

# 货币政策非对称性与 惰性区域的识别和检验

张小宇, 刘金全

吉林大学 数量经济研究中心, 长春 130012

吉林大学 农学部, 长春 130062

**摘要:**在对货币当局政策偏好分析的基础上,构建更为一般的货币政策反应模型,用于识别名义利率对通胀缺口和产出缺口的非线性和非对称调整特征以及货币政策对通货膨胀和产出变化的惰性属性。采用7天期银行间同业拆借加权平均利率作为名义利率的代理变量,对上述货币政策反应模型进行广义矩估计,并对参数进行约束检验。研究表明,中国货币政策对通货膨胀的调整存在明显的惰性区域,即当通货膨胀率在目标通货膨胀率的较小范围内波动时,利率并未针对通货膨胀与目标通货膨胀率的偏离做出调整,而当通货膨胀率与目标通货膨胀率的偏离(即通胀缺口)超过惰性区域时,货币当局开始针对通胀缺口调整利率,并且随着通胀缺口的增大,利率对通货膨胀的反应越来越强烈,存在明显的非线性调整特征。

**关键词:** 货币政策; 通胀缺口; 产出缺口; 广义矩估计

**中图分类号:** F820.1

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1672-0334(2012)02-0098-07

## 1 引言

与相机抉择型货币政策相比,规则型货币政策相当于公开建立一项承诺机制,这种承诺机制将对人们的预期产生系统性的影响,这种系统性的影响使货币政策规则不仅要考虑当前的经济状态,还要考虑预期的影响,从而只要经济没有达到长期均衡状态,货币政策就将按照该规则进行持续的系统性调整。正是这种承诺机制使中央银行的机会主义行为受到限制,使其信誉得到增强,从而在小幅的系统性调整下达到稳定经济的目标。

规则型货币政策有助于经济参与者把握货币当局的货币政策操作规律,引导公众对未来经济形势的合理预期,增强货币政策操作的透明性,进而改善中国货币政策的调控效果,达到降低通胀水平、减少产出波动以及促进经济快速、稳定、持续增长的政策目标。因此,货币当局在制定货币政策时是否遵循某一特定的规则一直受到经济学家们的普遍关注,特别是泰勒规则提出后,国内外众多学者对这一规则进行了大量的实证研究。由于泰勒规则模型是在

线性货币政策反应函数的基础上构建的,并未考虑货币政策的非对称性和非线性调整特征,因而不能完美刻画货币当局利率调整机制。实际上,在目标通货膨胀政策框架下,货币当局允许通货膨胀率在目标通货膨胀的一定区域内波动,当通货膨胀的波动超过这一范围时,就会采取相应的货币政策进行调控。这就表明存在一个货币政策反应的惰性区域,如果通货膨胀在这个较小的惰性区域内波动,政府可能不需要采取任何的调控措施;而一旦通货膨胀的波动超过惰性区域,政府可能采取相应的政策手段抑制通货膨胀。另外,由于过高的通货膨胀可能对经济造成诸多不利影响,而较低的通货膨胀对经济的影响相对较轻,甚至适度的通货膨胀还有助于经济发展。因此,控制通货膨胀的货币政策可能表现出非对称性,即当通货膨胀高于目标通货膨胀时,货币政策对其反应要比其低于目标通货膨胀时更强烈。由此可见,即使货币政策操作过程中存在规则性,其规则性的实施仍然依赖相应目标变量的波动区域。

收稿日期: 2011-09-05 修返日期: 2012-01-15

基金项目: 国家自然科学基金(70971055); 国家社会科学基金(10zd&006, 10BJL041)

作者简介: 张小宇(1979-), 男, 黑龙江巴彦人, 吉林大学数量经济研究中心博士研究生, 研究方向: 宏观金融决策和风险管理等。E-mail: xiao\_yu@jlu.edu.cn

## 2 相关研究评述

Taylor<sup>[1]</sup>对中央银行的规则型货币政策与相机抉择型货币政策进行比较研究,利用一个简单的线性模型描述货币政策规则,并使用这一规则考察1984年~1992年美联储的货币政策操作过程,检验结果表明,除1987年美联储为应对股灾做出反应时模型拟合结果较差外,其他时期该线性模型均能较好地模拟美联储货币政策的实际操作,由此可见美联储的确是按照某种规则实施货币政策的。自此,越来越多的学者开始对规则型货币政策进行研究。谢平等<sup>[2]</sup>运用历史分析法和反应函数法对中国的货币政策规则进行实证检验,通过对中国货币政策中的泰勒规则值与实际值进行比较,对中国货币政策松紧进行测度,结果表明泰勒规则不仅能够模拟中国货币当局货币政策的操作现实,而且可以作为衡量中国货币政策的参照尺度;陆军等<sup>[3]</sup>利用协整检验方法对中国的货币政策规则进行实证检验,发现中国货币当局按照泰勒规则实施货币政策,即泰勒规则可以恰当地模拟银行间同业拆借利率的历史走势;卞志村<sup>[4]</sup>分别运用广义矩方法和协整检验方法对泰勒规则在中国的适用性进行实证检验;张屹山等<sup>[5]</sup>从市场利率(同业拆借利率)、管制利率(存贷款利率)以及两者利差3个层次,通过构造前瞻性货币政策反应函数对中国货币政策操作进行实证检验,发现中国货币政策操作具有规则性。尽管上述学者均检验出中国货币政策操作具有规则性,但其模型均是在线性货币政策反应函数的基础上构建的,并未考虑货币政策的非对称性和非线性调整特征。

