

汇率制度制约货币政策？中国货币政策独立性和有效性探查：1994 到 2004\*

孙华好

---

汇率制度制约货币政策？中国货币政策独立性和有效性探查：1994 到 2004\*

\*\*

The Effects and Autonomy of Monetary Policy in China from 1994 to 2004

孙华好

对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授

地址：对外经济贸易大学国际经贸学院 43 信箱 邮编：100029

电话：6449 3606, 13910589566

传真：8079 6027

E-MAIL: [sunhuayu@uibe.edu.cn](mailto:sunhuayu@uibe.edu.cn)

2005 年 12 月 20 日

---

\* 本文是国家社会科学基金资助项目“汇率制度与货币政策和经济稳定增长的协调关系”（05BJL056）的一个阶段性研究成果。作者感谢林桂军、刘亚、王林生、吴国蔚、杨圣明、赵忠秀对初稿给予的中肯建议。文中若存任何错误，作者文责自负。

\*\* 作者简介：孙华好（1964），女，教授，经济学博士。主要研究方向：开放经济宏观经济，国际货币理论与政策。

## 中国货币政策独立性和有效性探查： 1994 到 2004

### The Effects and Autonomy of Monetary Policy in China from 1994 to 2004

**内容提要:** 本文应用葛兰杰因果方法探查了 1994 年到 2004 年中国货币政策的有效性和独立性。在独立性方面, 检验结果显示, 利率不是货币数量的葛兰杰原因, 说明考察期内中国货币政策总体上保持了对外独立性, 否定了钉住汇率制度造成中国货币政策不独立的先验判断。在有效性方面, 检验结果仅显示货币数量 M0 对物价有肯定正向影响, 货币数量 M1 和利率对产出和物价的影响力均不显著。这意味着货币政策效果不理想的主要原因是中国金融体系发育不成熟、企业治理结构不完善、市场机制不健全等内部因素, 而不应归咎于传统钉住汇率制度的外部制约。 本文的政策含义是: 提高货币政策效果的策略应该是加速金融体系的发展, 完善企业治理结构, 而不是放弃保持汇率基本稳定的汇率管理方针。

**Abstract:** This paper empirically examines effects and autonomy of China's monetary policy using vector autoregressive model (VAR) and Granger causality methodology. The preliminary results based on quarterly data from 1994 to 2004 indicates that (1) the autonomy of China's monetary policy maintains systematically in the inspected period and (2) money stocks and interest rates do not Granger cause real GDP and CPI except M0 Granger causes CPI. The reason for the weak effectiveness of china's monetary policy is not the exterior restriction with the old pegged exchange rate system but the internal factors which block the pipeline of monetary policy. Alternative strategies to improve the effect of monetary policy are to accelerate the reforms of the current mandatory bank settlement system and perfect managerial mechanism of enterprise to enhance the sensitiveness of market agencies to policies but not abandon the policy to maintain the yuan's basic stability.

**关键词:** 货币政策的独立性; 货币政策的效果; 葛兰杰因果; 向量自回归

**Key words:** Monetary Policy Autonomy; Effects of Monetary Policy; Granger Causality; Vector Autoregression

JEL: E10, E52, F33

中图分类号: F123.16, F830.92

文献标识码: A

## 一、研究的意义

货币政策的有效性是宏观经济学者和政策决策者关心的重要问题。自从Friedman 和Schwartz(1963)的经典著述肯定了货币数量对产出的影响,试图用不同方法、从不同角度确定和刻画货币对产出的影响的文献就不断涌现。已经构造出来的许许多多的理论模型显示货币政策可以通过不同渠道,诸如非预期的货币冲击、真实或名义粘性、菜单成本等等来影响产出。然而,与Friedman和Schwartz(1963)有着同样长的学术历史、同样崇高的学术地位的蒙代尔-弗莱明(Mundell-Fleming)模型则指出,长期来看,固定汇率经济中的货币政策受制于汇率稳定目标,如果货币政策当局试图令本国利率脱离外部利率,则会出现国际储备带动货币数量与本国利率同向变动的结果,从而使利率向初始值回归,这种现象可以被称为货币政策对外不独立<sup>1</sup>。这意味着本国利率不能针对国内经济周期而自主调整,因而货币政策无效。

