

# 外汇市场压力、外汇市场干预与冲销

## ——中国外汇市场干预有效性的实证研究

朱孟楠，刘 林，倪玉娟

(厦门大学金融系，福建，厦门，361005)

**内容摘要：**1994年人民币实行单一汇率制度改革以来，人民币经历了四次升值或贬值阶段。货币当局为了避免人民币汇率的大幅波动对出口以及国内经济的冲击，在外汇市场上进行了积极的干预，同时为了防止由于外汇干预导致国内货币市场的影响，对外汇干预进行了冲销。本文首先利用事前和事后外汇市场压力指数来构建外汇市场干预有效性指数模型，然后通过LS、E-G协整、ECM和State-Space模型估计模型中的结构参数，测算出外汇市场干预的有效性指数。我们通过研究发现，我国外汇市场干预是有效的，在一些时期内存在干预超调现象。并且货币当局的冲销行为也是部分有效的。

**关键字：**外汇市场压力 外汇市场干预 冲销 干预超调

### 一、绪言

1994年中国实行单一人民币汇率体制改革以来，人民币一直面临着升值或贬值的压力，为了稳定人民币汇率，央行在外汇市场进行干预，央行的干预大致经历了四个阶段，一是1994-1997年，人民币汇率实行并轨，国际收支出现双顺差，人民币面临升值压力，央行在外汇市场上买入外汇抛出人民币；二是1998-1999年，人民币受到东南亚金融危机的冲击，经常项目顺差减少，资本外流，导致人民币存在贬值的压力，央行在外汇市场上买入人民币卖出外汇，以维持人民币币值稳定；三是2000-2005年，国际收支发生显著的改善，贸易顺差不断跃升，资本流入加大，国际收支双顺差的局面使得人民币出现升值预期（黄晓龙，2007），这段时间央行在外汇市场上买进外汇，卖出人民币；四是2005年汇率体制改革以来，国际收支双顺差的继续扩大，人民币不断小幅升值，市场对人民币升值的预期导致资本流入增大。央行为了维持人民币汇率相对稳定，避免汇率大幅变动对国内经济的冲击，在外汇市场上积极干预。在结售汇制度和央行积极干预外汇市场的背景下，大量的外汇顺差转变为央行的外汇储备，到今年3月份已经达到19537.41亿美元。外汇储备的增加对增加国家综合实力，增强对外支付能力等方面都起着积极的作用（石鲜柱等，2006），同时也被看作是“经济强有力支撑”的一个指标（Ouyang、Rajan，2005），但是随着外汇储备规模的不断增大，导致外汇占款逐渐成为我国货币投放的主要渠道（石鲜柱等，2006）。外汇占款在一度程度上增加了国内通货膨胀的压力（李海海等，2006；方先明等，2006），为了维持国内货币市场的均衡，缓解通胀压力，央行又通过在公开市场上发行央行票据、回收再贷款、控制信贷规模以及提高法定存款准备金率等手段来冲销由于外汇市场干预而被迫投放的货币供给。但是面对持续增长的外汇储备，货币当局冲销操作的难度不断加大（何慧刚，2007），冲销指数表示外汇占款增长率对狭义货币供给增长率的倍数，这一系数反映了央行外汇冲销的实际力度（武剑，2005），如果该指数超过3表明央行正承受着过高的冲销压力可能打乱正常的货币安排（何慧刚，2007；武剑，2005）。图1是2001年1月到2009

年3月我国冲销指数的状况。从图1我们可以发现2005年汇改前后和2007年次贷危机爆发期间，我国的冲销指数都超过3，尤其是在2005年7月达到5左右。



图1 2001年1月—2009年3月中国冲销指数

但是经常性的冲销干预会导致国内利率上升，使得财政预算成本大幅度提高，并导致国内外利差难以消除 (Guillermo A. Calvo, 2000)，并且由于资源在国内部门和国外部门的不同配置，加剧了内外两个部门的资金差异，形成结构性通胀压力 (何慧刚, 2007)，扭曲了货币政策的传导机制，加剧了系统性的金融风险 (武剑, 2005)。

理论上，外汇干预主要通过资产组合渠道、信号渠道、微观结构(订单流)渠道、噪声交易渠道和协调渠道来影响汇率 (Sarno, L. et al., 2001)，并且冲销政策能够实现的基本条件是国内外资产之间是不完全替代的 (Obstfeld, 1982)。现有实证文献大都采用事件研究法来分析货币当局外汇市场干预能否有效的影响汇率，及货币当局的冲销政策是否有效。譬如 Fatum (1999, 2000, 2005) 采用事件研究法分析了加拿大和德国货币当局外汇冲销干预的有效性。Zoe McLaren (2002) 分析了1991-1998年澳大利亚货币当局外汇干预的有效性，认为外汇干预在短期内可以通过资产组合和信号渠道有效的影响汇率，但冲销干预长期内无法起到积极的作用，除非国内货币政策有适当的调整。另外还有一些文献通过建立理论模型分析外汇市场干预影响汇率的效应，如 Michel Beine et. al (2005) 检验了在噪声交易模型框架下，货币当局干预的有效性，他们发现在中期内，干预能够在一定程度上稳定汇率。Adam GER. L (2006) 通过估计货币当局的反应函数，分析了捷克货币当局的外汇市场干预的有效性。Stefan Reitz et. al (2006) 构建和估计了微观结构模型分析了外汇市场干预的有效性，特别的，他们检验了外汇市场干预有效性的协调渠道效应。而 Siklos & Weymark(2006) 提出了一个较为新颖的衡量外汇市场干预有效性的方法，他们通过比较假设货币当局不干预下的外汇市场压力(本币升值或贬值的压力)和货币当局干预后的外汇市场压力，建立了外汇市场干预有效性指数，分别了分析加拿大货币当局外汇市场干预的有效性。

对于中国外汇市场干预有效性的测算的文献相对较少。已有一些文献仅仅分析外汇干预是否可以有效的影响汇率，如刁锋(2002)认为人民币标值的金融资产和美元标值的金融资产不可以完全替代，外汇市场干预可以经由资产组合渠道影响汇率。干杏娣等(2007)采用事件研究法分析我国外汇市场干预有效性，认为中央银行干预前后人民币对美元汇率并没有发生大的变化，但是总体来

看卖出美元以支持人民币的干预效果要优于买入美元以防止人民币升值的干预效果。桂詠评（2008）对非抛补的利率平价进行检验，得出在我国非抛补的利率平价是不成立的，也就是说国内外资产是不完全替代的。他认为中央银行外汇干预导致风险溢价以及汇率的变化，中国资产组合平衡渠道的外汇干预是有效的。而另一些文献仅仅分析了冲销干预的有效性，这些文献主要计算货币当局的冲销系数，也就是说货币当局是否可以完全冲销，如何慧刚（2007）、徐东明（2007）、朱孟楠等（2009）等。

我们认为货币当局外汇干预的是否有效应从两个方面进行考察，一是通过货币当局的外汇市场干预，本币升值（贬值）压力是否得以消除；二是货币当局是否可以通过各种措施来冲销由于外汇市场干预带来的基础货币的投放，维持货币政策的独立性。

