

# 货币政策规则非对称性及其在我国的检验

郑挺国 郭辉铭\*

**摘要:** 基于最优货币政策规则的研究框架,本文从非线性总供给曲线和中央银行非对称偏好的角度来阐述货币政策规则中非对称性的理论形成,并利用 GMM 方法估计和检验了我国货币政策反应函数中的非对称性。研究结果表明非线性总供给曲线可以作为解释我国货币政策非对称反应的一种来源,更重要的是,中央银行对通胀缺口存在负向偏好,且这种负向的通胀偏好可以很好地解释我国“后金融危机时代”的通货膨胀偏差,但对产出缺口的非对称偏好并不显著。此外,不同通胀目标的稳健性研究表明,中央银行都存在负向通胀偏好,而且该负向偏好随着长期通胀目标的降低而逐渐减弱。

**关键词:** 货币政策规则 非对称性 非对称偏好 非线性总供给曲线

**JEL 分类号:** E52      **中图分类号:** F015

**文献标识码:** A      **文章编号:** 1000-6249(2012)1-0017-011

## 一、引言

利率、通货膨胀和实际产出历来都是一国政府和中央银行制定宏观经济政策考察的重要经济指标,而它们之间的内在联系也是经济学界普遍关注的热点问题。在稳健的货币政策下,一般认为利率调整能及时地反应通货膨胀和实际产出的变化,可以有效地抑制价格过度波动,促进经济稳定健康发展。Taylor(1993)提出的泰勒规则正是围绕短期利率对通胀和实际产出反应关系的一种主要货币政策规则,它已成为描述和分析中央银行货币政策行为的一种标准方法,是目前各国中央银行制定货币政策时的重要参考依据。不过,最初的泰勒规则只是一种简单的实证模型,缺乏坚实的理论基础,直到 Svensson(1997、1999)后文献中才给出了理论解释——假设存在线性总供给和总需求曲线,而且中央银行福利损失函数为通胀缺口和产出缺口平方项的线性组合,通过最小化目标损失函数得到的最优货币政策规则即为泰勒规则。

然而,近年来很多研究对货币政策规则的线性设定提出了质疑,主要认为利率对通胀和实际产出的关系更可能为一种非线性或非对称性结构,并在理论方面给出以下三种不同解释:一是经济行为中的总供给曲线可能是非线性的。例如 Dolado *et al.* (2005) 放宽了菲利普斯曲线的线性假设,并假定通货膨胀是一个关于产出缺口的凸函数,这意味着一种非线性的菲利普斯曲线关系。二是中央银行的政策偏好是非对称的,即中央银行面对相同的产出偏离会实施不同程度的货币政策操作来应对经济过热和经济偏冷,同样在面对通货膨胀和通货紧缩亦会采用不同的应对措施,短期利率的调整幅度也不一样。例如 Nobay and Peel(2003)、Ruge-Murcia(2003)、Surico(2007a、2007b) 等将中央银行福利损失函数设定为非线性形式,既可以表示中央银行对通胀正负偏离的非对称偏好,也可以表示中央银行对经济周期状态的

\* 郑挺国,厦门大学王亚南经济研究院,Email: zhengt@ gmail.com,通讯地址:福建省厦门市思明区思明南路422号厦门大学经济楼A202,邮政编码:361005;郭辉铭,厦门大学王亚南经济研究院,Email: guohuiming1203@ gmail.com。本文得到国家自然科学基金项目“货币政策规则非线性的理论模型与计量研究”(71001087)和福建省自然科学基金项目“非线性视角下中国利率动态的理论建模和计量研究”(2010J01361)的资助。作者感谢两位匿名审稿人的建议与评论,当然,文责自负。

非对称偏好。三是货币政策制定可能面临的不确定性。例如 Tillmann(2010) 讨论了一种参数非确定下的最优货币政策规则, 研究表明如果中央银行对菲利普斯曲线斜率非确定并遵循最小最大准则来实行政策, 那么当通胀远离其目标时利率将对通胀反应更为强烈。可见, 从理论上考虑货币政策规则中可能存在的非线性或非对称性, 是当前以及未来研究的一个重要挑战。

根据我国宏观经济运行和货币政策操作的实际情况, 利率还是货币供应量更适宜作为货币政策的中介目标一直存在很大的争议。但是, 如果泰勒规则能够较好地模拟出中国宏观经济波动的趋势, 那么采取利率作为货币政策的中介目标将给中央银行提供更宽的政策目标选择。实际上, 就利率作为货币政策的中介目标而言, 国内学者已经进行了大量的探索和讨论。夏斌和廖强(2001) 提出货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中间目标, 应借鉴泰勒规则采用利率指标。谢平和罗雄(2002) 运用历史分析法和反应函数法首次把泰勒规则应用于我国货币政策的实证检验。此后, 陆军和钟丹(2003)、卞志村(2006) 分别运用协整方法估计我国泰勒规则的具体形式; 张屹山和张代强(2007) 发现引入货币增长率的泰勒规则可以较好地拟合银行间同业拆借利率、存贷款基准利率以及两者利差的基本走势。以上文献都考虑了通货膨胀和产出缺口对短期利率的线性影响, 近来国内学者还开始使用非线性方法研究货币政策的非线性和非对称性特征。例如王建国(2006) 研究我国货币政策反应函数在 1997 亚洲金融危机前后的不同表现; 张屹山和张代强(2008) 使用门限自回归模型估计我国的货币政策反应函数; 欧阳志刚和王世杰(2009) 等使用平滑迁移回归模型研究我国货币政策规则的非线性和非对称性; 郑挺国和刘金全(2010) 使用马尔科夫区制转移模型研究不同区制中利率对通胀率和实际产出的反应关系。虽然这些研究利用非线性经济计量模型证实了我国货币政策规则非对称的存在性, 但由于缺少经济理论模型的支持, 人们尚难以深入理解和把握非对称性形成的理论来源及其隐含的经济含义。迄今为止, 除赵进文和黄彦(2006) 基于中央银行非对称偏好角度对我国货币政策规则非对称性进行过一些解释外, 很少文献在理论上作出进一步的分析。