在人民币汇率制度改革方向选择上,希望藉弹性汇率制度提高货币政策自主性是一个重要考虑因素。许多学者依据蒙代尔-弗莱明模型在国际资本流动高度发达的现代世界经济背景下的推论——“不可能三角”命题,主张人民币汇率制度应该从当前的实际钉住美元转向更具弹性的汇率制度,以获得货币政策独立自主<sup>2</sup>。但本文作者认为,一方面,在学理上,“不可能三角”仅指“完全的资本流动、完全的汇率稳定、完全的货币政策独立自主三个目标不可兼得”,但这并不意味着放弃其中一个目标另外两个目标就一定能实现,因而放弃了汇率稳定,并不能保证完全的货币政策独立自主就能自动实现<sup>3</sup>;另一方面,在实践上,尤其是在短期过程中,钉住汇率制度下如果中央银行能够冲销国际收支差额对货币供给的影响,货币政策依然(至少部分地)是独立的。而且应该特别强调的是,对外独立的货币政策并不一定对内有效,正如封闭经济中货币政策完全独立,但如果生产部门对利率不敏感,货币需求却对利率完全有弹性,货币政策必然无效。所以,钉住汇率制度并不意味着货币政策一定不独立;在发现当前经济中有货币政策无效的迹象后,也不能简单地把它归咎于钉住汇率制度,而必须分析货币政策的传导机制是否健全,追究货币政策无效有无其他根源。

本文应用向量自回归模型的葛兰杰因果检验方法和1994年到2004年中国宏观经济运行的季度数据探测钉住制度下货币政策的独立性和有效性。经过对各种可能发现货币政策的独立性和有效性的模型进行检验,结果显示,仅货币数量M0是物价的葛兰杰原因,而其他政策变量对产出和物价的影响不显著。同时,检验结果拒绝利率是货币数量的葛兰杰原因,否定了钉住汇率制度制约中国货币政策独立性的假说。这意味着货币政策无效有其他根源。

本文的其余部分如下安排:第二部分介绍研究策略和步骤;第三部分报告检验结果;第四部分给出全文总结。

## 二、研究策略和步骤

在国际上大量的经济研究文献中,货币政策有效性的检验经常涉及以下假设:

H<sub>1</sub>: 在双变量(真实产出(real output)和货币数量)模型中,货币数量是真实产出的葛兰杰原因(Sims, 1972)。

H<sub>2</sub>: 狭义货币对实体经济活动的影响力弱,广义货币的影响力强(King & Plosser, 1984)。

H<sub>3</sub>: 在真实产出和货币数量模型中加入利率变量,货币的影响消失。(Litterman and Weiss, 1985)。

参考这些假设,本文设计了中国货币政策有效性的检验并增加了货币政策独立性检验。

<sup>1</sup> 货币政策对外不独立现象有别于货币政策对内不独立现象——货币政策不能独立于政府财政政策。

<sup>2</sup> 读者可以参考作者在《国际金融研究》2004年第8期发表的“‘不可能三角’不能作为人民币汇率制度选择的依据”一文的有关部分。

<sup>3</sup> 同注2。

1995年颁布的《中国人民银行法》明确了“人民银行货币政策的最终目标是保持货币稳定，并以促进经济增长”。从法律规定和政策实践上看，中国的货币政策目标是双目标：物价稳定和真实产出增长。所以在判断货币政策效果时，必须关注这两个目标<sup>4</sup>。

