

非线性利率规则与中国经济波动

郭 宁*

摘要: 本文在一个包括中央银行非对称偏好和非线性总供给曲线的一般模型中研究了中国货币政策反应函数的非线性特征。经验估计结果显示,中国中央银行更偏好于产出扩张,当产出收缩时,货币政策的反应要大于产出扩张时货币政策的反应。与反通货膨胀相比,中国中央银行更是一个反通货紧缩者,表现出对通货紧缩比对通货膨胀更大的厌恶。中国的总供给曲线是凸的,当产出扩张时,通货膨胀以更快速度上升,从而使得中央银行面对更大的通货膨胀压力,被迫采取更多措施。这些特征使中国的货币政策陷入一个扩张和收缩交替不断的怪圈,造成了经济的人为波动。

关键词: 货币政策 非线性 利率规则

一、引言

货币政策规则是中央银行在经济环境约束下追求货币政策目标最优化的结果,不同的经济环境和政策目标会产生不同的货币政策规则,因此,为分析货币政策,需要从具体经济环境和政策目标出发。然而,传统的货币政策分析通常以线性-二次经济模型为基础,即货币当局的目标函数是二次函数,经济结构是一个线性方程组。线性-二次经济模型是规范分析的出发点,若实证分析同样以此为出发点,则会掩盖不同国家经济环境和政策目标的差异。建立在线性-二次经济模型基础上的货币政策规则是线性的,即对于产出和通货膨胀与其目标值的正向和负向偏离,货币政策的反应是对称的。例如,在受到广泛关注的泰勒规则(Taylor, 1993)中,货币当局以短期名义利率为货币政策工具,根据产出和通货膨胀与其目标值的偏离对利率做出线性调整。而在另一个受到广泛关注的前瞻性货币政策规则(Clarida et al., 2000)中,政策制定者根据预期产出和通货膨胀与其目标值的偏离对当期利率进行线性调整。线性货币政策规则无法反映具体经济环境和政策目标的不同特征,为进行最优货币政策规则设计,必须突破线性货币政策规则及其线性-二次经济框架的约束。

在对线性-二次经济框架的第一种扩展中,中央银行的偏好被假定为非对称的,即在中央银行的损失函数中,通货膨胀和产出对其目标值的正向偏离和负向偏离被给予不同权重,因此,中央银行不但关心产出和通货膨胀对其目标值偏离的大小而且还关心其偏离的方向。这一假设的理由是,虽然中央银行是独立的,但在经济周期的不同阶段,中央银行会受到不同的政治压力,因此,与经济扩张相比,中央银行更厌恶经济衰退。另外,该假设还得到了选择心理学的支持,即在面对不确定性时,人们通常是风险厌恶的,预期损失所带来的负效用要大于同样概率预期收益所带来的正效用。Dolado 等(2004)用非对称损失函数研究了美联储的决策,Taylor 和 Davradakis(2006)用非对称损失函数研究了英格兰银行的决策,二者均得到了经验支持。Leu 和 Sheen(2006)以及 Karadelinkli 和 Lees(2007)也发现澳大利亚储备银行对产出缺口的反应是非对称的。Surico(2007a)发现早期欧洲中央银行对产出收缩的反应比对产出扩张的反应更强烈。Surico(2007b)发现在 Vocker 时代之前,美联储对产出缺口的反应同样具有非对称性。

在对线性-二次经济框架的第二种扩展中,总供给曲线被假定为非线性的。这种设定的理由在于,根据

* 郭宁,上海财经大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:nmnguo@163.com。

作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

传统的凯恩斯主义假设,名义工资增加是灵活的,而名义工资降低是刚性的,因此,通货膨胀是失业率的递减凸函数,通货膨胀随着失业率的增加而降低,但降低的幅度越来越小(Alvarez - Lois 2001)。如果失业率和产出缺口之间具有奥肯法则所描述的关系,总供给曲线就是凸的。相反,Stiglitz (1997)认为,当产出缺口为负时,垄断竞争厂商由于担心在竞争中受到削弱,会更愿意降低价格,从而产生一个凹的总供给曲线。Dolado 等(2005)以及 Surico(2007a)分别检验了一些欧洲国家和欧洲中央银行的货币政策反应函数,发现它们的货币政策规则具有由非线性总供给曲线所导致的非线性特征。

在中国非线性货币政策反应函数的研究中,张屹山和张代强(2008)、中国人民银行营业管理部课题组(2009)以及郑挺国和刘金全(2010)分别用门限回归、LSTR 回归和区制转移证明了中国货币政策反应函数具有非线性特征。但由于这些研究缺乏中央银行在经济环境约束下的优化行为分析基础,所以无法找到中国货币政策反应函数中非线性的来源,从而无法准确识别中国中央银行行为。赵进文和黄彦(2006)研究了中央银行非对称偏好对中国货币政策反应函数非线性的影响,由于他们没有考虑中国经济结构的非线性,其对中国货币政策反应函数的研究有失一般性。

