

外汇市场干预信号渠道与 投机头寸相关性研究

谢 赤,张媛媛,丁 晖

(湖南大学 工商管理学院,湖南 长沙 410082)

摘 要:文章主要通过研究外汇市场干预操作与货币政策改变之间是否存在相关性,来考察中央银行在外汇市场上进行冲销干预的效果。在央行拥有内部信息,投机者拥有基本面私有信息的条件下,文章使用 GARCH 时间序列模型,以期市场上能够反映市场参与者对公开及私有信息理解的投机净头寸(变化)数据作为预期的代理变量展开分析。文章的结论不支持信号渠道,外汇市场上的可预期干预结果更可能与央行期望的干预方向相反,并且过去的投机者净头寸持有量可以促使干预发生。

关键词:外汇市场;冲销干预;信号预期;汇率

中图分类号:F830.92 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)03-0028-10

一、引 言

从 1983 年杰根森报告发布至今,中央银行能否有效干预外汇市场这一问题一直广受争议,悬而未决。一些实证研究发现,干预并不能有效改变汇率水平和减少汇率的波动性,而且往往汇率运动的方向与干预期望的方向相反。《七国财长关于干预外汇市场的作业报告》指出:非冲销干预具有较高的有效性,冲销干预虽然不具有持续的效果,但是对市场交易的不稳定或因突发性原因而产生的外汇市场混乱具有缩小汇率短期波动幅度的效果。非冲销干预直接改变货币供应量,从而改变利率等其他经济变量,影响名义汇率,所以它对汇率的影响是持久和强烈的;冲销干预虽然不影响货币供应量,但对资产的货币结构将产生影响。中央银行大量持久的冲销干预将引起外汇储备的大幅变化,从而改变市场参与者的汇率预期,进而对汇率产生影响。

收稿日期:2007-11-29

基金项目:国家社会科学基金重点资助项目(07AJL005)和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:谢 赤(1963—),男,湖南株洲人,湖南大学工商管理学院教授、博士生导师;
张媛媛(1984—),女,天津人,湖南大学工商管理学院硕士研究生;
丁 晖(1971—),男,湖南长沙人,湖南大学工商管理学院博士研究生。

冲销干预一般通过两个渠道影响汇率：一是 Branson(1976)等提出的外汇干预的资产组合途径，它通常假设私人部门的汇率预期在短期内不变，也不受外汇干预的影响；二是 Mussa(1981)提出的信号预期途径，它假设专家相对于其他市场参与者具有信息优势，认为冲销干预通过传递政策意图的信息和未来货币价值基本面的信息来影响价格。

中国目前正在履行加入 WTO 的承诺，逐步开放外汇市场，人民币汇率也在稳步调整。从政府的角度看，目前主要关注外汇市场的两个问题：一是人民币的升值幅度；二是如何对人民币汇率进行控制。中央银行干预外汇市场可以利用市场参与者的预期，促使央行利用信息优势来提高干预的有效性和主动性。从市场的角度看，中国期货市场快速发展，新的期货产品不断被研发推出，并且由实物期货拓展到规避市场系统风险的股指期货。可以预见，汇率期货也会在不久的将来出现。在此背景下，关于外汇期货市场与外汇干预市场的联动研究显然具有重要的理论价值与现实意义。

二、相关研究综述

Mussa(1981)提出，货币专家可以通过冲销手段买卖外国货币来影响市场预期。卖出(买入)外国货币表明紧缩(扩张)的货币政策即将到来。因为央行投入资金来支持未来的货币政策，所以信号渠道比央行单一使用“宣告”等手段更为有效。理论上说当卖出外国资产后，如果政府实行扩张的货币政策，那么本国货币贬值，央行就会遭受净损失。Fatum(1999)使用 1989 年至 1993 年的联邦基金期货市场日汇率作为预期的代理变量，证明外汇冲销干预不能有效地提供对未来货币政策预期的信号，支持对美元的干预与短期期货预期利率升值不相关，而仅仅是增加了市场的噪音，提高了货币的不确定性。元惠萍、陈浪南和黄洵(2002)运用博弈论方法得到结论：在完全信息条件下，央行无法通过预期途径对汇率产生影响；在不完全信息条件下，关注长远利益的中央银行选择的干预量将小于在完全信息条件下的情况。

