

# “适应性学习”下人民币汇率的货币模型

陈平 李凯\*

**摘要:** 传统的汇率货币模型建立在理性预期基础上,无法解释现实中的汇率波动。本文放松了理性预期的假定,并引入“适应性学习”来考察汇改后人民币汇率的货币模型。结果表明:在“适应性学习”引入之前,货币模型预测能力比不上简单的随机游走模型;而在引入之后,其预测能力大幅改善,很好地模拟了汇率实际波动。因此传统的货币模型并没有完全失效,引入“适应性学习”后仍然适宜于刻画汇改后人民币汇率的短期走势。

**关键词:** 适应性学习 货币模型 样本外预测

## 一、引言

汇率与宏观经济基本面的关系一直是国际经济学中的一个谜团 (Obstfeld and Rogoff, 2000)。从最早的基于商品市场的购买力平价理论 (PPP) 拓展到包含资本市场的弹性或粘性货币模型 (Frankel, 1976; Dornbusch, 1976), 再到建立在宏观经济基本面上的汇率模型, 虽然在预测长期汇率走势具有一定的效果, 但均难以解释中短期内的汇率波动 (Meese and Rogoff, 1983; Mark, 1995; Cheung, Chinn and Pascual, 2005; Cerra and Saxena, 2008)。

我国在 2005 年 7 月 21 日对人民币汇率制度进行了改革, 提出建立以市场需求为基础, 参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币市场需求必然与宏观经济基本面走势息息相关, 但是其走势符合已有的宏观汇率理论吗? 本文首先利用针对中国修正后的汇率货币模型来探讨中短期内 (汇改到现在仅 4 年时间) 人民币汇率与宏观经济基本面的关系。

传统的汇率模型均建立在理性预期基础上, 认为经济主体具有足够的知识通晓模型真实分布, 不仅知道模型的结构, 而且知道模型中的参数。我们放松了理性预期的假定, 认为经济主体只知道模型的结构分布, 而不知道模型的真实参数。基于已有的信息, 经济主体像普通计量经济学家一样对模型参数进行估计, 且随着新信息的获取, 按照“适应性学习”的法则更新参数。处于转型背景下的中国, 经济模型中各种结构参数还不稳定, 政府政策不能遵循一贯性原则, 经济主体也不可能形成稳定的理性预期, “适应性学习”的假定更符合中国实际。基于“适应性学习”, 我们重新考察了汇改后人民币汇率的货币模型, 发现在引入“适应性学习”后, 预测能力大幅改善, 很好地拟合了汇率的实际波动。

全文余下结构为: 第二部分结合我国自身制度安排和已有研究, 改进汇率货币模型在中国的设定; 第三部分在此基础上进行实证研究; 第四部分引入“适应性学习”重新考察货币模型; 最后是结论。

## 二、理论模型

汇率的货币模型在短期汇率预测上逊于随机游走模型, 这在许多国家得到了验证。人民币汇率在汇改之前很长一段时间实行严格盯住美元、高度稳定的汇率制度, 无法验证上述理论, 汇改后人民币汇率弹性的显著增强为我们的研究提供了契机。在实证之前, 我们首先“修正”汇率模型, 使其更符合中国自身制度特征。

\* 陈平, 中山大学岭南学院, 邮政编码: 510275; 李凯, 中山大学岭南学院, 邮政编码: 510275, 电子信箱: likebyebye1984@yahoo.com.cn.

汇率还有许多其他类型的模型, 但是实证中货币模型使用最为广泛。

传统的汇率模型均建立在资本自由流动的基础上,我国仍存在一定的资本管制,结合这个制度特征,我们也对相应理论作了修正。首先购买力平价 (PPP)在两国间基本成立:

$$s_t = p_t - p_t^f \quad (1)$$

$s_t$  为名义汇率的对数,汇率为直接标价法。 $p_t$ 、 $p_t^f$  分别是本国和外国价格指数的对数。弹性价格下货币需求函数在我国基本成立(汪红驹, 2002; 王曦, 2001)。因此有:  $m_t = p_t - i_t + y_t$ , 同时将贸易顺差也纳入我国货币需求函数,这主要是考虑到我国外汇体制的特殊性,顺差的增加通过结售汇制度导致人民币基础货币被动的增加,这在某种程度上激励了银行贷款供给的增加,从而导致实际贷款利率的下降,影响货币需求,这就是所谓的“货币供给创造货币需求”。但在国外并没有这个因素的影响,货币需求函数中并不考虑顺差;其次,货币需求函数没有引进货币化过程(易纲, 2003)和股票市场规模(伍戈, 2009)等制度性因素,一方面是因为其月度数据较难获取,另一方面也是更重要的原因就是汇改之后四年间这些制度性因素的影响可以认为基本不变。因此有:

$$\mu m_t = p_t - i_t + y_t + CA_t \quad (2)$$

$$\mu^f m_t^f = p_t^f - i_t^f + y_t^f \quad (3)$$

$m_t$ 、 $i_t$ 、 $y_t$  分别是货币供给、短期利率和国民收入,带上标  $f$  的是相应国外的值。 $CA_t$  是两国贸易顺差。且  $\mu$ 、 $\mu^f$ 、 $\mu$ 、 $\mu^f$ 、 $\mu$ 、 $\mu^f$  均大于零,在实证中为了方便,经常假设  $\mu = \mu^f$ ,  $\mu = \mu^f$ ,  $\mu = \mu^f$ , 本文也采用此假定,在稳健性检验中会放松此假定,结论并不改变。

