



中国外汇储备对通货膨胀影响的实证分析

惠晓峰¹, 王馨润²

1 哈尔滨工业大学 管理学院, 哈尔滨 150001

2 伯明翰大学 数学学院, 伯明翰 B15 2TT

摘要:从货币供应角度,结合定性分析和计量方法解释中国外汇储备对通货膨胀影响的传导关系,建立 VAR 模型对2003年至2011年中国外汇储备、广义货币供应量与通货膨胀的关系进行实证研究。研究结果表明,外汇储备变化1%会引起通货膨胀同向变动0.048%,对通货膨胀的积极贡献程度为19.697%,且存在2期最大滞后;外汇储备与广义货币供应量互为格兰杰因果关系,广义货币供应量是通货膨胀的格兰杰原因;三者关系表现出明显的阶段性,2008年至2011年外汇储备与通货膨胀的均衡关系消失;中国的广义货币供应量是传导关系的重要中间变量,短期内外汇储备增加不会直接作用于物价水平。相关结论为客观认识外汇储备与通货膨胀关系提供了新视角。

关键词:外汇储备; 广义货币供应量; 通货膨胀; 传导关系; VAR 模型

中图分类号:F820 **文献标识码:**A **doi:**10.3969/j.issn.1672-0334.2013.02.010

文章编号:1672-0334(2013)02-0100-10

1 引言

在金融危机发生后,为抵御金融危机的冲击,保证经济的持续增长,中国实行积极的财政政策和适度宽松的货币政策,信贷规模和广义货币供应量(M_2)同时呈大幅明显上升趋势,外汇收入从21世纪开始后更呈现出快速增长的势头。2007年末中国外汇储备跃居全球第一,据国家外汇管理局统计的数据,当前中国的外汇储备余额已超过3万亿美元。在 M_2 和外汇储备同时快速增长的形势下,通货膨胀的压力一直存在^[1],多年来控通胀一直是中国政府经济工作的重要任务之一。方先明等^[2]认为 M_2 和外汇储备增加是中国近年来通货膨胀的主要推力,但其中外汇储备对通货膨胀作用效果的结论存在很大争议。货币供应量作为外汇储备影响物价水平的主要渠道^[3],在分析外汇储备影响通货膨胀时因为缺少有效的定量分析,导致三者间的关系仍未得到清晰的解答。中国属于发展中国家,历史经济数据往往呈现出阶段性的特点。本研究运用向量自回归

(VAR)的方法,进一步探究外汇储备规模对通货膨胀影响的问题,建立和判断外汇储备、 M_2 和通货膨胀三者间的关系,有助于系统分析中国的巨额外汇储备积累对通货膨胀的影响,以期为政策调控和市场预期提供参考。

2 相关研究评述

Heller^[4-5]最早提出国际储备增长通过基础货币扩张将在世界范围内引起货币供应量变动,进而引发世界范围通货膨胀; Khan^[6]认为,浮动汇率下国际储备的增长对物价影响水平较小; Rabin 等^[7]对 Heller 理论的一般性产生质疑,提出 Heller 理论仅能适用于20世纪70年代那一时期,而不能被广泛推广; Lin 等^[8]对 Heller 理论进行拓展,假设政府干预外汇市场,如果汇率效应大于货币冲击,外汇储备增长就会引发通货膨胀。另外一种分析角度是以 Bahmani-Oskooee 等^[9]为主要代表的国际货币主义,认为世界通货膨胀的根源是国际收支和外汇储备增长的传递

收稿日期:2012-08-26 **修返日期:**2013-03-14

基金项目:国家自然科学基金(71173060, 71031003)

作者简介:惠晓峰(1957-),男,陕西清涧人,毕业于哈尔滨工业大学,获博士学位,现为哈尔滨工业大学管理学院教授、博士生导师。研究方向:金融理论、汇率预测和金融风险管理等。E-mail:xhui@hit.edu.cn

机制。在已有理论研究的基础上,Steiner^[10]通过面板数据分析发现,对于实行固定汇率的国家和少数浮动汇率国家,如果货币增发没能被有效冲销或者超过货币需求的增长,国际储备积累会产生通胀压力,导致温和的通货膨胀且伴有2年的滞后期;Chaudhry等^[11]认为高水平的商品和服务以及高额外汇储备对经济增长起到至关重要的作用,同时发现一些国家的外汇储备增加会降低通货膨胀。

方先明等^[2]的研究结果表明,2001年后中国的外汇储备增加具有明显的通货膨胀效应;谢太峰^[12]阐述了中国外汇储备规模与通货膨胀之间的关系,认为外汇储备与通货膨胀并不具有必然的因果关系,充足的外汇储备存量有时会有利于平抑物价的上涨,同时外汇储备增长并不是通货膨胀的决定性因素。此后,中国学者分别从理论和实证两个角度针对外汇储备与通货膨胀的关系进行研究。张鹏等^[13]采用Lin等^[8]的卢卡斯产出函数和Loss函数方法分析外汇储备增加对通货膨胀的传导机制,检验结果表明外汇储备增加对通货膨胀会产生较大影响;陈碧琼等^[14]构建IS-LM-BP物价波动国际传导机制的理论模型,通过检验发现外汇储备变动与物价变动在短期内和长期内均不存在动态均衡;曲强等^[15]基于货币数量论和SVAR模型的实证研究表明,中国的外汇储备变动具有明显的通胀效果;邹璇^[16]探讨外汇储备过高形成的通货膨胀压力机制,认为外汇储备通过货币供应量实现对物价水平的影响;宋金奇^[17]、高瞻^[18]和陈文政^[19]分别从实证角度得出结论,认为外汇储备增加不是货币供应量增加和通货膨胀的原因,但货币供应量的增加是通货膨胀的原因,外汇储备可以通过货币供应量影响通货膨胀,但外汇储备增加对物价水平的冲击很小。

