

# 外汇干预反应函数非线性 FTR 模型的提出及其实证

张在美<sup>1</sup>, 谢赤<sup>1,2</sup>, 孙柏<sup>1</sup>

(1. 湖南大学工商管理学院, 湖南长沙 410082;

2. 湖南大学金融与投资管理研究中心, 湖南长沙 410082)

**摘要:** 中央银行外汇干预反应函数是描述央行干预行为与外汇市场条件变量间关系的重要工具, 对于揭示央行外汇干预规律和特征具有重要意义。现有的干预反应函数模型在充分体现外汇干预的不频繁性特征、以及提高描述精度两方面上, 还不能同时满足实际的需要。在参考相关研究基础上, 从兼顾模型实际意义与描述精度的角度出发, 提出了一种新的非线性 FTR 模型, 并基于日本央行的外汇干预数据对其进行了实证研究。将其与线性模型、2-机制 TR 模型进行实证比较后发现, 所提出的 FTR 模型在样本内拟合和样本外预测两方面均具有比其它两种模型较小的误差, 从而证明了 FTR 模型在描述央行外汇干预行为上具有更好的精度, 更加适合作为央行外汇干预反应函数。

**关键词:** 外汇干预; 反应函数; 非线性; FTR 模型; 汇率

**中图分类号:** F832 **文献标识码:** A

## 1 引言

自 1973 年布雷顿森林体系瓦解以来, 发达国家纷纷实行浮动汇率制度, 新兴市场国家也逐步增加汇率弹性, 全球迈入浮动汇率时代。然而, 现实中的汇率受多种因素影响, 常常出现过度的偏离或波动, 对一国经济带来不利影响。因此, 各国中央银行都会适时地、不同程度地干预外汇市场, 以影响汇率走势。到目前为止, 外汇干预已成为各国管理汇率的一项重要工具, 并得到政策制定者和经济学家的广泛关注。准确描述中央银行外汇干预行为特征与规律, 对于揭示干预行为的信息内涵, 从中吸取经验教训以帮助构建更加有效的外汇干预机制、提高央行外汇干预水平具有重要意义。

研究表明, 中央银行的外汇干预行为可以被看作是对某些不正常的外汇市场条件变化做出的反应, 且二者间呈现具有一定规律性的关系, 通常用外

汇干预反应函数来进行描述<sup>[1]</sup>。反应函数的一般形式, 则是以外汇干预行为作为被解释变量、以某些可能影响外汇干预行为的市场条件变量作为解释变量, 通过特定的函数模型来具体化二者之间的关系<sup>[1-12]</sup>。

对于反应函数模型的构建, 目前还存在两方面仍未得到妥善解决的挑战: 首先, 中央银行的外汇干预并不是每天都发生, 这种不频繁性在样本区间上表现为, 存在较多干预变量为零而解释变量非零的观察值, 这也意味着二者间并非成比例变化, 即存在潜在的非线性关系, 如何在模型中恰当地处理这一问题非常重要; 其次, 如何选取有效的市场条件指标作为模型的解释变量也是一个关键问题。

对于第一个挑战, 即反应函数非线性特征的表达, 现有文献主要采取了两种不同的解决方案:

一种是通过建立线性模型来对反应函数潜在的非线性特征进行近似, 这是出现最早、应用最为普遍的表达形式<sup>[1-3]</sup>。其中, 在没有干预发生的情况下, 被解释变量的值通常用零代替。不同学者所采用线性模型的主要区别在于选取了不同的解释变量。

然而, 也有一些学者认为, 利用简单的线性模型进行近似, 并不能很好地解释央行的干预行为, 因此提出第二种解决方案, 即直接为反应函数建立非线性模型。Almekinders 和 Eijffinger 于 1994 年首先

收稿日期: 2009-11-23; 修订日期: 2010-07-05

基金项目: 国家社会科学基金重点资助项目(07AJL005); 全国  
高校青年教师奖励基金资助项目(教人司 2002  
[123])

作者简介: 张在美(1981-), 女(汉族), 山东临沂人, 湖南大学工  
商管理学院, 博士研究生, 研究方向: 金融工程与风险  
管理。

提出假设: 央行只有在干预的必要性超过一定阈值的情况下才会入市干预, 并据此提出了非线性 Tobit 模型<sup>[4]</sup>, 但鉴于 Tobit 模型将买、卖外汇的干预行为方程分离, 从而缺乏对干预行为综合描述的限制, Almekinders 和 Eijffinger 于 1996 年对其做了改进, 提出了非线性的 Friction 模型<sup>[5]</sup>, 并得到了一些研究者的赞同并加以扩展应用<sup>[6-9]</sup>。尽管 Friction 模型比线性模型更显著地表达了外汇干预的不频繁性特点, 但据 Jun 研究发现, Friction 模型在拟合精度和预测精度方面并不具有比线性模型绝对明显的优势<sup>[10]</sup>。近年来, 有学者引入门限回归 (Threshold Regression, TR) 模型作为外汇干预反应函数, 例如, Jun<sup>[11]</sup> 以及 Pinar 和 Artem<sup>[12]</sup> 均建立了 2- 机制和 3- 机制的 TR 模型, 从实证结果来看, 2- 机制 TR 模型精度明显高于线性模型, 而 3- 机制 TR 模型的效果并不理想。尽管 TR 模型在描述精度上有所提高, 但对于外汇干预不频繁性特点的解释却不如 Friction 模型突出。