Boivin<sup>[6]</sup>利用时变参数模型证实货币政策对不同的经济状态具有显著的时变反应;Kim等<sup>[7]</sup>和Horváth<sup>[8]</sup>通过建立带有异方差的状态空间模型,采用卡尔曼滤波估计前瞻性的货币政策规则,发现货币政策对通货膨胀的时变反应特征;王建国<sup>[9]</sup>采用简单的分段估计和Chow转变点检验等方法识别中国货币政策规则的上述特征,结果表明在1997年以后,货币政策灵敏性有所提高,利率对通胀缺口的反应强度明显增强。

Martin等<sup>[10]</sup>和Petersen<sup>[11]</sup>采用非线性平滑迁移回归模型估计英国中央银行的泰勒规则,发现其货币政策非线性调整的特征,但并未给出非线性模型的有效性检验;中国人民银行营业管理部课题组<sup>[12]</sup>采用二阶逻辑平滑迁移回归模型,发现中国货币政策也存在非线性调整特征。上述研究利用非线性计量方法均证实货币政策规则存在非线性特征,但并未考虑货币政策的惰性行为。

本研究在对货币当局政策偏好分析的基础上,基于线性指数损失函数,增加产出缺口和通胀缺口的指数项参数,构建更为一般的货币政策反应模型,通过对模型的参数施加相应的约束,对泰勒规则进行线性检验,同时识别货币政策规则的非对称性和惰性行为,从而识别其中可能存在的相机抉择成分,以便为货币政策规则的调整,特别是后金融危机时期

积极货币政策的淡出和转换提供参考依据。

## 3 具有总供给和总需求双边约束条件的货币政策反应函数构建

如果利用线性指数损失函数描述货币当局的货币政策偏好或者假定总供给函数为凸函数,可以捕捉到货币政策的非对称性<sup>[13]</sup>。Boinet等<sup>[14]</sup>在线性指数偏好的基础上增加产出缺口和通胀缺口的指数项参数后,可以同时捕捉货币政策的非对称性和惰性行为,他们选择如下的损失函数描述货币当局的政策偏好,即

$$L_t = \frac{1}{\beta_p \alpha_p^2} \{ \exp[\alpha_p (p_t - p^*)^{\beta_p}] - \alpha_p (p_t - p^*)^{\beta_p} - 1 \} + \varphi \frac{1}{\beta_y \alpha_y^2} [ \exp(\alpha_y y_t^{\beta_y}) - \alpha_y y_t^{\beta_y} - 1 ] + \frac{\theta}{2} (i_t - \bar{i})^2 \quad (1)$$

其中, $t$ 为时期, $t=1,2,\dots,T$ , $T$ 为样本观测值个数; $L_t$ 为 $t$ 期的政策偏好; $p_t$ 为 $t$ 期的通货膨胀率; $p^*$ 为目标通货膨胀率(以下简称目标通胀率); $(p_t - p^*)$ 为通胀缺口; $y_t$ 为产出缺口; $i_t$ 为名义利率; $\bar{i}$ 为均衡利率; $\varphi$ 为施加在产出缺口上的相对权重; $\frac{\theta}{2}$ 为施加在利率上的相对权重;整数参数 $\beta_p$ 和 $\beta_y$ 为 $(p_t - p^*)$ 和 $y_t$ 的指数项参数,决定损失函数的惰性属性和非对称属性;参数 $\alpha_p$ 和 $\alpha_y$ 为变量 $(p_t - p^*)^{\beta_p}$ 和 $y_t^{\beta_y}$ 的系数,决定损失函数的斜率和非对称的幅度。

通过对参数实施相应的约束,上述损失函数可以退化成我们熟悉的一些损失函数的形式。当 $\beta_p = \beta_y = 1$ 、 $\alpha_p \rightarrow 0$ 和 $\alpha_y \rightarrow 0$ 时,上述损失函数为二次损失函数,该函数有两个明显的特点,即关于产出缺口和通胀缺口是对称的、没有惰性区域;当 $\beta_p = \beta_y = 1$ ,则退化成非对称的线性指数损失函数(即Linex损失函数),有关Linex损失函数可参见Ruge-Murcia<sup>[15]</sup>和Surico<sup>[16]</sup>的研究。当参数 $\beta_p$ (或 $\beta_y$ )取大于1的整数时,上述损失函数表现出惰性属性。由于在该惰性区域内,通货膨胀(或产出)的边际损失为0。因此,当通货膨胀(或产出)位于惰性区域时,政府并不采取相应的货币政策调控价格(或产出)。当 $\beta_p$ (或 $\beta_y$ )取大于1的奇数时,损失函数对通货膨胀(或产出)的反应是非对称的;当 $\beta_p$ (或 $\beta_y$ )取大于1的偶数时,损失函数对通货膨胀(或产出)的反应是对称的。不同的参数值对应的损失函数的属性见表1。