中国人民银行从1994年开始把基础货币和货币供应量作为监测目标，1996年正式确定M1为货币政策中介目标，M0和M2为观测目标，但中央银行同时规定金融机构存贷款基准利率。所以中国货币政策工具实际上有两个：货币数量和利率。然而按照货币金融理论，货币数量目标和利率目标如果不能相互配合，就必然有一个目标不可能有实现。夏斌、廖强(2001)指出，中国“由于市场实际利率无法随货币供给的增加而下降，……货币供给量目标效果注定不佳”。本文则“让数据说话”，先分别检验货币供给量、利率单独对产出和物价的影响，然后再探测货币供给量和利率单独对产出和物价的联合效果。

结合货币政策对外独立性检验，本文建立了双变量Var系统（货币数量对真实GDP；利率对真实GDP；货币数量对物价；利率对物价；利率对货币数量）、三变量Var系统（货币数量对真实GDP和物价；利率对真实GDP和物价；货币数量和利率对真实GDP；货币数量和利率对物价）、四变量Var系统（货币数量、利率对真实GDP和物价），检验货币政策工具是否是政策目标的葛兰杰原因、利率是否是货币数量的葛兰杰原因。

货币数量指标分别选用M0和M1<sup>5</sup>，1996年以前M0的数据来自IMF国际金融统计(International Financial Statistics)，1996年以后数据得自国家信息中心。M1数据来自国家信息中心。利率选用中国人民银行规定的金融机构贷款基准利率<sup>6</sup>。真实GDP数据由国家信息中心公布的国内生产总值(名义值)和国内生产总值增速(可比价格)推算得出。物价选用消费价格指数(CPI)，已根据国家信息中心公布的上年同月为基期环比数据和《中国经济景气月报》公布的上月为基期环比数据调整为定基数据<sup>7</sup>。考虑到中国的汇率制度在1994年1月由原来的双轨制调整为“以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度”，以及数据的整体可得性，数据截取时间为1994年1月至2004年9月。数据频率为季度。除利率外，所有数据均取对数，消费价格指数记为LNC，真实GDP记为LNG，M0记为LNM0，M1记为LNM1。

具体检验步骤如下：

1. 由于大多数宏观经济时间序列数据是不稳定的，为了避免谬误回归(spurious regression problem)必须对所有变量作单位根检验，如果数据是1阶积整的(integrated of order 1, 记作I(1))，则试作约翰逊协整检验(Johansen Cointegration Test)协整检验，探测变量之间是否存在长期稳定关系；如果数据是2阶积整的(integrated of order 2, 记作I(2))，则差分后分析变量增长率之间是否存在长期稳定关系。如果I(1)变量之间、或I(2)变量的差分之间不能构成协整关系，可以断定变量之间没有因果关系。

由于各个变量都表现出可能存在时间趋势，时间趋势在模型中的设计又可以显著影响检验结果，所以本文按照施瓦兹信息判据选择协整形式。

2. 对存在协整关系的变量根据向量自回归模型(VAR)作误差纠正检验，如果相关变量在向量自回归模型中有零约束，则认为该变量不是被解释变量的葛兰杰原因。

一个非约束的 $q$ 阶滞后VAR模型可以写为：

<sup>4</sup> 这与传统理论的单一产出目标分析和现代西方工业化国家普遍的单一价格目标操作模式不同。

<sup>5</sup> M1为我国货币政策中介目标、M0和M2为观测目标。由于考察期M2是I(2)的，而本文选取的其它数据都是I(1)的，M2的水平值无法与其它数据水平值一起做回归分析，所以本文不得不放弃了M2的相关分析。

<sup>6</sup> 由于理论和前期研究认为存款利率对消费的影响不大，以及商业银行长期保有大量贷方差额，显示存款并未构成对贷款的制约，所以本文选用贷款基准利率作为政策变量。

<sup>7</sup> 基期为2002年11月。

$$X_t = C + \sum_{j=1}^q B_j X_{t-j} + U_t \quad (1)$$

其中  $X$  由  $I(1)$  变量组成,  $C$  代表常数向量,  $U$  代表随机扰动向量。经过等价变换, 公式(1)可重写为:

$$\Delta X_t = C + \sum_{i=1}^{q-1} A_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + U_t \quad (2)$$

