、DF 和 NDF 三个市场收益率的自回归滞后系数。$\alpha_{mn,i}$（m，n＝S，D，N；m≠n）表示从 n 市场到 m 市场的价格溢出，如果 $\alpha_{mn,i}$显著异于零，表示 n 市场的变化能够预测 m 市场的未来变化，即 n 市场变化是 m 市场变化的 Granger 原因。$\varepsilon_{S,t}$、$\varepsilon_{D,t}$、$\varepsilon_{N,t}$为随机误差项。

对于三个市场之间的波动溢出关系，即非线性关系，本文使用（Engle，2002）动态条件相关多元 GARCH 模型（dynamic conditional correlation，即 DCC-MGARCH 模型）从二阶矩角度来分析。与（Bollerslev，1990；巴曙松、严敏，2009）常条件相关多元 GARCH 模型（constant conditional correlation，即 CCC-MGARCH 模型）相比，DCC-MGARCH 模型考虑了时间序列变量之间的时变性，比较符合经济序列之间共变性的特征事实。此外，考虑到 t 分布比正态分布更能有效拟合时间序列的尖峰厚尾特性，因而本文采用多元联合 t 分布假定，波动溢出模型为：

$$\varepsilon_t=(\varepsilon_{S,t},\varepsilon_{D,t},\varepsilon_{N,t})^T,\varepsilon_t|\Omega_{t-1}\sim t(0,N_t,v),H_t\equiv\begin{bmatrix}\sigma^2_{S,t} & \sigma_{SD,t} & \sigma_{SN,t}\\ \sigma_{DS,t} & \sigma^2_{D,t} & \sigma_{SD,t}\\ \sigma_{NS,t} & \sigma_{ND,t} & \sigma^2_{N,t}\end{bmatrix} \tag{4}$$

$$\sigma^2_{S,t}=\omega_S+\gamma_S\sigma^2_{S,t-1}+\beta_{SS}\sigma^2_{S,t-1}+\beta_{SD}\varepsilon^2_{D,t-1}+\beta_{SN}\varepsilon^2_{N,t-1} \tag{5}$$

$$\sigma^2_{D,t}=\omega_D+\gamma_D\sigma^2_{D,t-1}+\beta_{DS}\varepsilon^2_{S,t-1}+\beta_{DD}\varepsilon^2_{D,t-1}+\beta_{DN}\varepsilon^2_{N,t-1} \tag{6}$$

$$\sigma^2_{N,t}=\omega_N+\gamma_N\sigma^2_{N,t-1}+\beta_{NS}\varepsilon^2_{S,t-1}+\beta_{ND}\varepsilon^2_{D,t-1}+\beta_{NN}\varepsilon^2_{N,t-1} \tag{7}$$

其中，$\varepsilon_{S,t}$、$\varepsilon_{D,t}$、$\varepsilon_{N,t}$为方程(1)、方程(2) 和方程(3)的残差项，Ω_{t-1}为 t－1 时刻的信息集，H_t 为时变的条件协方差矩阵，v 为 t 分布的自由度。ω_S、ω_D、ω_N 为常数项。γ_S、γ_D、γ_N 分别为 SPOT、DF 和 NDF 三个市场的波动持久性系数。$\beta_{SS,i}$、$\beta_{DD,i}$、$\beta_{NN,i}$分别为 SPOT、DF 和 NDF 三个市场 ARCH 项系数。$\beta_{mn,i}$(m，n＝S，D，N；m≠n)为从 n 市场到 m 市场的波动溢出系数，如果 $\beta_{mn,i}$显著异于零，说明存在从 n 市场到 m 市场的波动溢出效应。

根据 Engle(2002)在 Bollerslev(1990)的常条件相关模型(CCC model)基础上提出的动态条件相关模型(DCC model)，H_t 可分解为：

$$H_t=D_tR_tD_t \tag{8}$$

$$Q_t=(1-a-b)\overline{Q}+az_{t-1}z'_{t-1}+bQ_{t-1} \tag{9}$$

$$R_t=\mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2}Q_t\mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2} \tag{10}$$