本文在赵进文和黄彦(2006)的基础上引入非线性总供给曲线,建立一个包括中央银行非对称偏好和非线性总供给曲线的一般模型,构建中国货币政策的非线性反应函数。在中央银行的损失函数中,允许中央银行对实际产出以及通货膨胀与其目标值不同方向偏离的偏好是非对称的;在总供给曲线中,允许通货膨胀对于产出缺口变化的反应具有非线性特征。通过推导中国货币政策反应函数并进行参数估计,发现不但中国中央银行的损失函数是非对称的,而且中国的经济结构也是非线性的,二者都对中国货币政策反应函数的非线性产生了影响,具体表现为:中国中央银行更偏好于产出扩张,货币政策在产出收缩时的反应要大于产出扩张时的反应。与反通货膨胀相比,中国中央银行更倾向于反通货紧缩,即中央银行并不是一个强烈的反通货膨胀者,对通货紧缩表现出比对通货膨胀更大的厌恶。中国的总供给曲线是凸的,而不是线性的,当产出扩张时,通货膨胀以更快速度上升,使得以经济稳定为目标的中央银行面对更大压力,被迫采取更大反应。由于偏好产出扩张和厌恶通货紧缩,中国中央银行就倾向于频繁实施扩张性货币政策。随着经济扩张,凸性总供给曲线使得通货膨胀以更快速度上升,最终使中央银行被迫进行货币政策调整,从而使中国货币政策进入一个扩张和收缩交替不断的怪圈,造成了经济的人为波动。

本文第二部分建立一个考虑中央银行具有非对称偏好和经济结构具有非线性特征的一般模型,推导出中国货币政策的反应函数;第三部分是中国货币政策反应函数的经验估计;最后是结论和政策建议。

二、模型

中央银行在经济结构约束下追求目标函数最大化或者损失函数最小化,货币政策规则是中央银行最优化的结果。本文借鉴 Surico(2007a, 2007b)的方法来进行货币政策反应函数的推导。

(一) 中央银行的目标函数

Woodford (2003) 等证明,以通货膨胀稳定和经济稳定增长作为货币政策目标是有微观基础的,它可以从消费者效用函数中推导出来,因此,假设中国货币政策目标是保持通货膨胀和经济增长的稳定。但由于《中华人民共和国中国人民银行法》第三条规定,中国“货币政策目标是保持货币币值的稳定,并以此促进经济增长”,本文放松二次目标函数的假设,允许中央银行对不同方向的通货膨胀缺口和产出缺口具有不同偏好。另外,假设中央银行以短期名义利率作为货币政策工具,并追求其稳定。即中央银行最小化如下损失函数:

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

其中 β 是贴现因子 $0 < \beta < 1$, L_t 是中央银行在 t 期的损失函数。 L_t 表示为:

$$L_t = \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1}{\alpha^2} + \lambda \left[\frac{e^{\gamma y_t} - \gamma y_t - 1}{\gamma^2} \right] + \frac{\mu}{2} (i_t - i^*)^2 \quad (2)$$

其中 π_t 是 t 期的通货膨胀率, π^* 是通货膨胀目标, y_t 是 t 期的产出缺口, i_t 是名义利率, λ 和 μ 分别是产出缺口稳定和利率稳定的相对权重,而参数 α 和 γ 决定了中央银行损失函数的非对称性。该损失函数假设中央银行的目标是把通货膨胀稳定在一个固定不变的目标 π^* 附近,保持产出缺口接近于 0,并把名义利

率稳定在其目标值 i^* 附近。该线性指数形式的损失函数最初由 Varian(1974) 在贝叶斯计量经济分析中所建议, Nobay 和 Peel (2003) 把它引入到最优货币政策分析中。该函数的优点是允许政策制定者对产出缺口和通货膨胀与其目标值的正向和负向偏离采取不同态度。当 γ 值为负时, 负的产出缺口被给予比正的产出缺口更大权重, 因为, 当 $y_t < 0$ 时, 损失函数中的指数成分逐渐主导了线性成分; 相反, 当 $y_t > 0$ 时, 线性成分逐渐主导了指数成分。同样, 如果货币当局认为通货膨胀与其目标值正向偏离比负向偏离的成本更高, 则 α 为正。当然, 如果货币当局认为通货紧缩比通货膨胀的成本更高, α 也可能是负的。当 α 和 γ 都趋向于 0 时, 该线性指数的损失函数简化为对称偏好的二次函数形式 $L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 + \mu (i_t - i^*)^2]$ 。Woodford(2003) 证明, 在一个包含名义利率零下界的新凯恩斯主义经济周期模型中, 该二次损失函数是以效用为基础的社会福利函数的二阶近似。

(二) 经济结构

经济结构是一个典型的新凯恩斯主义前瞻性粘性价格模型, 但新凯恩斯主义菲利普斯曲线或者总供给曲线根据 Surico(2007a) 被设定为具有潜在的非线性关系。具体而言, 通货膨胀和产出缺口的变化过程由下述经济系统表示:

$$\pi_t = \theta E_t \pi_{t+1} + \frac{k y_t}{1 - \tau k y_t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = E_t y_{t+1} - \varphi (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t \quad (4)$$