关于构建反应函数模型的第二个挑战, 即解释变量的选取, 目前还没有确定一致的研究结论。总结来看, 大都将汇率相对于目标的偏离、汇率的波动以及滞后期的干预作为主要的解释变量。然而, 对于这些解释变量的测量指标, 也还没有统一的标准。如 Almekinders 和 Eijffinger 分别以滞后 25 日、7 日的平均汇率水平为目标计算汇率的偏离, 利用 GARCH(1, 1) 模型估计汇率的波动<sup>[5]</sup>; Frenkel, Pierdzioch 和 Stadtmann 以购买力平价水平为目标计算汇率的偏离, 分别利用汇率在滞后 1 日、5 日内的绝对收益计算其波动, 并采用滞后 1 日的干预量作为解释变量<sup>[11]</sup>; 另外, 除上述由汇率引申而来的变量外, 也有学者引入了其它一些宏观变量, 考察其对外汇干预行为的影响, 如利率、外汇储备与出口的比率等等<sup>[7]</sup>。

国内关于外汇干预的研究大多还停留在定性分析的层面, 如强调外汇干预作为一个政策工具在汇率制度中的重要性<sup>[13]</sup>、国家干预与市场调节的结合分析<sup>[14]</sup>, 以及对中外汇干预现状的分析与政策建议的探讨<sup>[15]</sup>等。相关的实证研究则主要集中于外汇干预传递渠道的有效性<sup>[16, 17]</sup>、干预对汇率的影响<sup>[18]</sup>等方面, 刁锋采用线性模型对中国人民银行外汇干预反应函数进行了估计<sup>[19]</sup>, 但对于如何建立更为完善的非线性模型来具体化中央银行外汇干预反应函数的研究还很少涉及。

综合来看, 尽管现有文献提出了多种模型来具

体化中央银行的外汇干预反应函数, 但既能体现干预的不频繁性特征, 又能达到较高精度的模型还较缺乏。基于此, 本文从兼顾两者的角度出发, 在综合现有模型优点的基础上, 提出一种新的非线性 FTR 模型, 并给出模型的估计与评价方法。通过实证研究, 对 FTR 模型和最为常用的线性模型、以及精确度较高的 2- 机制 TR 模型三者进行性能比较, 以证明 FTR 模型的优越性。

## 2 外汇干预反应函数非线性 FTR 模型的提出

由前面的分析可知, 现有的各种线性、非线性模型在描述中央银行外汇干预行为方面均不够理想, 因此, 本文将在相关研究基础上, 尝试提出一种新的非线性 FTR 模型, 以更加合理、精确地具体化中央银行外汇干预反应函数。

### 2.1 相关模型介绍

为方便对现有模型的优劣进行总结, 以及在实证研究中与本文提出的模型进行性能比较, 本小节首先对主要的相关模型包括线性模型、Friction 模型和 2- 机制 TR 模型的具体形式进行介绍。

(1) 线性模型结构如下:

$$y_t = \beta_0 + x_t \beta_1 + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,  $y_t$  为外汇干预行为变量,  $x_t$  为可能对干预行为产生影响的所有解释变量构成的向量,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta$  为参数向量,  $\varepsilon_t$  为误差项。

(2) 非线性 Friction 模型结构如下:

$$y_t^* = x_t \beta + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \begin{cases} y_t^* - \delta^+, & y_t^* > \delta^+ \\ 0, & -\delta^- \leq y_t^* \leq \delta^+ \\ y_t^* + \delta^-, & y_t^* < -\delta^- \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $y_t^*$  是用于衡量干预必要性的门限变量,  $\delta^+$ ,  $\delta^-$  为门限值, 它们将模型划分为三个机制, 并令中间机制的干预变量为零。随着门限变量实际值的变化, 对干预变量的估计在三个机制间自由转换, 这样便成功体现了干预不频繁性问题。但是, 模型的门限变量  $y_t^*$  是一个潜在变量, 不易直接获取, 且在模型的上下两个机制中, 参数具有相同的估计值, 不适用于具有干预不对称性特点的情况。

(3) 2- 机制 TR 模型结构如下:

$$y_t = x_t \beta_1 \cdot I(q_t \geq \gamma) + x_t \beta_2 \cdot I(q_t < \gamma) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $I(\cdot)$  为机制转换的指示函数,  $q_t$  为门限变量,  $\gamma$  为门限值。由模型的结构可以看出, 它在外汇干预不频繁性问题上并没有得到很好的体现, 但两

机制分别回归的结构使得外汇干预可能存在的非对称性特征得以体现。

### 2.2 FTR 模型的提出

本文试图结合非线性 Friction 模型能够表现外汇干预不频繁性特征的优势,以及 2- 机制 TR 模型精度较高、门限变量易获取、体现了外汇干预非对称性特征等方面的优势,在此基础上提出一种新的非线性模型,不妨称之为 FTR (Friction- TR) 模型。模型结构如下:

$$y_t = \begin{cases} \beta_0^2 + x_t \beta^1 + \varepsilon, & q_t \geq y_2 \\ 0, & y_1 < q_t < y_2 \\ \beta_0^3 + x_t \beta^3 + \varepsilon, & q_t \leq y_1 \end{cases} \quad (5)$$

其中,  $q_t$  为门限变量,表示外汇干预的必要性条件,  $y_2, y_1$  为相应的门限值,它们共同将模型分为三个机制:

当干预必要性达到或超过上门限值,即  $q_t \geq y_2$  时,模型按照  $y_t = \beta_0^2 + x_t \beta^1 + \varepsilon$  机制运行,称之为机制 R1;

当干预必要性达到或低于下门限值,即  $q_t \leq y_1$  时,模型按照  $y_t = \beta_0^3 + x_t \beta^3 + \varepsilon$  机制运行,称之为机制 R3;