其中，$D_t=\mathrm{diag}\{\sigma_{i,t}\}$，即对角元素为各变量条件标准差的对角阵(3×3 阶)。$z_{t-1}'=D_t^{-1}\varepsilon_{t-1}$为残差向量 ε_{t-1}标准化残差。$\overline{Q}$ 为标准残差的无条件方差矩阵(3×3 阶)。R_t 为动态条件相关系数矩阵(3×3 阶)，R_t 中的元素为：$r_{ij,t}=q_{ij,t}/\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}$。$\mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2}$为对角元素为 $1/\sqrt{q_{ii,t}}$ 的对角矩阵(3×3 阶)，Q_t 中的元素为 $q_{ij,t}$，$q_{ii,t}$，$q_{jj,t}$。a、b 为 DCC 模型的参数，实际上，当 a＝b＝0 时，DCC 模型也就退变为 CCC 模型，因此本文也基于 CCC 模型对市场间的常条件相关系数进行了估计，以期与 DCC 模型估计的动态条件相关系数做一对照。

在残差向量 ε_t 服从三元联合 t 分布的假定下，为了保证参数估计的有效性，本文采用对数极大似然估计方法对方程(4)—方程(10)进行了一步估计，对数似然函数为：

$$L(\Theta)=\sum_{t=1}^{T}\ln\{l_t(\Theta)\} \tag{11}$$

$$l_t(\Theta)=\frac{\Gamma[(v+m)/2]}{\Gamma(v/2)[\pi(v-2)]^{m/2}}|H_t|^{-1/2}\left[1+\frac{1}{v-2}\varepsilon_t'H_t^{-1}\varepsilon_t\right]^{-(v+m)/2} \tag{12}$$

其中，Θ 为需要估计的参数向量，T 为样本总数，v 为 t 分布的自由度，m 为变量个数(本文中 m 取 3)。

四、数据选择及其统计特性分析

(一)数据选择

样本数据为 2006 年 10 月 27 日国家外汇管理局禁止内地机构在境外进

行 NDF 报价后的人民币对美元即期汇率日度数据（SPOT）、境内人民币对美元银行间远期汇率日度数据（DF）以及境外 NDF 市场人民币对美元远期汇率日度数据（NDF），选择区间为 2006 年 11 月 1 日至 2009 年 6 月 5 日期间，剔除了不是市场同时开放的日交易数据后，共得 606 个日交易数据样本。研究对应的远期合约为交易比较活跃的四种期限合约：1 个月期限（1M）、3 个月期限（3M）、6 个月期限（6M）和 12 个月期限（12M）。其中，境内人民币对美元即期汇率、银行间远期汇率取自于 Reuters 交易平台，境外 NDF 市场人民币对美元远期汇率来源于 Bloomberg 数据库。

（二）数据处理与描述统计分析

考虑到投资者主要关心的是收益率，因此本文的后续讨论分析均针对即期以及远期的汇率收益率进行。汇率日收益率的计算式为：$R_{i,t}=100\times(\ln P_{i,t}-\ln P_{i,t-1})$，其中，$P_{i,t}$为在第 t 日的对应汇率收盘价数据。