表1 不同参数值对应的损失函数的属性

Table 1 Properties of the Loss Function for Different Parameters

参数值	$\alpha_p \rightarrow 0, \beta_p = 1$	$\beta_p = 1$	$\beta_p = 2$	$\beta_p = 3$
对称性	对称	非对称	对称	非对称
惰性区域	没有	没有	有	有

注:损失函数对产出所表现出的属性与对通货膨胀所表现出的属性相同,故略。

假设总需求函数为

$$y_t = -\gamma(i_{t-1} - p_t) + E_t y_{t+1} + \mu_t^D \quad (2)$$

其中,  $\gamma$  为产出缺口对实际利率的反应系数,  $E$  为预期算子,  $E_t y_{t+1}$  为在  $t$  期给定信息下对  $(t+1)$  期产出的预期,  $\mu_t^D$  为独立同分布的需求冲击。

总供给函数设定为新凯恩斯总供给函数的形式<sup>[17]</sup>, 即

$$p_t = -\eta y_t + \kappa E_t p_{t+1} + \mu_t^S \quad (3)$$

其中,  $\eta$  为测度通货膨胀率对产出缺口的反应系数;  $\kappa$  为测度通货膨胀率对预期通胀率的反应系数;  $E_t p_{t+1}$  为预期通货膨胀率, 表示在  $t$  期给定信息下对  $(t+1)$  期通货膨胀率的预期;  $\mu_t^S$  为独立同分布的总供给冲击。

假定货币当局在每个时期的期初选择利率, 此时并未意识到货币冲击。则货币当局将在总供给和总需求函数的约束下, 通过最小化损失函数选择名义利率, 即

$$\min E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^j L_{t+j} \quad (4)$$

s. t. (2) 式和(3)式

其中,  $\delta$  为贴现因子。解(4)式可得到最优利率为

$$i_t^* = \bar{i} + \lambda_p E_{t-1} G(p_{t+1} - p^*) (p_{t+1} - p^*) + \lambda_y E_{t-1} G(y_{t+1}) y_{t+1} \quad (5)$$

其中,  $i_t^*$  为最优利率。

$$G(p_{t+1} - p^*) = (p_{t+1} - p^*)^{\beta_p - 2} \left\{ \frac{\exp[\alpha_p (p_{t+1} - p^*)^{\beta_p}] - 1}{\alpha_p} \right\}$$

$$G(y_{t+1}) = y_{t+1}^{\beta_y - 2} \left[ \frac{\exp(\alpha_y y_{t+1}^{\beta_y}) - 1}{\alpha_y} \right]$$

$$\lambda_p = \frac{\delta \eta \gamma}{\theta} \quad \lambda_y = \frac{\delta \varphi \gamma}{\theta}$$

(5)式可以看做货币政策规则, 通胀缺口权重为  $\lambda_p E_{t-1} G(p_{t+1} - p^*)$ , 产出缺口的权重为  $\lambda_y E_{t-1} G(y_{t+1})$ , 只不过通胀缺口和产出缺口的权重是时变的。当  $\beta_p = 1$  时, 利率对通胀缺口的调整表现出非对称性; 当  $\beta_p = 2$  时, 利率对通胀缺口的调整存在对称的惰性区域; 当  $\beta_p = 3$  时, 利率对通胀缺口的调整则呈现非对称的惰性区域。最优利率对产出缺口调整的属性与对通胀缺口调整的属性相同。

可以选择  $(\beta_p, \beta_y)$  不同整数值组合来估计货币政策规则, 但由于(5)式中包含4个未知参数, 却只包含2个变量, 故参数不可识别。于是选择通行的做法, 将(5)式在  $(\alpha_p = 0, \alpha_y = 0)$  处二阶泰勒展开, 即

$$i_t^* = \bar{i} + \lambda_p E_{t-1} [(p_{t+1} - p^*)^{2\beta_p - 1} + \frac{\alpha_p}{2} (p_{t+1} - p^*)^{3\beta_p - 1}] + \lambda_y E_{t-1} (y_{t+1}^{2\beta_y - 1} + \frac{\alpha_y}{2} y_{t+1}^{3\beta_y - 1}) \quad (6)$$

Clarida 等<sup>[18]</sup>认为用(6)式反映最优利率的调整过于严格, (6)式假定利率会立即向均衡利率调整, 忽视了货币当局对利率变化的平滑意愿。因此, 本研究选择下式来描述利率的平滑调整过程, 即