理论界普遍认为外汇市场“订单流”是市场参与者对未来市场预期的变量。Lyons(1995)引入内部交易者交易系统——Reuters Dealing 2000-1 来获取订单流数据，以此为基础研究内部交易者订单流对汇率价格的影响。该系统提供的交易者高频订单流数据使学者们能够开展对汇率动态行为的研究，但是它的电子对话仅涵盖部分市场交易。特别是它没有将几乎占整个市场交易量的一半的交易商和非交易商参与者之间的订单流包含进来，更显不足。不仅如此，上述数据对公众并不公开，所以很难在更广泛的范围内进行有关订单流的研究。Klitgaard 和 Weir(2004)指出，由外汇期货市场上的投机者的净头寸可以获取交易商行为和预期的有关信息，因而可以作为解释短期汇率动态的有效的代理变量。

三、实证研究的前提与数据

本文重点研究外汇市场干预的信号渠道的有效性,检验在美国联邦储备银行联合干预下的日本央行的干预操作与货币政策改变之间的联系,旨在为将来中国外汇市场有效干预的实施提供理论研究和实际操作准备。

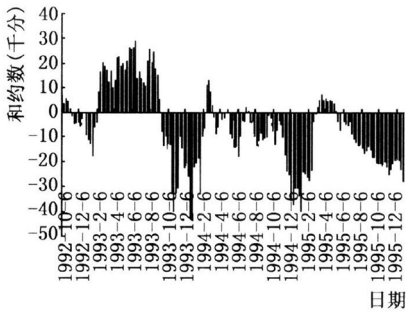
在变量选择上,由于CBOT的汇率期货数据和Reuters高频订单流数据无法获得,所以本文选择外汇期货市场日元净头寸作为预期的代理变量。考虑联邦联合干预数据的可得性,以及前榊原时期(1991年至1995年6月)为日本银行改变干预政策的关键过渡时期,所以本文选取1992年10月6日至1995年12月26日作为样本期间。

CFTC在交易商委托报告(COT)中公布头寸数据,从1986年1月开始,在每周的第二个工作日(周二)报告交易者头寸。COT发布的总头寸包括报告头寸和非报告头寸,其中报告头寸又分为商业交易者头寸和非商业交易者头寸。本文选取报告头寸的非商业交易者的每周日元期货合约净头寸数据。在这个期间,COT只报告CME操作的日元期货头寸。非商业交易者多头头寸减去空头头寸得到净头寸,正值表示净多头,负值表示净空头。

日本银行代理日本财政部实施外汇市场干预。在本文的样本期间共813个交易日,日本银行在其中的147个交易日进行市场干预,共买入美元的总量为95757亿日元。在此期间美国纽约联邦储备银行在18个交易日进行联合干预,买入美元总计73.48亿美元。使用的汇率数据是每日纽约收盘的日元/美元汇率,来源于美国联邦储备系统。

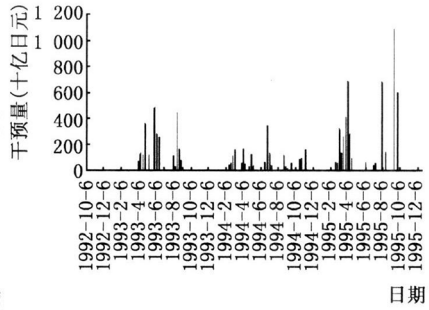
由图1和图2可以观察到,非商业交易者净头寸与日本银行的干预量之间存在一定的相关性。总体而言,当日本银行干预外汇市场(卖出日元买入美元)时,投机者持有多头头寸。不过,1995年5月31日到1995年12月22日属于例外,当日本银行和美国联邦储备银行卖出日元买入美元时,非商业交易者保持净头寸空头。为了证明日本银行和美国联邦储备银行干预与净头寸之间存在相关关系,本文计算出净头寸与两银行干预量的皮尔森相关系数。

