

汇率稳定、货币市场均衡与货币政策的独立性

郑鸣, 倪玉娟, 刘林

(厦门大学 金融系 福建 厦门 361005)

摘要: 2005年人民币汇率体制改革确立了中国实行有管理的浮动汇率制度,到2008年12月份人民币兑美元已经升值了约20%。央行为维持人民币汇率的相对稳定在外汇市场进行了干预,央行虽对干预进行了冲销,但冲销是不完全的,总体上干预对国内货币市场均衡造成了冲击,同时央行提高利率回收超额货币供给。本文首先通过建立模型来测算分析外汇干预对国内货币市场均衡的影响,然后采用VAR模型研究货币市场失衡与干预力度以及货币政策的关系。研究发现中国利率上升是引起人民币升值的主要原因,且利率政策在调控国内货币市场失衡方面的效果并不好。同时我国货币政策在货币发行方面的独立性较弱而在利率政策方面独立性较强。

关键词: 汇率稳定 货币市场均衡 货币政策独立性 VAR模型

Exchange rate stability, monetary market equilibrium and monetary policy independence

ZHENG Ming, NI Yu-juan, LIU Lin

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

Abstract: Since RMB exchange rate reform in 2005 China has established a managed floating exchange rate system, and in December 2008 RMB against the U.S. dollar has appreciated by about 20%. The central bank has been intervening in the foreign exchange market to maintain the relative stability of the RMB exchange rate, meanwhile the central bank has been sterilizing. So the central bank raised the interest rate to contract excess money liquidity. We firstly constructed the model to analyze the impact of foreign intervention on domestic monetary equilibrium, and then we adopted the VAR model to research the relationship among monetary disequilibrium, intervention level and monetary policy. We further analyzed the relation between interest rate and exchange rate. We found that, the increase of domestic interest rate is the main cause for RMB appreciation pressure, and the independence of the monetary issuance is relatively weak, whereas, the interest rate policy is more independent.

Keywords: Exchange rate stability, monetary market equilibrium, monetary policy independence, VAR model

引言

自 2005 年 7 月 21 日起,我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度起。有管理的浮动汇率制度相对于固定汇率制度而言,前者可以通过汇率和外汇储备的共同变动来消除人民币升值压力,而后者只能通过外汇储备的变动来消除升值压力(Weymark, 1997)。但从实际运行情况来看,自 2005 年实施有管理的浮动汇率制度以来,央行为了避免人民币升值对出口的冲击,仍致力于维持人民币汇率的相对稳定,外汇市场升值压力主要通过干预来消除。这就造成了现实中央行在维持汇率稳定、保证国内货币市场均衡和保持货币政策的独立性方面遇到诸多困难,捉襟见肘。

持续不断的单向的干预冲击着国内的货币市场。我国外汇占款占基础货币的比例也由 2003 年 49%增长到 2008 年底的 130%,表明新增的基础货币中,被迫投放的外汇占款所占有的比例越来越高。在外汇占款不断增加的同时,央行虽也进行了冲销,一定程度上减轻了外汇干预对国内货币市场的冲击,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)¹。尽管冲销可以减轻干预对国内货币市场的冲击,但不少学者认为长期的单方面的冲销干预会造成货币市场失衡和金融系统的扭曲(Reinhart & Reinhart 1999, Mohanty & Turner 2006),并且这种金融资源的扭曲安排加重了结构性通货膨胀压力和利率上升的压力,且由于外汇储备是受经常项目和资本流动影响的,它具有内生性,所以央行无法事先控制因外汇储备变动而引起的外汇占款数量,这增强货币供给的内生性,央行控制货币供给量的主动性和灵活性大大下降,货币政策的独立性就大大减弱(何慧刚, 2007)。

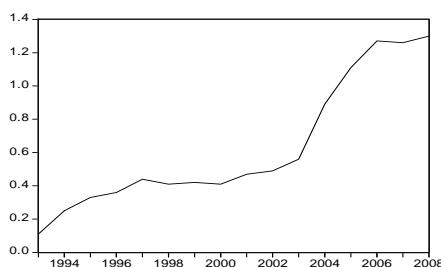


图 1 外汇占款占基础货币的比例

在我国目前的汇率体制下,央行为维持汇率稳定进行外汇市场干预,然后又冲击国内货币市场均衡,进而货币政策独立性就大大减弱。现有的汇率稳定干预政策和国内货币市场均衡存在着冲突性,且影响了我国货币政策的实施。长期来看货币稳定和金融稳定是一致的(Schwartz 1988, 1995),所以长期的货币市场的不稳定影响着我国金融体系的稳定。本文研究汇率稳定、国内货币市场的均衡和货币政策独立性之间的关系。

目前鲜有文献专门探讨这三者之间的关系,已有文献主要是研究三者中的两者之间的关系。一部分的学者研究国内货币市场失衡与稳定汇率的冲销干预政策之间的关系。如薛迎春(2007)研究我国 1994 年~2004 年的中国货币市场失衡与国际储备的关系,发现我国货币市场的超额货币供给与国际储备的增加存在正向关系。裴平、吴金鹏(2006)则研究了在中国不对称的涉外经济政策和缺乏弹性的人民币汇率对国内经济金融的影响,认为在这种制度下国际收支持续顺差会造成外汇储备被迫增加一方面形成了人民币对外升值的压力,另一方面也产生了基础货币投放过多,人民币对内贬值或国内物价上涨压力。另一部分学者则研究稳定汇率的冲销干预政策对国内货币政策的影响,如 Hausmann 等人建立的 Hausmann-panizza-stein 模型(2001)得出汇率波动与货币政策独立性之间不存在一一对应的正向因果关系。Borensztein(2001)对新兴市场研究发现,对比香港与新加坡案例,固

