
规则型货币政策与经济周期的 非线性关联机制研究

张小宇 刘金全*

内容提要 本文对泰勒规则模型进行门限效应检验,发现利用 GDP 累计同比增速作为门限变量时,货币当局针对通货膨胀缺口和产出缺口调整名义利率存在明显的门限效应。在经济收缩期货币当局主要针对产出缺口调整名义利率,而在经济扩张期则主要针对通胀缺口调整名义利率。为考察在经济周期不同阶段货币政策对实际产出和通货膨胀的效应,本文在门限泰勒规则模型的基础上,构造了货币政策的马尔可夫区制转移理性预期模型,并计算了实际产出和通货膨胀对货币政策冲击的脉冲响应函数。结果发现,在经济周期的不同阶段,实际产出和通货膨胀对货币政策的反应存在明显的非对称性。在经济扩张期,紧缩性的货币政策对实际产出和通货膨胀的抑制效应高于在经济收缩期扩张性货币政策对实际产出和通货膨胀的拉动效应。

关键词 货币政策 经济周期 门限回归模型

一 引言

尽管理论界对相机抉择型和规则型货币政策优劣的研讨一直存在,但大量经验研究证实各国货币当局大都执行规则型货币政策。Taylor(1993)用一个简单的线性规则模型来刻画和描述美联储的货币政策操作,并利用 1984~1992 年的样本数据拟合

* 张小宇、刘金全:吉林大学商学院 吉林大学数量经济研究中心 130012 电子邮箱:xiao_yu@jlu.edu.cn, jqliu1964@yahoo.com.cn。

本文为国家社科基金重大项目(10zd&006)、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2013ZZ029)的阶段性成果。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,当然,文责自负。

这一规则。结果发现,除 1987 年由于美联储对股灾做出反应,利率规则值与实际值偏差较大外,这种简单的线性规则能够很好地捕捉美联储货币政策的实际操作,说明美联储的货币政策操作是按照规则来进行的。Sauer 和 Sturm(2007)通过构建滞后性的泰勒规则,发现欧洲货币当局针对通胀缺口调整名义利率的证据,但由于名义利率对通胀缺口的调整参数小于 1,表明该货币政策规则是不稳定的货币政策规则,在此基础上 Sauer 和 Sturm(2007)对模型进行了改进,估计了前瞻性的货币政策规则,结果发现欧洲货币当局主要针对预期通胀缺口调整名义利率,并且此时的货币政策规则是稳定的货币政策规则。中国学者同样也发现中国货币当局执行规则型货币政策的证据,谢平和罗雄(2002)运用历史分析法和反应函数法对中国货币当局货币政策操作的规则性行为进行了经验检验,通过比较利率的泰勒规则值和利率的实际值,发现泰勒规则可以很好地衡量中国货币政策,表明泰勒规则能够为中国货币政策提供一个参照尺度,衡量货币政策的松紧。陆军和钟丹(2003)运用协整分析方法对中国泰勒规则的具体形式进行了估计。结果发现泰勒规则不仅可以恰当地描述利率的具体走势,而且还可以充当中国货币当局货币政策的决策依据。卞志村(2006)分别运用广义矩方法及协整检验方法对泰勒规则在中国的适用性进行了经验检验。张屹山和张代强(2007)构造一个前瞻性货币政策反应函数,从市场利率(同业拆借利率)、管制利率(存贷款利率)以及两者利差三个层次,通过该反应函数对中国货币政策进行经验检验。结果发现,该反应函数能够很好地描述同业拆借利率、存贷款利率以及两者利差的具体走势。

尽管上述学者对中国中央银行的货币政策规则进行了大量的经验研究,但线性泰勒规则在中国的适用性方面研究分歧较大。正是基于以上原因,本文将对线性泰勒规则模型进行扩展,通过引入中央银行的非对称偏好,具体分析非线性货币政策规则的形成机理,在此基础上通过构造两区制门限泰勒规则模型,对中国货币政策规则的非线性机制及非线性泰勒规则在中国的适用性进行经验检验。考虑到中国并未对潜在产出和产出缺口进行测算和公布,货币当局在执行货币政策时主要参照国家统计局测算并公布的 GDP 数据,因此将 GDP 累计同比增速作为门限变量,对两区制门限泰勒规则模型进行门限效应检验。在门限效应检验的基础上,估计门限泰勒规则模型,考察在经济周期不同阶段中国货币当局的货币政策规则是否存在区制转变。

另外,考虑货币政策在经济周期不同阶段可能存在区制转变。Gerlach(2000)、Bec 等(2002)、Nobay 和 Peel(2003)、Ruge - Murcia(2002、2004)以及 Cukierman 和 Gerlach(2003)等认为在经济周期的不同阶段货币当局所面临的损失函数可能是不同

的,与经济扩张期相比,在经济收缩期货币当局可能面临因经济衰退以及失业率增加等带来的政治压力,进而影响其对货币政策的制订和执行。Rabanal(2004)对美联储的货币政策规则进行了门限效应检验,结果发现美联储在经济收缩期主要针对实际产出调整名义利率。张屹山和张代强(2008)通过构建线性货币政策规则模型和非线性门限回归货币政策规则模型,从市场利率和管制利率两方面对中国的利率规则进行了研究,并利用货币供给增速对中国的货币政策规则进行了区制划分,结果发现在高货币供给增长区制,货币政策规则模型中各变量系数值高于低货币供给增长区制的系数值。中国人民银行营业管理部课题组(2009)采用二阶逻辑平滑迁移回归模型(LSTR2)发现中国货币政策也存在非线性调整特征。另外,贾俊雪(2012)也对中国的货币政策以及税收规则进行了非线性的经验研究。

尽管上述学者对中国的非线性货币政策规则进行检验,但并未在非线性货币政策规则背景下考察货币政策效应的非线性及非对称性。本文在门限泰勒规则模型的基础上,构造了货币政策的马尔可夫区制转移理性预期模型,通过求解该理性预期模型的前瞻解,计算了该模型的脉冲响应函数,测度实际产出、通货膨胀以及名义利率在经济周期不同阶段对总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击的反应,考察在经济周期不同阶段货币政策、实际产出和通货膨胀之间非线性和非对称的关联机制。

二 货币政策规则与经济周期非线性关联机制的理论分析

货币政策规则研究的理论框架及其研究思路通常可以表述为如下的过程:即在IS曲线(或总需求曲线)以及菲律普斯曲线(总供给曲线)的约束下,通过最小化货币当局的损失函数,得到名义利率关于通胀缺口和产出缺口的解析表达式,也称为利率反应函数,并将此函数称为货币政策规则。

Kim等(2005)认为当货币当局的偏好由非二次损失函数描述,或者总供给函数为凸函数时,货币当局的货币政策操作将表现出非线性及非对称性特征。Boinet和Martin(2008)在线性指数损失函数的基础上,增加产出缺口和通胀缺口的指数项参数,同时捕捉货币政策规则的非对称性和惰性行为,具体的损失函数形式为:

$$L_t = \frac{1}{\beta_\pi \alpha_\pi^2} \{ \exp[\alpha_\pi (\pi_t - \pi^*)^{\beta_\pi}] - \alpha_\pi (\pi_t - \pi^*)^{\beta_\pi} - 1 \} + \varphi \frac{1}{\beta_y \alpha_y^2} [\exp(\alpha_y \tilde{y}_t^{\beta_y}) - \alpha_y \tilde{y}_t^{\beta_y} - 1] + \frac{\theta}{2} (R_t - \bar{R})^2 \quad (1)$$

其中, $t = 1, 2, \dots, T$, 表示时期, T 为样本观测值个数, L_t 表示 t 期货币当局的福利损失, π_t 为 t 期的通货膨胀率, π^* 表示目标通货膨胀率(下文简称目标通胀率), 于是 $\pi_t - \pi^*$ 表示通胀缺口, \tilde{y}_t 表示产出缺口, R_t 表示名义利率, \bar{R} 表示均衡利率, φ 为施加在产出缺口上的相对权重, $\theta/2$ 为施加在利率上的相对权重。整数参数 β_π 和 β_y 为通胀缺口和产出缺口的指数项参数, 决定损失函数的惰性属性和非对称属性。参数 α_π 和 α_y 为变量 $(\pi_t - \pi^*)^{\beta_\pi}$ 和 $y_t^{\beta_y}$ 的系数, 决定损失函数的斜率和非对称的幅度。

