

中央银行规避经济收缩和通胀 偏好的模式与途径研究*

刘金全 张小宇

内容提要:考虑到中央银行可能存在规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好,本文针对利率对通胀缺口和产出缺口的调整特征与中央银行的非对称偏好特征之间的相依性进行了理论分析。在此基础上,通过对我国货币政策规则进行线性检验,构建双曲正切平滑迁移回归模型对非线性货币政策规则进行了参数估计,结果发现我国货币政策规则存在明显的非线性,利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凹函数。进一步地,本文还对中央银行的非对称偏好进行了识别,结果发现我国中央银行存在规避经济收缩偏好。

关键词:货币政策 通货膨胀 产出缺口 名义利率

一、引言及文献综述

宏观调控是国家为了保持国民经济持续、稳定、健康发展,促进经济结构优化,推动社会全面进步而采取的经济措施。我国经济经过改革开放三十多年的快速发展,已经到了经济结构和市场结构都需要进行调整的关键时期,社会主义市场经济体制的建设和完善也已经到了关键阶段。此时无论是需求管理还是供给管理,无论是内需管理还是外需管理,无论是产业发展还是结构调整,无论是经济政策工具选择还是宏观经济调控体系,都需要进行全面的战略思考和发展模式的选择。建设和谐社会的长期发展要求和金融危机带来的严峻挑战,促使我们必须实现宏观调控目标的有机统一。而宏观调控目标是中央银行偏好的外在表现,特别是在经济新常态时期,我国中央银行偏好是否会针对产出和通胀预期目标的调整而作出主动调整,是经济参与者高度关注的一个问题,因此准确识别中央银行的偏好以及经济新常态时期中央银行偏好的转变趋势,可以更好地理解货币政策的操作,同时有助于经济参与者把握中央银行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,进而改善我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。

在中央银行损失函数为二次函数、总供给曲线为线性的条件下,为使损失函数最小化,中央银行将参照通胀缺口和产出缺口线性调整货币政策工具变量,即短期名义利率(Taylor, 1993; Clarida et al., 1998, 2000; Muscatelli & Trecroci, 2000)。在此基础上,我国众多学者对中央银行的上述线性利率反应函数(泰勒规则)进行了大量的实证检验(如谢平和罗雄, 2002; 陆军和钟丹, 2003; 杨英杰, 2002等)。上述检验均是在假设中央银行偏好为对称条件下进行的,即中央银行对正负通胀缺口以及正负产出缺口的反应是对称的,此时为实现最小的社会福利损失,最优货币政策规则将表现为线性泰勒规则的形式。然而,若中央银行的偏好存在非对称性,线性泰勒规则将不是最优的,此

* 刘金全、张小宇,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:jinquan@jlu.edu.cn, xiao_yu@jlu.edu.cn。本文得到国家社会科学基金重点项目(15AZD001)、国家社会科学基金项目(15BJY174)、中国博士后科学基金特别资助项目(2015T80288)以及吉林大学基本科研业务费(2014QY050)的资助。特别感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见。当然文责自负。

时最优货币政策规则将表现出非线性的特征。Lamarche & Koustasy(2012)构建了一个三区制门限回归模型用于模拟利率反应函数,结果发现美联储货币政策操作存在明显的门限效应。孟庆斌等(2014)同样采用三区制门限回归模型对我国货币政策规则进行了实证检验,结果发现我国名义利率的调整按照产出低增长、温和增长和高增长区制分为不同的反应模式。Castelnuovo et al.(2008)以及林建浩和王美今(2013)采用马尔可夫区制转移模型,Petersen(2007)以及中国人民银行营业管理部课题组(2009)采用平滑迁移回归模型对货币政策规则进行非线性检验,同样发现货币政策规则存在非线性的证据。尽管上述研究均发现货币政策规则存在非线性的证据,但均未对货币政策规则的非线性形成机理进行理论分析和实证研究。

尽管保持经济适度增长和物价稳定是一国政府进行宏观调控的主要目标,但与经济过热相比,经济低迷时政府进行宏观调控所面临的压力更大。因此,与正的产出缺口相比,负的产出缺口对中央银行的损失函数影响更大,本文把中央银行这种偏好称为规避经济收缩偏好(recession avoidance preferences)。在总需求冲击存在非确定性的条件下,当中央银行面对负的产出缺口时,将执行更加谨慎的反周期调控。Ruge-Murcia(2003a)在假设中央银行存在规避经济收缩偏好条件下,将中央银行损失函数中失业率与自然失业率的正向偏离施加了更大的权重,结果发现与Kydland & Prescott(1977)以及Barro & Gordon(1983)的通货膨胀偏差(inflation bias)模型相比,规避经济收缩偏好模型能够更好地解释美国通货膨胀行为。另外,Cukierman & Gerlach(2003)利用经合组织国家的截面数据同样发现利用关于产出缺口的半二次损失函数能够更好地测度中央银行的非对称偏好。

而在稳定物价方面,中央银行为合理引导公众通胀预期,增强其在公众面前的信誉,通常与反向的通胀缺口相比,中央银行更厌恶正向的通胀缺口,我们把中央银行这种偏好称为规避价格通胀偏好(inflation avoidance preferences)。在总供给冲击面临不确定性的条件下,当中央银行面对正向的通胀缺口时,将实施更加谨慎的反周期调控。Mishkin & Posen(1998)、Nobay & Peel(1998)、Ruge-Murcia(2003b)以及Sussman(2007)等对中央银行的上述非对称偏好进行了实证检验。上述研究通过将中央银行的偏好由对称偏好扩展为具有规避经济收缩或规避价格通胀偏好的形式,并对存在上述非对称偏好的最优货币政策规则进行理论分析和实证研究,但均未对中央银行的非对称偏好进行识别,特别是没有对规避经济收缩和规避价格通胀类型的非对称偏好进行识别。

本文将在对中央银行存在规避经济收缩偏好和规避价格通胀偏好进行理论分析的基础上,研究中央银行存在不同非对称偏好条件下利率对通胀缺口和产出缺口的非线性和非对称反应特征。^①在此基础上,构建双曲正切平滑迁移回归模型对我国中央银行的非对称偏好进行识别。检验中央银行的非对称性偏好,需要构建非线性模型得以实现。目前较为成熟的参数化非线性方法主要包括门限回归模型、马尔可夫区制转移模型以及平滑迁移回归模型。门限回归模型以及马尔可夫区制转移模型假设变量在不同区制间的转换是“跳跃性”的,即变量所属区制是非此即彼的。而实际上,经济变量在不同区制间的转换往往存在一个过程,并需要一定时间才能实现,此时平滑迁移回归模型更适合描述上述经济变量的非线性数据生成机制。描述和刻画非线性变量的平滑迁移过程的关键是平滑迁移回归模型的转移函数,其中转移函数为一阶逻辑函数、二阶逻辑函数以及指数函数的平滑迁移回归模型的研究已相对成熟,包括模型的设定、线性检验、参数估计以及模型诊断检验等方法已比较规范,并大量应用到相关的实证研究中,但上述模型的转移变量只能设定为一个