其中 ε_t 代表成本冲击, η_t 代表需求冲击, 二者皆为白噪声过程; θ, k 和 φ 都为正的常数。新凯恩斯主义菲利普斯曲线(3) 代表了经济的供给方面, 反映了厂商的 Calvo(1983) 型滞后价格调整特征, 其中, 厂商每期以固定概率调整价格。离散型的价格调整特征决定了厂商在调整价格时必须考虑到未来的通货膨胀预期, 因此, 较高的预期通货膨胀驱使厂商设定一个较高的价格。正的产出缺口表示经济中存在超额需求, 从而会提高厂商的边际成本。参数 τ 决定了新凯恩斯主义菲利普斯曲线的非线性, 当 $\tau > 0$ 时, 它是凸的; 当 $\tau < 0$ 时, 它是凹的; 而当 $\tau = 0$ 时, 新凯恩斯主义菲利普斯曲线是线性的。动态 IS 曲线(4) 代表了经济的需求方面, 它源于施加了市场出清条件的消费欧拉方程。因为消费者希望平滑消费, 预期较高的未来产出水平会增加当期消费需求, 从而提高当期产出。而预期较高的实际利率会刺激储蓄, 从而降低当期消费需求和当期产出。

(三) 非线性利率规则

中央银行在经济系统(3) 和(4) 的约束下, 选择名义利率最小化目标函数(1)。谭旭东(2008) 检查了中国不同阶段的货币政策实践, 发现中国货币政策具有明显的相机抉择特点, 因此, 假设中央银行的决策是相机抉择的。在相机抉择下, 中央银行不能影响代表性行为人对未来的预期, 而把预期看作给定的, 这样, 中央银行的跨期优化问题就简化为一个逐期进行的静态优化问题。另外, 实践中, 中央银行的货币政策制定通常建立在对经济状态的预期上, 而不是建立在实际经济状态上, 因为, 正如弗里德曼所指出的那样, 货币政策作用存在“长而可变”的滞后。所以, 假设货币政策制定是在经济冲击发生前进行的, 中央银行在 t 期初以上期末可利用的信息为条件选择当期利率 i_t 最小化:

$$E_{t-1} \left[\frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1}{\alpha^2} \right] + \lambda E_{t-1} \left[\frac{e^{\gamma y_t} - \gamma y_t - 1}{\gamma^2} \right] + \frac{\mu}{2} (i_t - i^*)^2 + F_t$$

$$\text{s. t. } \pi_t = \frac{k y_t}{1 - \tau k y_t} + f_t$$

$$y_t = -\varphi i_t + g_t$$

其中 $F_t = E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j L_{t+j}$, $f_t = \theta E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t$ 以及 $g_t = E_t y_{t+1} + \varphi E_t \pi_{t+1} + \eta_t$ 被看作是给定的。一阶条件为:

$$i_t = i^* + E_{t-1} \left[\frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - 1}{\alpha} \cdot \frac{k\varphi}{\mu(1 - \tau k y_t)^2} \right] + \frac{\lambda\varphi}{\mu} E_{t-1} \left[\frac{e^{\gamma y_t} - 1}{\gamma} \right] \quad (5)$$

因此, 对于通货膨胀和产出缺口变化, 中央银行的最优利率反应是非线性的。方程(5) 是一个一般的利率规则, 根据 α, γ 和 τ 的不同取值, 它包括几种特殊情况。

为检验中国利率规则的非线性, 需要估计货币政策反应函数(5) 的参数, 尤其是非对称参数 α, γ 和 τ 。

然而,当货币当局的损失函数是非对称的这一虚拟假设成立时,货币政策反应函数(5)中的参数是不可识别的,因为当 α 或 γ 等于0时,方程(5)中包含指数的项是0比0的未定项。采取Van Dijk等(2002)所建议的方法,把货币政策反应函数(5)中的各项在通货膨胀率和产出缺口等于其目标值附近进行二阶泰勒级数展开,从而得到货币政策反应函数(5)的简化形式如下:

$$i_t = i^* + \frac{k\varphi}{\mu} E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \frac{k\varphi\alpha}{2\mu} E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)^2 + \frac{2\tau k^2\varphi}{\mu} E_{t-1}[(\pi_t - \pi^*)y_t] + \frac{\lambda\varphi}{\mu} E_{t-1}y_t + \frac{\gamma\lambda\varphi}{2\mu} E_{t-1}y_t^2 + o_t \quad (6)$$

其中 o_t 是三阶以上的泰勒余项。在货币政策反应函数的简化形式中,两个平方项分别对应于中央银行损失函数中关于通货膨胀缺口和产出缺口的非对称性,而通货膨胀缺口和产出缺口的交互项则来源于非线性总供给曲线。

现实中,中央银行的政策决策总是存在一定的平滑性,因此,为得到最终设定的利率规则,需要在货币政策反应函数的简化形式(6)中引入利率平滑行为。具体而言,中央银行把每期利率设定为其目标利率的 $1-\rho$ 部分和滞后一期利率的 ρ 部分的线性组合,其中参数 ρ 反映了中央银行对利率变化的平滑程度。另外,在货币政策反应函数的简化形式(6)中,用通货膨胀缺口和产出缺口的实现值来代替其预期值,得到如下的利率规则:

$$i_t = c_0 + c_1 i_{t-1} + c_2(\pi_t - \pi^*) + c_3(\pi_t - \pi^*)^2 + c_4(\pi_t - \pi^*)y_t + c_5 y_t + c_6 y_t^2 + e_t \quad (7)$$

$$\text{其中 } c_0 = (1-\rho)i^*, c_1 = \rho, c_2 = \frac{k\varphi}{\mu}(1-\rho), c_3 = \frac{k\varphi\alpha}{2\mu}(1-\rho), c_4 = \frac{2\tau k^2\varphi}{\mu}(1-\rho), c_5 = \frac{\lambda\varphi}{\mu}(1-\rho), c_6 =$$

