

外汇储备减少是否具有通货紧缩效应[※]

刘金全¹ 郝世赫² 刘达禹³

[内容摘要]本文基于卢卡斯总供给模型推导出外汇储备增长率与通货膨胀率之间的计量方程,着重研究了我国通货膨胀与外汇储备之间的非线性关联机制。研究结果表明,当经济处于繁荣期时,我国的外汇储备增长对通货膨胀具有显著的拉动效应,此时通货膨胀在很大程度上取决于外汇储备变动;而当经济处于紧缩期时,外汇储备变动将不会对通货膨胀产生显著影响。此外,本文还发现,通货膨胀与外汇储备增长之间同样存在显著的通货膨胀门槛效应,具体表现为外汇储备增长对通货膨胀的影响将会随着通货膨胀水平的下降而不断降低。因此,我们应当理性看待央行的结构性减储行为,它仅是现阶段央行进行资本结构平衡的阶段性措施,不会对当前的通货膨胀水平产生显著的通货紧缩效应。

[关键词]外汇储备;通货紧缩;通货膨胀;中央银行

一、引言

2015年第三季度我国GDP同比增长6.9%,2015年第四季度为6.8%,连创6年来新低。低于7%的经济增长速度表明当前我国经济面临着较大的下行压力。在此情形下,我国通货膨胀水平也在连年降低。国家统计局的数据显示,我国的居民消费者价格指数近两年一直在较低水平徘徊,甚至在2015年1月跌至0.8%。中国人民银行行长周小川在2015年博鳌亚洲论坛上表示,“中国的通货膨胀也是在下降,因此我们必须谨慎、警惕看一下通货膨胀趋势是不是会继续持续下去,是不是会出现这种通货紧缩的情况。”而伴随着通货膨胀水平的不断下降,我国外汇储备也在2015年出现了连续十个月下降的局面。2015年12月,我国外汇储备余额为33303.62亿美元,较上月再度“缩水”1079亿美元,是我国后金融危机时期单月最大降幅。在当前我国面临着经济下行、通货膨胀不断收缩的局面下,央行结构性减储行为对于我国通货膨胀水平有何作用,是否会进一步加剧我国通货膨胀收缩的不利形势,这将是本文研究的重点。

※ 本文受国家社科基金重点项目“我国经济发展新常态的形成机理,趋势性特征及经济政策取向研究”(项目编号:15Azd&001)资助。

作者简介:刘金全(1964—),男,吉林大学数量研究中心(长春,130012),教授。研究方向:宏观经济计量分析。

郝世赫(1990—),男,吉林大学数量研究中心(长春,130012),博士生。研究方向:宏观经济计量分析。

刘达禹(1988—),男,吉林大学数量研究中心(长春,130012),博士生。研究方向:宏观经济计量分析。

对于通货膨胀与外汇储备之间的关联,国外学者主要从长期的角度进行研究。Heller 分别从发达国家和发展中国家、固定汇率和浮动汇率两个维度进行了实证研究,他发现外汇储备和通货膨胀之间存在正相关性,并且两者互为格兰杰原因。^[1]Bahmani - Oskooee 和 Alse 通过大量数据证实两者之间仅存在长期协整关系,而且互为因果关系。^[2]Monacelli 和 Sala 利用英、法、美、德四国从 1991—2004 年的经济数据,研究了国际因素对一国通货膨胀的动态影响,实证结果显示国际因素对通货膨胀的影响达到 15% ~ 30%。^[3]从以上的研究可以看出,国外学者比较集中的观点是基于长期的角度外汇储备对于通货膨胀具有正向影响效应。

国内学者对于通货膨胀与外汇储备之间的关联主要有以下两种观点。第一种,外汇储备对于通货膨胀具有正向影响效应。曲强等基于货币数量论构建了 SVAR 模型。他们的实证研究表明,中国的外汇储备变动对于通货膨胀具有显著的正向影响效应。^[4]惠晓峰和王馨润通过构建 VAR 模型,深入研究了外汇储备、货币供给量与通货膨胀这三者之间的相互关联。研究发现,外汇储备每变化 1% 会引起通货膨胀同向变动 0.048%,对通货膨胀的贡献程度为 19.697%,且存在 2 期最大滞后;此外,外汇储备与货币供给互为格兰杰因果,且三者之间的相互关联存在显著的阶段性特征。^[5]王三兴等采用状态空间模型以及协整分析的方法,发现外汇储备、货币供给量、汇率以及汇率制度是通货膨胀的格兰杰原因。^[6]第二种,外汇储备对于通货膨胀没有任何影响,两者不存在显著的关联。高瞻通过实证研究发现,外汇储备对于我国通货膨胀的影响是微弱的,尽管外汇储备可以通过货币供给进而引起通货膨胀,但外汇储备对于通货膨胀的冲击影响是非常小的。^[7]可以看出,国内学者比较侧重基于短期视角来研究外汇储备与通货膨胀之间的关联,并且对于这两者之间的关联并没有形成统一的结论。

