

人民币远期外汇市场微观结构分析

北京理工大学管理与经济学院 马明 范曦月

研究领域：微观结构 联系方式： maming@bit.edu.cn

摘 要

本文对人民币远期外汇市场的微观组织结构进行研究，侧重点是微观组织结构中的做市商、订单流以及其中包含的信息。在引言部分介绍了本文的研究背景，之后简要介绍外汇市场微观结构分析方法的原理及其在即期外汇市场上的研究结果。通过最小二乘法建立订单流与汇率之间的模型，揭示订单流与汇率之间的关系。结合我国当前远期外汇市场的现状本文提出了相应的政策建议。

关键词：人民币汇率；远期；微观结构

A microstructural analysis for forward exchange rate

ABSTRACT

The object of this study is to conduct the micro-structure research on RMB forward exchange market, focusing on its market maker, order flows, which reveal the private information. At the beginning, the paper discusses the history and basic status of China forward foreign exchange market. Then, it throws light on the principles of analytical methods concerning foreign exchange market micro-structure and its research results in the spot foreign exchange market. We build the model to show the relationship about order flow and exchange rate with Least Squares Method.

Suggestions and counter measures are presented based on the model and the situation of the forward foreign exchange market.

Keywords: RMB; exchange rate; forward; microstructure

1. 引言

1.1 本文的研究背景与研究意义

远期外汇市场指成交日交易的双方以约定的外汇币种、金额、汇率，在约定的未来某一日期交割结算的外汇对本币的交易市场^①。本文中指美元对人民币的交易市场。一个健全、成熟的外汇市场不但应该包括即期外汇市场，而且应该有远期外汇市场。

目前，经营人民币远期外汇的交易市场有两类，一类是境外无本金交割远期市场，属于离岸市场，如中国香港、芝加哥、新加坡交易所。参与者主要是国际性金融机构，如花旗、渣打、汇丰银行，还有一些跨国公司。另一类是国内银行间远期外汇市场及柜台远期结售汇市场，参与者主要境内外金融机构。在这里，我们的研究对象是国内银行间远期外汇市场。

1994年，中国建立了全国统一的银行间外汇市场，从根本上改变了原来地区分割、价格各异的分散市场格局，使外汇资源得以在全国范围内进行分配，同时确立了以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度^②。作为汇率改革的配套措施之一，银行间外汇市场为银行规避外汇风险提供了必要的工具。银行间外汇市场成立之初交易清淡，张光平（2006）认为其原因是汇率改革以来人民币对美元即期汇率波动较小，市场参与成本较高，利率市场化等外部环境尚不成熟。而我国人民币远期外汇市场始于1997年4月，2005年7月21日，中国人民银行宣布人民币汇率形成机制改革，从此以后，人民币汇率改变了盯住美元的机制，实行以市场供求为基础、参考一篮子货币的管理浮动，人民币汇率机制变得更加富有弹性。截至2008年6月，共有72家中外资银行及其分支机构获准进行银行间远期外汇交易，除国有商业银行、股份制商业银行和政策性银行外，还包括花旗银行、汇丰银行、巴克莱银行、摩根大通等一系列国际知名大银行。

国家外汇管理局于2005年11月24日发布了《银行间外汇市场做市商指引》，表明了人民币汇率形成机制改革进行的同时，外汇交易机制改革也在进行。

2006年，我国在银行间外汇市场引入询价交易机制，并且引入13家外汇做市商。近年来，陆续有多家银行被批准成为外汇做市商，截至2008年6月，我国做市商数目已经达到22家。做市商逐渐成为外汇市场的重要力量。

在以市场作用为基础的浮动利率下，外汇做市商对利率的形成起着至关重要的作用。他们双边授信，对外汇库存进行最优化控制，并且在自己拥有的信息之下不断调整双边报价，通过这种价差来获得收入，并承诺一旦有交易主体接受报价就与之交易。

^① 国家外汇管理局 http://www.safe.gov.cn/model_safe/zssk/zssk_detail.jsp?id=6&ID=150105000000000000,9

^② 胡晓炼同志在汇率体制高级研讨会上的发言，2004年5月

外汇市场做市商是国际外汇市场，尤其是银行间市场的核心主体。完善人民币汇率形成机制的配套举措，有利于活跃外汇市场交易，提高外汇市场流动性，增强中央银行调控的灵活性，进一步提高人民币汇率形成的市场化程度。在我国，具有一批活跃的做市商，对于活跃外汇市场交易，改善人民币流动性，促进人民币均衡价格的发现都有很大作用。

本文通过对人民币远期市场的微观结构分析，着眼点为人民币对美元汇率的中间价，在承认利率平价对远期利率的重要决定的基础上，通过商业银行的订单流和外汇汇率之间的变动关系，研究私有信息在做市商报价时的重要作用，从而说明私有信息在远期汇率形成中的重要作用，并据此对我国做市商制度提出建议。

1.2 本文的研究框架

从微观结构理论的提出开始入手，首先介绍微观结构理论的两个假设，然后针对其独特的两个变量——订单流、价格对外汇市场微观结构理论进行介绍。总结前人在即期外汇市场上的研究成果，并参考其研究方法，对我国人民币远期外汇市场进行分析。步骤如下：

首先，建立模型，模拟出商业银行外汇头寸变动额，以商业银行外汇头寸的变动额代替订单流。

然后，对现实远期外汇汇率变化、根据利率平价计算的理论远期外汇汇率变化以及外汇头寸变动额进行回归，建立人民币远期外汇市场的微观结构模型。

最后，对得到的模型进行解释与说明，从而分析我国人民币远期外汇市场的流动性、透明度与价格发现效率之间的关系，说明订单流在远期汇率形成中的重要作用，据此对我国的远期外汇市场组织结构的完善提出建议。

2. 外汇市场微观结构理论的原理

2.1 微观结构理论的提出

20 世纪 70 年代之前，汇率决定理论的主流理论是贸易收支决定理论。该理论认为，人们对外汇的需求源于各国间的贸易，进出口额的变化引起了汇率的变化。尽管这种理论在直观上十分具有吸引力，但是事实上，由贸易产生的外汇交易仅是外汇交易中的很少一部分，实证研究也说明了它的错误。后来产生了资产市场理论，该理论认为汇率主要由资产买卖决定，其中包括利率，货币供给和国际收支等宏观变量，但是实际检验同样不支持这种理论。宏观模型由于它的理论假设使得它难于预测汇率的中短期变动，在实际检验中也同样以失败而告终。