由于我国存在外汇管制,非抛补套利 (UIP)在中国不一定成立。尽管如此,我们仍可以建立存在资本管制下的非抛补套利模型。我们假定  $\theta$  为资本管制程度,且  $0 < \theta < 1$ , 有:

$$\left[ (1 - \theta) \right] \left[ (1 + i) \right] = \left[ (1 + i^f) \right] \frac{ES_{t+1}}{S_t} \quad (4)$$

若不存在资本管制,  $\theta = 0$ , (4)式变成一般的非抛补套利。(4)式两边取对数,令  $\theta = \lg(1 - \theta) = 0$ , 有:  $ES_{t+1} - s_t = i - i^f + \theta$ , 为风险贴水。不失一般性,假定  $\theta = -\left[ i - i^f \right]$ , 其中  $\theta > 0$ , 即风险贴水和利差存在一个固定比例关系。因此,存在资本管制下,非抛补套利 (4)式可以表示为:

$$ES_{t+1} - s_t = \left[ (1 - \theta) \right] \left[ i - i^f \right] \quad (5)$$

其中  $ES_{t+1}$  和  $s_t$  分别是未来一期汇率和即期汇率的对数值,  $i_t - i_t^f$  为本国和外国利差,  $\theta$  替代原来的  $\theta$  表示资本管制程度,并且  $\theta$  越大,资本管制越强。

综合 (1)、(2)、(3)、(5)式,我们就可以得到人民币汇率的货币模型:

$$ES_{t+1} - s_t = \frac{1 - \theta}{\mu} s_t - \frac{1 - \theta}{\mu} \left[ \left( m_t - m_t^f \right) - \left( y_t - y_t^f \right) - CA_t \right] \quad (6)$$

我们用  $f_t = \left( m_t - m_t^f \right) - \left( y_t - y_t^f \right) - CA_t$  表示两国经济的相对基本面,令  $s_{t+1} = ES_{t+1} - s_t$ , 则 (6)式可以进一步表示为:

$$s_{t+1} = \frac{1 - \theta}{\mu} \left( f_t - s_t \right) \quad (7)$$

实证中采用一般化的计量形式:

$$s_{t+1} = a_1 + b_1 \left( f_t - s_t \right) + \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

### 三、实证研究

#### (一)数据来源

汇改自 2005 年 7 月开始,本文选取的数据范围为 2005 年 8 月到 2009 年 4 月共计 45 个月度数据。本文一共涉及到 4 个变量:人民币/美元汇率、货币供应量、收入和贸易顺差。汇率数据来自国家外汇管理局公布的人民币兑美元的中间价,并通过简单平均数的方法得到月度数据(具体详见 [http://www.safe.gov.cn/model\\_safe/index.html](http://www.safe.gov.cn/model_safe/index.html))。其他月度数据主要来源于 IMF 的 International Financial Statistics (IFS)数据库,我们

匿名审稿人在这里提出非常宝贵的改进意见,在此表示感谢。尽管存在外汇冲销,但总体上来讲冲销力度仍不及贸易顺差增长。如 2006 年和 2007 年全年顺差分别为 14 106 亿元和 19 893 亿元,但同年中央银行票据冲销额分别只有 6 772 亿元和 12 720 亿元。尽管 2008 年中央银行票据冲销额为 33 000 亿元,大于全年顺差 24 029 亿元,但是从分季度数据来看,主要原因是 2008 年第一季度冲销额为 18 400 亿元,远大于当季的顺差 2 966 亿元,而其他三季度冲销额均小于当季顺差额。

用 M1 代替货币供给, 选用 IFS 第 59 行的非季节调整的 M1, 这主要考虑到 IFS 中中国的 M1 只有非季节调整的数据, 为了统一起见, 美元的 M1 也选用非季节调整的数据。美国货币供给量 M1 的单位是美元, 通过前面得到的月度汇率换算成人民币; 由于中国 GDP 的数据都是季度数据, 我们选用 IFS 中第 66 行的 Industrial Production (工业产出) 作为 GDP 的代理变量, 它主要衡量工业企业的产出变化, 是 GDP 中最主要的一部分。最后, 中美之间的贸易顺差来源于中国海关统计资讯网 (<http://www.chinacustomsstat.com/>)。上面所有数据在实证中都采用对数值。

表 1 描述性统计

	中国				美国			
	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值
工业产出	15.13	3.69	20.1	5.4	101.31	3.94	106.13	88.41
货币供给	1.35	0.229	1.78	0.994	1.05	0.053	1.13	0.954
顺差	1271.54	246.58	1755.84	636.63				

注: M1 单位为万亿人民币; 顺差是中美两国间贸易顺差, 单位为百万美元。

## (二) 估计和预测方法

我们使用 2005 年 8 月到 2008 年 1 月共 30 个月的样本数据进行回归, 然后对 2008 年 2 月至 2009 年 4 月间的 15 个月的人民币汇率进行预测得到汇率预测值, 并与汇率实际值进行对比, 来检验货币模型对人民币的适用性。

假定回归的一般方程为:  $y_t = X_t + \epsilon_t$ ,  $y_t$  为汇率变动,  $X_t$  为各种宏观变量,  $t=1, 2, \dots, T$ , 其中前面  $R$  期数据用于估计, 后面  $P$  期数据用于比较预测, 且  $R+P=T$ 。传统文献中 (Rogoff and Meese, 1983) 是固定 (fixed) 的, 故只根据前面的  $R$  个数据进行估计得到  $\hat{\beta}$ , 然后进行预测。故有:

$$\text{Fix} \hat{\beta} = \left[ \sum_{t=1}^R X_t^2 \right]^{-1} \left[ \sum_{t=1}^R X_t y_t \right] \quad (9)$$