当干预必要性介于两门限值之间,即  $y_1 < q_t < y_2$  时,令  $y_t$  为零,即不进行干预,称之为机制 R2。

$\beta_0^1$  和  $\beta_0^3$  分别为机制 R1 和 R3 的常数项,  $\beta^1$  和  $\beta^3$  分别为机制 R1 和 R3 的参数向量,  $\varepsilon$  为误差项。

关于门限变量  $q_t$  的选取,采用与文献[11]相同的方法,即从解释变量中选取使得模型残差平方和最小的变量作为门限变量。

本文提出的 FTR 模型具有如下优点:

(1) FTR 模型继承了 Friction 模型令中间机制 R2 为零的特点,即当干预必要性介于两门限值之间时,不进行干预,从而对外汇干预不频繁性特点给出了合理的解释;与 Friction 模型不同的是, FTR 模型的门限变量是从解释变量中进行选取,具有直观、易获取的优势。

(2) FTR 模型继承了 TR 模型对不同机制(R1 和 R3) 分别进行回归的特点,将使得 R1 和 R3 两机制中具有不同的参数估计值,从而能够体现中央银行在不同干预方向上可能具有的非对称性特点。

(3) FTR 模型的涵义与汇率目标区理论以及现实中多数国家所实行的广义目标区汇率制度相吻合,可以将干预必要性边界视作汇率目标区的边界,当汇率在目标区内波动时,央行不进行干预,而只有当汇率超出目标区范围时,央行才实施相应方向与

力度的干预,使其向目标区内回归<sup>[13]</sup>。

### 2.3 FTR 模型变量的选取

依据现有的研究成果以及科学性、数据可获得性等原则,本文选取中央银行每日的干预量  $IN_t$  作为模型的被解释变量,对现有相关文献中已通过实证证明效果较好的解释变量进行综合筛选,初步选定本文模型的解释变量如下(其中,  $t$  为日期,  $s_t$  代表即期日汇率):

(1) 有研究表明,日本央行在进入 20 世纪 90 年代后长达 14 年的干预过程中,始终以 125 日元/美元汇率作为潜在的长期汇率目标,汇率相对该目标的偏离可以作为干预反应函数的有效解释变量<sup>[1, 20]</sup>。因此,对于日本中央银行,计算  $t-1$  期的汇率长期偏离变量:

$$devl_{t-1} = s_{t-1} - 125 \quad (6)$$

对于其它国家央行,以汇率的购买力平价水平作为长期目标,计算  $t-1$  期的汇率长期偏离变量:

$$devl_{t-1} = s_{t-1} - \frac{PPP}{s_{t-1}} \quad (7)$$

(2) 以滞后 25 日内的平均汇率水平作为中期目标,计算  $t-1$  期的汇率中期偏离变量:

$$dev25_{t-1} = s_{t-1} - \frac{1}{25} \sum_{i=0}^{24} s_{t-1-i} \quad (8)$$

(3) 以滞后 7 日内的平均汇率水平作为短期目标,计算  $t-1$  期的汇率短期偏离变量:

$$dev7_{t-1} = s_{t-1} - \frac{1}{7} \sum_{i=0}^6 s_{t-1-i} \quad (9)$$

(4) 以滞后 5 日内的汇率收益计算  $t-1$  期的汇率中期波动变量:

$$vol5_{t-1} = s_{t-1} - s_{t-6} \quad (10)$$

(5) 以滞后 1 日内的汇率收益计算  $t-1$  期的汇率短期波动变量:

$$vol1_{t-1} = s_{t-1} - s_{t-2} \quad (11)$$

(6)  $t-1$  期的干预量:  $IN_{t-1}$ 。

所有解释变量与被解释变量间在时间上是滞后一期的关系。由于上述这些解释变量大都是由汇率变量引申而来,各变量间可能存在一定的相关性,因此在实证过程中需对其进行相关性检验,并最终确定模型的解释变量。

### 2.4 FTR 模型估计

若给定模型的门限变量  $q_t$  及相应门限值  $\{y_2, y_1\}$ , 则模型(5)可转换为一般的线性模型:

$$y_t = x_t \beta + \varepsilon \quad (12)$$

其中,有:

$$y_t = IN_t \quad (13)$$

$$\beta = (\beta_0, \beta', 0, \beta_2, \beta')' \quad (14)$$

$$x_t = ((1, dev1_{t-1}, dev25_{t-1}, dev7_{t-1}, vol5_{t-1}, vol1_{t-1}, IN_{t-1})I(q_t \geq \gamma_2), 0 \cdot I(\gamma_1 < q_t < \gamma_2), (1, dev1_{t-1}, dev25_{t-1}, dev7_{t-1}, vol5_{t-1}, vol1_{t-1}, IN_{t-1})I(q_t \leq \gamma_1)) \quad (15)$$

此时, 模型(12)中的参数  $\beta$  可采用普通最小二乘法 OLS 进行估计。

对于模型的门限变量  $q_t$  及相应门限值  $\{\gamma_2, \gamma_1\}$  的获取, 本文将采取在模型的解释变量中进行搜索的方法, 选取使得模型(12)的残差平方和最小的变量及相应门限值作为模型的门限变量和门限值。具体步骤如下:

(1) 令包含所有解释变量的集合  $\Omega = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  ( $n$  为解释变量个数) 为门限变量  $q_t$  的候选变量集。