鉴于中国资本尚不能完全流动，国内外资产不能完全替代，以及货币当局冲销干预的实际，本文借鉴 Siklos & Weymark（2006）的外汇市场干预有效性测算模型，并根据中国的实际情况进行修正，进而分析中国外汇市场干预有效性。本文的结构安排如下：第二部分建立中国外汇市场干预有效性的测算模型，并建立外汇市场干预有效性指数；第三部分通过 LS、E-G 协整、ECM 和 State-Space 计量模型估计出相关的结构参数，计算出外汇市场干预有效性指数；第四部分是结论与政策建议。

## 二、模型

我们借鉴 Weymark（1995，1997）和 Siklos & Weymark（2006）相关的模型，并根据中国的实际状况进行修正，建立中国外汇市场干预有效性的测算模型。假设：1）国外价格水平是外生的；2）国内产出水平是由国内经济变量决定的内生变量；3）资本不完全流动，国内外资产不完全替代，因而货币当局的外汇冲销干预能够实现；4）国内居民持有人民币是为了满足交易需求，而国外居民持有人民币是为了满足投机需求（预期人民币升值）。

基于上述假设，建立对数形式的模型：

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_t^e + \alpha_3 y_{t-1} - \alpha_4 [\Delta q_t + \pi_t^* - \pi_t] + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 (i_t - \pi_t) - \beta_3 [\Delta q_t + \pi_t^* - \pi_t] + \omega_t \quad (2)$$

$$i_t = \bar{c} + i_t^* + E_t(q_{t+1}) - q_t + \mu \Delta d_t + \lambda_t \quad (3)$$

$$\Delta m_t^d = h_0 + h_1 \pi_t + h_2 \Delta i_t + h_3 y_t + h_4 y_{t-1} + \kappa_t \quad (4)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \quad (5)$$

$$\Delta d_t = \Delta d_t^a + \Delta d_t^f \quad (6)$$

$$\Delta d_t^a = \bar{d} + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t + \sigma_t \quad (7)$$

$$\Delta d_t^f = -s_t \Delta r_t \quad (8)$$

$$\Delta r_t = -\rho_t \Delta q_t \quad (9)$$

（1）式是假设的中国的菲利普斯曲线，其表明第  $t$  期的通货膨胀率取决于  $t-1$  期的通胀率  $\pi_{t-1}$ 、

$t$  期的通货膨胀预期  $\pi_t^e$ 、第  $t-1$  期的产出缺口<sup>①</sup>  $y_{t-1}$ 、以及第  $t$  期的实际汇率变动  $[\Delta q_t + \pi_t^* - \pi_t]$  ( $q_t$  是直接标价法下名义汇率的对数值),  $\varepsilon_t$  是期望值为零的随机扰动项。(2) 式是 IS 曲线, 第  $t$  期的产出缺口取决于第  $t-1$  期的产出缺口  $y_{t-1}$ 、以及第  $t$  期实际利率水平 ( $i_t - \pi_t$ ) 和第  $t$  期的实际汇率变动。 $\omega_t$  是均值为零的随机扰动项。

(3) 式是假设资产不完全替代下的非抛补的利率平价。传统利率平价成立的条件是资产完全替代。而现实中, 国内外资产风险的不同往往导致在外汇市场上资产不完全替代 (Krugman&Obsfeld, 2000)。由于资产不完全替代, 也就是说当投资于国外资产时, 在期末转为本币时会存在一个成本 (特别的, 假设是货币冲销导致收益的减少), 那么投资者在投资国外资产时就要求一个额外的风险溢价来补偿由于资产不完全替代所带来的风险。其中,  $E_t q_{t+1}$  是投资者在  $t$  期预期的  $t+1$  期名义汇率的对数值,  $\mu \Delta d_t$  是货币冲销,  $\mu$  是风险溢价系数<sup>②</sup>,  $\Delta d_t$  是国内信贷变动的对数值。

(4) 式是国内货币需求函数的具体形式。即当期货币需求量的变动 ( $\Delta m_t$ ) 取决于当期与前期的通胀率水平和利率水平, 以及当期和前期的产出缺口,  $\kappa_t$  是均值为零的随机误差项。从 (5) - (9) 我们可以看到, 国内货币供给变动 ( $\Delta m_t^s$ ) 由两部分组成: 国内信贷的变动 ( $\Delta d_t$ ) 和外汇储备的变动 ( $\Delta r_t$ )<sup>③</sup>。由于货币当局在外汇市场进行干预, 引起国内货币供给的变动, 其直接体现就是外汇储备的变动。国内信贷的变动是由国内经济状况 (国内通胀率和产出缺口) 决定的内生的国内信贷的变动 ( $\Delta d_t^a$ ) 减去外汇冲销 ( $\Delta d_t^f$ ) 的差额。其中  $s_t$  是时变的外汇干预冲销系数。而 (9) 反映是货币当局对汇率变动的响应状况,  $\rho_t$  是货币当局的响应系数, 这一系数也是时变的。货币当局为了稳定汇率而干预外汇市场, 从而导致外汇储备的变动。在固定汇率制度下, 货币当局完全干预外汇市场以保持汇率固定, 那么  $\rho_t = \infty$ ; 在浮动汇率制度下, 货币当局不需要干预外汇市场, 完全让汇率自由浮动, 那么  $\rho_t = 0$ 。而在有管理的浮动汇率制度下 (即中间汇率制度),  $0 < \rho_t < \infty$ 。另外响应系数  $\rho_t$  有可能出现负值的状况, 这表明由于货币当局的干预导致汇率变动的方向与在没有

<sup>①</sup>产出缺口是实际产出水平与潜在产出水平的差。若产出缺口为正, 通货膨胀压力上升; 若产出缺口为负, 通货膨胀压力下降 (刘 斌等, 2001)。

<sup>②</sup> 这里假设风险溢价系数是固定的, 在第三部分的实证中我们假设其是时变的, 取时变风险溢价系数的均值为风险溢价系数的固定值。

<sup>③</sup> 为了分析方便, 这里假设货币乘数为 1。  $m$ 、 $d$ 、 $r$  均为对数值。

干预的情况下的汇率变动相反，这时就出现了货币当局干预超调现象。

我们试图通过比较事前和事后外汇市场压力来分析外汇市场干预有效性，所以为了构建外汇市场干预有效性指标，首先需定义事前和事后的外汇市场压力：

定义 1：事前外汇市场压力 (*ex-ante EMP*) 是指在经济主体是理性预期的假设下，如果货币当局不干预外汇市场，而且这一举动能够被经济主体完全预期到，汇率可能发生的变动。

Siklos & Weymark (2006) 首次明确提出事前外汇市场压力的概念。我们认为，事前外汇市场压力是在理性预期下，且实行浮动汇率制度时，当出现汇率升值或贬值时汇率的变动量。但是在有管理的浮动汇率制度或固定汇率制度下，事前外汇市场压力是一种反事实假设。