其中  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

$A_i = -\sum_{j=i+1}^q B_j \quad (i=1, 2, \dots, q-1)$

$\Pi = -I + \sum_{j=1}^q B_j$

按照葛兰杰表示定理 (Granger's Representation Theorem), 当  $X$  中各分量有协整关系时,  $\Pi$  可分解为  $\beta \alpha'$ , 其中  $\alpha'$  为协整参数矩阵,  $\alpha'$  的每一行都是一个协整向量, 使得  $\alpha' X_{t-1} = e_{t-1}$ ,  $e_{t-1}$  即为误差向量, 其中每个分量是  $I(0)$  的;  $\beta$  为调整系数矩阵, 其中每个分量表示被解释变量的变动对相应误差修正项的调整速度。公式(2)即为向量误差纠正模型 (vector error correction model, VECM)。

3. 由于检验结果对自回归模型中解释变量的滞后阶数极为敏感, 本文选用施瓦兹信息判据 (Schwarz Criteria) 作为决定滞后阶数的先验标准。

### 三、检验结果

#### 1. 单位根检验

经过扩展的迪基—富勒 (Augmented Dickey-Fuller, ADF) 单位根检验 (unit root test), 所用的变量都是1阶积整的。见表1:

表 1. 单位根检验

变量	ADF 检验统计值		结论
	$H_0: I(1)$	$H_0: I(2)$	
LNG	-3.353916	-9.286422*	I(1)
LNC	-3.934834	-4.009255*	I(1)
LR	-1.377520	-3.885437*	I(1)
LNM0	-3.487756	-4.628114*	I(1)
LNM1	-1.666289	-4.293385*	I(1)

注: \* 1% 显著水平拒绝双单位根检验零假设。

鉴于所有变量都是1阶积整的, 我们可以按照向量自回归模型检验策略, 首先寻找相关变量的协整关系, 然后运用向量误差纠正估计检验葛兰杰原因。

#### 2. 双变量模型协整和误差纠正检验

##### 1) 协整检验

双变量模型中, 仅存在LNG与LNM1、LNC与LR、LNC与LNM1 的协整关系, 协整方程分别

为<sup>8</sup>：

$$\text{LNG}=0.513908\text{LNM1}+6.066723 \\ (0.00346)$$

$$\text{LNC}=-0.000265\text{LR}+4.588903 \\ (0.00467)$$

$$\text{LNC}=1.607470\text{LNM1}-0.060249\text{T}-7.419129 \\ (0.35601) \quad (0.01362)$$

LNG 与 LNM0、LNC 与 LNM0、LNG 与 LR、LNM0 与 LR、LNM0 与 LR、均不存在协整关系。这意味着 M1 与 GDP 和 CPI 之间、LR 与 CPI 之间存在长期稳定关系，说明政策工具和目标变量之间的不平稳部分长期来看能相互抵消，并且可以进一步建立短期动态模型检验货币政策工具变量是否是目标变量的葛兰杰原因。LNG 与 LNM0、LNC 与 LNM0、LNG 与 LR、LNM0 与 LR、LNM0 与 LR 之间不存在长期稳定关系。

## 2) 误差纠正检验

LNG 与 LNM1 的误差纠正检验显示，误差项和 LNM1 的滞后变动系数都不显著，不能拒绝 LNM1 不是 LNG 的葛兰杰原因。LNC 与 LR、LNC 与 LNM1 的误差纠正检验显示误差项系数为负且显著，意味着 CPI 分别与货币数量 M1、利率有长期自动稳定机制；但 LNM1、LR 的滞后变动系数都不显著，说明货币数量 M1、利率不是物价水平的短期葛兰杰原因，也就是说，不能肯定货币数量 M1、利率对 GDP、CPI 有影响<sup>9</sup>。