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* \quad (7)$$

其中,  $\rho$  为利率平滑参数。假定在  $(t-1)$  期给定信息条

件下, 货币当局对(6)式中条件均值的预测误差分别为  $v_{pt}$  和  $v_{yt}$ , 即

$$v_{pt} = [(p_{t+1} - p^*)^{2\beta_p - 1} + \frac{\alpha_p}{2} (p_{t+1} - p^*)^{3\beta_p - 1}] -$$

$$E_{t-1} [(p_{t+1} - p^*)^{2\beta_p - 1} + \frac{\alpha_p}{2} (p_{t+1} - p^*)^{3\beta_p - 1}] \quad (8)$$

$$v_{yt} = (y_{t+1}^{2\beta_y - 1} + \frac{\alpha_y}{2} y_{t+1}^{3\beta_y - 1}) - E_{t-1} (y_{t+1}^{2\beta_y - 1} + \frac{\alpha_y}{2} y_{t+1}^{3\beta_y - 1}) \quad (9)$$

将(6)式、(8)式和(9)式代入(7)式得

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \{ \lambda_0 + \lambda_p [(p_{t+1} - p^*)^{2\beta_p - 1} + \frac{\alpha_p}{2} (p_{t+1} - p^*)^{3\beta_p - 1}] + \lambda_y (y_{t+1}^{2\beta_y - 1} + \frac{\alpha_y}{2} y_{t+1}^{3\beta_y - 1}) \} + v_t \quad (10)$$

其中,  $\lambda_0 = \bar{i}$ ;  $v_t$  为复合误差, 为  $v_{pt}$  和  $v_{yt}$  的线性组合, 由于  $v_{pt}$  和  $v_{yt}$  与  $(t-1)$  期给定的信息无关, 故  $v_t$  也与  $(t-1)$  期给定的信息集  $\Omega_{t-1}$  无关, 即  $E(v_t | \Omega_{t-1}) = 0$ 。于是, 可以将其看做矩条件, 在信息集  $\Omega_{t-1}$  中选择相应的变量作为工具变量利用广义矩方法估计(10)式。与传统的泰勒规则相比, 上述一般化的货币政策反应模型通过对线性指数损失函数中通胀缺口和产出缺口项添加指数项参数, 得到货币政策规则(利率规则), 该规则不仅可以体现利率对通胀缺口和产出缺口的非对称反应, 而且还可以测度货币当局对通胀缺口和产出缺口的惰性行为。

#### 4 货币政策非对称性和惰性区域检验

为估计上述模型, 首先要选择合适的货币政策工具变量, 即利率的代理变量, 并测度通胀缺口和产出缺口。

##### 4.1 数据的选取

本研究数据的起止时期为1992年第一季度至2011年第一季度, 利率、通胀缺口和产出缺口的测算和选取过程如下。

##### (1) 利率变量

在利率市场化国家, 货币当局通过设定短期名义利率调控宏观经济。作为市场化程度最高的两个市场, 银行间同业拆借市场和银行间债券回购市场的利率变动比较敏感, 具有很强的趋同性, 彼此间存在双向 Granger 因果关系<sup>[19]</sup>。刘明志<sup>[20]</sup>通过对不同期限结构的银行间同业拆借利率和债券回购利率进行对比分析, 发现7天期银行间同业拆借和债券回购交易比例较高, 并且利率走势比较平稳。另外, 由于回购是有债券作为抵押的资金融通, 风险低, 资金价格几乎没有包含不同机构的短期信用, 而拆借利率更能体现资金的真实价格, 因此本研究选择7天期银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量。根据《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站 (<http://www.pbc.gov.cn>) 公布的月度数据计算得到1996年第一季度至2011年第一季度的7天期银行间同业拆借利率。根据中国人民银行公布的7天期银行拆借交易量和加权平均利率的月度数据, 季度加权平均利率的计算公式为  $i_t = i_{t1} \frac{f_{t1}}{\sum f} + i_{t2} \frac{f_{t2}}{\sum f} + i_{t3} \frac{f_{t3}}{\sum f}$ ,

$i_{i1}$ 、 $i_{i2}$  和  $i_{i3}$  分别为对应季度第1个月、第2个月和第3个月的月度加权平均利率,  $f_{it}$  为对应月份的交易量。

由于没有1992年至1995年的7天期银行间同业拆借利率数据,因此利用上海融资中心同业拆借利率替代,数据来源于上海融资中心。尽管利率期限在两个时段不匹配,但由于1992年至1995年上海融资中心各期限的利率差别不大,期限不一致不会对检验造成大的影响<sup>[2]</sup>,具体的数据处理方法与谢平等<sup>[2]</sup>和郑挺国等<sup>[21]</sup>的方法一致(由于受数据来源的限制,1992年至1995年上海融资中心的加权平均利率为所有期限的利率加权)。按照上述处理过程得到的名义利率数据如图1所示。