上述损失函数嵌套着一些熟悉的损失函数形式。当 $\beta_\pi = \beta_y = 1$, $\alpha_\pi \rightarrow 0$, $\alpha_y \rightarrow 0$ 时, 上述损失函数为二次损失函数。二次损失函数具有两个明显的特点。首先, 该损失函数是对称的, 实际产出(通货膨胀)相对于潜在产出(目标通胀率)相同幅度的正向和反向偏离对货币当局福利损失的影响是相同的。其次, 该损失函数没有惰性区域(zone-like), 所谓惰性区域是指货币当局允许目标变量(如实际产出、通货膨胀等)在均衡水平(对应潜在产出和目标通胀率等)的一定范围内波动。这就表明存在一个货币政策反应的惰性区域, 当目标变量在这个较小的惰性区域内波动时, 货币当局可能不需要采取任何的调控措施。而一旦目标变量的波动超过惰性区域, 则货币当局可能采取相应的政策手段来干预目标变量的波动。另一方面, 由于过高的通货膨胀以及过低的实际产出均可能对经济带来诸多不利影响, 而较低的通货膨胀及较高的实际产出对经济的影响则相对较轻。因此, 控制通货膨胀以及实际产出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胀率以及实际产出低于潜在产出时, 货币政策对其反应要比通货膨胀低于目标通胀率以及实际产出高于潜在产出时更强烈。由此可见, 即使货币政策操作过程中存在规则性, 但是其规则性的实施仍然依赖相应目标变量的波动区域。

当 $\beta_\pi = \beta_y = 1$, 则退化成非对称的线性指数损失函数(linear exponential loss function, 简称 Linex 损失函数)。与二次损失函数相比, Linex 损失函数具有如下几个特性。第一, 该损失函数对正负产出缺口(通胀缺口)施加了不同的权重, 考虑参数 λ_y 大于 0 的情形, 当出现负的产出缺口(通胀缺口)时, 上述损失函数的线性部分 $\lambda_y \tilde{y}_t$ ($\lambda_\pi (\pi_t - \pi^*)$) 是影响损失函数的主要成分, 而当出现正的产出缺口(通胀缺口)时, 指数项部分 $\exp(\lambda_y \tilde{y}_t)$ ($\exp(\lambda_\pi (\pi_t - \pi^*))$) 则是影响损失函数的主要部分; 第二, 该损失函数不仅存在强度上的非对称性, 而且存在方向上的非对称性; 第三, 线性指数损失函数嵌套着二次损失函数, 当偏好系数 $\lambda \rightarrow 0$ 时, 上述线性指数损失函数退化为二次损失函数。

当参数 β_y (β_π) 取奇数时, 损失函数对实际产出 (通货膨胀) 的反应是非对称的; 当参数 β_y (β_π) 取偶数时, 损失函数对实际产出 (通货膨胀) 的反应是对称的; 当参数 β_y (β_π) 取大于 1 的整数时, 损失函数对实际产出 (通货膨胀) 的反应存在惰性区域。由于在惰性区域内, 实际产出 (通货膨胀) 的边际损失为 0。因此, 当实际产出 (通货膨胀) 位于惰性区域时, 货币当局并不采取相应的货币政策调控产出 (价格)。

参照 Lubik 和 Schorfheide (2004)、Davig 和 Leeper (2007)、Farmer 等 (2011) 以及 Kazanas 等 (2011), 将 IS 曲线与总供给曲线分别设定为如下的形式:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \delta^{-1} (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t^D \quad (2)$$

$$\pi_t = \vartheta E_t \pi_{t+1} + \kappa \tilde{y}_t + \mu_t^S \quad (3)$$

其中 δ^{-1} 测度跨期替代弹性, ϑ 测度预期通货膨胀对当期通货膨胀的影响, 总供给曲线的斜率参数 $\kappa = \delta(1 - \omega)(1 - \vartheta\omega)/\omega$, 用来测度价格调整频度的函数 (Calvo, 1983), ω 用于捕捉经济中价格粘性的程度, ω 越小, 对应的 κ 越大, 表示价格调整越灵活。 μ_t^S 、 μ_t^D 分别为总供给冲击和总需求冲击。 E 为期望算子, $E_t \tilde{y}_{t+1}$ 和 $E_t \pi_{t+1}$ 分别表示在 t 期给定信息下对 $t+1$ 期产出缺口和通货膨胀的预期。

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曲线与 IS 曲线的约束下, 通过最小化损失函数, 选择名义利率。即:

$$\min_{\{R_t\}_{t=1}^{\infty}} E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j L_{t+j} \quad (4)$$

其中, ϕ 为贴现因子。通过求解上述优化问题, 可以得到最优利率为:

$$R_t^* = \alpha_0 + \beta E_{t-1} [(\pi_t - \pi^*) F(\pi_t - \pi^*)] + \lambda E_{t-1} [\tilde{y}_t F(\tilde{y}_t)] \quad (5)$$

其中, R_t^* 表示最优利率, $\alpha_0 = \bar{R}$, $\beta = \kappa/\delta\theta$, $\lambda = \varphi/\delta\theta$, $F(\tilde{y}_t) = \tilde{y}_t^{\beta_y - 2}$ $\{[\exp(\alpha_y \tilde{y}_t^{\beta_y}) - 1]/\alpha_y\}$, $F(\pi_t - \pi^*) = (\pi_t - \pi^*)^{\beta_\pi - 2} \{[\exp(\alpha_\pi (\pi_t - \pi^*)^{\beta_\pi}) - 1]/\alpha_\pi\}$ 。上式可以看作货币政策规则, 只不过是针对产出缺口和通胀缺口的非线性货币政策规则。当 β_y (β_π) 取奇数时, 利率对产出缺口 (通胀缺口) 的调整表现出非对称性; 当 β_y (β_π) 取大于 1 的整数时, 利率对产出缺口 (通胀缺口) 的调整还将存在惰性区域。式 (5) 表示的货币政策规则还嵌套着线性泰勒规则模型, 当 $\alpha_y \rightarrow 0$, $\alpha_\pi \rightarrow 0$, 且 $\beta_y = \beta_\pi = 1$ 时, $F(\tilde{y}_t) \rightarrow 1$, $F(\pi_t - \pi^*) \rightarrow 1$, 此时式 (5) 退化为前瞻性泰勒规则模型的形式:

$$R_t^* = \alpha_0 + \beta E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + \gamma E_{t-1} \tilde{y}_t \quad (6)$$

若货币当局在制订货币政策时主要参照事后的产出缺口和通胀缺口, 则对应的后

顾性泰勒规则可表示为:

$$R_t^* = \alpha_0 + \beta(\pi_{t-1} - \pi^*) + \lambda \tilde{y}_{t-1} \quad (7)$$

本文下一部分将在线性泰勒规则模型基础上,通过构造门限泰勒规则模型对货币政策规则的非线性及非对称性进行检验。考虑到经济周期的划分方式存在差异,因此可选择如下三个方案检验中国货币政策规则与经济周期的非线性关联机制。第一种方案,首先利用 GDP 增长率数据,采用峰-谷拐点的方法对中国经济周期进行划分,然后分别估计每个经济周期内的货币政策规则,进而考察不同经济周期内中国中央银行货币政策操作的特征,但单个经济周期包含的样本容量较小,小样本条件下得到的货币政策规则缺乏稳健性。第二种方案,首先利用时间序列的趋势分解方法分离出长期趋势,然后利用周期成分作为门限变量,并估计门限货币政策规则模型,考察中国货币政策规则与经济周期之间的非线性关联,但考虑到使用不同时间序列的趋势分解方法得到的周期成分存在差异,且中央银行也未公布中国的潜在 GDP,利用时间序列的趋势分解方法得到的周期划分还没有达成共识,因此利用该方法得到的结论也缺乏可信性。第三种方案,直接利用 GDP 累计同比增速数据作为门限变量,得到的门限值即可以测度中国经济增长长期趋势,同时可以作为划分经济扩张期和收缩期的基准。另外,国家统计局定期公布 GDP 累计同比增速数据,是中央银行制订货币政策的重要参考,也是公众判断经济形势的重要依据,因此本文选择第三种方案考察货币政策与经济周期的非线性关联机制。

三 基于门限回归模型的非线性泰勒规则模型的构建

泰勒规则(Taylor Rule)是指货币当局为保持物价稳定和经济平稳增长而遵循的一种特定的货币政策规则。货币政策的这种规则型特征最早由美国经济学家约翰·泰勒发现,故人们将其称为泰勒规则(Taylor,1993)。

(一) 货币政策规则的利率平滑

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下降(Clarida 等,1999),货币当局在调整利率时通常存在平滑行为。研究表明,在泰勒规则方程中引入利率平滑因素后,较之原来简单的泰勒规则能够更好地解释中国短期名义利率的动态变动(王建国,2006)。考虑利率平滑后,利率动态可表示为:

$$R_t = (1 - \rho)R_t^* + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

其中, R_t 为名义利率, μ_t 为随机误差项, $\rho \in [0, 1]$ 为利率平滑参数,该参数越

大,表明货币当局利率调整越平滑。将式(7)代入到式(8)中,得到带有利率平滑的货币政策规则模型为:

$$R_t = (1 - \rho)[\alpha_0 + \beta(\pi_{t-1} - \pi^*) + \lambda \tilde{y}_{t-1}] + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

上式中,由于中国货币当局并没有明确给出通货膨胀目标值,因此需要对未观测的目标通胀率进行处理,处理未观测的目标通胀率的方法主要有如下几种:

1. 将目标通胀率作为未知参数进行估计,如 Siklos 和 Wohar(2005)以及郑挺国和刘金全(2010)的研究;