上述研究由于没能考察货币供应量在外汇储备增加对通货膨胀传导机制中的动态作用而得出不同的结论。本研究拟从经济学理论出发,结合供求分析和货币创造理论解释外汇储备对通货膨胀影响的传递渠道,并通过构建VAR模型分析中国外汇储备、 M_2 与通货膨胀三者的相关关系,实证探究中国的外汇储备积累过程中是否通过外汇占款增加引致 M_2 的扩张,进而对通货膨胀产生动态的影响。

3 外汇储备的传导理论和中国现状分析

3.1 外汇储备的传导理论

首先,根据供求理论,当汇率变动时会影响本国出口商品与进口商品的相对需求,从国际收支平衡角度引起经常项目差额的变化,带动外汇储备的改变。同时,汇率的变化会使国内、外产品的相对价格发生改变,引起国内一般物价水平的变化^[20],导致经济的内、外部不均衡^[21]。

其次,根据货币创造理论,货币供应量为

$$\begin{aligned} Ms &= K \cdot FA + K \cdot DL \\ &= K(\lambda \cdot FR) + K \cdot DL \end{aligned} \quad (1)$$

其中, Ms 为货币供应量, K 为货币乘数, FA 为国外净资产, DL 为国内信贷, λ 为直接标价法下的名义汇率, FR 为外汇储备余额。货币供应量取决于基础货币和货币乘数两个因素,中央银行主要以再贴现、再贷款和政府借款、财政透支以及外汇占款3种形式投放基础货币。外汇储备的增加量对应外汇占款通过商业银行的存款创造过程形成的货币供应量^[22],根据货币供给理论和中央银行资产负债表,国外净资产和国内信贷共同构成基础货币。

假设汇率在短时间内不发生变化,对(1)式两边差分可以得到

$$\Delta Ms = K(\lambda \cdot \Delta FR) + K \cdot \Delta DL \quad (2)$$

其中, ΔMs 、 ΔFR 和 ΔDL 分别为相同时内货币供应量、外汇储备余额和国内信贷水平的变化量。

由此说明,货币供应量的变化是由外汇储备与国内信贷两方面共同决定的。当国内信贷规模一定时,外汇储备余额增加,货币供应量就会随之发生改变。

通过费雪效应方程可以进一步说明外汇储备与物价水平之间的关系。

假设在初始时刻 t_0 ,有

$$P_0 = M_0 \frac{V_0}{Y_0} \quad (3)$$

其中, P_0 为初始时刻的物价水平, M_0 为初始时刻的货币供应量, V_0 为初始时刻的货币流通速度, Y_0 为初始时刻的社会总产出。

在 t_1 时刻, $P_1 = P_0 + \Delta P_1$ 。

新的物价水平 P_1 等于初始时刻的物价水平 P_0 与 t_0 到 t_1 时刻的物价变化量 ΔP_1 的总和,国际收支进入盈余阶段,国际收支顺差余额为 ΔX_1 ,此时中央银行由于国际收支发生变化积累的外汇储备余额为 FR_1 , $FR_1 = FR_0 + \Delta X_1$ 。假设当期新增外汇占款以比率 r 投入到商品和劳务市场,由此形成的对物价上涨压力的外汇占款为 $r \cdot K \cdot \lambda \cdot \Delta X_1$ 。则

$$\Delta P_1 = (r \cdot K \cdot \lambda \cdot \Delta X_1) \frac{V_1}{Y_1} + M_0 \left(\frac{V_1}{Y_1} - \frac{V_0}{Y_0} \right) \quad (4)$$

其中, V_1 为变动后的货币流通速度, Y_1 为变动后的社会总产出。

假设短期内货币流通速度不变(即 $V_0 = V_1$)、社会总供给不变(即 $Y_0 = Y_1$),则物价水平变化量为

$$\Delta P_1 = (r \cdot K \cdot \lambda \cdot \Delta X_1) \frac{V_0}{Y_0} \quad (5)$$

根据(5)式,由于 $r \cdot K \cdot \lambda > 0$, $\frac{V_0}{Y_0} > 0$,所以当 ΔX_1 增加时, ΔP_1 增加。

综上,外汇储备的增加会造成货币供应量的增加,进而导致物价水平上涨,形成通货膨胀。此结论为采用货币供应量作为研究外汇储备与通货膨胀关系的中间变量提供了理论依据。

3.2 中国现状分析

在2002年以后,中国的国际收支一直保持较大的贸易顺差额,为维持人民币汇率的稳定,外汇管理局需要购入大量的外汇,基础货币中由于外汇储备增加导致的增发货币(即外汇占款)比重增大,外汇储备占广义货币供应量的比重也从1994年的9.300%增加到2011年末的23.200%,平均占比17.100%。国外资产净额占中国流通中现金发行量均值已经超过100%,在人民币汇率缺乏弹性的情况下,外汇储备的快速增加通过外汇占款造成中国货币供给量的大幅增加,如图1所示。

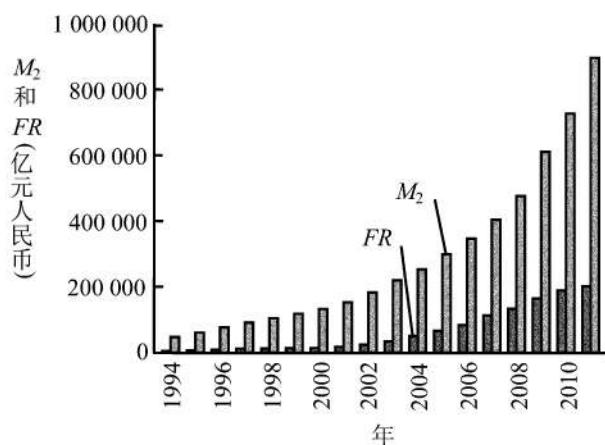


图1 1994年至2011年外汇储备与广义货币供应量变动分布图

Figure 1 Bar Chart of Changes of Foreign Exchange Reserves and M_2 from 1994 to 2011