使用这种估计进行预测招致了很多批评, 因为它默认从  $R+1$  期到  $T$  期内模型结构稳定, 而实际上并非如此。因为经济结构本身并不稳定, 经常存在制度转换; 政府政策也会由于经济结构变化而改变; 更重要的是上述两者的变化引发人们预期的变化。就汇率与宏观经济关系而言, 预期的变化会导致货币需求函数的变化、购买力平价的变化、风险贴水的变化等等, 都会影响汇率模型中参数的稳定性 (Schinasi and Swamy, 1989; Rossi, 2006)。最近的 Samo 和 Valente (2008) 也分别从实证和理论的角度探讨了汇率与经济基本面关系之间的参数不稳定性。Meese 和 Rogoff (1988) 认为汇率模型中参数的不稳定很可能是导致其预测效果比不上随机游走模型的重要原因。在中国渐进式改革的背景下, 人民币汇率制度转换也是一个渐变的过程, 因此人民币汇率模型中的参数并不是稳定的。

鉴于此, 为体现汇率模型参数估计值  $\hat{\beta}$  的不稳定, 可以采用两种新的估计方法, 一是递归回归 (recursive) 的  $\hat{\beta}_t$ , 另一种是滚动回归 (rolling) 的  $\hat{\beta}_t$ 。前者在估计  $\hat{\beta}_t$  时, 从初始预测期开始, 样本数量每次增加一个, 直至用完样本所有的数据; 后者是固定样本个数, 每增加一个最新期的数据就相应剔除样本中最先一期的数据。用式子表示递归的  $\hat{\beta}_t$  和滚动的  $\hat{\beta}_t$  为:

$$\text{recursive} \hat{\beta}_t = \left[ \sum_{s=1}^t X_s^2 \right]^{-1} \left[ \sum_{s=1}^t X_s y_s \right], \quad t = R, \dots, T \quad (10)$$

$$\text{rolling} \hat{\beta}_t = \left[ \sum_{s=t-R+1}^t X_s^2 \right]^{-1} \left[ \sum_{s=t-R+1}^t X_s y_s \right] \quad (11)$$

本文采用滚动回归的  $\hat{\beta}_t$ , 主要基于如下考虑: 一是离预测期越近的样本在回归中越有助于提高预测精

为表述方便我们假定  $X_t$  中只有一个变量  $x_t$ 。

以本文为例, 要得到递归的  $\hat{\beta}_t$  样本依次是: 第 1 期 - 第  $R$  期、第 1 期 - 第  $R+1$  期、...、第 1 期 -  $T$  期, 这样一共可以得到  $T-R+1$  个不同的  $\hat{\beta}_t$ , 每个  $\hat{\beta}_t$  相应用于下一期汇率的预测。而滚动回归中样本数固定为  $R$ , 样本依次是: 第 1 期 - 第  $R$  期、第 2 期 - 第  $R+1$  期、第 3 期 - 第  $R+2$  期、...、第  $T-R+1$  期 - 第  $T$  期, 同样得到  $T-R+1$  个不同的  $\hat{\beta}_t$ , 每个  $\hat{\beta}_t$  同样用于下一期预测。

度。加入离预测期远的样本,虽然增加了样本总数(如递归回归),反而可能降低预测精度。尤其自美国金融危机爆发以来,我国政策出台较为频繁,早期的经济基本面对现在汇率几乎无影响。二是滚动回归中各次回归样本数一致,相对递归回归,模型中参数也具有更强的可比性。进而,我们就可以使用最小均方误差(minimum mean - square prediction error, MSPE)对模型预测能力进行比较。假定滚动回归下,  $t$  期汇率模型的回归参数为  $\hat{\alpha}_t$ , 因此下一期预测值为  $\hat{y}_{t+1} = X_{t+1} \hat{\alpha}_t$ , 预测误差为  $\hat{\epsilon}_{t+1} = y_{t+1} - X_{t+1} \hat{\alpha}_t$ , 而随机游走模型预测值始终为 0, 因此其预测误差为  $y_{t+1}$ , 在长度为  $P$  的预测期间内, 随机游走模型的 MSPE 是  $\hat{\alpha} = P^{-1} \sum_{t=T-P+1}^T y_{t+1}^2$ , 汇率模型的 MSPE 为  $\hat{\alpha}_2 = P^{-1} \sum_{t=T-P+1}^T (y_{t+1} - X_{t+1} \hat{\alpha}_t)^2$ 。预测能力的大小就是看  $\hat{\alpha}_1$  和  $\hat{\alpha}_2$  的大小, 其值越大, 预测能力就越弱。

### (三) 实证模型分析

货币模型在理论上应该按照 (8) 式设定进行分析, 且使用滚动  $\hat{\alpha}$  预测超前一期的值, 故有:

$$s_{t+1} = a_1 + b_1 \left[ (m_t - m) - (y_t - y) - CA_t - s \right] + 1 \quad (12)$$