表 1　样本数据的描述统计

变量	均值	标准差	偏度	峰度	JB	Q(12)	$Q^2(12)$
SPOT	−0.021 2	0.112 3	0.4 61 5	6.692 8	362.837*	18.262**	55.680*
DF(1M)	−0.023 8	0.165 2	−0.365 8	5.644 5	188.537*	45.212*	96.301*
NDF(1M)	−0.024 2	0.193 6	0.326 1	7.143 9	440.675*	21.254**	238.090*
DF(3M)	−0.023 2	0.154 1	−1.091 5	8.959 2	993.528*	57.210*	233.400*
NDF(3M)	−0.023 6	0.245 5	−0.216 5	15.439 0	3 821.600*	21.472**	126.730*
DF(6M)	−0.021 9	0.124 5	−0.516 5	9.280 7	1 014.562*	55.510*	238.700*
NDF(6M)	−0.023 2	0.332 2	1.118 4	15.628 2	4 118.758*	23.604**	129.140*
DF(12M)	−0.022 9	0.285 4	0.023 1	5.467 8	152.5 587*	23.159**	95.285*
NDF(12M)	−0.024 8	0.435 5	1.307 8	16.684 7	4 860.927*	29.453*	113.350*

注：*，** 分别表示在 1%，5%置信水平下 t—统计量显著；JB 统计量为 Jarque-Bera 正态性检验统计量；Q(20)和 $Q^2(20)$分别为检验序列自相关性和对应平方序列自相关性的 Ljung-Box Q 统计量。

表 1 给出了四种期限合约样本的每日汇率收益率的描述性统计特征。偏度和峰度反映了各收益率序列分布具有尖峰有偏态的特征，用来检验变量是否服从正态分布的 JB 统计量值说明了各收益率系列均不服从正态分布。此外，对于所有序列而言，Q(20)和 Q2(20)两个统计量均在 1%或 5%置信水平下显著，说明所有收益率序列都存在线性自相关性和非线性自相关性（异方差特性）。

五、实证结果与分析讨论

（一）市场间报酬溢出关系的 Granger 因果关系检验

本文运用 Granger 因果检验方法来研究即期市场、境内远期市场与 NDF 市场之间的报酬溢出关系。为了避免伪回归问题，在对上述三个市场进行 Granger 因果关系检验之前，需要检验各收益率时间序列的平稳性，即检验序列是否服从单位根过程。ADF 检验值的检定结果表明，在 1%的显著水平下各收益率序列均为平稳序列。

平稳性检验之后，需要确定各对应 VAR 模型的最优滞后期 p，为了选择

最为合适的p值，本文依据了LR统计量、FPE(最终预测误差)、SC信息准则、AIC信息准则与HQ信息准则五个指标来进行判断，具体的市场间Granger因果关系检验结果见表2。

表2 Granger因果关系检验结果

	原假设	最优滞后期p	F值	P值	结论(5%水平)
1M	DF(1M)不是SPOT的Granger原因	5	1.604 5	0.156 8	接受原假设
	SPOT不是DF(1M)的Granger原因	5	23.157 0	3.0E−21	拒绝原假设
	NDF(1M)不是SPOT的Granger原因	5	4.491 0	0.000 5	拒绝原假设
	SPOT不是NDF(1M)的Granger原因	5	2.529 4	0.028 1	拒绝原假设
	NDF(1M)不是DF(1M)的Granger原因	5	22.487 0	1.2E−20	拒绝原假设
	DF(1M)不是NDF(1M)的Granger原因	5	0.864 4	0.504 7	接受原假设
3M	DF(3M)不是SPOT的Granger原因	7	2.018 0	0.050 8	接受原假设
	SPOT不是DF(3M)的Granger原因	7	6.106 9	6.7E−07	拒绝原假设
	NDF(3M)不是SPOT的Granger原因	7	3.097 0	0.003 2	拒绝原假设
	SPOT不是NDF(3M)的Granger原因	7	1.958 4	0.058 6	接受原假设
	NDF(3M)不是DF(3M)的Granger原因	7	6.796 4	9.1E−08	拒绝原假设
	DF(3M)不是NDF(3M)的Granger原因	7	0.743 5	0.635 1	接受原假设
6M	DF(6M)不是SPOT的Granger原因	8	1.481 9	0.1 718	拒绝原假设
	SPOT不是DF(6M)的Granger原因	8	3.570 7	0.000 4	拒绝原假设
	NDF(6M)不是SPOT的Granger原因	8	2.863 1	0.003 9	拒绝原假设
	SPOT不是NDF(6M)的Granger原因	8	1.273 0	0.254 7	接受原假设
	NDF(6M)不是DF(6M)的Granger原因	8	5.849 2	3.3E−07	拒绝原假设
	DF(6M)不是NDF(6M)的Granger原因	8	1.225 1	0.281 6	接受原假设
12M	DF(12M)不是SPOT的Granger原因	6	0.290 4	0.941 5	接受原假设
	SPOT不是DF(12M)的Granger原因	6	1.342 3	0.236 1	接受原假设
	NDF(12M)不是SPOT的Granger原因	6	3.135 1	0.004 9	拒绝原假设
	SPOT不是NDF(12M)的Granger原因	6	1.554 5	0.158 1	接受原假设
	NDF(12M)不是DF(12M)的Granger原因	6	10.548 0	3.9E−11	拒绝原假设
	DF(12M)不是NDF(12M)的Granger原因	6	0.988 5	0.432 0	接受原假设