基于上述相关研究的结论与推断,本文将从理性预期假设的视角出发,推导开放经济下的卢卡斯总供给模型,并结合外汇储备与汇率之间的关系以及中央银行的社会福利方程,获取我国外汇储备对通货膨胀影响的计量模型。进一步通过门限模型分析我国当前外汇储备对于通货膨胀的非线性作用机制,以此针对现阶段我国对于通货膨胀的管理与调控给出相应的政策意见。

二、外汇储备对于通货膨胀影响机制的理论模型分析

根据 Barro 和 Gordon、Lin 和 Wang 的相关研究,^{[8][9]}本文采用卢卡斯总供给方程来刻画总产出变动。具体方程形式如下:

$$y_t = a(\pi_t - \pi_t^e) + b(\Delta S_t + \pi_t^f - \pi_t) + \epsilon_t \quad (1)$$

其中: y_t 为总产出增长率; π_t 为通货膨胀率; π_t^e 为通货膨胀率预期; π_t^f 为国外通货膨胀率; ΔS_t 为汇率变化率; ϵ_t 是实际产出冲击。

在方程(1)中,有两个因素将对产出增长率产生影响。第一个因素是“货币惊异效应”。它是指如果实际通货膨胀率高于预期通货膨胀率,那么实际工资水平就将低于预期工资水平,而按照预期工资提供的劳动将促使实际产出提高,因此对应的系数满足约束条件: $a > 0$ 。第二个因素是“汇率效应”,描述汇率对劳动力市场和产品市场的影响机制。Gourinchas 的实证研究表明,汇率

对就业和产出具有显著影响。^[10]然而,“汇率效应”并不能完全由本国控制,因此通常将其视为外生变量,这导致“汇率效应”的系数符号也无法事先确定。

假设中央银行对汇率的调节是通过外汇市场操作进行的,将中央银行对外汇储备的干预表示为:

$$\Delta S_t = k \cdot \Delta FR_t \quad (2)$$

其中, ΔFR_t 是中央银行的外汇储备变化率。中央银行通过购买外汇使外币升值同时令本国货币贬值,因此 $k > 0$ 。

将中央银行政策操作的损失函数表示为如下的二次函数形式:

$$L(\pi_t, y_t, \Delta S_t) = \frac{1}{2} \pi_t^2 + \frac{\lambda_1}{2} (y_t - \bar{y})^2 + \frac{\lambda_2}{2} \Delta S_t^2, \lambda_1 > 0, \lambda_2 > 0 \quad (3)$$

其中: \bar{y} 是产出目标增长率; λ_1, λ_2 表示产出增长率波动和汇率波动的影响强度。将方程(1)和(2)代入方程(3),并求解损失极小化的通货膨胀率:

$$\pi_t = \frac{(a-b)\lambda_1 [a\pi_t^e + \bar{y} - b(k\Delta FR_t + \pi_t^f) - \epsilon_t]}{1 + (a-b)^2 \lambda_1} \quad (4)$$

理性预期假设要求: $\pi_t^e = E_{t-1} \pi_t, E_{t-1} \epsilon_t = 0$,由此得到:

$$\pi_t = \frac{(a-b)\lambda_1 [\bar{y} - b(k\Delta FR_t + \pi_t^f)]}{1 - (a-b)b\lambda_1} - \frac{(a-b)\lambda_1}{1 + (a-b)^2 \lambda_1} \epsilon_t \quad (5)$$

对 ΔFR_t 求偏导可得:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial \Delta FR_t} = - \frac{(a-b)b\lambda_1 k}{1 - (a-b)b\lambda_1} \quad (6)$$

这里,如果 $\partial \pi_t / \partial \Delta FR_t > 0$,央行就可以通过降低外汇储备来降低国内通货膨胀率;倘若 $\partial \pi_t / \partial \Delta FR_t < 0$,央行则可以通过减少外汇储备来提高国内通货膨胀率;最后,如果 $\partial \pi_t / \partial \Delta FR_t = 0$,这意味着央行无法通过外汇储备变动来影响通货膨胀率。

对方程(5)进行化简,我们可以得到新的方程形式:

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta FR_t + \beta_3 \pi_t^f + \epsilon_t \quad (7)$$

其中:

$$\beta_1 = - \frac{(a-b)\lambda_1 \bar{y}}{(a-b)b\lambda_1 - 1}, \beta_2 = - \frac{(a-b)b\lambda_1 k}{1 - (a-b)b\lambda_1}, \beta_3 = - \frac{(a-b)b\lambda_1}{1 - (a-b)b\lambda_1}, \epsilon_t = - \frac{(a-b)\lambda_1}{1 + (a-b)^2 \lambda_1} \epsilon_t$$

在对于我国通货膨胀与外汇储备之间关联的研究中,不少专家、学者通过研究发现这两者之间的关联存在显著的非线性特征。惠晓峰和王馨润通过研究发现,尽管外汇储备、货币供给量与通货膨胀三者之间存在正向相关关联,但是这三者之间的关联存在显著的阶段性特征,具体表现为在2008—2011年全球金融危机时期,外汇储备、货币供给量与通货膨胀这三者之间的相关关联变得十分不显著,这也就意味着金融危机大大削弱了外汇储备对于通货膨胀的拉动效应。^[5]因此,本文认为在经济周期的不同阶段,外汇储备对于通货膨胀的作用机制将会发生显著的变化。本文接下来将针对式(7)进行扩展,在模型中引入非线性特征。具体而言,本文选取经济增长率与通货膨胀率作为本文研究的门限变量,这样处理有利于深刻揭示在经济周