定义 2：事后外汇市场压力 (*ex-post EMP*) 是指当货币当局积极干预外汇市场，以达到稳定汇率的目的时，汇率发生的变动。

事后外汇市场压力说明的是尽管货币当局出于稳定汇率的目的而干预外汇市场，但是在其干预之后，外汇市场还可能存在对本国货币的超额需求（或存在超额供给），也就是说本币可能有升值（或贬值）的压力。对于这一层面的外汇市场压力最先提出的是 Girton & Roper (1977)。此后 Roper & Turnovsky (1980) 用资本完全流动下的开放经济 IS-LM 框架替代了简单的货币方法对 G-R 的模型进行了扩展来研究外汇市场压力。Weymark (1995, 1997) 修改和扩展了 G-R 和 R-T 的模型，她提供了一个分析外汇市场失衡和干预的更为一般的分析框架。也有一些国内学者研究了中国事后的外汇市场压力<sup>④</sup>。

#### (一) 事前外汇市场压力指数 (*ex-ante EMP*)

根据事前外汇市场压力的定义，这时货币当局不对外汇市场进行干预，即其响应系数  $\rho_t$  等于零，货币当局的外汇储备不会发生变动 ( $\Delta r_t = 0$ )，货币当局没有干预外汇市场也就不会存在冲销干预的问题，那么  $\Delta d_t^f = 0$ 。从 (6) - (9) 可以知道，此时国内信贷完全是根据国内经济的状况而进行的。

根据 (5) 式- (9) 式，我们得到：

$$\Delta d_t = \bar{d} + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t + \sigma_t \quad (11)$$

假设在理性预期下，预期汇率变动决定于修正后的非抛补的利率平价。那么将 (11) 带入 (3) 就得到：

$$E_t(q_{t+1}) - q_t = -(\bar{c} + \mu \bar{d}) + (i_t - i_t^*) - \mu \gamma_1 \pi_t - \mu \gamma_2 y_t + (\mu \sigma_t - \lambda_t) \quad (12)$$

那么在理性预期下，汇率根据 (12) 式变动。因此，在没有货币当局的外汇市场干预下的汇率变动，即事前外汇市场压力就可以用 (12) 式测算出来。将 (12) 改写：

<sup>④</sup>朱杰 (2003) 采用 Weymark (1995) 的模型对中国 1994-2002 年的外汇市场压力和干预指数进行了测算。卜永祥 (2008) 使用 G-R 关于外汇市场压力的定义，采用货币模型测算了 1994 年 1 月到 2008 年 1 月的中国外汇市场压力。朱孟楠等 (2009) 采用 Weymark (1997) 的模型测算了 2005 年汇改到 2008 年 8 月份的中国外汇市场压力。

$$ex - ante \ EMP_t = -(\bar{c} + \mu \bar{d}) + (i_{t-1} - i_{t-1}^*) - \mu \gamma_1 \pi_{t-1} - \mu \gamma_2 y_{t-1} + (\mu \sigma_{t-1} - \lambda_{t-1}) \quad (13)$$

(二) 事后外汇市场压力指数 (*ex - post EMP*)

根据 Weymark (1995, 1997) 的外汇市场压力计算公式:

$$ex - post \ EMP_t = \Delta q_t + \eta \Delta r_t$$

$$\text{其中 } \eta = -\frac{\partial \Delta q_t}{\partial \Delta r_t}$$

根据建立的模型推导出事后外汇市场压力的测算公式, 具体推导过程见附录。

推导后得到事后外汇市场压力:

$$ex - post \ EMP_t = \left[ 1 + \frac{\rho_t (1 - s_t + h_2 \mu s_t)}{(h_1 \alpha_4 + h_3 \beta_3 - \gamma_1 \alpha_4 - \gamma_2 \beta_3 + h_2 \mu \gamma_2 \beta_3 + h_2 \mu \gamma_1 \alpha_4 + h_2)} \right] \Delta q_t \quad (22)$$

(三) 外汇市场干预有效性指数(EOFI)

我们认为外汇市场干预是否有效, 应从两个层面来分析: 一是通过干预, 汇率升值(或贬值)压力是否得以消除或减轻; 二是冲销干预是否完全冲销由于外汇市场干预所引起的国内货币市场的失衡。

首先, 测算第一层面的外汇市场干预的有效性。根据 Siklos & Weymark (2006) 关于外汇市场干预有效性指数的定义:

$$EOFI_t = 1 - \frac{ex - post \ EMP_t}{ex - ante \ EMP_t} \quad (23)$$

当事后外汇市场压力小于事前外汇市场压力, 即  $ex - post \ EMP < ex - ante \ EMP$ , 此时  $0 < EOFI \leq 1$ <sup>⑤</sup>。也就是说, 通过货币当局的外汇干预, 外汇市场压力得以减轻或消除。因此, 我们认为当  $0 < EOFI < 1$  时, 货币当局的外汇干预是有效的。

当事后外汇市场压力大于事前外汇市场压力, 即  $ex - post \ EMP > ex - ante \ EMP$ , 此时  $EOFI < 0$ 。这种状况下, 货币当局的外汇干预, 外汇市场压力非但没有减轻, 而且加大了。因此, 我们认为当  $EOFI < 0$  时, 货币当局的外汇市场干预是无效的。

当  $EOFI > 1$  时, 说明货币当局在外汇市场上进行干预时, 出现超调现象。所谓“超调”, 是在没有外汇市场干预情况下, 本币面临升值(或贬值)压力; 而通过货币当局的干预, 本币却面临贬值(或升值)压力。此时, 我们同样认为货币当局的外汇市场干预是有效的。

其次, 分析第二层次的外汇市场干预有效性, 即货币当局的外汇干预冲销的有效性。在上面模型中式(8)给出冲销干预系数  $s_t$  测算模型。其中, 冲销系数的取值范围为  $0 \leq s_t \leq 1$ 。冲销系数  $s$  接近于 1, 货币当局的冲销越有效; 相反,  $s$  越接近于 0, 货币当局的冲销没有起到积极的作用, 冲销政策越无效。当  $s = 1$  时, 货币当局的冲销完全有效;  $s = 0$  时, 货币当局的冲销完全无效。

<sup>⑤</sup> 当  $EOFI = 1$  时, 外汇市场压力被完全消除。

### 三、中国外汇市场干预有效性的测算

根据第二部分的外汇市场干预有效性指数模型，首先我们需要估计出依赖于模型的结构参数，然后根据这些结构参数，可以算出事前外汇市场压力和事后外汇市场压力，以及冲销系数。最后测算出外汇市场干预有效性指数。