(2) 对于  $\Omega$  中的每个变量  $thr_i \in \Omega, i = 1, 2, \dots, num(\Omega)$ , 采用格点搜索法, 求取相应的门限值  $\{\gamma_{2i}, \gamma_{1i}\}^{[21]}$ 。并计算模型(12)相应的残差平方和:

$$s_i = \sum_{t=1}^T (y_t - x_t \beta)^2 \quad (16)$$

(3) 令  $s_m = \min(s_i), i = 1, 2, \dots, num(\Omega)$ , 由此可以得到相应的变量  $thr_m$  即是最优的门限变量  $q_t$ , 门限值:

$$\{\gamma_2, \gamma_1\} = \{\gamma_{2m}, \gamma_{1m}\} \quad (17)$$

为了保证模型估计的有效性, 本文遵循 Hansen 的做法, 在估计过程中通过设置参数, 限制模型中每个机制的样本大小不小于样本总大小的 10%<sup>[21]</sup>。

### 2.5 FTR 模型评价与性能指标

为了评价本文提出的非线性 FTR 模型的有效性, 本文将该模型与线性模型、以及 2- 机制 TR 模型进行比较, 比较的过程参照 Jun 对 Friction 模型与线性模型作比较的方法, 分为样本内拟合和样本外预测两个步骤<sup>[10]</sup>。在这两个步骤中, 均采用均方根误差和平均绝对误差两个性能指标。

首先, 对于样本内拟合的过程, 令  $\hat{y}_t$  为被解释变量的样本内拟合值,  $y_t$  为真实值, 则有:

均方根误差:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (18)$$

平均绝对误差:

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t| \quad (19)$$

其次, 对于样本外预测的过程, 本文采取  $k$  步向前预测的方式, 令  $\hat{y}_t$  为被解释变量的预测值,  $y_t$  为

真实值, 则定义时刻  $t$  的  $k$  步向前预测的误差为  $k$  天内的平均绝对预测误差:

$$e[k]_t = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k |y_{t+i} - \hat{y}_{t+i}|, t = T_0, T_0 + 1, \dots, T - k \quad (20)$$

其中,  $T$  为样本总区间大小,  $T_0$  为用于参数估计的初始样本区间大小。

相应的均方根误差和平均绝对误差为:

均方根误差:

$$RMSE[k] = \sqrt{\frac{1}{T - k - T_0 + 1} \sum_{t=T_0}^{T-k} (e[k]_t)^2} \quad (21)$$

平均绝对误差:

$$MAE[k] = \frac{1}{T - k - T_0 + 1} \sum_{t=T_0}^{T-k} |e[k]_t| \quad (22)$$

## 3 实证研究

本节对所提出的非线性 FTR 模型进行实证研究, 并将其与目前最为常用的线性模型、以及精确度较高的 2- 机制 TR 模型进行性能比较, 以说明 FTR 模型的有效性。

### 3.1 样本选取

在本文的实证过程中, 外汇干预数据的获取至关重要。由于目前世界上大多数国家并没有公布其官方外汇干预数据, 只有日本、美国、德国等少数几个国家予以公布。因此, 本文选取自 20 世纪 90 年代以来干预最频繁、干预数量最大、干预行为最受国际关注的发达国家日本作为研究对象。

日本财务省在其网站上公布了日本央行 1991 ~ 2004 年期间的所有外汇干预数据。在这些数据中, 第一个外汇干预日是 1991 年 5 月 13 日, 最后一个干预日是 2004 年 3 月 16 日。而自 2004 年 3 月 17 日至今, 并未有干预数据的官方公布。因此, 本文选取 1991.05.13 ~ 2004.03.16 期间, 除去周末以及节假日以外的共 3261 个交易日作为实证的样本区间。另外, 在 1995 年 6 月 21 日, 加藤隆俊担任日本财务省国际事务次官前后, 发生了干预政策的重大转变<sup>[8]</sup>, 前期是小规模的频繁干预, 后期为大规模干预, 且干预频率明显减小。所以, 本文在实证过程中又对样本区间进行了划分, 选取 1991.05.13 ~ 1995.06.20 期间的 1057 个交易日作为子样本 1, 1995.06.21 ~ 2004.03.16 期间的 2204 个交易日作为子样本 2, 分别在两个子样本和总样本区间上进行实证研究。

图 1 描述了 1991. 05. 13~ 2004. 03. 16 期间日元/美元汇率的走势, 数据来源于 <http://fx.sauder.ubc.ca/data.html> 所公布的汇率日交易价。图 2 描述了 1991. 05. 13~ 2004. 03. 16 期间日本央行所实施的外汇干预情况, 正值表示买入美元卖出日元的外汇干预量, 负值表示卖出美元买入日元的外汇干预量, 单位为 10 亿日元, 数据来源于日本财务省网站。

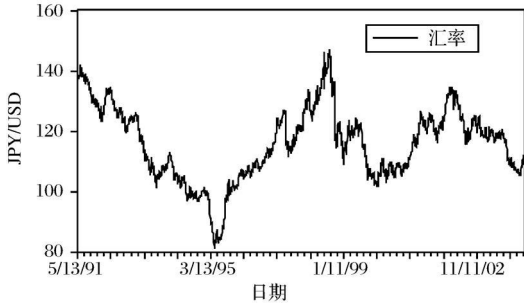


图 1 日元/美元汇率 1991. 05. 13~ 2004. 03. 16 期间的走势

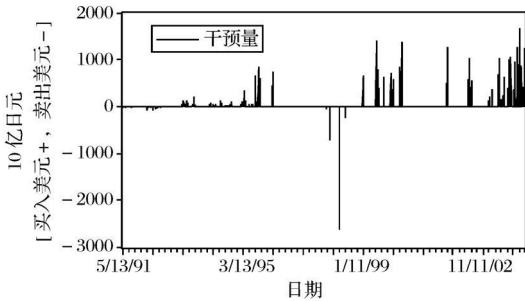


图 2 日本央行 1991. 05. 13~ 2004. 03. 16 期间实施的外汇干预

### 3.2 实证结果与分析

基于所选取的样本数据, 对线性模型、2- 机制 TR 模型和 FTR 模型分别进行样本内拟合和样本外预测的实证研究, 并对实证结果进行分析。

#### (1) 相关性检验

为了避免由于解释变量之间的相关性而导致的多重共线性问题, 在模型估计之前, 本文对各解释变量进行了相关性检验。检验的方法采用判定系数法, 即分别用一个解释变量对其它所有解释变量进行线性回归, 其中判定系数  $R^2$  值越大, 且 F 检验显著, 说明该解释变量可以用其它解释变量的线性组合代替的相关性越高, 可将其删除。基于所选取的总样本区间, 对 2.3 节初步选定的解释变量进行相关性检验, 在 F 检验均显著的情况下, 各判定系数结果如表 1 所示。