从表2检验结果可以看出，对于四种期限合约而言，NDF市场均对即期市场和远期市场均存在报酬溢出效应，其价格引导力量要明显强于后面两个市场，即NDF市场在三个市场中居于价格信息中心地位，而境内远期市场价格发现能力最弱。

上述实证结果也反映出了境内外远期市场的发展现状，由于面临着资本项目尚未完全开放、人民币不可自由兑换、资本管制等市场限制，境内人民币远期市场的交易主体仍显狭隘，市场的深度和广度目前还远远低于境外NDF市场，由于境外NDF市场建立时间较久，人民币NDF一直以来是外汇市场主体主要的避险工具，交易一直比较活跃。根据张光平(2008)基于国际清算银行和新兴市场交易商协会数据的估算，2003年境外人民币NDF总成交量已经达到1 840亿美元，即使在2006年10月国家外汇管理局限制境内机构参与境外NDF交易以后，此市场不久就恢复到日均交易量在25亿－30亿美元左右(Peng等，2007)，而基于我国央行《中国货币政策执行报告》公布的数据，我们发现，在2006年第一季度至2009年第三季度期间，银行间远期市场最大的季度累计交易量仅为77.5亿美元(2008年第一季度)，两者的差距显而易见。

（二）市场间波动溢出关系检验

金融市场之间的信息流动关系不仅包括线性的价格报酬上的信息传导关系，还包括非线性的波动率上的信息传导即波动溢出关系。三个市场间的波动溢出效应检验结果见表 3。

表 3　溢出效应检验模型 DCC－MGARCH(1,1)－t 参数估计结果

		ω_i	γ_i	β_{iS}	β_{iD}	β_{iN}	Q(12)	$Q^2(12)$
1M	$\sigma^2_{S,t}(i=S)$	−1.14E−08*	0.921 6*	0.029 3*	0.004 6**	0.006 8**	9.26	7.12
		(−3.084)	(131.75)	(7 063.11)	(2.404)	(2.123)	[0.46]	[0.86]
	$\sigma^2_{D,t}(i=D)$	9.58E−08	0.8801*	0.103 3*	0.048 5**	−0.034 4*	11.73	9.36
		(1.398)	(19.361)	(2 788.18)	(2.256)	(−8.883)	[0.38]	[0.75]
	$\sigma^2_{N,t}(i=N)$	2.01E−08	0.855 5*	0.024 1*	0.012 6	0.122 0*	8.67	7.39
		(0.607 4)	(24.283)	(1 344.8)	(0.914 3)	(3.581 5)	[0.26]	[0.95]
3M	$\sigma^2_{S,t}(i=S)$	1.74E−07	0.746 2*	0.012 8*	0.045 6	0.049 4	15.33	9.68
		(1.512 5)	(5.608)	(384.31)	(0.052)	(1.464)	[0.35]	[0.76]
	$\sigma^2_{D,t}(i=D)$	8.51E−10	0.921 7*	0.003 2*	0.084 3	−0.000 2	14.25	8.96
		(0.712 9)	(17.54)	(19 783)	(1.041)	(−0.246)	[0.36]	[0.88]
	$\sigma^2_{N,t}(i=N)$	2.81E−08	0.893 5*	0.183 1*	−0.408 3	0.012 9	12.56	8.52
		(0.715)	(24.23)	(3 490.64)	(−0.637)	(0.389)	[0.41]	[0.77]