¹朱孟楠等(2009)测算了 2005 年 7 月~2008 年 8 月央行冲销系数只是 1/2,即只有约一半外汇占款增加被抵消了,另一半的外汇占款形成给国内货币市场供给的一个正的冲击。徐明东等(2007)也对 2005 年汇率改革到 2007 年第一季度的冲销系数进行测算,结果是冲销系数 0.8 左右。多数学者都认为央行未能完全冲销外汇占款投放的货币。

定汇率制度下货币政策独立性差。但比较阿根廷与墨西哥的案例却不支持该观点。关于在现行汇率制度下我国货币政策是否具有独立性，我国学者有两派观点：一派认为我国货币政策不存在独立性，以何慧刚（2007）等为代表，他研究了中国外汇冲销干预和货币政策独立性的关系，认为冲销政策短期内能抵消外汇占款控制信贷增长方面，但效力有限；但在长期内，外汇冲销干预不仅会影响货币政策独立性，而且还可能导致通货膨胀、利率上升、汇率升值乃至经济“滞胀”。另一派则认为我国货币政策是独立的，朱孟楠等（2009）分析了外汇市场压力与货币政策的关系，认为在现行汇率制度下，我国货币政策过于独立并且我国的干预冲销政策并未起到积极有效的作用，导致了这两年中国的两难困境即人民币对内贬值和对外升值。孙华妤也认为在资本不完全流动时，只有在长期内存在持续的、单方向的、足够强的外部冲击，固定汇率制度下货币政策才会真正丧失对外独立性（孙华妤、马跃 2003, 2004）。短期的、随机性的、规模有限的外部冲击并不足以让货币政策丧失独立性，“三元悖论”不能作为中国汇率制度选择的依据（孙华妤，2004），她认为我国货币政策对外是独立的。

本文认为研究货币政策独立性应包括两个方面：一是基础货币投放的独立性，二是利率调整的独立性。且对于汇率稳定、货币市场均衡以及货币政策独立性三者之间的关系目前还没有明确的论述和显著的研究成果，本文试图对这三个方面进行研究，得出目前的金融系统存在内在的不稳定性，汇率稳定、货币市场均衡和货币政策独立性之间存在着冲突。本文结构安排如下：第二部分建立适合我国的模型分析货币当局为保证汇率稳定的干预政策对货币市场均衡产生的影响，从而从理论模型中得出货币市场的均衡与汇率稳定存在着两难；第三部分测算观察期内国内货币市场的超额货币供给和我国货币当局对于汇率变动的响应系数；第四部分建立 VAR 模型对汇率稳定、货币市场均衡和货币政策之间关系进行研究；第五部分是结论。

一、 开放经济下货币非均衡模型

本文采用小国开放经济模型，主要借鉴 Weymark（1997），并根据中国的实际状况进行修正。

1、产品市场。在小国开放经济体中，出口需求构成了本国产品市场的一个重要因素。另外投资也是重要因素，且受到本国实际利率的影响。这也是符合我国的实际情况，简化起见，我们设定产品市场的表达式为：

$$y_t = \beta_1(e_t - p_t + p_t^*) - \beta_2 i_t + v_t^y \quad \beta_1, \beta_2 > 0 \quad (1)$$

其中 y_t , e_t , i_t , P_t , P_t^* 分别表示 t 期国内实际产出的对数值，直接标价法下的汇率的对数值，

国内利率，国内和国外价格水平的对数值。则 $e_t - P_t + P_t^*$ 表示本币的实际汇率。 v_t^y 为序列不相关的随机扰动项，且 $E(v_t^y)=0$ 。

2、货币及外汇市场。我们假设：1) 国内价格水平受国外价格水平和汇率的影响，但购买力平价不一定成立；2) 国外价格水平和国外利率是外生的；3) 资本不完全流动，货币当局的冲销干预能够实现；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）（朱孟楠等，2009）。