表 1 解释变量间相关性检验的判定系数结果之一

解释变量	$dev1_{t-1}$	$dev25_{t-1}$	$dev7_{t-1}$	$vol5_{t-1}$	$vol1_{t-1}$	$IN_{t-1}$
判定系数	0.02	0.53	0.94	0.92	0.58	0.02

从表 1 的结果可以看出, 变量  $dev7_{t-1}$  的判定系数最大, 达到 0.94, 说明该变量与其它解释变量间存在较强的多重共线性。本文采取从模型中删除该解释变量的方式来消除多重共线性问题。对其余的解释变量再次进行相关性检验, 得到结果如表 2 所示。

表 2 解释变量间相关性检验的判定系数结果之二

解释变量	$dev1_{t-1}$	$dev25_{t-1}$	$vol5_{t-1}$	$vol1_{t-1}$	$IN_{t-1}$
判定系数	0.02	0.51	0.54	0.20	0.02

从表 2 可以看出, 变量  $vol5_{t-1}$  的判定系数最大, 为 0.54, 说明它与其它解释变量间仍存在一定程度的多重共线性。从模型中删除解释变量  $vol5_{t-1}$ , 并再次进行相关性检验, 结果如表 3 所示。

表 3 解释变量间相关性检验的判定系数结果之三

解释变量	$dev1_{t-1}$	$dev25_{t-1}$	$vol1_{t-1}$	$IN_{t-1}$
判定系数	0.02	0.14	0.13	0.02

由表 3 可知, 现有的解释变量在相关性上已符合多元线性回归模型的要求。此时, 可最终确定模型的解释变量为  $x_t = (dev1_{t-1}, dev25_{t-1}, vol1_{t-1}, IN_{t-1})$ 。

#### (2) 反应函数估计与样本内拟合结果及分析

分别以线性模型、2- 机制 TR 模型、以及本文提出的 FTR 模型作为日本央行的外汇干预反应函数, 在子样本 1、子样本 2、总样本上进行模型估计, 结果如表 4~ 表 6 所示。其中,  $\beta_i (i = 0, 1, \dots, 4)$  为解释变量的参数估计结果,  $T$  为观测值个数;  $Q(20)$ 、 $Q^2(20)$  为 Ljung Box Q 统计量,  $\ln L$  为极大似然估计的对数似然函数值;  $Thr$  为 2 机制 TR 模型和 FTR 模型的最优门限变量,  $\gamma_1$  为 2- 机制 TR 模型的门限值,  $\gamma_2, \gamma_1$  则代表 FTR 模型的上、下两个门限值;  $RMSE$  和  $MAE$  分别为模型拟合的均方根误差和平均绝对误差。

表 4~ 表 6 的最后两行分别展示了线性模型、2- 机制 TR 模型以及 FTR 模型在三个不同样本区间上的样本内拟合误差结果: 在子样本 1 上, FTR 模型具有最小的均方根误差, 2- 机制 TR 模型具有最小的平均绝对误差, 而线性模型的两种误差都是最大的, 因此 2- 机制 TR 模型和 FTR 模型的拟合效果都优于线性模型; 在子样本 2 上, 无论是均方根误差, 还是平均绝对误差, 线性模型都大于 2- 机

制 TR 模型, 而 FTR 模型最小, 说明 FTR 模型的拟合效果最好, 2- 机制 TR 模型次之, 线性模型不理想; 在总样本上, 可得到与子样本 2 相同的结论。

综合三个样本的实证结果, 可以充分说明, 本文提出的 FTR 模型在样本内拟合精度方面优于线性模型和 2- 机制 TR 模型。

表 4 基于子样本 1 的反应函数估计与样本内拟合结果

	线性模型	2- 机制 TR 模型		FTR 模型			
		R1	R2	R1	R2	R3	
模型估计结果	$\beta_0$	- 0.3674 (- 0.4860)	- 0.5142 (- 1.1222)	5.5372* (1.5608)	- 3.7824*** (- 2.6172)	—	5.0254* (1.4711)
	$\beta_1$	- 0.2177*** (- 5.1745)	- 0.1407** (- 2.2566)	0.0414 (0.2807)	0.2260 (1.4289)	—	0.0191 (0.1342)
	$\beta_2$	- 1.9422*** (- 5.1964)	- 0.0873 (- 0.3674)	- 4.2729*** (- 6.0739)	0.0488 (0.1256)	—	- 4.2107*** (- 6.1231)
	$\beta_3$	- 0.8884 (- 0.9632)	- 0.6160 (- 1.0625)	- 1.0542 (- 0.6510)	- 1.0632 (- 1.0449)	—	- 1.2885 (- 0.8018)
	$\beta_4$	0.4495*** (16.1155)	0.2869*** (6.6823)	0.3927*** (9.8154)	0.2846*** (4.8101)	—	0.3877*** (9.7702)
	T	1057	497	560	266	221	570
模型回归诊断	Q(20)	104.56**	18.946	62.661*	14.046	—	62.999*
	Q <sup>2</sup> (20)	175.00**	3.9641	63.601*	3.6089	—	64.523*
	Ln L	- 4641.098	- 1757.391	- 2598.916	- 994.2236	—	- 2643.962
门限变量及门限值	thr	—	dev <sub>l-1</sub>	—	dev <sub>l-1</sub>	—	—
	$\gamma_2$	—	—	—	1.94	—	—
	$\gamma_1$	—	- 11.868	—	- 10.92	—	—
模型拟合误差	RMSE	19.53	19.12	—	19.10	—	—
	MAE	9.04	2.59	—	5.77	—	—