6M	$\sigma^2_{S,t}(i=S)$	1.37E−08	0.873 6*	0.133 1*	0.139 2	5.48E−05	10.25	9.85
		(1.153)	(28.41)	(3.791)	(0.971)	(0.058)	[0.42]	[0.66]
	$\sigma^2_{D,t}(i=D)$	4.81E−09*	0.702 8*	0.007 5*	0.463 8*	0.000 2	9.86	7.55
		(3.928 8)	(121.37)	(46.554)	(4.445)	(1.349 2)	[0.47]	[0.69]
	$\sigma^2_{N,t}(i=N)$	1.52E−08	0.840 2*	0.205 3**	0.015 3	0.167 9*	11.55	8.35
		(0.229)	(35.36)	(2.16)	(0.115)	(4.587)	[0.66]	[0.92]
12M	$\sigma^2_{S,t}(i=S)$	2.71E−10	0.936 4*	0.044 8*	0.005 1**	−0.000 4**	12.82	11.12
		(0.061)	(51.707)	(2.855)	(2.248)	(−2.194)	[0.76]	[0.66]
	$\sigma^2_{D,t}(i=D)$	1.43E−07***	0.828 5*	0.114 1	0.140 2*	−0.000 2	12.35	8.52
		(1.68)	(24.46)	(0.953)	(4.374)	(−0.096)	[0.36]	[0.84]
	$\sigma^2_{N,t}(i=N)$	1.32E−07	0.827 7*	0.219 3	0.009 4	0.153 8*	9.87	8.23
		(1.001)	(30.65)	(1.509)	(0.533)	(4.75)	[0.31]	[0.69]

注：*，**，*** 分别表示在 1%，5%，10% 的置信水平统计显著；( )内为参数的 z 统计量；[ ]内为 Ljung-Box Q 统计量的 p 值。

从表 3 检验结果可以看出，除了 12 月期合约外，即期市场都是信息波动的来源，而不同于在报酬溢出方面一直被境外 NDF 市场所引导，这可能是短期合约（1、3、6 月期）的市场参与者多为套期保值者，更多的是关注即期汇率所反映的经济基本面，而 12 月期的市场参与者多为投机者，更多的是关注宏观经济政策的预期和判断。此外，即期市场在波动溢出方面的信息中心地位也说明，汇率制度改革以来一系列的外汇市场改革措施，提高了即期市场价格定价的灵活性和波动的弹性幅度，市场化程度的增强，使得即期汇率反映了更多的市场信息，从而对境内外远期市场产生了信息波动溢出影响。

表 3 最后两列对模型的残差做了自相关检验以检验模型建立的正确性。在滞后 12 阶的情况下，残差的 Q (12)统计量的概率值均大于 10%，说明残差中不存在显著的自相关关系；对残差的平方做假设检验，同样的是，$Q^2(12)$在 10%水平下都不能拒绝原假设，说明残差没有显著的 ARCH 效应，都是白噪声过程，因此我们所建立的 DCC－MGARCH 模型是合理的，消除了序列中的自相关和条件异方差。

（三）市场间的常条件相关和动态条件相关系数

从表 4－A 和表 4－B 中，我们可以看出，市场间的常条件相关系数随着合约期限的增长基本呈现递减态势。此外在各期限合约中，即期市场与境外 NDF 市场之间的常相关系数最大，其次是即期市场与境内远期市场之间的相关系数，最小的是境内外远期市场之间的相关系数。动态相关系数的图谱（图 1－A 至图 4－C）也表明了这点（其中图谱中直线为对应的常条件相关系数）。