国际收支的持续顺差造成外汇储备增加,一方面形成人民币升值的压力,另一方面造成人民币对内贬值或国内物价上涨的压力^[23]。图2为1994年至2011年同比物价水平的趋势图,如图2所示,随着外汇储备规模扩大,2003年开始居民消费价格指数(CPI)同比指标增幅扩大,在2004年、2008年和2011年出现较为明显的波峰,年涨幅分别达到3.520%、7.310%和5.335%。赵留彦等^[24]对中国货币供应量与价格水平之间关系考察的结果表明,货币供应量变化是导致物价变动的一个关键因素。在2008年金融危机发生后,由于外部需求大幅萎缩,中国出口项目一度出现负增长。在人民币投放量大幅增加之后,CPI走势完成了快速上升、迅速下降及加速反弹的过程^[1]。2007年6月至2008年末CPI涨幅平均达到6.120%;2009年开始CPI由正转负,进入快速下降通道,累计下降9.900%;同年7月跌幅逐渐缩小,并于2010年1月加速反弹,持续6个月走高。

对于外汇储备增加形成的通货膨胀效应,中国人民银行创设了央行票据进行货币冲销,在短时间内吸收外汇占款引致的货币增发,以控制物价水平的上涨。

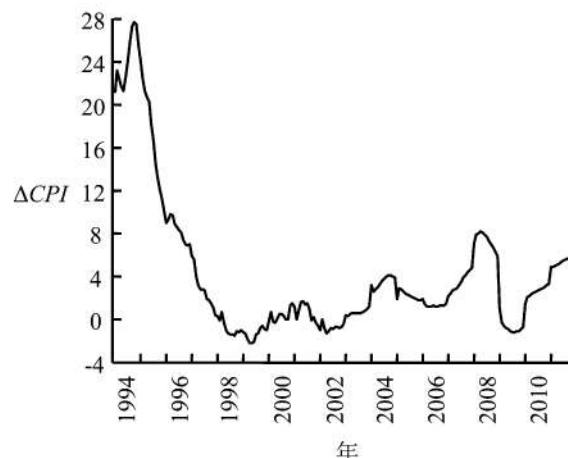


图2 1994年至2011年月度物价水平同比指标趋势

Figure 2 Trend Chart of Year-on-year Indicators of Monthly CPI from 1994 to 2011

4 研究设计

4.1 计量模型的选择

外汇储备与通货膨胀在一定时间内确实存在同时增加的趋势,但并不能准确说明两者存在相关关系。VAR 向量自回归模型对每一个变量建立回归方程,并利用自身滞后阶与模型中所有其他变量滞后阶演化多个时间序列数据间的相互依赖关系。这种非结构性的方法突破了传统经济计量方法以经济理论为基础来描述变量关系的局限性,对变量之间动态联系提供了严密的说明^[25]。近年来,VAR 模型已成为国外学者分析和预测政策效果的有效工具。在评估美国货币政策对房地产价格膨胀的影响时,Gupta 等^[26]采用 FAVAR 模型;Pereira 等^[27]比较葡萄牙不同财政政策的效果时,Narayan 等^[28]分析货币政策有效性时都使用 VAR 模型。

本研究中,将广义货币供应量(M_2)作为货币供应量的度量指标,以居民消费价格指数(CPI)衡量物价水平。 M_2 、CPI 和外汇储备均为时间序列数据,变量间存在滞后相关性,且不存在同期影响关系^[14],因此适合对其进行建立 VAR 模型。

定义 m 维内生变量的 n 阶滞后的 $VAR(n)$ 为

$$\mathbf{y}_{i,t} = A_1 \mathbf{y}_{i,t-1} + \cdots + A_n \mathbf{y}_{i,t-n} + \mathbf{u}_{i,t} \quad (6)$$

$$i \in (1, m) \quad t = 1, 2, \dots, T$$

其中, i 为被观察变量(即本研究中的物价水平和货币供应量), $\mathbf{y}_{i,t}$ 为 t 时刻被观察变量 i 的 $m \times 1$ 维的列向量, $\mathbf{u}_{i,t}$ 为 m 维扰动列向量。被观察变量之间可以同期相关,但不与自身滞后相关或与扰动变量相关。

4.2 变量定义

根据(6)式,本研究选取的样本区间为2003年1月至2011年12月,以月度统计数据为单位,得到108个数据,将其作为基础变量建立 VAR 模型,对中国外汇储备对通货膨胀效应的传导机制进行实证检验。

在数据处理方面,采用当期人民币对美元月度平均汇率将外汇储备(FR)折算为人民币,将 FR 、 M_2 和 CPI 取自然对数,以消除各变量时间序列数据中存在的异方差现象,分别表示为 $\ln(FR)$ 、 $\ln(M_2)$ 和 $\ln(CPI)$ 。外汇储备与月度平均汇率来源于国家外汇管理局,居民消费价格指数数据来自国家统计局,广义货币供应量数据来自中国人民银行。

4.3 VAR 模型的建立

图3为2003年至2011年 $\ln(FR)$ 、 $\ln(M_2)$ 和 $\ln(CPI)$ 的变化趋势图。由图3可知,物价水平增长率呈现出缓慢的上升趋势, FR 与 M_2 变化量相对急速增加。同时由于 FR 的变化率在2008年超出了 CPI 的变化率,由此在对2003年至2011年的整体数据研究后,分别建立2003年至2007与2008年至2011数据的VAR模型,研究三者的关系。