这里做的是全样本时期的相关检验,零假设是投机者的货币头寸与日本银行或美国联邦储备银行的干预相独立。从表1可以看出净头寸与日本银行干预量存在线性相关关系,简单相关系数是0.215;日本银行干预量与美国联邦储备银行的干预量存在线性相关关系,简单相关系数是0.369,且当显著水平 $\alpha=0.01$ 时都通过统计检验。净头寸与联邦干预量的相关系数双尾检验值是0.112,并且不显著,表明净头寸与日本银行干预正相关,日本银行干预量与联邦银行干预量正相关,但净头寸与美国联邦联合干预没有显示出显著的相关性。



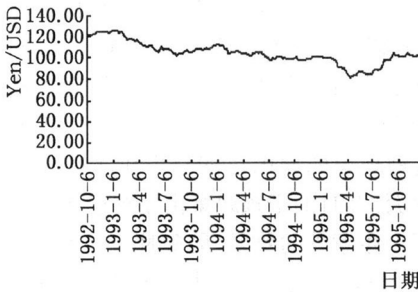
注：数据来源为 CFTC，图形由本文整理获得。

图 1 非商业交易者周净头寸



注：数据来源为日本财政部，图形由本文整理获得。

图 2 日本周干预总量



注：数据来源为美国联邦储备银行，图形由本文整理获得。

图 3 日元/美元汇率

表 1 相关系数矩阵

| | | 净头寸 | 日本干预 | 联邦干预 |
|------|-------------|---------|---------|---------|
| 净头寸 | 皮尔森相关系数 | 1 | 0.215** | 0.112 |
| | Sig. (双尾检验) | . | 0.005 | 0.147 |
| | 频数 | 168 | 168 | 168 |
| 日本干预 | 皮尔森相关系数 | 0.215** | 1 | 0.369** |
| | Sig. (双尾检验) | 0.005 | . | 0.000 |
| | 频数 | 168 | 168 | 168 |
| 美国干预 | 皮尔森相关系数 | 0.112 | 0.369** | 1 |
| | Sig. (双尾检验) | 0.147 | 0.000 | . |
| | 频数 | 168 | 168 | 168 |

注：**表示系数在显著水平 0.01(双尾检验)下显著。

四、研究方案设计

(一) 干预反应函数。标准的干预反应模型假设现在在外汇市场的干预量是现汇率改变量、滞后干预量、现汇率和目标汇率差值的函数，具体函数形式为：

$$I_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_i + \beta_2 (S_i - S_i^T) + \beta_3 I_{i-1} + \epsilon_i \quad (1)$$

其中， I_i 为第 i 天的干预数量， S_i 为第 i 天的汇率的对数值， ΔS_i 为第 i 天的汇率变化比率。本文采用的干预反应函数在式(1)基础上消除了模型存在的自相关和异质性。自变量包括日元/美元汇率、现汇率与长期汇率的背离、日本银行和美国联邦储备银行的干预量。使用 OLS 检验结果发现拒绝了误差是同方差的原假设，存在异方差。所以，本文采用每日频率的 GARCH 模型回归。

$$\ln BI_i = \alpha_0 + \alpha_1 (\ln S_{i-1} - \ln S_{i-2}) + \alpha_2 (\ln S_{i-1} - \ln S_{i-5}) + \alpha_3 (\ln S_{i-1} - \ln S^T) + \alpha_4 \ln BI_{i-1} + \alpha_5 \ln FI_{i-1} + \epsilon_i \quad (2)$$

$$\epsilon_i = e_i \sqrt{h_i}, e_i \sim N(0, 1), h_i = \phi_0 + \phi_1 \epsilon_{i-1}^2 + \phi_2 h_{i-1}$$