本文在赵进文和黄彦(2006) 的基础上引入非线性总供给曲线, 加强了货币政策规则非对称性的理论解释。我们遵循“从特殊到一般”的研究思路, 由浅入深, 通过估计多种形式的货币政策反应函数深入分析我国货币政策非对称性的成因, 进一步解释我国“后金融危机时代”出现通货膨胀偏差的原因。此外, 通过设定不同的通胀目标进行稳健性检验, 本文还研究了通胀目标对中央银行非对称偏好和货币政策非对称性的影响。论文其它结构安排如下: 第二部分给出非线性总供给曲线和中央银行非对称偏好两种理论假设下最优货币政策规则的推导, 并给出相应的经济计量模型和估计方法。第三部分对我国货币政策规则进行实证研究, 估计多种形式的货币政策反应函数, 检验非线性总供给曲线影响是否存在, 并考察中央银行是否存在非对称的通胀缺口或产出缺口偏好。第四部分通过设定不同的通胀目标对实证结果进行稳健性检验。最后是本文的结论部分。

## 二、理论框架和计量模型

在这一部分, 我们基于新凯恩斯宏观经济模型的理论框架, 通过最小化中央银行的社会福利损失的目标函数, 推导得到中央银行的最优货币政策规则。我们还将根据货币政策规则给出合适的计量模型和估计方法。

### (一) 新凯恩斯模型

参照 Claride *et al.* (1999)、Nobay and Peel(2000)、Surico(2007b)、Kim and Seo(2008) 等文献, 我们考虑以下形式的总需求和总供给曲线:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + e_t^d \quad (1)$$

$$\pi_t = \omega E_t \pi_{t+1} + \frac{\partial \tilde{y}_t}{1 - \partial \psi \tilde{y}_t} + e_t^s \quad (2)$$

其中  $\tilde{y}_t$  是产出缺口,  $\pi_t$  是通胀率,  $i_t$  是短期名义利率,  $E_t \tilde{y}_{t+1}$  和  $E_t \pi_{t+1}$  分别是在  $t$  期对  $t+1$  期的产出缺口和通胀率的期望值。另外,  $e_t^d$  和  $e_t^s$  分别表示供给和需求的外来冲击, 它们服从均值回复 (mean-reverting) 过程。可以看出, 方程 (1) 和 (2) 是考虑了价格粘性的新凯恩斯理性预期模型。具体而言, 方程 (1) 是市场出清条件下消费的标准欧拉方程 (Euler equation), 该方程中引入了消费的平滑特征, 使得产出缺口是其未来期望值的增函数, 是实际利率 ( $i_t - E_t \pi_{t+1}$ ) 的减函数。方程 (2) 考虑了 Calvo 型世界的交错特征 (staggered feature), 即每个厂商在各个时期都会以一定的概率调整价格, 而且该调整与上次调整的时间间隔无关 (Calvo, 1983)。这种价格设定的离散性特征使得厂商根据通胀预期调整价格。此外, 产出缺口也会通过边际成本影响价格水平。实际上, Nobay and Peel (2000) 首次在最优货币政策规则的研究中引入方程 (2) 式的非线性总供给曲线, 随后被广泛应用于其它实证研究中, 例如 Surico (2007b)、Kim and Seo (2008) 等。需要指出的是, 参数  $\psi$  主要用以刻画总供给曲线的非线性特征, 因为产能约束、菜单成本、工资刚性和货币幻觉等都可能引起非线性总供给曲线 (Peersman and Smets, 2002), 而且 Schaling (2004) 认为通胀率越大, 总供给曲线斜率也就越大。当然, 如果  $\psi = 0$ , 那么总供给曲线就简化为线性方程:

$$\pi_t = \omega E_t \pi_{t+1} + \vartheta \tilde{y}_t + e_t^s$$

## (二) 损失函数

假设中央银行在  $t$  期的社会福利损失函数为:

$$E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j L_{t+j} \quad (3)$$

其中  $\delta$  ( $0 < \delta < 1$ ) 是中央银行的贴现因子,  $E_{t-1}(\cdot)$  表示中央银行基于  $t-1$  期信息的损失函数的期望值, 并据此制定货币政策、调整短期利率。假设  $L_t$  为线性指数 (linear exponential) 函数, 表示如下:

$$L_t = \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1}{\alpha^2} + \lambda \frac{e^{\beta \tilde{y}_t} - \beta \tilde{y}_t - 1}{\beta^2} + \frac{\gamma}{2} (i_t - i^*)^2 \quad (4)$$

其中  $\pi^*$  表示中央银行的长期通胀目标, 在实证研究中一般设为常数; ①参数  $\lambda$  和  $\gamma$  分别表示中央银行对实际产出偏离潜在产出 (产出缺口) 和短期利率偏离目标利率的厌恶程度; 参数  $\alpha$  和  $\beta$  分别表示中央银行对通胀缺口和产出缺口的非对称偏好。如果  $\alpha < 0$ , 那么意味着中央银行更加关注通胀率低于通胀目标, 赋予通货紧缩偏离的权重大于相同程度的通货膨胀偏离, 此时表明中央银行担心通货紧缩导致经济增长减速, 甚至引发经济衰退。而如果  $\alpha > 0$ , 则意味着中央银行更不愿意忍受通货膨胀带来的负面影响。类似地, 参数  $\beta$  可以反映中央银行对产出缺口的政策偏好情况。实际上, Nobay and Peel (2003) 最早利用线性指数形式的损失函数研究货币政策非对称性, 随后的文献一般也采用这种形式的损失函数, 或根据需要略加改进。

特别地, 当  $\alpha = \beta = 0$ , 即中央银行不存在非对称偏好时, 根据罗必塔法则 (L'Hopital's rule),  $L_t$  就可以简化为:

$$L_t = \frac{1}{2} (\pi_t - \pi^*)^2 + \frac{\lambda}{2} \tilde{y}_t^2 + \frac{\gamma}{2} (i_t - i^*)^2$$