① 随着我国利率市场化程度的不断提高,价格型货币政策工具在稳定产出和价格等方面正发挥着越来越重要的作用。但也要注意,现阶段我国的货币政策并不是完全采取价格型货币政策工具,数量型和行政指令性货币政策工具仍发挥着重要作用,考虑到与数量型货币政策工具相比,现阶段我国中央银行采用价格型货币政策的比重更高一些(周小川,2013),本文主要是在价格型货币政策框架下考察中央银行的非对称偏好。

(即模型中相关变量及其滞后变量,或这些变量的线性组合,亦可为其他外生变量),而本文要实现在同一个模型中同时检验中央银行的规避经济收缩偏好和规避价格通胀偏好,需要在平滑迁移回归模型中设定两个不同的转移变量,检验规避经济收缩偏好时转移变量设定为产出变量,而检验规避价格通胀偏好时转移变量则需要设定为价格变量,因此一阶逻辑、二阶逻辑以及指数平滑迁移回归模型不能实现上述目的,而双曲正切平滑迁移回归模型恰好能实现上述目的。尽管已有学者将双曲正切平滑迁移回归模型用于实证研究,如 Cukierman & Muscatelli (2007) 研究利率对通胀缺口及产出缺口的非线性平滑迁移反馈机制, Fan & Lee (2013) 对非线性剖面进行检测等,然而上述实证研究存在的一个主要问题是直接对双曲正切平滑迁移回归模型进行估计,并未基于双曲正切平滑迁移回归模型进行线性检验,实际上若上述变量不存在非线性,则基于双曲正切平滑迁移回归模型得到的相关结论并不可靠。因此本文首先将给出基于双曲正切平滑迁移回归模型的线性检验程序,并对我国货币政策规则进行线性检验,在此基础上利用双曲正切平滑迁移回归模型拟合我国的非线性利率规则。通过分析利率规则值对通胀缺口和产出缺口的非线性反应,识别和检验我国中央银行的非对称偏好特征。

二、非对称偏好下货币政策规则的理论分析

本部分将在考察中央银行存在规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好基础上,分析名义利率对通胀缺口及产出缺口的非线性和非对称反应。

(一) 中央银行规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好的测度

为反映中央银行规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好,可以将其损失函数设定为如下形式,即:

$$L_t = f(\pi_t - \pi^*) + \alpha g(y_t) \quad (1)$$

其中, π_t 为通货膨胀率, π^* 为目标通货膨胀率, $\pi_t - \pi^*$ 表示通胀缺口, y_t 表示产出缺口, $\alpha > 0$, 为产出缺口影响损失函数的权重系数。为保证式(1)表示的中央银行损失函数在通胀缺口和产出缺口为 0 时损失函数取最小值,函数 $f(\pi_t - \pi^*)$ 和 $g(y_t)$ 应满足如下条件:

$$\begin{cases} f'(\pi_t - \pi^*) \leq 0, \pi_t - \pi^* \leq 0 \text{ 时} \\ f'(\pi_t - \pi^*) > 0, \pi_t - \pi^* > 0 \text{ 时} \end{cases}, \text{ 且 } f(0) = f'(0) = 0, f''(\pi_t - \pi^*) > 0$$

$$\begin{cases} g'(y_t) \leq 0, y_t \leq 0 \text{ 时} \\ g'(y_t) > 0, y_t > 0 \text{ 时} \end{cases}, \text{ 且 } g(0) = g'(0) = 0, g''(y_t) > 0$$

若通胀缺口出现正向偏离时对中央银行的损失函数影响比出现反向偏离时大,表明中央银行存在规避价格通胀偏好,此时 $f''(\pi_t - \pi^*) > 0$ 。否则 $f''(\pi_t - \pi^*) = 0$, 即正向和反向通胀缺口对中央银行损失函数的影响是对称的,中央银行不存在规避价格通胀偏好。若产出缺口出现反向偏离时对中央银行的损失函数影响比出现正向偏离时大,表明中央银行存在规避经济收缩偏好,此时 $g''(y_t) < 0$ 。否则 $g''(y_t) = 0$, 即正向和反向产出缺口对中央银行损失函数的影响是对称的,中央银行不存在规避经济收缩偏好。

(二) 中央银行存在非对称偏好条件下利率对通胀缺口和产出缺口的反应分析

为探讨在中央银行存在规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好条件下,名义利率对通胀缺口和产出缺口的反应特征,参照货币政策规则研究的经典范式,我们将 IS 曲线以及总供给曲线设定为如下形式 (Svensson, 1999):^①

^① Dolado et al. (2005) 将线性总供给曲线扩展为二次总供给曲线,并对货币政策规则进行了分析,结果表明当总供给曲线为二次曲线、中央银行存在非对称偏好以及上述两个条件同时满足时均将导致货币政策规则表现出非线性的特征,张小宇 (2013) 基于非线性货币政策规则对我国的总供给曲线进行了检验,结果发现二次总供给曲线在我国并不成立。

$$y_{t+1} = \theta y_t - \delta(i_t - \pi_t) + \varepsilon_{y,t+1} \quad (2)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \kappa y_t + v_{\pi,t+1} \quad (3)$$

其中, $0 < \theta < 1, \delta > 0, \kappa > 0$, 为总供给曲线中通胀膨胀率对产出缺口的调整系数, $\varepsilon_{y,t+1}$ 和 $v_{\pi,t+1}$ 为均值为 0, 方差为 $\sigma_{\varepsilon_y}^2$ 和 $\sigma_{\varepsilon_\pi}^2$ 的独立随机冲击。

此时中央银行面临的问题是, 在 IS 曲线以及总供给曲线的约束下, 通过设定名义利率 $\{i_t, i_{t+1}, \dots\}$ 最小化损失函数的贴现值, 即:

$$\text{Min}_{\{i_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j L_{t+j} \quad (4)$$

将式(2)和式(3)代入到式(4)中, 解上述最小化问题, 得到一阶条件:

$$\alpha E_t g'(y_{t+1}) + \kappa E_t f'(\pi_{t+2} - \pi^*) = 0 \quad (5)$$

由于 $f(\pi_t - \pi^*)$ 和 $g(y_t)$ 的具体函数形式未知, 因此不能通过求解式(5)表示的一阶条件得到名义利率关于通胀缺口和产出缺口反应函数的解析表达式, 但我们仍然可以通过比较静态分析方法测度名义利率对通胀缺口和产出缺口的反应特征。