根据上述假设，建立模型：

$$p_t = a_0 + a_1 p_t^* + a_2 e_t \quad (2)$$

$$i_t = i_t^* + E(e_{t+1} | t) - e_t + \delta_t \quad (3)$$

$$m_t^d - p_t = b_1 y_t - b_2 i_t + v_t^m \quad b_1, b_2 > 0 \quad (4)$$

$$m_t^s = m_{t-1}^s + \Delta d_t + \Delta r_t - \Delta d_t^s \quad (5)$$

$$\Delta r_t = -\rho_t \Delta e_t \quad (6)$$

(2) 中表示国内价格受国外价格和汇率水平的影响, 若 $a_0 = 0, a_1 = a_2 = 1$, 即表示购买力平价成立。(3) 中, i_t 和 i_t^* 分别是国内和国外利率水平, $E(e_{t+1} | t)$ 基于 t 期信息的第 $t+1$ 期的汇率水平的对数值的期望算子, δ_t 是风险溢价。该式表示非抛补的利率平价 (UIP), 但考虑到中国的实际情况 (即经常账户下的人民币可自由总换, 但对资本和金融账户的管制却一直没有放开) 是资本不完全流动, 所以在 UIP 的基础上加风险溢价补偿 δ_t 。(4) 表示实际货币需求主要受本国利率和收水平的影响, v_t^m 是随机波动。(5) 和 (6) 是修正的货币供给函数, 是在研究开放经济下最优汇率政策中常用到的设定方式。(5) 中, m_t^s 是国内货币供给量的对数值, 它是上一期货币供给、国内信贷本期变化及外汇占款变化组成。因为货币当局为了保证外汇市场的稳定常常干预外汇市场从而投放过多外汇占款, 同时又在国内货币市场进行冲销以抵消过多的外汇占款的投放。其中 Δr_t 是外汇储备的变动占前一期货币余额的比重, 即 $\Delta r_t = (h_t R_t - h_{t-1} R_{t-1}) / M_{t-1}$ 。 Δd_t^s 是央行进行的冲销量占前一期货币余额的比重占。而 Δd_t 则除去冲销导致的国内信贷变化外的国内信贷变动占前一期货币余额的比重, 即 $\Delta d_t = (h_t D_t - h_{t-1} D_{t-1}) / M_{t-1}$ 。 h 是货币乘数, 货币乘数并不恒定, D 是国内信贷, M_{t-1} 是 $t-1$ 期的货币余额, R 是外汇储备。分别设定 Δd_t 和 Δd_t^s 即表明本文并不认为国内信贷的变化完全是由央行冲销造成的。(6) 表示货币当局对于汇率变动的响应函数, 其中 ρ_t 为响应系数 (Weymark, 1997; Aizenman & Huasmann, 2001)。

在完全的浮动汇率制度下, 货币当局不需要就汇率的变动进行外汇市场干预, 即 $\rho_t = 0$ 。

在完全固定汇率制度下, 货币当局需就对汇率即使极小的变动进行完全直接干预外汇市场以保证汇率固定不变。即 $\rho_t = \infty$, 货币当局利用外汇储备的变化来消除对汇率变动的的影响。

由上面两种极端情况, 而在有管理的浮动汇率制度下, 货币当局的响应系数 $0 < \rho_t < \infty$, 货币当局对外汇市场进行一定的干预以保证汇率一定幅度内变化, 一般来说, ρ_t 越大, 货币当局的干预力度越大。

把 (2)、(3) 代入 (1) 中得,

$$y_t = (\beta_1 + \beta_2 - \beta_1 a_2) e_t - \beta_2 (i_t^* + E(e_{t+1} | t) + \delta_t) + (1 - a_1) \beta_1 p_t^* - a_0 \beta_1 + v_t^y \quad (7)$$

将 (2)、(3) 和 (7) 代入 (4)，得

$$m_t^d = (a_0 - a_0 b_1 \beta_1) + (a_2 + b_2 + b_1 \beta_1 + b_1 \beta_2 + b_1 \beta_1 a_2) e_t + [a_1 + b_1 \beta_1 (1 - a_1)] p_t^* - (b_2 + b_1 \beta_2) [(i_t^* + E(e_{t+1} | t) + \delta_t)] + (v_t^m + b_1 v_t^y) \quad (8)$$

将(6)代入 (5)，得

$$m_t^s = m_{t-1}^s + \Delta d_t - \Delta d_t^s - \rho_t \Delta e_t \quad (9)$$

我们定义超额货币供给来衡量货币市场的失衡量：

$$ems_t = m_t^s - m_t^d = m_{t-1}^s + \Delta d_t - \Delta d_t^s - \rho_t \Delta e_t - (a_2 + b_2 + b_1 \beta_1 + b_1 \beta_2 + b_1 \beta_1 a_2) e_t - [a_1 + b_1 \beta_1 (1 - a_1)] p_t^* + (b_2 + b_1 \beta_2) [(i_t^* + E(e_{t+1} | t) + \delta_t)] - (a_0 - a_0 b_1 \beta_1) + \mu_t \quad (10)$$

其中， $\mu_t = -(v_t^m + b_1 v_t^y)$

若 $ems_t > 0$ ，则表示货币供给大于货币需求，货币市场存在超额货币供给，反之，若 $ems_t < 0$ ，则

表示货币供给小于货币需求，货币供给不足，若 $ems_t = 0$ ，即表示货币市场均衡。根据 (10) 式，

给经济系统一个外生随机冲击，会通过影响货币供给和货币需求从而影响货币市场的均衡。如在货

币当局面临本币升值压力时为维持汇率稳定的外汇市场干预政策 ($-\rho_t \Delta e_t$) 会增加超额货币供给量，

并且这个大小取决于货币当局对汇率变动的响应系数 ρ_t ， ρ_t 越大表明货币当局干预的力度越大，造

成的超额货币供给就越多，但这部分的超额货币供给也会因为货币当局的冲销 (Δd_t^s) 政策而有所

减缓。但现在的实证研究结果都表明货币当局不能实现完全的冲销。根据 (8) 和 (9)，求得 ems_t 的

一阶差分：

$$\begin{aligned} \Delta ems_t &= \Delta m_t^s - \Delta m_t^d = m_t - m_{t-1} - \Delta m_t^d \\ &= \Delta d_t - \Delta d_t^s - (\rho_t + B) \Delta e_t - (b_2 + b_1 \beta_2) \Delta E(e_{t+1} | t)_t - A_t + \Delta \mu_t \end{aligned} \quad (11)$$

其中： $A_t = [a_1 + b_1 \beta_1 (1 - a_1)] \Delta p_t^* - (b_2 + b_1 \beta_2) (\Delta i_t^* + \Delta \delta_t)$ ，
 $B = a_2 + b_2 + b_1 \beta_1 + b_1 \beta_2 + b_1 \beta_1 a_2$

为了方便分析我们假定初期货币市场是均衡的，则在货币市场遭受一个冲击之后，若要使货币市场恢复均衡（即使 $\Delta ems_t = 0$ ）汇率应该变动的量，根据 (11) 可得：

$$\Delta e_t = \frac{1}{(\rho_t + B)} \left\{ \Delta d_t - \Delta d_t^s - A_t - (b_2 + b_1 \beta_2) \Delta E(e_{t+1} | t)_t + \Delta \mu_t \right\} \quad (12)$$