对比 H1，本文的检验结果不支持货币数量是产出的决定性原因的假说。LNG 与 LNM1、LNC 与 LR、LNC 与 LNM1 有协整关系而货币数量 M1 不是 LNG 和 CPI 的原因、LR 不是 CPI 的因暗示了货币数量 M1、利率可能对经济有适应性调整，即有内生性，而不能发挥外在的政策效应。

## 3. 三变量模型协整和误差纠正检验

### 1) 三变量模型协整检验

LNG 与 LNM0 或 LNM1 和 LR、LNC 与 LNM0 或 LNM1 和 LR 均不构成协整关系；LNG 和 LNC 与 LNM0 或 LNM1 或 LR 构成协整关系，协整方程如下：

$$\text{LNG}=0.268817\text{LNC}+0.005511\text{LNM0}+0.019079\text{T}+8.624652 \\ (0.02394) \quad (0.03045) \quad (0.00083)$$

$$\text{LNG}=0.232124\text{LNC}+0.071629\text{LNM1}+0.016525\text{T}+8.306624 \\ (0.02579) \quad (0.03875) \quad (0.00146)$$

$$\text{LNG}=0.322941\text{LNC}-0.002153\text{LR}+0.018791\text{T}+8.450751 \\ (0.03302) \quad (0.00100) \quad (0.00022)$$

### 2) 三变量的误差纠正检验

误差纠正检验显示，货币数量 M0、M1、利率分别与真实国民生产总值有长期自动稳定机制（误差项系数为负且显著），但货币数量 M1、利率不是真实国民生产总值和物价水平的短期葛兰杰原因（滞后变动系数不显著），仅货币数量 M0 是真实国民生产总值和物价水平的短期葛兰杰原因（滞后变动系数显著）。为节省篇幅，这里只报告关于 LNG，LNC，LNM0 的的误差纠正检验结果：

$$\text{D(LNG)}=-1.185877e_{t-1}+0.458226 \text{D(LNG)}_{-1}+0.369817 \text{D(LNC)}_{-1}+0.106184 \text{D(LNM0)}_{-1}+0.004184 \\ (0.19469) \quad (0.15755) \quad (0.08653) \quad (0.05079)$$

$$\text{D(LNC)}=0.195052e_{t-1}-0.135783 \text{D(LNG)}_{-1}+0.663606 \text{D(LNC)}_{-1}+0.140868 \text{D(LNM0)}_{-1}+0.049956$$

<sup>8</sup> 括号内数字均为标准误。

<sup>9</sup> 为节省篇幅，本文仅列出显著性的估计，如果读者对不显著的检验结果也感兴趣，可以向作者索要。

(0.20497) (0.16587) (0.09110) (0.05348)

这一检验结果与H<sub>2</sub>相反，显示在三变量模型中，M1对宏观经济的解释力弱于M0。

对比H<sub>3</sub>，在货币数量对产出或物价的双变量模型中加入利率变量，不能生成双政策变量对单政策目标的协整关系，这说明利率无助于解释货币政策对产出或物价的影响。

#### 4. 四变量模型协整和误差纠正检验

##### 1) 四变量模型协整检验

在双政策变量对双政策目标的两个四变量模型中，均存在协整关系，协整方程如下：

$$\begin{aligned} \text{LNG} &= 2.449913\text{LNC} + 0.308318\text{LNM0} - 0.046732\text{LR} - 3.433839 \\ &\quad (1.78909) \quad (0.33506) \quad (0.04027) \\ \text{LNG} &= 0.253963\text{LNC} + 0.075854\text{LNM1} - 0.001581\text{LR} + 0.016098\text{T} + 8.192905 \\ &\quad (0.02890) \quad (0.03781) \quad (0.00078) \quad (0.00144) \end{aligned}$$

