

中国应开放人民币 NDF 市场吗？

——基于人民币和韩圆的对比研究

陈蓉 郑振龙 龚继海

内容摘要：

本文针对人民币和韩圆分别考察了不完全关闭 NDF、关闭 NDF、不完全开放 NDF 和开放 NDF 背景下 SPOT、DF 和 NDF 市场之间的互动关系和信息流动特征，对不同开放背景下货币当局的政策效果和影响进行了实证研究。DCC-GARCH 的研究结果表明：开放 NDF 市场会促进 SPOT、DF 和 NDF 三个市场之间的一体化程度，但同时也意味着波动的相关性大大提高，且 NDF 市场通常为波动来源，同时会在一定程度上降低央行干预的有效性。在 DF 市场尚不发达的情况下关闭 NDF 市场，可能会有利于 DF 市场的发展，减少 NDF 在汇率定价中的影响力。

关键词： 本金不可交割远期 溢出效应 价格发现 央行干预有效性 DCC-GARCH

Shall We Open Up the RMB NDF Market? Evidences from RMB and Korean Won

Abstract

This paper investigates the interrelation and information flows among currency spot, deliverable forward (DF) and non-deliverable forward (NDF) markets as well as the effects of central bank intervention in the background of incompletely closing, closing, incompletely opening and opening NDF market respectively, taking RMB-Dollar and Won-Dollar exchange rates as the empirical objects. Using the DCC-GARCH model, this paper finds that opening up NDF would significantly improve the integration of spot, DF and NDF markets as well as the volatility correlation. At the same time, with NDF market opened up, volatilities usually spill over from NDF to spot and DF markets and the effectiveness of central bank intervention might be affected. Closing NDF market when its DF market is not well developed might benefit the development of DF market and decrease the influence of NDF market on currency pricing.

Keywords: Non-Deliverable Forward, Spillover Effect, Price Discovery, the Effectiveness of Central Bank Policy, DCC-GARCH.

JEL Classification: F31 G14 G15 G18

1. 导论

以 NDF (Non-Deliverable Forward, 本金不可交割远期) 为代表的境外人民币衍生品的发展是目前中国外汇当局最关注的问题之一。所谓的人民币本金不可交割远期 (NDF) 是与人民币本金可交割远期 (Deliverable Forward, DF) 相对而言的。人民币 DF 市场是指中国境内的外汇远期市场, 最早起源于 1997 年国内商业银行为客户提供的远期结售汇服务, 2005 年 8 月国家外汇管理局启动了正式的银行间人民币外汇远期交易。在 DF 市场上, 远期到期交割时可以进行人民币和外汇的实际兑换, 因而被称为“可交割”的远期, 但交易受到实需原则的制约, 参与者也必须经过核准。人民币 NDF 交易则出现于 1996 年, 主要发生在新加坡、香港和日本的离岸市场上, 是由那些希望规避监管和制度约束的汇率投机者、套利者和套期保值者组成的境外人民币远期市场, 其最重要的特征在于远期到期时无须交割本金, 只是以差额结算, 并且使用美元交割, 以规避人民币不可自由兑换的限制。另外, 由于不受政策监管和约束, 人民币 NDF 的交易和价格形成均为完全的市场行为。显然, 人民币境内 DF 和境外 NDF 均为外汇远期市场, 它们并存的基本原因在于人民币不可自由兑换, 我国存在一定程度的外汇管制。

人民币 NDF 之所以成为外汇当局关注的对象, 其根本原因在于我国的外汇自由化还有很长的一段路要走, 人民币汇率尚未完全市场化, 国内 DF 市场尚不发达, 位于境外不受监管的 NDF 市场的发展可能带来一系列问题。

从发展现状来看, 在人民币即期市场方面, 2005 年 7 月 21 日中国政府启动人民币汇率形成机制改革以后, 人民币一直实行有管理的浮动汇率制, 但一般认为这种有管理的浮动汇率仍非真正市场化的汇率, 我国的资本项目自由化更是任重道远; 在 DF 市场方面, 真正意义上的远期外汇市场 2005 年 8 月才开始启动, 且交易仍受到实需原则的制约, 市场参与者也必须经过核准, 加上人民币现货汇率的非完全市场化以及近年来对人民币升值的同质预期等因素的影响, 人民币境内 DF 市场还很不成熟; 相对而言, NDF 市场的发展历史较长, 市场化程度高, 交易活跃^①, 是亚洲乃至全球最主要的 NDF 市场之一。

在这样的背景下, NDF 市场的发展可能带来一系列问题。首先, 也是最重要的, 是人民币汇率的定价权问题。金融市场内在机理和各国经验均表明, 由于交易的低成本、便利性和灵活性, 发达的衍生产品市场, 尤其是远期市场常常成为标的资产现货价格的发现者和引导者, 即市场信息往往先在远期市场上体现而后传导至现货市场, 远期市场成为定价中心。由于汇率既是重要的金融资产价格, 也是重要的经济资源和政策变量, 在 NDF 和 DF 两个远期市场中, 如果不受监管, 国际游资可以自由出入的离岸 NDF 市场不断发展, 成为人民币汇率定价的核心市场, 央行的货币政策独立性乃至我国的金融与经济安全显然都将受到很大的影响。

其次, 如果人民币 NDF 市场影响力越来越大, 由于其位于中国境外, 不受监管和约束, 资金出入自由, 在外汇市场发生震荡时可能成为波动的来源, 从而影响人民币币值的稳定。

第三, 在现代经济中, 远期外汇市场具有非常重要的地位, 除了能够提供价格发现的功能, 一个发达有效的远期外汇市场还是汇率风险管理的重要场所。同为远期外汇市场, DF 和 NDF 市场之间实际上具有一定的竞争性和替代性, 因此 NDF 的发展可能会抑制境内 DF 市场的发展。

基于上述原因, 中国货币当局关注人民币 NDF 市场的发展是很自然的。更具体地说,

^①例如, 2006 年人民币 NDF 日均交易规模约为 14 亿美元, 远高于人民币 DF 市场的日均交易规模 5000 万美元, 更高于芝加哥商品交易所人民币期货的日均交易规模 700 万美元。