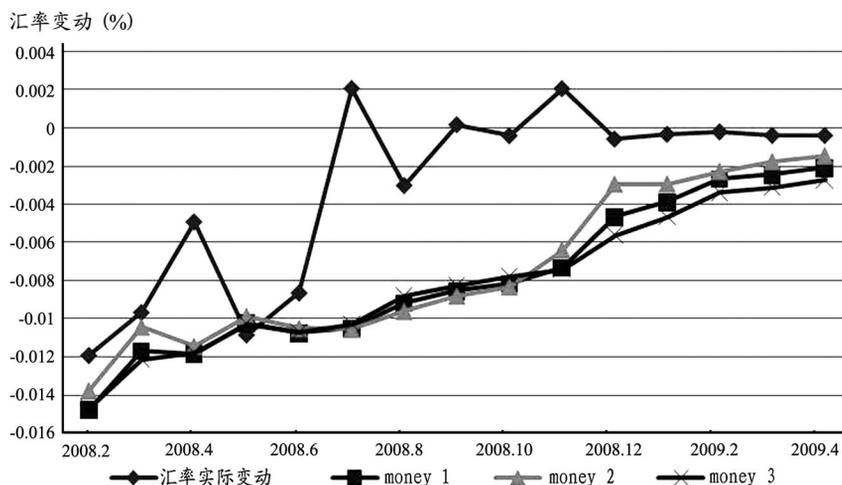
首先, 为了考察贸易顺差的加入是否增强了货币模型的预测性, 我们分别令  $\alpha = 0$  和  $\alpha = 1$ ; 货币需求的收入弹性  $\beta$  分别设定为 0.5、1、2 三个值, 这样的话在货币模型中一共有六个模型待检验。模型预测结果见表 2, 我们发现货币模型最小均方误差均大于随机游走模型; 同时, 含顺差的货币模型的 MSPE 均小于相应的不含顺差的模型, 说明顺差引入我国的货币需求模型, 有助于改善其预测能力, 尽管仍比不上随机游走模型。

表 2 货币模型

模型名称	引入顺差: $\alpha = 1$			不引入顺差: $\alpha = 0$		
	Money 1	Money 2	Money 3	Money 1a	Money 2a	Money 3a
货币需求收入弹性	= 1	= 2	= 0.5	= 1	= 2	= 0.5
MSPE	0.00589	0.00568	0.00594	0.00607	0.00584	0.00617

基准模型: 随机游走模型的 MSPE 为 0.00560

进一步, 我们也可以从图 1 来考察货币模型的预测效果。我们只考虑含有顺差的货币模型, 在 2008 年 7 月以前货币模型能预测汇率运行的一个基本趋势, 2008 年 7 月以后, 人民币汇率几乎不变, 波动性基本为 0, 但是货币模型预测人民币仍将持续升值, 与实际变化存在较大的差异, 因此货币模型的整体预测效果比不上简单随机游走模型。与以往研究一样, 我们似乎可以得到同样的结论: 货币模型在中短期汇率预测上不及随机游走模型。



注: 随机游走模型的预测值始终为 0, 即坐标横轴  $y = 0$ 。

图 1 货币模型预测效果

最早见于 Meese 和 Rogof (1983) 的经典论文, 并广泛用于此后的汇率预测比较文献中。

简便起见, 我们假定贸易顺差和货币供给增加之间为 1:1 的关系。为了稳健起见, 我们还假定  $\beta = 0.5$  和  $\alpha = 2$ , 同时进一步放松使  $\mu$ 、 $\mu^f$  和  $\beta^f$ , 但不管如何设定, 货币模型在汇率的短期预测上始终逊于随机游走模型。

## 四、引入“适应性学习”

### (一)“适应性学习”简介

传统的汇率模型均建立在理性预期基础上,经济主体具有足够的知识通晓模型真实分布,不仅知道模型的结构还知道模型中的参数。由于其假定过于严格,经济学家都试图放松这个假定。Sargent(1993)在研究1989年东欧国家转轨中假定经济主体有限理性(bounded rationality)。因为在转型期国家,包括现在的中国,经济中各种结构参数还不稳定,政府政策不能遵循“一致性(consistency)原则,经济主体也不可能形成稳定的理性预期,只能通过“学习”来逐步了解和预测模型的结构分布,而这个分布在理性预期的假设下是已知的。随后 Evans和 Honkapohja(2001)在 Sargent(1993)的研究的基础上将“学习”系统模型化,其基本观点是:经济主体都是有限理性的,不可能像在理性预期下对信息把握得那么全面,而是通过“适应性学习”来预测模型。具体地,经济主体知道模型的结构(structure),但是不知道模型中的参数值(parameter value),但是其会像计量经济学家一样,采用计量方法,根据以往的数据来估计出模型的参数,并随着新信息的不断获取,按照一定法则更新模型的参数。这种学习法则就是本文所要使用的“适应性学习(adaptive learning)”。

为叙述方便,假定变量  $y_t$ 、 $x_t$  存在如下关系,  $a_t$  和  $b_t$  为模型参数,  $\varepsilon_t$  为扰动项,令  $\begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ , 则有:

$$y_t = a_t + b_t \varepsilon_t + x_t \varepsilon_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

在理性预期下,经济主体不仅知道模型的结构为(13)式,也知道模型的参数值,而“适应性学习”下仅知道模型的结构为(13)式,但是不知道参数,经济主体利用  $t$  期获得的所有数据对模型的参数进行估计(一般采用 OLS),得到  $\hat{\theta}_t$  后,假定其也适合  $t+1$  期。在  $t+1$  期,  $x_{t+1}$  和  $y_{t+1}$  获得后,利用上期的  $\hat{\theta}_t$  可以得到  $y_{t+1}$  的一个预测值  $\hat{y}_{t+1} = x_{t+1} \hat{\theta}_t$ 。通过“学习”预测值  $\hat{y}_{t+1}$  与真实值  $y_{t+1}$  之间的误差  $y_{t+1} - \hat{y}_{t+1}$ , 经济主体在  $\hat{\theta}_t$  基础上得到下一期参数  $\hat{\theta}_{t+1}$  的值,从而形成一种递归的预测结构,用数学式子表示为:

$$\hat{\theta}_{t+1} = \hat{\theta}_t + g R_{t+1}^{-1} x_{t+1} (y_{t+1} - x_{t+1} \hat{\theta}_t) \quad (14)$$