由于日频率的汇率数据一般是高波动性的,而干预数据倾向于零星成群发生。为了解决异方差,提高方程的解释能力,方程中所有的数据都取对数。式(2)中, $\ln BI_i$ 为第 i 天日本银行的干预量对数值, $\ln S_{i-1} - \ln S_{i-2}$ 为第 $i-1$ 和第 $i-2$ 天日元/美元汇率对数的差, $\ln S_{i-1} - \ln S_{i-5}$ 为第 $i-1$ 和第 $i-5$ 天日元/美元对数的差, $\ln S_{i-1} - \ln S^T$ 为第 $i-1$ 天的汇率与长期汇率的偏差。 S^T 使用样本期的平均汇率 113 日元/美元。 $\ln BI_{i-1}$ 为日本银行在第 $i-1$ 天干预量的对数值。 $\ln FI_{i-1}$ 为美国联邦储备银行在第 $i-1$ 天干预量的对数值。

(二)研究假说。根据原始数据提出两个假说。

假说 1: 投机者头寸与外汇干预期望方向相反。

影响投机者行为的一个重要因素是市场参与者对央行干预有效性的预期。日本银行卖出日元与日元期货净多头头寸相关,表明投机者不相信日本央行的干预能有效促使美元升值。投机者转变为持有更多的多头头寸,说明他们坚信日元将强势走高,由此增大了阻止美元升值的压力。事实发现投机者预期日本央行的逆风干预是无效的。但是,并不是所有的卖出日元的干预事件都与日元期货净多头相关。产生这种现象的原因可能是发生了临时干预。例如,1995 年 6 月 28 日到 1995 年 9 月 22 日的干预政策由小规模频繁干预转变成大规模不频繁干预,以期对市场产生意外的效果,最多时一天抛售近 200 亿美元巨资干预汇市。新干预策略明显改变了投机者对市场预期。分析非商业交易商如何利用他们日元期货头寸对预期和非预期干预做出反应。干预反应模型数据选取的是日数据,由于头寸数据是 5 个工作日(从周三至周二)的周数据,所以模型数据频率统一使用周数据。

$$NP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln EXBI_t + \alpha_2 \ln UNEXBI_t + \alpha_3 \ln FI_t \quad (3)$$

其中, NP_t 为净头寸, $\ln EXBI_t$ 、 $\ln UNEXBI_t$ 和 $\ln FI_t$ 分别为周累计预期日本央行干预量、周累计非预期日本央行干预量和周累计美国央行干预量的对数。

为了提高非商业交易商利用其日元期货头寸响应干预方程的解释能力,将波动率、日元/美元汇率的水平改变以及滞后净头寸引入回归方程(3),则:

$$NP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln EXBI_t + \alpha_2 \ln UNEXBI_t + \alpha_3 \ln FI_t + \alpha_4 VXR_t + \alpha_5 d \ln S_t + \alpha_6 NP_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

其中, $VXR_t = \{262 \sum_{i=t-4}^t (XR_i - \overline{XR})^2 / 5\}^{1/2}$ 为第 t 周周末日元/美元的可实现波动, $XR_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$, $\overline{XR} = 1/5 \sum_{i=t-4}^t XR_t$ 为日元/美元改变量的第 t 周平均值。

假说 2: 日本银行阻击投机者的投机行为。

通过观察干预数据和期货市场净头寸数据之间的关系,本文认为期货市场头寸的改变可能促使央行进行干预,阻击投机头寸产生的升值压力。由于存在同步误偏,因此不能仅考虑当期头寸数据对干预的影响,而要引入滞后变

量即前期的净头寸信息,来发现日本央行货币专家的干预方式、干预规模和干预时间。从理论上说,在非商业交易商开始减少日元期货市场多头头寸的时刻,央行干预和投机者预期一致,此时就是货币专家利用这种改变进行干预(买入美元卖出日元)的最佳时期。