## (三) 最优货币政策规则

从福利经济学的角度来看, 中央银行的最优货币政策就是在一定宏观经济条件的约束下, 通过不断调整短期利率, 使得社会福利损失最小化。实际上, 这也是个跨期的最优化问题, 我们可以用以下的数学公式表示:

$$\min_{\{i_t\}} E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j L_{t+j} \quad (5)$$

① 一般而言, 长期通胀目标对应着宏观经济长期均衡状态的通货膨胀率, 它是个常数。后文的实证研究将详细说明通胀目标设定及其文献依据。

其对应的约束条件为:

$$\begin{cases} \tilde{y}_t = \phi i_t + (E_t \tilde{y}_{t+1} + \phi E_t \pi_{t+1} + e_t^d) \\ \pi_t = \frac{\partial \tilde{y}_t}{1 - \partial \psi \tilde{y}_t} + (\omega E_t \pi_{t+1} + e_t^s) \end{cases} \quad (6)$$

在相机抉择的条件下,我们可以求解以上问题得到最优货币政策规则。由于模型中没有其它内生变量,跨期最优化问题可以转化为静态最优化问题,表示如下:

$$\min_{\{i_t\}} E_{t-1} \left[ \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1}{\alpha^2} \right] + \lambda E_{t-1} \left[ \frac{e^{\beta \tilde{y}_t} - \beta \tilde{y}_t - 1}{\beta^2} \right] + \frac{\gamma}{2} (i_t - i^*)^2$$

根据链式规则(chain rule)得到一阶条件:

$$-E_{t-1} \left[ \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - 1}{\alpha} \right] \frac{\phi \partial}{(1 - \partial \psi \tilde{y}_t)^2} - \lambda \phi E_{t-1} \left[ \frac{e^{\beta \tilde{y}_t} - 1}{\beta} \right] + \gamma (i_t - i^*) = 0$$

对上式在  $\alpha = \beta = \psi = 0$  处进行泰勒公式展开,可得:

$$-\phi \partial E_{t-1} \tilde{\pi}_t - \phi \partial \frac{\alpha}{2} E_{t-1} \tilde{\pi}_t^2 - 2\phi \partial^2 \psi E_{t-1} [\tilde{\pi}_t \tilde{y}_t] - \lambda \phi E_{t-1} \tilde{y}_t - \lambda \phi \frac{\beta}{2} E_{t-1} \tilde{y}_t^2 + \gamma (i_t - i^*) + \varepsilon_t = 0$$

其中  $\tilde{\pi}_t \equiv \pi_t - \pi^*$  为通胀缺口,  $\varepsilon_t$  为其它高阶多项式。经过整理,我们可以得出以下形式的最优货币政策规则:

$$i_t = i^* + \frac{\phi \partial}{\gamma} E_{t-1} \tilde{\pi}_t + \frac{\lambda \phi}{\gamma} E_{t-1} \tilde{y}_t + \frac{\alpha \phi \partial}{2\gamma} E_{t-1} \tilde{\pi}_t^2 + \frac{\beta \lambda \phi}{2\gamma} E_{t-1} \tilde{y}_t^2 + \frac{2\phi \partial^2 \psi}{\gamma} E_{t-1} [\tilde{\pi}_t \tilde{y}_t] - \frac{1}{\gamma} \varepsilon_t$$

由于GDP、CPI等统计数据的滞后性,中央银行制定货币政策时不能获得当期的相关数据,同时最优货币政策规则反映的是中央银行如何根据预期的通胀缺口和产出缺口调整短期利率。因此,中央银行应该在经济波动之前就进行货币政策操作,通过调整短期利率,尽可能地减少实际产出对潜在产出、通胀率对通胀目标的偏离,最小化目标函数,也即最大化社会福利。

定义参数:

$$c_1 \equiv \frac{\phi \partial}{\gamma} \quad c_2 \equiv \frac{\lambda \phi}{\gamma} \quad c_3 \equiv \frac{\alpha \phi \partial}{2\gamma} \quad c_4 \equiv \frac{\beta \lambda \phi}{2\gamma} \quad c_5 \equiv \frac{2\phi \partial^2 \psi}{\gamma}$$

最优货币政策规则可以简化表示如下:

$$i_t = i^* + c_1 \tilde{\pi}_t + c_2 \tilde{y}_t + c_3 \tilde{\pi}_t^2 + c_4 \tilde{y}_t^2 + c_5 \tilde{\pi}_t \tilde{y}_t + u_t \quad (7)$$

其中

$$u_t = -\frac{1}{\gamma} \left\{ c_1 (\tilde{\pi}_t - E_{t-1} \tilde{\pi}_t) + c_2 (\tilde{y}_t - E_{t-1} \tilde{y}_t) + c_3 (\tilde{\pi}_t^2 + E_{t-1} \tilde{\pi}_t^2) + c_4 (\tilde{y}_t^2 - E_{t-1} \tilde{y}_t^2) + c_5 (\tilde{\pi}_t \tilde{y}_t - E_{t-1} [\tilde{\pi}_t \tilde{y}_t]) + \varepsilon_t \right\}$$

最后,考虑到中央银行的利率平滑意愿(Clarida *et al.*, 2000),我们引入短期利率的一阶滞后表示利率的局部调整特征,则有如下形式的货币政策反应函数:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [i^* + c_1 \tilde{\pi}_t + c_2 \tilde{y}_t + c_3 \tilde{\pi}_t^2 + c_4 \tilde{y}_t^2 + c_5 \tilde{\pi}_t \tilde{y}_t] + \xi_t \quad (8)$$

#### (四) 计量模型

根据方程(8)式的货币政策反应函数,我们考虑用以下计量模型进行参数估计和检验:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [c_0 + c_1 \tilde{\pi}_t + c_2 \tilde{y}_t + c_3 \tilde{\pi}_t^2 + c_4 \tilde{y}_t^2 + c_5 \tilde{\pi}_t \tilde{y}_t] + \xi_t \quad (9)$$