货币当局希望了解的问题包括：目前 NDF 市场对人民币汇率水平和市场波动究竟有何影响？未来可能发生怎样的影响？当前我国不允许境内企业进入 NDF 市场交易，也就是说，NDF 与境内 SPOT、DF 市场之间是隔断的（我们称之为“关闭 NDF 市场”）。但面对 NDF 市场的发展，不少人建议应开放 NDF 市场，即允许境内企业进入 NDF 市场。那么中国应该开放 NDF 市场吗？我们应采取何种政策和措施应对 NDF 市场的客观存在和发展？

这些正是本文试图回答的主要问题。在本文中，我们分别对人民币和韩圆即期（SPOT）市场、DF 市场和 NDF 市场三者间的互动和信息传导机制进行了考察，着重研究三者之间在汇率水平确定和市场波动方面的互动关系。研究人民币市场，是为了考察 NDF 关闭状态下人民币 NDF 市场发展的影响；研究韩圆市场，则是为了向韩国学习开放 NDF 市场的经验和教训。韩圆 NDF 交易始于 90 年代初，目前是全球最大的 NDF 市场。1999 年 4 月之后韩国实行汇率自由浮动，并开放了 NDF 市场，允许境内企业进入 NDF 市场，也在很大程度上放开了境外投资者进入境内外汇市场的限制。因此可以说，韩国为我们提供了一个开放 NDF 市场的典型案例，能够帮助我们了解开放 NDF 可能带来的影响和后果，为我国的政策选择提供非常有益的借鉴。

不仅如此，在本文中，我们还对人民币和韩圆进行了更为深入细致的研究。在不同的经济、市场和政策背景下，这三个市场间的关系应该会呈现出不同的特点。从我国来看，尽管我国一直实行关闭 NDF 市场的政策，但不少境内企业都私自进入 NDF 市场避险、投机或套利。2006 年 10 月，外管局发文重申禁止境内企业进入 NDF 市场。由于本文的目的正是考察开放 NDF 市场是否会对国内即期和远期外汇市场产生不利影响，因此我们以 2006 年 10 月为界，分别研究禁令前后人民币各市场间的关系，以考察外管局的政策效果。类似地，在韩圆市场上，虽然整体背景是外汇自由化和开放的 NDF 市场，但在 2003 年 9 月至 2004 年 9 月期间，韩国央行曾大规模地干预外汇市场，试图抑制韩圆升值的趋势，期间还曾对韩国境内机构可持有的 NDF 交易头寸进行了长达数月的限制。因此将该阶段与韩圆自由浮动且开放 NDF 的阶段进行对比研究，以考察开放 NDF 市场背景下央行政策和干预的效果。

总之，我们分别对人民币和韩圆不同政策背景下共 4 组的 SPOT、DF 和 NDF 市场间的互动关系进行了研究，以考察不完全关闭 NDF 市场（中国外管局发布禁令前）、完全关闭 NDF 市场（中国外管局发布禁令后）、不完全开放 NDF 市场（韩国央行干预汇市期）和完全开放 NDF 市场下（韩国央行无干预汇市期）^②的信息传导和流动机制，希望能找到不同时期的不同特征，并从差异中探索其共同的本质特点，以期为我国货币当局的 NDF 政策选择提供更好的建议。

在研究方法方面，与现有文献主要采用协整检验和格兰杰因果关系检验考察 SPOT、DF 和 NDF 三者关系不同，本文除了考察三个市场在汇率水平方面的相互领先滞后关系之外，另一个研究重点是三个市场间波动的相互关系。Clark（1973）、Tauchen and Pitts（1983）、Ross（1989）和 Shalen（1993）等人指出，资产价格的波动率，而非资产价格变动本身，才是与市场信息传导速度直接相关的。因此本文除了考察报酬溢出和波动溢出效应，还进一步引入了较为复杂的动态相关系数多元 GARCH 模型，研究三个市场间波动的动态相关性，希望能够更好地揭示市场间信息传导模式的动态变化。

从已有文献来看，本文是在 NDF 市场的相关研究中，首篇对中国和韩国情形进行对比分析并对具体政策效应进行深入考察的文章，同时也是首篇考察人民币和韩圆 SPOT、DF 和 NDF 三个市场间报酬溢出、波动溢出和动态的波动相关系数的文章。

^②确切地说，所谓“完全关闭”和“完全开放”并不非常准确，但本文中为了区分不同阶段，近似地使用此类定义。

2. 文献综述

总的来看,对韩圆 SPOT、DF 和 NDF 市场间的互动关系和信息传导机制进行考察的文章很少, Park (2001) 运用 GARCH 模型对韩国 1998 年实行外汇交易自由化改革前后(分别为 1996.8~1997.10 和 1998.1~1999.10) 韩圆 NDF 市场与 SPOT 市场之间的报酬溢出和波动溢出效应进行了对比研究, Rhee and Lee (2005) 运用 GARCH 模型考察了 2000.1~2002.10 期间 NDF 对 SPOT 汇率的影响。他们的结论颇为一致, 都发现韩国外汇改革之前 SPOT 对 NDF 市场具有单向价格发现功能, 波动率为双向传导; 但改革之后无论报酬还是波动率, 两者之间均呈现 NDF 市场对 SPOT 市场单向显著传导的情形。也就是说在韩国开放 NDF 市场之后的一段时间内, 无论在汇率定价还是市场波动上, NDF 对 SPOT 都具有显著的影响和领先作用, 是重要的定价中心和波动来源。

国内对人民币 SPOT、DF 和 NDF 市场关系进行研究的文献则稍多一些, 其中大多针对 NDF 和 SPOT 两个市场进行, 并以协整检验和格兰杰因果关系检验为主, 结论上都支持长期均衡关系的存在, 但在格兰杰因果关系方面则结论各有不同。例如黄学军和吴冲锋 (2006) 发现 2005 年中国汇率制度改革前 (2003.4~2005.7) 的 SPOT 汇率与 NDF 汇率间不存在互动关系, 而汇改后 (2005.7~2006.4) SPOT 和 1 月期 NDF 之间则存在双向因果关系, SPOT 对 1 年期 NDF 有单向引导关系。潘成夫 (2006) 发现 NDF 汇率对外汇黑市具有单向引导作用, 但短期内这一作用并不明显。代幼渝和杨莹 (2007) 对汇改后人民币 SPOT 汇率、工商银行远期结售汇率和 NDF 汇率三者关系进行格兰杰因果关系检验, 发现工商银行的远期结售汇处于定价中心的地位。除了协整检验和格兰杰因果关系检验, 徐剑刚、李治国和张晓蓉 (2007) 进一步运用 MA(1) - GARCH(1,1) 模型分析了 2005.7~2006.6 期间人民币 NDF 和 SPOT 市场间报酬和波动的溢出效应, 发现样本期内两个市场的波动没有相互溢出效应, NDF 市场对 SPOT 市场具有单向报酬溢出效应。

