

有管理的浮动汇率体制下货币政策的有效性

金成晓¹ 朱亚莉² 朱培金²

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 文章针对人民币没有完全实现自由可兑换状况, 应用贝叶斯向量自回归 (BVAR) 模型检验分析 2005—2011 年中国实行有管理的浮动汇率制度时期货币政策的有效性。研究结果表明, 货币供给量对物价和产出的影响均不显著, 但短期贷款利率对价格和产出有负向的影响。因此, 文章认为在有管理的浮动汇率体制下货币政策是有效的, 只是货币政策的“价格”效应大于“货币数量”效应。因此, 为了维持经济的持续发展, 中国应该继续扩大人民币汇率的浮动区间, 增强汇率的弹性, 同时加快中国利率市场化的进程。

关键词: 有管理的浮动汇率; 货币政策; 有效性; BVAR 模型

中图分类号: F822.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2012) 11-0052-05

自 2001 年成功加入 WTO 以来, 我国出口迅速增加、贸易收支顺差不断扩大、外汇储备逐年上升。为了维持物价稳定、促进经济增长, 中央人民银行于 2005 年 7 月对人民币汇率制度进行改革, 使得人民币汇率浮动区间增大、更加富有弹性。1960 年代, 得到国际经济学领域高度认可的蒙代尔—佛莱明模型认为, 在固定汇率制度下, 货币政策在稳定物价促进经济增长上是缺乏力度、基本无效的; 在浮动汇率制度下, 货币政策在稳定物价促进经济增长上是有力的、高效的。所以, 我国扩大汇率浮动区间有助于增强货币政策的有效性。^①

但是, 在我国目前经济环境下, 从钉住汇率制度转化为有管理的浮动汇率制度能否得出和理论分析的结论一样, 货币政策得到独立自主权发挥有效性。本文旨在利用贝叶斯向量自回归模型 (BVAR) 检验 2005—2011 年我国扩大汇率浮动区间后货币政策是否有效地稳定物价、促进经济增长, 希望能给我国的汇率制度改革和提高货币政策有效性提供参考和帮助。

模型介绍与数据处理

1. Bayes 向量自回归 (BVAR) 模型介绍

向量自回归 (VAR) 模型是基于数据的统计性质建立模型, 把系统中的每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型, 克服了联立方程模型中的结构问题, 在宏观经济和商业金融研究领域得到广泛应用。然而, VAR 模型存在自身不足, 选择参数过多, 滞后阶数又比较长, 导致需要估计的参数过多。可以通过减少模型中变量的个数、缩短滞后阶数和根据经验将某些参数人为设为零。但是, 这些方法都无助于提高估计参数的精度, Bayesian 推断方法在解决这个问题上提出

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (12JJD790015)。

作者简介: 金成晓, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 研究方向: 宏观经济计量分析; 朱亚莉, 吉林大学商学院博士生, 专业方向: 货币理论与政策; 朱培金, 吉林大学商学院博士生, 专业方向: 货币理论与政策。

^① 王水林、黄海洲:《人民币汇率形成机制的改革及对相关政策的影响》,《国际经济评论》2005 年第 9 期。

了便利的分析框架。用 Bayesian 方法估计参数的 VAR 模型称为 Bayesian VAR (BVAR) 模型。由此可以认为, 贝叶斯向量自回归模型是向量自回归模型的一种扩展模型。

BVAR (p) 模型的一般思想如下:

$$y_t = \delta + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中 y_t 是 k 维向量, p 是滞后阶数, A_1, A_2, \dots, A_p 是 $k \times k$ 维被估计的系数矩阵, ε_t 是 k 维相互独立的正态扰动向量, 即 $\varepsilon_t \square i. i. d. N_k(0, \Sigma)$, $t = 1, 2, \dots, T$, Σ 是一个 $k \times k$ 的正定矩阵。与 VAR 相比较, BVAR (p) 模型对模型中的系数矩阵 A 预先设置了先验分布, 此先验分布主要是预测者在建模分析前获得相关信息。