20 世纪 90 年代，开始出现了一种新的汇率研究理论——外汇市场微观结构理论。

在研究这些理论的学者中,最具有代表性的是 M. Evans、R. Lyons 和 C. Goodhart 等人^①。他们在研究中采用高频数据,用时间序列对外汇汇率进行分析并建立外汇市场的动态模型,希望能从交易商的行为中对汇率的短期变动进行解释。

2.2 微观结构理论

微观结构理论立足于银行间外汇市场。它的合理性在于,目前全球每天的外汇交易量有四分之三以上来源于银行间外汇交易,主要货币之间的汇率基本上是由银行间外汇市场决定,政治事件、经济基本面、心理预期等因素最终都会通过国际市场的结构反映到银行间外汇交易市场的交易行为上。因此,该理论着眼于银行间外汇市场做市商是符合事实依据的。

这种理论同前期资产市场理论一样,认为人们对通货的需求源于资产的买卖。但是它放松了资产市场理论最不合适三个假设即:信息公开可得;市场参与者同质;与交易机制无关。由此可知,微观结构理论与宏观理论之间是互补的关系而不是竞争关系。

这三个假设分别是:

(1) 信息:微观结构模型认为一些与汇率相关的信息不是公开可得信息,即私有信息。私有信息是市场微观结构最基本的概念,它具有非共享性,能比公开信息更好预测未来价格走势。

(2) 参与者:微观结构模型认为市场参与者异质且对价格有不同影响,同一笔交易中可能同时存在知情者和非知情交易者。异质性包含着两方面内容:第一,由于私有信息存在,交易者拥有的信息不同,使得他们异质;第二,即便面对着相同的信息,不同交易者也会有自己的分析和理解方式。

(3) 机制:微观结构理论认为市场的交易机制影响价格。外汇交易市场是一个具有两层结构的分散市场,其交易方式有银行间的直接交易和经纪人中介的间接交易两种,而这两种交易方式对价格的影响是不同的。

在微观结构理论模型中,与宏观模型不同的是,它的核心变量是订单流(order flow)和价差(spread),即外汇交易的量价关系。外汇市场微观结构理论认为投资者不同的预期表现为不同的订单流等。这些变量是外汇市场行为的决定因素。该理论对汇率的波动以及汇率的价格决定方面的起到了很好的启示作用,将人们的研究方向由宏观方面引到了市场本身所具有的特点上,这是汇率方面研究的重要突破。

2.3 订单流与汇率变化的关系

订单流(order flow)指带符号的交易量,用于衡量特定时间段内买方或卖方发起

^①邝国权,蔡伟宏.人民币汇率的微观结构与外汇储备管理[J].海南金融,2006,(8):9-12

的交易量的总和，这是它与传统交易量的不同之处。假如 A 与一交易员（做市商）沟通后，决定卖出 10 单位给交易员，此时，交易量是 10，而订单流是-10。这是因为订单流的符号由交易发起人决定，而此处交易的发起人 A 作出的是卖出决定。订单流与微观结构的关系可见图 2-1。

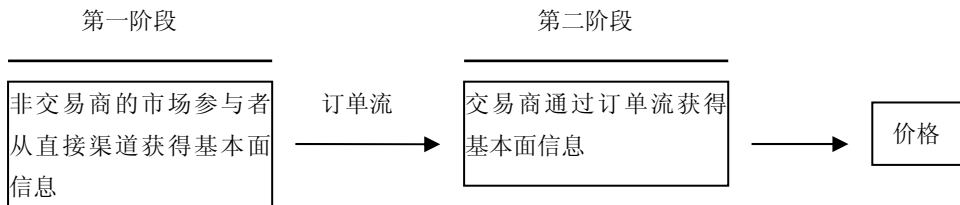


图 2-1 订单流中信息传递过程

外汇市场中的交易者可以被简单分为三类，见图 2-2。

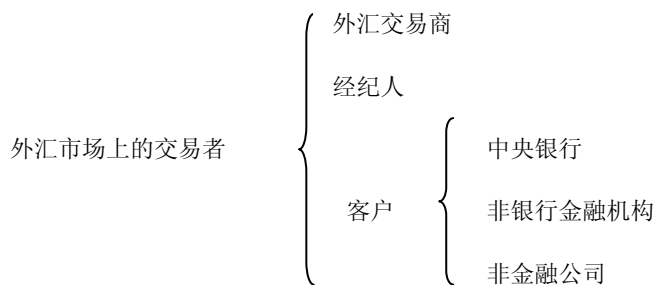


图 2-2 外汇市场中的交易者分类

直接交易市场是由客户和外汇交易银行或交易商组成的交易市场，由于其交易通过交易者个体之间私人的双边处理完成，因此它是分散的，不为其他市场参与者察觉。间接交易市场由外汇交易银行或交易商与经纪人组成，在此市场中，交易由经纪人作为中介进行，不是简单的双边处理。直接交易市场使得所有市场交易指令能够及时执行，间接交易市场使得交易者总可以按自己期望的价格交易。

为了揭示订单流与汇率之间的关系，许多经济学家对其进行了研究，并建立模型，进行实证分析。

Evans 与 Lyons (2002) 采用包含信息的订单流设计出了汇率决定的简单模型。该模型认为，每日汇率的变化由两国利差和带符号的订单流决定。

$$\Delta S_{t+1} = \beta_i \Delta(r - r^*) + \beta_z Z_t \quad (2-1)$$

其中 ΔS_{t+1} 代表第 t 天内外汇价格对数的一阶差分 $S_{t+1} - S_t$ ，

$\Delta(r - r^*)$ 代表利率微分的一阶差分 $(r_t - r_t^*) - (r_{t-1} - r_{t-1}^*)$ ，

Z_t 代表 t 天内买方和卖方始发的交易量之差（即订单流）， Z_t 的符号为正，意味着购买的订单数量超过卖出的订单数量，反之，则意味着卖出的订单数量超过购买的

订单数量。

在对马克/美元和日元/美元的回归中，他们发现正的订单流意味着外汇升值，最后得出结论，即期汇率波动与交易商内部交易市场的订单是正相关的。

其他的学者也有类似的结论，如 Andrew Carpenter 通过研究得出结论，在银行间市场，拥有较多私有信息的交易商选择的是低透明度的直接交易；通过经纪人的间接交易对价格几乎没有什么影响。Marsh 与 O'Rourke (2005) 的研究也说明，来自金融公司的订单流与汇率的波动正相关。