$$R_{t+1} = R_t + g (x_{t+1} x_{t+1}' - R_t) \quad (15)$$

(14)式和(15)式是“适应性学习”的两个关键方程,二者均为递归结构,给定了  $\hat{\theta}_0$  和  $R_0$  的初始值就可以通过迭代的方法得到各期的值。注意(14)式和(15)式中出现的新变量  $g$  和  $R$ , 其中  $R$  并没有实际经济含义,只是迭代过程中出现的一个过渡矩阵。 $g$  却具有很强的经济意义,约定  $0 < g < 1$ ,  $g$  可以近似认为是对上一期预测误差  $y_{t+1} - x_{t+1} \hat{\theta}_t$  的一个贴现系数,即上一次预测误差在多大程度上影响本期的预测, $g$  越大,说明影响越大。因此,如果模型结构不稳定,尤其是在像我国这样的转型期国家,政策变化较为频繁,应该设定较大的  $g$  值,以体现经济中结构变换的影响。但是  $g$  值并非越大越好,因为如果本期是一个突发事件,过大的  $g$  值就会扭曲模型中参数的走势,造成较大的预测误差;相应地,如果模型结构比较稳定,就设定较小的  $g$  值,以均衡各期数据的影响。极端情况下  $g=0$  时,各期权重完全一样,模型的参数实际上就是理性预期下的参数(证明见附录)。因此,理性预期实际上是“适应性学习”的极端情况,在无限长时间后,经济结构趋于稳定,可以认为  $g=0$ , 达到理性预期下的均衡状态。在我国转型期大背景下,人民币汇率制度改革至今仅四年,“适应性学习”更符合现阶段经济主体对汇率模型的把握。

### (二)引入“适应性学习”的货币模型

“适应性学习”近年来广泛用于宏观经济学诸多领域。如通货膨胀(Sargent, 1999; Marcet and Nicolini, 2003);货币政策的制定(Ophanides and Williams, 2005);RBC模型中技术冲击的放大(Huang, Liu and Zha, 2009);资产定价(Carceles-Poveda and Giannitsarou, 2006);汇率问题研究(Mark, 2009; Kim, 2009)。国内尚未出现将“适应性学习”引入相关经济问题的研究,我们首次将其引入人民币汇率的研究。在我国转型时期的大背景下,人民币汇率处于渐进转换中,中央银行没有公布人民币具体是如何决定的,加上经济主体本身获取信息的局限性,不可能对人民币汇率的动态变化进行完全的把握,只能根据自身掌握的信息对汇率变动进行“学习”,以逐步掌握汇率的运行规律。前面我们已经建立人民币的货币模型(8)式,这里重新简写为:

$$\dot{r}_t = a_t + b_t (f_t - s) + \varepsilon_t \quad (16)$$

其中  $\dot{r}_t$  为汇率变动率,  $f_t = (m_t - m^e) - (y_t - y^e) - CA_t$ 。经济主体知道人民币汇率变动按照(16)式运行,

简单推导见附录,更详细见 Evans和 Honkapohja (2001)。

但是不知道具体的参数  $a_t$  和  $b_t$ , 在给定其初始值后, 按照 (14) 式和 (15) 式不断更新  $a_t$  和  $b_t$ 。令  $z_t = f_t - s_t$ , 有:

$$\begin{pmatrix} a_t \\ b_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{t-1} \\ b_{t-1} \end{pmatrix} + g R_t^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ z_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ z_t - a_{t-1} - b_{t-1} z_t \end{pmatrix} \quad (17)$$

$$R_t = R_{t-1} + g \begin{bmatrix} 1 & z_t \\ z_t & z_t^2 \end{bmatrix} - R_{t-1} \quad (18)$$

为了与不存在“适应性学习”下模型预测效果比较, 仍然以 2005 年 8 月至 2008 年 1 月间 30 个数据为基础来预测 2008 年 2 月至 2009 年 4 月间的 15 个数据。由于模型是递归结构, 一个关键问题就是初始值的选定。从附录中“适应性学习”的推导, 我们发现:

$R_t = g \sum_{i=1}^t (1-g)^{i-1} x_i x_i'$  和  $a_t = R_t^{-1} \left[ \sum_{i=1}^t (1-g)^{i-1} x_i y_i \right]$ 。因此, 利用 2005 年 8 月至 2008 年 1 月间 30 个数据, 构造  $R_t$ 、 $a_t$  的初始条件  $R_0$  和  $a_0$  为:

$$R_0 = g \sum_{i=1}^{30} (1-g)^{i-1} \begin{pmatrix} 1 & z_i \\ z_i & z_i^2 \end{pmatrix} \quad (19)$$

$$a_0 = R_0^{-1} \left[ \sum_{i=1}^{30} (1-g)^{i-1} \begin{pmatrix} 1 \\ z_i \end{pmatrix} \right] \quad (20)$$

为检验模型稳健性, 我们还可以采用理性预期下的初始值:  $R_0 = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} \begin{pmatrix} 1 & z_i \\ z_i & z_i^2 \end{pmatrix}$  和  $a_0 = R_0^{-1} \left[ \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} \begin{pmatrix} 1 \\ z_i \end{pmatrix} \right]$ 。

现在另一个关键问题就是  $g$  的设定。前面已经讨论过, 对于结构不稳定的模型, 应采用较大的  $g$ , 因为只有这样才能使近期数据具有更大的权重; 但是如果  $g$  过大的话, 又会过分放大近期突发事件的影响。我国宏观经济也具有很强的不稳定性, 货币供应量和顺差变化均比较大, 尤其是 2008 年 7 月全球金融危机发生后, 因此应该设定一个相对较大的  $g$  值。由于  $g$  在 0 和 1 之间, 我们首先假定  $g=0.5$ , 然后再变换  $g$  的大小来发现“适应性学习”的引入对汇率预测的效果。分别考虑  $g=0.5$ 、 $0.2$  和  $0.8$  时对货币模型的预测, 具体结果见图 2。