2. 利用国家发展和改革委员会每年向人大提交《关于××年国民经济和社会发展规划执行情况与下一年国民经济和社会发展规划草案的报告》中对下一年 CPI 的控制目标值作为通货膨胀率的目标值,如刘金全和张小宇(2012)的研究;

3. 将目标通胀率 π^* 归并至截距项中统一估计,如 Boivin(2006)以及张小宇和刘金全(2010)的研究。

考虑到估计通货膨胀目标值并不是本文研究的重点,因此本文将采用第三种处理方法,此时式(9)可表示为:

$$R_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_{t-1} + \lambda \tilde{y}_{t-1}] + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

其中 α 为参数 α_0 、 β 和目标通胀率 π^* 的函数,即 $\alpha = \alpha_0 - \beta\pi^*$ 。

(二)两区制门限泰勒规则模型

1. 两区制门限泰勒规则模型的设定

假设在经济周期的不同阶段货币当局的利率调整机制发生改变,即货币当局在经济扩张期和经济收缩期按照不同的规则调整名义利率,此时可利用两区制门限回归模型刻画货币当局的上述行为:

$$R_t = [(1 - \rho_1)(\alpha_1 + \beta_1\pi_{t-1} + \lambda_1 \tilde{y}_{t-1}) + \rho_1 R_{t-1}] 1(s_{t-1} \leq \gamma) + [(1 - \rho_2)(\alpha_2 + \beta_2\pi_{t-1} + \lambda_2 \tilde{y}_{t-1}) + \rho_2 R_{t-1}] 1(s_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中, $1(s_{t-1} \leq \gamma)$ 和 $1(s_{t-1} > \gamma)$ 为示性函数,当 $s_{t-1} \leq \gamma$ 时, $1(s_{t-1} \leq \gamma) = 1$, $1(s_{t-1} > \gamma) = 0$; 当 $s_{t-1} > \gamma$ 时, $1(s_{t-1} \leq \gamma) = 0$, $1(s_{t-1} > \gamma) = 1$ 。门限变量 s_{t-1} 取测度经济周期的宏观经济变量, α_1 、 β_1 、 λ_1 和 ρ_1 以及 α_2 、 β_2 、 λ_2 和 ρ_2 分别为泰勒规则模型在区制 1(经济收缩期)和区制 2(经济扩张期)的参数,其中 β_1 和 λ_1 以及 β_2 和 λ_2 分别测度在经济收缩期和经济扩张期名义利率对通胀缺口和产出缺口的反应。

对于上述模型,可选取产出缺口、实际产出、通货膨胀等测度经济周期的宏观经济

变量作为门限变量,但由于中国货币当局并没有对产出缺口进行测算,考虑到国家统计局定期公布国内生产总值(GDP)累计同比增速(gy_{t-d}),因此我们将GDP累计同比增速作为门限泰勒规则模型的候选门限变量,用于测度和描述中国经济周期的更迭。^①

2. 数据描述

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

(1)名义利率。在利率市场化条件下,市场化利率对货币政策的影响机制及规则型货币政策的实施可表述为:中央银行设定目标利率→央行的公开市场操作(发行央票、债券回购等)→央票利率和债券回购利率变化→银行间市场利率变化→金融市场利率变化→消费和投资变化→产出和物价变化→中央银行目标利率的调整。

首先,中央银行根据事先制订的货币政策规则设定目标利率,然后中央银行按照设定的目标利率通过发行央票、债券的正逆回购等公开市场操作影响央票和债券回购利率,进一步影响银行间同业拆借利率和金融市场利率,市场利率的变动将影响民众的储蓄及企业的投资成本,进而影响消费和投资,最终对产出和物价产生影响。中央银行则根据产出和物价的变动情况,判断实际产出与潜在产出的偏离以及通货膨胀和目标通货膨胀的偏离情况,根据货币政策规则重新制订下一轮货币政策调控的目标利率。

在上述货币政策传导机制中,最为关键的环节即为货币政策的中介变量(银行间同业拆借利率和市场利率)与工具变量及最终目标变量间的传导渠道是否畅通。中国的货币政策框架正式引入货币供应量中介目标始于1996年,尽管货币供应量作为中介目标对中国货币政策的调控起到了一定的积极作用。然而,在现实运作中,却出现较多问题。诸如:货币供应量与宏观经济指标的相关性有所降低,货币供应量的可控性降低,货币供应量的统计不完全等问题。早在2005年,央行行长周小川就曾表示,随着中国经济市场化程度的提高,央行货币政策应更多地加强对价格型工具的运用,降低对数量型工具的依赖。银行间同业拆借利率已成为中国金融市场上重要的基准性利率,能够对物价水平和产出缺口变化及时反应,中央银行调控对市场利率有显著的传导和影响作用,货币市场利率与贷款加权平均利率走势之间也较为吻合。表明中国中央银行已具备较强的引导和调控市场利率的能力。刘明志(2006)通过对中国1996年至2005年银行间同业拆借和债券回购交易分析,认为7天期银行间同业拆借

^① 我们还考虑采用中国经济景气指数观测中心提供的经济景气先行指数和一致指数作为门限变量,与利用 gy_{t-d} 作为门限变量得到的模型检验结果与估计结果是一致的。

和债券回购交易比例较高,并且利率走势比较平稳。

综上所述,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。^①1996年第1季度至2012年第1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(<http://www.pbc.gov.cn>)公布的月度数据计算得到。具体的计算过程可参见刘金全和张小宇(2012)以及张小宇和刘金全(2012)。

(2)通胀缺口。本文通货膨胀数据根据消费价格指数(CPI)数据计算得到。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(<http://www.stats.gov.cn>)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。为避免季节成分对模型估计产生影响,我们利用EView6.0软件,利用X12季节调整模块的乘法模型对季度CPI进行了季节调整,其中,季节滤波和趋势滤波分别采用X12提供的程序自动确定。然后,利用公式 $\pi_t = (CPI_t - 1) \times 100\%$,得到季度通货膨胀率。

(3)产出缺口。本文产出缺口数据采用H-P滤波方法得到。首先,利用累计GDP季度增长率数据和2000年的名义累计GDP(数据来源于《中国经济景气月报》各期)计算出以2000年为基期的实际累计GDP,并将实际累计GDP数据转化为实际季度GDP。与CPI数据的季节调整过程相似,利用Eviews6.0软件中X12季节调整模块的乘法模型,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 \tilde{y}_t :

$$\tilde{y}_t = 100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$$

名义利率、季节调整后的通货膨胀率、GDP累计同比增速以及产出缺口数据见图1-a至图1-d所示。

3. 泰勒规则模型的门限效应检验

与线性回归模型相比,式(11)表示的门限回归模型是否能够更好地捕捉到真实数据的生成机制?这就需要式(11)进行门限效应检验,即线性检验,检验原假设和备择假设分别为:

$$\begin{cases} H_0: \theta_1 = \theta_2 \\ H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \end{cases} \quad (12)$$

其中 $\theta_1 = (\alpha_1, \beta_1, \lambda_1, \rho_1)$, $\theta_2 = (\alpha_2, \beta_2, \lambda_2, \rho_2)$ 。对于上述检验,由于在原假设成

^① 本文没有选择商业银行存贷款利率作为名义利率的代理变量,是由于中国存贷款利率调整频率较低,数据变异性差,进而影响模型的估计效果。

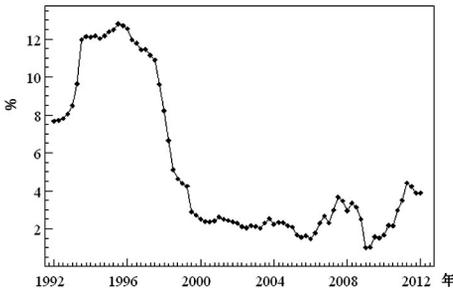


图 1-a 名义利率

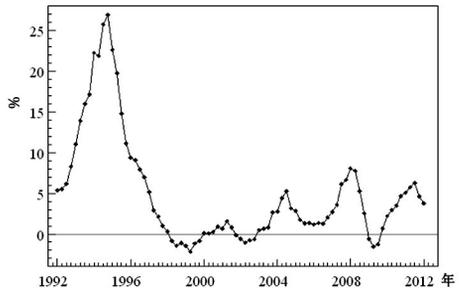


图 1-b 通货膨胀率

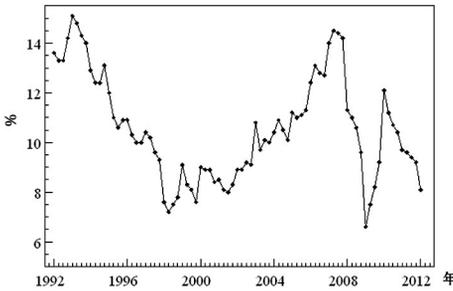


图 1-c GDP 累计同比增速

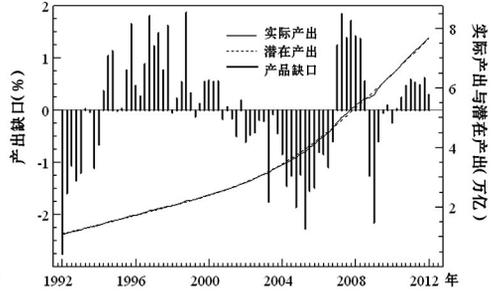


图 1-d 样本数据

图 1 样本数据

立条件下,门限参数不可识别,因此拉格朗日乘子检验(LR)以及沃尔德(Wald)检验等约束检验统计量没有标准的渐近分布(Andrews, 1994)。在误差项 ε_i 独立同分布,并且同方差的假设条件下,Hansen(1996)给出了门限检验的近似最优检验功效(near-optimal power)的 F 统计量:

$$F = \frac{T(\hat{\sigma}^2 - \tilde{\sigma}^2)}{\hat{\sigma}^2} \quad (13)$$

其中,T 表示样本容量, $\tilde{\sigma}^2$ 为原假设成立条件下,式(11)的误差项方差估计值,即线性泰勒规则模型误差项方差估计值,而 $\hat{\sigma}^2$ 则为式(11)无约束误差项方差估计值,即门限回归模型误差项方差估计值。从式(13)不难看出,F 统计量是门限回归模型误差项方差估计值 $\hat{\sigma}^2$ 的单调递减函数。因此,在门限参数估计值 $\hat{\gamma}$ 处,F 统计量取最大值,即:

$$F = \sup_{\gamma \in \Gamma} (F(\gamma)) \quad (14)$$

其中 $F(\gamma) = [T(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2(\gamma))] / \hat{\sigma}^2(\gamma)$, 由于在原假设成立的条件下,门限参数

γ 不可识别,因此上述 F 统计量并不具有标准的分布形式,Hansen(1996)利用 bootstrap 方法模拟了上述 F 统计量的渐近分布。

若模型存在条件异方差,则需要采用 Wald 统计量替换上述 F 统计量,对于上述模型的门限效应检验,给定门限参数 γ ,对应 Wald 统计量为:

$$W(\gamma) = (\hat{R}\hat{\beta}(\gamma))' [R(M(\gamma)^{-1}V(\gamma)M(\gamma)^{-1})R']^{-1}\hat{R}\hat{\beta}(\gamma) \quad (15)$$

其中 R 为对应的系数约束矩阵, $M(\gamma) = \sum_{i=1}^T x_i(\gamma)x_i(\gamma)'$, $V(\gamma) =$

$$\sum_{i=1}^T x_i(\gamma)x_i(\gamma)'\hat{\varepsilon}_i^2, x_i(\gamma) \text{ 为门限回归模型的解释变量矩阵, } \hat{\beta}(\gamma) \text{ 为门限回归模型系$$

数向量的估计值。同理,上述 Wald 统计量 $W(\gamma)$ 也在门限参数 $\gamma = \hat{\gamma}$ 处取最大值,即:

$$W = \sup_{\gamma \in I} (W(\gamma)) \quad (16)$$

上述 Wald 统计量也不具有标准的渐近分布,同样需要采用 bootstrap 抽样方法进行统计推断。

选择 GDP 累计同比增速 gy_{t-d} 作为门限变量,最大的延迟滞后阶数 d 设定为 12 阶,分别利用基于同方差假设的 F 检验(supF 检验)和基于异方差修正的 Wald 检验(supW 检验)对模型是否存在门限效应进行检验,检验结果见表 1 所示。^①

从表 1 可以看出,对于 supF 检验,除 GDP 累计同比增速 gy_t 的滞后 5 阶作为门限变量时,不能在 1% 的显著性水平下拒绝模型不存在门限效应的原假设外(对应的显著性概率为 0.016),GDP 累计同比增速 gy_t 的其余滞后阶作为转移变量时,均能在 1% 的显著性水平下拒绝模型不存在门限效应的原假设。而对于 supW 检验,GDP 累计同比增速 gy_t 的 1 至 12 阶滞后作为转移变量时,均能在 1% 的显著性水平下拒绝模型不存在门限效应的原假设。考虑到中国货币当局在制订货币政策时通常参考上年的同期数据,因此我们将 gy_{t-4} 作为门限变量。

4. 两区制门限泰勒规则模型的估计

在估计两区制门限泰勒规则模型之前,作为对比我们首先对线性泰勒规则模型进行估计,考虑到泰勒规则模型工具变量和政策目标变量存在着相互影响即内生性问题,利用普通最小二乘法对模型进行估计可能导致估计结果有偏,因此我们采用广义

^① 在进行门限效应检验之前,我们还对样本期内名义利率、通胀缺口以及产出缺口序列进行了单位根检验,为避免因小样本数据导致 ADF 和 PP 检验出现“检验水平畸变”的问题,我们采用 KPSS 单位根检验方法对上述三个序列进行单位根检验,检验结果表明上述三个序列均不能在 10% 的显著性水平下拒绝序列平稳的原假设,表明上述三个序列为平稳的时间序列。感兴趣者,可向作者索取。

表 1 泰勒规则模型的门限效应检验

门限变量	SSE	supF 检验		supW 检验	
		F 统计量	P 值	W 统计量	P 值
gy_{t-1}	14.728	30.842	0.002	15.250	0.003
gy_{t-2}	13.895	30.695	0.002	14.056	0.009
gy_{t-3}	11.776	33.500	0.001	14.742	0.005
gy_{t-4}	14.705	28.429	0.003	16.182	0.001
gy_{t-5}	14.997	22.713	0.016	14.166	0.007
gy_{t-6}	14.168	27.081	0.005	15.278	0.003
gy_{t-7}	11.885	42.839	0.000	14.581	0.004
gy_{t-8}	12.960	32.682	0.001	16.174	0.000
gy_{t-9}	13.277	28.617	0.002	15.918	0.001
gy_{t-10}	12.458	34.491	0.001	16.714	0.000
gy_{t-11}	13.155	28.456	0.005	17.526	0.000
gy_{t-12}	12.560	30.239	0.003	18.419	0.000

说明: SSE 为最小残差平方和, supF 检验表示 F 检验, supW 检验为进行异方差修正的 Wald 检验, supF 检验和 supW 检验对应的 P 值均为利用 bootstrap 方法抽样模拟得到, 抽样次数为 10000 次。

矩估计方法(GMM)对式(10)表示的线性泰勒规则模型进行参数估计, 工具变量分别为通货膨胀、产出缺口、名义利率的 1 至 4 阶滞后, 估计结果见表 2 所示。^① 从表 2 的估计结果可以看出, 模型中通胀缺口的调整参数、利率平滑参数是高度显著的, 利率对通胀缺口的调整参数的估计值为 0.618, 表明当通胀缺口出现 1 个百分点的正向(反向)偏离时, 中央银行将调高(调低)短期名义利率 0.618 个百分点。由于利率对通胀缺口的调整参数小于 1, 因此当出现正向通胀缺口时, 尽管中央银行将调高名义利率, 但由于名义利率调高的幅度小于通货膨胀增加的幅度, 因此实际利率反而下降, 实际利率的下降将进一步刺激总需求, 导致通货膨胀的进一步增加。同理, 当出现反向通胀缺口时, 尽管中央银行将调低利率, 但由于名义利率调低的幅度小于通货膨胀下降的幅度, 因此实际利率反而上升, 实际利率的上升将进一步抑制总需求, 导致通货膨胀进一步下降, 因此上述货币政策规则为不稳定的货币政策规则, 这与国内其他学者得到的结论是一致的(谢平和罗雄, 2002; 刘金全和张小宇, 2012)。

① 另外, 采用动态随机一般均衡模型(DSGE)构建包含货币政策规则的理性预期模型, 然后采用贝叶斯技术对结构式模型进行参数估计, 也可避免因变量内生性问题导致的参数估计结果有偏的问题。详见 Traum 和 Yang(2011)以及李成等(2011)的研究。

表2 线性泰勒规则模型的 GMM 估计结果

参数	估计值	标准差	90% 置信区间	95% 置信区间
α	1.814	1.046	[-0.205, 4.156]	[-0.564, 4.490]
β	0.618 ***	0.172	[0.356, 1.157]	[0.303, 1.301]
λ	-0.342	0.796	[-1.658, 1.506]	[-1.980, 1.918]
ρ	0.931 ***	0.019	[0.873, 0.965]	[0.862, 0.972]
统计与计量检验	R ²		残差方差	J 统计量
	0.984		0.284	14.631

说明:标准差为进行异方差修正的 White 稳健标准差,***表示对应参数在 1% 的显著性水平下显著。J-统计量为过度识别约束(over-identifying restrictions)的检验统计量,置信区间利用 Bootstrap 抽样方法模拟得到,抽样次数为 10000 次。

利率平滑参数的估计值为 0.931,表明利率调整机制对前一期利率的相依性较强,货币当局调整利率带有明显的平滑倾向。线性泰勒规则模型并没有发现名义利率针对产出缺口进行调整的迹象。