##### 2) 四变量的误差纠正检验

误差纠正检验显示在政策变量是M1和利率的模型中，GDP方程的误差项系数为正值且显著，说明GDP的变动存在自动稳定机制；在CPI方程中，误差项的系数为正值但不显著，说明物价水平的变动没有自动均衡趋势。而GDP方程和CPI方程中，M1和利率变动滞后的系数均不显著，说明货币数量、利率两个政策变量都不是产出、物价目标变量的短期原因。为节省篇幅，本文不报告该模型的误差纠正具体估计结果。

在政策变量是M0和利率的模型中，GDP方程的误差项系数为正值但不显著，说明GDP的变动缺乏自动稳定机制；在CPI方程中，误差项的系数为正值且显著，说明物价水平的变动是远离均衡趋势的。政策变量仅LNM0变动的滞后系数在CPI方程中显著，显示货币数量增加是物价水平上升的短期原因，而利率变动的滞后系数在GDP、CPI方程中都不显著，说明利率变动不能有效的影响GDP、CPI的变动；LNM0变动的滞后系数在GDP方程中不显著，说明M0不是GDP的短期葛兰杰原因。详见以下误差纠正估计结果：

$$\begin{aligned} \text{D(LNG)} &= -0.011268e_{t-1} - 0.150983\text{D(LNG)}_{-1} + 0.183689\text{D(LNC)}_{-1} + 0.030661\text{D(LNM0)}_{-1} + 0.003544\text{D(LR)}_{-1} + 0.021669 \\ &\quad (0.02576) \quad (0.17272) \quad (0.21223) \quad (0.07197) \quad (0.00447) \\ \text{D(LNC)} &= 0.068524e_{t-1} - 0.058859\text{D(LNG)}_{-1} + 0.196772\text{D(LNC)}_{-1} + 0.125456\text{D(LNM0)}_{-1} + 0.001065\text{D(LR)}_{-1} + 0.003845 \\ &\quad (0.01460) \quad (0.09790) \quad (0.12031) \quad (0.04080) \quad (0.00254) \end{aligned}$$

四变量模型检验结论也与H<sub>2</sub>相反，M1对宏观经济的解释力弱于M0。比较三变量模型，增加利率变量也不能提高货币数量对产出变动解释力；对物价变动来说，偏离均衡方向的自动调节变得显著，同时货币数量的短期正向则影响保持下来。

纵观本文全部有关货币政策效果的检验，可以肯定，利率和货币数量M1对真实产出和物价水平不能发挥政策影响力，仅M0对物价有正向的影响，M0对真实产出的正向影响尚不肯定<sup>10</sup>。检验结果表明货币政策的传导依赖于现金这一最基本的支付工具，利率和活期存款的影响微弱。这可能意味着，中国金融体系发展水平低，交易工具原始，所以现金M0的效果优于狭义货币M1；利率虽然被管制，但未发挥主动的政策工具作用，只是被动适应宏观形势的变动。

#### 5. 货币政策对外独立性检验

所有同时包含货币数量和利率的双变量和三变量中，变量之间无法构成协整关系；在四变量模型中，货币量M0、M1分别与GDP、CPI、和利率构成协整关系，但在以货币变动为解释变量的误差纠正模型中，误差项都为正且不显著，显示货币数量与利率之间没有长期自动

<sup>10</sup> 在GDP、CPI和M0的三变量模型中，M0增长带来GDP增长的关系是显著的，在GDP、CPI和M0、LR的四变量模型中，M0增长带来GDP增长的关系变得不显著。

稳定关系，利率变动与货币变动负相关，显示利率下降带来货币数量的增加，但这一关系并不显著，不能拒绝利率不是货币数量的原因。关于 M0 的误差纠正模型如下：

$$D(\text{LNMO})=0.117025e_{t-1}+0.303076D(\text{LNG})_{-1}-0.550803D(\text{LNC})_{-1}-0.259685D(\text{LNMO})_{-1}-0.015895LR_{-1}+0.034146$$

(0.05861)    (0.39293)    (0.48283)    (0.16374)    (0.01017)