期的不同阶段外汇储备对于通货膨胀的作用机制将会发生怎样的变化。如下所示：

$$\pi_t = (\beta_{11} + \beta_{21}\Delta FR_t + \beta_{31}\pi_t^f) I_1 \{g_t \leq \gamma_1, \pi_t \leq \gamma_2\} + (\beta_{12} + \beta_{22}\Delta FR_t + \beta_{32}\pi_t^f) I_2 \{g_t \leq \gamma_1, \pi_t > \gamma_2\} + (\beta_{13} + \beta_{23}\Delta FR_t + \beta_{33}\pi_t^f) I_3 \{g_t > \gamma_1, \pi_t \leq \gamma_3\} + (\beta_{14} + \beta_{24}\Delta FR_t + \beta_{34}\pi_t^f) I_4 \{g_t > \gamma_1, \pi_t > \gamma_3\} + e_t \quad (8)$$

这里， $I_i(g_t, \pi_t)$ ， $i = 1, 2, 3, 4$ 代表示性函数，当其满足括号内的约束条件时 $I_i(g_t, \pi_t) = 1$ ；反之， $I_i(g_t, \pi_t) = 0$ 。 g_t 与 π_t 代表门限变量，其中 g_t 是经济增长率，为第一门限变量，而 π_t 是通货膨胀率，为第二门限变量， $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 分别代表相应的门限值。^① e_t 为独立同分布的残差项，其均值为 0，方差为 σ_e^2 。

如果通过计算得出第一门限值的门限效应显著时，本文可以通过第一门限值将样本进行分割，并在每一个子样本内继续计算得出第二门限值，估计原理相同，因此本文在此仅针对式 (8) 中经济增长的门限效应给出门限值的估计方法，并对假设检验的方法进行说明。式 (8) 中经济增长的门限效应表示如下：

$$\pi_t = (\alpha_{11} + \alpha_{21}\Delta FR_t + \alpha_{31}\pi_t^f) I \{g_t \leq \gamma_1\} + (\alpha_{12} + \alpha_{22}\Delta FR_t + \alpha_{32}\pi_t^f) I \{g_t > \gamma_1\} + \epsilon_t \quad (9)$$

本文主要参照 Chan 和 Hansen 提出的格栅搜索法来估计门限值。^{[11][12]} 具体而言，将样本按照门限变量的升序排列，依次选取门限变量观测值中间的 80% 作为潜在门限值，并代入式 (9) 求出残差平方和，则门限值的一致估计量就是使得残差平方和最小的门限值。将残差平方和表示成 $S_1(Y_1)$ ，则门限值的一致估计量 $\bar{\gamma}_1$ 由下式给出：

$$\bar{\gamma}_1 = \operatorname{argmin} S_1(\gamma_1) \quad (10)$$

式 (9) 作为非线性方程存在一个问题，那就是很可能存在伪回归的现象，因此本文要针对式 (9) 中是否存在门限效应进行假设检验，如果存在，则需检验门限效应的显著程度。传统的假设检验方法在这里并不适用，这是因为在不存在门限效应零假设的前提下，门限变量是无法被识别的。因此，传统方法所要构建的统计量大样本分布不再服从卡方分布，这便意味着构建的统计量不再渐进有效。因此，本文参照 Hansen 拉格朗日乘数法 (Lagrange Multiplier) 先对假设检验统计量进行转换，再通过自举样本法 (Bootstrap) 得到构建统计量的值。^[12] Hansen 证明了通过拉格朗日乘数法以及自举样本法得到的值是渐进有效的。因此本文采用上述方法检验门限效应是否存在。具体而言：

针对式 (9)，如果经济增长的门限效应不存在，其对应的零假设为：

$$H_0: \alpha_{i1} = \alpha_{i2}, i = 1, 2, 3 \quad (11)$$

相应的备择假设为：

$$H_0: \alpha_{i1} \neq \alpha_{i2}, i = 1, 2, 3 \quad (12)$$

令 S_0 和 S_1 分别为在零假设 H_0 及备择假设 H_1 的条件下式 (9) 的残差平方和，则本文构建检验门限效应是否存在的统计量为如下形式：

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma}_1)}{\hat{\sigma}^2} \quad (13)$$

Hansen 通过研究发现，当门限效应存在时，门限变量的估计值 γ_1 与现实中门限变量值 γ_2

是一致的，但是门限变量估计值的 F 统计量并不服从标准的正态分布。因此 Hansen 采用极大似然比法推导出 F 统计量的渐进分布，并满足如下似然比检验：^[13]

$$LR_1(\gamma_1) = \frac{S_1(\gamma_1) - S_1(\hat{\gamma}_1)}{\hat{\sigma}^2} \quad (14)$$