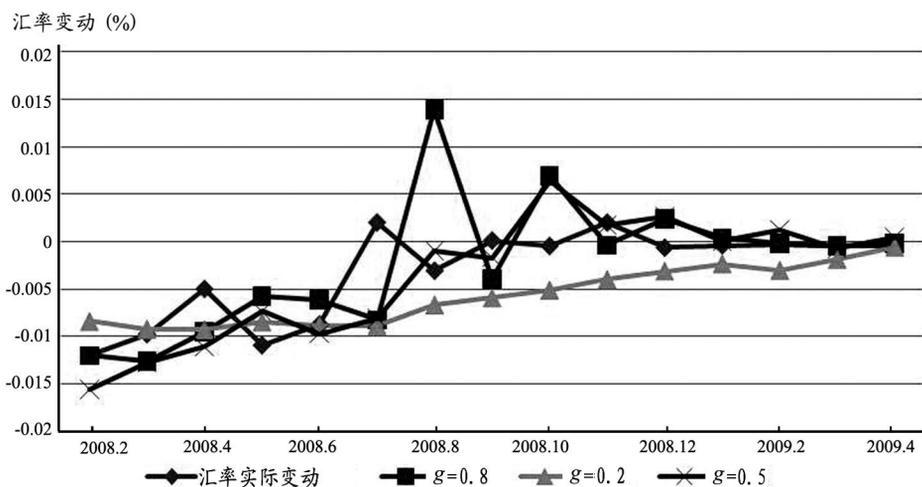


图 2  $g$  分别取 0.8、0.5 和 0.2 时的预测效果

从图 2, 我们发现在  $g=0.2$  时预测效果明显不如  $g=0.8$  和  $0.5$ 。这也印证了人民币汇率货币模型的不稳定性, 需要设定较大的  $g$  值。另外,  $g=0.8$  时其预测值在 2008 年 8 月有一个较大偏离, 考虑到 2008 年 8 月正是全球金融危机全面爆发的时期, 这对人民币汇率来说是一个突发事件, 过大的  $g$  值放大了突发事件的影响。因此相对而言,  $g=0.5$  最适合“适应性学习”下的人民币汇率模型。同时, 为检验稳健性, 我们还分别假定  $g=0.4$  和  $g=0.6$ ; 另外还可以变化“适应性学习”模型的初始值, 由加权初始值变成理性预期下的初始值。两种情况下, 我们的预测均十分稳健。

至此我们可以对比一下将“适应性学习”引入货币模型前后的预测效果。在引入之前, 汇率的货币模型逊于随机游走模型, 不适合描述汇改后人民币汇率的走势; 但是引入后, 预测效果明显改进, 不仅预测能力远

为节约篇幅, 在此就不一一报告, 有兴趣的读者可向作者索取。

在随机游走模型之上,而且预测的均值和方差与实际值较为接近,这可从表 3 的比较中看出。

表 3 模型 MSPE 均值和标准差比较

	汇率的实际变动	随机游走模型	货币模型			
			不含“适应性学习”模型	包含“适应性学习”模型		
				$g=0.5$	$g=0.2$	$g=0.8$
MSPE		0.00560	0.00589	0.00405	0.00435	0.00599
均值	-0.00316	0	-0.00792	-0.00371	-0.00572	-0.00240
方差	0.00480	0	0.00393	0.00553	0.00306	0.00711

我们也可以通过图 3 来对比引入“适应性学习”前后货币模型的预测效果。从图 3 中可以看到,2008 年 2 月至 2009 年 4 月间汇率实际变动可以分为两个阶段:2008 年 2 月至 2008 年 7 月和 2008 年 8 月至 2009 年 4 月。前一阶段人民币汇率处于升值趋势中,并且波动幅度也较大,后一阶段汇率基本不变,为 0。不含“学习”的货币模型过于平滑,虽然预测的汇率趋势与实际基本相符,但是未能刻画出人民币汇率的波动性。相反,引入“适应性学习”后的货币模型,尽管时间上有所滞后,但仍然很好地拟合了汇率的实际波动,不仅趋势和转折点与实际基本一致,波动形状也与现实相当。