注: 括号内为 t 统计量; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著性水平。

表 5 基于子样本 2 的反应函数估计与样本内拟合结果

	线性模型	2- 机制 TR 模型		FTR 模型			
		R1	R2	R1	R2	R3	
模型估计结果	$\beta_0$	9.5494*** (2.5659)	- 23.9537 (- 1.2307)	12.3790*** (2.5940)	- 31.4839* (- 1.3617)	—	33.2744*** (2.6543)
	$\beta_1$	- 1.0476*** (- 3.7695)	2.1478 (1.1887)	- 0.9029*** (- 2.5818)	2.7121 (1.3169)	—	0.3561 (0.4973)
	$\beta_2$	- 3.8367*** (- 2.9947)	- 0.1658 (- 0.0512)	- 3.7765*** (- 2.8135)	- 0.3455 (- 0.0977)	—	- 2.0278 (- 0.9566)
	$\beta_3$	- 10.1787*** (- 2.8840)	- 10.3573* (- 1.3993)	- 19.7941*** (- 5.0882)	- 11.0263* (- 1.3908)	—	- 35.9907*** (- 5.7054)
	$\beta_4$	0.2514*** (12.1274)	5.7910*** (12.6571)	0.2446*** (12.2446)	5.7952*** (12.0164)	—	0.3435*** (12.0126)
	T	2204	248	1956	224	806	1174
模型回归诊断	Q(20)	203.17**	2.8531	34.205*	2.6730	—	22.114
	Q <sup>2</sup> (20)	25.061	0.4404	23.543	0.1767	—	15.166
	Ln L	- 13923.33	- 1556.527	- 12277.95	- 1417.004	—	- 7549.714
门限变量及门限值	thr	—	dev <sub>l-1</sub>	—	dev <sub>l-1</sub>	—	—
	$\gamma_2$	—	—	—	5.118	—	—
	$\gamma_1$	—	4.08	—	- 6.79	—	—
模型拟合误差	RMSE	134.07	128.77	—	126.90	—	—
	MAE	45.45	30.16	—	21.02	—	—

注: 括号内为 t 统计量; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著性水平。

为检验模型的有效性, 本文还基于各样本进行了模型回归诊断, Q(20)、Q<sup>2</sup>(20) 分别为标准残差、以及标准残差平方的滞后 20 阶 Ljung-Box Q 统计量, Ln L 为对模型进行极大似然估计的对数似然函数值。

从各样本以及各模型机制的诊断结果来看, 大部分情况下样本残差都不存在显著的序列相关, 且 FTR 模型的有效性优于线性模型和 2- 机制 TR 模型。

表 6 基于总样本的反应函数估计与样本内拟合结果

	线性模型	2- 机制 TR 模型			FTR 模型		
		R1	R2	R1	R2	R3	
模型估计结果	$\beta_0$	7.3518*** (2.9848)	-16.2412 (-1.1801)	11.1050*** (3.4877)	-19.7420* (-1.2967)	—	32.8723*** (4.2355)
	$\beta_1$	-0.5975*** (-3.6842)	1.6400 (1.2778)	-0.3990* (-1.9804)	1.9039 (1.3744)	—	0.7121* (1.8453)
	$\beta_2$	-2.9914*** (-3.2133)	-0.4910 (-0.2135)	-2.8924*** (-2.9446)	-0.3327 (-0.1380)	—	-2.1224 (-1.4734)
	$\beta_3$	-8.3764*** (-3.2776)	-4.5241 (-0.8528)	-15.3756*** (-5.4639)	-5.1493 (-0.9339)	—	-25.1737*** (-5.8683)
	$\beta_4$	0.2607*** (15.3583)	4.9205*** (14.7887)	0.2523*** (15.2374)	4.9612*** (14.4054)	—	0.3462*** (14.9322)
	T	3261	423	2838	399	1089	1773
模型回归诊断	Q(20)	337.90**	1.7453	48.978**	0.5348	—	32.831*
	Q <sup>2</sup> (20)	46.859*	0.2260	18.935	0.0602	—	12.572
	Ln L	-19993.17	-2561.719	-17322.15	-2427.281	—	-11061.79
门限变量及门限值	$thr$ $\gamma_2$ $\gamma_1$	—	$devl_{t-1}$ — 4.76	—	$devl_{t-1}$ 5.11 -6.77	—	—
模型拟合误差	RMSE MAE	111.28 32.69	107.64 22.06	106.00 14.87	—	—	—