将式(5)表示的一阶条件两端分别对 $\pi_t - \pi^*$ 求导数, 得到:

$$\frac{di_t}{d(\pi_t - \pi^*)} = \frac{\alpha \delta E_t g''(y_{t+1}) + \kappa E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*) + \kappa^2 \delta E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*)}{\alpha \delta E_t g''(y_{t+1}) + \kappa^2 \delta E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*)} \quad (6)$$

令 $\alpha E_t g''(y_{t+1}) + \kappa^2 E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*) = M$, 则式(6)可简化为:

$$\frac{di_t}{d(\pi_t - \pi^*)} = 1 + \frac{1}{\delta M} \kappa E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*) \quad (7)$$

由于 $\alpha > 0, 0 < \theta < 1, \delta > 0, \kappa > 0$, 且 $f''(\pi_t - \pi^*) > 0, g''(y_t) > 0$, 所以 $di_t/d(\pi_t - \pi^*) > 0$, 表明当通胀缺口增加时, 中央银行将调高名义利率, 反之当通胀缺口减少时, 中央银行将调低名义利率。

同理, 式(5)表示的一阶条件两端分别对 y_t 求导数, 得到:

$$\begin{aligned} \frac{di_t}{dy_t} &= \frac{\alpha \theta E_t g''(y_{t+1}) + \kappa^2 E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*) + \kappa^2 \theta E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*)}{\alpha \delta E_t g''(y_{t+1}) + \kappa^2 \delta E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*)} \\ &= \frac{\theta}{\delta} + \frac{1}{\delta M} \kappa^2 E_t f''(\pi_{t+2} - \pi^*) > 0 \end{aligned} \quad (8)$$

式(8)表明, 当产出缺口增加时, 中央银行将调高名义利率, 反之当产出缺口减少时, 中央银行将调低名义利率。

(三) 利率规则的非线性特征与中央银行非对称偏好的相依性

当中央银行损失函数呈现不同类型的非对称偏好时, 名义利率对通胀缺口和产出缺口的调整特征也将呈现出不同的形式。相反, 根据名义利率对通胀缺口和产出缺口的调整特征, 我们也可对中央银行的规避经济收缩偏好和规避价格通胀偏好进行检验, 若经济结构类型由式(2)和式(3)表示的 IS 曲线和总供给曲线刻画, 则下列命题是成立的:

1. 若利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凹函数, 则中央银行存在规避经济收缩偏好;
2. 若利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凸函数, 则中央银行存在规避价格通胀偏好。

因此, 为检验中央银行在执行货币政策时是否存在规避经济收缩偏好和规避价格通胀偏好, 可以在对中央银行货币政策规则进行实证检验的基础上, 考察利率对通胀缺口和产出缺口的调整特征, 进而对中央银行是否存在规避经济收缩偏好和规避价格通胀偏好作出判断。

三、中央银行非对称偏好的识别与检验

考虑到中央银行非对称偏好的类型不同时将导致利率对通胀缺口和产出缺口的反应模式发生变化,本文将在利用非线性模型描述和刻画利率反应函数的基础上,识别和检验中央银行非对称偏好及其类型。描述经济变量非线性关系的模型主要有门限回归模型、马尔可夫区制转移模型以及平滑迁移回归模型。门限回归模型与马尔可夫区制转移模型只能刻画一个变量由一个状态(区制)向另一个状态(区制)的突然转变。这种转变是非连续的,然而大多数经济变量的结构转变却表现出连续的特征,即由一个区制向另一个区制的转变往往需要一定的时间(Granger & Teräsvirta, 1993)。可见,上述两类模型不能完美刻画变量的这种非线性特征,而平滑迁移回归模型则恰好可以捕捉到时间序列的上述特征。按照转移函数的不同,平滑迁移回归模型又分为逻辑平滑迁移回归模型(LSTR)以及指数平滑迁移回归模型(ESTR),然而不论LSTR模型还是ESTR模型均不适合描述本文介绍的利率反应函数。Cukierman & Muscatelli(2007)通过对STR模型进行改进,引入双曲正切函数作为转移函数,成功捕捉到利率反应函数的上述非线性特征。然而,Cukierman & Muscatelli(2007)并未对双曲正切平滑迁移回归模型(HTSTR)进行线性检验,本文将在基于HTSTR模型的线性检验的基础上,利用HTSTR模型对我国利率反应函数的非线性特征进行模拟和刻画,进而识别和检验我国中央银行的非对称偏好类型。

(一)基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的构建

在中央银行损失函数为二次函数的假设条件下,名义利率对通胀缺口和产出缺口的调整是线性的,^①此时利率反应函数可由著名的泰勒规则描述(Taylor, 1993):

$$i_t^* = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 y_t \quad (9)$$

其中, i_t^* 为利率规则值, β_1 和 β_2 是利率关于通胀缺口和产出缺口的调整参数, β_0 为名义均衡利率。式(9)被称为线性泰勒规则模型,然而该模型并不能刻画本文所描述的利率关于通胀缺口和产出缺口调整的非线性特征,为此我们在线性泰勒规则模型的基础上构建基于双曲正切平滑迁移回归模型的非线性泰勒规则模型,即:

$$i_t^* = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_1^*(\pi_t - \pi^*)\tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)] + \beta_2 y_t + \beta_2^* y_t \tanh[\varphi_y y_t] \quad (10)$$

其中, $\tanh[\cdot]$ 为双曲正切转移函数,即:

$$\tanh[\varphi_x(x_t - c_x)] = \frac{e^{\varphi_x(x_t - c_x)} - e^{-\varphi_x(x_t - c_x)}}{e^{\varphi_x(x_t - c_x)} + e^{-\varphi_x(x_t - c_x)}} \quad (11)$$

其中, x_t 取 $\pi_t - \pi^*$ 或 y_t ,为转移变量。 $\varphi_x \in [0, +\infty)$,为斜率参数,测度双曲正切转移函数由一个区制向另一个区制转换的平滑程度, φ_x 越大,表明区制转换速度越快。当 $\varphi_x \rightarrow +\infty$ 时,区制间可以实现“跳跃式”转换,此时的双曲正切平滑迁移回归模型等同于门限回归模型。 c_x 为位置参数,测度转移变量在不同区制间转换的转折点。由于本文主要考察中央银行是否存在规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好,若存在上述非对称偏好,则中央银行调整名义利率的模式将针对正负通胀缺口以及正负产出缺口而有所不同,因此在式(10)表示的利率反应函数中将 c_x 设定为0。给定 φ_x ,当 $x_t = 0$ 时, $\tanh[\varphi_x x_t] \approx 0$,当 $x_t \rightarrow +\infty$ 时, $\tanh[\varphi_x x_t] \rightarrow 1$,而当 $x_t \rightarrow -\infty$ 时, $\tanh[\varphi_x x_t] \rightarrow -1$ 。可见式(10)表示的利率对通胀缺口的反应系数在区间 $[\beta_1 - \beta_1^*, \beta_1 + \beta_1^*]$ 内,而利率对产出缺口的反应系数在区间 $[\beta_2 - \beta_2^*, \beta_2 + \beta_2^*]$ 内。不同的 φ_x 对应的双曲正切函数如图1所示。