总的来看, 有关韩圆的文献中, Park (2001) 只对 NDF 和 SPOT 两者之间的关系进行了考察, Rhee and Lee (2005) 则只分析了 NDF 对 SPOT 的单向作用机制, 并未研究 DF 在其中的影响; 他们的样本期最晚只到 2002 年底; 他们主要考察的是均值溢出和波动溢出效应, 没有对波动的动态关系进行更深入的研究。国内关于人民币 NDF 的文献也多以 NDF 与 SPOT 两者关系为主要研究对象, 尽管代幼渝和杨莹 (2007) 考察了远期汇率, 但所采用的是工商银行远期结售汇率, 并非真正意义上的 DF 汇率; 国内现有文献的样本期最晚到 2006 年中, 而 2005 年 8 月我国才推行汇改和出现 DF 市场, 事实上直到 2006 年初 DF 市场交易才比较活跃, 2006 年中的数据显然无法很好地揭示各人民币市场间的关系; 从方法上看, 现有文献也以协整检验和格兰杰因果关系检验为主。这些都是本文希望能够有所拓展的领域。

3. 数据描述与研究方法

3.1 数据描述

基于上述分析, 本文的基本研究思路确定为以人民币和韩圆为对象, 并以中国外管局于 2006 年 10 月禁止中国境内企业进入人民币 NDF 市场和韩国央行于 2003.9~2004.9 期间干预汇市为关键事件, 将中国市场的研究样本划分为“外管局发布禁令前”、“外管局发布禁令后”, 将韩圆市场的研究样本划分为“央行干预期”和“央行无干预期”, 分别考察不完全关

闭 NDF 市场、完全关闭 NDF 市场、不完全开放 NDF 市场和完全开放 NDF 市场的政策背景下外汇 SPOT、DF 和 NDF 市场之间的均值溢出、波动溢出和市场波动的动态相关关系。在数据选择上，我们使用了 SPOT 汇率、3 个月期 DF 汇率和 3 个月期 NDF 汇率的日数据。数据取自 Bloomberg 即时报价系统中的日收盘中间价。选择 3 个月远期汇率的原因在于，对两种货币的四个远期市场来说，3 个月都是交易较为活跃的合约。删除数据不完整、市场间无法一一对应的数据后我们的具体样本情况如表 1 所示。

表 1 样本描述

人民币			韩圆		
样本选择	样本期	数据量	样本选择	样本期	数据量
外管局发布 禁令前	2006.2.15~ 2006.10.31	180	央行干预期	2003.9.3~ 2004.9.30	220
外管局发布 禁令后	2006.11.1~ 2008.2.21	339	央行无干预期	2004.10.1~ 2008.2.4	826

在进行实证研究之前，我们首先对人民币汇率和韩圆汇率序列进行了 ADF 单位根检验。表 2 显示：在 1% 的显著性水平下，韩圆和人民币的 12 个汇率序列都无法拒绝单位根原假设，而它们的一阶对数差分序列则都拒绝了单位根原假设。这说明 12 个汇率序列的对数收益率均为平稳序列。这也与投资者更关心收益率是一致的，因此本文以下的讨论均针对各汇率的对数收益率进行。

表 2 韩圆与人民币汇率的单位根检验

	人民币				韩圆			
	2006.2~2006.10		2006.11~2008.2		2003.9~2004.9		2004.10~2008.2	
	ADF	Δ ADF	ADF	Δ ADF	ADF	Δ ADF	ADF	Δ ADF
SPOT	0.16	-14.64***	2.01	-20.32***	-2.63	-14.98***	-3.19	-30.04***
DF(3M)	0.19	-18.74***	2.11	-22.17***	-2.47	-14.90***	-3.26	-30.44***
NDF(3M)	-0.00	-16.42***	1.69	-15.92***	-2.47	-14.48***	-3.16	-30.71***

注：ADF 为 Augmented Dickey and Fuller 单位根检验统计量； Δ ADF 表示一阶对数差分后的 ADF 统计量；***表示在 1% 显著水平下拒绝单位根原假设。

表 3A 和表 3B 给出了样本期间人民币和韩圆对数收益率数据的描述统计。从表中可以看出，样本期内整体而言韩圆和人民币都处于升值阶段，因此收益率均值都为负的。从标准差看，韩圆汇率的波动率远远大于人民币汇率，波动性较高；人民币远期汇率波动率大于即期汇率波动率；而韩圆的远期汇率和即期汇率波动性相差不大。从央行干预和约束的效果来看，韩圆“干预样本期”的波动率要略大于韩圆“无干预样本期”，人民币“发布禁令后”的波动率也大于“发布禁令前”的波动率，这可能表明央行的干预和约束导致市场波动增大。

从峰度和偏度看，韩圆和人民币的大部分市场均表现出尖峰肥尾的特性。除了“人民币无约束样本期”的 DF 市场，其他样本期的各市场中，JB 统计量都在 1% 和 5% 的显著水平下拒绝了正态分布的假设，且韩圆汇率的非正态性要远远高于人民币汇率的非正态性，为此我们采用了 t 分布、广义误差分布等多种分布来进行实证检验，通过比较 R^2 发现 t 分布较好地拟合了数据，因此本文采用 t 分布而非正态分布假设进行实证研究。值得一提的是，人

民币 DF 市场在外管局发布禁令前后的分布形态发生显著变化，这可能表明中国央行限制境内企业进入 NDF 市场对境内 DF 的确有着重要的影响，可信的结论需要进一步研究。同时，我们通过样本数据的自相关函数 ACF 和偏自相关函数 PACF 发现，样本数据可能存在着 AR(1)、AR(2)、MA(1)和 ARMA(1,1)过程，我们根据这些过程分别进行实证，得到残差序列；再通过检验残差的 ACF 和 PACF 函数，发现 MA(1)过程比较好地拟合了我们的数据。最后，Q 统计量显示韩圆和人民币汇率收益率平方基本都表现出显著的序列自相关，说明汇率收益率存在着明显的 ARCH 效应。