(12)表示若要使货币市场恢复均衡，要使汇率和外汇储备联合变动以消除超额货币供给。且汇率变动的幅度取决结构参数、货币当局响应系数 ρ_t 、 Δd_t 、 Δd_t^s 、 $E(e_{t+1} | t)$ 。

从以上的模型我们可以清楚地得出，假定初期国内货币市场是均衡的，则在外汇市场存在升值压力时，即 e_t 有下降的压力，则根据 (10) 知 $\partial ems_t / \partial \rho_t = -\Delta e_t > 0$ ，即说明货币当局通过投放本币干预外汇市场，国内货币市场即会出现超额货币供给，且干预力度越大，超额货币供给越大。反之，若外汇市场存在贬值压力时，即货币当局通过卖出外汇干预外汇市场，国内货币市场即会出现货币供给不足，且干预力度越大，货币供给不足越大。总之，货币当局为稳定汇率的干预力度越大 ρ_t ，货币市场不均衡量越大。但是央行的冲销政策力度越大，即 Δd_t^s 越大，国内货币市场的非均衡量会减少。

二、 货币市场非均衡量和货币当局响应系数的测算

(一) 货币市场非均衡量的测量

测算货币市场非均衡量主要是测算货币供给和货币需求量，两者的差额即为货币市场的非均衡量。货币供给是一个可观测的统计量，然而货币需求却是不可测的。在实证分析中，绝大多数学者对货币供给和需求不加区分，都用观测到的货币量 (M0, M1 或 M2) 来代替货币需求量以分析货币需求函数。然而一定程度上，货币供应量是货币当局可调控的变量，具有外生性，而货币需求是受经济条件的影响的，具有内生性，要使货币市场的供给与需求时时达到均衡是不可能的。所以把观测到的货币量用作货币需求是不恰当的。

考虑的货币市场的非均衡，我们建立货币需求的误差修正模型来测量货币市场的非均衡量 (Ford & Huang, 1994)。我们采用 E-G 两步法：

第一步是货币需求函数模型 (易行健, 2006) 的 OLS 的估计，即协整回归：

$$m_t - p_t = \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 \text{infla}_t + \beta_4 e_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

第二步是把第一步估计的残差 (用 ecm_{t-1} 表示) 代入下式，再用 OLS 回归：

$$D(m-p)_t = \alpha_0 + \alpha_1 D y_t + \alpha_2 D r_t + \alpha_3 D \text{infla}_t + \alpha_4 D e_t + \alpha_5 ecm_{t-1} + \alpha_6 y_{t-1} + \alpha_7 r_{t-1} + \alpha_8 \text{infla}_{t-1} + \alpha_9 e_{t-1} \quad (14)$$

其中 m 、 p 、 e 、 r 和 infla 分别为广义货币供给 M2 的对数值、以 2005 年 7 月为基期的消费者物价指数的对数值、人民币对美元的名义汇率的对数值、中国三个月国库券利率和通货膨胀率。 y 为经过物价调整的国内实际 GDP 的对数值，但由于 GDP 只有季度数据，我们用 MATLAB7.1 利用样条插值的方法估计出月度的 GDP 数据。 D 表示一阶差分。以上数据均来自于中经网数据库，经季节调整。

$D(m-p)$ 的估计值即是货币非均衡量 $[(m-p)_t^* - (m-p)_{t-1}]$ 的线性估计 (Ford & Huang, 1994)。时间区间 2007 年 7 月~2008 年 12 月。我们运用 EVIEWS 6.0 对 (13) 式的回归，结果如下：

$$m_t - p_t = 1.0597y_t - 0.0033r_t + 0.0003\text{infla}_t + 0.3545e_t$$

t值 (95.95*) (1.66***) (0.14) (10.37*)

$$R^2 = 0.99 \quad D.W.=0.48$$

注：*、**和***分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下拒绝原假设。

上式回归方程残差的 ADF 检验值 -5.434964 (P 值为 0.0001)，表明残差在 1%水平下是稳定的，这表明实际货币供给对数值、实际 GDP 对数值、汇率对数值、中国利率和通货膨胀率存在长期稳定的关系。

方程 (14) 剔除一些不显著变量，回归结果如下：

$$D(m-p)_t = 0.2577 + 0.5274Dy_t - 0.0059Dr_t + 0.0032Dinf_t - 0.1326ecm_{t-1} - 0.0075r_{t-1} - 0.1130e_{t-1}$$

t 值 (3.04*) (3.89*) (-2.03***) (1.99***) (-1.69***) (-3.56*) (-2.89*)
 $R^2 = 0.49$ D.W.=2.20

$D(m-p)_t$ 的拟合值即为实际货币非均衡量的对数值，我们将其加上物价指数对数值（p）即可转化为名义货币非均衡量的对数值。（如图4所示）

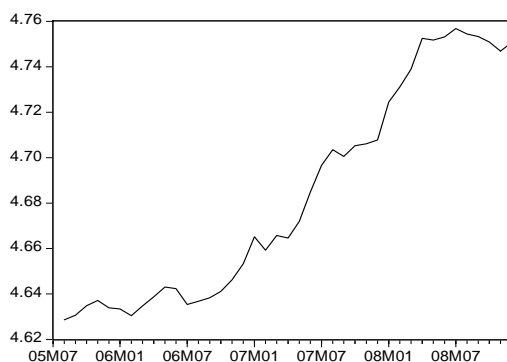


图4 观察期内名义货币非均衡量

（二）测算货币当局的响应系数 ρ_t

对于 $\Delta r_t = -\rho_t \Delta e_t$ (ρ_t 是随时间变动的)，本文采用 State-Space 模型来求解 ρ_t 的值。根据第二部分模型设定 $\Delta r_t = (h_t R_t - h_{t-1} R_{t-1}) / M_{t-1}$ ，其中 R 是外汇储备， h 是货币乘数，我们用 M_2 / M_1 测算货币乘数，根据上式即可得到 Δr ，另外 e_t 为直接标价法下的人民币汇率的对数值。我们选用 2005 年 7 月到 2008 年 12 月的月度数据，所有的数据均来自于中经网数据库。通过 Eviews6.0 做 State-Space 模型，得到：