本文试图解决以下问题:外汇期货市场上日本银行如何对投机者的投机行为做出反应;净头寸及其改变是否预示日本银行即将进行干预操作;日本银行是否根据过去净头寸的情况来阻击投机行为。干预模型考虑了上个期末的净头寸数量和净头寸的改变、上个时期的日本银行的干预和上个时期的汇率信息的影响。由于 OLS 模型存在异方差,所以使用 GARCH(1,1)模型拟合:

$$BI_t = \beta_0 + \beta_1 NP_{t-1} + \beta_2 dNP_{t-1} + \beta_3 BI_{t-1} + \beta_4 d\ln S_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

(三)稳健性检验。由于不能排除日本银行的干预和投机者的净头寸相互影响的可能性,所以本文在上面实证中已经引入滞后变量来解决这个问题。但是,本文认为仍有必要使用时间序列联立方程模型获取无偏系数估计,检验日本银行的干预和投机者的净头寸的同时运动。

$$\begin{cases} NP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BI_t + \alpha_2 NP_{t-5} + \alpha_3 \ln BI_{t-1} + \alpha_4 \ln FI_{t-1} + \epsilon_{1t} \\ \ln BI_t = \beta_0 + \beta_1 NP_t + \beta_2 d\ln S_{t-1} + \beta_3 \ln BI_{t-1} + \epsilon_{2t} \end{cases} \quad (6)$$

五、实证研究结果

(一)干预反应函数。方差方程中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数大部分都是统计显著的,并且对数似然估计值比 OLS 回归模型有所增加,同时 AIC 和 SC 的值都变小了,说明 GARCH(1,1)模型能更好地拟合数据。自相关系数和偏自相关系数近似为 0, Q 统计量也变得不显著,说明 GARCH 方程消除 OLS 方程存在的 ARCH 效应。

表 2 显示,方程系数显著,消除了异方差,拟合度 R^2 上升到 0.32。干预反应模型的估计结果发现,在 $\alpha = 0.05$ 的情况下,只有美国央行干预滞后的估计参数不显著,其他自变量的估计参数都显著。汇率变动的估计参数, $\alpha_1 = -6.96$, $\alpha_2 = -9.09$, 表明当日元升值时,日本银行买入美元,促使汇率回复。表现出日本银行一般实施逆风干预的操作。汇率与长期均衡汇率的背离的估计系数 $\alpha_3 = -1.41$, 负号表明日本的货币专家重视盯住汇率。滞后的日本银行干预估计系数是 $\alpha_4 = 0.56$, 表明其是正相关于现在的干预,说明日本银行干预经常成群发生。 α_5 系数估计值 $p = 0.2133$, 在 $\alpha = 0.1$ 的水平下不显著,表明美国央行干预对日本银行现在的干预没有显著影响。

(二)假说 1 检验。表 3 预测模型仅包含日本银行和美国联邦储备银行的干预数据变量。可以发现,美国央行的干预不对投机者持有的净头寸产生显著影响。根据实际情况,假设如果干预的估计参数值是正的,表明投机者倾向

表 2 GARCH(1,1)政策反应模型

| | 系数 | 标准差 | 统计量 z | P 值 |
|------------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| 均值方程 | | | | |
| α_0 | 0.277403 | 0.010793 | 25.70314 | 0.0000 |
| α_1 | -6.959536 | 1.431027 | -4.863314 | 0.0000 |
| α_2 | -9.094183 | 1.072837 | -8.476761 | 0.0000 |
| α_3 | -1.410107 | 0.052943 | -26.63428 | 0.0000 |
| α_4 | 0.558071 | 0.060183 | 9.272969 | 0.0000 |
| α_5 | -0.135511 | 0.108894 | -1.244431 | 0.2133 |
| 方差方程 | | | | |
| C | -0.000121 | 0.000291 | -0.416321 | 0.6772 |
| RESID(-1) ² | 0.485060 | 0.048652 | 9.969979 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.773793 | 0.006484 | 119.3310 | 0.0000 |
| R ² | 0.324969 | 因变量的均值 | | 0.657937 |
| 调整 R ² | 0.318210 | 因变量的标准差 | | 1.463672 |
| 回归标准差 | 1.208562 | AIC 准则 | | 2.489910 |
| 残差平方和 | 1167.038 | SC 准则 | | 2.542192 |
| 对数似然函数值 | -996.9201 | F 统计量 | | 48.08116 |
| D-W 统计量 | 2.378171 | F 统计下的 P 值 | | 0.000000 |