可以肯定，在考察期内，中国贷款利率变动没有自动地带来货币数量的同向变动，不存在蒙代尔-弗莱明模型所预言的固定汇率制度对货币政策的制约。

这一验证结果可能与中国人民银行的货币政策操作经验感受不同：1994 年我国外汇储备增加了 304.21 亿美元，外汇占款增加额约占当年基础货币增加额的 75%，干扰了央行控制通货膨胀的努力；1998 年外汇储备仅增长 50.69 亿美元，远低于 1994 年以来年均 300 多亿美元的年增长幅度，被认为是央行货币政策“放而不松”的罪魁祸首（谢平，张晓朴，2002）。在当前的人民币升值压力中，源于储备积累带来货币供给增长的压力也很重。这些汇率制度与货币政策的冲突感受来自某些时点上的直观观察，而本文的计量检验反映的是系统性的、总体上的结果。这一结果证明，中央银行的冲销干预总体上是有效的，保持了中国货币政策的对外独立。

#### 四、全文总结

本文应用向量自回归模型的葛兰杰因果方法检验了 1994 年第 1 季度到 2004 年第 3 季度中国货币政策的有效性——货币数量和利率对真实产出和物价的影响，以及中国货币政策的独立性——利率是否导致货币数量的同向变化。

有效性检验结果显示，在所有单一政策变量对单一政策目标的双变量模型（货币和产出、利率和产出；货币和价格、利率和价格）、双政策变量对单一政策目标的三变量模型（货币、利率和产出；货币、利率和价格）中，或者找不到货币政策变量与政策目标变量的长期稳定关系或者即使找到长期稳定关系，但货币政策变量与政策目标变量之间没有短期因果关系。在单一政策变量对双政策目标的三变量模型中仅显示 M0 是产出和物价的葛兰杰原因。在四变量（货币、利率、产出和价格）模型中政策变量与政策目标变量之间有长期稳定的关系，但仅货币 M0 是物价的短期葛兰杰原因。总之，货币政策有效的迹象仅显著地存在于 M0 对物价的正向影响上，M1 和贷款利率对 GDP、CPI 没有政策影响力，M0 对 GDP 的影响也不肯定。

由于所有模型检验结果均拒绝利率是货币数量的葛兰杰原因，否定了钉住汇率制度制约中国货币政策独立性的假说。实践中有两个条件可以削弱钉住汇率制度下货币数量与利率的关系：一是国内资本市场与国际资本市场之间存在人为或自然的樊篱，使得利率变动无力引来大规模的官方储备变动，从而货币数量不会显著地随利率变动而变动；二是中央银行的冲销操作是有效的，使得官方储备的变动不会传导到货币数量上来。根据现行法律、法规及政策，中国国际资本流动只受到部分管制，目前的国际储备增长中绝大多数是资本流入，这使人怀疑中国国内资本市场与国际资本市场之间的樊篱是否足够高。考虑到近两年中央银行的冲销操作力度非常大，可以肯定中国货币数量与利率无关的现象应归功于中央银行的冲销操作。

货币政策在中国效果不显著的原因可能有二：一是中国特殊性的内部因果素，由于中国资产市场发育缓慢，利率市场化进程尚未完成，尤其是微观经济主体行为非市场化，阻断了货币政策的传导机制，使得货币政策无效（孙华好，2004）；二是世界普遍性的，货币政策在各国效果可能都不太好。在国内研究方面，刘斌（2002）根据中国 1984 年 1 季度到 2001 年 2 季度的季度数据作脉冲相应、误差分解分析，指出产出主要由生产率变化等实质部门因素决定，与货币数量无关，物价则与货币数量有双向联系。Sun & Ma（2004）应用增加时滞的向量自回归模型滚动估计（surplus lag VAR rolling estimation）方法，检验中国自 1990 年 1 月到 2002 年 6 月货币与物价之间的双向格兰杰因果关系，结果显示，除了 M0 在 1990 年 4 月