$\frac{\gamma\lambda\varphi}{2\mu}(1-\rho)$ 。而误差项 e_t 为:

$$e_t = \{ -c_2(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) - c_3[(\pi_t - \pi^*)^2 - E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)^2] - c_4[(\pi_t - \pi^*)y_t - E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)y_t] - c_5[y_t - E_{t-1}y_t] - c_6[y_t^2 - E_{t-1}y_t^2] + (1-\rho)o_t \}$$

即 e_t 是预期误差和泰勒余项的线性组合,因此 e_t 和中央银行 $t-1$ 期信息集中的变量是正交的。由于 $\alpha = 2c_3/c_2$, $\tau k = c_4/2c_2$, $\gamma = 2c_6/c_5$, 以及当 $k=0$ 时 $c_2=0$, 因此,当 $c_2 \neq 0$ 时 $c_3=0$ 就等价于 $\alpha=0$, $c_4=0$ 就等价于 $\tau=0$; 当 $c_5 \neq 0$ 时 $c_6=0$ 就等价于 $\gamma=0$ 。在 $c_2 \neq 0$ 和 $c_5 \neq 0$ 的情况下,检验中央银行损失函数的非对称性就可以通过检验 c_3 和 c_6 是否等于0来进行,而检验总供给曲线的非线性可通过检验 c_4 是否等于0来进行。

三、经验估计

(一) 数据

为估计中国的非线性利率规则,本文使用的数据为季度数据,时间跨度为从1996年第1季度到2012年第1季度,数据来源于中经网统计数据库。虽然中国的银行利率尚未市场化,但中国的银行间同业拆借市场利率已经市场化,较能反映中国货币政策的松紧程度,因此,本文以银行间同业拆借市场利率作为中国货币政策工具的代理变量,这也是研究中国货币政策规则文献的普遍做法。由于银行间7日内拆借交易规模最大,本文选取7日内银行间同业拆借利率的季度加权平均值作为利率变量,以其样本均值作为利率目标值。

居民消费价格指数是衡量中国通货膨胀率的一个常用指标,本文选用以上年同月为100的居民消费价格指数来计算通货膨胀率,通过把每季度三个月的居民消费价格指数进行简单平均作为该季度的通货膨胀率。对于通货膨胀目标,Clarida等(2000)采用由货币政策反应函数的常数项中除去长期均衡实际利率来计算,国内文献如王建国(2006)、张屹山和张代强(2008),以及中国人民银行营业管理部课题组(2009)等也采用了同样方法,但这一方法对于本文所估计的非线性利率规则是不适应的,本文采用通货膨胀率的样本均值作为通货膨胀目标。

与Taylor(1993)及大多数文献相同,本文采用实际产出与趋势产出偏离的百分比作为产出缺口。根据Rotemberg和Woodford(1997),令对数实际产出对常数项和时间趋势进行回归,其残差即为产出缺口的估计值。但由于中国的实际GDP以及对数实际GDP具有明显的季节特征,所以,用对数实际GDP对常数项、时

间趋势和季节虚拟变量同时进行回归,其残差即为消除季节因素的实际产出对其趋势偏离百分比的估计。即作如下回归:

$$\log(\text{realGDP}_t) = c + a_0t + a_1D_1 + a_2D_2 + a_3D_3 + \xi_t$$

其中 c 为常数项 t 为时间变量 $D_i (i=1, 2, 3)$ 分别为第一、二、三季度的虚拟变量,则 $y_t = \xi_t$ 即为以实际产出与其趋势偏离的百分比衡量的产出缺口。

为避免伪回归,模型中所有变量都要求是平稳的,或者它们之间存在协整关系,因此,在估计中国的利率规则之前,首先对模型中的变量作单位根检验,以检验其平稳性。本文采用 ADF 方法进行单位根检验,每个回归中包含的最优滞后差分项数根据 Schwarz 信息准则选取,最大滞后项为 10。检验结果如表 1 的(a) 栏所示,在 5% 的显著性水平上,所有变量都是平稳的。

表 1 变量的单位根检验

变量	决定项	滞后差分项数	ADF 统计量	临界值			p 值	
				1%	5%	10%		
(a)	i_t	常数项	1	-2.96	-3.54	-2.91	-2.59	0.05
	$i_t - i^*$	无	1	-2.78	-2.60	-1.95	-1.61	0.01
	y_t	无	4	-2.14	-2.60	-1.95	-1.61	0.03
	y_t	无	3	-2.65	-2.60	-1.95	-1.61	0.01
	$\pi_t - \pi^*$	无	4	-2.64	-2.60	-1.95	-1.61	0.01
	$(\pi_t - \pi^*)^2$	无	1	-4.62	-2.60	-1.95	-1.61	0.00
	$(\pi_t - \pi^*)y_t$	无	0	-2.98	-2.60	-1.95	-1.61	0.00
(b)	$m_{1t} - m_1^*$	无	0	-6.48	-2.60	-1.95	-1.61	0.00
	$m_{2t} - m_2^*$	无	0	-7.50	-2.60	-1.95	-1.61	0.00