为避免频繁调整名义利率引起资本市场震动,缺乏政策的连贯性,进而导致政策可信度的下降

① 当然,若总供给曲线是非线性的,也将导致利率规则是非线性的,但此种情形不是本文考虑的重点。

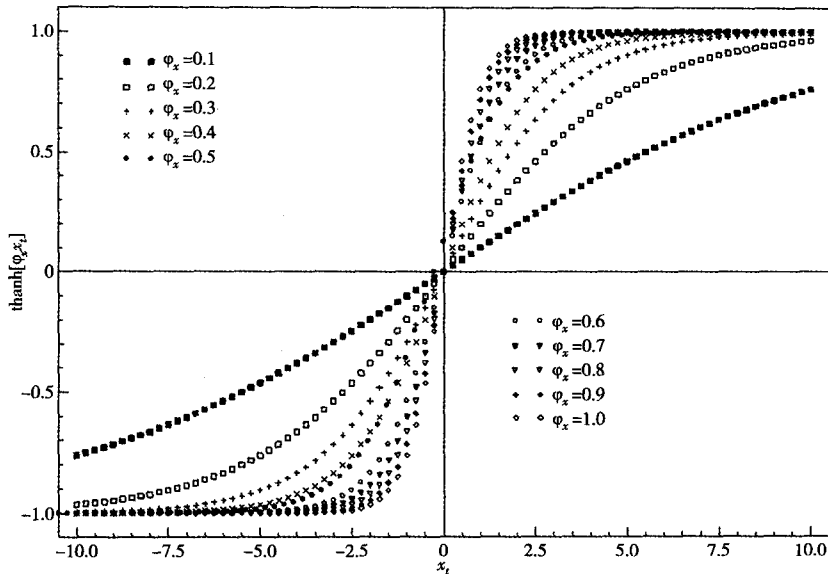


图1 不同的 φ_x 对应的双曲正切函数

(Clarida et al., 1999), 中央银行通常不是一次性地将短期名义利率调整到泰勒规则值, 而是有目的地缓慢调整。实证研究表明, 在泰勒规则中引入利率平滑因素能够比简单的泰勒规则更好地解释我国短期名义利率的动态变动(王建国, 2006)。

中央银行的利率平滑行为可表示为:

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中, i_t 为短期名义利率, ε_t 为随机误差项。 $\rho \in [0, 1]$ 为利率平滑参数, 该参数估计量越大, 表明中央银行利率调整越平滑, 短期名义利率向泰勒规则值调整的速度越慢, 利率调控的经济效果越不明显。相反, 该参数估计量越小, 表明中央银行利率调整速度越快, 是一种积极、主动地调控。

将式(10)代入式(12)得到带有利率平滑的非线性泰勒规则模型:

$$i_t = (1 - \rho) \{ \beta_0 + \beta_1 (\pi_t - \pi^*) + \beta_1^* (\pi_t - \pi^*) \tanh[\varphi_\pi (\pi_t - \pi^*)] + \beta_2 y_t + \beta_2^* y_t \tanh[\varphi_y y_t] \} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

另外, 为避免因通胀缺口和产出缺口的量纲对估计双曲正切函数中参数 φ_π 和 φ_y 的影响, 将式(13)双曲正切函数中的 $(\pi_t - \pi^*)$ 和 y_t 项均除以各自的样本标准差 σ_π 和 σ_y , 得到:

$$i_t = (1 - \rho) \{ \beta_0 + \beta_1 (\pi_t - \pi^*) + \beta_1^* (\pi_t - \pi^*) \tanh[\varphi_\pi (\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi] + \beta_2 y_t + \beta_2^* y_t \tanh[\varphi_y y_t / \sigma_y] \} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

(二) 基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的线性检验

对于方程(14)表示的名义利率对通胀缺口和产出缺口的反应函数, 若 $\varphi_\pi = \varphi_y = 0$, 上述模型为线性的。对于上述模型, 线性检验相当于检验 $H_0: \varphi_\pi = \varphi_y = 0$ 。由于当原假设 $H_0: \varphi_\pi = \varphi_y = 0$ 成立时, 模型中参数 β_1^* 和 β_2^* 不可识别, 导致似然比检验、拉格朗日乘子检验统计量没有标准的渐进分布。为此, 将转移函数 $\tanh[\varphi_\pi (\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi]$ 和 $\tanh[\varphi_y y_t / \sigma_y]$ 分别在原假设成立的条件下, 即 $\varphi_\pi = 0$ 和 $\varphi_y = 0$ 处进行一阶泰勒近似, 得到如下辅助回归方程:

$$i_t = \theta_0 + \theta_1 (\pi_t - \pi^*) + \theta_1^* (\pi_t - \pi^*)^2 + \theta_2 y_t + \theta_2^* y_t^2 + \rho i_{t-1} + v_t \quad (15)$$

其中, v_t 包含式(14)的误差项 ε_t 以及相应的泰勒展开余式, $\theta_0 = (1 - \rho)\beta_0$, $\theta_1 = (1 - \rho)\beta_1$, $\theta_1^* = (1 - \rho)\beta_1^* \varphi_\pi / \sigma_\pi$, $\theta_2^* = (1 - \rho)\beta_2^* \varphi_y / \sigma_y$ 。此时, 可通过 $H_0: \theta_1^* = \theta_2^* = 0$ 检验式(14)表示的利率反应函数是否存在非线性。

可构造 χ^2 分布类型的 LM 统计量或 F 分布类型的 LM 统计量对利率反应函数进行非线性检验。其中, χ^2 分布类型的 LM 统计量为:

$$LM = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(2) \quad (16)$$

F 分布类型的 LM 统计量为:

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/2}{SSR_1/(T-6)} \sim F(2, T-6) \quad (17)$$

SSR_0 为约束回归残差平方和, SSR_1 为无约束回归残差平方和, T 为样本容量, Teräsvirta & Anderson(1992)通过模拟实验发现 F 分布类型的 LM 统计量更适合在小样本情况下作为 STR 模型非线性检验的统计量。