表3A 样本期内人民币汇率对数收益率描述统计

特征	2006.2~2006.10 (180 个)			2006.11~2008.2 (339 个)		
	Spot	DF(3M)	NDF(3M)	spot	DF(3M)	NDF(3M)
均值	-0.012	-0.011	-0.009	-0.029	-0.031	-0.034
标准差	0.075	0.095	0.095	0.105	0.129	0.128
偏度	-0.158	0.122	0.201	-0.482	0.124	-0.061
峰度	4.106	3.530	4.022	4.740	7.857	5.195
Q(10)	9.146	23.200**	14.028	11.421	19.696**	24.933**
Q ² (10)	15.578	25.592***	11.057	24.149***	23.139**	27.347***
J-B 检验	9.929***	2.558	9.053**	55.885***	334.097***	68.263***

表3B 样本期内韩圆汇率对数收益率描述统计

特征	2003.9~2004.9 (220 个)			2004.10~2008.2 (826 个)		
	Spot	DF(3M)	NDF(3M)	Spot	DF(3M)	NDF(3M)
均值	-0.010	-0.012	-0.012	-0.025	-0.025	-0.025
标准差	0.423	0.419	0.419	0.392	0.394	0.397
偏度	1.159	1.228	0.883	-0.509	-0.550	-0.713
峰度	9.666	10.140	9.432	6.750	6.734	7.636
Q(10)	10.158	11.213	8.425	19.125**	18.637**	18.675**
Q ² (10)	20.877**	20.962**	20.123**	47.760***	48.548***	38.575***
J-B 检验	456.576***	522.646***	407.840***	519.756***	521.678***	809.780***

注：***表示显著水平为1%，**表示显著水平为5%。

3.2 研究方法

我们运用 Hamao et al (1990) 提出的方法考察三个市场间的报酬溢出效应和波动溢出效应：

$$\begin{cases} R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1} + \varphi_j R_{j,t-1} + \varphi_k R_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} & (1.1) \\ h_{i,t} = \beta_0 + \beta_i^\varepsilon \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i^h h_{i,t-1} + \gamma_j \varepsilon_{j,t-1}^2 + \gamma_k \varepsilon_{k,t-1}^2 & (1.2) \end{cases}$$

其中式 (1.1) 和 (1.2) 分别为均值方程和条件方差方程， R 为汇率对数收益率， h 则为 (1.1) 式中残差 ε 的条件方差。

在估计三市场间的报酬溢出和波动溢出效应时，我们先令 $\varphi_j = \varphi_k = \gamma_j = \gamma_k = 0$ ，也就

是说，退化到对每个市场进行单变量 GARCH (1,1) 模型估计，其中均值方程 (1.1) 为一个 MA(1) 过程。由前文的基本统计结果可知各数据序列均具有尖峰肥尾的非正态性质，因此我们假设各数据序列服从 t 分布，分别求得 3 个市场的残差平方。代入含外生变量的单变量 GARCH 方程组 (1)，再次利用极大似然函数进行估计，即可得到报酬溢出效应的系数 φ_j 、 φ_k 和波动溢出效应系数 γ_j 、 γ_k 。

在考察报酬溢出和波动溢出效应之后，本文选用了多元 GARCH 模型，在三维基础上考察不同市场间波动率的动态相关性，希望能更好地揭示市场间信息传导模式的动态变化。虽然多元 GARCH 模型可以考虑内在的相关性，但由此产生的过多参数成为多元 GARCH 模型中最令人困扰的“维数的诅咒” (the Curse of Dimensionality)。在数种多元 GARCH 模型中，Bollerslev (1990) 所提出的常相关系数多元 GARCH (Constant Conditional Correlation MVGARCH, CCC-MVGARCH) 模型以及 Engle (2002) 在此基础上推广得到的动态相关系数多元 GARCH (Dynamic Conditional Correlation MVGARCH, DCC-MVGARCH) 模型是近来使用最广泛的多元 GARCH 参数化方法之一。由于常相关系数的假定通常不被金融数据所支持，本文采用了 DCC-MVGARCH(1,1) 模型对 3 个市场间的动态相关性建模并采用 Engle 的两步法进行估计，具体模型如下：

$$\begin{cases} H_t = D_t P_t D_t \\ P_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \cdot Q_t \cdot \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \\ Q_t = (1-a-b) \cdot \bar{Q} + a \cdot \xi_{t-1} \xi_{t-1}' + b Q_{t-1} \end{cases} \quad (2)$$

根据 Engle 的两步估计法， H_t 为 $\varphi_j = \varphi_k = \gamma_j = \gamma_k = 0$ 情况下单变量 GARCH 模型中均值方程残差 ε_t 的条件协方差矩阵 (3×3 矩阵)， $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{it}})$ ，即对角元素为各变量条件标准差的对角阵， P_t 则为动态相关系数矩阵。 \bar{Q} 为 (样本) 无条件协方差矩阵， ξ_{t-1} 是 3 维标准化残差向量， ξ_{it-1} 是通过第 i 个市场的单变量 GARCH 模型的残差向量 ε_{it-1} 标准化得到的，即 $\xi_{it-1} = \frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}$ 。所以在两步估计法下，我们首先要分别对三个市场做单变量 GARCH (1,1)

模型估计，得到每个市场的残差序列 ε_{it-1} ，将其标准化后代入 DCC 模型，运用最大似然法估计模型 (2) 的参数 a 、 b ，得到动态相关系数。

可以看出，DCC-MVGARCH 模型使得我们在运用最大似然法估计模型参数时，可将对数似然函数分解为条件方差和相关系数两个部分，分步进行估计，从而使得需估计的参数数量大为减少，并能估计各变量间的动态相关系数。事实上，当 $a = b = 0$ 时，DCC 模型就退化为 CCC-MVGARCH 模型，因此本文中也相应给出了市场间的常相关系数，可近似地视为动态相关系数的平均值加以参考。