#### (一) 模型结构参数的估计

这里我们需要分别估计 (1) - (9) 中模型结构参数。

##### 1. 数据选取和数据来源

利用我国季度 GDP 数据估计产出缺口对数值  $y_t$ ：首先利用季节调整方法将 GDP 中的季节因素和不规则因素剔除掉，然后利用 HP 滤波方法得到 GDP 季度数据的波动因素 ( $Y_t^{real} - Y_t^{trend}$ )，那么根据  $y_t = \log(Y_t^{real} - Y_t^{trend})$  求出产出缺口的对数值。通货膨胀率  $\pi_t$  用我国居民消费价格指数的同比增速来表示。名义汇率  $q_t$  取人民币兑美元的季度加权平均数据的对数值。中美物价指数 ( $cpi_{cn}$ ,  $cpi_{us}$ ) 分别是以 1996 年第一季度为基期的中美消费者物价指数，利用中美物价指数和名义汇率就可以算出人民币兑美元的实际汇率的对数值<sup>⑥</sup> ( $rex$ )。国内外利率  $i$  和  $i^*$  分别取人民币 61 天到 90 天的银行间同业拆解加权平均利率和三个月美元存单利率。人民币预期汇率 ( $E_t(q_{t+1})$ ) 用一年期人民币远期市场的 NDF 数据的对数值表示。国内信贷  $d_t$  取国内信贷季度余额的对数值。外汇储备  $r_t$  取中国外汇储备季度余额的对数值。除了人民币 NDF 数据来源于 Bloomberg，其他所有数据均取自中经网经济统计数据库。数据均经过季节调整 (采用 Census X12 方法)。使用 Eviews6.0 对数据进行处理。

##### 2. 菲利普斯曲线估计

将方程 (1) 写成：

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_t^e + \alpha_3 y_{t-1} - \alpha_4 \Delta rex + \varepsilon_t$$

其中  $\Delta rex$  是实际汇率的一阶差分。根据静态预期假说，通胀预期等于前一期实际通胀率。那么就有：

$$\pi_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2) \pi_{t-1} + \alpha_3 y_{t-1} - \alpha_4 \Delta rex + \varepsilon_t$$

数据区间从 1996 年第一季度到 2008 年第四季度。数据选取如前所述。

第一步：数据平稳性检验 (单位根检验)

表 1 单位根检验 (ADF 检验)

变量	ADF 值 (概率 P)	备注
$y_t$	-5.540290 (0.0002)*	包含截距和趋势
$rex_t$	0.487253 (0.9990)	包含截距和趋势
$\Delta rex_t$	-9.301712 (0.0000)*	包含截距和趋势
$\pi_t$	-3.946300 (0.0174)*	包含截距和趋势

<sup>⑥</sup> 实际汇率的对数值  $rex = q_t + \ln(cpi_{us}) - \ln(cpi_{cn})$ 。

注：\*表示在 1% 的显著性水平下是显著的。

从单位根检验的结果可以得出  $y_t$ 、 $\Delta rex_t$ 、 $\pi_t$  是同阶单整的，都是服从  $I(0)$  的。

第二步：使用 LS 方法对数据回归，得到回归方程为

$$\pi_t = 0.827\pi_{t-1} + 32.68y_t - 39.323y_{t-1} - 26.383\Delta rex_t + 0.371$$

$$t \quad (19.575)^* \quad (2.259)^{**} \quad (-3.031)^* \quad (-4.884)^* \quad (2.478)^{**}$$

$$R^2 = 0.928 \quad \bar{R}^2 = 0.922$$

注：\*表示在 1% 的显著性水平下显著，\*\*表示在 5% 的显著性水平下显著。

另外在 5% 的显著性水平下均通过序列相关 LM 和异方差检验。

第三步：E-G 协整检验

为了防止出现“伪回归”，我们需要对残差序列进行单位根检验。对残差序列进行单位根检验的 ADF 值为 -5.238603，P 值为 0.0004。因此残差序列在 1% 的显著性水平下是平稳的，因此变量之间存在如回归方程所示的均衡关系。

从回归的结果看，当期的通胀率与前一期的通胀率和当期的产出缺口成正相关，而与前一期的产出缺口和实际汇率的变动成负相关。

### 3. IS 曲线估计

同样我们采用与估计菲利普斯曲线一致的数据，数据区间从 1996 年第一季度到 2008 年第四季度。

根据 (1)，现在只需对实际利率  $(i_t - \pi_t)$  做单位根检验，判断其是否是平稳的。

表 2  $(i_t - \pi_t)$  单位根检验

变量	ADF 值 (P 值)	备注
$(i_t - \pi_t)$	-4.086227 (0.0120) **	包含截距和趋势

注：\*\*表示在 5% 的显著性水平下是显著的。

现在需要估计的方程为：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 (i_t - \pi_t) + \beta_3 (rex_t - rex_{t-1}) + \omega_t$$

我们发现，不考虑滞后一期的实际汇率时，估计的参数的显著性要比考虑了滞后一期实际汇率时要高，因此，我们为了回归系数的显著性，不考虑滞后一期的实际汇率。

对数据进行回归，得到下面的回归方程：

$$y_t = 0.52y_{t-1} - 0.000268(i_t - \pi_t) + 0.06\Delta rex_t + 0.0005$$

$$t \quad (4.416)^* \quad (-0.742) \quad (1.05) \quad (0.364)$$

$$R^2 = 0.317 \quad \bar{R}^2 = 0.273$$

另外在 1% 的显著性水平下序列相关 LM 和异方差检验都接受没有序列相关和同方差的原假设。

同样为了防止出现“伪回归”，对残差序列做单位根检验。ADF 单位根检验的结果显示在 1% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。因此，残差序列是平稳的。从而 IS 回归方程的变量之间的



关系是稳定的。

从回归结果可以看到，当期的产出缺口与前一期的产出缺口正相关，且这一关系较为显著。而与当期实际汇率和实际汇率的变动相对不是很显著。这说明，实际利率上升可能会引起我国产出负缺口的增大，同样实际汇率升值可能会导致产出正缺口，但是这些影响并不是显著的。

#### 4. 修正的利率平价估计

由于各个时期内本币资产和外币资产面临的风险不一致，因此我们假设  $\mu_t$  是随时间变动的。由于我们只能获得从 1998 年 12 月开始的人民币 NDF 数据，且国内信贷数据只能得到 2000 年开始的数据。因此，我们采用 2000 年 1 月份到 2008 年 12 月的月度数据，运用 State-Space 模型对方程 (3) 进行估计。

建立 State-Space 模型：

$$\text{测量方程: } E_t(q_{t+1}) - q_t = -\bar{c} + (i_t - i_t^*) - \mu_t \Delta d_t - \lambda_t$$

$$\text{状态方程: } \mu_t = \bar{\mu} + \mu_c \mu_{t-1} + \tau_t$$

回归结果为：

$$E_t(q_{t+1}) - q_t = 0.296 + (i_t - i_t^*) - \mu_t \Delta d_t - \lambda_t$$

$$\mu_t = 0.968 \mu_{t-1} + \tau_t$$

根据回归的结果，得到风险溢价系数  $\mu_t$ ：

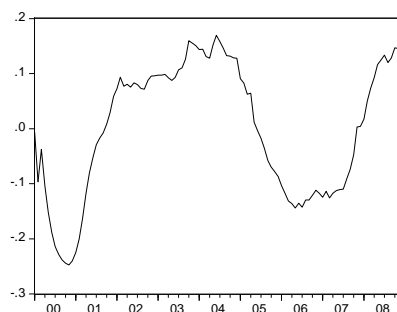


图 2 风险溢价系数  $\mu_t$

得到时变的  $\mu_t$  后，我们用其均值  $\mu = 0.0004$  来代替第二部分模型中的风险溢价系数  $\mu$ 。

#### 5. 货币需求方程估计

考虑到货币市场的短期非均衡状态，我们运用误差修正模型（ECM 模型）估计货币需求方程。我们采用 E-G 两步法：

数据区间从 1996 年第一季度到 2008 年第四季度。单位根检验（ADF，包含截距和趋势）发现在 5% 的显著性水平下，货币供给的对数值  $\log M2_t$ 、产出缺口  $y_t$ 、通胀水平  $\pi_t$  和国内利率水平  $i_t$  都是平稳的。