LR_1 不是标准的正态分布，Hansen 给出了 LR_1 的置信区间。^[13] 具体方法是，给定渐进水平 α ，如果 $LR_1(\gamma_1) \leq c(\alpha) = -\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ ，则不能拒绝零假设，即门限效应不存在，其中 $c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 表示的是非拒绝区间的临界点。

三、通货膨胀与外汇储备之间非线性关联机制的计量分析

(一) 变量的数据来源及处理方式

本文选取了我国 1995 年第一季度至 2015 年第三季度的经济数据作为样本，国外通货膨胀率使用国际货币基金组织公布的世界通货膨胀率数据，其他数据来源为中国经济统计数据库。相关变量均通过 Eviews 6.0 软件中 X12 季节调整模块的乘法模型进行了季节调整。具体变量数据说明如下：(1) 通货膨胀率 (π_t)。本文通货膨胀率根据消费价格指数 (CPI) 数据计算得到。具体做法是：首先根据月度同比消费物价指数，将季度内每个月份的消费物价指数进行算术平均，并将平均值作为季度的消费物价指数；然后通过季节调整得到季度 CPI；最后根据公式 $\pi_t = (\text{CPI} - 1) \times 100\%$ 计算得出季度通货膨胀率。(2) 外汇储备增长率 (ΔFR_t)。本文首先将外汇储备的季度值进行季节调整，通过季节调整过的外汇储备计算出外汇储备的季度同比增长率。(3) 国外通货膨胀率 (π_t^f)。本文的国外通货膨胀率根据国际货币基金组织公布的世界通货膨胀率数据计算得出，国外通货膨胀率同样经过了季节调整。(4) 经济增长率 (g_t)。本文选取 GDP 的实际增长率作为经济增长的代理变量。具体而言，本文以 1994 年的价格为基期，分别计算出每季度的实际 GDP，将每季度的实际 GDP 通过季节调整后计算得出实际季度 GDP 同比增长率。

(二) 平稳性检验

表 1 平稳性检验结果

变量	ADF 检验	Phillips - Perron 检验
π_t	-3.2496 **	-5.4676 ***
ΔFR_t	-2.8274 *	-4.4038 ***
π_t^f	-4.1661 ***	-8.8972 ***
g_t	-2.8875 *	-2.6972 *

注：***，**，* 分别表示显著水平为 1%、5%、10%。

为了避免在回归分析中出现伪回归的问题，本文需要针对门限模型中的每一个变量进行平稳性检验。Hansen 提出的检验门限效应是否存在的假设检验方法具有一个重要的前提假设，即模型中的相关变量必须是平稳的，不包含单位根。因此，为了保证采用门限模型来研究通货膨胀与外汇储备之间的关联是适宜的，本文采用 ADF 单位根检验法与 Phillips - Perron 单位根检验

法对模型中所涉及的相关变量进行平稳检验，检验结果由表 1 给出。表 1 的结果显示，所有的经济变量均在 10% 的显著水平下拒绝了零假设，这说明模型中所有的变量都通过了平稳性检验。因此，本文采用门限模型来研究通货膨胀与外汇储备之间的门限效应具有适宜性。

(三) 实证结果

本文选取了我国 1995 年第一季度至 2015 年第三季度的季度数据作为研究样本，共包含了 83 个样本容量，通过经济增长率将总样本分割得到的两个子样本的容量分别为 49 与 34。由于在经济增速较慢的区制内样本容量为 34，因此出于统计学有效性的角度，本文在经济增速较慢的区制内不再选取通货膨胀率进行第二次样本分割。在此，本文将式 (8) 进行了相应的变换，如下所示：

$$\pi_t = (\beta_{11} + \beta_{21}\Delta FR_t + \beta_{31}\pi_t^f) I_1 \{g_t \leq \gamma_1\} + (\beta_{13} + \beta_{23}\Delta FR_t + \beta_{33}\pi_t^f) I_3 \{g_t > \gamma_1, \pi_t \leq \gamma_3\} + (\beta_{14} + \beta_{24}\Delta FR_t + \beta_{34}\pi_t^f) I_4 \{g_t > \gamma_1, \pi_t > \gamma_3\} + \varepsilon_t \quad (15)$$

式 (15) 便是本文研究的模型。表 2 给出了我国经济增长与通货膨胀门限效应检验结果的 LM 检验值与渐进 p 值，从表 2 的估计结果中可以看出，经济增长门限效应检验结果的 LM 检验值为 22.7734，对应的 p 值为 0.003，即在 1% 的水平下拒绝了零假设，这也就意味着在 1% 的水平下本文认为我国通货膨胀与外汇储备之间确实存在经济增长的门限效应。通货膨胀门限效应检验结果的 LM 检验值为 21.8614，对应的 p 值为 0.008，即在 1% 的水平下拒绝了零假设，这也就意味着在 1% 的水平下本文认为当经济处于高速增长时期时，我国通货膨胀与外汇储备之间确实存在通货膨胀的门限效应。此外，表 2 还给出了相应的经济增长的门限值为 9.0929%，通货膨胀的门限值为 3.2421%。