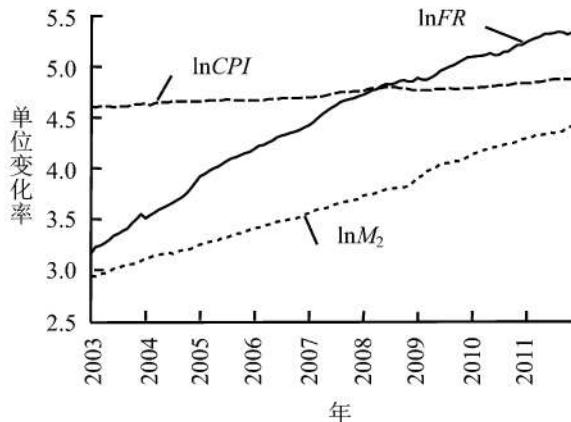


图3 2003年至2011年 $\ln(FR)$ 、

$\ln(M_2)$ 与 $\ln(CPI)$ 趋势图

Figure 3 Trend Chart of $\ln(FR)$,
 $\ln(M_2)$ and $\ln(CPI)$ from 2003 to 2011

建立三组二维 VAR 模型,对 $\ln(FR)$ 、 $\ln(M_2)$ 和 $\ln(CPI)$ 之间的两两关系分别检验,即

$$\begin{pmatrix} \ln\eta_t \\ \ln\psi_t \end{pmatrix} = \Phi_n \begin{pmatrix} \ln\eta_{t-n} \\ \ln\psi_{t-n} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

其中, η 和 ψ 为被观察变量, Φ_n 为第 n 阶滞后时 η 与 ψ 的相关系数矩阵。

5 实证结果和分析

5.1 单位根检验

建立 VAR 模型的前提是各变量具有平稳性,采用 ADF 方法对变量的平稳性进行检验,结果如表 1 所示。

检验结果表明,取对数后数据的 p 值大于 0.050,说明在 5% 的显著性水平下 3 组变量均拒绝平稳假设, FR 、 M_2 和 CPI 均为 $I(0)$ 非平稳时间序列,而研究变量的一阶差分序列具有平稳性。将对数一阶差分后的数据代入系统模拟建立 VAR 模型,即

$$\begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_t \\ \Delta\ln(CPI)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.348 & 0.095 \\ 0.135 & -0.078 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_{t-1} \\ \Delta\ln(CPI)_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_t \\ \Delta\ln(CPI)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.188 & -0.245 \\ -0.042 & 0.042 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_{t-2} \\ \Delta\ln(CPI)_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_t \\ \Delta\ln(CPI)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.329 & 0.200 \\ 0.004 & 0.186 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_{t-3} \\ \Delta\ln(CPI)_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

$$\begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_t \\ \Delta\ln(M_2)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.263 & 0.097 \\ 0.057 & 0.140 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_{t-1} \\ \Delta\ln(M_2)_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_t \\ \Delta\ln(M_2)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.154 & 0.167 \\ 0.029 & 0.237 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_{t-2} \\ \Delta\ln(M_2)_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_t \\ \Delta\ln(M_2)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.225 & 0.169 \\ 0.027 & 0.399 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\ln(FR)_{t-3} \\ \Delta\ln(M_2)_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (9)$$

表1 ADF 检验结果
Table 1 ADF Test Results

变量	ADF 检验值	(1%、5%、10%) 临界值	p 值
$\ln(FR)$	-0.456(C, T, 5)	(-4.051、-3.454、-3.153)	0.984
$\ln(M_2)$	-2.298(C, T, 3)	(-4.049、-3.454、-3.152)	0.431
$\ln(CPI)$	-2.299(C, T, 3)	(-4.049、-3.454、-3.152)	0.430
$D(\ln(FR))$	-3.546(C, T, 5)	(-4.051、-3.455、-3.153)	0.040
$D(\ln(M_2))$	-4.817(C, T, 3)	(-4.050、-3.454、-3.153)	0.001
$D(\ln(CPI))$	-3.650(C, T, 3)	(-4.047、-3.453、-3.152)	0.003

注: D 为差分算子, 检验形式 (C, T, n) 表示单位根检验方程中包括常数项、时间趋势和滞后阶数。

表 2 协整关系检验结果
Table 2 Co-integration Test Results

协整变量	特征根	迹统计量	5% 临界值	协整关系
$D(\ln FR), D(\ln M_2)$	0.113	12.488	9.165	存在一个协整关系
$D(\ln M_2), D(\ln CPI)$	0.144	15.901	9.165	存在一个协整关系
$D(\ln FR), D(\ln CPI)$	0.106	11.626	9.165	存在一个协整关系

表 3 格兰杰因果关系检验结果
Table 3 Results of Granger Causality Tests

原假设	滞后期	概率	结论
$D(\ln FR)$ 不是 $D(\ln M_2)$ 的格兰杰原因	3	0.013	拒绝原假设
$D(\ln M_2)$ 不是 $D(\ln FR)$ 的格兰杰原因	3	0.006	拒绝原假设
$D(\ln M_2)$ 不是 $D(\ln CPI)$ 的格兰杰原因	5	0.001	拒绝原假设
$D(\ln CPI)$ 不是 $D(\ln M_2)$ 的格兰杰原因	5	0.483	接受原假设
$D(\ln FR)$ 不是 $D(\ln CPI)$ 的格兰杰原因	3	0.000	拒绝原假设
$D(\ln CPI)$ 不是 $D(\ln FR)$ 的格兰杰原因	3	0.997	接受原假设

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln(M_2)_t \\ \Delta \ln(CPI)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.217 & -0.229 \\ -0.009 & -0.135 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln(M_2)_{t-1} \\ \Delta \ln(CPI)_{t-1} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} 0.262 & -0.092 \\ 0.074 & 0.021 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln(M_2)_{t-2} \\ \Delta \ln(CPI)_{t-2} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} 0.420 & -0.135 \\ 0.034 & 0.195 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln(M_2)_{t-3} \\ \Delta \ln(CPI)_{t-3} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} -0.043 & -0.153 \\ 0.082 & 0.182 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln(M_2)_{t-4} \\ \Delta \ln(CPI)_{t-4} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} 0.076 & 0.599 \\ -0.017 & -0.059 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln(M_2)_{t-5} \\ \Delta \ln(CPI)_{t-5} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