那么建立回归方程：

$$\log M2_t = \ell_0 + \ell_1 y_t + \ell_2 \pi_t + \ell_3 i_t + \ell_4 t + \mathcal{U}_t$$

回归后得到：

$$\log M2_t = 11.061 + 0.283y_t - 0.005\pi_t + 0.007i_t + 0.03t + \hat{\mathcal{U}}_t$$

$$t \quad (931.2)^* \quad (1.43) \quad (-4.11)^* \quad (4.4)^* \quad (128.4)^*$$

$$R^2 = 0.9994 \quad F = 20466.20$$

\*表示在 1% 的显著性水平下显著。

从回归方程我们就可以得到残差序列：

$$\hat{\mathcal{U}}_t = \log M2_t - 11.061 - 0.283y_t + 0.005\pi_t - 0.007i_t - 0.03t$$

对残差序列做单位根检验发现在 5% 的显著性水平下残差序列是平稳的。因此，上述变量之间存在协整关系。

利用上面得到的残差序列  $\hat{\mathcal{U}}_t$ ，建立货币需求的误差修正模型（ECM）：

$$\Delta \log M2_t = h_0 + h_1\pi_t + h_2\Delta i_t + h_3y_t + h_4y_{t-1} + h_5ecm_{t-1} + \kappa_t$$

其中  $ecm_{t-1} = \hat{\mathcal{U}}_{t-1}$

估计后得到：

$$\Delta \log M2_t = 0.035 + 0.0125y_t - 0.164y_{t-1} + 0.007\pi_t - 0.007\Delta i_t - 0.416ecm_{t-1}$$

$$t \quad (19.805)^* \quad (0.0778) \quad (-1.1088) \quad (2.368)^{**} \quad (-2.484)^* \quad (-4.627)^*$$

$$R^2 = 0.403$$

误差修正项的系数反映了货币市场对偏离长期均衡的调整力度，当货币市场不均衡时，将以（-4.727）的调整力度将非均衡状态来回到均衡状况，也就是货币供求相等。

从估计结果可以看到，当期国内货币供给变动量与当期的产出缺口正相关，但不是很显著；而与前一期的产出缺口负相关，与当期的通胀水平正相关，与当期的利率变动水平负相关。

## 6. 货币当局冲销系数估计

将（6）—（8）代入（5），得到：

$$\Delta m_t^s = \bar{d} + \gamma_1\pi_t + \gamma_2y_t + (1-s_t)\Delta r_t + \sigma_t$$

表 3 单位根检验（ADF 检验）

变量	ADF 值 (P 值)	备注
$m_t^s$	-0.246149 (0.9901)	包含截距和趋势
$\Delta m_t^s$	-4.007957 (0.0146)**	包含截距和趋势
$r_t$	-1.512208 (0.8122)	包含截距和趋势
$\Delta r_t$	-3.257705 (0.0853)***	包含截距和趋势

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下数据是平稳的。

由表 1 和表 3 知，在 10% 的显著性水平下， $\Delta m_t^s$ 、 $\pi_t$ 、 $y_t$  和  $\Delta r_t$  都是服从一阶单整 I(1) 的。建立 State-Space 模型：

$$\text{量测方程: } \Delta m_t^s = \bar{d} + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t + (1 - s_t) \Delta r_t + \sigma_t$$

$$\text{状态方程: } s_t = \bar{s} + a s_{t-1} + \zeta_t$$

$$\Delta m_t^s = 0.035 - 0.089 \pi_t - 0.001 y_t + (1 - s_t) \Delta r_t + \sigma_t$$

$$s_t = s_{t-1} + \zeta_t$$

对通胀和产出缺口的系数做 Wald 检验：

表 4 系数 Wald 检验

原假设	$\chi^2$ 统计量	概率
$\gamma_1 = 0$	0.261807	0.6089
$\gamma_2 = 0$	0.614018	0.4333
$\gamma_1 = 0, \gamma_2 = 0$	0.957533	0.6195

Wald 检验结果说明通胀和产出缺口系数与 0 没有显著差异。这就说明样本期内，外汇占款基本上成为我国国内货币供给的主要渠道。这与我国实际相符。

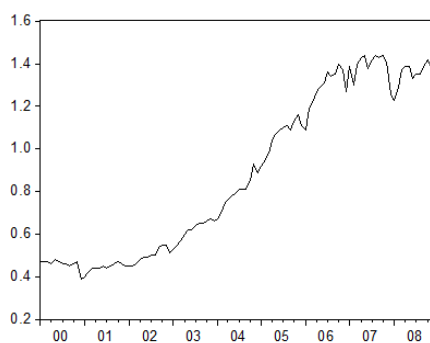


图 3 2000M01—2009M02 的外汇占款占基础货币的比重

从图 3 看到，2000 年到 2009 年 2 月份，我国外汇占款占基础货币比重稳步上升。2004 年以前这一比例还在 80% 左右。但自 2005 年开始，这一比例已经开始超过 100%，到 2007 年，已经达到 140%。2008 年和 2009 年也都保持在这一水平。因此，外汇占款已经成为我国货币投放的主要渠道。

那么冲销系数  $s_t$  如下图所示：

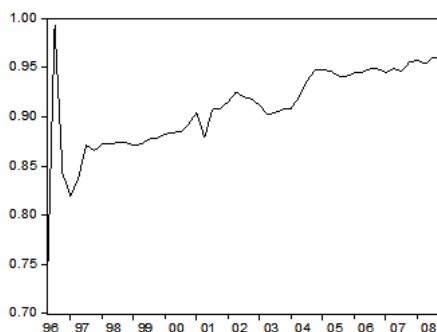


图4 货币当局的冲销系数

从冲销系数的估计结果看，1996年第一季度以来，货币当局的冲销系数基本保持在85%以上，个别季度甚至达到100%。尤其是2001年以后，冲销比例已经达到90%以上。2006年到2008年，冲销比例基本在95%。

### 7. 货币当局的响应系数估计

对名义汇率的对数值  $q_t$  做单位根检验后发现其在1%的显著性水平下一阶单整的。根据表3，外汇储备的对数值  $r_t$  在10%的显著性水平下也是一阶单整的。