如果无从获得系数矩阵的先验信息, 这时可以把此矩阵中的所有元素对应的先验分布设置为随机先验分布。^① 系数矩阵 A 中所有元素 $A_{ij}^{(s)}$ 的先验数据期望表示为:

$$E[A_{ij}^{(s)}] = \begin{cases} 1, & \text{如果 } s = 1, i = j \\ 0, & \text{如果 } s \neq 1, i \neq j \end{cases} \quad (2)$$

由 (2) 式可知, 系数矩阵 A 对应的元素 $A_{ij}^{(s)}$ 除了其一阶滞后, 其他元素均被先验地设置为 0, 其一阶滞后为 1, 系数矩阵 A 中所有元素 $A_{ij}^{(s)}$ 的先验标准差 $\sigma_{ij}^{(s)}$ 可以表示为:

$$\sigma_{ij}^{(s)} = \begin{cases} \frac{\lambda}{s}, & \text{如果 } i = j \\ \frac{\lambda \theta \sigma_{ij}}{s \sigma_{ij}}, & \text{如果 } i \neq j \end{cases} \quad (3)$$

其中 (3) 式中, λ 是控制 BVAR (p) 模型中的估计系数矩阵 A 先验信息数学期望总体紧度的参数; s 为变量的滞后阶数, 其对应的取值范围为 (1, p); 考虑到预测变量自身滞后值比分析系统中的其他变量滞后值对自身的影响要大, 分析者对 $A_{ij}^{(s)} = 0$ 比 $A_{ii}^{(s)} = 0$ 更加有信心, 因此, 参数 θ 的取值范围为 (0, 1); $(\sigma_{ii}/\sigma_{ij})$ 是两个序列在尺度上的修正。

对模型中的所有系数设置先验分布, 相对于 VAR 模型“参数估计过多”的问题, 在 BVAR 模型中得到了解决, 同时提高了模型的稳健性和灵活性, 尤其在短期预测方面表现出较高的预测精度。本文即以 BVAR 模型方法来验证我国有管理的浮动汇率制度下货币政策的产出效应和价格效应, 进而验证货币政策的有效性。

2. 变量选择和预处理

2005 年 7 月至今实行以市场供求为基础的、参考一篮子货币有管理的浮动汇率制度, 因此, 本文选取的样本区间为 2005 年第 3 季度至 2011 年第 2 季度, 仅检验数据时效性较强的相对灵活的有管理的浮动汇率制度时期。

从《中国人民银行法》的规定分析, 我国货币政策是双目标, 即稳定物价和促进经济增长, 因此, 本文用消费者价格指数的变化衡量物价的稳定性, 用国民生产总值变化衡量经济的增长变化。中央人民银行通过控制基础货币的投放与信贷总量、调节利率和汇率水平等, 影响社会总需求和总供给, 促进宏观经济目标的实现。因此, 本文选取货币供给量、利率和汇率作为货币政策变量。

考虑到 BVAR 参数的估计对样本的要求, 而符合样本条件的年度仅为 6 年, 又考虑到货币政策的滞后时期多在数月之后, 所以本文选取数据的频度为季度。对文中的数据做如下处理说明。首先, 国内生产总值、消费价格指数和货币供给量均为去年季度同时期增长率。根据季度名义国内生产总值和国内生产总值累计指数, 经过计算调整得出实际国内生产总值增长率, 用 g 表示。考虑到国家公布的消费者价格指数均为月度数据, 本文采用季度期内的 3 个月的平均值作为季度消费者价格指数, 用

^① Litterman R. B, "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions—Five Years of Experience," *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 1, 1986.

cpi 表示。在中央人民银行对外公布货币供给量的3个层次中, M2 不仅反映现实的购买力, 还反映潜在的购买力。因此, 本文选择 M2 的同季度增长率作为货币供给量的数据, 用 $gm2$ 表示。考虑到商业银行长期持有大量贷款差额, 存款利率并未对贷款形成制约, 所以本文选用贷款基准利率作为政策变量, 用 r 表示。汇率有两种表示方法, 分别为直接汇率和间接汇率, 文中选择直接汇率表示的季度平均汇率作为文中汇率的代表, 用 e 表示。

本文所用数据中, 国内生产总值和消费价格指数主要来源于中国统计年鉴数据库和国家统计数据库, 货币供给量、利率和直接标价法的汇率主要来源于中国人民银行网站和国家信息中心。