3. 外汇市场微观结构理论在人民币远期外汇市场上的实证分析

3.1 做市商订单流与价格发现效率关系的模型简介

3.1.1 模型简介

本文以式 (2-1) 为基础建立模型，将式 (2-1) 中的 $\Delta(r-r^*)$ 根据利率平价模型进行转化。这是因为，式 (2-1) 针对即期外汇市场建立，而本文研究的是远期外汇市场，需要作出适当变换。其中，数据分析运用 Eviews3.1 软件来完成。模型的建立分两步进行。第一步，建立模型对国内外汇做市商头寸变动额进行模拟，形成构建最终模型的一组数据——订单流；第二步，建立做市商订单流与外汇汇率关系的回归模型。

3.1.2 国内外汇做市商头寸变动额的模型原理及样本描述

根据微观结构理论，如果采用经纪人系统的数据来进行研究，那么研究的准确性将会受到很大限制，因此，应该采用包含着私有信息的订单流对汇率进行预测和分析，即商业银行的交易数据。但是，出于对商业银行自身利益的考虑，目前我国银行间外汇市场的交易数据并不对外公开。鉴于此，我们在研究中采用模型模拟的方式，利用已知信息建立模型，推算出商业银行系统头寸的变动额，来代替订单流，从而进行分析。

根据目前国内的外汇市场供求，可以知道，其存在供求平衡方程

$$(\text{出口} - \text{进口}) + (\text{引进外资} - \text{我国对外投资}) + \text{隐蔽性热钱} = (\text{外汇储备变动} - \text{外汇储备收益}) + \text{商业银行系统头寸外汇头寸变动}$$

由于人民币汇率机制的不断改革，外汇占款持续增加的压力对于中央银行来说将会逐渐变小，由此我们可以预计，银行系统的综合外汇头寸规模将会逐渐扩大。

根据国际收支平衡表显示，相对于外汇储备的规模，我国外汇储备收益较小，相对于引进的外资规模，我国的对外投资额也较小。^①因此，在计算中，我们将这两项舍去不计。由于采用月数据，考虑到数据的可获得性，在合理的范围内进行了近似，采

^①邝国权，蔡伟宏.人民币汇率的微观结构与外汇储备管理[J].海南金融,2006,(8):9-12

用国外直接投资代替每年引进外资额。因此，上平衡方程变为：

外汇储备变动 - (出口 - 进口) - 外国直接投资 = 隐蔽性热钱 - 商业银行系统外头寸变动

若以 R_t 表示外汇储存变动， EX_t 表示 t 时点的出口金额， IM_t 表示 t 时点的进口金额， K_t 表示 t 时点的外国直接投资， HM_t 表示 t 时点的流入的隐蔽性热钱数量， PS_t 表示 t 时点的商业银行系统外头寸变动，则有：

$$R_t - (EX_t - IM_t - K_t) = HM_t - PS_t \quad (3-1)$$

由于境外投机者对于人民币汇率的预期与人民币即期汇率之间的差距，对隐蔽性热钱起主要作用。我们用一年期人民币兑美元不可交割远期汇率（即 NDF）来显示投机者的预期。

若以 NDF_t 表示 t 时点的一年期人民币兑美元不可交割远期汇率， S_t 表示 t 时点的人民币即期汇率， n 为弹性系数，则有：

$$HM_t = n \times (NDF_t - S_t) \quad (3-2)$$

又知，银行间外汇市场的人民币汇率线性定价公式为：

$$S_{t+1} = S_t + e \times PS_t + X_t \quad (3-3)$$

其中， e 是价格调整系数，假如商业银行系统希望增持外汇头寸，银行将提高人民币兑美元的汇率；反之，则银行调低人民币兑美元汇率，因此， e 的符号为正。 X_t 代表了 t 时点人民币机器汇率所受的随机影响。

设 Y_t 是 $R_t - (EX_t - IM_t) - K_t$ ，则有：

$$Y_t = a \times (S_{t+1} - S_t) + n \times (NDF_t - S_t) + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

其中 $a = -1/e$ ， ε_t 为随机项。

设 $S_{t+1} - S_t = STT_t$ ， $NDF_t - S_t = NDFST_t$

利用实际数据，对 STT 、 $NDFST$ 、 Y 进行回归，得到 a 与 n ，进而利用 (3-3) 式，可以对银行系统外汇头寸变动额进行模拟，得到国内外汇做市商头寸变动额的模拟值。

人民币汇率形成的基础数据见附录 A。

3.1.3 模型建立

1. 单位根检验

对时间序列数据进行分析前，由于许多金融数据会出现单位根现象，因此必须先进行平稳性检验，此处采用对原始数据进行扩充的迪基—富勒单位根检验（Augmented Dickey-fuller Test 即 ADF），得到结果如下所示：

表 3-1 扩充的迪基—富勒 (ADF) 单位根检验结果

变量名称	t-统计量结果
Y	-2.864322
ΔY	-7.366729**
STT	-1.546200
ΔSTT	-7.714632**
NDFST	-1.023746
$\Delta NDFST$	-5.975464**

注: **表示在置信度为 1% 时显著的。

从上表中可以看出, 这三个序列均为非平稳序列, 而其一阶差分在 1% 水平临界值上拒绝单位根假设, 这表明这三个序列都是一阶单整序列。根据协整的定义:

如果时间序列 x_t , y_t 满足以下三个条件:

1) $x_t \sim I(d)$, 为非稳定时间序列;

2) $y_t \sim I(d)$, 为非稳定时间序列;

3) 两者的线性组合平稳, 表示成 $Z_t = (ax_t + by_t) \sim I(d)$, 且 Z_t 单整阶数小于 d , 则可称 $x_t \sim I(d)$, $y_t \sim I(d)$ 存在协整关系。

我们对其进行协整检验。

2. 协整检验

协整揭示了变量之间的长期稳定均衡关系, 是均衡关系在统计上的描述。从对象上可以分为两种, 一种是基于回归系数的协整检验 (如 Johansen 检验), 另一种是基于回归残差的协整检验 (如 Engle 和 Granger 提出的 EG 两步法)。本文采用 EG 两步法进行变量间的协整检验。

用最小二乘法对 Y、STT、HM 进行回归, 如下:

表 3-2 Y、STT、HM 序列的最小二乘回归

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 05/09/08 Time: 10:40				
Sample(adjusted): 2005:07 2008:01				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-195.3273	78.33595	-2.493456	0.0188
STT	-30.28483	10.40778	2.909826	0.0070
HM	-9.578028	2.705589	-3.540090	0.0014
R-squared	0.310617	Mean dependent var		56.96839
Adjusted R-squared	0.261375	S.D. dependent var		119.9332
S.E. of regression	103.0745	Akaike info criterion		12.20055
Sum squared resid	297482.2	Schwarz criterion		12.33932
Log likelihood	-186.1085	F-statistic		6.308003
Durbin-Watson stat	0.968730	Prob(F-statistic)		0.005476

结果可写为：

$$\hat{Y}_t = -195.3273 - 30.28483STT_t - 9.578028HM_t$$

$$(-2.493456) \quad (2.909826) \quad (-3.540090)$$

$$R^2 = 0.310617 \quad DW = 0.96873$$

然后对其残差进行 ADF 检验，见表 3-3。

即其结果为：

$$D(et) = -0.485660 * et(-1)$$

$$(-2.826129)$$

$$DW = 1.737230$$

即 $EG = -2.826129$

根据查协整检验的 EG 临界值表可知，EG 小于临界值 τ ，因此接受 et 为平稳的备择假设，即这三个变量是协整的，存在长期的均衡关系，这一稳定关系是在短期状态下不断调整的。考虑建立误差修正模型（Error Correction Model ECM）。

表 3-3 残差的 ADF 检验

ADF Test Statistic	-2.826129	1% Critical Value*	-2.6423
		5% Critical Value	-1.9526
		10% Critical Value	-1.6216
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(ET)			
Method: Least Squares			
Sample(adjusted): 2005:08 2008:01			
Included observations: 30 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
ET(-1)	-0.485660	0.171846	-2.826129
R-squared	0.211319	Mean dependent var	7.502903
Adjusted R-squared	0.211319	S.D. dependent var	99.39318
S.E. of regression	88.26882	Akaike info criterion	11.83142
Sum squared resid	225950.1	Schwarz criterion	11.87812
Log likelihood	-176.4712	Durbin-Watson stat	1.737230

3. 误差修正模型

由前面的分析，建立 y 与 STT 、 HM 之间的误差修正模型 ECM，得到表 3-4。

即标准格式 ECM 模型回归结果为

$$\Delta Y_t = 7.311210 - 3374.573\Delta STT - 651.8724\Delta HM - 0.553938e_{t-1}$$

$$(1.432385) \quad (3.839038) \quad (-2.147973) \quad (-2.888181)$$

$$R^2 = 0.523236 \quad DW = 1.858166$$

方程的回归系数通过了显著性检验，误差修正系数为负，符合反向修正机制。回归结果表明 *STT* 的短期变动对 *y* 存在负向影响，*HM* 的短期变动也对 *y* 存在负向影响。

因此得 $a = -3374.573, n = -651.8724$

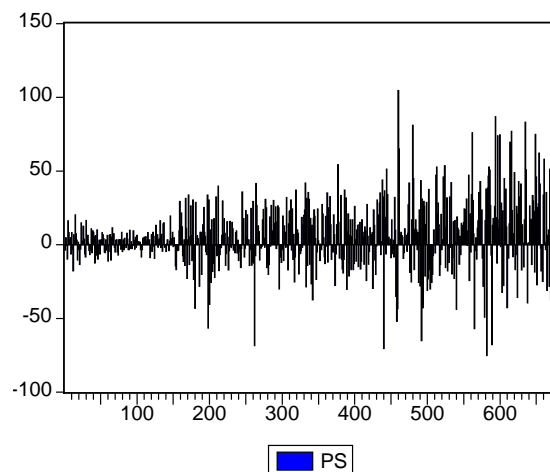
所以，有 $PS_t = 3374.573 \times (S_{t+1} - S_t)$

表 3-4 误差修正模型 ECM

Dependent Variable: D(Y)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2005:08 2008:01				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.311210	16.90903	1.432385	0.0690
D(STT)	-3374.573	879.0152	3.839038	0.0007
D(HM)	-651.8724	303.4826	-2.147973	0.0412
ET(-1)	-0.553938	0.191795	-2.888181	0.0077
R-squared	0.523236	Mean dependent var		
Adjusted R-squared	0.468224	S.D. dependent var		
S.E. of regression	91.15129	Akaike info criterion		
Sum squared resid	216022.5	Schwarz criterion		
Log likelihood	-175.7973	F-statistic		
Durbin-Watson stat	1.858166	Prob(F-statistic)		

代入 2005 年 7 月起至 2008 年 4 月的每日人民币汇率数据，得到商业银行系统外汇头寸的增减额。考虑到中国节假日的特殊性——期外汇报价除周六日停盘以外，五一、十一也停盘，因此为了能够使用 Eviews 软件进行拟合，我们在定义序列的时候选择不规则序列这项，从 2005 年 7 月 22 日至 2008 年 4 月 28 日，一共有 677 组数据。由此可以得到银行系统外汇头寸每日变动情况。如图 3-1 所示：

图 3-1 做市商头寸变动模拟值



在图中，我们可以看到，从 2005 年开始，外汇做市商的外汇头寸的变动额逐渐地变大，该结果符合模拟之初对它的预测——“外汇头寸规模逐渐扩大”。

至此，我们得到了微观结构研究中的重要数据——订单流。接下来，建立远期外汇市场的微观结构模型。

3.1.4 利用模型对人民币远期外汇市场价格走势进行预测

利率平价是远期汇率决定理论的重要理论之一，它从国际套利资本流动的角度说明了远期汇率的变动和国际利率水平差异之间的关系。它满足资本市场的一价定律，并且适用于短期内基于资产套期保值和投机套利目的的远期汇率的定价。利率平价分为无抵补的利率平价和抵补的利率平价。无抵补的利率平价阐述的是预期汇率变动率与国际利率差之间的关系，抵补的利率平价阐述的是远期汇率变动率与国际利率差之间的关系。由于本文研究的是人民币远期汇率，以下论述采用抵补的利率平价理论，即：

$$\frac{F_{t+T} - S_t}{S_t} = r - r_t^* = f \quad (3-4)$$

以 F_{t+T} 表示期限为 T 的远期汇率， S_t 表示即期汇率， R_t 表示本国利率， R_t^* 表示外国利率。 f 为远期升贴水率。

该理论具有两个前提假设：均衡的市场利率和货币的完全可兑换。中国汇率改革以前，此理论在中国的现实条件下并不成立，但是在 2005 年 7 月以后，资本在不同市场间进行套利活动成为可能，利率平价理论已有了可以运用的环境。另外，根据张光平对中国银行上海分行的调研报告，我们可以得知，中国银行以可抵补利率平价为基础对人民币远期汇率进行定价。因此，本文在承认利率平价理论对于人民币远期汇率的起重要作用的基础上，对人民币远期外汇市场微观结构进行分析。