因此，根据方程（9）建立 State-Space 模型：

$$\text{量测方程： } \Delta r_t = -\rho_t \Delta q_t + \Omega_t$$

$$\text{状态方程： } \rho_t = \bar{\rho} + b\rho_{t-1} + \zeta_t$$

估计结果如下：

$$\Delta r_t = -\rho_t \Delta q_t + \Omega_t$$

$$\rho_t = 0.903\rho_{t-1} + \zeta_t$$

那么货币当局的响应系数  $\rho_t$  如下图所示：

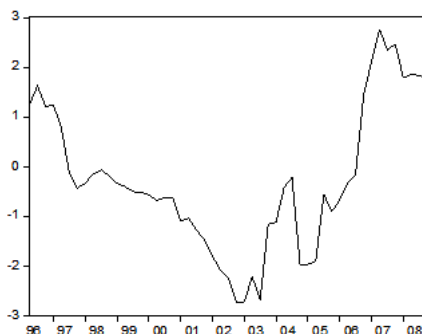


图5 货币当局的响应系数

从货币当局的响应系数的估计结果看，在1997—2005年间，我国货币当局的响应系数是负的。根据我们第二部分的模型分析，响应系数是负值时表明货币当局存在干预超调的现象。这主要是因为，1997—1999年亚洲金融危机的爆发，为了维持人民币的稳定，货币当局的大幅干预可能是造成超调问题的出现。另外自2000年来，人民币升值压力不断加大，货币当局同样为了稳定汇率，也可

能会出现干预超调。

## （二） 外汇市场干预的有效性分析

根据模型关于外汇市场干预有效性指数的测算公式，将模型估计的结构参数代入公式（13）和（22）分别算出事前外汇市场压力指数和事后外汇市场压力指数，然后根据定义（23），求出中国外汇市场干预的有效性指数（EOFI）。那么中国外汇市场干预有效性指数如图 6 所示。

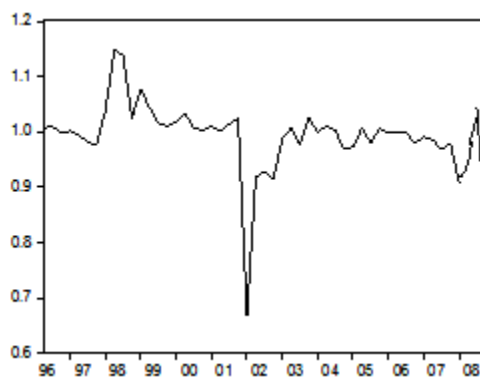


图 6 中国外汇市场干预的有效性指数

从图 6 可以看到，我国央行的外汇市场干预有效性指数一直在 1 附近振荡，最小有 0.7 左右，最大达到 1.1 左右。那么结合第二部分模型分析的结果，这说明总体上我国的外汇干预是有效的，同时我国的外汇市场干预在一段时间内存在干预超调。譬如在 1997—1999 年亚洲金融危机爆发时，为了保持人民币币值的稳定，以稳定国内经济，央行对外汇市场进行强有力的干预，出现了外汇市场干预超调。在 2007—2008 年美国次贷危机爆发并恶化为全球金融危机的背景下，央行为了防止国际金融危机对国内经济的冲击，对市场进行了干预，使得人民币汇率自 2008 年以来一直保持在 6.83 附近，这段时间内同样出现了外汇市场干预超调。

在对外汇市场较大力度的干预，国内货币市场均衡必然受到影响。货币当局为了保持货币市场均衡，对外汇干预进行了冲销。从图 3 可以看到，央行的冲销系数自 1997 年 0.85 一直逐步上升。尤其是 2005 年人民币汇率改革以来，冲销系数一直在 0.9 以上。到 2008 年第四季度已经达到 0.95 左右。所以我们认为冲销干预是有效的，在一定程度上减轻了外汇占款增加导致的通货膨胀压力，而且当前央行的冲销政策体现出相机抉择的特征（方先明等，2006）。但是，我们也必须看到，尽管冲销是有效的，但是还有一部分（大约为 10%）没有被冲销掉，在市场利率以及货币乘数的双重作用下会在一定程度上导致国内货币市场失衡。

## 四、结论与政策建议

1994 年人民币实行单一汇率制度后，人民币经历四次升值或贬值压力的阶段。汇率的大幅波动必然会影响我国的出口，而长期以来，出口是拉动我国经济增长的原动力。为了防止汇率的过度波动冲击国内经济，我国央行在外汇市场进行了积极干预。货币当局的积极干预一是会导致我国外汇储备连创新高，1994 年年底我国外汇储备只有 516 亿美元，而到了今年 3 月份我国外汇储备余额达到 1.95 万亿美元；二是央行的外汇市场干预必然影响国内货币市场的均衡，外汇占款已经成为我国

基础货币投放的主要渠道，这种货币投放方式会降低我国货币政策的独立性和有效性。对于第二个问题，货币当局积极采取了冲销政策，以避免外汇市场干预对国内货币市场相对均衡的冲击。而对于第一个问题，由于我国外汇储备增长速度如此之快，规模如此之大，国际要求人民币升值的呼声自 2003 年以来越来越大。在国际上一直要求人民币升值状况下，我国在 2005 年 7 月份的进行了人民币汇率体制改革。自此人民币进入了升值轨道。为了避免人民币大幅升值对出口的影响，央行采取了小幅升值的策略，但是在人民币升值预期的作用下，人民币越升值，国际资本就会越预期人民币会更进一步升值而大量涌入中国。在这样的背景下，央行又要积极的干预，同时又要冲销由干预造成的货币过度供给。本文的目的在于通过比较干预前后的外汇市场压力，进行分析干预和冲销的有效性。

我们认为外汇市场干预的有效性应包括两个方面：一是货币当局的干预是否可以减轻或消除外汇市场压力；二是货币当局的冲销是否是有效的。通过我们的分析和测算，我们认为中国央行的外汇市场能够缓解外汇市场压力，但是我国发现我国央行的外汇市场干预存在干预超调的现象，尤其是在 1998 年亚洲金融危机前后和 2007 年美国次贷危机后的时间内。另外，从央行的冲销系数看，我们认为央行的冲销是部分有效的。大约有 10% 的外汇占款并没有被冲销掉。这部分未冲销的外汇占款在市场利率和货币乘数的作用下在一定程度上造成了国内货币市场失衡。但是我们必须看到除了亚洲金融危机和美国次贷危机爆发的年份，我国经济增长基本保持在 10% 以上，这样经济增长速度需要有相应的货币供给的增长作支撑。1994 年 1 月份到 2009 年 3 月份我国货币供给(M2)的平均增速达到 17% 左右。个别月份达到 25% 左右。这样非对称的货币供给在一定程度上会造成国内通胀压力加大和资产价格的大幅波动。