4. 实证结果

4.1 人民币市场

表4 人民币SPOT、DF和NDF汇率的溢出效应检验

	α_0	φ_j	φ_k	α_i	β_0	β_i^e	β_i^h	γ_j	γ_k
2006.2.15—2006.10.31									
i=spot j=DF k=NDF	-0.0098 [-1.5259]	-0.0545 [-0.5600]	-0.1015 [-1.5064]	0.0680 [0.4812]	0.0034** [2.4485]	0.0403 [0.1899]	0.2054 [0.6536]	0.1568 [1.2454]	-0.0565 [-1.0101]
i=DF j=spot k=NDF	-0.0048*** [-1.8844]	0.6849*** [3.3774]	-0.0305 [-0.3774]	-0.8135*** [-1.3767]	0.0000*** [4.7471]	-0.0832*** [0.5313]	1.0274*** [47.6029]	0.0582*** [-1.1692]	0.0130*** [1.9815]
i=NDF j=spot k=DF	-0.0042 [-1.0371]	0.5169*** [3.2047]	-0.0898 [-0.6448]	-0.4208*** [4.9735]	0.0081*** [2.6654]	0.1829 [1.5512]	-0.2661 [-0.8405]	0.1206 [0.5727]	0.0198 [0.2000]
2006.11.1—2008.2.21									
i=spot j=DF k=NDF	-0.0242*** [-3.9899]	-0.1842** [-2.1682]	0.1711*** [2.9439]	-0.0257 [-0.3076]	0.0062*** [5.1030]	-0.1857*** [-2.7037]	0.1585 [1.0942]	0.2694*** [3.7012]	0.0274 [0.5444]
i=DF j=spot k=NDF	-0.0184*** [-4.1113]	0.1044 [0.8021]	0.1524** [2.2655]	-0.3696*** [-3.5961]	0.0091*** [5.4268]	0.4139*** [3.8594]	-0.0026 [-0.0186]	0.0038 [0.0263]	0.0650* [1.8071]
i=NDF j=spot k=DF	-0.0341*** [-4.2618]	-0.1591 [-1.4977]	-0.0140 [-0.1461]	0.1926** [2.5413]	0.0064*** [3.6326]	0.1542** [2.1215]	0.2376 [1.5550]	-0.0995 [-1.0331]	0.2964*** [3.8360]

注：***表示在 1%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，*表示在 10%水平下显著。[]内为参数的 z 统计量。

表 4 给出了运用 Hamao 模型估计得到的人民币各市场相互间报酬溢出和波动率溢出效应的检验结果，可以看到外管局发布禁令前后的市场特征截然不同。

在外管局发布禁令前，SPOT 汇率在 1%的显著水平下对 DF 汇率和 NDF 汇率具有单向的均值溢出效应，成为定价中心。同时，DF 市场是完全的波动接受市场，SPOT 和 NDF 均在 1%显著水平下对其有单向波动率溢出。我们认为，由于此段样本期处于汇率浮动不久、DF 市场也刚开始运行、NDF 市场也并不太活跃的阶段，所以 DF 市场几乎没有任何影响力，境内企业进入 NDF 市场的私自行为的影响是有限的。

而在外管局发布禁令后，情况发生了很大的变化：从均值溢出来看，境内外远期市场均

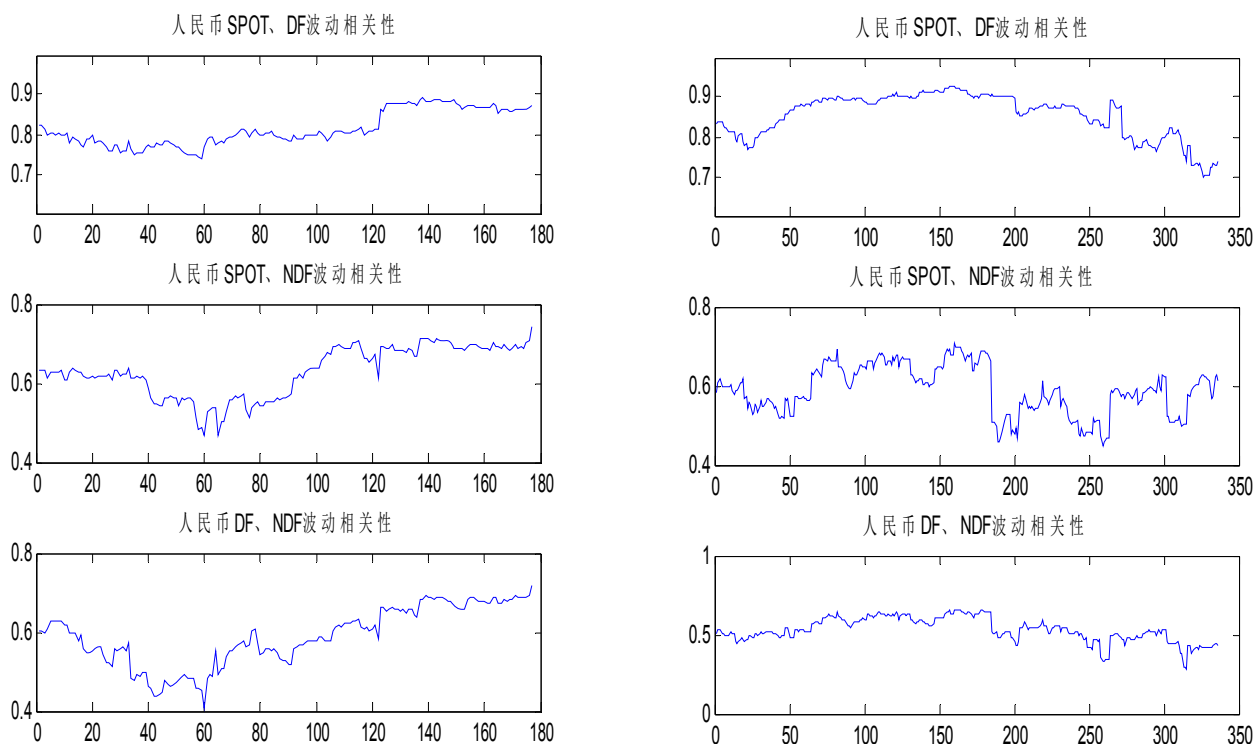
对 SPOT 市场具有单向的价格引领功能，NDF 市场对 DF 市场也具有报酬溢出效应，总体上看 NDF 市场成为三个市场的定价中心。我们认为这个变化并非源于央行明文限制境内机构参与 NDF 市场，而是随着 DF 市场的发展和 SPOT 市场浮动幅度的增大，境内外三个市场间天然存在的相关关系开始呈现出来，由于 NDF 市场化水平最高，因而成为汇率水平的价格发现者和引领者。