表 2 经济增长与通货膨胀门限效应检验结果

	LM 检验值	自举抽样的值	门限值估计 (%)
经济增长	22.7734	0.003	9.0929
通货膨胀	21.8614	0.008	3.2421

接下来，本文给出了检验经济增长门限效应是否存在的统计量的图像与 95% 的置信区间的图像。图 1 是检验经济增长门限效应是否存在的统计量图像，图 2 是经济增长的 95% 的置信区间的图像。图 3 是检验通货膨胀门限效应是否存在的统计量图像，图 4 是通货膨胀的 95% 的置信区间的图像。图中，实线分别表示的是经济增长率与通货膨胀率的标准化似然比序列，虚线分别表示的是经济增长与通货膨胀的 95% 的置信区间。从图 2 中可以看出，经济增长的门限估计值使得标准化似然比序列达到了最小，此时对应的经济增长率的门限估计值为 0.09029。进一步从图 2 中可以看出，虚线下方的实线部分表示的是经济增长率 95% 的置信区间，通过计算本文可以得到经济增长率的 95% 的置信区间为 $\hat{\Gamma}^* = [0.085368, 0.092743]$ 。同样，根据图 4 的显示，本文计算出通货膨胀率的 95% 的置信区间为 $\hat{\Gamma}^* = [0.031425, 0.032681]$ 。这样的结果表明，本文有充分的证据来证明在原先的样本区间内我国通货膨胀与外汇储备增长之间确实可以通过经济增长与通货膨胀进行区制划分，这也充分证明了本文关于我国通货膨胀与外

汇储备增长率之间存在非线性关联的设想。

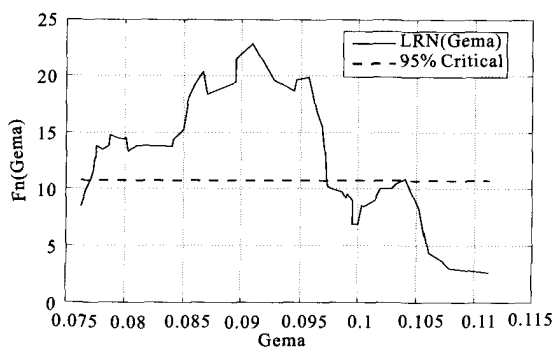


图1 经济增长的 F 检验

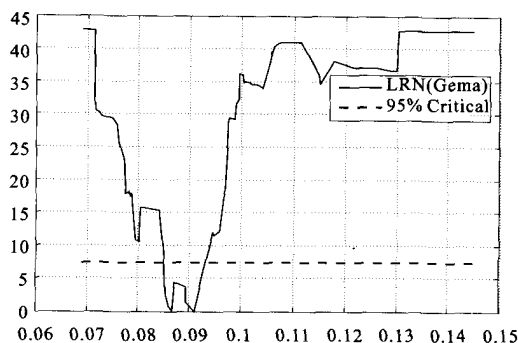


图2 经济增长的 95%置信区间

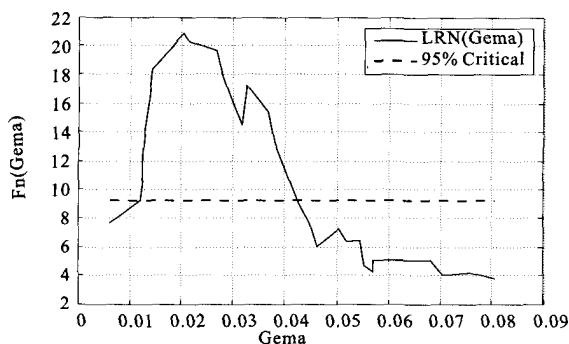


图3 通货膨胀的 F 检验

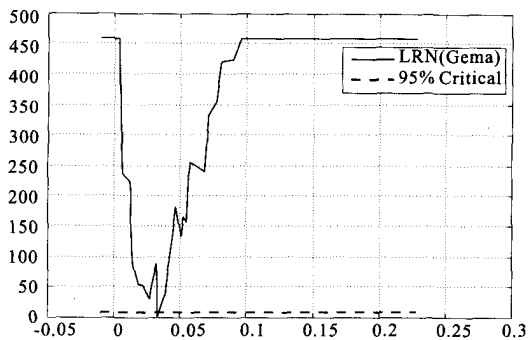


图4 通货膨胀的 95%置信区间

本文接下来将针对我国外汇储备对于通货膨胀的作用机制进行深入分析，并依据经济增长将样本进行了第一次样本分割，并分别在总样本与三个子样本中进行最小二乘回归，这样处理是为了便于比较分析不考虑门限效应与考虑门限效应时我国通货膨胀与外汇储备关联性之间的差异。具体的估计结果由表 3 给出。