量测方程： $\Delta r_t = -\rho_t \Delta e_t + u_t$

状态方程： $\rho_t = 1 * \rho_{t-1}$

下图是描述的是 ρ_t 的变动状况：

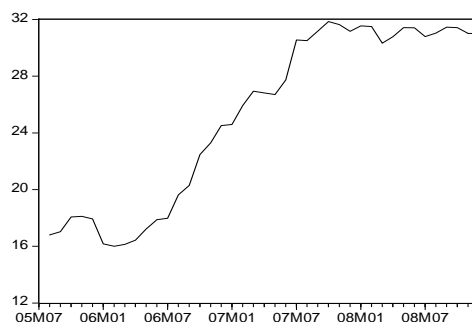


图5 货币当局的响应系数

三、 实证研究

(一) 数据选择和数据来源

名义汇率 e 取人民币兑美元的季度加权平均数据的对数值，国内名义利率 r 取三个月的国库券利率，货币失衡量(超额货币供给 ems) 来自于第三部分的测算结果，货币当局的响应系数 ($response$) 表示货币当局对外汇市场干预的程度，数据也来自于第三部分的测算结果， D 表示一阶差分。汇率和名义利率数据来源于中经网数据库。以上数据均经调整(采用 Census X12 方法)。区间从 2005 年 7 月到 2008 年 12 月。使用 Eviews6.0 对数据进行处理。

(二) 数据的平稳性检验

对于时间序列，首先应检验数据的平稳性。我们通过 ADF 单位根检验，得到如下结果：

表 1 数据的平稳性检验结果 (ADF 检验)

变量	ADF 值	概率 (P)	备注
e	0.798881	0.9928	包含截距
De	-2.824001	0.0641***	包含截距
ems	-1.128735	0.6947	包含截距和趋势
$Dems$	-7.223368	0.0000*	包含截距和趋势
r	-1.418549	0.5639	包含截距和趋势
Dr	-3.998028	0.0035*	包含截距和趋势
$response$	-1.038696	0.7301	包含截距和趋势
$Dresponse$	-4.758800	0.0004*	包含截距和趋势

注：*、***表示在 1%、10% 的显著性水平下拒绝原假设。

从 ADF 检验的结果看，变量 e 、 ems 、 r 和 $response$ 都是一阶单整的，即服从 $I(1)$ 。

(三) 建立 VAR 模型

从 ADF 的检验显示序列服从同阶单整，我们建立以下向量自回归模型：

$$\begin{bmatrix} e_t \\ ems_t \\ r_t \\ response_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1j} \\ b_{21} & \ddots & & \\ b_{31} & & & \\ b_{41} & \dots & \dots & b_{4j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{t-j} \\ ems_{t-j} \\ r_{t-j} \\ response_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

我们 Eviews6.0 建立四元 VAR 模型，初始滞后期取 2。而后对模型进行修正和检验。

1、模型滞后阶数的确定

在 Eview6.0 中，我们使用滞后阶数标准 (Lag Length Criteria) 来确定模型的滞后阶数。这一方法提供了 LR、FPE、AIC、SC、HQ 五种标准来确定阶数，其中 FPE、AIC 表示最优滞后期为 4 期，我们选择多数标准的结果，因此我们建立四元 VAR(4)。

2、Johansen 协整检验

根据 LM 自相关检验和异方差检验，模型在 5% 的显著性水平下不存序列相关和异方差。对滞后 4 期的 VAR 模型做 Johansen 协整检验，得到如下结果：

表 4 Johansen 协整检验

原假设	特征根	迹统计量 (p 值)	$\lambda - \max$ 统计量 (p 值)
0 个协整向量	0.642213	84.66171(0.0000*)	37.00143(0.0023*)

至多 1 个协整向量	0.544679	47.66028(0.0002*)	28.32311(0.0041*)
至多 2 个协整向量	0.310342	19.33717(0.0125**)	13.37615(0.0687)
至多 3 个协整向量	0.152601	5.961016(0.0146**)	5.961016(0.0146**)

*表示 1% 的显著性水平下拒绝原假设，**表示 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

迹统计量表明在 5% 的显著性水平下，存在 4 个协整向量；而 $\lambda - \max$ 统计量表明在 5% 的显著性水平下存在 2 个协整向量。两种方法都说明模型的变量之间存在协整关系，也就是说变量之间存在着长期稳定的关系。

3、Granger 因果关系检验

协整检验能够检验变量之间是否存在长期稳定的关系，但是这种关系是否具有因果性还需要进一步验证。检验一个变量与另一个变量是否存在因果关系，使用的是格兰杰因果性检验方法。