3 个方程的拟合度分别为 0.108、0.115 和 0.116。

5.2 Johansen 协整性检验

ADF 检验仅表明变量的平稳性,而协整检验可以揭示变量之间是否存在一种长期稳定的均衡关系。基于 AIC、LR、FPE 准则在 VAR 模型的基础上选择滞后期分别为 3、5、3,采用 Johansen 极大似然估计法同时对 3 组时间序列进行协整关系检验,表 2 给出检验结果。由表 2 可知,5% 的显著性水平下,各组两两变量间 VAR 模型至少存在一个协整关系,表明 FR 与 M_2 、 M_2 与 CPI 、 FR 与 CPI 之间彼此存在长期的均衡关系^[29]。

由此建立无确定趋势、有截距的协整方程为

$$D(\ln M_2) = -0.278 D(\ln FR) - 0.020 C \quad (11) \\ (0.118) \quad (0.003)$$

$$D(\ln CPI) = -0.318 D(\ln M_2) + 0.007 C \quad (12) \\ (0.103) \quad (0.002)$$

$$D(\ln CPI) = 0.048 D(\ln FR) + 0.002 C \quad (13) \\ (0.062) \quad 0.001$$

其中,括号中数据为方程的标准差, C 为外生变量。

FR 与 CPI 之间具有同向变动关系,外汇储备每变动 1%, CPI 同向变动 0.048%; M_2 随外汇储备反向变动 0.278%; M_2 增加 1 单位, CPI 指数减小 0.318 个单位。

同时,分阶段的协整检验表明,2003 年至 2007 年, FR 、 M_2 与 CPI 之间分别存在两两正向协整,结果与理论分析基本一致。2008 年以后, FR 与 CPI 间长期的均衡关系消失,但是 FR 与 M_2 、 M_2 与 CPI 之间仍长期均衡。据此可采用格兰杰检验方法对各变量间的因果关系进行检验。

5.3 格兰杰因果检验

格兰杰因果关系检验结果见表 3。从表 3 可知,在 5% 的显著性水平下(概率值小于 0.050)存在以下格兰杰因果关系。

(1) FR 的变化量与 M_2 的变化量之间存在双向格兰杰因果关系;

(2) M_2 的变化量与 CPI 的变化量、 FR 的变化量与 CPI 的变化量之间存在单向格兰杰因果关系,即能以非常大的概率保证 FR 或 M_2 的增加引起物价水平的增加,反之则不然。因为在检验中第 3 个原假设与第 5 个原假设被拒绝(检验概率只有 0.001 和 0.000),但第 4 个和第 6 个原假设不能被否定(检验概率为 0.483 和 0.997)。

同时,以2008年作为分界点,分别对 FR 、 M_2 和 CPI 进行格兰杰因果检验,如表 4 所示。由表 4 的检验结果可知,2003年至2007年 FR 与 M_2 互为格兰杰因果关系, M_2 和 FR 都是 CPI 的格兰杰原因。2008 年以后, FR 不再是 M_2 和 CPI 的格兰杰原因,而 M_2 依然是 FR 和 CPI 的格兰杰原因。

因此, FR 的增加会引起 M_2 的增加,而 M_2 的增加又会促使 CPI 的上升,这说明外汇储备增加的通货膨胀效应会因为 M_2 的变化影响 CPI 。

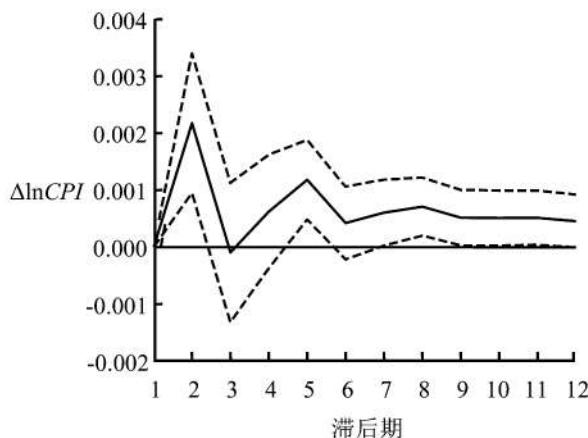
5.4 脉冲响应函数与方差分解

通过广义脉冲响应函数可以得到系统中各变量在短期冲击下对自身和其他变量的动态响应,脉冲响应函数描述了一个内生变量在扰动项的基础上增加一个标准差大小的冲击后所做出的反应。根据本研究目的,着重考察 FR 和 M_2 的变动对 CPI 的动态影响和传导,见图 4。图 4 中,实线为脉冲响应函数,代表与 FR 和 M_2 变化相对应的 CPI 的冲击反应,虚线表示正负两倍标准差偏离带。

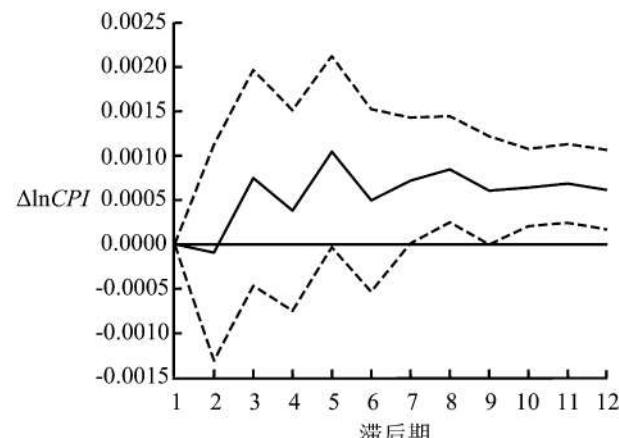
表 4 2003 年至 2007 年与 2008 年至 2011 年格兰杰因果关系检验结果

Table 4 Results of Granger Causality Tests from 2003 to 2007 and from 2008 to 2011