尽管我国外汇市场干预是有效的，并且冲销政策也起到一定的作用，但是这样的发展路径并不利于我国经济的可持续发展。我们认为：第一，我国应逐步进行产业结构的调整，逐步改变这种以出口导向的经济增长模式，但是也要避免陷入与日本类似的泥潭当中；第二，我国应逐步改革外汇管理制度，允许居民和企业持有部分外汇资产，一来可以降低外汇储备的增速，二来可以方便居民和企业的用汇需求；第三，应加强外汇储备的风险管理和规模管理，有效的进行外汇资产的投资，在保证外汇储备额度的基础上优化外汇储备的使用。

#### 参考文献：

- [1] 黄晓龙.全球失衡、流动性过剩和货币危机——基于非均衡国际货币体系的分析视角[J]. 金融研究, 2007 (8): 31-46。
- [2] 石鲜柱,邓创、刘俊生、石庆华, 中国的自然利率与经济增长、通货膨胀的关系[J].世界经济, 2006 (4): 12-21。
- [3] 李海海,曹 阳. 外汇占款的通货膨胀效应——基于 1998—2005 年的实证分析[J].中央财经大学学报, 2006 (11): 38-42。
- [4] 方先明,裴平,张谊浩.外汇储备增加的通货膨胀效应和货币冲销政策的有效性——基于中国统计数据的实证研究[J].金融研究, 2006 (7): 13-21。
- [5] 何慧刚.中国外汇冲销干预和货币政策独立性研究[J].财经研究, 2007 (11): 18-30。
- [6] 武剑., 货币冲销的理论分析与政策选择[J].管理世界, 2005 (8): 6-10。
- [7] 刁锋.中国外汇市场干预资产组合渠道有效性实证检验[J].南开经济研究, 2002 (3): 31-35。

- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 徐明东,田素华, 中国国际收支双顺差与货币供给动态关系: 1994 - 2007——基于抵消系数和冲销系数模型的分析[J]. 财经研究, 2007(12): 4-16.
- [11] 朱孟楠,刘林,倪玉娟.外汇市场压力与货币政策——基于中国数据的实证研究[J].山西财经大学学报, 2009 (4): 83-90.
- [12] 朱杰. 中国外汇市场压力和中央银行的干预程度: 一个经验分析[J]. 世界经济, 2003(6): 14-23. .
- [13] 卜永祥. 人民币升值压力与货币政策: 基于货币模型的实证分析[J]. 经济研究, 2008(9): 58-69.
- [14] Alice Y. Ouyang and Ramkishen S. Rajan, Monetary Sterilization in China Since the1990s: How Much and How Effective? [EB/OL].. [http:// www.adelaide.edu.au/cies/papers/0507.pdf](http://www.adelaide.edu.au/cies/papers/0507.pdf). 2005-06-01.
- [15] Guillermo A. Calvo. Balance-of-Payments Crises in Emerging Markets, Large Capital Inflows and Sovereign Governments [EB/OL], <http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/8690.html> ,2009-06-13.
- [16] SARNO, L. TAYLOR, M. P. .Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work? [J].Journal of Economic Literature, 2001, vol. XXXIX :pp. 839-868.
- [17] Obstfeld,M. Can we sterilize? Theory and evidence,The American Economic Review, 1982,72(2):pp45-50.
- [18] Zoe McLaren,The effectiveness of reserve bank of Australia foreign exchange intervention [EB/OL].<http://www.economics.unimelb.edu.au/SITE/research/workingpapers/wp02/849.pdf>. 2002-05-01.
- [19] Rasmus Fatum & Michael M. Hutchison,Is Sterilized Foreign Exchange Intervention Effective After All? An Event Study Approach [EB/OL], <http://www.econ.ku.dk/epru/files/wp/wp9909.pdf>,1999-02-24.
- [20] Rasmus Fatum, On the effectiveness of sterilized foreign exchange intervention [EB/OL]. <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp010.pdf>, 2000-10-01.
- [21] Rasmus Fatum and Michael R. King, The Effectiveness of Official Foreign Exchange Intervention in a Small Open Economy: The Case of the Canadian Dollar [EB/OL]. <http://www.bankofcanada.ca/>, 2005-07-01.
- [22] Adam GER-L,Testing the Effectiveness of the Czech National Bank's Foreign-Exchange Interventions [EB/OL]. [http://journal.fsv.cuni.cz/storage/1066\\_s\\_398\\_415.pdf](http://journal.fsv.cuni.cz/storage/1066_s_398_415.pdf), 2006-09-10.
- [23] Stefan Reitz and Mark P. Taylor, The coordination channel of foreign exchange intervention: a nonlinear microstructural analysis [EB/OL],<http://opus.zbw-kiel.de/volltexte/2006/4245/pdf/200608dkp.pdf>,2006-08-01.
- [24] Michel Beine and Paul De Grauwe & Marianna Grimaldi,The Impact of FX Central Bank Intervention in a Noise Trading Framework,[EB/OL], [http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1\\_wp1520.pdf](http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1_wp1520.pdf).,2005-5-01.
- [25] Pierre L. Siklos and Diana N. Weymark,Measuring the Impact of Intervention on Exchange Market Pressure [EB/OL],<http://www.vanderbilt.edu/>. 2006-09-01
- [26] Diana N. Weymark, Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada[J], Journal of International Economics ,1995 (39) :pp.273-295.
- [27] Diana N. Weymark, Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy [J] , Journal of International Money and Finance, 1997,Vol. 16, No. 1: pp. 55—79.
- [28] Krugman and Obstfeld, International Economics: Theory and Policy (sixth edition)[M], Addison Wesley Longman,

2000:pp.481—530.

[29] Lance Girton & Don Roper, A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience [J], The American Economic Review, 1977 (9) : pp. 537-547.

[30] Don E. Roper & Stephen J. Turnovsky, Optimal Exchange Market Intervention in a Simple Stochastic Macro Model [J], The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie, 1980, Vol. 13, No. 2: pp. 296-309.

## 附录：事后外汇市场压力的推导

首先我们需要得出  $\Delta q_t$  和  $\Delta r_t$  的关系式,以求出  $\eta$ 。

由 (5) — (8) 得到:

$$\Delta m_t^s = \bar{d} + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t + (1 - r_t) \Delta r_t + \sigma_t \quad (11)$$

假设货币市场出清条件为:

$$\Delta m_t^d + ems_t = \Delta m_t^s \quad (12)$$

其中,  $ems_t$  是货币市场失衡量。当  $ems_t > 0$  时,说明货币市场存在超额货币供给; 而当  $ems_t < 0$  时则说明货币市场存在超额货币需求; 当货币市场供求相等时,  $ems_t = 0$ 。

对 (3) 两边求一阶差分,得到:

$$\Delta i_t = \Delta i_t^* + \Delta E_t(q_{t+1}) - \Delta q_t + \mu \Delta(\gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t - s_t \Delta r_t) \quad (13)$$