与门限泰勒规则

模型相比,线性泰勒规则模型相当于对参数施加了隐含的约束条件,即要求在两个区制内对应的参数是相同的。为了使模型能够灵活反应货币当局针对通胀缺口和产出缺口的利率调整偏好,将线性泰勒规则模型的参数约束条件放宽,允许货币当局在经济周期不同阶段实施不同的利率调整模式。将 GDP 累计同比增速 gy_{t-4} 作为门限变量,利用格点搜索方法对门限参数 γ 进行估计。^① 得到门限参数 γ 的估计值为 9.1%,利用 Hansen(1996)提出的似然比检验方法,得到对应置信水平为 95% 的置信区间为 [8.2%, 12.8%],置信水平为 90% 的置信区间为 [9.0%, 12.8%]。参数 γ 对应的似然比序列见图 2 所示。

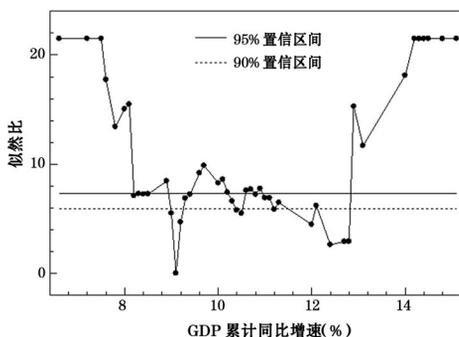


图2 门限参数的置信区间

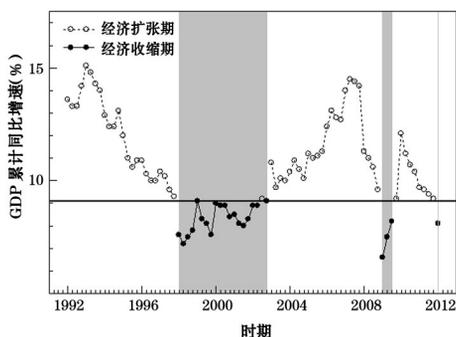


图3 经济周期区制划分

^① 与线性格点搜索方法不同,由于本文构造的泰勒规则模型引入了利率平滑,在不同区制内的泰勒规则模型仍然是关于参数非线性的,因此我们采用非线性格点搜索的方法确定门限参数 γ 的估计值。

按照估计的门限参数值,图3对中国经济周期进行了区制划分,图中阴影部分表示中国经济处于经济收缩期($gy_{t-4} \leq 9.1\%$)。1992年以来中国主要经历了两次经济衰退,第一次受1997年下半年东南亚金融危机影响,中国GDP累计同比增速连续20个季度低于9.1%,第二次是受2007年下半年美国金融危机影响,2009年第一季度开始经济出现下行迹象,在中国政府及时出台了一系列刺激经济的财政政策和宽松的货币政策后,经济止跌回暖,率先从金融危机中摆脱出来。但值得注意的是,自2011年下半年开始,GDP增速再一次出现下行趋势,需引起高度关注。

在对门限参数估计的基础上,对不同区制内的泰勒规则模型进行了参数估计,同样为避免因内生性问题导致模型估计结果有偏,我们利用Caner和Hansen(2004)给出的门限回归模型的工具变量估计方法对本文式(11)表示的门限泰勒规则模型进行估计,工具变量分别为通货膨胀、产出缺口以及名义利率的1至4阶滞后,估计结果由表3给出。

表3 门限泰勒规则模型的GMM估计结果

参数	估计值	标准差	90%置信区间	95%置信区间
区制1: $gy_{t-4} \leq 9.1\%$, 包含样本个数22, J统计量:9.725				
α_1	2.123***	0.223	[1.297, 3.219]	[0.902, 3.486]
β_1	0.086	0.093	[-0.228, 0.632]	[-0.359, 0.775]
λ_1	0.552***	0.140	[0.164, 1.139]	[0.007, 1.292]
ρ_1	0.740***	0.020	[0.641, 0.833]	[0.622, 0.876]
区制2: $gy_{t-4} > 9.1\%$, 包含样本个数55, J统计量:5.541				
α_2	2.344	1.648	[-0.694, 5.258]	[-1.345, 5.763]
β_2	0.484**	0.191	[0.193, 0.905]	[0.136, 1.027]
λ_2	-0.184	1.122	[-2.233, 1.830]	[-2.590, 2.301]
ρ_2	0.938***	0.021	[0.899, 0.977]	[0.889, 0.985]
统计与计量检验		R ²	残差方差	p值(异方差)
		0.986	0.249	0.906

说明:表中置信区间利用bootstrap方法抽样模拟得到,抽样次数为10000次。**、***分别表示对应参数在5%和1%的显著性水平下显著。

从表3的估计结果可以看出,与线性泰勒规则模型相比,门限泰勒规则模型能够更好地拟合中国名义利率的动态走势,主要表现在,门限泰勒规则模型的可绝系数R²大于线性泰勒规则模型的可绝系数R²,门限泰勒规则模型的残差方差小于线性泰勒规则模型的残差方差。另外,我们还比较了门限泰勒规则模型与线性泰勒规则模型的预测精度,首先利用1992年第1季度至2011年第1季度的数据(预留4个季度的数据用于与预测值比较)分别估计了线性泰勒规则模型和门限泰勒规则模型,得到基于线性泰勒规则模型和门限泰勒规则模型的利率预测方程,对2011年第2季度至2012

年第1季度的名义利率进行预测,并与实际值比较后发现,与线性泰勒规则模型相比,门限泰勒规则模型的预测误差以及误差均方根均较小,表明与线性泰勒规则模型相比,门限泰勒规则模型具有更强的预测能力(预测比较结果略)。

无论在区制1还是区制2,利率平滑参数 ρ_1 和 ρ_2 均在1%的显著性水平下显著,表明中国货币当局在执行货币政策时存在明显的平滑倾向。对于区制1,利率对通胀缺口的调整参数 β_1 不显著,利率对产出缺口的调整参数 λ_1 在1%的显著性水平下是显著的,并且大于0,表明在经济收缩期,负向的产出缺口将促使中央银行调低利率,而利率的下调将刺激总需求,进而促使产出缺口的正向回调。1992年以来两次经济衰退后能够在短时期内摆脱低迷状态也恰好说明了这一点(见图3的阴影部分)。对于区制2,利率对产出缺口的调整参数不显著,利率对通胀缺口的调整参数 β_2 在5%的显著性水平下显著,但与线性泰勒规则模型的估计结果相同,利率对通胀缺口的调整参数 β_2 仍然小于1,表明在经济扩张期,旨在抑制价格上涨的扩张性货币政策的效果有限,要有效抑制价格通胀还需要货币政策与价格干预等行政手段配合使用。

以上估计结果表明在经济扩张期($gy_{t-4} > 9.1\%$),货币当局主要参照通胀缺口调整名义利率,表明中国中央银行在经济扩张期存在明显的规避价格通胀偏好,而在经济收缩期($gy_{t-4} \leq 9.1\%$),货币当局的关注重心有所转移,主要参照产出缺口,而不是通胀缺口调整名义利率,表明在经济收缩期,中国中央银行存在明显的规避经济收缩偏好。

四 基于马尔可夫区制转移理性预期模型的货币政策反应分析

通过对门限货币政策规则模型的检验与估计,我们发现货币政策规则存在明显的门限效应,即在经济周期不同阶段货币当局调整名义利率的模式和机制是不同的。为分析在经济周期不同阶段(经济扩张期和经济收缩期)名义利率对总供给冲击和总需求冲击的反应以及货币政策对实际产出与通货膨胀的非对称效应,本文将在新凯恩斯模型框架下,通过构造货币政策规则的理性预期模型,计算通货膨胀、产出缺口以及名义利率对总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击的脉冲响应函数,比较在不同区制下名义利率对总供给冲击和总需求冲击的反应以及实际产出和通货膨胀对货币政策的非对称反应。

(一) 货币政策的马尔可夫区制转移理性预期模型构建

为便于分析,分别将通货膨胀率和名义利率与各自在不同区制的均衡通货膨胀率

(目标通胀率)和均衡利率的差,即 $\tilde{\pi}_t$ 和 \tilde{R}_t 替代 π_t 和 R_t , 则式(2)表示的 IS 曲线、式(3)表示的总供给曲线以及式(11)表示两区制门限泰勒规则模型可分别表示为:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \delta^{-1}(\tilde{R}_t - E_t \tilde{\pi}_{t+1}) + \mu_t^D \quad (17)$$

$$\tilde{\pi}_t = \vartheta E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \kappa \tilde{y}_t + \mu_t^S \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \tilde{R}_t = & \{ (1 - \rho_1) [\beta_1 \tilde{\pi}_{t-1} + \lambda_1 \tilde{y}_{t-1}] + \rho_1 R_{t-1} \} 1(gy_{t-4} \leq \hat{\gamma}) \\ & + \{ (1 - \rho_2) [\beta_2 \tilde{\pi}_{t-1} + \lambda_2 \tilde{y}_{t-1}] + \rho_2 R_{t-1} \} 1(gy_{t-4} > \hat{\gamma}) + \mu_t^R \end{aligned} \quad (19)$$