图1 名义利率

Figure 1 Nominal Interest Rate

## (2) 通胀缺口和目标通胀率

衡量通货膨胀的指标主要有生产者价格指数(PPI)、消费价格指数(CPI)和GDP平减指数(GDP Deflator)等。尽管从理论上讲,GDP平减指数可以衡量某时期内所有商品和劳务价格的变动程度,覆盖面最广,但由于该指标计算复杂,资料收集困难,因此在实践中很少使用。另外,PPI不能反映服务价格的变动情况。相比较而言,CPI是与居民生活关系最为密切、同时又具有实践性的综合指数。因此,本研究选择CPI作为通货膨胀的代理变量。

通货膨胀目标是指为维持物价稳定,确保经济稳定增长,一国政府所确立的长期通货膨胀率。由于中国目前并未实行通货膨胀目标制,因此官方也未公布目标通胀率。但每年国家发展和改革委员会都向人大提交《关于××年国民经济和社会发展计划执行情况与下一年度国民经济和社会发展计划草案的报告》(以下简称报告)。自1997年后,报告中包含对下一年度居民消费价格水平的控制目标。1992年至1996年报告中未包含对下一年度CPI的控制目标,但对下一年度的生产者价格指数(PPI)做了控制计划,因此可以用这段时期的PPI目标值替代CPI控制目标值,得到1992年至2011年的目标通胀率。用季度通胀率减目标通胀率可得到通胀缺口,见图2。

## (3) 产出缺口和潜在产出

本研究采用H-P滤波方法估计潜在产出,此方法的基本原理是将实际产出分解为潜在产出和围绕潜在产出波动的产出缺口两部分。

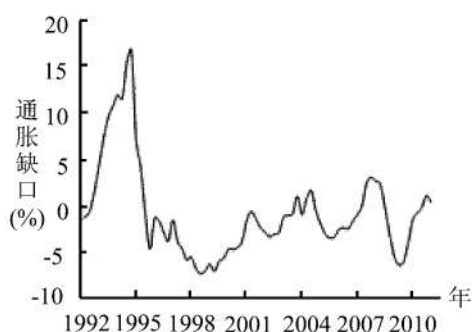


图2 通胀缺口

Figure 2 Inflation Gap

为测算产出缺口,首先需要测算实际季度GDP,利用官方公布的现价核算季度累积GDP和通过可比价计算的累积GDP季度增长率数据计算实际季度GDP。首先,利用累积GDP季度增长率数据和2000年的名义累积GDP计算出以2000年为基期的实际累积GDP,并将实际累积GDP数据转化为实际季度GDP。然后,利用Eviews软件中X-11季节调整方法,剔除实际季度GDP的季节成分,得到实际GDP,即实际产出 $Y_t$ 。得到实际产出数据后,利用H-P滤波方法测算潜在产出 $Y_t^*$ ,进而得到产出缺口 $y_t$ ,  $y_t = 100 \times \ln \frac{Y_t}{Y_t^*}$ ,表示实际产出关于潜在产出的百分比对数偏离。图3给出产出缺口。

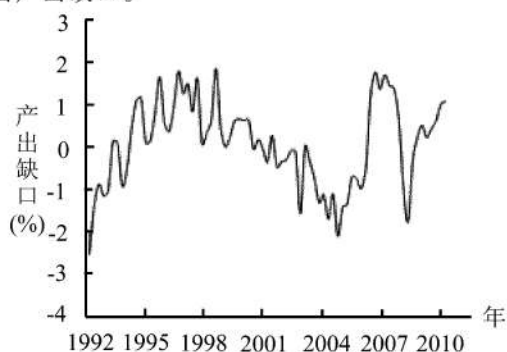


图3 产出缺口

Figure 3 Output Gap

## 4.2 货币政策非对称性和惰性区域的检验结果

本研究分别选择 $(\beta_p, \beta_y)$ 的不同整数值组合估计模型,  $\beta_p = 1, 2, 3, \beta_y = 1, 2, 3$ , 因此共包含9个模型,分别反映货币政策关于通胀缺口和产出缺口的非对称调整过程、包含惰性区域的对称调整过程以及包含惰性区域的非对称调整过程的不同组合。选择拆借利率、通胀缺口和产出缺口的1阶和2阶滞后值作为工具变量,利用广义矩法得到上述9个模型的估计结果,见表2。

从模型的估计结果可以看出,模型4在所有9个模型中是拟合最好的(回归标准差最小),对应的可决系数 $R^2$ 为0.988。因此选择 $(\beta_p = 2, \beta_y = 1)$ 的货币政策方程刻画最优利率规则。从前面的讨论可以看