当中央银行卖出日元购买美元时保持日本期货的多头头寸,结果抑制美元升值。预期的日本银行干预系数 $\alpha_1 = 1.16$,在 $\alpha = 0.05$ 的水平下显著;非预期的干预 $\alpha_2 = 1.54$,在 $\alpha = 0.05$ 的水平下显著。投机者认为预期的逆向干预不能有效改变日元/美元汇率,干预的系数为正表明了卖出美元的干预会导致日元期货市场的多头头寸。

表 3 净头寸方程回归结果

| | 系数 | 标准差 | 统计量 z | P 值 |
|-------------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| α_0 | -10.41713 | 1.772251 | -5.877907 | 0.0000 |
| α_1 | 1.161754 | 0.463899 | 2.504326 | 0.0133 |
| α_2 | 1.539178 | 0.592427 | 2.598090 | 0.0102 |
| α_3 | 0.417575 | 0.525103 | 0.795226 | 0.4276 |
| R ² | 0.215160 | 因变量的均值 | | -6.384548 |
| 调整 R ² | 0.200626 | 因变量的标准差 | | 16.17966 |
| 回归标准差 | 14.46586 | AIC 准则 | | 8.205262 |
| 残差平方和 | 33900.31 | SC 准则 | | 8.280249 |
| 对数似然函数值 | -677.0367 | D-W 统计量 | | 0.353370 |

表 4 预测模型除了包含上面 3 个干预变量,并且将波动率、日元/美元汇率的水平改变、滞后净头寸引入回归方程。 $R^2 = 0.899$,对比表 3 的 $R^2 = 0.22$,可以看出该模型具有更强的解释能力。D-W 约等于 1.8,排除了方程(4)的自相关性。可预测的日本银行干预系数 $\alpha_1 = 0.1$,不可预期的日本银行干预系数的符号 $\alpha_2 = -0.04$,与上面分析相符合,投机者认为预期的逆风干预操作不能有效改变汇率,但是非预期干预能减少净头寸,有效减轻市场压力,货币专家偏好利用这种头寸。汇率改变的系数 $\alpha_5 = -202.7$,在 $\alpha = 0.01$ 的水平下显著,负相关系数表示日元升值促使投机者在那段时期末持有日元期货多头头寸,日元贬值鼓励投机者在期末持有空头头寸。滞后的净

头寸的系数 $\alpha_6 = 0.915$ ，在 $\alpha = 0.01$ 的水平下显著，可以表示为现在净头寸有 91.5% 相关于上一个时期的净头寸。

表 4 净头寸改进方程回归结果

| | 系 数 | 标准差 | 统计量 z | P 值 |
|------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| α_0 | -0.798314 | 1.021615 | -0.781424 | 0.4357 |
| α_1 | 0.103866 | 0.174293 | 0.595931 | 0.5521 |
| α_2 | -0.037388 | 0.221432 | -0.168845 | 0.8661 |
| α_3 | -0.192905 | 0.191121 | -1.009335 | 0.3143 |
| α_4 | -3.771702 | 9.382979 | -0.401973 | 0.6882 |
| α_5 | -202.7282 | 26.46619 | -7.659894 | 0.0000 |
| α_6 | 0.914652 | 0.028818 | 31.73854 | 0.0000 |
| R^2 | 0.899136 | 因变量的均值 | | -6.384548 |
| 调整 R^2 | 0.895330 | 因变量的标准差 | | 16.17966 |
| 回归标准差 | 5.234571 | AIC 准则 | | 6.189700 |
| 残差平方和 | 4356.716 | SC 准则 | | 6.320929 |
| 对数似然函数值 | -506.7451 | D-W 统计量 | | 1.803265 |