首先，根据 (3-6) 式代入即期汇率与本国外国利率，计算出理论远期汇率 (CIP)，其中美元利率采用伦敦银行间同业拆借率 (LIBOR)，根据期限相对的原则，选取的均为一年期的数据，并且以月为间隔，取每月月末数据。目前我国人民币利率市场化程度不够高，现行的利率数据不具备代表性，参考 2008 年 2 月 19 日由央行、中国银监会、中国证监会、中国保监会等一行三会共同制定的《金融业发展和改革“十一五”规划》中逐步将上海银行间同业拆放利率 (SHIBOR) 培育为我国短期金融市场基准利率的指导意见，在本文研究中，中国大陆的数据采用上海银行间拆放利率 (SHIBOR) 中的人民币利率。SHIBOR 报价银行团现由 16 家商业银行组成，这些银行是公开市场一级交易商或外汇市场做市商，在中国货币市场上人民币交易相对活跃、信息披露比较充分的银行。

人民币远期汇率目前数据难以获得，根据代幼渝、杨莹（2006）《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》中所用方法。工商银行的远期外汇市场报价可以获得，并且由于工商银行是我国最初获得国家外汇管理局批准，允许经营人民币远期结售汇业务的七家银行之一，目前办理结售汇业务的机构有 5494 家，占全国经营结售汇业务机构总数的 20.53%，相关数据见表 3-5。

据此推断，工商银行的远期汇率具有一定的代表性，在这种情况下，我们用工商银行的远期汇率报价作为国内人民币远期汇率的替代。同时，由于工商银行的公共数据库更新，我们只能查到该行截至 2007 年 4 月 16 日的人民币远期汇率。

表 3-5 经营结售汇业务机构数

国家开发银行	2	交通银行	1375
中国进出口银行	6	中信银行	0
中国农业发展银行	2	中国光大银行	324
中国工商银行	5494	华夏银行	195
中国农业银行	5807	中国民生银行	182
中国银行	7635	招商银行	369
中国建设银行	3666	广东发展银行	257
城市商业银行	576	兴业银行	215
农村商业银行	4	深圳发展银行	208
独资银行	5	上海浦东发展银行	251
合资银行	6	恒丰银行	2
外国银行分行	177	浙商银行	1

数据来源：国家外汇管理局

通过（3-6）式，可得到远期汇率的计算式

$$F_{t+T} = (r_t - r_t^*) * S_t + S_t \quad (3-5)$$

在模型推导中，所要用到的数据，SHIBOR、LIBOR、现实远期汇率、CIP 计算出来的理论远期汇率、外汇头寸变动额模拟值，这五个数值同时能够得到的时间段是 2006 年 10 月 9 日至 2007 年 4 月 16 日，因此，在此处的模型中，我们选取 2006 年 10 月 9 日至 2007 年 4 月 16 日段，剔除中美两国节假日不同的日子，得到了共 123 组数据进行分析。

根据利率平价计算得到理论远期汇率（设为CIP）见图 3-2。

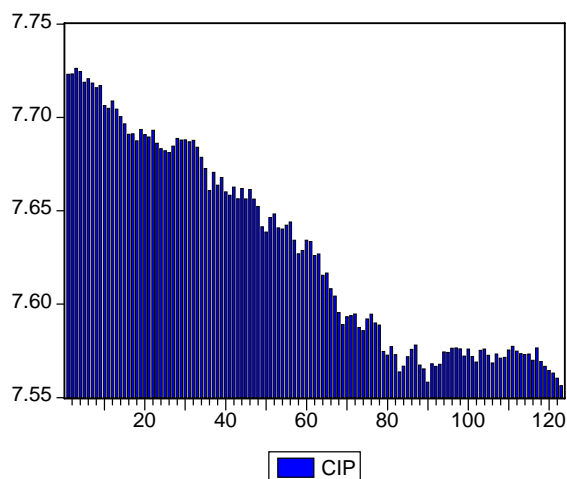


图 3-2 理论远期汇率

可以看到，预测出的人民币远期汇率是逐渐升高的，这与现实中的结果是吻合的。与现实的远期汇率（设为FORWARD）的比较结果如下图所示：

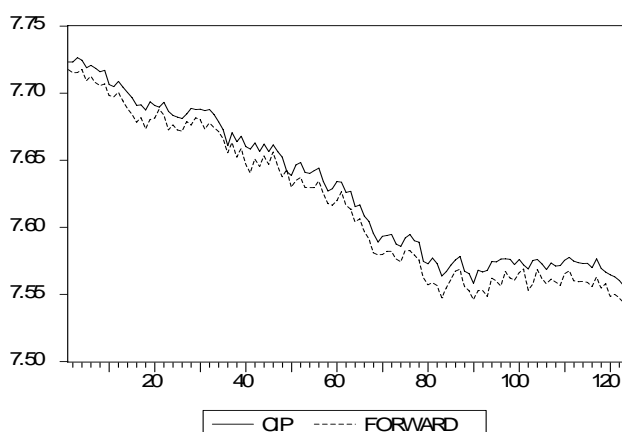


图 3-3 理论远期汇率与实际远期汇率

另外，截取3.1.3中，此时间段的商业银行外汇头寸变动额（PS）如下：

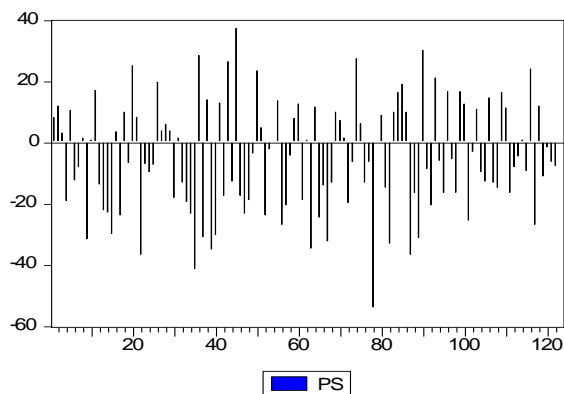


图 3-4 PS变动额模拟值

经过试验以及参考式 (2-1)，对 FORWARD 的一阶差分 $\Delta forward$ ，CIP 的一阶差分 Δcip ，以及 PS 进行分析，得到它们的时序图，见图 3-5