其中  $\rho$  和  $c_i (i=0, 1, 2, \dots, 5)$  为待估参数。显然的,如果  $\alpha = 0$ , 则有  $c_3 = 0$ , 那么方程(9)式就不包含通胀缺口的二次项  $\tilde{\pi}_t^2$ ; 如果  $\beta = 0$ , 那么方程(9)式就不包含产出缺口的二次项  $\tilde{y}_t^2$ ; 类似地,如果  $\psi = 0$ , 则有  $c_5 = 0$ , 那么方程(9)式中也就不含通胀缺口和产出缺口的交叉项  $\tilde{\pi}_t \tilde{y}_t$ 。因此,在货币政策反应关系中,中央银行的非对称通胀(或产出)偏好引入了通胀缺口(或产出缺口)的二次项,非线性总供给曲线则引入了交叉项。

另外,由于中央银行的非对称偏好参数  $\alpha$  和  $\beta$  表示如下:

$$\alpha = 2 \frac{\alpha \phi \vartheta / \phi \vartheta}{\gamma / \gamma} = \frac{2c_3}{c_1} \quad \beta = 2 \frac{\beta \lambda \phi / \lambda \phi}{2\gamma / \gamma} = \frac{2c_4}{c_2}$$

我们可以采用以下的辅助回归方程估计非对称偏好参数  $\alpha$  和  $\beta$ :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \left[ c_0 + c_1 \tilde{\pi}_t + c_2 \tilde{y}_t + \frac{\alpha c_1}{2} \tilde{\pi}_t^2 + \frac{\beta c_2}{2} \tilde{y}_t^2 + c_3 \tilde{\pi}_t \tilde{y}_t \right] + \xi_t \quad (10)$$

需要指出的是,在缺少其它条件的情况下,我们无法得到  $\phi$ 、 $\omega$ 、 $\vartheta$  和  $\psi$  等宏观经济结构相关参数的估计值,不过,这并不是本文关注的重点。

### 三、实证结果

与大多数研究(谢平和罗雄 2002; 赵进文和黄彦 2006)保持一致,本文选取银行间同业拆借利率作为市场利率的代理变量,并假设它是我国货币政策的工具变量。我们使用月度银行间同业拆借利率和交易量计算加权平均的季度同业拆借利率。<sup>①</sup> 本文选取消费者价格指数(CPI)作为通胀率的衡量指标。我们使用月度同比CPI的算术平均计算季度同比CPI,然后计算季度通胀率,即  $\pi_t = (\text{CPI} - 1) \times 100\%$ 。至于产出缺口,我们选取国内生产总值(GDP)作为实际产出的衡量指标,并且借鉴现有文献常用的HP滤波方法估算产出缺口:首先利用2000年的现价GDP和不变价GDP累计增长率计算得到季度实际GDP,然后通过Eviews软件中Tramo/Seats方法进行季节调整,接着采用HP滤波(平滑参数  $\lambda = 1600$ )估算潜在产出  $Y_t^*$ ,最后计算年化的产出缺口为  $y_t = 400 \times \log(Y_t / Y_t^*)$ 。此外,考虑到数据的可获得性,本文选取M1的同比增长率作为货币货币增长率的衡量指标。文中原始数据来自中经网数据库(<http://db.cei.gov.cn/>)、国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>)和中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn/>)。<sup>②</sup>

这一部分运用广义矩方法(GMM)估计我国1992年第1季度至2010年第3季度的货币政策反应函数,其中使用1-4阶滞后的利率、通胀率、产出缺口和货币增长率共16个工具变量。估计模型参数前,我们参照官方公布的通货膨胀目标设定我国长期目标通胀率为4%(谢平和罗雄 2002),在第四部分我们将设定不同的通胀目标进行稳健性检验。<sup>③</sup>

#### (一) 货币政策反应函数的具体形式

前面已经提到,在货币政策反应函数中,中央银行的非对称通胀偏好和非对称产出偏好分别引入二次项  $\tilde{\pi}^2$  和  $\tilde{y}^2$ ,而非线性总供给曲线引入交叉项  $\tilde{\pi}\tilde{y}$ ,而且这些因素的影响结果是可以分离的,因此,我们可以通过对参数  $c_3$ 、 $c_4$  和  $c_5$  施加约束条件,考察不同模型设定下的货币政策反应关系式。表1给出了GMM方法得到的模型参数估计结果,同时报告了J统计量和  $Adj-R^2$ 。

① 加权平均的季度同业拆借利率计算为  $i = i_1 \frac{f_1}{\sum f} + i_2 \frac{f_2}{\sum f} + \dots + i_n \frac{f_n}{\sum f} = \frac{\sum i f}{\sum f}$ ,其中  $i_k$  是利率,  $f_k$  是相应交易量。

② 1992年第1季度至1995年第4季度的利率数据选取上海融资中心同业拆借利率(谢平和罗雄 2002)。

③ 其它文献可能选取不同的通胀目标,如陆军和钟丹(2003)、卞志村(2006)采用“潜在物价指数”方法测算通胀目标(常数)。我国官方公布的通货膨胀目标如下所示:

年份	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
CPI	N. A.	N. A.	N. A.	N. A.	N. A.	N. A.	5	4	4	1-2
RPI	6	6	10	15	10	6	3	2	2	N. A.
年份	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
CPI	1-2	1	3	4	3	3	4.8	4	3	4