表2 货币政策方程的估计结果  
Table 2 Estimations of Monetary Policy Equation

系数	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
$(\beta_p, \beta_y)$	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,1)	(3,2)	(3,3)
$\rho$	0.981 (0.014)	0.986 (0.013)	0.963 (0.019)	0.945 (0.017)	0.942 (0.018)	0.925 (0.021)	0.957 (0.028)	0.933 (0.026)	0.927 (0.026)
$\lambda_0$	9.522 (5.018)	11.563 (6.551)	6.708 (1.425)	3.342 (1.684)	3.184 (0.868)	2.213 (0.965)	7.747 (6.546)	2.044 (0.994)	1.334 (1.357)
$\lambda_p$	5.926 (3.822)	8.073 (7.343)	4.098 (1.781)	0.035 (0.010)	0.035 (0.010)	0.031 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$\alpha_p$	-0.161 (0.028)	-0.168 (0.024)	-0.127 (0.017)	-0.007 (0.000)	-0.007 (0.000)	-0.007 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)
$\lambda_y$	1.402 (2.767)	6.331 (7.592)	1.341 (0.450)	1.844 (0.980)	2.275 (2.402)	0.668 (0.264)	0.913 (2.381)	4.658 (2.857)	0.869 (0.354)
$\alpha_y$	0.095 (3.804)	-0.592 (0.182)	0.209 (0.052)	0.371 (1.293)	-0.402 (0.181)	0.183 (0.040)	-10.575 (30.862)	-0.485 (0.094)	0.196 (0.045)
$R^2$	0.987	0.987	0.979	0.988	0.988	0.981	0.979	0.943	0.968
S. E.	0.488	0.503	0.637	0.482	0.485	0.608	0.627	1.043	0.784
D. W.	1.532	1.498	1.656	1.497	1.541	1.710	1.140	1.480	1.494
J-statistic	0.083	0.069	0.045	0.056	0.043	0.036	0.000	0.031	0.041

注:括号中的数据为对应参数估计量的标准差, J-statistic 为过度识别约束的检验统计量。

出,由于 $\beta_p=2$ ,说明利率对通胀缺口的调整存在惰性区域; $\beta_y=1, \alpha_y=0.371$ ,未能通过显著性检验(对应的显著性概率为0.775),表明利率对产出缺口的调整过程是线性的。

假设产出等于潜在产出(产出缺口为0),可以根据模型4的估计结果得到利率对通胀缺口的反应曲线,如图4所示。

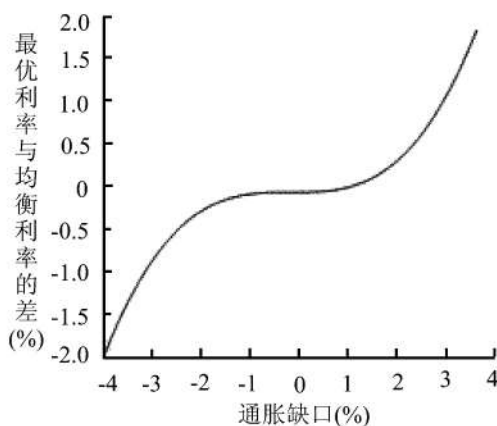


图4 利率对通胀缺口的反应曲线  
Figure 4 Response Curve  
of Interest Rate on Inflation Gap

图4中纵轴表示最优利率与均衡利率的差,测度利率对通胀缺口的反应,横轴表示通胀缺口,测度通货膨胀率与目标通货膨胀率的偏离。从图4可以看出,利率对通胀缺口的调整并不呈现线性泰勒规

则调整特征(固定比例的调整),而是存在明显的惰性区域,当通货膨胀与目标通胀率偏离小于1%时,并未发现货币当局调整利率的迹象。而当通胀缺口大于1%,货币当局开始针对通胀缺口调整利率,并且随着通胀缺口的增大,利率对通货膨胀的反应越来越强烈,存在明显的非线性调整特征。

假设通货膨胀率等于目标通胀率(通胀缺口为0),此时可以根据模型4的估计结果得到利率对产出缺口的反应曲线,如图5所示。从图5可以看出,利率对产出缺口的调整是线性的,不存在惰性区域。

#### 4.3 泰勒规则的线性检验

根据本研究第3部分的讨论可知,当 $\beta_p = \beta_y = 1, \alpha_p \rightarrow 0, \alpha_y \rightarrow 0$ 时,(6)式退化为线性泰勒规则。因此,可以通过对模型1施加相应的约束(即 $\alpha_p = \alpha_y = 0$ )来检验中国货币政策操作是否符合线性泰勒规则。上述检验可通过构造如下Wald统计量进行检验,即

$$W = [r(c)]' \{ \text{Est. Asy. var}[r(c)] \}^{-1} [r(c)] \xrightarrow{d} \chi^2(J) \quad (11)$$

其中,  $W$  为Wald统计量,渐近服从自由度为  $J$  的卡方分布  $\chi^2(J)$ ;  $r(c)$  为回归系数的约束条件,  $r(c) =$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_p \\ \alpha_y \end{pmatrix}; \text{Est. Asy. var}[r(c)] \text{ 为渐近协方差矩阵的}$$