(三) 基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的线性检验结果

本文利用 1992 年第 1 季度至 2012 年第 2 季度的数据建模, 具体指标数据的选取和处理过程如下。

1. 数据描述

(1) 名义利率代理变量的选取及处理过程。刘明志(2006)通过对我国 1996 年至 2005 年银行间同业拆借市场分析, 认为 7 天期银行间同业拆借交易比例较高, 并且利率走势比较平稳。而且由于拆借主要是各机构凭借信用在银行间市场拆借资金, 其利率水平较回购利率更能体现资金的真实价格, 而回购是有债券作为抵押的资金融通, 风险度低, 资金价格几乎没有包含不同机构的短期信用。因此, 本文选择 7 天期银行间同业拆借利率作为名义利率的代理变量。1996 年第 1 季度至 2012 年第 2 季度的 7 天期银行间同业拆借利率是根据《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站公布的月度数据计算得到。^① 1992 年至 1995 年的季度利率数据则选取上海融资中心同业拆借利率, 数据来源于上海融资中心。^② 尽管利率期限在两个时段不匹配, 但由于 1992 年至 1995 年上海融资中心的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(谢平和罗雄, 2002)。按照上述处理过程得到的名义利率数据由图 2 给出。

(2) 通胀缺口的测算。本文选择 CPI 作为通货膨胀的代理变量。首先, 根据国家统计局公布的月度同比 CPI 数据, 数据来源于国家统计局网站以及《中国经济景气月报》, 将季度内各月 CPI 数据的算术平均数作为季度 CPI。然后, 利用公式 $\pi_t = (CPI - 1) \times 100\%$, 得到季度通货膨胀率。

目标通胀率由国家发展和改革委员会向人大提交《关于 × × 年国民经济和社会发展规划执行情况与下一年度国民经济和社会发展规划草案的报告》(以下简称报告)中给出的 CPI 控制目标测度。^③ 将季度通胀率减去目标通胀率, 可以得到通胀缺口(见图 2)。

(3) 产出缺口的测算。本文采用 H-P 滤波法估计潜在产出。为测算产出缺口, 首先需要测算实际季度 GDP, 我们主要利用官方公布的现价核算季度累积 GDP 和可比价计算的累积 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-12 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

① 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: $\bar{r} = r_1(f_1/\sum f) + r_2(f_2/\sum f) + r_3(f_3/\sum f)$, 其中 r_1 、 r_2 和 r_3 分别为对应季度的第 1、2 和 3 月的平均利率, f_i 为对应月份的交易量。

② 由于受数据来源的限制, 1992 年至 1995 年的上海融资中心的加权平均利率为所有期限的利率加权。

③ 自 1997 年后, 报告中包含对下一年度 CPI 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, 但对下一年度的工业品价格指数(PPI)做了控制计划。为此可以将这段时期的 PPI 目标值替代 CPI 控制目标值, 得到 1992 年至 2012 年的目标通胀率。

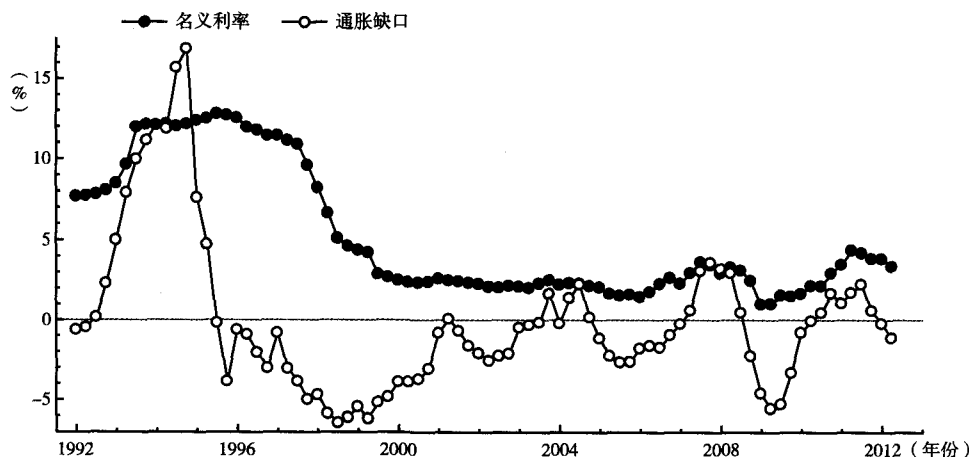


图2 名义利率与通胀缺口

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 。① 图 3 给出了产出缺口的路径。②

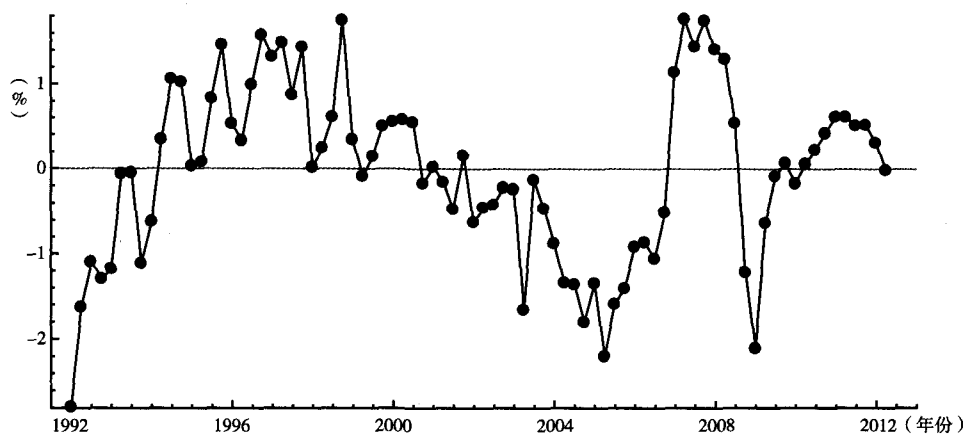


图3 产出缺口

表1 线性检验结果

	χ^2 分布类型的 LM 检验	F 分布类型的 LM 检验
检验统计量	12.801	7.039
10% 临界值	4.605	2.375
5% 临界值	5.991	3.119
1% 临界值	9.210	4.900

2. 线性检验结果

分别利用 χ^2 分布类型的 LM 统计量和 F 分布类型的 LM 统计量对本文构建的基于双曲正切平滑迁移回归模型的利率反应函数进行线性检验,检验结果见表 1 所示。

从表 1 可以看出,无论利用 χ^2 分布类型的 LM 检验还是利用 F 分布类型的 LM 检验均能在 1% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设。