数据来源:《关于xxxx年国民经济和社会发展计划执行情况与xxxx年国民经济和社会发展计划草案的报告》。

表 1 模型估计结果

模型	变量	$\rho$	$c_0$	$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$	$c_5$	$J$	Adj-R <sup>2</sup>
泰勒规则										
		0.920 *** (66.65)	4.266 *** (11.90)	0.282 *** (6.23)	0.624 *** (5.01)	—	—	—	0.117	0.982
非对称通胀偏好										
1A	$\tilde{\pi}_i^2$	0.877 *** (44.31)	5.350 *** (14.11)	0.657 *** (5.79)	0.575 *** (4.74)	-0.022 *** (-3.67)	—	—	0.102	0.982
1B	$\tilde{\pi}_i^2 \tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	0.868 *** (42.21)	5.001 *** (9.82)	0.756 ** (5.10)	0.394 *** (2.08)	-0.040 *** (-4.17)	—	0.081* (1.64)	0.094	0.980
非对称产出偏好										
2A	$\tilde{y}_i^2$	0.926 *** (37.42)	3.923 *** (2.87)	0.285 *** (4.12)	0.563* (1.67)	—	0.024 (0.79)	—	0.118	0.982
2B	$\tilde{y}_i^2 \tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	0.904 *** (33.64)	4.903 *** (4.82)	0.427 *** (4.41)	0.619 *** (2.75)	—	-0.003 (-0.05)	-0.045 (-1.36)	0.109	0.983
非对称通胀偏好和产出偏好										
3A	$\tilde{\pi}_i^2 \tilde{y}_i^2$	0.871 *** (35.76)	5.490 *** (8.59)	0.655 *** (6.02)	0.594 *** (3.90)	-0.022 *** (-3.73)	-0.012 (-0.24)	—	0.103	0.983
3B	$\tilde{\pi}_i^2 \tilde{y}_i^2 \tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	0.853 *** (30.88)	5.196 *** (7.90)	0.745 *** (5.16)	0.427 ** (2.03)	-0.039 *** (-4.32)	-0.018 (-0.44)	0.080* (1.76)	0.089	0.980

注: 括号中的是  $t$  统计量, \*, \*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

首先, 基于传统的泰勒规则来估算我国货币政策反应函数, 表 1 第 3 行给出了对应参数的估计结果。实际上, 此时我们有  $c_3 = c_4 = c_5 = 0$ , 货币政策反应方程(9)式简化为泰勒规则。我们注意到, 利率平滑系数  $\rho$  的估计值约为 0.92, 表明利率调整机制对前一期利率的相依性很强, 反映了我国中央银行的利率平滑程度。近年来, 中央银行开始逐渐重视货币政策的动态微调, 力图通过国债回购、发行央票等公开市场操作, 把握货币政策的重点、力度和节奏。通胀缺口系数  $c_1$  和产出缺口系数  $c_2$  的参数估计值都显著为正, 分别约为 0.28 和 0.62, 暗含的经济含义是名义利率调整的方向与通胀变动(通胀缺口)和实际产出变动(产出缺口)方向基本一致。但这里通胀缺口系数小于 1, 说明我国的货币政策是不稳定的, 与传统的泰勒规则操作不一致, 这个结果与罗雄和谢平(2002)等国内研究结果一致。

其次, 检验中央银行是否存在非对称通胀和产出偏好, 表 1 第 7 列和第 8 列分别给出了二次项  $\tilde{\pi}^2$  系数  $c_3$  和二次项  $\tilde{y}^2$  系数  $c_4$  的估计结果。通过对比不难看出, 尽管不同模型的估计结果略有差异, 但是所有模型中系数  $c_3$  都显著为负, 位于 -0.04 至 -0.02 之间, 表明中央银行存在显著的非对称通胀偏好; 而系数  $c_4$  在不同模型的正负符号并不一致, 而且都不显著, 表明中央银行可能并不存在非对称产出偏好。

再次, 检验是否存在非线性总供给曲线影响我国货币政策规则的非对称, 表 1 第 9 列给出了交叉项  $\tilde{\pi}\tilde{y}$  的系数  $c_5$  的估计结果。如前所述, 中央银行并不存在非对称产出偏好, 因此我们首先关注模型 1B 中  $c_5$  的估计结果, 它约为 0.08, 可以在 10% 显著性水平上拒绝原假设, 它与模型 3B 的估计结果保持一致, 都表明总供给曲线可能存在非线性特征, 能够在一定程度上解释我国货币政策规则的非对称性。但需要指出的是, 由于缺少其它条件, 我们不能得到总供给曲线的具体形式, 无法解释非对称性特征形成的深层原因。不过, 这不是本文关注的重点, 可以作为今后进一步研究的方向。

此外,  $J$  统计量表明 GMM 方法中工具变量的过度识别(over-identification)约束是有效的, 而 Adj-R<sup>2</sup> 接近 1 表明货币政策反应方程可以较好地拟合市场利率的基本走势。

表 2 Wald 检验结果

模型	变量	原假设	F 统计量	$\chi^2$ 统计量
1B	$\tilde{\pi}_i^2$ $\tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	$c_3 = c_5 = 0$	11.89 *** [0.000]	23.78 *** [0.000]
2B	$\tilde{y}_i^2$ $\tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	$c_4 = c_5 = 0$	0.92 [0.404]	1.84 [0.399]
3A	$\tilde{\pi}_i^2$ $\tilde{y}_i^2$	$c_3 = c_4 = 0$	7.14 *** [0.002]	14.28 *** [0.001]
3B	$\tilde{\pi}_i^2$ $\tilde{y}_i^2$ $\tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	$c_3 = c_4 = 0$	10.93 *** [0.000]	21.86 *** [0.000]
		$c_3 = c_4 = c_5 = 0$	9.60 *** [0.000]	28.81 *** [0.000]

注: 中括号中的是  $p$  值, \*\*\* 表示在 1% 的显著性水平下显著。

最后, 我们使用 Wald 检验考察不同模型主要参数估计结果的联合约束检验, 进一步检验中央银行的非对称偏好和总供给曲线的非线性特征。表 2 报告了  $F$  统计量和  $\chi^2$  统计量及其对应的  $p$  值。可以看出, 考虑了中央银行非对称通胀偏好的模型 1B、3A 和 3B, 它们的  $F$  统计量和  $\chi^2$  统计量都在 1% 的显著性水平上拒绝原假设, 而模型 2B 忽略了非对称通胀偏好, 检验统计量不能拒绝原假设, 以上 Wald 检验结果进一步表明我国中央银行存在非对称通胀偏好, 而不存在非对称产出偏好。

综上所述, 我国中央银行对通胀缺口存在显著的非对称偏好, 但未发现明显的非对称产出偏好, 此外, 非线性总供给曲线可以作为解释我国货币政策规则非对称性的一种来源。基于此, 我们可以使用模型 1B 来最终估计我国的货币政策反应函数, 见表 1 第 6 行, 其中  $c_3$  和  $c_5$  的估计结果反映了非对称通胀偏好和非线性总供给曲线对我国货币政策非对称性的影响情况, 它们将在下面内容中作出进一步的体现。