估计量;  $J$  为约束条件的个数,  $J=2$ 。通过计算得到Wald统计量为40.630,对应的显著性概率为0.000,拒绝 $\alpha_p = \alpha_y = 0$ 的原假设,说明中国货币政策调整过程存在明显的非线性特征。

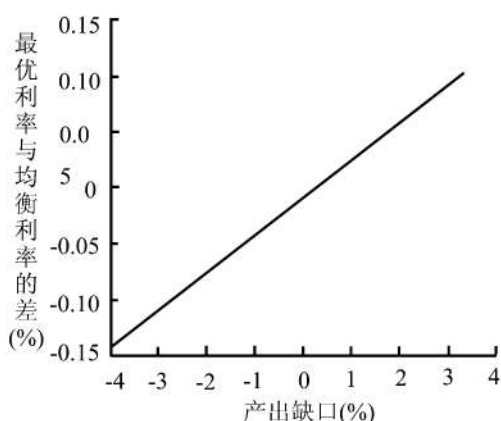


图5 利率对产出缺口的反应曲线  
Figure 5 Response Curve  
of Interest Rate on Output Gap

## 5 结论

本研究分析货币当局的政策偏好,构建更为一般的货币政策反应模型,通过事先设定 $(\beta_p, \beta_y)$ 的不同整数值组合,采用广义矩法估计模型。研究结果表明,当 $\beta_p = 2$ 、 $\beta_y = 1$ 时,模型的拟合效果最好,并且参数 $\lambda_p$ 和 $\alpha_p$ 均显著,表明中国货币政策对通货膨胀的调整过程存在惰性区域。当通货膨胀率在目标通胀率的较小范围内波动时,利率并未对其作出调整;当通货膨胀率与目标通胀率的偏离(即通胀缺口)超过该范围时,货币当局开始针对通胀缺口调整利率,并且随着通胀缺口的增大,利率对通货膨胀的反应越来越强烈,存在明显的非线性调整特征。

另外,从表2的估计结果还可以发现,当 $\beta_p = 2$ 时,模型4、模型5和模型6中参数 $\lambda_p$ 和 $\alpha_p$ 均显著,进一步说明中国货币政策对通货膨胀的调整过程存在惰性区域。

由于参数 $\alpha_y$ 不显著,因此利率对产出缺口的调整是线性对称的,并不包含惰性区域。而且,由于利用H-P滤波法得到的实际GDP的趋势序列与真实GDP序列非常接近,因此得出的产出缺口值通常比经济意义上的缺口值偏低<sup>[22]</sup>,但线性趋势以及二次趋势估计潜在产出时又对时期的选取很敏感。尽管利用生产函数方法计算产出缺口可以克服上述缺点,但是由于充分就业下的资本和劳动力不可直接观测和统计,因此利用生产函数方法测算潜在产出仍然存在一定的困难。至于何种方法更适合估计潜在产出,学术界还没有达成共识。因此,选择测算潜在产出的合适方法将是今后需要改进的方向。

## 参考文献:

[1] Taylor J B. Discretion versus policy rules in practice [J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39(1): 195-214.  
[2] 谢平,罗熊. 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2002, 48(3): 3-12.  
Xie Ping, Luo Xiong. Taylor rule and its empirical

test in China's monetary policy [J]. Economic Research Journal, 2002, 48(3): 3-12. (in Chinese)  
[3] 陆军,钟丹. 泰勒规则在中国的协整检验[J]. 经济研究, 2003, 49(8): 76-85, 93.  
Lu Jun, Zhong Dan. Cointegration test of Taylor rule in China [J]. Economic Research Journal, 2003, 49(8): 76-85, 93. (in Chinese)  
[4] 卞志村. 泰勒规则的实证问题及在中国的检验[J]. 金融研究, 2006, 28(8): 56-69.  
Bian Zhicun. Empirical test for Taylor rules in China [J]. Journal of Financial Research, 2006, 28(8): 56-69. (in Chinese)  
[5] 张屹山,张代强. 前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2007, 53(3): 20-32.  
Zhang Yishan, Zhang Daiqiang. A test on a forward-looking monetary policy reaction function in Chinese monetary policy [J]. Economic Research Journal, 2007, 53(3): 20-32. (in Chinese)  
[6] Boivin J. Has U. S. monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2006, 38(5): 1149-1174.  
[7] Kim C J, Nelson C R. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data [J]. Journal of Monetary Economics, 2006, 53(8): 1949-1966.  
[8] Horváth R. The time-varying policy neutral rate in real-time: A predictor for future inflation? [J]. Economic Modelling, 2009, 26(1): 71-81.  
[9] 王建国. 泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 23(1): 43-49.  
Wang Jianguo. An empirical study on the Taylor rule and China's monetary policy reaction function [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2006, 23(1): 43-49. (in Chinese)  
[10] Martin C, Milas C. Modelling monetary policy: Inflation targeting in practice [J]. Economica, 2004, 71(281): 209-221.  
[11] Petersen K B. Does the federal reserve follow a non-linear Taylor-rule? [R]. Connecticut: University of Connecticut, 2009.  
[12] 中国人民银行营业管理部课题组. 非线性泰勒规则在我国货币政策操作中的实证研究[J]. 经济研究, 2009, 55(12): 30-44.  
Research Group of People's Bank of China. Empirical research of non-linear Taylor rule in monetary policy [J]. Economic Research Journal, 2009, 55(12): 30-44. (in Chinese)  
[13] Kim D H, Osborn D R, Sensier M. Nonlinearity in the Fed's monetary policy rule [J]. Journal of Ap-