表 3 我国通货膨胀与外汇储备多重门限选择估计结果

线性方程			区制 1			区制 2			区制 3		
参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
β_1	-0.0327	0.0034	β_{11}	0.0302	0.0113	β_{13}	-0.0166	0.0101	β_{14}	-0.0058	0.0031
β_2	0.0582	0.0169	β_{21}	-0.0061	0.0231	β_{23}	0.0046	0.0239	β_{24}	0.0986	0.0139
β_3	0.9709	0.0974	β_{31}	-0.4825	0.2957	β_{33}	0.8203	0.2259	β_{34}	0.7314	0.0766
门限：—			门限： $g_1 \leq 9.0929\%$			门限： $g_1 > 9.0929\%$ $\pi_1 \leq 3.2421\%$			门限： $g_1 > 9.0929\%$ $\pi_1 > 3.2421\%$		
样本数：83			样本数：34			样本数：23			样本数：26		
门限效应 P 值：—			门限效应 P 值：0.003			门限效应 P 值：0.008			门限效应 P 值：0.008		
R^2 ：0.7431			R^2 ：0.0993			R^2 ：0.2569			R^2 ：0.9632		

从表3的估计结果中可以看出, 外汇储备对于通货膨胀的作用机制在不同的经济增长区制与通货膨胀区制内是大相径庭的。当不考虑经济增长与通货膨胀的门限效应时, 外汇储备对于通货膨胀的贡献度为0.0582, 表明外汇储备同比增长率每上升1%, 便会引起通货膨胀率上升0.0582%。此时, 整个模型的 R^2 为0.7431, 拟合程度较为理想。可以看出, 在全样本范围内, 我国的通货膨胀与外汇储备之间呈现出一种正向相关关联, 这与从卢卡斯总供给模型推导出的通货膨胀率与外汇储备增长率之间的相互关联是吻合的。当考虑到经济增长与通货膨胀的门限效应时, 外汇储备对于通货膨胀的作用机制发生了很大的变化。

1. 针对区制1的情况, 可以从表3的结果中看出, 外汇储备对于通货膨胀的作用机制发生了显著的变化。当经济增长率小于门限值时, 无论是外汇储备对于通货膨胀的系数-0.0061, 还是整个样本的拟合程度 R^2 为0.0993均不显著, 这表明当经济处于紧缩期时, 外汇储备对于通货膨胀的作用机制是十分不显著的, 此时外汇储备对于通货膨胀不再具有拉动效应。

2. 针对区制2的情况, 当我国处于高速经济增长、低通货膨胀的理想经济阶段时, 外汇储备对于我国的通货膨胀同样不存在显著的拉升效应, 这表明当我国经济增速较高、通货膨胀较低时, 我国外汇储备增长率对于通货膨胀的贡献程度是较小的, 此时我国的通货膨胀成因主要来自于其他方面, 从卢卡斯总供给模型推导出的通货膨胀率与外汇储备增长率之间的相互关联不再适用于我国经济的实际状况。

3. 针对区制3的状况, 当我国经济处于高速增长阶段、高通货膨胀时, 外汇储备对于通货膨胀具有显著的拉动效应, 外汇储备与通货膨胀之间的系数为0.0986, 与之前全样本以及区制1与区制2外汇储备对于通货膨胀的系数表现出显著的提升。以2011年第二季度为例, 我国外汇储备增长率为26.7285%, 通货膨胀率为5.7105%, 而通货膨胀率中有2.6354%是来自于外汇储备的增加, 因此外汇储备的增加对当期实际通货膨胀的贡献程度高达46.2%。

以上数据表明, 当我国处于高速经济增长、高通货膨胀时期, 我国的通货膨胀主要来源于外汇储备增长率, 是典型的国际输入型通货膨胀, 外汇储备的增加促使货币当局过量发行货币进而导致了较为显著的通货膨胀。而此时, 货币当局通过调节外汇储备来实现对通货膨胀的控制与管理是十分有效的。

图5给出了我国自1995—2015年的通货膨胀与外汇储备的走势。

1. 从图5中可以清晰地看出, 总体上我国通货膨胀率与外汇储备增长率保持了同向的变动, 表明在全样本范围内从卢卡斯总供给模型推导出的通货膨胀率与外汇储备增长率之间的相互关联是吻合的。

2. 本文发现当我国处于高增长、高通胀的区制内时, 我国的外汇储备与通货膨胀均处于相邻时期内的较高水平, 并且二者走势趋于一致, 表明我国外汇储备与通货膨胀之间存在高度的正向相关关联, 此时我国较高的通货膨胀率大部分来自于外汇储备的增长, 属于典型的国际输入型通货膨胀。

3. 从图5中还发现, 1998—2002年以及2012年之后, 我国进入了低速增长时期, 这两段时期外汇储备增速的走势与通货膨胀率的变动趋势产生了显著的差异, 表明当我国处于低速增