μ_t^S 、 μ_t^D 和 μ_t^R 分别为总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击,并且 μ_t^S 、 μ_t^D 服从一阶自回归过程:^① $\mu_t^S = \rho_S \mu_{t-1}^S + \varepsilon_t^S$, $\mu_t^D = \rho_D \mu_{t-1}^D + \varepsilon_t^D$ 。

ρ_S 和 ρ_D 为自回归系数, ε_t^S 和 ε_t^D 为独立同分布的误差项,并且 ε_t^S 和 ε_t^D 之间不相关。式(17)、(18)和(19)构成了新凯恩斯货币政策规则的马尔可夫区制转移理性预期模型,为分析方便,我们可以把上述模型表示成如下的矩阵形式,即:

$$\begin{aligned} B_1 X_t &= E_t A_1(S_t, S_{t+1}) X_{t+1} + B_2(S_t) X_{t-1} + \mu_t \\ \mu_t &= R \mu_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (20)$$

其中 $X_t = (\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t, \tilde{R}_t)'$, $\mu_t = (\mu_t^S, \mu_t^D, \mu_t^R)'$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D, \mu_t^R)'$,

$$B_1 = \begin{bmatrix} 1 & -\kappa & 0 \\ 0 & 1 & \delta^{-1} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, A_1(S_t, S_{t+1}) = \begin{bmatrix} \vartheta & 0 & 0 \\ \delta^{-1} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$B_2(S_t) = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ (1 - \rho_{S_t})\beta_{S_t} & (1 - \rho_{S_t})\lambda_{S_t} & \rho_{S_t} \end{bmatrix}, R = \begin{bmatrix} \rho_S & 0 & 0 \\ 0 & \rho_D & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}。$$

S_t 为状态变量,且:

$$S_t = \begin{cases} = 1, & \text{当 } gy_{t-4} \leq \hat{\gamma} \\ = 2, & \text{当 } gy_{t-4} > \hat{\gamma} \end{cases} \quad (21)$$

并且状态变量 S_t 服从一阶马氏链过程,其转移概率矩阵为:

① 通过估计式(17)和式(18)表示的总需求和总供给曲线,然后分别计算残差项的偏自相关系数,结果发现上述两个方程残差项的偏自相关系数均具有截尾性质,除延迟一阶的偏自相关系数大于两倍标准差外,其余延迟滞后阶数的偏自相关系数均在两倍标准差内,因此将总供给和总需求冲击的滞后阶数设定为一阶。

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (22)$$

其中, p_{ij} ($i, j = 1, 2$) 表示在 $t-1$ 期状态变量处于区制 i 的条件下, t 期处于区制 j 的概率, 因此 $p_{12} = 1 - p_{11}$, $p_{21} = 1 - p_{22}$ 。

令 $A(S_t, S_{t+1}) = B_1^{-1}A_1(S_t, S_{t+1})$, $B(S_t) = B_1^{-1}B_2(S_t)$, $C(S_t) = B_1^{-1}$, 则上述货币政策规则的马尔可夫区制转移理性预期模型可表示为:

$$\begin{cases} X_t = E_t A(S_t, S_{t+1}) X_{t+1} + B(S_t) X_{t-1} + C(S_t) \mu_t \\ \mu_t = R \mu_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (23)$$

给定参数矩阵 $A(S_t, S_{t+1})$ 、 $B(S_t)$ 、 $C(S_t)$ 、 R 以及转移概率矩阵 P 的值, 若满足前瞻性收敛条件(forward convergence condition), 则上述马尔可夫区制转移理性预期模型存在前瞻性的解(forward solution):^①

$$X_t = \Omega^*(S_t) X_{t-1} + \Gamma^*(S_{t-1}) \mu_t \quad (24)$$

其中 $\Omega^*(S_t) = \lim_{k \rightarrow \infty} \Omega(S_t)$, $\Gamma^*(S_t) = \lim_{k \rightarrow \infty} \Gamma(S_t)$, $\Omega(S_t) = \Xi_{k-1}(S_t)^{-1} B(S_t)$, $\Gamma(S_t) = \Xi_{k-1}(S_t)^{-1} C(S_t) + E_t [F_{k-1}(S_t, S_{t-1}) \Gamma_{k-1}(S_{t+1})] R$, $\Xi_{k-1}(S_t) = \{I_n - E_t [A(S_t, S_{t+1}) \Omega_{k-1}(S_{t+1})]\}$, $F_{k-1}(S_t, S_{t+1}) = \Xi_{k-1}(S_t)^{-1} A(S_t, S_{t+1})$ 。

(二) 货币政策的马尔可夫区制转移理性预期模型的前瞻解

对于上述马尔可夫区制转移理性预期模型, $B_2(S_t)$ 中参数 β_{S_t} 、 λ_{S_t} 以及 ρ_{S_t} 按照门限泰勒规则模型的估计结果给出。^② 转移概率矩阵根据估计的门限参数值 $\gamma = 9.1\%$ 和 GDP 累计同比增速数据计算得到:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.826 & 0.174 \\ 0.053 & 0.947 \end{bmatrix}$$

对于式(3)表示的总供给曲线, 假定在 t 期给定信息下, 条件均值 $E_t \pi_{t+1}$ 的预测误差为:

$$v_t = \pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1} \quad (25)$$

此时,

$$E_t \pi_{t+1} = \pi_{t+1} - v_t \quad (26)$$

① 有关马尔可夫区制转移理性预期模型的详细求解过程, 读者可参见 Cho (2009) 以及 Cho 和 Moreno (2011) 的研究。

② 由于参数 β_1 和 λ_2 在 10% 的显著性水平下不显著, 因此本文在求解马尔可夫区制转移理性预期模型时将参数 β_1 和 λ_2 设定为 0。

将式(26)代入到式(3)中得:

$$\pi_t = \vartheta \pi_{t+1} + \kappa \tilde{y}_t + \tilde{\mu}_t^S \quad (27)$$

其中, $\tilde{\mu}_t^S = \mu_t^S - \vartheta v_t$, 由于 μ_t^S 和 v_t 与 $t-1$ 期给定的信息无关, 故 $\tilde{\mu}_t^S$ 也与 $t-1$ 期给定的信息集 Ω_{t-1} 无关, 即 $E(\tilde{\mu}_t^S | \Omega_{t-1}) = 0$ 。于是, 我们可以将其看作为矩条件, 在信息集 Ω_{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式(27)表示的总供给曲线。采用通货膨胀率与产出缺口的 1 至 4 阶滞后值作为工具变量, 得到总供给曲线的结构参数 ϑ 和 κ 的估计值分别为 0.91 和 0.09。同理, 我们利用上述处理方法对总需求曲线的结构参数进行了参数估计, 得到总需求曲线的结构参数 δ 的估计值为 0.62。

总供给冲击与总需求冲击的一阶自回归系数 ρ_S 和 ρ_D 设定为 0.95。利用以上数据, 得到货币政策的马尔可夫区制转移理性预期模型的解为:^①

$$\begin{bmatrix} \tilde{\pi}_t \\ \tilde{y}_t \\ \tilde{R}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.000 & -0.184 & -0.951 \\ 0.000 & -0.888 & -4.577 \\ 0.000 & 0.144 & 0.740 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{\pi}_{t-1} \\ \tilde{y}_{t-1} \\ \tilde{R}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 8.964 & 2.217 & -1.285 \\ 20.818 & 8.629 & -6.185 \\ 0.000 & 0.000 & 1.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^S \\ \mu_t^D \\ \mu_t^R \end{bmatrix},$$

$$S_t = 1 \text{ (gy}_{t-4} \leq 9.1\% \text{)} \begin{bmatrix} \tilde{\pi}_t \\ \tilde{y}_t \\ \tilde{R}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.183 & 0.000 & -5.734 \\ -0.774 & 0.000 & -24.194 \\ 0.030 & 0.000 & 0.938 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{\pi}_{t-1} \\ \tilde{y}_{t-1} \\ \tilde{R}_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 18.844 & 7.429 & -8.113 \\ 61.462 & 29.832 & -25.793 \\ 0.000 & 0.000 & 1.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^S \\ \mu_t^D \\ \mu_t^R \end{bmatrix}, S_t = 2 \text{ (gy}_{t-4} > 9.1\% \text{)}$$

根据以上前瞻解, 利用脉冲响应函数分别计算了 t 期出现一个百分点正向的总供给冲击、总需求冲击以及货币政策冲击后, 在随后的 20 个季度内对通货膨胀率、实际

① 其中 $r_\sigma(\Psi_{\Omega^* \otimes \Omega^*}) = 0.644 < 1$, $r_\sigma(\Psi_{F^* \otimes F^*}) = 1.096 > 1$, 进一步通过搜索 Λ 最小化 $r_\sigma(\Psi_{\Lambda \otimes \Lambda})$, 得到 $r_\sigma(\Psi_{\Lambda \otimes \Lambda})$ 的最小值 $T_2^* = \min(r_\sigma(\Psi_{\Lambda \otimes \Lambda})) = 1.835 > 1$, 表明该前瞻解是唯一满足 No-Bubbe 条件的均方平稳解 (Mean-Square Stability Solution), $r_\sigma(\Psi_{\Omega^* \otimes \Omega^*})$ 、 $r_\sigma(\Psi_{F^* \otimes F^*})$ 、 Λ 以及 $r_\sigma(\Psi_{\Lambda \otimes \Lambda})$ 与文献 Cho (2009) 中的定义相同。