注: 括号内为 t 统计量; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著性水平。

另外, 根据 FTR 模型的估计结果, 还可以看出日本中央银行的外汇干预行为具有如下特征: 首先, FTR 模型在各样本上的最优门限变量都是  $devl_{t-1}$ , 说明日本央行在干预过程中将日元/美元汇率相对于长期目标的偏离程度作为最重要的参考因素, 且在三个样本上, 上门限值的绝对值均小于下门限值的绝对值, 说明日本央行对于日元/美元汇率高于目标水平的情况更加敏感; 其次, 在各样本区间上, 以及在 FTR 模型各机制下, 滞后一期的外汇干预变量  $I_{t-1}$  的系数估计值  $\beta_4$  均显著为正, 这说明日本央行一直都十分重视滞后一期的干预情况, 并注重外汇干预的连续性策略, 从统计意义上对日本外汇干预成群发生的现象给出了解释; 最后, FTR 模型的另外三个解释变量  $devl_{t-1}$ 、 $dev25_{t-1}$  和  $vol_{t-1}$  的系数  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、和  $\beta_3$  的估计值, 在各样本区间上表现出

不同的显著性和规律, 如在子样本 1 的机制 R3 中,  $dev25_{t-1}$  的系数  $\beta_2$  显著为负, 表明了日本央行在相应市场条件下具有针对中期目标的目标干预特征, 而在子样本 2 的 R1 和 R3 机制中,  $vol_{t-1}$  的系数  $\beta_3$  均显著为负, 表明了日本央行的逆风向干预特征。从这些结果可以看出, FTR 模型为更加全面地揭示中央银行外汇干预行为特征提供了支持。

(3) 样本外预测结果与分析

在样本外预测过程中, 对于子样本 1、子样本 2 和总样本, 分别取其前三分之二数据作为初始的模型估计样本, 然后进行 k 步向前预测。为了更加准确地比较三种模型的性能, 本文分别选取 1 日、1 周、1 月作为预测的时间水平, 相应的 k 值分别取 1, 5, 20 进行预测。预测的结果如表 7~ 表 9 所示。

表 7 子样本 1 上三种模型的样本外预测结果

预测时间水平	RMSE			MAE		
	线性模型	2- 机制 TR 模型	FTR 模型	线性模型	2- 机制 TR 模型	FTR 模型
日 k=1	27.12	27.28	27.26	14.54	14.22	14.28
1周 k=5	21.12	21.09	21.09	14.57	14.25	14.32
1月 k=20	18.87	18.90	18.96	14.64	14.30	14.38

表 8 子样本 2 上三种模型的样本外预测结果

预测时间水平	RMSE			MAE		
	线性模型	2- 机制 TR 模型	FTR 模型	线性模型	2- 机制 TR 模型	FTR 模型
1日 k=1	171.82	171.86	168.62	59.81	62.67	56.52
1周 k=5	123.02	123.44	119.93	59.76	62.62	56.44
1月 k=20	91.75	92.71	89.91	57.72	60.63	54.61

表9 总样本上三种模型的样本外预测结果

预测时间水平	RMSE			MAE		
	线性模型	2- 机制 TR 模型	FTR 模型	线性模型	2- 机制 TR 模型	FTR 模型
1日 k= 1	153.47	153.39	150.39	46.70	48.23	45.04
1周 k= 5	105.88	106.00	103.24	46.48	48.02	44.77
1月 k= 20	77.25	77.75	75.84	44.22	45.78	42.60

从表7~表9的预测结果可以看出:

在子样本1上,线性模型基于1日、1月两个预测时间水平所得到的均方根误差都是最小的,2-机制TR模型在三个预测时间水平上所得到的平均绝对误差都是最小的,而FTR模型除了在1周预测时间水平上具有与2-机制TR模型相同最小的均方根误差外,其它条件下的各项误差表现都不是最优的。从总体来看,在该样本区间上,2-机制TR模型效果稍好,线性模型效果稍差,FTR模型效果基本居中,但各模型间均没有表现出绝对明显的优势与劣势。

在子样本2上,从误差值来看,FTR模型在各种预测条件下所得到的均方根误差和平均绝对误差都是最小的,而2-机制TR模型的两种误差却都是最大的,因此可以说明,在该样本区间上,FTR模型的预测效果明显优于线性模型,而2-机制TR模型效果最差。

在总样本上,FTR模型在各种预测条件下所得到的两种误差也都是最小的,而2-机制TR模型除了在1日预测时间水平上具有比线性模型较小的均方根误差外,其它情况下的误差都大于线性模型。因此,在该样本区间上,FTR模型的预测效果仍是最优的,线性模型次之,2-机制TR模型仍是效果最差。

总结来看,无论是样本内拟合过程,还是样本外预测过程,对三种模型进行实证的结果,虽然都随着样本区间的变化而有所不同,但从整体的描述精度来看,与线性模型和2-机制TR模型相比,本文提出的FTR模型都具有非常明显的优势,因此更加适合作为中央银行的外汇干预反应函数。

#### 4 结语

本文针对目前中央银行外汇干预反应函数模型不够成熟的问题展开研究。在总结和分析了现有模型及其优缺点的基础上,提出了一种新的非线性FTR模型作为外汇干预反应函数,并基于日本央行1991.05.13~2004.03.16期间的干预数据进行了实证。

通过实证结果可以得出如下结论:首先,将

FTR模型和最为常用的线性模型、以及现有精确度较高的2-机制TR模型进行比较,发现FTR模型在样本内拟合和样本外预测两方面均具有比其它两模型较小的误差,充分证明了FTR模型在描述精度上的优越性,这一结果为FTR模型能够更加准确地描述央行外汇干预行为特征提供了支持;其次,基于FTR模型的估计结果对日本央行的外汇干预行为进行了分析,在揭示日本央行实施干预时所重点考虑的市场条件因素、策略性偏好、以及干预的目标等行为特征方面取得了重要成果。