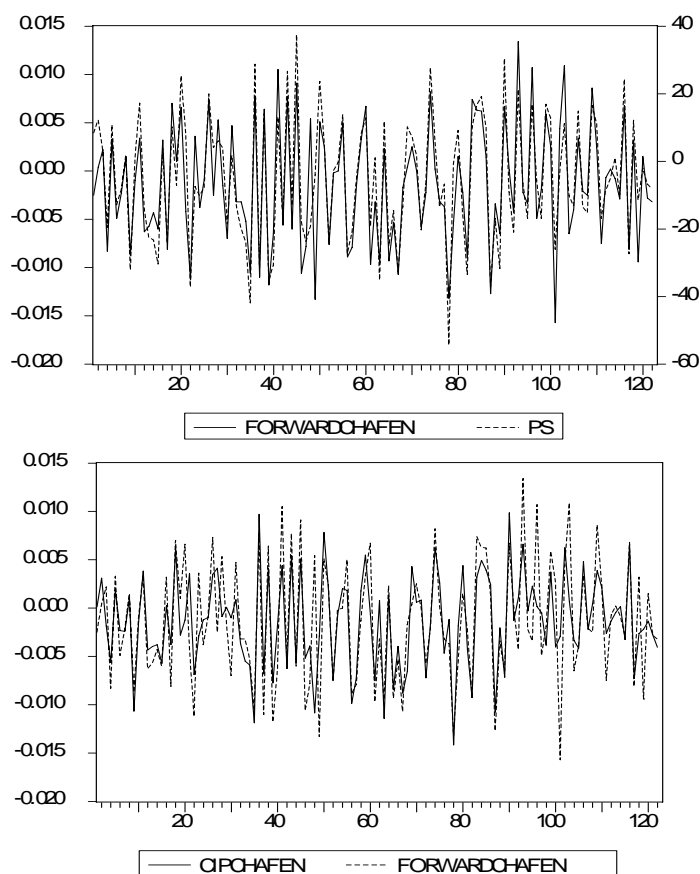


图 3-5 Δcip 、 $\Delta forward$ 与 PS 的时序图

从图中可以看到 $\Delta forward$ 与 Δcip 、 $\Delta forward$ 与 ps 存在较大的趋同性，由此，我们建立 $\Delta forward$ 与 Δcip 、 ps 三者之间的回归方程，看 $\Delta forward$ 受到 Δcip 、 ps 的影响是否显著以及影响程度有多大。

3.1.5 回归模型建立

我们先建立如下模型

$$\Delta forward_t = \alpha + \beta_1 \Delta cip_t + \beta_2 PS_t + \mu_t$$

其中， $\Delta forward_t$ 为真实的远期外汇汇率的一阶差分， Δcip_t 为根据利率平价理论计算出的远期外汇汇率的一阶差分， PS_t 为商业银行外汇头寸变动额。

1. 单位根检验

对三组数据进行平稳检验得到如下结果：

表 3-6 扩充的迪基—富勒 (ADF) 单位根检验结果

变量名称	t-统计量的值
$\Delta forward$	-14.17700*
Δcip	-12.41343*
ps	-12.67758*

注: *表示在置信度为 1% 时是显著的。

从中可以看出, 所有的序列都是平稳的, 因此我们直接对其进行回归。

2. 最小二乘法回归

经过最小二乘法回归得到表 3-7

即回归模型为:

$$\Delta forward_t = 0.000126 + 0.013278\Delta cip_t + 0.000294PS_t$$

(1.430556) (1.112170) (-9.311488)

$$R^2 = 0.755403 \quad \bar{R}^2 = 0.751292 \quad DW = 2.$$

表 3-7 最小二乘法回归结果

Dependent Variable: $\Delta FORWARD$				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1 122				
Included observations: 122 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000126	0.000292	1.430556	0.0676
ΔCIP	0.013278	0.118377	1.112170	0.1109
PS	0.000294	3.15E-05	-9.311488	0.0000
R-squared	0.755403	Mean dependent var		-0.001422
Adjusted R-squared	0.751292	S.D. dependent var		0.006207
S.E. of regression	0.003095	Akaike info criterion		-8.693519
Sum squared resid	0.001140	Schwarz criterion		-8.624568
Log likelihood	533.3047	F-statistic		183.7574
Durbin-Watson stat	2.208377	Prob(F-statistic)		0.000000

可以看出, 可决系数 R^2 、调整的可决系数 \bar{R}^2 比较接近于 1, 这说明模型的拟合优度较高。

给定显著性水平为 5%, 查表得 $F > F_{0.05}(2, 119)$, 即接受 β_1 、 β_2 不全为零的假设, 说明此模型的线性关系在 95% 的置信水平下是显著成立的。

给定显著性水平为 15%, 查表得 $t > t_{0.125}(119)$, 即 Δcip_t 、 PS_t 对 $\Delta forward_t$ 有显著影响, 说明包括常数项在内的 3 个解释变量在 85% 的置信水平下影响显著。

3.2 对人民币远期外汇市场微观结构模型结果的分析

3.2.1 对于订单流模拟值的分析

在对商业银行外汇头寸变动额模拟中，可以看到外汇头寸变动额存在明显的扩大趋势，主导这一过程的因素是市场对人民币升值期望的强弱变化。在巨大的贸易逆差，以及西方国家对人民币升值的要求压力下，各种海外资本大量涌入，这给中央银行的外汇操作带来了很大的压力。由于市场对中央银行的态度以及干预存在很多揣测，使得外汇做市商承担了很大的外汇风险，这种风险反映在了银行系统的外汇头寸变化幅度变大。

3.2.2 对微观结构模型的分析

由回归模型 $\Delta forward_t = 0.000126 + 0.013278\Delta cip_t + 0.000294PS_t$ ，我们可以看出：

利率平价理论计算的理论远期外汇汇率与真实远期外汇汇率的变动是同向的，即它们正相关；外汇储备头寸变动额与真实远期外汇汇率的变动也是同向变动，即它们正相关，这与 Lyons 在即期外汇市场上的研究结论相似，即“来自金融公司的订单流与汇率波动正相关”，这说明了做市商订单流中包含着与汇率有关的信息。