(三)假说 2 检验。表 5 显示的回归结果为，上一周的净头寸持有量的系数 $\beta_1 = 0.32$ ，系数为正，表明如果在上个时期期末非商业交易者持有净多头寸，那么日本银行会买入美元，卖出日元；上一周头寸的改变量 $\beta_2 = -0.49$ ，表明如果投机者在外汇期货市场上转变持有更多的空头头寸，那么日本银行就会在下个时期购买美元，并且它们的弹性系数是 0.49。因为在期货市场上投机者转变持有更多的空头头寸，表明投机者认为美元升值，所以与逆风干预相比，日本银行更可能实现它的目标，利用市场预期推动日元对美元进一步贬值。日本银行在前一周的累积干预量系数 $\beta_3 = 0.29$ ，在 $\alpha = 0.01$ 的水平下显著，表明上个时期的干预量显著影响货币专家的当期的干预政策。滞后的汇

表 5 干预量方程回归结果

| | 系 数 | 标准差 | 统计量 z | P 值 |
|------------------------|-----------|----------|-----------|----------|
| 均值方程 | | | | |
| β_0 | 1.637966 | 0.629014 | 2.604020 | 0.0092 |
| β_1 | 0.317716 | 0.043454 | 7.311523 | 0.0000 |
| β_2 | -0.491320 | 0.150428 | -3.266146 | 0.0011 |
| β_3 | 0.290479 | 0.106027 | 2.739653 | 0.0062 |
| β_4 | -228.0535 | 103.9715 | -2.193424 | 0.0283 |
| 方差方程 | | | | |
| C | -1.268670 | 1.660631 | -0.763969 | 0.4449 |
| RESID(-1) ² | 0.791123 | 0.091700 | 8.627332 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.789252 | 0.011929 | 66.16240 | 0.0000 |
| R^2 | 0.046044 | 因变量的均值 | | 58.05361 |
| 调整 R^2 | 0.092388 | 因变量的标准差 | | 144.7117 |
| 回归标准差 | 151.2488 | AIC 准则 | | 12.02381 |
| 残差平方和 | 3614441 | SC 准则 | | 12.17379 |
| 对数似然函数值 | -989.9763 | D-W 统计量 | | 2.203864 |

率改变量在 $\alpha=0.05$ 的水平下显著,系数 $\beta_1 = -228$,表示当日元升值时,日本银行买入美元,实行逆风干预操作。

(四)稳健性检验。表 6 表示联立方程的结果。 $\alpha_1 = 2.00$,在 $\alpha=0.01$ 的水平下显著,表明日本银行的干预和净头寸是正相关并且同时运动。 $\alpha_2 = 0.55$,在 $\alpha=0.01$ 的水平下显著,表明滞后的净头寸可以预测 55% 的现在头寸。 $\alpha_3 = 1.18$,在 $\alpha=0.01$ 的水平下显著,表明在净头寸方程中,滞后 1 天的日本银行干预给日元期货施加同一方向压力。 α_4 系数不显著表明美国央行的干预没有对净头寸产生显著影响。

表 6 投机净头寸与日本银行干预同时方程回归

| | 系 数 | 标准差 | 统计量 z | P 值 |
|------------|-----------|----------|-----------|--------|
| α_0 | -8.167213 | 1.290206 | -6.330160 | 0.0000 |
| α_1 | 1.999730 | 0.446643 | 4.477250 | 0.0000 |
| α_2 | 0.548451 | 0.057680 | 9.508496 | 0.0000 |
| α_3 | 1.180012 | 0.448039 | 2.633727 | 0.0089 |
| α_4 | -0.251111 | 0.417684 | -0.601199 | 0.5481 |
| β_0 | 1.279617 | 0.208287 | 6.143516 | 0.0000 |
| β_1 | 0.040152 | 0.010178 | 3.944940 | 0.0001 |
| β_2 | -9.394831 | 9.831077 | -0.955626 | 0.3400 |
| β_3 | 0.320602 | 0.073388 | 4.368618 | 0.0000 |