从波动率溢出效应来看，在外管局发布禁令后，DF 市场转变成为波动输出市场，在 1% 水平下对 SPOT 和 NDF 市场具有显著的波动溢出效应，NDF 仅在 10% 显著水平下对 DF 具有波动溢出效应。那么是否能得到结论认为央行对境内机构参与 NDF 市场的约束大大促进了境内 DF 市场的发展，从而使其成为波动来源，影响力甚至大于 SPOT 市场与 NDF 市场了呢？与前文在描述统计中发现人民币 DF 市场汇率收益率序列在外管局发布禁令前后的分布形态发生显著变化的结论相结合，我们认为，禁令的发布的确使得原先参与 NDF 市场的境外机构行为受到约束，使得 DF 市场的影响力增大，起到了较好的效果。但从人民币 DF 市场仍不发达的现实看，我们认为另一个可能的因素是该样本期内人民币 SPOT 汇率维持小幅升值，而 NDF 市场并未出现对人民币币值的强烈预期和投机行为，从而导致处于境内的 DF 市场波动的影响相对较大。

表5 人民币各市场的常相关系数和动态相关模型参数

		2006.2.15~2006.10.30			2006.11.1~2008.2.21		
CCC		SPOT~DF	SPOT~NDF	DF~NDF	SPOT~DF	SPOT~NDF	DF~NDF
		0.8186	0.6370	0.5828	0.8336	0.5874	0.5170
DCC	α	0.0268[0.2049]			0.0242[0.1119]		
	β	0.9567[6.1774]			0.9662[3.9250]		
	LR值	295.884			561.6498		

注：CCC 部分给出了各市场间波动的常相关系数， α 和 β 分别为 DCC 模型中的相关参数。[] 中为 t 统计量。LR 为似然比检验， $LR \sim \chi^2(3)$ 。



A 2006.2.15~2006.10.31

B 2006.11.1~2008.2.21

图1 人民币各市场动态波动相关系数

图 1A、图 1B 与表 5 是对两个样本期内人民币各市场汇率动态波动相关系数的描绘。可以看到，除了境内两个市场即 SPOT 和 DF 市场之间的波动相关系数较高外，无论在那个样本期内，人民币境内外市场间（即 SPOT 与 NDF、DF 与 NDF 之间）的动态波动相关系数都是较低的，但仍保持在 0.5 左右。这表明关闭 NDF 市场会阻隔境内外市场的联系，降低其相关性；但从本质上说，SPOT、DF 和 NDF 市场之间具有天然内在的联系，完全阻隔是不可能的。

进一步看，外管局发布禁令后，境内外市场的动态波动相关系数比发布禁令前略有下降，说明禁令起到了一定的政策效果。

4.2 韩圆市场

表 6 韩圆 SPOT、DF 和 NDF 汇率的溢出效应检验

	α_0	φ_j	φ_k	α_i	β_0	β_i^e	β_i^h	γ_j	γ_k
2003.9.3—2004.9.30									
i=spot j=DF k=NDF	-0.0368*** [-7.7736]	-0.1516 [-0.6493]	0.8739*** [4.1912]	-0.8594*** [-11.9491]	0.2085*** [5.1123]	0.4269** [2.4658]	-0.4061* [-1.7634]	-0.1339 [-0.7987]	-0.1503 [-0.7882]
i=DF j=spot	-0.0438*** [-21.7619]	0.0885 [0.6365]	0.7424*** [5.7364]	-0.9931*** [-412.8277]	-0.0007 [-1.2441]	-0.0107* [-2.4850]	0.9985*** [73.1639]	0.0497*** [11.4723]	-0.0441*** [-3.7076]

k=NDF									
i=NDF	-0.0415	0.3707	-0.4313	0.0455	0.3448***	-0.0021	-1.0131***	-0.1931***	0.2381***
j=spot	[-1.3480]	[0.4418]	[-0.4925]	[0.3077]	[21.7465]	[-0.2091]	[-69.4991]	[-11.6808]	[27.7526]
k=DF									
2004.10.1—2008.2.4									
i=spot	-0.0220***	0.7835***	-0.3478**	-0.3942***	0.0042***	-0.1070***	0.9325***	0.0480	0.0985***
j=DF	[-3.0919]	[4.7305]	[-2.2843]	[-3.3672]	[3.9980]	[-3.1248]	[78.6490]	[1.0682]	[2.6881]
k=NDF									
i=DF	-0.0183*	0.3138	-0.0665	-0.2799	0.0075***	0.0378	0.8843***	-0.0805	0.1103**
j=spot	[-1.8844]	[1.3774]	[-0.3774]	[-1.3767]	[4.7471]	[0.5313]	[47.6029]	[-1.1692]	[1.9815]
k=NDF									
i=NDF	-0.0175***	0.1157	0.8173***	-0.9720***	0.0014***	-0.0860***	0.9549***	0.0918***	0.0293
j=spot	[-50.8541]	[1.2475]	[9.2888]	[-61.7075]	[2.9910]	[-5.2118]	[153.5674]	[2.8724]	[0.9539]
k=DF									

注：***表示在 1%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，*表示在 10%水平下显著。[]内为参数的 z 统计量。