## (二) 非对称偏好大小

基于 (10) 式的辅助回归方程, 我们可以进一步考察非对称偏好的方向和大小。表 3 给出了中央银行非对称偏好参数的估计结果。一方面, 模型 1B 和 3B 中通胀偏好系数  $\alpha$  都显著为负, 约为 -0.11, 表明中央银行对通胀缺口存在负向偏好, 这个结果与赵进文和黄彦 (2006) 一致, 它们还表明模型 3B 引入二次项  $\tilde{y}^2$  并不影响通胀偏好系数  $\alpha$  的估计结果, 意味着中央银行的非对称产出偏好可能并不显著。另一方面, 不同货币政策反应函数的产出偏好系数  $\beta$  的符号并不一致, 而且都是不显著的, 这就充分表明中央银行并不存在非对称产出偏好。需要说明的是, GMM 估计得到的  $J$  统计量和  $Adj-R^2$  与表 1 保持一致, 不再赘述。

表 3 非对称偏好参数估计结果

模型	变量	$\alpha$	$\beta$	$J$	Adj-R <sup>2</sup>
非对称通胀偏好					
1A	$\tilde{\pi}_i^2$	-0.067 *** (-7.78)	—	0.102	0.982
1B	$\tilde{\pi}_i^2$ $\tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	-0.106 *** (-4.41)	—	0.094	0.980
非对称产出偏好					
2A	$\tilde{y}_i^2$	—	0.086 (0.24)	0.118	0.982
2B	$\tilde{y}_i^2$ $\tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	—	-0.011 (-0.05)	0.109	0.983
非对称通胀偏好和产出偏好					
3A	$\tilde{\pi}_i^2$ $\tilde{y}_i^2$	-0.066 *** (-7.91)	-0.041 (-0.25)	0.103	0.983
3B	$\tilde{\pi}_i^2$ $\tilde{y}_i^2$ $\tilde{\pi}_i \tilde{y}_i$	-0.105 *** (-4.72)	-0.083 (-0.49)	0.089	0.980

注: 括号中的是  $t$  统计量, \*\*\* 表示在 1% 的显著性水平下显著。

图1给出了负向通胀偏好对损失函数的影响情况,其中横坐标表示通胀缺口,纵坐标表示损失函数。我们使用指数形式的损失函数 $(e^{\alpha\tilde{\pi}_t} - \alpha\tilde{\pi}_t - 1) / \alpha^2$ (参数 $\alpha = -0.1059$ )表示中央银行的负向通胀偏好,用红色虚线表示;同时,我们选择二次损失函数 $\tilde{\pi}_t^2/2$ 作为参照物,用黑色实线表示。可以看出,当通胀率高于通胀目标时,损失函数随着通货膨胀缓慢增加;而当通胀率低于通胀目标时,损失函数随着通胀紧缩急剧增加。因此,对于相同程度的通胀偏离,中央银行损失函数赋予通货紧缩的权重较大,而赋予通货膨胀的权重较小。

可见,我国中央银行对通胀缺口存在负向偏好,但对产出缺口的非对称偏好并不显著。负向通胀偏好表明我国中央银行赋予通货紧缩偏离的权重大于相同程度的通货膨胀偏离,即中央银行担心通货紧缩导致经济增长减速,甚至引发经济衰退。实际上,为应对国际金融危机导致的出口减少、增长减速,中央银行从2008年9月开始连续五次下调存贷款利率,释放大量信贷资金,试图通过反周期的货币政策操作实现中央政府“保增长、防紧缩”的政策目标。某种程度上,正是中央银行的负向通胀偏好导致了“后金融危机时代”的通货膨胀偏差。<sup>①</sup>另一方面,中央银行对产出缺口并不存在非对称偏好,说明对于相同程度的经济过热或经济偏冷,中央银行的货币政策操作力度相同。这可能是因为GDP数据修正等导致中央银行在经济形势尚不明朗的情况下进行的货币政策制定和操作倾向保守,使得利率根据产出缺口进行线性调整,而不会表现出非对称性。<sup>②</sup>

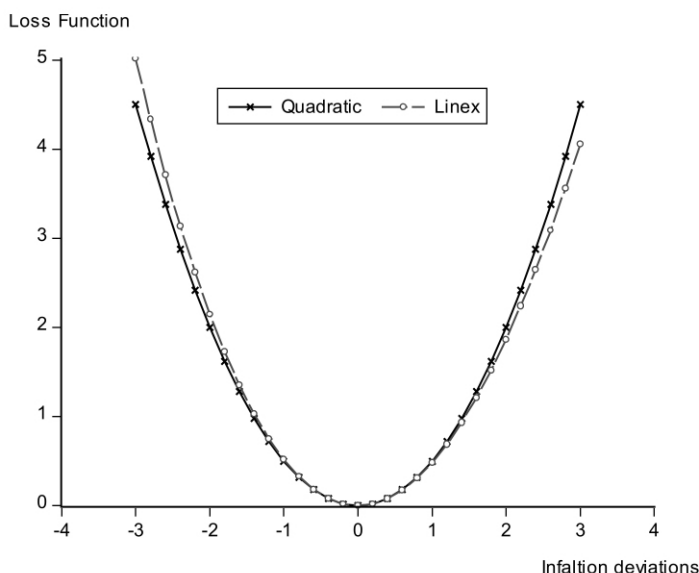


图1 负向偏好与损失函数

与发达国家的研究成果相比,Dolado *et al.* (2005)、Kim and Seo (2008)等研究发现欧洲和韩国的中央银行对通胀缺口存在正向偏好,这可能因为发达国家的社会经济发展已经成熟,而且中央银行具有很强的独立性,因此特别注重维持较低水平的通货膨胀,而且越来越多的中央银行(如新西兰、英国、加拿大等)已经采用通胀目标制(inflation targeting)的货币政策体系。