(二) 总供给曲线非线性的检验

根据上述分析,若总供给曲线是非线性的,就会为货币政策反应函数引入一个独立的非线性要素,因此,为确定要估计的货币政策反应函数形式,需要对总供给曲线的非线性进行检验。对总供给曲线(3)中的非线性成分在产出缺口等于其目标值附近进行二阶泰勒展开,得到:

$$\pi_t = \theta E_t \pi_{t+1} + k(y_t + \tau ky_t^2) + \zeta_t$$

其中 ζ_t 是扰动项和泰勒余项的组合。用通货膨胀率的实现值代替其预期值,得到如下要估计的总供给曲线:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t+1} + \beta_2 y_t + \beta_3 y_t^2 + \mu_t \quad (8)$$

其中 $\beta_1 = \theta$ $\beta_2 = k$ $\beta_3 = \tau k^2$ $\mu_t = -\beta_1 (\pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1}) + \zeta_t$ 。

首先用 OLS 对方程(8)进行估计。利用 Q 统计量和 LM 检验对 OLS 回归残差进行序列相关性检验,二者均发现存在序列相关。虽然进行 Breusch - Pagan - Godfrey 异方差检验和 White 异方差检验时,没有发现存在异方差,但进行自回归条件异方差的 ARCH(1) 检验时,却发现存在自回归条件异方差。因此,利用 GARCH(1,1) 模型再次对方程(8)进行回归,假设 GARCH(1,1) 模型的残差服从正态分布,估计结果如表 2 的(a) 栏所示。

包含预期变量的模型,文献中通常采用 GMM 方法进行参数估计。由于货币增长率和通货膨胀率具有密切关系,可以选择货币增长率缺口作为工具变量。由于中国货币增长率具有一定季节性,所以,本文用货币增长率对常数项和 3 个季节虚拟变量进行最小二乘回归,残差即为货币增长率缺口。回归方程如下:

$$m_{it} = c + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + \delta_i \quad i=1, 2$$

其中 m_{1t} 和 m_{2t} 分别为 M1 和 M2 的季度增长率。以样本均值 m^* 作为 m_t 的目标值,则 $m_t - m^* = \delta_t$ 。如表 1 的(b) 栏所示,货币增长率缺口都是平稳的变量。

考虑到存在序列相关和自回归条件异方差,用 GMM 对方程(8)进行估计时,采用 Newey 和 West(1987) 的异方差和自相关一致协方差最优加权矩阵进行加权,并用他们所建议的 3 阶滞后来计算自协方差矩阵。以通货膨胀率和 M1 增长率缺口的三阶滞后以及产出缺口和产出缺口平方的两阶滞后作工具变量,估计结果如表 2 的(b) 栏所示。以通货膨胀率的三阶滞后以及产出缺口、产出缺口平方、货币 M2 增长率缺口的两阶滞后作工具变量,估计结果如表 2 的(c) 栏所示。在第一种 GMM 估计中,包含 7 个过度识别约束,在第二

种 GMM 估计中,包含 6 个过度识别约束,过度识别约束的有效性可通过 Hansen 的 J 统计量进行检验。根据 Newey 和 West(1987) 在过度识别约束成立的虚拟假设下, J 统计量乘以回归中观测值数目渐进服从 χ^2 分布,自由度为过度识别约束的数目。该回归的样本数量为 64 个,由于使用解释变量的滞后项作为工具变量,实际使用的观测值数为 61 个。自由度为 6 和 7 的 χ^2 分布在 0.1 水平上的临界值分别为 10.6 和 12.0,因此,在 10% 的显著性水平上,过度识别约束都是有效的。

表 2 总供给曲线非线性的检验

参数	(a) GARCH 估计		(b) GMM 估计 I		(c) GMM 估计 II	
	估计值	p 值	估计值	p 值	估计值	p 值
β_1	0.97 (34.80)	0.00	0.74 (12.44)	0.000	0.76 (12.26)	0.00
β_2	0.11 (4.21)	0.00	0.10 (2.27)	0.027	0.13 (1.84)	0.07
β_3	0.02 (3.78)	0.07	0.03 (2.39)	0.020	0.03 (1.85)	0.07
调整的 R^2	0.85		0.78		0.79	
J 统计量			0.14		0.13	

注:括号中的数值,在 GARCH 估计的情况下,为 z 统计量,在 GMM 估计的情况下,为 t 统计量。

在这三种估计结果中,参数估计值是非常接近的,并且在 10% 的显著性水平上都是显著的, β_1 和 β_2 的正号和模型设定是一致的。由于 $\tau = \beta_3/\beta_2$, 根据第一种 GMM 估计结果,可计算得 $\tau = 2.78$,因此,中国总供给曲线是凸的。