表 3 Granger 因果关系检验结果

	原假设	χ^2 值	自由度	概率 p 值
<i>e</i> 方程	<i>ems</i> 不是引起 <i>e</i> 的原因	9.699671	4	0.0458**
	<i>r</i> 不是引起 <i>e</i> 的原因	23.58232	4	0.0001*
	<i>response</i> 不是引起 <i>e</i> 的原因	15.65622	4	0.0035*
	ALL 都不是引起 <i>e</i> 的原因	10.17941	12	0.0000*
<i>ems</i> 方程	<i>e</i> 不是引起 <i>ems</i> 的原因	0.716341	4	0.9493
	<i>r</i> 不是引起 <i>ems</i> 的原因	6.926510	4	0.1398
	<i>response</i> 不是引起 <i>ems</i> 的原因	9.663370	4	0.0465**
	ALL 都不是引起 <i>ems</i> 的原因	17.84491	12	0.0029*
<i>r</i> 方程	<i>e</i> 不是引起 <i>r</i> 的原因	21.34883	4	0.0003*
	<i>ems</i> 不是引起 <i>r</i> 的原因	14.42200	4	0.0061**
	<i>response</i> 不是引起 <i>r</i> 的原因	22.67776	4	0.0001*
	ALL 都不是引起 <i>r</i> 的原因	76.14978	12	0.0000*
<i>response</i> 方程	<i>e</i> 不是引起 <i>response</i> 的原因	0.047596	4	0.6431
	<i>ems</i> 不是引起 <i>response</i> 的原因	0.33895	4	0.6367
	<i>r</i> 不是引起 <i>response</i> 的原因	2.058354	4	0.0548***
	ALL 都不是引起 <i>response</i> 的原因	3.1102	12	0.3264

注：*、**、***表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下拒绝原假设。

根据 Granger 因果关系检验的结果，我们可以看到：（1）在 5% 显著性水平下，货币市场失衡量、利率和货币当局响应系数是汇率变动的格兰杰原因；（2）在 5% 显著性水平下，货币当局的响应系数（*response*）是货币超额供给（失衡）的原因，而汇率、名义利率都不是引起货币超额供给的格兰杰原因，这说明货币当局对于外汇市场的干预引起了我国货币市场失衡，而国内利率政策的对于缓解货币市场失衡的作用不大；（3）同样，汇率、货币超额供给（失衡）和货币当局的响应系数都是引起利率的格兰杰原因；（4）利率是引起货币当局响应系数变化的格兰杰原因，而汇率和货币失衡不是货币当局响应系数的原因。

4、脉冲响应

脉冲响应函数反应的是，在扰动项上施加一个标准差大小的冲击对内生变量当前值和未来值所带来的影响。在 VAR 模型结构中可以利用冲击反应函数识别出各个效应对某一变量冲击的动态反应过程。考虑上文的 Granger 因果检验结果，我们通过 Eviews6.0 得到 *ems*、*r* 和 *e* 的脉冲响应图：