其次，该模型的可决系数 R^2 为 0.755403，调整的可决系数 \bar{R}^2 为 0.751292，说明该模型拟合优度较好。虽然模型分别通过了 F 检验、t 检验，但是 t 检验是在 85% 的置信度下进行的，其信度不太高。对此差距的解释有二：

第一、模型自身的拟合缺陷。做市商行为与订单流的关系是最为紧密的，做市商报价主要参考自身对柜台结售汇情况、银行间市场外汇供求、自身头寸情况和国际外汇市场主要货币走势等因素来综合考虑，因此由做市商报价得出的中间价体现了“以市场供求为基础、参考一篮子货币”的人民币汇率制度框架。做市商行为背后有许多理论模型的支持和解释，如存货模型、预期模型、批量交易、序贯交易、时间交易模型等。近年来又细分到做市商的专业背景等对汇价的影响。本研究的数据比较笼统，难以细分，所以仅局限于买入卖出符号和成交量。更进一步，由于有的数据不可取，本文采取了模拟和用工具变量进行代替的方法，这些会使得这个模型的拟合度降低，参考国外的相关研究结果，如果能够取得真实的数据，那么拟合度将会有所提高。

第二，我国的远期汇率市场上，做市商尚未成为主导外汇汇率的根本性力量。从验证结果看，按照我国现行的汇率形成机制，认为这是由于央行的指导价格在某种程度上制约了市场活力。据统计，中国人民银行直接入市交易的天数超过外汇交易中心总交易日数的 70%，中央银行对银行间敞开头寸基本全额收购或供应，在某种程度上成为市场出清者和做市商。这不仅降低了外汇市场的竞争程度，也制约了外汇交易品种的发展动力的空间。中国外汇管理体制中还存在最高持汇规模和汇率日波幅上的数

量和价格双重约束。使得做市商在远期外汇市场中自主发挥的空间受到影响。

4. 结论及建议

做市商在远期外汇市场中的报价过程可以概括为，做市商同客户交易，根据已掌握的信息独立地向公众发出报价，接受客户订单流，并且在其报价上接受订单；随后，做市商间进行交易，当信息引起的收益发生变化的时候，做市商之间再次进行交易；然后，向客户报出有竞争力价格，完成一轮报价。

通过上述模型构建结果可知，订单流在做市商报价以及远期外汇市场的微观交易中发挥着重要的作用，为做市商报价提供了很好的指导。由于市场参与者的异质性，不同市场主体掌握着不同的非公开信息，并且对基本面信息有不同的认识，因此，公开信息不能提供给做市商完全的信息，做市商必须通过分析交易中订单流的数量、方向等情况，推测出这些信息。

根据这一结论，我们对完善我国远期外汇市场微观组织结构提出以下建议。

一、央行适当放手，给予做市商更多的活动空间。虽然目前我国远期外汇市场尚未成熟，还不具备完全脱离中央银行指导的能力，但是，现阶段央行在继续进行窗口指导^①的同时还应该注意扶植做市商成为银行间远期外汇市场的核心力量。随着时间的推移，央行应该把做市商义务逐渐分散到各做市商(商业银行)，央行稳定汇率波动的干预也转换为做市商的市场行为，这将有利于加强我国远期外汇市场的流动性。

二、增加信息透明度，调控做市商的做市成本，增强做市商的活跃度，提高市场流动性。市场宽度是衡量市场流动性的一个重要指标，表现为买卖报价之间的差距，流动性越高，宽度值越小，当价差为零，此时市场完全达到流动性。做市商制度作为一种报价驱动的交易机制，是在自身对价格进行估算的基础上，向买卖双方进行报价的。在做市商报价过程中，由于交易者的异质性以及私有信息的存在，在与拥有私有信息的知情交易者进行交易时，做市商会面临着受到损失而导致亏损的风险，因此做市商会利用买卖价差规避这种风险。应该建立严格的信息披露制度，使得私有信息成为公开信息，信息透明度得到增加，从而使做市成本降低。

三、扩大银行间远期外汇市场的交易主体。从市场的角度看，过少的交易主体将会影响远期交易的公平性。从表 3-5 可以看到，现有可从事远期结售汇业务的银行主要是工商银行、中国银行、建设银行及农业银行，它们的交易量占市场交易量的 80% 以上，使得目前我国远期外汇市场呈现交易主体集中程度过高，少数几家银行占据着垄断地位的局面。虽然这种结构比较利于监管机构的监督管理，但是远期外汇市场交易的活跃度以及汇率的公平决定将会受到这种趋同性的影响。另外，除了信息以外，做市商的数量也影响着做市商的定价。做市商之间存在着相互竞争，如果增加做市商

^①指中央银行通过劝告和建议来影响商业银行信贷行为，属于温和的、非强制性的货币政策工具。

的数量，一方面可以促使做市商千方百计降低成本与利润，利润被不断摊薄，最终使报价价差缩小，从而增加市场流动性。

四、完善即期外汇市场。拥有完善远期外汇市场的先决条件之一是具备完善的即期外汇市场。从目前情况看，我国只实现人民币经常项目的自由兑换，而且实行强制结汇；中央银行参与即期市场交易，处于被动托盘的地位；外汇交易规模、品种较为有限，目前交易品种仅限于美元、日元和港币。这样的即期市场是很不完善的，以此为基础的远期外汇市场自然也是很不完善的。事实上，即期市场的落后，常常是制约发展中国家远期外汇市场发展的重要原因。

最后，需要指出的是，作为微观结构研究方法的订单流，其中也包括着宏观经济方面的信息，并且，远期外汇汇率的决定，不仅受到做市商做市行为、私有信息的影响，同时也受到宏观调控、宏观政策的影响。正如开篇时提到的一一外汇市场微观结构研究方法，不是与传统宏观分析方法相抵触，而是与其相互弥补的。因此为使我国远期外汇市场完善，还应该配合相应的宏观政策和调控。