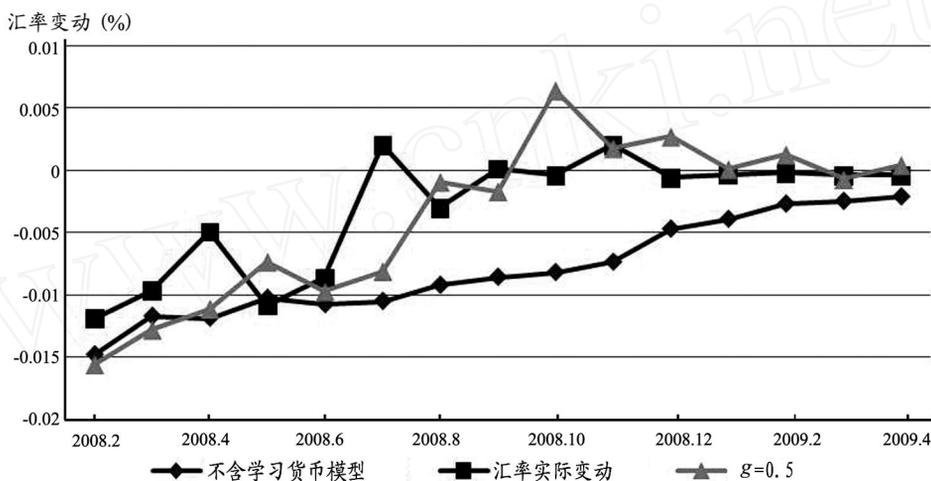


图 3 模型预测效果比较

最后,我们对比一下引入“适应性学习”前后货币模型中系数  $a$  和  $b$  的动态变化(见图 4 和图 5)。引入“适应性学习”前, $a$  和  $b$  都比较平稳,因此预测的汇率变动也比较平稳;引入后,波动性明显增加,尤其是 2008 年 7 月至 2008 年 12 月之间,当时正处全球金融危机发生时期,货币供应量和贸易顺差均变化较大,并且政府各种刺激政策也不断推出,引入“适应性学习”,每一期宏观变量的变化提供的新信息都能被经济主体“学习”到,并反映在下一期系数中,因此得到的预测结果也更符合现实,货币模型在引入“适应性学习”后可以更准确地刻画汇改后人民币的汇率走势。

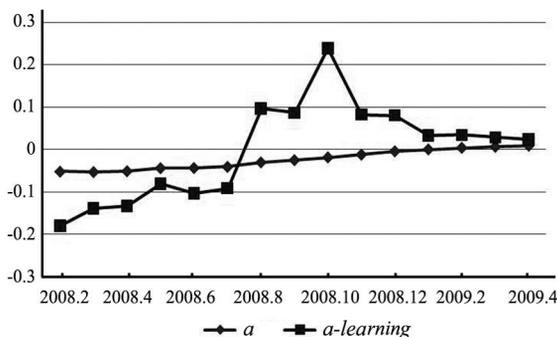


图 4 常数项 a 的变化

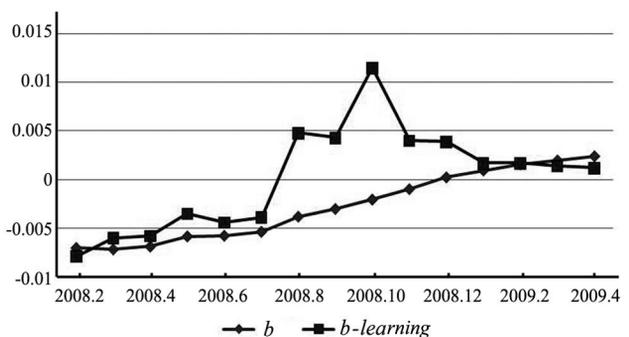


图 5 斜率 b 的变化

注:  $a$  和  $b$  为不含“学习”下的系数;  $a-learning$  和  $b-learning$  为“适应性学习”下的系数。

## 五、结论

传统的汇率模型均建立在理性预期基础上,经济主体具有足够的知识通晓模型的真实分布,不仅知道模型的结构还知道模型中的参数。尽管如此,仍无法解释现实中的汇率波动。本文放松了理性预期的假定,认为现实中经济主体并不具备对经济模型的全面把握能力,我们假定经济主体只知道模型的结构分布,而不知道模型的真实参数。基于已有的信息,经济主体像普通计量经济学家一样对模型中的参数进行估计,并随着新信息的获得,按照“适应性学习”的法则更新参数。处于转型背景下的中国,经济中各种结构参数还不稳定,政府政策不能遵循一致性原则,经济主体也不可能形成稳定的理性预期,更多通过“学习”来逐步了解经济模型。

我们的结果表明:货币模型在引入“适应性学习”之前,对中短期汇率走势的预测能力比不上简单的随机游走模型;引入“适应性学习”后,预测能力大幅改善,很好地拟合了汇率的实际波动,不仅趋势和转折点与实际基本一致,波动形状也和现实相当。因此,引入“适应性学习”的货币模型仍然适宜于刻画汇改后人民币汇率的走势。本文的不足之处在于:由于汇改至今仅仅4年,可获得的样本数据偏少,在一定程度上可能会影响本文最终结果的评价。尽管如此,“适应性学习”法则仍可以广泛拓展到任何与中国经济相关问题的研究,尤其转型期间参数不稳定的模型。

### 附录:“适应性学习”公式的推导

适应性学习思想起源于对转型国家经济研究,由于经济经常存在结构变化,故对参数估计时,应该对近期数据给予更高的权重。因此有:

$$\text{令 } R_t = g \prod_{i=1}^t (1-g)^{i-1} x_i x_i, A_t = \prod_{i=1}^t (1-g)^{i-1} x_i y_i, \text{ 得到: } R_t = (1-g) R_{t-1} + g x_t x_t, A_t = (1-g) A_{t-1} + g x_t y_t, \text{ 有:}$$
$$A_{t-1} = \frac{1}{1-g} (A_t - g x_t y_t)$$

同时有:

$$R_{t-1} = A_{t-1} = \frac{1}{1-g} (A_t - g x_t y_t)$$
$$R_t = R_t^{-1} A_t = R_t^{-1} \left[ (1-g) A_{t-1} + g x_t y_t \right] = R_t^{-1} \left[ (1-g) R_{t-1} (1-g) + g x_t y_t \right] = R_t^{-1} \left[ (R_t - g x_t x_t)_{t-1} + g x_t y_t \right]$$
$$= R_{t-1} - g R_t^{-1} x_t x_t + g R_t^{-1} x_t y_t = R_{t-1} + g R_t^{-1} x_t (y_t - x_t)$$