原假设	滞后期	概率	结论
2003 年~2007 年			
$D(\ln FR)$ 不是 $D(\ln M_2)$ 的格兰杰原因	3	0.0001	拒绝原假设
$D(\ln M_2)$ 不是 $D(\ln FR)$ 的格兰杰原因	3	0.0100	拒绝原假设
$D(\ln M_2)$ 不是 $D(\ln CPI)$ 的格兰杰原因	3	0.0114	拒绝原假设
$D(\ln CPI)$ 不是 $D(\ln M_2)$ 的格兰杰原因	3	0.1185	接受原假设
$D(\ln FR)$ 不是 $D(\ln CPI)$ 的格兰杰原因	3	0.0000	拒绝原假设
$D(\ln CPI)$ 不是 $D(\ln FR)$ 的格兰杰原因	3	0.7563	接受原假设
2008 年~2011 年			
$D(\ln FR)$ 不是 $D(\ln M_2)$ 的格兰杰原因	3	0.5378	接受原假设
$D(\ln M_2)$ 不是 $D(\ln FR)$ 的格兰杰原因	3	0.0612	拒绝原假设
$D(\ln M_2)$ 不是 $D(\ln CPI)$ 的格兰杰原因	2	0.0082	拒绝原假设
$D(\ln CPI)$ 不是 $D(\ln M_2)$ 的格兰杰原因	2	0.8734	接受原假设
$D(\ln FR)$ 不是 $D(\ln CPI)$ 的格兰杰原因	3	0.1738	接受原假设
$D(\ln CPI)$ 不是 $D(\ln FR)$ 的格兰杰原因	3	0.6349	接受原假设



(a) $\Delta \ln FR$ 冲击引起 $\Delta \ln CPI$ 波动的脉冲响应函数



(b) $\Delta \ln M_2$ 冲击引起 $\Delta \ln CPI$ 波动的脉冲响应函数

图 4 广义脉冲响应函数图

Figure 4 Charts of Generalized Impulse Response Function

从上述脉冲响应函数的结果可以得到3个结论。

(1) CPI 对 FR 增量一个新息的变动有统计上的正响应,反应幅度是0.002,在第6期后影响缓慢下降趋向于初始水平。

(2) M_2 对 CPI 整体上呈正向冲击,1~2期有较小的负向冲击,从2期以后 CPI 转为正响应且反应幅度较大,5期达到最大幅度0.0010,8期后影响缓慢回落。

(3) 新信息的冲击引起的 CPI 对 M_2 的最大响应在第5期,时间上落后于 CPI 对 FR 响应的第2期。

图5给出方差分解结果。 FR 对 CPI 的最大贡献

程度仅为19.69%,如图5(c); FR 对 M_2 的平均影响为3.521%,如图5(a); M_2 对 CPI 的平均影响为5.183%,如图5(b)。说明外汇储备增加只引起轻微的通货膨胀,同时外汇储备-货币供应量-通货膨胀的传导关系不显著。

表5给出2003年至2007年和2008年至2011年变量的方差分解结果。由表5可知, FR 对 CPI 的最大贡献度从2003年至2007年的28.765%下降到2008年至2011年的8.857%; FR 对 M_2 变动的贡献率由2003年至2007年的19.063%下降至2008年至2011年的0.898%,下降幅度为95.289%;同时 M_2 对 CPI 的贡献度较前5年上升了73.546%,达到21.570%。由此可以说明,外

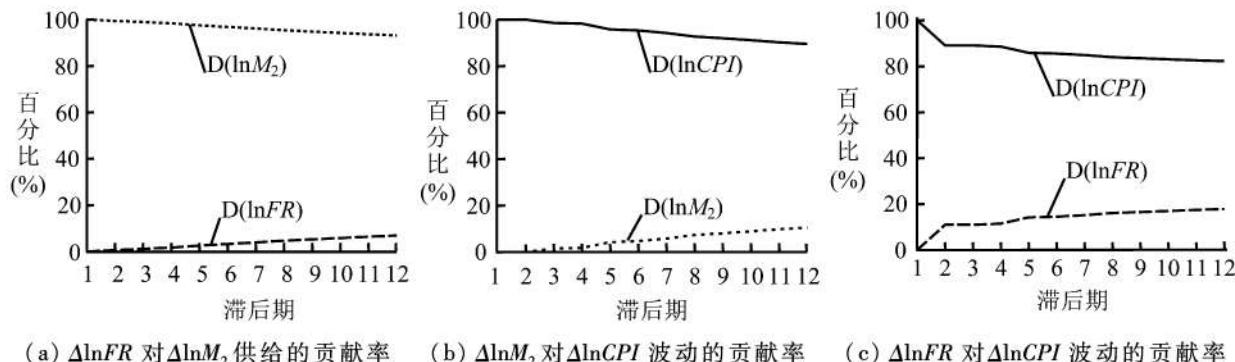


图5 方差分解的结果图

Figure 5 Charts of Variance Decomposition Results

表5 2003年至2007年和2008年至2011年变量的方差分解表

Table 5 Table of Variance Decomposition Results from 2003 to 2007 and from 2008 to 2011

滞后时期	CPI 方差分解贡献度(%)				M_2 方差分解贡献度(%)	
	M_2 (2003年~2007年)	M_2 (2008年~2011年)	FR (2003年~2007年)	FR (2008年~2011年)	FR (2003年~2007年)	FR (2008年~2011年)
2	1.740	1.574	22.829	2.406	2.898	0.119
3	2.268	11.249	22.813	5.412	6.009	0.231
4	4.273	11.985	25.062	5.520	9.804	0.243
5	8.363	15.568	25.623	6.271	11.650	0.366
6	8.492	17.030	26.592	7.801	13.249	0.476
7	9.203	18.516	27.092	7.802	14.308	0.532
8	11.149	19.516	27.612	7.982	15.569	0.624
9	11.414	20.274	27.982	8.534	16.618	0.709
10	11.922	20.840	28.304	8.603	17.456	0.769
11	12.208	21.257	28.555	8.670	18.338	0.836
12	12.429	21.570	28.765	8.857	19.063	0.898