市场间常条件和动态条件相关系数随着合约期限的增长呈现递减，这也进一步验证了我们前面的发现，即短期合约的市场参与者多为套期保值者，而长期合约的市场参与者多为投机者，投机者的增加减弱了由套期保值者建立的市场间关联程度，使得市场间分割程度加大。对各期合约而言，NDF 市场与即期市场之间常条件和动态条件相关系数均比境内远期市场与即期市场之间对应的相关系数大，说明了 NDF 市场与即期市场之间联系更为紧密，这可能是由于境内远期市场的深度和广度目前还不及 NDF 市场的现状造成的，境内远期市场深度的不足，制约了境内远期汇率价格的信息含量。

表 4－A　市场间常相关系数和动态相关模型参数估计结果（1M 和 3M）

		1M			3M		
		SPOT～NDF	SPOT～DF	DF～NDF	SPOT～NDF	SPOT～DF	DF～NDF
CCC		0.657 1* (27.557)	0.640 2* (25.058)	0.360 2* (11.077)	0.527 7* (14.873)	0.292 9* (7.386 9)	0.1 962* (3.262 6)
DCC	a		0.049 6* (3.130 3)			0.003 7 (0.218 5)	
	b		0.867 3* (20.779)			0.893 2* (4.485)	

注：*，**，*** 分别表示在 1%，5%，10% 的置信水平统计显著；（）内为参数的 z 统计量。表 4－B 同。

表 4－B　市场间常相关系数和动态相关模型参数估计结果（6M 和 12M）

		6M			12M		
		SPOT～NDF	SPOT～DF	DF～NDF	SPOT～NDF	SPOT～DF	DF～NDF
CCC		0.498 5* (7.745 3)	0.229 9* (4.162 1)	0.179 6*** (1.651 8)	0.423 0* (9.757 9)	0.182 2* (9.428 6)	0.143 2* (5.574 0)
DCC	a		0.043 3*** (1.861 9)			0.029 7** (2.093 6)	
	b		0.842 3* (9.290 6)			0.899 8* (16.300 1)	