① 对剔除季节成分的实际季度 GDP 序列 Y_t 进行 H-P 滤波,平滑参数 $\lambda = 1600$,得到潜在产出 Y_t^* ,计算 $y_t = 100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$ 得到基于 H-P 滤波的产出缺口,表示实际产出关于潜在产出的百分比对数偏离。

② 考虑到本文结论的稳健性,我们还利用月度数据对我国中央银行的非对称偏好进行了检验,其中月度 GDP 数据采用插值的方法获得,结果发现与季度数据相比,利用月度数据并未对我国中央银行非对称偏好的检验结果造成显著性影响。

(四) 基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的参数估计

对于式(14)表示的双曲正切平滑迁移回归模型,可采用非线性最小二乘法进行估计,由于非线性模型估计结果对初值依赖较大,可事先采用格点搜索的方法确定初值。通过设定 φ_π 和 φ_y 的不同值,计算 $\tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi]$ 和 $\tanh[\varphi_y y_t/\sigma_y]$,并将其作为已知样本数据代入到式(14)中,可以将式(14)表示的非线性泰勒规则模型线性化,通过估计该线性泰勒规则模型并比较残差平方和的大小,将最小残差平方和所对应的 φ_π 和 φ_y 作为非线性估计的初值,可以实现非线性泰勒规则模型的估计。为考察不同 φ_π 和 φ_y 的取值对模型参数估计结果的影响,进一步考察模型估计结果的稳健性,我们分别给出了 φ_π 和 φ_y 取 0.20—0.50 时模型的估计结果,如表 2 所示。^①

表 2 基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的参数估计结果

$\varphi_\pi(\varphi_y)$	0.20	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50
β_0	9.78** (3.07)	9.88** (3.11)	9.98** (3.14)	10.07** (3.17)	10.14** (3.20)	10.20** (3.23)	10.25** (3.25)
β_1	3.16** (0.47)	3.16** (0.47)	3.16** (0.47)	3.14** (0.47)	3.12** (0.47)	3.10** (0.47)	3.07** (0.47)
β_1^*	-4.31** (1.29)	-3.63** (1.10)	-3.19** (0.98)	-2.88** (0.90)	-2.66** (0.85)	-2.48** (0.80)	-2.33** (0.77)
β_2	1.28 (1.71)	1.27 (1.73)	1.26 (1.74)	1.25 (1.76)	1.24 (1.77)	1.23 (1.78)	1.23 (1.78)
β_2^*	-12.22* (7.19)	-10.12* (5.95)	-8.75* (5.14)	-7.80* (4.59)	-7.09* (4.18)	-6.55* (3.87)	-6.13* (3.64)
ρ	0.97** (0.02)	0.97** (0.02)	0.97** (0.02)	0.97** (0.02)	0.97** (0.02)	0.97** (0.02)	0.97** (0.02)

注:括号中的数字为对应参数估计量的标准差。**和*分别表示对应参数在1%和10%的显著性水平下显著。

从表 2 可以看出,不同的 φ_π 和 φ_y 对模型的估计结果的影响并不明显,除参数 β_2 不显著外,其余参数均能在 10% 的显著性水平下通过显著性检验。另外,从平滑参数 ρ 的估计结果可以看出,我国中央银行在实施利率调整时存在明显的平滑倾向。

(五) 基于双曲正切平滑迁移回归模型的中央银行非对称偏好的识别

通过对基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的估计,进一步可以对中央银行的非对称偏好进行识别。将式(10)中 $(\pi_t - \pi^*)$ 和 y_t 标准化后(即将 $\pi_t - \pi^*$ 和 y_t 分别除以各自样本标准差 σ_π 和 σ_y),分别计算 i_t^* 关于 $(\pi_t - \pi^*)$ 和 y_t 的二阶偏导数得:

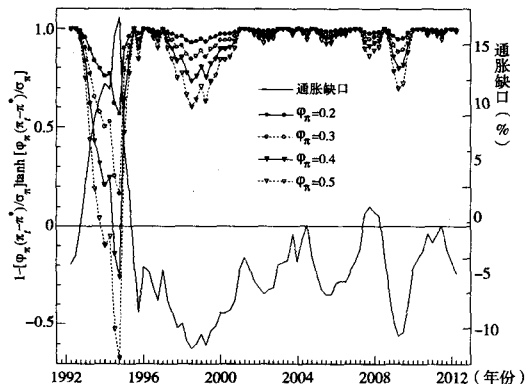
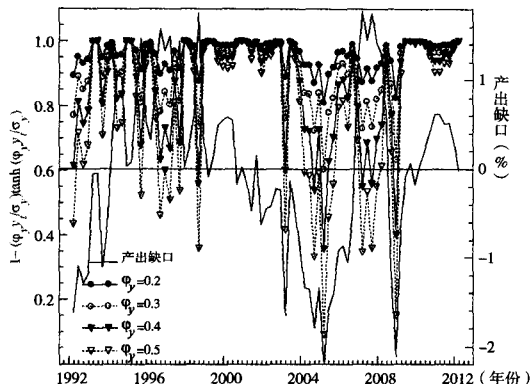
$$\frac{\partial^2 i_t^*}{\partial (\pi_t - \pi^*)^2} = \frac{(8\beta_1^* \varphi_\pi / \sigma_\pi) \{1 - [\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi] \tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi]\}}{\{\exp[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi] + \exp[-\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi]\}^2} \quad (18)$$

$$\frac{\partial^2 i_t^*}{\partial y_t^2} = \frac{(8\beta_2^* \varphi_y / \sigma_y) [1 - (\varphi_y y_t / \sigma_y) \tanh(\varphi_y y_t / \sigma_y)]}{[\exp(\varphi_y y_t / \sigma_y) + \exp(-\varphi_y y_t / \sigma_y)]^2} \quad (19)$$

因为参数 φ_π 、 σ_π 、 φ_y 和 σ_y 均大于 0,所以 $\{\exp[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi] + \exp[-\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*)/\sigma_\pi]\}$

① 之所以将 φ_π 和 φ_y 的取值范围设定为 [0.20, 0.50], 是因为当 φ_π 和 φ_y 趋于 0 时, 式(14)表示的非线性模型将退化为线性模型, 这与本文线性检验结果是相悖的, 另外从图 1 给出的不同 φ_π 对应的双曲正切函数图可以看出, 当 φ_π 和 φ_y 大于 0.5 时, φ_π 和 φ_y 取值对双曲正切函数的影响较小, 故将 φ_π 和 φ_y 的取值范围设定为 [0.20, 0.50]。