实证研究结果

1. 数据平稳性检验、协整检验和格兰杰检验

(1) 平稳性检验

通常实践中遇到的经济和金融时间序列的数字特征是随着时间的变化而变化, 表现出非平稳性, 而对一个非平稳的序列去建模做回归分析可能导致伪回归, 即使对应的统计量显著, 也不能说明经济变量之间存在相关关系。因此, 在建模前需要对时间序列数据进行平稳性检验。时间序列的平稳性检验方法有 DF 检验、ADF 检验、PP 检验和 KPSS 检验等多种方法, 本文选择 ADF 检验方法分析时间序列的平稳性。

从检验结果, 可以分析得出, cpi 、 g 、 $gm2$ 、 $gm1$ 、 r 和 e 在 5% 的置信水平下都是非平稳的。对各变量的一阶差分序列再次进行平稳性检验, 各变量均在 5% 的置信水平下一阶平稳, 具有非常明显的同阶性。由此, 说明各数据变量符合协整检验的基本条件。

(2) 协整检验分析

经济中的大多数时间序列数据都存在非平稳性问题, 而协整检验分析方法能很好地解决非平稳性问题, 因此, 成为国际上比较流行的计量分析方法。Johansen 在 1988 年及在 1999 年与 Juselius 一起提出的一种以 VAR 模型为基础的检验回归系数的方法, 是一种进行多变量协整检验的较好方法。单位根检验表明, cpi 、 $gm2$ 、 r 、 e 或者是 g 、 $gm2$ 、 r 、 e 均表现出一阶单整的特征, 所以, 可以认为这些变量之间存在一个长期稳定的均衡关系。

本文的模型中均通过迹检验和最大特征根统计量进行协整检验。协整检验的结果表明无论是考虑货币政策的价格效应还是产出效应, 迹统计量均在 5% 的显著水平下, 存在一个均衡的协整关系, 而针对最大特征根统计量的检验中, 货币政策的价格效应模型在 5% 的显著水平下, 存在一个稳定的协整关系, 货币政策的产出效应在 5% 的显著水平下, 存在 0 个协整关系, 但在 10% 的显著水平下存在一个稳定的协整关系。因此, 可以认为两个模型均存在一个稳定的协整关系。

(3) 格兰杰因果检验

格兰杰因果检验是进行检验存在长期相关关系的变量之间是否存在因果关系, 以及因果关系的方向的主要方法。协整检验结果表明本文所选变量之间存在长期的相关关系, 至于这种相关关系能否构成因果关系以及方向并不明确, 需要进一步进行格兰杰因果检验。

检验结果如下: cpi 在 1% 的显著水平下是 $gm2$ 的格兰杰原因, 说明中央人民银行对居民消费价格指数的变动给予了高度的重视, cpi 的增加或减少, 货币当局均会采取改变货币供给量的变化来影响 cpi 。经济增长率 g 和货币供给量 $gm2$ 相互影响, 分别在 5% 和 10% 的显著水平下成为对方的格兰杰原因, 名义货币供给量的变化在短期内能够影响我国的产出变化。短期贷款利率的变化对 cpi 和 g 的格兰杰原因没有显著成立。

2. BVAR 模型的建立

(1) 货币政策的价格效应 BVAR 模型建立

cpi 代表的是居民消费价格指数,反映居民生活中的产品和劳务价格所统计出来的物价变动指数,本文选取该指标作为货币政策价格效应的指标。*cpi* 与货币供给量 *gm2*、短期贷款利率 *r* 和直接标价法的汇率 *e* 建立的 BVAR 模型回归结果如下表 1。