- plied Econometrics, 2005, 20(5):621-639.
- [14] Boinet V, Martin C. Targets, zones, and asymmetries: A flexible nonlinear model of recent UK monetary policy [J]. Oxford Economic Papers, 2008, 60(3):423-439.
- [15] Ruge-Murcia F J. Inflation targeting under asymmetric preferences [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2003, 35(5):763-785.
- [16] Surico P. The Fed's monetary policy rule and U. S. inflation: The case of asymmetric preferences [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2007, 31(1):305-324.
- [17] Clarida R, Gali J, Gertler M. The science of monetary policy: A new keynesian perspective [J]. Journal of Economic Literature, 1999, 37(4):1661-1707.
- [18] Clarida R, Gali J, Gertler M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(1):147-180.
- [19] 杨绍基. 我国银行间债券回购利率影响因素的实证研究 [J]. 南方金融, 2005, 27(8):30-32, 22. Yang Shaoji. Empirical research of China's inter-bank bond repo rate [J]. South China Finance, 2005, 27(8):30-32, 22. (in Chinese)
- [20] 刘明志. 货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适用性 [J]. 金融研究, 2006, 28(1):51-63. Liu Mingzhi. Applicability of money supply and interest rate as intermediate target of monetary policy [J]. Journal of Financial Research, 2006, 28(1):51-63. (in Chinese)
- [21] 郑挺国, 刘金全. 区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策的应用 [J]. 经济研究, 2010, 56(3):40-52. Zheng Tingguo, Liu Jinquan. Taylor rule with regime switching and its application to China's monetary policy [J]. Economic Research Journal, 2010, 56(3):40-52. (in Chinese)
- [22] McCallum B T. Alternative monetary policy rules: A comparison with historical settings for the United States, the United Kingdom, and Japan [R]. Cambridge: The National Bureau of Economic Research, 2000.

## Recognition and Test for Asymmetry and Zone-like in Monetary Policy Rules

Zhang Xiaoyu, Liu Jinquan

Quantitative Research Center of Economic, Jilin University, Changchun 130012, China  
Agriculture School, Jilin University, Changchun 130062, China

**Abstract:** Basing on analyzing monetary authority's preferences, we construct a flexible model of monetary policy reaction, which can identify the nonlinear and asymmetric adjustment of nominal rate to inflation gap and output gap, and the Zone-like characters of monetary policy when inflation and output varies. Using the weighted average seven-day inter-bank offered rate to measure the interest rate, we estimate the flexible model of monetary policy reaction by GMM. We find that there are Zone-like characters in adjustment of monetary policy to inflation. Monetary authority don't adjust nominal interest rate when inflation gap is little, but monetary authority would adjust nominal interest rate if inflation gap is over the range, and as the inflation gap increases, interest rate react more strongly to inflation, and this process shows a significant nonlinear features. Basing on analyzing monetary authority's preferences, we construct a flexible model of monetary policy reaction, which can identify the nonlinear and asymmetric adjustment of nominal rate to inflation gap and output gap, and the Zone-like characters of monetary policy when inflation and output varies. Using the weighted average seven-day inter-bank offered rate to measure the interest rate, we estimate the flexible model of monetary policy reaction by GMM and test parameters in constraint condition. We find that there are Zone-like characters in adjustment of monetary policy to inflation. Monetary authority don't adjust nominal interest rate when inflation gap is little, but monetary authority would adjust nominal interest rate if inflation gap is beyond Zone-like. With the inflation gap increases, interest rate react more strongly to inflation, and this process shows a significant nonlinear features.

**Keywords:** monetary policy; inflation gap; output gap; GMM

**Received Date:** September 5<sup>th</sup>, 2011      **Accepted Date:** January 15<sup>th</sup>, 2012

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(70971055) and the Natural Social Science Foundation of China (10zd&006, 10BJL041)

**Biography:** Zhang Xiaoyu, a Heilongjiang Bayan native(1979 - ), is a Ph. D. candidate in the Quantitative Research Center of Economic at Jilin University. His research interests include macro-financial decision-making and risk management, etc. E-mail: xiao\_yu@jlu.edu.cn □