上面的联立性误偏方程模型的结果证实了净头寸和干预的预期同时运动,使用 Granger 因果检验来验证是前期净头寸为现在的干预提供信息,还是现在的干预为净头寸提供信息。

表 7 Granger 因果检验

| 原假设: | 样本 | F 统计量 | P 值 |
|---------------------|-----|---------|---------|
| 干预不是净头寸的 Granger 原因 | 166 | 0.53690 | 0.58560 |
| 净头寸不是干预的 Granger 原因 | | 4.77324 | 0.00969 |

表 7 因果检验得到 F 检验值,在 $\alpha=0.01$ 的水平下显著,拒绝原假设。发现两个变量 Granger 相互因果关系,净头寸可以引起干预操作。

六、研究结论与展望

本文对美联储联合干预下的日本外汇市场和期货市场进行了研究,使用干预反应函数和 GARCH 模型,以非商业交易商在日本外汇期货市场的净头寸作为预期的代理变量,实证考察了日本央行的冲销干预效力以及外汇冲销干预和投机者外汇期货市场投机行为之间的关系。本文研究发现,日本央行冲销干预和投机净头寸之间存在很强的同期运动关系。投机者根据他们对日本银行冲销干预有效性预期的私人信息逆向干预操作来调整头寸。日本银行的冲销干预目的是扭转投机者在期货市场上的投机行为所引起的日元升值压力,这可以根据滞后净头寸信息来预见央行是否要执行冲销干预。当冲销干预政策被充分预期时,官方冲销干预不能有效扭转期货市场产生的投机压力。

参考文献:

- [1] Branson William H. Asset markets and relative prices in exchange rate determination [R]. Stockholm, Institute for International Economic Studies, Seminar Paper, 1976, 66.
- [2] Klitgaard, Thomas, Laura Weir. Exchange rate changes and net positions of speculators

in the futures market[J]. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 2004, 10(1): 17—27.

[3] Lyons, Richard K. Tests of microstructural hypothesis in the foreign exchange rate market[J]. *Journal of Financial Economics*, 1995, 39(2—3): 321—351.

[4] Mussa Michael L. The role of official intervention[R]. Group of Thirty Occasional Paper, 1981, 6.

[5] Rasmus Fatum, Michael Hutchison. Is intervention a signal of future monetary policy? Evidence from the federal funds market[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1999, 31(1): 54—69.

[6] 元惠萍, 陈浪南, 黄洵. 外汇干预传导的预期途径分析[J]. *预测*, 2002, (6): 36—40.

The Linkage between Foreign Exchange Intervention Signaling Channel and Speculative Position: An Empirical Evidence

XIE Chi, ZHANG Yuan-yuan, DING Hui

(*Management School, Hunan University, Changsha 410082, China*)

Abstract: This paper studies whether daily intervention operations are related to changes in expectations for the stance of future monetary policy and investigates the effectiveness of the central bank sterilized intervention in the foreign exchange market. The central bank has inside information, and the speculators have private information of fundamentals. Using a GARCH model, we find that the evidences do not support signaling hypothesis, where expectations are proxied by speculative net position in the foreign exchange futures market. Changes in net position reflect the actions of speculators, who are reacting to their own interpretation of public and private information. Empirically, the results show that the foreign exchange market will more likely to move in the direction opposite to the central bank's intervention direction, and the intervention depends on how speculators had their positions in the past.

Key words: foreign exchange market; sterilized intervention; signaling expectation; exchange rate

(责任编辑 喜 雯)