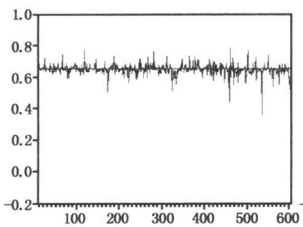

图 1－A　即期汇率与 1 月期 NDF

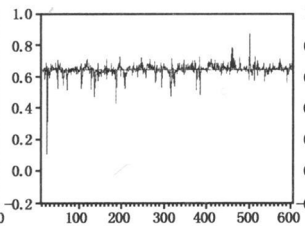

图 1－B　即期汇率与 1 月期 DF

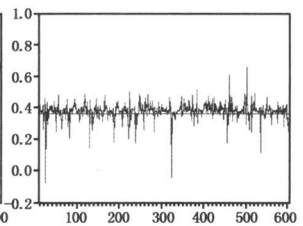

图 1－C　1 月期 DF 与 1 月期 NDF

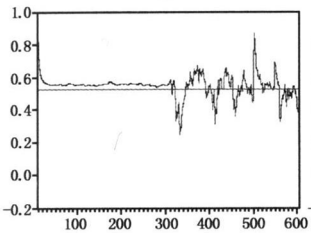

图 2—A　即期汇率与 3 月期 NDF

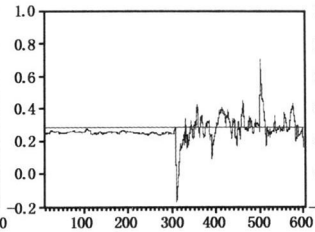

图 2—B　即期汇率与 3 月期 DF

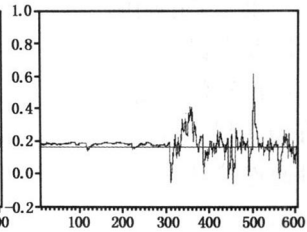

图 2—C　3 月期 DF 与 3 月期 NDF

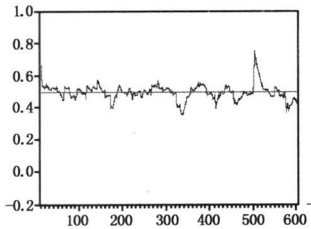

图 3—A　即期汇率与 6 月期 NDF

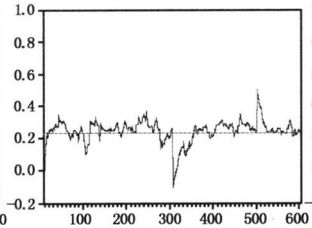

图 3—B　即期汇率与 6 月期 DF

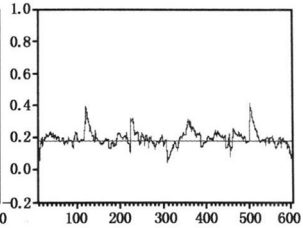

图 3—C　6 月期 DF 与 6 月期 NDF

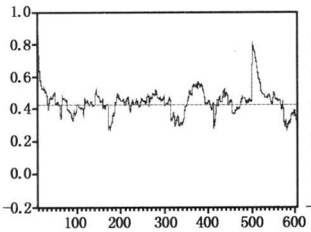

图 4—A　即期汇率与 12 月期 NDF

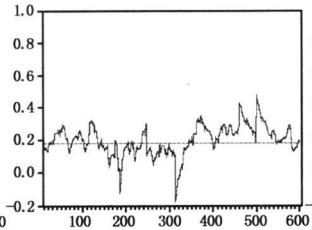

图 4—B　即期汇率与 12 月期 DF

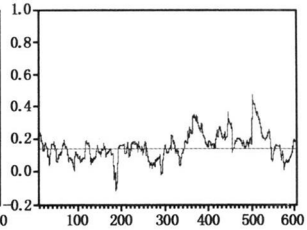

图 4—C　12 月期 DF 与 12 月期 NDF

六、结论与启示

本文运用 Granger 因果检验方法和 DCC—MGARCH 模型，从线性和非线性两个视角，对人民币对 NDF 监管政策出台后的美元即期汇率市场、境内远期汇率市场和境外 NDF 市场之间的动态关联关系进行了实证研究和分析，得出的主要结论是：禁止境内机构从事 NDF 交易后，虽然即期市场存在对 NDF 市场的信息波动，但是并没有改变 NDF 市场处于三个市场中价格信息发现的中心地位，NDF 市场还是掌握了人民币汇率的定价权。

远期市场的价格发现功能主要是由其低成本、交易的便利性和灵活性等特征所决定的，面对境外 NDF 市场的挑战，境内远期市场如何掌握人民币汇率的定价权？当务之急就是改革和完善境内已有远期市场的运行机制，拓展其市场发展的广度和深度：

第一，完善国内远期外汇市场的定价机制。目前即期结售汇市场的外汇管制及人民币利率还未达到完全市场化，影响了基于利率平价理论的远期结售汇价格的制定。远期要形成合理的市场价格，有赖于完善的、市场化的即期市场，因此应逐渐扩大人民币汇率的浮动范围，加快人民币利率市场化进程，打通连接利率和汇率之间的联系渠道，以便培育商业银行的风险管理能力和市场定价能力，为企业提供完全市场化的交易价格。