故得(14)式和(15)式。

理性预期下:  $R_t = \left[ \frac{1}{t} \prod_{i=1}^t x_i x_i \right]^{-1} \left[ \frac{1}{t} \prod_{i=1}^t x_i y_i \right] = \left[ \prod_{i=1}^t x_i x_i \right]^{-1} \left[ \prod_{i=1}^t x_i y_i \right]$ , 实际上就是上述推导在  $g=0$  时的特例。故理性预期是“适应性学习”在  $g=0$  时的极端情况。

### 参考文献:

1. 汪红驹, 2002:《用误差修正模型估计中国货币需求函数》,《世界经济》第5期。
2. 王曦, 2001:《经济转型中的货币需求与货币流通速度》,《经济研究》第10期。
3. 伍戈, 2009:《中国货币需求和资产替代:1994-2005》,《经济研究》第3期。
4. 易纲, 2003:《中国货币化进程》,商务印书馆。
5. Carceles - Poveda, E., and C. Giannitsarou 2007. "Adaptive Learning in Practice" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (8): 2659 - 2697.
6. Cerra, V., and S. C. Saxena 2008. "The Monetary Model Strikes Back: Evidence from the World" MF Working Paper Series WP/08/73.
7. Cheung, Y. - W., M. Chinn, and A. Pascual 2005. "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any to Survive?" *Journal of International Money and Finance*, 24 (7): 1150 - 1175.
8. Dornbusch, R. 1976 "Expectation and Exchange Rate Dynamics" *Journal of Political Economy*, 84 (6): 1161 - 1176
9. Evans, G., and S. Honkapohja 2001. *Learning and Expectations in Macroeconomics* Princeton NJ: Princeton University Press
10. Frankel, J. 1976 "A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence" *Scandinavian Journal of Economics*, 78 (2): 200 - 224
11. Huang, K., Z. Liu, and T. Zha 2009. "Learning, Adaptive Expectations and Technology Shocks" *Economic Journal*, 119 (536): 377 - 405.
12. Kim, Y. S. 2009. "Exchange Rate and Fundamentals under Adaptive Learning" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33 (4): 843 - 863.
13. Marcet, A. and J. P. Nicolini 2003. "Recurrent Hyperinflations and Learning" *American Economic Review*, 93 (5): 1476 - 1498.
14. Mark, N. 1995. "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long Horizon Predictability." *American Economic Review*,

85 (1) : 201 - 218

15. Mark, N. 2009. " Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics " *Journal of Money, Credit, and Banking*, 41 (6) : 1047 - 1070
16. Meese, R. , and K Rogoff 1983. " Empirical Exchange Rate Model of the 1970 's: Do They Fit out of Sample. " *Journal of International Economics*, 14 (1 - 2) : 3 - 24.
17. Meese, R. , and K Rogoff 1988. " Was it Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation over the Modern Floating Rate Period " *Journal of Finance*, 43 (4) : 933 - 948
18. Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff 2000. " The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause? " NBER Macroeconomics Annual, 15 (1) : 339 - 390.
19. Ophanides, A. , and J. Williams 2005. " The Decline of Activist Stabilization Policy: Natural Rate Misperceptions, Learning and Expectations " *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29 (11) : 1927 - 1950.
20. Rossi, B. 2006. " Are Exchange Rates Really Random Walks? Some Evidence Robust to Parameter Instability. " *Macroeconomic Dynamics*, 10 (1) : 20 - 38.
21. Schinasi, J. , and B. Swamy 1989. " The Out - of - Sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models when Coefficients Are Allowed to Change. " *Journal of International Money and Finance*, 8 (3) : 375 - 390.
22. Samo, Lucio and Giorgio Valente 2008. " Exchange Rates and Fundamentals: Footloose or Evolving Relationship? " *Journal of the European Economic Association*, 7 (4) : 786 - 830.
23. Sargent, T. 1993. *Bounded Rationality in Macroeconomics* New York: Oxford University Press
24. Sargent, T. 1999. *The Conquest of American Inflation* Princeton NJ: Princeton University Press

## A Monetary Model of RMB under Adaptive Learning

Chen Ping and Li Kai

(Lingnan College Sun Yat - sen University)

**Abstract:** Traditional exchange rate model based on rational expectation fails to explain the volatility of exchange rate. We relax the assumption and introduce " adaptive learning " to study RMB after the exchange rate system reform, and find that monetary model improves greatly when using " adaptive learning " rule. So we conclude that monetary model with " adaptive learning " can best describe the dynamic of RMB after the regime reform.

**Key Words:** Adaptive Learning; Monetary Model; Out - sample Prediction

**JEL Classification:** F31, C53

(责任编辑:刘明宇、陈永清)

(上接第 39 页)

## A Study on the Employment Impact Factors in China 's Manufacturing Industry

Wang Xiaocheng and Yu Jinping

(School of Economics, Nanjing University)

**Abstract:** This paper establishes theoretical and empirical models on China 's employment, and employs co - integration bounded method and Granger causality test to find out the relationship between China 's manufacturing industry employment, per capita real capital deposit, technical progress rate, and real exchange rate of RMB from 2001 Q3 to 2007 Q4. The results show that: (1) both in the short - term or long - term, on the whole, per capita real capital deposit has the biggest influence on employment, but the influence of the real exchange rate and technological changes on employment is low. (2) both in the short - term or long - term, the influences of per capita real capital deposit, the RMB real exchange rate, and technical progress on employment in China have exhibited complex correlation varied with different industries. For the stability of employment, the government should select the appropriate policy measures according to different industries.

**Key Words:** Per Capital Stock; Technological Progress; Real Exchange Rate of RMB; Employment Rate

**JEL Classification:** E24, J21

(责任编辑:彭爽)