汇储备对通货膨胀效应由广义货币供应量进行传导,同时广义货币供应量是中国外汇储备与通货膨胀传导关系的重要中间变量。

6 结论

本研究建立和判断外汇储备、货币供应量和通货膨胀三者间的关系,利用供求关系分析和货币创造理论确定货币供应量作为货币政策的中介指标,是外汇储备影响通货膨胀的中间变量。利用计量经济理论构建 VAR 模型对2003年1月至2011年12月的数据进行实证,得出中国外汇储备、广义货币供应量与通货膨胀之间存在长期的均衡关系。在此基础上,检验格兰杰因果关系,从脉冲响应和方差分解的角度分析外汇储备对通货膨胀的影响,分别对2003年至2007与2008年至2011的数据进行比较。具体结论如下。

(1)长期看,外汇储备是通货膨胀的格兰杰原因,然而当外汇储备发生1%变化时,仅能引起通货膨胀同向变动0.048%。外汇储备对物价水平的积极贡献程度为19.697%,并且存在2期的最大冲击滞后,之后物价水平会发生迅速下降和反弹。冲击响应说明,央行针对外汇储备增加导致的通货膨胀所采取的货币冲销等政策能在极短时间内缓解高物价水平。

(2)比较2003年至2007年与2008年至2011年的传递效果,外汇储备、广义货币供应量和通货膨胀三者的关系表现出明显的阶段性倾向。2008年至2011年外汇储备与通货膨胀的长期均衡关系消失,中国的外汇储备积累对货币供应量与通货膨胀变化的贡献度急剧下降,而货币供应量对通货膨胀的贡献度却迅速上升,外汇储备不再是货币供应量和通货膨胀增长的格兰杰原因,货币供应量依然是外汇储备和通货膨胀增长的格兰杰原因。研究表明,在外汇储备积累过程中,由于存在央行的冲销操作,外汇占款增加不一定在短期内引致通货膨胀发生。

(3)实证结果表明,短期内外汇储备的增加不是引起通货膨胀的直接原因。长期内,如果运用外汇储备积累对本国的币值进行干预,由于干预的高成本、货币失衡等原因,会造成物价水平的扭曲。因此,过多的外汇储备积累并不是大型新兴经济体抵制本国升值的合理选择。

上述结论为客观地认识外汇储备与通货膨胀关系提供了新视角。由于2008年至2011年的时间序列数据有限,本研究对2008年以后的实证检验尚存在局限性。

参考文献:

- [1] 梁珊珊. 金融危机后我国物价水平变动与货币供应关系研究:基于外汇储备变动视角[J]. 投资研究, 2011,30(9):147-156.
- [2] 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检验[J]. 金融研究, 2006(7):13-21.
- [3] Fang Xianming , Pei Ping , Zhang Yihao . Inflation effect of foreign exchange reserve increase and the effectiveness of monetary sterilization policy [J]. Journal of Financial Research , 2006(7):13-21. (in Chinese)
- [4] Li Tao , Zhong Changbiao , Huang Lei . A study on the relationship among excess money supply , foreign exchange reserve and inflation [J]. Prices Monthly , 2011(12):24-27,46.
- [5] Heller H R. International reserves and world-wide inflation [J]. IMF Staff Papers , 1976,23(1):61-87.
- [6] Heller H R. International Reserves and world-wide inflation : Further analysis [J]. IMF Staff Papers , 1981,28(1):230-233.
- [7] Khan M S. Inflation and international reserves : A time-series analysis [J]. IMF Staff Papers , 1979,26 (4):699-724.
- [8] Rabin A , Pratt L J. A note on Heller's use of regression analysis [J]. IMF Staff Papers , 1981,28 (1): 225-229.
- [9] Lin M Y , Wang J S. Foreign exchange reserves and inflation : An empirical study of five East Asian economies [C] // 2010 Conference on Economics and Business . Taipei : Aletheia University , 2005:1-18.
- [10] Bahmani-Oskooee M , Alse J. Error-correction models and cointegration : International reserves and world inflation [J]. Economic Note , 1997,26(1):35-48.
- [11] Steiner A. Does the accumulation of international reserves spur inflation ? A Panel data analysis [R]. Osnabrueck : University of Osnabrueck , 2009.
- [12] Chaudhry I S , Akhtar M H , Mahmood K , Faridi M Z. Foreign exchange reserves and inflation in Pakistan : Evidence from ARDL modelling approach [J]. International Journal of Economics and Finance , 2011,3(1):69-76.
- [13] 谢太峰. 关于中国外汇储备多与少的思考 [J]. 国际金融研究, 2006(7):62-70.
- Xie Taifeng. Is China's foreign exchange reserve too much ? [J]. Studies of International Finance , 2006 (7):62-70. (in Chinese)
- [14] 张鹏,柳欣. 我国外汇储备变动对通货膨胀的影响 [J]. 世界经济研究, 2009(2):35-39,46.