#### 四、稳健性检验

由于我国不是通胀目标制的国家,通胀目标并不明确,因此这一部分分别将目标通胀率设定为5%、4.5%、3.5%、3%、2.5%和2%,从而对以上实证结果进行稳健性检验。首先需要指出的是,根据定义 $\tilde{\pi}_t^2 = (\pi_t - \pi^*)^2 = \pi_t^2 - 2\pi^* \pi_t + (\pi^*)^2$ ,我们不难看出,货币政策反应函数中,常数通胀目标的设定只影响模型中的平滑系数、常数项和通胀缺口的线性反应系数,从而影响通胀偏好系数,但是其它参数估计结果保持不变。考虑到我国中央银行对产出缺口并不存在非对称偏好,下面我们重点考察不同通胀目标下模型1A和1B的货币政策反应函数的估计结果。

表4给出了不同通胀目标下通胀偏好参数的估计结果,主要表现在以下几个方面:首先,所有通胀偏好参数的估计值都为负数,并在1%的显著性水平上拒绝原假设,表明中央银行存在显著的负向通胀偏

<sup>①</sup> 赵进文和黄彦(2006)认为负向通胀偏好容易引起通货膨胀偏差,其内在原因是现行制度安排使得中央银行有执行意外通货膨胀政策的激励,在制定与执行货币政策方面存在通货膨胀倾向。

<sup>②</sup> 郑挺国和王霞(2010)介绍了我国GDP数据的发布分类,包括初步核算数、初步核实数和最终核实数等。



好。其次,不同模型中的估计值相差较大。模型 1A 中通胀偏好参数的估计基本落在(-0.07, -0.06) 间,其结果与表 3 中的估计值非常接近,表明参数估计具有稳健性。而模型 1B 中通胀偏好参数的估计范围为(-0.12, -0.09),变化范围相对较大,这个结果表明,忽略总供给曲线的非线性特征会低估中央银行的负向通胀偏好。最后,随着通胀目标的下降,通胀偏好参数逐渐增加并且趋近于零,表明中央银行的负向通胀偏好随着通胀目标的下降而减弱。

表 4 不同通胀目标下通胀偏好参数的估计结果

模型	变量	2%	2.5%	3%	3.5%	4.5%	5%
1A	$\tilde{\pi}_t^2$	-0.059*** (-8.81)	-0.061*** (-8.55)	-0.062*** (-8.30)	-0.064*** (-8.03)	-0.069*** (-7.52)	-0.071*** (-7.26)
1B	$\tilde{\pi}_t^2$ $\tilde{\pi}_t$ $\tilde{y}_t$	-0.087*** (-5.34)	-0.091*** (-5.11)	-0.096*** (-4.87)	-0.101*** (-4.64)	-0.112** (-4.17)	-0.118** (-3.94)

注:括号中的是 t 统计量,\* 和 \*\*\* 分别表示在 5% 和 1% 的显著性水平下显著。

一般而言,若中央银行的长期通胀目标较高,通胀率和利率可能长期高位运行。如果通胀缺口为正,即通胀率高于通胀目标,表明经济存在一定程度的通货膨胀,不过较高的通胀目标反映了中央银行对通货膨胀的容忍程度,因此中央银行采取适度从紧的货币政策,适度上调利率,避免经济硬着陆,例如二十世纪九十年代初为治理恶性通货膨胀的货币政策;如果通胀目标为负,表明通货膨胀已经得到有效抑制,此时的中央银行拥有充分的货币政策操作空间,可以大幅下调利率,刺激经济增长。相反地,若中央银行的长期通胀目标较低,通胀率和短期利率可能长期处于较低水平。如果通胀缺口为负,表明经济处于通货紧缩,中央银行应该降低利率刺激经济增长,不过由于名义利率存在“零底线”而且降低利率甚至可能导致“流动性陷阱”,货币政策操作空间较小;而如果通胀缺口为正,表明经济可能开始出现通胀苗头,不过适度的通货膨胀有助于经济增长,中央银行可以通过短期国债或公开市场操作管理市场流动性,进行货币政策微调,适当关注通胀水平,无需直接上调存贷款基准利率。因此,在较低的通胀目标下中央银行的非对称偏好有所减弱。

总之,若长期通胀目标较高,中央银行表现出明显的负向通胀偏好;若长期通胀目标较低,负向通胀偏好相对较弱。因此,某种程度上,中央银行提高长期通胀目标,会增强对通胀缺口的负向偏好;反之,降低通胀目标,会削弱该负向偏好。实际上,自从 2009 年 10 月 21 日召开的国务院常务会议首次提出“管理好通胀预期”以来,中央银行开始高度关注通货膨胀和其它相关经济指标的变化,试图通过管理好通胀预期防止通货膨胀。可以预见,在这种货币政策思想的指导下,随着货币政策实践的不断深入,我国中央银行将充分发挥公开市场操作等在引导预期方面的作用,有效管理通胀预期,把目标通胀率和实际通胀率都控制在较低水平,甚至在条件成熟时采用通胀目标制的货币政策体系,进一步削弱中央银行的非对称通胀偏好。

## 五、结论与启示

在货币政策研究中,给定总供给和总需求曲线的宏观经济结构,我们就可以构建中央银行的社会福利损失函数,通过最小化得到的最优解就称为最优货币政策规则。在此研究框架下,本文尝试从非线性总供给曲线和中央银行非对称偏好两个角度阐述货币政策规则非对称性的理论来源。运用 GMM 方法,我们估计和检验了我国货币政策反应函数中的非对称性,并着重考察了中央银行的非对称偏好参数。

通过对我国季度数据的实证分析,我们可以获得下面一些重要结论:其一,我国的货币政策是不稳定的,与传统的泰勒规则操作不一致,这个结果与谢平和罗雄(2002)等国内研究结果一致。其二,不同形式

的货币政策反应函数都发现了非线性总供给曲线的经验证据,表明非线性总供给曲线可以作为解释我国货币政策规则非对称性的一个重要来源。其三,我国中央银行对通胀缺口存在显著的负向偏好,但对产出缺口的非对称偏好并不显著,这个结果与赵进文和黄彦(2006)的研究结果一致。其四,稳健性研究结果表明设定不同的通胀目标不会影响中央银行对通胀缺口的负向偏好,而且负向偏好随着通胀目标的降低而不断减弱。