表 1 模型估计结果示意图

	<i>cpi</i>	<i>gm2</i>	<i>r</i>	<i>e</i>
<i>cpi</i> (-1)	0.9923 *** (0.0870)	-0.0904 (0.1068)	0.0114 (1.9415)	-0.0125 (0.0514)
<i>cpi</i> (-2)	-0.0675 ** (0.0296)	0.1010 (0.1651)	-0.0109 (0.2027)	-0.0015 (0.2318)
<i>gm2</i> (-1)	0.0077 (0.2406)	0.9905 *** (0.0562)	0.0009 (0.0197)	8.78E-05 (0.0242)
<i>gm2</i> (-2)	0.0092 (1.0231)	-0.0233 (0.4564)	0.0003 (0.0067)	2.53E-05 (0.0044)
<i>r</i> (-1)	0.1273 ** (0.0599)	-0.2071 (1.9410)	1.0273 *** (0.0545)	-0.0006 (0.0015)
<i>r</i> (-2)	-0.1537 *** (0.0233)	0.2907 ** (0.1137)	-0.0343 (0.2318)	0.0039 (0.0122)
<i>e</i> (-1)	-0.0551 (0.2268)	0.1327 *** (0.0442)	-0.0334 ** (0.0136)	1.0379 *** (0.0031)
<i>e</i> (-2)	0.0633 (1.0233)	-0.1201 (0.4302)	0.0366 *** (0.0053)	-0.0370 *** (0.0030)
<i>c</i>	0.0018 (0.1068)	0.0028 (0.1651)	0.0004 (0.0562)	3.59E-06 (0.4564)

说明: *** 代表 1% 的显著水平, ** 代表 5% 的显著水平, * 代表 10% 的显著水平。

首先,从表中可以发现作为货币政策的价格效应指标 *cpi* 的滞后一阶对当期 *cpi* 的影响,在 1% 的显著水平下,两者存在正相关性。这一现象符合现实经济意义,物价指数具有惯性,即上期的物价水平直接影响下期的物价水平。滞后两期对当期的物价水平的影响为负,且在 5% 的显著水平下成立,可以认为是由于两期前见到物价水平超出了正常的波动范围,中央人民银行实行了影响物价水平相反方向变动的货币政策措施,而由于货币政策的滞后效应,两期后货币政策效果才显现出来。

其次,中央人民银行采取的直接改变货币供给量的变动措施,即 *gm2* 的增加或者减少,其滞后一期或者两期对 *cpi* 的影响均不显著。出现此种结果的可能性有两个:一是在开放经济条件下,我国目前采取的是有管理的浮动汇率制度,与完全的浮动汇率制度相比较,我国汇率的浮动幅度受到限制,当我国增加基础货币供给量时,由于汇率不能完全地自由浮动,货币供给量增加给国外投资于资本市场的投资者预期利率将要下调,大量资本外逃,冲销了我国新增加的货币供给量,使得我国货币政策无效;二是本文研究的是有管理的浮动汇率制度下货币政策的有效性,我国是 2005 年 7 月 21 日才由原来的钉住汇率改革为弹性较大的有管理的浮动汇率制度,汇率制度调整后的时期太短,导致本文的样本数较少,可能会影响研究结果,这是文本的不足之处,值得以后继续研究。

最后,货币政策的另外一个政策变量是短期贷款利率。表 1 中显示,*r* 的一期滞后对 *cpi* 的影响是正的,并且在 5% 的水平下显著。货币政策对物价的影响是有时间滞后作用的,滞后一期的短期贷款利率还没能在物价中充分反映出来。*r* 的滞后两期对 *cpi* 的影响是负的,并且是在 1% 的显著水平下成立。通过上述分析,本文认为,在现有的有管理的浮动汇率制度下,*r* 的变动经过两个季度后会显著地作用在 *cpi* 上,使得 *cpi* 朝着预期的方向移动。*r* 对 *cpi* 的长期影响是负的,即 $-0.0264 (-0.1537 + 0.1273)$ 。

(2) 货币政策的产出效应 BVAR 模型建立

中央人民银行的主要职能是稳定物价、促进经济增长。因此,在衡量一项货币政策实施的效果时,需要从两个方面分析,一个是物价的变化,二是经济的增长。针对目前有管理的浮动汇率制度,货币政策是否能稳定物价,上述内容已经给出了分析结果。接下来分析货币政策实施后对经济的增长的影响,*g* 与 *gm2*、*r* 和 *e* 建立 BVAR 模型如表 2。