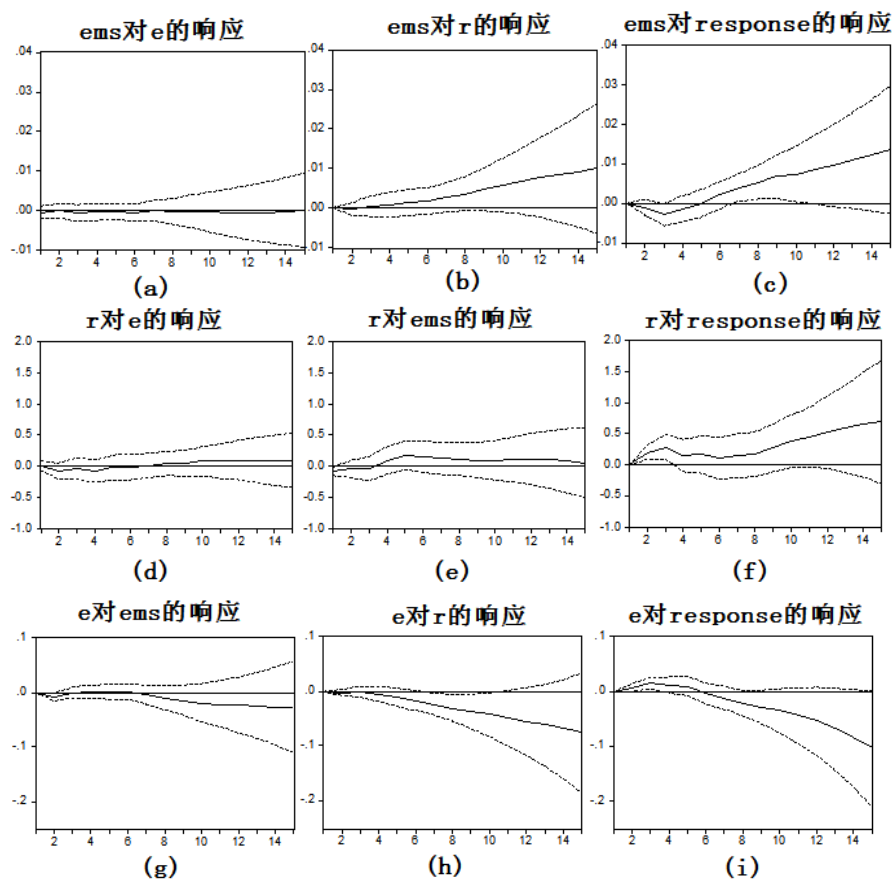


图7 ems 、 r 和 e 的脉冲响应函数

从图 7 的脉冲响应函数可以看到：(a) 给定汇率一个正的冲击，国内货币市场失衡状况基本没有反应。也就是说，汇率对国内货币市场失衡量基本没有影响。(b) 国内利率的一个正的冲击会使货币市场出现超额供给。而这一影响在第 3 期才显现出来。这说明央行提高利率并没有达到控制货币供应量剧增的目的，相反利率的提高，加剧了外资流入，央行干预外汇市场又增加了基础货币的投放。(c) 货币当局响应系数一个正的冲击，在前 5 期会货币市场失衡量减小，而第 5 期之后会放大货币市场失衡量。这说明短期了央行加大外汇市场干预力度并没有加大货币市场失衡量，而在长期来看，央行加大外汇市场干预力度则会导致货币市场失衡的扩大。(d) 汇率的一个正的冲击，在前 8 期会降低国内利率，而之后会提高国内利率。(e) 货币失衡量的一个正的冲击，短期内对利率产生的影响不大，但在第 3 期后，则会使利率提高。这是因为长期来看，央行通过提高利率来抑制国内货币市场的流动性。(f) 给定货币当局响应系数一个正的冲击，国内利率会提高，这是因为货币当局干预力度越大导致国内货币供给越多，为了减少通货膨胀的压力，央行会提高利率冲销由于外汇市场干预而引起的超额货币供给。(g) 来看，给定超额货币供给一个正的冲击，汇率的变动较小，但长期来看汇率会下降，但幅度较小。(h) 利率的一个正的冲击，在第 4 期后汇率会下降，即人民币升值。这与实际相符，国内利率的提高和人民币升值的预期，加大了国外资本流入，进而致使人民币进一步升值。(i) 响应系数一个正的冲击会使汇率短期内上升，长期内会下降。