负向通胀偏好表明我国中央银行的主要货币政策目标是实现经济持续快速增长,中央银行担心通货紧缩可能导致经济增长减速,甚至经济衰退,由此可能引发其它社会问题,影响社会稳定。而且这种负向通胀偏好可以用来解释我国在“后金融危机时代”的通货膨胀偏差。2008年下半年开始,在世界性经济金融危机对中国经济影响不断深入的严峻形势下,我国出口减少、经济增长减速,中央银行连续五次下调存贷款利率,试图通过释放大量信贷刺激投资需求,保持国民经济的持续快速发展。但是,这种宽松的货币政策不是灵丹妙药,它可以实现“保增长”的目标,却也带来了一定的负面影响。近来一段时间,食品价格快速上涨、通货膨胀明显,使得刚刚复苏的中国经济再次面临全新挑战。因此,中央银行必须高度关注通货膨胀和其它相关经济指标的变化,有效引导通胀预期,保持物价基本稳定。

综上所述,本文主要从非线性总供给曲线和中央银行非对称偏好的视角给出了中国货币政策规则非对称性的理论解释,并通过实证检验证实了它们的存在性,因而进一步印证了我国货币政策行为的非线性或非对称性。

#### 参考文献

- Calvo, G., 1983, “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383 – 398.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, 1999, “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Perspectives*, 37, pp. 1661 – 1707.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, 2000, “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory,” *The Quarterly Journal of Economics*, February, pp. 147 – 180.
- Dolado, J. J., R. Maria-Dolores and M. Naveira, 2005, “Are Monetary-Policy Reaction Functions Asymmetric? The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve,” *European Economic Review*, 49, pp. 485 – 503.
- Nobay, R. and D. Peel, 2000, “Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve,” *Economics Letters*, 67, pp. 159 – 164.
- Nobay, R. and D. Peel, 2003, “Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences,” *Economic Journal*, 113, pp. 657 – 665.
- Kim, S. and B. Seo, 2008, “Nonlinear Monetary Policy Reaction with Asymmetric Central Bank Preferences: Some Evidence for Korea,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, 49, pp. 91 – 108.
- Peersman, G. and F. Smets, 2002, “Are the Effects of Monetary Policy in the Euro Area Greater in Recessions than in Booms?” *Monetary Transmissions in Diverse Economies*, Eds. by Sinclair, P. and L. Mahadeva, pp. 28 – 48.
- Ruge-Murcia, F. J., 2003, “Does the Barro-Gordon Model Explain the Behavior of US Inflation? A Reexamination of the Empirical Evidence,” *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 1375 – 1390.
- Schling, E., 2004, “The Nonlinear Philips Curve and Inflation Forecast Targeting,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, pp. 361 – 386.
- Surico, P., 2007a, “The Fed’s Monetary Policy Rule and U. S. Inflation: The Case of Asymmetric Preferences,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, pp. 305 – 324.
- Surico, P., 2007b, “The Monetary Policy of the European Central Bank,” *Scandinavian Journal of Economics*, 109, pp. 115 – 135.
- Svensson, L., 1997, “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets,” *European Economic Review*, 41, pp. 1111 – 1147.
- Svensson, L., 1999, “Inflation Targeting: Some Extensions,” *Scandinavian Journal of Economics*, 101, pp. 337 – 361.
- Taylor, J. B., 1993, “Discretion versus Policy Rules in Practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195 – 214.
- Tillmann, P., 2010, “Parameter Uncertainty and Non-Linear Monetary Policy Rules,” *Macroeconomic Dynamics*, doi: 10.1017/S1365100509991118.
- 卞志村, 2006, 《泰勒规则的实证问题及在中国的检验》, 《金融研究》第8期 56 – 69 页。
- 陆军和钟丹, 2003, 《泰勒规则在中国的协整检验》, 《经济研究》第8期 76 – 93 页。

- 欧阳志刚和王世杰, 2009, 《我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称效应》, 《经济研究》第 9 期 27 - 38 页。
- 夏斌和廖强, 2001, 《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中间目标》, 《经济研究》第 8 期 33 - 43 页。
- 谢平和罗雄, 2002, 《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》, 《经济研究》第 3 期 3 - 12 页。
- 王建国, 2006, 《泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期 43 - 49 页。
- 张屹山和张代强, 2007, 《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》, 《经济研究》第 3 期 20 - 32 页。
- 张屹山和张代强, 2008, 《包含货币因素的利率规则及其在我国的实证检验》, 《经济研究》第 12 期 65 - 74 页。
- 赵进文和黄彦, 2006, 《中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究》, 《中国社会科学》第 2 期 45 - 54 页。
- 郑挺国和刘金全, 2010, 《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策的应用》, 《经济研究》第 3 期 40 - 52 页。
- 郑挺国和王霞, 2010, 《中国产出缺口的实时估计和可靠性研究》, 《经济研究》第 10 期 129 - 142 页。

## Asymmetries in Monetary Policy Rules and Testing for China

Tingguo Zheng Huiming Guo

**Abstract:** This paper attempts to explain the asymmetries in the optimal monetary policy rules on the aspects of central bank's asymmetric preferences and nonlinear aggregate supply curve, and uses generalized method of moments (GMM) to estimate and examine the asymmetries in China's monetary policy reaction functions. The empirical results show that the nonlinearity in aggregate supply curve is important to explain the asymmetry in monetary policy; the central bank performs monetary policy with negative preference on inflation deviations, which might account for the inflation bias in the post-financial-crisis era, whereas the asymmetric preference on output gaps is not significant. Additionally, the robust tests with different inflation targets support the negative preference on inflation deviations and reveal that the decrease in inflation targets would weaken the negative preferences on inflation deviations.

**Keywords:** Monetary Policy Rule; Asymmetry; Asymmetric Preferences; Nonlinear Aggregate Supply Curve

(责任编辑: 黄亮雄)