(三) 中国利率规则的估计

由于中国总供给曲线是凸的,在利率规则的估计中必须考虑总供给曲线非线性的影响。用 GMM 对方程(7)进行估计,考虑到可能存在的异方差和序列相关,采用 Newey 和 West(1987) 的异方差和自相关一致协方差最优加权矩阵进行加权,并用三阶滞后来计算自协方差矩阵。在方程(7)中,扰动项 e_t 和中央银行 $t-1$ 期信息集中的变量是正交的,因此,中央银行 $t-1$ 期信息集中的变量可以用作工具变量。以单位变量以及利率、通货膨胀缺口、产出缺口、通货膨胀缺口的平方、产出缺口的平方的三阶滞后,以及 M1 增长率缺口的四阶滞后作工具变量,估计结果如表 3 所示,所有参数在 10% 的显著性水平上是显著的。模型包含 13 个过度识别约束,实际使用的观测值数为 61 个。自由度为 13 的 χ^2 分布在 0.1 水平上的临界值为 19.8,因此,在 10% 的显著性水平上,过度识别约束是有效的。

表 3 利率规则的估计

参数	估计值	标准差	t 统计量	p 值
c_0	0.40	0.07	5.89	0.00
c_1	0.92	0.02	56.23	0.00
c_2	0.07	0.03	2.56	0.01
c_3	-0.05	0.01	-5.72	0.00
c_4	0.08	0.01	6.12	0.00
c_5	0.05	0.02	2.12	0.04
c_6	-0.01	0.01	-2.02	0.05
调整的 R^2	0.93			
J 统计量	0.12			

根据表 3 的估计结果,常数项 c_0 、利率平滑系数 c_1 、通货膨胀缺口的系数 c_2 以及产出缺口的系数 c_5 都是正的,和模型设定是一致的。 $c_1 = \rho = 0.92$ 说明中国货币政策操作中存在很大的利率平滑性,而根据 $c_0 = (1-\rho)i^*$,可计算得到利率的目标值为 $i^* = 5\%$ 。 $c_2 \neq 0$ 和 $c_3 \neq 0$ 意味着 $\alpha = 2c_3/c_2 = -1.43$ 。 α 的负值表示在中央银行的损失函数中,通货膨胀与其目标值负向偏离所造成的福利损失要大于正向偏离所造成的福利损失。因此,中央银行对通货膨胀与其目标值的负向偏离给予更大权重,说明中国中央银行更倾向于反通货膨胀紧缩。由于利率规则的非线性特征,根据方程(7),利率对通货膨胀偏离其目标值的平均反应可表示为:

$$\frac{\partial i}{\partial (\pi - \pi^*)} = c_2 + 2c_3 E(\pi_t - \pi^*) + c_4 E(y)$$

其中 $E(\cdot)$ 表示样本均值。由于本文所采用的通货膨胀缺口和产出缺口计算方法, 二者的样本均值都近似为 0, 从而 $\frac{\partial i}{\partial(\pi - \pi^*)} = 0.07$, 剔除 ρ 的影响后这一数值仍小于 1, 说明中国的利率规则不满足泰勒原理, 是一种不稳定的规则。

$c_5 \neq 0$ 和 $c_6 \neq 0$ 意味着 $\gamma = 2c_6/c_5 = -0.4$, γ 的负值表示在中央银行的损失函数中, 负的产出缺口所造成的损失要大于正的产出缺口所造成的损失。因此, 中央银行对于不同方向产出缺口的反应是非对称的, 中央银行对于负的产出缺口的反应要大于正的产出缺口的反应, 表现出中央银行在货币政策操作中存在防止经济衰退的谨慎动机。

$c_2 \neq 0$ 和 $c_4 \neq 0$ 意味着 $\tau \neq 0$, 虽然其数值大小无法识别出来, 但从各参数的符号可以判断出 $\tau > 0$ 。因此, 中国的总供给曲线是凸的, 这与上文对总供给曲线非线性检验的结果是一致的。由于中国总供给曲线是凸的, 当经济高涨时, 通货膨胀会迅速上升; 而当经济衰退时, 通货膨胀并不会很快下降, 表现出中国价格向上调整的弹性和向下调整的刚性。

(四) 稳健性检验

用线性趋势计算产出缺口和用 HP 滤波计算产出缺口是货币政策研究文献中两种常用的产出缺口计算方法, 为检验上述结论的稳健性, 需考虑以 HP 滤波计算产出缺口时, 模型参数的估计结果。用 HP 滤波计算产出缺口的方法为: 把对数实际产出用 X12 进行季节调整后, 用 HP 滤波计算其趋势产出, 其周期成分即为产出缺口。以单位变量、利率的四阶滞后、通货膨胀缺口和产出缺口的三阶滞后、M2 增长率缺口的两阶滞后、通货膨胀缺口平方和产出缺口平方的一阶滞后项作工具变量, 估计结果如表 4 所示。

表 4 用 HP 滤波计算产出缺口

参数	估计值	标准差	t 统计量	p 值
c_0	0.69	0.13	5.23	0.00
c_1	0.86	0.03	24.54	0.00
c_2	0.10	0.02	4.18	0.00
c_3	-0.03	0.01	-2.64	0.01
c_4	0.07	0.04	2.04	0.05
c_5	0.21	0.08	2.60	0.01
c_6	-0.16	0.07	-2.27	0.03
调整的 R^2	0.96			
J 统计量	0.12			