$\sigma_\pi\}^2 > 0, [\exp(\varphi_y y_t / \sigma_y) + \exp(-\varphi_y y_t / \sigma_y)]^2 > 0$, 并且在样本周期内, $1 - [\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi] \tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi]$ 和 $1 - (\varphi_y y_t / \sigma_y) \tanh(\varphi_y y_t / \sigma_y)$ 均大于 0 (如图 4 和图 5 所示)。^① 因此, $\partial^2 i_t^* / \partial (\pi_t - \pi^*)^2$ 和 $\partial^2 i_t^* / \partial y_t^2$ 的符号与 β_1^* 和 β_2^* 的符号是相同的, 即当 $\beta_1^* < 0$ ($\beta_1^* > 0$) 时, 利率反应函数是关于通胀缺口的凹函数(凸函数), 当 $\beta_2^* < 0$ ($\beta_2^* > 0$) 时, 利率反应函数是关于产出缺口的凹函数(凸函数)。

图 4 $1 - [\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi] \tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi]$ 取值范围图 5 $1 - (\varphi_y y_t / \sigma_y) \tanh(\varphi_y y_t / \sigma_y)$ 取值范围

根据基于双曲正切平滑迁移回归模型利率反应函数的参数估计结果可知, 由于 β_1^* 和 β_2^* 的估计值均小于 0, 所以利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凹函数, 这一点也可通过绘制利率对通胀缺口以及产出缺口的反应曲线形象地描述。假设产出缺口为 0, 将参数 β_0 、 β_1 和 β_1^* 的估计结果代入到式(10)表示的利率反应函数中, 可得到不同 φ_π 对应的利率对通胀缺口的反应函数, 如图 6 所示。

同理, 假设通胀缺口为 0, 将参数 β_0 、 β_2 和 β_2^* 的估计结果代入到式(10)表示的利率反应函数中, 可得到不同 φ_y 对应的利率对产出缺口的反应函数, 如图 7 所示。

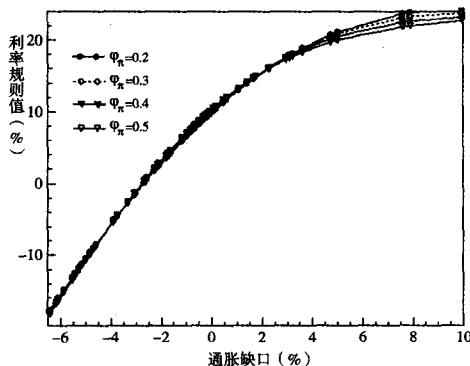


图 6 利率对通胀缺口的反应曲线

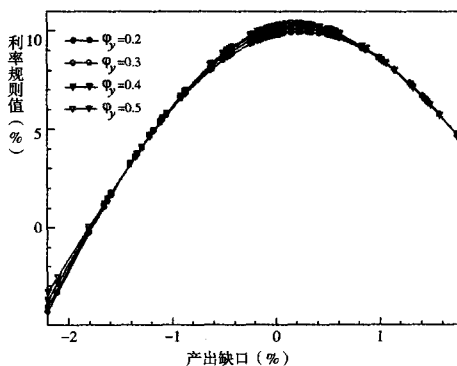


图 7 利率对产出缺口的反应曲线

根据本文第二部分对中央银行规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好下利率规则的非线性特征分析可知, 此时中央银行存在规避经济收缩偏好, 表明当我国经济出现滞胀的情形, 中央银行将着重参照产出缺口实施货币政策, 利率对产出缺口的反应曲线(见图 7)形象地说明了这一点。图

^① 除 1993—1996 年个别数据计算的 $1 - [\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi] \tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi]$ 小于 0, 其余样本的计算结果均大于 0。同时, 本文还将 $1 - [\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi] \tanh[\varphi_\pi(\pi_t - \pi^*) / \sigma_\pi] < 0$ 对应的样本剔除, 对模型进行线性检验及参数估计, 均未对估计和检验结果造成显著影响。下文绘制的利率对通胀缺口的反应曲线将奇异值剔除。

7 表明当实际产出与潜在产出出现反向偏离时,中央银行将实施反周期调控,即实施扩张性的货币政策促使实体经济回调,减小产出缺口的大小,而实际产出与潜在产出出现正向偏离时,中央银行实施反周期调控的压力不大,不一定采取反周期的调控模式,甚至采取顺周期的调控,即产出缺口较高时,利率反而下调,这正是我国中央银行存在规避经济收缩偏好的外在表现。另外,在我国产出缺口较大时,中央银行没有采取更加严厉的反周期调控,即调高利率抑制产出缺口的进一步扩大,与国外热钱涌入,维持我国外汇市场稳定有直接关系。

四、主要结论及政策含义

本文首先对中央银行规避价格通胀偏好和规避经济收缩偏好进行理论分析,在此基础上,对名义利率关于通胀缺口和产出缺口的调整特征与中央银行的非对称偏好之间的内在关联机制进行理论推导。结果发现若利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凸函数,则中央银行存在规避价格通胀偏好,若利率反应函数是关于通胀缺口和产出缺口的凹函数,则中央银行存在规避经济收缩偏好。通过构建双曲正切平滑迁移回归模型拟合利率对通胀缺口以及产出缺口的反应曲线,进一步对中央银行的非对称偏好进行了识别,并得到如下两个主要结论。

第一,利率对通胀缺口以及产出缺口的反应存在非线性特征。首先对基于双曲正切平滑迁移回归模型的利率反应函数进行线性检验,结果发现利率对通胀缺口以及产出缺口的反应存在明显的非线性特征,进一步对双曲正切平滑迁移回归模型进行参数估计同样证实了这一点。参数 β_1^* 和 β_2^* 均在 10% 的显著性水平下显著,并小于 0,表明利率反应函数是通胀缺口和产出缺口的凹函数。

第二,中央银行存在明显的非对称偏好。通过对基于双曲正切平滑迁移回归模型的非线性货币政策规则进行参数估计,发现名义利率是通胀缺口和产出缺口的凹函数,表明中央银行存在规避经济收缩偏好,即与正向的产出缺口相比,中央银行更厌恶反向的产出缺口。因此,当我国经济出现滞胀的情形时,中央银行将着重参照产出缺口实施货币政策。

上述实证结果表明,在经济衰退期中央银行货币政策操作存在明显的反周期特征,即当实际产出与潜在产出发生反向偏离时,中央银行将实施扩张性的货币政策避免产出缺口的进一步扩大。2007 年下半年美国次贷危机引发国际金融危机,中国政府实施了一系列的积极财政政策,刺激经济止跌回暖并率先从国际金融危机中摆脱出来,但我国经济并未重返过去的经济增长“快车道”,而是进入经济增长“新常态”,未来我国 GDP 增速也不会维持在高速增长的状态。尽管我国主动调低了 GDP 增速的目标,但现阶段产出缺口仍然面临负向调整的压力,期间中央银行实施了一系列扩张性货币政策进行积极的反周期调控,2012 年至今已连续八次下调商业银行存贷款基准利率,六次普降、四次定向下调存款准备金率(截至 2015 年 10 月 31 日),并进行了多次公开市场逆回购操作,上述积极的反周期调控恰好是我国中央银行规避经济收缩偏好的外在表现。