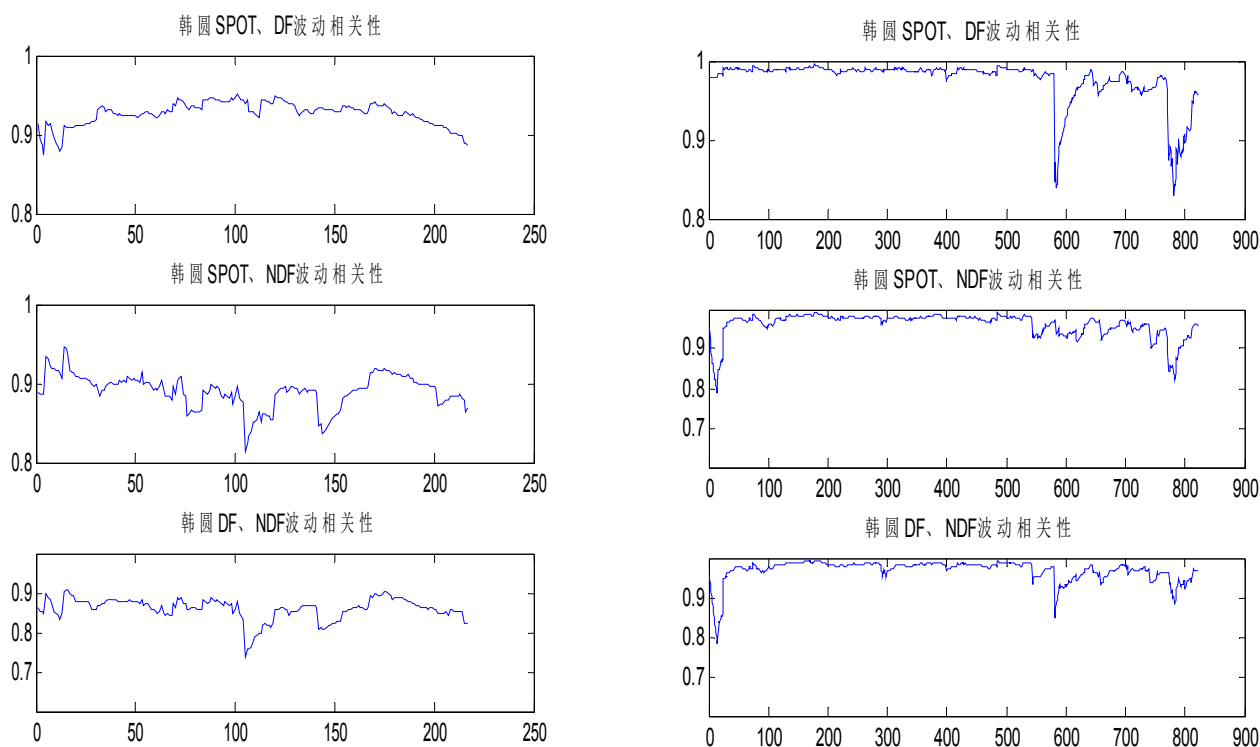
表 6 给出了运用 Hamao 模型估计得到的韩圆各市场间均值溢出和波动率溢出效应的检验结果。总的来看，在“有干预样本期”，NDF 汇率对韩圆 SPOT 和 DF 汇率在 1%显著水平下具有单向报酬溢出效应，即境外引导境内；而波动溢出的方向则相反，SPOT 对 DF 和 NDF 市场具有 1%水平下显著的单向波动率溢出效应，同时 DF 和 NDF 市场之间存在 1%水平下显著的双向波动率溢出现象，以境内为主要的波动来源。我们认为，这实际上表明了该时期韩国央行的干预是失败的：央行干预即期汇市，既没有起到引领境内外各市场汇率变动的的作用，反而成为所有外汇市场波动的来源，这与 Dongchul CHO (2006) 关于韩国央行干预失败的研究结论是一致的。这个结论也向我们揭示，在外汇自由化和开放 NDF 市场的大背景下，央行干预往往不具有可持续性，难以成功。

而在“无干预样本期”，情况发生了变化：在报酬溢出方面，报酬溢出效应体现为韩圆境内外的远期汇率均对 SPOT 汇率具有领先和价格发现作用，其中 DF 市场对 SPOT 的价格发现功能尤其显著，这说明在开放 NDF 市场和外汇自由化的正常市况下，市场信息率先在衍生产品市场、尤其是境内衍生产品市场上得到反映，而后传导至 SPOT 市场。另外，DF 市场还对 NDF 市场具有单向的报酬溢出效应，说明经过多年的市场化建设，韩圆 DF 市场在定价方面已经具有一定的影响力，表现出其相对于 SPOT 的衍生产品优势和相对于 NDF 的境内信息优势。但从波动溢出效应来看，NDF 市场在波动率方面对其他两个市场都表现出显著的波动溢出，SPOT 对 NDF 市场也有显著的波动溢出。这说明开放的政策环境下，NDF 市场的确会引起外汇市场的波动，对于韩国这样一个已经开放多年，DF 市场已相对发达的市场来说仍然如此。事实上这与王凯立和吴军奉 (2006) 对台湾的研究结论相当类似：在开放 NDF 市场的条件下，NDF 是外汇市场波动的重要来源。

表7 韩圆各市场的常相关系数和动态相关模型参数

		2003.9.3~2004.9.30			2004.10.1~2008.2.4		
CCC		SPOT~DF	SPOT~NDF	DF~NDF	SPOT~DF	SPOT~NDF	DF~NDF
		0.9164	0.8901	0.8563	0.9765	0.9597	0.9669
DCC	α	0.0398[0.3284]			0.0568[0.04485]		
	β	0.9106[3.2630]			0.9167[0.4028]		
	LR值	767.3043			533.1487		

注：CCC 部分给出了各市场间波动的常相关系数， α 和 β 分别为 DCC 模型中的相关参数。 $[\]$ 为 t 统计量。
LR 为似然比检验， $LR \sim \chi^2(3)$ 。



A 2003.9.3~2004.9.30

B 2004.10.1~2008.2.4

图2 韩圆各市场动态相关系数

图 2A、图 2B 与表 7 是对两个样本期内韩圆各市场汇率动态相关系数的描绘。与人民币相比，在两个样本期内韩圆各汇率波动之间的相关系数都较高，但显然央行干预期的相关系数偏低一些，尤其是境内外市场之间，即 SPOT 与 NDF、DF 与 NDF 之间的波动相关系数偏低且起伏较大；而央行无干预样本期的波动相关系数则一直维持在接近 1 的水平上。这说明在开放 NDF 市场的背景下，套利机制的畅通使得各个市场间的整体性大大增强，而来自央行的干预和政策约束则会干扰套利机制和市场连通机制的发挥。

5. 结论与建议

在本文中，我们针对人民币和韩圆分别考察了关闭 NDF 和开放 NDF 背景下 SPOT、DF 和 NDF 市场之间的互动关系和信息流动特征，并根据实际对韩圆数据和人民币数据进行了划分，对不同开放背景下的央行干预和政策约束的政策效果和影响进行了实证研究。我们的主要结果可用表 8 概述如下：

表8 实证结论

	人民币		韩圆	
	发布禁令前	发布禁令后	央行干预期	央行无干预期
波动率大小	较小	较大	较大	较小

主要的均值溢出方向 (价格引领)	SPOT→DF/NDF	NDF/DF→SPOT	NDF→DF/SPOT	DF/NDF→SPOT
主要的波动溢出方向	SPOT/NDF→DF	DF→NDF/SPOT	SPOT/DF→NDF	NDF→DF/SPOT
波动相关性	略高	较低	略低且起伏较大	接近 1
整体比较	汇率波动性较小；各市场间动态波动相关系数偏低，但仍有一定相关性		汇率波动性较大，各市场间动态波动相关系数较高，一体化程度高	