长时期，外汇储备与通货膨胀之间并不存在显著的正向相关关联。

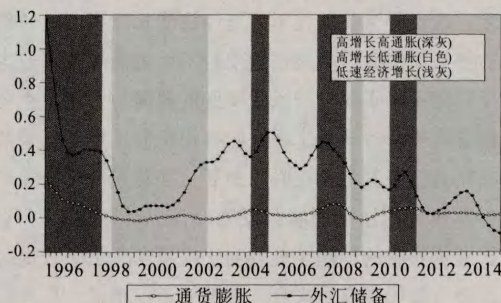


图5 我国通货膨胀与外汇储备走势图

通过分析发现，在我国 1998—2002 年期间，我国经济增长大幅度下滑，随之而来的是我国出现了轻微的通货紧缩局面，这主要是受东南亚金融危机的影响。我国政府为了保证香港外汇市场以及资本市场的稳定，斥资 1000 亿港元平准基金采取了救市行动。这使得我国外汇储备增速在短期内急剧下降，并导致外汇储备对通货膨胀的影响方向也发生了相应改变，此时，通货膨胀与外汇储备间的作用机制与固定系数“卢卡斯总供给方程”的描述相悖。具体表现为：外汇储备增速的下降对于通货膨胀率不再具有显著的影响，这两者之间不存在任何显著的相关关联。这主要是因为：外汇储备的负增长会显著降低一国对国际金融风险的抵御能力，同时使我国的国际购买力水平下降，这会引起短期内的供给不足，造成通货膨胀率不再与外汇储备增速同方向的变动，这两者之间便不存在显著的相关关联。东南亚金融危机平复后，外汇储备对通货膨胀的正向影响效应稳步上升，形成了持续增强的拉动效应。然而，在 2008 年美国次贷危机爆发过后，我国外汇储备增速与通货膨胀之间的依存机制再度发生转变，尤其是在 2012 年之后，外汇储备增速大幅度下降，而通货膨胀率的变动则较为平稳。这些事实表明我国经济在遭遇外部冲击时，外汇储备增长对于通货膨胀的作用机制发生了显著的改变。通过以上分析本文认为，我国当前面临着产能过剩的不利局面，属于典型的需求约束型经济，而外汇储备的下降不会对于我国当前持续低水平的通货膨胀产生显著的下拉效应。因此，我们应理性看待当前央行的结构性减储行为，不必过分担心央行的结构性减储行为对于我国当前通货膨胀收缩局面所产生的不利影响。

四、结 论

本文选取我国 1995 年第一季度至 2015 年第三季度的经济数据，深入研究了我国通货膨胀与外汇储备之间的非线性关联，主要得出以下几方面的结论。首先，在全样本范围内，外汇储备增长率能够导致通货膨胀水平的提升，表明由卢卡斯总供给模型所推出的通货膨胀与外汇储备增长率之间的相互关系与我国实际的经济运行状况是高度吻合的。其次，我国通货膨胀与外汇储备之间存在显著的经济增长门限效应。具体而言，当我国经济高速增长时外汇储备增长率

对于通货膨胀的贡献程度要显著高于不考虑经济增长门限效应与经济低速增长时外汇储备增长率对通货膨胀的贡献程度,这表明当我国处于高速经济增长时我国的通货膨胀主要是国际输入型通货膨胀,外汇储备的增加促使货币当局过量发行货币进而导致了较为显著的通货膨胀,此时,货币当局通过调节外汇储备来实现对于通货膨胀的控制与管理是十分有效的。但是当我国经济低速增长时,外汇储备增长率对于通货膨胀的作用机制发生了显著的变化,外汇储备增长率与通货膨胀之间不存在任何显著的相关关联。最后,当我国处于高速经济增长时期,我国通货膨胀与外汇储备之间存在显著的通货膨胀门限效应。具体而言,当我国通货膨胀水平较高时,外汇储备增长率对于通货膨胀的影响要显著高于通货膨胀水平较低时外汇储备增长率对于通货膨胀的影响,较高的通货膨胀主要是来自于外汇储备的增长,即外汇储备的增加促使货币当局过量发行货币进而提升通货膨胀水平;但是当通货膨胀水平较低时,外汇储备增长率对于通货膨胀的作用机制不再显著。

我国现阶段外汇储备下降的趋势已然形成。随着经济全球化的加深,人民币国际化进程也在不断加快,我国对他国储备货币的需求将会大幅下降。同时,全球资本配置格局也出现了新变化:外国直接投资和国际游资都将出现净流出状态,从而带动我国外汇储备净额持续下降。在外汇储备大幅度减少的情况下,外界开始担心中国要为人民币汇率的稳定和遏制外资产出逃付出巨大的代价,并且认为外汇储备的持续下降是导致我国现阶段经济增速下滑、通货膨胀收缩的主要原因。但是通过本文的研究结果可以看出,外汇储备的持续性下降对我国当前经济增速下滑、通货膨胀收缩的影响仍处于可控范围。事实上,无论中国外汇储备减少的趋势是否持续,我国外汇储备的规模都足以保障当前国内经济的平稳运行以及人民币汇率的相对稳定。

我国进入经济发展新常态后,出现了经济增长动力与经济下行压力并存的复杂情况。当前我国通货膨胀持续走低是需求增长放缓和产能过剩共同作用形成的,具有结构性特征。产品价格下降与国际市场初级产品价格快速下降相叠加,使得企业加快调整产品和原材料库存,减少采购与生产,调整或延后投资计划。新常态下我国经济下行压力增大,是增长动力转换阶段的正常情况,不必惊慌失措。经济增长动力与经济下行压力并存,是当前的基本特征。因此,我们既要看到当前世界经济复苏一波三折、不确定性增多、其影响需要高度重视,又要看到中国经济呈现产业结构不断优化、发展动力加快转化、地区和行业走势分化的明显特征。既要冷静面对新常态下经济下行压力,又要看到经济运行缓中趋稳、稳中向好的大趋势。