产出以及名义利率的冲击反应,并绘制了脉冲响应曲线(见图4)。^①从图4可以看出,当 t 期出现一个百分点正向的货币政策冲击时,通货膨胀与实际产出对货币政策冲击的反应在不同区制存在明显差异,在区制2通货膨胀与实际产出对货币政策冲击的反应更强烈。表明货币政策对实际产出和通货膨胀的效应存在经济周期非对称性。货币政策在经济扩张期对实际产出和通货膨胀的效应明显高于在经济收缩期的情形,在经济扩张期紧缩性的货币政策对实际产出和通货膨胀的抑制效应比较明显,但在经济收缩期,旨在拉动经济的扩张性货币政策的作用效果并不明显。另外,从图4还可以看出,名义利率对总供给和总需求冲击的反应也存在经济周期非对称性,在区制1,名义利率对总供给和总需求冲击的反应更敏感,这与两区制门限泰勒规则模型的估计结果是一致的。与区制2相比,区制1的利率平滑参数 ρ_1 的估计值相对较小,为0.740,表明在区制1货币当局的利率平滑倾向并不明显,利率调整更迅速。

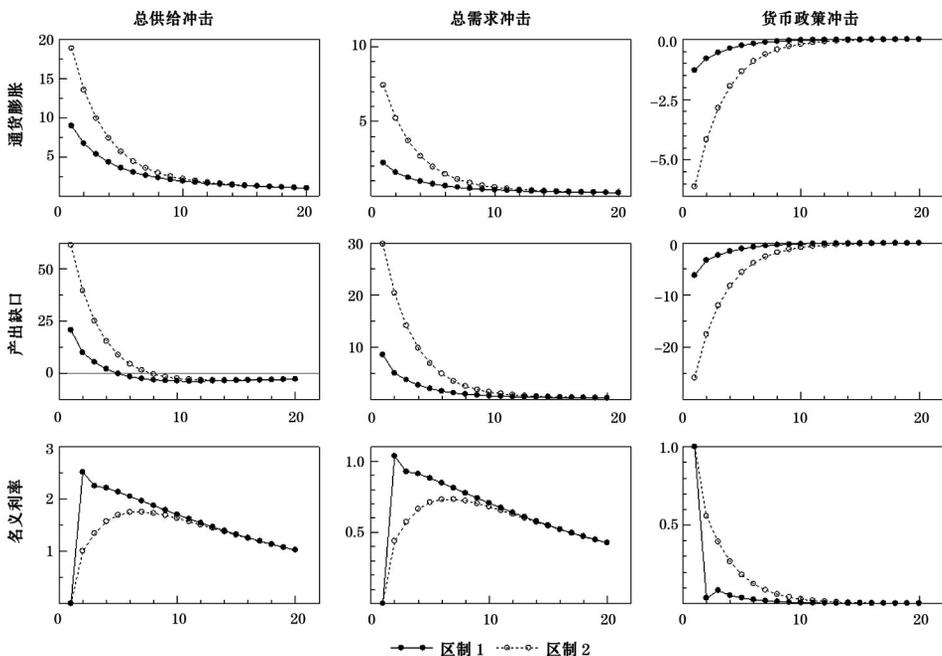


图4 脉冲响应曲线

^① 根据 Engle 等(1983)的研究,在进行政策分析或模拟时,首先应对变量的外生性进行检验,参照魏巍贤(2000)对货币政策外生性的检验,本文对货币政策相对于产出缺口及通货膨胀的超外生性进行了检验,结果表明货币政策相对于产出缺口及通货膨胀在10%的显著性水平下均是超外生的(检验结果略,感兴趣者可向作者索取),因此我们可以对货币政策对产出缺口和通货膨胀的效应进行政策分析和模拟。

(三) 基于马尔可夫区制转移理性预期模型的货币政策效应稳健性分析

为考察总供给曲线和 IS 曲线参数的不同取值对货币政策效应的影响,利率对产出缺口、通货膨胀的反应系数以及利率平滑参数按照门限泰勒规则模型的估计结果赋值,然后对总供给曲线和 IS 曲线的相关参数分别设定不同的值,并计算基于马尔可夫区制转移理性预期模型的通货膨胀、产出缺口以及名义利率对货币政策冲击的脉冲响应曲线,对模型进行稳健性分析。模型稳健性检验结果见图 5。

图 5 中实线表示区制 1 对应的脉冲响应曲线,虚线表示区制 2 对应的脉冲响应曲线。图 5 中第 1 行的三个脉冲响应曲线图主要测度总供给曲线中参数 ϑ 的变动对货币政策效应的影响,参数 ϑ 分别取 0.70、0.80、0.90、1.00、1.10 和 1.20,其余参数的赋值与上一节相同。第 2 行的三个脉冲响应曲线图主要测度 IS 曲线中参数 δ 变动对货币政策效应的影响,参数 δ 的赋值分别为 0.40、0.50、0.60、0.70、0.80、0.90 和 1.00。第三行则主要测度总供给曲线中参数 κ 的变动对货币政策效应的影响,其赋值分别为 0.05、0.07、0.09、0.11、0.13 和 0.15。考虑到总供给冲击和总需求冲击的自回归系数仅影响总供给和总需求对通货膨胀率、产出缺口以及名义利率的冲击效应,并不影响货币政策对通货膨胀率、产出缺口以及名义利率的冲击效应。因此,在货币政策稳健性分析中不需要考虑总供给和总需求冲击自回归系数的不同取值对货币政策效应的影响。

从图 5 的脉冲响应曲线可以看出,尽管参数 ϑ 、 δ 和 κ 的取值变动会影响冲击响应函数的值,以及不同区制下通货膨胀、产出缺口和名义利率对货币政策冲击响应的非对称程度,但不会影响到不同区制下上述变量对货币政策冲击响应的非对称模式。结构性参数 ϑ 越大,通货膨胀对货币政策冲击的非对称反应程度越大(见图 5-a),而产出缺口以及名义利率对货币政策冲击的非对称反应程度则越小(见图 5-b 和图 5-c),另外,参数 ϑ 的不同取值对区制 1 内产出缺口和名义利率对货币政策冲击反应的影响相对较小;结构性参数 δ 越大,通货膨胀和产出缺口对货币政策冲击的非对称反应程度越小(见图 5-d 和图 5-e),而名义利率对货币政策冲击的非对称反应程度则越大(见图 5-f),参数 δ 的不同取值对区制 1 内通货膨胀、产出缺口以及名义利率对货币政策冲击反应的影响相对较小;结构性参数 κ 越大,通货膨胀对货币政策冲击的非对称反应程度越大(见图 5-g),而产出缺口以及名义利率对货币政策冲击的非对称反应程度则越小(见图 5-i 和图 5-j),参数 κ 的不同取值对区制 1 内产出缺口和名义利率对货币政策冲击反应的影响相对较小。

以上稳健性检验结果表明,与区制 2 相比,区制 1 的估计结果更稳健,具体表现为

结构性参数 ϑ 、 δ 和 κ 的不同取值对通货膨胀、产出缺口以及名义利率对货币政策冲击反应的影响较小。

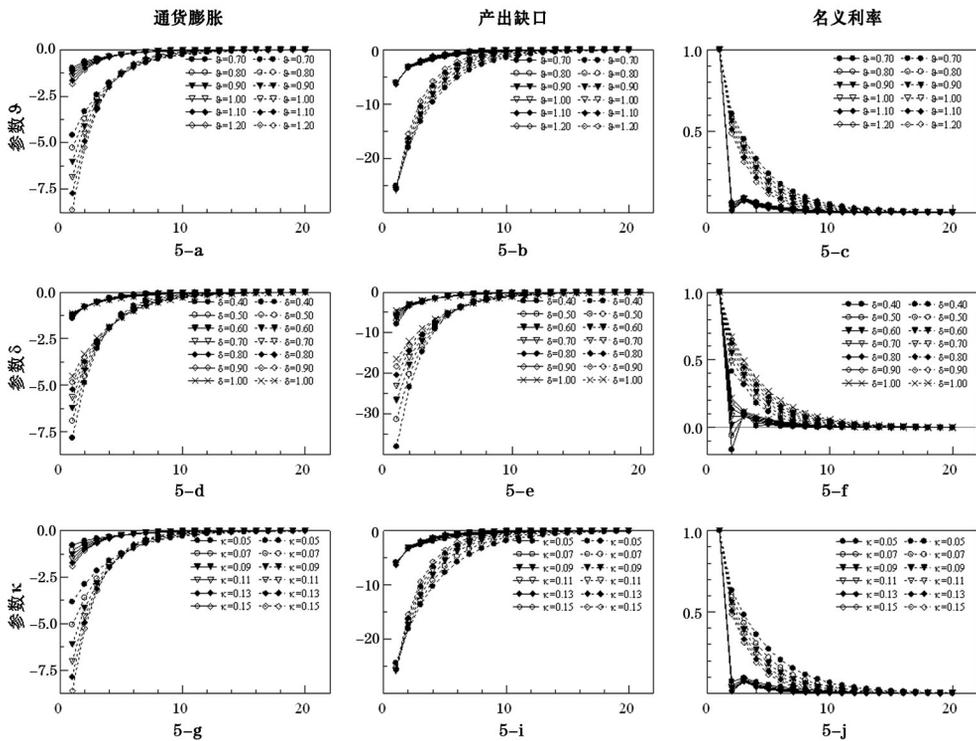


图5 货币政策效应的稳健性分析

五 本文主要结论及政策建议

尽管国内研究货币政策规则的非线性机制以及货币政策效应的文献已相对较多,但均是单独进行的,在非线性货币政策规则机制框架下研究货币政策效应非对称性的文献相对较少。货币政策效应的研究主要考察货币政策中介变量(如利率、货币供给量)对目标变量(如产出、通货膨胀)的影响,而货币政策规则的研究主要考察中介变量对目标变量的反馈机制。事实上中央银行根据目标变量的变动情况按照事先设定的货币政策规则执行货币政策时,是否能够达到稳定产出和价格的目标,一个关键的因素就在于货币政策是否有效。正是基于以上原因,本文在对货币政策规则进行经验