货币政策产出效应模型的回归结果如表 2 所示,可以看到,总体上,货币政策对产出的影响和对价格的影响基本一致。

表2 模型回归结果

	<i>g</i>	<i>gm2</i>	<i>r</i>	<i>e</i>
<i>g</i> (-1)	0.9978 *** (0.0509)	-0.0705 (0.0955)	0.0082 (1.9211)	-0.0010 (0.0516)
<i>g</i> (-2)	-0.0145 (0.0266)	0.0326 (0.1091)	-0.0018 (0.2047)	-0.0011 (0.2284)
<i>gm2</i> (-1)	0.0255 (0.2149)	0.9946 *** (0.0570)	0.0003 (0.0130)	0.0006 (0.0243)
<i>gm2</i> (-2)	-0.0059 (0.8957)	-0.0228 (0.4607)	0.0002 (0.0068)	4.66E-06 (0.0035)
<i>r</i> (-1)	-0.0854 * (0.0413)	-0.1855 (1.9205)	1.0237 *** (0.0548)	-0.0107 *** (0.0018)
<i>r</i> (-2)	0.0243 (0.0209)	0.3028 *** (0.0885)	-0.0357 (0.2283)	0.0049 (0.0147)
<i>e</i> (-1)	0.3117 (0.2023)	-0.1466 *** (0.0447)	0.0379 *** (0.0105)	1.0709 *** (0.0614)
<i>e</i> (-2)	-0.2970 (0.8960)	-0.1130 (0.4337)	0.0376 *** (0.0053)	-0.0693 *** (0.0028)
<i>c</i>	0.0006 (0.0955)	0.0069 (0.1091)	-0.0003 (0.0570)	-8.30E-0 (0.4607)

说明：***代表1%的显著水平，**代表5%的显著水平，*代表10%的显著水平。

首先，*g* 的一期滞后对当期的影响，在1%的显著水平下正相关，符合现实经济规律，经济增长具有连贯性。而货币供给量的一期滞后对产出增长率的影响是正的，但是并不显著，并且滞后两期的影响是负的，同时也不显著，滞后两期的回归结果说明货币供给量的变化对经济增长率的影响是不显著的。货币供给量的变化对稳定物价和促进经济增长的影响都是不显著的，可以认为在有管理的浮动汇率制度下，实施增加或者减少货币供给量是不能达到稳定物价和促进经济增长的目标的，即此项货币政策无效。

其次，短期贷款利率的变化对产出增长率的变化显著的相关性。*r* 的一期滞后对 *g* 的影响是负的，在10%的显著水平下成立。投资者对短期贷款利率的变化作出快速的反应，贷款利率的变化暗示着投资者投资成本的变化，因此，在经济增长缓慢、失业增加的时期，国家采取降低利率的货币政策，能够快速的刺激经济的增长。

结论及政策建议

本文以 *cpi* 和 *g* 作为度量货币政策实施后的检验变量，根据我国现有的汇率体制改革特征，选择实施有管理的浮动汇率制度时期的数据，即2005年第3季度至2011年第2季度期间的季度数据，运用BVAR方法建模，分析我国的货币政策对价格和产出的影响。得到了以下主要结论：

第一，在有管理的浮动汇率制度下，中央人民银行通过改变货币供给量的变化实施货币政策的效果并不显著。货币供给量的变化对物价的稳定和经济的增长均不能达到货币当局实施的目的。这说明在现有的汇率体制下，货币供给量政策的实施达不到预期效果。一方面和现有汇率体制有关，需要进一步的完善汇率制度；另一方面提高货币政策的透明度，降低公众面临的政策不确定性。第二，现有汇率制度下，贷款利率的滞后变化在BVAR模型中对物价和产出均有负的影响，这说明货币政策的“价格”作用大于“数量”作用。这一现象符合我国目前的货币政策改革方向，由货币数量调控转为以利率引导。

综上所述，本文的研究发现，从钉住汇率制度转变为有管理的浮动汇率制度后，中国货币政策是有效的，只是货币政策的“价格”效应大于“货币数量”效应。基于上述结论，本文对货币政策提出以下建议：第一，继续扩大人民币汇率的浮动区间，增强汇率的弹性，推进人民币汇率形成的市场化。第二，加快我国利率市场化的进程，促进我国利率和汇率联动效应的形成，只有这样才能增强货币政策的灵活性和有效性。

责任编辑：刘雅君