但是仍然需要指出,外汇储备的减少从客观上决定着人民币贬值预期仍然存在,这意味着国际资本陆续退出中国的总体趋势在短期内仍不会改变,因此,即便我国拥有巨额的外汇储备,也需要谨慎使用。外汇当局在未来一定时期内应注重吸引外资回流,避免资本在短期内大量流失而引致系统性金融风险;同时,在外汇储备的规模出现历史性转折的情况下,中国应该重新构建外汇储备的管理体制,改变过去外汇储备使用效率低和战略定位模糊的格局。从本文的估计结果来看,现阶段外汇储备收缩对通货膨胀的影响相对较低,这在客观上赋予了中国调整外汇储备规模的时间窗口。国家除了持有稳定汇率和平衡国际收支必须的储备之外,应该把大量的外汇储备转让给机构、企业和居民持有,切实做到结构调整、还汇于民。☆

注 释:

①本文采用的多重门限选择模型在门限变量设定时具有先后顺序,当使用第二门限变量对第一门限变量划分后的区制进行二次样本分割时将分别在两个子样本区间内进行二次门限估计,因此第二门限变量存在两个门限水平与。这种排序门限选择模型具有显著的经济意义,因为在经济周期的不同阶段,货币当局对通货膨胀的容忍度是显著不同的。

主要参考文献:

- [1] Heller H. R. International Reserves and World - wide Inflation [J]. IMF Staff Papers, 1976, 23 (1): 61 - 87.
- [2] Bahmani - Oskooee M., Alse J. Error - correction Models and Cointegration: International Reserves and World Inflation [J]. Economic Notes - Siena, 1997: 35 - 48.
- [3] Monacelli T., Sala L. The International Dimension of Inflation: Evidence from Disaggregated Consumer price data [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009, 41 (s1): 101 - 120.
- [4] 曲 强, 张 良, 扬仁眉. 外汇储备增长, 货币冲销的有效性以及对物价波动的动态影响——基于货币数量论和SVAR的实证研究 [J]. 金融研究, 2009 (5): 47 - 60.
- [5] 惠晓峰, 王馨润. 中国外汇储备对通货膨胀影响的实证分析 [J]. 管理科学, 2013 (2): 100 - 109.
- [6] 王三兴, 陈 帅, 吕效能. 外汇储备, 货币供给量与通货膨胀: SSM 分析 [J]. 江淮论坛, 2015 (5): 67 - 72.
- [7] 高 瞻. 我国外汇储备, 汇率变动对通货膨胀的影响——基于国际收支视角的分析 [J]. 国际金融研究, 2010 (11): 4 - 10.
- [8] Barro R. J., Gordon D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12 (1): 101 - 121.
- [9] Lin M. Y., Wang J. S. Foreign Exchange Reserves and Inflation: an Empirical Study of Five East Asian Economies [J]. Empirical Economics Letters, 2009, 8 (5): 487 - 493.
- [10] Gourinchas P. O. Exchange Rates Do Matter: French Job Reallocation and Exchange Rate Turbulence, 1984 - 1992 [J]. European Economic Review, 1999, 43 (7): 1279 - 1316.
- [11] Chan K. S. Consistency and Limiting Distribution of the Least Square Estimator of a Threshold Autoregressive model [J]. The Annals of Statistics 1993, 21: 520 - 533.
- [12] Hansen B. E. Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis [J]. Econometrica, 1996, 64 (6): 413 - 430.
- [13] Hansen B. E. Sample Splitting and Threshold Estimation [J]. Econometrica 2000, 68 (4): 575 - 603.

Does Foreign Exchange Reserve Reduction have Deflation Effects

Liu Jinquan¹ Hao Shihe² Liu Dayu³

Abstract: Based on the Lucas aggregate supply model, this paper deduces the equation between the growth rate of foreign exchange reserves and the inflation rate, and takes a further study on the non - linear nexus between inflation and foreign exchange reserves in China. The findings show that the growth of foreign exchange reserves in China has a significant effect on inflation when the economy is in a boom period, and the level of inflation is largely determined by the changes in foreign exchange reserves. When the economy is in a period of austerity, the growth in foreign exchange reserves will not have a significant impact on the level of inflation. In addition, this paper also finds inflation and the growth of foreign exchange reserve also exist significant inflation threshold effect; the impact which comes from the growth of the performance of the foreign exchange reserve growth on inflation would be decreased with the level of inflation declining. Therefore, we should review the structural behavior of the central bank reserve rationally, it is only a periodical behavior to balance the central bank's capital at this stage and it will not have a significant deflation effect on the current level of inflation.

Key words: Foreign Exchange Reserve; Deflation; Inflation; Central Bank

[收稿日期: 2016.1.5 责任编辑: 单丽莎]

[中图分类号] F830.92 [文献标识码] A [文章编号] 1000 - 8306 (2016) 03 - 0001 - 11