到1995年3月以外，没有迹象表明货币数量是价格水平的格兰杰原因，而且早期通货膨胀期间，货币供给有显著的内生迹象，说明货币供给量不是实现货币政策目标的有效工具。夏斌(2004)认为多年积累的过多的流动性是货币政策失效的主要原因。在国际研究方面，Krol and Ohanian (1990)报告加拿大、德国和日本货币对真实产出的因果联系要么非常弱要么根本没有，Friedman and Kuttner (1993)则报告美国货币数量、利率对真实产出没有影响，商业票据与国库券的利差对产出有显著的影响。McCandless 和 Weber (1995)对110个国家1960-1990年间的考察表明，长期来看货币增长率和通胀率的相关性接近于1，而同产出水平不相关。诸如美、德、加、日这些奉行自由浮动汇率制度、有着发达市场经济国家，尚有货币政策无效之忧，在中国市场经济制度尚未完善之时，货币政策效果不显著，应在情理之中。

本文的推论是，既然实际钉住美元的汇率制度并未构成对我国货币政策的系统性制约，不能排除微观经济主体行为非市场化等因素阻断了货币政策的传导机制，使得货币政策无效，那种放弃汇率稳定换取货币政策独立（但无效！）的主张恐怕有南辕北辙的危险。如果想提高中国货币政策的效果，当务之急不是放弃保持汇率基本稳定的政策方针<sup>11</sup>，而是加紧完善资本市场，提高经济主体（尤其是国有工商企业和商业银行）对政策信号的反应能力。这种制度调整需要长期艰苦的努力，不可能像汇率制度调整那样可以“在一个闷热的午后”骤然改变。

#### 参考文献：

1. 刘斌：我国货币供应量与产出、物价间相互关系的实证研究，《中国货币政策争论》，谢平、焦瑾璞 编，中国金融出版社2002年出版。
2. 孙华好：利率市场化：目标、障碍和对策探讨，《金融论坛》，2004年第9期。
3. 孙华好：“不可能三角”不能作为中国汇率制度选择的依据，《国际金融研究》，2004年第8期。
4. 夏斌、廖强：货币供应量已不宜作为当前我国的货币政策中介目标，《经济研究》，2001年第8期。
5. 夏斌，“六大因素影响货币政策有效传导”，上海证券报，2004年5月19日。
6. 谢平、张晓朴：货币政策与汇率政策的三次冲突，《国际经济评论》，2002年12。
7. Friedman, B. M. and K. N. Kuttner, 1993, “Another Look at the Evidence on Money-Income Causality”, *Journal of Econometrics*, 57, 189-203.
8. King, R. G. and C. I. Plosser, 1984, “Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle”, *American Economic Review* 74, 363-380.
9. King, Robert, G., and Mark G. Watson, 1996, “Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle”, *Review of Economics and Statistics*, 78, 35-53.
10. Krol, R. and L. E. Ohanian, 1990, “The Impact of Stochastic and Deterministic Trends on Money-Output Causality: A Multi-Country Investigation”, *Journal of Econometrics*, 45, 291-308.
11. Litterman, R. and L. Weiss, 1985, “Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U. S. Data”, *Econometrica*, 53, 129-156.
12. McCandless G. T. and W. E. Weber, 1995, “Some monetary facts”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 3, 13-27 ; reprint Fall 2001, 4, 14-24.
13. Sims, C. A. ,1972, “Money, Income and Causality”, *American Economic Review*,

---

<sup>11</sup> 2005年7月21日中国人民银行《关于完善人民币汇率形成机制改革的公告》中称，保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定。2005年7月26日中国人民银行新闻发言人又郑重声明，人民币汇率制度改革重在人民币汇率形成机制的改革，而非人民币汇率水平在数量上的增减。

62, 540-542.

14. Sims, C. A., 1992, "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, 36, 975-1000.
15. Sun, H. (孙华好) and Y. Ma, 2004, "Money and Price Relationship in China", *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, 3, 225 - 247.