- Zhang Peng, Liu Xin. The impact of change of foreign exchange reserves on the inflation in China [J]. World Economy Study, 2009(2):35-39,46. (in Chinese)
- [14] 陈碧琼,何燕. 我国外汇储备与 CPI 波动动态传导机制研究 [J]. 国际贸易探索,2009,25(5):69-74.
- Chen Biqiong, He Yan. Study of the dynamic transmission mechanism for China's foreign exchange reserves and CPI fluctuations [J]. International Economics and Trade Research, 2009,25(5):69-74. (in Chinese)
- [15] 曲强,张良,扬仁眉. 外汇储备增长、货币冲销的有效性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.
- Qu Qiang, Zhang Liang, Yang Renmei. On the effectiveness of foreign exchange reserve and monetary sterilization on the inflation [J]. Journal of Financial Research, 2009(5):47-60. (in Chinese)
- [16] 邹璇. 当前中国通货膨胀压力成因与治理:外汇储备和产能角度下的分析 [J]. 当代经济科学, 2010,32(4):29-35.
- Zou Xuan. Toward the causes and measures of inflation pressure : An analysis based on foreign exchange reserves and production capacity [J]. Modern Economic Science, 2010,32(4):29-35. (in Chinese)
- [17] 宋金奇. 基于 VAR 模型分析外汇储备对通货膨胀的影响 [J]. 财会月刊, 2009(11):33-35.
- Song Jinqi. An analysis of the effects of foreign exchange reserves on inflation : VAR model approach [J]. Journal of Finance and Accounting Monthly, 2009(11):33-35. (in Chinese)
- [18] 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.
- Gao Zhan. Influence of changes in foreign exchange reserves and exchange rates on inflation in China : An analysis from the viewpoint of international payments [J]. Studies of International Finance, 2010(11):4-10. (in Chinese)
- [19] 陈文政. 流动性过剩、超额外汇储备与通货膨胀关系的研究:来自我国1997年~2009年月度数据的证据 [J]. 经济经纬, 2011(2):143-147.
- Chen Wenzheng. A research into the relationship among excess liquidity, excessive foreign exchange reserve and inflation : Evidence from the monthly data of our country from 1997 to 2009[J]. Economic Survey, 2011(2):143-147. (in Chinese)
- [20] 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.
- Wu Jian. A theory analysis of monetary sterilization and policy options [J]. Management World, 2005(8):6-10. (in Chinese)
- [21] 岳意定,张璇. 我国外汇储备对基础货币影响的实证研究 [J]. 世界经济研究, 2007(1):48-53.
- Yue Yiding, Zhang Xuan. Empirical research on the impact of foreign exchange reserve on the money base in China [J]. World Economic Study, 2007(1):48-53. (in Chinese)
- [22] 李超,周诚君. 中国流动性过多与外汇储备累积 [J]. 金融研究, 2008(12):37-46.
- Li Chao, Zhou Chengjun. Excess liquidity and foreign reserve accumulation [J]. Journal of Financial Research, 2008(12):37-46. (in Chinese)
- [23] 裴平,吴金鹏. 论人民币内外价值偏离 [J]. 经济学家, 2006(1):93-99.
- Pei Ping, Wu Jinpeng. On the deviation of Renminbi's inside value from its outside value [J]. Economist, 2006(1):93-99. (in Chinese)
- [24] 赵留彦,王一鸣. 货币存量与价格水平:中国的经验证据 [J]. 经济科学, 2005(2):26-38.
- Zhao Liuyan, Wang Yiming. Stock of money and price : Empirical evidence of China [J]. Economic Science, 2005(2):26-38. (in Chinese)
- [25] 高铁梅,王金明,梁云芳,刘玉红. 计量经济分析方法与建模:EViews 应用及实例 [M]. 2 版. 北京: 清华大学出版社, 2009:267-299.
- Gao Tiemei, Wang Jinming, Liang Yunfang, Liu Yuhong. Econometric analysis method and modeling : Eviews application and examples [M]. 2nd ed. Beijing : Tsinghua University Press, 2009:267-299. (in Chinese)
- [26] Gupta R, Kabundi A. The effect of monetary policy on house price inflation : A factor augmented vector autoregression (FAVAR) approach [J]. Journal of Economic Studies, 2010,37(6):616-626.
- [27] Pereira A M, Roca-Sagalés O. Long-term effects of fiscal policies in Portugal [J]. Journal of Economic Studies, 2011,38(1):114-127.
- [28] Narayan P K, Narayan S, Mishra S, Smyth R. An analysis of Fiji's monetary policy transmission [J]. Studies in Economics and Finance, 2012,29(1):52-70.
- [29] 盛松成,吴培新. 中国货币政策的二元传导机制:“两中介目标,两调控对象”模式研究 [J]. 经济研究, 2008,43(10):37-51.
- Sheng Songcheng, Wu Peixin. The binary transmission mechanism of China's monetary policy : A research on the “two intermediaries, two targets” model [J]. Economic Research Journal, 2008,43(10):37-51. (in Chinese)

An Analysis of Impacts of China's Foreign Exchange Reserves on Inflation

Hui Xiaofeng¹, Wang Xinrun²

1 School of Management, Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China

2 School of Mathematics, University of Birmingham, Birmingham B15 2TT, England

Abstract: From the perspective of money supply, this study combines qualitative analysis with quantitative methods to explore the conductivity relationship between China's foreign exchange reserves and inflation. This study builds VAR model to empirically study the relationship among China's foreign exchange reserves, money supply and inflation based on the data from 2003 to 2011 in China. The results show that 1% increase of foreign exchange reserves will cause 0.048% growth of inflation and the growth of foreign exchange reserves positively contribute 19.679% to inflation with two times of maximum hysteresis. In addition, foreign exchange reserves and money supply are Granger causes to each other, while money supply is the Granger cause of inflation. The relationship among China's foreign exchange reserves, money supply and inflation demonstrate distinct stages and the equilibrium relationship between foreign exchange reserves and inflation disappeared from 2008 to 2011. Meanwhile, money supply is an essential intermediate variable of the conductivity relationship between foreign exchange reserves and inflation, and the increase of foreign exchange reserves in a short term does not exert a direct influence on inflation. The conclusions in this study provide a new perspective of objective understanding of the relationship between foreign exchange reserves and inflation.

Keywords: foreign exchange reserves; money supply; inflation; conductivity relationship; VAR model

Received Date: August 26th, 2012 **Accepted Date:** March 14th, 2013

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China(71173060,71031003)

Biography: Dr. Hui Xiaofeng, a Shaanxi Qingjian native (1957 -), graduated from Harbin Institute of Technology and is a professor and Ph. D. advisor in the School of Management at Harbin Institute of Technology. His research interests include financial theory, exchange rate forecasts and financial risk management, etc. E-mail: xfhu@hit.edu.cn