由于样本期不同，上述结果初读之下不易理解，但深入思考之后，我们发现这些结果之间具有较好的内在一致性，且具有很重要的经济含义：

第一，SPOT、DF 和 NDF 三个市场间客观存在着内在的天然联系，长期人为切断这三者联系的政策是不具有持续性的。从表 8 可以看到，即使在人民币 NDF 市场管制严格的时期和韩国央行干预期，三个市场间的相关关系仍然存在，这是由基础资产与其衍生产品之间的无套利关系决定的。只要存在一定程度的套利机制，甚至只是心理预期，都可能会使得 SPOT、DF 和 NDF 汇率之间存在一定程度的相关性。

第二，开放 NDF 市场是否意味着汇率定价权会旁落他人？关闭 NDF 市场是否能防止这一点？并不一定。从表 8 的实证结果来看，外管局发布禁令严格关闭 NDF 市场后，人民币 NDF 仍是重要的价格发现市场；韩国央行干预汇市并在一定程度上降低开放度时，韩圆 NDF 仍然显著引领汇率的变动，这些都说明不能简单将开放关闭 NDF 与定价权直接联系起来。

如何理解这一点呢？深入分析，我们认为无论开放还是关闭 NDF 市场，远期市场最终将是发挥价格发现功能的主要定价市场，这是由衍生产品所具有的低成本、交易的便利性和灵活性所决定的。那么在两个相互竞争的远期市场中，究竟是 DF 市场还是 NDF 市场会成为定价中心呢？这取决于两个因素，其中最重要的因素是 DF 市场的发达程度。从 Park (2001) 等人的研究中我们可以看到，韩国 NDF 市场开放早期，DF 市场不够发达，NDF 市场是主要的定价中心，直到近几年韩圆 DF 市场不断发展，才具有一定的影响力。第二个因素则是境内外汇交易的市场化程度，从韩圆有干预样本期的实证结果中我们可以看到，当境内市场存在一定程度的干预和约束，使得境内汇率形成有一定程度的扭曲时，信息通常会率先在 NDF 市场上得到反映，然后传导至其他市场，从而使得 NDF 成为价格引领者。总之，我们认为长期来看，远期市场一定会成为汇率定价中心，只有境内 DF 市场足够发达和市场化，才能替代 NDF 市场成为主要的价格发现和引领市场。

第三，尽管开放关闭 NDF 市场不能直接与汇率定价权相联系，但在 DF 市场尚不发达时，关闭 NDF 市场的确有利于本国境内 DF 市场的培育与发展，有助于扩大其影响，从而间接地保证定价权不旁落他人。从表 8 可以看出，外管局发布禁令后，人民币 DF 市场的影响力显著增强，这固然部分是源于 DF 市场自身的发展和其他市场客观因素，但从禁令前后 DF 市场数据特征和影响力的显著变化来看，政策保护的确起到了不小的作用。

第四，开放 NDF 市场，会对汇率波动产生不利的影响。表 8 的实证结果表明，与中国相对封闭的外汇市场机制相比，韩国开放 NDF 市场，的确极大地提高 SPOT、DF 和 NDF 三个市场之间的一体化程度，有利于套利机制的畅通，但这同时也意味着波动的相关性大大提高，即市场波动的传导机制也更为畅通了。进一步从波动溢出方向来看，大多情况下，在管制相对宽松的时期，包括中国的“发布禁令前”和韩国的“央行无干预期”，波动总是从 NDF 市场溢出至境内外汇市场，显然这是由 NDF 市场不受监管、国际游资可以自由进出导致的。本文的样本期大多选在汇率未受激烈冲击的时期，可以想象，当国际市场上出现货币投机时，NDF 必然会成为投机者冲击汇率的重要基地，事实上这也正是 1997 年东南亚金融危机期间

出现的情形，我国台湾地区的货币当局由此关闭 NDF 至今。

第五，开放 NDF 市场会在一定程度上降低央行货币政策的有效性。表 8 表明，从 2003~2004 年韩国央行干预的效果来看，在外汇自由化和开放 NDF 市场的背景下韩国央行干预汇市，既没有起到引领境内外各市场汇率变动的的作用，反而成为所有外汇市场波动的来源。并不是说央行干预失败完全源于 NDF 的开放，事实上只要推进外汇自由化改革和衍生产品市场的发展，都会降低央行干预汇市的效力，但 NDF 作为一个可控性很低的市场，对央行政策会有更大的影响。实际上在市场化的背景下，央行应当尽量少地干预市场，否则可能付出较高的政策成本但收效甚微，这是货币当局必须认识到的。

总之，根据本文的研究结果，我们建议在人民币 DF 市场尚不发达的阶段，坚持关闭 NDF 市场的政策，并积极发展 DF 市场，培养其作为汇率定价中心的影响力；从长期来看，SPOT、DF 和 NDF 之间的一体化是不可避免的趋势，但如果 DF 市场影响力足够大，就能在最大程度上减弱 NDF 市场的影响，促使其趋于消失。

参考文献:

- [1] 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. 国际金融研究, 2007 (10).
- [2] 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. 金融研究, 2006 (11).
- [3] 潘成夫. 外汇黑市与 NDF 市场相关性的实证分析. 预测, 2006 (4).
- [4] 王凯立,吴军奉. 台湾即期, 远期与无本金交割远期外汇市场关联性研究-NDF 市场关闭政策分析. 经济论文, 2006 (1): 93-126.
- [5] 徐剑刚,李治国和张晓蓉. 人民币 NDF 与即期汇率的动态关联性研究. 财经研究, 2007 (9).
- [6] CHO, Dongchul, 2006, Exchange Rate Policy:Case of Korea. Available from http://www.chass.utoronto.ca/link/meeting/papers/1031_am_cho.pdf
- [7] Engle, R., 2002, Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business & Economic Statistics* 20, 339-350.
- [8] Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, 1990, Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *Review of Financial Studies* 3, 281-307.
- [9] Park, J., 2001, Information flows between non-deliverable forward (NDF) and spot markets: Evidence from Korean currency, *Pacific-Basin Finance Journal* 9, 363-377.
- [10] Rhee, G. J., and E. M. Lee, 2005, Foreign exchange intervention and foreign exchange market development in Korea, *BIS paper No.24*.