第二，逐渐放松"以实需为原则"的政策限制。目前，境内人民币远期结售汇市场的管理原则是"以实需为原则"，即必须具备真实的交易背景。而银行间人民币远期市场只是远期结售汇市场的平补市场，因此也间接受到实需原则的限制。但是实需原则却使得境内人民币远期市场的交易不能反映市场的实际需求，从一般外汇市场参与者的角度来说，远期外汇交易的需求主要有三种：保值、套利和投机，而实需原则只允许保值需求的远期交易，限制了远期市场的多样化需求，使得市场需求中只有保值需求才能转化为实际交易，特别是在当前人民币升值预期以及国内出口大于进口不变的情况下，容易形成较大的结汇需求，远期市场就容易形成单边市场而缺乏较强的流动性。适当放松实需原则，在远期市场引入一定规模的套利者和投机者会增加需求的多样性，从而改变单边市场格局，增强其流动性。

第三，进一步放宽政策，允许银行对客户端的远期结售汇进行差额交割。当前明确规定远期结售汇履约必须本金全额交割，这提高了每次交易动用的资金量，增加了交易成本，在人民币小幅升值的背景下，使得一些企业在未来资金收付不确定的情况下不愿办理远期结售汇业务。而实行差额交割可以解决预测的保值金额与实际付款（或收款）金额的差异对企业的影响，企业可以根据实际到单情况完成购汇（或结汇），交割日当日不必实际支付相应本金，避免流动资金的额外占压，从而节约了交易成本，提高了交易效率，同时也利于提高企业避险积极性，以便扩大市场交易主体，活跃国内远期市场。

参考文献：

[1]巴曙松，严敏．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[J].南开经济研究，2009，(3)：46－62.

[2]陈蓉，郑振龙，龚继海．中国应开放人民币NDF市场吗？——基于人民币和韩元的对比研究[J].国际金融研究，2009，(6)：79－89.

[3]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.

[4]王凯立，吴军奉．台湾即期、远期和无本金交割远期外汇交易关联性研究——NDF市场关闭政策分析[J].经济论文（中国台湾省），2006，(34)：93－126.

[5]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.

[6]张光平．人民币衍生产品（第二版）[M].北京：中国金融出版社，2008：629－637.

[7]Callen J，Chan M L，Kwan C C Y. Spot and forward exchange rates：A causality analysis [J].Journal of Business Finance and Accounting，1989，16 (1)：105— 118.

[8]Engle R F. Dynamic conditional correlation—A simple class of multivariate GARCH models[J].Journal of Business and Economic Statistics，2002，20：339— 350.

[9]Kutan A M，Zhou S. Has the link between the spot and forward exchange rates broken down? Evidence from rolling cointegration tests[J]. Open Economies Review，2003，14：369— 379.

[10]Park J. Information flows between non-deliverable forward (NDF) and spot markets：Evidence from Korean currency[J].Pacific-Basin Finance Journal，2001，9：363—377.

[11]Peng W S，Shu C，Yip R. Renminbi derivatives：Recent development and issues[J].China & World Economy，2007，15(5)：1— 17.

[12]Zivot E. Cointegration and forward and spot exchange rate regressions[J].Journal of International Money and Finance，2000，19：785— 812.

The Dynamic Relationship among RMB Spot Exchange Rate，Onshore Forward Exchange Rate and Offshore Forward Exchange Rate after the Implementation of NDF Regulation Policy

YAN Min[1]，BA Shu-song[1,2]

(1. *Management School，University of Science and Technology of China，Hefei* 230026，*China*；2. *Research Institute of Finance，Development Research Center of the State Council，Beijing* 100010，*China*)

Abstract：Based on the Granger causality test and the DCC-MGARCH model，the paper makes an empirical study on the dynamic relationship among RMB spot market，onshore forward market and offshore forward market after the implementation of the ban against domestic institutions' NDF transaction.The evidence suggests that the constant and dynamic conditional correlations among markets gradually decrease as the contract duration increases. The correlation between spot market and NDF market is the strongest，but the one between onshore and offshore forward markets is the weakest. We also find that although the spot market has spillover effects of information volatility on NDF market，the NDF market which has the strongest power of price guide among the three markets is at the center of market price information.

Key words：NDF；regulation policy；spillover effect；DCC-MGARCH

(责任编辑　周一叶)