而当实际产出与潜在产出发生正向偏离时,存在规避经济收缩偏好的中央银行实施反周期调控的压力不大,特别是在经济过热的特殊时期(如 2007 年左右),考虑到此时利率已经偏高,若继续实施紧缩性货币政策,将导致国外热钱继续涌入,引起外汇市场波动,并引发国内通货膨胀,此时中央银行并未实施紧缩性货币政策。因此在经济衰退期,价格型货币政策在拉动经济增长、缩小产出缺口方面发挥重要作用;但在经济扩张期,特别是经济过热期,中央银行价格型货币政策工具的作用将受到一定影响,此时还需辅以数量型货币政策工具进行补充。

参考文献

- 林建浩、王美今,2013:《中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析》,《经济学(季刊)》第2期。
刘明志,2006:《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适用性》,《金融研究》第1期。

- 陆军、钟丹, 2003:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第8期。
- 孟庆斌、范为、靳晓婷、吴慧纹, 2014:《“控通胀”还是“保增长”——我国货币政策非线性反应规则研究》,《管理评论》第9期。
- 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。
- 谢平、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。
- 杨英杰, 2002:《泰勒规则与麦勒姆规则在中国货币政策中的检验》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 张小宇, 2013:《非线性货币政策规则的理论分析与实证研究》, 博士论文, 吉林大学。
- 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。
- 周小川, 2013:《新世纪以来中国货币政策的主要特点》,《中国金融》第2期。
- Barro, R. J., and D. B. Gordon, 1983, “A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model”, *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 589—610.
- Castelnuovo, E., L. G. Greco, and D. Raggi, 2008, “Estimating Regime-Switching Taylor Rules with Trend Inflation”, Bank of Finland Research Discussion Paper, No. 20.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1998, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence”, *European Economic Review*, Vol. 42, 1033—1067.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1999, “The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Literature”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, 1661—1707.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 2000, “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, 147—180.
- Cukierman, A., and S. Gerlach, 2003, “The Inflation Bias Result Revisited: Theory and Some International Evidence”, *Manchester School*, Vol. 71, 541—565.
- Cukierman, A., and A. Muscatelli, 2007, “Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States”, *BE Journal of Macroeconomics*, Vol. 8, 1—35.
- 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*, Vol. 49, 485—503.
- Fan, S.-K. S., and T.-Y. Lee, 2013, Using Hyperbolic Tangent Function for Nonlinear Profile Monitoring, Proceedings of the Institute of Industrial Engineers Asian Conference, Taiwan, Republic of China: Springer Science + Business Media Singapore.
- Granger, C. W., and T. Teräsvirta, 1993, *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Kydland, F. E., and E. C. Prescott, 1977, “Rules rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans”, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, 473—492.
- Lamarche, J. F., and Z. Koustasy, 2012, “Estimation of a Nonlinear Taylor Rule Using Real-Time US Data”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 16, 1—25.
- Mishkin, F., and A. Posen, 1998, “Inflation Targeting: Lessons from Four Countries”, NBER Working Paper, No. 6126.
- Muscatelli, V. A., and C. Trecroci, 2000, “Central Bank Goals, Institutional Change and Monetary Policy: Evidence from the US and UK”, University of Glasgow Working Paper, No. 10.
- Nobay, A. R., and D. A. Peel, 1998, “Optimal Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences”, London School of Economics Discussion Paper, No. 306.
- Petersen, K., 2007, “Does the Federal Reserve Follow a Non-Linear Taylor Rule?”, University of Connecticut Economics Working Papers, No. 37.
- Ruge-Murcia, F. J., 2003a, “Does the Barro-Gordon Model Explain the Behavior of US Inflation? A Reexamination of the Empirical Evidence”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, 1375—1390.
- Ruge-Murcia, F. J., 2003b, “Inflation Targeting under Asymmetric Preferences”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 35, 763—785.
- Sussman, N., 2007, “Monetary Policy in Israel, 1986—2000: Estimating the Central Bank’s Reaction Function”, in Liviatan, N. and Barkai, H. (eds), *The Bank of Israel: Volume II, Selected Topics in Israel’s Monetary Policy*, Oxford, New-York: Oxford University Press.
- Svensson, L. E. O., 1999, “Inflation Targeting: Some Extensions”, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 101, 337—361.
- Taylor, J. B., 1993, “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, 195—214.
- Teräsvirta, T., and H. M. Anderson, 1992, “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, 119—136.

(下转第 53 页)

House Prices and Business Cycle in China: A DSGE Analysis

He Qing^a, Qian Zongxin^a and Guo Junjie^b

(a: School of Finance, Renmin university of China;

b: Department of Economics, Indiana University at Bloomington)

Abstract: We investigate the interactions between the real estate market and the business cycle volatility in China over the past two decades. A Bayesian DSGE model with nominal stickiness and collateral constraints is estimated. It is found that shocks from the housing market (e. g. , loan-to-value ratio and housing preference shocks) affect the macroeconomy of China. The interactive feedback between credit constraints and housing prices amplifies the impact of various economic shocks, which plays an important role in explaining Chinese business cycle volatility. The empirical results suggest that government should rely on market-oriented measures to influence the real estate market, as well as enforce differential credit policies for rigid demand and speculative demand on house.

Key Words: House Prices; Business Cycle; DSGE

JEL Classification: E32, E42, R31

(责任编辑:郑 健)(校对:梅 子)

(上接第 40 页)

Patterns and Ways of Recession Avoidance Preferences and Inflation Avoidance Preferences in Central Bank

Liu Jinquan and Zhang Xiaoyu

(Quantitative Research Center of Economic Business, Jilin University)

Abstract: In this paper, we analyze the relationship between the adjustment mechanism of nominal interest to inflation gap (output gap) and the asymmetric preference of central bank, taking into account the recession avoidance preferences and inflation avoidance preferences of central bank. On this basis, we test the linearity of monetary policy rule, and then we estimate the smooth transition regression model of monetary policy rule, which transition function is hyperbolic tangent function. We find that the monetary policy rule is obvious nonlinear and interest rate reaction function is a concave function of the inflation gap and the output gap. On this basis, we test the type of central bank's asymmetric preferences and find recession avoidance preferences exists when central bank implements monetary policies.

Key Words: Monetary Policy; Inflation; Output Gap; Nominal Interest Rate

JEL Classification: C51, E52, E61

(责任编辑:陈小亮)(校对:梅 子)