将 (1), (2), 和 (13) 代入 (4) 得:

$$\begin{aligned} \Delta m_t^d = & h_0 + h_1[\alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_t^e + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4[\pi_t - \Delta q_t - \pi_t^*] + \varepsilon_t] + \\ & h_2[\Delta i_t^* + \Delta E_t(q_{t+1}) - \Delta q_t + \mu \Delta(\gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t - s_t \Delta r_t)] + \\ & h_3[\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2(i_t - \pi_t) + \beta_3[\pi_t - \Delta q_t - \pi_t^*] + \omega_t] + h_4 y_{t-1} + \kappa_t \end{aligned} \quad (15)$$

结合 (11), (12), (15), 可以得到:

$$\begin{aligned} & [(h_0 + h_1 \alpha_0 + h_3 \beta_0) - (\bar{d} + \gamma_1 \alpha_0 + \gamma_2 \beta_0)] + (h_1 \alpha_1 - \gamma_1 \alpha_1) \pi_{t-1} \\ & + (h_1 \alpha_2 - \gamma_1 \alpha_2) \pi_t^e + (h_1 \alpha_3 + h_3 \beta_1 + h_4 - \gamma_1 \alpha_3 - \gamma_2 \beta_1) y_{t-1} \\ & + (h_1 \alpha_4 + h_3 \beta_3 - \gamma_1 \alpha_4 - \gamma_2 \beta_3) [\pi_t - \Delta q_t - \pi_t^*] + \\ & h_2 \Delta i_t^* + h_2 \Delta E_t(q_{t+1}) - h_2 \Delta q_t \\ & + h_2 \mu \Delta(\gamma_1 \pi_t + \gamma_2 y_t - s_t \Delta r_t) + (h_3 \beta_2 - \gamma_2 \beta_2) (i_t - \pi_t) + \\ & (h_1 \varepsilon_t + h_3 \omega_t + \kappa_t - \gamma_1 \varepsilon_t - \gamma_2 \omega_t - \sigma_t) + ems_t = (1 - s_t) \Delta r_t \end{aligned} \quad (16)$$

对 (1), (2) 分别进行差分处理得到:

$$\Delta \pi_t = \alpha_1 \Delta \pi_{t-1} + \alpha_2 \Delta \pi_t^e + \alpha_3 \Delta y_{t-1} + \alpha_4 \Delta[\pi_t - \Delta q_t - \pi_t^*] \quad (17)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta(i_t - \pi_t) + \beta_3 \Delta[\pi_t - \Delta q_t - \pi_t^*] \quad (18)$$

将 (17), (18) 代入 (16) 得:

$$-(h_1 \alpha_4 + h_3 \beta_3 - \gamma_1 \alpha_4 - \gamma_2 \beta_3 + h_2 \mu \gamma_2 \beta_3 + h_2 \mu \gamma_1 \alpha_4 + h_2) \Delta q_t + \Lambda = (1 - r_t + h_2 \mu s_t) \Delta r_t \quad (19)$$

其中,



$$\begin{aligned}
\Lambda = & [(h_0 + h_1\alpha_0 + h_3\beta_0) - (\bar{d} + \gamma_1\alpha_0 + \gamma_2\beta_0)] + (h_1\alpha_1 - \gamma_1\alpha_1)\pi_{t-1} \\
& + (h_1\alpha_2 - \gamma_1\alpha_2)\pi_t^e + (h_1\alpha_3 + h_3\beta_1 + h_4 - \gamma_1\alpha_3 - \gamma_2\beta_1)y_{t-1} \\
& + (h_1\alpha_4 + h_3\beta_3 - \gamma_1\alpha_4 - \gamma_2\beta_3)[\pi_t - \pi_t^*] + \\
& h_2\Delta i_t^* + h_2\Delta E_t(q_{t+1}) + h_2\mu\gamma_1(\alpha_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_2\Delta\pi_t^e + \alpha_3\Delta y_{t-1} + \alpha_4\Delta[\pi_t - \pi_t^*]) \\
& + h_2\mu\gamma_2(\beta_1\Delta y_{t-1} + \beta_2\Delta(i_t - \pi_t) + \beta_3\Delta[\pi_t - \pi_t^*]) - h_2\mu r_t(\Delta r_t - \Delta r_{t-1}) + (h_3\beta_2 - \gamma_2\beta_2)(i_t - \pi_t) + \\
& (h_1\varepsilon_t + h_3\omega_t + \kappa_t - \gamma_1\varepsilon_t - \gamma_2\omega_t - \sigma_t) + ems_t
\end{aligned}$$

那么  $\Delta q_t$  和  $\Delta r_t$  的关系式就是 (19) 式, (19) 两边对  $\Delta r_t$  求偏导, 得到:

$$\frac{\partial \Delta q_t}{\partial \Delta r_t} = \frac{-(1 - r_t + h_2\mu s_t)}{(h_1\alpha_4 + h_3\beta_3 - \gamma_1\alpha_4 - \gamma_2\beta_3 + h_2\mu\gamma_2\beta_3 + h_2\mu\gamma_1\alpha_4 + h_2)} \quad (20)$$

根据 Weymark (1995<sup>25</sup>, 1997<sup>26</sup>) 的外汇市场压力指数公式, 得到:

$$ex \text{ ante } EMP_t = \Delta q_t - \frac{-(1 - r_t + h_2\mu s_t)}{(h_1\alpha_4 + h_3\beta_3 - \gamma_1\alpha_4 - \gamma_2\beta_3 + h_2\mu\gamma_2\beta_3 + h_2\mu\gamma_1\alpha_4 + h_2)} \Delta r_t \quad (21)$$

根据 (9) 式  $\Delta r_t = -\rho_t \Delta q_t$ , 代入 (21) 中就得到事后外汇市场压力:

$$ex \text{ post } EMP_t = [1 + \frac{\rho_t(1 - s_t + h_2\mu s_t)}{(h_1\alpha_4 + h_3\beta_3 - \gamma_1\alpha_4 - \gamma_2\beta_3 + h_2\mu\gamma_2\beta_3 + h_2\mu\gamma_1\alpha_4 + h_2)}] \Delta q_t \quad (22)$$

# Foreign Exchange Market Pressure, Foreign Exchange Market Intervention and Sterilization

—An Empirical Study on the Effectiveness of Foreign Exchange Market Intervention in China

Liu Lin, Ni Yu-juan

(Department of Finance, Xiamen University, Fujian, Xiamen, 361005)

**Abstract:** Since China has implemented a single exchange rate regime reform, in 1994, the RMB has experienced four stages of appreciation or depreciation. In order to avoid large fluctuations of the RMB exchange rate affect exports, as well as the domestic economy, the monetary authority intervenes the foreign exchange market actively, at meanwhile, for purpose of preventing the intervention affects the domestic money market, the authority sterilizes the intervention. This paper firstly builds a model of the index of foreign exchange market intervention via ex-ante and ex-post foreign exchange market pressure. Then we use the LS, E-G cointegration, ECM and State-Space model to estimate the structural parameters in the model, and get the index of effectiveness of intervention. We find that, the intervention conducted by China's monetary authority is effective, and in some periods, there exists the overhang intervention. Besides that, sterilization is also partly effective.

**Keywords:** Foreign Exchange Market Pressure, Foreign Exchange Intervention, Sterilization, Overhang Intervention