参考文献

- [1] (美)达摩达尔.N.古扎拉蒂.计量经济学基础[M].北京：中国人民大学出版社，2005
- [2]潘省初，周凌瑶.计量经济分析软件[M].北京：中国人民大学出版社，2005
- [3]张晓峒.计量经济学软件EViews使用指南[M].天津：南开大学出版社，2004
- [4]孙敬水.计量经济学[M].北京：清华大学出版社，2004
- [5]曾芳琴.外汇市场做市商定价行为研究[J].中国货币市场，2007，(11)：18-21.
- [6]丁剑平，曾芳琴.外汇市场微观结构理论[M].北京：中国金融出版社，2006
- [7]彭红枫，胡利琴，叶永刚.人民币远期定价权的决定研究[R].武汉：武汉大学，2006
- [8]邝国权，蔡伟宏.人民币汇率的微观结构与外汇储备管理[J].海南金融，2006，(8)：9-12.
- [9]吴先智.人民币远期外汇的定价与风险管理[R].华东师范大学，2007
- [10]邓晓东.浅析建立人民币远期外汇市场[J].学习月刊，2006，(3)：16.
- [11]丁剑平，曾芳琴.“指令流”的再“分解”研究[J].国际金融研究，2005，(11)：48-53.
- [12]孙立坚，外汇市场微观结构理论的原理及其前景[J].国际金融研究，2002，(11)：13-19.
- [13]何嗣江，罗红霞.微观结构视角下人民币汇率形成机制改革探讨[J].浙江大学学报，2005，(11)：89-94.
- [14]金永军，陈柳钦.人民币汇率制度改革评述[J].国际金融研究，2006，(1)：73-79.
- [15]海铅.做市商制度与我国外汇市场汇率形成机制的完善[J].河南金融管理干部学院学报，2007，(4)：104-107.
- [16]邓超，张伟.论人民币远期外汇市场的发展方向[J].经济研究导刊，2006，(5)：75-77.
- [17]罗浩.论外汇市场中的做市商行为[D].西南财经大学，2007
- [18]丁剑平，俞君钦，曾芳琴.外汇市场做市商行为空间的研究[J].上海财经大学学报，2007，9(1)：58-65.
- [19]李勇.对“内部人”交易信息披露制度的经济分析[J].预测，2004，(6)：59-61.
- [20]郭泓，杨之曙.交易所和银行间市场债券交易价格发现实证研究[J].金融研究，2007，

- (12): 142-153.
- [21]黄方亮, 孟祥仲. 价格发现机理的理论史分析[J]. 理论月刊, 2007, (12): 53-56.
- [22]罗婕. 关于建立我国银行间远期外汇市场的思考[J]. 甘肃农业, 2004, (10): 94.
- [23]吴焕军. 商业银行头寸的预测和调度[J]. 长春金融高等专科学校学报, 2000, (01): 29-31.
- [24]曹勇. 做市商制度、人民币汇率形成机制与中国外汇市场的发展[J]. 国际金融研究, 2006, (04): 25-27.
- [25]倪克勤, 叶菲. 外汇市场微观结构研究的最新进展[J]. 西南金融, 2007, (03): 44-45.
- [26]温建东. 中国外汇市场制度设计与改革前瞻[J]. 国际金融研究, 2006, (09): 68-73.
- [27]何光平. 人民币衍生产品[M]. 北京: 中国金融出版社, 2006
- [28]Richard K. Lyons. “The Microstructure Approach to Exchange Rates” [M]. Boston :The MIT Press, 2001
- [29]Michael J. Sanger, Mark P. Taylor. “Under The Microscope: The Structure of Foreign Exchange Market” [J]. International Journal of Finance & Economics, 2006, (11): 81-95.
- [30]Martin D. D. Evans, Richard K. Lyons. “Order Flow and Exchange Rate Dynamics” [J]. Journal of Political Economy, 2002, (11):1-5.

附 录

附录 A

表 A-1 人民币汇率形成的基础数据

时间	人民币月末汇率	一年期NDF	外汇储备变动额 (亿美元)	出口 (亿美元)	进口 (亿美元)	外国直接投资 (亿美元)
2005-07	8.1080	7.7575	217.60	655.5	549.5	45.28
2005-08	8.0973	7.8446	204.76	684.0	578.1	49.02
2005-09	8.0930	7.8405	157.95	701.9	626.2	52.54
2005-10	8.0840	7.7905	158.98	680.9	560.8	51.64
2005-11	8.0796	7.7790	93.21	721.3	616.2	47.16
2005-12	8.0702	7.7500	246.49	754.1	644.0	71.98
2006-01	8.0608	7.7122	263.08	651.3	554.9	45.45
2006-02	8.0415	7.6982	84.92	541.1	515.8	40.44
2006-03	8.0170	7.7395	213.98	780.2	668.7	56.60
2006-04	8.0165	7.7055	199.70	768.3	664.5	42.30
2006-05	8.0188	7.7235	299.80	730.7	601.3	45.10
2006-06	7.9956	7.7115	160.95	812.8	668.6	54.40
2006-07	7.9732	7.7020	134.35	803.0	657.4	42.80
2006-08	7.9585	7.7330	174.89	907.3	719.2	44.90
2006-09	7.9087	7.6530	158.89	915.8	762.8	54.00
2006-10	7.8792	7.6165	216.98	881.1	642.8	59.90
2006-11	7.8436	7.5050	291.25	958.3	729.2	56.90
2006-12	7.8087	7.4195	275.93	941.0	731.0	87.60
2007-01	7.7776	7.3979	383.48	865.7	706.9	51.80
2007-02	7.7409	7.3555	526.80	820.2	583.3	45.30
2007-03	7.7342	7.2727	446.59	834.1	766.5	61.80
2007-04	7.7055	7.2835	445.35	974.3	807.3	44.70
2007-05	7.6506	7.2923	461.05	940.7	716.3	49.00
2007-06	7.6155	7.2652	399.54	1034.0	764.6	66.30
2007-07	7.5737	7.1527	525.75	1077.0	833.5	50.40
2007-08	7.5607	7.1843	234.41	1114.0	862.4	50.20
2007-09	7.5108	7.0755	249.70	1123.0	882.8	52.70
2007-10	7.4692	6.9510	212.87	1077.0	805.2	67.80
2007-11	7.3997	6.7100	420.08	1177.0	912.2	76.80
2007-12	7.3046	6.7265	313.43	1144.0	917.3	130.90
2008-01	7.1853	6.5993	615.61	1096.0	901.0	112.00
2008-02	7.1058	6.5619	573.24	873.4	788.2	
2008-03	7.0190		350.43	1090.0	955.6	
2008-04	7.0002					

数据来源：中国人民银行网站，Bloomberg，海关总署

作者信息:

北京理工大学管理与经济学院

马明^① 范曦月

联系方式:

Email: mark.ming.ma@gmail.com

手机: 136-412-98127

^① 马明曾在伯克利加大访问外汇市场微观结构代表人物 Richard Lyons 一年。