5、方差分解

方差分解是通过分析每个结构冲击对内生变量变化的贡献度，从而给出模型中的变量产生的影响的每个随机扰动的相对重要性。通过方差分解，得到：

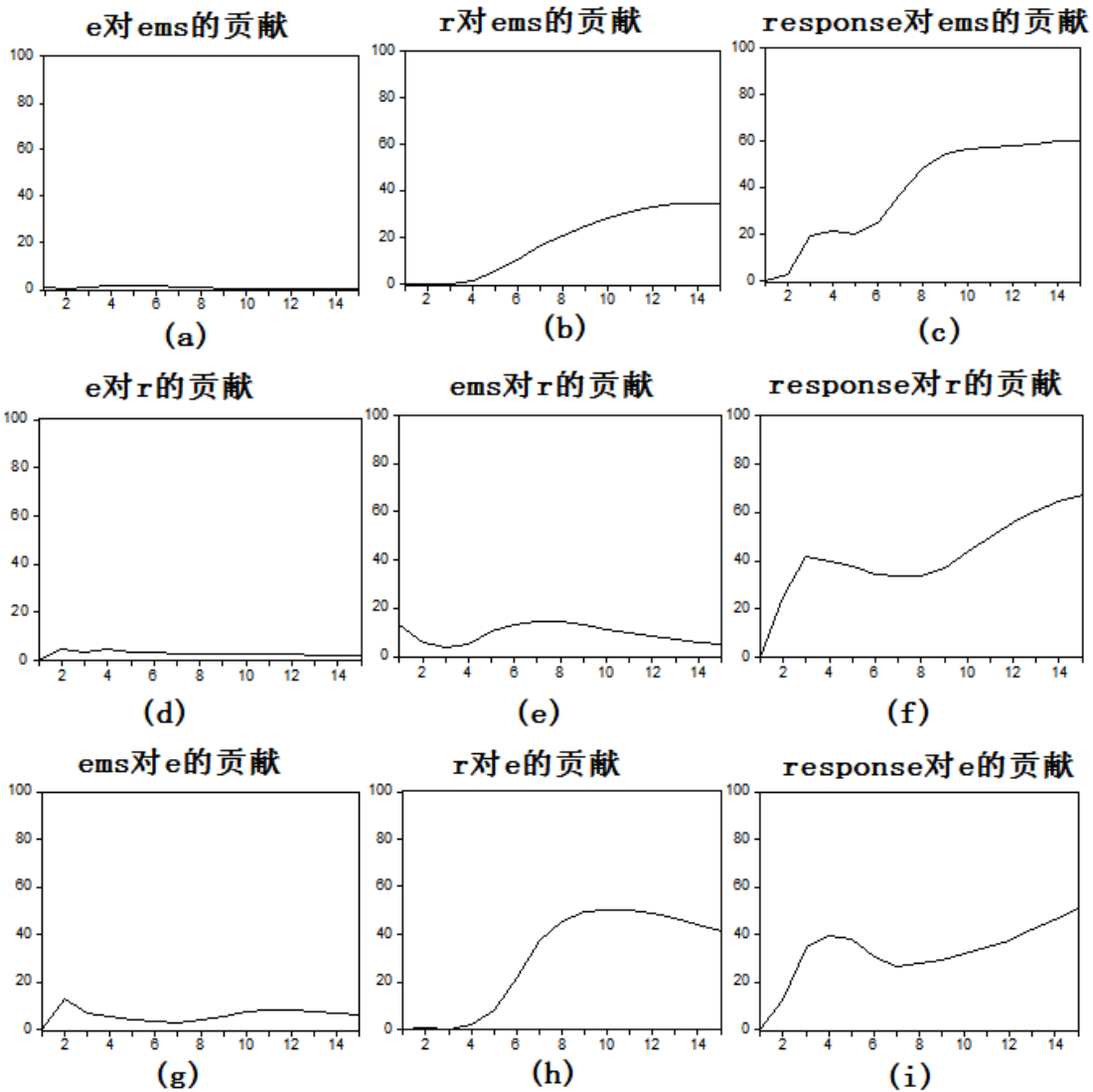


图8 *ems*、*r*和*e*的方差分解

从图 8(a)、(b)、(c)，我们可以发现货币当局的响应系数和汇率变动对国内货币市场超额货币供给贡献度相对于利率贡献度更大，而且第 8 期利率变动的贡献度达到 20%左右，之后稳步上升最高达 40%。货币当局的响应系数的贡献度逐步上升，在第 9 期达 60%左右，之后一直维持在这一水平；从图 8(d)、(e)、(f)，货币当局响应系数变动对利率的贡献度最大，最高达到 70%左右，国内超额货币供给对利率的贡献度基本维持在 15%左右，汇率的贡献度则较低，基本维持在 7%左右；从图 8(g)、(h)、(i)，超额货币供给汇率变动的贡献度一直稳定维持在 15%左右，利率的贡献度在短期内较小，但在第 4 期后就不断变大，最高达 50%左右。货币当局响应系数的贡献度也较大，基本维持在 20%到 40%之间。

四、 结论

2005 年 7 月人民币汇率体制改革以来，人民币不断小幅升值，到 2008 年 12 月份，已累计升值约 20%，中国的超额外汇储备和国际市场对人民币升值的预期以及其他种种因素，使得人民币升值的压力一直存在。货币当局（央行）为了维持人民币汇率的稳定避免对中国经济的冲击，在外汇市场上进行了干预，同时为了避免对国内货币市场的过大冲击又进行了冲销，但从中国实际运行状况来看，随着央行冲销的成本越来越高，冲销并没有起到积极有效的作用，实际上国内货币市场已经失衡。这样导致了前两年中国的一个两难困境，一是人民币对内贬值（流动性过剩是其中一个重要

原因), 通胀压力较大; 二是人民币对外升值, 人民币对主要货币的汇率不断上升(朱孟楠等, 2009)。

本文首先运用适合我国的理论模型, 分析了货币当局为维护汇率稳定进行的干预政策会导致国内货币市场的不均衡, 且不均衡程度取决于货币当局对外汇市场的响应力度、汇率变动的幅度等因素。然后测算自 2005 年汇改到 2008 年 12 月我国货币市场的失衡量和货币当局的响应系数。然后在理论模型的指导下, 建立汇率变动、超额货币供给、利率和货币响应系数的 VAR(4)模型, 我们发现这些变量之间存在着长期稳定的关系, 实证表明央行的响应系数(干预力度)越大, 国内货币市场超额供给越多。对于货币政策, 一方面央行为了维持汇率的稳定, 通过干预加大了外汇占款的内生性, 央行无法事先控制外汇占款, 而只能被动地适应外汇占款的波动, 这增强货币供给的内生性, 中央银行控制货币供给量的主动性和灵活性大大下降, 这样使货币政策的在货币供给这个方面独立性就大大减弱。另一方面, 我国利率政策比较独立, 没有受美国利率的影响。近几年央行的对外汇市场的干预造成外汇占款的快速增长, 导致国内货币供给膨胀和货币市场的不均衡, 而央行多次通过提高利率等收缩性手段收回过多的货币, 然而从实证结果发现利率的上升会显著引起人民币的升值。国内利率太过于只关注国内经济状况, 实际上国内利率对于汇率的影响水平很大, 所以导致了中国现在的“顺差导致人民币升值压力进而央行干预外汇市场投放外汇占款从而导致货币市场失衡, 而央行为应对过多的流动性而提高利率, 提高利率实际上又加重了人民币升值压力”的恶性循环(朱孟楠等, 2009), 这种内在的恶性循环影响着我国金融体系稳定。

参考文献:

- [1] Harld Badinger.2004. *Austria's Demand for International Reserves and Monetary disequilibrium: The Case of a Small Open Economy with a Fixed Exchange Rate Regime*[J], *Economica*,71,39- 55
- [2] Mohanty, M. S. and P. Turner. 2006. *Foreign Exchange Reserve Accumulation in Emerging Markets: What Are the Domestic Implications?* [J] *BIS Quarterly Review* (September): 39-52.
- [3] Reinhart, C. and V. Reinhart. 1999. *On the Use of Reserve Requirements in Dealing with Capital Flow Problems* [J]. *International Journal of Finance and Economics* 4 (1): 27-54.
- [4] Diana N. Weymark, *Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy*[J], *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 1, pp. 55 79, 1997.
- [5] 朱孟楠、刘林、倪玉娟, 外汇市场压力与货币政策[J], 山西财经大学学报, 2009 (4) .
- [6] 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[J], 财经研究, 2007(12).
- [7] 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)
- [8] 孙华好, “不可能三角”不能作为我国汇率制度选择的依据[J], 国际金融研究, 2004, (8).
- [9] 孙华好、马跃, 升值压力的缓解:利率机制和政府对策[J], 世界经济 2004(6)
- [10] 邱崇明, 股市的货币需求是否都需要满足: 虚拟经济条件下的货币需求辨析[J], 福建金融, 2006(7)
- [11] 蒋云明、张爱武, 外汇占款的流动性过剩效应: 一个基于交易方程式的度量方法[J], 财贸经济, 2008(7)
- [12] 刘佳、靳玉英, 我国货币流通速度变化与当前通货膨胀[J], 当代财经, 2008(11)

作者简介:

郑鸣(1957-), 男, 福建福州人, 厦门大学金融系教授、博士生导师, 经济学博士;

倪玉娟(1984-), 女, 安徽滁州人, 厦门大学金融系博士研究生;

刘林(1983-), 男, 江苏南通人, 厦门大学金融系博士研究生。