研究的基础上,还对货币政策是否有效以及货币政策效应的非对称性进行了检验,弥补了单独研究货币政策规则以及货币政策效应的缺陷。

本文在构建线性泰勒规则模型的基础上,通过对线性泰勒规则模型进行门限效应检验,结果发现利用 GDP 累计同比增速作为门限变量,中国货币当局调整名义利率存在明显的门限效应,在经济周期的不同阶段货币当局针对通胀缺口和产出缺口调整名义利率的模式和机制是不同的,在经济收缩期($gy_{t-4} \leq 9.1\%$),货币当局主要参照产出缺口调整名义利率,而在经济扩张期($gy_{t-4} > 9.1\%$),货币当局的关注重心有所转移,主要参照通胀缺口调整名义利率。另外,从不同利率平滑参数的估计结果可以看出,在经济扩张期货币当局调整名义利率存在明显的平滑倾向,表明在经济扩张期货币当局调控经济的模式存在一定程度的顺周期倾向。与经济扩张期相比,在经济收缩期利率平滑参数则相对较小,表明货币当局针对产出缺口调整名义利率比较迅速,这一点与中国货币当局的货币政策操作现实是吻合的。2011 年下半年开始中国经济下行压力明显,截止到 2012 年第二季度,GDP 累计同比增速已连续 4 个季度出现下降,在此期间中国人民银行连续两次下调金融机构存贷款基准利率,并将金融机构贷款利率浮动区间的下限调整为基准利率的 0.8 倍。2012 年下半年,GDP 累计同比增速若持续走低,不排除中央银行进一步下调存贷款基准利率的可能。

然而,值得注意的是,尽管利用门限泰勒规则模型捕捉到中国货币当局针对经济周期调整名义利率的特征,但货币政策对实际产出和通货膨胀的效应是我们关注的重点。为此,我们在门限泰勒规则模型的基础上,在新凯恩斯框架下,构建了货币政策的马尔可夫区制转移理性预期模型,通过求解理性预期模型的前瞻解,计算了实际产出、通货膨胀以及名义利率对总供给、总需求以及货币政策冲击的脉冲响应函数,并绘制了脉冲响应曲线。结果发现,在经济周期的不同阶段,实际产出和通货膨胀对货币政策冲击的响应存在明显的差异,在经济扩张期实际产出和通货膨胀对货币政策的反应高于在经济收缩期的反应,即在经济扩张期紧缩性货币政策对实际产出和通货膨胀的抑制效应高于在经济收缩期扩张性货币政策对实际产出和通货膨胀的拉动效应。因此,近期旨在拉动经济复苏的扩张性货币政策对实体经济的拉动效应还值得进一步关注。

参考文献:

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。

贾俊雪(2012):《中国税收收入规模变化的规则性、政策态势及其稳定效应》,《经济研究》第 11 期。

- 李成、马文涛、王彬(2011):《学习效应、通胀目标变动与通胀预期形成》,《经济研究》第10期。
- 刘明志(2006):《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的》,《金融研究》第1期。
- 刘金全、张小宇(2012):《时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究》,《管理世界》第7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。
- 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。
- 魏巍贤(2000):《中国货币供给的外生性研究》,《数量经济技术经济研究》第11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。
- 张小宇、刘金全(2010):《泰勒规则在中国经济运行中的经验证据》,《财经研究》第11期。
- 张小宇、刘金全(2012):《规则型货币政策与通货膨胀平衡性的内在关联机制研究》,《经济与管理研究》第9期。
- 张屹山、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。
- 张屹山、张代强(2008):《包含货币因素的利率规则及其在中国的实证检验》,《经济研究》第12期。
- 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的应用》,《经济研究》第3期。
- 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。
- Andrews, D. W. K. “Empirical Process Methods in Econometrics,” in R. F. Engel, and D. L. Mcfadden, eds., *Handbook of Econometrics*. The Netherlands: Elsevier, 1994.
- Bec, F.; Salem, M. B. and Collard, F. “Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for the U. S., French and German Central Banks.” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2002, 6, pp. 1-22.
- Boinet, V. and Martin, C. “Targets, Zones, and Asymmetries: A Flexible Nonlinear Model of Recent UK Monetary Policy.” *Oxford Economic Papers*, 2008, 60, pp. 423-439.
- Boivin, J. “Has U. S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38, pp. 1149-1174.
- Calvo, G. “Staggered Prices in A Utility Maximization Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, pp. 383-398.
- Caner, M. and Hansen, B. E. “Instrumental Variable Estimation of A Threshold Model.” *Econometric Theory*, 2004, 20, pp. 813-843.
- Cho, S. and Moreno, A. “The Forward Method as A Solution Refinement in Rational Expectations Models.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2011, 35, pp. 147-180.
- Cho, S. “Characterizing Markov-Switching Rational Expectations Models.” School of Economics, Yonsei University Working Paper No. 45, 2009.
- Clarida, R.; Gali, J. and Gertler, M. “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Literature.” *Journal of Economic Literature*, 1999, 37, pp. 1661-1707.
- Cukierman, A. and Gerlach, S. “The Inflation Bias Revised: Theory and Some International Evidence.” *The*

Manchester School, 2003, 71, pp.541-565.

Davig, T. and Leeper, E. "Generalizing the Taylor principle." *American Economic Review*, 2007, 97, pp.607-635.

Engle, R. F.; Hendry, D. F. and Richard, J. F. "Exogeneity." *Econometrica*, 1983, 51, pp.277-304.

Farmer, R. E. A.; Waggoner, D. F. and Zha, T. "Minimal State Variable Solutions to Markov-Switching Rational Expectations Models." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2011, 35, pp.2150-2166.

Gerlach, S. "Asymmetric Policy Reactions and Inflation." Bank of International Settlement Working Paper, 2000.

Hansen, B. E. "Inference When A Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis." *Econometrica*, 1996, 64, pp.413-430.

Kazanas, T.; Philippopoulos, A. and Tzavalis, E. "Monetary Policy Rules and Business Conditions." *The Manchester School*, 2011, 79, pp.73-97.

Kim, D. H.; Osborn, D. R. and Sensier M. "Nonlinearity in the Fed's Monetary Policy Rule." *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20, pp.621-639.

Lubik, T. A. and Schorfheide, F. "Testing for Indeterminacy: An Application to U. S. Monetary Policy." *The American Economic Review*, 2004, 94, pp.190-219.

Nobay, R. A. and Peel, D. A. "Optimal Discretionary Monetary Policy in A Model of Asymmetric Central Bank Preferences." *Economic Journal*, 2003, 113, pp.657-665.

Rabanal, P. "Monetary Policy Rules and the US Business Cycle: Evidence and Implications." *IMF Working Paper No. 164*, 2004.

Ruge-Murcia, F. J. "A Prudent Central Banker." *IMF Staff Papers No.49*, 2002.

Ruge-Murcia, F. J. "The Inflation Bias when the Central Banker Targets the Natural Rate of Unemployment." *European Economic Review*, 2004, 48, pp.91-107.

Sauer, S. and Sturm, J. E. "Using Taylor Rules to Understand European Central Bank Monetary Policy." *German Economic Review*, 2007, 8, pp.375-398.

Siklos, L. P. and Wohar, M. E. "Estimating Taylor-type rules: An Unbalanced Regression?" in Fomby, T. B. and Terrell, D., eds., *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series(Advances in Econometrics, Vol.20)*. Bingley, UK: Emerald Group, 2005.

Taylor, J. B. "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39, pp.195-214.

Traum, N., and Yang, Shu-Chun. S. "Monetary and Fiscal Policy Interactions in the Post-war U. S.." *European Economic Review*, 2011, 55, pp.140-164.

(截稿:2013年8月 责任编辑:贾中正 李元玉)