由于各国实际上是以经济增长率来衡量经济状况, 本文考虑若以经济增长率与其目标值之差作为产出缺口, 模型参数的估计结果是否稳健。以每季度实际 GDP 的同比增长率作为经济增长率的代理变量, 用 HP 滤波计算其目标值, 其周期成分即为产出缺口。以单位变量以及其他解释变量的三阶滞后作为工具变量, 估计结果如表 5 的 (a) 栏所示。如果用经济增长率与其样本均值之差作为产出缺口, 以单位变量和利率、通货膨胀缺口、产出缺口、通货膨胀缺口平方、产出缺口平方的三阶滞后, 以及 M1 增长率缺口的四阶滞后作为工具变量, 估计结果如表 5 的 (b) 栏所示。

表 5 用经济增长率计算产出缺口

参数	(a)				(b)			
	估计值	标准差	t 统计量	p 值	估计值	标准差	t 统计量	p 值
c_0	0.41	0.06	6.42	0.00	0.25	0.11	2.27	0.03
c_1	0.92	0.01	97.34	0.00	0.95	0.02	56.10	0.00
c_2	0.06	0.01	5.08	0.00	0.05	0.02	3.31	0.00
c_3	-0.01	0.01	-1.74	0.09	-0.03	0.01	-2.96	0.00
c_4	0.06	0.02	3.57	0.00	0.11	0.03	3.76	0.00
c_5	0.10	0.04	2.61	0.01	0.13	0.04	3.23	0.00
c_6	-0.08	0.02	-3.61	0.00	-0.04	0.02	-2.20	0.03
调整的 R^2	0.97				0.93			
J 统计量	0.11				0.11			

在上述稳健性检验中,所有参数在 10% 的显著性水平上都是显著的,并且符号和基准模型的估计结果都完全相同。

四、结论

本文在一个一般的中央银行目标函数和经济结构框架内,以短期名义利率作为货币政策工具研究了我国货币政策反应函数的非线性特征。在这一框架内,中央银行目标函数允许中央银行对实际产出以及通货膨胀与其目标值不同方向的偏离具有不同偏好,非线性的总供给曲线也允许通货膨胀对经济扩张和收缩表现出不同反应。通过推导我国货币政策反应函数并进行参数估计,结果显示,我国中央银行对实际产出以及通货膨胀与其目标值不同方向的偏离都表现出非对称性。中央银行在产出收缩时的反应要大于产出扩张时的反应,表现出对产出扩张更大的偏好。就通货膨胀而言,我国中央银行不是一个强烈的反通货膨胀者,更倾向于反通货紧缩,对通货紧缩表现出比对通货膨胀更大的厌恶,这一偏好和对产出扩张的偏好是一致的。我国的总供给曲线同样具有非线性特征,它为我国的货币政策反应函数引入一个独立的非线性来源。具体而言,我国的总供给曲线是凸的,随着实际产出与其目标值正向偏离的增加,通货膨胀上升的速度越来越快。而当经济萧条时,通货膨胀并不会随产出收缩直线下降,而是下降速度越来越慢。所以,随着经济扩张,关注经济稳定的中央银行面对的通货膨胀压力会大幅度增加。

综合上述分析结果,可以将我国中央银行的行为概括如下:虽然中央银行以通货膨胀稳定和经济稳定增长作为货币政策目标,但由于不同方向的通货膨胀缺口和产出缺口的边际成本不同,相对于产出收缩和通货紧缩来说,我国中央银行更偏好于产出扩张和通货膨胀。实践中,由于货币政策作用存在“长而可变”的滞后,中央银行的货币政策制定通常建立在对经济状态的预期上,而不是建立在实际经济状态上。面对不确定的未来经济状态和对经济扩张的谨慎需求,中央银行在制定政策时,就会使犯紧缩错误的概率小于犯扩张错误的概率,从而倾向于频繁实施扩张性货币政策。结果不但是产出暂时的扩张,而且伴随着高通货膨胀。由于我国经济发展水平尚低,人民存在着巨大的尚未满足的需求,较大的货币供给适应了这一需求,为这一需求的满足提供了手段。但同时,我国经济发展水平低也是生产能力较低的结果,不断提高的需求必然受到供给不足的限制和生产瓶颈约束,结果是随着经济扩张,凸性总供给曲线使得通货膨胀以更快速度上升,最终使得中央银行被迫进行货币政策调整,从而使我国货币政策进入一个扩张和收缩交替不断的怪圈,人为地造成了经济不稳定。因此,为走出这一怪圈,避免人为地增加经济波动,必须改变中央银行偏好,转变中央银行目标,认识到我国的主要问题不是需求不足,而是生产能力低下,提高我国经济的发展水平必须依靠提高我国的生产力,而稳定的宏观经济环境恰是经济发展所需要的。

参考文献:

1. 谭旭东 2008 《中国货币政策的有效性问题——基于政策时间不一致的分析》,《经济研究》第 9 期,第 46 - 57 页。
2. 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,第 43 - 49 页。
3. 张屹山、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,第 65 - 74 页。
4. 赵进文、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,第 45 - 54 页。
5. 郑挺国、刘金全 2010 《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用》,《经济研究》第 3 期,第 40 - 52 页。
6. 中国人民银行营业管理部课题组 2009 《非线性泰勒规则在我国货币政策操作中的实证研究》,《金融研究》第 12 期,第 30 - 44 页。
7. Alvarez - Lois P. 2001. “Asymmetries in the Capacity - inflation Trade - off. Universidad Autonoma de Barcelona.” Mimeo.
8. Calvo G. A. 1983. “Staggered Prices in a Utility - Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics* 12(3) : 983 - 998.
9. Castelnuovo E. 2003. “Squeezing the Interest Rate Smoothing Weight with an Hybrid Expectations Model.” FEEM Working Paper , No. 06.
10. Clarida R. J. Galí and M. Gertler. 1999. “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective.” *Journal of Economic Literature* 37(4) : 1661 - 1707.
11. Clarida R. J. Galí and M. Gertler. 2000. “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.” *Quarterly Journal of Economics* , 115(1) : 147 - 180.
12. Dolado J. J. R. María - Dolores and F. J. Ruge - Murcia. 2004. “Nonlinear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the US.” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 8(3) : 1 - 32.

13. Dolado J. J. ,R. María – Dolores ,and M. Naveira. 2005. “Are Monetary – policy Reaction Functions Asymmetric? The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve. ” *European Economic Review* 49(5) : 485 – 503.
14. Kahneman D. and A. Tversky. 1979. “Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. ” *Econometrica* 47(2) : 263 – 292.
15. Karagedikli O. and K. Lees. 2007. “Do the Central Banks of Australia and New Zealand Behave Asymmetrically? Evidence from Monetary Policy Reaction Functions. ” *The Economic Record* 83 (261) ,131 – 142.
16. Layard R. and S. Nickell ,and R. Jackman. 1991. *Unemployment*. Oxford: Oxford University Press.
17. Leu S. C. and J. Sheen. 2006. “Asymmetric Monetary Policy in Australia. ” *The Economic Record* 82(S1) : S85 – S96.
18. Luukkonen R. ,P. Saikkonen ,and T. Terasvirta. 1988. “Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. ” *Biometrika* 75(3) : 491 – 499.
19. Newey W. K. ,and K. D. West. 1987. “A Simple ,Positive Semi – Definite ,Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. ” *Econometrica* 55(3) : 703 – 708.
20. Nobay R. ,and D. Peel. 2003. “Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences. ” *Economic Journal* ,113(489) : 657 – 665.
21. Rotemberg Julio J. and Michael Woodford. 1997. “An Optimization – Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. ” In *NBER Macroeconomics Annual* ,Vol. 12 ,ed. Ben S. Bernanke and Julio Rotemberg ,297 – 346. Cambridge ,MA: MIT Press.
22. Sack B. ,and V. Wieland. 2000. “Interest – rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence. ” *Journal of Economics and Business* 52(1 – 2) : 205 – 228.
23. Stiglitz J. 1997. “Reflections on the Natural Rate Hypothesis. ” *Journal of Economic Perspectives* ,11(1) : 3 – 10.
24. Surico P. 2007a. “The Monetary Policy of the European Central Bank. ” *Scandinavian Journal of Economics* ,109(1) ,115 – 135.
25. Surico P. 2007b. “The Fed’ s Monetary Policy Rule and U. S. Inflation: The Case of Asymmetric Preferences. ” *Journal of Economic Dynamics and Control* 31(1) : 305 – 324.
26. Svensson L. E. O. 1997. “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. ” *European Economic Review* 41(6) : 1111 – 1146.
27. Svensson L. E. O. 1999. “Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. ” *Journal of Monetary Economics* ,43(3) : 607 – 654.
28. Taylor J. B. 1993. “Discretion versus Policy Rules in Practice. ” *Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy* ,39: 195 – 214.
29. Taylor M. P. and E. Davradakis. 2006. “Interest Rate Setting and Inflation Targeting: Evidence of a Nonlinear Taylor Rule for the United Kingdom. ” *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* ,10(4) : 1 – 8.
30. Van Dijk D. ,T. Teräsvirta ,and P. H. Franses. 2002. “Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments. ” *Econometric Reviews* 21(1) 1 – 47.
31. Varian H. 1974. “A Bayesian Approach to Real Estate Assessment. ” In *Studies in Bayesian Economics in Honour of L. J. Savage* , ed. S. E. Feinberg and A. Zellner ,1 – 200. Amsterdam: North – Holland.
32. Woodford M. 1999. “Optimal Monetary Policy Inertia. ” NBER Working Paper 7261.
33. Woodford M. 2003. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton ,NJ: Princeton University Press.

The Nonlinear Interest Rate Rule and China’ s Economic Fluctuation

Guo Ning

(School of Economics ,Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: This paper studies the nonlinear characteristics of China’ s monetary policy reaction function in a general model including asymmetric central bank preferences and nonlinear aggregate supply curve. The empirical estimation results show that the central bank of China prefers output expansion to contraction so its monetary policy reacts more towards recession. The effort of China’ s central bank to cope with inflation is weaker than deflation showing greater aversion to deflation. The aggregate supply curve of China is convex. With output expansion inflation rises at a faster rate exerting greater inflation pressure on the central bank ,which is in turn forced to take a greater response. These features bring monetary policy of China into a vicious circle of alternative expansion and contraction leading to manipulatory economic fluctuations.

Key Words: Monetary Policy; Nonlinear; Interest Rate Rule

JEL Classification: E42 ,E52 ,E58

(责任编辑: 陈永清)