然而,在模型构建过程中,解释变量的选取主要依据现有文献的研究成果进行总结和筛选,而这些解释变量在模型的估计结果中并不都是显著的,其科学性与全面性有待进一步考察研究。另外,由于本文模型在构建时重点考虑了外汇干预的不频繁性特点,即外汇干预由中央银行择日实施,在时间上是不连续的行为,因此,应用本文模型进行实证时,需提供准确的每日频率的外汇干预数据以及汇率数据,否则将使得干预的不频繁性特点无法体现从而不适应于模型结构,某些解释变量的值也将无法获取,与此同时将大大降低模型准确性。而目前世界上多数国家包括中国在内,并没有公布外汇干预数据,使得模型的应用受到限制。现有针对中国外汇干预行为的研究文献,主要是采用了外汇储备的月度余额变化作为外汇干预的替代变量:一方面外汇储备余额的变化并不全由外汇干预引起,因此替代变量本身缺乏准确性,另一方面,可获取的替代变量数据的频率最高为月度频率,也不满足模型的要求。因此,本文选取了日本而非中国的干预进行实证,不得不说是—种遗憾。

#### 参考文献:

- [1] Frenkel M., Pierdzioch, C., Stadtmann, G.. Japanese and U.S. interventions in the yen/ U.S. dollar market: estimating the monetary authorities' reaction functions [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2005, 45(4-5): 680-698.
- [2] Baillie R. T., Osterberg W. P.. Why do central banks intervene? [J]. Journal of International Money and Finance



- nance, 1997, 16(6): 909–919.
- [3] Frenkel M., Stadtmann, G. Intervention reaction functions in the dollar deutschmark market [J]. *Financial Markets and Portfolio Management*, 2001, 15(3): 328–343
- [4] Almekinders G. J., Eijffinger, S. C. W. The ineffectiveness of central bank intervention [M]. In S. C. W. Eijffinger (1998), *foreign exchange intervention: objectives and effectiveness*. Cheltenham and Northampton: Edward Elgar, 1994
- [5] Almekinders G. J., Eijffinger, S. C. W. A friction model of daily Bundesbank and Federal Reserve intervention [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1996, 20(8): 1365–1380
- [6] Neely C. J.. The temporal pattern of trading rule returns and exchange rate intervention: Intervention does not generate technical trading profits [J]. *Journal of International Economics*, 2002, 58(1): 211–232
- [7] Kim S. J., Sheen, J.. The determinants of foreign exchange intervention of central banks: evidence from Australia [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2002, 21(4): 619–649.
- [8] Ito T., Yabu T.. What prompts Japan to intervene in the Forex market? A new approach to a reaction function [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26(2): 193–212
- [9] Hall Y. S., Kim S. J.. What drives Yen interventions in Tokyo?: Do off shore foreign exchange markets matter more than Tokyo market? [J]. *Pacific Basin Finance Journal*, 2009, 17(2): 175–188
- [10] Jun J.. Friction model and foreign exchange market intervention [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2008, 17(3): 477–489
- [11] Jun J.. Nonlinearity in central bank intervention: evidence from DM/USD market [D]. East Lansing: Michigan State University, 2004
- [12] Pinar O., Artem, P.. Modeling central bank intervention as a threshold regression: evidence from Turkey [J]. *Journal of Economic and Social Research*, 2008, 10(2): 1–23
- [13] 叶欣, 秦江萍. 应用汇率目标区理论关键问题的探析 [J]. *中国管理科学*, 2002, 10(S): 296–299.
- [14] 孟庆春, 刘家壮. 对偶理论在国家干预与市场调节相结合分析中的应用 [J]. *中国管理科学*, 2000, 8(2): 65–74.
- [15] 王维安, 陶海飞. 我国外汇干预机制有效性探讨 [J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*. 2005, 35(1): 135–142
- [16] 桂詠评. 中国外汇干预有效性的协整分析: 资产组合平衡渠道 [J]. *世界经济*, 2008(1): 13–22
- [17] 谢赤, 张媛媛, 丁晖. 外汇市场干预信号渠道与投机头寸相关性研究 [J]. *财经研究*, 2008, 34(3): 28–37.
- [18] 干杏娣, 杨金梅, 张军. 我国央行外汇干预有效性的事件分析研究 [J]. *金融研究*, 2007(9): 82–89
- [19] 刁锋. 中国央行外汇市场干预目标的实证分析 [J]. *南开经济研究*, 2001(6): 56–59, 78
- [20] Ito T. Is foreign exchange intervention effective? The Japanese experiences in the 1990s [R]. NBER working paper No. 8914, 2002
- [21] Hansen, B. E.. Testing for linearity [J]. *Journal of Economic Surveys*, 1999, 13(5): 551–576

### Advancement and Empirical Research of Nonlinear FTR Model as Central Bank's Foreign Exchange Intervention Reaction Function

ZHANG Zai-mei<sup>1</sup>, XIE Chi<sup>1,2</sup>, SUN Bo<sup>1</sup>

(1. College of Business Management, Hunan University, Changsha 410082, China;

2. Center of Finance and Investment Management, Hunan University, Changsha 410082, China)

**Abstract:** The foreign exchange intervention reaction function of central bank is an important tool to describe the relationship of intervention behavior and some market conditions, and it is significant for revealing the rules and characters of intervention behavior. At present, the models of reaction function provided are not good enough to meet the need of explaining the infrequency of intervention, and acquiring high precision simultaneously. Based on the analysis of related research, and from the view of practical significant and high precision, this paper provides a new nonlinear FTR model, and executes experiments based on the intervention data of Japanese central bank. Experimental results demonstrate that, comparing with linear model and two-regime TR model, the FTR model provided by this paper has smaller errors both in in-sample fitting and out-of-sample forecasting processes, that is, it is more precise in describing the intervention behavior, and is more suitable to be the central bank's intervention reaction function.

**Key words:** foreign exchange intervention; reaction function; nonlinear; FTR model; exchange rate